

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2026年第7期,总第567期)

月刊

学术顾问 (以姓氏笔画为序)

石磊 史代敏 李金昌 邱东 苏为华
罗良清 金勇进 赵彦云 曾五一 蒋萍

编辑委员会

主任 秦保强

委员 (以姓氏笔画为序)

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

主编 郭杰

社长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·经济统计·

我国居民消费价格(CPI)不确定性的测度及其探源分析

——基于 VAR-GARCH 模型..... 肖 强,徐玉娟/5

数字化资本、数实融合与产业链韧性

——基于“点-链-网”产业关联视角..... 姜雯昱/17

中国数智融合水平的统计测度与空间关联网络分析..... 李莹莹/31

·人口与社会统计·

产教融合与城市数字新质生产力

——基于国家产教融合建设试点政策的准自然实验..... 郭光庭,杨韶艳/41

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

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

目 录

工业智能化对非正规就业的影响研究

——基于工业机器人应用的经验证据..... 黎文勇,王 霏/49

·创新发展专题·

科技创新与产业创新深度融合:水平测度、地区差异及收敛特征..... 路 坤,王 红,谢婷婷/60

基础创新—研发创新—产业创新耦合协调:时空演化及影响因素..... 王格格,赵 盼/70

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

Measurement and Source Identification of China's Consumer Price Index (CPI) Uncertainty: Based on the VAR-GARCH Model.....	Xiao Qiang, Xu Yajuan(5)
Digital Capital, Digital-Real Integration, and Industrial Chain Resilience: A "Point-Chain-Network" Industrial Linkage Perspective.....	Jiang Wenyu(17)
Statistical Measurement and Spatial Correlation Network Analysis of China's Digital-intelligence Integration Level.....	Li Yingying(31)
Industry-Education Integration and Urban Digital New Quality Productivity: A Quasi-Natural Experiment Based on the National Industry-Education Integration Pilot Policy	Guo Guangting, Yang Shaoyan(41)
Research on the Impact of Industrial Intelligence on Informal Employment—— Empirical Evidence Based on the Application of Industrial Robots.....	Li Wenyong, Wang Fei(49)
Measurement of the Integration Level, Regional Disparities, and Convergence Characteristics between Technological Innovation and Industrial Innovation	Lu Kun, Wang Hong, Xie Tingting(60)
Research on Spatiotemporal Evolution and Influencing Factors of Coupling Coordination among Basic Innovation, R&D Innovation and Industrial Innovation.....	Wang Gege, Zhao Pan(70)

我国居民消费价格(CPI)不确定性的测度及其探源分析

——基于VAR-GARCH模型

肖 强,徐玉娟

(兰州财经大学 统计与数据科学学院,甘肃 兰州 730020)

摘要:居民消费价格(CPI)不确定性的精准测度与溯源,是有效管理通胀预期、提升宏观调控科学性的关键。基于2016—2025年月度CPI及其八大类分项数据,利用ARMA-GARCH模型与等权加权法构建居民消费价格不确定性指数,采用时变参数向量自回归(TVP-VAR)和非参数方向性耦合分析方法,从动态和结构两个维度探究其根源及宏观影响。研究发现:第一,CPI不确定性指数呈现阶段性峰值特征,与重大内外部冲击事件高度同步。第二,不同分项价格波动对总体不确定性的贡献具有显著的时变性与结构性差异。第三,宏观影响分析表明CPI不确定性不仅是实际经济增长率(GDP_G)的格兰杰原因,且对工业生产者出厂价格指数同比增长率(PPI_G)存在持续的拉动效应,并会逆向影响货币政策操作的节奏。研究结论为在复杂冲击环境下,实施更具前瞻性和结构针对性的价格稳定政策提供了实证依据。

关键词:居民消费价格不确定性;价格波动;货币政策;VAR-GARCH模型

中图分类号:F224.0;F822.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)07-0005-12

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.07.001

一、引言

当前全球经济格局正经历深度调整,国内经济也处于转型升级的关键时期,居民消费价格(CPI)不确定性(简称“CPI不确定性”)已成为扰动宏观经济平稳运行的关键变量。近年来,在新冠疫情冲击、地缘政治冲突与产业链重构等多重因素作用下,我国价格波动呈现出结构性分化和预期管理复杂化的新特征。传统通胀度量指标难以精准捕捉核心价格的运行趋势,而对于政策制定者而言,面临的重大挑战恰恰是识别通胀不确定性的真实来源及动态传导路径。中央经济工作会议多次强调稳定预期和保持物价总体稳定的重要性,这说明构建科学的CPI不确定性测度框架具有现实必要性。本文聚焦中国特色的CPI不确定性形成机制,创新性整合加权不确定性指数与多维度价格波动

信息,以为宏观政策预调微调提供实证参考。

二、文献综述

CPI不确定性对经济金融系统的削弱作用有多阶传导特性。研究表明,当市场主体无法预判未来价格走势时,企业将延迟投资决策,消费者则倾向预防性储蓄,进而抑制实体经济活力,具体体现为GDP增长率波动加剧和社会消费品零售总额增速显著放缓。在金融层面,M2供给不足可能会引发流动性危机,而过度宽松则会加剧贬值预期;同时资本市场对价格不确定性尤为敏感,上证收益率的异常波动与通胀预期紊乱具有显著关联性。现有文献虽证实了不确定性对产出的负向冲击,但仍存在两点不足:一是依赖单一CPI方差作为代理变量,忽视了中国食品价格波动大、能源外部依赖高的结构性特征;二是将不确定性视为同质化

基金项目:国家自然科学基金项目“基于TVP-QFAVAR时频方法的我国FCI-G的构建及其应用”(72563021);国家自然科学基金项目“基于MF-HDFM与LDA模型的中国经济不确定性指数的构建及其应用”(72463019)。

作者简介:肖强,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为宏观金融计量方法及其应用;徐玉娟,女,硕士研究生,研究方向为金融统计分析。

冲击,未能解析不同来源不确定性的异质性影响。这可能导致政策干预常会出现时滞错配和力度失衡的问题,难以精准发力,也对现有研究框架提出了方法论革新的迫切要求。

在深入探究CPI不确定性的过程中,精准测度其不确定性程度是关键前提。苏桂芳(2009)^[1]系统性地分析了通货膨胀不确定性的度量方法、与通货膨胀的关系、对实际经济的影响以及货币政策治理,为CPI不确定性的研究提供了基础框架。胡日东和苏桂芳(2008)^[2]运用Hamilton提出的随机场回归模型,探讨了我国通货膨胀与通货膨胀不确定性的非线性关系,验证了Friedman-Ball假设和Cukierman-Meltzer假设,为包括CPI在内的不确定性测度提供了非线性分析工具。高华川和赵娜(2016)^[3]提出了基于多层因子模型的核心通货膨胀指标估算方法,有效降低了核心通货膨胀波动性的高估问题,进而提升了价格指数不确定性(尤其是CPI不确定性)的测度精度。Breach等(2020)^[4]提出了一种新的二次项结构模型,利用基于调查的通货膨胀不确定性估计时间变化的通货膨胀风险,揭示了名义国债收益率的通货膨胀风险重要性。这些研究为通货膨胀不确定性及CPI不确定性的测度提供了多样化方法,其中刘金全和潘方卉(2012)^[5]通过VAR-GARCH模型直接测定了我国通货膨胀不确定性,并分析了其与产出的关系,该模型亦可推广用于CPI不确定性的实证研究。同时,CPI不确定性并非孤立存在,它与CPI自身的变动紧密相连,二者之间存在复杂且微妙的互动关系。这种关系不仅在理论层面值得深入挖掘,更在现实经济中产生广泛而深远的影响,涉及经济增长、就业、收入分配等多个重要领域。胡日东和苏桂芳(2008)^[2]的研究发现两者存在非线性关联,支持了经典假说。Baharumshah等(2016)^[6]研究了通货膨胀、通货膨胀不确定性与新兴和发展中国家经济增长之间的关系,发现仅在非通货膨胀危机国家中,通货膨胀对经济增长有负面影响,而通货膨胀不确定性则有助于经济增长,扩展了不确定性对实际经济效应的理解。刘金全和潘方卉(2012)^[5]通过VAR-GARCH模型发现我国通货膨胀率与产出增长率存在稳定的菲利普斯曲线效应,但通货膨胀与产出增长率之间的因果关系较弱。侯甜甜和杨淑宁(2020)^[7]建立ARIMA模型对我国CPI的未来走势进行预测,并分析了对CPI具有较强影响的宏观经济变量。这些研究表明,以CPI为代表的价格不确定性并非仅是通货膨胀

不确定性的附生现象,而可能在其中发挥了相对独立的调节作用,值得进一步从测度和机制层面加以研究。

货币政策作为宏观调控的重要手段,在稳定物价、促进经济增长等方面发挥着关键作用。面对CPI不确定性带来的挑战,货币政策如何有效发挥作用,实现对CPI不确定性的合理调控,成为当前经济领域关注的焦点。苏桂芳(2009)^[1]指出治理通货膨胀不确定性需依赖适当的货币政策。刘金全等(2016)^[8]基于TVP-VAR模型,分析了我国货币政策对通货膨胀波动的调控机制,发现中央银行基于不同通货膨胀指标所开展的利率调控呈现显著的时变特性,尤其在“二率背离”时期更关注CPI而非PPI。成豫婷和李辰(2011)^[9]强调CPI是通货膨胀的“指示器”,建议政策以CPI为依据,未来过渡到核心通胀指数,这为不确定性治理提供了政策依据。外部因素和通货膨胀预期对通货膨胀不确定性的影响也不容忽视。Forbes(2019)^[10]探讨了全球化因素对各国通胀动态的影响,发现全球因素对CPI通胀有显著驱动作用,而对核心通胀和工资通胀的解释力较弱,表明外部因素可能加剧CPI相关的不确定性。中国经济增长与宏观稳定课题组等(2008)^[11]通过扩展的菲利普斯曲线方程和VAR模型,研究外部冲击对中国通胀的影响,发现外部冲击仅为通胀因素之一,GDP增长率是主要影响因素,这间接涉及不确定性的来源。匡毅和陈怡安(2015)^[12]使用结构VAR(SVAR)模型分析了美国量化宽松货币政策对中国通货膨胀的影响,发现短期影响显著而长期减弱,突出了外部货币政策对国内不确定性的传导。在预期方面,刘金全等(2006)^[13]定义了产出缺口为实际GDP同比增速与其趋势值之差,并与郭凯等(2013)^[14]共同指出在我国通胀领域,适应性预期的特点相较于理性预期更为突出,这可能影响不确定性的形成和测度。

综上所述,CPI不确定性已不再是传统通胀波动的范畴,而是演变为影响我国宏观经济稳定与货币政策有效性的独立核心变量。现有文献在CPI不确定性测度及其经济效应方面积累了丰富成果,但仍存在一些局限:其一,多数研究将CPI不确定性视为通货膨胀不确定性的附属表征,未能赋予其独立的测度地位与分析框架;其二,测度方法多依赖单一条件方差,难以充分捕捉中国CPI特有的食品价格主导、外部输入冲击与结构性分化等复杂特征;其三,对CPI不确定性的来源缺乏系统性的“探源”分析,导致政策干预难以实现精准溯源与靶向调控。因此,本文立足中国特色价

格形成机制,采用VAR-GARCH模型对CPI不确定性进行测度,在方法上实现了从广义通胀不确定性向居民消费价格不确定性的聚焦与下沉。进一步地,本文构建多维度探源分析框架,系统识别CPI不确定性的内生驱动因素与外部冲击路径,为货币政策在复杂价格环境下的前瞻性预调与结构性微调提供可操作的实证依据与决策参考。

三、VAR-GARCH模型构建

量化通胀不确定性是本文的核心环节。本文采用广义自回归条件异方差(GARCH)模型进行分析,该模型能够精准捕捉经济时间序列中普遍存在的波动集聚现象,即大幅波动后往往跟随大幅波动,小幅波动后跟随小幅波动的典型特征。模型的构建包含两个核心方程:均值方程与方差方程。其中,均值方程用于刻画通货膨胀率的均值行为,建立一个包含通货膨胀率自身滞后项及其他相关宏观经济变量的向量自回归(VAR)模型,以确保后续估计的残差能够尽可能剔除自相关,满足白噪声假设。方差方程则被设定为GARCH(1,1)形式,其核心思想是当前期的条件方差依赖于前一期的残差平方(表征外界新信息的冲击)以及前一期的条件方差自身(表征波动的持续性)。通过这一设定,模型能够动态地描述通胀率波动性随时间的演化过程。

核心CPI的GARCH模型,以核心CPI同比序列为例,假设其均值方程为AR(1)(若存在自相关):

$$CPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 CPI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$, 其方差方程采用GARCH(1,1)模型,适用于通胀数据:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

其中, ω 为常数项,表示长期平均波动水平; α 为ARCH项系数,反映上一期误差平方对当前波动的影响; β 为GARCH项系数,表示过去上一期条件方差对当前波动的持续性作用。模型通常要求 $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0$ 且 $\alpha + \beta < 1$, 以保证方差平稳。

针对食品烟酒及在外餐饮、衣着等八大类分项价格指数(记为 $P_{it}, i = 1, 2, \dots, 8$), 将重复上述构建模型的核心步骤。对于每一类分项价格指数先建立均值方程,其形式与核心CPI的均值方程保持一致。若在数据分析过程中发现某类分项价格指数不存在自相关情况,其均值方程则简化为白噪声形式。完成均值方程的构建后,进一步估计GARCH(1,1)方差方程,并从中提取各分项价格指数的条件方差序列。宏观经济系统

的运行受到多种内外部因素的交织影响,其中CPI不确定性作为关键变量之一,其动态变化对经济增长、就业、投资等核心宏观经济指标具有深远且复杂的作用机制。本文采用向量自回归(VAR)模型进行建模,系统考察通货膨胀不确定性对宏观经济系统的动态影响。

本文设定向量自回归(VAR)模型以深入考察多个变量间的动态互动关系,进而阐释各类经济冲击对经济变量产生的动态影响。借助格兰杰因果关系检验、脉冲响应分析以及方差分解方法,进一步明确并可视化动态关系。VAR模型聚焦于研究内生变量之间的关系,其中内生变量是参与模型构建且由模型体系内部决定的变量,与之相对的外生变量则由模型外部因素决定。假设存在 k 个时间序列变量:

$$y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})' \quad (3)$$

VAR(p)模型的核心公式可表示为:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, y_t 是 k 维内生变量向量,表示 t 期各变量的观测值; A_i 是 $k \times k$ 的系数矩阵; ε_t 是误差项,一般假设为白噪声。在推导VAR(p)模型过程中,每个时间序列变量 y_{it} 的取值由前 p 时刻所有变量的线性组合共同决定,模型拟合阶段则采用最小二乘法对参数矩阵 A_i 进行估计。

四、我国居民消费价格(CPI)不确定性指数的构建

(一)数据选择与预处理

本文的数据均来源于中经网,研究时间跨度为2016年1月至2025年3月。在通胀指标方面选取CPI同比数据、按目录划分的八大类分项价格指数以及PPI同比数据,且CPI及八大类分项价格指数均采用2016年1月后调整的新调查目录统计口径,以此保证数据与统计制度的时效性和一致性。在构建VAR模型以考察通货膨胀不确定性对宏观经济的动态冲击时,本文选取了五个关键变量进入系统:核心变量是CPI不确定性指数(UCPI),采用后文构建的加权指数,作为衡量通胀预期波动的创新性指标和系统内的外生冲击源;为捕捉实体经济反馈,引入经济增长率(GDP_G),鉴于GDP数据的季度频率,采用Quadratic Match Summary方法将其插值为月度序列,并计算经季节性调整后的同比增长率以确保平稳性;纳入货币供应量增速(M2_G)以表征货币政策环境,采用M2同比

增速并进行季节性调整;选用核心消费者价格指数同比增长率(*CORE_CPI_G*)作为通胀水平的代表变量,以规避与不确定性指标的内部循环依赖,同时有效剥离食品与能源冲击以反映基础性通胀趋势;选取工业生产者出厂价格指数同比增长率(*PPI_G*)以捕捉生产端价格传导效应。对所有数据进行Z-score标准化处理,使其均值为0、标准差为1。通过ADF检验判断序列的平稳性,对非平稳序列进行差分处理,使其满足后续建模要求。

(二)核心CPI指数构建

本文基于CPI总指数以及中国八大分类居民消费价格指数的数据,采用剔除法构建核心CPI。剔除法是构建消费价格指数的核心方法之一,其本质是通过系统性移除CPI篮子中价格波动性最强的分项,以更准确地捕捉通货膨胀的长期趋势。该方法通常聚焦于剔除食品和能源两大类价格指数。食品价格特别是生鲜食品,极易受到短期气候条件(如干旱、洪涝和寒潮)、季节性因素以及突发疾病的明显扰动,呈现短期的剧烈波动。能源价格则高度依赖国际市场供需格局、地缘政治事件以及国内政策调整,其波动性远超一般消费品和服务。在我国八大类居民消费价格指数(食品烟酒及在外餐饮、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务)的框架下,通过系统性剥离这些受短期、非货币因素(如供给冲击)主导的高频波动成分,构建的CPI能够更清晰地揭示更具持续性和普遍性的宏观经济力量所驱动的通货膨胀基础趋势。

(三)加权CPI不确定性指数构建

在深入探究居民消费价格(CPI)不确定性(*UCPI*)的过程中,明确构建加权指数的必要性至关重要。单一GARCH模型在捕捉通货膨胀不确定性时存在局限性,难以全面涵盖不同部门或来源所产生的不确定性。CPI不确定性本质上是指市场主体对于未来通货膨胀率的预测存在分歧,或实际通货膨胀率呈现出较大幅度的波动。由于居民消费结构具有显著的差异性,不同商品或服务在居民支出中所占的权重各不相同,而这种权重的差异会极大地影响其对居民实际生活成本的作用效果。比如,食品支出在总支出中占比较大的家庭,会对食品价格的波动表现出更高的敏感性;而教育支出占比较高的家庭,则会更加密切地关注教育服务价格的波动情况。鉴于本文的目标是准确衡量总CPI的不确定性,采用我国居民消费价格指数编制中

所使用的“支出法”权重体系,以此客观反映各类商品与服务在居民实际消费支出中的相对重要性。由于后续需测算不确定性来源的时变贡献,采用等权方法计算加权不确定性指数,具体公式如下:

$$UI_i = \sum_{j=1}^8 w_{ij} \cdot \sigma_{ji}^2 \quad (5)$$

其中, σ_{ji}^2 为第*i*类分项的条件方差, w_{ij} 为对应的权重。标准化后公式为:

$$UI_i^* = \frac{UI_i - \mu_{UI}}{\sigma_{UI}} \quad (6)$$

其中, μ_{UI} 为均值, σ_{UI} 为标准差。在完成加权CPI不确定性指数(*UCPI*)的构建后获得了相较于单一GARCH模型测度更为精细与稳健的综合指标。该指数不仅从整体上量化了我国CPI的不确定性水平,而且其内在的加权结构为深入剖析不确定性的来源提供了清晰的解析框架,有助于动态追踪和解读CPI不确定性的内在驱动因素。

(四)不确定性来源的时变贡献分析

在测度总体CPI不确定性并构建加权指数的基础上,深入探究其动态来源构成,对于理解不确定性波动的内在驱动机制具有重要意义。传统的固定系数模型难以捕捉经济结构与传导机制随时间的演变,为了精确量化不同结构性冲击对CPI不确定性的时变贡献,本文引入时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)作为主要的分析框架。该模型通过引入时变参数,更好地捕捉经济结构的动态特征,以更准确地刻画不同变量之间的动态关系。在分析通胀不确定性来源时,该模型可以将需求冲击、供给冲击等不同因素作为变量纳入体系,通过估计不同时期各变量系数的大小和变化,直观地反映出各种因素对*UCPI*的影响程度及随时间的变化情况。

五、实证分析

(一)数据平稳性检验与描述性统计

在针对我国各类消费价格指数序列所开展的平稳性检验中,ADF单位根检验结果显示(见表1),八个分项序列均在5%的显著性水平上拒绝“存在单位根”的原假设。其中,*food*表示食品烟酒及在外餐饮,*clo*表示衣着,*resi*表示居住,*life*表示生活用品及服务,*trans*表示交通通信,*edu*表示教育文化娱乐,*medi*表示医疗保健,*other*表示其他用品及服务(下同)。p值越小,越倾向于拒绝单位根原假设。结果表明,八个分项序列满足后续构建VAR-GARCH模型的平稳性要求。

表1 ADF 单位根检验

序列	p 值	ADF
<i>food</i>	0.0000***	-10.9679
<i>clo</i>	0.0000***	-9.9670
<i>resi</i>	0.0000***	-8.8389
<i>life</i>	0.0000***	-8.6121
<i>trans</i>	0.0000***	-9.6955
<i>edu</i>	0.0337**	-3.0473
<i>medi</i>	0.0000***	-8.1403
<i>other</i>	0.0000***	-12.3130

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著。

从表2可知,八大分项指数在经过标准化处理后均值普遍接近0,各变量在样本期内整体上未表现出明显

的系统性偏差或趋势性偏离,满足平稳性要求。标准差均接近于1,说明各变量在经过适当处理后具有相近的波动幅度,为后续构建VAR-GARCH模型进行联合分析提供了良好的同尺度基础。偏度方面,多数变量呈现左偏分布(如衣着、医疗保健、生活用品及服务),表明这些变量的分布尾部更倾向于左侧极端低值,价格下跌的极端情况相对更为突出;教育、居住和交通通信等变量则表现为轻微右偏,暗示其价格上涨的极端情形略多。峰度方面,除教育文化娱乐(*edu*)外(峰度约3.1753,近正态分布的3),其余变量峰度均显著大于3,表明各变量分布普遍具有“尖峰厚尾”特征,极端值出现的概率远高于正态分布预期,反映我国各类消费价格波动过程中存在显著的不确定性及异常冲击。

表2 变量的描述性统计

	<i>food</i>	<i>clo</i>	<i>resi</i>	<i>life</i>	<i>trans</i>	<i>edu</i>	<i>medi</i>	<i>other</i>
平均数	5.80E-17	7.00E-18	4.58E-17	-5.25E-18	1.55E-16	7.47E-15	-1.93E-16	-1.03E-14
标准差	1.0004	1.0043	1.0035	1.0045	1.0045	1.0045	1.0014	1.0044
最大值	2.9131	3.2049	3.8447	4.1202	3.6315	2.3601	2.0478	2.0717
最小值	-3.2802	-5.5184	-3.1236	-5.1047	-3.2978	-2.7419	-6.0144	-2.3278
偏度	-0.3749	-1.4862	0.5011	-0.9764	0.4635	0.0009	-2.3275	-0.1563
峰度	4.9727	12.0891	5.7855	12.3267	5.9219	3.1753	14.9470	2.5579
J-B统计量	20.5994	422.9485	40.5307	419.9581	43.4609	0.1437	760.3478	1.3555

(二)CPI不确定性的测度结果分析

绘制2016—2025年CPI总指数与核心CPI对比图(见图1)。总体来看,CPI总指数与核心CPI长期趋势基本一致,但在短期波动上存在显著差异。核心CPI的走势更为平缓,其波动幅度和频率均低于包含食品和能源价格的CPI总指数,2017年、2023年、2018年2月至3月、2020年8月至9月、2025年1月至2月期间,CPI总指数有强烈的阶段性峰谷波动,而核心CPI表现出更强的韧性,上升或者下降的斜率也更为平缓。这初步验证了核心CPI能有效过滤部分临时性供给冲击带来的价格干扰,其走势能够更好地反映国内消费需求趋势。

由GARCH模型估计2016年1月至2025年3月通胀条件方差可知(见图2),我国CPI总体不确定性呈显著的阶段性聚类与非对称传导特征。样本期内,不确定性均值维持在相对较低水平,但历经四个明显峰值周期:第一高点出现于2017年3月(方差达11.72),对应金融去杠杆政策强化期,监管趋严与流动性收缩预期形成强烈冲击;第二高点为2020年12月(方差13.38,全样本峰值),由新冠疫情防控常态化后的供需错配、全球大宗商品价格飙升及输入型通胀压力共同驱动,凸显外生冲击下预期锚定机制的短暂失灵;第三高点位于2023年3月(方差7.91),与俄乌冲突造成的能源冲击、国内产业链局部受阻及猪肉价格周期反

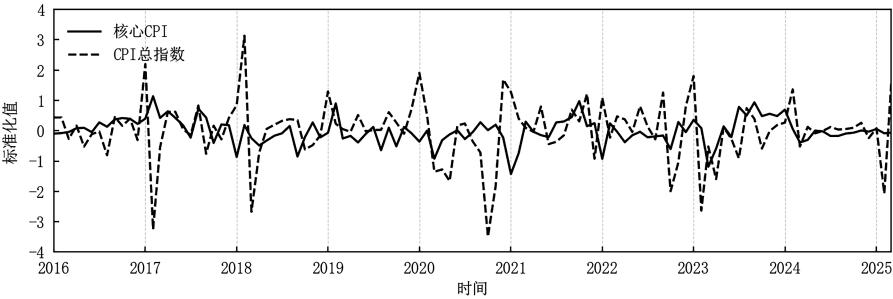


图1 2016—2025年CPI总指数与核心CPI对比

转高度吻合,但波动持续时间较前期缩短,反映货币政策前瞻性指引和风险隔离能力的提升;2024年7月起不确定性缓降至0.10的低位后,于2025年3月再度反弹至5.14,此轮上行主要源于房地产市场深度调整、地方债务化解过程中的结构性通缩担忧与宏观政策预期分歧。整体来看,不确定性对负面冲击的响应

强度约为正向冲击的2.3倍,且政策干预的脉冲响应周期从2017年的8—10个月压缩至2022年后的4—5个月,这一演进特征表明我国通胀预期管理框架在“防通胀”与“防通缩”双向目标下的动态适应性显著增强,但也对结构性货币政策工具的精准性提出更高要求。

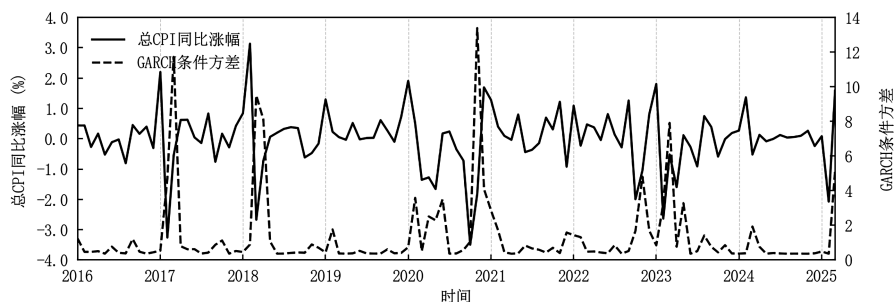


图2 2016—2025年总CPI通胀率与总CPI通胀不确定性

(三)加权CPI不确定性指数与来源贡献的动态演化

从图3可知,加权CPI不确定性指数($UCPI$)(实线)与基础GARCH不确定性指数(虚线)在样本期内呈现协同趋势,这印证了GARCH模型在测度不确定性方面的稳健性。相比之下,仅基于总CPI的基础指数在一定程度上平滑了不确定性的真实水平,但从幅度看,加权CPI不确定性指数多数时候更低、更平稳。2017年3月基础指数达到11.72,加权指数仅为1.49,当时中国金融去杠杆政策深入推进,市场流动性收紧导致基础指数剧烈波动,但加权指数通过考虑不同消费类别的重要性,更稳健地反映了实际通胀压力;2020

年11月基础指数冲到最高点13.38,加权指数仅为0.64,这个阶段是新冠疫情暴发后全球供应链中断和大宗商品价格飙升期,基础指数受能源和原材料价格冲击较大,而加权指数因侧重日常生活消费品,更准确地捕捉了居民的实际通胀感受;2023年3月基础指数再次升至7.91,加权指数保持在0.89左右,这个时期受俄乌冲突影响,能源和食品价格波动加剧,但加权指数通过赋予高频消费项目更高权重,平滑了短期噪音,表现更为稳定。加权指数考虑了不同商品对居民生活的影响程度,避免了基础指数对大宗商品价格过度敏感的问题。

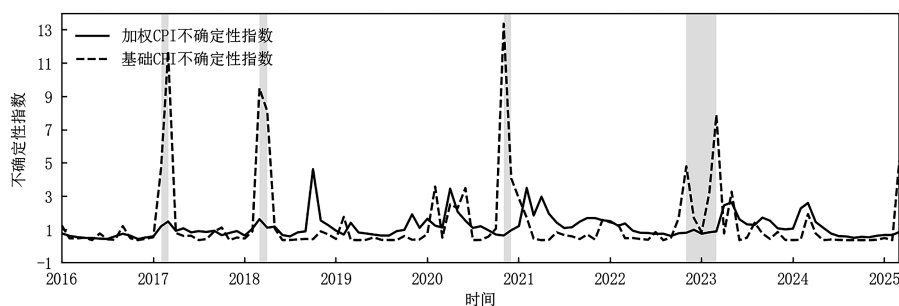


图3 2016—2025年加权与基础CPI不确定性指数对比

从对CPI八大类指数的年度贡献度分析(见图4)可知,教育文化娱乐(edu)、食品烟酒及在外餐饮($food$)支出持续占据主导地位,2016—2025年平均占比为14.37%和13.67%,反映了我国居民消费的核心关切与转型特点。食品类的高贡献度源于其作为生存型消费的必需品属性,且价格易受季节、气候及国际粮价等因素波动影响,对指数走势形成基础性牵引。而

教育文化类支出的显著贡献,则直观体现了在人口结构变化与经济社会转型背景下,家庭对人力资本投资的长期重视,其需求呈现较强的收入弹性与刚性。二者共同凸显了当前我国消费市场的双重驱动:一方面是保障基本民生的稳定性需求,另一方面则是追求长期发展的升级性投入。2017年、2018年医疗保健($medi$)占比在20%—30%左右,此后降低至10%以下,

源于药品集中采购与医保控费等政策强力压低了价格增速。2021年前后衣着(*clo*)呈现显著下降趋势,从产业与消费模式维度分析,快时尚行业的成熟与线上零售的渗透使服装价格长期处于平稳或下行通道,其价格波动对整体通胀的传导效应减弱;同时,在“悦己消费”与场景化着装趋势下,消费者对服装的需求从“高频次、低成本”的规模化购买,转向“高品质、个性化”的理性选择,单次消费支出占比降低;此外,新冠疫情期间居家时间延长、社交场景减少,也在短期内抑制了服装消费需求。生活用品及服务(*life*)从2022年末开始从10%增长至30%左右,占比快速上升,主要源于疫情防控政策优化后,居民居家及健康护理需求集中释放,同时服务业劳动力成本上升共同推高了相关价格。

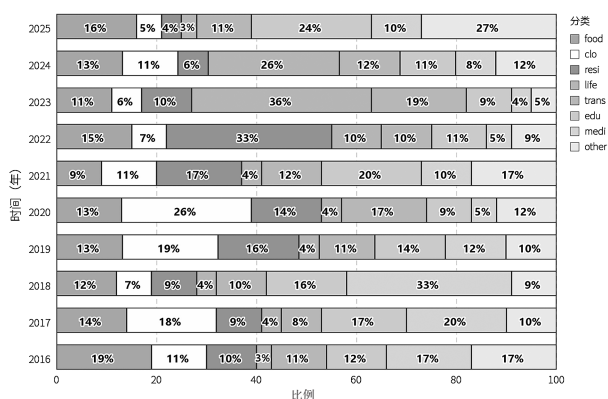


图4 2016—2025年八项指数年度贡献百分比

在探究贡献来源时,根据数据特征将滞后阶数确定为1阶,预测步长设置为12期,以此完整捕捉变量间相互影响的年度动态。滚动窗口宽度选定为36期,确保在保持估计稳健性的同时充分反映经济周期的阶段性特征。在参数估计策略上采用贝叶斯方法,设定状态方程方差参数 $\kappa_1=0.99$,观测方程方差参数 $\kappa_2=0.96$,这种先验设置有效平衡了参数时变性与模型稳定性,避免过度波动的同时保证了对结构变化的敏感捕捉。

通过广义方差分解构建连通性指标体系,总连通性指数(*TCI*)是衡量系统内所有变量之间相互影响程度的综合指标,代表系统中风险或信息传播的总强度。如图5所示,2016—2022年*TCI*总体处于较高区间,多数年份高于60,2022年后有所回落,说明变量间关联强度存在阶段性变化。

图6为净连通性指标(*NET*)图,衡量每个变量在系统中的净影响力。*NET*随时间在正负区间之间切换:当某分项*NET*为正时,说明其在该阶段更倾向于向外传递冲击;当*NET*为负时,则说明其更倾向于接

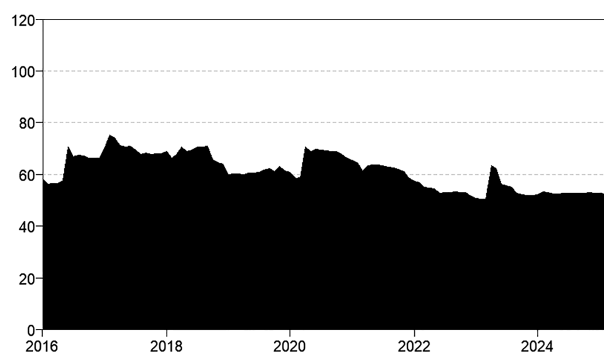


图5 2016—2025年总连通性指数

受其他变量的影响。生活用品及服务(*life*)和衣着(*clo*)的净连通性分别在2020—2023年和2023年以后大于50,反映生活类和衣着类可能是导致通胀波动的主要源头;医疗保健、居住、教育文化娱乐和其他用品及服务大部分时间为负值,表明这四个变量为净冲击接收者,居住和其他用品及服务指数更有小于-50的情况,二者作为强净接收者被动受整体通胀的影响。*UCPI*在样本前期多表现为净冲击发射者,随后净连通性逐步减弱,并在0附近正负波动,说明其在系统中的净传导方向并不稳定,更多体现为各分项价格冲击综合作用后的阶段性结果。

净成对定向连通性(*NPDC*)图显示(见图7),各消费类别间存在显著的时变耦合关系且呈现明显的结构性变迁特征。整体上,多数组合的*NPDC*值围绕零轴上下波动,说明在常态时期各分项价格不确定性之间的净传导强度相对有限,且传导方向会随宏观环境和消费结构变化而转换。但在2020年前后以及2023—2024年,部分分项之间的净连通性明显增强,表明外部冲击会显著放大价格不确定性的跨部门传导。具体来看,食品类价格不确定性在多个时期对衣着、居住、教育文化娱乐、医疗保健及*UCPI*表现出一定的净输出特征,说明食品价格仍是我国居民消费价格不确定性的重要来源。该特征可能与猪肉价格周期、农产品供给波动、新冠疫情冲击以及居民基本消费刚性有关。与此同时,交通通信、居住、生活用品及服务等分项在部分阶段也出现较强的净传导,尤其是交通通信与其他分项之间的短期波动较为突出,反映了能源价格、出行需求恢复和物流成本变化对*UCPI*的阶段性影响。总体而言,我国*UCPI*的来源并非一成不变,呈现出“食品项长期主导、能源和服务类分项阶段性增强”的特征。在重大外部冲击时期,各分项价格不确定性的相互溢出效应会明显上升,从而加剧*UCPI*不确定性。

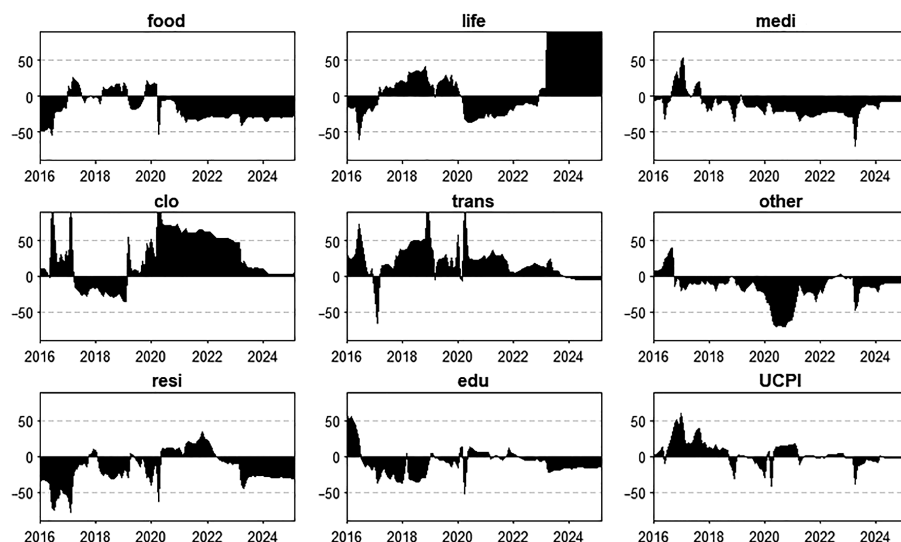


图6 2016—2025年净连通性

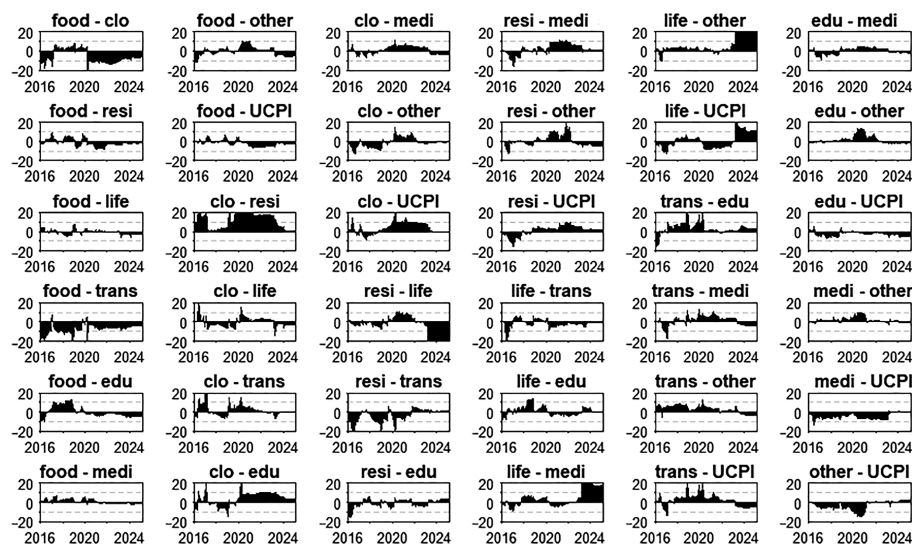


图7 2016—2025年净成对定向连通性

基于时变连通性分析构建的CPI不确定性网络(见图8)显示,交通通信和生活用品及服务类分项在整个系统中扮演着净冲击发射者的角色,这表明二者是通胀不确定性传导的主要源头;而教育文化娱乐、食品烟酒及在外餐饮、其他用品及服务、医疗保健和UCPI则表现为净冲击接收者,反映了这些分项更容易受到系统中其他因素的波动溢出。网络图中连线的粗细揭示了关键的影响路径:交通通信对食品烟酒及在外餐饮、生活用品及服务对其他用品及服务、居住对衣着的定向冲击强度最为突出,这三对连线的显著粗化说明交通成本波动会直接加剧食品价格的不确定性,生活成本变化对其他分项价格的溢出效应显著,而居住成本对着装价格的传导路径亦十分强劲。同时,生

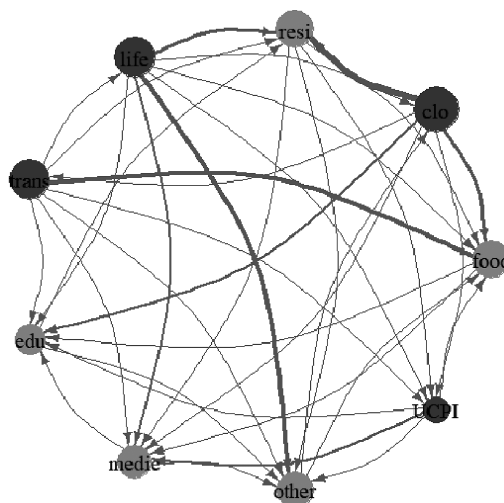


图8 2016—2025年CPI不确定性网络

活用品及服务对居住、衣着对居住的影响线条也相对较粗,表明生活成本和衣着价格对居住成本存在反馈或推动作用。这一网络结构特征说明,UCPI的传导具有明显的结构性特征,交通和生活成本是驱动不确定性的核心节点,其波动会通过特定路径迅速扩散至食品、居住等其他分项,最终影响整体通胀预期稳定性。因此,宏观政策应重点关注交通与生活成本的变化,并阻断向关键分项的溢出渠道,以增强通胀治理的针对性和有效性。

