

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2026年第1期,总第561期)

月刊

学术顾问 (以姓氏笔画为序)

史代敏 石磊 邱东 李金昌
罗良清 赵彦云 曾五一 蒋萍

编辑委员会

主任 王承哲

副主任 王玲杰 郭杰

委员 (以姓氏笔画为序)

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

主编 王玲杰

社长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·本刊特稿·

“成本效益深度分析”:从CBA到CBDA..... 邱 东/5

·统计理论与方法·

中国全口径数字经济规模测算与数实融合统计分析

——基于数字经济供给使用表的视角..... 张美慧,刘慧晴/13

长江经济带县域城乡融合发展水平的测度评价、障碍识别及数字驱动探析..... 许 芳,刘倩倩/26

·经济统计·

数字经济赋能新质生产力:效应评估与机制检验..... 任亚运,刘亚茹,胡宇晨/39

主 管 河南省社会科学院

主 办 河南省社会科学院

主 编 王玲杰

社 长 李红见

编辑出版 《统计理论与实践》编辑部

地 址 郑州市郑东新区恭秀路16号

邮 编 451464

刊 期 月刊

出版日期 每月25日

创刊时间 2020年8月

投稿邮箱 tjlysj@vip.sina.com

印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司

目 录

科技创新与产业创新融合推动新质生产力发展:理论分析与实证检验..... 薛贺香/52

·资源与环境统计·

数字生态文明建设水平的统计测度与传导路径分析..... 丁 娇,汪志圣/63

环境保护税影响了企业财务绩效吗?

——基于沪深A股上市公司的分析..... 薛 钢,吴 璟,杨 晨/72

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

“Cost Benefit Deep Analysis”: From CBA to CBDA	<i>Qiu Dong</i> (5)
Research on the Scale Measurement of China’s Comprehensive Digital Economy and the Integration of Digital and Real Economy: From the Perspective of Digital SUTs	<i>Zhang Meihui, Liu Huiqing</i> (13)
Measurement, Evaluation, Obstacle Identification and Digital-driven Analysis of the Urban-rural Integration Development Level in County Areas of the Yangtze River Economic Belt	<i>Xu Fang, Liu Qianqian</i> (26)
Digital Economy Empowers New Quality Productivity: Effect Evaluation and Mechanism Testing	<i>Ren Yayun, Liu Yaru, Hu Yuchen</i> (39)
The Integration of Technological Innovation and Industrial Innovation Drives the Development of New Quality Productive Forces: Theoretical Analysis and Empirical Test.....	<i>Xue Hexiang</i> (52)
Analysis of the Statistical Measurement and Transmission Path of Digital Ecological Civilization Construction.....	<i>Ding Jiao, Wang Zhisheng</i> (63)
Does Environmental Protection Tax Affect Corporate Financial Performance? An Analysis Based on Chinese Listed Companies.....	<i>Xue Gang, Wu Jing, Yang Chen</i> (72)

“成本效益深度分析”：从CBA到CBDA^①

邱 东

(江西财经大学 统计与数据科学学院,江西 南昌 330013)

摘要:传统成本效益分析(CBA)存在三大软肋:时空边界的模糊性、全局局部与长期短期的权衡困境、隐性因素的显化难题。文章提出“成本效益深度分析(CBDA)”框架,从六个维度深化分析:(1)全局与局部成本效益;(2)长期与短期成本效益;(3)隐性与显性成本效益;(4)快速增长与匀速增长的节奏成本;(5)宏观微观层级的累加与逆转关系;(6)不同行为主体间的成本效益转移。研究揭示了成本效益分析的“泛化性”和“基础性”,强调定量“结果数据”具有特定的“效用空间”和“效用时间”,不可盲目泛化。以中国发展实践为例,文章批判性反思“劳动力红利”实为收益亏欠,警示“吃亏吃苦精神”背后的长期隐性成本,提出“发展极化不可能三角”命题(数量、质量、净效益无法同时极化)。CBDA为高质量发展提供了科学测度工具,有助于在AI革命和百年变局下准确研判国势、优化政策决策,体现了经济统计学加持下的知识贡献。

关键词:成本效益深度分析;隐性成本;国势研判;高质量发展

中图分类号:C03;Fa1 **文献标识码:**A **文章编号:**2096-8647(2026)01-0005-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.01.001

一、议题的提起:为什么要给“CBA”加个“D”?

笔者认为,“成本效益分析(cost benefit analysis, CBA)”应该改进为“成本效益深度分析(cost benefit deep analysis, CBDA)”,此深化是与时俱进地“应对”AI大潮、切实研判国势的得力举措。本文既是批判的,又是建设性的,基于“基本事实”给出本议题蕴含的“基层逻辑”^②,给出成本效益定量分析的定性基础,界定、深化和充实该分析工具的定义域。成本效益分析原本是项目决策和动态管理的一个定量工具,“成本效益深度分析”则体现了经济统计学加持下的知识贡献,是“指

标方法论研究”的专项成果。

给“CBA”加个“D”的三个主要理由如下。

第一,校正AI革命压力下的认知偏差。

2022年笔者指出^③,AI时代存在一个不好的社会趋向,即人与机器相向而行,机器越来越像人,而人却越来越像机器。破解这种一定程度的智能自弃,人类应该且需要像AI那样进行“深度学习(deep learning)”,其中非常重要的一个办法是,将传统的“CBA”提升、拓展、深化并推进为“CBDA”。很多人将AI仅仅视为“自然技术”,然而,笔者认定^④AI技术具有

作者简介:邱东,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为国民经济核算、经济测度、国际比较、中国统计改革与发展、多指标综合评价方法、可持续发展、宏观调节与区域发展等。

①本文源自《从“数理”中辨明“事理”的十项要务——经济统计学科视角下的AI“应对”之道》(2025年10月25日中国现场统计学会大数据分会第五届年会主旨报告)的一节(也即“十项要务”中的一项),拓展独立成文后,2025年11月曾在天津财经大学、中国人民大学(第十届残疾人数据科学研讨会)、华东交通大学(2025年全国经济统计学大会)、“深圳统计大讲堂”做过报告。

②笔者在《真实链位探索与当代国势学构建》自序中提出并强调了“三基”概念(基本事实、基础数据与基层逻辑)。

③参见邱东《格局·相关性·方法论:领域应用中统计研究的聚焦》,载《事理与数理的纠缠与厘清》(当代经济统计学批判系列),科学出版社2024年版。

④笔者在《“两重性”的另一面:作为“社会技术”的AI》(第二十三次全国统计科学讨论会大会特邀报告,2025年11月1日)中提出并阐述该理念。

“两重性”,从其过程自身、社会影响和开发动力看,同时具有“社会技术”的一面。如果循着这个思路探索,就需要深度进行AI的成本效益分析。

第二,提升“穿透型注意力”^①的得力举措。

大数据时代,海量数据具有“弥漫性”,而数据深海中的“底层数据”则处于沉睡状态,是一种存在,却约等于不存在^②。人类的“注意力”相对稀缺,好多人奔忙于数据表层,往往被“抢眼球”的极端数据代入“数据陷阱”乃至“数据茧房”。摆脱此困境,需要人们更充分地发挥社会经济指标“由表及里”和“由此及彼”的基本功能,养成经济统计专业思考的自觉意识,持续提升自身的“穿透型注意力”,这也是需要从事“成本效益深度分析”的根本原因之一。

第三,国势研判的迫切需求。

面临“百年未有之大变局”,对国势的判断不能固化,需要随着局势的迅速变化而动态地调整。应该认识到,由于对发展成本和效益的思考不足,这些年来我们对国势判断存在种种偏误^③。例如,自认“中国是全球化最大赢家”,只看到了吸引外资对就业和GDP数量的促进作用,而忽略了资本在中国谋取的厚利,也即忽略了吸引外资“两重性”的另一方面。再如,指责美国搞“逆全球化”,看漏了部分西方国家的强权政治和资本其实是在搞“去中国的全球化”。

更有甚者,居然将中国经济快速增长当作美国的恩赐,埋怨国人没有遵守文明社会的契约精神,破坏了西方强权国家制定的规矩^④。在笔者看来,中国这些年的快速增长,从时机上看,是我们的“开放”恰好遇到了跨国资本的“放开”^⑤,而“经济流转总量”^⑥扩张的关键是靠“两吃精神”(即“吃亏加吃苦精神”)。

决不能忘记,当年中国人世条件之苛刻在人类历史上绝无仅有。而且同我们谈判,也并不意味着部分西方国家真心愿意让中国人世,存心用技术手段推三阻四^⑦,

也未可知。只是他们没有料到中国人的勇于吃亏精神,居然可以贯彻到如此地步。改革开放初期,在低端生产链大量引进后,维系其运转靠的就是吃苦精神。应该深刻反省的是,所谓“劳动力红利”并不是一个值得保持和宣扬的增长优势,其内涵意味着中国对美欧乃至全球消费者的低价格让利,意味着中国劳动力的收益亏欠,后期逐渐失去这种所谓红利,绝不值得心疼。

如果笔者的这个判断符合国势演化的现实历史过程,那么成本效益的数据之账就需要重新算过了。有人主张搞某种“反事实推断”:如果当年主要缔约方不允许中国入世,现今中国将如何落后。要“对冲”这种为之张目的偏执观点,笔者主张,如果要反思,那么必须同时补充另外两种相关的“反事实推断”。如果当年中国入世谈判不是拖上十年,中国将会发展到何等地步?如果中国人世条件不是那么苛刻,甚至都不必奢望优裕条件和环境,中国又会发展到什么程度?对貌似科学的做法提出诘问,并提出与之相反的推断,这就表明,所谓“反事实推断”,在立论时都内含着操作者的立场,并非中性。

我们需要认真反思,在经济总量快速增长的“短期效益”和“显性效益”中,究竟掩藏了多少“长期成本”和“隐性成本”。如果笔者的“两吃精神”说成立,那么就意味着:我们不能忽略快速增长背后的另一面,毕竟,吃亏和吃苦都意味着背负成本。

二、成本效益分析需“深化”的6(3+3)个方面

笔者对成本效益分析的深度思考始于2013年,当时笔者刚刚参加一个公共项目的成果鉴定会,会上对如何把握该项目的成本效益提出了一些补充意见,颇有感触。会后便从个别到一般,撰写了《成本效益分析的几条软肋》^⑧,该“论笔(essay)”前半部分从三个方面重点强调了对成本效益关系的把握:(1)全局成本(全

①笔者在《从“数理”中辨明“事理”的十项要务——经济统计学科视角下的AI“应对”之道》第一节提出了这个概念。

②可参见邱东《“两重性”的另一面:作为“社会技术”的AI》,第二十三次全国统计科学讨论会大会特邀报告,2025年11月1日。

③参见邱东《真实链位探索与当代国势学构建》(2022年国家哲学社会科学成果文库)自序,科学出版社2023年版。

④明明宣扬自由竞争的市场经济,西方强权国家却将“他国”分成三六九等,带哪个国家玩需要他们恩准,你竭力申请,人家推三阻四,这种“划成分”(所谓“市场经济地位”)的做法本质上其实是一种最严苛的垄断。

⑤参见邱东《真实链位探索与当代国势学构建》(2022年国家哲学社会科学成果文库)第十一章,科学出版社2023年版。

⑥这是笔者给出的一个概念。笔者认为,说中国是“经济大国”“经济总量大国”,都未必那么准确,如果界定为“经济流转总量大国”,倒比较贴切。参见邱东《真实链位探索与当代国势学构建》(2022年国家哲学社会科学成果文库)第二章,科学出版社2023年版。

⑦美国总统选举时,就常常采用技术手段阻挡底层民众行使选举权。

⑧该文初稿撰写于某返程航班上,参见邱东《经济统计学科论》,中国财政经济出版社2013年版,也收录于《事理与数理的纠缠与厘清》,科学出版社2024年版。

局效益)与局部成本(局部效益);(2)长期成本(长期效益)与短期成本(短期效益);(3)隐性成本(隐性效益)与显性成本(显性效益)。

通常的成本效益概念,其实包含了对这些内容的基础性思考,然而,由于这些概念之间边界(定义域范围)的“模糊不确定性”,实践操作中真正兑现这些区分并不容易。看似硬性的、从而形式上貌似精确的定量分析,其实至少存在着“软肋”。其要义至少有四:

第一,任何一种成本效益分析都需要设定一个具体的时空场景,假定事件的成本和效益都在这个被设定的时空范围之内,即超出该时空范围的成本效益都为零。这是对现实中复杂有机事物的硬性裁剪,本不该“一刀切”,然而实际操作时又不能不“切一刀”。因此,任何精确量定的“结果数据”都只是相对而言的,不能当作判断和决策的绝对依据。

第二,为了得出比较符合决策要求的“结果数据”和分析结论,无论是成本还是效益,都需要处理好全局与局部、长期与短期的适度把握问题。成本效益分析自身也需要成本,也可能有效益,适度把握,才可能达成评估项目时降低成本、提升效益的初衷。从测度机理看,成本效益的“时空把握”存在着一种悖境:要满足成本效益分析的时空全面性,势必增加“分析成本”,而且降低定量“结果数据”的精确性,因为分析范围越广,难以精确量定的因素就纳入得越多,需要的假定就越多,结论的实际“有效空间”就越小。

第三,与“时空把握”同理,成本效益分析应力求将“隐性因素”显化,否则定量分析就不够深入,然而这又存在着另一种悖境:“隐性因素”恰恰是难以精确量化的,显化过程恐怕需要做出若干假定,这也非常容易导致量化的“伪精确”。故而需要刻意强调对“隐性因素”的挖掘,以养成“深度”进行成本效益分析的自觉意识。

第四,与成本效益显隐相关的,是形式化成本(效益)与内涵深化成本(效益)之间的关系。现实社会中,有些工作更偏重于事物的形式优化,有些则偏重于其内涵丰富。市场经济是信用经济,且形式化动作也有精神提振作用,所以形式优化是必要的,关键在于把握好形式与内涵二者之度。同时要注意,二者都是既要切实花费成本,又都只是可能获得效益,在不确定性上并非对称。

由于存在这种辩证关系,规划目标时就需要注意其“可测度性”,后期是否得到落实?可以施加系统检验。而推动工作时要注意提防形式主义,所谓“落实”,就是要防止仅仅搞形式化动作,只比画,不出活。真正的社会分工,必定是“分权”“分利”且“分责”,而诸“分”之间是否相应,成本效益的深度定量非常重要。

近期笔者集中思考经济统计学科视角下的AI“应对”之道,也即从“数理”中辨明“事理”的诸项要务,再度感受到成本效益分析深化的必要性,至少还应该添加三个方面:(4)“增长节奏”方面的成本与效益关系,即“求快速成本”(“求快速效益”)与“趋匀速成本”(“趋匀速效益”)之间的比较关系。(5)成本与效益在宏观微观两个层级的累加和逆转两种关系。(6)效益和成本在不同行为主体之间的转移乃至转嫁关系。对此,笔者将在后文加以阐述。

三、成本效益分析具有“泛化性”和“基础性”

(一)社会生活中的成本效益思维

成本效益分析其实长期存在于人们的日常生活,久之便形成了一种日常的思维习惯,很多流行语证明了这一点,例如“合算”“够本”“包赚”“性价比”等等。

笔者对成本效益分析悖境的揭示源于现实社会场景的刺激和格外关注。例如,第二次产业爆发时所造成的重金属污染,其负面效应可能到了诸多城市“退二进三”时才得以充分显现。再例如,水污染的溯源也突显了早年乡镇工业兴起的负面时滞效应。文中笔者以“进口废弃物”为例指明了当年中国污染激增的“外源性”,还以“大进大出”这种争当“世界车间”^①的融入全球化方式,实质上是自愿的“产业链去完整”,从而说明了浅层次成本效益分析的局限,要客观判断国势,就需要补充成本和效益的深层次分析。

当经济发展到一定程度,人们便更加重视长期社会福利,斯蒂格里茨教授主持的经济测度专家组提倡进行“可持续发展测度”^②。笔者从经济统计“视域”提醒数据用户:这种操作并不是测度已发生事件,而是从事预测和推断,是对生产“长期成本”的追求,是对生产“隐性成本”之负效应的显化,同时是对“长期效益”的追求,对“隐性效益”之正面影响的揭示。

(二)“创造性破坏”所蕴含的成本效益

经济学巨匠熊彼特先生“创造性建设”地提出了

①笔者多次强调,“产品内分工”的全球化过程表明,所谓“世界工厂”概念和“X国生产”标签早已过时。还应该注意,“世界车间”也有不同类型,是生产“核心件”的车间,还是生产“配件”的车间,或仅仅是“总装车间”,大有不同。

②参见邱东《可持续发展的可持续性》,载《经济测度逻辑挖掘:困难与原则》,科学出版社2018年版。

“创造性破坏”概念,其本身隐含了一种成本效益思维:更偏好于“创造”的“长期效益”,而将与之关联的“破坏”视为“短期成本”,甚至“必要之恶”。

不过,对“创造性破坏”概念仍然要细加斟酌,不能盲目接受,即使阿吉翁先生2025年获得了经济学诺贝尔奖,也不能全盘照搬。须知,这个概念还具有“社会成本”和“社会效益”:对前者的隐匿和对后者的宣扬,足以让资本势力谋取技术垄断利润时理直气壮,也可以安慰民众面临技术革命时的悲观情绪。

需要进行“成本效益深度分析”,不能因“破坏”的“创造性”而将之视为完全正面的行为,作出正面判断是需要前提条件的,只有充分考虑了“创造”额外带来的“社会效率”(而非仅仅考虑“资本效率”),能够抵消乃至超出“破坏”所附加的社会成本,这种“破坏”才可以被接受。

这里需要注意“创新”与“知识产权保护”的内在矛盾。因为所谓“创新”,按照笔者早些年先给出的关系定义,恰恰是刻意让相关的已有知识产权贬值,是对已有“专利”享用的一种价值破坏,概而言之,“创新”正是“知识产权破坏”。因此,在构建综合评价体系时,我们需审慎处理“创新”与“知识产权保护”的指标属性,不宜简单地将二者同列为“正向指标”。虽然二者都有促进科学技术发展的正向作用,但却是一种“两重性”的关系,还隐含着彼此内在矛盾的“另一面”。至于二者何时一致、何时矛盾,无法断然划分,故而如果将二者都视为“正指标”而做合成处理^①,综合评价的“结果数据”^②就可能隐含偏误,至于偏误究竟多大,也还存在着“模糊不确定性”。

(三)AI中的成本效益

成本效益分析的“泛化性”还表现在AI技术中。图灵奖获得者杨立昆先生在《科学之路——人、机器与未来》^③中概括了监督学习的基本原理,该书第四章引言告诉我们:“监督学习的基本原理从始至终都没有变过,即通过调整参数来降低成本函数,也就是降低在一个学习示例中测量到的实际输出和期望输出之间的平均误差。实际上,最小化成本函数和训练系统是一回

事。”“总之,基于成本函数最小化的学习是人工智能运作的关键要素(key factor)”。

这里,杨立坤先生并没有提及“效益”,笔者对此的解读是,“成本”和“效益”其实呈现为“一体两面”的关系^④。与“成本最小化”对应的就是“效益最大化”,二者属于“极值问题”的社会性延展。当人们说要使“成本最小化”时,隐含的前提或语境是,相应的“效益”被预先“归一化”了。同理,当人们要说使“效益最大化”时,相应的“成本”被预先“归一化”了。

我们根本无法在让“成本最小化”的同时让“效益最大化”,这有些类似于(乃至发端于)维尔纳·海森堡先生的“不确定性定理(unsertainty principle)”,微观粒子的位置和动量无法同时被准确测度。社会现实中,当人们谋求“成本最小化”时,往往是(只能是)在某“同一效益”的基准之上,比较和判断不同作为(方案)的“成本”,究竟何者最小。或者从“效益”角度来做比较和判断,当人们谋求“效益最大化”时,往往是(只能是)在某“同一成本”的基准上,不同作为(方案)的“效益”究竟何者最大。

(四)理论和方法论中的成本效益

从理论和方法论的归属角度看,成本效益分析是一种“因素分析”,是非常流行、应用广泛的通用定量方法。同时,成本效益分析是因果推断的一种,其隐含的基本逻辑关系是:因为付出成本,所以获取效益。维特根斯坦先生反对单因素的线性因果推断,这提醒我们,在进行因果推断时需要加以注意^⑤,应该更充分地揭示事物内在的“多因多果”关系和“互为因果”关系。而定量操作中的“主因主果分析”“单因单果分析”和“单向因果分析”都只是一种假设和简化,其“结果数据”只具有特定的“效用空间”和“效用时间(时效性)”,未必可以泛化,这是“应用”时需要格外当心的,也是应用之“应”的内涵所在,“应用”区别于“套用”之所在。

“识国能力”是“建国能力”的基础,所谓知己知彼,主要是要系统总结付出的成本和真正得到的效益,同时要明确,任何一种行为,对他者,特别是对竞争者,所蕴含的成本和效益。如果说我们在发展中遭遇种种困

①正是对合成指标的方法论思考,引发笔者指出了“创新”与“知识产权保护”统一但又矛盾的动态关系,由此可见经济统计学理思考对经济学的正向反馈作用。

②大数据时代笔者提出的一种数据分类,就数据加工的单轮过程而言,“结果数据”与“投入数据”和“中间数据”相对。

③李皓、马跃译,中信出版社2021年中文版。

④笔者在《“两重性”的另一面:作为“社会技术”的AI》(尚未发表)中做过相关论述。

⑤参见邱东《因果推断之“意外”》,载《事理与数理的纠缠与厘清》(当代经济统计学批判系列),科学出版社2024年版。

难,其内在原因之一,往往是我们对行为事项(主动作为或被动回应)的成本效益分析还不够透彻。

四、成本效益因素的“可测度性”

成本效益因素的“可测度性”思考至少包括两个方面内容。

(一)成本效益因素不可能被穷举

因为社会科学中“因素分析”的对象是“社会有机体”,属于“复杂有机现象”,其构成无法被彻底地区分为彼此独立的因素项。此外,即使事物的总体可分为各种构成因素,即使构成因素彼此独立,由于人类认知能力的局限和阶段性进展,不论操盘者如何挖空心思,事物诸因素(factor)也不可穷举,总有所谓“意外”。

推广到成本效益分析,事物(或行为)的成本和效益的构成要素都不可穷举。这意味着,对成本效益分析的“结果数据”不宜做绝对解读,其方法效能实际上存在着非常大的局限,需要注意识别其“效用空间”,需要注意其“可泛化程度”,需要注意其泛化对相应“结果数据”质量的影响(impact)。

(二)成本效益因素即便被列示也未必可量化

即便成本效益因素可以列示出来,也未必可以量化。

我们通过一个例子来说明这一点。试问,“刺青成本”究竟有多少?究竟如何定量?除了刺青的“费用”,刺青时的“疼痛”是否应该包括在内?又应该包括多少?由此引发思考:“刺青成本”究竟包括哪些因素?这些因素是否都可测度?是否都可以将其“数字化”?

刺青师傅是在活体人的皮肤表面上搞艺术创作,以达成某种特定的美感,这种设计和操作至少需要一个假定:该活体的皮肤表面不变形,当事人变胖、变瘦都不行。这就势必包括了一种无法统计的“有形成本”:为了长期保持刺青的美感,人不能因生病而导致皮肤变形,而且一辈子也不能随社会潮流而减肥或增重。须知,刺青的“维持成本”将与生俱往地增加,毕竟过了生理年龄的高峰期,人的体质就将走下坡路,至少皮肤会变得越来越松弛。

此外,刺青的“社会成本(社会效益)”,是不是以“无形成本(无形效益)”为主?试想,一位刚刚刺青的未婚者,邂逅了一位自己万般心仪的对象。对方对其余条件皆满意,却唯独无法接受这枚新刺青。一段本可成就的良缘,因此失之交臂,其中的机会成本该如何衡量?反之,若对方原本心意平平,却因这枚刺青恰好

凸显了其认可的男性气质,从而决定性地促成了婚姻,其中的效益又该如何计算?答案同样是无法测度。

从这个视角看,刺青其实属于一种豪赌,其成本和效益项目即便被列示齐全,也难以精确地定量预判和估计。

1.“求快速成本”(“求快速效益”)与“趋匀速成本”(“趋匀速效益”)之间的比较关系

“成本效益深化分析”还应该补充第四条,即从“增长节奏”视角审视发展过程。2018年在《世纪发明GDP的功能之辩》中,笔者给过一个设定的数例^①,作为一种思想实验,剖析了“大起大落”与“平稳增长”两种模式的效果差别。在2023年出版的《真实链位探索与当代国势学构建》中,笔者也曾就“增长节奏”议题做过讨论^②,这里基于“成本效益深化分析”的方法论思考,提出需要引起重视的若干认识,核心就是:需要关注与“增长节奏”相关的“隐性成本”和“长期成本”。

第一,国人需要注意增长速度的自主调整,提防“失速恐惧症”的负面影响,不宜谋求持续的高速度。还应看到,被大国竞争“带节奏”,或缺乏“把握发展节奏的自主权”,本身就是发展质量还不够高的突出表现。

第二,对不同体量经济体而言,其“增长1%的产出绝对值”不同,所需的资源投入量也不同。前者意味着市场实现的任务加重,后者意味着对有限资源的竞争加剧。

第三,不同发展阶段,具有不同的发展重心和特征。经济短缺阶段,产能是关键;相对富裕阶段,市场实现是关键。发展前期,提升“链位”的正效应为主;发展后期,“抢位”的负效应加大。因此,需要关注发展节奏的调整。

第四,市场竞争者(无论是被赶超者,还是赶超者),对快速增长者(尤其是大体量快速增长者)总是以负面情绪为主。回顾历史,只是在经济危机导致发达国家经济陷入衰退或增长停滞时,全球对中国的快速增长持鼓励态度,然而过后并不认账(全球经济低迷时中国不计成本、力挽狂澜,难道还不是“负责任大国”吗?),并不领情。

第五,额外的快速增长,势必需要额外的成本,确实没有免费的午餐。回顾总结历史教训,所谓“四万亿”的额外成本就是后来的“三去一补”。我们政府文件总是讲“结构调整”,而此事项需要再三强调,一个原

①参见邱东《经济测度逻辑挖掘:困难与原则》(当代经济统计学批判系列),科学出版社2018年版。

②参见邱东《真实链位探索与当代国势学构建》(2022年国家哲学社会科学成果文库),科学出版社2023年版。

因就是它无法落实,至少是没有做到位。

第六,经济发展任务客观上有“快活”和“慢活”之分,基础结构有“实物基础结构”和“社会基础结构”之分,有些可以搞突击、打决战,有的无法搞突击、打决战。如果一味一律追求快速增长,恐怕就意味着“慢活”被搁置,等于欠了“工作债”,隐性付出了经济结构恶化的社会成本。

第七,无论国内市场,还是国际市场,一味靠低价竞争所赢得的市场份额,不易维系,真实国民收入也无法提高。社会上种种说法,例如“走量”“忙乎赚吆喝”“卖什么什么便宜,买什么什么贵”,都隐含着深刻的经济学机理指向,也即成本效益结构的畸形风险。

第八,不能总是用打决战的方式来打持久战,额外成本和风险都容易加大。“十五五”规划格外强调民生,这是绝对正确的,体现了社会主义生产目的,也体现了持久战思维。

2. 成本效益在宏观、微观两个层级的累加和逆转两种关系

所谓“微笑曲线”从产品和产业角度揭示了“利得”的业务环节分布。读图时需要注意的是,笑因利起,大利则大笑(曲线两端高企,即“为生产服务的服务业”^①),微利才微笑(曲线底部浅凹,大部分为实物产品生产环节),故而笔者前些年曾将之更名为“利笑曲线”^②,以切实表明两种“链位”的不同“利得状态”。

如今再做进一步思考^③,该图原设计将“实物产品生产”都放在曲线底部,其实隐藏了产业链最要紧的环节:“核心产品生产”和“核心零部件生产”,这才是获取垄断利润的关键,曲线左端的“研发设计”和右端的“品牌营销”原本都围绕着“核心产品”和“核心零部件”。虽然搞“产品内分工”,但跨国公司绝对不会将“核心零部件生产”外放,而是紧紧掌控在自己手里。因此,这条“利笑曲线”实质上应该是“利笑W线”^④,产品生产

中部奇峰凸起部分代表了核心产品和核心零部件的“利得状态”。

不同国家在全球生产链中处于不同“链位”,不同产品和产业的“利笑W线”表明了其“利得状态”。参与全球化经济体内不同企业的利得累加便可以得到整个经济体的总利得,所以我们应该将对“利笑W线”的认知拓展到宏观“视域”。

系统考察全球化过程中资本输出大国的“国外净要素收入NFI”,就会发现基于“资本收入视角”全球化的真正赢家。作为世界上最大的“NFI盈余国”,美国2010—2019年平均每年从其他经济体获得高达3447亿美元,占全球NFI盈余总额的40%。^⑤美国明明占了大便宜,却总是拿“货物贸易差额”说事,不要说NFI,连“服务贸易差额”都闭口不谈,似乎美国真的吃了大亏。而且,美国精英阶层总是利用话语权霸占道德制高点,中国稍作反抗,就被渲染为欺负美国对抗全世界。笔者在当代国势学著作中还给出了“NFI赤字国”的概念和分析,一正一反^⑥,难道我们不应该在国势研判上深入、系统反思吗?

上面阐述效益从微观到宏观的累加关系,然而这只是“关系状态”的一个方面。“成本效益深化分析”尤其需要注意的“合成谬误”的存在。如今最典型的“合成谬误”事例应该是AI的社会效益,美国AI领域精英大力宣扬个体受益于AI技术的种种事例,似乎AI革命只有效益,没有成本,似乎他们真是要搞“以人为本”的AI。当然也有AI领域精英直言不讳地指向了AI作为单极称霸全球手段、打压欧日和新兴经济体的深层次目标。

的确,对AI“赋能”的微观感受颇能引人入胜,但也容易掩盖其社会“负能”的隐性作用。需要深度思考的问题很多:(1)AI固然有利于提升“身体疾病”的诊治水平,但对“心理疾病”的大面积添加呢?(2)AI对就业岗位的消灭是即时可见的,对“可匹配岗位”的创造又有

①长期以来,我们忽视这个从实物生产中分化出来的行业,一提到服务业,往往只想到消费服务业。指称美欧产业“脱实向虚”,却忽略了这种产业分化对统计数字口径变化的潜在影响。

②在2023年出版的《真实链位探索与当代国势学构建》(该著作列入“2022年国家哲学社会科学成果文库”,科学出版社2023年版)第二章,专门设置了第四节《微观与宏观态势的关联:应该如何解读“微笑曲线”》,主要内容曾以《应该如何解读“微笑曲线”》为名发表在《中国统计》2022年第3期。

③本部分内容拓展为《从“微笑曲线”到“利笑W线”的经济统计思想拓展》,2024年11—12月曾在湖北大学(统计与数据科学高质量发展研讨会)、南昌大学(中国统计教育学会青年经济统计学者分会2025年会)、广州大学(统计与数据科学创新前沿论坛)、内蒙古财经大学(面向“十五五”统计学科高质量发展研讨会)做过报告。

④在广州大学的会议上,南开大学王兆军教授对笔者命名提出了建议,将“利笑W线”修改为“利笑山型线”,这个名字突出了赢者通吃的极化结果,可以说,后者是前者的极化形态。国家统计局毛有丰先生认为,还是“利笑W线”更能表现“核心产品”和“核心零部件”生产的利得态势。

⑤参见邱东《真实链位探索与当代国势学构建》(2022年国家哲学社会科学成果文库)第二章、第三章,科学出版社2023年版。

⑥本来,笔者对国势的数量分析完全可以用作反击美国霸凌舆论的利器。

多少呢?二者如何平衡?(3)作为一种“极化技术”,势必造成人类的两极分化,届时全球人的抗争口号将是什么?如果是“我们都是99.99%”,小数点后面几位才够用?(4)AI效益可能免费享用吗?难道资本发动的AI革命指向人类的共产主义?笔者曾指出,美国“红脖子”在上一轮全球化中的境遇和心态,就是全人类遭遇AI革命后果的预演,在某种意义上是一种天启。而且,没有一个世界政府来给全球普罗大众发放美国所发放的失业补贴,所谓“全民基本收入(UBI)”只是少数有良知的AI精英的一种设想,对多数人而言是靠不住的。

为了赢得全球科技竞争的主动权,中国必须积极参与这场AI竞赛,不过,我们的发展重心不同,更侧重于将AI技术转化为现实生产力,让AI创新切实服务于国家经济建设。这是明智的战略调整 and 选择,而作出这种选择,化被动为主动,当然需要“成本效益深度分析”,需要注意成本效益在宏观、微观两个层级的累加和逆转两种关系。

3. 成本效益分析中的行为主体甄别与确认

在社会博弈过程中,尤其在在不同国家之间,行为主体间的作用和“位势关系”,往往导致效益在不同行为主体之间的转移,甚至成本的刻意转嫁。“此行为主体”的成本,可能直接、间接意蕴着“彼行为主体”的效益。因此,“成本效益深化分析”需要注意的第六条,是行为主体的甄别与确认。

在单极主导的国际格局背景下,亟待专门分析不同国家、不同行为主体之间的收益分配关系,尤其是部分西方国家对他国的成本转嫁和掠取效益关系。如美国2008年偌大的经济危机,却转嫁给欧盟、日本和中国等经济体来负担。我们应该意识到,大概率无须承担主要损失,总是能找到“接盘侠”,这是美国跨国资本敢于冒险的重要原因之一。对发展中国家,尤其是新兴国家而言,特别要注意“收益被掠取”和“被转嫁成本”。上一轮全球化过程中,欧美国家因社会结构偏态开始关注其国内的收入分配问题,但对“国家间收入分配问题”却依然不太重视。其实,在已经从他国掠取了大量资本收益的背景下,美国仍然出现“我们都是99%”的抗争,愈加表明资本的极度贪婪;而将责任推卸给新兴国家,更是表明资本势力的狡诈,即其标榜的“巧权力(smart power)”。

2018年笔者提出,GDP往往只是反映经济活跃程

度的一个指标,至于经济活动的收益如何,还须格外关注。因此,GDP并不是新兴国家判断国势的合宜指标,国人应该充分重视“国外净要素收入(net factor income, NFI)”,将其作为判断中国发展“真实链位”的依据。^①

不同行为主体间的这种成本效益转化关系,要求我们在进行定量分析时充分注意“视域”的把握,注意“视角”(或“立场”)的选定,注意“主体追问”:究竟是谁的成本?究竟是谁的效益?看似中性的定量工具,究竟是在用“谁的眼睛”来看问题?“让数据说话”,这个“让者”究竟是谁?需要特别警惕。

需要注意的是,就不同类型的社会经济博弈而言,对其成本效益的分析应该有不同的特质。如AI作为一种“极化技术”,往往导致“赢者通吃类型”的大国间博弈,如何计算参与这种竞争的成本与效益?此种博弈类型对计价和估价的影响如何?需要特别追究。

4. 决策实质是成本效益间的权衡取舍

所谓决策,往往是在不同成本因素之间、效益因素之间、成本因素与效益因素之间的权衡与取舍(tradeoff)。通常而言,成本效益分析中,成本是投入,效益是产出。但投入和产出都可能副作用,典型地例如,无论西药、中药都有“副作用”乃至“负效应(side effect)”,这些“负效应”究竟如何表现在定量分析中?是放在“成本”中,还是将“效益”表现为“净效益(net benefit)”?不管怎么样处理,定量分析时都不能忽视这部分,否则将误导决策。

“天下没有免费的午餐”,深究该金句所隐含的内在含意,其中非常重要的两条是:“短期收益”往往跟着“长期成本”,“显性收益”往往跟着“隐性成本”,两对概念之间存在着某种“折中(tradeoff)”关系,甚至权衡关系(蕴含主观意愿)。江湖上说“出来混总是要还的”,对于社会现象而言,颇有其深刻道理。

所谓“午餐”免费,或许真的不用支付“直接费用”,从表现形式上看,确实无须掏钱便可得食,但对号称免费的午餐还需注意两点:(1)其数量和质量往往受到限制,人们不能既要求午餐的高档次和足分量,又要求免掏腰包;(2)特别是可能隐含某种“副作用”,势必作为“长期成本”存在,只是在短期内表现不出来而已。

例如,乞讨者的成本不单单是乞讨所花费的时间,不管每天收入多少,精神痛苦的经历都会留下心理阴影,内心再强大恐怕也不成。乞讨者的将来生活,还有

^①与北京师范大学王亚菲教授、北京工商大学王春云副教授合作,参见邱东《真实链位探索与当代国势学构建》(2022年国家哲学社会科学成果文库)第三章,科学出版社2023年版。

其子女的生活方式如何,都可能受到该行为的影响,严重者其心理更容易畸形。如果带着孩子一起乞讨,或许能更多地得到所求,但此种讨巧的最大隐性代价是,孩子的一生恐怕就毁掉了,很有可能将来无法再过自食其力的生活。

从宏观上看,“增长”远不是“发展”,决不能混为一谈。2024年在第20届中国统计学会年会的大会报告《国民核算:集成的宏观经济测度——经济统计的“可加性”机理与方法论指向》中,笔者提出,与改革开放之初“贫穷不是社会主义”相对比,如今应该明确的重要意识是:“发展远不止GDP”。应该深度考察二者之间相差的内容究竟有哪些,所谓“高质量发展”,恰恰是要弥补二者的差距。

在成本效益分析中,将“效益”稍加分解,便可得到数量(含增长速度)、质量和成本三者的关系。由于成本效益的“一体两面”性质,“成本”也可以用“净效益”来表示。基于这样一个视角,可以得出这样一个判断:现实社会存在着“发展极化不可能三角”,即“数量、质量、净效益同时极化不可能三角”。这个“不可能三角”体现了“发展三诉求”之间的隐性矛盾关系,对任何一维诉求的极化努力都可能乃至必然导致其负效应:即另外两维诉求显在或潜在的固滞、折中(tradeoff)乃至减损,三个正向目标不可能同时达成极致。从雷达图

上看,不同维度实际达成的数值可以连成一个空间图,而该图形往往是不规则的。这个形状昭示我们,如果发展规划强调某个维度,往往意味着对其他维度某种程度上的轻视和忽略。

面临历史大潮时需要保持清醒,AI既然是革命,则意味着人类不能什么都要,不可能唯意志地“指哪打哪”,更不能误以为自己能够什么都要到,需要提防AI“两重性”中作为“社会技术”的另一面,不能被所谓“自然技术”全方位碾压。回到国民经济和社会发展,需要我们正确领会的是,“多快好省”是工作目标的多维度表达:“多快”通常指向增长“数量”及其变速,“好”指向发展“质量”,成本之“省”则指向扣除成本后的“净效益”,并不是要我们同时达成。由此可知,不再搞“GDP中心主义”,不再追求单一高速增长,正是基于“发展认知”的提升和深化。

制定“十四五”规划时,党中央郑重提出以“高质量发展”为重心的战略,这本身就意味着:之前的经济发展过程过于偏重于数量增长,因而在发展质量上需要大力补课。现在我们学习“十五五”规划,需要格外注意的是,这个规划是对高质量发展的深化,发展目标的分领域指向性(可测度性)是不是更强。我们应该对两个规划认真学习和思考,这就是笔者倡导“深化”之意。

“Cost Benefit Deep Analysis”: From CBA to CBDA

Qiu Dong

Abstract: Traditional Cost Benefit Analysis (CBA) suffers from three fundamental weaknesses: the ambiguity of spatiotemporal boundaries, the dilemma of balancing global versus local and long-term versus short-term considerations, and the difficulty of rendering implicit factors explicit. This paper proposes a “Cost Benefit Deep Analysis (CBDA)” framework that deepens the analysis from six dimensions: (1) global versus local costs and benefits; (2) long-term versus short-term costs and benefits; (3) implicit versus explicit costs and benefits; (4) rhythm costs of rapid growth versus steady growth; (5) cumulative and reversal relationships across macro and micro levels; (6) cost-benefit transfers among different actors. The study reveals the “pervasiveness” and “foundational nature” of CBA, emphasizing that quantitative “result data” possess specific “utility space” and “utility time”, can not be indiscriminately generalized. Taking China’s development practice as an example, the paper critically reflects that the “labor dividend” actually represents revenue deficits, warns of the long-term hidden costs behind the “spirit of bearing losses and hardships,” and proposes the “Development Polarization Impossibility Triangle” proposition (quantity, quality, and net benefits cannot be simultaneously maximized). CBDA provides a scientific measurement tool for the “high-quality development” strategy, facilitating accurate assessment of national conditions and optimization of policy decisions in the context of the AI revolution and unprecedented changes unseen in a century, thereby embodying the intellectual contribution empowered by economic statistics.