(四)加权CPI不确定性指数对宏观经济的冲击效应

为系统考察UCPI对宏观经济体系的动态冲击效应,构建一个五变量的无约束向量自回归(VAR)模型进行分析。模型的内生变量集包括UCPI、实际经济增长率(GDP_G)、广义货币供应量同比增长率($M2_G$)、核心消费者价格指数同比增长率($CORE_CPI_G$)以及工业生产者出厂价格指数同比增长率(PPI_G)。这些变量组合能够同时捕捉实体经济、货币政策以及价格链条(从生产端到核心消费端)的关键信息。将常数项(c)设为外生变量。在模型估计前,对所有平稳序列进行标准化处理以消除量纲影响。

表3中AIC、SC和HQ分别表示赤池信息准则、施瓦茨信息准则和Hannan-Quinn信息准则,数值越小,代表模型在拟合效果与参数简约性之间的综合表现越优。根据AIC值确定VAR模型的最优滞后阶数为2阶,并且选择模型所有特征根的模均位于单位圆内(见图9),证实了该VAR系统的稳定性,为后续的脉冲响应分析奠定了基础。

表3 向量自回归滞后阶数的判断

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-588.3600	NA	0.0667	11.4825	11.6104	11.5343
1	-368.2580	410.7752	0.0016	7.7332	8.5006*	8.0439*
2	-333.6959	61.7420	0.0013*	7.5475*	8.9544	8.1173
3	-311.7773	37.0275	0.0014	7.6073	9.6537	8.4332
4	-268.9480	41.1263*	0.0015	7.6912	10.2771	8.6791
5	-274.3770	17.3004	0.0017	7.6516	11.1774	9.1987
6	-263.6705	28.9484	0.0021	7.9354	11.9002	9.5413
7	-233.6965	25.9880	0.0025	8.0329	12.6373	9.8979
8	-215.0576	22.4391	0.0030	8.1565	13.4003	10.2804

在运用脉冲响应函数分析动态冲击之前,对UCPI、 GDP_G 、 $M2_G$ 、 $CORE_CPI_G$ 、 PPI_G 进行Granger因果检验。结果表明(见表4),实际经济增长率(GDP_G)是工业生产者出厂价格指数同比增长率(PPI_G)的格兰杰原因,且核心消费者价格指数同比

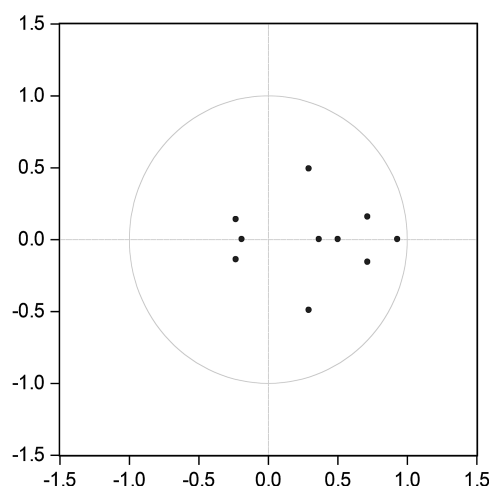


图9 AR根

增长率($CORE_CPI_G$)是UCPI的格兰杰原因,二者分别在5%和1%的显著性水平上显著。UCPI对 GDP_G 的p值为0.1162,未达到10%的显著性水平,因此不能表述为显著的格兰杰原因。总体来看,格兰杰检验揭示了部分变量之间的预测关系,说明UCPI的影响可能更多体现为动态响应路径和方差贡献变化,需要结合脉冲响应和方差分解进一步分析。

进一步进行脉冲响应分析,给UCPI一个冲击后,观察 PPI_G 、 $M2_G$ 、 GDP_G 、 $CORE_CPI_G$ 在滞后24期的变化情况。

由脉冲响应分析图(见图10)可知,生产价格指数同比增长率(PPI_G)对UCPI的响应呈现长期持续性正向特征,冲击后 PPI_G 从基准水平逐步抬升并向稳态收敛,对上游价格体系的拉动作用具有显著持久性;核心消费者价格指数同比增长率($CORE_CPI_G$)对UCPI的响应近乎无显著持续影响,冲击后 $CORE_CPI_G$ 仅在极短期出现微弱波动且迅速回归基准线,暗示核心通胀对外生冲击的传导存在较强阻滞,或受价格粘性、政策缓冲等因素制约;实际经济增长率(GDP_G)对UCPI的响应体现为短期振荡衰减,冲击后 GDP_G 围绕稳态呈现振幅递减的波动特征,反映出经济增长对外生冲击的短期敏感性和宏观经济系统的内生修复能力;广义货币供应量同比增长率($M2_G$)对UCPI的响应为负,央行因不确定性上升而谨慎收紧货币,表现为“先抑后扬”的中期动态调整,冲击初期广义货币供应量短暂承压下行随后逐步回升并向稳态趋近,折射出货币供给在冲击下的政策时滞特征与非对称调节机制。

方差分析能够量化UCPI不确定性冲击。从图11

表4 格兰杰因果检验表

被解释变量	排除变量	卡方统计量	自由度	p 值	被解释变量	排除变量	卡方统计量	自由度	p 值
PPI_G	CORE_CPI_G	0.4300	2	0.8065	GDP_G	PPI_G	1.5856	2	0.4526
	GDP_G	7.0709	2	0.0291		CORE_CPI_G	1.1145	2	0.5728
	M2_G	2.6446	2	0.2665		M2_G	1.2668	2	0.5308
	UCPI	1.0998	2	0.5770		UCPI	4.3055	2	0.1162
CORE_CPI	PPI_G	1.7098	2	0.4253	M2_G	PPI_G	0.4359	2	0.8041
	GDP_G	0.3005	2	0.8605		CORE_CPI_G	1.3179	2	0.5174
	M2_G	1.2519	2	0.5347		GDP_G	1.1492	2	0.5629
	UCPI	0.8568	2	0.6515		UCPI	2.8710	2	0.2380
UCPI	PPI_G	0.6620	2	0.7182					
	CORE_CPI_G	8.8885	2	0.0117					
	GDP_G	3.1774	2	0.2042					
	M2_G	0.0663	2	0.9673					

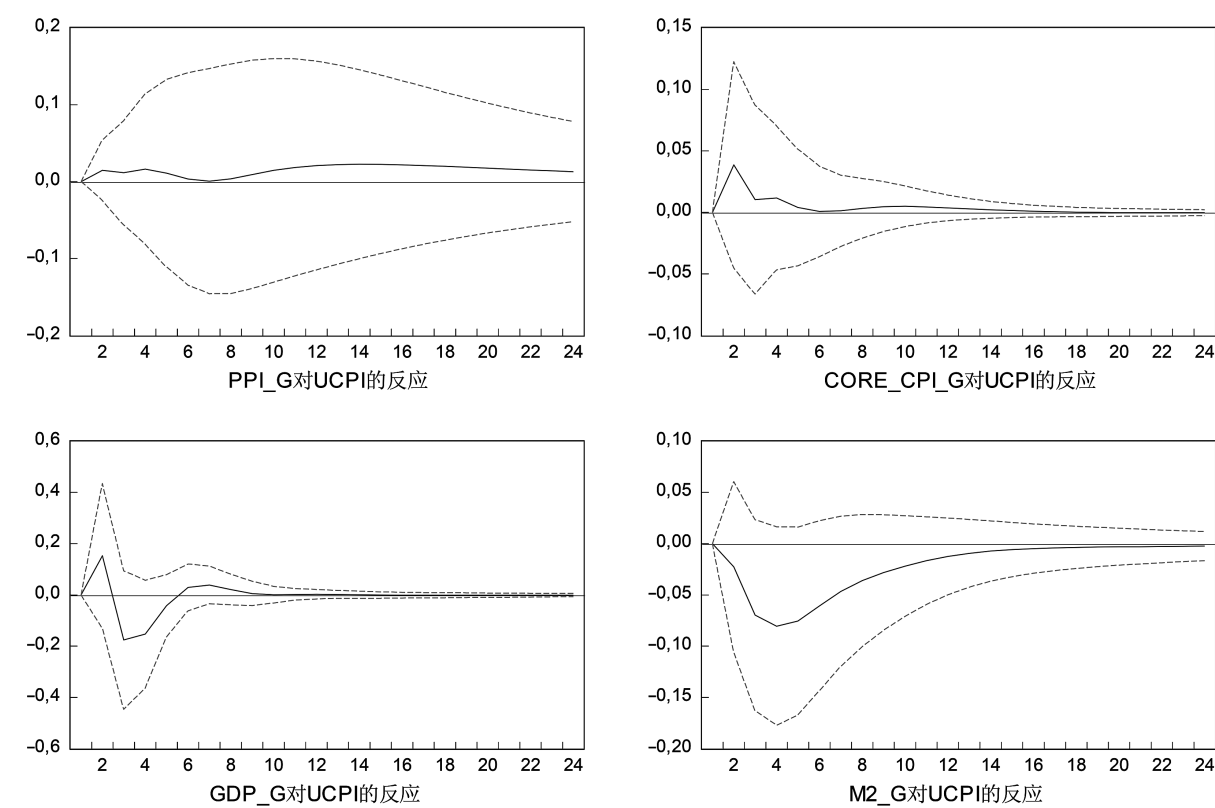


图10 脉冲响应分析

可知,GDP_G和CORE_CPI_G的波动贡献从第一期开始缓慢上升,GDP_G到第三期时波动平稳,CORE_CPI_G从第二期即开始平稳。PPI_G和M2_G随着传导机制的生效,贡献度逐渐上升,但总体贡献度在10%以内。而UCPI对自身的影响在第四期时,UCPI几乎解释了自身90%的信息,这说明UCPI不确定性具有较强的内生持续性,同时会通过价格链条和宏观政策

变量产生一定动态影响。

六、研究结论

本文基于2016—2025年月度CPI及其八大类分项数据,运用ARMA-GARCH模型得到八大分项CPI不确定性指数,利用等权加权法将八大分项指数综合得到居民消费价格不确定性指数(UCPI)。采用时变参数向量自回归(TVP-VAR)以及非参数方向性耦合分

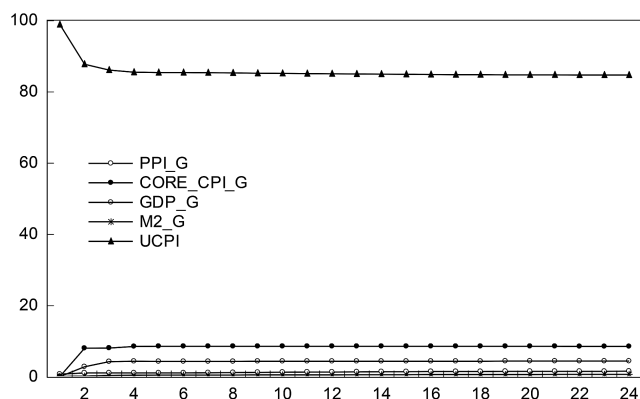


图 11 方差分析

析方法,从动态与结构两个维度深入探究了CPI不确定性指数的根源及其宏观影响,得出以下结论:

在CPI不确定性指数的特征表现方面,其呈现出明显的阶段性峰值特征,且与重大内外部冲击事件高度同步。CPI的不确定性并非随机波动,而是受宏观经济环境中重大事件的显著影响。无论是国内的政策调整、经济结构转型,还是国际的经济危机、贸易摩擦等冲击事件,都会对CPI不确定性指数产生影响。

从不同分项价格波动对总体不确定性的贡献来看,存在显著的时变性与结构性差异。不同类别的商品和服务价格波动对总体价格不确定性的影响并非一成不变,而是随着时间推移和经济环境的变化波动。这种时变性意味着在分析价格不确定性时,不能简单地采用静态的视角,而需要动态地跟踪各类价格波动的变化趋势。结构性差异则表明不同分项价格在总体不确定性中的地位和作用各不相同,某些关键分项价格的波动可能对总体不确定性产生更大的影响,这为政策制定者精准识别价格波动的关键因素提供了重要线索。

在宏观影响层面,CPI不确定性是实际经济增长率(GDP_G)的格兰杰原因,这意味着CPI不确定性能够在一定程度上预测GDP的变化,反映出价格波动对宏观经济总体运行的重要影响。价格的不稳定可能导致企业投资决策的谨慎、消费者消费意愿的下降,进而影响经济增长的动力和速度;CPI不确定性对工业生产者出厂价格指数同比增长率(PPI_G)存在持续的拉动效应,表明消费端价格的不确定性会通过产业链传导至生产端,引发生产领域价格的波动,进一步影响企业的生产经营成本和利润空间。CPI不确定性

会逆向影响广义货币供应量同比增长率($M2_G$)的节奏,价格的不稳定可能迫使货币政策制定者调整货币供应量,以稳定物价水平,但这种调整又可能对经济增长和金融稳定产生新的影响。◆

参考文献:

- [1] 苏桔芳. 通货膨胀不确定性研究综述[J]. 中南财经政法大学学报, 2009(2): 37-41+56.
- [2] 胡日东, 苏桔芳. 中国通货膨胀与通货膨胀不确定性的非线性关系[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(2): 28-37.
- [3] 高华川, 赵娜. 基于多层因子模型的我国核心通货膨胀估计[J]. 统计研究, 2016, 33(4): 36-43.
- [4] Breach T, D'Amico S, Orphanides A. The Term Structure and Inflation Uncertainty[J]. Journal of Financial Economics, 2020, 138(2): 388-414.
- [5] 刘金全, 潘方卉. 不确定性、通货膨胀与实际产出之间的关联研究: 基于VAR-GARCH模型的实证检验[J]. 吉林大学社会科学学报, 2012, 52(3): 85-91+160.
- [6] Baharumshah A Z, Slesman L, Wohar M E. Inflation, Inflation Uncertainty, and Economic Growth in Emerging and Developing Countries: Panel Data Evidence [J]. Economic Systems, 2016, 40(4): 638-657.
- [7] 侯甜甜, 杨淑宁. 我国消费价格指数的走势预测及影响因素分析[J]. 统计理论与实践, 2020(4): 34-41.
- [8] 刘金全, 张达平, 张都. 通货膨胀波动与货币政策调控机制研究: 基于TVP-VAR模型的实证分析[J]. 当代财经, 2016(4): 51-60.
- [9] 成豫婷, 李辰. CPI、PPI、核心CPI对通货膨胀的指示作用: 基于1996-2008年季度数据的实证研究[J]. 南京林业大学学报(人文社会科学版), 2011, 11(3): 62-66.
- [10] Forbes K J. Inflation Dynamics: Dead, Dormant, or Determined Abroad? [J]. Brookings papers on economic activity, 2019(2): 257-338.
- [11] 中国经济增长与宏观稳定课题组, 张平, 刘霞辉, 等. 外部冲击与中国的通货膨胀[J]. 经济研究, 2008(5): 4-18+115.
- [12] 匡毅, 陈怡安. 美国实施抑或退出量化宽松货币政策对中国通货膨胀之影响: 基于扩展的结构VAR(SVAR)模型估计法[J]. 经济问题, 2015(7): 62-66.
- [13] 刘金全, 金春雨, 郑挺国. 中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹: 基于状态空间区制转移模型的研究[J]. 世界经济, 2006(6): 3-12.
- [14] 郭凯, 艾洪德, 郑重. 通胀惯性、混合菲利普斯曲线与中国通胀动态特征[J]. 国际金融研究, 2013(2): 74-84.

Measurement and Source Identification of China's Consumer Price Index (CPI) Uncertainty: Based on the VAR-GARCH Model

Xiao Qiang, Xu Yujuan

Abstract: The accurate measurement and source identification of Consumer Price Index (CPI) uncertainty are essential for effectively managing inflation expectations and improving the scientific basis of macroeconomic regulation. Based on monthly CPI data and its eight major subcategory indices from 2016 to 2025, this paper constructs a Consumer Price Index uncertainty index using the ARMA-GARCH model and an equal-weighting method. It further employs a time-varying parameter vector autoregression (TVP-VAR) model and a nonparametric directional coupling analysis method to investigate the sources and macroeconomic effects of CPI uncertainty from both dynamic and structural perspectives. The results show that, first, the CPI uncertainty index exhibits periodic peak features and is highly synchronized with major internal and external shock events. Second, the contributions of different subcategory price fluctuations to overall uncertainty show significant time-varying patterns and structural heterogeneity. Third, the macroeconomic impact analysis indicates that CPI uncertainty is not only a Granger cause of the real economic growth rate (GDP_G), but also has a sustained pulling effect on the year-on-year growth rate of the Producer Price Index (PPI_G), while also reversely affecting the pace of monetary policy operations. These findings provide empirical evidence for implementing more forward-looking and structurally targeted price stabilization policies under complex shock environments.

Key words: Consumer Price Index Uncertainty; Price Volatility; Monetary Policy; VAR-GARCH Model

(责任编辑:新月)

数字化资本、数实融合 与产业链韧性

——基于“点-链-网”产业关联视角

姜雯昱

(广东金融学院 国际教育学院, 广东 广州 510521)

摘要:促进数字经济和实体产业部门深度融合,赋能传统产业转型升级,是围绕新质生产力布局产业链,提升产业链韧性的重要路径与有力支撑。基于新质生产力理论、资本服务核算理论和产业关联理论,核算2020年我国各产业部门的数字化资本服务,构建反映数字化资本与产业部门深度融合的数字化资本内生投入产出模型,并利用非可操作性投入产出模型,从“点-链-网”三维视角识别和评估数字化资本对产业链韧性提升的关键路径和韧性水平。研究发现:整体来看,数字化资本对产业部门后向关联效应有所减弱,前向关联效应有所增强,整体产业体系与数字化资本融合存在“点强、链弱、网失衡”特征;从产业部门点融合路径看,数实融合后产业部门整体平均韧性水平有所提升,但存在数实融合不均的现实问题;从生产层链路径看,跨产业协同不足,存在“数字高、传统低”的数字闭环锁定效应;从复杂网络融合路径看,数实融合和韧性匹配失衡,形成“强中心-弱韧性”的风险传导网络。为此,应积极从强化跨产业链协同路径着手,重点提升“低融合-低韧性”关键产业部门及产业链,推动“点-链-网”全维度均衡数实融合,提升网络结构整体韧性。

关键词:数字化资本服务;数字化资本内生投入产出模型;数实融合度;产业链韧性

中图分类号:F415

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)07-0017-14

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.07.002

一、引言

2026年3月公布的《国务院关于产业链供应链安全的规定》指出:“产业链供应链安全工作贯彻总体国家安全观,统筹发展和安全,统筹国内国际,推进高水平对外开放,促进全球产业链供应链稳定畅通。”当前,全球产业链持续重构,地缘经贸格局深度调整,外部供给冲击、需求波动和技术约束的不确定性增强,提升产业链韧性与安全水平,已成为构建现代化产业体系、培育新质生产力和推进高质量发展的重要任务。数字经济通过推动生产要素重组、产业组织变革和产业关联网络重塑,正在深刻改变实体产业部门的生产结构和运行方式,也为增强产业链抗冲击能力提供了新的支撑路径。

从产业关联视角看,数字经济与实体产业的深度

融合并非仅体现为技术扩散,而是经由数字化资本积累、部门间融合与产业链网络传导三重环节逐步推进。数字化资本涵盖信息基础设施、通信设备、计算机及电子设备、软件和信息技术服务等数字技术相关的物质与非物质资本,其以持续的服务流形式投入各产业部门,而非一次性投资,构成实体数字化转型的关键载体。数实融合本质上是数字化资本服务、数字技术与数据要素向传统产业、中间环节及产业关联网络的渗透与重构过程。产业链韧性则是衡量产业体系在应对外部冲击时维持运行、吸收扰动、恢复均衡并适应性调整的能力,是检验融合成效的重要标尺。三者形成“投入—过程—产出”的逻辑链条。当前研究对其间内在关联、结构差异与传导路径的探讨尚显不足,厘清这一

基金项目:国家社会科学基金青年项目“‘双循环’新格局下国内国际贸易隐含碳核算与减排路径研究”(22CTJ010)。

作者简介:姜雯昱,女,博士,讲师,研究方向为国民经济核算。

机制,对保障产业体系自主可控、培育新质生产力、促进高质量发展具有重要的现实意义。

基于此,本文立足于新质生产力理论、资本服务理论和产业关联理论,构建数字化资本内生投入产出模型,利用2020年中国投入产出表数据,从“点”(产业部门)、“链”(上下游产业链)、“网”(产业关联网络)三个维度,分别测度数实融合度与产业链韧性水平,识别关键融合路径与韧性薄弱环节,评估三维融合路径对产业链韧性的差异化赋能效果,并据此提出针对性政策建议,以期构建自主可控的现代化产业体系提供理论支撑与决策参考。

二、文献综述

关于数字经济与实体经济融合的相关研究,主要集中在内涵界定、内在逻辑、理论机制和实现路径等方面^[1-6]。目前,数字经济与实体经济深度融合的内涵,学术界尚未形成共识。国内外相关研究主要通过分别界定数字经济与实体经济内涵、辨析数字经济与实体经济的关系等方面,阐述数字经济与实体经济深度融合的逻辑机理和路径选择^[7-10]。综合看,数字经济包括但不限于数字技术、数据要素、数字基础设施、数字平台、数字场景等^[11];实体经济则从微观企业、中观产业和宏观经济三个层面界定^[1-2]。关于研究方法,现有文献大多通过构建不同视角的数实融合综合指标体系,量化数实融合的影响效应。然而,从中观产业层面直接测度产业数实融合度的研究相对较少,已有成果主要聚焦于对各产业部门中数字产业化与产业数字化规模的统计测度。比较有代表的是,中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展报告》以及蔡跃洲和牛新星(2021)^[12]对我国各部门数字产业化和产业数字化程度及增加值的统计测度。两者测度方法的核心思想都是基于资本服务理论和增长核算框架,在不同经济部门投入的生产要素对全要素生产率的贡献上,测度数字产业化和产业数字化程度及增加值规模。总体看,以上研究为定量分析产业部门数实融合度提供了新的思路,但未能全面刻画数字经济与产业部门在复杂网络上的数实融合程度与融合路径。

韧性(Resilience)一词最初是物理学概念,表示物质承受压力改变形态后恢复为初始状态的特性^[13]。从经济学概念看,产业链韧性指在开放经济下短期内各经济部门及整条产业链路径在受到外部冲击后表现出的变形程度和恢复速度。在产业链供应链韧性评估方面,国内外学者大多以企业、区域或城市为研究对象,主要采用指标体系构建法^[14-16]、案例分析法^[17]和投入

产出分析方法^[18]来评估韧性水平。其中,指标体系构建法能从多维度选取反映韧性水平的各类指标,但指标选取具有一定的主观性;案例分析方法只能以某一企业、区域或城市为研究对象,研究结论具有局限性。相比之下,投入产出方法是利用投入产出技术来研究国民经济产业部门之间技术经济关系的重要理论和量化方法,可以通过投入产出结构分析产业部门间的关联效应,同时结合线性规划模型、非可操作性模型^[19-22]和网络结构模型^[23]等拓展模型对宏观政策、中观产业层面的投入产出结构和微观企业或案例进行韧性评估,拓展了韧性评估方法。

总体看,已有文献在数实融合测度和韧性评估方法上进行了丰富研究,但仍存在拓展空间:一是多以理论分析数字经济与实体经济的融合路径,较少采用定量分析方法测度和识别数字经济与实体经济的具体融合路径。二是多聚焦于单一企业、区域或城市作为韧性评估研究对象,较少从中观产业部门层面全面剖析和量化产业体系的数实融合现状和韧性水平。鉴于此,本文基于新质生产力理论、资本服务理论和产业关联理论,构建反映数实融合过程的数字化资本内生投入产出模型,利用2020年投入产出表,从“点-链-网”三维产业关联视角,识别和评估三维路径的数实融合度和韧性水平,剖析三维数实融合对产业链韧性的赋能作用和具体路径,并提出针对性的政策建议。

三、理论分析

(一)新质生产力理论下数字化资本是数实融合的物质基础

马克思在《资本论》中系统阐述的资本积累理论指出:“把剩余价值再转化为资本,叫作资本积累”“积累就是资本的规模不断扩大的再生产”。资本积累不仅是扩大再生产的前提和动力,也是推动生产力发展的重要因素。在新一轮科技革命和产业变革背景下,作为马克思主义生产力理论中国化时代化的重要体现和最新成果,新质生产力理论应运而生。该理论强调,新质生产力由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生,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,以全要素生产率大幅提升为核心标志。新质生产力理论以创新驱动、要素重构、全要素生产率跃升为核心,为推动经济高质量发展提供了新的理论指引。

数字化资本是资本在数字时代发展衍生的新形态。马克思主义政治经济学认为,资本始终是一种动态的社

会关系总和;数字化资本是数字时代背景下资本发展的一种新形态,也是数字时代背景下的一种社会关系,受数字经济影响呈现诸多有别于传统资本的新特点,但其根本并未背离马克思资本理论场域,依旧具有资本的一般性。本文在借鉴现有研究的基础上,将数字化资本界定为:以数字技术为核心的物质和非物质资本积累,是支撑信息与通信技术(Information and Communications Technology, ICT)商品和服务的生产资料总称,包括以5G基站、大数据中心、特高压、人工智能算力中心为代表的信息基础设施,以及通信设备、计算机及其他电子设备、信息传输设备、计算机服务和软件产品等在内的所有ICT投资品。从经济增长视角看,数字化资本是数字经济持续增长的重要动能,传统资本对经济增长的贡献正在减弱,而数字化技术资本的贡献则持续扩大。

(二)资本服务理论下数字化资本服务反映数实融合过程

资本服务理论最早是由Jorgenson(1963)^[24]提出,Diewert(2005)^[25]引入了“效率单位”概念,完善了资本服务的测算方法,拓展了资本服务理论。

基于固定资本形成总额的测算,进一步测算资本存量和资本服务。《OECD资本测算手册2009》提出,资本在生产过程中并非被一次性消耗,资本流入生产的是服务流量,而非存量。基于此,把每一时期从资本资产流向生产过程的生产投入定义为资本服务,表示资本对生产的贡献。因此,资本服务被认为是衡量资本投入和经济增长贡献的最佳指标。

基于资本服务理论,本文采用数字化资本服务衡量数字化资本在中间过程的投入和使用,反映数字经

济与产业部门的数实融合程度。

(三)产业关联理论下“点-链-网”三维赋能产业链韧性的路径

产业关联理论又称为投入产出关联理论,由诺贝尔经济学奖得主Leontief于1936年创立。该理论通过量化分析国民经济各部门间相互供给与消耗的投入产出关系,揭示产业系统的结构性特征。根据产业关联理论,数字化资本服务在产业部门的中间投入和使用过程可以看作是以数字化资本要素投入产业部门的点融合为起始,以数字化资本服务流在多生产层的产业链上下游生产过程中非一次性融合与消耗的链融合为关联过程,以数字化资本服务通过数字技术的渗透性、协同性和替代性在产业网络中产生关联、连锁与扩散效应为网融合的投入产出过程。

基于新质生产力理论、资本服务理论和产业关联理论,将数字化资本与产业部门融合赋能产业链韧性的路径分为三条:一是点融合赋能路径。通过数字化资本初始投资各产业部门,实现产业部门的数字化转型,赋能传统产业部门升级,促进产业部门韧性提升。二是链融合赋能路径。将数字化资本服务作为“流通媒介”,通过数据要素在不同生产层的产业链上下游中的产业关联效应,催生新产业新业态新模式,赋能不同生产层的产业链韧性提升。三是网融合赋能路径。反映数字化资本服务通过数字生产要素的放大、叠加和倍增的扩散效应,与整个产业网络扩散交叉融合,从而赋能整个产业网络韧性,推动新质生产力发展,增强发展新动能,重塑现代化产业体系。具体赋能路径如图1所示。

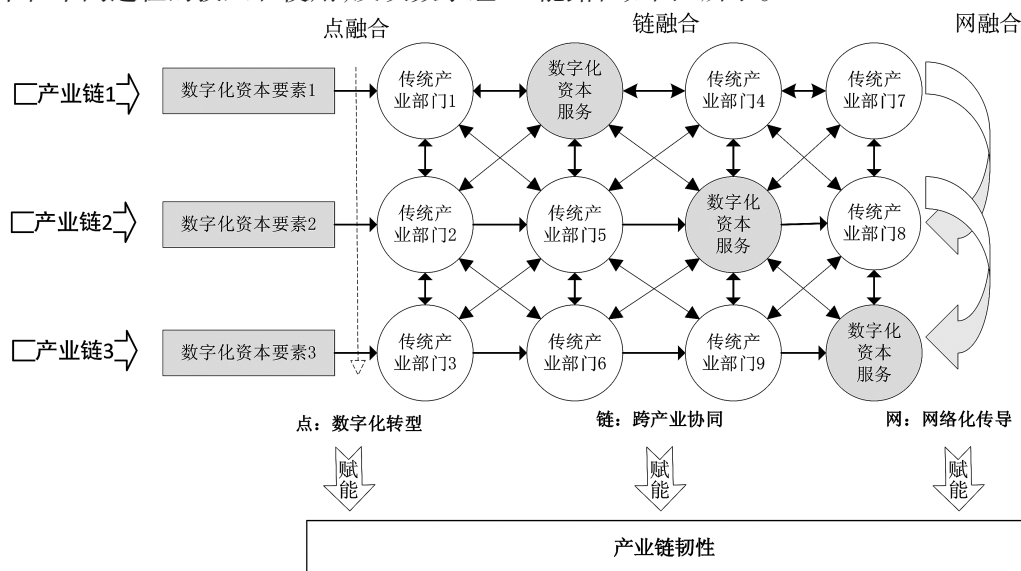


图1 “点-链-网”产业关联下数实融合赋能产业链韧性的路径

四、研究设计

基于增长核算框架,考虑到数字化资本应作为内生要素投入并流向产业部门的中间生产过程中,而非传统投入产出方法中将资本要素作为外生变量,借鉴 Lenzen 和 Treloar (2004)^[26]对数字化资本内生化处理的方法,构建数字化资本内生投入产出表式和模型,以反映数字经济与产业部门的数实融合过程。在此基础上,结合结构路径分解模型、非可操作性投入产出模型和复杂网络模型,从“点-链-网”产业关联视角测算产业部门点融合、产业链融合和网融合的数字

融合度和韧性水平。

(一)反映数字经济与产业部门融合的数字化资本内生投入产出模型构建

假设有 $n+1$ 个产业部门,其中,定义 n 个部门为“非数字化资本部门”,“数字化资本部门”为新增第 $n+1$ 个生产部门。为新增“数字化资本部门”设置交易的一行和一列,分别表示由最终需求引起的数字化资本投入(一列)和中间生产过程中的数字化资本投入(一行)。绘制数字经济与产业部门融合的数字化资本内生投入产出表,如表1所示。

表1 数字化投入产出表

		中间使用				最终使用				进口	总产出
		1	...	n	数字化资本部门	消费	非数字固定资本形成	存货变动	出口		
中间投入	1	$z_{1,1}$	...	$z_{1,n}$	$z_{1,n+1}$	f_1				m_1	x_1
	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$				$\vdots$	$\vdots$
	n	$z_{n,1}$	...	$z_{n,n}$	$z_{n,n+1}$	f_n				m_n	x_n
	数字化资本部门	$z_{n+1,1}$	...	$z_{n+1,n}$	$z_{n+1,n+1}$	f_{n+1}				m_{n+1}	x_{n+1}
增加值	固定资本折旧	v_1	...	v_n	v_{n+1}						
	劳动者报酬										
	生产税净额										
	非数字营业盈余										
总投入		x_j			x_{n+1}						

其中,元素 z_{ij} 表示部门 i 被部门 j 用作再生产的中间使用, f_i 表示部门 i 的最终使用, m_i 表示部门 i 的进口,总产出等于总投入用 x_i 表示,增加值用 v_j 表示。 $z_{i,n+1}$ 表示部门 i 被数字化资本部门用作再生产的中间使用,表示部门 i 的数字产业化过程。 $z_{n+1,j}$ 表示数字化资本部门被部门 j 用作再生产的中间投入,用于部门 j 的产业数字化过程。 v_{n+1} 表示数字化资本部门的增加值, x_{n+1} 表示数字化资本部门的总投入或总产出。

令数字化资本投入直接消耗系数 $a_{i,n+1} = z_{i,n+1}/x_{n+1}$,表示部门 i 每单位产出中数字化固定资本形成价值;数字化资本服务直接消耗系数 $a_{n+1,j} = z_{n+1,j}/x_j$,表示部门 j 每单位产出再投入的数字化资本营业盈余。令 $a_{ij} = z_{ij}/x_j$ ($i, j = 1, 2, \dots, n$),表示第 j 部门生产单位产品对第 i 部门的直接消耗系数,则

中间消耗系数 $A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix}$ 。根据表中水

平方方向的平衡关系,将中间流量矩阵 Z 表示中间消耗系数 A 和总产出向量 X 相乘后,与最终使用向量 F 可得平衡关系: $AX + F = X$,变形后可得: $X = (I - A)^{-1}F$ 。其中,令 $B = (I - A)^{-1}$,即为列昂惕夫逆矩阵。

数字化资本部门内生后,传统投入产出模型中的直接消耗系数 A 扩展为新的数字化投入产出直接消耗系数 $A^* = \begin{bmatrix} A & I_c \\ V_R & w \end{bmatrix}$ 。其中,数字化资本服务行向量记为 $V_R = [a_{n+1,1}, \dots, a_{n+1,n}]$,数字化资本投入列向量记为 $I_c = \begin{bmatrix} a_{1,n+1} \\ \vdots \\ a_{n,n+1} \end{bmatrix}$,交叉项 $w = a_{n+1,n+1}$ 为数字化资本部门的转移支付,令 $w = 0$ 。

根据传统投入产出平衡关系,数字化投入产出模型平衡关系可表示为 $X = (I - A^*)^{-1}F = \tilde{B}F$ 。其中, $\tilde{B} = (I - A^*)^{-1}$,为数字化投入产出模型的新列昂惕夫逆矩阵。

(二)数字化资本对产业部门的关联影响测度

在社会经济运行中,各部门产业链之间存在着错

综复杂的关联关系,这些关系可以按照其特点分为后向联系和前向联系。其中,用后向关联反映某一部门对其他国民经济各部门的拉动作用,用前向关联反映某一部门对其他国民经济各部门的推动作用。

后向关联的计算公式如下:

$$\delta_j = \frac{\frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^{n+1} \tilde{b}_{ij}}{\frac{1}{(n+1)^2} \sum_{j=1}^{n+1} \sum_{i=1}^{n+1} \tilde{b}_{ij}} \quad (j=1, 2, \dots, n, n+1) \quad (1)$$

其中, $\sum_{i=1}^{n+1} \tilde{b}_{ij}$ 表示后向联系,用新列昂惕夫逆矩阵 $\tilde{B}=(I-A^*)^{-1}$ 替代,表示第 j 部门单位最终产品对国民经济各部门的拉动作用之和,即反映第 j 部门单位最终产品对国民经济影响力的大小。 δ_j 反映了第 j 部门增加一个单位最终需求对国民经济各部门的需求波及程度。当 $\delta_j=1$ 时,表示第 j 部门对社会的拉动作用达到了各部门的平均水平;当 $\delta_j<1$ 时,表示第 j 部门对社会的拉动作用低于各部门的平均水平,拉动作用较弱;当 $\delta_j>1$ 时,表示第 j 部门对社会的拉动作用高于各部门的平均水平,拉动作用较强。

前向关联的计算公式如下:

$$\theta_i = \frac{\frac{1}{n+1} \sum_{j=1}^{n+1} \tilde{b}_{ij}}{\frac{1}{(n+1)^2} \sum_{i=1}^{n+1} \sum_{j=1}^{n+1} \tilde{b}_{ij}} \quad (i=1, 2, \dots, n, n+1) \quad (2)$$

其中, $\sum_{j=1}^{n+1} \tilde{b}_{ij}$ 表示前向联系,表示第 i 部门单位最终使用对某部门的推动作用之和,即反映第 i 部门单位最终使用对国民经济某部门的需求感应程度。 θ_i 反映了国民经济各部门都增加一个单位最终产品,第 j 部门所受到的需求感应程度。当 $\theta_i>1$ 时,表明第 i 部门推动经济变化影响程度超过其他各部门的平均水平,推动作用较强。

(三) 数实融合对产业链韧性的影响测度:基于“点-链-网”三维视角

1. 产业部门下点融合对韧性水平的影响测度

基于资本服务理论,资本服务被视为资本在生产过程中的直接投入和使用。根据 SNA2008,营业盈余是生产中的资产回报,当产出按基本价格估计时,资本服务与国民账户体系中的资本营业盈余含义基本一致,可通过行业增加值中扣除劳动者报酬,再加上生产税净额中的资本报酬部分计算得出。

数字化资本服务价值反映数字化资本用于产业部

门全过程的数字化资本投入。因此,本文用数字化营业盈余占总营业盈余的比重来衡量中间生产过程中数字化资本服务与产业部门的点融合程度:

$$D_i = Z_{n+1,i}/VA_i \quad (3)$$

其中, D_i 表示数字化资本服务与产业部门的点融合度, $Z_{n+1,i}$ 表示第 i 部门的数字化营业盈余, VA_i 表示第 i 部门的营业盈余总额。 D_i 越大,表明部门 i 的数字化资本服务占该部门营业盈余的比重越大,反映部门 i 的点融合度越高,该部门的数字化资本服务投入越大,数字化转型程度越高。

本文采用投入产出模型的拓展应用模型,即非可操作性投入产出模型(Inoperability Input-output Model, IIM 模型)评估数字化资本融合下各产业部门的韧性水平。该模型将模拟评估外在风险冲击下互相关联与依赖的产业部门间由于经济波动而引起的部门受损变形程度和恢复速度。IIM 模型将受损变形程度定义为非可操作性(Inoperability)系数,即部门受经济波动影响下无法执行其预期水平的故障程度,用 q 表示。 q 越高,说明部门受冲击程度越高,恢复到原来预期水平的速度越慢。

为了更好地解释韧性水平的经济含义,本文界定产业链韧性系数为各经济部门的可操作性(Operability)系数,即经济波动引起生产部门仍然能执行其预期水平的可操作性程度,用 $1-q$ 表示。 $1-q$ 越高,说明部门受冲击程度越低,恢复到原来预期水平的速度越快,韧性水平越高。

$$q = B^* q + f^* \Rightarrow q = [I - B^*]^{-1} f^* \quad (4)$$

其中, q 表示需求侧的非操作性列向量,用来衡量原计划产出 $\hat{x}$ 列向量与风险冲击下实际产出 $\tilde{x}$ 列向量由于最终需求减少而造成的经济损失百分比,即:

$$q = \text{diag}(\hat{x})^{-1}(\hat{x} - \tilde{x}) \quad (5)$$

其中,列向量 q 的第 i 个元素 $q_i = \text{diag}(\hat{x}_i)^{-1}(\hat{x}_i - \tilde{x}_i)$,表示第 i 部门受经济波动影响下无法执行其预期水平的故障程度。非操作性系数 q_i 限制在 $[0, 1]$ 的封闭区间: $q_i=0(\hat{x}_i=\tilde{x}_i)$ 表示第 i 部门处于完全可操作的正常状态; $q_i=1(\tilde{x}_i=0)$ 表示第 i 部门处于完全不可操作的无法正常生产状态。可操作性系数 $1-q_i$ 定义为第 i 部门的韧性系数,限制在 $[0, 1]$ 的封闭区间: $1-q_i=0$ 表示第 i 部门完全没有韧性; $1-q_i=1$ 表示第 i 部门完全有韧性。

B^* 表示产业链中需求侧的相互依赖矩阵,与相互

关联矩阵 A^* 和原计划产出 $\hat{x}$ 有关联,矩阵 B^* 中的元素 $b_{ij}^* = a_{ij}^* (\frac{\hat{x}_i}{x_j})$,则矩阵 B^* 如公式所示:

$$B^* = \text{diag}(\hat{x})^{-1} A^* \text{diag}(\hat{x}) \quad (6)$$

令 f^* 表示原计划的最终需求 $\hat{f}$ 减去风险冲击下实际最终消费 $\tilde{f}$ 除以原计划产出 $\hat{x}$,即矩阵 f^* 定义如下:

$$f^* = \text{diag}(\hat{x})^{-1} (\hat{f} - \tilde{f}) \quad (7)$$

其中,矩阵 f^* 的元素 $f_i^* = \text{diag}(\hat{x}_i)^{-1} (\hat{f}_i - \tilde{f}_i)$,表示第 i 部门最终需求减少额占其原计划总产出的比重。为了确定最终需求扰动的封闭区间,部门 i 的最终需求下限为 $f_i^* = 0$ ($\hat{f}_i = \tilde{f}_i$),表示部门 i 处于完全不可操作状态,未受到最终需求冲击;上限为 $\tilde{f}_i = 0$,表示发生在部门 i 没有实际最终需求,消费者在风险冲击下最终放弃该部门产品。

2. 多生产层下链融合对韧性水平的影响测度

考虑到不同产业部门在产业链上的上下游产业组织关系和关联效应,本文结合结构路径分析方法 (Structure Path Analysis, SPA),将新列昂惕夫逆矩阵进行泰勒级数展开,分解出整个经济系统中产业链中的每一条路径,并识别出产业链关键路径:

$$x = \tilde{B} f = (I - A^*)^{-1} f = If + A^* f + (A^*)^2 f + (A^*)^3 f + \dots + (A^*)^n f \quad (8)$$

其中, $(A^*)^n f$ 表示来自第 n 个生产层次经济生产部门的融合路径影响。例如,为了满足最终需求,需要其他经济生产部门投入 $A^* f$;其他经济部门的投入增加进一步导致另一些经济部门投入 $(A^*)^2 f$;这个过程通过泰勒级数的无限展开下去。最终,一单位最终需求总量被层层分解后,得到所有满足最终需求的产业链路径。同时,贡献率靠前的若干条路径投入满足了总产出的绝大部分,因此,贡献率较大的若干路径可识别为产业链的关键路径。

为了进一步揭示数字化资本在不同生产层关键产业链上的链融合路径,本文采用SPA识别出数字化资本部门与其他经济生产部门在不同生产层上所处产业链前端、中端和末端等不同位置的间接融合路径。

结合产业部门的点融合度,本文界定链融合度 DR_k 指某一条产业链路径的 n 个不同产业部门的点融合度 D_i 的几何平均数,即:

$$DR_k = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n D_{i,k}} \quad (9)$$

其中, DR_k 表示第 k 条产业链路径, i 表示第 k 条产业链路径上的产业部门, n 表示第 k 条产业链路径上产业部门 i 的数量, $D_{i,k}$ 表示第 k 条产业链路径上部门 i 对应的渗透融合度。

考虑到产业链上各经济部门之间相互依赖和关联的经济联系,本文定义一条产业链路径上总韧性水平 R 为路径上 n 个经济部门 i 韧性水平 $1 - q_i$ 的几何平均数:

$$R_k = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n (1 - q_i)} \quad (10)$$

其中, R_k 表示第 k 条产业链融合路径, i 表示第 k 条产业链融合路径上的部门 i , n 表示第 k 条产业链融合路径上部门 i 的数量, $1 - q_i$ 表示第 k 条产业链融合路径上部门 i 对应的韧性系数。

3. 复杂网络下网融合对韧性水平的影响测度

基于复杂网络分析方法,数字化投入产出表中 $n+1$ 个部门为节点,部门之间的中间消耗系数经过Weaver-Thomas (WT)指数进行二值化处理而形成邻接矩阵,构建数字经济与产业部门融合的产业关联复杂网络。本文基于产业关联复杂网络指标,从产业部门自我网络的接近中心度分析和评估整体网络融合度和产业链韧性水平。

接近中心度是指在产业关联网络中,某个产业节点与其他产业节点距离之和的倒数,衡量一个产业部门不受其他部门影响的能力,衡量了产业节点之间的连通性,公式如下:

$$c_i = \frac{1}{\sum_{j=1}^{n+1} k_{ij}} \quad (11)$$

其中, k_{ij} 表示产业节点 i 与 j 之间的距离。接近中心度 c_i 越大,说明该产业节点越处于产业关联网络的中心位置,该节点传递信息的能力越强。因此,本文用接近中心度表示数字化融入产业网络中其他产业部门的网络融合度。

根据最短平均路径值可识别出网络融合关键路径。进一步将所有网融合路径的平均接近中心度进行排序,对关键网融合赋能路径的产业链韧性进行评估。具体参照式(10)计算出关键产业链路径的韧性水平。

(四) 数据处理

1. 数字化固定资本形成

产业层面数字化固定资本品包括ICT中对应的建筑安装工程类、硬件机器与设备类、软件与信息技术服

务类三种。其中,硬件机器与设备类、软件与信息技术服务类的固定资本形成总额数据可由国家统计局公布的全国投入产出表中获得。考虑到ICT领域的协同交叉融合性与数据的可获得性,输配电及控制设备和电线、电缆、光缆及电工器材两个类别固定资本形成总额直接用投入产出表中对应两部门的固定资本形成总额数据。建筑安装工程类固定资本形成总额数据不能直接获得,根据《中国2017年投入产出表编制方法》,本文将用于计算机、通信和其他电子设备制造业及信息传输、软件和信息技术服务业的建筑安装工程投资总额作为替代。

2. 数字化资本服务核算

借鉴王亚菲和王春云(2017)^[27]对行业层面ICT资本服务的测算方法,测算2020年行业层面数字化资本服务量。其中,数字化资本投资序列数据主要来自《中国电子信息产业统计年鉴(综合篇)》《中国电子信息产业统计年鉴(软件篇)》和《中国电子信息产业统计年鉴(电子篇)》等官方数据。

由于投入产出表并非每年编制,缺失年份的行业分配比例按照邻近已有年份代替。同时,对于2002年以前的投入产出表,其编制方法、行业分类和统计口径与之后的差异较大。因此,用相邻年份的行业分配比例替代,进一步将行业层面数字化投资序列数据更新至2020年。使用永续盘存法结合几何役龄-效率函数,测算2020年42个行业部门的ICT资本服务价值。固定资产分为ICT资产与非ICT资产。其中,ICT资产的统计范围包括ICT硬件业和软件业两个数字基础产业。

3. 行业划分

为了获得各年口径统一的行业部门分类,以《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)为基准,结合2002年、2007年、2012年、2017年、2018年和2020年投入产出表部门分类,将行业分类合并为42个行业部门。结合国家统计局制定的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,进一步将ICT对应的硬件业(包括计算机、通信和其他电子设备制造业)和软件业(包括信息传输、软件和信息技术服务业)划分为数字基础部门,其他40个经济部门划分为传统产业部门。

五、实证分析

(一) 数字化资本对产业部门的产业关联影响分析

根据式(1)和式(2)可测度出产业部门与数字经济融合后的前向关联和后向关联,并与融合前的关联效应相对比,可得出数字化转型对不同部门产业关联效应的影响幅度,具体见表2。

总体看,除软件业和硬件业外,数字化转型后产业部门的后向关联效应有所减弱;前向关联效应大部分产业部门有所增强(除了交通运输设备制造业、纺织业、食品制造及烟草加工业),即数实融合能够增强产业部门对其他下游部门的推动作用,降低了对上游部门的需求拉动作用。可能的原因是数字化转型加大了应用数字技术、数字平台和数据等数字生产要素的使用,改变了分部门的传统消费需求,减少了对上游传统生产要素投入的需求,进而加深了下游部门产业数字化程度。

本文将前向关联与后向关联均大于1的部门定义为数实融合后的关键产业部门。由表2可知,数实融

表2 2020年数字化转型后关键产业部门的关联效应排序

部门分类	后向关联		前向关联	
	数字化转型后	转型影响幅度(%)	数字化转型后	转型影响幅度(%)
硬件业	1.51	0.37	2.00	8.70
软件业	0.90	0.47	1.27	28.31
电气、机械及器材制造业	1.32	-1.11	1.07	2.76
交通运输设备制造业	1.29	-1.20	1.01	-0.62
通用、专用设备制造业	1.24	-1.14	1.17	2.04
纺织业	1.22	-1.32	1.07	-1.10
化学工业	1.15	-1.27	2.87	0.05
建筑业	1.15	-1.16	0.55	21.51
造纸印刷及文教用品制造业	1.15	-1.25	1.00	0.66
金属冶炼及压延加工业	1.10	-1.26	2.06	1.25
电力、热力的生产和供应业	1.06	-1.24	1.74	0.04
租赁和商务服务业	1.03	-1.09	1.72	1.52
食品制造及烟草加工业	1.01	-1.32	1.36	-0.41

合后硬件业,电气、机械及器材制造业,交通运输设备制造业,通用、专用设备制造业和纺织业后向关联在42个生产部门中排名前五,这说明这五个部门对其他产业部门的拉动作用较大,是数字化转型后的五大关键产业关联部门。然而,在这五个部门中,只有ICT的核心生产部门——硬件业在数字化转型后后向和前向关联分别产生了0.37%和8.70%的正向影响。ICT的另一核心生产部门——软件业在数字化转型后前向关联效应较大,且数字化转型对其前向关联产生了28.31%的强正向影响。综合看,数字化转型对ICT的两大核心生产部门关联效应最大,与上下游产业部门的关联效应影响幅度均为正,关联影响有所增强。

特别的是,数字化转型使建筑业的前向关联增强了21.51%,仅次于软件业,说明数字化转型后建筑业对下游部门的关联关系更加紧密。同时,数字化资本部门的后向关联强于前向关联,说明数字化资本部门作为新增生产部门,对上游相关产业投入具有较强需求拉动作用;其前向关联效应则反映数字化资本服务进入下游产业部门后,对产业数字化转型具有一定支

撑作用。

(二)“点-链-网”产业关联视角下数实融合对产业链韧性的影响测度

1.各产业部门下点融合对韧性水平的影响分析

根据式(3)测算各产业部门的点融合度。基于IIM模型测算,根据外部需求侧冲击扰动情况评估各经济生产部门的韧性水平。根据国家统计局公布的《2024年国民经济和社会发展统计公报》,2024年的国内生产总值达1349084亿元,按不变价格计算,比2023年增长5%。本文设定短期需求侧冲击扰动情景:即短期消费需求波动下产业间技术结构不发生改变,2024年各经济部门消费水平均实现5%增长,以评估数实融合下各产业部门的韧性水平。从结果看,数实融合后整个产业体系的韧性水平平均值提升0.4%,这表明数实融合对产业体系韧性具有赋能作用。

综合看,属于数字部门的信息传输、计算机服务和软件业韧性最强,点融合程度也较高,这表明数字部门中的软件业数字产业化程度和韧性水平均较高。非数字部门的公共管理和社会组织业,卫生、社会保障和社

表3 2020年点融合路径的点融合度与韧性水平

韧性排序	点融合路径	融合前韧性	融合后韧性	点融合度排序
1	信息传输、计算机服务和软件业	0.8980	0.8944	7
2	建筑业	0.8578	0.8574	13
3	教育	0.8512	0.8511	11
4	公共管理和社会组织	0.8509	0.8508	1
5	卫生、社会保障和社会福利业	0.8507	0.8507	4
38	非金属矿采选业及其他矿采选业	0.8025	0.8021	28
39	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.7884	0.7868	3
40	仪器仪表制造业	0.7734	0.7730	35
41	金属矿采选业	0.6777	0.6770	20
42	石油和天然气开采业	0.6722	0.6718	41
韧性均值		0.8284	0.8317	

会福利业的韧性水平和数字化转型程度也较高。值得注意的是,数字部门中的通信设备、计算机及其他电子设备制造业(硬件业)的数字产业化水平较高,但是韧性水平较低。可能的原因是硬件业中的供应链过于单一,以及“卡脖子”技术难以在短时间内突破等。因此,应该重点提升硬件业的韧性水平,以实现关键数字技术的自主可控。

2.多生产层下链融合对韧性水平的影响分析

为了进一步探究数字经济与各产业部门在不同生产层产业链的链融合赋能路径,识别数字化资本服务在不同生产层的关键产业链融合路径及其对应路径的

韧性水平,通过生产层贡献率进行测算,发现前三层(即第零、一和二层)生产层的累计贡献率已达84%。因此,本文仅展示反映数字化资本部门处于产业链第二生产层的前端和中端位置且融合度排名前10的关键链融合路径。

由表4可知,数字化资本部门作为产业链前端部门,其与计算机制造、智能设备制造、软件开发、信息技术服务等数字产业所在产业链的融合度高于其他传统产业的路径。在前10条链融合路径中,有4条属于数字产业核心部门的产业链路径。其中,“数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业→通信

设备、计算机及其他电子设备制造业”的产业链融合度(26.10%)远高于其他产业链路径,反映了制造业中硬件业与数字技术的深度融合;同时,“数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业→信息传输、计算机服务和软件业”“数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业→通用、专用设备制造业”“数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业→电气、机械及器材制造业”三条数字产业部门与数字化资本部门融合度较高,分别为3.12%、2.61%、1.83%,说明数字化资本的数字化产业化程度远高于其他经济生产部门。数字化资本部门与ICT制造业的深度融合,能够大幅度提高云计算、大数据、人工智能、物联网等新一代ICT技术水平,为推动产业基础高级化和产业链现代化提供了技术、产品、服务、基础设施和

表4 数字化资本在第二生产层前端的链融合度

排序	产业链路径	链融合度(%)
1	数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	26.10
2	数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业→公共管理和社会组织	4.73
3	数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业→建筑业	3.53
4	数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业→信息传输、计算机服务和软件业	3.12
5	数字化资本部门→综合技术服务业→建筑业	2.83
6	数字化资本部门→非金属矿物制品业→建筑业	2.63
7	数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业→通用、专用设备制造业	2.61
8	数字化资本部门→金融保险业→建筑业	1.84
9	数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业→电气、机械及器材制造业	1.83
10	数字化资本部门→金融保险业→房地产业	1.29

解决方案。

相比之下,数字化资本部门与非ICT制造业的间接融合度均较低,说明数字技术对传统制造业的间接渗透和扩散度较低,传统制造业的产业数字化转型程度较低。一直以来,由于我国传统制造业数字基础薄弱,产品和技术大多处于产业链的中低端,短期内数字化转型升级难度较大,数字化赋能的产业链协作程度不高,数字技术与传统制造业融合程度也较低。因此,应该加速传统制造业的数实融合,利用数字技术赋能新型工业化,驱动传统工业走向高效率、高品质、低碳化的道路,加快建设制造强国。

由表5可知,当数字化资本部门位于产业链中端位置时,除了ICT制造业和建筑业,服务业中经济生产部门作为下游末端部门与数字化资本部门的间接融合度较高,一定程度上说明服务业的产业数字化程度较高。其中,“信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→公共管理和社会组织”和“建筑业→数字化资本部门→公共管理和社会组织”两条以“公共

表5 数字化资本在第二生产层中端的链融合度

排序	产业链路径	链融合度(%)
1	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	16.43
2	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→建筑业	7.61
3	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→公共管理和社会组织	7.46
4	建筑业→数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	7.34
5	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业	5.06
6	通信设备、计算机及其他电子设备制造业→数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	4.71
7	建筑业→数字化资本部门→建筑业	3.40
8	建筑业→数字化资本部门→公共管理和社会组织	3.33
9	建筑业→数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业	2.26
10	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→金融保险业	2.25

管理和社会组织”为产业链末端路径的间接融合度较高,分别为7.46%和3.33%。公共管理和社会组织部门的产业数字化程度明显高于其他服务业下游部门,得益于国家数字政府建设的顶层设计。例如,截至2023年4月,全国仅住房和城乡建设部公布的智慧城市试点数量已达到290个。乡村“互联网+政务服务”覆盖范围持续扩大,国家电子政务外网已实现县级行政区域100%覆盖^①。通过不断完善数字政府建设路径,我国数字政府建设已进入体系化推进的新阶段。

总体看,数字经济与各产业部门均实现了链融合赋能,但是存在明显的“融合不均”问题。总体看,包含

数字部门的链融合度和韧性水平均较高,特别是两条与数字部门相关的关键链融合路径,即“数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业”和“信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业”。同时,在传统产业部门中,链融合度和韧性水平均较高的两条路径分别为“数字化资本部门→建筑业”和“数字化资本部门→公共管理和社会组织”,属于“双高”链融合路径。相比较而言,“数字化资本部门→交通运输及仓储业”的链融合度和韧性水平均相对较低,属于“双低”融合路径,说明交通运输及仓储业的产业数字化程度较低,需要重点提升交通

表6 2020年关键产业链融合路径的链融合度与韧性水平

韧性排序	关键产业链融合路径	链融合度(%)	韧性平均系数
1	数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业	9.53	0.941
2	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业	5.06	0.925
3	数字化资本部门→建筑业	14.33	0.921
4	数字化资本部门→教育	3.10	0.918
5	数字化资本部门→公共管理和社会组织	14.04	0.918
6	数字化资本部门→卫生、社会保障和社会福利业	3.28	0.918
7	数字化资本部门→金融保险业	4.24	0.913
8	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→建筑业	7.61	0.912
9	建筑业→数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业	2.26	0.912
10	数字化资本部门→研究与试验发展业	3.30	0.910
11	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→公共管理和社会组织	7.46	0.910
12	数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业→公共管理和社会组织	4.73	0.910
13	数字化资本部门→交通运输及仓储业	2.87	0.910
14	建筑业→数字化资本部门→建筑业	3.40	0.900
15	建筑业→数字化资本部门→公共管理和社会组织	3.33	0.897
16	信息传输、计算机服务和软件业→数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	16.43	0.887
17	数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	30.94	0.883
18	建筑业→数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	7.34	0.874
19	数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	26.09	0.849
20	通信设备、计算机及其他电子设备制造业→数字化资本部门→通信设备、计算机及其他电子设备制造业	4.71	0.849

运输及仓储业的数字化转型程度和韧性水平。

3. 复杂网络下网融合对韧性水平的影响分析

根据式(11),按照接近中心度可得数字化资本部门与产业部门的整体融合路径拓扑图,见图2。可以看出,数字化资本部门的接近中心度较大,说明数字经济与其他产业部门的网络融合程度较高,数字化资本部门处于产业关联网络较为中心的位置。同时,数字

经济与不同产业部门的融合程度存在显著差异。

根据最短平均路径,本文识别了与数字化资本部门所有的网融合路径;结合接近中心度,进一步将所有融合路径的平均接近中心度进行排序,最终得出排名前10名与数字化资本部门的网融合关键路径和对应路径韧性水平,见表7。

整体看,数字经济与不同产业部门都存在复杂网

^①数据来源:中国信息通信研究院,《中国数字经济发展研究报告(2023)》,http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/t20230427_419051.htm

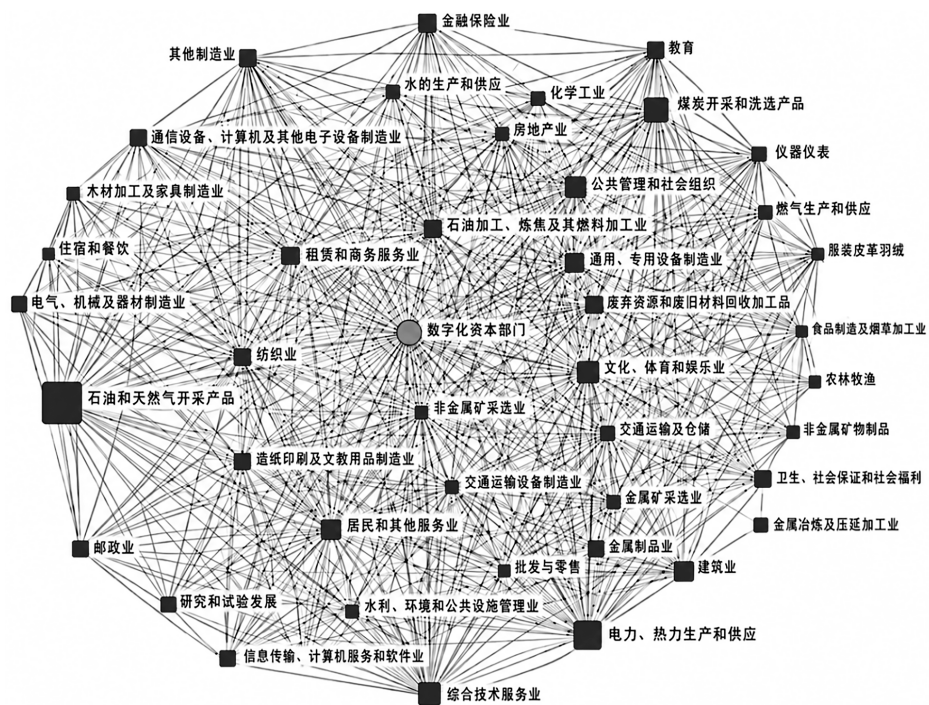


图2 数字化资本赋能网络融合的路径拓扑图

表7 2020年关键网融合路径的网络融合度与韧性水平

韧性 排序	产业链路径	网络融合度 (接近中心度)	韧性水平
1	数字化资本部门→石油加工、炼焦及核燃料加工业→非金属矿物制品	83.1175	0.8851
2	数字化资本部门→批发与零售→通用、专用设备制造业	83.0489	0.8826
3	数字化资本部门→石油加工、炼焦及核燃料加工业→电气、机械及器材制造业	83.1175	0.8802
4	数字化资本部门→石油加工、炼焦及核燃料加工业→通用、专用设备制造业	83.7029	0.8776
5	数字化资本部门→信息传输、计算机服务和软件业→金属矿采选业	85.5635	0.8432
6	数字化资本部门→综合技术服务业→金属矿采选业	83.7029	0.8286
7	数字化资本部门→金融保险业→金属矿采选业	84.9250	0.8264
8	数字化资本部门→批发与零售→金属矿采选业	86.2217	0.8259
9	数字化资本部门→交通运输及仓储→金属矿采选业	84.9250	0.8245
10	数字化资本部门→住宿和餐饮→金属矿采选业	86.2217	0.8247

络融合,但网络融合度差异明显;不同网络融合路径韧性水平差异较大。具体看,网融合路径中需要重点提升韧性水平的路径是“数字化资本部门→批发与零售→金属矿采选业”和“数字化资本部门→住宿和餐饮→金属矿采选业”。这两条关键路径网络融合度较高,但是韧性水平却相对较低。可能的原因在于,批发与零售业、住宿和餐饮业的产业数字化程度较高,例如支持零售批发的在线交易以及在线住宿和餐饮预订平台等兴起,但可能过度依赖数字平台硬件和软件设备等,而终端金属矿采选业调整缓慢,难以应对上游产业部门的需求波动,最终使整条路径的韧性出

现下降。
相较而言,韧性水平最高的三条网融合路径,网络融合度低于其他关键网融合路径,即“数字化资本部门→石油加工、炼焦及核燃料加工业→非金属矿物制品”“数字化资本部门→批发与零售→通用、专用设备制造业”“数字化资本部门→石油加工、炼焦及核燃料加工业→电气、机械及器材制造业”,这三条路径需要加强与数字经济的融合程度,通过提升各部门的数字化转型程度,提升整条关键产业链的韧性水平,助力整体产业体系网络的数实融合程度和韧性水平提升。

(三)“点-链-网”产业关联视角下数实融合度赋能产业链韧性水平的特征

在“点-链-网”产业关联视角下,整个产业体系的数实融合度和韧性水平呈现“点强、链弱、网失衡”的特征和“数字高、传统低”的“数字锁定”效应。具体分析如下:

首先,点融合路径中产业部门的数实融合度和韧性水平具有“点强”特征。在所有产业部门中,排名前五的产业部门点融合度和韧性水平均较高,数字化转型程度和韧性水平均较强。其中,数字部门中的信息传输、计算机服务和软件业韧性水平领跑所有产业部门,数实融合度位列第7。在数实融合度和韧性水平两方面,除了通信设备、计算机及其他电子设备制造业,其他数字部门整体高于传统产业部门。

其次,链融合路径中产业链之间存在跨产业协同不足的“链弱”特征,且出现“数字高、传统低”的数字锁定效应。实证表明,在关键产业链融合中,大多数包含传统产业部门的产业链路径的融合度和韧性水平均较低,跨产业协同不足,呈现“链弱”特征。相较而言,仅包含数字部门的链融合度和韧性水平均较高,形成“数字闭环”的锁定效应。

最后,网融合路径中数字化资本部门在整个复杂网络中接近中心度较高,处于网络的中心位置。但是,整个产业网络体系存在融合度和韧性水平不匹配的“网络失衡”特征,容易形成“强中心-弱韧性”的风险传导网络,固化加剧“数字锁定”效应,从而制约产业部门点融合的数实融合度和韧性水平。

六、结论与建议

(一)研究结论

在新质生产力理论和资本服务理论框架下,本文基于“点-链-网”产业关联视角,构建了反映数字经济与产业部门融合的数字化资本内生投入产出模型,测度了三个维度的数实融合程度和韧性水平,剖析了“点-链-网”三维数实融合路径对产业链韧性的赋能作用和具体路径。研究发现:

第一,从产业关联视角看,数字经济与产业部门的数实融合能有效提升产业体系的平均韧性水平,整体提升了0.4%,说明数实融合对整个产业体系韧性水平具有赋能作用。

第二,从数实融合度和韧性水平两个方面综合看,整体呈现“点强、链弱、网失衡”特征。即整体产业体系呈现点转型未能转化为链协同,链协同薄弱强化网失

衡风险,网失衡制约点转型的现实产业体系循环问题。因此,针对低融合度和低韧性水平的“双低”产业部门和关键产业链路径,应重点实施数字化转型和韧性水平提升工程,及时补点固链,从而提升整体产业体系的数实融合度和韧性水平。

第三,从“点-链-网”三维联动作用看,存在数实融合不均衡和“数字高、传统低”的数字锁定效应。产业部门存在数实融合不均衡的现实问题,其中,数字部门的数实融合度领跑其他传统产业,但是部分传统产业部门存在融合度与韧性不匹配现象;产业链关键路径中仅包含数字部门的产业链路径属于高韧性和高融合度循环,而传统产业部门陷入“边缘化-低韧性”的跨产业协同薄弱问题;网融合路径中数字部门的接近中心度较高,而关键节点路径的韧性不足,形成“强中心-弱韧性”的风险传导网络,加剧了“数字锁定”效应,反向制约产业部门的数字化转型与韧性提升。

(二)政策建议

根据上述研究结论,本文从以下四个方面提出政策建议:

第一,从点路径看,实施差异化的数实融合和韧性提升策略。针对数实融合度较低的传统产业部门,积极推进产业数字化,加大数字化资本投入。针对融合度与韧性双低的产业部门,建立数字化基础设施建设改造补贴机制,促进产业数字化转型和韧性水平提升。

第二,从链路径看,构建全链条协同赋能体系。立足产业链上下游供需配套关系,分层落地数字部门产业链“领头培育计划”。做强数字基础部门的技术输出能力,依托ICT硬件、软件产业的技术与资本优势,面向原材料加工、低端制造、传统服务业等弱势产业链开展定向技术帮扶,落地定制化数字化改造项目。梳理跨产业链条中融合度、产业韧性都比较薄弱的细分链条,搭建产业链对接服务平台,打通数字技术落地的供需壁垒,通过产业联盟、产学研合作、产业链联合体等形式引导数字化资本向薄弱环节倾斜,补齐链条数字化短板。依托专项资金引导链内企业共建共享算力、工业软件等数字化公共资源,降低中小主体数字化改造成本,以全链数字化协同夯实整条产业链抗风险、抗断链能力,系统性提升产业链整体韧性。

第三,从网路径看,针对接近中心度较高但韧性水平相对较低的关键枢纽路径,出台专项数字化扶持政策,从数字设备更新、工业软件采购、数字化人才引进等方面加大资源倾斜,优先完成全流程数字化升级,稳

固产业网络枢纽支撑作用。对中心度偏低但关联产业众多的边缘节点,依托枢纽产业辐射效应循序渐进开展数字化渗透。加快构建产业关联网络实时动态监控系统,依托投入产出关联数据、产业资本流动数据设置分行业风险预警阈值,对产业链供需异动、关联断裂风险提前预警。常态化开展产业网络拓扑结构复盘,依据网络关联变化动态调整数字化扶持资源分配,持续优化产业网络联结结构,稳步提升整体产业网络抗冲击韧性。

第四,从三维联动看,打破数字锁定效应。积极参照以ISO 22301业务连续性管理体系为代表的国际韧性治理经验,结合中国产业体系运行特征,构建本土化的“融合度—韧性”双重指标评估体系,将数实融合水平、产业链抗冲击能力、恢复能力和适应性调整能力纳入统一监测框架,推动数实融合水平与产业链韧性协同提升。◆

参考文献:

- [1]洪银兴,任保平.数字经济与实体经济深度融合的内涵和途径[J].中国工业经济,2023(2):5-16.
- [2]欧阳日辉,龚伟.促进数字经济和实体经济深度融合:机理与路径[J].北京工商大学学报(社会科学版),2023,38(4):10-22.
- [3]任保平,张公娇.数字经济赋能实体经济高质量发展的理论机理与实践路径[J].经济与管理评论,2025,41(3):30-45.
- [4]任晓刚,方力.数字经济与实体经济融合发展:驱动机理、制约因素与路径选择[J].人民论坛·学术前沿,2023(12):108-111.
- [5]王定祥,吴炜华,李伶俐.数字经济和实体经济融合发展的模式及机制分析[J].改革,2023(7):90-104.
- [6]郑琼洁,曹劲松.数字经济与实体经济融合的基本逻辑及路径选择[J].江苏社会科学,2023(1):95-102.
- [7]陈曦.推动数字经济与实体经济深度融合:理论探析与实践创新[J].人民论坛·学术前沿,2022(24):64-76.
- [8]丁述磊,刘翠花,李建奇.数实融合的理论机制、模式选择与推进方略[J].改革,2024(1):51-68.
- [9]郭丽娟,赵春雨.数字经济与实体经济深度融合:逻辑机理与实现路径[J].经济问题,2023(11):33-39.
- [10]王琛伟.数字经济和实体经济深度融合:核心动力、主要问题与趋势对策[J].人民论坛·学术前沿,2022(18):12-21.
- [11]陈雨露.数字经济与实体经济融合发展的理论探索[J].经济研究,2023,58(9):22-30.
- [12]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.
- [13]Rose A. Economic Resilience to Natural and Man-Made Disasters: Multidisciplinary Origins and Contextual Dimensions[J]. Environmental Hazards, 2007, 7(4): 383-398.
- [14]崔岚,李莹莹,马昂,等.全国及河南经济韧性测度研究分析[J].统计理论与实践,2022(6):55-61.
- [15]刘晓星,张旭,李守伟.中国宏观经济韧性测度:基于系统性风险的视角[J].中国社会科学,2021(1):12-32+204.
- [16]张虎,张毅,韩爱华.我国产业链现代化的测度研究[J].统计研究,2022,39(11):3-18.
- [17]甄珍,王凤彬.逆境事件冲击下全球价值链系统韧性的动态演化:基于嵌入性多案例的纵向研究[J].中国工业经济,2022(10):174-192.
- [18]赵瑞娜,倪红福.全球价值链重构的经济效应:兼论中美经贸摩擦的影响[J].中国流通经济,2020,34(5):48-61.
- [19]Aviso K B, Mayol A P, Promentilla M A B, et al. Allocating human resources in organizations operating under crisis conditions: a fuzzy input-output optimization modeling framework [J]. Resources, Conservation and Recycling, 2018, 128: 250-258.
- [20]Khalid M A, Ali Y. Analysing economic impact on interdependent infrastructure after flood: pakistan a case in point [J]. Environmental Hazards, 2019, 18(2): 111-126.
- [21]Santos J, Roquel K I D Z, Lamberte A, et al. Assessing the economic ripple effects of critical infrastructure failures using the dynamic inoperability input-output model: a case study of the taal volcano eruption [J]. Sustainable and Resilient Infrastructure, 2023, 8(sup1): 68-84.
- [22]谢卫红,刘紫仪,郑迪文,等.制造业关联网络承压能力研究:基于投入产出表的特征分析与压力测试[J].科技进步与对策,2024,41(15):33-43.
- [23]沈曦.关键矿产资源贸易网络格局演化和节点韧性研究:以镍、锂为例[D].武汉:中国地质大学,2022.
- [24]Jorgenson D W. Capital theory and investment behavior [J]. The American Economic Review, 1963, 53(2): 247-259.
- [25]Diewert W E. Issues in the measurement of capital services, depreciation, asset price changes, and interest rates [M]. Measuring capital in the new economy. University of Chicago Press, 2005: 479-556.
- [26]Lenzen M, Treloar G J. Endogenising capital [J]. Journal of Applied Input-Output Analysis, 2004(10): 1-11.
- [27]王亚菲,王春云.中国行业层面信息与通信技术资本服务核算[J].统计研究,2017,34(12):24-36.

Digital Capital, Digital-Real Integration, and Industrial Chain Resilience: A “Point-Chain-Network” Industrial Linkage Perspective

Jiang Wenyu

Abstract: Promoting the deep integration of the digital economy with real industrial sectors and empowering the transformation and upgrading of traditional industries constitute an important pathway and strong support for configuring industrial chains around new quality productive forces and enhancing industrial chain resilience. Based on the theories of new quality productive forces, capital service accounting, and industrial linkages, this paper calculates the digital capital of China's industrial sectors in 2020, constructs a digital input-output model that reflects the deep integration of digital capital with industrial sectors, and applies the Inoperability Input-Output Model to identify and evaluate the key paths and resilience levels through which digital capital enhances industrial chain resilience from a three-dimensional “point-chain-network” perspective. The results show that, overall, the backward linkage effect of digital capital on industrial sectors weakens, while the forward linkage effect strengthens, and the integration between the overall industrial system and digital capital exhibits the structural feature of “strong points, weak chains, and network imbalance.” From the perspective of point-level integration paths, the average resilience level of industrial sectors improves after digital-real integration, but uneven digital-real integration remains evident. From the perspective of chain-level production paths, cross-industry coordination is insufficient, giving rise to a digital closed-loop lock-in effect characterized by “strong digital sectors and weak traditional sectors.” From the perspective of complex network integration paths, digital-real integration and resilience are mismatched, forming a risk transmission network characterized by a “strong center but weak resilience.” Therefore, it is necessary to strengthen cross-industry chain coordination, focus on improving key industrial sectors and industrial chains with “low integration and low resilience,” promote balanced digital-real integration across the “point-chain-network” dimensions, and enhance the overall resilience of the network structure.