Key words: Cost Benefit Deep Analysis; Hidden Costs; Assessment of National Conditions; High-Quality Development

(责任编辑:杨扬)

中国全口径数字经济规模测算 与数实融合统计分析 ——基于数字经济供给使用表的视角

张美慧,刘慧晴

(山东财经大学 统计与数学学院,山东 济南 250014)

摘要:推动数字经济与实体经济充分融合已成为新时代推动经济增长的重要引擎,国民经济核算最新国际标准《国民账户体系 2025》明确提出,通过编制数字经济供给使用表(Digital SUTs)提高数字化在经济统计中的可视性。本文编制了2020年中国Digital SUTs,界定了传统产业数字经济融合部分增加值的概念和范围,测算了中国全口径数字经济增加值,进一步构建了基于Digital SUTs的数实融合统计分析框架,从产品对产业的贡献程度和产业对产品的依赖程度两方面系统分析数字经济与传统产业之间的互动融合关系。测算结果表明:2020年中国全口径数字经济增加值为119889.86亿元,占GDP的12.54%。其中,数字经济核心产业增加值为78112.49亿元,占GDP的8.17%;数字经济融合部分增加值为41777.38亿元,占GDP的4.37%。在数实融合方面:租赁和商务服务对数字经济核心产业贡献程度最高,其次是电气机械和器材。传统产业对计算机、通信及其他电子设备依赖程度最高,其次是互联网和相关服务。本文初步发挥了Digital SUTs统计协调和分析工具的作用,尝试为完善数字经济统计测度评价体系、促进数字经济与实体经济深度融合提供参考。

关键词:数实融合;全口径数字经济增加值;数字经济供给使用表;国民经济核算

中图分类号:F222.1 **文献标识码:**A **文章编号:**2096-8647(2026)01-0013-13

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.01.002

一、引言

随着数字技术加速向国民经济各行业广泛渗透、纵深拓展,数字经济与实体经济融合(以下简称“数实融合”)已成为推动经济高质量发展的创新引擎。党的二十届四中全会明确提出,“促进实体经济和数字经济深度融合,实施工业互联网创新发展工程。”但数实融合统计测度的理论和实践研究均相对滞后,不能及时反映数实融合发展态势,也较难为政策制定提供充分统计支撑。因此,完善数字经济统计测度评价体系是当前亟待解决的时代命题。

国民经济核算最新国际标准《国民账户体系 2025》明确提出,通过编制数字经济供给使用表(Digital SUTs)提高数字化在经济统计中的可视性。

Digital SUTs是数字经济卫星账户的核心表式,具有统计协调和分析工具的双重功能,能够系统观测数字经济产业与国民经济其他行业的互动情况,是基于国民经济核算视角全面观测数字经济发展水平的有效统计工具。目前,美国、加拿大、荷兰、日本等国家正在积极编制Digital SUTs,我国对数字经济产业统计分类和数字经济增加值测度方法等也展开了积极探索,但关于Digital SUTs的理论、方法和实践研究还较为薄弱。

关于数字经济规模测算,根据数字经济的范围界定,可分为窄口径数字经济增加值测算和宽口径数字经济增加值测算两类。窄口径数字经济增加值测算通常采用确定数字产品,筛选数字经济产业,运用国内生产总值(GDP)核算生产法进行测算,代表性的研究有

基金项目:国家社会科学基金一般项目“数字经济供给使用表核算的理论、方法和应用研究”(24BTJ006)。

作者简介:张美慧,女,博士,副教授,研究方向为数字经济统计核算、宏观经济统计分析;刘慧晴,女,硕士研究生,研究方向为数字经济统计核算、供给使用表分析。

美国经济分析局(Barefoot等,2018)^[1]、澳大利亚统计局(Zhao,2019)^[2]、许宪春和张美慧(2020)^[3]、鲜祖德和王天琪(2022)^[4]。针对宽口径数字经济增加值测算,有学者和机构采用增长核算框架与计量经济学框架相结合的方法(蔡跃洲和牛新星,2021;朱发仓等,2021;彭刚和赵乐新,2020;刘波和洪兴建,2022)^[5-8],但由于测算方法不同,使用的数据也不同,测算结果差异较大。

关于数实融合统计分析,近年来国内学者取得了丰富的研究成果。徐映梅和张雯婷(2021)^[9]对中国数字经济产业关联网络结构进行了分析。徐映梅等(2022)^[10]构建了数字经济融合度测度指标,从供给侧和需求侧测度数字经济核心部门与其他产品部门的融合程度。徐映梅和李坤(2025)^[11]、徐士博和章上峰(2025)^[12]从价值链投入产出视角界定了数字经济融合的概念和范围,创建了2001—2020年数字经济序列投入产出表新数据集,测度了数字经济核心部门内部以及数字经济核心部门与数字化效率提升部门之间来自供给与需求两个方向的融合程度,总结了数字经济融合的主要特征。关会娟和徐丽笑(2025)^[13]编制了2012—2020年174个部门的数字经济非竞争型投入产出表,系统核算了中国数字经济核心产业增加值规模、速度和结构,并分析了数字经济的投入产出结构与产业关联特征。

可见,国内外官方统计部门、研究机构和学者对数字经济统计测度展开了积极探索,取得了丰富成果。但还鲜有研究基于2025年SNA推荐的数字经济测算方法——编制中国数字经济供给使用表,对中国全口径数字经济规模进行测算和开展数实融合统计分析。

由此,本文编制了2020年中国数字经济供给使用表,界定了传统产业数字经济融合部分增加值的概念和范围,测算了中国全口径数字经济增加值,进一步构

建了基于数字经济供给使用表的数实融合统计分析框架,从贡献度和依赖度等方面全面分析数字经济与传统产业之间的互动融合关系,发挥了Digital SUTs统计协调和分析工具的作用。本文的相关研究对完善数字经济统计测度和评价体系、提升我国数字经济统计国际可比性具有一定理论价值和现实意义,也为数实融合和数字经济高质量发展提供了统计参考。

二、中国数字经济供给使用表的编制

数字经济供给使用表包括数字经济供给表和数字经济使用表,本文沿着“确定基础框架—筛选产业部门—确定产品类别—计算拆分系数”的脉络开展中国数字经济供给使用表的编制。

(一)确定中国数字经济供给使用表的基础框架

借鉴OECD数字经济供给使用表概念框架,基于2020年中国供给使用表框架,结合国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,构建中国数字经济供给使用表的基础框架。本文编制的数字经济供给使用表由数字经济供给表和数字经济使用表两部分组成,分别如表1、表2所示。

表中包括两大类产业部门:数字经济核心产业和传统产业。其中,数字经济核心产业是指国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》界定的“数字产业化”部门,即数字经济核心产业对应的01—04大类。传统产业是指《国民经济行业分类》中除数字经济核心产业之外的其他产业部门。

(二)筛选数字经济核心产业部门和传统产业部门

依据《国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)》,《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》和《中国2020投入产出表和供给使用表部门分类解释及代码》,明确供给使用表中各产业部门与数字经济核心产业的对应关系^[14]。

数字经济核心产业包括:数字产品制造业、数字产

表1 数字经济供给表基本框架

产业部门 产品部门	数字经济核心产业				传统产业			产出 (基本价格)	进口 (到岸价)	进口税 (除增值税除外)	生产者 价格总 供给	不可抵 扣增值 税	商业和 运输费	总供给 (购买者 价格)
	数字 产品 制造 业	数字 产品 服务 业	数字 技术 应用 业	数字 要素 驱动 业	第一 产业	第二 产业	第三 产业							
数字产品														
非数字产品														
总产出 (基本价格)														

表2 数字经济使用表基本框架

产业部门 产品部门		中间使用							全部 中间 使用	最终使用			总使用 (购买者 价格)
		数字经济核心产业				传统产业				最终 消费 支出	资本 形成 总额	出口	
		数字产品 制造业	数字产品 服务业	数字技术 应用业	数字要素 驱动业	第一 产业	第二 产业	第三 产业					
中间 投入	数字产品												
	非数字产品												
总中间投入													
增加 值	劳动者报酬												
	其他生产税净额												
	固定资产折旧												
	营业盈余												
总投入 (基本价格)													

品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业。经对比发现,供给使用表中的60个产业部门有21个产业部门只对应一种数字经济核心产业类型,其中有1个产业部门中包含的国民经济行业小类完全属于一种数字经济核心产业类型,如计算机、通信和其他电子设备制造业完全属于数字产品制造业,其他20个产业部门一部分属于数字经济核心产业类型,一部分属于传统产业部门。有4个产业部门对应两种或两种以上数字经济核心产业类型,如批发业中的一部分属于数字产品服务业,一部分属于数字要素驱动业,还有一部分属于传统产业部门。剩下35个产业部门不对应数字经济核心产业类型,归属于传统产业^①。

本文将供给使用表中的产业部门划分为三类:完全属于数字经济核心产业的部门、完全不属于数字经济核心产业的传统产业部门、仅有部分属于数字经济核心产业的混合部门。

(三)确定数字产品类别

根据《国民账户体系2025》对数字产品的范围界定,数字产品分为ICT货物和数字服务。ICT货物是指联合国《产品总分类》(CPC Rev 2.1)中的ICT货物,数字服务包括ICT服务、以数字方式交付的内容与媒体产品,如在线视频游戏以及验证数字资产交易的服务等。参考国家统计局《统计用产品分类目录》、许宪春和张美慧(2020)^[3]对数字化赋权基础设施产业对应的产品,将其与供给使用表中的产品进行对应,筛选出四类数字产品,分别为:计算机、通信和其他电子设备,电信、广播电视及卫星传输服务,互联网和相关服务,软

件和信息技术服务。供给使用表中其他产品归属于传统产品。

(四)计算拆分系数

基于传统供给使用表编制数字经济供给使用表时,需要借助拆分系数将混合部门拆分为两个子部门,分别归入数字经济核心产业部门 and 传统产业部门。

本文使用混合部门中属于数字经济核心产业部分的主营业务收入或营业收入占混合部门总主营业务收入或总营业收入的比例,优先作为混合部门的拆分系数。对于缺失主营业务收入或营业收入数据的混合部门,其属于数字经济核心产业部分的固定资产投资占混合部门总固定资产投资的比例,作为该混合部门的拆分系数。假设同一部门供给与使用中的数字占比一致,按照相同的拆分系数对供给表和使用表将混合部门中的数字部门供给和数字部门使用拆分出来。

(五)数据来源与处理

数字经济核心产业部门与混合部门的主营业务收入和营业收入数据主要来源于国家统计局公布的2013年、2018年《中国经济普查年鉴》,2020年《中国工业统计年鉴》;数字经济核心产业部门与混合部门的固定资产投资数据主要来源于2014年、2015年、2016年、2017年《中国固定资产投资统计年鉴》。在计算数字经济核心产业部门与混合部门的2020年拆分系数时需要注意以下几点:

第一,将《中国工业统计年鉴》中规模以上工业企业的营业收入作为行业的营业收入,《中国经济普查年

①对于数字经济核心产业中带“*”的国民经济行业小类,由于较难获取相关统计数据对其中的数字经济部分进行拆分,考虑到结果的准确度,参考BEA的处理方法,暂未将此种小类纳入数字经济核心产业测算范畴。

鉴》中法人企业财务状况表中的营业收入作为行业的营业收入,《中国固定资产投资统计年鉴》中国国民经济行业小类按构成的固定资产投资表中的投资额作为行业小类固定资产投资。

第二,归属于数字产品制造业下的混合部门2020年营业收入数据可通过《中国工业统计年鉴》直接获取。通过计算各混合部门中属于数字经济核心产业部分的营业收入占其混合部门总营业收入的比例,得到其混合部门的2020年拆分系数。

第三,归属于数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业下的混合部门2020年主营业务收入或营业收入数据缺失,通过2013—2018年各混合部门中属于数字经济核心产业部分的营业收入或固定资产投资占其混合部门该年总营业收入或总固定资产投资的比例,得到2013—2018年其部门的拆分系数。利用2013—2018年的拆分系数通过二次移动平均法预测2020年其混合部门的拆分系数。对于完全属于数字经济核心产业的部门,其拆分系数为1。

第四,由于2017年及以前的数据表中产业分类是按照《国民经济行业分类(GB/T 4754—2011)》进行的,表中不存在《国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)》中一些行业小类的数据。因此,需要依据《国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)》中国国民经济行业分类新旧类目对照表,对混合部门下新增或内容变更的小类进行统计。确定2017年及以前的数据表中存在行业中类下统计的最新存在行业小类的个数,再利用该年数据除以其行业小类个数,得到新增或内容变更的行业小类该年的数据。

基于上述方法,编制出包含4个数字经济核心产业部门、59个传统产业部门,共计63个产业部门的2020年中国数字经济供给表和2020年中国数字经济使用表。

三、中国全口径数字经济规模测算

(一)数字经济核心产业规模测算

1. 数字经济核心产业总产出和中间投入

根据2020年中国数字经济供给表,2020年中国数字经济核心产业总产出为250252.40亿元。其中,数字产品制造业总产出为129001.05亿元,数字产品服务业总产出为5692.59亿元,数字技术应用业总产出为87860.85亿元,数字要素驱动业总产出为27697.90亿元。

根据2020年中国数字经济使用表,2020年中国

数字经济核心产业中间投入为172139.91亿元。其中,数字产品制造业中间投入为100786.43亿元、数字产品服务业中间投入为2559.04亿元、数字技术应用业中间投入为54521.08亿元、数字要素驱动业中间投入为14273.36亿元。

2. 数字经济核心产业增加值及其占GDP的比重

已知数字经济核心产业的总产出与总中间投入,根据增加值生产法的计算公式,数字经济核心产业增加值可由数字经济核心产业的总产出减去数字经济核心产业总中间投入得到。计算得出2020年中国数字经济核心产业增加值为78112.49亿元,占GDP的比重为8.17%。根据国家统计局公布的数据,2023年中国数字经济核心产业增加值占GDP的比重为9.9%。根据美国经济分析局的测算结果,2020年美国数字经济增加值占GDP的比重为10.2%,高于中国2.03个百分点。

3. 数字经济核心产业增加值结构

根据数字经济供给使用表,得到数字经济核心产业各部门的总产出与中间投入,计算出各数字经济核心产业增加值。2020年中国数字经济核心产业增加值为78112.49亿元,其中数字技术应用业增加值为33339.77亿元,占数字经济核心产业增加值的42.68%,在数字经济核心产业中占据领先主导地位,是推动数字经济发展的关键力量。数字产品制造业增加值为28214.62亿元,占数字经济核心产业增加值的36.12%,说明数字产品制造业是数字经济核心产业的重要组成部分。数字要素驱动业增加值为13424.54亿元,占数字经济核心产业增加值的17.19%。数字产品服务业增加值为3133.55亿元,占数字经济核心产业增加值的4.01%。

可以看出,数字经济核心产业呈现以数字技术应用业和数字产品制造业为主导,数字要素驱动业和数字产品服务业逐步发展的格局。这种结构反映了当前数字经济发展的重点和方向,即以数字技术应用业和数字产品制造业为基础,充分释放数据要素对数字经济发展的带动作用 and 驱动力量,不断完善数字产品服务业。

(二)数字经济融合部分规模测算

数字经济融合,即数字经济与传统产业融合的部分,也是产业数字化部分。OECD数据指出,宽口径数字经济即通过使用数字技术、数字基础设施、数字服务和数据等数字投入获得显著增强的经济活动。国

家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》指出,产业数字化部分是指应用数字技术和数据资源为传统产业带来的产出增加和效率提升。基于上述定义并结合数据可获得性,本文界定数字经济融合部分增加值为传统产业通过应用数字投入带来的增加值。

测算思路是分行业从投入角度剥离出传统产业中由数字投入带来的增加值。具体来讲,根据数字经济使用表数据,分行业测算各传统产业中间投入中数字产品投入所占比重。假设各行业数字产品产出占总产出的比重与数字产品投入占中间投入的比重相同,将各传统产业中间投入中数字产品投入所占比重作为各传统产业数字经济分劈系数,与各传统产业增加值相乘,得到各传统产业中数字经济增加值部分,即数字经济融合部分增加值。

将传统部门按三次产业进行划分,得到第一产业、第二产业、第三产业的总产出、中间投入和增加值。测算各产业中间投入中计算机、通信和其他电子设备,电信、广播电视及卫星传输服务,互联网和相关服务,软件和信息技术服务四类数字产品投入所占比重,可得到第一产业、第二产业、第三产业的数字经济分劈系数,将其分别与对应产业增加值相乘,得到各产业中数字经济融合部分增加值。

经测算,2020年中国数字经济融合部分增加值为41777.38亿元。其中,第一产业数字经济融合部分增

加值为234.25亿元,数字经济分劈系数为0.30%,虽在本产业增加值中占比有一定规模,但与其他产业相比,该数值相对较小,说明数字经济在第一产业的应用处于初步发展阶段。第二产业的数字经济融合部分增加值达7592.77亿元,数字经济分劈系数为2.38%。在数字经济融合方面,第二产业凭借雄厚的工业基础和技术实力,吸引了大量数字技术应用,推动了生产自动化、智能化,使得该产业数字经济融合产业增加值规模较大,有力促进了产业升级和竞争力提升。第三产业的数字经济融合部分增加值为33950.35亿元,数字经济分劈系数为7.07%,在三次产业中最高。第三产业本身对数字投入的依赖程度较高,数字经济的融入具备高度适配性与协同增效性,是数字经济与实体经济融合的领先产业。

进一步分析三次产业中数字经济融合部分增加值位居前三的产业。第一产业中位居前三的依次为农业、畜牧业、渔业。第二产业中位居前三的依次为房屋建筑业,电力、热力生产和供应业,纺织、服装、服饰和鞋帽皮革羽绒制造业。第三产业中位居前三的依次为房地产业,金融业,公共管理、社会保障和社会组织(见图1)。

(三)中国全口径数字经济规模测算

本文提出的全口径数字经济增加值,为数字经济核心产业增加值与传统产业中数字经济融合部分增加值之和。根据本文的测算结果,2020年中国传统产业

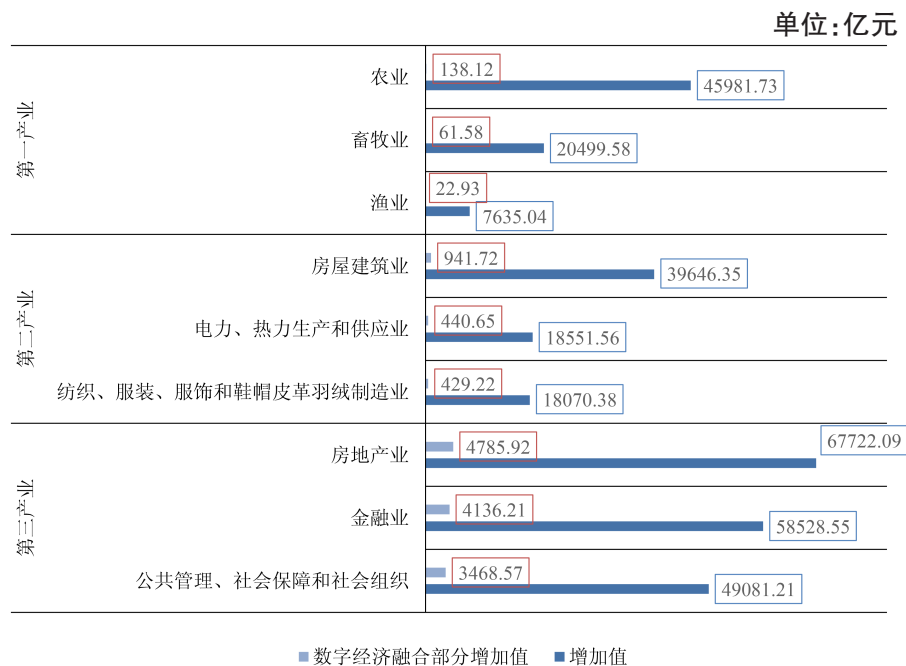


图1 2020年三次产业中数字经济融合部分增加值较高的产业

增加值为878047.50亿元,占GDP的比重为87.46%;全口径数字经济增加值119889.86亿元,占GDP的比重为12.54%(见表3、图2)。在全口径数字经济增加值

中,数字经济核心产业增加值占比65.15%,数字经济融合部分增加值占比34.85%。

表3 2020年中国全口径数字经济增加值

产业名称	增加值(亿元)	占GDP比重(%)
数字经济核心产业	78112.49	8.17
数字产品制造业	28214.62	2.95
数字产品服务业	3133.55	0.33
数字技术应用业	33339.77	3.49
数字要素驱动业	13424.54	1.40
数字经济融合部分增加值	41777.38	4.37
第一产业	234.25	0.02
第二产业	7592.77	0.79
第三产业	33950.35	3.55
全口径数字经济增加值	119889.86	12.54

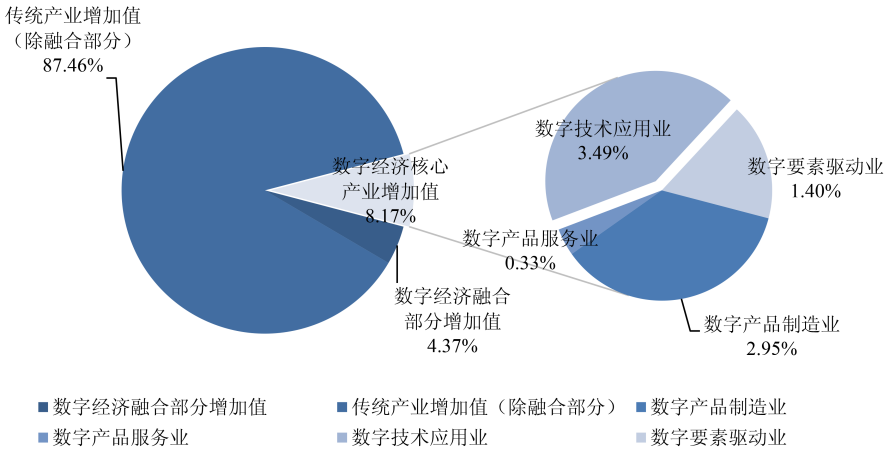


图2 2020年中国国内生产总值拆分图

四、基于数字经济供给使用表的数实融合分析

数字经济供给使用表具有统计协调和分析工具的双重作用,能够准确监测数字经济发展规模及传统产业与数字经济的融合程度(张美慧,2021)^[15]。本文从数字经济供给表和数字经济使用表两种角度,系统分析数字经济核心产业与传统产业的互动融合情况。

(一)数字经济供给表行分析

数字经济供给表的主栏是产品部门,宾栏是产业部门以及进口与流通过费用,记录数字经济核心产业和传统产业的生产与进口的情况。沿行方向看,反映属于某一产品部门的货物或服务是由哪些产业部门生产的或进口的,产品部门总产出加上进口为货物和服务的总规模。

1. 数字产品产出情况

根据数字经济供给表,从行方向测算计算机、通信

和其他电子设备、电信、广播电视及卫星传输服务,互联网和相关服务,软件和信息技术服务四类数字产品总产出。测算结果表明,四类数字产品总产出规模存在显著差异。

计算机、通信和其他电子设备的总产出在四类产品中规模最大,为110391.17亿元,占全部产品总产出的4.18%,反映出国民经济各产业在数字产品中总体上对计算机、通信和其他电子设备有高参与度。计算机、通信和其他电子设备是产业部门生产的重要数字产品,为数实融合发展提供硬件基础。软件和信息技术服务总产出51904.72亿元,占全部产品总产出的比重为1.97%,为数实融合发展提供了软件基础。电信、广播电视及卫星传输服务和互联网和相关服务的产品部门总产出占全部总产出的比重均低于1.0%。

数字产品制造业的计算机、通信和其他电子设备

的产出占该产品总产出的比重为96.70%,是生产该类产品的主要力量,其对计算机、通信和其他电子设备的产出在各产业部门中占据绝对优势。数字技术应用业对电信、广播电视及卫星传输服务,互联网和相关服务,软件和信息技术服务产出占数字产品总产出的比重分别为91.60%、87.89%、90.45%,为上述三种数字产品的最主要生产部门。

2. 数字产品进口情况

进一步从数字经济供给表行方向,分析四类数字产品进口情况。计算机、通信和其他电子设备进口规模大,进口额高达35831.49亿元,占该部门的购买者价格总供给的比重为22.73%,占所有购买者价格总供给的比重为1.25%,远远超过其他几个数字产品的进口规模,在所有数字产品进口中占据重要地位。这反映国内市场对计算机、通信和其他电子设备这一数字产品的需求大,需要依靠进口来满足市场需求,并且国内在生产计算机、通信和其他电子设备时可能缺乏某些高端技术或关键零部件,需要依赖进口来满足生产。软件和信息技术服务的进口额为2602.15亿元,占该部门的购买者价格总供给的比重为4.67%,占所有购买者价格总供给的比重为0.09%,反映软件和信息技术服务对进口有一定的依赖性,在所有数字产品进口中占有一定地位。电信、广播电视及卫星传输服务进口规模较小,进口额为163.00亿元,比重都较小,反映出国内对电信、广播电视及卫星传输服务的发展较为成熟,能够满足大部分市场需求,对外依赖程度较低。互联网和相关服务进口额为0,无进口,表明国内能自主满足市场需求,不需要依赖进口。

(二)数字经济供给表列分析

供给表沿列方向看,反映某一产业部门生产各类货物和服务的价值量,产业部门总产出为产业部门生产经营的总成果。

数字技术应用业对数字产品产出共85814.71亿元,占其产业部门总产出的97.67%。数字技术应用业以提供数字技术应用为主,为电信、广播电视及卫星传输服务,互联网和相关服务,软件和信息技术服务提供数字技术支持。数字产品制造业对数字产品产出共106744.96亿元,占其产业部门总产出的82.75%。数字产品制造业以硬件制造为主导,专注于计算机、通信和其他电子设备生产,是数字经济基础硬件的主要供应产业,能为其他行业的数字化提供物质载体。数字要素

驱动业对数字产品产出合计占其产业部门总产出的18.39%,数字要素驱动业能为数字产品生产提供数据等关键要素,不是数字产品的主要产出行业,大部分为非数字产品产出。数字产品服务业对数字产品产出合计仅占其产业部门总产出的0.33%,占比较低,说明生产数字产品较少,主要为其他非数字产品提供货物或服务。

(三)数字经济使用表行分析

数字经济使用表主栏是产品部门,宾栏是产业部门以及中间使用与最终使用,反映数字产品和非数字产品的去向,以及数字核心产业部门和传统部门所消耗产品的价值量。数字经济使用表作为反映数字经济资源配置和利用状况的重要工具,本文构建了基于数字经济使用表的数实融合分析框架,如图3所示,将分别从数字经济供给使用表的行方向和列方向两种角度进行分析。

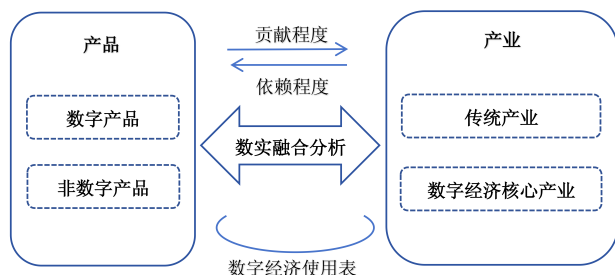


图3 基于数字经济使用表的数实融合分析框架图

使用表沿行方向看,反映属于某一产品部门的货物或服务是如何在各产业部门的中间使用和最终使用中消耗的,产品部门中间使用加上最终使用为货物和服务按购买者价格计算的总使用。

1. 数字产品对产业部门的贡献程度

基于数字经济使用表,分别测算四类数字产品在国民经济各行业的中间消耗情况,用数字产品在各产业的中间使用占该产品部门总中间使用的比重反映数字产品对各产业部门的贡献程度。

计算机、通信和其他电子设备对数字产品制造业的贡献程度最高,其次是数字技术应用业,对数字产品服务贡献程度最低。该产品对电气机械和器材制造业、综合技术服务、通用设备制造业、专用设备制造业、租赁和商务服务业等传统产业的贡献程度高于数字要素驱动业和数字产品服务业。传统制造业可利用计算机、通信和其他电子设备进行智能化生产,实现智能化升级。传统服务业借助计算机、通信和其他电子设备开展业务,将数字产品的货物融入传统技术服务产业,提升服务效率和质量(见图4)。

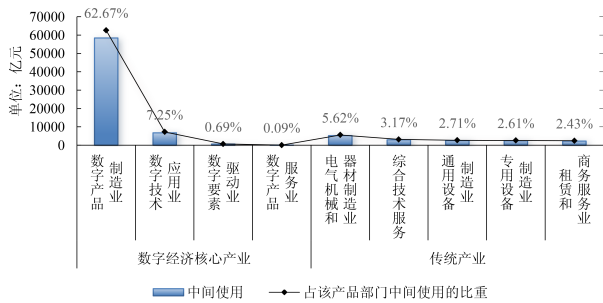


图4 计算机、通信和其他电子设备产品
贡献程度较高的产业

互联网和相关服务对数字产品制造业贡献程度最高,其次是公共管理、社会保障和社会组织,房屋建筑业,金融业,保险业,教育等传统产业。这些传统产业利用互联网和相关服务搭建网络服务平台,实现线上沟通与合作,数实融合程度较高,数字产品赋能传统产业发展的效果明显(见图5)。

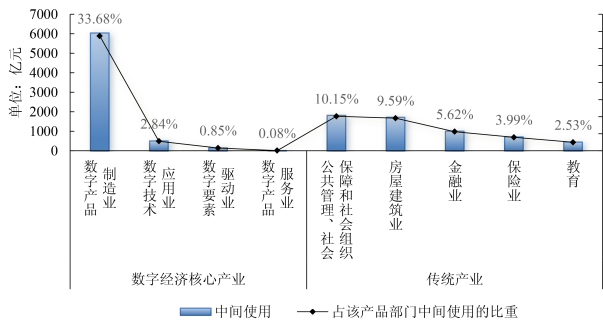


图5 互联网和相关服务产品贡献程度较高的产业

电信、广播电视及卫星传输服务对数字产品制造业的贡献程度最高,接着是公共管理、社会保障和社会组织行业,房屋建筑业。可见,数字产品对上述传统产业贡献显著,对传统产业的发展起到重要的推动作用(见图6)。

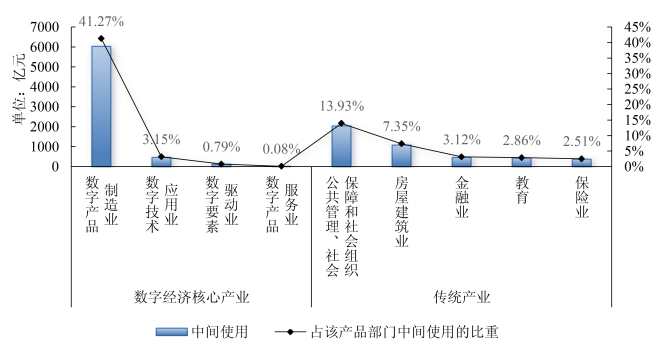


图6 电信、广播电视及卫星传输服务产品
贡献程度较高的产业

软件和信息技术服务对数字产品制造业贡献程度最高,接着是数字技术应用业、其他运输业及仓储、金融业等(见图7)。

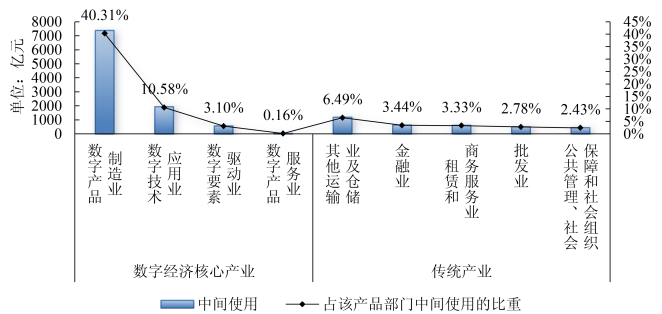


图7 软件和信息技术服务产品贡献程度较高的产业

2. 非数字产品对数字经济核心产业的贡献程度

非数字产品部门在各数字经济核心产业的中间消耗情况存在较大差异,反映出非数字产品在不同数字经济核心产业的贡献程度有所不同。表4展示了在数字经济核心产业中贡献程度较高的非数字产品。

租赁和商务服务在四类数字经济核心产业的总中间使用最高,达到12550.10亿元。其中,对数字技

表4 对数字经济核心产业贡献程度较高的非数字产品

单位:亿元

中间使用	数字产品制造业	数字产品服务业	数字技术应用业	数字要素驱动业	合计
租赁和商务服务	1928.29	583.91	7705.70	2332.20	12550.10
电气机械和器材	7985.97	81.12	1393.22	249.90	9710.21
房地产	61.67	452.05	6497.11	1749.50	8760.33
有色金属冶炼和压延加工品	5067.89	0.44	0.33	0.17	5068.84
造纸、印刷及相关制品	549.69	87.07	3139.27	1055.84	4821.88

术应用业的贡献最大,中间使用达到7705.70亿元,占该产品部门总中间使用的8.61%。电气机械和器材对数字产品制造业的贡献最高,中间使用达7985.97亿元,占该产品部门总中间使用的14.40%,在数字经济核心产业对非数字产品总中间使用中排名第二。房地

产对数字技术应用业的贡献程度最大,中间使用为6497.11亿元,占该产品部门总中间使用的13.42%。有色金属冶炼和压延加工品在数字产品制造业的中间使用较高,为5067.89亿元,占该产品部门总中间使用的8.40%,但对其他数字经济核心产业的贡献较小。

造纸、印刷及相关制品在数字技术应用业的中间使用较为突出,达3139.27亿元,占该产品部门总中间使用的9.08%;其次是对数字要素驱动业的贡献,中间使用为1055.84亿元,占该产品部门总中间使用的3.05%,体现了造纸、印刷及相关制品在数字经济核心产业中的渗透。

3. 数字产品最终使用情况

软件和信息技术服务的最终使用占该产品部门总使用的比重最高,达到67.11%,说明该数字产品大部

分是直接面向最终消费、资本形成或出口,而非作为中间使用用于其他产业。计算机、通信和其他电子设备的最终使用为64405.35亿元,占该产品部门总使用的40.85%,电信、广播电视及卫星传输服务的最终使用占该产品部门总使用的35.15%,这两类数字产品在最终使用中有一定贡献。互联网和相关服务的最终使用占该产品部门总使用的14.86%,在四个产品中最低,表明该产品更多地被其他行业中间消耗,而非直接面向最终使用(见表5)。

表5 数字产品的最终使用情况

数字产品	最终使用 (亿元)	占该产品部门购买者价格 总使用的比重(%)	占有产品部门购买者价格 总使用的比重(%)
软件和信息技术服务	37362.70	67.11	1.31
计算机、通信和其他电子设备	64405.35	40.85	2.25
电信、广播电视及卫星传输服务	7919.90	35.15	0.28
互联网和相关服务	3132.76	14.86	0.11

(四)数字经济使用表列分析

使用表沿列方向看,反映某一产业部门的生产投入结构和增加值结构,产业部门的中间投入加上增加值为产业部门总投入。

1. 数字经济核心产业对产品的依赖程度

基于数字经济使用表,分别测算四类数字经济核心产业对产品的中间投入情况,用产品在各数字经济核心产业中间投入占该产业总中间投入的比重,反映数字经济核心产业对产品的依赖程度。

由图8可知,数字产品制造业对计算机、通信和其他电子设备的依赖程度最高,其次是电器机械和器材,说明计算机、信息和其他电子设备是数字产品制造业生产活动的核心要素。数字产品制造业对机械和器材类产品的需求也比较大,例如自动化设备和精密仪器。有色金属冶炼和压延加工品在数字产品制造业的中间

投入占比5.03%,产品依赖程度排名第3,说明该产业在制造过程中需要大量金属材料,如铝、铜等关键原材料。橡胶和塑料制品和非金属矿物制品在数字产品制造业的中间投入中占比相对较低,产品依赖程度分别排名第4和第5。

由图9可知,数字产品服务业对租赁和商务服务的依赖程度最高,生产过程中对办公空间租赁、设备租赁以及企业管理咨询投入较多;对房地产的依赖程度排名第2,进一步显示出该产业对办公、商业场所等不动产的需求较高;对货币金融和其他金融服务的依赖程度排名第3,说明金融服务也是该产业生产活动的重要投入产品。道路运输和造纸、印刷及相关制品占数字产品服务业中间投入的比重分别为5.09%和3.40%,说明数字产品服务业生产过程中对上述产品也存在一定依赖性。

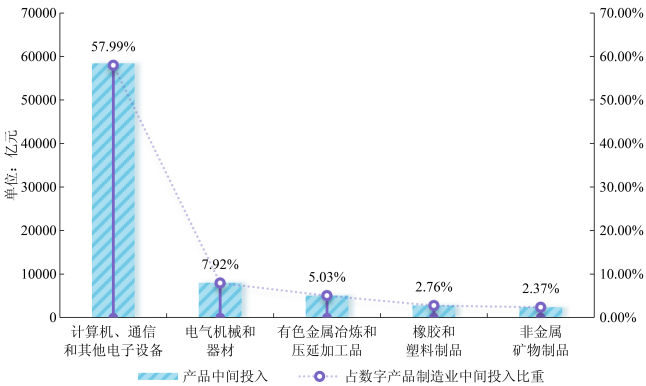


图8 数字产品制造业主要依赖产品

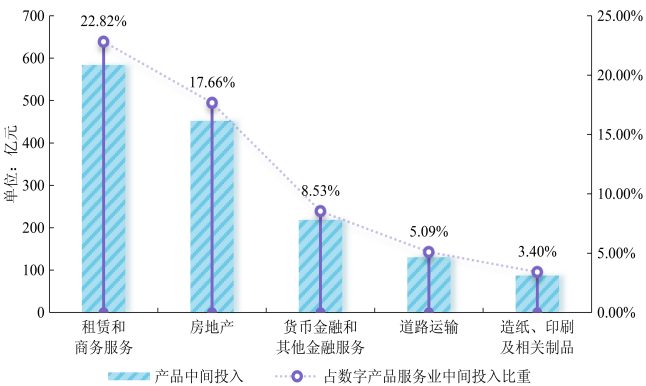


图9 数字产品服务业主要依赖产品

由图 10 可知,数字技术应用业对租赁和商务服务的依赖程度最高,这表明该产业在生产过程中对办公场地、设备租赁及商务支持服务等投入较多;对软件和信息技术服务的依赖程度排名第 2,说明软件开发、系统集成、数据处理等信息技术服务是该产业的重要生产资源;对计算机、通信和其他电子设备的依赖程度排名第 3,显示出该产业对硬件设备也有较高依赖,支撑其数字化运行;对房地产的依赖程度排名第 4,表明该行业在办公空间、数据中心、产业园区等基础设施上的投入较大;对互联网和相关服务的依赖程度排名第 5,体现该产业依赖网络基础设施、云存储、在线服务等数字化支持,对互联网及相关服务需求较大。