Key words: Digital Capital Services; Endogenized Digital-capital Input-output Model; Degree of Digital-real Integration; Industrial Chain Resilience

(责任编辑:新月)

中国数智融合水平的统计测度与空间关联网络分析

李莹莹

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:数智融合是人工智能时代赋能产业转型升级、推动经济社会高质量发展的重要动力。基于2015—2024年我国省域面板数据,从数字化与智能化两个子系统构建综合评价指标体系,利用熵值法、耦合协调度模型、障碍度模型和空间网络分析等方法,测度我国数智融合的发展态势、耦合协调程度、障碍因素和空间网络特征。研究发现:我国数智融合综合指数实现了跨越式提升,呈现“东强西弱、南快北慢”的梯度分化格局;数字化与智能化子系统间的耦合协调水平持续提高;各省份的维度层、指标层障碍因素差异显著;空间关联网络的溢出效应明显,呈现“强核心—弱外围”的层级化特征。据此提出统筹区域协调发展、夯实数字基础底座、健全精准政策保障等政策建议。

关键词:数智融合;熵值法;耦合协调;障碍度;社会网络分析

中图分类号:F222.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)07-0031-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.07.003

一、引言

当前,全球数字经济进入数字化与智能化深度融合的新阶段,数字技术与人工智能、大数据、云计算、算力算法等智能化技术双向赋能,数智融合逐步成为重塑经济结构、提升治理效能、激活创新动能的核心驱动力。我国高度重视数智融合发展,相继出台《新一代人工智能发展规划》《“十四五”数字经济发展规划》《数字中国建设整体布局规划》等文件,推动数字基础设施完善、产业规模扩张与智能应用拓展,数智融合取得阶段性成效。数字化与智能化的深度协同成为数字中国建设的关键方向,也是实现共同富裕、推动区域协调发展的重要抓手。在此背景下,本文尝试厘清数智融合的核心内涵与内在逻辑,构建多维度综合评价指标体系精准测度数智融合水平,系统揭示我国数智融合的梯度格局、耦合协调演进趋势、关键障碍因子及空间网络关联特征,以期为区域数智协同发展提供数据支撑与决策参考。

二、文献综述

理论研究方面,随着数字中国建设推进逐步深入,

数智融合概念从模糊走向清晰,学界普遍认为数智融合是数字化与智能化的深度协同,是数据要素、算力算法与应用场景的有机结合^[1]。数智化融合呈现出以数据驱动为新引擎,以人工智能全面嵌入媒体内容生产为新流程,以产业链、供应链、价值链、创新链协同为新生态的内涵特征^[2]。数智融合环境下,探索人工智能生成内容(AIGC)应用场景和发展机遇有助于促进人工智能技术的高效赋能和内容生态的价值实现^[3]。同时,借助数智融合创新发展信息分析方法,对新时代开展信息分析工作和数据资源利用具有重要意义^[4]。现有研究逐步厘清了数智融合的核心特征,但在概念界定、维度划分上尚未形成统一共识,针对性的理论阐释仍需深化。

实证分析方面,孙小强等(2024)^[5]提炼了制造业数智化融合转型发展的目标要素、主体要素及影响因素,建立了一套较为科学的评价指标体系,为研究制造业数智化融合转型发展问题提供了实证参考。杨浩昌等(2025)^[6]从数字化和智能化两个维度构建了数智融合发展水平评价指标体系,采用 Dagum 基

基金项目:河南省社会科学院2026年度基本科研费项目“中国数智融合水平的综合评价、演进特征与空间关联网络分析”(26E089)。

作者简介:李莹莹,女,硕士,编辑,研究方向为应用统计、区域经济。

尼系数、莫兰指数、核密度估计及马尔科夫链等方法刻画了数智融合发展水平的区域差异和动态演进特征。还有学者在水平测度的基础上,进一步探究数智融合对区域高质量发展、区域绿色低碳发展、城市生态韧性、企业绿色转型、文旅深度融合、减污降碳协同治理、碳排放的空间溢出效应^[7-15]的影响效应、传导路径等。

综合看,现有研究为数智融合分析奠定了理论与方法基础,但仍存在拓展空间:一是数智融合综合评价体系尚未统一,缺乏对智能应用、融合效益及协同成效的系统考量;二是耦合协调与障碍因素的系统性研究不足,区域空间格局分析不够深入;三是空间关联网络结构研究较为匮乏,难以清晰揭示省际联动模式与板块特征。基于此,本文从数字化、智能化两个维度构建综合评价指标体系,采用熵值法测度省域数智融合水平,运用耦合协调度模型分析子系统之间的协同性,借助障碍度模型诊断关键制约因子,并基于修正引力模型与社会网络分析方法揭示空间关联结构与板块特征,开展时空演进与空间关联网络的双维度实证分析,系统探究数智融合的综合水平、结构特征与演化规律。

三、研究设计

(一)指标体系构建

数智融合是数字化基础与智能化创新的深度耦合、双向赋能。本文基于“数字筑基、智能赋能、价值增值”的核心逻辑,遵循科学性、系统性、可操作性、可比性与层次性原则,从数字化、智能化两大子系统构建评价指标体系,具体见表1。

1. 数字化水平

数字化是数智融合的基础与底座,负责数据要素的采集、传输、存储与基础流通,解决“数据从哪来、怎么传”的底层问题。为全面反映数字化水平,本文从基础设施、产业规模与应用渗透三个维度进行测度。其中,数字基础设施衡量区域通信与算力资源的覆盖密度和完备程度,是数字化发展的硬件基础;数字产业规模反映相关产业的集聚程度与发展规模,体现数字化从基建向产业化落地的能力;数字化应用则关注数字技术在社会经济中的实际渗透效果,用以刻画数字化发展的普惠性与实用性。

2. 智能化水平

智能化是数智融合的核心与升华,依托数字化底座开展数据挖掘、算法分析、自主决策与智能应用,解

表1 数智融合水平评价指标体系

	一级指标	二级指标	符号	单位	指标属性
数字化	数字基础设施	互联网宽带接入端口密度	x_1	个/平方公里	正向
		移动电话普及率	x_2	部/百人	正向
		长途光缆线路密度	x_3	公里/平方公里	正向
	数字产业规模	软件和信息技术服务业营业收入	x_4	亿元	正向
		信息传输、计算机服务和软件业法人单位数	x_5	个	正向
		信息传输、软件和信息技术服务业就业人员	x_6	人	正向
	数字化应用	有电子商务交易活动的企业数比重	x_7	%	正向
		电子商务销售额	x_8	亿元	正向
		快递业务量	x_9	万件	正向
		数字普惠金融指数	x_{10}	-	正向
智能化	智能技术创新能力	R&D经费投入强度	x_{11}	%	正向
		国内专利申请授权量	x_{12}	项	正向
		人工智能专利申请数	x_{13}	项	正向
		技术市场成交额	x_{14}	亿元	正向
	智能化产业	人工智能企业数量	x_{15}	家	正向
		工业机器人安装密度	x_{16}	台/万人	正向
	智能化应用	每百家企业拥有网站数	x_{17}	个	正向
		AI算力(显卡进口数量)	x_{18}	套	正向
	智能化效益	全员劳动生产率	x_{19}	元/人	正向
		单位GDP能耗	x_{20}	吨标准煤/万元	负向

决“数据怎么用、价值怎么提”的高阶问题。为系统刻画智能化水平,本文从技术创新、产业集聚、应用广度和赋能效益四个维度展开测度。智能技术创新能力反映区域智能技术研发储备与创新产出能力,是智能化发展的核心动力;智能化产业聚焦智能产业集聚与智能制造,衡量智能化从技术创新走向实际应用的转化能力;智能化应用关注技术普及程度与场景覆盖广度,体现智能技术的渗透能力;智能化效益体现赋能成效,综合考量智能技术对生产效率的提升效果以及对绿色低碳发展的促进作用,兼顾经济与生态双重目标,契合高质量发展导向。

(二)研究方法

1. 熵值法

基于熵值法测度中国数智融合水平,该方法是依据指标信息熵判断数据离散程度以确定权重的客观赋权法,可有效规避主观赋权带来的偏差,由于熵值法应用较广,其计算过程不再赘述。

2. 耦合协调度模型

采用耦合协调度模型测算各省份数字化与智能化两大系统的耦合协调水平,用以衡量数智融合过程中两大系统相互作用、彼此促进、协同适配的动态关联程度。具体公式如下:

$$C = 2 \sqrt{\frac{U_1 \times U_2}{(U_1 + U_2)^2}} \quad (1)$$

$$T = \alpha U_1 + \beta U_2 \quad (2)$$

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

其中, C 为耦合度,反映子系统之间的耦合互动情况; U_1 、 U_2 分别为数字化子系统、智能化子系统综合指数,由前文测算得到; T 为协调度指数; α 、 β 为待估系数,设定 $\alpha = \beta = 0.5$,即两个系统对数智融合发展同等重要; D 为耦合协调度,取值范围为 $[0, 1]$,其值越大,表明数字化与智能化协同适配性越强、数智融合质量越高。

3. 障碍度模型

运用障碍度模型精准诊断制约各省份数智融合发展的核心障碍因子,量化单项指标与子系统的阻碍程度,为靶向政策优化提供依据。具体公式如下:

$$O_j = \frac{F_j \times E_j}{\sum_{j=1}^m F_j \times E_j} \times 100\% \quad (4)$$

$$Z_l = \sum_{j=1}^{V_l} O_j (l=1, 2) \quad (5)$$

其中, $F_j = W_j \times \mu_j$,表示因子贡献度, W_j 为指标权重, μ_j 为指标所属维度层权重; $E_j = 1 - X_j$,表示指标偏离度, X_j 为指标标准化数值; O_j 为单项指标障碍度, Z_l 为第 l 个维度的维度层障碍度, V_l 表示第 l 个维度的二级指标个数。障碍度数值越大,表明该指标(维度)对数智融合发展的制约作用越强。

4. 空间关联网络分析

基于修正引力模型构建空间关联矩阵,生成数智融合空间关联网络,测算网络密度、网络效率、模块化等指标,划分板块功能,解构网络结构特征。具体步骤如下:

第一步,构建修正引力模型。传统引力模型多用于分析区域经济关联,本文结合数智融合特点,参照已有研究^[16-17],设定某一省份数智融合水平占两个省份数智融合水平之和的比重为修正系数 K_{ij} ,对传统引力模型进行修正。计算公式如下:

$$L_{ij} = K_{ij} \frac{\sqrt[3]{G_i P_i D_i} \sqrt[3]{G_j P_j D_j}}{\left(\frac{d_{ij}}{g_i - g_j}\right)^2} \quad (6)$$

$$K_{ij} = \frac{D_i}{D_i + D_j} \quad (7)$$

其中, L_{ij} 表示省份 i 与省份 j 之间的数智融合空间作用引力, G 为省域GDP, P 为地区常住人口数量, D 为数智融合指数, g 为人均GDP, d_{ij} 为省份 i 与省份 j 之间的地理距离, K_{ij} 为修正系数,表示 i 省份数智融合发展的贡献率。

第二步,生成空间关联矩阵和网络。基于修正引力模型,测算得到省域空间关联强度矩阵。为避免完全网络的缺陷,设定引力矩阵的平均值为阈值,大于阈值的引力值保留(表示存在数智融合关联,数值大小反映关系强弱),小于阈值则赋值为0(视为无关联)。以此构建以30个省份为节点、有向非对称连线为空间关联的数智融合网络,从而清晰呈现省际数智联动关系。

(三)数据来源

本文以中国30个省份(不含西藏和港澳台)为研究样本,研究周期为2015—2024年。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国基本单位统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》《中国数字经济发展白皮书》《中国人工智能发展报告》、国家工信部、国家网信办、Wind数据库、EPS数据库、各省份统计年鉴及官方统计公报等。部分缺失数据采用线性插值法补齐。

四、测度结果分析

(一)全国数智融合指数

采用熵值法测算2015—2024年全国数智融合指数(见图1)。结果显示,全国数智融合综合指数均值由0.107升至0.243,年均增速为9.54%,实现跨越式提升,表明数字中国、智慧中国建设的政策红利持续释放,数智融合发展成效显著。分指数看,数字化指数由0.103升至0.280,年均增速为11.75%,全程保持线性高速增长;智能化指数由0.110升至0.210,年均增速为

7.45%,前期增速平稳、2019年后加速,智能化引擎加速发力。分阶段看,2015—2018年为初步发展期,数智融合水平整体偏低,增速平缓,处于“数字化先行、智能化起步”的初始阶段;2019—2021年为快速发展期,随着数字经济快速发展、AI技术突破、智能化产业爆发等,指数增速大幅提升,数智融合从“数字化筑基”转向“智能化提效”,耦合协同格局形成;2022—2024年为稳步提质期,数智融合从规模扩展转向深度融合,增速趋于平稳,数智融合深度质效不断提升。

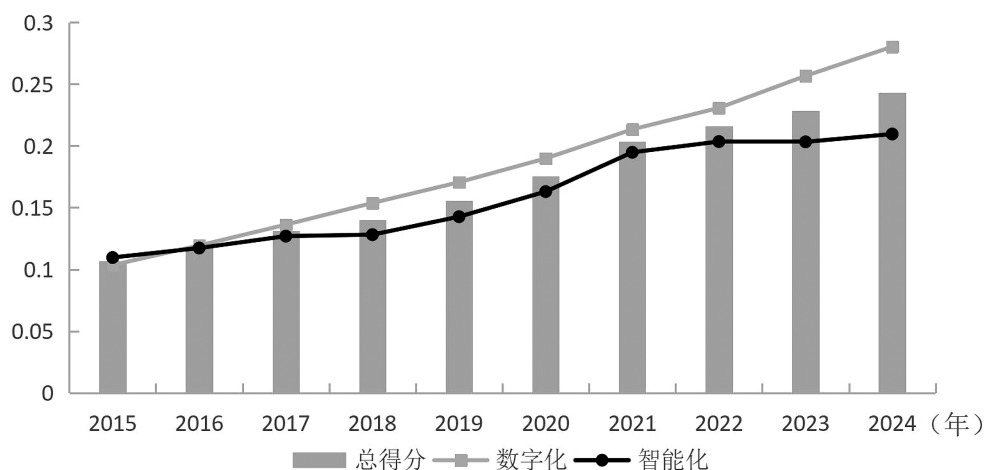


图1 2015—2024年中国数智融合指数

(二)省域及分区域数智融合指数

计算2015—2024年各省份数智融合水平综合指数(见表2)。省域及七大区域数智融合指数均呈持续上升态势,且增速逐步加快,多数省份实现指数翻倍,表明数字化与智能化协同推进成效显著,并呈现明显的阶段性特征。从空间格局看,“东强西弱、南快北慢”的梯度分化格局持续存在。2024年,第一梯队(指数>0.5)包括广东、北京、上海等省份,处于全面领先地位;第二梯队(指数位于0.2—0.5之间)包含山东、福建、湖北等省份,处于快速追赶阶段;第三梯队(指数<0.2)为河北、山西、内蒙古等省份,基础薄弱但增长空间较大。长三角、粤港澳、京津冀三大群是数智融合的核心引擎,华中与西南地区成为新增长极,东北、西北地区转型相对滞后。从增长特征看,呈现后发地区高增速、发达地区稳增长的态势。华中、西南等地区省份依托数字基础设施补短板和产业数字化转型,年均增速普遍超过12%;广东、北京、上海等省份在高基数下保持8%—9%的稳健增长,通过智能化升级和高端数字产业引领持续巩固优势;东北、西北地区部分省份增速偏缓,面临“数字鸿沟”扩大的风险。

分区域看,数智融合水平分化与增长差异显著。华东地区领跑全国,高水平与高增速并存,是全国数智融合核心引领区;华南地区内部分化明显,广东指数稳居全国第一,但对周边辐射带动不足,区域协同较弱;华北地区以北京为龙头带动,天津稳步提升,河北、山西增速较快,京津冀协同成效显现;华中地区增速领先,河南、湖北、湖南年均增速位居全国前五,依托区位与产业升级红利实现后发赶超;西南地区以四川、重庆为区域“双核”,贵州依托大数据优势加快融合,但省际发展仍不均衡;西北地区整体滞后,2024年仅陕西指数超0.2,发展瓶颈突出;东北地区增长乏力,三省指数与增速均处于中下游,数智融合转型动力不足。

五、耦合协调与障碍因素分析

(一)耦合协调分析

采用耦合协调度模型计算2015—2024年中国数字化、智能化子系统的耦合协调度(见表3)。研究期内,耦合度C值始终在0.99—1.00区间,全程保持极高耦合水平,表明数字化与智能化两个子系统的相互作用、相互影响程度较强,始终保持高度联动,奠定了

表2 2015—2024年各省份数智融合指数

区域	省份	2015年	2018年	2021年	2024年	均值	年均增速(%)
华北	北京	0.292	0.396	0.563	0.618	0.468	8.69
	天津	0.118	0.136	0.179	0.211	0.160	6.65
	河北	0.064	0.099	0.145	0.186	0.121	12.54
	山西	0.046	0.065	0.091	0.114	0.117	10.57
	内蒙古	0.045	0.056	0.076	0.094	0.067	8.67
东北	辽宁	0.085	0.103	0.136	0.170	0.122	7.97
	吉林	0.050	0.067	0.081	0.098	0.073	7.71
	黑龙江	0.048	0.058	0.077	0.089	0.068	7.20
华东	上海	0.255	0.322	0.489	0.538	0.400	8.64
	江苏	0.276	0.324	0.468	0.542	0.398	7.81
	浙江	0.167	0.243	0.399	0.513	0.323	13.31
	安徽	0.087	0.127	0.194	0.252	0.162	12.60
	福建	0.161	0.193	0.305	0.450	0.297	12.14
	江西	0.061	0.092	0.126	0.172	0.108	12.23
	山东	0.141	0.203	0.316	0.432	0.268	13.23
华中	河南	0.071	0.116	0.167	0.228	0.141	13.94
	湖北	0.094	0.138	0.207	0.281	0.177	12.99
	湖南	0.069	0.102	0.152	0.231	0.135	14.35
华南	广东	0.359	0.561	0.807	0.807	0.632	9.43
	广西	0.052	0.074	0.107	0.118	0.085	9.47
	海南	0.057	0.066	0.087	0.125	0.081	9.16
西南	重庆	0.080	0.129	0.174	0.198	0.141	10.53
	四川	0.093	0.141	0.206	0.260	0.178	12.04
	贵州	0.046	0.069	0.087	0.109	0.077	10.14
	云南	0.053	0.071	0.145	0.116	0.100	9.02
西北	陕西	0.082	0.119	0.174	0.230	0.148	12.13
	甘肃	0.041	0.053	0.068	0.081	0.060	7.74
	青海	0.034	0.046	0.057	0.061	0.049	6.51
	宁夏	0.044	0.057	0.069	0.080	0.061	6.88
	新疆	0.030	0.041	0.055	0.077	0.049	10.98

表3 2015—2024年中国数字化、智能化子系统耦合协调度

年份	数字化	智能化	耦合度C值	协调指数T值	耦合协调度D值	协调等级	耦合协调程度
2015	0.103	0.110	1	0.107	0.326	4	轻度失调
2016	0.119	0.117	1	0.118	0.344	4	轻度失调
2017	0.136	0.127	0.999	0.132	0.363	4	轻度失调
2018	0.154	0.128	0.996	0.141	0.375	4	轻度失调
2019	0.171	0.143	0.996	0.157	0.395	4	轻度失调
2020	0.190	0.163	0.997	0.176	0.419	5	濒临失调
2021	0.213	0.195	0.999	0.204	0.451	5	濒临失调
2022	0.231	0.203	0.998	0.217	0.465	5	濒临失调
2023	0.257	0.203	0.993	0.23	0.478	5	濒临失调
2024	0.280	0.210	0.990	0.245	0.492	5	濒临失调

协同发展的良好基础。协调指数T值持续稳步增长,反映了我国数智融合整体发展规模、发展水平的持续提升,两个子系统的综合实力不断增强。耦合协调度D值稳步提升,从0.326增长至0.492,累计增长50.92%,年均增速约4.68%,说明两个子系统的协同发展质量持续提升,正处于从失调向协调过渡的关键时期。

(二)障碍因素分析

采用障碍度模型计算2024年中国数智融合的维度层与指标层障碍度,量化分析各维度(指标)对数智融合发展的制约程度。

1. 维度层障碍度

2024年的维度层障碍度见表4。智能技术创新能力不足是全国数智融合的首要短板,其次是数字产业规模、数字化应用。这表明前沿技术研发、专利转化仍是关键瓶颈,数字经济体量、应用广度和发展效益仍有待提升。智能化产业与智能化应用障碍度居中,说明工业、服务业等领域的智能化改造已取得进展,尚未成为主要制约。数字基础设施障碍度较低,反映宽带、算力等“新基建”成效显著,数智融合瓶颈已从“硬基建”转向“软创新”。智能化效益为共同优势,表明数智融合切实提升了生产效率、降低了能耗,产出端表现优异。

表4 2024年中国数智融合维度层障碍度

区域	数字基础设施	数字产业规模	数字化应用	智能技术创新能力	智能化产业	智能化应用	智能化效益
华北	10.421	16.958	17.716	20.786	15.481	17.336	1.302
东北	10.348	19.080	18.343	23.207	13.090	14.606	1.326
华东	11.013	19.903	16.927	22.363	13.531	15.461	0.800
华中	11.421	19.435	18.070	20.467	13.602	16.266	0.738
华南	17.124	15.965	14.065	26.393	8.097	16.114	2.243
西南	11.306	19.578	18.332	24.393	13.861	11.618	0.912
西北	10.471	19.215	17.980	23.261	13.188	14.394	1.491
均值	11.729	18.591	17.348	22.981	12.979	15.114	1.259

分区域看,各区域的障碍因素呈现明显分化特征。华南地区面临智能创新与基础设施双重瓶颈,智能技术创新能力、数字基础设施障碍度全国最高,区域内部数字基建不均衡;东北地区智能技术创新能力、数字产业规模障碍度都较高,智能化应用滞后;西北地区智能技术创新能力基础薄弱,需依赖外部技术导入;西南地区智能化应用障碍度为全国最低,说明其在智能化应用方面基础较好,短板仍在研发端;华中地区结构均衡,智能化效益障碍度全国最低,智能化投入的产出效率较高;华东地区基建、应用、产业规模方面均较优,主要短板仍是智能研发;华北地区结构与全国类似,虽然北京的研发能力较强,但河北、山西等地拉高了数字产业规模 and 应用的障碍度。

2. 指标层障碍度

2024年的指标层障碍见表5。省域第一障碍因子高度集中,除广东、福建、四川外,其他27个省份的第一障碍因子均为 x_{18} (AI算力),凸显算力供给已成为数智融合的核心瓶颈,反映我国在高性能AI芯片与算力基础设施方面自主能力较为薄弱。次要障碍因子层面, x_4 (软件和信息技术服务业营业收入)在多数省份

位列第二, x_9 (快递业务量)位列第二或第三,表明软件和信息技术服务业体量偏小、电商物流覆盖不足是数字化应用的重要瓶颈。分省份看,广东的第一障碍因子为 x_1 (互联网宽带接入端口密度),第二障碍因子为 x_{14} (技术市场成交额),需重点补齐数字基础设施短板并强化技术成果转化;福建的第一障碍因子为 x_4 ,第二障碍因子为 x_{14} ,需扩大软件产业规模,提升技术交易活跃度;四川的第一障碍因子为 x_9 ,第二障碍因子为 x_1 ,西南省份需优先提升快递物流能力和宽带覆盖;北京等超大城市除AI算力外, x_{16} (工业机器人安装密度)进入前三,需关注制造业智能化升级,推动制造业与服务业融合;东北、西北、西南等后发地区省份普遍面临AI算力不足、软件产业规模小、快递物流滞后等多重瓶颈,亟须从基础设施、产业导入与研发扶持等方面协同突破。

六、空间关联网络分析

(一)网络整体关联性分析

基于修正引力模型构建数智融合空间二值化矩阵,运用Ucinet软件进行网络关联分析,见表6。研究期内,网络关系数、网络密度数出现小幅下降,表明整

表5 2024年中国数智融合指标层障碍度

省份	第一障碍因子		第二障碍因子		第三障碍因子	
	障碍因子	障碍度	障碍因子	障碍度	障碍因子	障碍度
北京	x_{18}	0.262	x_9	0.160	x_{16}	0.124
天津	x_{18}	0.151	x_9	0.093	x_4	0.085
河北	x_{18}	0.147	x_4	0.093	x_{13}	0.078
山西	x_{18}	0.138	x_4	0.088	x_9	0.085
内蒙古	x_{18}	0.136	x_4	0.087	x_9	0.086
辽宁	x_{18}	0.144	x_4	0.087	x_9	0.086
吉林	x_{18}	0.136	x_4	0.086	x_9	0.085
黑龙江	x_{18}	0.136	x_4	0.087	x_9	0.084
上海	x_{18}	0.167	x_9	0.137	x_3	0.096
江苏	x_{18}	0.168	x_1	0.113	x_9	0.108
浙江	x_{18}	0.211	x_1	0.099	x_4	0.090
安徽	x_{18}	0.158	x_4	0.098	x_9	0.087
福建	x_4	0.106	x_{14}	0.105	x_9	0.101
江西	x_{18}	0.146	x_4	0.093	x_9	0.086
山东	x_{18}	0.194	x_9	0.097	x_1	0.094
河南	x_{18}	0.154	x_4	0.097	x_9	0.078
湖北	x_{18}	0.162	x_4	0.094	x_9	0.091
湖南	x_{18}	0.158	x_4	0.097	x_9	0.091
广东	x_1	0.233	x_{14}	0.228	x_{18}	0.181
广西	x_{18}	0.138	x_4	0.086	x_9	0.084
海南	x_{18}	0.139	x_4	0.089	x_9	0.089
重庆	x_{18}	0.145	x_9	0.093	x_4	0.086
四川	x_9	0.100	x_1	0.092	x_4	0.090
贵州	x_{18}	0.137	x_4	0.086	x_9	0.086
云南	x_{18}	0.100	x_4	0.092	x_9	0.089
陕西	x_{18}	0.154	x_9	0.093	x_4	0.088
甘肃	x_{18}	0.133	x_4	0.086	x_9	0.084
青海	x_{18}	0.131	x_4	0.084	x_9	0.084
宁夏	x_{18}	0.134	x_4	0.086	x_9	0.085
新疆	x_{18}	0.133	x_4	0.085	x_9	0.084

体网络连接略有收缩。网络关联度始终为1,网络保持全局连通,无节点孤立,结构稳定性良好。网络效率从0.540持续升至0.583,在边数减少的情况下逆势提高,说明冗余或低效连接被剔除,关键路径得以保留或新增,网络向更高效的小世界特征演化。平均聚类系数、模块化均呈现增长趋势,表明局部连接更密集,社区结构逐渐分化。由此可知,该网络呈现“精简、优化、聚集”的演化模式:全局连通下,局部抱团增强,模块边界清晰,通过淘汰低效边、强化核心路径实现整体网络性能提升。

表6 网络整体特征结构

	2015年	2018年	2021年	2024年
网络关系数	245	244	229	237
网络密度	0.282	0.280	0.263	0.272
网络关联度	1	1	1	1
网络效率	0.540	0.557	0.567	0.583
平均聚类系数	0.383	0.391	0.402	0.434
模块化	0.094	0.099	0.107	0.109

(二)网络空间关联强度分布特征

利用Gephi软件绘制2024年中国省域数智融合空间网络结构图,展示各省份数智融合的空间关联强度与方向,如图2所示。其中,节点(圆形)代表各个省份,节点越大、颜色越深,代表该省份在网络中的中心度越高,辐射带动能力越强;连线(箭头)代表省份之间的数智融合关联关系,箭头的粗细、颜色深浅,代表关联强度的大小;箭头指向代表关联的方向。

图2显示,我国数智融合空间网络呈现“强核心-弱外围”格局。从节点特征看,北京、广东、上海、江苏、浙江、福建是全国数智融合的核心枢纽,既是技术、产业、资源的主要输出地,彼此间也形成强强联动的核心集群。北京依托科创策源能力辐射全国,广东以数字经济领先带动华南及西南、华东地区,长三角(沪苏浙)依托一体化协同成为华东核心引擎。山东、河南、四川、湖北、重庆等省份是区域次中心,承接核心辐射并带动周边。山东连接长三角与京津冀,带动华北;四川(成都)承接广东辐射,带动西南;湖北(武汉)作为华中枢纽,带动中部地区。安徽、江西、河北、湖南等省份属于外围节点,节点小、颜色浅,以被动接收辐射为主,自身输出能力较弱,主要承接核心省份的溢出效应。从区域格局看,京津冀、长三角、粤港澳三大城市群协同效应突出,跨区域关联密集,是全国数智资源流动的主通道,华东省份在节点规模、关联强度、双向互动能力上全面领先,西北与部分东北省份仍处于追赶阶段,数智资源的空间分布不均衡问题依然存在。

(三)网络板块分析

为进一步探究中国省域数智融合空间关联网络的聚类特征,利用Ucinet的CONCOR方法设置最大分割深度为2,中心化标准为0.2,得到4个板块,展示数智融合网络内部结构状态和板块之间的交互关系。其中,板块内部关系反映内部省份之间的关联系数和协同程度,板块之间溢出关系表示两个板块间的关联方向和强度,数值越大,代表互动越频繁,具体见图3。

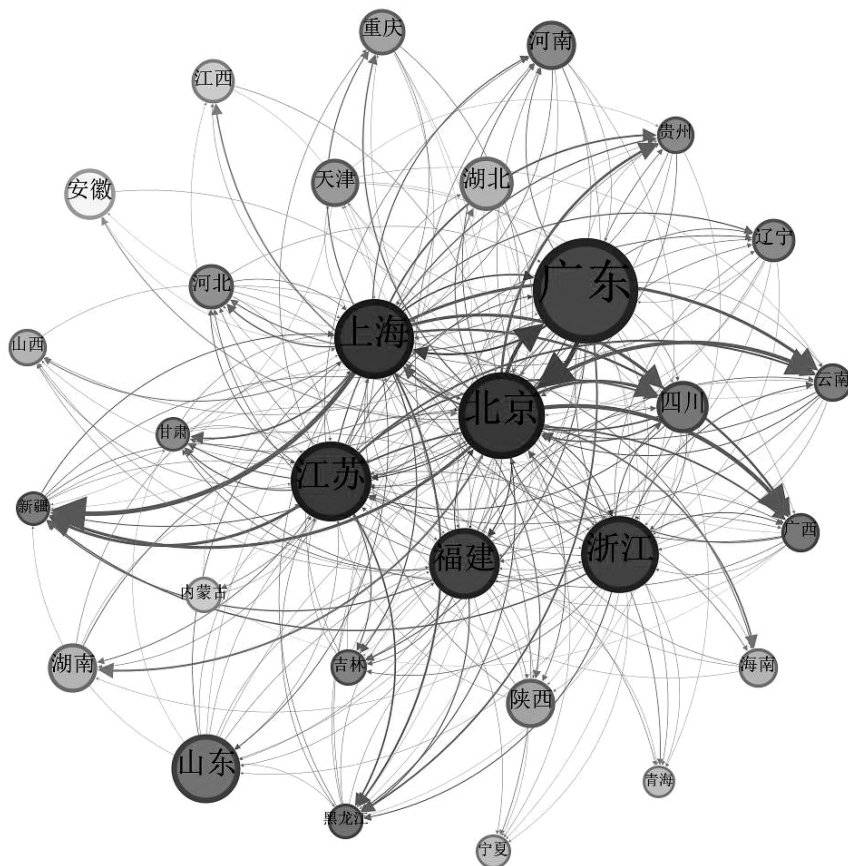


图2 2024年中国数智融合空间网络关联结构

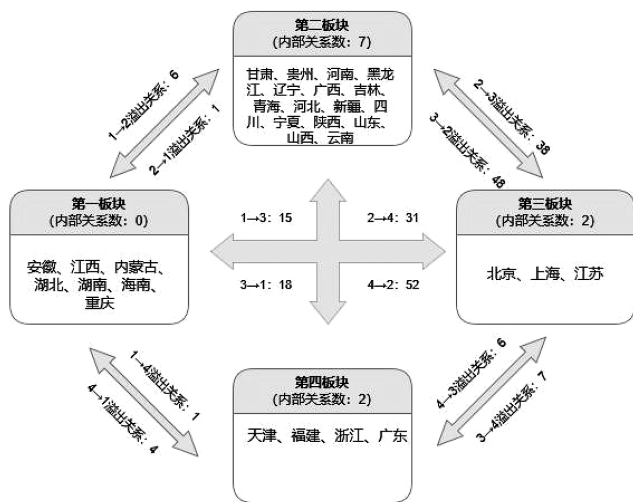


图3 2024年中国数智融合四大板块关联关系

总体看,2024年中国数智融合网络关系总数为237,板块内部关系系数为11(占网络关系总数的4.64%),板块间关系系数为226(占网络关系总数的95.36%),可见中国数智融合网络空间关联关系主要存在于板块之间,空间溢出效应明显,整体呈现“全局关联”特征。分板块看,第三板块为核心引擎区,溢出系数最大,是高势能输出板块,对其他板块的溢出均大于反向接收,是全国数智

资源、技术、人才的主要策源地和网络关系的动力源。第四板块为主要增长极,是强辐射、强承接的双能板块,既是核心板块的承接者,也是面向全国的核心引擎,对华中、西南、东北的带动作用极强。第二板块为主要承接区,内部关系系数最大,活跃度高,区域联动协同基础较好,但对外辐射弱,呈现高流入、低流出特征,是数智融合的主要应用端与落地端。第一板块为潜力成长区,内部关系系数最低,内部省份协同性较差,对外互动也偏弱,主要接受第四板块辐射,处于被动承接、低强度互动的状态,协同效应尚未充分释放。从板块互动看,第三、第四板块内部活跃度高,且强强联动、互相赋能,两者对第二板块的溢出总和达100,是带动其他地区数智融合的核心力量。板块整体呈现“核心板块→承接板块→成长板块”的梯度辐射链条,呈现“东强西弱、核心强外围弱”的非均衡格局。

七、结论与建议

(一) 研究结论

本文基于2015—2024年我国省域面板数据,利用熵值法、耦合协调度模型、障碍度模型和空间网络分析等方法,测度我国数智融合的发展态势、耦合协调程

度、障碍因素和空间网络特征,得出主要结论如下:(1)我国数智融合水平整体实现跨越式提升,阶段性特征明显,数智应用与创新成为核心增长动力,但省域与区域梯度差异显著,呈现出“东强西弱、南快北慢”的梯度分化格局。(2)数字化与智能化子系统间的耦合协调水平持续提高,处于从失调向协调过渡的关键时期;从障碍因素看,智能技术创新能力、数字产业规模、数字化应用是主要的障碍维度,AI算力、软件和信息技术服务业营业收入、快递业务量是主要的障碍指标。(3)空间关联网络整体连通性良好,网络效率不断提升,局部连接更密集,社区结构逐渐分化,整体性能实现提升。空间关联网络的溢出效应明显,呈现“强核心-弱外围”的层级化特征,华东核心省份为网络核心节点,华中省份承担桥梁功能,西南、西北与东北省份处于边缘位置。

(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,统筹区域协调发展,优化空间联动网络。针对当前数智融合空间关联网络“核心强、边缘弱、单向传导多、双向联动少”的突出问题,应打破行政壁垒,构建全国统筹、区域协同的数智发展格局。一是强化华东、华中的核心引领作用,支持广东、北京、上海等发达省份聚焦人工智能、算力网络、高端数字产业,强化核心技术攻关,打造全球数智融合创新高地。深化长三角、粤港澳等区域内部协同,推动数字产业与智能化技术跨区域辐射,带动周边省份协同发展。二是补齐边缘地区短板,加大财政转移支付与数智新基建倾斜力度,优先布局算力中心和通信基础设施,提升区域整体智能研发协同能力。强化东北、西北地区数字产业导入和研发能力建设,建立华东核心省份“一对一”定向帮扶机制,积极承接华东数字产业转移,推动数智技术、人才有序流动,积极培育优势传统产业数智化转型场景。三是发挥西南地区的智能化应用优势,加大科研支持力度,培育本地化创新能力。同时依托成渝等枢纽节点,打造连接东西的数智要素中转通道,增强核心与边缘地区的双向互动,提升网络整体韧性。四是建立联动考核机制,将跨区域联动成效、要素共享水平纳入地方考核体系,推动各地从独立发展转向协同共赢,变单向要素溢出为双向互利联动,全面提升空间关联网络的稳定性与整体均衡性。

第二,夯实数字基础底座,深化智能应用赋能。坚持数字化底座建设与智能化升级双向发力,破解“重硬件、轻应用,重建设、软创新”的短板,实现二者深度协

同、双向赋能。一是筑牢数字化底座,持续完善6G、算力网络等新一代数字基础设施,补齐数据采集、存储、传输环节的硬件短板,打通数据流通的“最后一公里”,以丰富的数字化场景带动智能化技术落地。二是突破智能化瓶颈,加大AI、工业互联网、智能制造等核心技术的研发投入,推动人工智能与制造业、服务业、农业的深度融合,培育智能化应用场景。加快国家级算力枢纽建设,推动自主AI芯片研发,建立算力资源共享平台,降低企业用算成本。三是赋能中小企业转型,鼓励平台企业和链主企业开放数智资源,提供轻量化、低成本的数字化智能化解决方案,降低中小企业“上云用数赋智”的门槛,扩大数智融合覆盖面,提升整体融合深度。四是建立协同监测机制,构建数智融合发展的动态监测指标体系,针对数字化、智能化两大子系统的短板指标精准施策,同步提升发展水平,确保两者相互促进、协同演进。

第三,健全精准政策保障,完善要素支撑体系。结合不同区域数智融合的发展阶段与短板差异,制定差异化扶持政策,形成全方位制度保障。一是分类施策、精准扶持,华东核心区侧重政策引导创新突破,聚焦关键核心技术攻关,打造全球领先的数智融合标杆;华中传导区侧重政策支持联动转型,加快本地数字化智能化改造,承接产业与技术溢出;西南、西北与东北边缘区侧重政策兜底保障,加大财政、人才、技术定向帮扶,优先补齐数字化基础短板,逐步培育智能化应用场景。二是强化数智人才引育,依托高校、职业院校培养复合型数智人才,优化人才流动激励机制,通过住房、薪酬、职称等政策引导高端数智人才向西南、西北、东北地区流动,缓解区域人才失衡问题。三是推进数据要素市场化配置,搭建全国统一的数据、算力、人才流通平台,建立数智资源共享目录与利益分配机制,破除跨区域流动障碍,推动数据确权、交易、收益分配等制度建设,变行政分割为市场驱动。四是完善安全与标准体系,规范数据流通与智能应用相关标准,建立健全数智安全防护机制,守住数据安全和隐私保护底线,为数智融合水平提升与空间网络优化提供可靠保障。◆

参考文献:

- [1]罗斌元,陈艳霞.数智化如何赋能经济高质量发展:兼论营商环境的调节作用[J].科技进步与对策,2022,39(5):61-71.
- [2]闫桥,陈昌凤.数智化融合:逻辑、特征与未来战略[J].青年记者,2023(19):9-12+17.
- [3]詹希旎,李白杨,孙建军.数智融合环境下AIGC的场景化应

用与发展机遇[J]. 图书情报知识, 2023, 40(1): 75-85+55.

[4] 卢小宾, 霍帆帆, 王壮, 等. 数智时代的信息分析方法: 数据驱动、知识驱动及融合驱动[J]. 中国图书馆学报, 2024, 50(1): 29-44.

[5] 孙小强, 高秀云, 王玉梅. 制造业数智化融合转型发展的关键要素、机理分析及评价指标研究[J]. 中国科学院院刊, 2024, 39(2): 323-332.

[6] 杨浩昌, 赖孟, 李廉水. 数智融合发展水平测度、区域差异及演进特征[J]. 统计与决策, 2025, 41(22): 49-54.

[7] 贺亚伟. 数智化对中国区域高质量发展的影响研究[D]. 沈阳: 辽宁大学, 2025.

[8] 王嘉祯, 韩有鹏. 数智化对区域绿色低碳发展的影响研究[J]. 统计理论与实践, 2024(6): 10-18.

[9] 哈梅芳, 隋明强. 数智融合对黄河流域城市生态韧性的影响研究[J]. 中国环境科学, 2025, 45(8): 4715-4726.

[10] 邴嫦娥, 刘江月, 李文意. 数智融合赋能与制造业企业绿色转型[J]. 当代财经, 2024(5): 114-127.

[11] 刘新宇, 马慧强. 数智赋能下的文旅融合新生态: 以“黑神话: 悟空”赋能山西文旅融合发展为例[J]. 技术经济与管理研究, 2025(3): 42-49.

[12] 张杰, 刘亚琪. 数智融合发展对长三角地区减污降碳协同治理的影响研究[J]. 长江流域资源与环境, 2025, 34(5): 964-975.

[13] 何启志, 吴慧坊. 数智化发展对我国碳排放的空间溢出效应研究[J]. 统计理论与实践, 2025(4): 15-24.

[14] 何瀚玮. 制造业企业数字化转型升级的模式及路径: 基于广东省东莞市的调研分析[J]. 海南热带海洋学院学报, 2025, 32(3): 100-107.

[15] 励承彬, 彭晓莲. 城市数智化建设对企业ESG表现的影响及机制研究[J]. 当代经济, 2026, 43(4): 24-37.

[16] 李田田, 叶阿忠. 中国式现代化的空间关联网络结构及其驱动机制[J]. 统计与信息论坛, 2025, 40(9): 74-89.

[17] 聂长飞, 袁永雯, 冯苑. 中国数智融合的综合评价、空间关联网络及驱动机制[J]. 创新科技, 2026, 26(1): 76-92.

Statistical Measurement and Spatial Correlation Network Analysis of China's Digital-intelligence Integration Level

Li Yingying

Abstract: Digital-intelligent integration is a crucial driving force for empowering industrial transformation and upgrading and promoting high-quality economic and social development in the era of artificial intelligence. Based on provincial panel data from 2015 to 2024 in China, this paper constructs a comprehensive evaluation index system from two subsystems: digitization and intelligence. Using methods such as the entropy method, coupling coordination degree model, obstacle degree model, and spatial network analysis, it measures the development trend, coupling coordination degree, obstacle factors, and spatial network characteristics of digital-intelligent integration in China. The study finds that China's comprehensive index of digital-intelligent integration has achieved leapfrog development, exhibiting a gradient differentiation pattern of “strong in the east and weak in the west, fast in the south and slow in the north”; the coupling coordination level between the digitization and intelligence subsystems continues to improve; there are significant differences in obstacle factors across dimensions and indicators in various provinces; and the spillover effect of the spatial correlation network is evident, showing a hierarchical characteristic of “strong core – weak periphery”. Based on these findings, policy recommendations such as coordinating regional development, strengthening the digital foundation, and improving precise policy support are proposed.

Key words: Digital-intelligent Integration; Entropy Method; Coupling Coordination Barrier Degree; Social Network Analysis

(责任编辑: 杨扬)

产教融合与城市数字新质生产力

——基于国家产教融合建设试点政策的准自然实验

郭光庭¹, 杨韶艳²

(1. 宁夏大学 民族与历史学院, 宁夏 银川 750021; 2. 宁夏大学 经济管理学院, 宁夏 银川 750021)

摘要:在中国式现代化进程中,推进产教融合建设既是促进教育链与产业链深度融合的内在要求,也是培育数字新质生产力、推动高质量发展的重要抓手。基于2011—2024年281个城市的面板数据,采用双重差分法检验了国家产教融合建设试点政策对数字新质生产力的影响。研究发现:(1)产教融合政策能显著提升城市数字新质生产力;(2)产教融合政策对数字新质生产力的促进效应主要集中在服务业结构升级程度和职业教育水平较高的城市;(3)产教融合政策能够通过提高科学支出和教育支出两条路径,发挥财政资金的科技赋能和教育支持效应,间接促进数字新质生产力提升。基于此,应持续深化产教融合试点,因地制宜优化政策布局,强化科技支出与教育支出的精准引导功能,加快数字新质生产力提升。

关键词:产教融合;数字新质生产力;双重差分;中介效应

中图分类号:F293.1;F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)07-0041-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2026.07.004

一、引言

数字经济已成为驱动中国经济高质量发展的核心引擎,而融合了数字技术与先进生产力质态的数字新质生产力,则是这一进程中的关键支撑力量^[1]。数字新质生产力本质上是新质生产力在数字经济时代的集中体现,它以数字技术创新为核心引擎^[2],由高素质劳动者、数智化劳动资料以及高新科技化与虚拟化的劳动对象构成,注重优化生产要素间的组合比例与质量,实现对传统生产力在质上的超越^[3]。当前,提升数字新质生产力不仅是实现中国式现代化的内在要求,也是应对新一轮科技革命和产业变革的战略选择。《“十四五”数字经济发展规划》明确提出,要加快推动数字技术与实体经济深度融合,培育新产业新业态新模式。可见,如何有效提升数字新质生产力,已成为理论和实践层面亟待回答的重要命题。

二、文献综述

围绕数字新质生产力,学界已形成较为丰富的研究成果。在概念界定与评价测度方面,学者们从生产力三要素框架^[4]或系统功能视角^[5]构建了多维评价指

标体系,发现中国数字新质生产力呈现东部高于西部的特征,且存在空间集聚现象与显著的区域差异^[6-8]。在宏观发展效应方面,大量实证研究证实数字新质生产力能够通过推动生产方式向数字化、智能化与绿色化转型,全面提升全要素生产率与资源利用效率^[9],从而促进经济高质量发展^[10]。同时,它还能兼顾经济增长与环境保护双重功能,助力绿色高质量发展^[11]。在产业升级层面,数字新质生产力有效提升了制造业的高端化、智能化和绿色化水平^[12],增强了产业链韧性与国际竞争力^[13-14]。然而,现有研究存在明显的不对称性,大多数文献聚焦于数字新质生产力产生的经济效应,而相对忽视了如何提升数字新质生产力这一更为前端的问题。同时,也少有研究将国家政策纳入数字新质生产力的分析框架。因此,从政策评估视角考察国家政策能否以及如何提升数字新质生产力,构成了一个有价值的研究缺口。

国家产教融合建设试点政策(以下简称产教融合政策)为弥合上述缺口提供了理想的研究场景。2019年,国家发展改革委等部门联合发布了《国家产教融

作者简介:郭光庭,男,博士研究生,研究方向为数字经济;杨韶艳,女,博士,教授,博士生导师,研究方向为区域经济。

合建设试点实施方案》，旨在深化产教融合，促进教育链、人才链与产业链、创新链有机衔接，打造产教融合型城市。该政策通过支持校企共建实训基地、联合开展技术研发、推动专业设置动态调整等方式，促进教育体系与产业系统深度融合^[15]。既有研究表明，产教融合政策能够有效促进科技创新^[16]，提升校企合作创新水平^[17]和企业韧性^[18]，并改善劳动收入分配^[19]。但上述研究多从创新和收入分配视角展开，较少关注产教融合对宏观生产力质态的影响。鉴于数字新质生产力的核心驱动力来自数字技术创新与高素质数字人才，而产教融合政策恰好作用于科技创新与人力资本积累两条关键路径。因此，系统评估该试点政策对数字新质生产力的影响，不仅能够丰富产教融合政策效应评估的理论维度，也可为数字经济时代的人才培养与产业升级协同发展提供实证依据。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，在理论框架上，本文将产教融合政策纳入数字新质生产力的分析框架，拓展了数字新质生产力前置影响因素的研究边界，为理解教育产业协同政策如何塑造先进生产力提供了新的理论逻辑。第二，在实证策略上，本文基于2011—2024年281个城市的面板数据，将产教融合政策视为一项准自然实验，构建双重差分模型，精确识别产教融合政策对城市数字新质生产力的因果效应，并进一步考察该政策对不同发展阶段城市的异质性影响，为因地制宜优化产教融合布局、差异化培育数字新质生产力提供了量化参考。第三，在机制识别上，本文采用中介效应模型，从科技创新和人力资本积累两条渠道，揭示了产教融合政策影响数字新质生产力的内在传导机制，深化了对产教融合如何赋能数字新质生产力这一核心问题的理解，也为精准施策提供了经验支撑。

三、理论分析与研究假设

（一）产教融合与数字新质生产力

数字新质生产力是以数字技术创新为核心驱动、以高素质劳动者为关键支撑、以数据要素为重要纽带的先进生产力形态^[3]。其形成与发展本质上是一个多要素协同演化的过程，涉及技术创新系统、人力资本系统与产业系统的深度融合。从制度创新视角来看，产教融合政策作为一种典型的制度安排，通过降低教育系统与产业系统之间的协调成本、促进知识溢出与资源共享^[15]，能够直接推动城市数字新质生产力的整体跃升。新制度经济学认为，制度的核心功能在于减

少交易成本与不确定性，促进主体间的有效合作^[20]。在产教融合政策实施前，院校人才培养与企业用人需求之间存在信息不对称与匹配摩擦，导致人力资本错配与技术供需失衡。产教融合政策通过搭建校企合作平台、建立利益联结机制、提供政策激励等方式，系统性地降低了校企双方在合作研发、人才共育等环节的协调与监督成本。制度成本的下降使技术要素、人才要素与产业要素得以更高效地结合，从而直接提升数字新质生产力水平。基于上述分析，本文提出如下假设：

假设H1：产教融合政策能够显著提升试点城市的数字新质生产力水平。

（二）产教融合影响数字新质生产力的机制分析

1. 科技赋能效应

产教融合政策能激励地方政府增加对科学技术的财政投入，进而通过科技创新路径提升数字新质生产力水平。其理论逻辑可从政策压力、财政响应与创新产出三个环节加以理解。首先，产教融合政策对地方政府形成了明确的制度激励与考核约束，迫使其将政策要求转化为实际绩效。产教融合发展的核心驱动力源于技术创新，而公共科技经费是技术创新的关键投入，因此地方政府有动力增加对科技创新活动的财政倾斜力度^[16]。其次，科学支出的增加降低了研发不确定性，缓解了创新主体的融资约束，加速了关键核心技术的突破与产业化应用。财政支持的校企共建实验室、产学研协同基金等，有效匹配了高校科研能力与企业市场需求，提高了技术创新的成功率和转化率。最后，技术创新的关键成果，如人工智能算法、工业互联网平台和智能制造装备等，直接构成了数字新质生产力的技术内核^[9]。这些创新成果通过嵌入生产流程和优化要素配置，催生了新业态与新模式，系统提升了生产力水平。据此本文提出以下假设：

假设H2：产教融合政策能通过提高科学支出比重来提升数字新质生产力水平。

2. 教育支持效应

产教融合政策能激励地方政府增加对教育事业的财政投入，从而通过人力资本积累路径提升数字新质生产力。其理论逻辑可从技能需求驱动、教育供给响应与人力资本转化三个环节加以阐释。首先，产教融合政策的核心在于推动教育链、人才链与产业链、创新链的有机衔接，其实施高度依赖地方教育体系的适配

性与响应能力。为满足企业对高技能人才的需求,试点城市会加大对职业教育、高等教育及相关培训体系的财政支持^[16]。其次,教育支出的增加提升了高技能人才的培养质量与供给数量,发挥了人力资本积累的核心功能。根据人力资本理论,教育投资是提高劳动生产率和技术吸收能力的核心渠道^[21]。在产教融合框架下,教育资金支持的订单班、产业学院等校企合作项目,使学生能提前接触真实的生产环境与前沿技术,缩短了从学校到岗位的适应周期。最后,高素质人力资本直接作用于数字新质生产力的提升。劳动者的技能水平决定了其运用数智化工具以及开发高新技术产品的能力。经过产教融合培养的劳动者能更熟练地操作智能设备、参与生产流程优化与创新,从而推动了生产力水平的提高。据此,本文提出以下假设:

假设 H3:产教融合政策能通过提高教育支出比重来提升数字新质生产力水平。

四、研究设计

(一) 计量模型设定

1. 基准回归模型

本文采用双重差分模型研究产教融合政策对数字新质生产力的影响。模型设定如下:

$$DNQP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 X_{it} + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $DNQP_{it}$ 为数字新质生产力, DID_{it} 为产教融合政策, X_{it} 为控制变量矩阵, ε_{it} 为随机干扰项。为避免遗漏变量导致内生性,模型控制了城市和时间固定效应,分别用 γ_i 和 η_t 表示。

2. 中介效应模型

本文认为产教融合政策能通过提高科学支出和教育支出来提升数字新质生产力。首先检验政策是否影响中介变量,再检验中介变量对数字新质生产力的影响。模型设定如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 X_{it} + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$DNQP_{it} = \delta_0 + \delta_1 DID_{it} + \delta_2 M_{it} + \delta_3 X_{it} + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)和式(3)中, M_{it} 为中介变量,其余变量含义同上。

(二) 变量选取与数据来源

本文的被解释变量为数字新质生产力($DNQP$)。参考 Guo 和 Yang(2025)^[22]、陈晔婷和何思源(2025)^[23]、王俊和叶林伟(2026)^[24]的研究,从数字劳动者、数字劳动资料和数字劳动对象三个维度构建数字新质生产力评价指标体系,并采用熵值法测算其水平,具体指标体系见表1。

表1 数字新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标衡量方式
数字劳动者	数字劳动者数量	数字产业人数	信息传输、计算机服务和软件业从业人员数/地区总人数
	新质劳动者数量	新兴产业人数	战略性新兴产业员工人数/地区总人数
数字劳动资料	有形数字资料	互联网端口	国际互联网用户数/地区总人数
		电话用户	移动电话年末用户数/地区总人数
		基站建设	基站数/地区总人数
	无形数字资料	数字专利	数字专利申请数量/地区总人数
数字劳动对象	数字产业	数字金融	数字普惠金融指数
		数字企业	人工智能企业数量/地区总人数
	数字业务	新兴产业	战略性新兴产业增加值/地区总人数
		电信业务	电信业务总量/地区总人数
		邮政业务	邮政业务总量/地区总人数

本文的核心解释变量为产教融合政策(DID)。2019年7月24日,中央全面深化改革委员会第九次会议审议通过了《国家产教融合建设试点实施方案》。借鉴邢明强等(2026)^[16]的做法,将试点城市政策实施当年及其以后的年份赋值为1,反之赋值为0。

本文的中介变量包括科学支出(SE)和教育支出(EDU),分别用科学技术支出和教育支出占地方财政一般预算内支出的比重衡量。

本文的控制变量包括产业结构(IS)、经济增长($\ln GDP$)、金融发展(FD)和教育水平(AE)。其中,产业结构用第三产业增加值占GDP的比重衡量;经济增长用人均GDP的对数衡量;金融发展用年末金融机构存贷款余额占GDP的比重衡量;教育水平用平均受教育年限衡量。

本文的基础数据来源于相关年份的《中国城市统计年鉴》与各省份的统计年鉴和统计公报。此外,战略性新兴产业员工人数和增加值参考岳宇君等(2025)^[25]的做法,根据中国战略新兴产业综合指数,筛选出属于战略性新兴产业的上市企业,按照企业注册地汇总,获得城市战略性新兴产业员工和产值数

据;基站数来自 OpenCellID 数据库;数字专利申请数量依据国家知识产权局公布的专利数据,用当年申请的与数字化相关的发明专利数量衡量;数字普惠金融指数参考郭峰等(2020)^[26]的研究,采用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团研究院联合编制的数字普惠金融指数衡量;人工智能企业数量参考刘传明和马青山(2025)^[27]、陆文力和卢盛荣(2026)^[28]的做法,采用 Python 大数据爬虫技术,将天眼查平台提供

的企业经营范围作为数据池进行特征关键词检索,若筛选到与人工智能企业高度相关的关键词,则认定该企业为人工智能企业,并根据企业注册地汇总,得到城市人工智能企业数据。为保证数据的完整性,对个别年份缺失的数据采用线性插值或临近点的线性趋势补齐。变量的描述性统计特征如表 2 所示,所有变量均为平衡面板数据并处在合理范围内,无异常值。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	符号	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
数字新质生产力	<i>DNQP</i>	/	3934	0.046	0.082	0.002	0.972
产教融合政策	<i>DID</i>	/	3934	0.320	0.467	0.000	1.000
科学支出	<i>SE</i>	%	3934	1.821	1.887	0.007	20.683
教育支出	<i>EDU</i>	%	3934	17.538	3.935	1.461	35.621
产业结构	<i>IS</i>	%	3934	43.943	10.217	10.150	85.270
经济增长	<i>lnGDPP</i>	/	3934	10.844	0.581	8.773	12.561
金融发展	<i>FD</i>	%	3934	268.595	122.855	58.788	1441.986
教育水平	<i>AE</i>	年	3934	8.937	0.881	7.296	12.623

五、实证分析

(一)基准回归结果

基准回归结果如表 3 所示。在逐步引入控制变量后,产教融合政策对数字新质生产力的影响始终显著为正。加入全部控制变量后,产教融合政策的 DID 估计系数为 0.005,表示政策冲击使处理组城市的数字新质生产力相较于对照组平均提高了 0.005 个单位。产教融合政策能够通过多种机制赋能城市数字新质生产力。首先,政策推动了教育资源与产业需求的精准对接,降低了城市内部要素错配程度,使有限资源更高效地流向数字经济发展急需的领域;其次,校企合作网络的构建加速了隐性知识与前沿数字技术的跨组织溢出,缩短了从技术研发到产业应用的周期;再次,试点城市的官方认定发挥了信号引导作用,吸引人才、资本与技术等外部要素向试点地区集聚,形成良性循环;最后,政策实施过程中的多方互动促进了制度学习与契约优化,使合作效率随时间推移不断提升。至此,假设 H1 得到验证。

(二)平行趋势检验

为确保双重差分模型估计结果的有效性,需验证在政策实施前,实验组与控制组的数字新质生产力是否满足平行趋势假设,即两组样本在政策冲击发生前应具有一致的变化趋势。平行趋势检验结果如图 1 所示。在产教融合政策实施前的各时期,处理效应的

表 3 基准回归结果

变量	(1) <i>DNQP</i>	(2) <i>DNQP</i>	(3) <i>DNQP</i>	(4) <i>DNQP</i>	(5) <i>DNQP</i>
<i>DID</i>	0.003*** (2.845)	0.005** (2.055)	0.006** (2.104)	0.006** (2.157)	0.005* (1.839)
<i>IS</i>		-0.001*** (-3.299)	-0.001*** (-3.480)	-0.001*** (-3.430)	-0.001*** (-3.090)
<i>lnGDPP</i>			-0.005 (-1.133)	-0.005 (-1.085)	-0.005 (-0.959)
<i>FD</i>				-0.000 (-0.410)	-0.000 (-0.264)
<i>AE</i>					-0.007** (-1.971)
常数项	0.045*** (99.307)	0.069*** (9.385)	0.122*** (2.627)	0.131** (2.292)	0.181*** (2.609)
城市效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
样本量	3934	3934	3934	3934	3934
调整的 R ²	0.963	0.963	0.963	0.963	0.964

注:括号内为 t 值;*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;在回归时采用聚类到城市层面的稳健标准误。下表同。

估计系数在统计上均不显著异于 0,表明实验组与控制组的数字新质生产力在事前具有相似的变化轨迹,不存在预存的系统性组间差异。这一结果确认了本文的产教融合政策评估模型满足平行趋势假设的要求。

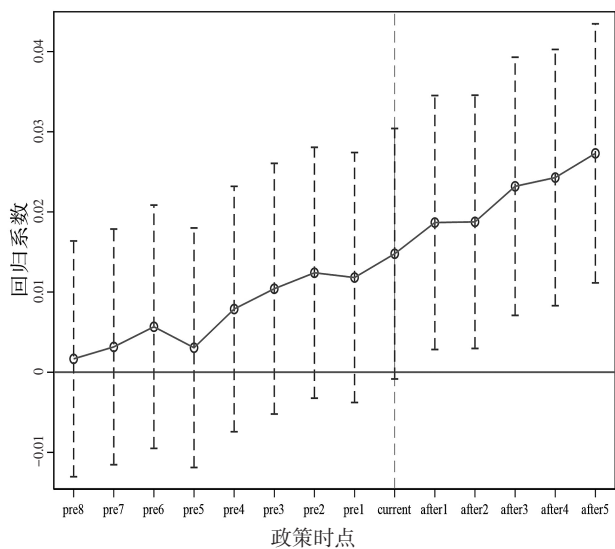


图1 平行趋势检验

(三)安慰剂检验

为排除不可观测因素对数字新质生产力的潜在干扰,进一步验证估计结果的稳健性,本文对产教融合政策进行了安慰剂检验。借鉴Cao等(2021)^[29]的思路,通过随机替换实验组城市的方式进行反事实推断。本文从研究样本中随机抽取城市作为虚假实验组,重复进行500次随机抽样回归,结果如图2所示。估计系数的核密度分布近似以0为中心的正态分布,且基准回归所得的真实估计系数明显位于该分布的绝大部分区间之外。这表明,在随机分配政策的假设下,观察到产教融合政策对数字新质生产力产生显著正向效应的概率极低,从而排除了不可观测因素主导结果的可能性,进一步支持了研究结论的稳健性。

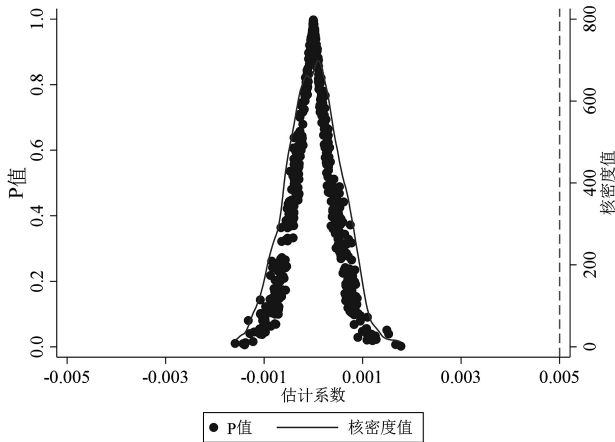


图2 安慰剂检验

(四)稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。第一,采用倾向得分匹配双重差分方

法(PSM-DID)。选用核匹配以降低匹配质量差异带来的影响,结果如表4第(1)列所示。第二,采用空间误差双重差分模型。以经济距离矩阵作为空间权重矩阵,结果如表4第(2)列所示。其中,空间误差系数Lambda显著为正,表明邻近地区的误差冲击对本地区数字新质生产力存在系统性影响,采用空间误差模型是有效的;Sigma值较小,说明模型拟合较好。第三,更换被解释变量的测算方法。采用主成分分析法重新测算数字新质生产力并进行回归,结果如表4第(3)列所示。第四,排除相关政策的干扰。样本期间存在的其他数字化相关政策可能对结果产生影响,包括信息惠民国家试点政策(DID1)、国家级大数据综合试验区政策(DID2)、“宽带中国”试点政策(DID3)以及国家智慧城市试点政策(DID4)。本文将上述政策变量纳入模型后重新回归,结果如表4第(4)列所示。第五,剔除省会城市样本。省会城市在行政资源与要素集聚等方面的特殊性可能干扰估计结果,剔除后重新回归,结果如表4第(5)列所示。第六,处理极端值。为避免极端数据的影响,对被解释变量和控制变量进行左右两端1%的缩尾处理后重新回归,结果如表4第(6)列所示。经过上述稳健性检验,产教融合政策对数字新质生产力的影响仍显著为正,表明本文的基准回归结果

表4 稳健性检验结果

变量	(1) DNQP	(2) DNQP	(3) PCA	(4) DNQP	(5) DNQP	(6) DNQP _{1w}
PSM	0.005* (1.802)					
DID		0.006** (2.466)	0.127*** (2.774)	0.004* (1.858)	0.005** (2.545)	0.007*** (2.856)
DID1				0.015*** (4.129)		
DID2				0.001 (0.209)		
DID3				0.007*** (2.637)		
DID4				-0.004** (-2.178)		
Lambda		0.300*** (3.250)				
Sigma		0.000*** (4.549)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
N	3917	3934	3934	3934	3514	3934
调整的R ²	0.964	0.085	0.936	0.966	0.974	0.947

是稳健的。

(五) 异质性分析

考虑到产教融合政策对处于不同发展阶段城市的影响可能存在差异,本文依据服务业结构升级程度和职业教育水平的中位数对样本进行分组,采用分组回归的方式进行异质性分析。其中,服务业结构升级以现代服务业从业人数占第三产业从业人数的比重衡量,职业教育水平以中等职业教育学校数衡量,结果如表5所示。结果显示,产教融合政策对数字新质生产力的提升效应仅在服务业结构升级程度较高以及职业教育水平较高的城市中显著为正,而在对应水平较低的城市中不显著。

从服务业结构升级的视角看,数字新质生产力的核心载体是数字经济与高端服务业。现代服务业从业占比较高的城市,产业结构更趋近于知识密集型与技术密集型,企业对数字技术应用、数据分析和智能运维等高技能岗位的需求更为旺盛。在此类环境中,产教融合政策推动的校企合作、订单式培养等举措能够迅速对接有效的市场需求,毕业生技能与岗位要求匹配度高,政策效果易于显现。相反,在服务业结构升级滞后的城市,传统服务业或制造业仍占主导,数字技术应用场景有限,企业对高技能数字人才的吸纳能力较弱。即便产教融合政策开辟了人才培养渠道,也易因需求不足而导致“培养—就业”链条断裂,政策效应难以有效发挥。

从职业教育水平的视角看,中等职业教育学校数量较多的城市本身具备较为完善的教育基础设施与师资储备,产教融合政策能够借助现有平台快速落地,如共建实训基地、联合开发课程等。这些城市往往长期积累了一定的校企合作经验,政策实施中的协调成本与磨合成本相对较低。而在职业教育水平较低的城市,中等职业学校数量较少,即便政策层面鼓励产教融合,也缺乏承接主体与实施载体,政策难以转化为实际的人才培养能力和技术创新能力。此外,职业教育水平较高的城市通常伴随着更浓厚的社会氛围与政策执行经验,有利于形成“教育—产业—创新”的良性循环,从而放大政策效果。

综上,产教融合政策效应的发挥高度依赖于城市自身的产业结构基础与教育资源禀赋,只有当城市具备充足的数字服务业需求与职业教育供给能力时,政策的制度红利才能有效转化为数字新质生产力的实际提升。

表5 异质性检验结果

变量	服务业结构升级程度		职业教育水平	
	(1) 高	(2) 低	(3) 高	(4) 低
<i>DID</i>	0.009* (1.836)	0.000 (0.075)	0.010** (2.314)	-0.000 (-0.181)
控制变量	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
样本量	1960	1974	1960	1974
调整的R ²	0.968	0.734	0.945	0.980

(六) 中介效应分析

中介效应检验结果如表6所示。产教融合政策能够显著提高科学支出和教育支出,且科学支出和教育支出均对数字新质生产力存在正向影响。引入中介变量后,产教融合政策对数字新质生产力的系数大小和显著性均有所下降,说明该政策可通过提高科学支出和教育支出两条路径间接提升数字新质生产力,从而印证了前文提出的科技赋能效应与教育支持效应。

表6 中介效应检验结果

变量	(1) <i>SE</i>	(2) <i>DNQP</i>	(3) <i>EDU</i>	(4) <i>DNQP</i>
<i>DID</i>	0.398*** (3.176)	0.003 (1.357)	0.650** (2.044)	0.004* (1.700)
<i>SE</i>		0.003*** (3.891)		
<i>EDU</i>				0.001** (2.413)
控制变量	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
N	3934	3934	3934	3934
调整的R ²	0.756	0.965	0.799	0.964

首先,产教融合政策的试点身份为地方政府提供了明确的政策导向与考核激励,引导其将更多财政资源向科学与教育领域倾斜。为争取政策支持,地方政府有动机在预算安排中提高科学支出与教育支出的占比。这种政策“指挥棒”效应使得财政支出结构发生积极调整,从而为数字新质生产力所需的创新与人才要素提供更充足的资金保障。

其次,科学支出的增加不仅是资金数量的增长,更在于支出方向的精准化。产教融合政策要求科学支出

聚焦于校企联合研发、技术成果转化和应用型科研平台建设等领域。地方政府通过设立产学研合作专项资金、对校企共建实验室给予设备补贴等方式,有效降低了企业在数字化改造与新技术开发中的前期投入成本。这种精准化的科学支出缓解了企业研发面临的资金约束与不确定性风险,从而加速了数字技术的突破与应用,推动了数字新质生产力的提升。

最后,教育支出的增加同样具有结构性的优化效应。产教融合政策引导下的教育支出并非简单用于扩大招生规模或改善硬件设施,而是重点投向与数字经济相关的专业建设、实训基地建设和“双师型”教师培养等环节。这意味着,同等规模的教育支出在产教融合政策框架下能够产生更高的人才培养边际效益。财政支持的产业学院、订单班与现代学徒制等项目,使得学生的技能结构与本地数字产业需求实现动态匹配。这种由教育支出所支撑的精准育人模式,显著缩短了毕业生从学校到岗位的适应周期,提高了劳动者运用数智化劳动资料的能力,从而为数字新质生产力提供了稳定且高质量的人力资本供给。

综上,产教融合政策通过引导地方政府增加科学和教育支出,进而提升数字新质生产力水平。至此,假设H2和H3得到验证。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2011—2024年281个城市的面板数据,以产教融合政策为准自然实验,考察了产教融合对数字新质生产力的影响效应及作用机制。研究发现:(1)产教融合政策显著提升了试点城市的数字新质生产力水平,经过多种稳健性检验后结论依然成立。(2)政策效应存在显著的异质性,在服务业结构升级程度较高以及职业教育水平较高的城市,产教融合政策的处理效应显著为正,反之则不显著。(3)产教融合政策能够通过提高科学支出和教育支出两条路径间接促进数字新质生产力提升。

(二)政策建议

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,深入推进产教融合政策,充分释放其对数字新质生产力的赋能效应。建议在现有试点基础上进一步扩大试点城市范围,将更多具备相应产业基础与职业教育优势的地区纳入政策覆盖,形成更大范围的示范带动效应。同时,应建立健全政策实施的动态评估与反馈机制,定期跟踪试点城市数字新质生产力的变

化态势,及时调整和优化政策工具的组合与力度。此外,还应注重试点经验的系统总结与推广,提炼不同类型城市的成功模式,为后续政策扩面提质提供可复制、可借鉴的实践参照,确保产教融合政策对数字新质生产力的促进效应得以持续释放。

第二,因地制宜实施产教融合政策,规避“一刀切”。在政策推广过程中,应充分考量不同城市的发展阶段与资源禀赋差异,制定差异化的实施方案。对于服务业基础薄弱、职业教育资源匮乏的城市,不宜盲目复制发达地区的产教融合模式,而应优先通过财政转移支付、对口帮扶等方式补齐产业和教育领域的短板。对于具备较好基础的城市,则应加大政策支持力度,鼓励其在课程开发、实训基地共建、技术联合攻关等方面开展深度探索,形成可推广的典型经验,切实发挥示范引领作用。

第三,强化科技支出与教育支出的引导作用。建议地方政府在预算安排中进一步提高科学技术与教育事业的支出比重,并确保资金投向与数字经济发展的实际需求精准对接。科学支出应重点支持校企联合研发平台、数字技术成果转化项目以及应用型科研攻关,推动形成“产业出题、科研答题”的协同创新格局;教育支出则应优先用于数字经济相关专业建设、实训基地升级等关键环节,切实提升数字技能人才供给与市场需求的匹配度。◆

参考文献:

- [1]任亚运,刘亚茹,胡宇晨.数字经济赋能新质生产力:效应评估与机制检验[J].统计理论与实践,2026(1):39-51.
- [2]王琴梅,杨军鸽.数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2023,52(6):61-72.
- [3]任保平,王子月.数字新质生产力推动经济高质量发展的逻辑与路径[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2023,47(6):23-30.
- [4]张彭.数字新质生产力、农业产业链延伸与共同富裕[J].统计与决策,2024,40(9):37-42.
- [5]张彭.数字新质生产力与全球价值链嵌入:理论机制与实证检验[J].当代经济研究,2024(5):75-86.
- [6]胡本田,张婧怡.数字新质生产力赋能区域绿色全要素生产率的机理与效应[J].工业技术经济,2025,44(8):13-22.
- [7]范嶙杰,何俊涛,张骞.我国数字新质生产力发展水平的实际测度、时空分布与收敛性研究[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2025,55(6):21-40.
- [8]杨军鸽,王琴梅.数字农业新质生产力发展水平的地区差异及收敛性[J].西安财经大学学报,2025,38(1):43-57.
- [9]李占平,王辉.数字新质生产力与实体经济高质量发展:理论分析与实证检验[J].统计与决策,2024,40(10):12-16.

- [10]王曦.数字新质生产力、国内国际双循环与经济高质量发展[J].统计与决策,2024,40(10):17-22.
- [11]秦伟娜,赵红丽.数字新质生产力、国内价值链循环与绿色高质量发展[J].企业经济,2025,44(2):130-139.
- [12]蔡延泽.数字新质生产力对制造业韧性的影响及作用机制[J].统计与决策,2025,41(5):19-24.
- [13]曹晔.数字新质生产力对产业链韧性的影响研究[J].统计与决策,2024,40(10):23-27.
- [14]张林,黄懿翀,陈云涛.数字新质生产力对中国式产业链现代化的影响与机制:基于本土技术创新的中介效应[J].中国流通经济,2025,39(2):45-59.
- [15]宋建,邵蔚,王静.产教融合能否激励校企联合创新:来自产教融合型企业试点的证据[J].数量经济技术经济研究,2026,43(5):105-130.
- [16]邢明强,申博,周密.产教融合与科技创新:来自“产教融合”政策的准自然实验[J/OL].工程管理科技前沿,1-12 [2026-06-06].<https://link.cnki.net/urlid/34.1336.N.20250829.1421.005>.
- [17]靳天宇,刘亦转,陈燕.国家产教融合试点政策对校企合作创新的影响研究[J/OL].大学教育科学,1-9 [2026-06-06].<https://link.cnki.net/urlid/43.1398.G4.20260514.1244.002>.
- [18]张玲富,豆勇芳,王海灵.“双链”视角下产教融合试点政策对企业韧性的影响研究[J].现代管理科学,2025(6):134-144.
- [19]李爱琴,李黎.校企联通与企业劳动收入份额:来自产教融合试点的经验证据[J].财会月刊,2025,46(22):59-66.
- [20]Coase R. The new institutional economics[J].The American Economic Review,1998,88(2):72-74.
- [21]Schultz T W. Investment in human capital[J].The American Economic Review,1961,51(1):1-17.
- [22]Guo G T, Yang S Y. The effects of digital new quality productivity on environmental inequality in China [J]. Review of Development Economics,2025,19(9):1-16.
- [23]陈晔婷,何思源.数据要素价值化赋能数字新质生产力的效果及机制研究[J].科研管理,2025,46(10):21-30.
- [24]王俊,叶林伟.公共数据开放、数据价值释放与数字新质生产力[J].浙江学刊,2026(1):204-213+240.
- [25]岳宇君,晏渡,唐强.数字新质生产力赋能城市ESG发展:理论机制与实证检验[J].上海经济研究,2025(12):73-87.
- [26]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [27]刘传明,马青山.网络基础设施建设是否重塑了人工智能企业空间布局:基于跨越地理边界的集聚视角[J].经济动态,2025(3):54-74.
- [28]陆文力,卢盛荣.人工智能企业空间布局的金融动因:基于银行竞争视角[J].财经论丛,2026,42(3):78-89.
- [29]Cao X G, Deng M K, Li H. How does e-commerce city pilot improve green total factor productivity? Evidence from 230 cities in China [J]. Journal of Environmental Management, 2021,289:112520.

Industry-Education Integration and Urban Digital New Quality Productivity: A Quasi-Natural Experiment Based on the National Industry-Education Integration Pilot Policy

Guo Guangting, Yang Shaoyan

Abstract: In the context of Chinese modernization, advancing industry-education integration is both an intrinsic requirement for deepening the nexus between the education and industrial chains and a crucial strategy for cultivating digital new quality productivity and fostering high-quality development. Utilizing panel data from 281 cities spanning 2011-2024, this study employs a difference-in-differences approach to examine the impact of the national pilot policy for industry-education integration on digital new quality productivity. The findings reveal that: (1) the industry-education integration policy significantly enhances urban digital new quality productivity; (2) the policy's promoting effect on digital new quality productivity is primarily concentrated in cities with a higher degree of structural upgrading in the service industry and advanced vocational education levels; (3) the industry-education integration policy indirectly promotes the enhancement of digital new quality productivity by increasing scientific and educational expenditures, thereby leveraging the technological empowerment and educational support effects of fiscal funds. Consequently, it is recommended to continuously deepen industry-education integration pilots, optimize policy implementation based on local conditions, reinforce the precise guidance functions of scientific and educational expenditures, and accelerate the improvement of digital new quality productivity.

Key words: Industry-education Integration; Digital New Quality Productivity; Difference-in-differences; Mediating Effect

(责任编辑:云野)

工业智能化对非正规就业的影响研究

——基于工业机器人应用的经验证据

黎文勇,王 霏

(河南师范大学 商学院,河南 新乡 453007)

摘要:工业智能化正在重塑劳动力市场的结构与形态,但其对非正规就业的作用机制与影响效应仍缺乏充分探讨。基于中国274个城市的面板数据,实证检验了工业智能化对非正规就业的影响效应及其传导路径。研究发现,工业智能化能够显著促进非正规就业规模扩张,且这一正向作用在西部地区、大城市及高智能化水平地区表现得更为突出;机制检验表明,工业智能化主要通过驱动产业结构高级化转型与提升区域创新能力两条路径间接促进非正规就业增长;门槛效应分析显示,这种促进作用呈现非线性特征,当智能技术创新、产业结构转型与区域创新能力跨越门槛值后,边际促进效应逐步递减。

关键词:工业智能化;非正规就业;产业结构转型;区域创新能力;门槛效应

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)07-0049-11

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.07.005

一、引言

随着新一轮科技革命和产业变革的蓬勃兴起,以人工智能为核心的工业智能化浪潮正以前所未有的态势席卷各个产业领域,成为推动产业结构演进和劳动力市场形态变迁的关键驱动力。在这一全球性趋势下,中国作为全球制造业规模最大的国家,智能化转型进程尤为引人注目。近年来,中国实施《中国制造2025》《新一代人工智能发展规划》等一系列国家战略^[1],凭借在先进信息技术、自动化装备与大数据分析等领域的持续投入,全方位、多层次地重塑了生产流程、组织管理以及产业生态体系,迅速且高效地推进了制造业的智能化转型进程,一跃成为全球最大的工业机器人应用市场^[2]。根据国际机器人联合会(IFR)发布的《2025年世界机器人报告》,2024年全球工业机器人新安装量为54.2万台,其中,中国新安装量达29.5万台,占全球总量的54%,同比增长7%;截至

2024年,全球运行中的工业机器人总量达到466万台,中国拥有200万台,占全球总量的43%,且本土品牌市场份额进一步提升至58%,显示出中国在智能制造领域的技术积累与市场深化。中国制造业智能化转型不仅显著提升了生产效率与产品质量,而且对劳动力市场结构产生了重要影响,尤其对非正规就业的作用日益凸显。

非正规就业通常指劳动关系具有较强灵活性、缺乏长期合同保障且往往未被完全纳入国家劳动法律与社会保障体系的就业形态^[3],在中国常与灵活就业、非标准就业概念互通。作为劳动力市场的重要组成部分,非正规就业凭借其进入门槛低、雇佣形式灵活等特点,在吸纳低技能劳动力和稳定就业方面发挥着“蓄水池”功能^[4]。在此背景下,厘清工业智能化与非正规就业之间的影响关系及其作用机制,对促进多渠道灵活就业、增强劳动力市场包容性与韧性、实现高质量充分

基金项目:国家社会科学基金青年项目“新就业形态劳动者就业脆弱性及其消减路径研究”(24CSH050);河南省哲学社会科学规划青年项目“河南新就业形态劳动者就业质量的测度、影响因素及社会效应研究”(2023CJJ167)。

作者简介:黎文勇,男,博士,副教授,研究方向为劳动经济与经济统计;王霏,女,硕士研究生,研究方向为劳动经济。

就业目标,具有重要意义。

二、文献综述

既有研究关于工业智能化对就业的影响尚未形成一致结论,且多聚焦于正规就业,对非正规就业的关注相对不足。总体看,工业智能化如何影响就业的论点主要有以下两类:一是工业智能化对就业的替代效应。工业智能化技术的应用对重复性、常规性、低技能的劳动任务具有一定的替代性^[5],原本由人工完成的任务逐渐被机器和智能系统所取代,出现正规就业岗位流失或岗位技能要求提升现象^[6],被挤出的劳动力进入非正规就业岗位。Kim(2024)^[7]基于韩国职位空缺的研究发现,每1000名工人增加一台机器人,制造业的职位空缺增长率会下降2.6%,常规工作岗位的职位空缺增长率下降2.5%,表明机器人在制造业和常规任务中产生了明显的岗位替代作用。若劳动者的技能更新无法跟上技术进步的速度,可能导致劳动者由于岗位流失与技能折旧出现失业^[8],不得已转向非正规就业领域。Brambilla等(2023)^[9]证实,机器人主要替代的是正规工作,非正规部门则起到了吸收失业、缓解劳动力市场冲击的作用。二是工业智能化对就业的创造效应,其与替代效应并存。工业智能化的冲击在劳动力市场上摧毁部分旧岗位的同时,通过多种路径催生出新就业需求和形态,产生就业再分配效应。智能化的应用并非完全的“无人化”,反而产生了许多人与机器协同工作的新任务,即“人机合作”的就业模式,在创造性破坏中产生了更多新的工作岗位,抵消了被挤出的岗位^[1],其中许多恰恰存在于非正规就业领域。Charalampidis和Guillochon(2025)^[10]指出,在存在摩擦的机器人市场中,由于自动化扩散相对刚性和缓慢的特点,削弱了其对劳动力的直接替代效应,同时通过增加职位空缺创造就业,放大了对劳动力市场总量的波动性,体现了智能化在破坏与创造之间的动态平衡。更为重要的是,智能化通过提升生产效率、降低生产成本^[11],进而刺激市场需求与企业规模扩张,最终转化为对人力资源的新增需求,尤其体现在那些难以被机器替代的互补性岗位上。这些岗位因其辅助性、灵活性和项目导向的特征,更倾向于以非正规用工的方式出现。

因此,本文基于2010—2020年中国274个城市的面板数据,构建双向固定效应计量模型,并进一步引入门槛效应模型,以突破传统线性分析框架的局限,揭示工业智能化影响非正规就业的非线性传导规律。在此

基础上,厘清产业结构转型与区域创新能力在这一过程中的潜在路径,分析异质性规律,并提出具有针对性的对策建议,以期政策制定者和相关企业提供有益的参考。本文可能的边际贡献如下:其一,研究视角上,聚焦于非正规就业这一尚未被充分探讨的领域,拓展了工业智能化就业效应的研究维度。其二,研究方法上,使用双向固定效应模型进行基准分析的同时引入门槛效应模型,突破了单一的线性分析框架,揭示了工业智能化对非正规就业的非线性特征。其三,研究内容上,在就业优先的背景下,通过揭示工业智能化驱动非正规就业规模拓展的两条潜在路径与异质性规律,对高质量充分就业提供了政策建议。

三、理论分析与研究假设

(一)工业智能化对非正规就业的影响效应

工业智能化通过“替代效应”与“创造效应”在动态博弈中综合作用于非正规就业,其净效应取决于特定发展阶段下两种效应的强弱。在初期,资本和技术多处于探索和适配期,智能化往往局限于少数龙头企业的特定生产环节^[12],具有“有限性”和“选择性”。

首先,从替代效应看,工业智能化的发展持续拓展了工业机器人所能完成的工作任务范围,其对标准化、常规化劳动的替代能力不断增强^[13],这将挤出部分正规就业岗位,尤其是低技能劳动者。被挤出的劳动者在正规就业市场中缺乏竞争力,被迫转向进入门槛较低、劳动关系灵活的非正规就业领域,从而在短期内提高了非正规就业比例。随着智能技术进入成熟期,工业机器人的感知、决策与执行能力大幅提升,其节省劳动力的特性引发人们对岗位流失的担忧,替代范围从低技能的体力劳动向中等技能的程序性认知劳动拓展^[14],意味着被挤出的劳动者不再仅限于低技能群体,也包括部分从事规则性任务的中等技能正规就业者,这部分劳动者仍可流向非正规部门,但其转型过程更艰难,岗位匹配效率下降,削弱了替代效应对非正规就业的转化能力。

其次,智能化技术在替代某些岗位的同时,催生出新业态、新岗位,产生积极的就业创造效应。一方面,智能化直接催生了如智能设备运维人员等需要人机协作的中低技能岗位,初期这些岗位就业灵活性较高,与非正规就业的特征相契合,有助于扩大非正规就业规模。另一方面,智能化的应用极大地提升了企业生产效率,可通过减少必要劳动力来降低生产成本,但由于企业规模扩张与市场需求增长,往往会派生出更多配