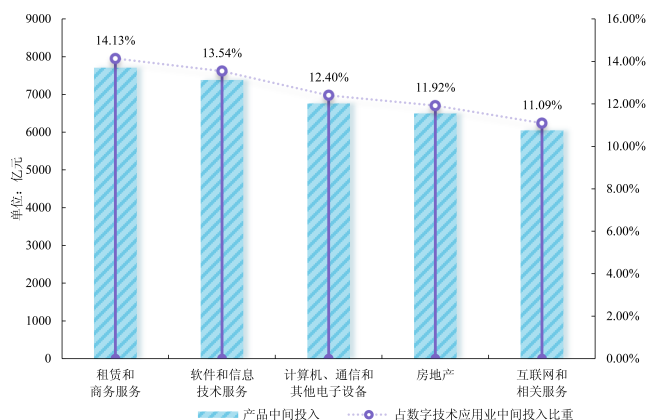


图 10 数字技术应用业主要依赖产品

由图 11 可知,数字要素驱动业对租赁和商务物业的依赖程度最高,该产业在运营过程中较高程度依赖设备租赁、场地租赁及商务服务,以支持其数字化运营和资源配置;对房地产的依赖程度排名第 2,说明数字要素驱动业对办公空间、数据中心、产业园区等基础设施需求较高,这可能与数据存储、计算设施的存放密切相关;对造纸、印刷及相关制品的依赖程度排名第 3,表明该行业较依赖印刷、出版等业务,以满足信息存储、传播和文档管理等需求;对货币金融和其他金融服务依赖程度排名第 4,表明该行业与金融行业联系紧密,可能依赖于资金流动、投融资服务及数字支付等金融支持;对计算机、通信和其他电子设备的依赖程度排名第 5,说明该行业对硬件设备也有一定需求,以支撑其数字化基础设施建设。

务的依赖程度排名第 4,表明该行业与金融行业联系紧密,可能依赖于资金流动、投融资服务及数字支付等金融支持;对计算机、通信和其他电子设备的依赖程度排名第 5,说明该行业对硬件设备也有一定需求,以支撑其数字化基础设施建设。

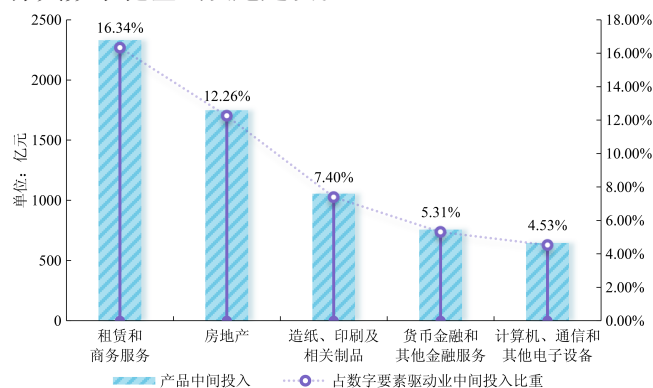


图 11 数字要素驱动业主要依赖产品

2. 传统产业对数字产品的依赖程度

基于数字经济使用表,进一步分析四类数字产品在传统产业中间投入的分布情况,以反映传统产业对数字产品的依赖程度。

各类数字产品在第一产业的中间投入占比普遍较低,最高的互联网和相关服务也仅占 0.14%,这表明第一产业对数字产品的依赖程度相对较弱,数字产品在第一产业的应用和渗透还处于较低水平,应用在精准农业、农产品溯源等方面的数字产品规模较小。

各类数字产品在第二产业的中间投入占比相对第一产业有所提高,计算机、通信和其他电子设备占第二产业中间投入的 1.66%,说明第二产业对数字产品有一定的需求,数字产品在工业生产的自动化控制、生产设备的智能化等方面有一定的应用,推动着第二产业的数字化转型,但整体占比仍不算高,数字化程度还有较大提升空间。

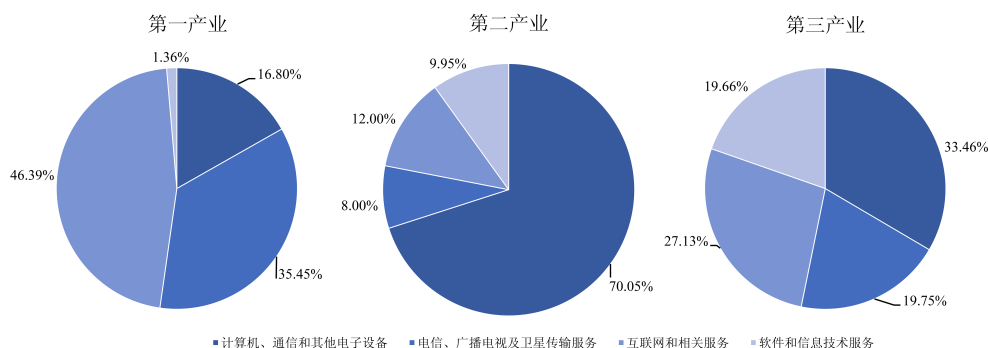


图 12 三次产业依赖数字产品情况

数字产品在第三产业中间投入的占比相对较高,且各数字产品的占比差距相对较小,表明第三产业对数字产品的需求更加广泛,数字产品在信息化管理、线上业务开展、数据处理等方面发挥着重要作用,是推动第三产业发展的和创新的重要力量,也反映出第三产业的数字化程度相对较高。

五、结论与建议

(一)研究结论

通过对中国2020年数字经济供给使用表的编制、全口径数字经济规模测算以及从数字经济供给表和数字经济使用表不同角度开展的数实融合分析,可以得到以下结论:

第一,从总量看,2020年中国数字经济核心产业增加值为78112.49亿元,占GDP的8.17%;传统产业数字经济融合部分增加值为41777.38亿元,占GDP的4.37%;全口径数字经济增加值为119889.86亿元,占GDP的12.54%。从结构看,数字技术应用业和数字产品制造业在数字经济核心产业中发挥着主导作用,是推动数字经济发展的关键力量,数字要素驱动业和数字产品服务业呈现良好的发展态势,为数字经济发展注入新的活力。从数实融合来看,数字经济在第一产业的渗透尚处于起步阶段,需要进一步挖掘第一产业数字化的增长潜力;第二产业凭借其显著的数字化转型成果,是数实融合的中坚力量;第三产业与数字经济能够实现高度协同增效,成为数实融合的领跑者。

第二,数字产品总产出为205574.18亿元,占全部产品总产出的7.79%。数字产品总产出的规模大,但其占比相对不算高,说明数字产品在市场占据一定份额,存在较大的发展空间。数字经济核心产业是支撑数字产品供给的主导力量,其中数字技术应用业和数字产品制造业在数字产品的生产中占主导地位,其数字产品产出占产品部门总产出的比重分别为97.67%和82.75%,为数字经济的发展提供了重要基础支撑,数字要素驱动业和数字产品服务业对数字产品的供给处于辅助地位。我国对数字产品的进口达38596.64亿元,占数字产品总供给的15.02%,在一定程度上反映出我国对进口数字产品的依赖程度。

第三,数字产品的中间使用为144134.10亿元,占总中间使用的21.12%,说明数字产品已成为经济活动中不可或缺的生产要素。计算机、通信和其他电子设备中间使用占数字产品总中间使用的比重最高,为64.70%,其产品主要提供给数字产品制造业,数字

产品还对传统产业中电气机械和器材制造业、综合技术服务、通用设备制造业等贡献较多;电信、广播电视及卫星传输服务中间使用占数字产品总中间使用的比重最低,为10.14%,需要进一步创新该产品在各产业的应用场景。例如,可通过提供数字硬件将传统产品向智能化转型,通过数字技术提供自动化、智能化服务,从而促进产业转型升级。租赁和商务服务、电气机械和器材、房地产等非数字产品对数字经济核心产业的贡献程度较高。数字产品的最终使用为112820.71亿元,其中消费支出、资本形成和出口所占的比重分别为17.38%、39.26%和43.36%,表现在居民及政府对数字产品的消费需求旺盛,数字基建与数字技术投入成为固定资产投资新热点,数字硬件与数字服务出口国外,是我国对外贸易的重要增长点。

第四,数字经济核心产业不仅需要数字产品的中间投入,还需要依赖传统产品的中间投入,如租赁和商务服务、电气机械和器材、造纸、印刷及相关制品等,其中数字经济核心产业对租赁和商务服务的依赖程度最强。传统产业也依赖数字产品的支撑,其中对计算机、通信和其他电子设备的依赖程度最强。数字经济核心产业在发展过程中离不开传统产业提供的货物和服务,而传统产业也需要借助数字硬件和数字技术实现生产效率和竞争力的提升。这种跨产业的要素流动,打破了传统产业边界,既能推动传统产业的数字化转型,也为数字经济核心产业提供了必要的物质基础和服务支撑,体现了数字经济与实体经济深度融合、相互促进的发展趋势。

(二)政策建议

根据上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,完善数字产品统计分类划分,为数实融合分析提供理论支撑。数字产品统计分类及数字经济产业分类的划分是开展数实融合分析的基础,目前国家统计局已发布《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,为数字经济测度提供了权威参考,但权威的数字产品统计分类,目前尚未发布。数字产品统计分类的划分对编制数字经济供给使用表、开展数实融合分析具有重要作用。建议参考《国民账户体系2025》对数字产品的界定,结合我国《统计用产品分类目录》,积极开展数字产品统计分类问题研究,为数实融合分析和数字经济高质量发展提供理论支撑。

第二,细化统计调查数据,丰富数实融合分析资料来源。建议在开展统计调查和专项调查时,进一步

细化相应统计数据,将传统产业的产出,分成数字产出和非数字产出两部分,同时把相应的中间使用数据,也分成数字和非数字两部分,以清晰洞察传统产业与数字经济的融合程度。通过区分数字产出与非数字产出、数字中间消耗和非数字中间消耗,直观了解数字产品对传统产业的贡献程度和传统产业对数字产品的依赖程度。同时,应注重调查国民经济各行业数字产品投入占中间投入的比重,更好观测国民经济各行业对数字产品的依赖程度,为开展数实融合分析提供详尽的资料来源。

第三,加大农业数字投入,促进数字产品与第一产业充分融合。第一产业数字经济融合部分增加值相对较低,从数字产品对传统产业的贡献角度出发,需要加大软件和信息技术服务、人工智能、区块链等核心技术在传统产业中的研发投入。特别地,要关注数字产品在农业中的应用,积极研发适用于农业复杂环境的轻量化、低功耗传感器,优化物联网设备的耐用性与稳定性,围绕种植、养殖、农产品流通等环节,打造AI图像识别的病虫害诊断系统等专用数字产品。针对农业从业者开展数字产品实操培训,提升“新农人”数字技能,多方面促进数字产品深度融入农业生产,促进我国数实融合高质量发展。

第四,加强第二产业对数字产品应用,构建数实双向赋能的产业生态。从传统产业对数字产品的依赖角度出发,需要进一步加强第二产业对数字产品的广泛应用,推进数字基础设施的建设,鼓励产业将信息上传云端,搭建工业互联网平台,促进产业数字化转型。加强第二产业供应链上下游企业之间的信息共享和协同合作,打通产业链数据壁垒,例如食品制造业上游原料商依生产计划备货配送,中游车间结合库存与订单灵活排产并上传生产质检数据,下游经销商反馈销售趋势,各方共享数据,实现动态调整策略,从而提高供应链的透明度和灵活性,提升产业的整体效率和竞争力。

第五,继续加深第三产业的数实融合,促进数字产品在第三产业中的应用。第三产业整体对数字产品依赖程度较高,但从细分产业来看,教育业、研究和试验发展业、航空运输业等对数字产品的依赖程度较低,需要立足不同产业的发展特性与转型需求,推动数字产品的差异化、精准化应用。教育业应聚焦智慧教学、个性化育人等需求,加大数字教学终端、在线教育平台、

虚拟教研系统等产品的投入力度,通过数字技术推动教学过程的精准化与个性化;研究和试验发展业需强化科研数字化基础设施建设,布局高性能计算平台、科研数据共享系统、虚拟仿真实验装置等数字产品,借助数字技术整合跨学科、跨地域的科研资源,加速科研成果从实验室向产业化的转化进程;航空运输业可围绕安全运营、智能调度、服务升级等关键环节,投入航空大数据分析系统、智能航班调度平台、旅客数字化服务终端等产品,以数字技术提升航班运行效率与安全管控能力,促进数实深度融合。◆

参考文献:

- [1] Barefoot K, Curtis D, Jolliff W, et al. Defining and measuring the digital economy[J]. US Department of Commerce Bureau of Economic Analysis, Washington, DC, 2018, 15(2): 1-24.
- [2] Zhao P F. Measuring digital activities in the Australian economy[J]. Report of Australian Bureau of Statistics (ABS), 2019.
- [3] 许宪春, 张美慧. 中国数字经济规模测算研究: 基于国际比较的视角[J]. 中国工业经济, 2020(5): 23-41.
- [4] 鲜祖德, 王天琪. 中国数字经济核心产业规模测算与预测[J]. 统计研究, 2022, 39(1): 4-14.
- [5] 蔡跃洲, 牛新星. 中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J]. 中国社会科学, 2021(11): 4-30+204.
- [6] 朱发仓, 乐冠岚, 李倩倩. 数字经济增加值规模测度[J]. 调研世界, 2021(2): 56-64.
- [7] 彭刚, 赵乐新. 中国数字经济总量测算问题研究: 兼论数字经济与我国经济增长动能转换[J]. 统计学报, 2020, 1(3): 1-13.
- [8] 刘波, 洪兴建. 中国产业数字化程度的测算与分析[J]. 统计研究, 2022, 39(10): 3-18.
- [9] 徐映梅, 张雯婷. 中国数字经济产业关联网络结构分析[J]. 统计与信息论坛, 2021, 36(8): 30-42.
- [10] 徐映梅, 李坤, 李思齐. 基于数字融合的产品价值链路径研究[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(9): 3-22.
- [11] 徐映梅, 李坤. 我国数字经济融合特征及其变化趋势分析[J]. 统计研究, 2025, 42(1): 61-74.
- [12] 徐士博, 章上峰. 中国数字经济的产业关联特征研究: 基于增量投入产出模型[J]. 统计理论与实践, 2025(6): 5-15.
- [13] 关会娟, 徐丽笑. 中国数字经济核心产业增加值核算与产业关联分析[J]. 经济学家, 2025(1): 86-95.
- [14] 王梓琪, 周国富, 徐莹莹. 数字经济产业融合程度、路径和模式的统计测度研究[J]. 统计与信息论坛, 2025, 40(1): 21-35.
- [15] 张美慧. 数字经济供给使用表: 概念架构与编制实践研究[J]. 统计研究, 2021, 38(7): 3-18.

Research on the Scale Measurement of China's Comprehensive Digital Economy and the Integration of Digital and Real Economy: From the Perspective of Digital SUTs

Zhang Meihui, Liu Huiqing

Abstract: Promoting the full integration of the digital economy and the real economy has become an important engine for economic growth in the new era. The latest international standard for national economic accounting, the System of National Accounts 2025, explicitly proposes to enhance the visibility of digitalization in economic statistics by compiling Digital Supply Use Tables (Digital SUTs). This paper compiles the 2020 Digital SUTs for China, defines the concept and scope of the added value of the digital economy integration part of traditional industries, calculates the total added value of the digital economy in China, and further constructs a statistical analysis framework for the integration of the digital and real economies based on Digital SUTs. It systematically analyzes the interactive integration relationship between the digital economy and traditional industries from two aspects: the contribution of products to industries and the dependence of industries on products. The calculation results show that in 2020, the total added value of the digital economy in China was 11988.986 billion yuan, accounting for 12.54% of GDP. Among them, the added value of the core industries of the digital economy was 7811.249 billion yuan, accounting for 8.17% of GDP; the added value of the digital economy integration part was 4177.738 billion yuan, accounting for 4.37% of GDP. In terms of the integration of the digital and real economies: among traditional products, leasing and business services have the highest contribution to the core industries of the digital economy, followed by electrical machinery and equipment. Traditional industries are most dependent on computer, communication and other electronic equipment, followed by Internet and related services. This paper initially demonstrates the role of Digital SUTs as a statistical coordination and analysis tool, and attempts to provide a reference for improving the statistical measurement and evaluation system of the digital economy and promoting the deep integration of the digital economy and the real economy.

Key words: Integration of Digital and Real Economy; Digital Economy Value Added; Digital Economy Supply Use Tables; National Accounting

(责任编辑:田雨)

长江经济带县域城乡融合发展水平的测度评价、障碍识别及数字驱动探析

许 芳,刘倩倩

(湖北大学 数学与统计学学院,湖北 武汉 430062)

摘要:基于“要素流动—结构适配—功能显现”理论框架构建指标体系,对长江流域经济带县域城乡融合发展水平进行测度评价,并采用Jenks自然断裂法、Kernel核密度估计法与空间自相关分析法揭示其空间演变特征。同时,结合障碍度模型与地理探测器模型分别识别长江经济带县域城乡融合发展的内部障碍因素与外部数字驱动作用。结果表明:(1)2012—2023年,长江经济带县域城乡融合发展水平整体稳步提升,形成“下游领先—中游稳健—上游追赶”的格局;(2)维度比较上,结构适配长期保持稳定,要素流动提升有限,功能显现增长最为显著;(3)从时空演变特征看,县域城乡融合发展水平由“点状零散”演化为“片区集聚”,并逐步呈现“核心带状联动”,但“核心—外围”差异依然存在;(4)从障碍因素看,长江经济带县域城乡融合发展的内部制约因素逐步由制度性约束转向要素瓶颈与功能兑现不足,其中资本流动与宜居功能成为主要短板;(5)从外部看,数字乡村建设对城乡融合发展具有显著促进作用,尤其是数字金融与乡村经济数字化发挥了关键驱动效应。文章为促进长江经济带县域城乡融合发展提供了实证依据与政策参考。

关键词:县域;城乡融合;时空演变;障碍因素;数字驱动

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)01-0026-13

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.01.003

一、引言

党的二十届三中全会明确指出“城乡融合发展是中国式现代化的必然要求”,党的二十届四中全会也强调要“促进城乡融合发展”,凸显其在新时代的战略地位。城镇与乡村地域系统作为互促互进的命运共同体,其融合已成为破解“城市病”与“乡村病”并存、推动新型城镇化与乡村振兴协同发展的关键路径。在此背景下,县域作为我国社会治理和公共服务配置的基本单元,因兼具城乡双重属性而成为打破城乡二元结构、推进区域协调发展的核心切入点^[1]。县域城乡融合不仅有助于缓解农村发展不足与城乡失衡,也为区域高质量发展提供了重要支撑。习近平总书记在2020年中央农村工作会议中提出“要把县域作为城乡融合发展的重要切入点”,强调以县域统筹空间、产业和基础设施布局,赋予县级更大资源整合与配置自主权。此

后,2021年以来的历年中央一号文件持续强化县域在城乡一体规划、建设和治理中的统筹作用,2025年中央一号文件更提出要“率先在县域内破除城乡二元结构”。可见,县域已经成为国家推进城乡融合发展的战略突破口,其融合实践不仅承载着乡村振兴与新型城镇化双重任务,也是支撑中国式现代化进程的重要动力。

二、文献综述

城乡融合理论内涵方面的研究,主要围绕城乡关系由分割走向一体、由对立转向协同的逻辑展开。国外研究虽较少直接提出“城乡融合”概念,但其研究路径经历了由“城乡关联”^[2]到“城乡分化”^[3]再到“城乡协调”^[4-5]的演进过程,为城乡融合研究奠定了思想基础。国内在吸收上述成果的同时,结合本土制度背景进一步深化了城乡融合的内涵。刘彦随(2018)^[6]将城乡融

基金项目:国家社会科学基金项目“流动人口社会融入的统计评价研究”(18BTJ011)。

作者简介:许芳,女,博士,副教授,研究方向为城乡融合发展;刘倩倩,女,硕士研究生,研究方向为城乡融合发展。

合界定为城乡地域系统要素交互作用的动态过程,强调空间耦合与流动机制。姚毓春与梁梦宇(2019)^[7]提出要遵循以人民为中心的发展理念,突出人的全面发展目标。韩文龙与吴丰华(2020)^[8]认为新时代城乡融合的关键在于统筹处理工农、城乡、农民与市民及城乡市场四组关系。随着研究的深化,张天帷与高帆(2024)^[9]从动态演化视角出发,将城乡融合视为以非农化与均等化为导向的持续发展过程。段锴丰等(2023)^[10]以“要素—结构—功能”为主线设计构建了城乡融合系统运行机制模型,并对城乡融合系统的动力机制及传导机制进行了分析。张瑞芳和孙迎联(2024)^[11]基于“要素—结构—功能”的系统分析框架,认为县域城乡融合应以县域为抓手,强调要素流动的基础性、结构适配的关键性与功能显现的目标性。

城乡融合发展水平的测度方面,国外学者的相关研究并不多,评价方法多偏向定性,主要从城乡农业发展、土地、教育、福利等单一视角展开。部分国内学者如陈坤秋和龙花楼(2019)^[12]采用城乡收入差距、消费差距等单一指标表征城乡融合发展水平。然而此类单指标方法难以反映城乡融合的多维属性,因此更多研究转向构建综合性指标体系^[9]。杨荣南(1997)^[13]较早构建了包含经济、空间、生活、人口、生态环境融合五个维度的综合评价指标体系,此后许多研究在维度选择上将该框架进行适度调整与拓展,形成了相对固定化的范式。而赵德起和陈娜(2019)^[14]从前提、动力、结果维度构建城乡融合发展水平指标体系。姚毓春和梁梦宇(2021)^[15]从城镇、乡村两个维度构建指标体系,后以耦合协调度衡量城乡融合发展水平。熊玲(2024)^[16]则从融合动力系统、融合目标系统来构建指标体系。测度方法层面,主要有熵权TOPSIS法、全局主成分分析法、横纵向拉开档次法、层次分析法、全局熵值法、耦合协调模型等。同时现有实证研究多聚焦于省域、市域及部分城市群等宏观维度,县域层面的系统测度相对不足,亟须在更精细的空间单元上探讨城乡融合发展的时空格局与演化机制。

城乡融合的影响因素方面,学界普遍认为其发展受外部驱动与内部障碍的共同作用。外部驱动因素方面已有较为系统的探讨:丁焕峰等(2021)^[17]认为城市更新可通过要素空间重组、产业置换和人居福利改善来推动城乡融合。曾佳丽等(2022)^[18]认为区位条件显著影响要素流动的方向与效率,从而塑造不同区域的融合路径。陈磊等(2022)^[19]认为深化农地“三权”分

置、宅基地制度与农村集体建设用地入市等土地制度改革是消解土地要素流动障碍、促进县域城乡要素均等交换的关键制度安排。张桂文和王耀晨(2024)^[20]认为农民工市民化能够通过加快农业农村现代化、促进基本公共服务均等化以及提高新型城镇化质量等作用渠道促进城乡融合发展。采用的研究方法有随机森林模型和地理探测器^[21]等。相比之下,对于内部障碍因素的系统剖析,已有研究开始采用障碍度模型对制约城乡融合的内部瓶颈进行识别与排序,为从内部治理角度设计实践路径提供了实证依据^[22-23]。

梳理文献发现,既有研究仍存在三方面不足:一是研究尺度偏宏观,多聚焦省域或城市群,忽视兼具城乡双重属性的县域,致使县域层面的分析框架与实证体系不完善;二是分析框架与指标体系有待深化,虽有部分研究基于系统论提出“要素—结构—功能”范式,但多停留理论层面,实证支撑不足,指标维度覆盖有限、动态性不足,难以全面刻画县域城乡融合发展水平与演化特征;三是驱动因素研究相对薄弱,尤其缺乏从数字化视角系统识别县域城乡融合动力的研究。

综上,本文以长江经济带的543个县为研究对象,从水平测度、时空格局、障碍因素与数字驱动等方面系统研究城乡融合发展。主要贡献包括:第一,从县域这一关键空间单元切入,深化对城乡融合的微观认知,拓展空间尺度。第二,在水平测度上,基于“要素流动—结构适配—功能显现”框架构建指标体系,并在创新、产业与治理维度引入更具解释力的指标,如用人均专利申请数衡量创新要素流动,用夜间灯光基尼系数刻画产业空间协调性,用人工智能企业数量反映政策动态调节能力;方法上,结合熵值法与基于遗传算法的投影寻踪模型确定指标权重,提高评价的稳健性。第三,在驱动因素识别方面,立足数字技术在乡村经济、治理与生活领域的渗透,采用地理探测器模型揭示数字化多维驱动效应及作用机理,丰富了县域尺度数字化驱动城乡融合发展的相关研究。整体而言,本文在继承既有思路的基础上构建了系统化、可操作的县域分析框架,为长江经济带及其他区域城乡融合发展提供了理论与实证参考。

三、县域城乡融合发展的内涵阐释

县域城乡融合发展过程中,各要素之间并非独立运行,而是“你中有我,我中有你”般的相互联系。同时,内部结构不是静态的,而是在要素流动推动下不断重组优化,整个过程表现出的这种结构关联性使得县

域城乡融合具有整体性特征,即单一要素的变化可能引发整体系统的调整。县域城乡融合亦为动态开放过程,各要素与结构需在时空中互动,伴随城市与乡村资源、信息的持续交换,才能实现发展与平衡,故开放性为其演化的必要条件^[24]。总之,县域城乡融合发展是更具包容性、开放性的整体系统,遵循系统的演化规律、作用机制和动能基础^[25]。在此背景下,可运用系统论中的“要素—结构—功能”框架剖析县域城乡融合发展的内在逻辑与演进机制。不同县域在资源禀赋、社会经济基础与政策环境上的差异,使城乡间要素流动组合各异,由此形成不同的系统结构,并进一步影响功能的实现;结构与功能的匹配程度直接关系到宜居、宜业、和美、和谐及韧性等融合功能的有效显现。据此构建“要素流动—结构适配—功能显现”的逻辑框架(见图1),为县域城乡融合发展的系统性分析提供理论支撑。

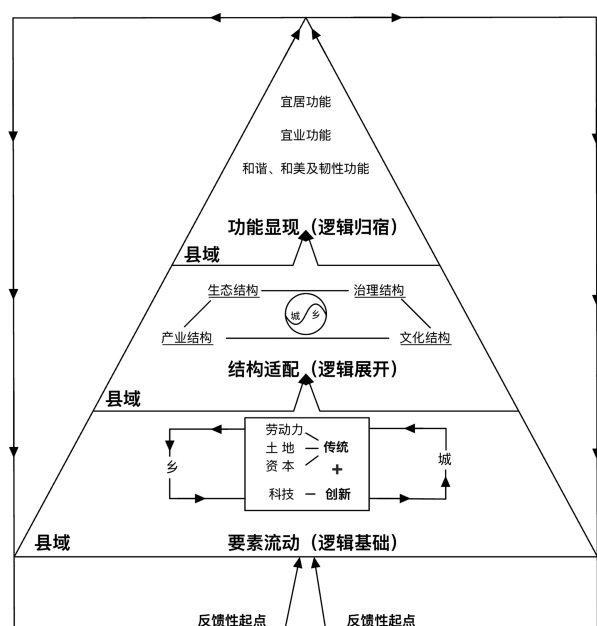


图1 县域城乡融合发展逻辑图

要素流动是逻辑基础。城乡融合的关键在于打破要素分割,使人、地、资、技等要素在城乡间自由流动并实现优化配置,使二元结构在要素层面逐步趋于一体化。县域作为联接城市与乡村的关键空间,是各类要素的集散枢纽和城乡互动的核心载体。当劳动力、土地、资本和科技等要素在城乡间顺畅双向流动时,能为产业协同、文化共融、生态共建与治理共治提供持久动力;劳动力流动加速了知识溢出和知识传播,促进了思想观念的更新和进步^[26],进而重塑产业分工与文化观

念;土地流动推动空间整合与生态协同;资本流动支撑产业升级与公共服务均等化;科技流动则加速产业数字化、文化传播与治理现代化。由此,要素流动构成县域城乡融合的内生驱动机制,为结构重塑优化与功能显现奠定基础,是逻辑链条展开的起点^[27]。

结构适配是逻辑展开。与要素流动的动态性相比,结构适配强调城乡在产业、文化、生态与治理等方面的系统性协调,是城乡关系由“量变”转向“质变”的关键环节。结构适配将前期要素配置的成果固化为较稳定的制度与空间结构,为后续功能显现提供条件。其中,产业结构适配为宜业功能提供支撑;文化结构适配塑造城乡共享的价值纽带,促进和美与和谐功能呈现;生态结构适配保障宜居环境和系统韧性;治理结构适配确保多元要素协同运转,巩固社会和谐与系统韧性。结构适配既承接要素流动,又引导功能显现,是城乡融合从外在耦合迈向内在统一的核心机制。

功能显现是逻辑归宿。功能显现集中体现了要素流动与结构适配的综合成果,是城乡融合发展的结果性环节,也是推动要素再流动和结构再优化的反馈起点,从而形成动态循环的系统闭环。宜居功能反映公共服务均衡和人居环境改善,是基础作用;宜业功能体现产业互嵌与就业协同,是主导作用;和美、和谐与韧性功能则表达文化共融、社会整合与系统适应能力,发挥衍生作用。三类功能之间并非替代关系,而是递进演化、相互强化,从而推动城乡关系由物质流动向功能共享、价值共生”跃升。功能显现作为逻辑终点,完成了“要素流动—结构适配—功能显现”的演化闭环,揭示了县域城乡融合发展的整体进程。

四、研究设计

(一)研究区域选择

长江经济带横跨东、中、西三大区域,且覆盖11个省市,地理位置优越,其面积占全国的20%,经济总量和人口规模在全国占据重要地位,在构建新发展格局、推动高质量发展中起着非常重要的作用^[28]。本文锁定长江经济带10个省份的543个县(县级市),该地区内部差异明显,既包括经济高度发达的长三角,也涵盖中、西部相对落后的区域,能够较全面反映我国城乡融合发展的总体格局与阶段特征。根据长江干流地理特征、流域水文及区域经济关联度,将研究区域划分为上游、中游、下游:上游包含云南、贵州、四川及重庆下辖县域,中游包含湖南、湖北、江西下辖县域,下游包含江苏、安徽、浙江下辖县域。

(二)数据来源说明

本文选取2012—2023年长江经济带543个县(县级市)作为样本,其余县域由于数据缺失严重或行政区划调整予以剔除,对部分缺失值采用线性插值法和多重插值法补齐。数据主要来源于2013—2024年的《中国县域统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》,以及各县域的统计年报和EPS数据平台。数字驱动探析部分的数据来源于北京大学数字乡村指数匹配数据。

(三)指标体系构建

“要素流动—结构适配—功能显现”的逻辑框架不仅揭示了县域城乡融合发展的内在机制,也为评价体

系的构建提供了清晰的理论支撑。为了将抽象的逻辑关系转化为可度量的分析工具,本文在该框架基础上提炼出3个核心维度,即以要素流动、结构适配、功能显现作为一级维度,兼顾指标体系的科学性与数据的可得性,筛选出28项具体的衡量指标,构建县域城乡融合发展评价指标体系(见表1),以期实现理论逻辑与实证测度的有机统一。

五、长江经济带县域城乡融合发展水平的测度评价

(一)整体及分区域评价

为科学测度评价县域城乡融合发展水平,本文参考李胜等(2025)^[23]的方法,分别采用熵值法和基于遗

表1 县域城乡融合发展评价指标体系

目标	子目标	维度	指标名称	指标说明	属性	权重
县域城乡 融合发展	逻辑基 础:要素 流动	劳动力要素	非农业-农业就业比	非农就业人数/农业就业人数	+	0.0804
			常住人口城镇化率	城镇常住人口数/常住人口数	+	0.0393
			暂住人口占比	暂住人口数/劳动力人口数	+	0.0446
		土地要素	单位土地固定资产投资额	固定资产投资额/土地面积	+	0.0340
			人均建成区面积	反映土地利用强度	-	0.0245
		科技要素	征用土地面积占比	征用土地面积/区域总面积	+	0.0699
			人均农业机械总动力	反映农业技术水平进步	+	0.0322
			人均专利申请数	专利申请数/人口数	+	0.0496
	逻辑展 开:结构 适配	资本要素	二元对比系数	(第一产业产值/第一产业从业人员数)/(第二、三产业产值/第二、三产业从业人员数)	+	0.0514
			城市固定资产投资占比	城市固定资产投资总额/全社会固定资产投资总额	-	0.0134
		产业结构	产业结构偏离度	$\sum \text{各产业就业比重} - \text{产业产值比重} $	-	0.0247
			非农产业比重	第二、三产业产值/地区生产总值	+	0.0313
			产业空间分化程度	夜间灯光基尼系数	-	0.0015
		文化结构	艺术、体育馆覆盖度	艺术馆表演场馆数量/乡镇数量	+	0.0668
			公共文化服务	人均图书馆藏书	+	0.0236
		生态结构	建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖面积/建成区面积	+	0.0226
			污染状况	单位面积化肥施用量	-	0.0412
		治理结构	城乡污染治理	污水处理率	+	0.0100
			城乡生活垃圾无害化处理	生活垃圾处理率	+	0.0066
			政策动态调节能力	人工智能企业数	+	0.0473
	逻辑归 宿:功能 显现	宜居功能	医疗卫生服务	医疗卫生机构床位数/户籍人口数	+	0.0420
			公共服务	社会服务机构单位数/户籍人口数	+	0.0534
			教育服务	中小學生数/中小学教师数	-	0.0068
			城乡交通通达性	公路总里程/区域总面积	+	0.0236
		宜业功能	经济发展水平	人均GDP	+	0.0480
			城乡居民人均可支配收入比	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	-	0.0155
		和美、和谐与韧性功能	人均公园绿地面积	公园绿地面积/人口数	+	0.0097
			社会福利水平	社会福利收养性单位床位数	+	0.0859

传算法的投影寻踪模型计算各指标权重,然后等权重加权平均得出综合权重。公式如下:

$$W_{ij} = \frac{A_{ij} + B_{ij}}{2} \quad (1)$$

$$V_i = X_{ij} W_{ij} \quad (2)$$

式中, W_{ij} 表示第 i 个评价对象第 j 个指标 x_{ij} 的综合权重值; A_{ij} 为第 i 个评价对象第 j 个指标 x_{ij} 的熵值法算出的权重值; B_{ij} 为第 i 个评价对象第 j 个指标 x_{ij} 基于遗传算法优化的投影寻踪模型计算出的权重值; V_i 为第 t 年县域城乡融合发展水平指数得分; X_{ij} 为第 i 个评价对象的第 j 个指标 x_{ij} 标准化之后的值。

从整体趋势看(见图2),2012—2023年长江经济带县域城乡融合发展水平呈现稳步上升态势,整体指数由2012年的0.183提升至2023年的0.234,累计增幅27.87%,年均增长约2.53个百分点,这一变化不仅表明城乡要素流动日益顺畅、结构调整不断深化,也反映出功能效应的逐步显现和综合协调性的持续提升。分区域看,下游始终保持领先,其指数从0.201提升至0.272,增幅达35.32%,主要得益于长三角一体化的深入、产业链的完善及交通互联互通所形成的综合优势,从而在资本、劳动力和公共服务等要素吸引方面具备先发优势。中游水平居中并稳步增长,在承接产业转移与吸纳人口流动中发挥枢纽作用。上游地区虽然起点较低,但在新型城镇化规划、“十三五”时期的流域协同战略以及乡村振兴战略等一系列政策推动下,其融合发展水平明显提高,指数由不足0.180上升至0.210以上,呈现出持续追赶的态势。值得注意的是,尽管2020年暴发的新冠疫情对区域要素流动造成扰动,三大区域及整体指数仍延续上升态势,显示出县域城乡融合发展的韧性。总体而言,长江经济带县域城乡融合呈“整体提升、梯度分化、差距收敛”格局:下游依托先发红利保持领先,中游以承接功能支撑稳步发展,上游在政策驱动下快速追赶。上述趋势既体现区域经济基础与城镇化阶段的差异,也折射出国家顶层设计与区域协同战略的共同效应,同时反映出政策传导过程中的空间差异与时间滞后特征。

(二)分维度评价

从分维度的测度结果看(见表2),长江经济带县域城乡融合发展的演进轨迹与“要素流动—结构适配—功能显现”的逻辑链条高度契合,体现出阶段性特征与内在规律。首先,结构适配始终保持在最高水平并相对平稳,其测度结果从0.0887上升至0.0939,表

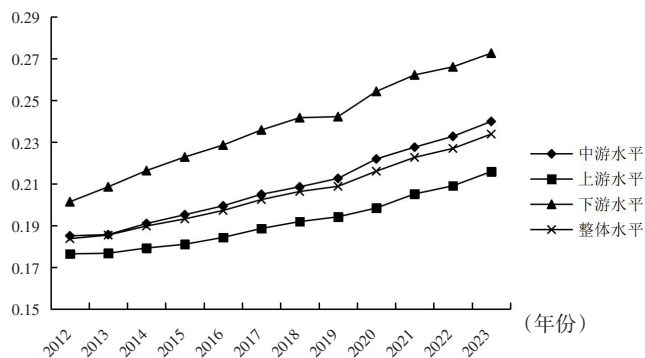


图2 长江经济带整体及各区域县域城乡融合发展水平

明县域在产业、生态、文化和治理等方面的基本结构框架已较早确立,并在较长时期内维持稳定运行。这种稳定性既反映了国家新型城镇化、乡村振兴战略下制度供给和空间治理的持续推动,也凸显了结构优化在县域城乡融合中发挥着坚实的“硬支撑”作用。其次,要素流动虽呈缓慢上升趋势,但整体水平偏低,从2012年的0.0508上升至2023年的0.0615,说明人口、资本和技术等要素跨城乡流动仍受到城乡分割体制、区域发展不均衡等多方面制约。在县域层面,城乡间要素流动更多依赖外部市场和政策驱动,缺乏内生性动力,因此其增长幅度有限,这一现象揭示出县域城乡融合发展仍需在打破要素壁垒、完善制度通道方面加大改革力度。最后,功能显现表现出最为显著的提升,从2012年的0.0443增长至2023年的0.0784,尤其在2018年后加速上升,说明前期要素流动积累与结构稳定创造了条件,县域城乡融合综合效应逐步释放,在公共服务、宜居环境、产业融合及社会治理等方面显现具体成效。总体看,三个维度差异化的演进凸显县域城乡融合发展的内在逻辑:结构适配提供稳定支撑,要素流动受到制约,而功能显现体现融合效益的最终释放。

(三)时空演变特征分析

1. 时序动态演变

本文借助核密度估计法对县域城乡融合发展水平在不同阶段的动态演变特征进行可视化分析。假设连续型随机变量 X 的密度函数为:

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - \bar{x}}{h}\right) \quad (3)$$

式中, n 为样本个数; h 为宽带; x_i 为观测值; $\bar{x}$ 为均值; $K(x)$ 为核函数,采用高斯核函数进行估计。其公式为

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (4)$$

表2 长江经济带县域城乡融合发展水平及各维度水平

年份	要素流动	结构适配	功能显现	整体水平
2012	0.0508	0.0887	0.0443	0.1838
2013	0.0525	0.0898	0.0432	0.1855
2014	0.0547	0.0907	0.0444	0.1898
2015	0.0561	0.0911	0.0460	0.1933
2016	0.0581	0.0916	0.0476	0.1973
2017	0.0605	0.0927	0.0494	0.2025
2018	0.0614	0.0929	0.0522	0.2064
2019	0.0603	0.0935	0.0551	0.2089
2020	0.0627	0.0930	0.0604	0.2161
2021	0.0618	0.0931	0.0678	0.2227
2022	0.0615	0.0931	0.0724	0.2270
2023	0.0615	0.0939	0.0784	0.2339