套服务、非核心业务外包及临时性用工需求,迫使被挤出的劳动者重新进入就业市场,以劳务派遣、短期合同、自由职业等非正规形式存在^[11],尤其在服务业、物流、售后支持等领域,为非正规就业提供了增长空间^[15]。然而,随着智能技术进入成熟阶段,创造效应的结构发生转变。一是智能技术成熟期催生的新岗位往往具有更高的技能门槛,且在智能化发展初期,为适应技术由人力承担的“人机协作”岗位^[16],其本身也随着技术的成熟与自动化能力的增强而被替代。二是生产率提升带来的企业规模扩张趋于稳定,创造新增岗位需求的增速放缓,且部分服务环节自身也可能被自动化解决方案替代。三是非正规就业群体因技能水平不足、组织形式松散等问题,难以匹配智能化产业的高端需求,导致新增就业岗位更多向具备专业技能的正规就业群体倾斜^[13]。因此,技术成熟阶段的就业创造日益偏向高技能正规就业,并对早期催生的中低技能非正规就业岗位产生“二次挤出”,这个双重机制削弱了创造效应对非正规就业的整体扩张贡献。由此可见,在初期阶段,工业智能化通过“替代效应”与“创造效应”共同表现出对非正规就业较强的促进作用。随着智能化技术的积累与发展,其“替代效应”的增强与“创造效应”的结构性转变,共同导致促进非正规就业的净效应逐渐减弱,即呈现边际效应递减的特征。基于此,本文提出如下假设:

H1a:工业智能化对非正规就业具有显著促进作用。

H1b:工业智能化促进非正规就业的净效应具有边际效应递减趋势。

(二)工业智能化对非正规就业的作用机理

1. 推动产业结构转型

产业结构转型作为经济转型的核心维度,在工业智能化与非正规就业的互动关系中发挥着关键传导作用。以大数据、机器人等为代表的人工智能技术,通过重塑产业关联、提升劳动生产率并优化要素配置,推动产业间协同发展,最终促进产业结构高级化^[17]。在这一过程中,企业借助智能化技术赋能传统资本和劳动力,发展新的生产模式并提高工业生产力,从而驱动产业结构转型^[18],改变就业结构。一方面,工业智能化的主要作用是替代从事标准化、规模化工作的劳动力,推动低技术产业向高技术产业转型升级^[19],压缩了传统低技能劳动力从事正规标准化与规模化的就业空间,部分劳动者因效率劣势被智能设备取代^[20],被动转向

非正规就业领域。另一方面,随着工业机器人在生产领域的逐步应用,生产过程日趋智能化,企业生产成本降低、效率提高^[10],不仅有助于促进产业结构升级,增强企业竞争力,促使企业扩大生产规模,也催生出一系列非标准化的新型就业形态^[11],往往以中小微企业、个体经营等形式存在,依托智能化技术实现灵活就业,逐渐成为产业结构升级背景下非正规就业的新载体,形成“替代—创造”的双重效应。基于此,本文提出如下假设:

H2:工业智能化能够通过推动产业结构转型影响非正规就业。

2. 提高区域创新能力

工业智能化对非正规就业的复杂影响并非直接产生作用,而是通过区域创新能力构建传导路径。作为技术密集型生产方式的核心载体,工业智能化是引领企业创新的“头雁”^[21],其发展过程需要大量的研发投入,是一种高效率的创新活动^[22]。Blasco等(2025)^[23]针对欧洲中小企业展开研究,结合构建的“硬件自动化+软件智能化”体系发现,工业智能化与创新之间存在显著互补性。不仅直接通过自动化重复任务降低生产成本,提升生产效率,更借助技术溢出进一步优化竞争力与资源配置等正外部性,有效吸引并整合人才、技术与资本等要素,推动区域创新资源的集聚与协同,进而放大创新系统的运转效率,助力区域创新能力实现跨越式提升。区域创新能力的提升本质是产业与就业形态的“质量升级”过程,依据“技能偏向型技术进步”理论,工业智能化驱动的创新升级会抬高就业市场的技能与规范化门槛^[2],创新能级高的产业更依赖具备专业技能的正规就业群体,而非正规就业的低技能、非规范化特征与技术密集型产业的要素需求匹配度较低,推动就业结构从“规模扩张”向“质量提升”转型,一定程度上抑制对低技能非正规就业的依赖。与此同时,创新能力提升所催生的新技术、新业态极大拓展了灵活就业的空间,对非正规就业规模产生扩张效应。由此可见,区域创新能力在工业智能化影响非正规就业规模的过程中,实际发挥着核心的“转换中枢”作用,间接地重塑了劳动力需求结构,既淘汰了部分落后岗位,又创造了大量适配非正规就业的新机会,从而对非正规就业产生促进效应。基于此,本文提出如下假设:

H3:工业智能化能够通过提升区域创新能力影响非正规就业。

四、研究设计

(一)模型构建

1. 基准回归模型

为了考察工业智能化水平对非正规就业的影响,构建如下基准回归模型:

$$nob_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Robot_{jt} + \alpha_2 control_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

其中, α 为待估参数, $Robot_{jt}$ 为工业智能化水平, nob_{jt} 为非正规就业, $control_{jt}$ 为各个控制变量,包括经济发展水平、人力资本水平、创业活力水平等, μ_j 为城市固定效应, λ_t 为时间固定效应, ε_{jt} 为随机扰动项。

2. 中介效应模型

为了检验工业智能化水平对非正规就业的影响机制,构建如下中介效应模型:

$$MM_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Robot_{jt} + \beta_2 control_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

$$nob_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 Robot_{jt} + \gamma_2 MM_{jt} + \gamma_3 control_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

其中, β 为待估参数, MM_{jt} 为中介变量,包括产业结构转型和区域创新能力,其余变量与公式(1)一致。

3. 门槛效应模型

为了进一步探讨工业智能化水平与非正规就业之间是否存在非线性关系,采用面板门槛模型进行检验,模型如下:

$$nob_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \times Robot_{jt} \times I(Mid \leq \tau_1) + \theta_2 Robot_{jt} \times I(Mid > \tau_1) + \theta_3 control_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

其中, θ_0 为常数项; $I(\cdot)$ 表示指示函数,当括号中表达式为假时,则取值为0,反之取值为1; Mid 表示门槛变量。

(二)变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为非正规就业(nob)。为了排除正规就业部门的非正规就业,直接识别私营企业、个体就业和未登记人员等非正规就业群体,以更准确地反映非正规就业的实际规模。借鉴唐晓超和王振(2025)^[24]的做法,以各地区非正规就业人数占非正规就业人数与正规就业人数之和的比重来表示非正规就业情况。将正规就业(即国家机关事业单位、国有企业、集体企业和三资企业)以外的私营企业与个体就业人员之和作为非正规就业。考虑到数据的可得性,借鉴唐晓超等(2025)^[25]的做法,利用人口普查数据对2020年城市层面的非正规就业规模进行估算,具体方法如下:

第一,从《中国人口普查分县资料》表“各行业门类

人口”中获取10%总人口与各行业的就业人口抽查数,并估算从业人口占16岁及以上人口的比例。

第二,是从《中国人口普查分县资料》表“人口基本状况”中获取普查(非抽查)地方城镇16岁及以上的常住人口普查数,并将此数据乘以第一步的比例推算出总就业人口普查数。

第三,是从《中国城市统计年鉴》中获取各城市从事正规就业的人数,即单位就业人数,并将第二步求出的总就业人员普查数减去正规就业人数,即为非正规就业人数。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为工业智能化水平($Robot$)。选用城市层面的工业机器人密度表征工业智能化水平。工业机器人数据来自国际机器人联合会(IFR),采用Bartik工具变量法计算得出^[20]。首先,将IFR采用的《国际标准行业分类》与2008年经济普查使用的《国民经济行业分类》进行匹配,获取各行业每年的工业机器人存量;其次,选择2008年为基准年份计算中国各城市各行业机器人密度权重;最后,通过公式计算得到城市层面的工业机器人密度,具体计算公式如下:

$$rate_{j,i,t=2008} = \frac{employ_{j,i,t=2008}}{employ_{j,t=2008} \times employ_{i,t=2008}} \quad (5)$$

$$Robot_{jt} = \sum_{i \in I} rate_{j,i,t=2008} \times Robot_{it} \quad (6)$$

其中,2008年为基期, i 代表行业, $employ_{j,i,t=2008}$ 表示 j 城市 i 行业在2008年的就业人数, $employ_{j,t=2008}$ 表示 j 城市在2008年的就业总人数, $employ_{i,t=2008}$ 表示 i 行业在2008年的就业总人数, $rate_{j,i,t=2008}$ 表示 j 城市 i 行业在2008年的就业人数占 i 行业总就业人数的比值,作为各行业工业机器人密度的权重。 $Robot_{it}$ 代表 i 行业在 t 年的工业机器人的存量,最后将各行业的工业机器人密度进行加权,得到城市层面的工业机器人密度 $Robot_{jt}$,并作对数处理。

3. 中介变量

(1) 产业结构转型(industry)

在城市发展过程中,产业结构由基础形式向更加高级的形式转变,对非正规就业水平起着巨大的推动作用,因此将产业结构转型指标定义如下^[6]:首先,将第一、二、三产业增加值占GDP的比重作为空间向量中的一个分量,构建一组三维空间向量 $X_0 = (x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0})$ 。然后,分别计算 X_0 与第一、二、三产业的向量 $X_1 = (1, 0, 0)$ 、 $X_2 = (0, 1, 0)$ 、 $X_3 = (0, 0, 1)$ 的夹角 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 。

$$\theta_j = \arccos \left[\frac{\sum_{i=1}^3 (x_{ij} \cdot x_{i0})}{\sqrt{\sum_{i=1}^3 x_{ij}^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^3 x_{i0}^2}} \right] \quad (7)$$

其中, $j = 1, 2, 3$ 。

产业结构转型指标 *industry* 的计算公式如下:

$$industry = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j \quad (8)$$

得到 *industry* 指标后,为消除极端异常值对该结果的干扰,将指标数据在 1% 和 99% 分位数处进行缩尾处理。*industry* 数值越大,表明产业结构向高级化转型的程度越高。

(2)区域创新能力(*lgin*)

专利包含诸多关键技术信息,能够有效反映地区创新活跃程度与知识产出水平,同时专利指标具有较好的一致性和可比性,便于进行跨区域比较分析,因此以专利授权数量衡量区域创新能力^[26],并作对数处理。

4. 控制变量

借鉴赵儒煜和高明宇(2024)^[1]的研究,选取经济发展水平(*lngdp*)、公共设施水平(*lnbs*)、财政支出水平(*gov*)、金融发展水平(*cre*)、环境污染水平(*lnSO₂*)、创业活力水平(*lnvitality*)作为控制变量。

各变量的测算方式见表 1。

表 1 变量的测算方式

变量类型	变量名称(符号)	测算方式
被解释变量	非正规就业(<i>nob</i>)	非正规就业人员占非正规就业与正规就业人员之和的比重
核心解释变量	工业智能化水平(<i>Robot</i>)	工业机器人密度对数值
中介变量	产业结构转型(<i>industry</i>)	产业结构转型指数
	区域创新能力(<i>lgin</i>)	专利授权数的对数值
控制变量	经济发展水平(<i>lngdp</i>)	人均 GDP 的对数值
	公共设施水平(<i>lnbs</i>)	建成区绿化覆盖率的对数值
	财政支出水平(<i>gov</i>)	财政支出与常住人口的比值
	金融发展水平(<i>cre</i>)	金融机构贷款余额占 GDP 比重
	环境污染水平(<i>lnSO₂</i>)	工业二氧化硫排放量的对数值
	创业活力水平(<i>lnvitality</i>)	新注册企业数量的对数值

(三)数据来源与描述性统计

基于数据的可得性与口径一致性,并考虑到 2010—2020 年是中国工业机器人应用从起步到快速渗透的关键阶段,故以 2010—2020 年为研究周期。选择中国 274 个城市作为样本数据,机器人数据来自国际机器人联盟(IFR)报告,地方数据来源于相关年份的《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》《中国人口普查分县资料》、CNRDS 数据库、中国城市统计数据库、全国企业工商注册数据库以及各地级市统计年鉴和统计局。此外,个别缺失数据采用插值法补齐。变量的描述性统计结果如表 2 所示。

五、实证分析

(一)基准回归分析

表 3 报告了工业智能化对非正规就业的基准回归结果。列(1)为未加入控制变量的回归结果,列(2)为加入控制变量的回归结果,结果均显示工业智能化水平提升对于扩大非正规就业规模具有显著促进作用,由此,假设 H1a 得以验证。

从控制变量来看,经济发展水平与金融发展水平

表 2 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>nob</i>	3014	0.537	0.153	0.061	0.921
<i>Robot</i>	3014	2.412	1.256	-2.072	5.049
<i>industry</i>	3014	6.539	0.360	5.712	7.416
<i>lgin</i>	3014	7.293	1.643	2.303	12.314
<i>lngdp</i>	3014	10.685	0.583	8.618	12.281
<i>lnbs</i>	3014	3.674	0.198	0.495	4.171
<i>gov</i>	3014	0.880	0.441	0.161	3.407
<i>cre</i>	3014	1.000	0.598	0.132	7.451
<i>lnSO₂</i>	3014	9.918	1.286	0.693	13.258
<i>lnvitality</i>	3014	10.434	0.878	8.219	13.700

对非正规就业规模扩张呈现显著负向作用。经济发达地区的就业市场制度更完善,正规部门岗位供给充足、保障体系健全,劳动者大多从事正规就业,非正规就业比重可能较低;金融发展水平提升有助于企业获得融资支持,减少因资金链紧张而对非正规就业的依赖,降低非正规就业的比重。创业活力水平对非正规就业的影响显著为正,大量小微企业、个体工商户为了快速实

表3 基准回归结果

变量	(1) <i>nob</i>	(2) <i>nob</i>
<i>Robot</i>	0.264** (2.209)	0.341*** (2.816)
<i>lngdp</i>		-0.028** (-2.260)
<i>lnbs</i>		0.007 (0.512)
<i>gov</i>		-0.007 (-0.583)
<i>cre</i>		-0.016** (-2.429)
<i>lnSO₂</i>		-0.009*** (-2.762)
<i>lnvitality</i>		0.029*** (4.148)
常数项	0.341*** (5.866)	0.388** (2.460)
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	3014	3014
R ²	0.590	0.596

注：括号内为t统计值；*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。下表同。

现业务扩张往往采用灵活用工模式以控制成本，追求收入弹性，这一“成本—弹性”机制推高了非正规就业

占比。环境污染水平对非正规就业呈现显著负向影响，污染加剧会推动环保整治力度增强，无合规资质的小微非正规经营主体可能持续退出，引发非正规岗位供给收缩。

(二)稳健性检验

1. 替换解释变量

为进一步验证研究结论的稳健性，本文以城市每万名就业人员的新增机器人安装量(*robot*)作为工业智能化水平的替代变量进行稳健性检验^[5]。由表4列(1)可知，工业智能化水平的提升对非正规就业依然具有显著的正向影响，证实前文的研究结论具有稳健性。

2. 剔除中心城市

中心城市往往具有经济结构独特、政策倾斜明显、产业形态多样等特征，容易造成对结果的干扰，因此本文将省会城市、副省级城市以及四大直辖市定义为中心城市，包括北京、天津等35个城市，在剔除中心城市后重新回归分析，结果如表4列(2)所示。在排除中心城市的影响后，工业智能化对非正规就业的影响依旧显著。

3. 缩尾处理

为避免离群值对估计结果的干扰，对非正规就业在1%和99%分位数处进行缩尾处理，剔除极端异常值的影响，结果如表4列(3)所示。经缩尾处理后，工业智能化对非正规就业的正向促进作用依然显著，表明基准回归结果未受极端值干扰，进一步验证了结论的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	替换解释变量	剔除中心城市	缩尾处理	工具变量法	
	(1) <i>nob</i>	(2) <i>nob</i>	(3) <i>nob</i>	(4)第一阶段 <i>Robot</i>	(5)第二阶段 <i>nob</i>
<i>Robot</i>		0.285** (2.244)	0.356*** (3.008)		0.535*** (3.555)
<i>robot</i>	0.142*** (16.251)				
IV(<i>URobot</i>)				1.512*** (14.849)	
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	3014	2629	3014	3014	3014
R ²	0.630	0.611	0.604	1.000	0.013
K-P LM 检验				30.08***	
K-P W F 检验				220.487[16.38]	

注：中括号内为10%的临界值。

4. 工具变量法

本文进一步采用工具变量法来处理潜在的内生性问题。参照王林辉等(2023)^[8]的做法,构造美国机器人渗透度作为工业智能化水平的工具变量。美国是全球工业机器人技术和应用的领先者,其机器人渗透度能够反映全球工业智能化的技术趋势和应用方向,满足相关性要求。美国机器人渗透度不会受中国劳动力市场的反向影响,具有外生性,可有效规避内生性问题中的双向因果或遗漏变量干扰。同时美国机器人渗透度作为工具变量,只能通过中国工业智能化水平这一渠道间接影响非正规就业,满足工具变量的排他性假设。用同时期美国机器人存量数据构建机器人渗透度作为工具变量,公式如下:

$$URobot_{jt} = \sum_{i \in I} rate_{ji,t=2008} \times URobot_{i,t} \tag{9}$$

其中,2008年为基期, $URobot_{i,t}$ 表示美国*i*行业*t*年的工业机器人的存量,其余变量与前文一致。表4列(4)是第一阶段估计结果,工具变量与工业智能化水平之间存在正向关系,且在1%的水平上显著,满足相关性条件。其次,弱工具变量检验结果显示,K-P W F统计量(220.487)超越了10%显著性水平的临界值(16.38),表明不存在弱工具变量问题。最后,进行过度识别检验,K-P LM统计量对应的p值显著,证实工具变量是外生的,与扰动项无关联。以上结果表明本文所选用的工具变量具备有效性。列(5)的回归结果表明,在第二阶段回归中,工业智能化对非正规就业的影响与基本回归结果保持一致。

(三) 异质性分析

1. 区域异质性

西部地区涵盖了重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、内蒙古、广西等省(区、市),将西部地区以外的地区视为中东部,然后进行异质性

分析,结果如表5列(1)和列(2)所示。相较于中东部地区,工业智能化水平在西部地区的影响较大,且呈现显著的正向影响。这表明工业智能化对非正规就业的促进效应在西部更为突出。原因在于,西部地区处于承接产业转移的关键阶段,政策上有所倾斜,在推进智能化转型过程中,倾向于利用当地灵活的非正规就业劳动力来降低成本、快速响应市场,使政策红利更多地转化为非正规就业机会。

2. 城市规模异质性

根据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》,将常住人口超过1000万人的城市定义为超大城市,500万人至1000万人的为特大城市,100万人至500万人的为大城市,50万人至100万人的为中等城市,50万人以下的则归类为小城市。基于此标准,将中等城市与小城市合并统称为中小城市,其余划分为大城市,然后进行分组回归,结果见表5列(3)和列(4)。工业智能化水平在大城市显著为正,而在中小城市的影响系数未通过显著性检验,这表明工业智能化对非正规就业的促进作用主要体现在大城市。究其原因,大城市集聚了大量技能型与非技能型劳动力,工业智能化设备的推广和应用需要配套的辅助性劳动力,非正规就业者可通过短期培训快速适配岗位需求;此外,大城市的信息流通、要素配置效率更高,企业智能化转型产生的用工缺口能被灵活就业市场及时填补。反观中小城市,劳动力素质和供给规模相对有限,且技术转化和扩散速度较慢,难以形成智能化与非正规就业的联动效应。

3. 智能化水平异质性图

为了探究工业智能化水平对非正规就业的影响,以工业智能化水平的中位数为界,将高于中位数的地区界定为高智能化水平地区,低于中位数的地区界定

表5 异质性检验结果

变量	区域异质性		规模异质性		智能化水平异质性	
	(1) 中东部	(2) 西部	(3) 大城市	(4) 中小城市	(5) 低智能化水平	(6) 高智能化水平
<i>Robot</i>	0.231 (1.241)	0.411** (2.302)	0.493** (2.085)	0.203 (1.038)	0.320** (2.335)	3.890*** (3.245)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	2123	891	1078	1936	1474	1540
R ²	0.618	0.559	0.718	0.764	0.617	0.584

为低智能化水平地区,回归结果如表5列(5)和列(6)所示。结果显示,工业智能化在两类地区均对非正规就业具有显著促进效应,且高智能化水平地区的估计系数显著大于低智能化地区,表明工业智能化对非正规就业的促进作用在智能化基础较好的地区更为强劲。这是因为高智能化地区已形成更为成熟的产业生态与技术创新网络,智能化技术更容易与本地灵活就业形态深度融合,从而持续催生更多元化、高质量的非正规就业机会。

(四)作用机制分析

1. 产业结构转型

表6列(1)显示,工业智能化对产业结构转型具有显著正向影响,这表明工业智能化发展能推动产业结构向更高层次演进。原因在于智能化推动了生产方式的升级,加速资源向高附加值产业集中,进而推动产业结构高级化发展。列(2)显示,产业结构转型对非正规就业的影响系数亦显著为正,这意味着产业结构转型有效推动了非正规就业规模的扩大。综上,在产业结构向高级化转型进程中,工业智能化水平的提升虽然导致传统正规就业岗位有所减少,但高附加值产业往往伴随着更多灵活就业需求,为非正规就业者创造了大量新的就业机会,从整体上间接扩大了非正规就业规模,由此验证了假设H2。

2. 区域创新能力

表6列(3)显示,工业智能化对区域创新能力在1%的显著性水平上具有正向效应,表明工业智能化发展是提升区域创新能力的重要驱动力。其逻辑在于智能化设备的应用会倒逼企业加大研发投入,进而提升区域整体创新活力。列(4)显示,在控制了工业智能化的直接效应后,区域创新能力对非正规就业呈现显著的正向影响,创新活动会激活本地市场活力,催生新业态、新模式,衍生出大量灵活用工、个体经营等低门槛就业机会,扩大非正规就业的规模。同时,工业智能化对非正规就业的直接效应系数为0.328,且在1%的水

平上显著,表明其除了通过区域创新能力产生间接影响外,自身也对非正规就业有直接的促进作用,由此验证了假设H3。

表6 机制检验结果

变量	产业结构转型		区域创新能力	
	(1) industry	(2) nob	(3) lngin	(4) nob
<i>Robot</i>	0.464*** (2.875)	0.329*** (2.718)	1.543*** (3.397)	0.328*** (2.702)
<i>industry</i>		0.025* (1.714)		
<i>lngin</i>				0.009* (1.680)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	3014	3014	3014	3014
R ²	0.718	0.596	0.819	0.596

(五)门槛效应分析

依据熊彼特的“创造性破坏”理论,以人工智能为代表的技术创新在摧毁旧有就业结构的同时,创造了新的工作岗位与业态。工业智能化水平对劳动力市场的最终影响,从根本上取决于底层技术的演进阶段。人工智能技术创新水平是衡量这一技术积累水平的关键指标。那么,在不同阶段,工业智能化对非正规就业的影响是否存在结构性差异?这种影响是“替代效应”主导还是“创造效应”主导?为回答此问题,借鉴秦淑悦(2025)^[27]的做法,以人工智能专利授权量(加1取对数)衡量人工智能技术创新水平,并以产业结构转型、区域创新能力作为门槛变量来构建分段函数,从三个维度验证工业智能化对非正规就业的非线性影响。表7揭示了门槛变量的检验结果,本文利用Bootstrap自助法获得LM统计量F值和p值,重复次数为500,结果显示,单一门槛分别在1%与5%的显著水平上成立,双重门槛不显著,门槛值分别为

表7 门槛变量检验结果

门槛变量	门槛数	F值	P值	bs次数	临界值			门槛值
					10%	5%	1%	
<i>lnpatent</i>	单一门槛	62.41	0.000	500	22.6034	26.1349	36.1942	7.6885
	双重门槛	16.67	0.186	500	19.6984	24.4076	33.6445	—
<i>industry</i>	单一门槛	23.98	0.038	500	18.7590	22.5444	31.0559	6.9491
	双重门槛	9.58	0.482	500	16.4001	20.5121	24.7014	—
<i>lngin</i>	单一门槛	60.52	0.000	500	21.7857	26.5607	35.6292	10.8378
	双重门槛	23.71	0.174	500	52.7554	75.0496	96.2681	—

7.6885、6.9491 和 10.8378。

表 8 为门槛效应检验结果。模型的单一门槛值分别将变量划分为两个区间,结果显示,在每个区间内,工业智能化的系数均显著为正,这表明工业智能化对非正规就业始终存在显著的正向影响,进一步验证了假设 H1a。接着,进一步分析不同区间内影响系数的变化趋势。

表 8 门槛效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Robot</i> (<i>lnpatent</i> ≤7.6885)	0.309*** (2.578)		
<i>Robot</i> (<i>lnpatent</i> > 7.6885)	0.281** (2.338)		
<i>Robot</i> (<i>industry</i> ≤6.9491)		0.309** (2.561)	
<i>Robot</i> (<i>industry</i> > 6.9491)		0.299** (2.474)	
<i>Robot</i> (<i>lngin</i> ≤10.8378)			0.288** (2.402)
<i>Robot</i> (<i>lngin</i> > 10.8378)			0.259** (2.148)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	3014	3014	3014
R ²	0.604	0.599	0.604

列(1)显示,在人工智能技术创新水平处于较低水平(*lnpatent*≤7.6885)时工业智能化对非正规就业的促进作用相对较强;当跨越门槛时,影响系数降至0.281。这一变化趋势印证了智能技术发展初期,智能化产生的“替代效应”与“创造效应”共同作用于非正规就业,即新岗位的产生与产业链延伸带动大量灵活就业,表现出对非正规就业较强的促进作用。随着技术成熟,智能化的“替代效应”向中等技能认知劳动延伸,同时初期创造的“技术伴生型”岗位自身也被自动化所替代,导致对非正规就业的促进作用趋于减弱。

列(2)显示,在产业结构处于较低阶段(*industry*≤6.9491)时,工业智能化的回归系数显著为0.309,而当产业结构转型升级至较高阶段(*industry* > 6.9491)后,系数小幅回落至0.299。其原因在于,在产业结构转型初级阶段,智能化主要替代传统制造业中的低技能劳动,推动劳动力向非正规服务部门转移,从而扩大非正规就业规模。在产业结构向高级化转型后,虽然智能

化催生的新业态仍创造灵活就业岗位,但伴随产业体系整体升级,部分非正规就业岗位逐步向规范化、正规化方向演进,导致智能化对非正规就业的边际促进效应有所收敛。

列(3)显示,当区域创新能力较弱(*lngin*≤10.8378)时,工业智能化仍能显著促进非正规就业(系数0.288),随着区域创新能力增强突破门槛值(*lngin*>10.8378),其影响系数降至0.259。这说明,在创新能力较强的地区,智能化更易催生高技能、高附加值的正规就业岗位,而非正规就业群体由于技能水平不足、组织形式松散等限制,难以有效参与这类高质量就业机会的竞争,导致智能化对非正规就业的促进效应虽减弱但在统计上仍然显著。

综上,在不同门槛变量的不同区间内,工业智能化对非正规就业的影响存在动态演化趋势。当人工智能技术创新水平、产业结构转型与区域创新能力未达到门槛值时,工业智能化对非正规就业表现出较强的正向促进作用;当其跨越门槛值后,工业智能化对非正规就业规模扩大的促进作用将呈现边际效应递减趋势。由此,假设 H1b 得证。

六、结论与建议

(一)研究结论

工业智能化的发展深刻影响着劳动力市场。本文利用 2010—2020 年城市面板数据,系统考察了工业智能化对非正规就业的影响效应,得到如下结论:(1)工业智能化能够显著促进非正规就业规模扩张,这一结论在经过替换变量、缩尾处理、剔除中心城市及采用工具变量法等多种稳健性检验后依然成立。(2)异质性分析表明,工业智能化对非正规就业的正向促进效应在西部地区、大城市及高智能化水平区域更加显著,反映了不同场景下智能化转型模式与用工需求的差异。(3)作用机制分析揭示,工业智能化能够通过推动产业结构转型、促进区域创新能力提升两条路径,间接促进非正规就业规模扩张。(4)门槛效应分析表明,在工业智能化发展初期,工业智能化对非正规就业表现出较强的正向促进作用,随着人工智能技术创新水平、产业结构转型与区域创新能力逐步跨越门槛值之后,工业智能化对非正规就业规模扩大的促进作用边际递减。

(二)政策建议

基于上述研究结论,提出如下政策建议:

第一,完善非正规就业群体权益保障体系,强化就业技能培训工作。地方政府需完善新就业形态下的劳

动保障制度,制定与非正规就业者相适配的社保参保渠道,简化灵活就业过程中出现劳务纠纷时的处理流程,切实维护非正规就业群体的基本权益。充分利用社区培训站点和线上渠道,面向普通务工人员、灵活就业者开设智能产业相关的实用技能课程,提升就业人员能力。

第二,结合区域发展特征,实施差异化的智能化建设与就业扶持政策。重点加大西部地区智能化产业设施建设,充分挖掘更多本土就业岗位。发挥大城市与高智能化水平区域的示范引领作用,总结先进发展经验并向中小城市、低智能化水平区域推广。同时,地方政府要主动引导本地非正规就业逐步向规范化、稳定化的正规就业转型,做好就业帮扶工作。

第三,协同推进产业转型升级与区域创新能力提升,强化智能制造对就业扩容的内生动力。一方面,加快传统产业智能化改造,引导企业借助智能技术重构生产流程,提升价值链层级,拓展就业新空间;另一方面,加大科研投入力度,完善创新人才培养体系,聚焦基础研究和关键核心技术攻关,培养复合型创新人才,以区域创新能力提升驱动新业态、新岗位持续涌现,为就业提质扩量注入长效动能。

第四,精准把握门槛临界值,调控智能化正向作用的边际递减态势。结合工业智能化不同阶段对就业市场的差异化影响,灵活调整就业政策。对于尚未跨越门槛值的区域,应加快补齐智能技术发展短板,充分释放工业智能化对非正规就业规模扩张的正向作用。对于已跨越门槛值的区域,需及时调整就业政策的重心,由侧重规模扩张转向质量提升,延缓边际效应递减速度,保障就业市场在工业智能化进程中平稳过渡、稳步发展。◆

参考文献:

- [1]赵儒煜,高明宇.工业智能化如何影响劳动力技能结构[J].财经科学,2024(2):107-118.
- [2]Xiang J, Kong D, Zhang F. Labor cost, robots, and product quality[J]. China Economic Review, 2025(90):102373.
- [3]Mohapatra D B, Sahoo K C. Contributory social security and employment-based social protection for informal workers: moderating role of regulatory framework[J]. International Journal of Manpower, 2025, 46(5):836-852.
- [4]刘敏.数字经济背景下新就业形态的治理困境与政策协同:基于中国四大一线城市的实践比较研究[J].新经济,2025(10):55-68.
- [5]孙早,宗睿.工业智能化、劳动力技能结构与行业收入差距[J].中国工业经济,2025(1):62-80.
- [6]Wu K, Tang Z, Zhang L. A Study on the Impact of Industrial Robot Applications on Labor Resource Allocation[J]. Systems, 2025, 13(7):569.
- [7]Kim H. The impact of robots on labor demand: evidence from job vacancy data in South Korea[J]. Empirical Economics, 2024, 67(3):1185-1209.
- [8]王林辉,钱圆圆,宋冬林,等.机器人应用的岗位转换效应及就业敏感性群体特征:来自微观个体层面的经验证据[J].经济研究,2023,58(7):69-85.
- [9]Brambilla I, César A, Falcone G, et al. The impact of robots in Latin America: Evidence from local labor markets[J]. World Development, 2023, 170:106271.
- [10]Charalampidis N, Guillochon J. Searching for robots[J]. Economic Modelling, 2025, 152:107260.
- [11]Sohn M S. Effortlessness as the measurement of the impact of artificial intelligence (AI) adoption and innovation: Towards the theory of relative AI[J]. Technology in Society, 2025, 83:102962.
- [12]Rauch E, Dallasega P, Unterhofer M. Requirements and Barriers for Introducing Smart Manufacturing in Small and Medium-Sized Enterprises[J]. IEEE Engineering Management Review, 2019, 47(3):87-94.
- [13]Bonney K, Breaux C, Buffington C, et al. The impact of AI on the workforce: Tasks versus jobs?[J]. Economics Letters, 2024, 244:111971.
- [14]Joel K. Job Creators or Job Killers? Heterogeneous Effects of Industrial Robots on UK Employment[J]. LABOUR, 2021, 35(1):52-78.
- [15]Maciej A, Piotr L. The impact of ICT and robots on labour market outcomes of demographic groups in Europe[J]. Labour Economics, 2024, 87:102481.
- [16]Du J H, Tian M N, Yang Z L. How can robots coexist with labor employment?: Empirical evidence based on matching data of Chinese industrial robots[J]. Technology in Society, 2025, 28:103184.
- [17]赵玉帛,申嘉慧,刘焕,等.人工智能对产业结构高级化的影响:基于“国家新一代人工智能创新发展试验区”的证据[J].创新科技,2025,25(7):26-44.
- [18]Xia L, Han Q, Yu S. Industrial intelligence and industrial structure change: Effect and mechanism[J]. International Review of Economics and Finance, 2024, 93(PA):1494-1506.
- [19]刘东升,郑丽琳.工业智能化与产业升级:结构转型还是区位转移?[J].经济经纬,2024,41(2):65-76.
- [20]Liu Y, Cao Y, Lu M, et al. Automating efficiency: The impact of industrial robots on labor investment in China[J]. Economic Modelling, 2024(140):106849.

- [21] 丁焕峰, 张蕊, 周锐波. 制造业企业智能化转型及其创新效应研究: 基于企业生命周期理论的视角[J]. 产业经济研究, 2023(2): 83-96.
- [22] Yin Z H, Zeng W P. Path to sustainable development: Can industrial intelligence and technological innovation balance economic growth and environmental quality in China? [J]. Sustainable Development, 2024, 32(5): 4486-4504.
- [23] Blasco A S, Porres J T, Teruel M. AI, robots and innovation in European SMEs[J]. Small Business Economics, 2025, 65(1): 1-27.
- [24] 唐晓超, 王振. 城市服务业发展对非正规就业的影响研究[J]. 上海经济研究, 2025(10): 91-103.
- [25] 唐晓超, 王振, 刘明洋. 基于人口普查数据城镇非正规就业空间格局及其影响因素[J]. 经济地理, 2025, 45(6): 79-89.
- [26] 赵超, 杨光. 人工智能发展何以促进区域创新: 基于虚拟集聚和产业转型升级视角[J]. 区域经济评论, 2025(4): 71-83.
- [27] 秦淑悦. 工业机器人应用对劳动力空间错配的影响: 基于技术溢出与人口流动视角[J]. 浙江学刊, 2025(6): 192-203.

Research on the Impact of Industrial Intelligence on Informal Employment —— Empirical Evidence Based on the Application of Industrial Robots

Li Wenyong, Wang Fei

Abstract: Industrial intelligence is reshaping the structure and form of the labor market, but the mechanism and impact effect of its influence on informal employment still lack sufficient exploration. Based on the panel data of 274 cities in China, this study empirically examined the impact effect of industrial intelligence on informal employment and its transmission path. The research found that industrial intelligence significantly promotes the expansion of informal employment scale, and this positive effect is more prominent in the western regions, large cities, and areas with high levels of intelligence. Mechanism testing indicates that industrial intelligence mainly indirectly promotes the growth of informal employment through two paths: driving the transformation of the industrial structure to a higher level and enhancing regional innovation capabilities. Threshold effect analysis shows that this promoting effect presents a non-linear feature. After the intelligent technological innovation, industrial structure transformation, and regional innovation capabilities cross the threshold values, the marginal promoting effect gradually decreases.