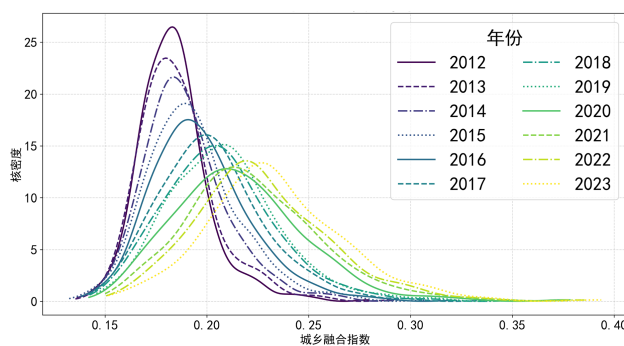
借助核密度估计方法,对2012—2023年长江经济带整体及上、中、下游县域城乡融合水平的分布形态进行刻画,从而揭示其时序演进过程中的整体提升、区域差异及梯度分化特征,具体如图3所示。

2012—2023年,长江经济带县域城乡融合发展水平总体呈持续提升趋势,核密度估计清晰揭示了动态演化特征。曲线峰值逐年右移表明整体指数稳步上升,而曲线由集中单峰向拓宽发展,反映各阶段融合速度与形态的差异与复杂性。各流域呈差异化演进:上

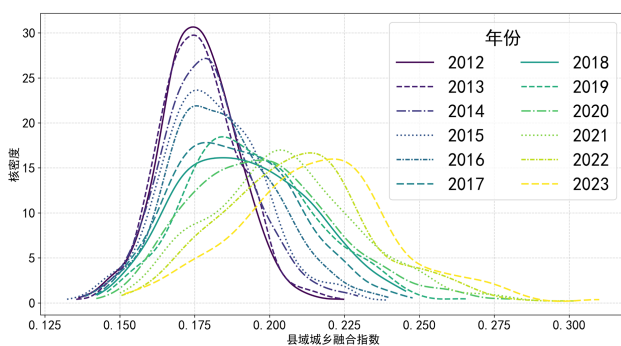
游水平偏低但增长稳健,显示政策扶持与要素积累下的渐进式追赶;中游峰值右移幅度最大,后期出现宽峰甚至轻微双峰,反映县域间分化加剧与部分地区跨越式提升;下游则在较高区间持续拓展,体现先发优势与集聚效应,同时内部差异扩大,形成“下游领先—中游加速—上游追赶”的空间梯度格局。这一演进特征既源于县域经济社会要素的集聚与分化,也深受国家战略推动,新型城镇化、乡村振兴及长江经济带发展战略有效破除城乡要素流动障碍,重塑县域经济与社会结构,中、西部地区追赶态势明显。生态优先与绿色发展导向进一步推动城乡关系协调重构,而不同区域政策落实与发展基础差异强化了空间异质性。总体而言,核密度曲线的右移与展宽直观呈现长江经济带县域城乡融合发展的“整体提升与分化并存、稳步推进与梯度演进并行”特征,为理解区域协调发展及城乡关系重塑提供了实证依据。

2. 空间分布演化

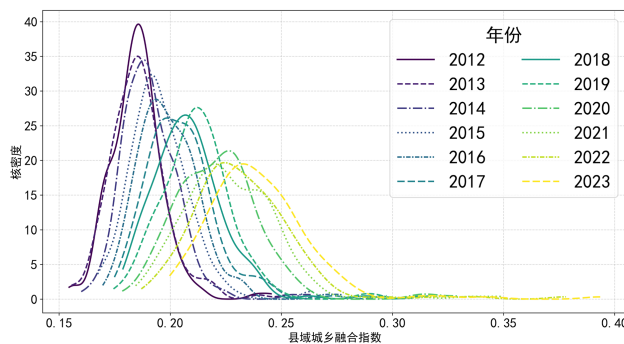
先根据全年份测度值得出统一等级分段点,将长江经济带县域城乡融合发展水平划分为低、中低、中、中高、高5个梯度,后借助ArcGIS-Pro软件分别将各年份空间分布情况进行更为直观的可视化处理,选取2012年、2016年、2020年及2023年4个年份的结果进行可视化呈现,具体如图4所示。



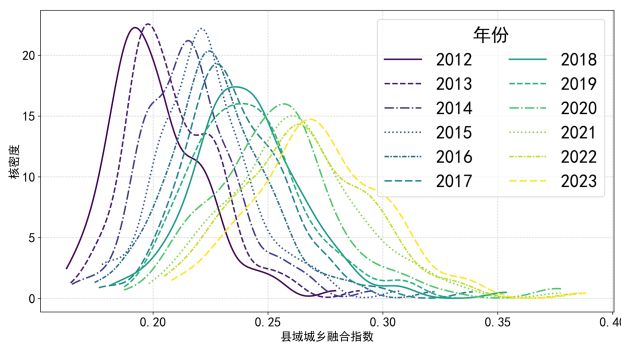
a. 整体时序演变图



b. 上游时序演变图



c. 中游时序演变图



d. 下游时序演变图

图3 长江经济带县域城乡融合发展水平时序演变图

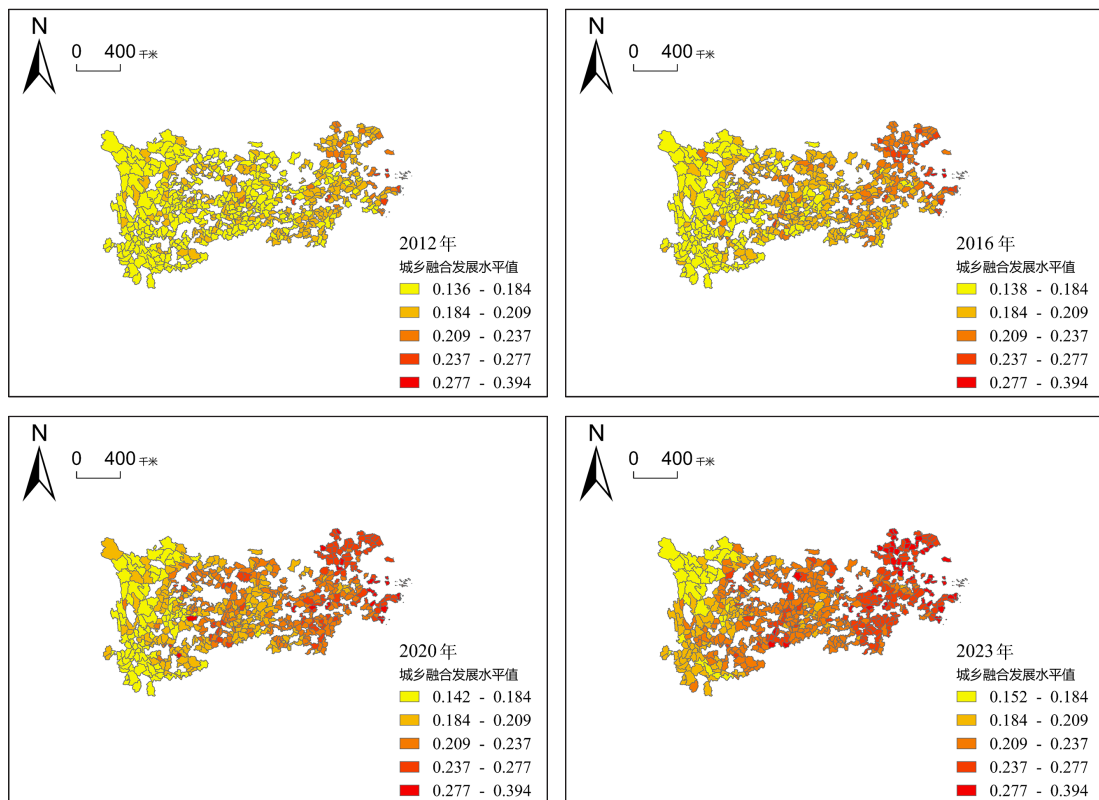


图4 长江经济带县域城乡融合发展水平空间分布演变图

长江经济带县域城乡融合发展水平呈现出由低向高的梯度演进。2012年整体仍以低水平县域为主,仅核心区域呈现中高水平特征,空间梯度尚不清晰。至2016年,中等级县域显著增多,高梯度区域开始扩展,分层格局逐渐浮现。2020年中高梯度进一步推进,低梯度占比下降,区域差距有所收敛。到2023年,高梯度县域大规模出现并呈集聚态势,中梯度区成为核心与边缘之间的过渡带,低梯度县域则主要分布于边缘地带或基础薄弱区域,整体格局演变为“核心高梯度—外围中低梯度”的同心式结构。在此过程中,长三角、长江中游等城市群核心区域实现明显跃升,依托产业协同、基础设施互联互通和公共服务一体化,形成了资本、人口及产业的强集聚效应,并对周边县域产生扩散带动。相比之下,滞后县域多位于偏远山区或生态脆弱区,受限于区位不利、产业基础薄弱,难以形成有效的要素集聚,城乡融合发展进程缓慢。总体而言,该空间差异既来源于国家战略与区域政策的梯度传导,也反映了各县域发展禀赋的差异。基础条件优越的核心区更易形成集聚优势,而生态功能突出或发展基础薄弱的县域受制于多重约束,即便获得政策支持,融合发展水平仍提升有限,进而呈现出与其禀赋与政策承载力相匹配的差

异化演进格局。

3. 空间相关性分析

Moran's I 指数是探索性空间分析中的主流工具,包括全局与局域两类,分别可以识别区域城乡融合发展的整体空间依赖性以及不同位置上空间集聚或离散的局域模式。计算公式分别为:

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, (i \neq j) \quad (5)$$

$$Moran's I' = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, (i \neq j) \quad (6)$$

式中, n 为空间单元数, x_i 和 x_j 分别表示空间单元(县域) i 和 j 的观测值(城乡融合各子系统及综合测度值), $\bar{x}$ 为 x 的平均值, W_{ij} 为空间权重值。

表3显示,2012—2023年长江经济带县域城乡融合发展的全局 Moran's I 指数始终显著为正,且均通过1%显著性检验,表明城乡融合发展水平在空间上具有稳定且显著的正向相关性,高、低水平县域分别呈集聚分布,空间集聚效应显著。总体趋势上, Moran's I 指数由2012年的0.47上升至2018年的0.68,反映空间集

聚性持续增强并逐步形成稳定格局。2019年指数阶段性回落,一定程度上与外部冲击及结构性约束有关:一是中美贸易摩擦加剧影响外贸产业链,投资扩张放缓削弱核心区溢出效应;二是国家在去杠杆、防风险背景下收紧金融监管,地方政府债务扩张受到约束,基础设施与产业项目投资放缓,进而抑制县域间的空间联动。2020年后指数快速回升,并在2023年再次达到峰值(0.68),空间集聚进一步强化。这与新冠疫情后积极的财政政策和宽松的货币政策推动的专项债与基建投入、乡村振兴与长江经济带发展战略的全面推进、跨区域基础设施与产业协作的不断深化,以及数字乡村与新基建降低要素流动成本密切相关。空间演化显示出显著的路径依赖:优势地区依托资源、政策和产业巩固领先地位,基础薄弱地区受制度与资源约束形成“弱者相聚”局面,导致“强者恒强、弱者更弱”的分化趋势加剧,整体水平提升的同时区域不均衡性增强。这一结果揭示了长江经济带城乡融合演化的复杂性及其潜在的锁定效应,对推进区域协调发展和制定差异化政策具有一定启示。

局部空间自相关分析(图5)显示,2012年、2018年、2023年LISA聚类由早期的“点状零散”逐步演化为“片区集聚”,近期呈现明显的“核心带状联动”局面,与全局Moran's I指数上升的趋势一致,空间集聚与外溢效应不断增强。具体看,2012年城乡要素流动分散,仅长三角及少数中心城市周边形成局部高值,反映城乡融合发展不均衡;2018年,成渝、长三角及武汉周边形成核心节点,空间联系趋紧,辐射带动作用显现,对应全局指标阶段性上升;2023年核心集聚进一步拓展并呈带状联动,外溢效应显著增强,与Moran's I指数峰值高度契合,显示城乡融合空间依赖持续强化。从维度看,结构适配早期高低并存,2018年后核心区匹配度提升、集聚性增强,但西部及中游腹地仍低值聚集,结构性矛盾尚未完全缓解;功能显现整体滞后,2012年高值稀少且波动大,2018年起成都、重庆、武汉

表3 长江经济带县域城乡融合发展水平
全局Moran's I指数值

年份	全局Moran's I指数	z得分	p值	预期指数
2012	0.47	23.13	0	-0.001845
2013	0.54	26.42	0	-0.001845
2014	0.59	29.10	0	-0.001845
2015	0.63	31.07	0	-0.001845
2016	0.64	31.26	0	-0.001845
2017	0.66	32.37	0	-0.001845
2018	0.68	33.22	0	-0.001845
2019	0.63	31.05	0	-0.001845
2020	0.66	32.41	0	-0.001845
2021	0.67	33.04	0	-0.001845
2022	0.66	32.54	0	-0.001845
2023	0.68	33.27	0	-0.001845

等核心逐步形成功能集聚并增强联动,至2023年长三角与成渝优势进一步巩固,呈“核心强化、外围滞后”的梯度格局。总体上,长江经济带城乡融合发展呈“要素—结构—功能”依次推进:要素流动先行,结构适配跟进,功能显现滞后,局部空间格局与全局Moran's I指数变化高度一致。未来应在巩固核心区辐射作用的基础上,加强区域协调与政策投入,尤其在结构优化与功能提升方面,加大资源和制度供给,以缩小腹地与核心区差距,实现更广域的均衡化与高质量城乡融合发展。

六、长江经济带县域城乡融合发展水平的影响因素分析

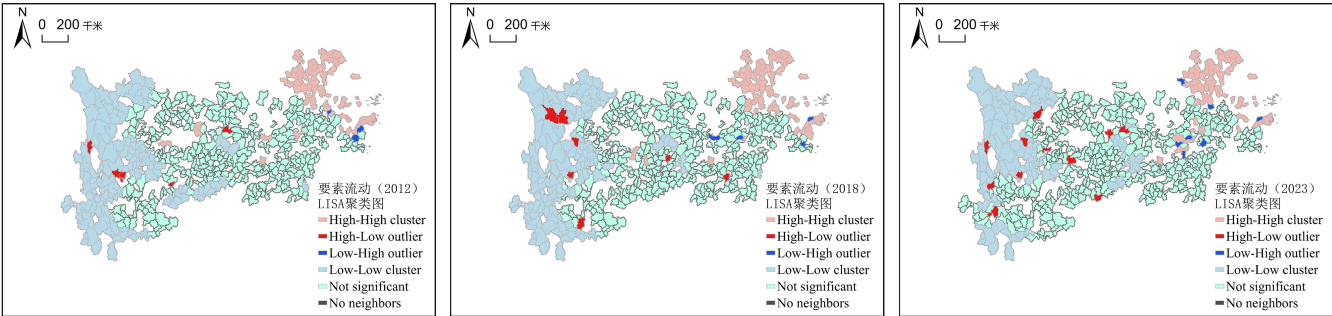
(一)内部障碍因素识别

引入障碍度(O_j)、因子贡献度(W_j)和指标偏离度(V_j)构建障碍度模型,具体计算方式如下:

$$V_j = 1 - X_j \tag{7}$$

$$O_j = \frac{V_j \times W_j}{\sum_{j=1}^m V_j \times W_j} \times 100\% \tag{8}$$

式中, O_j 为指标 j 对于县域城乡融合发展水平的障碍度; V_j 为指标偏离度; X_j 为单项指标标准化处理后的值; W_j 为因子贡献度,即指标 j 的权重; m 为指标的数量。



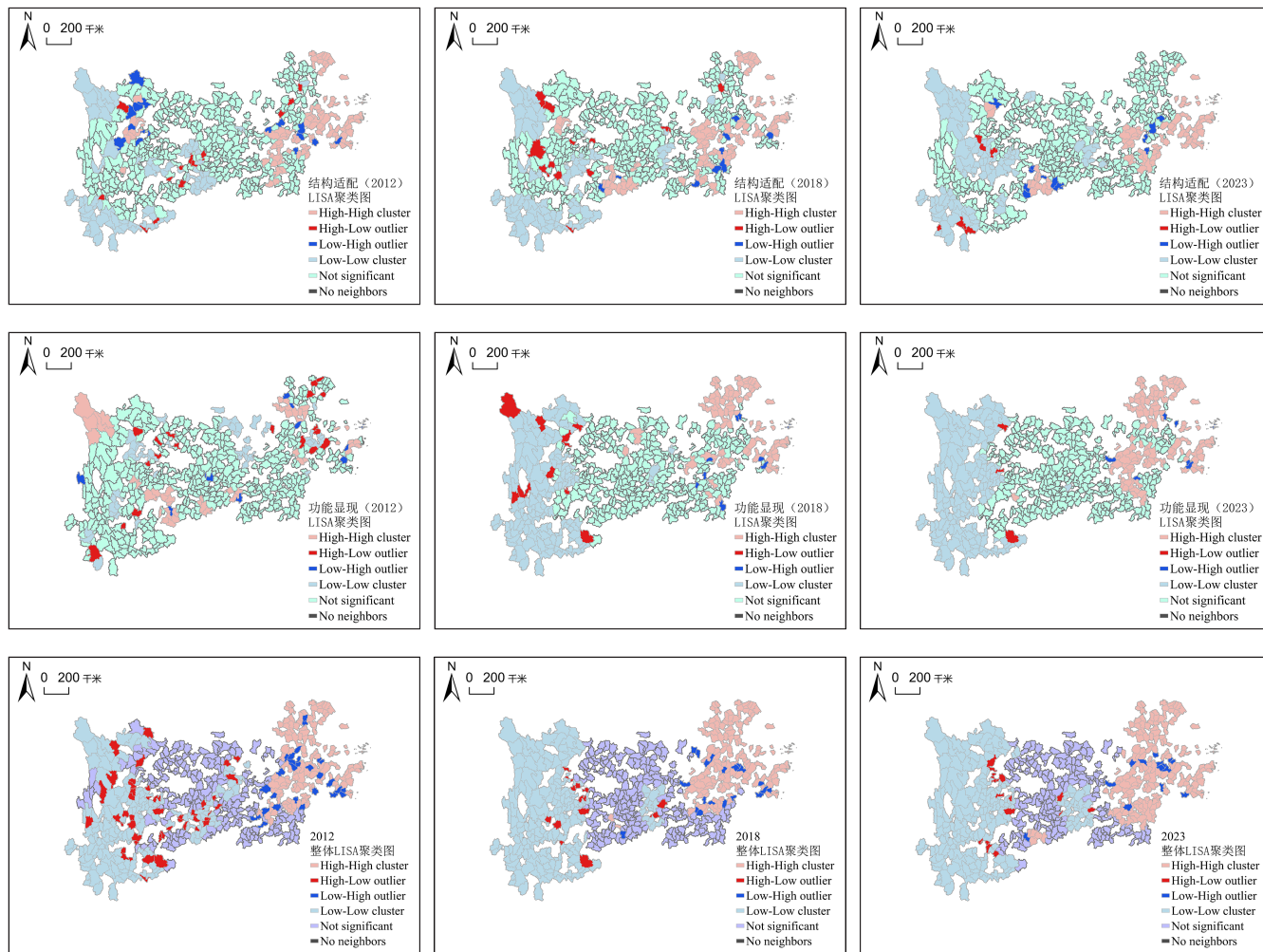


图5 LISA聚类图

运用障碍度模型对2012年、2023年长江经济带整体及上、中、下游县域城乡融合发展的3个子目标及对应维度的障碍度进行计算,进而判断阻碍长江经济带县域城乡融合发展的关键障碍。计算结果如表4所示。

基于2012年与2023年的障碍度分解结果,可以发现,长江经济带县域城乡融合发展的主要制约因素呈现出由“结构适配”向“要素流动”与“功能显现”转移的趋势。整体而言,结构适配障碍度由38.41%降至32.66%,其中治理结构的障碍贡献由14.36%大幅降低至6.91%,表明公共服务均等化与区域协同治理的推进有效减轻了制度性约束。相较之下,要素流动障碍度由34.86%升至38.18%,资本要素障碍尤为突出,由6.02%升至9.54%,且中游地区增幅最大,反映了县域融资约束与资本配置失衡仍是当前关键的瓶颈。在此背景下,功能显现障碍度亦由26.72%升至29.16%,其中宜居功能障碍上升较快,说明结构与治

理改善尚未充分转化为居民实际获得感与生活质量提升。进一步的区域比较揭示了不同地带的差异性机理:上游治理改善明显,但资本与人才流动不足制约了功能提升;中游资本要素瓶颈加剧,对产业升级与城乡融合深化形成核心制约;下游虽要素较为顺畅,但在快速城市化压力下,公共服务供给与社会韧性承压,导致功能性障碍依然突出。总体看,长江经济带县域城乡融合的制约已由制度性阻碍转向要素瓶颈与功能兑现不足,打通资本流动渠道、提升结构与功能间的转化效率,将成为未来提升城乡融合水平的关键。

(二)外部数字驱动作用探析

识别长江经济带县域城乡融合发展的内部障碍因素,可为突破瓶颈提供关键依据,而实现融合水平的进一步提升,则需依托于数字技术所带来的外部动能。基于数字乡村建设的现实背景,引入地理探测器模型,从实证层面揭示数字化对城乡融合发展的作用机制。

表4 长江经济带县域城乡融合发展水平障碍度

障碍因子	障碍度(%)											
	整体			上游			中游			下游		
	2012年	2023年	均值	2012年	2023年	均值	2012年	2023年	均值	2012年	2023年	均值
要素流动	34.86	38.18	36.52	34.01	38.75	36.38	36.73	39.07	37.90	34.39	35.16	34.78
劳动要素	10.53	10.85	10.69	10.17	10.86	10.51	11.12	10.89	11.01	10.65	10.77	10.71
土地要素	10.90	10.67	10.79	10.70	10.83	10.76	11.42	10.74	11.08	10.68	10.11	10.40
科技要素	7.41	7.11	7.26	7.31	7.33	7.32	7.82	7.11	7.46	7.07	6.54	6.81
资本要素	6.02	9.54	7.78	5.84	9.74	7.79	6.36	10.33	8.35	5.99	7.73	6.86
结构适配	38.41	32.66	35.54	42.12	33.25	37.68	35.63	32.96	34.29	32.16	30.57	31.37
产业结构	10.16	11.18	10.67	10.85	11.50	11.17	9.76	12.13	10.95	8.79	8.77	8.78
文化结构	7.38	6.80	7.09	7.46	6.80	7.13	7.43	6.84	7.13	7.06	6.72	6.89
生态结构	6.52	7.77	7.14	6.12	7.92	7.02	6.84	7.33	7.08	7.16	8.08	7.62
治理结构	14.36	6.91	10.64	17.69	7.03	12.36	11.60	6.66	9.13	9.15	7.00	8.07
功能显现	26.72	29.16	27.94	23.87	28.00	25.94	27.65	27.97	27.81	33.44	34.27	33.85
宜居功能	12.39	15.81	14.10	11.56	15.87	13.72	12.99	15.53	14.26	13.83	16.10	14.96
宜业功能	6.87	7.24	7.60	6.28	6.95	6.61	7.47	7.39	7.43	7.65	7.76	7.70
和美和谐韧性功能	7.46	6.12	6.79	6.03	5.18	5.60	7.19	5.05	6.12	11.96	10.41	11.19

构建驱动因子探测模型如下：

$$q = 1 - \frac{1}{n\sigma^2} \sum_{i=1}^L n_i \sigma_i^2$$

(9)

式中, q 代表某因子对城乡融合发展的驱动作用程度; L 为驱动因子的分层个数,即分类或分区; n 和 n_i 分别为研究区域总样本个数和层 i 的样本个数; σ^2 和 σ_i^2 分别代表研究区域和层 i 研究区域城乡融合发展水平的方差。 q 的取值范围为0到1, q 越接近于1,表明这一因子对城乡融合发展的驱动作用越大。

结果如表5所示,数字乡村总指数的 q 值为0.4049,且 p 值均小于0.01,表明数字技术的普及与应用已成为推动城乡融合发展的重要力量。分维度看,4个子因子均呈显著正向作用,其中乡村经济数字化贡献最大,说明数字化经济活动在促进要素流动与产业升级中发挥核心作用;乡村数字基础设施紧随其后,为城乡要素互动提供了必要条件;乡村生活数字化在改善生活方式、缩小城乡生活差距方面具有积极影响;乡村治理数字化虽然驱动效应相对较弱,但在优化制度环境和提升公共服务均衡方面仍具有不可忽视的作用。

进一步进行交互效应分析,结果见表6。所有双因子交互项的 q 值均显著高于单因子效应,说明数字化各要素之间具有显著协同性,体现典型的“1+1>2”效应。其中,乡村经济数字化与乡村生活数字化的协同作用最强,表明数字消费场景与数字产业体系的深度耦合可在生产与生活两个维度共同推动城乡融合发展;经济数字化与治理数字化、治理数字化与生活数字化的组合同样表现突出,显示公共服务数字化与产业和生活体系融合后可强化城乡融合发展的制度与社会基础。整体看,数字化的作用机制已由单维度驱动扩展为多维度协同,驱动城乡融合发展的系统性不断增强。未来需在夯实数字基础设施的同时,推进经济、治理、生活数字化一体化应用,打破领域壁垒,构建综合数字生态,为长江经济带城乡融合发展提供持续动能。

在更深层次的探测中,本文将乡村数字基础设施、乡村经济数字化、乡村治理数字化与乡村生活数字化4个维度下的12项分指标作为驱动因子进行分析,结果见表7。全部因子均对城乡融合发展具有显著驱动作用,前六位依次为:数字金融基础设施、数字生活服务、数字化供应链、数字治理手段、数字化营销、数字文

表5 地理探测器模型结果(基于12个分指数)

驱动因子	总指数	乡村数字基础设施	乡村经济数字化	乡村治理数字化	乡村生活数字化
q 值	0.4049	0.3178	0.3632	0.2372	0.3077
p 值	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01

旅教卫。可见数字化在金融、消费、产业链、治理与公共服务等领域均形成重要推动力,其中金融与生活服务类因子作用最为突出,已成为数字化赋能城乡融合发展的关键节点。

其中,数字金融基础设施的q值最高,是推动县域城乡融合发展最关键的因素。数字金融通过三个方面强化城乡融合:其一,依托移动互联网突破传统金融覆盖

不足,实现普惠化延伸并缩小城乡金融服务差距;其二,以线上信贷、供应链金融和农业保险降低融资门槛,支持农户和农业企业数字化升级;其三,通过大数据信用评估与数字保险增强农村经济的风险缓冲能力。总体而言,数字金融以其可及性、融资支持与风险保障的综合功能,为县域城乡融合发展提供了最具系统性和持续性的支撑。

表6 交互效应探测结果

驱动因子	乡村数字基础设施	乡村经济数字化	乡村治理数字化	乡村生活数字化
乡村数字基础设施	0.3178			
乡村经济数字化	0.4487	0.3632		
乡村治理数字化	0.4338	0.4432	0.2372	
乡村生活数字化	0.3960	0.4513	0.4272	0.3077

表7 地理探测器模型结果(基于总指数及4个分维度指数)

驱动因子所属维度	因子	q 值	p 值
乡村数字基础设施	信息基础设施指数	0.1594	<0.01
	数字金融基础设施指数	0.4538	<0.01
	基础数据资源体系指数	0.0152	<0.01
	数字商业地标指数	0.1249	<0.01
	数字化生产指数	0.0943	<0.01
乡村经济数字化	数字化供应链指数	0.3552	<0.01
	数字化营销指数	0.2956	<0.01
	数字化金融指数	0.1067	<0.01
乡村治理数字化	数字治理手段指数	0.3042	<0.01
乡村生活数字化	数字消费指数	0.2011	<0.01
	数字文教卫指数	0.2407	<0.01
	数字生活服务指数	0.4271	<0.01

七、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2012—2023年的长江经济带县域面板数据,运用多种方法系统评估了长江经济带县域城乡融合发展水平及其空间时序特征,得到以下主要结论:

第一,长江经济带县域城乡融合发展水平总体呈现稳步提升态势,整体指数由2012年的约0.199上升至2023年的约0.247,年均增长率达2.03%,体现出城乡要素流动、结构适配与功能显现的逐步强化。区域差异方面,下游凭借产业基础与一体化优势始终处于领先,中游承接与传导作用明显,上游则在政策推动下展现出追赶态势。

第二,从维度看,结构适配水平相对稳定且长期保

持最高,要素流动水平偏低但缓慢改善,功能显现提升最为明显并在2018年后加速释放,符合“要素流动—结构适配—功能显现”的逻辑链条。

第三,空间格局方面,城乡融合发展水平呈现由“点状零散”到“片区集聚”再到“核心带状联动”的演进,空间集聚效应不断增强,但区域间差距仍较显著,形成“核心—外围”的分异格局。

第四,障碍度分析表明,障碍因素由制度性约束逐渐转向要素瓶颈与功能兑现不足,其中资本要素流动障碍和宜居功能不足尤为突出。

第五,数字驱动分析结果显示,数字乡村建设对城乡融合发展具有显著促进作用,尤其是数字金融基础设施与乡村经济数字化成为最强驱动力,且多维度交互作用呈现“1+1>2”的增强效应,凸显了数字化在破解要素瓶颈与提升功能层面的潜力。

(二)政策建议

基于上述结论,推进长江经济带县域城乡融合发展需从以下几个方面着力:

第一,继续强化区域协调发展战略。可依托长三角、成渝和长江中游城市群等核心区域的辐射作用,推动形成“核心带动—腹地跟进”的良性格局,同时可建立跨省份、跨区域的城乡融合协作机制,加大对上游及边缘县域的差异化支持,缩小区域间发展差距。

第二,着力破解要素流动瓶颈。深化户籍、土地和资本市场制度改革,进一步破除城乡二元分割,拓宽资本、人才、技术等要素在城乡双向流动的通道,尤其要针对县域层面的融资约束,完善普惠金融和多层次资本市场支持体系。

第三,促进结构优化与功能价值兑现联动。要在稳定结构适配的基础上,加快推动产业融合、公共服务均等化和生态环境共治,提升结构优势向实际发展效能的转化率,增强城乡融合发展的民生感知度和获得感,通过宜居、宜业、和谐韧性功能的增强,提升城乡融合发展的综合效益。

第四,充分发挥数字化驱动作用。加快数字基础设施建设,推动数字金融、数字生活、数字治理与数字产业的深度融合,强化跨领域的协同应用,培育数字生态系统,形成推动城乡融合发展的持续动力。

第五,注重韧性与绿色可持续性建设。在应对外部冲击时,要完善县域风险防控与社会保障体系,强化城乡经济与社会系统的韧性,同时兼顾生态保护与绿色产业发展,确保城乡融合发展长期稳定推进。

综上,长江经济带县域城乡融合发展虽已取得显著进展,但仍处于整体提升与差异扩展并存的阶段。未来需要在要素流动畅通、区域协调均衡、数字赋能拓展和功能价值兑现等方面持续发力,推动城乡融合发展向更均衡、更高质量和更可持续的方向迈进。◆

参考文献:

- [1]梁鑫,张沛,张中华.中部地区县域城乡融合模式及路径研究:以河南省为例[J].城市发展研究,2025,31(1):42-49.
- [2] Von Thünen J H. Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie[M]. 北京:商务印书馆,2019:37.
- [3]Lewis W A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour[J]. The Manchester School,1954,22(2):139-191.
- [4]Douglass M. Rural-urban Linkages and Poverty Alleviation: Toward a Policy Framework [C]. International Workshop on Rural-Urban Linkages,1998:93.
- [5]Lynch K. Rural-Urban Interaction in the Developing World [M]. Oxford: Taylor & Francis,2004:137-139.
- [6]刘彦随.中国新时代城乡融合与乡村振兴[J].地理学报,2018,73(4):637-650.
- [7]姚毓春,梁梦宇.城乡融合发展的政治经济学逻辑:以新中国70年的发展为考察[J].求是学刊,2019,46(5):11-18.
- [8]韩文龙,吴丰华.新时代城乡融合发展的理论内涵与实现路径[J].马克思主义与现实,2020(2):166-173.
- [9]张天帷,高帆.基于“基础—过程—绩效”框架的中国城乡融合发展测度研究[J].经济纵横,2024(8):82-93.
- [10]段锴丰,施建刚,吴光东,等.城乡融合系统:理论阐释、结构解析及运行机制分析[J].人文地理,2023,38(3):1-10+68.
- [11]张瑞芳,孙迎联.县域城乡融合发展的内在逻辑与路径趋向:基于“要素—结构—功能”的系统分析框架[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2024,41(6):82-91.
- [12]陈坤秋,龙花楼.中国土地市场对城乡融合发展的影响[J].自然资源学报,2019,34(2):221-235.
- [13]杨荣南.城乡一体化及其评价指标体系初探[J].城市研究,1997(2):20-24.
- [14]赵德起,陈娜.中国城乡融合发展水平测度研究[J].经济问题探索,2019(12):1-28.
- [15]姚毓春,梁梦宇.城乡融合度与协调效应检验:来自中国省际层面的经验证据[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2021,23(2):105-115+148-149.
- [16]熊玲.中国式现代化进程下城乡融合发展:评价体系与动态测度[J].经济问题,2024(3):98-105.
- [17]丁焕峰,张蕊,周锐波.城市更新是否有利于城乡融合发展?:基于资源配置的视角[J].中国土地科学,2021,35(9):84-93.
- [18]曾佳丽,苏维词,李青松.三峡重庆库区城乡融合发展的时空格局及影响因素分析[J].地域研究与开发,2022,41(5):32-38.
- [19]陈磊,姜海,田双清.县域城乡融合发展与农村土地制度改革:理论逻辑与实现路径[J].中国土地科学,2022,36(9):20-28.
- [20]张桂文,王耀晨.农民市民化影响城乡融合发展的理论阐释与实证分析[J].华南农业大学学报(社会科学版),2024,23(3):61-77.
- [21]王劲峰,徐成东.地理探测器:原理与展望[J].地理学报,2017,72(1):116-134.
- [22]代梦婷,夏春萍,贾钺.江苏省县域城乡融合发展:测度评价、障碍识别与数字驱动探析[J].华中农业大学学报,2024,43(6):100-113.
- [23]李胜,董泽升,张国毅,等.县域城乡融合发展影响因子识别和政策效应分析:基于四川省30个试点县的考察[J].四川行政学院学报,2025(5):51-65+102-103.
- [24]刘彦随.现代人地关系与人地系统科学[J].地理科学,2020,40(8):1221-1234.
- [25]陈卫强,笪晓军.县域城乡融合发展的理论逻辑、现实困境及推进路径:基于“资源—产业—空间”的系统分析框架[J].农业经济问题,2025(5):94-106.
- [26]陈瑀.乡村振兴背景下要素流动对城乡融合发展的影响研究[J].统计理论与实践,2023(6):52-57.
- [27]刘同山,高跃婷.基于新发展理念构建城乡融合发展新格局:重点问题与关键举措[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(6):37-50.
- [28]孙承平.“十五五”时期长江经济带高水平发展研究[J].发展研究,2025,42(5):46-53.

Measurement, Evaluation, Obstacle Identification and Digital-driven Analysis of the Urban-rural Integration Development Level in County Areas of the Yangtze River Economic Belt

Xu Fang, Liu Qianqian

Abstract: Based on the theoretical framework of “factor flow-structural adaptation-functional manifestation”, an index system was constructed to measure and evaluate the level of urban-rural integration in counties along the Yangtze River Economic Belt. The Jenks natural break method, Kernel density estimation method and spatial autocorrelation analysis method were adopted to reveal its spatial evolution characteristics. Meanwhile, the obstacle degree model and the geographical detector model were combined to identify the internal obstacles and the external digital driving forces for the urban-rural integration in counties of the Yangtze River Economic Belt. The results show that: (1) From 2012 to 2023, the level of urban-rural integration in counties along the Yangtze River Economic Belt has steadily improved, forming a pattern of “downstream leading-midstream stable-upstream catching up”; (2) In terms of dimension comparison, structural adaptation has remained stable for a long time, factor flow has improved limitedly, and functional manifestation has grown most significantly; (3) From the perspective of spatio-temporal evolution characteristics, the level of urban-rural integration in counties has evolved from “scattered points” to “clustered areas”, and gradually presented “core belt linkage”, but the “core-periphery” disparity still exists; (4) The internal constraints on the urban-rural integration in counties of the Yangtze River Economic Belt have gradually shifted from institutional constraints to factor bottlenecks and insufficient functional realization, among which capital flow and livable function have become the main shortfalls; (5) Externally, the construction of digital villages has a significant promoting effect on urban-rural integration, especially digital finance and the digitalization of rural economy have played a key driving role. This provides empirical evidence and policy references for promoting the urban-rural integration in counties along the Yangtze River Economic Belt.

Key words: County Areas; Urban-rural Integration; Spatio-temporal Evolution; Obstacle Factors; Digital-driven

(责任编辑:云野)

数字经济赋能新质生产力：效应评估与机制检验

任亚运¹,刘亚茹¹,胡宇晨²

(1. 贵州财经大学 经济学院, 贵州 贵阳 550025; 2. 东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 211189)

摘要:作为继农业经济、工业经济等传统经济之后的新经济形态,数字经济为提升新质生产力提供了新思路、新动能与新机遇。基于此,使用2010—2022年中国城市面板数据,将国家级大数据综合试验区政策作为数字经济的代理变量,采用交错双重差分模型验证数字经济是否提升了新质生产力。研究发现:数字经济对新质生产力具有显著的正向影响,该结果经过平行趋势检验、政策外生性检验等一系列稳健性检验后依然成立;异质性分析表明,数字经济对新质生产力的影响在不同制度环境、不同资源禀赋以及不同行政级别的城市间存在差异;机制检验发现,数字经济能够通过促进技术创新和加强数字人才集聚提升新质生产力。基于上述研究结论,从支持数字经济发展以促进新质生产力的提升,因地制宜发挥数字经济对不同禀赋地区新质生产力的促进作用,以及畅通数字经济提升新质生产力的内在渠道等方面提出政策建议,为进一步借助数字经济推动新质生产力加速形成提供有益参考。

关键词:新质生产力;数字经济;技术创新;数字人才集聚

中图分类号:F124 **文献标识码:**A **文章编号:**2096-8647(2026)01-0039-13

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.01.004

一、引言

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,必须继续做好创新这篇大文章,推动新质生产力加快发展。”新质生产力这一概念是在深刻总结国内外发展经验的基础上形成的,是马克思主义中国化的最新理论成果,事关中国经济改革再出发(权衡等,2024)^[1]。党的二十届四中全会也提到“加快高水平科技自立自强,引领发展新质生产力”。新质生产力作为现代经济发展的重要推动力,已成为提升国家经济竞争力和实现可持续发展的关键因素,通过提升新质生产力,企业和国家可以实现更高的生产效率和更低的资源消耗,从而在全球竞争中占据优势地位(黄群慧和盛方富,2024)^[2]。当前中国新质生产力已取得初步发展成果,但进一步推动其发展仍面临诸多挑战,技术创新不足和科研投入滞后制约

了新质生产力的提升。此外,缺乏有效的政策支持和市场激励机制使相关行业在追求短期利益的同时忽视长期发展的可持续性,这些缺陷不仅限制了新质生产力的提升,也一定程度上影响了经济高质量发展(刘伟,2024)^[3]。

在此背景下,寻找能够稳定提升新质生产力的政策抓手,具有重要的理论价值与现实意义。作为当前最具创新力的新兴经济形态,数字经济展现出极大的潜力和优势(任保平,2024)^[4]。一方面,通过数字化技术的应用,生产要素得到了创新性配置,优化了资源利用效率,极大提升了信息获取、处理和分析的能力,为新质生产力的革命性突破提供了坚实基础。这一过程不仅符合高质量发展的要求,也体现了新质生产力高科技、高效能和高质量的特征(刘志彪等,2023)^[5]。另一方面,数字经济通过促进体制机制创新、优化调整生

基金项目:国家社会科学基金青年项目“数字经济与绿色金融协同推动新质生产力加速形成机制及路径研究”(24CJY085)。

作者简介:任亚运,男,博士,副教授,博士生导师,研究方向为数字经济;刘亚茹,女,硕士研究生,研究方向为贸易与环境;胡宇晨,通信作者,男,博士研究生,研究方向为环境经济政策。

产关系,培育了新的经济增长点和发展动能,进而解放生产力,协同提升新质生产力(洪银兴,2024)^[6]。基于此,本文选取国家级大数据综合试验区政策作为数字经济的代理变量。该政策强调数字技术在经济社会发展中的核心与战略地位,核心目标在于推动大数据产业健康发展及社会经济全面数字化转型,实现数字技术在各行业领域的深度融合与应用。依托该政策在城市层面的推进所形成的准自然实验情境,本文旨在识别数字经济发展对新质生产力的影响,从而丰富相关经验证据并为政策优化提供参考。

二、文献综述

现阶段关于新质生产力的研究大致可分为四个方面:一是新质生产力的内涵界定。目前学界已对新质生产力的概念内涵进行了广泛探讨,普遍认为新劳动者、新劳动对象和新劳动资料是新质生产力的重要组成部分(程恩富和陈健,2023;沈坤荣等,2024)^[7-8]。二是新质生产力的培育路径。一些学者就如何提升新质生产力进行了有益讨论,发现技术进步、生产效率提升、人才要素集聚都是提升新质生产力的有效路径。余东华和马路萌(2023)^[9]的研究表明,人才要素集聚是提升新质生产力的关键因素。刘志彪等(2023)^[5]的研究表明,新质生产力的形成与数字技术进步密切相关,数字技术能够重塑产业创新的底层逻辑和架构,从而提升新质生产力。三是新质生产力的测度。既有文献基于生产力三要素或两要素理论构建评价指标体系,分别在省级、市级和企业层面对新质生产力进行了测度(韩文龙等,2024;宋佳等,2024;杨俊等,2025)^[10-12],其中基于省级层面与企业层面对新质生产力的测度居多,研究结论多数表明当前新质生产力总体呈上升趋势,但区域差异显著。四是通过多维度的实证分析揭示了不同影响因素与新质生产力之间的复杂互动关系,已有研究认为ESG发展水平(宋佳等,2024)^[11]、产业结构(吴文生等,2024)^[13]以及城市创新能力(蔡湘杰和贺正楚,2024)^[14]等因素对新质生产力的提升具有显著影响。

数字经济作为一种新型经济形态(陈晓红等,2022)^[15],早期研究主要从总体视角出发,关注数字经济的内在特征和理论体系,并对数字经济指标体系进行构建。随着研究进一步深入,一部分学者开始探讨数字经济的社会福利效应,包括包容性增长、产业结构升级以及收入差距等领域(赵涛等,2020)^[16];另一部分学者则关注数字经济的环境效应,分析了数字经济对碳排放、

绿色绩效和其他环境污染的影响(秦炳涛等,2023)^[17]。

综上所述,现有文献对新质生产力的研究已经从内涵特征、培育路径、测度方法逐渐深化,部分研究也开始对其影响因素进行实证检验,关于数字经济的研究则更为成熟。但目前将两者放在同一研究框架,实证检验数字经济对新质生产力的影响及作用机制的研究仍有待深入探讨的空间。因此,本文可能的边际贡献体现在以下三个方面:第一,将数字经济与新质生产力纳入统一分析框架,运用交错双重差分模型,基于2010—2022年的城市面板数据,通过一系列实证检验缓解内生性问题,为促进新质生产力发展提供新的思路。第二,通过异质性分析探讨数字经济在不同制度环境、城市类型中的差异性影响,不仅为不同类型城市制定针对性的数字经济政策提供实证支持,也为新质生产力的差异化发展提供政策启示。第三,从技术创新和数字人才集聚两个方面,构建数字经济推动城市新质生产力加速形成的理论框架和作用机制,打开其中的机制“黑箱”,为发挥数字经济对新质生产力的促进作用提供借鉴。

三、理论分析与研究假设

(一)数字经济对新质生产力的直接影响

新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态。作为数字经济时代的产物,新质生产力的现实约束需要由数字经济缓解(张森和温军,2024)^[18]。数字经济通过对生产要素的整合与配置,以及对产业结构的优化与升级,最终引发质量、效率和动力变革,并作用于整个社会。与传统生产要素不同,数据作为新质劳动对象具有高度可复用性和广泛的应用场景,同时是新质生产力的形成基础,这使其在经济活动中扮演着越来越重要的角色,通过数据共享与数据分析能力的提升,生产效率和创新能力得到了进一步提高,推动了新质生产力的快速发展。

在劳动价值理论中,劳动是价值的源泉。一方面,数字经济不仅改变了劳动的形式,也扩展了价值的创造途径。数字产品和服务的出现,使知识和信息成为重要的价值源泉,重新定义了劳动价值的构成和体现形式(王世泰和曹劲松,2024)^[19]。另一方面,数字经济催生了新的生产关系,如共享经济、平台经济等,打破了传统的生产组织形式,促使资本和劳动关系的重新配置和调整,从而推动了新质生产力的进一步发展。

据此,本文提出如下假设:

H1:数字经济能够提升新质生产力。

(二)数字经济提升新质生产力的技术创新机制

新质生产力的根本驱动力是技术创新。新增长理论认为技术创新的核心要素是知识。数字经济通过数据驱动、技术融合与政策激励等多方面因素,为知识扩散提供了丰富的资源、环境和动力,从而加速了新技术、新产品和新服务的开发,推动了城市的技术创新水平(丁志帆,2020)^[20]。具体来说,一方面,数字经济通过利用先进的信息技术和网络基础设施,实现了数据要素的即时收集、存储、处理和分析,极大地提高了数据的利用效率和价值,为技术进步注入了新的动力(Corrocher和Ordanini,2002)^[21]。另一方面,发展数字经济有助于消除信息传递过程中的障碍,打破创新主体在数据要素传播过程中存在的距离限制,提升各级创新主体之间的知识交换和共享效率,进一步促进整体创新水平。技术创新水平不断进步的同时能够带来新模式、新动能和新产业,为发展新质生产力提供重要保障,促进资源的优化配置和生产效率的提升,从而进一步提升新质生产力水平。据此,本文提出如下假设:

H2:数字经济能够通过促进技术创新提升新质生产力。

(三)数字经济提升新质生产力的数字人才集聚机制

人才是新质生产力发展的基本要素和重要支撑(张林和蒲清平,2023)^[22]。马克思认为:“工人的平均熟练程度是社会进步的根本动力,劳动者的素质直接影响生产力的发展”。数字经济的发展催生了大量高科技和信息技术领域的就业机会,吸引和集聚了大批数字人才。一方面,数字人才集聚提高了劳动者的平均熟练程度和技术水平,企业和组织能够实现规模经济,提升新质生产力水平。另一方面,数字人才的集聚有助于形成高效的知识共享和数据协同分析环境,从而优化生产流程和决策机制,不断提高劳动的创造性和价值再创造能力,进一步推动新质生产力的发展。此外,知识的积累和循环是数字经济的关键,数

字人才集聚有助于知识和技能的共享与扩散,通过交流和合作,个人与团队能够相互学习,加速知识的积累和循环,从而进一步提升新质生产力水平。据此,本文提出如下假设:

H3:数字经济能够通过加快数字人才集聚提升新质生产力。

(四)数字经济对新质生产力的异质性影响

数字经济对新质生产力的影响可能由于城市外部因素和城市内部特征产生差异。制度环境(郑永年,2024)^[23]、营商环境(马金华等,2024)^[24]、经济结构、社会信任(马丹和袁浩,2024)^[25]、资源禀赋(刘伟,2024)^[26]等城市内部因素,以及行政级别(曾鹏等,2024)^[27]、地理位置等城市外部特征已被证实会对新质生产力产生显著影响。中国国土面积广袤,不同地区之间的经济发展水平、制度文化属性差异较大,城市之间的资源禀赋、行政等级各异,因此在分析数字经济对新质生产力的影响时,需要将这些因素纳入分析范围。据此,本文提出如下假设:

H4:数字经济对新质生产力的影响存在显著的由城市内部因素(社会信任、法治环境、资源禀赋)和城市外部特征(行政级别)导致的异质性。

四、研究设计

(一)模型构建

双重差分模型是一种在计量经济学和社会科学中常用的因果推断方法,其通过比较处理组和控制组在两个或多个时间点上的平均结果来估计因果效应。基于这一方法,本文构建如下模型^①:

$$NQP_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DID_{it} + \alpha_3 X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, NQP_{it} 代表新质生产力, DID_{it} 为核心解释变量, X_{it} 为控制变量。 δ_i 和 γ_t 表示个体和时间固定效应, ε_{it} 为随机干扰项。 α_1 是常数项, α_2 是核心解释变量的系数, α_3 为控制变量的系数,表示数字经济对新质生产力的影响,若 $\alpha_2 > 0$,说明数字经济提升了新质生产力,反之亦然。

(二)变量选取与数据来源

1.被解释变量

本文的被解释变量为新质生产力(NQP)。新质

①2015年9月发布的《国务院关于印发促进大数据发展行动纲要的通知》中明确提出“推进贵州等大数据综合试验区建设”。2016年2月,贵州获批建设首个国家级大数据综合试验区。同年10月,第二批获批建设试验区名单发布,分别为北京、天津、河北、内蒙古、沈阳、河南、上海、重庆、广东。尽管所有的试验区都是在2016年批复同意,但贵州在2015年9月已开展相应建设,若将政策节点统一设定为2016年,则可能会造成结果偏误。因此,本文将贵州省所辖城市的政策节点设定为2015年,其他试点地区的政策节点则设定为2016年。

生产力以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵。本文从这三个角度出发,参考韩文龙等(2024)^[10]、蔡湘杰和贺正楚(2024)^[14]的思路对新质生产力进行测度。在准则层面分别定义为新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象三个维度。其中新质劳动者包括劳动者素质和劳动者意识两个维度,新质劳动资料包括新基础设施与新知识应用两个维度,新质劳动对象包括新兴产业与绿色产业两个维度。各一级指标又包含若干二级指标,最终得到共12个具体指标的测度体系。具体指标选取如表1所示。

2. 核心解释变量

数字经济为核心解释变量,本文将国家级大数据

综合试验区政策(*DID*)作为数字经济的代理变量。如果城市*i*实施了国家级大数据综合试验区政策,则政策实施年份及以后年份赋值为1,否则为0。

3. 控制变量

为避免遗漏变量对回归结果造成的误差,本文参考韩文龙等(2024)^[10]、吴文生等(2024)^[13]的思路选取如下控制变量:要素禀赋(*kl*),使用资本存量与劳动人数比率的对数表征;人口规模(*pop*),以人口增长率衡量;经济发展水平(*gdp*),以地区生产总值的对数衡量;消费水平(*con*),以社会消费品零售总额的对数衡量;对外依存度(*fin*),以年末金融机构贷款余额占GDP比重表征;城镇化率(*urb*),以城镇人口占总人口比重衡量。

表1 新质生产力测度指标体系

准则层	一级指标	二级指标	衡量方式	属性
新质劳动者	劳动者素质	高素质劳动者	普通高校本专科生在校人数/总人口	+
		教育支出	教育支出/地方一般公共预算支出	+
	劳动者意识	就业意识	第三产业就业人员占总就业之比	+
		创业意识	创业活跃度	+
新质劳动资料	新基础设施	光缆密度	光缆线路长度/地区面积	+
		宽带端口密度	互联网宽带接入端口数/总人口	+
	新知识应用	研发强度	专利授权数量/总人口	+
		科技支出	科技支出/地方一般公共预算支出	+
新质劳动对象	新兴产业	人工智能产业	人工智能企业数量	+
		数据交易产业	有无数据交易平台	+
	绿色产业	环境保护产业	环境保护支出/地方一般公共预算支出	+
		环境权交易产业	碳交易、用能权交易、排污权交易额	+

表2 变量的描述性统计

类型	变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	新质生产力(<i>NQP</i>)	3562	0.0550	0.0876	0.0072	0.5297
核心解释变量	双重差分量(<i>DID</i>)	3562	0.1308	0.3373	0.0000	1.0000
控制变量	要素禀赋(<i>kl</i>)	3562	14.1321	0.5581	11.6798	16.2104
	人口规模(<i>pop</i>)	3562	5.4997	5.4622	-16.6400	39.1800
	经济发展水平(<i>gdp</i>)	3562	16.5503	0.9404	13.8550	19.7842
	消费水平(<i>con</i>)	3562	15.5291	1.0648	5.3242	18.8805
	对外依存度(<i>fin</i>)	3562	0.9683	0.5779	0.0879	7.5330
	城镇化率(<i>urb</i>)	3562	0.5642	0.1523	0.1806	1.0000

4. 数据来源及描述性统计

本文所需数据主要来源于《中国城市统计年鉴》,部分缺失数据用移动平均插值法补齐。变量的描述性统计见表2。

五、实证分析

(一) 基准回归

表3汇报了数字经济对新质生产力的基准回归结

果。其中,列(1)仅加入双向固定效应,列(2)加入了控制变量以及个体固定效应,列(3)同时加入了控制变量和双向固定效应。列(1)—(3)中*DID*的系数均在1%的水平上显著,表明数字经济能够提升新质生产力。以列(3)为例,政策冲击促使试点地区新质生产力提升了0.0044个单位,与预期相符,H1得以验证。

表3 基准回归结果

变量	NQP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.0041*** (0.0012)	0.0043*** (0.0013)	0.0044*** (0.0012)
<i>kl</i>		0.0039*** (0.0006)	-0.0043*** (0.0013)
<i>pop</i>		0.0001*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)
<i>gdp</i>		0.0246*** (0.0030)	0.0132*** (0.0017)
<i>con</i>		-0.0049** (0.0020)	0.0001 (0.0007)
<i>fin</i>		0.0046*** (0.0014)	0.0017* (0.0010)
<i>urb</i>		-0.0071 (0.0068)	-0.0319*** (0.0075)
常数项	0.0544*** (0.0002)	-0.3322*** (0.0286)	-0.0898*** (0.0293)
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	否	是
N	3562	3562	3562
adj.R ²	0.9789	0.9759	0.9797

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

(二)平行趋势检验

本文运用双重差分模型的前提是在实施国家级大数据综合试验区政策之前,试点城市和非试点城市的新质生产力水平在时间趋势上基本保持一致。为此,本文绘制了平行趋势检验结果(以政策实施前一年作为基准组)。如图1所示,政策实施前*DID*的系数均未通过显著性检验,而政策实施后处理组相对控制组,新

质生产力水平出现明显上升趋势,且均通过了90%的显著性水平,表明新质生产力的提升是由数字经济引致的,而不是由事前差异所导致的。

(三)政策外生性检验

在对双重差分模型进行设定时,如果政策的实施不是外生的(即政策的实施与被研究对象的特征或行为有关),可能会导致内生性问题,从而导致估计偏误。因此本文利用Weibull Hazard模型检验数字经济相对新质生产力是否外生。具体检验模型设定为:

$$Lnyear_{it} = \omega_1 + \omega_2 NQP_{it} + \omega_3 X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Lnyear_{it}$ 表示政策冲击的预期时间,以政策实施年份与样本观测年份之差的绝对值表征,其余变量含义与公式(1)一致。表4为政策外生性检验的结果,可以发现无论是否加入控制变量, NQP_{it} 的系数均不显著,表明新质生产力不会影响国家级大数据综合试验区的设立,要素禀赋、人口规模、经济发展水平、消费水平、金融发展规模、城镇化率也不会对国家级大数据综合试验区的设立产生影响,满足了政策外生性假设。

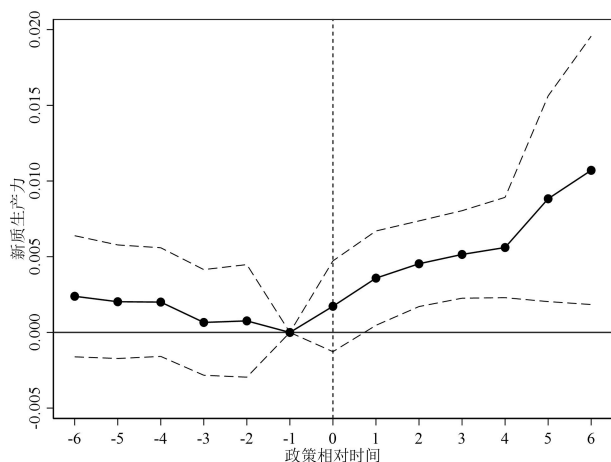


图1 平行趋势检验

表4 政策外生性检验

变量	Lnyear	
	(1)	(2)
<i>NQP</i>	0.4089 (0.2656)	0.4213 (0.2689)
控制变量	否	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	3096	3096
adj.R ²	0.7807	0.7810

(四)稳健性检验

1. 安慰剂检验

为确保新质生产力的提升是由数字经济导致的,而不是由未观察到的其他因素造成的,本文通过随机筛选试点城市和政策实施时间,重新构造“伪核心解释变量”,随后将其代入基准回归模型中进行1000次回归,进行安慰剂检验,并绘制出系数分布图。从图2绘制的安慰剂检验图中可以看出,模拟回归系数均分布在0附近,且仅与回归系数有少量相交,证明未观察到的其他因素不太会影响结果的准确性。

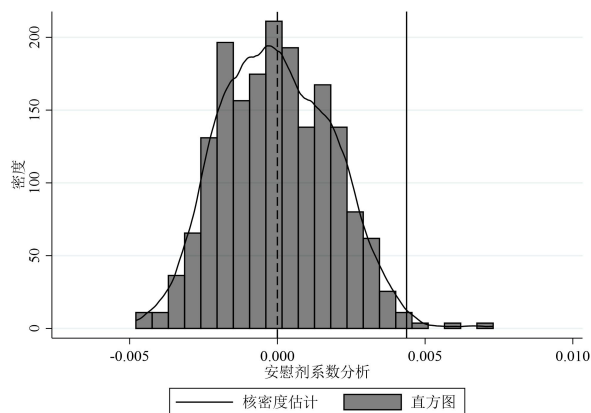


图2 安慰剂检验

2. 进一步控制城市、地理特征因素

不同城市的地理位置、经济发展水平、人口密度和开放程度等不尽相同,这些属性所导致城市之间的差异,可能随着时间推移对新质生产力产生不同的影响,从而导致估计偏误。为此,本文在模型(1)中进一步加入时间趋势项与特征变量的^①交互项,从而避免上述差异对实证结果的影响。回归结果见表5,可见在对城市、地理特征因素进行控制后,核心解释变量DID的系

数大小和显著程度均与基准回归相差不大,证明了基准回归结果的稳健性。

3. 排除相关政策干扰

为精准有效识别新质生产力的提升是由国家级大数据综合试验区政策所引起的,而不是由相关政策造成的,本文通过梳理,控制了如下相关政策对结果的干扰:信息惠民试点政策、宽带中国试点政策及智慧城市试点政策。其中,信息惠民试点政策是一项旨在通过信息技术改善公共服务和增强政府透明度的政策措施。该政策由政府主导,目标是利用现代信息和通信技术来提供更高效、更便捷、更透明的公共服务,确保信息的可获取性和可用性,从而增强民众的获得感和满意度。宽带中国试点政策是中国政府为推动国家信息化快速发展而制定的一项重要政策,旨在加快宽带网络的普及和提升网络质量,以促进经济增长和提高民众生活质量。该政策自2013年起正式实施,是“宽带中国”战略的一部分。智慧城市试点政策是各地政府为响应城市化挑战、提高城市管理效率、改善居民生活质量而实施的一项重要政策,通过利用大数据、物联网、人工智能和云计算等手段整合城市的各种功能,优化资源配置,促进经济发展。考虑到上述政策中的信息技术应用可能与大数据应用场景重叠,因此需要控制以上政策带来的影响。

本文在模型(1)的基础上分别引入三个虚拟变量,代表了*i*城市在*t*年是否实施了上述政策,若是则取1,否则取0,并分别将其加入回归模型中,用以排除相关政策对结果的干扰。从表6不难发现,核心解释变量仍然显著,本文的研究结论依然成立。

4. 更换核心解释变量识别策略

在基准回归中,本文将贵州省所辖城市的政策节点设定为2015年,其他试点地区的政策节点则设定为2016年,为进一步验证结论的稳健性,本文更换核心解释变量的识别策略。具体来说,参考邱子迅和周亚虹(2021)^[28]的模型设定,将2016年设置为政策冲击年份,并重新基于模型(1)进行回归。表7第(3)列为同时加入双向固定效应和控制变量的回归结果,其核心解释变量的系数依然显著,与基准模型一致。

5. PSM-DID

双重差分法通过比较政策实施前后的变化差异

①包括是否为南方城市、是否为港口城市、是否为省会及副省级城市。

表5 进一步控制城市、地理特征因素

变量	NQP		
	(1)控制南北方城市差异	(2)控制港口和非港口城市差异	(3)控制省会、副省级城市差异
<i>DID</i>	0.0048*** (0.0012)	0.0036*** (0.0011)	0.0051*** (0.0011)
控制变量	是	是	是
南方城市×时间趋势项	是	否	否
港口城市×时间趋势项	否	是	否
省会、副省级城市×时间趋势项	否	否	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	3562	3562	3562
adj.R ²	0.9799	0.9813	0.9842

表6 排除相关政策干扰

变量	NQP		
	(1)排除信息惠民试点政策	(2)排除宽带中国试点政策	(3)排除智慧城市试点政策
<i>DID</i>	0.0044*** (0.0012)	0.0045*** (0.0012)	0.0042*** (0.0012)
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	3562	3562	3562
adj.R ²	0.8909	0.8905	0.8906

表7 更换核心解释变量识别策略

变量	NQP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.0041*** (0.0012)	0.0044*** (0.0013)	0.0044*** (0.0012)
控制变量	否	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	否	是
N	3562	3562	3562
adj.R ²	0.7075	0.7651	0.8913

评估政策效应,当结合PSM时,可以通过确保控制组在可观测变量上的平衡性来提高研究的有效性,减少传统双重差分估计的偏差,提高因果推断的可信度。具体来说,本文将模型(1)中的控制变量作为协变量,分别采用1:5最近邻匹配与核匹配,再基于匹配后的样本进行双重差分回归。由图3和图4的平衡性检验图可知,各协变量的偏差在匹配后都明显缩小,表明匹配结果理想。表8为PSM-DID回归结果,可以看出,各列核心解释变量的系数均保持正向显著,且与基准回归结果差别不大,说明在考虑到样

本选择偏差问题后,数字经济对新质生产力的促进作用依然稳健。

6. 培根分解

由于交错双重差分模型中同一处理对于不同个体产生的效果存在差异,处理效应的异质性可能会导致交错DID估计出现偏差。为此,本文参考Bacon分解将模型(1)核心解释变量估计系数分解为三个部分。由表9和图5的培根分解结果可知,核心解释变量的系数依然在1%的水平上显著,政策净效应占98.57%,而存在异质性处理效应组的权重仅占0.5%,对本文结论影响不大。

(五)异质性分析

1. 制度环境异质性

健全完善的制度环境不仅能推动社会可持续发展,而且可以提高信息透明度、抑制“寻租”活动、降低市场交易成本。一个社会的各种制度设计也是新质生产力的一部分,推动新质生产力的发展需要良好的制度保障框架。其中,制度环境包括正规制度与非正规制度(Poelzer和Yu,2021)^[29]。因此,本文分别从这

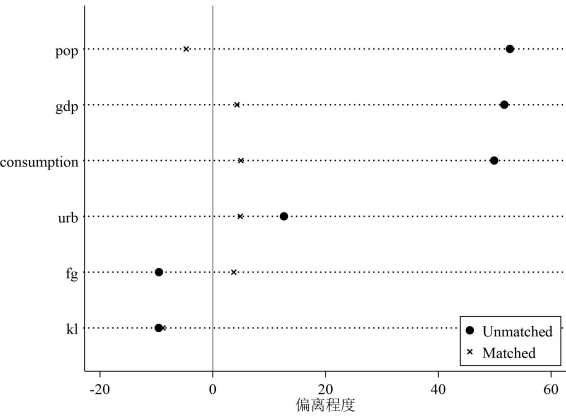


图3 最近邻匹配

表8 PSM-DID

变量	NQP	
	(1)最近邻匹配	(2)核匹配
DID	0.0022* (0.0012)	0.0037*** (0.0012)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	2573	3391
adj.R ²	0.9813	0.9800

表9 培根分解

变量	NPQ	权重
DID	0.0044*** (0.0010)	
从未处理组 VS 处理组	0.0041	0.9857
组间	0.0314	0.0093
存在异质性处理效应组	0.0047	0.0050

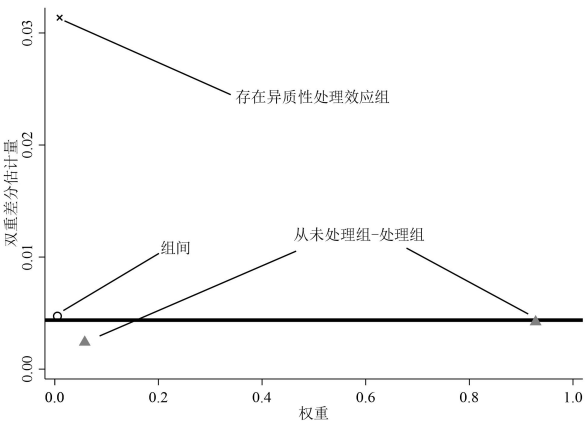


图5 培根分解

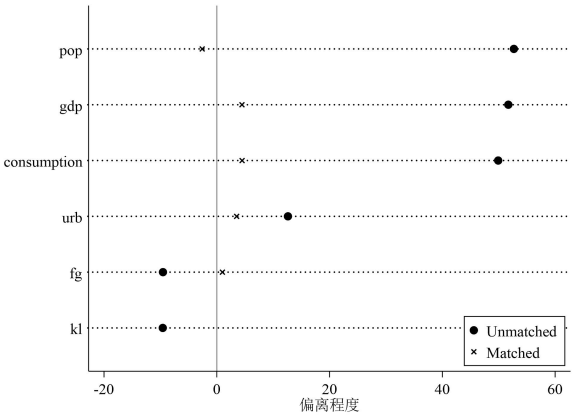


图4 核匹配

两个维度出发讨论不同制度环境下数字经济对新质生产力的影响是否存在异质性。对于正规制度,本文采用市场化指数中的分指标——市场中中介组织发育和法治环境指数衡量地区法治环境并依照中位数进行分组回归;对于非正规制度,本文采用城市信任指数表征^①,同样按照中位数对值得信任的程度进行划分,其中得分高的城市划分为高社会信任组,得分低的城市划分为低社会信任组。

图6显示,在高法治环境地区和高社会信任地区,数字经济对新质生产力有正向促进作用;在低法治环境地区,数字经济对新质生产力的影响不显著;此外,数字经济抑制了低社会信任地区的新质生产力。可能的原因有:一方面,数字经济能够推动地区内大数据和相关高科技产业的集聚与发展。高法治环境地区能够有效保护知识产权,鼓励创新,而在高社会信任地区,

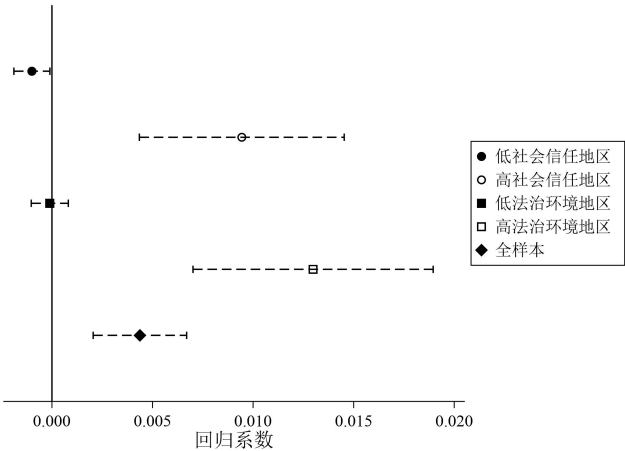


图6 制度环境异质性

注:图为90%置信区间。图6、图7同。

^①该指标由《中国城市商业信用环境指数(CEI)蓝皮书》公布,从金融信用投放、政府信用监管、公司信用管理、失信违规行为、征信系统现状、社会诚信教育、企业对当地市场信用环境的感受等维度通过综合评价法对中国各城市的社会信用环境进行测度。

由于信任可以减少交易过程中的不确定性和潜在风险,企业间的合作和市场交易成本通常更低。另一方面,在法治基础薄弱的地区,政策的实施会遇到更多的执行障碍,从而对新质生产力产生消极影响。而对于低社会信任地区,社会信任的缺乏导致信息共享和合作的障碍,阻碍了技术流动,因此数字经济未能有效促进低社会信任地区的新质生产力。

2. 城市自然资源禀赋异质性

资源型城市因其经济结构高度依赖于自然资源的开发与利用,导致其发展路径和模式与非资源型城市存在显著差异,从而可能使数字经济对新质生产力的影响产生异质性。因此,本文引入资源型城市与非资源型城市的异质性分析,旨在揭示数字经济对不同类型城市新质生产力的差异性影响。

由图7可以发现,数字经济对资源型城市的新质生产力水平有抑制作用,但显著提升了非资源型城市的新质生产力水平。可能的原因在于:一方面,资源型城市由于过度依赖资源型产业,在数字化转型时会面临更大的压力和挑战。数字经济的发展会削弱传统资源型产业的竞争力和效益,导致资源型城市在短期内难以实现有效的数字化转型。而非资源型城市在多元化经济结构的支持下,能够更顺利地实现转型和升级,从而显著提升新质生产力水平。另一方面,非资源型城市拥有更为多样化和灵活的经济结构,使该类城市能够更迅速地适应和利用数字经济带来的机遇。相反,资源型城市的经济结构相对单一,过度依赖资源型产业,这些产业无法快速适应数字经济的变化,导致新质生产力受到抑制。

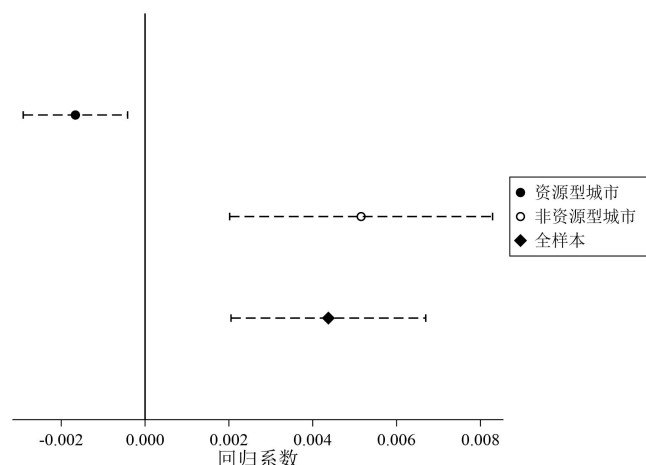


图7 城市自然资源禀赋异质性

3. 城市级别异质性

由于城市行政级别的不同,各城市间在要素积累、

政策条件等方面也不尽相同,可能导致数字经济对新质生产力的影响产生异质性。因此本文参考赵涛等(2020)^[16]的做法,将样本划分为中心城市与非中心城市进行异质性检验。

由图8可以看出,数字经济对新质生产力的影响在中心城市中显著为正,在非中心城市中系数不显著。可能的原因有:中心城市由于资源集聚效应显著,导致数字经济相关的政策支持力度更大,有利于企业抓住数字经济的发展机遇,推动数字化转型,从而有助于新质生产力的快速提升。而非中心城市的数字基础设施往往不如中心城市完善,数据中心、云计算平台等建设相对滞后,导致非中心城市无法充分利用数字经济的潜力提升新质生产力。

经过上述分析,H4得到了验证。

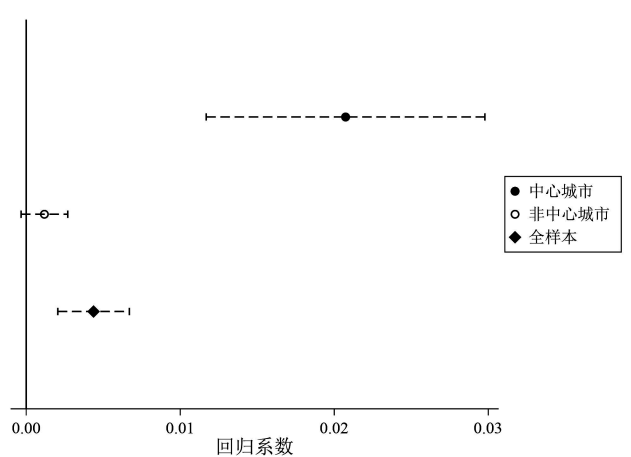


图8 城市级别异质性

六、机制检验

前文的实证分析结果表明,数字经济对新质生产力具有显著的正向影响,接着本文进一步检验其内在的作用机制。由于传统三段式的中介机制检验可能存在内生性缺陷,本文参考任亚运和胡宇晨(2024)^[30]的做法,构建四段式的中介效应模型进行机制检验。模型设定如下:

$$M_{it} = \theta_1 + \theta_2 DID_{it} + \rho_i X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$NQP_{it} = \zeta_1 + \zeta_2 M_{it} + \pi_i X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$NQP_{it} = \tau_1 + \tau_2 DID_{it} + \sigma_i M_{it} + \zeta_4 X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, M_{it} 为机制变量,其余变量含义与公式(1)一致。该模型在传统中介效应模型的基础上进一步验证了机制变量与被解释变量的因果关系,并通过Sobel检验计算间接效应的标准差,再计算出Z值与标准正态分布的临界值进行比较,进而确定自变量通过中介变量对因变量的间接影响是否显著。同时,通过

Bootstrap 反复抽样来估计标准误和构建置信区间,能够更好地评估中介效应估计的稳健性,减少由于单一样本特性导致的偏差。

(一)数字经济、技术创新与新质生产力

新质生产力是通过科技创新驱动形成的可持续发展的生产力。本文以每万人专利申请数量表征技术创新(*Inno*)。

表 10 中,列(1)为基准回归结果;列(2)*Inno* 的系数显著为正,说明数字经济有效促进了技术创新;列(4)的回归结果显示,核心解释变量 *DID* 的系数较基准回归结果有所下降;列(3)*Inno* 的系数显著为正,证明了技术创新对新质生产力的传导作用。进一步地,

本文进行了 Sobel 检验和 Bootstrap 检验,结果表明 Sobel 检验在 1% 水平上显著,同时 Bootstrap 检验的置信区间未包含 0。上述结果说明,技术创新发挥了机制作用,即数字经济能够通过推动技术创新提升新质生产力,H2 成立。

(二)数字经济、数字人才集聚与新质生产力

根据人力资本理论,个体的知识和技能是生产活动中不可或缺的资源。高度专业化的数字人才集聚,为提升新质生产力提供了必要的人力资本。本文以信息传输、计算机服务和软件业从业人员占总从业人员比重衡量数字人才集聚(*Dg*)。

表 11 中,列(1)分为基准回归结果;列(2)*Dg* 的系

表 10 数字经济、技术创新与新质生产力

变量	(1) <i>NQP</i>	(2) <i>Inno</i>	(3) <i>NQP</i>	(4) <i>NQP</i>
<i>DID</i>	0.0044*** (0.0012)	9.6630*** (2.9147)		0.0037*** (0.0011)
<i>Inno</i>			0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
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
Sobel-Z	3.880***			
Bootstrap(1000次)置信区间	[0.0002,0.0016]			
N	3562	3562	3562	3562
adj.R ²	0.9797	0.6422	0.9801	0.9802

表 11 数字经济、数字人才集聚与新质生产力

变量	(1) <i>NQP</i>	(2) <i>Dg</i>	(3) <i>NQP</i>	(4) <i>NQP</i>
<i>DID</i>	0.0044*** (0.0012)	0.0026*** (0.0004)		0.0028*** (0.0011)
<i>Dg</i>			0.6074*** (0.0798)	0.5944*** (0.0776)
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
Sobel-Z	5.773***			
Bootstrap(1000次)置信区间	[0.0009,0.0023]			
N	3562	3562	3562	3562
adj.R ²	0.9797	0.7530	0.9809	0.9810

数显著为正,说明数字经济有效加快了数字人才集聚;列(3) Dg 的系数显著为正,证明了数字人才集聚对新质生产力的传导作用;列(4)的回归结果显示,核心解释变量 DID 的系数较基准回归结果有所下降。进一步地,本文进行了Sobel检验和Bootstrap检验,结果表明Sobel检验在1%水平上显著,同时Bootstrap检验的置信区间未包含0。上述结果说明,数字人才集聚发挥了机制作用,即数字经济通过加快数字人才集聚提升新质生产力,H3成立。

七、结论与建议

(一)研究结论

立足于数字经济极大地影响了中国社会经济发展这一典型事实,以2010—2022年中国274个城市为样本,采用交错双重差分模型实证检验数字经济对新质生产力的影响。研究表明:首先,数字经济提升了新质生产力,这一结论经过平行趋势检验、政策外生性检验、培根分解、排除相关政策干扰等一系列稳健性检验后依然成立。其次,异质性分析结果表明,数字经济对新质生产力的影响在中心城市、非资源型城市及制度环境优越的城市更为显著,而在非中心城市和低法治环境城市不显著,且在资源型城市以及低社会信任城市显现出一定抑制作用。最后,从作用渠道上看,数字经济能够通过推动技术创新、加快数字人才集聚提升新质生产力。

(二)政策建议

基于上述研究结论,为更好发挥数字经济对新质生产力的赋能作用,本文提出如下政策建议:

第一,强化数字经济发展的战略支撑,精准赋能新质生产力提升。本文研究结论表明,数字经济对新质生产力具有显著正向驱动效应,发展数字经济是提升新质生产力的重要路径与关键抓手。首先,应持续深化国家级大数据综合试验区建设,在现有试点基础上有序扩大覆盖范围,重点向中、西部数字经济基础薄弱但转型需求迫切的地区延伸。其次,优化试点地区数字产业生态,聚焦数据要素市场化配置改革、数字基础设施互联互通等核心领域的体制机制创新,健全“准入—评估—动态调整”闭环机制,在强化数据安全与合规底线的前提下,建立试点成效评估与动态调整机制,确保政策落地见效。最后,地方政府应结合区域产业特色制定差异化数字经济扶持政策,通过规范有序、以绩效为导向的税收支持和竞争性、分层分类的财政支持等多元化手段,引导更多具备数据资源

禀赋、产业基础扎实的城市参与国家级大数据综合试验区建设。同时,搭建跨区域数字经济合作交流平台,加速传统制造业、服务业企业数字化转型进程,培育一批具有核心竞争力的本土数字经济核心企业,依托数字经济高质量发展筑牢新质生产力提升的产业基础与创新根基。

第二,立足区域禀赋差异,实施差异化数字经济赋能新质生产力策略。本文研究表明,数字经济对新质生产力的影响存在由城市内部因素和城市外部特征导致的异质性。上述异质性既体现在东部沿海发达城市与中、西部欠发达城市的发展基础差异上,也存在于资源型城市、工业型城市、服务型城市等不同产业定位城市的转型需求之中。因此,在国家级大数据综合试验区建设进程中,应进一步完善数字经济领域法律法规体系,重点围绕数据交易规则和数据安全保障等关键领域健全制度规范,同步推进数据分类分级、合规审计与责任追溯等制度安排,提升执法规范化、透明度与可预期性,增强市场主体的法治意识,涵养法治文化,为数字经济差异化发展筑牢制度根基。同时,国家层面需实施差异化政策,推动中心城市与非中心城市数字经济协同发展。聚焦资源型城市转型需求,强化数字技术与传统资源产业的深度融合,鼓励传统资源产业利用数字技术进行开采、加工、循环利用等环节的改造升级,推动传统产业数字化升级。通过建立区域合作机制,搭建跨区域数字经济协同平台,推动人才、技术、资金等要素在区域间高效流动,形成可衡量、可复制的协同机制与溢出路径,形成优势互补的区域数字经济生态系统,进而推进新质生产力全域提升,实现区域间的协调发展与共同繁荣。

第三,构建多元化支撑体系,畅通数字经济赋能新质生产力的内在渠道。本文研究表明,技术创新与数字人才集聚是数字经济驱动新质生产力提升的重要中介渠道。基于此,一方面,政府应强化技术创新激励导向,设立数字技术创新专项基金,加大对企业与科研机构在人工智能和大数据等领域创新的支持力度,鼓励产学研协同创新联合体建设,加速数字技术成果转化应用。同时,健全数字领域知识产权保护制度,强化惩罚性赔偿制度的依法适用与执行力度,完善快速维权与跨区域协同执法机制,健全证据固化与专业鉴定等支撑体系,破解数字领域知识产权保护协同不足的现实障碍,加大对侵权假冒行为的惩罚力度,提高侵权违

法成本,全面保障创新主体合法权益,从制度层面激发持续创新活力。另一方面,构建多层次、全方位的数字人才培养与引进体系,精准制定高端人才引育政策,针对大数据领域顶尖人才与创新团队设立绿色通道,提供包括住房补贴、子女教育、科研启动资金在内的多元化激励待遇与广阔发展空间,为人才营造良好的发展环境。深化与高校、职业培训机构的协同合作,根据市场需求动态调整大数据相关专业设置与课程体系,增设数字技术实训基地,推行校企双导师培养模式,定向培育兼具理论基础与实践能力的高素质应用型数字人才。此外,建立数字人才评价与流动机制,打破区域、行业壁垒,促进数字人才在不同主体间合理流动。通过推动数字技术创新突破与数字人才集聚,形成点上突破、面上辐射的扩散效应,充分释放数字经济对新质生产力的赋能效能。◆

参考文献:

- [1]权衡,吴敬琏,刘培林,等.新质生产力与中国经济改革再出发[J].探索与争鸣,2024(3):4+177.
- [2]黄群慧,盛方富.新质生产力系统:要素特质、结构承载与功能取向[J].改革,2024(2):15-24.
- [3]刘伟.加快培育新质生产力推进实现高质量发展[J].经济理论与经济管理,2024,44(4):1-11.
- [4]任保平.以新质生产力赋能中国式现代化的重点与任务[J].经济问题,2024(5):1-6.
- [5]刘志彪,凌永辉,孙瑞东.新质生产力下产业发展方向与战略:以江苏为例[J].南京社会科学,2023(11):59-66.
- [6]洪银兴.新质生产力及其培育和发展[J].经济学动态,2024(1):3-11.
- [7]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.
- [8]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.
- [9]余东华,马路萌.新质生产力与新型工业化:理论阐释和互动路径[J].天津社会科学,2023(6):90-102.
- [10]韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024,41(6):5-25.
- [11]宋佳,张金昌,潘艺.ESG发展对企业新质生产力影响的研究:来自中国A股上市企业的经验证据[J].当代经济管理,2024,46(6):1-11.
- [12]杨俊,刘春学,钟文.新质生产力、产业结构升级与经济高质量发展[J].统计理论与实践,2025(7):5-13.
- [13]吴文生,荣义,吴华清.数字经济赋能新质生产力发展:基于长三角城市群的研究[J].金融与经济,2024(4):15-27.
- [14]蔡湘杰,贺正楚.新质生产力何以影响全要素生产率:科技创新效应的机理与检验[J].当代经济管理,2024,46(10):1-15.
- [15]陈晓红,李杨扬,宋丽洁,等.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,2022,38(2):208-224+13-16.
- [16]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
- [17]秦炳涛,俞勇伟,葛力铭,等.智慧降碳:数字经济发展对城市碳排放影响的效应与机制[J].广东财经大学学报,2023,38(3):4-23.
- [18]张森,温军.数字经济赋能新质生产力:一个分析框架[J].当代经济管理,2024,46(7):1-9.
- [19]王世泰,曹劲松.新质生产力的缘起、生成动力与培育机理:基于马克思主义政治经济学视角[J].南京社会科学,2024(3):10-22.
- [20]丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020(1):85-92.
- [21]Corrocher N, Ordanini A. Measuring the digital divide: A framework for the analysis of cross-country differences[J]. Journal of Information Technology, 2002, 17(1):9-19.
- [22]张林,蒲清平.新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J].重庆大学学报(社会科学版),2023,29(6):137-148.
- [23]郑永年.如何科学地理解“新质生产力”?[J].中国科学院院刊,2024,39(5):797-803.
- [24]马金华,王朋飞,吕婉莹.税制改革赋能新质生产力:理论基础、历史逻辑和实践路径[J].中央财经大学学报,2024(8):3-11.
- [25]马丹,袁浩.特大城市新质生产力群体的主观幸福感与社区治理[J].深圳大学学报(人文社会科学版),2024,41(4):17-27.
- [26]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.
- [27]曾鹏,覃意晗,周联超.中国城市新质生产力水平的测算及时空格局[J].地理科学进展,2024,43(6):1102-1117.
- [28]邱子迅,周亚虹.数字经济发展与地区全要素生产率:基于国家级大数据综合试验区的分析[J].财经研究,2021,47(7):4-17.
- [29]Poelzer G, Yu S. Alltrustislocal: Sustainable development, trust in government and legitimacy in northern mining projects [J]. ResourcesPolicy, 2021, 70(3):101888.
- [30]任亚运,胡宇晨.绿色金融有助于实现碳排放双控吗?[J].环境经济研究,2024,9(2):132-151.