Key words: Industrial Intelligence; Informal Employment; Industrial Structure Transformation; Regional Innovation Capabilities; Threshold Effect

(责任编辑: 新月)

科技创新与产业创新深度融合：水平测度、地区差异及收敛特征

路坤¹,王红²,谢婷婷^{1,3}

(1.新疆财经大学 金融学院,新疆 乌鲁木齐 830012;2.新疆财经大学 国际经贸学院,新疆 乌鲁木齐 830012;
3.新疆财经大学 新疆财政与金融协同创新研究中心,新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:推动科技创新与产业创新深度融合,是构建现代化产业体系的核心引擎。基于2015—2024年中国31个省份的面板数据,利用熵值法、Dagum基尼系数及其分解方法、核密度估计法和收敛模型,测度中国科技创新与产业创新深度融合水平并分析其地区差异以及空间收敛性。研究发现:第一,2015年以来中国科技创新与产业创新深度融合水平逐步上升,四大地区呈现“东部>中部>东北>西部”的分布格局。第二,中国科技创新与产业创新深度融合水平的整体基尼系数呈下降态势,且存在不平衡现象,地区间差异是总体差异的主要来源。第三,中国科技创新与产业创新深度融合水平存在空间正向关联特征,东部和中部地区省份多形成“H-H”集聚特征,西部和东北地区省份多形成“L-L”集聚特征。第四,中国科技创新与产业创新深度融合水平同时表现出 σ 收敛、绝对地区 β 收敛和条件 β 收敛特征。基于此,提出强化创新要素统筹配置、实施区域精准赋能策略和构建空间协同集聚机制等政策建议。

关键词:科产融合;熵值法;地区差异;空间收敛性

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)07-0060-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.07.006

一、引言

党的二十届四中全会明确提出“要加强原始创新和关键核心技术攻关,推动科技创新和产业创新深度融合”(以下简称“科产融合”),这一战略部署既是应对新一轮科技革命和产业变革的必然选择,也是实现高水平科技自立自强的关键抓手。科技创新作为产业创新的源头活水,为产业升级提供技术支撑;产业创新作为科技创新的终端载体,为技术迭代提供真实应用场景;二者深度融合程度直接影响我国的产业核心竞争力与在全球创新格局中的话语权,对推动经济高质量发展至关重要。中国信息通信研究院发布的《科技创新和产业创新融合的路径与评价体系研究(2025)》显示,我国科产融合发展指数自2019年的

100增长到2023年的138.2,彰显出融合发展的强劲韧性。然而,部分地区高质量原创成果不足,基础研究投入占比偏低,企业在重大科技项目方面的参与度低,创新供给与产业需求脱节,产业与科技“两张皮”现象、区域融合发展不平衡等情形依然存在。新形势、新任务与新业态交织下,如何构建科学的科产融合评价指标体系并测度其融合水平,进而剖析其区域差异、时空演进及空间收敛特征,对破解融合堵点卡点、推动深度融合提质均衡发展,具有重要理论与现实意义。

当前关于科产融合的研究主要聚焦于以下几个方面:一是理论研究层面,重点探讨科产融合的内涵界定^[1]、战略定位^[2]、发展模式^[3]、关键瓶颈^[4-5]以及实现

基金项目:国家社会科学基金项目“新疆民族地区财政与金融协同促进稳定脱贫的困境及优化路径研究”(20BMZ150);新时代党的治疆方略理论与实践研究课题“运用‘千万工程’经验推动新疆乡村全面振兴路径研究”(2024ZJFLY40);新疆财经大学科研创新项目“耐心资本助力数实融合发展的调查分析与对策——以中国(新疆)自贸区为例”(XJUFE2025D004)。

作者简介:路坤,通信作者,男,博士研究生,研究方向为数字经济、区域金融;王红,女,硕士研究生,研究方向为数字经济;谢婷婷,女,教授,博士生导师,研究方向为科技金融。

机理^[6-9]等方面。二是影响因素层面,地方政府、知识产权保护、全国统一大市场建设^[10]、产业链政策^[11]成为推动中国科产融合的重要外部力量。杨忠等(2026)^[12]研究发现,各地政府通过搭建供给引领、精准布局、生态培育为核心的创新资源调配体系,同步完善内部治理体系,有效推动了科产融合发展。庞国光等(2025)^[13]研究发现,知识产权示范城市建设通过强化顶层设计、增进跨区域创新协作联动、稳固企业创新核心主体地位以及吸纳专业技术人才四个维度推动了二者深度融合。此外,质量共性技术^[14]和人工智能技术^[15]是驱动科产融合的关键路径。三是测度方法层面,以多维度构建综合评价体系并运用熵值法为主要测度方法^[16-18],部分学者还使用耦合协调度模型进行测算^[19]。庞国光等(2026)^[20]从科技创新的主体、资源、环境和成果四个方面,以及产业创新的支撑、效益和潜力三个维度,对科产融合水平进行测度,并验证了大数据发展促进科产融合的作用路径。

虽然学者们围绕科产融合展开了诸多讨论,但是多为理论层面的探讨,定量分析仍相对较少。基于此,本文利用中国31个省份的面板数据,试图回答以下问题:中国科产融合水平如何?其地区差异与变动趋势

有何特征?厘清上述问题能够为培育新质生产力^[21]、推动中国科产融合发展以及构建现代化产业体系提供经验借鉴。本文的边际贡献主要体现在三个方面:第一,从科技创新和产业创新的投入系统、产出系统切入,构建中国科产融合水平评价体系,丰富了现有研究;第二,使用熵值法、Dagum基尼系数以及分解方法、核密度估计法等方法,对中国科产融合水平展开测度,并揭示全国、各省份以及四大地区的差异表现和动态演进特征;第三,以莫兰指数和收敛性模型分析了中国科产融合的空间收敛性特征,为构建区域协同发展机制提供了实证依据。

二、研究设计

(一)指标体系构建

科产融合本质上是由科技创新链与产业创新链的协同迭代、创新要素跨领域优化配置催生的产物,是科技创新投入与产出系统在产业场景中的创新应用,也是产业创新主体依托新质技术基础对产业资源进行融合、升级、拓展所创造的新型发展模式。基于此,本文分别从科技创新和产业创新的投入、产出系统切入,构建4个维度共13个三级指标的评价指标体系,并结合熵值法综合测算。具体如表1所示。

表1 中国科产融合水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	单位	权重
科技创新	科技创新投入系统	高等教育资源密度	普通高等学校在校学生数	人	0.036
		政府科技投入强度	科技支出占财政支出比重	%	0.073
		教育支出水平	财政支出中用于教育事业的投入规模	亿元	0.042
		研发人员数量	上市公司研发人员	人	0.135
	科技创新产出系统	专利申请数	专利申请数量	项	0.096
		专利授权数	专利授权数量	项	0.105
		技术市场成交额	技术合同成交额	亿元	0.088
产业创新	产业创新投入系统	高技术服务业人力投入	信息传输计算机服务和软件业从业人员数	人	0.092
		互联网基础设施	互联网宽带接入用户数	万户	0.032
		数字信息基础设施	电信业务收入	亿元	0.050
	产业创新产出系统	工业发展规模	规模以上工业企业利润总额	亿元	0.061
		高新技术产业规模	高新技术企业(国家级)数量	家	0.081
		未来产业发展规模	存量计算工业机器人渗透率	%	0.108

科技创新投入是科产融合的源头基础,投入规模与结构直接决定了技术供给的力度与质量。高等教育资源密度、教育支出水平指标呼应了“科教兴国、人才强国”战略^[22],这一战略是提升核心竞争力的关键举措,也为技术创新储备了核心智力要素。政府科技投入强度、研发人员数量体现了“科技自立自强”的导向,反映了政府与市场在研发资源配置上的协同效应,有

助于夯实科技创新基础能力。

科技创新产出是科产融合的技术供给核心,产出效能直接决定了产业端可吸纳的技术供给势能。专利申请数、专利授权数等指标契合了“强化知识产权保护”的政策要求,反映了地区技术创新的活跃度与知识产权创造能力,是衡量技术创新“量”的核心依据。技术市场成交额指标符合国家“促进科技成果转化”的部

署,体现了科技创新成果向产业端流动的效率,关注技术成果转化的“质”。

产业创新投入是深度融合的落地载体,投入布局与强度直接决定了产业端科技成果的落地能力。高技术服务业人力投入指标反映了高技术人才向产业端集聚的趋势,为产业承接技术成果提供了人力保障。互联网基础设施、数字信息基础设施指标契合了数字化、智能化的产业升级方向,是保障科产融合从“技术供给”走向“产业应用”的必要条件。

产业创新产出是深度融合的价值体现,产出质量直接反映了融合发展的实际成效。工业发展规模、高新技术产业规模指标紧扣国家“制造强国”战略定位^[23],反映了传统产业的升级成效与创新主体的培育质量,是产业能级提升的直观体现。未来产业发展规模指标贴合“大力培育新质生产力”的要求,工业机器人作为未来产业的新质劳动资料,其渗透率直接反映了产业智能化、自动化的程度,是未来产业规模化的重要支撑。

(二)研究方法

1. 熵值法

本文适用熵值法对科产融合水平进行测度。熵值法的核心优势在于依据各项指标的离散程度确定权重分配,规避了人为设定权重带来的主观性偏差。具体步骤如下:

第一,标准化处理。为规避指标在量纲、属性及数量级方面的差异影响,本研究借鉴高鹤鹏(2025)^[24]和屈怡等(2026)^[25]的做法,对正向指标进行标准化处理:

$$y_{ij} = \frac{p'_{ij} - p'_{j\min}}{p'_{j\max} - p'_{j\min}} \quad (1)$$

其中, i 代表省份, j 表示指标; y_{ij} 表示标准化值, p'_{ij} 表示原始值, $p'_{j\min}$ 、 $p'_{j\max}$ 分别表示原始值的最小、最大值。

第二,计算第 j 项指标下第 i 个评价对象占该指标所有样本值之和的比重。

$$g_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^n y_{ij}} \quad (2)$$

第三,计算指标的信息熵。

$$E_j = -\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^n g_{ij} \ln g_{ij} \quad (3)$$

第四,计算信息熵冗余度。

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

第五,计算评价指标权重。

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

第六,得到科产融合水平评价指标。

$$K_j = \sum_{j=1}^n w_j y_{ij} \quad (6)$$

2. Dagum 基尼系数及其分解方法

Dagum 基尼系数作为区域差异测度的经典方法^[26],能够有效刻画区域间发展差异并识别其差异的来源。具体计算公式如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}} = G_u + G_{nb} + G_t \quad (7)$$

$$G_u = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (8)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} D_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) \quad (9)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (10)$$

其中, k 表征区域数量, n 表征区域内样本数, n_j 和 n_h 表征第 $j(h)$ 个区域样本数, y_{ji} 和 y_{jh} 表征各区域科产融合水平, $\bar{y}$ 表征中国科产融合水平的均值, G_u 表征区域内差异, G_{jj} 表征第 j 组内的基尼系数, $p_j s_j$ 表征第 j 组样本权重与科产融合水平占全国总体权重的交乘项, G_{nb} 表征区域间差异, G_{jh} 表征相对影响系数, G_t 表征超变密度, $p_j s_h + p_h s_j$ 表示组 j 和 h 的交叉份额加权。

3. 核密度估计法

核密度估计法能够描述科产融合水平的分布特征及演进规律。参考陈钰芬等(2025)^[27]的做法,本文选用高斯核密度估计进行分析,具体公式如下:

$$k(x) = \frac{1}{Nh \sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^N e^{-\frac{(X_i - x)^2}{2h^2}} \quad (11)$$

其中, N 表征样本总量, h 表征带宽, X_i 表征第 i 个样本观测值, x 表征样本观测值的平均值。

4. 收敛模型

本文利用 σ 收敛和 β 收敛模型分析科产融合的空间收敛特征,参考孔晓妮和王鹤飞(2026)^[28]的方法,具体公式如下:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}} \bigg/ \bar{y} \quad (12)$$

$$\ln \left(\frac{KC_{i,t+1}}{KC_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \ln KC_{i,t} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln \left(\frac{KC_{i,t+1}}{KC_{i,t}} \right) + \gamma \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln KC_{i,t} + \theta_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, $\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}}$ 表征科产融合水平的标准差, y_i 表征第 i 个省份的科产融合水平, $\bar{y}$ 表征科产融合水平的均值, $\ln\left(\frac{KC_{i,t+1}}{KC_{i,t}}\right)$ 表征第 i 个省份在第 $t+1$ 年的增长率, $\ln KC_{i,t}$ 表征第 t 年的科产融合水平, β 表征收敛系数, W_{ij} 表征相邻距离空间权重矩阵, ρ 表征解释变量的空间效应系数, γ 表征自变量空间滞后系数, θ_i 和 η_t 分别表征省份固定效应和时间固定效应, ε_{it} 表征误差项。

计算 t 年内收敛速度 s 和半生命周期 τ :

$$s = -\ln(1 - |\beta|)/t \quad (14)$$

$$\tau = \ln 2/s \quad (15)$$

5. 莫兰指数

为考察中国科产融合水平的空间关联和集聚特征, 本文先采用全局莫兰指数分析各省的空间自相关性, 具体公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (16)$$

再采用局部莫兰指数分析局部空间集聚特征, 具体公式如下:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (17)$$

其中, I 表征全局莫兰指数; I_i 表征局部莫兰指数; x_i 和 x_j 分别表征省份 i 和省份 j 的科产融合水平, w_{ij} 为空间权重; $\bar{x}$ 表征样本均值; S^2 表征样本方差。

(三) 数据来源

本文以 2015—2024 年的 31 个省份 (不包括港澳台) 为研究对象, 数据主要来源于以下几个方面: 研发人员数量来源于上市公司财务报表, 累加至省级层面; 专利数据来源于国家统计局; 高新技术产业规模数据来源于科技部火炬高技术产业开发中心; 工业机器人数据来源于国际机器人联合会 (IFR)。其他基础指标数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业统计年鉴》以及各省份统计年鉴, 并以国家统计局的公开数据作为补充。部分缺失值采用线性插值法补全。

三、总体特征分析

(一) 综合测度结果

1. 全国及各省份科产融合水平

由表 2 可知, 2015—2024 年中国科产融合水平整体上呈稳步提升态势, 均值为 0.353, 反映出国家创新驱动发展战略取得了显著成效。具体看, 融合水平领先梯队包括广东、江苏、浙江、北京等, 这些省份绝大部分位于东部地区, 凭借雄厚的经济基础、密集的创新要素集聚与高效的产学研协同机制, 成为我国科产融合的标杆。融合水平落后梯队包括青海、西藏、海南、新疆等, 这些省份绝大部分位于西部地区, 受产业结构单一、地理区位约束及生态保护要求等因素影响, 导致其创新资源储备与产业转化动能相对不足。值得注意的是, 海南的融合水平处于落后梯队, 可能的原因在于, 其主导产业以旅游业、现代服务业和热带农业为主, 产业结构呈现“消费型经济”特征, 技术密集型制造业发展相对滞后, 即便种业、深海、航天等新兴产业已崭露头角, 但尚未形成规模化、链条化发展格局。

2. 四大地区科产融合水平

2015—2024 年, 四大地区^①科产融合水平差异明显, 呈现“东部(0.494)>中部(0.415)>东北(0.272)>西部(0.245)”的特征。东部地区在科产融合上居于引领地位, 其余区域的融合水平与东部地区差距较大, 因此要积极发挥东部地区的辐射带动作用, 推动各区域融合水平的协同提升。

(二) 地区差异及来源分解

1. 总体及地区内差异

由 Dagum 基尼系数及其分解结果 (见表 3) 可知, 中国科产融合水平的总体差异呈收敛态势, 从 2015 年的 0.270 波动下降至 2024 年的 0.260。分区域看, 东部内部差异先升后稳, 中部地区窄幅震荡, 西部地区先升后降, 东北地区则小幅波动后回落。从 2015—2024 年基尼系数的均值看, 四大地区内部差异由高到低为: 西部地区(0.252)>东部地区(0.212)>东北地区(0.102)>中部地区(0.092)。可能因为西部地区地域辽阔、省际资源禀赋与产业基础差距显著, 部分省份受地理区位与生态约束发展相对滞后, 导致内部科产融合水平分化明显。

① 根据国家统计局的划分方式, 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南; 中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南; 西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆; 东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江。

表2 2015—2024年中国科产融合水平综合测度结果

地区	省份	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年	2024年
东部	北京	0.544	0.567	0.578	0.583	0.598	0.611	0.648	0.653	0.644	0.635
	天津	0.294	0.295	0.284	0.288	0.294	0.301	0.313	0.309	0.308	0.307
	河北	0.337	0.352	0.367	0.368	0.382	0.399	0.415	0.414	0.420	0.426
	上海	0.376	0.385	0.403	0.419	0.434	0.463	0.490	0.502	0.477	0.445
	江苏	0.607	0.622	0.634	0.653	0.662	0.697	0.726	0.729	0.732	0.736
	浙江	0.540	0.555	0.574	0.592	0.611	0.637	0.665	0.681	0.682	0.683
	福建	0.333	0.348	0.364	0.395	0.411	0.421	0.430	0.429	0.431	0.432
	山东	0.534	0.532	0.539	0.536	0.546	0.575	0.602	0.609	0.619	0.629
	广东	0.652	0.693	0.729	0.776	0.807	0.836	0.860	0.872	0.865	0.859
	海南	0.115	0.124	0.115	0.120	0.137	0.146	0.153	0.160	0.167	0.173
均值		0.433	0.447	0.459	0.473	0.488	0.509	0.530	0.536	0.535	0.532
中部	山西	0.229	0.241	0.258	0.268	0.282	0.287	0.307	0.315	0.317	0.318
	安徽	0.410	0.434	0.444	0.465	0.465	0.487	0.509	0.525	0.539	0.553
	江西	0.305	0.316	0.339	0.346	0.361	0.378	0.393	0.402	0.404	0.406
	河南	0.393	0.407	0.422	0.439	0.484	0.485	0.484	0.490	0.503	0.515
	湖北	0.406	0.422	0.436	0.458	0.466	0.476	0.506	0.511	0.515	0.518
	湖南	0.362	0.369	0.383	0.399	0.414	0.445	0.462	0.461	0.475	0.488
	均值	0.351	0.365	0.380	0.396	0.412	0.426	0.444	0.451	0.459	0.467
西部	内蒙古	0.197	0.203	0.204	0.211	0.222	0.226	0.252	0.265	0.269	0.272
	广西	0.260	0.269	0.279	0.282	0.294	0.303	0.315	0.330	0.339	0.348
	重庆	0.279	0.264	0.266	0.274	0.277	0.320	0.334	0.336	0.324	0.310
	四川	0.399	0.417	0.436	0.453	0.454	0.469	0.494	0.500	0.507	0.515
	贵州	0.200	0.211	0.222	0.229	0.237	0.247	0.251	0.253	0.250	0.247
	云南	0.198	0.204	0.213	0.227	0.229	0.244	0.251	0.256	0.259	0.260
	西藏	0.066	0.042	0.057	0.090	0.100	0.099	0.096	0.097	0.101	0.106
	陕西	0.343	0.355	0.368	0.386	0.386	0.391	0.412	0.425	0.426	0.426
	甘肃	0.207	0.252	0.241	0.251	0.270	0.293	0.314	0.340	0.364	0.386
	青海	0.101	0.105	0.083	0.091	0.100	0.109	0.115	0.096	0.096	0.096
	宁夏	0.121	0.124	0.136	0.150	0.157	0.164	0.182	0.186	0.194	0.201
	新疆	0.113	0.117	0.124	0.140	0.137	0.143	0.160	0.169	0.163	0.157
	均值	0.207	0.214	0.219	0.232	0.239	0.251	0.265	0.271	0.274	0.277
东北	辽宁	0.318	0.315	0.322	0.335	0.345	0.358	0.368	0.373	0.379	0.384
	吉林	0.211	0.217	0.217	0.214	0.217	0.219	0.232	0.230	0.239	0.248
	黑龙江	0.234	0.229	0.231	0.235	0.241	0.247	0.250	0.252	0.255	0.258
	均值	0.254	0.254	0.257	0.261	0.268	0.275	0.283	0.285	0.291	0.297
全国均值		0.312	0.322	0.331	0.344	0.355	0.370	0.387	0.393	0.396	0.398

表3 2015—2024年中国科产融合水平的地区差异及来源分解结果

总体差异		2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年	2024年	均值
		0.270	0.273	0.276	0.271	0.267	0.266	0.264	0.264	0.261	0.260	0.267
地区内	东部	0.204	0.207	0.214	0.217	0.213	0.213	0.213	0.214	0.212	0.211	0.212
	中部	0.098	0.101	0.092	0.095	0.093	0.088	0.086	0.087	0.089	0.092	0.092
	西部	0.259	0.270	0.272	0.251	0.242	0.242	0.239	0.246	0.248	0.251	0.252
	东北	0.093	0.086	0.091	0.103	0.107	0.113	0.106	0.112	0.107	0.102	0.102
地区间	东-中	0.192	0.192	0.193	0.194	0.190	0.190	0.189	0.189	0.187	0.186	0.190
	东-西	0.311	0.315	0.319	0.310	0.305	0.304	0.301	0.300	0.297	0.295	0.306
	东-东北	0.231	0.237	0.244	0.248	0.246	0.248	0.248	0.249	0.245	0.241	0.244
	中-西	0.247	0.253	0.254	0.244	0.240	0.237	0.232	0.233	0.236	0.239	0.242
	中-东北	0.132	0.138	0.139	0.146	0.148	0.148	0.147	0.150	0.150	0.151	0.145
	西-东北	0.234	0.240	0.242	0.227	0.221	0.222	0.218	0.225	0.226	0.227	0.228
贡献率 (%)	地区内	22.274	22.600	22.604	22.603	22.302	22.410	22.465	22.841	23.054	23.246	22.640
	地区间	63.329	62.939	62.323	61.594	62.674	62.450	62.142	61.100	60.366	59.502	61.842
	超变密度	14.398	14.462	15.074	15.803	15.024	15.139	15.393	16.059	16.580	17.252	15.518

2. 地区间差异

从各地区间变动趋势看,中-东北的区域间差异呈上升趋势,东-西、东-中区域间差异呈先升后降趋势,中-西、西-东北呈先升后降再升趋势,东-东北呈先升后降再升的波动趋势。从基尼系数的均值看,东-西(0.306)地区间差异最大,其次是东-东北(0.244)、中-西(0.242)、西-东北(0.228)、东-中(0.190)、中-东北(0.145)。东部地区在数字经济、高端制造等技术密集型产业领域的创新资源集聚度与成果转化效率遥遥领先,与西部地区形成明显差异。

3. 差异来源

由表3可知,地区间差异的贡献率最大,但整体呈

下降趋势。其次是地区内贡献率、超变密度贡献率,且二者均呈上升趋势。三大差异的贡献率均值表现为“地区间(61.842)>地区内(22.640)>超变密度(15.518)”。

(三) 基于核密度估计的动态演进

由于篇幅所限,本文仅展示典型年份结果,以3年为限,图1汇报了全国及四大地区2015年、2018年、2021年和2024年科产融合水平的核密度估计结果。2015—2024年中国科产融合水平的核密度曲线核心位置与分布区间均持续向右移动,表明科产融合水平取得显著提升。曲线主峰高度不断降低、左侧分布边界逐步收缩、右侧呈现明显拖尾特征等变化,揭示出低

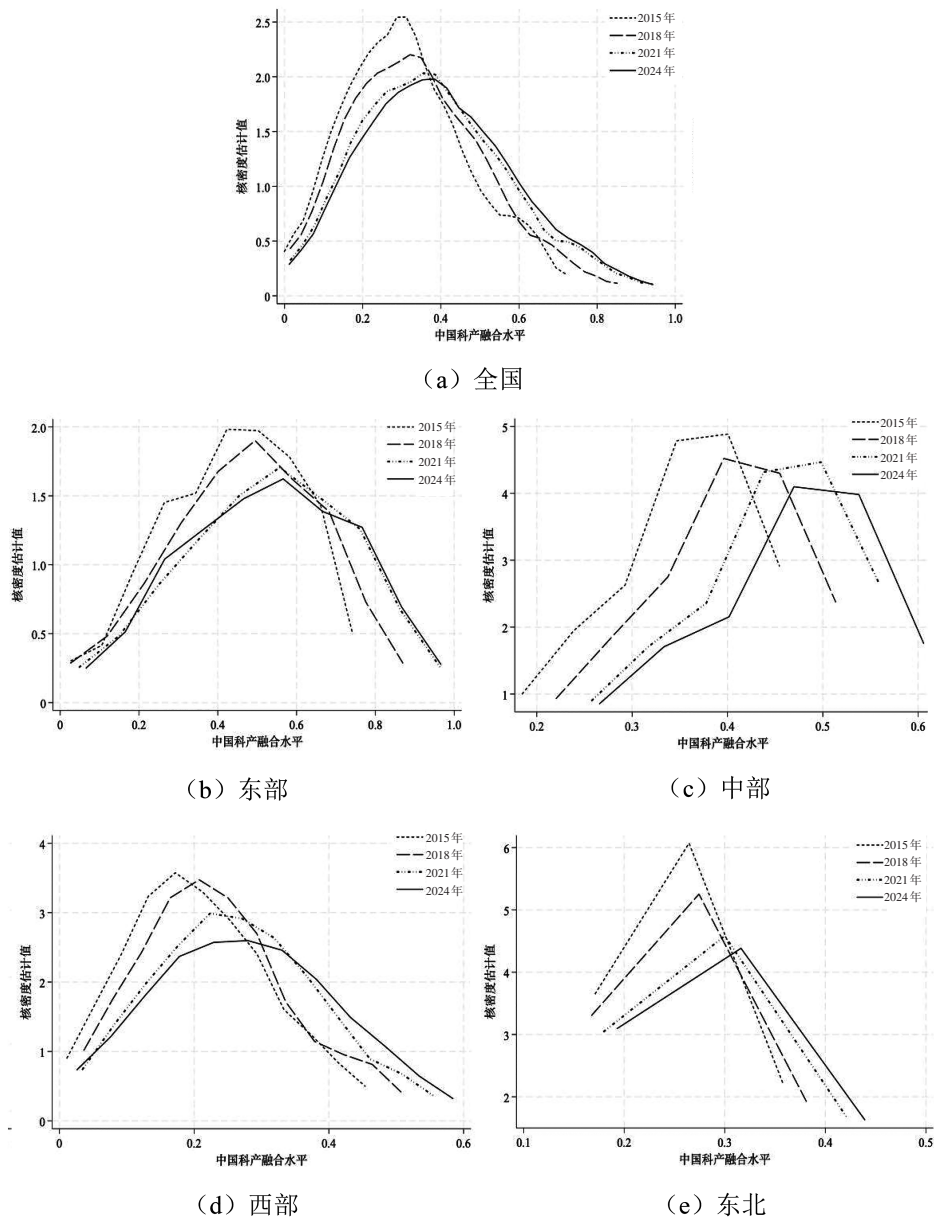


图1 全国及四大地区科产融合水平的核密度曲线图

水平省份科产融合水平正趋向于平均水平,高水平省份依然领先且优势明显。从地区层面看,东部、中部、西部和东北四大区域的核密度曲线均呈现右移特征,反映出四大地区的科产融合水平均实现了整体提升。

四、收敛特征分析

(一)全局自相关

为精准考察 2015—2024 年中国科产融合水平是否存在明显的空间相关性,本文采用相邻距离空间权重矩阵进行空间自相关检验,结果见表 4。可以发现,2015—2024 年全球 Moran's I 均大于 0,且 p 值均小于 0.05,表明中国科产融合水平存在显著的空间正相关性。

(二)局部自相关

为探究中国科产融合水平的空间集聚模式,本文分别绘制 2015 年、2018 年、2021 年和 2024 年的 Moran's I 散点图,具体见图 2。可以看出,绝大多数省份处于第一象限(“H-H”集聚)和第三象限(“L-L”集聚),少部分省份处于第二象限(“L-H”集聚)和第四象

表 4 2015—2024 年中国科产融合水平的
全局莫兰指数

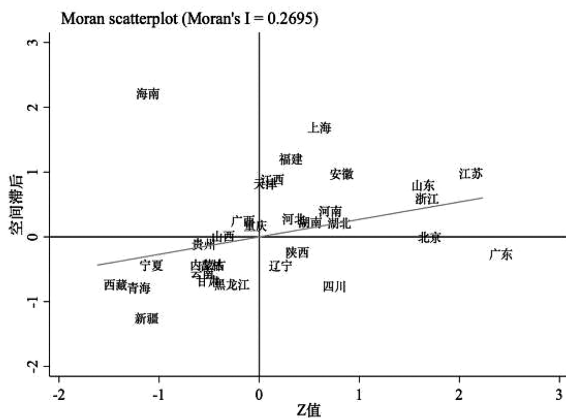
年份	Moran's I	p 值	年份	Moran's I	p 值
2015	0.270	0.005	2020	0.246	0.009
2016	0.251	0.008	2021	0.239	0.011
2017	0.244	0.010	2022	0.235	0.012
2018	0.223	0.015	2023	0.231	0.013
2019	0.232	0.012	2024	0.223	0.015

限(“H-L”集聚),说明中国科产融合水平在空间上呈现较强的集聚性。研究期内仅有少数省份实现向相邻象限跨越,绝大多数省份的象限归属未出现变动。

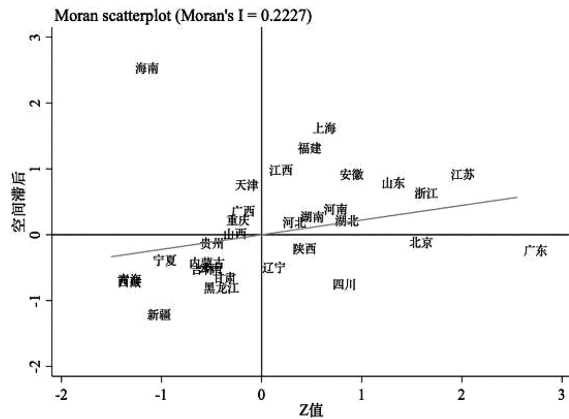
(三)空间收敛性

1. σ 收敛

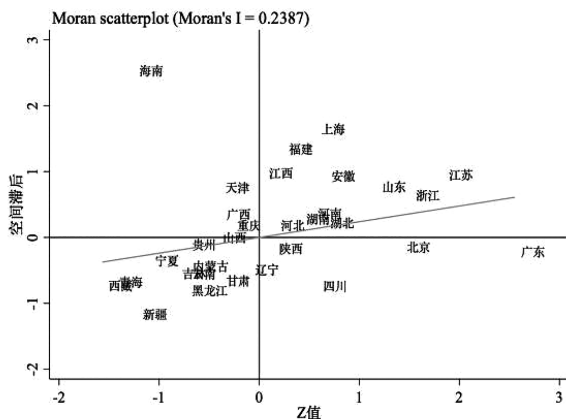
从图 3 可以看出,中国科产融合水平 σ 收敛系数出现显著下滑趋势。具体而言,2016—2017 年 σ 收敛系数短暂走强,2017—2019 年急剧下降,2019—2022 年缓慢下降,2022—2024 年又急剧下降。 σ 收敛系数越小,函数在该点附近的波动越小、收敛可能性越大。



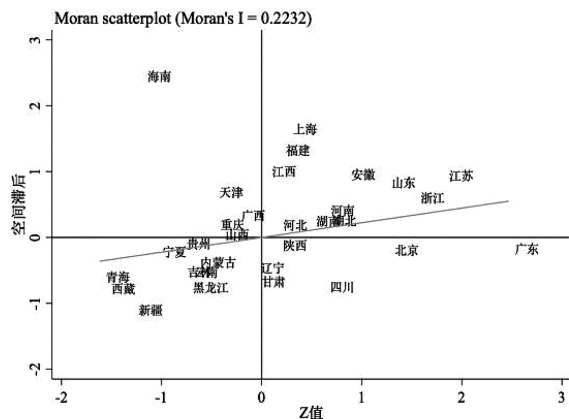
(a) 2015 年



(b) 2018 年



(c) 2021 年



(d) 2024 年

图 2 2015—2024 年中国科产融合水平的莫兰散点图

这表明中国科产融合水平在研究期内随着时间的推移进一步收敛。

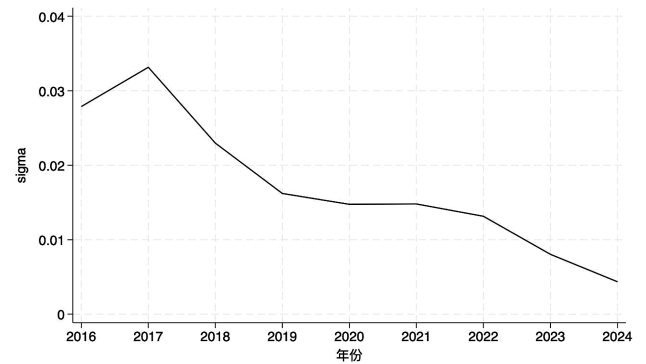


图3 中国科产融合水平σ收敛系数的演进趋势

2. 绝对β收敛和条件β收敛

本文利用β收敛模型进行空间绝对收敛和空间条件收敛分析,经LM检验发现SDM模型更适配本文的研究。从表5可知,绝对β收敛系数和条件β收敛系数分别为-0.396和-0.412,且均在1%的水平上负向显著,表明中国科产融合水平存在β收敛现象。由收敛速度s和半生命周期τ可知,无论是否具备外部干预或独特发展条件,科产融合水平相对滞后的省份正以显著且稳健的速度追赶融合水平较高的省份。

表5 中国科产融合水平的空间收敛性分析结果

变量	绝对β收敛	条件β收敛
β	-0.396*** (0.047)	-0.412*** (0.041)
省份固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
收敛速度s	0.050	0.053
半生命周期τ	13.863	13.078
N	279	279
R ²	0.136	0.141

注:***表示在1%的统计水平上显著,括号内为标准差。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2015—2024年中国31个省份的面板数据,利用熵值法、Dagum基尼系数及其分解方法、核密度估计法和收敛模型,测度了中国科产融合水平并分析了其地区差异和空间收敛性。研究结论如下:一是研究期内中国科产融合水平逐步上升,四大地区呈现“东部>中部>东北>西部”的分布格局。二是中国科产融合水平整体基尼系数呈下降态势,且存在不平衡现

象,地区间差异是总体差异的主要来源。三是中国科产融合水平存在空间正向关联特征,东部和中部地区省份多形成“H-H”集聚特征,西部和东北地区省份多形成“L-L”集聚特征。第四,在研究期内,中国科产融合水平同时表现出σ收敛、绝对β收敛和条件β收敛特征,预示着不同地区科产融合水平有望逐步趋同。

(二)政策建议

为更好地推动科产融合,本文提出如下政策建议:

第一,强化创新要素统筹配置,筑牢科产融合根基。科产融合是推动高质量发展的关键引擎,更是落实创新驱动发展战略的核心路径。一方面,聚焦创新投入与产出全链条,加大高等教育资源供给与研发人员培育力度,优化政府科技投入结构,强化“科教兴国、人才强国”与“科技自立自强”战略协同。另一方面,健全知识产权保护机制与科技成果转化体系,提升专利质量与技术市场流通效率,促进创新要素自由流动、优化配置。此外,要完善高新技术产业与未来产业扶持政策,推动工业机器人等新质生产力载体规模化应用,夯实科产融合的技术与产业基础。

第二,实施区域精准赋能策略,缩小融合发展梯度差距。针对东部>中部>东北>西部的区域分布格局及地区间差异主导的总体失衡特征,东部地区需依托创新资源集聚优势,聚焦数字经济、高端制造等领域深化产学研协同,形成可复制的融合发展模式并向其他区域辐射。中部地区应强化与东部地区的产业联动,承接技术转移与产业外溢,重点提升科技成果本地转化能力,打造融合发展“中部增长极”。东北地区需盘活传统工业基础,加大互联网与数字信息基础设施投入,培育高新技术产业与未来产业,激活融合发展内生动力。西部地区应结合资源禀赋与生态保护要求,优化财政与政策支持,重点加强高技术服务业人力投入与基础设施建设,通过“特色产业+科技创新”模式实现差异化发展。

第三,构建空间协同集聚机制,放大区域联动融合效应。立足融合水平空间正向关联及“H-H”“L-L”集聚特征,东部、中部地区应发挥技术与产业优势,搭建跨区域创新合作平台与产业联盟,推动创新要素向西部、东北地区辐射扩散,带动周边低水平地区协同提升。西部、东北地区需精准对接发达地区资源,建立对口协作机制,承接适宜性技术与产业转移,强化数字信息基础设施共建共享,逐步打破低水平集聚固化格局。完善省际间要素流动机制,消除创新资源跨区域配置

的制度壁垒,推动形成“高水平区域引领、低水平区域跟进”的联动发展模式。

第四,依托空间收敛发展规律,分类施策加速地区融合进程。结合 σ 收敛持续下降的演进趋势,科技部门应动态监测各省科产融合水平分化程度,对分化加剧的地区及时出台均衡化调控政策,避免局部省份差距再度拉大。针对绝对 β 收敛特征,地方各级政府应完善普惠性创新扶持政策,统一基础创新配套标准,弱化先天发展禀赋差距带来的约束,让中西部、东北省份依靠自身发展实现追赶。立足条件 β 收敛规律,各级财政应为不同地区匹配差异化配套条件,对西部、东北低集聚省份定向投放研发资金、技术人才、数字基建等收敛驱动要素,补齐科产融合所需外部条件。此外,各省级政府应打造省际协同发展先行区,强化毗邻省份协同发展,推动“H-H”高集聚地区建立常态化帮扶机制,引导“L-L”低集聚地区共享创新资源,借助空间溢出效应放大收敛速度,缩短科产融合水平趋同的半生命周期。◆

参考文献:

- [1]董颖,李春宇,谢雨轩,等.科技创新与产业创新融合发展格局与动态演进研究[J].科学学与科学技术管理,2025,46(12):49-69.
- [2]杨昊雯,刘奕.具身智能科技创新与产业创新深度融合:战略定位与发展生态[J].科学管理研究,2025,43(6):52-62.
- [3]李平,陈劲,盛朝迅,等.科技创新与产业创新深度融合的发展模式与路径机制:学习贯彻党的二十届四中全会精神[J].技术经济,2025,44(12):1-10.
- [4]乔榛.科技创新与产业创新深度融合的关键瓶颈与突破路径[J].求是学刊,2026,53(1):11-21.
- [5]姚树洁,陈锡毅.科技创新与产业创新融合发展:意义、挑战与战略[J].重庆大学学报(社会科学版),2025,31(3):1-19.
- [6]彭朝明.科技创新中心引领产业创新:理论逻辑、实现路径和对策建议[J].东岳论丛,2025,46(11):148-157.
- [7]袁航.科技创新与产业创新深度融合:内在逻辑、现实困境与提升路径[J].理论学刊,2025(6):23-31.
- [8]周玉,徐守坤,沈希,等.科技创新与产业创新深度融合(笔谈)[J].中国高教研究,2026(1):43-57.
- [9]杨丹辉.推动科技创新和产业创新深度融合[J].人民论坛,2025(23):41-45.
- [10]吴艳,罗栋,贺正楚.全国统一大市场建设对科技创新和产业创新融合的影响[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2025,49(6):73-80.
- [11]尹西明,王新宇,陈锋.产业链政策如何促进科技创新与产业创新深度融合:基于中国278个地级市的证据[J].北京理工大学学报(社会科学版),2025,27(5):130-150.
- [12]杨忠,宋孟璐,孙佳怡.螺旋式聚合:地方政府如何推动科技创新与产业创新深度融合?[J/OL].中国行政管理,1-14[2026-05-27].<https://link.cnki.net/urlid/11.1145.D.20251230.1018.008>.
- [13]庞国光,李琳,郭东.知识产权保护何以赋能科技创新和产业创新融合?[J].改革,2025(12):141-157.
- [14]张蕾蕾,高勇,徐畅.质量共性技术促进科技创新和产业创新深度融合的功能与路径研究[J].中国工业经济,2026(3):32-54.
- [15]闫国栋,刘庆龄.人工智能驱动科技创新与产业创新融合的逻辑理路与优化路径[J].中国科技论坛,2026(3):54-64.
- [16]罗雄.人工智能科技创新与产业创新融合赋能共同富裕的实证检验[J].统计与决策,2026,42(12)100-105.
- [17]龙志,陈湘州.国家人工智能创新应用先导区建设对企业两创融合的影响研究——基于双重机器学习的因果推断[J].工业技术经济,2026,45(4)99-110.
- [18]郭东,李琳,刘展豪,等.公共数据开放何以赋能科技创新和产业创新融合发展?[J].软科学,2026,40(5)11-17.
- [19]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.
- [20]庞国光,李琳,刘展豪,等.大数据发展如何推动科技创新和产业创新融合[J].经济评论,2026(2):3-17.
- [21]盖凯程,韩文龙.以科技创新与产业创新深度融合培育和发展新质生产力[J].经济研究,2025,60(10):23-38.
- [22]陈丽珍,赵昕东.中国省域人力资本的测度与时空演化分析[J].统计与决策,2025,41(3):59-63.
- [23]刘华军,史淑翌.推动科技创新和产业创新深度融合的内在逻辑与实践进路[J].数量经济技术经济研究,2026,43(2)5-29.
- [24]高鹤鹏.实体经济和数字经济深度融合:水平测度与时空演进格局[J].企业经济,2025,44(3):102-112.
- [25]屈怡,许芳,刘平平.中国智能经济高质量发展水平测度及收敛特征[J].企业经济,2026,45(04):51-60.
- [26]Dagum C. Decomposition and interpretation of Gini and the generalized entropy inequality measures[J]. Statistica, 1997, 57(3): 295-308.
- [27]陈钰芬,龚佳怡,潘小艺.省域新质生产力发展水平测度及比较[J].科学学与科学技术管理,2025,46(10):166-183.
- [28]孔晓妮,王鹤飞.沿黄河流域城市绿色智慧发展水平的测度、时空演变及收敛性分析[J].当代经济,2026,43(6):41-51.

Measurement of the Integration Level, Regional Disparities, and Convergence Characteristics between Technological Innovation and Industrial Innovation

Lu Kun, Wang Hong, Xie Tingting

Abstract: Deep integration of scientific and technological innovation with industrial innovation serves as the core engine for building a modern industrial system. Based on panel data from 31 Chinese provinces between 2015 and 2024, this study employs entropy method, Dagum Gini coefficient and its decomposition, kernel density estimation, and convergence models to measure the level of deep integration between scientific and technological innovation and industrial innovation in China, and to analyze regional disparities and spatial convergence. The findings indicate: first, since 2015, the level of deep integration has gradually increased, with a distribution pattern across four major regions showing “east > central > northeast > west.” Second, the overall Gini coefficient of integration shows a declining trend, reflecting persistent imbalance, where inter-regional differences are the primary source of overall disparity. Third, there is positive spatial correlation in the integration level, with provinces in the eastern and central regions predominantly exhibiting an “H-H” agglomeration pattern, while those in the western and northeastern regions mostly display an “L-L” agglomeration pattern. The Fourth, the level of deep integration between scientific and technological innovation and industrial innovation in China simultaneously exhibits characteristics of σ -convergence, absolute β -convergence, and conditional β -convergence. Based on this, policy recommendations are proposed, including strengthening the coordinated allocation of innovation resources, implementing targeted regional empowerment strategies, and establishing mechanisms for spatially coordinated agglomeration.