Digital Economy Empowers New Quality Productivity: Effect Evaluation and Mechanism Testing

Ren Yayun, Liu Yaru, Hu Yuchen

Abstracts: As a new economic form after the traditional economy such as agricultural economy and industrial economy, the digital economy provides new ideas, new kinetic energy and new opportunities to enhance new quality productivity. Based on this, a staggered difference-in-differences model is used to verify whether the digital economy enhances new quality productivity using China's 2010–2022 urban panel data, with national-level comprehensive big data pilot zones as a proxy variable for the digital economy. The study reveals that the digital economy exerts a notable positive impact on new-quality productivity, and this conclusion remains robust after a series of tests for robustness, including parallel trend tests, placebo tests, and Bacon decomposition. Heterogeneity analyses show that the impact of the digital economy on new qualitative productivity varies across institutional environments, resource endowments and administrative levels of cities. Mechanism testing indicates that the digital economy enhances new-quality productivity by fostering technological innovation and increasing digital talent concentration. Drawing from the above conclusions, proposing policy recommendations in terms of supporting the development of digital economy to promote the enhancement of new quality productivity, giving full play to the enhancement of new quality productivity in different endowment areas according to the local conditions, as well as facilitating the internal channels of digital economy to enhance the new quality productivity, etc. So as to provide a useful reference for further leveraging the digital economy to accelerate the formation of new quality productivity.

Key words: New Quality Productivity; Digital Economy; Technological Innovation; Digital Talent Concentration

(责任编辑:杨扬)

科技创新与产业创新融合推动新质生产力发展：理论分析与实证检验

薛贺香

(郑州航空工业管理学院 经济学院, 河南 郑州 450046)

摘要:科技创新是新质生产力的核心驱动力,产业创新是其实现的重要载体,二者深度融合是推进新质生产力发展的关键路径。在分析科技创新与产业创新融合对新质生产力推动作用的基础上,运用2014—2023年我国30个省份的面板数据测度新质生产力发展水平和创新融合水平,并通过多种计量经济模型实证检验创新融合对新质生产力的影响效应。结果表明:(1)科技创新与产业创新融合通过推动技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级进而推动新质生产力发展,并且创新融合对新质生产力的推动作用存在门槛效应。(2)东部与中部地区创新融合对新质生产力的推动作用统计显著,但西部地区的推动作用不显著;高水平和中水平融合组创新融合对新质生产力的推动作用统计显著,但低水平融合组的推动作用不显著。最后,从推动科技创新、激活新型融合要素、布局新兴未来产业等方面提出相应的政策建议。

关键词:新质生产力;科技创新;产业创新;创新融合

中图分类号:F124 **文献标识码:**A **文章编号:**2096-8647(2026)01-0052-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.01.005

一、引言

新质生产力是创新起主导作用,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态。新质生产力的提出为打造我国经济高质量发展新引擎、增强经济发展新动能、塑造经济新优势指明了方向。习近平总书记强调,要“扎实推动科技创新和产业创新深度融合,助力发展新质生产力”。科技创新与产业创新融合发展受到国家的高度重视,这既是科技创新成果转化为现实生产力的必经之路,也是产业升级和结构优化的重要支撑,创新融合构成了培育和发展新质生产力的主要路径。那么,如何以科技创新与产业创新深度融合推动形成新质生产力、加快塑造高质量发展的新动能新优势,成为中国式现代化新征程中亟待破解的新课题,引发了众多学者的关注与研究。

现有相关文献主要聚焦两个方面:一是科技创新

对新质生产力的赋能作用。张新宁(2024)^[1]认为科技创新具有的独特功能,可催生新产业、新模式、新动能进而促进新质生产力发展。周杰和王慧(2024)^[2]通过实证分析验证科技创新能促进数字新质生产力提升。杜传忠和李钰葳(2024)^[3]从理论角度分析得出突破性技术创新有助于新质生产力形成的结论。王文霞等(2025)^[4]实证验证了科技创新对新质生产力的影响效应与传导机制。二是科技创新与产业创新融合对新质生产力发展的赋能作用。此类文献认为应以科技创新推动产业创新,以产业创新提升产业核心竞争力,以科技创新和产业创新深度融合构建与新质生产力发展相适应的创新生态。万长松等(2024)^[5]认为科技创新与产业创新的良性互动有助于加快新质生产力发展。宋德勇和陈梁(2024)^[6]认为新质生产力的形成和发展依赖技术革命性突破与产业转型升级的多重驱动。宁波

基金项目:河南省高校人文社会科学研究一般项目“科技创新与产业创新融合推动河南新质生产力发展机制与路径研究”(2026-ZDJH-616)。

作者简介:薛贺香,女,硕士,副教授,研究方向为区域经济。

(2024)^[7]提出应以科技创新引领产业创新进而加快推动新质生产力发展。曹裕等(2024)^[8]进一步强调发展新质生产力离不开科技创新与产业创新深度融合。卢丽文等(2025)^[9]认为创新要素集聚对新质生产力发展具有显著正向影响,并且指出产业结构升级与技术进步在此过程中发挥了中介作用。黄梅和万小龙(2025)^[10]认为创新融合有助于提升劳动者综合素养、驱动劳动资料智能升级、拓宽劳动对象发展空间及加快生产要素组合实现跃升,为培育壮大新质生产力提供了有力支撑。任保平和司聪(2025)^[11]进一步提出,科技创新与产业创新深度融合的根本在于通过二者的深度渗透、耦合与重塑提升生产力的现代化水平。

当前关于如何培育发展新质生产力仍处于探索阶段,自科技创新和产业创新融合发展得到国家高度重视以来,两种创新融合便构成了培育发展新质生产力的主要路径,并且初步形成了推动科技创新和产业创新融合促进新质生产力发展的观点。但是,当前学术界多围绕科技创新和产业创新融合与新质生产力发展进行理论和实践层面的探讨,缺乏实证方面的研究,尤其缺乏将两种创新融合与新质生产力发展纳入统一框架进行实证研究。基于此,本文在现有文献的基础上,以新质生产力发展作为研究的出发点和落脚点,探讨和剖析科技创新与产业创新深度融合逻辑以及创新融合赋能新质生产力发展的内在机制,并建立双向固定效应模型和门槛效应模型,多方面多角度实证检验创新融合对新质生产力发展的赋能作用,以期扎实推动创新融合以培育发展新质生产力、加快塑造高质量发展新动能新优势提供有益参考。

二、理论分析与研究假设

(一)科技创新与产业创新的内涵与融合逻辑

1. 科技创新与产业创新的内涵

创新包括基础性创新和应用性创新。科技创新是基础性创新的主要形态,产业创新是应用性创新的主要形态。具体看,科技创新是以技术突破为核心驱动力的系统性活动,包括基础研究、应用研究、技术开发和科研成果转化的全过程,其核心是通过基础研究、应用研究和技术开发形成具有实用价值的新知识、新技术和新方法,以推动科学技术水平的提升。产业创新是在产业领域的创新活动,在特定产业领域内通过技术突破、组织变革、模式优化或资源整合等统筹推动传统产业转型升级、新兴产业壮大和未来产业培育的系

统性过程,其核心在于科技成果的产业化应用和技术扩散,通过引入新技术、新产品、新工艺和新模式,对现有产业体系和生产模式进行全方位的变革与优化,实现产业生态系统的协同演进与创新发展。因此,科技是推动产业创新的核心动力,产业是实现科技创新成果价值的重要载体^[12],科技创新侧重技术突破,产业创新聚焦应用与体系重构,两者紧密交织、协同共进,构成相辅相成的内在协作关系。

2. 科技创新与产业创新融合的内在逻辑

融合的本质是协同发展,表示两个系统之间的关联程度。根据协同理论,不同跨度和类型的系统虽然在结构与属性上存在差异,但系统之间存在相互影响、相互联系和彼此合作的关系,在一定的外部条件下,不同系统之间的融合发展主要通过不同要素之间的相互作用和内聚耦合,以演化形成新的有序结构,从而产生一定的协同发展效应^[13]。科技创新和产业创新作为创新的两个系统,具有突出的过程重叠性、阶段交互性、取向一致性。科技创新是产业创新的先导,产业创新是科技创新的终端^[14],两个系统在动态演化中存在融合趋同的显著特征^[15],即两者之间存在相互促进、相互赋能的动态关系,两者融合是科技与产业双向赋能的过程,核心在于实现关键技术的突破、技术成果的高效转化和产业需求的精准对接。因此,科技创新与产业创新融合逻辑实际上是科技创新与产业创新两个系统如何协同发展,以及两者在发展过程中相互影响的动态关系。

具体看,一方面,科技创新通过提供技术供给驱动传统产业升级与新产业诞生。科学技术是第一生产力,科技创新是产业创新的先决条件和动力基础。产业在发展过程中,随着发展条件的变化,会处于成本高、效率低、传统动能减弱等发展瓶颈,以及产生对产品新功能、新体验的需求,科技创新通过基础科学突破、核心技术攻关、前沿技术应用等路径解决产业发展的技术瓶颈,推动传统产业升级,加快产业结构从中低端向中高端迈进。随着科技创新对产业创新的引领作用日益增强,科技创新突破产业发展的关键技术障碍,增强产业在技术水准、制造工艺、生产效益等方面的竞争优势,为产业创新提供新的可能性、新的生产工具 and 新的解决方案,改变产业发展方式,逐步培育出以科技创新为驱动的创新密集型产业,催生新产业、新模式和新动能,推动产业链供应链优化,从而实现产业的技术升级和价值攀升,并为未来产业的培育与发展提供主

要动力。另一方面,产业创新为科技创新提供需求导向和应用场景。科技创新是源头,产业创新是载体,是实现科技创新价值的根本途径,为科技创新带来多元化、深层次的市场需求。在传统产业领域,尤其是传统制造业和服务业面临转型升级压力,产生对新技术、新产品和新服务的需求,产业需求牵引相关科技创新,促使科研人员聚焦这些领域的技术难题进行攻关,从需求侧推动问题导向的技术创新研究深入开展。而且,科技创新成果只有在实际应用中才能更好实现其价值,产业创新为科技创新成果提供了丰富的应用场景和实践平台,在产业创新过程中不断涌现的新需求和新场景,为科技创新成果提供了广阔的应用空间,加速了科技成果转化,促进高水平科技自立自强和现代化产业体系的良性互动,不仅推动了产业的创新发展,也为技术的进一步优化和创新提供了数据和实践经验,使科技力量真正服务于实体经济。

总之,科技创新与产业创新的融合是一个复杂的、动态的、非线性的生态系统。在两者融合发展过程中,科技创新是源头,产业创新是载体,两者相互渗透、协同发展,形成了“技术突破—产业升级—需求反哺—再创新”的动态循环,共同构成一个需求牵引与技术驱动的双向互动、螺旋上升的动态演进系统。

(二)科技创新与产业创新融合推动新质生产力发展的理论分析

新质生产力代表先进生产力的演进方向,是由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生的先进生产力质态。科技创新和产业创新深度融合凸显新质生产力高科技、高效能、高质量等特征,是新质生产力形成和发展的基本路径,具体表现在以下三个方面。

第一,科技创新与产业创新融合推动技术实现从量变到质变的革命性突破,为发展新质生产力提供关键动力。新质生产力主要由技术革命性突破催生而成。技术革命性突破展示了新质生产力对高质量发展的强劲推动力和支撑力,但是技术革命性突破并非一蹴而就,而是科技创新与产业创新在深度融合的过程中相互激发、相互验证,最终实现质变的过程。在融合过程中,产业创新根据市场需求与产业发展瓶颈,为科技创新提供明确攻关目标和方向;科技创新通过提供颠覆性技术成果,为产业创新提供突破瓶颈的核心工具;技术成果通过产业创新快速落地应用,在实际场景中暴露问题并进行反馈优化。两者融合通过一系列复

杂的机制,打通了实验室到产业化的通道,协同加速成果转化,将离散的科学发现和技术发明转化为能够重塑产业结构和社会形态的革命性技术与产业范式,推动技术不断完善并实现革命性突破。

第二,科技创新与产业创新融合推动生产要素实现创新性重组与高效配置,为发展新质生产力提供强劲推动力和支撑力。新时代技术革命性突破在经济活动中的扩散,引发包括数据在内的生产要素创新组合数量呈乘数式增长,进而提高全要素生产率的过程,就是生产要素创新性配置的作用机制^[16]。产业创新根据要素配置的优先领域和关键环节,引导技术、人才和资本等要素向高需求、高潜力领域集中;科技创新通过推动传统要素升级进而激活要素新价值,同时催生要素配置新模式进而提高配置效率,在两者融合发展的过程中构建产学研用协同生态,建立要素市场化配置平台,完善人才流动、资本融通、技术转移的配套机制,保障生产要素在创新主体间的自由流动并实现最优组合。因此,科技创新是劳动资料的技术形态变革,产业创新则体现为劳动对象与劳动过程的组织形态重构,两者融合改变了生产要素的配置模式,使中国经济逐步摆脱对传统资源和劳动力的依赖,转向依靠技术、管理和模式创新来推动经济增长^[17]。

第三,科技创新与产业创新融合系统性推动产业深度转型升级,为发展新质生产力提供内生动能。产业是生产力的载体,以科技创新推动产业创新,再通过科技创新和产业创新融合发展实现产业深度转型升级,才能构建起发展新质生产力的重要载体^[18]。在发展新质生产力的视角下,产业深度转型升级主要表现为从传统要素驱动转向创新驱动,进而推动产业智能化、绿色化和融合化发展。科技创新通过将数智技术和绿色技术渗透到产业生产、研发、管理各环节,打破传统产业链条边界,推动生产方式变革,形成新业态、催生新模式,实现产业生产效率与质量的双重提升;产业创新是科技创新在产业层面的扩散,为科技创新提供了技术基础和应用场景,通过整合上下游资源配置推动产业链向高附加值环节延伸,优化产业分工与布局。两者融合发展打通技术研发、成果转化、产业应用的通道,为产业升级提供持续的技术支撑、资金保障和人才供给,助力产业从低端向高端、从传统向现代转型,推动产业不断向更高质量发展。

基于以上分析,本文提出假设:

H1:科技创新与产业创新融合通过推动技术革命

性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级进而推动新质生产力的发展。

(三)科技创新与产业创新融合推动新质生产力发展的门槛效应分析

科技创新与产业创新融合能够推动新质生产力形成与发展,但是这种促进作用并非在所有经济发展水平下都能充分释放,即创新融合对新质生产力的促进作用受到经济发展水平的制约:当经济发展水平未达到临界水平时,创新融合对新质生产力的促进作用较弱;一旦跨越门槛,创新融合的促进效能会显著提升。具体看,当经济发展水平较低时,主导产业以农业和劳动密集型工业为主,由于产业体系的技术基础薄弱、资本积累不足、基础设施不完善、人力资本水平不高等整体经济基础制约,科技创新与产业发展技术匹配度比较低,科技创新与产业创新融合对新质生产力的推动作用非常有限。随着经济发展水平的提高,工业化和制造业升级加速,建立起完整的产业体系,知识密集型服务业和高技术制造业逐渐成为主导产业,同时具备了承接科技创新的产业基础、资本实力、人力资源和基础设施,科技创新与产业融合度较高,经济发展水平为创新融合提供了相应的条件,融合过程从被动转化变为主动融合,催生出新能源汽车、人工智能、生物医药等代表新质生产力的战略性新兴产业和未来产业,两

类创新融合对新质生产力的促进作用呈现出指数级的放大效应。因此,经济发展水平在创新融合促进新质生产力发展的过程中发挥着至关重要的作用,在此过程中产业结构也起到了关键作用,产业结构决定了技术吸收能力和科技创新路径。只有当经济发展水平跨越了支撑创新生态良性循环所需的最低限度的门槛后,创新融合才能真正释放其驱动新质生产力发展的巨大潜能。

基于以上分析,本文提出假设:

H2:创新融合对新质生产力的推动作用存在门槛效应,即在不同经济发展水平和产业结构水平下,创新融合对新质生产力的推动作用呈现跨门槛式递增的非线性特征。

三、研究设计

(一)变量选取

1.被解释变量

本文的被解释变量为新质生产力(NQP)。现有研究中关于新质生产力评价的指标和方法较多,本文借鉴曹冲等(2025)^[19]、朱富显等(2024)^[20]的研究,从新质生产者、新质生产对象、新质生产资料三个方面构建新质生产力评价指标体系,采用熵值法计算各指标权重,进而计算新质生产力综合指数。评价指标体系及各指标权重见表1。

表1 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	指标含义	权重
新质生产者	科技人员投入	R&D人员折合全时当量	0.0293
	教育投入	财政教育支出/地区GDP	0.0341
	信息软件业从业人数占比	信息软件业从业人数/城镇从业人数	0.0146
	高校在校学生结构	高等学校在校学生数/地区常住人口数	0.0291
	普通高等学校数量	—	0.0483
	城镇人员工资水平	城镇单位从业人员平均工资	0.0677
新质生产对象	单位GDP能耗	—	0.0404
	单位GDP电耗	—	0.0408
	废水废气和废物排放强度	废水废气废物排放量/地区GDP	0.0202
	垃圾无害化处理量	—	0.0319
	财政环境保护支出占比	财政节能环保支出/公共财政支出	0.0813
新质生产资料	人均邮政业务总量	电子商务销售额/地区常住人口数	0.0755
	人均电信业务总量	电信业务总量/地区常住人口数	0.0549
	国际互联网用户数	—	0.0946
	移动电话普及率	移动电话用户/地区常住人口数	0.0742
	R&D经费投入强度	R&D经费支出总量/地区GDP	0.1021
	人均有效发明专利数	有效发明专利数/总人口	0.0867
	财政科技支出占比	财政科技支出/公共财政支出	0.0743

注:废水废气废物排放量=废水排放量+二氧化硫排放量+一般工业固体废物产生量。

2. 解释变量

本文的解释变量为科技创新与产业创新融合(TI)。根据前文对科技创新与产业创新内涵的分析,同时借鉴赵放等(2025)^[21]、石义寿等(2024)^[22]的研究,构建科技创新和产业创新融合评价指标体系,采

用熵值法计算各评价指标的权重,进而计算科技创新和产业创新的综合评价指数,然后根据薛贺香(2023)^[15]的研究,进一步计算耦合协调度来衡量科技创新和产业创新融合水平。评价指标体系及各指标权重见表2。

表2 科技创新与产业创新融合评价指标体系

	一级指标	二级指标	指标含义	权重
科技创新	创新投入	研发经费支出	R&D经费支出	0.0891
		研发人员	R&D人员全时当量	0.0952
		研发投入强度	R&D经费支出/GDP	0.1015
	创新产出	发明专利申请数	—	0.0933
		发明专利授权数	—	0.0831
		出版科技著作	—	0.0773
		发表科技论文	—	0.0871
	创新环境	财政投入强度	科技支出/公共财政支出	0.0814
		高校学生人数	高等学校在校学生数	0.0905
		孵化载体	有R&D活动的企业数	0.1001
		研发机构数	研究与开发机构数	0.1014
产业创新	高新技术产业规模	技术市场成交额	—	0.0992
		高技术产业增加值占比	高技术产业增加值/制造业增加值	0.0851
		高新技术产品进出口额	—	0.0915
	创新吸收扩散	新产品开发经费支出	规上工业企业新产品开发经费	0.1017
		技术改造经费支出	规上工业企业技术改造经费	0.0831
		引进技术经费支出	规上工业企业引进经费支出	0.1007
		企业R&D经费占比	规上工业企业R&D经费/营业收入	0.0771
	创新转化效益	新产品销售率	规上工业企业新产品收入/营业收入	0.1002
		新产品开发项目	规上工业企业新产品开发项目	0.0891
		专利申请数	规上工业企业专利申请数	0.0911
		有效发明专利数	规上工业企业有效发明专利数	0.0812

3. 控制变量

考虑到可能存在其他因素对新质生产力的干扰,本文选取如下控制变量:(1)人口规模(PEO)。发展新质生产力依赖高素质的新质劳动者,人口规模为培养新型高素质复合型人才奠定了基础,本文采用年末常住人口数的自然对数值来衡量人口规模。(2)产业结构(IS)。一个地区产业自身的基础实力和结构层次决定了其承接科技创新成果的能力,高新技术产业是发展新质生产力的基础,本文以第三产业与第二产业产值之比来衡量产业结构。(3)信息化水平(INF)。较高的信息化水平可以促进新质生产要素跨区域流动,是提高资源配置效率、助力新质生产力形成的重要条件之一,本文采用互联网宽带接入端口数的自然对数值来衡量信息化水平。

4. 门槛变量

根据前文门槛效应分析,本文选择经济发展水平(PGDP)和产业结构(IS)作为门槛变量。经济发展水平采用人均GDP的自然对数值来衡量。

(二)数据来源与说明

基于数据的可得性,以2014—2023年我国30个省份(不包括西藏及港澳台)为研究样本,相应样本数据来自《中国统计年鉴》《工业企业科技活动统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》及各省份统计年鉴,个别缺失数据采用线性插值法补齐。变量的描述性统计见表3。

由表3可以看出,在研究区间内,我国新质生产力发展水平介于0.102和0.882之间,标准差为0.168,科技创新与产业创新融合水平介于0.081和0.786之间,

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	新质生产力	NQP	300	0.392	0.168	0.882	0.102
解释变量	科技创新与产业创新融合	TI	300	0.367	0.144	0.786	0.081
控制变量	人口规模	PEO	300	10.842	0.918	12.751	8.134
	产业结构	IS	300	1.317	0.413	2.762	0.735
	信息化水平	INF	300	13.736	1.192	16.772	10.314
门槛变量	经济发展水平	$PGDP$	300	10.361	0.605	12.138	8.907
	产业结构	IS	300	1.317	0.413	2.762	0.735

标准差为0.144,说明我国新质生产力发展水平和创新融合水平在各区域存在一定差异。其他变量的数据也表现出显著的差异性,适合进一步开展实证分析。

(三)模型设定

1. 基准回归模型

本文通过构建双向固定效应模型分析科技创新与产业创新融合对新质生产力的影响。模型设定如下:

$$NQP_{it} = \beta_0 + \beta_1 TI_{it} + \alpha X_{it} + \gamma_i + \varepsilon_t + \mu_{it} \quad (1)$$

式(1)中, NQP_{it} 表示新质生产力发展水平, TI_{it} 表示科技创新与产业创新融合水平, β_1 表示创新融合对新质生产力的影响作用, X_{it} 表示人口规模、产业结构和信息化水平控制变量集合, γ_i 和 ε_t 分别表示地区和时间固定效应, μ_{it} 为随机误差项, i 表示地区, t 表示年份。

2. 门槛效应模型

为进一步分析科技创新与产业创新融合对新质生产力影响的门槛效应,构建面板门槛模型如下:

$$NQP_{it} = \delta_0 + \delta_1 TI_{it} \times I(M \leq \theta) + \delta_2 TI_{it} \times I(M > \theta) + \alpha_j X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

式(2)中, M 表示门槛变量,具体为经济发展水平和产业结构; I 为示性函数, θ 为门槛值,满足括号内条件 I 取值为1,否则为0; δ 表示在不同区间内创新融合对新质生产力的影响,若估计结果显示存在回归系数递增,则说明科技创新与产业创新融合对新质生产力的影响存在门槛效应。式(2)为单一门槛模型,多门槛模型与此类似,后续可根据需要构建多门槛模型。

四、实证分析

(一)基准回归

基准回归结果如表4所示。列(1)一(4)分别展示了基准回归模型在不同设定情境下的计量结果:列(1)和列(2)只包括解释变量,分别为只包含地区固定效应,以及同时包含地区和时间双固定效应的估计结果;列(3)和列(4)是引入控制变量后的估计结果。

由表4可以看出,列(1)一(4)中,科技创新与产业创新融合变量(TI)的回归系数均在1%水平上显著为正,说明创新融合能够推动新质生产力发展,验证了假设H1。根据包含地区和时间双固定效应模型的

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
TI	0.357*** (0.000)	0.391*** (0.000)	0.372*** (0.000)	0.366*** (0.000)
PEO			0.201*** (0.001)	0.178* (0.072)
IS			0.429** (0.031)	0.437*** (0.000)
INF			0.171* (0.063)	0.198** (0.048)
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
N	300	300	300	300
adj.R ²	0.653	0.687	0.716	0.728

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

估计结果,列(2)中科技创新与产业创新融合的回归系数为 0.391,而在列(4)中其回归系数为 0.366,但是修正后的 R^2 由 0.687 提高到 0.728,说明加入了控制变量后,虽然创新融合水平的回归系数有所下降,但是增加了回归模型对新质生产力变动的解释能力。而且三个控制变量对新质生产力的影响均显著为正,说明人口规模、产业结构和信息化水平对新质生产力发展均具有积极的促进作用。

(二)内生性检验

考虑到新质生产力发展可能反向影响科技创新与产业创新融合,即创新融合与新质生产力之间可能存在互为因果的关系,进而影响回归结果的可信度。为了克服反向因果导致的内生性问题,本文参照孙黎和许唯聪(2021)^[23]的研究,选择创新融合的一阶滞后项(L.TI)作为工具变量,使用两阶段最小二乘法进行估计,估计结果见表5。

表5 内生性检验

变量	第一阶段(TI)	第二阶段(NPQ)
L.TI	0.831*** (0.000)	
TI		0.342*** (0.002)
控制变量	是	是
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
Kleibergen-Paaprk LM	56.283(0.000)***	
Gragg-Donald Wald F	121.932{16.38}	
N	270	
adj.R ²	0.705	

据表5,Kleibergen-Paaprk LM统计量在1%的显著性水平上拒绝了工具变量识别不足的假设,表明工具变量的选择是合理的;Gragg-Donald Wald F统计量为121.932,远大于Stock-Yogo临界值(16.38),通过弱工具变量检验,说明无弱工具变量问题。在第一阶段的回归中,工具变量(L.TI)的回归系数在1%的显著性水平上为正,满足工具变量和创新融合变量(TI)的相关性假设;在第二阶段的回归中,创新融合变量(TI)的

回归系数同样显著为正,虽然系数的估计值比基础回归略有下降,但与前文基准回归理论相符,说明在考虑内生性问题后,科技创新与产业创新融合对新质生产力发展的推动作用依然成立,H1得证。

(三)稳健性检验

本文分别采取替换测算方法、调整部分样本和样本缩尾处理三种方式进行稳健性检验,以进一步验证研究结论的可靠性。稳健性检验结果见表6。

表6 稳健性检验

变量	(1) 替换测算方法	(2) 调整部分样本	(3) 样本缩尾处理
TI	0.672*** (0.000)	0.298*** (0.002)	0.326*** (0.001)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	300	260	300
adj.R ²	0.732	0.632	0.711

1. 替换测算方法

前文新质生产力发展水平是采用熵值法测算所得,为了避免测算方式对回归结果的影响,本文采用主成分分析法重新测度新质生产力发展水平,然后进行

回归。表6列(1)的估计结果显示,科技创新与产业创新融合变量(TI)的回归系数在1%的水平上显著为正,说明科技创新与产业创新融合能够推动新质生产力发展,与前文的研究结论一致。

2. 调整部分样本

考虑到北京、上海、天津和重庆4个直辖市的特殊性,可能会对创新融合推动新质生产力发展的效果产生影响,本文将4个直辖市剔除后再进行回归。表6列(2)的估计结果显示,科技创新与产业创新融合变量(*TI*)的回归系数在1%的水平上显著为正,表明科技创新与产业创新融合仍然能显著驱动新质生产力发展,进一步验证了前文结论的稳健性。

3. 样本缩尾处理

为避免异常值的影响,本文采用双侧1%缩尾方法对所有变量样本调整后再进行回归。表6列(3)的

估计结果显示,科技创新与产业创新融合变量(*TI*)的回归系数依旧为正,并且通过了1%的显著性水平检验,再次表明回归模型具有稳健性。

五、进一步分析

(一) 门槛效应分析

根据前文的分析,科技创新与产业创新融合对新质生产力的影响在不同经济发展阶段和不同产业结构下存在跨门槛式递增的非线性效应,本文将经济发展水平和产业结构作为门槛变量进一步分析创新融合对新质生产力发展的影响。本文采用Bootstrap抽样法进行300次重复抽样检验门槛效应,检验结果见表7。

表7 门槛效应检验

门槛变量	门槛数	门槛值	p值	BS次数
经济发展水平	单一门槛	10.434***	0.003	300
	双重门槛	11.645	0.156	300
	三重门槛	9.532	0.231	300
产业结构	单一门槛	1.216***	0.006	300
	双重门槛	1.078	0.137	300
	三重门槛	1.331	0.303	300

由表7可以看出,经济发展水平和产业结构单一门槛均在1%的显著性水平上显著,双重门槛和三重门槛均不显著,说明创新融合对新质生产力发展的影

响存在单一门槛效应,应设置单门槛模型,经济发展水平和产业结构的门槛值分别为10.434和1.216。进一步对门槛效应模型进行估计,估计结果见表8。

表8 门槛效应模型估计

变量	(1)	(2)
<i>TI</i> (<i>PGDP</i> ≤10.434)	0.273*** (0.003)	
<i>TI</i> (<i>PGDP</i> > 10.434)	0.428*** (0.000)	
<i>TI</i> (<i>IS</i> ≤1.216)		0.115*** (0.002)
<i>TI</i> (<i>IS</i> > 1.216)		0.392*** (0.000)
控制变量	是	是
N	300	300
adj.R ²	0.717	0.723

由表8可以看出,当*PGDP*≤10.434时,科技创新与产业创新融合对新质生产力的回归系数为0.273,在1%的水平上统计显著;当*PGDP* > 10.434时,科技创新与产业创新融合对新质生产力的回归系数为0.428,也在1%的水平上统计显著。说明当经济发展水平低于门槛值时,创新融合对新质生产力的边际影响相对较小;随着经济发展水平的提高,创新融合对新质生产力的边际效应在逐渐增加。原因在于,经济发展带来的

资源投入、产业发展以及完善的基础设施,在资金、人才、产业等方面为科技创新与产业创新融合创造了有利的环境,从而促进新质生产力的发展。

在*IS*≤1.216和*IS* > 1.216两种情况下,科技创新与产业创新融合对新质生产力的回归系数分别为0.115和0.392,均在1%的水平上统计显著。说明当产业结构达到一定的门槛时,科技创新与产业创新融合对新质生产力的推动作用由弱变强,且随着产业结构的不

断优化升级,创新融合的促进作用更加明显,这是因为产业发展基础和结构层次决定了其承接科技创新成果的能力。当产业结构中以传统低端制造业为主,由于缺乏现代化的生产设备和产业链配套,即便引入先进科技创新成果,也难以实现有效应用;随着产业结构的优化升级,各产业之间的协同作用增强,形成了从研发到生产、销售的完整产业链,能够与科技创新形成协同效应,更有效地响应科技创新与产业创新融合的需求,因而对新质生产力发展的促进作用才会充分释放。

总之,随着经济发展水平的提高和产业结构的优化升级,科技创新与产业创新融合对新质生产力发展的边际影响效应显著增强,呈现出跨门槛式递增的非线性特征,H2得到验证。

(二)异质性分析

1. 区域异质性

为了探究不同区域科技创新与产业创新融合对新质生产力发展的影响差异,本文将全国划分为东、中、西部地区进行区域异质性分析,估计结果见表9。

表9 区域异质性检验

变量	东部地区	中部地区	西部地区
<i>TI</i>	0.628*** (0.000)	0.422** (0.031)	0.133 (0.121)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	110	80	110
adj.R ²	0.711	0.679	0.707

由表9可以看出,东部地区 and 中部地区科技创新与产业融合的回归系数分别在1%和5%的水平上显著为正,并且东部地区创新融合前面的回归系数要大于中部地区,但是西部地区创新融合的回归系数未通过显著性检验。这表明东部地区和中部的创新融合能够有效推动新质生产力的发展,而且东部地区创新融合对新质生产力发展的推动作用更大,但是西部地区的推动作用尚不明显。可能的原因在于,与西部地区相比,东部地区和中部地区经济发展水平相对较高,尤其是东部地区聚集了大量的高新技术产业和高端人才,资本、人才和科技等创新要素充分聚集和协同,产业基础和产业结构能够有效地响应科技创新与产业创新融合的需求,创新融合对新质生产力发展的影响显著。而西部地区由于经济发展水平相对较低,资本、人才和科技等创新要素匮乏,市场对新质生产力产出的高端产品和服务的需求不足,受经济发展水平

和产业结构双重门槛效应的制约,导致创新融合对新质生产力发展的促进作用不显著。

2. 融合水平异质性

根据耦合协调度将科技创新与产业创新融合水平划分为四个层次:耦合协调度低于0.4设为低水平融合组,0.4—0.5为中水平融合组,0.5—0.8为高水平融合组,0.8—1.0为极高水平融合组。根据计算结果,我国当前没有地区处于极高水平融合组,在估计过程中将该组样本删除。相应的估计结果见表10。

由表10可以看出,中水平融合组和高水平融合组创新融合的回归系数均在1%的水平上显著为正,但是回归系数相差较大;低水平融合组创新融合未通过显著性检验。这表明科技创新与产业创新融合水平越高,对新质生产力发展的促进作用越强。究其原因,新质生产力的核心驱动力是科技创新,其实现的载体是产业创新。当科技创新与产业创新融合水

表10 融合水平异质性检验

变量	低水平融合组	中水平融合组	高水平融合组
<i>TI</i>	0.028 (0.124)	0.222*** (0.000)	0.573*** (0.006)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	80	150	70
adj.R ²	0.724	0.732	0.668

平较低时,科技创新脱离市场需求,科技成果不能形成规模化和市场化的产业,生产要素未被新技术深度改造,不能形成实际的生产力。随着融合水平的提高,科技创新成果成功应用于现有产业,通过技术改造、工艺革新、产品迭代等显著提升了生产效率和产品质量,促使产业链中的中低端环节向中高端攀升,现有的产业结构得到优化和升级,进而提升生产力水平。当科技创新和产业创新高水平融合时,革命性科技创新与全新的产业业态同步发生、相互催化,催生出全新的主导产业群和商业模式,创造出新的产业结构,带来快速的增长,使经济格局发生根本性变化,促进生产力实现质的飞跃。因此,科技创新和产业创新融合水平不同对新质生产力的影响存在显著差异。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文分析了科技创新与产业创新融合的内在逻辑以及对新质生产力的推动作用,并基于2014—2023年我国30个省份的面板数据,利用熵值法和耦合协调度模型测度了新质生产力发展水平和创新融合水平,在此基础上采用双固定效应模型和门槛效应模型多方面实证检验了创新融合对新质生产力发展的影响效应,得出以下研究结论:一是科技创新与产业创新融合通过推动技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级进而推动新质生产力的发展,并且创新融合对新质生产力的推动作用存在源于不同经济发展水平和产业结构的门槛效应。二是东部与中部地区创新融合对新质生产力发展的推动作用统计显著,并且东部地区的推动作用更大,但西部地区的推动作用不显著;中水平融合组和高水平融合组创新融合对新质生产力发展的推动作用统计显著,低水平融合组的推动作用不显著,并且融合水平越高推动作用越大。

(二)政策建议

根据以上研究结论,为推动以发展新质生产力为导向的科技创新与产业创新深度融合,需紧扣新质生产力高科技、高效能、高质量的核心特征,以技术革命性突破为引领、生产要素创新性配置为支撑、产业深度转型升级为目标,构建全链条创新融合体系。

第一,推动科技创新,激发新质生产力发展的强劲动能。以战略需求牵引聚焦颠覆性技术攻关,重点布局人工智能、量子科技、脑机接口、生物制造等前沿领域,强化基础研究与关键技术攻关,加大对基础研究的投入倾斜,鼓励原创性创新成果,筑牢新质生产力的技

术根基。同时,实施产业基础再造工程和重大技术装备攻关工程,针对“卡脖子”技术实施清单式攻坚,推动核心技术与产业需求精准对接,破解新质生产力发展的技术瓶颈。

第二,激活新型融合要素,优化新质生产力要素配置。一是建立规范的数据产权、流通交易和收益分配制度,促进数据跨领域、跨行业融合应用,推进数据要素化进程。二是改革高等教育和职业教育体系,推行校企联合培养模式,培养一批既掌握前沿科技原理又精通现代产业技能的复合型创新人才,让人才在创新融合实践中成长。三是鼓励设立专注于硬科技和早期创新的耐心资本基金,发展科技保险、知识产权证券化等金融工具,引导金融资源从服务传统模式创新转向支持原始技术创新,让数据、复合型人才、耐心资本等成为驱动新质生产力发展的关键生产要素。

第三,布局新兴未来产业,拓展新质生产力发展空间。围绕新一代信息技术、新能源、新材料、高端装备、生物医药等战略性新兴产业加快技术商业化应用,形成规模化产业集群。同时,前瞻布局脑科学、未来网络、量子计算、可控核聚变等未来产业,设立未来产业先导区,鼓励企业和科研机构开展颠覆性技术研发,培育未来产业与战略性新兴产业等产业集群,通过科技创新开辟高技术产业新赛道,以产业创新为科技创新提供应用场景,以现代化产业体系承载科技成果转化,为新质生产力发展培育新的增长极。

第四,建立高效协同体系,构建适配新质生产力的融合机制。健全企业主导的产学研协同机制,确立企业的创新主体地位,鼓励科技领军企业牵头组建创新联合体,整合产业链上下游企业及高校科研机构围绕产业需求开展定向研发,支持企业建设企业技术中心、工程研究中心等平台,提升企业自主研发和集成创新能力。同时,建立专业化的科技成果转化服务平台,搭建成果转化桥梁,形成覆盖全产业链的创新网络,加速知识扩散与应用落地,打通融合关键链路。◆

参考文献:

- [1]张新宁.科技创新是发展新质生产力的核心要素论析[J].思想理论教育,2024(4):20-26.
- [2]周杰,王慧.科技创新能促进数字新质生产力提升吗?:以数字普惠金融为调节变量[J].企业经济,2024,43(8):106-118.
- [3]杜传忠,李钰葳.强化科技创新能力加快形成新质生产力的机理研究[J].湖南科技大学学报(社会科学版),2024,27(1):100-109.

- [4]王文霞,贾永飞,孙童童.科技创新驱动新质生产力形成与发展机理研究:基于场域理论视角[J].经济与管理评论,2025(3):105-117.
- [5]万长松,徐志源,柴亚杰.新质生产力论[J].河南师范大学学报(哲学社会科学版),2024,51(2):1-6.
- [6]宋德勇,陈梁.发展新质生产力的理论逻辑、关键问题与实践路径[J].经济与管理评论,2024,40(5):55-68.
- [7]宁波.以科技创新引领产业创新加快推动新质生产力发展[J].党建,2024(7):12-14.
- [8]曹裕,寇芙柔,张文静.以科技与产业融合创新推动湖南特色新质生产力发展的路径研究[J].湖南社会科学,2024(3):23-30.
- [9]卢丽文,李小帆,邓宏兵.创新要素集聚驱动新质生产力发展:理论机制与实证检验[J].华中师范大学学报(自然科学版),2025,59(4):637-646.
- [10]黄梅,万小龙.科技创新和产业创新深度融合赋能新质生产力:逻辑理路、现实障碍与实践路径[J].科学管理研究,2025,43(2):82-91.
- [11]任保平,司聪.以科技创新与产业创新的深度融合推动形成新质生产力研究[J].经济学家,2025(2):76-86.
- [12]叶提芳,张耀峰,耿智琳,等.国家重大战略区域新质生产力水平的统计测度、区域差异与动态演进[J].统计理论与实践,2025(10):5-16.
- [13]杨俊,刘春学,钟文.新质生产力、产业结构升级与高质量发展[J].统计理论与实践,2025(7):5-13.
- [14]杜传忠,李钰葳.科技创新与产业创新深度融合:机制、模式与路径选择[J].社会科学战线,2025(4):21-34.
- [15]薛贺香.“双碳”背景下制造业数字化转型与绿色发展耦合协调研究[J].区域经济评论,2023(3):101-110.
- [16]洪银兴,刘爱文.内生性科技创新引领中国式现代化的理论和实践逻辑[J].马克思主义与现实,2023(2):12-19.
- [17]盛方富.强国视阈下推动科技创新和产业创新融合发展的逻辑理路[J].当代经济管理,2025,47(10):52-60.
- [18]翟绪权.发展新质生产力的学理阐释与实践进路[J].马克思主义研究,2025(5):54-64.
- [19]曹冲,刘忠宇,杨爱荣.中国新质生产力发展:经验事实、区域差异与动态演进[J].华北水利水电大学学报(社会科学版),2025,41(4):1-14.
- [20]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.
- [21]赵放,张森,蒋国梁.科技创新和产业创新深度融合时空演化特征与机制研究:以高技术产业为例[J].科技进步与对策,2025,42(13):71-84.
- [22]石义寿,周振江,苏瑞波,等.科技创新与产业创新耦合协调发展评价:以广东省国家高新区为例[J].科技管理研究,2024,44(24):84-91.
- [23]孙黎,许唯聪.数字经济对地区全球价值链嵌入的影响:基于空间溢出效应视角的分析[J].经济管理,2021,43(11):16-34.

The Integration of Technological Innovation and Industrial Innovation Drives the Development of New Quality Productive Forces: Theoretical Analysis and Empirical Test

Xue Hexiang

Abstract: Technological innovation is the core driving force of new quality productive forces, and industrial innovation serves as the carrier for its realization. The deep integration of the innovation is the key path to promoting the development of new quality productive forces. The paper theoretically analyzes the driving effect of the integration of technological innovation and industrial innovation on the new quality productive forces. On the basis of measuring the level of the new quality productive forces and innovation integration, it empirically tests the impact of innovation integration on the new quality productive forces by using lots of econometric models. The results show that: The driving effect of innovation integration on new quality productive forces is statistically significant in the eastern and central regions, however, this effect is not significant in the western region. For the high-level and medium-level integration groups, the driving effect of innovation integration on new quality productive forces is statistically significant, however, the effect of the low-level integration group is not significant.

Key words: New Quality Productive Forces; Technological Innovation; Industrial Innovation; Innovation Integration

(责任编辑:田雨)

数字生态文明建设水平的统计测度与传导路径分析

丁 娇¹,汪志圣²

(1.石河子大学 理学院,新疆 石河子 832000;2.石河子大学 经济与管理学院,新疆 石河子 832000)

摘要:数字生态文明是“数字化”与“生态化”融合演进而成的新型文明形态,是推动人与自然和谐共生的现代化的关键路径。基于“条件—过程—结果”三维框架,构建涵盖基础投入、生态压力、数绿建设、环改效益与资源节约五大维度共14项具体指标的数字生态文明建设水平评价指标体系,利用2018—2023年中国31个省份的面板数据,结合熵值法与PLS结构方程模型,系统测度全国及区域层面的数字生态文明建设水平,并揭示其传导机制。研究结果显示:全国数字生态文明建设水平稳步上升,均值增长超55%,但资源节约维度长期停滞,成为最大短板;区域发展不均衡,呈“东高西低”梯队格局,东部全面领先,中、西部相对滞后;数绿建设是驱动环改效益的核心路径,但对资源节约存在显著负向影响;基础投入与生态压力对结果绩效的影响高度依赖数绿建设的中介作用。为此,提出强化区域协同、构建绿色低碳数字化发展机制、以绿色技术创新为核心提升数绿建设质量、完善数字生态文明评价机制等政策建议,为推动数字生态文明高质量、可持续发展提供理论支撑与实践路径。

关键词:数字生态文明;统计测度;PLS结构方程模型

中图分类号:F205 **文献标识码:**A **文章编号:**2096-8647(2026)01-0063-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.01.006

一、引言

数字生态文明指通过数字革命重塑人与自然的关系,将“数字化”与“生态化”两大进程深度融合、有机统一,实现经济、社会与环境的协同进化^[1]。随着生产水平的提高,资源的开采和污染物的排放,使生态系统承载压力不断加大,极端天气、污染全球化和生物多样性丧失等生态环境问题相继出现。中国作为全球数字生态文明建设的重要参与者,将数字中国与美丽中国建设作为国家战略,提出“建设绿色智慧的数字生态文明”目标,并在《数字中国建设整体布局规划》中明确要求推动数字技术与生态治理的深度融合,为生态环境可持续、经济可持续及社会发展可持续提供明确指引。可见,数字生态文明建设已成为新时代高质量发展的重要一环^[2]。但现阶段,数字生态文明建设的综合评价指标体系、过程发展管理及结果效能评价等仍缺乏

统一的度量标准和量化方式,对准确识别数字生态文明建设短板和进行系统优化形成制约。因此,构建科学合理的数字生态文明建设水平评价指标体系,量化测度数字生态文明建设进程并提出优化方案显得尤为重要。

在数字化、生态化建设深入发展的背景下,国内外学者就数字化、生态化评价指标体系的构建及测度方法展开了广泛讨论,但缺乏以数字生态文明作为整体对象进行量化的测度方案。在数字化方面,张鸿等(2025)^[3]将基础设施、发展环境、数字化应用、数字化治理作为反映数字化水平的重要指标,采用AHP法和熵值法的组合赋权,分析了各省份的数字乡村发展水平。在生态化方面,秦伟山等(2013)^[4]将意识文化、经济运行、环境支撑、生态人居和制度保障作为反映生态文明发展水平的重要指标,并采用德尔菲法确定指标

基金项目:国家社会科学基金青年项目“数字生态文明建设水平的内涵阐释、统计测度与提升路径研究”(25CTJ013)。

作者简介:丁娇,女,博士,讲师,研究方向为数字经济;汪志圣,男,研究方向为区域经济。

权重。也有学者采用评分叠加法、综合指标法和聚类分析法等多种评价方法对数字化、生态化水平进行测评。梳理文献发现,当前对于数字化、生态化的研究已具备较高参考价值,但在数字生态文明建设水平指标体系构建及测度方面仍有诸多亟待改进的问题:一是现有文献多将数字化与生态化分割,从单方面入手建立数字经济、生态经济等评价指标体系,在数字生态文明建设水平的指标体系构建方面,多为理论阐述和内涵辨析,少有研究对数字生态文明建设水平及其发展质量进行度量,研究覆盖面尚显不足。二是现有文献主要停留在评价测度上,未能基于研究结果进一步探究数字生态文明建设的内生动力,难以为数字生态文明建设提供理论参考。基于此,本文进行了以下拓展:一是结合我国数字生态文明发展现状,从“条件—过程—结果”三个层面系统评估数字生态文明建设的综合水平。第二,使用PLS结构方程模型对数字生态文明建设水平的五大维度下的细分指标展开测算,揭示数字生态文明建设的内生动力,并为推动其高质量发展提供政策建议。

二、研究设计

(一) 指标体系构建

随着信息技术的快速发展,数字化手段在生态治理方面的应用日益广泛,早期研究对数字生态文明建设提供了许多重要参考思路。李晓琼等(2014)^[5]在当时前瞻性地提出“数字+生态融合”的双轮驱动模式,并强调地方特色与文化融合。王娟等(2022)^[6]为数字生态构建了“数字基础→数字能力→数字应用”的完整逻辑链,并明确指出数字能力是数字经济发展的主要

瓶颈。艾志红(2023)^[7]引入演化博弈理论分析价值共创行为的动态演化过程,为数字生态文明建设提供了新方向。上述研究注重于技术、平台、企业和政府等层面对数字生态文明的影响,推动了数字生态文明建设过程的整体优化和效率提升。但现有文献在进行统计测度时多以结果为导向,围绕数字化、绿色化和融合发展等独立维度进行分析,未能从整体视角分析数字生态文明建设基础、建设过程和建设结果等维度的发展水平。为此,本文基于全过程视角,依托“条件—过程—结果”三维评估框架^[8],构建协同联动的分析框架,并从基础投入、生态压力、数绿建设、环改效益和资源节约五个层面来阐释推动数字生态文明建设高质量发展的理论机制。

为推动数字生态文明高质量、高效率建设,客观分析其条件基础、优化发展过程、明确投入回报,构建科学、可比的数字生态文明建设水平综合评价指标体系,本文遵循了以下原则:第一,数字生态文明建设应考虑当地基础设施建设、基础人才培养和政策支撑,以及区域生态环境状态,即基础投入和生态压力;第二,数字生态文明建设应考虑区域的数字化应用和区域的生态建设,以数绿建设程度来映射数字生态文明发展过程;第三,数字生态文明建设要完成人与自然和谐共生的目标,减轻人类对环境的负担,因此,数字生态文明建设要考虑对环境的改善状况和对资源的节约情况。

基于此,本文构建了包含3个二级指标、5个三级指标和14个具体指标的数字生态文明建设水平综合评价指标体系,见表1。

表1 数字生态文明建设水平综合评价指标体系

一级指标 A	二级指标 B	三级指标 C	具体指标 D	指标属性	单位
数字生态文明 建设水平	条件:基础支撑	基础投入	宽带普及率(D1)	+	%
			地方财政环境保护支出(D2)	+	亿元
		生态压力	二氧化硫排放量(D3)	-	万吨
			河湖化学需氧量排放量(D4)	-	万吨
			突发环境事件次数(D5)	-	次
	过程:发展状态	数绿建设	电子商务交易企业数比重(D6)	+	%
			国家绿色数据中心数(D7)	+	个
			绿色发明专利授权数(D8)	+	个
			自动气象站站点个数(D9)	+	个
	结果:效绩评价	环改效益	垃圾无害化处理能力(D10)	+	吨/日
			PM2.5年均浓度(D11)	-	ug/m ³
			环境改善收益(D12)	+	亿元
		资源节约	万元GDP用水量(D13)	-	立方米/万元
			单位GDP能耗(D14)	-	千瓦时/元

(二) 测算方法

为确保研究结果的客观性,精准把握研究期内我国数字生态文明建设水平,借鉴已有研究方法^[9],采取如下步骤进行测算:首先,对指标数据进行标准化处理;其次,确定指标权重;最后,对各个指标进行测算。其中,指标权重测算及指数计算用熵值法。

第一,使用无量纲化法,对各具体指标下各年份数据进行线性变换,使结果落在 $[0,1]$ 区间内。

$$x_{ij} = \begin{cases} \frac{X_{ij} - \min(X_j)}{\max(X_j) - \min(X_j)}, & X_{ij} \text{具有正效应} \\ \frac{\max(X_j) - X_{ij}}{\max(X_j) - \min(X_j)}, & X_{ij} \text{具有负效应} \end{cases} \quad (1)$$

第二,计算信息熵 e_j 。

$$e_j = -k \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij} \quad (2)$$

其中, k 是常数,一般取 $k=1/\ln(n)$; n 是评价对象总数; p_{ij} 是第 j 个评价指标在第 i 个地区的标准化值。

$$p_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x_{ij}} \quad (3)$$

第三,计算信息熵冗余度(差异系数)。冗余度越大,表示第 j 个指标的有效信息越多。

$$d_j = 1 - e_j \quad (4)$$

第四,基于信息熵冗余度,计算出各指标的权重。

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j} \quad (5)$$

第五,计算各个省份各年的得分。

$$s_i = \sum_{j=1}^m w_j x_{ij} \quad (6)$$

其中, $s_i \in [0,1]$, s_i 的数值越大,说明该省份当年的数字生态文明建设水平越高。

(三) 数据来源

鉴于数据的可得性,本文以2018—2023年为研究区间,以我国除港澳台外的31个省级行政区的面板数据为研究样本。数据主要来自《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《能源统计年鉴》和中国绿色GDP可视化平台等。在获得原始数据后对数据进行以下处理:一是采取插值法或类推法对缺失数据进行补充;二是在原始指标基础上对部分指标进行比值测算,以消除地区人口规模影响,比如互联网宽带接入覆盖率。

三、测度结果分析

(一) 整体层面的测算结果分析

图1展示了2018—2023年中国数字生态文明建设水平的变化趋势。可以看出,数字生态文明建设水平

稳步提升,均值由2018年的0.193持续提高到2023年的0.299,增幅超过55%,整体有显著的进步,但仍有较大提升空间。

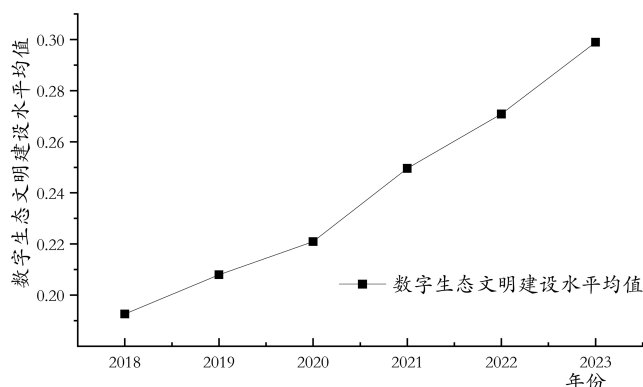


图1 2018—2023年中国数字生态文明建设水平的变化趋势

根据图2,基础投入持续增长,均值由2018年的0.016到增长至2023年的0.030,为数绿建设优化和生态压力降低提供了充分的物质和技术保障;生态压力由2018年的0.053下降至2023年的0.044,降低了约16%,表明人类生活对环境的负面影响逐渐减小;数绿建设对数字生态文明建设水平的贡献最大,均值由2018年的0.062升至2023年的0.149,增长近138%,表明生态数字化发展方面的成效较为显著,是推动水平提升的主要引擎;环改效益在前期稳步提升,在2023年轻微回落,表明简单的边际改善可能已经到达极限,需要更深层次的变革来突破瓶颈;资源节约方面近年来增长量极小,常年停滞在0.021左右,是整个评价体系中最薄弱的环节,表明系统虽然通过技术和过程发展

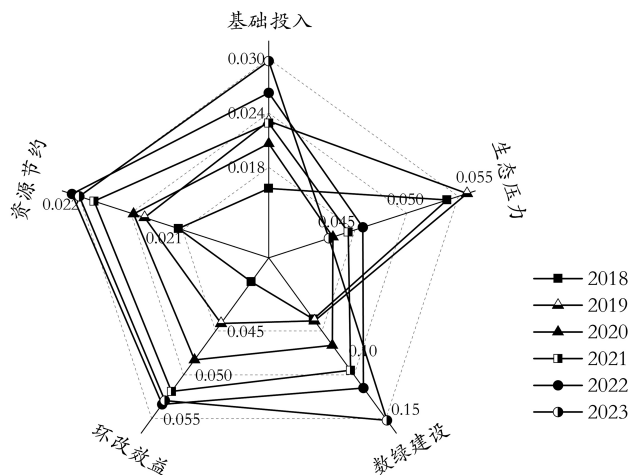


图2 2018—2023年中国数字生态文明建设水平各维度的变化趋势

减轻了生态压力,但在资源利用的效率上可能并未取得根本性突破。

(二)区域层面的测算结果分析

图3绘制了2018—2023年中国东、中、西部三大地区数字生态文明建设水平的变化趋势,以反映数字生态文明建设水平在区域层面的发展特征。三大地区的数字生态文明建设水平在研究期内均呈现不同程度的上升趋势,其中东部地区的数字生态文明建设水平远高于中部和西部地区。具体地说,东部地区的数字生态文明建设水平由2018年的0.238持续提高到2023年的0.397,始终处于全国前列;中部和西部地区2018年的数字生态文明建设水平分别为0.180和0.159,2023年分别达到0.257和0.237,中部地区的数字生态文明建设水平略高于西部地区,但中、西部地区的数字生态文明建设水平严重落后于东部地区。总体看,中国区域层面的数字生态文明建设水平呈现“东部—中部—西部”依次递减的发展态势。

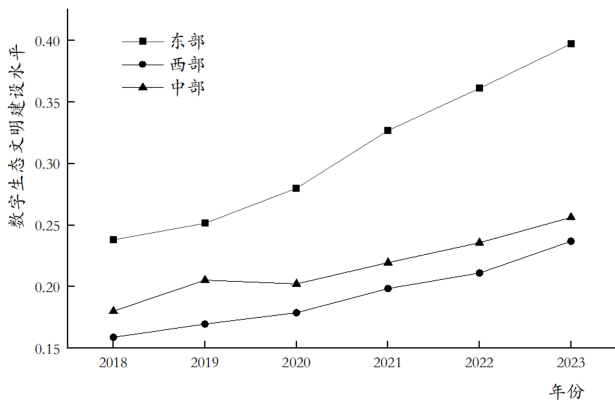


图3 2018—2023年三大地区数字生态文明建设水平的变化趋势

基于图4绘制的2018—2023年中国东、中、西三大地区数字生态文明建设水平各维度的变化趋势,可以发现,各地区的发展特征存在显著差异。东部地区全维度领先于中、西部地区,在基础投入和数绿建设上最为突出,展现出雄厚的基础和强大的技术、产业优势。中部地区的环境效益较为突出,长期优于西部地区,并与东部地区的差异不大,表明中部地区在通过数字化手段治理环境、防控污染方面取得了较好的效果;在数绿建设方面,中部地区增长略快于西部地区,并且逐渐拉开差距,表明中部地区在产业数字化转型、数字技术应用方面比西部地区更有优势。西部地区各维度起点低,但观察基础投入维度,可以发现其在2018—2023年实现了全维度的稳健增长,与东部

地区的绝对差距不断缩小,展现出较大的发展潜力。从局部看,2020年所有地区的生态压力均出现显著下降,之后保持平稳或缓慢下降,可能与新冠疫情造成全球封锁和经济活动骤减,使工业排放、交通污染等大幅减少直接相关。同时段,东部地区与中部地区的基础投入也有一定程度的下降,但中部地区受到的影响明显大于东部地区,其原因可能是中部地区在2019年有一次集中的大规模投资,而2020年开始暴发的新冠疫情打断了投资的连续性,导致其水平下降,表现出中部地区的发展稳定性仍有待提升。

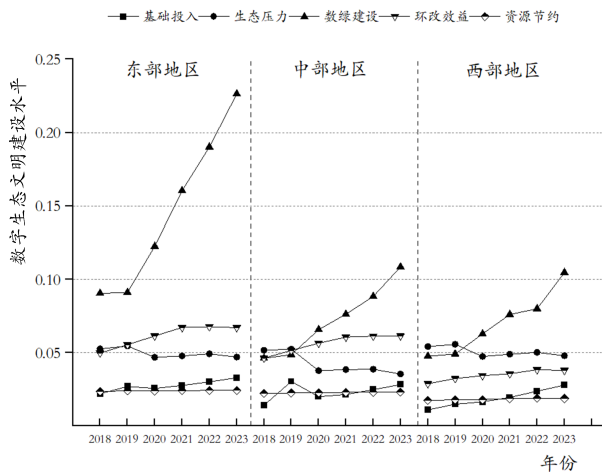


图4 2018—2023年三大地区数字生态文明建设水平各维度的变化趋势

(三)省域层面的测算结果分析

为有效区分具有显著特征差异的省份群体,本文通过聚类分析法^[10]对各省域的数字生态文明建设水平及下属的三级指标进行差异性分析,结果见表2。

表2 聚类差异性分析结果

维度	聚类类别(平均值±标准差)			F	p
	类别1(n=18)	类别2(n=9)	类别3(n=4)		
基础投入	0.020±0.006	0.024±0.005	0.033±0.005	9.809	0.001***
生态压力	0.051±0.009	0.042±0.012	0.047±0.016	1.895	0.169
数绿建设	0.051±0.017	0.121±0.023	0.255±0.052	115.842	0.000***
环改效益	0.038±0.013	0.058±0.019	0.082±0.034	11.116	0.000***
资源节约	0.020±0.006	0.024±0.002	0.025±0.001	3.994	0.030**
综合水平	0.181±0.029	0.270±0.033	0.442±0.052	104.835	0.000***

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。表5、表6、表7同。

表2展示了中国省域数字生态文明建设水平聚类分析结果,三类群组在多个指标上存在显著差异。基础投入维度,类别3的平均值±标准差显著高于类别1

和类别2,表明高聚类组资源初始配置更充分;数绿建设维度的 $F=115.842$, $p<0.001$,呈现显著的层级差异,三类群组均值从0.051逐级跃升至0.255,标准差随类别提升而扩大,反映高类别组内操作流程离散度更高但整体水平突出;环改效益同样存在统计显著性,类别3的环改效益评分是类别1的2.16倍,且组间差异伴随标准差的增大而更显著;资源节约虽达到统计显著,但三类群组均值差异较小;生态压力的 p 值为0.169,未通过显著性检验,说明三类群组在该特征上较为同质。其中,综合水平呈现严格的层级梯度且组间差异显著,配合标准差从0.029到0.052的递增趋势,类别3作为高分组不仅均值突出且内部异质性更强,类别1则为典型的低分同质组,证实聚类结果具有良好区分效度,且所有显著性检验结果与效应量变化模式一致,支持聚类方案统计的有效性。

因此,可以将所考察省份分为三类,具体分类如图5所示。

一是数字生态文明建设水平领先组。以广东、北京、浙江等为主的数字生态文明建设水平领先地区,其数字生态文明建设水平的均值介于0.385至0.506之间。具体看,广东、江苏、浙江等都是中国经济总量较大的省份,地方政府有充足的资金投入到数字基础设施和环保项目中去。在深圳、南京、杭州和北京等数字经济核心区拥有大量的互联网头部企业、科技公司和初创公司,为数字技术应用于生态治理提供了天然的土壤。领先组地区较早将数字化、生态化作为核心发

展战略,4个省份都已进入后工业化时期,经济和社会的先行发展使其更早面临资源和环境压力,倒逼产生转型的内在动力。

二是数字生态文明建设水平追赶组。以山东、湖北、四川等为代表的数字生态文明建设水平追赶地区,其数字生态文明建设水平的均值介于0.226至0.385之间。其中,山东、河北是中国的传统工业基地,产业结构偏重,向绿色化、智能化升级的压力和紧迫性非常强。四川、湖南、湖北等具有独特的生态禀赋,不仅有丰富的绿色资源,更担任着守护青山绿水的重任,这些地区的生态保护和治理尤为重要。而成渝地区双城经济圈、中部地区崛起、黄河流域生态保护和高质量发展等国家战略赋能,以及山东深耕工业互联网、安徽积极发展人工智能和新能源汽车等各省份的自我改革,都促使着数字生态文明建设水平的积极发展。这些地区虽然较数字生态文明建设水平领先组整体稍弱,但凭借政策支持和自身重点领域的积极突破,展现出了较大的发展潜力和强劲的发展势头。

三是数字生态文明建设水平落后组。该组别省份数字生态文明建设水平的均值介于0.121至0.226之间,共计18个省份。其中西藏、吉林、新疆等省份属于经济发展水平较落后地区,其资金投入、基础设施略显不足,人才流失严重;宁夏、辽宁等省份的数字化治理体系不够完善,跨部门协调难度大;山西、内蒙古等省份的产业结构相对单一,依赖于传统农业和资源型产业,产业转型步伐较为滞后。令人深思的是,天津、福

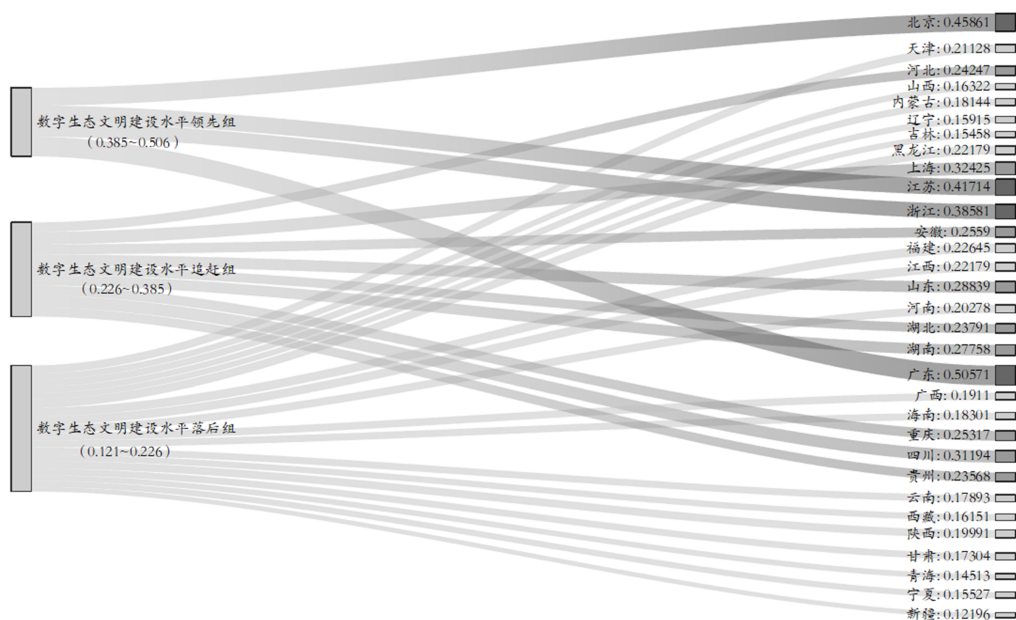


图5 2018—2023年31个省份数字生态文明建设水平分类

建也处在数字生态文明建设水平落后组。具体看,天津属于京津冀协同发展战略区,但在与北京的协同发展中缺乏竞争力,造成人才、资源等外流。且天津缺少无可替代的生态产业,传统石化、重工业等支柱产业面临较大转型压力,而新的经济增长的拉力尚显不足,使天津陷入了结构性僵局,数字生态文明建设水平因此落后。福建虽然发展势头较好,但区域发展差距较大,数字经济高度依赖宁德时代及其相关产业链,生态建设高度集中在闽东南沿海,存在数字化与绿色化协同深度不足的问题,数字技术在生态治理中的适配性有待提升。

四、数字生态文明建设水平的路径分析

为深入探究数字生态文明建设各子系统间的内在作用机制,本文运用SmartPLS软件构建PLS结构方程模型,以识别推动系统演进的核心要素与关键路径。

(一)整合分析框架构建

本文整合分析框架并将其核心逻辑分为两个阶段:一是初始阶段。采用上文数字生态文明建设水平指标体系构建的关系作为PLS结构方程模型潜变量,并对指标间的外部权重、显著性和多重共线性进行评估筛选,剔除不良指标,得出最终的各指标共线性统计表,见表3。

表3 共线性统计结果

指标	VIF
化学需氧量排放量	1.003
单位GDP用水量	1.286
单位GDP能耗	1.286
地方财政环境保护支出	1.014
宽带普及率	1.014
环境改善收益	1.031
生活垃圾无害化处理能力	1.031
电子商务交易企业数比重	1.437
突发环境事件次数	1.003
绿色发明专利授权数	1.440
自动气象站站点个数	1.003

注:各指标VIF均小于3,表明每个指标都提供了独立信息。

二是路径关系分析阶段。基于相关理论构建PLS结构方程,得出模型潜变量因子构成,具体见表4。分析各指标权重与潜变量 R^2 ,并量化各潜变量之间的直接影响效应与间接影响效应,得出相关结论。

表4 潜变量因子构成

潜变量	形成性指标
基础投入	互联网宽带接入覆盖率、地方财政环境保护支出
生态压力	河湖化学需氧量排放量、突发环境事件次数
数绿建设	数电子商务交易企业数比重、绿色发明专利授权数、自动气象站站点
环改效益	垃圾无害化处理能力、环境改善收益
资源节约	单位GDP用水量、单位GDP能耗

(二)路径模型的构建与检验

基于本文构建的“条件—过程—结果”三维系统评价框架及可持续发展理论、良性循环理论,提出以下研究假设:

- H₁:基础投入对数绿建设具有显著影响。
- H₂:生态压力对数绿建设具有显著影响。
- H₃:数绿建设对资源节约具有显著影响。
- H₄:基础投入对资源节约具有显著影响。
- H₅:生态压力对资源节约具有显著影响。
- H₆:数绿建设对环改效益具有显著影响。
- H₇:基础投入对环改效益具有显著影响。
- H₈:生态压力对环改效益具有显著影响。

经路径系数分析得到路径模型回归系数,见表5。路径分析结果显示,模型中存在5条显著路径。基础投入与生态压力对数绿建设具有显著正效益,其路径系数分别为0.353和0.360,验证了假设H₁和H₂。数绿建设对资源节约呈现显著负效益,其路径系数为-0.373,可能暗示数绿建设在短期内会加剧资源消耗,抑制资源节约,验证了假设H₃。数绿建设对环改效益的路径系数为0.631,具有较强的正向效益,是所有路径系数中作用强度最大的,表明数绿建设是驱动环改效益最直接、最有效的途径,验证了假设H₆。生态压力同数绿建设一样,对环改效益同样具有显著正效益,表明生态压力能倒逼人们进行环境改善,验证了假设

表5 路径模型回归系数

X→Y	路径系数	样本平均值	标准差	T统计量
基础投入→数绿建设	0.353***	0.429	0.136	2.599
基础投入→环改效益	0.126	0.173	0.108	1.173
基础投入→资源节约	-0.068	-0.149	0.149	0.458
数绿建设→环改效益	0.631***	0.603	0.102	6.21
数绿建设→资源节约	-0.373***	-0.335	0.093	4.016
生态压力→数绿建设	0.360***	0.301	0.131	2.741
生态压力→环改效益	0.250***	0.224	0.065	3.849
生态压力→资源节约	-0.012	0.02	0.075	0.153

H₈。其中,数绿建设在模型里扮演了关键的中介角色,基础投入对环改效益和资源节约、生态压力对资源节约的直接效应不显著,但其通过数绿建设这一中介变量,产生了显著的间接影响。

基于多元回归得到各指标权重,见表6。结果显示,所有观测指标在其对应潜变量上的外部权重均通过了5%的显著性检验,表明测量模型具有良好的聚合效度。多数指标的原始样本权重较高,对潜变量代表性强。生活垃圾无害化处理能力对环改效益的权重较高,且t统计量为63.452,是衡量环境治理效益的

核心且稳定的指标。绿色发明专利授权数对数绿建设的权重较大,表明其在构成的数绿建设潜变量中占据了主导地位,凸显了绿色科技创新在数绿化建设中的关键作用。电子商务交易企业数比重对数绿建设的权重为显著的负值,意味着在本文的PLS结构方程模型研究语境范围内,电子商务的普及并未如预期般对数绿建设产生正向贡献,而指标间的VIF均小于3,排除了指标的抑制现象,可能反映数绿建设更加注重技术内涵与持续效益而非量的增长,或数绿建设现阶段内部的技术创新与市场规模存在权衡关系。

表6 指标权重

指标→潜变量	指标权重	样本平均值	标准差	t统计量
化学需氧量排放量→生态压力	0.853***	0.843	0.072	11.868
单位GDP用水量→资源节约	0.593***	0.658	0.137	4.318
单位GDP能耗→资源节约	0.573***	0.491	0.152	3.760
地方财政环境保护支出→基础投入	0.868***	0.856	0.116	7.469
宽带普及率→基础投入	0.608***	0.574	0.178	3.408
环境改善收益→环改效益	0.124***	0.112	0.045	2.725
生活垃圾无害化处理能力→环改效益	0.971***	0.973	0.015	63.452
电子商务交易企业数比重→数绿建设	-0.201***	-0.177	0.098	2.062
突发环境事件次数→生态压力	0.477**	0.481	0.106	4.490
绿色发明专利授权数→数绿建设	0.999***	0.989	0.060	16.730
自动气象站站点个数→数绿建设	0.385***	0.382	0.073	5.238

本文还通过R²评估结构模型的解释力,并通过Bootstrapping的5000次抽样检验了其显著性,结果见表7。模型对3个内生潜变量的解释力度存在差异:环改效益的R²=0.711,其模型表现出较强的解释力,表明所选取的前因变量能够充分解释该环境效益的绝大部分变异。数绿建设的R²=0.325,其模型具有中等的解释力,这一结果与许多探索性信息研究一致,表明模型涵盖了其关键驱动因素。虽然资源节约模型的解释力相对较弱(R²=0.172),但t统计量大于临界值且p<0.001,证实了模型解释力的统计显著性,说明变量间的路径关系是显著且稳健的。

表7 R²统计结果

潜变量	R ²	样本平均值	标准差	t统计量	p值
数绿建设	0.325	0.384	0.086	3.781	0.000***
环改效益	0.711	0.730	0.054	13.053	0.000***
资源节约	0.172	0.203	0.037	4.597	0.000***

(三)基于路径模型分析的结论

由上述分析可得最终的传导路径,见图6。

根据路径系数,进一步计算各潜变量间的直接效应、间接效应和总效应,结果见表8。可以发现,基础投

入和生态压力对资源节约和环改效益的影响高度依赖于数绿建设,建设的好坏直接影响到投入与压力对结果的效益。同时,数绿建设对环改效益有极强的正向驱动,但对资源节约呈显著负向影响,揭示了当前的数绿建设虽然改善了环境质量,但可能因为建设、运行项目本身需要消耗大量资源,进而导致对资源节约的负面影响^[11]。

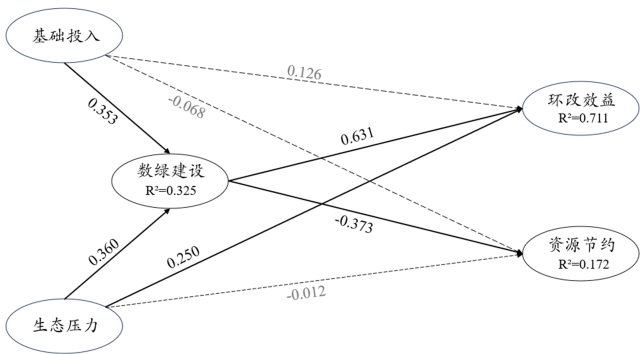


图6 传导路径

五、结论与建议

(一)研究结论

本文在系统梳理数字生态文明内涵与演进过程的

表8 影响路径的效益分解

X→Y	直接效应	间接效应	总效应
基础投入→资源节约	—	-0.132	-0.132
生态压力→资源节约	—	-0.134	-0.134
基础投入→环改效益	—	0.223	0.223
生态压力→环改效益	0.250	0.227	0.477
数绿建设→资源节约	-0.373	—	-0.373
数绿建设→环改效益	0.631	—	0.631

基础上,构建“条件—过程—结果”三维数字生态文明建设水平综合评价指标体系,并基于2018—2023年我国31个省份的面板数据,运用熵值法、PLS结构方程路径模型,对中国数字生态文明建设水平进行了综合测度与传导机制分析,得出以下主要结论:

第一,我国数字生态文明建设水平整体呈稳步上升态势,均值增长超55%。但区域差异显著,发展不均衡,呈现“东高西低”的梯队格局:东部地区在基础投入、数绿建设等维度全面领先,中、西部地区发展相对滞后,尤其是西部地区在多个维度起点相对较低、基础相对薄弱。

第二,数绿建设是数字生态文明建设水平提升的核心驱动力,是驱动环改效益的核心路径,显示出数字技术在生态治理中的显著成效。但资源节约维度长期停滞,增长乏力,且数绿建设对其存在显著负向影响,提示出当前数字生态文明建设在资源效率提升方面尚未实现根本性突破。

第三,数字生态文明建设的传导机制高度依赖数绿建设的中介路径。PLS结构方程模型结果显示,基础投入与生态压力对环改效益和资源节约的影响主要通过数绿建设实现间接传导,数绿建设在系统中发挥关键中介作用。基础投入和生态压力本身对资源节约无显著直接效应,表明仅有投入或压力不足以推动资源效率提升,必须通过高质量的数绿建设路径实现转化。

第四,绿色技术创新是数绿建设的核心支撑,电子商务相关指标存在结构性偏差。绿色发明专利授权数在数绿建设中权重较高,表明绿色科技创新是推动数字生态文明高质量发展的关键。而电子商务交易企业数比重对数绿建设呈显著负向影响,表明当前数字生态文明建设应注重技术质量与绿色效益,而非单纯追求规模扩张。

(二)政策建议

基于上述结论,本文提出以下政策建议:

第一,强化区域协同,推动数字生态文明均衡发展。

针对“东高西低”发展格局,加大对中、西部地区的政策倾斜与财政支持,特别是在数字基础设施、绿色数据中心、生态环境监测平台等方面加大投入。鼓励东部先进地区与中、西部地区开展数字生态协作,通过技术输出、人才交流和项目共建,实现区域间资源共享与能力互补。

第二,聚焦资源节约,构建绿色低碳的数字化发展机制。将资源节约纳入数字生态文明建设的核心考核指标,推动数绿建设从“环境改善导向”向“资源效率导向”转型。制定数字项目绿色评估标准,强化对数字基础设施能耗、水耗的监测与评估,鼓励采用节能技术、绿色能源和循环模式,提升数字项目的资源利用效率。

第三,以绿色技术创新为核心,提升数绿建设质量。加大对绿色专利、绿色技术研发的政策支持与资金投入,鼓励高校、科研机构与企业协同创新,推动人工智能、大数据、物联网等技术在生态治理中的深度应用。建立绿色技术转化平台,促进绿色科技成果在数字生态项目中的落地应用,提升数绿建设的技术含量与可持续性。

第四,优化指标体系,完善数字生态文明评价机制。将资源节约、绿色技术贡献、排放强度等关键指标纳入地方政府绩效考核体系,引导地方政府从“重建设、轻效率”向“重质量、重效益”转变^[12]。同时,推动建立动态监测与反馈机制,定期评估数字生态项目的资源环境影响,及时调整政策方向与投资策略。针对数绿建设对资源节约的负向影响,需警惕数字基础设施建设过程中可能带来的资源消耗反弹效应。推进数字项目时同步开展环境影响评估,优先发展低能耗、高效益的绿色数字产业,避免“数字污染”与“绿色假象”,真正实现数字化与生态化的协同共赢。◆

参考文献:

[1]任保平,王昕.数字中国建设的绩效评价及其推进策略[J].统计与信息论坛,2024,39(9):23-34.
[2]中共中央 国务院印发《数字中国建设整体布局规划》[J].国家图书馆学刊,2023,32(2):69.
[3]张鸿,王璐,张慧璇.中国数字乡村发展水平评价指标体系构建与测度[J].统计与决策,2025,41(8):64-69.
[4]秦伟山,张义丰,袁境.生态文明城市评价指标体系与水平测度[J].资源科学,2013,35(8):1677-1684.
[5]李晓琼,钟艳,陶春元,等.试论数字生态城指标体系构建:以共青数字生态城为例[J].生态经济,2014,30(8):54-56+110.

- [6]王娟,张一,黄晶,等.中国数字生态指数的测算与分析[J].电子政务,2022(3):4-16.
- [7]艾志红.数字创新生态系统价值共创的演化博弈研究[J].技术经济与管理研究,2023(4):25-30.
- [8]钞小静,刘亚颖.新型数字基础设施建设与中国经济高质量发展:基于“条件—过程—结果”协同联动的视角[J].贵州财经大学学报,2023(4):1-11.
- [9]张红岩,彭勃.中国经济高质量发展的分布动态、地区差异与收敛性研究[J].统计理论与实践,2025(1):22-31.
- [10]陆旸.从开放宏观的视角看环境污染问题:一个综述[J].经济研究,2012,47(2):146-158.
- [11]宋德勇,华斯琦,陈梁,等.从“绿色悖论”到“双化协同”:智能化转型与企业碳排放[J].中国人口·资源与环境,2025,35(7):34-46.
- [12]史常亮.农业数字化的碳减排效应:理论分析与经验证据[J].华中农业大学学报(社会科学版),2025(4):34-46.

Analysis of the Statistical Measurement and Transmission Path of Digital Ecological Civilization Construction

Ding Jiao, Wang Zhisheng

Abstract: Digital ecological civilization is a new type of civilization form evolved from the integration of “digitization” and “ecologization”, and it is a key path to promoting the modernization of harmonious coexistence between humans and nature. Based on the three-dimensional framework of “Condition–Process–Result”, this paper constructs an evaluation index system for the construction level of digital ecological civilization, covering five major dimensions and 14 specific indicators, including basic input, ecological pressure, digital and green construction, environmental improvement benefits, and resource conservation. Using the panel data of 31 provinces in China from 2018 to 2023, combined with the entropy method and PLS structural equation model, this paper systematically measures the construction level of digital ecological civilization at the national and regional levels, and reveals its transmission mechanism. The research results show that the construction level of digital ecological civilization in China has steadily increased, with an average growth of more than 55%, but the dimension of resource conservation has long stagnated and has become the biggest shortboard; regional development is extremely unbalanced, presenting a three-tier pattern of “high in the east and low in the west”, with the east taking the lead comprehensively and the central and western regions relatively lagging behind; digital and green construction is the core path to drive environmental improvement benefits, but it has a significant negative impact on resource conservation; basic input and ecological pressure have a high dependence on the mediating effect of digital and green construction for result performance. Therefore, this paper puts forward policy suggestions to strengthen regional coordination, focus on resource conservation, take green technological innovation as the core, and optimize the evaluation mechanism, so as to provide theoretical support and practical path for promoting the high-quality and sustainable development of digital ecological civilization.

Key words: Digital Ecological Civilization; Statistical Measurement; PLS Structural Equation Model

(责任编辑:李雅)

环境保护税影响了企业财务绩效吗？ ——基于沪深A股上市公司的分析

薛 钢,吴 璟,杨 晨

(中南财经政法大学 财政税务学院,湖北 武汉 430073)

摘要:环境保护税作为我国应对环境污染的税收治理工具,在约束企业排污行为的同时,也会对微观主体的生产经营业绩产生相应的影响。基于环境保护“费改税”改革的准自然实验,利用2011—2022年A股上市公司数据,运用双重差分法,实证检验了环境保护税政策的实施对企业财务绩效的影响。研究发现,环境保护“费改税”改革在增加了企业税收负担的同时也激励了企业财务绩效的增长,这种积极影响主要通过推动绿色创新、缓解融资约束以及强化管理层环保意识等路径,对冲了税收负担,进而改善了企业财务绩效。异质性分析发现,这种促进作用在非国有企业、行业竞争程度高的企业、内部控制质量水平高的企业中表现得更为突出。进一步研究表明,环保补贴与环境保护税政策之间存在协同效应。最后,在上述研究结论基础上提出进一步优化环境保护税的政策建议。

关键词:环境保护税;企业财务绩效;重污染企业;双重差分法

中图分类号:F275;X322 **文献标识码:**A **文章编号:**2096-8647(2026)01-0072-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.01.007

一、引言

在环境治理的政策工具体系中,通过征收环境保护税为代表的税收治理方式是国际通行做法。2018年1月1日,《中华人民共和国环境保护税法》的正式施行,标志着“排污费”制度全面转向“环境保护税”,完成了环境污染治理“费改税”的体制调整。虽然在本次改革中多数省份在改革中遵循了“税费平移”的原则,但是由于税收治理能够增强环境规制的强度与对企业排污行为的约束力,促使征管程序变得更为严格和规范,因此增加企业污染的税收成本也符合改革的基本目标。当然,污染成本的上升从理论上会对企业利润与现金流造成一定的冲击,但是也有可能倒逼企业增加绿色技术研发投入,以降低税负与排污成本,最终对企业财务绩效产生不同的影响。

关于环境保护税对企业财务绩效的影响,现有研究主要有积极影响与消极影响两种观点。积极影响观点主要源于“波特假说”,该假说认为更为严格的环境规制能够激励企业创新,通过创新补偿效应弥补环境规制成

本,进而提升企业竞争力(Porter和Linde,1995)^[1]。这是因为环境保护税的实施促使企业在税收成本与治理成本之间重新权衡,税负上升激励企业通过改进生产工艺、更新设备等方式提高环境治理水平,进而提升财务绩效。Ambec和Barla(2006)^[2]支持这一结论,认为环境保护税有助于改善企业绩效。Yi等(2020)^[3]基于长江经济带制造业数据的分析也发现,环境保护税显著提升了企业创新绩效。Berman和Bui(2001)^[4]对美国炼油业的研究表明,受环境保护税约束更大的企业在同期财务绩效上反而表现更优。消极影响观点则出于成本因素的考量,认为环境保护税会加重企业税负、提高经营成本,从而对企业财务绩效产生负面影响。Brännlund等(1995)^[5]对瑞典造纸业的研究发现,环境保护税显著降低了企业财务绩效,原因主要在于环境保护税可能挤占企业现金流,削减研发与创新投入,进而对绩效产生不利影响(Antweiler等,2001)^[6]。

近年来,国内学者也针对环境保护税与企业财务绩效的关系开展了诸多研究,但尚未得到统一结论。

基金项目:国家社会科学基金项目“次优税制视角下中国环境保护税的效应评估研究”(21BJY070)。

作者简介:薛钢,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为财税制度与政策;吴璟,女,博士研究生,研究方向为财税理论与政策;杨晨,男,博士研究生,研究方向为税收制度与政策。

张艳清等(2023)^[7]发现环境保护税通过促进技术创新提升了企业财务绩效。丁红燕等(2024)^[8]进一步指出,除技术创新外,代理成本的降低也是重要路径。亦有研究指出环境保护税的政策效果有限或具有差异性。刘霞等(2023)^[9]对重污染企业的分析表明,“费改税”显著改善了环境绩效,但对经济绩效的影响并不显著。金友良等(2020)^[10]发现该政策的效果在时间与个体上存在异质性。刘宁宁等(2019)^[11]则认为环境保护税降低了污染密集型产业的财务绩效。

环境保护税是中国环境治理体系中的重要手段之一,其政策效应一直是学术界关注的焦点。基于此,本文通过探究环境保护税实施后企业排污成本上升对其财务绩效的影响,从而深入揭示税收政策与企业经济行为之间的内在关联,为环境保护税的功能评价与措施优化提供新的依据。

二、理论分析与研究假设

环境保护税的征收意味着企业环境合规成本显著上升。从成本收益视角分析,为应对这一外部压力,企业有动机通过优化资源配置、改进生产工艺、提升管理效率等方式,通过提升内部核心竞争能力以充分抵消环境保护税带来的额外负担,从而实现财务绩效的整体改善。这一过程充分体现了环境规制可能带来的“创新补偿”效应,即恰当的环境政策能够激发企业效率提升与创新,最终增强其竞争力。相较于原有的排污费制度,环境保护税的法律刚性更强、征收标准更为统一规范,这进一步强化了对企业行为的约束与引导。因此,本文认为,环境保护税的实施预期将对企业财务绩效产生积极的促进作用。由此提出如下假设:

H1:环境保护税能够促进企业财务绩效的提升。

尽管面临成本上升的压力,企业仍然可以通过战略调整与创新活动来适应外部规制变化。环境保护“费改税”通过提高违法成本与稳定政策预期,为企业开展绿色创新提供了更明确的激励信号。绿色创新,包括绿色产品创新与绿色工艺创新,能够帮助企业降低能耗物耗、开发环保产品、进入新市场,从而创造新的收入来源或形成差异化优势,最终提升财务绩效,Weitzman(2018)^[12]指出,相较于命令控制型手段,以税收为代表的经济工具对绿色创新的诱导作用更为显著。Montero(2002)^[13]的研究也表明,在竞争性市场中,环境保护税能更有效地引导企业的投资与生产决策转向绿色方向。

然而,也有研究指出环境规制可能挤占创新资源,

甚至抑制绿色专利产出(Wagner, 2007)^[14]。在中国情境下,这种消极效应可能被两个因素削弱:其一,绿色发展与创新驱动已成为国家战略与企业共识,技术创新本身是企业谋求长远发展的内在需求。其二,中国环境保护税改革遵循“税费平移”原则,旨在平稳过渡,初期并未大幅加重企业总体税负,这为企业在适应期内通过创新应对提供了缓冲空间。因此,从整体和长期趋势判断,环境保护税更可能通过激励绿色创新这一价值创造路径,对企业财务绩效产生积极影响。由此提出如下假设:

H2:环境保护税能够通过促进绿色创新积极影响企业财务绩效。

信息不对称是导致企业面临融资约束的核心原因(Lian 和 Ma, 2021)^[15]。环境保护税的实施能够通过两条路径缓解这一问题:其一,在信号传递路径上,企业为达到环境保护税减免标准或避免因环境问题受罚而进行的环保投入与合规行为,可以向外部投资者、债权人及供应链伙伴传递其环境风险管理良好、符合国家政策导向、具有可持续发展潜力的积极信号,从而提升企业声誉,降低外部融资的信息风险溢价(郭晓旭和张娆,2024)^[16]。其二,在资源释放路径上,虽然环境保护税直接增加了现金流出,但“倒逼”机制会促使企业淘汰落后产能、更新环保设备、优化生产流程。从长期看,这些举措有助于降低能源与原材料消耗、减少未来可能的环境治理支出与罚款风险,从而改善企业的长期经营现金流与资产质量。两方面共同作用,降低了企业与外部资金提供者之间的信息隔阂和感知风险,有助于拓宽融资渠道、降低融资成本,进而缓解融资约束。融资约束的缓解为企业抓住市场机会、持续进行投资与创新提供了资金保障,最终推动财务绩效的提升。由此提出如下假设:

H3:环境保护税的实施能够通过降低企业融资约束程度促进企业财务绩效的提升。

企业的战略决策和绩效深受高层管理者认知背景与价值观的影响(李端生和周虹,2017)^[17]。作为一种外部制度压力,环境保护税的政策效果会受到企业内部决策主体的调节,尤其取决于管理层的认知与解读过程。具体而言,环境保护税的实施,将原本外部化的环境成本内部化为清晰、可衡量的财务成本,迫使管理层在经营决策中必须考量环境因素。这一过程能够有效提升管理层对环境保护的重要性、紧迫性与战略价值的认知,即增强其环保意识。环保意识的提

升会引导管理层将更多的注意力与资源配置到绿色技术创新、环境管理体系完善等长期能力建设上。由此提出如下假设：

H4：环境保护税的实施能够通过提升管理层环保意识改善企业财务绩效。

三、指标选取与模型构建

(一) 样本选取与数据来源

1. 样本选取

本文以2011—2022年沪深A股上市公司为样本，在确保数据代表性与可得性的基础上，依据以下标准对样本进行了筛选：剔除在此期间被标记为ST或*ST的上市公司；对关键变量存在数据缺失或呈现明显异常值的观测值予以删除。

2. 数据来源

企业财务绩效数据和控制变量数据来源于国泰安数据库(CSMAR)，其他数据来源于国家知识产权局、上市公司年报、Wind数据库、《中国城市统计年鉴》等。

(二) 模型设定

本文将2018年环境保护“费改税”政策的实施视为一项准自然实验，基于双重差分方法评估此次税收制度改革对企业财务绩效产生的政策效应。构建计量模型如下：

$$Roa_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i \times post_t + \alpha_2 X_{it} + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Roa_{it} 用于衡量企业*i*在*t*年的财务绩效。根据企业所属行业是否属于重污染行业，将样本划分为处理组与控制组：若企业*i*属于重污染行业企业^①，则为处理组， $treat_i=1$ ，否则为控制组， $treat_i=0$ 。若观测年份*t*处于环境保护“费改税”改革之后，则 $post_t=1$ ，否则 $post_t=0$ 。 $did_{it}=treat_i \times post_t$ 代表处理组虚拟变量和时间虚拟变量的乘积，其系数反映了政策实施的净效应。若 $\alpha_1 > 0$ ，表明环境保护税改革有助于提升企业财务绩效；若 $\alpha_1 < 0$ ，则说明该改革对企业财务绩效产生了抑制作用。 X_{it} 为控制变量的集合，涵盖企业规模、偿债能力及企业年龄等企业微观层面特征。 γ_i 为个体固定效应，控制企业层面不随时间而变的会影响企业财务绩效的因素； η_t 为时间固定效应，控制不随企业而变但随时间改变的因素。 ε_{it} 为随机扰动项。

(三) 变量说明及描述性统计

1. 被解释变量

本文将企业财务绩效作为被解释变量，该指标是

衡量企业整体经营效果的核心财务指标，能够直接体现环境保护“费改税”政策实施后企业经济效益的动态变化。财务绩效是一个多维度的综合概念，通常可从盈利能力、营运能力与偿债能力等多个层面进行系统评价。为保持研究可比性与数据可得性，本文参照吕靖烨和张林辉(2021)^[18]的做法，选用总资产收益率(Roa)作为财务绩效的代理变量，其具体计算方式为企业净利润与期末总产值的比值。该指标能够反映企业资产的整体获利效率，数值越高，表明企业资产利用效果越好，投资回报能力越强，相应的财务绩效水平也越突出。因此，通过总资产收益率的变化，可以在一定程度上捕捉“费改税”改革对企业财务表现所产生的影响。

2. 核心解释变量

本文以狭义环境保护税为关键解释变量，该变量专指针对环境保护与治理所征收的税种，与包含其他各类环保相关税种的广义环境保护税概念相区分。具体而言，本文采用双重差分法构建环境保护“费改税”改革处理效应变量，用以识别政策冲击带来的因果效应。其中，若企业*i*属于2018年环境保护“费改税”改革所界定的重污染行业企业，则 did_{it} 取值为1；否则，包括2018年之前的全部企业以及2018年属于非重污染行业的企业， did_{it} 均取值为0。

3. 控制变量

本文纳入一组涵盖企业基本特征、治理结构及财务结构等方面的控制变量：(1)企业规模($\ln size$)，以企业年末总资产的自然对数度量。企业规模通常表征其在市场中的资源禀赋与整体竞争力，规模较大的企业往往因规模经济效应对经营绩效产生潜在影响。(2)资产负债率(lev)，按总负债与总资产之比计算。该指标既反映企业长期偿债能力，也关联其融资结构与财务风险：一方面充足的负债资金可以支持企业投资与营运，另一方面过高的负债也可能加剧经营风险，因而可能对财务绩效形成双向影响。(3)企业年龄($\ln age$)，以观测年份与企业成立年份之差加1后取自然对数衡量。企业所处生命周期阶段往往伴随差异化的资源积累与战略行为，进而可能影响其绩效表现。(4)股权集中度($concern$)，以第一大股东持股比例衡量。股权结构会影响企业决策机制与代理成本，可能间接作用于企业财务成果。(5)独董比例($indep$)，以独立董事人数

①根据环境保护部2008年印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》，行业代码为B06、B07、B08、B09、C15、C17、C18、C19、C22、C25、C26、C27、C28、C29、C31、C32、D44、D45的行业被认定为属于重污染行业。

占董事会人数的比例度量。独立董事可在监督制衡、战略咨询等方面发挥治理功能,也会对财务成果产生影响。(6)高管薪酬(*lnsalary*),以高管前三名薪酬的自然对数表示。薪酬激励是缓解代理问题的重要机制,其水平高低关乎管理层积极性与企业经营动力,因而亦被视为可能影响绩效的重要控制因素。

4. 描述性统计

本文对主要变量进行了描述性统计分析,结果如表1所示。从企业财务绩效的均值来看,实验组企业的均值为0.047,明显高于对照组的0.035,这表明实验组的企业整体财务表现上更为优异。在企业规模方

面,实验组的企业规模(*lnsize*)均值为22.317,大于对照组的22.100,说明实验组企业通常具备更大的资产与经营体量。财务结构上,实验组企业的资产负债率(*lev*)均值为40.202,低于对照组的41.732,反映出实验组企业具有相对更稳健的资本结构,财务风险可控程度较高。此外,在企业特征变量方面,实验组企业的平均年龄(*lnage*)与股权集中度(*concern*)略高于对照组,而独立董事比例(*indep*)与高管薪酬(*lnsalary*)的差异较小,表明实验组与对照组在公司治理结构与高管激励方面未见显著分化。

表 1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	(1) 全样本		(2) 实验组		(3) 对照组	
			均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量	企业财务绩效	<i>Roa</i>	0.039	0.077	0.047	0.077	0.035	0.077
解释变量	环境保护“费改税”改革处理效应	<i>did</i>	0.171	0.376	0.538	0.499	0	0
控制变量	企业规模	<i>lnsize</i>	22.169	1.184	22.317	1.225	22.100	1.157
	资产负债率	<i>lev</i>	41.247	19.501	40.202	19.540	41.732	19.465
	企业年龄	<i>lnage</i>	2.944	0.311	2.965	0.292	2.935	0.319
	股权集中度	<i>concern</i>	0.329	0.141	0.343	0.143	0.322	0.140
	独董比例	<i>indep</i>	0.385	0.074	0.382	0.072	0.387	0.075
	高管薪酬	<i>lnsalary</i>	14.584	0.691	14.526	0.700	14.611	0.685
样本量			22627		7173		15454	

四、实证分析

(一) 基准回归

本文通过双重差分模型实证分析了环境保护“费改税”改革对企业财务绩效的影响,回归结果如表2所示。列(1)报告了未控制其他变量与固定效应时的基准估计结果,改革对企业财务绩效的影响系数为0.015,且在1%的水平上显著。在列(2)中,进一步控制了时间与个体固定效应,估计系数为0.026,仍保持1%的显著性。为更准确地识别改革的影响效应,列(3)在列(2)的基础上引入一系列企业层面的控制变量,此时估计系数为0.017,依然在1%的水平上显著为正。

以上结果表明,环境保护“费改税”改革对企业财务绩效产生了显著积极影响,说明该政策的实施有效改善了企业财务表现。从经济机制上看,尽管环境保护税的征收可能加重重污染企业的经营成本,但企业基于长期成本与收益之间的权衡,往往通过设备升级与技术革新等方式改善运营效率,从而抵消税负压力,并进一步推动财务绩效的提升,形成政策激励与企业

发展的良性互动,验证了本文的假设H1。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

本文的平行趋势检验结果如图1所示。在政策实施之前,回归系数在0附近小幅波动,表明实验组与对照组在事前未呈现显著趋势差异,满足平行性假设。在2018年《中华人民共和国环境保护税法》实施后,2021年、2022年的回归系数显著大于0,说明政策对企业财务绩效产生了持续的正面影响。该结果进一步印证了基准回归的主要结论,即环境保护税的实施总体上促进了企业财务绩效的提升。

2. 安慰剂检验

本文通过安慰剂检验的方式对可能存在的随机性干扰进行排除。具体而言,采用重复随机抽样的方法构建虚拟政策变量,并基于模拟实验估计其处理效应。如图2所示,模拟生成的虚拟解释变量系数围绕0呈近似正态分布,并远离真实系数线,表明随机生成的“政策”并未产生显著影响,所观察到的效应并非由不可观

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Roa</i>	<i>Roa</i>	<i>Roa</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.015*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.017*** (0.002)
<i>lnsize</i>			0.026*** (0.002)
<i>lev</i>			-0.002*** (0.000)
<i>lnage</i>			0.013 (0.01)
<i>concern</i>			0.087*** (0.009)
<i>indep</i>			0.003 (0.007)
<i>lnsalary</i>			0.021*** (0.002)
常数项	0.037*** (0.000)	0.035*** (0.0006)	-0.831*** (0.051)
时间固定效应	否	是	是
个体固定效应	否	是	是
N	22627	22627	22627
R ²	0.005	0.430	0.507

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

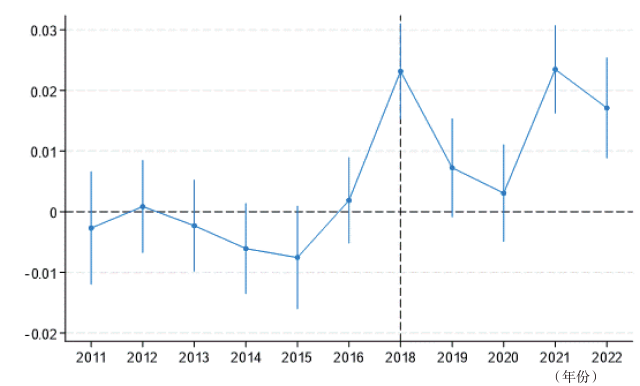


图1 平行趋势检验

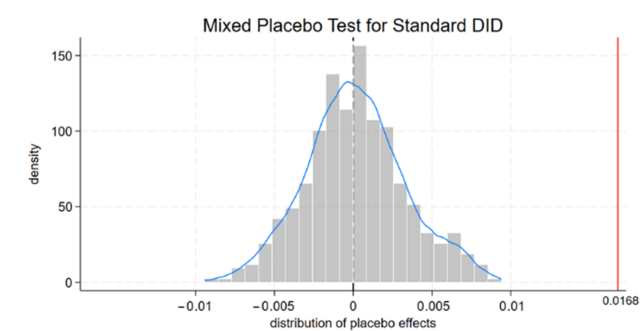


图2 安慰剂检验

测的随机因素导致。因此,这一结果从反事实角度支持了前述研究发现,即企业财务绩效的提升可归因于环境保护税政策的实施,从而增强了基准结论的可信度与稳健性。

3. 替换被解释变量

本文进一步通过替换被解释变量的方式进行稳健性检验。具体而言,将原模型中的总资产收益率(*Roa*)替换为净资产收益率(*Roe*),并重新进行回归。结果如表3列(2)所示,核心解释变量的估计系数为0.045,且在1%的水平上显著,方向与基准回归一致。这表明,在替换被解释变量后,研究结论依然成立,进一步支持了基准回归结果的稳健性。

(三) 机制检验

1. 绿色创新的作用机制

基于前述分析,环境保护“费改税”改革在总体上提升了企业财务绩效。传统成本逻辑认为税费负担增加往往导致企业经营绩效下滑,而本文的结果表明,企业可能通过适应性经营调整,推动改革带来的补偿效应超过成本压力。为深入探究“费改税”改革影响企业

表3 稳健性检验

变量	(1) 替换被解释变量	(2) 替换被解释变量
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.072*** (0.012)	0.045*** (0.010)
控制变量	否	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
常数项	0.037*** (0.006)	-3.036*** (0.699)
N	22617	22617
R ²	0.167	0.179

财务绩效的内在路径,本文进一步将企业绿色创新纳入机制分析框架,并以实用新型绿色专利授权占比作为绿色创新的衡量指标。表4第(1)列的回归结果显示,环境保护“费改税”改革对企业绿色创新具有显著促进作用。这表明,改革通过激励企业提高绿色创新水平,进而推动企业财务绩效的提升,揭示了“政策驱动—创新响应—绩效改善”的作用机理,验证了本文的假设H2。

2. 融资约束的作用机制
环境保护税政策的实施向市场传递了企业绿色转型的明确信号,有助于降低外部投资者对环境风险的预期,进而提升企业的绿色信贷获取能力。同时,该政策引导企业采取节能减排措施,直接降低生产能耗与成本,从而增强内部现金流储备。这两方面共同作用,有效缓解了企业面临的融资约束。表4第(2)列基于KZ指数衡量融资约束的回归结果显示,环境保护“费改税”改革通过缓解企业融资约束,对企业财务绩效产生了显著的积极影响,验证了本文的假设H3。

3. 管理层环保意识的作用机制
环境保护税政策借助环境合规成本提升与绿色转型激励的双重机制,引导企业将环境保护战略融入管理决策框架。在此过程中,企业通过优化内部资源配置效率、有效规避环境处罚风险,并积极把握绿色市场发展机遇,从而推动自身财务绩效的持续改善。为验证上述机制,本文采用高管绿色认知总词频加1取对数的方法,对管理层环保意识水平进行量化。表4第(3)列的回归结果表明,环境保护“费改税”政策显著增强了企业管理层的环保意识,进而对企业财务绩效产生了积极的促进作用,验证了本文的假设H4。

表4 机制检验

变量	(1) 绿色创新	(2) 融资约束	(3) 管理层环保意识
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.038*** (0.012)	-0.366*** (0.039)	0.165*** (0.018)
常数项	-1.857*** (0.252)	11.497*** (0.896)	0.896** (0.407)
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	22627	22284	22627
R ²	0.453	0.758	0.708

(四)异质性分析

1. 产权性质异质性

国有企业与非国有企业在产权性质上存在系统性差异,这不仅体现在出资主体与营利模式层面,更反映于国有企业所承载的特殊社会属性。面对环境规制政策,国有企业往往受到更强的行政监管与社会责任约束,并因与政府的紧密联系而具备一定的政策协商能力。相比之下,非国有企业通常处于更为严峻的市场竞争环境中,且往往面临融资约束等现实压力。因此,

环境保护“费改税”政策对企业财务绩效的影响,可能因企业产权性质的不同而产生异质性效果。为检验这一判断,本文将样本划分为国有企业与非国有企业两组分别进行回归分析。表5列(1)的结果显示,国有企业样本的估计系数为0.010,而在列(2)的非国有企业样本中,估计系数为0.015。这表明,“费改税”政策对企业财务绩效的促进作用在非国有企业中更为显著。其原因可能在于,非国有企业对政策变化具有更高的敏感性与适应效率:一方面,其在前期的环保投资相对

有限,因而在政策驱动下通过流程优化、技术提升等方式降低环境合规成本的边际收益更大;另一方面,其治理结构相对灵活,能够更迅速地将环保压力转化为绿色创新动力,进而形成市场竞争优势。反观国有企业,受预算软约束、政策扶持力度较强等因素影响,其对环境保护“费改税”政策的反应往往相对迟缓,政策带来的绩效提升效应因而较弱。

2. 行业竞争程度异质性

行业竞争强度作为衡量市场环境的关键维度,对企业应对外部政策冲击的经营决策与绩效表现具有重要调节作用。本文依据赫芬达尔指数将样本划分为行业竞争强度高与行业竞争强度低的两组。表5的回归结果显示,列(3)竞争强度高组中“费改税”政策对企业财务绩效的影响强于列(4)竞争强度低组。这一差异可能源于:在竞争激烈的市场环境中,企业面临更大的生存压力与差异化需求,环境保护“费改税”政策通过提升环保成本,进一步倒逼该类企业积极推动绿色技

术创新与管理模式升级,从而更有效地提升资源利用效率、塑造绿色品牌形象,最终实现更为显著的绩效改善。

3. 内部控制质量异质性

高质量内部控制体系通过优化资源分配与保障绿色战略执行,能够有效提升企业对环境保护税政策的响应能力,进而强化环境保护税改革对企业财务绩效的促进作用。相反,内部控制水平低的企业,往往因管理效率不足或资源配置失衡,难以将环保规制压力转化为切实的绿色创新或治理行为,从而弱化环境保护“费改税”政策对其财务表现的积极影响。为验证这一机制,本文依据内部控制指数将样本划分为内部控制质量水平低与内部控制质量水平高两组,分组回归结果如表5列(5)与列(6)所示,在内部控制质量水平高的组别中,环境保护“费改税”政策的估计系数更大。这表明,完善的内部控制机制有助于增强环境保护税对企业财务绩效的正面激励效应。

表5 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	非国有	行业竞争强度高	行业竞争强度低	内部控制质量水平低	内部控制质量水平高
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.010*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.024*** (0.004)	0.009*** (0.002)	0.014*** (0.003)	0.018*** (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.758*** (0.093)	-0.928*** (0.065)	-1.070*** (0.103)	-0.764*** (0.072)	-0.835*** (0.078)	-0.835*** (0.086)
N	6182	16445	9051	13576	11317	11310
R ²	0.616	0.501	0.520	0.573	0.544	0.587

五、进一步分析

环境保护税与环保补贴作为两种典型的环境规制工具,其协同作用对企业绩效提升的影响值得深入探讨。一方面,环境保护税通过提高排污成本,形成外部约束,倒逼企业改进生产流程与技术;另一方面,环保补贴则通过直接资金支持,缓解企业在环境技术创新中面临的财务压力,增强其减排投资意愿。本文实证检验环保补贴是否能够强化企业应对环境保护税的能力,从而更有效地将环境压力转化为财务绩效提升。环保补贴采用企业当年收到政府环保补贴金额衡量。具体而言,根据公司年报附注中的“政府补助”项目,手工收集整理企业获得的环境污染物在线监测、烟气脱硫、COD减排

表6 进一步分析

变量	(1)	(2)
	环保补贴协同	环保补贴协同
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>subsidy</i>	0.043*** (0.016)	0.030** (0.013)
常数项	0.035*** (0.000)	-0.832*** (0.051)
控制变量	否	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	22627	22627
R ²	0.338	0.427

奖励、废气处理、环境治理等环保补贴数据。表6列(2)的回归结果显示,环保补贴对环境保护税与企业财务绩效之间的关系具有显著的调节作用,表明二者之间存在政策协同效应。这为优化环境治理政策组合、提升环境规制整体效能提供了重要的实证依据。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文以2018年实施的环境保护“费改税”政策作为准自然实验,选取2011—2022年中国A股上市公司为研究样本,通过构建双重差分模型,系统考察了此项改革对企业财务绩效的影响。研究发现,环境保护“费改税”政策显著提升了企业的财务绩效水平,该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明,政策效应主要通过促进绿色创新、缓解融资约束以及增强管理层环保意识三条路径实现。异质性分析揭示,政策效果在非国有企业、行业竞争程度高以及内部控制质量水平高的企业中表现得更为突出。进一步分析发现,环保补贴与环境保护税政策之间存在协同增效作用,政策协同发挥的综合作用将更有力地促进企业财务绩效的改善。

(二)政策建议

根据上述研究结论,为深化环境保护税的税收治理效应并提升环境规制政策的整体效能,本文提出以下政策建议:

第一,拓展长效机制。依据前述研究,适当提高现有的税率水平,在企业绩效的影响方面并未展示出负面效应,反而具有一定的激励性。因此,在现有改革基础上,逐步推动环境保护税率的动态调整机制,结合地区与企业实际设置差异化税档,并定期开展政策效果评估,形成“政策实施—效果反馈—优化调整”的闭环管理,激发企业持续发展的内生动力。

第二,精准优化政策设计。针对非国有企业、行业竞争程度高以及内部控制质量水平高的企业的显著政策效应,可实施分类激励措施。例如对非国有企业给予更灵活的环保技术升级补贴,在竞争性行业中推广环保标杆企业评选与公开激励,并鼓励企业将环保要求深度融入内部控制流程,通过差异化政策提升整体执行效率。

第三,强化协同治理。鉴于环保补贴与环境保护税具有协同增效作用,应加强政策间的系统整合,建立“税收约束+补贴引导”的双轨机制,明确补贴重点向清洁生产、循环经济等与环保税目标衔接的领域倾斜,

同时依托数字化平台实现环保数据共享,确保政策工具在时序、对象与强度上协调配合。

第四,构建多维激励体系。在优化环境保护税制度的同时,进一步强化绿色创新、融资支持与环保意识的联动机制,通过设立绿色创新专项基金等方式,增强对企业绿色技术创新的引导。同时,优化绿色金融评价标准,将环境保护税的缴纳与信贷评级挂钩,形成可持续的内部驱动力。◆

参考文献:

- [1] Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [2] Ambec S, Barla P. Can environmental regulations be good for business? An assessment of the Porter hypothesis[J]. Energy studies review, 2006, 14(2): 42-62.
- [3] Yi M, Wang Y, Yan M, et al. Government R&D subsidies, environmental regulations, and their effect on green innovation efficiency of manufacturing industry: Evidence from the Yangtze River economic belt of China[J]. International journal of environmental research and public health, 2020, 17(4): 1330.
- [4] Berman E, Bui L T M. Environmental regulation and productivity: evidence from oil refineries[J]. Review of economics and statistics, 2001, 83(3): 498-510.
- [5] Brännlund R, Färe R, Grosskopf S. Environmental regulation and profitability: an application to Swedish pulp and paper mills[J]. Environmental and resource economics, 1995, 6(1): 23-36.
- [6] Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is free trade good for the environment? [J]. American economic review, 2001, 91(4): 877-908.
- [7] 张艳清, 陈姗姗, 赵晓红, 等. 环保税、技术创新与企业财务绩效: 基于中介效应模型的分析[J]. 武汉理工大学学报(社会科学版), 2023, 36(5): 115-124.
- [8] 丁红燕, 韩青, 臧慧. 环境保护税的开征能提高企业绩效吗: 基于中国排污费改环保税视角[J]. 中国石油大学学报(社会科学版), 2024, 40(2): 48-58.
- [9] 刘霞, 段姝, 姚江涛. 环保税与企业绿色绩效: 多重红利抑或此消彼长[J]. 经济问题, 2023 (10): 70-79.
- [10] 金友良, 谷钧仁, 曾辉祥. “环保费改税”会影响企业绩效吗?[J]. 会计研究, 2020 (5): 117-133.
- [11] 刘宁宁, 孙玉环, 汤佳慧, 等. 空间溢出视角下中国污染密集型产业集聚的环境效应[J]. 环境科学学报, 2019, 39(7): 2442-2454.
- [12] Weitzman M L. Prices vs. quantities [M]//The theory and practice of command and control in environmental policy. Oxford: Routledge, 2018: 315-329.
- [13] Montero J P. Market structure and environmental innovation

- [J]. Journal of applied economics, 2002, 5(2): 293-325.
- [14] Wagner M. On the relationship between environmental management, environmental innovation and patenting: Evidence from German manufacturing firms[J]. Research policy, 2007, 36(10): 1587-1602.
- [15] Lian C, Ma Y. Anatomy of corporate borrowing constraints[J]. The quarterly journal of economics, 2021, 136(1): 229-291.
- [16] 郭晓旭, 张尧. “环保费改税”政策发挥了信号传递效应吗?: 来自企业绿色治理的证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2024, 44(5): 79-94.
- [17] 李端生, 周虹. 高管团队特征、垂直对特征差异与内部控制质量[J]. 审计与经济研究, 2017, 32(2): 24-34.
- [18] 吕靖烨, 张林辉. 技术创新视角下环境规制与经营绩效研究[J]. 经济与管理, 2021, 35(2): 40-46.

Does Environmental Protection Tax Affect Corporate Financial Performance? An Analysis Based on Chinese Listed Companies

Xue Gang, Wu Jing, Yang Chen

Abstract: As a tax tool for environmental governance in China, the environmental protection tax helps restrict corporate pollution behaviors while also having a corresponding impact on the operational performance of microeconomic agents. Based on a quasi-natural experiment of the environmental protection “fee-to-tax” reform, this paper uses data from A-share listed companies from 2011 to 2022 and applies the difference-in-differences method to empirically examine the impact of the implementation of the environmental protection tax policy on corporate financial performance. The study finds that: The “fee-to-tax” reform of environmental protection tax, while increasing the tax burden on enterprises, has incentivized the growth of corporate financial performance. This positive effect is primarily achieved by promoting green innovation, alleviating financing constraints, and strengthening environmental awareness among management, thereby offsetting the tax burden and improving corporate financial performance. Heterogeneity analysis reveals that the promoting effect of the reform is more pronounced in non-state-owned enterprises, enterprises in highly competitive industries, and enterprises with better internal control quality; further research indicates that there is a coordination effect between environmental subsidies and the environmental protection tax policy. Finally, based on the above findings, policy recommendations are proposed for further optimizing the environmental protection tax.

Key words: Environmental Protection Tax; Corporate Financial Performance; Heavily Polluting Enterprises
Difference-in-Differences

(责任编辑:云野)