Key words: Integration of Industry and Innovation; Entropy Method; Regional Disparities; Spatial Convergence

(责任编辑:杨扬)

基础创新—研发创新—产业创新 耦合协调:时空演化及影响因素

王格格,赵盼

(河南牧业经济学院 经济与贸易学院,河南 郑州 450044)

摘要:推动基础创新、研发创新与产业创新的深度融合与协同发展,是提升国家创新体系整体效能、实现科技自立自强的关键。基于2009—2023年中国省域面板数据,构建基础创新—研发创新—产业创新三大子系统综合评价指标体系,利用熵权法与耦合协调度模型测度其协调水平,并综合运用Dagum基尼系数及其分解、核密度估计、莫兰指数与空间杜宾模型,系统考察其时空格局、区域差异来源、动态演进趋势及空间效应。研究发现:(1)三大创新系统耦合协调度持续提升,但存在“东部领先、中部崛起、西部追赶”的显著梯度格局与“单极分化”特征。(2)区域间差异是总体差异的主要来源,且绝对差异维持在较高水平。(3)耦合协调度存在显著的空间正相关性,长三角为稳定的“高一高”集聚区,西部则呈“低—低”集聚,粤港澳大湾区的辐射带动效应日益增强。(4)技术与经济是三大创新系统耦合协调的核心引擎,政府投入是关键引导,人才与交通是基础支撑,但是外资的作用还未充分显现。

关键词:基础创新;研发创新;产业创新;耦合协调;时空演化

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)07-0070-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2026.07.007

一、引言

在全球科技竞争日趋激烈的背景下,构建高效协同的国家创新体系已成为提升国家核心竞争力的关键。基础创新、研发创新与产业创新作为创新活动的三大核心环节,其有机衔接与协同互动程度,直接决定着科技成果转化效率和国家创新体系整体效能。党的二十届四中全会将“科技自立自强水平大幅提高”列为“十五五”时期主要目标,充分体现了推动创新系统协调发展的重要性和紧迫性。

国外学者较早将创新视为包括创意产生、创意转化与创意扩散三个阶段的连续过程^[1]。有学者将创新流程划分为创意产生和动员、筛选和宣传、实验、商业化、传播和实施五个独立的阶段^[2]。国内学者基本使用整体论^[3]、创新技术开发与成果转化两阶段论^[4-5]、创新三阶段论开展研究。刘树林等(2015)^[6]将创新过

程定义为技术开发、技术转化、产业化三个阶段;毕鹏翔等(2022)^[7]将创新过程定义为科学创新、研发创新、产业创新三个阶段。总体而言,创新涵盖从科学思想萌发到产生经济社会价值的整个流程,可概括为科学创新、技术创新(研发创新)、产业创新三个环节。第一阶段的创新主体为高校、科研院所等机构,创新成果为专利和学术论文等原创性基础性研究^[8],常用科学论文与专利文献表征科学与技术创新成果^[9-10]。第二阶段是技术性投入转化为技术性产出的过程,是对中间试验阶段的扩展,完成从技术开发到试生产的技术问题,以满足生产需要^[6]。第三阶段的产业创新主要进行技术开发扩散与产业发展,这一阶段主要实现市场和商业模式创新^[11-12],能够创造新的产业、改造和升级现有产业以及创新现有产业发展模式,一般使用新产品销售收入表征产业创新成果^[13]。在测度方法方面,

基金项目:河南省哲学社会科学一般项目“河南省金融数字化赋能企业债务风险治理的机制与路径研究”(2024CJJ020);河南牧业经济学院博士科研启动基金项目“数实融合对制造业绿色发展的影响机制与效应研究”(2024HNUAHEDF004);河南省教育厅人文社会科学研究项目“人工智能驱动河南省制造业科技创新与产业创新融合发展的机制与路径研究”(2026-ZDJH-565)。

作者简介:王格格,女,博士,讲师,研究方向为产业经济;赵盼,女,博士,讲师,研究方向为计量经济学。

现有研究主要使用数据包络分析法测量创新效率^[14-15],通过构建指标体系评估区域创新能力^[16],还有学者采用社会网络分析法研究创新合作网络^[17]和知识流动网络^[18]。

综上所述,现有研究对创新系统进行了多角度探索,本文在此基础上进行了以下拓展:一是在研究视角上,突破对单一创新环节或整体创新效率的考察,将基础创新、研发创新与产业创新视为一个有机连贯系统,从耦合协调视角系统揭示三者互动关系的时空演变规律。二是在研究方法上,综合运用熵权法、耦合协调度模型、Dagum 基尼系数及其分解、核密度估计与空间杜宾模型等多种方法,测算耦合协调度,解析区域差异来源、动态演进趋势及空间溢出效应,实

现对三大创新系统协同发展格局的多维度、系统性考察。三是在衡量指标上,基于“投入—过程—产出”逻辑,构建多维度综合评价指标体系,以体现创新活动的多阶段性与系统间交互作用的本质,对既有研究框架进行了补充拓展。

二、基础创新—研发创新—产业创新三大创新系统的耦合作用机理

(一)基础创新系统

基础创新是创新的“源头活水”与“知识库”,专注于产生新知识、新原理、新方法^[19],其产出并非直接面向市场,而是为后续应用性创新提供理论支撑和可能性,以探索未知、追求新知识、发现新规律为根本目的,核心是科学发现和原理验证^[20]。

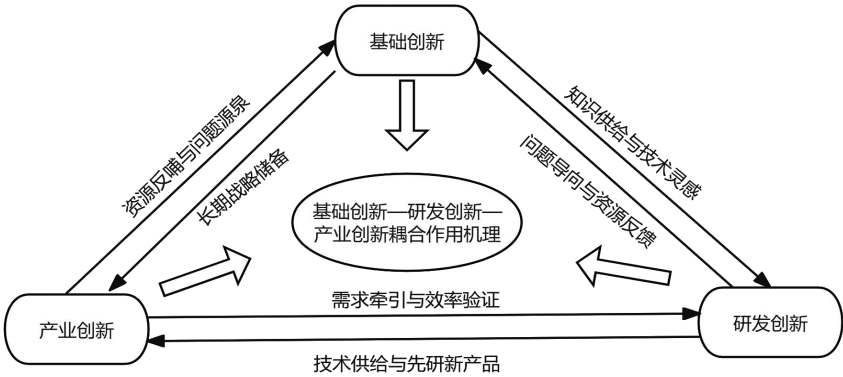


图1 基础创新—研发创新—产业创新三大创新系统的耦合作用机理

(二)研发创新系统

研发创新系统将基础创新产生的知识,转化为可供产业化的具体技术方案、产品原型和工艺方法,承担将“想法”变为“蓝图”的关键角色,是在基础知识创新提供的知识和原理基础上,以创造新技术、新工艺、新产品原型为目的的创新^[21]。

(三)产业创新系统

产业创新系统将研发成果进行大规模生产、市场推广和商业化,最终实现其经济价值和社会价值,关注的是效率、规模、效益和市场竞争能力,聚焦如何将研发阶段形成的技术成果成功推向市场,转化为具有市场竞争力的商品或服务,完成从“技术”到“产品”再到“商品”的跨越,最终实现技术的经济价值和社会价值。

(四)系统间的互动作用

一是基础创新系统与研发创新系统。基础创新产出的有效发明专利和高校论文或专利,为研发创新提供了最直接的知识来源和技术灵感。研发人员基于这

些知识开展新产品开发项目,在新产品开发和试验发展过程中,会遇到无法用现有理论解决的技术瓶颈,这为基础研究提出了新的科学问题,推动基础创新的深化。

二是研发创新系统与产业创新系统。研发创新产出的新产品开发项目、实用新型和外观设计专利是产业创新系统最直接的投入品。这些成果决定了产业部门能生产什么、用什么技术生产。市场对产品性能、成本、质量的反馈是检验研发成果成败的最终标准,直接影响后续的研发方向。

三是基础创新系统与产业创新系统。基础创新产生的根本性突破,可能通过研发系统长时间转化后,最终催生出全新的产业。

三、研究设计

(一)数据来源与指标设计

Jefferson 等(2006)^[22]指出,规模以上工业企业在我国工业中居于重要地位,因此,本文选择规模以上工

业企业为研究对象。以中国30个省份(不含港澳台和西藏)为样本,分析2009—2023年各省份规模以上工业企业的基础创新—研发创新—产业创新三大创新系统之间的耦合协调程度及其影响因素。数据来源于相关年份的《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省

份的统计年鉴,部分缺失数据采用插补法补齐。

本文借鉴杜明月和范德成(2019)^[23]、杨浩昌等(2021)^[24]、张雪琳等(2022)^[25]的研究,基于指标体系的系统性、可操作性和独立性等原则,构建包含基础创新系统、研发创新系统与产业创新系统三大创新系统共18个具体指标的评价指标体系,见表1。

表1 基础创新—研发创新—产业创新评价指标体系

系统	指标	单位	权重
基础创新系统	高校R&D经费内部支出(企业资金)	万元	0.1314
	R&D人员(非试验阶段)全时当量	人年	0.1731
	工业企业非试验阶段R&D投入	万元	0.1841
	工业企业当年有效发明专利数	件	0.2376
	论文数量(按企业R&D占比)	篇	0.0831
	专利数量(按企业R&D占比)	件	0.1909
研发创新系统	工业企业试验阶段R&D投入	万元	0.1713
	试验应用阶段科技活动人员	人	0.0931
	技术引进经费、购买国内技术经费和技术改造经费之和	万元	0.1045
	工业企业新产品开发经费支出	万元	0.1974
	工业企业新产品开发项目数	项	0.2127
	工业企业实用新型、外观设计	件	0.2210
产业创新系统	工业企业劳动生产率	万元/人	0.0520
	工业企业除R&D外净从业人员	人	0.1517
	工业企业资产总计	万元	0.0653
	工业企业主营业务收入	万元	0.1381
	工业企业新产品销售收入	万元	0.2338
	工业企业出口交货值	万元	0.3591

(二)研究方法

1. 耦合协调度模型

采用熵权法对基础创新系统、研发创新系统与产业创新系统的发展水平进行量化评估,随后引入耦合协调模型,以测度三者之间的协同发展程度^[26-27]。耦合协调度的取值范围为0到1,数值越高,表明三大创新系统间的协调状态越好。

第一步:计算各子系统的综合评价价值。

针对指标标准化(无量纲化),本文采用极差法:

$$\text{正向指标: } X_{ij'} = \frac{X_{ij} - \min(X_j)}{\max(X_j) - \min(X_j)} \quad (1)$$

$$\text{负向指标: } X_{ij'} = \frac{\max(X_j) - X_{ij}}{\max(X_j) - \min(X_j)} \quad (2)$$

其中, i 代表样本, j 代表指标。

计算各子系统的综合评价价值 U_k :

$$U_k = \sum w_j \times X_{ij'} \quad (3)$$

其中, $k=1,2,3$; w_j 是指标 j 的权重, $\sum w_j=1$; U_k 值越大,代表该子系统发展水平越高。

第二步:计算三个子系统的耦合度 C 。

$$C = \left[\frac{U_1 \times U_2 \times U_3}{\left(\frac{U_1 + U_2 + U_3}{3} \right)^3} \right]^{\frac{1}{3}} \quad (4)$$

第三步:计算综合协调指数 T 。

$$T = \alpha U_1 + \beta U_2 + \gamma U_3 \quad (5)$$

其中, α, β, γ 为各子系统的权重,且满足 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。

1. 本文认为三个系统同等重要,取 $\alpha = \beta = \gamma = 1/3$ 。

第四步:计算耦合协调度 D 。

$$D = \sqrt{C \times T} \quad (6)$$

D 的取值范围为0到1。 D 越接近1,说明系统间的协调性越好;越接近0,说明系统间的协调性越差。

2.核密度估计法

核密度估计是一种基于连续密度曲线的非参数概率密度估计方法。相较于其他估计方式,核密度估计对模型假设的依赖性较低,具备更强的稳健性。公式如下:

$$f_j(y) = \frac{1}{n_j h} \sum_{i=1}^{n_j} K\left(\frac{y_{ji} - y}{h}\right)$$
 (7)

其中, $K(\cdot)$ 表示核密度估计,描述了 y 邻域内所有样本点 y_{ji} 所占的权重, h 代表带宽。

3.Dagum 基尼系数及其分解方法

Dagum 基尼系数可将总体基尼系数 G 分解为三部分:区域内差异贡献 G_w 、区域间差异贡献 G_{nb} 和超变密度贡献 G_t 三部分:

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / 2n^2 \bar{y}$$
 (8)

其中, y_{ji} 和 y_{hr} 是 j 地区和 h 地区内某一省份的三大创新系统耦合协调水平, $\bar{y}$ 表示各省份三大创新系统耦合协调水平的均值, n 代表省份的个数, n_j 和 n_h 是 j 地区和 h 地区的省份个数。

$$G = G_w + G_{nb} + G_t$$
 (9)

4.空间自相关估计方法

全局空间自相关指数主要从全域视角探究研究对象空间相关和空间差异程度。本文采用全局莫兰指数度量三大创新系统耦合协调水平的全局空间相关性。此外,本文采用局部莫兰指数 Moran's I 分析相邻地区三大创新系统耦合协调的集聚趋势。空间自相关指数在全局与局部层面均涉及空间权重矩阵的构建,本文选取地理距离空间权重矩阵作为基准矩阵。

四、基础创新—研发创新—产业创新耦合协调的时空演化

(一)耦合协调变化特征

表2汇报了2009—2023年全国整体及东部、中部、西部三大地区三大创新系统耦合协调度的变动趋势。

从整体趋势看,全国三大创新系统的耦合协调度呈现稳步上升态势,从2009年的0.1978提升至2023年的0.3725,表明我国基础创新、研发创新和产业创新三者之间的协同互动关系不断增强,创新生态系统的整体效能逐步优化,创新活动的连贯性和相互支撑作用有所改善。特别是2020年以后耦合协调度提升速度有所加快,这可能得益于国家创新驱动发展战略的深入实施及对科技创新体系整体效能的重视。

表2 三大创新系统耦合协调水平整体及分地区的时间演变趋势

年份	整体	东部	中部	西部
2009	0.1978	0.2727	0.1914	0.1275
2010	0.2122	0.2945	0.2060	0.1344
2011	0.2276	0.3162	0.2188	0.1455
2012	0.2382	0.3318	0.2276	0.1523
2013	0.2480	0.3454	0.2402	0.1562
2014	0.2568	0.3590	0.2460	0.1623
2015	0.2568	0.3592	0.2442	0.1636
2016	0.2656	0.3726	0.2534	0.1676
2017	0.2749	0.3845	0.2664	0.1714
2018	0.2842	0.3986	0.2719	0.1787
2019	0.2973	0.4125	0.2919	0.1860
2020	0.3195	0.4429	0.3118	0.2016
2021	0.3426	0.4742	0.3376	0.2148
2022	0.3575	0.4933	0.3487	0.2281
2023	0.3725	0.5133	0.3638	0.2379

从区域差异看,各地区耦合协调度发展存在显著的不平衡性。东部地区的耦合协调度始终遥遥领先,且历年均高于全国整体水平。这得益于东部地区雄厚的经济实力、优越的人才集聚效应、完善的产业链配套以及活跃的创新创业氛围,为三大创新系统的紧密衔接与高效互动提供了得天独厚的条件。中部地区的耦合协调度位居第二,整体发展态势稳健,与全国平均水平的差距逐渐缩小,甚至部分年份接近全国整体水平,显示出较强的追赶势头和发展潜力。西部地区的耦合协调度相对最低,虽与东部、中部地区存在明显差距,但其年均增长率保持了稳健步伐,“追赶效应”正在逐步显现。

(二)耦合协调空间特征

基于表3的耦合协调度得分,分别分析2009年、2014年、2019年与2023年各省份三大创新系统耦合协调的空间格局。2009年,所有省份的协调度均处于0.4(濒临失调)以下,且绝大部分省份分布在中度失调、严重失调乃至极度失调区间。2023年,江苏、广东已进入良好协调甚至优质协调区间;浙江、山东等省份也达到了中级或初级协调水平;而处于轻度协调的众多中、西部省份,也实现了向濒临失调甚至勉强协调的等级跃迁。这表明我国三大创新系统之间的协同互动关系不断增强,创新生态系统的整体效能逐步优化。

2009年,各省份的耦合协调水平呈现“多点萌芽”式的点状分布的特点,区域失衡显著。江苏、广东、浙

江处于轻度失调等级,是全国的创新高地。中部及东北部分省份如辽宁、湖北、河南等,处于中度失调区间。西部地区除四川为中度失调外,绝大部分省份处于严重失调乃至极度失调状态。

2014年,我国三大创新系统耦合协调“东高西低”的带状格局显现。随着东部省份协调度的持续攀升(江苏已进入勉强协调阶段),高协调度省份开始沿

东部海岸线连片分布,形成了清晰的沿海高速协调带。同时,湖北、河南、安徽等中部地区部分省份虽仍处于中度失调区间,但已呈现向轻度失调迈进的趋势。

2019年,三大创新系统耦合协调“核心—外围”的面状格局强化,“多点开花”态势愈发明显。东部沿海地区已整体迈入更高水平的协调等级(江苏、广东已达初级协调以上),且其辐射带动效应进一步增强。安徽、湖北、河南等中部地区省份成功跃迁至轻度失调区间,成为新的创新协同增长极。西部地区也表现出强劲的“追赶效应”,四川已进入轻度失调等级。

2023年,三大创新系统耦合协调实现了“点一线一面”协同发展,“多点开花”之势已然呈现。东部地区处于绝对领先地位,其中广东、江苏、浙江、山东位居全国前列,成为带动全国创新协同发展的核心引擎。中部及东北部分省份显著提升,成为重要支撑。湖北、安徽、湖南、河南等省份已跃升至濒临失调区间,与东部地区的相对差距逐渐缩小。西部地区也得到整体改善,“追赶效应”明显。四川、陕西、重庆等省份表现尤为突出,已达到濒临失调或轻度失调水平,成为西部地区创新协同的先行者。

(三)耦合协调平均水平差异

从2023年数据看,广东和江苏稳居全国前两位,且绝对优势持续扩大,已从初级协调跃升至良好协调乃至优质协调水平,成为全国创新协同发展的引领者。这得益于其雄厚的产业基础、活跃的企业创新、雄厚的财政投入以及高度集聚的人才与技术资源。

浙江和山东构成第二梯队。两省依托强大的制造业基础和完善的产业链,在推动产业创新与研发转化方面表现突出,协调度稳步提升。北京和上海作为传统的科技资源高地,具有雄厚的基础研究实力和研发投入。虽然绝对数值排名并非最前,但其创新质量与策源功能至关重要,为其他省份输送了大量知识与技术。

湖北、安徽、湖南、河南、四川等其余省份共同构成了第三梯队。这些省份特别是中部地区省份,正成为连接东部创新前沿和西部开发腹地的创新中场。

三大创新系统耦合协调度较低的省份主要集中在西部地区。主要因为西部地区经济发展相对滞后,地方财政和企业对创新活动的投入有限,难以支撑大规模的研发和产业化投资。同时面临地理区位制约,远离国内主要市场和创新中心,信息、技术、资本的流动

表3 各省份三大创新系统耦合协调度得分

省份	代码	2009年	2014年	2019年	2023年
北京	1	0.2445	0.3028	0.3554	0.4402
天津	2	0.1846	0.2525	0.2376	0.2902
河北	3	0.1789	0.2073	0.2461	0.3850
山西	4	0.1382	0.1488	0.1746	0.2530
内蒙古	5	0.0961	0.1184	0.1190	0.1894
辽宁	6	0.2398	0.2661	0.2762	0.3565
吉林	7	0.1408	0.1489	0.1810	0.2140
黑龙江	8	0.1467	0.1900	0.1874	0.2318
上海	9	0.2665	0.3152	0.3567	0.4574
江苏	10	0.3785	0.5166	0.6191	0.8762
浙江	11	0.3195	0.3979	0.4985	0.7303
安徽	12	0.1713	0.2497	0.3090	0.4690
福建	13	0.1674	0.2210	0.2923	0.4125
江西	14	0.1281	0.1575	0.2409	0.3397
山东	15	0.2821	0.3685	0.3854	0.6772
河南	16	0.2107	0.2525	0.3000	0.4374
湖北	17	0.2295	0.2692	0.3288	0.4879
湖南	18	0.1921	0.2375	0.2976	0.4591
广东	19	0.3356	0.4742	0.6940	0.9305
广西	20	0.1250	0.1369	0.1540	0.2233
海南	21	0.0200	0.0391	0.0460	0.0902
重庆	22	0.1543	0.2012	0.2398	0.3505
四川	23	0.2361	0.2729	0.3111	0.4280
贵州	24	0.0887	0.1119	0.1365	0.1784
云南	25	0.1018	0.1192	0.1509	0.2121
陕西	26	0.1777	0.2203	0.2643	0.3536
甘肃	27	0.1002	0.1187	0.1190	0.1752
青海	28	0.0215	0.0357	0.0476	0.0633
宁夏	29	0.0430	0.0622	0.0827	0.1192
新疆	30	0.0596	0.0785	0.0973	0.1531

注:耦合协调度得分小于0.1为极度失调;0.1—0.2为严重失调;0.2—0.3为中度失调;0.3—0.4为轻度失调;0.4—0.5为濒临失调;0.5—0.6为勉强协调;0.6—0.7为初级协调;0.7—0.8为中级协调;0.8—0.9为良好协调;大于0.9为优质协调。

成本较高。

(四)区域差异分析

1. 总体差异及区域内差异

表4为我国三大创新系统耦合协调水平基尼系数的区域差异,考察期内三大创新系统耦合协调水平的基尼系数始终在高位徘徊,均值达到0.285,表明不同地区间三大创新系统的耦合协调水平存在显著且持续的绝对差异。

从演变态势看,总体差异经历了“波动上升—高位趋稳—缓慢回落”的过程。波动上升期(2009—2017年):基尼系数从0.277波动上升至0.294。这一时期,国家创新驱动发展战略全面实施,东部地区凭借其先天优势和资源集聚效应,在创新协同发展上快速拉开与其他地区的差距,导致全国总体差异持续扩大。高位趋稳与缓慢回落期(2018—2023年):基尼系数在0.293的高位震荡,并于2023年回落至0.289。这表明随着中部崛起、西部大开发等区域协调发展战略的深入推进,区域间的创新协同差距并未进一步恶化,甚至出现了缓和迹象,但绝对差异依然较大。

从差异来源分解看,三大地区内部各省份间发展的不平衡程度较为明显。东部地区基尼系数年均值高达0.237,且呈持续扩大趋势,从2009年的0.209上升至2023年的0.257。东部地区内部不同省份之间的耦合协调度差异较大,是区域内差异的主要来源。江

苏、广东、浙江、山东等与其他东部地区省份形成了明显的梯度效应,“强者恒强”的马太效应显著。西部地区基尼系数年均值为0.236,与东部地区相当,但呈波动下降趋势,从2009年的0.258降至2023年的0.220。表明西部地区内部同样存在区域不平衡现象,但这种不平衡性正在随着部分省份的追赶而逐步改善。中部地区基尼系数年均值为0.125,远低于东部地区和西部地区。表明中部六省三大创新系统的耦合协调发展水平相对均衡,内部差异较小,省份间协同发展步伐较为一致。

2. 区域间差异及差异来源

从表4可以看出,考察期内,东部和西部间差异(年均0.326)最为悬殊,其次是东部和中部(年均0.231),表明我国创新系统的协同发展呈现出清晰的“东部领先、中部居中、西部相对滞后”的梯度格局。从演变趋势看,东部和西部、东部和中部的差异在考察期内基本稳定,中部和西部的差异在2022—2023年呈现缩小趋势。这印证了中部地区的“崛起”效应和西部地区的“追赶”效应正在发挥作用,开始逐步弥合与东部地区的差距。

区域间差异是造成总体差异的最主要来源,反映了东部地区与中西部地区在经济发展阶段、创新资源禀赋、产业结构层次上的差距。区域内差异的贡献率超过超变密度,意味着区域内各省份之间的发展不平

表4 基尼系数的区域差异

年份	整体基尼系数	区域内基尼系数			区域间基尼系数			贡献率(%)		
		东部	中部	西部	东—中	东—西	中—西	区域间	超变密度	区域内
2009	0.277	0.209	0.108	0.258	0.213	0.318	0.221	61.523	13.721	24.757
2010	0.276	0.214	0.098	0.238	0.213	0.319	0.212	63.488	12.289	24.223
2011	0.277	0.217	0.097	0.248	0.216	0.320	0.213	62.884	12.399	24.717
2012	0.275	0.220	0.100	0.234	0.218	0.317	0.207	63.680	11.532	24.788
2013	0.278	0.220	0.109	0.234	0.217	0.320	0.215	63.846	11.451	24.704
2014	0.280	0.223	0.110	0.235	0.221	0.321	0.214	63.645	11.493	24.862
2015	0.282	0.230	0.123	0.231	0.229	0.322	0.216	62.628	12.061	25.311
2016	0.288	0.239	0.129	0.234	0.236	0.328	0.219	62.240	12.184	25.576
2017	0.294	0.251	0.133	0.241	0.241	0.336	0.229	61.150	12.816	26.033
2018	0.293	0.251	0.144	0.228	0.244	0.332	0.225	61.357	12.558	26.085
2019	0.290	0.252	0.131	0.234	0.236	0.332	0.227	61.048	12.810	26.141
2020	0.292	0.254	0.141	0.244	0.240	0.333	0.233	60.053	13.321	26.626
2021	0.292	0.254	0.146	0.232	0.241	0.332	0.232	60.186	13.449	26.365
2022	0.291	0.258	0.154	0.226	0.247	0.328	0.228	59.100	14.155	26.745
2023	0.289	0.257	0.152	0.220	0.246	0.325	0.224	59.463	13.835	26.701
平均值	0.285	0.237	0.125	0.236	0.231	0.326	0.221	61.753	12.672	25.576

衡是造成总体差异的第二大来源。部分西部省份(如四川、陕西)的耦合协调度可能高于某些中部或东部省份,而部分东部省份则可能落后于其他地区省份,说明创新协同发展并非完全由地理位置决定,也存在个体异质性。区域内差异主要来自东部地区和西部地区内部较大的不平衡性。

五、基础创新—研发创新—产业创新耦合协调的时空演进特征

(一)基于核密度估计的时间演变趋势

1. 全域时序演化特征

从图2(a)全国整体核密度曲线看,2009—2023年,曲线主峰呈现出明显的向右移动趋势。表明在考察期内,全国绝大多数省份三大创新系统之间的耦合协调水平得到了普遍持续提升。从曲线形态看,主峰的高度逐渐降低,同时分布的宽度显著拓宽。这一形态变化表明,虽然各省份的耦合协调度都在上升,但省份之间的绝对差异正在不断扩大。高水平省份的快速发展与低水平省份的缓慢攀升,导致全国分布更加分散,非均衡性问题凸显。从分布延展性看,曲线右侧存在显著的右拖尾现象,且拖尾的长度和范围随时间推移不断延伸。表明一批耦合协调度较高的省份(如广

东、江苏、浙江等)作为全国的创新极,领先优势持续扩大,与全国平均水平的差距越来越大。从极化情况看,曲线形态始终呈现“单主峰+右拖尾”的特征,未出现明显的多侧峰。说明全国范围内的差异主要表现为“单极分化”,即大部分省份集中在中等偏下的水平,而少数高值省份构成了“领先梯队”,形成了显著的梯度差距。

2. 局域时序演化特征

图2(b)—(d)分别为东、中、西部核密度时序演化图。其中,东部地区水平最高,但内部差异较大,多极分化较为严重,是全国差异的主要贡献者。中部地区发展较为稳健,内部相对均衡,但已出现初步分化迹象,是全国的稳定增长带。西部地区水平相对最低,但进步明显,内部差异呈波动缩小趋势,并孕育出新的增长极,展现出积极的追赶态势。

(二)基于莫兰指数的空间演变特征

1. 全局自相关检验

表5汇报了基于地理距离空间权重矩阵测算的三大创新系统耦合协调水平的全局莫兰指数。结果表明,全局莫兰指数均通过了1%的置信水平检验且符号为正,揭示了省域三大创新系统耦合协调度在整体

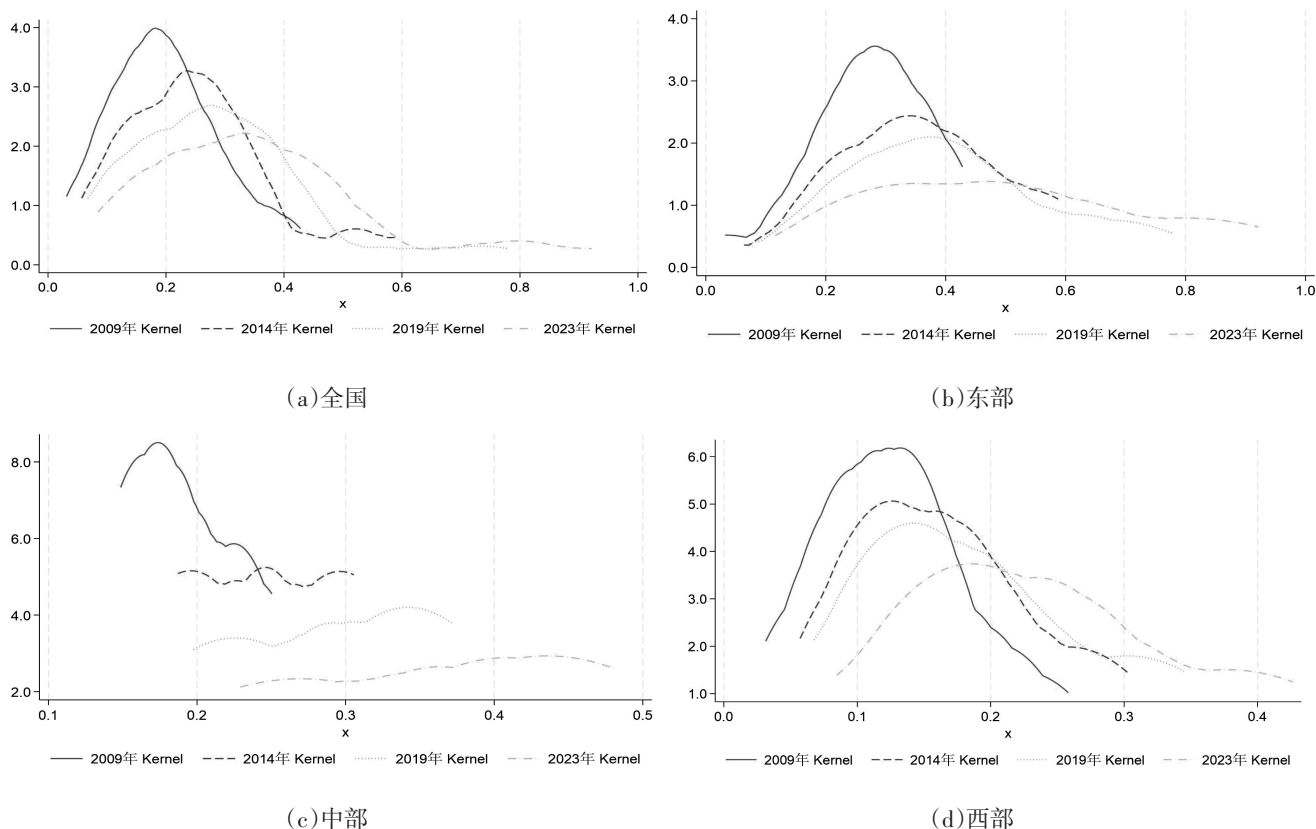


图2 全国及三大地区核密度时序演化图

上呈现出明显的集聚趋势。这种集聚效应不仅有助于提升各省份自身的创新竞争力,还能促进区域间的创新协调发展。

表5 三大创新系统耦合协调水平的全局莫兰指数

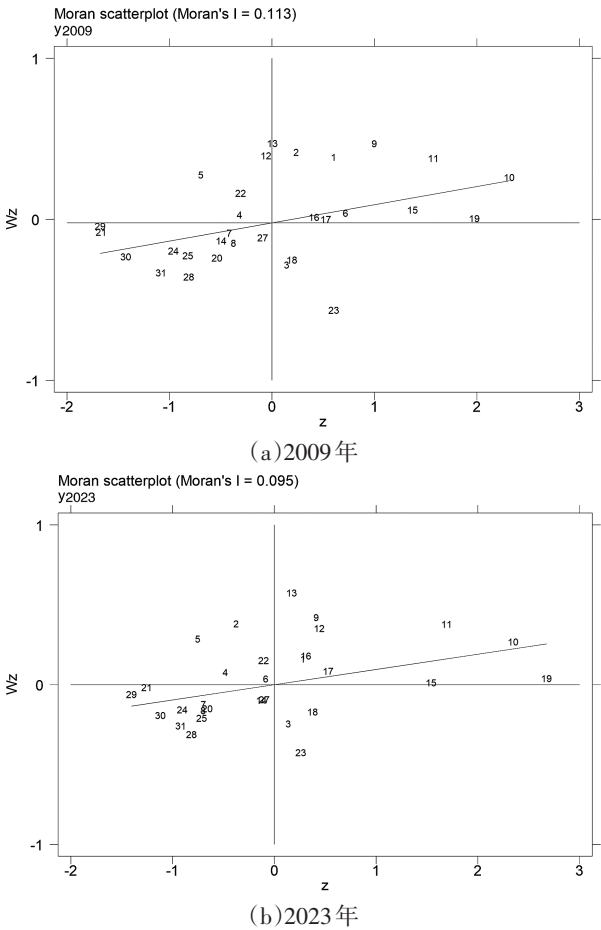
年份	Moran's I
2009	0.112***
2010	0.108***
2011	0.110***
2012	0.111***
2013	0.116***
2014	0.116***
2015	0.115***
2016	0.112***
2017	0.103***
2018	0.103***
2019	0.100***
2020	0.102***
2021	0.102***
2022	0.098***
2023	0.095***

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下表同。

2. 局部自相关检验

对图3的2009年与2023年各省份三大创新系统耦合协调度的局部莫兰指数分析,可以发现我国创新协同发展呈现稳定与变化并存的空间格局。长三角地区的江苏、浙江持续表现为显著的高值集聚区(H—H),空间正相关性显著,形成了稳定的高值协同创新集群。相反,西部地区的甘肃、宁夏、新疆等省份则始终处于低值集聚区(L—L),陷入“低水平陷阱”。粤港澳大湾区从“高值被低值包围”的孤立状态转变为协同引领状态,辐射带动作用显著增强。同时,安徽、河南等省份的指数持续上升,显示其正在积极融入高值集聚区。东北地区呈现复杂态势,黑龙江、吉林指数为正但数值较低,表明其创新资源较为分散,缺乏核心带动引擎。西南地区的贵州、云南等省份指数值稳中有升,表明其可能正在形成次级的正向空间关联网络。

总体而言,我国创新系统耦合协调度呈现显著的马太效应,长三角“高值俱乐部”和西部“低值陷阱区”的空间结构稳定,而粤港澳大湾区的枢纽功能正在强化,高值区范围呈现小幅扩张趋势。未来需要进一步加强高值区的辐射引领能力,培育西部区域性增长极,破解东北地区的创新资源碎片化困境。



注:图中省份代码见表3

图3 2009年与2023年各省份三大创新系统耦合协调水平的局部莫兰指数

六、基础创新—研发创新—产业创新耦合协调水平的影响因素

(一) 影响因素选取

三大创新系统耦合协调度受多种因素影响:地区创新能力既是系统高效协作的结果,又通过知识反哺形成持续内生动力;经济发展水平为系统间的协同提供资本与资源支撑;外商直接投资可能带来技术溢出、管理经验和国际市场需求,加快三大创新系统的耦合;地理交通条件能够作为创新要素的流动保障;政府政策支持能够引导资源流向创新薄弱环节;高质量人才保障能够通过科学家、工程师及复合型人才驱动知识在不同环节间流动进而实现系统协同。因此,为进一步分析我国三大创新系统耦合协调水平的影响因素,选取如下指标进行验证:地区创新能力,用人均发明专利申请数量衡量;经济发展水平,用地区生产总值衡量;外商直接投资,用外商直接投资金额衡量;地理交通条件,用交通运输公里数衡量;政府政策支持,用财

政支出中科技投入占比衡量;高质量人才保障,用普通高校在校学生数衡量。以上数据均来源于《中国统计年鉴》及各省份统计年鉴。

(二)空间计量模型选取

本文进行了LR和WALD检验来筛选合适的空间计量模型。表6的结果显示,“时间一个体”双向固定形式的空间杜宾模型是最优选择。

表6 空间计量模型检验结果

检验方法	检验结果
Likelihood-ratio test(SAR nested within SDM)	72.13***
Likelihood-ratio test(SEM nested within SDM)	62.28***
Wald test(SAR nested within SDM)	75.81***
Wald test(SEM nested within SDM)	62.33***
Likelihood-ratio test(IND nested within BOTH)	82.67***
Likelihood-ratio test(TIME nested within BOTH)	835.00***
Hausman test	1132.22***

(三)空间模型回归结果分析

表7的空间杜宾模型估计结果显示,三大创新系统的耦合协调度存在显著的正向空间溢出效应(ρ 显著为正),表明地区间的创新协同发展具有明显的空间互动特征。

地区创新能力在10%的水平上显著为正,且在地

理距离空间矩阵双固定模型中系数为0.349。专利产出作为创新活动的直接成果,其增长反映了地区知识存量与技术能力的提升,为系统间互动提供了技术要素与合作基础。经济发展水平在1%的水平上通过显著性检验,且在地理距离空间矩阵双固定模型中系数为0.367,表明经济发展为创新提供了基础条件,经济发展是推动创新系统协调的核心动力。外商直接投资的回归系数为正但不显著,可能因外商直接投资质量、本地吸收能力等因素而异。若不能与本土创新体系深度融合,外商直接投资可能无法发挥预期促进作用,甚至对长期协调形成隐性制约,呈现出潜在的“双刃剑”特征。地理交通条件的回归系数显著为正,交通设施是要素流动与知识溢出的物理载体,交通网极大地促进了城市群内外部的创新协作。政府政策支持回归系数显著为正,政府科技支出通过直接支持研发活动、搭建合作平台与引导社会资源,有效降低了创新过程中的不确定性,为三大创新系统的有机衔接提供了重要的制度保障与资源支撑。高质量人才保障的回归系数显著为正,表明人力资本积累对创新协同具有稳定的驱动作用,高素质人才为各创新阶段提供了必要的智力支持与知识流动媒介,是维系三大创新系统耦合的关键能动因素。

表7 空间计量模型回归结果

变量	地理距离空间矩阵			经济地理嵌套矩阵
	空间固定	时间固定	双固定	双固定
地区创新能力	0.484*** (3.37)	1.202*** (6.01)	0.349* (2.44)	0.306* (-2.37)
经济发展水平	0.359*** (27.68)	0.546*** (52.50)	0.367*** (29.31)	0.348*** (-26.70)
外商直接投资	0.007 (0.54)	-0.088** (-3.14)	0.019 (1.50)	0.016 (-0.99)
地理交通条件	2.441* (2.26)	-1.708 (-1.73)	2.869** (2.81)	1.999 (-1.89)
政府政策支持	0.502** (2.97)	1.478*** (6.30)	0.380* (2.29)	0.919*** (-6.17)
高质量人才保障	0.068*** (4.17)	-0.077** (-2.81)	0.096*** (5.89)	0.034* (-2.02)
ρ	0.000*** (14.92)	0.001*** (15.00)	0.000*** (14.96)	0.000*** (14.92)
R ²	0.909	0.948	0.899	0.938
N	450	450	450	450
Log-likelihood	1267.684	891.517	1309.018	1292.415

注:括号内为t值。

七、结论与建议

(一)研究结论

本文在测度 2009—2023 年三大创新系统耦合协调度的基础上,进一步剖析了其时空演变特征、区域差异来源及影响因素,得出主要结论如下:

第一,中国三大创新系统耦合协调度呈现持续上升态势,但区域间发展不平衡问题凸显,空间上呈现出“东部领先、中部崛起、西部追赶”的梯度格局。东部地区内部差异最大,中部地区发展最为均衡,西部地区展现出显著的追赶效应。高水平省份的“示范引领”格局已经形成,并呈现出从“点状引领”向“板块联动”演进的空间态势。

第二,三大创新系统耦合协调的区域间差异是总体差异的主要来源,且全国绝对差异有扩大趋势。区域间差异的贡献率年均高达 61.753%,东部与西部之间的差异最悬殊,是造成全国非均衡发展核心矛盾。核密度曲线显示,各省份协调度虽普遍提高,但绝对差异持续扩大,两极分化现象有所显现。

第三,三大创新系统的耦合协调度具有显著的空间正相关性,其影响因素具有复杂性。局部空间自相关分析发现,空间集聚类型以“H—H”集聚和“L—L”集聚为主。空间杜宾模型回归结果进一步揭示,技术与经济是稳定且强劲的内生驱动力,直接推动着三大创新系统的耦合协同;政府投入是关键引导,财政科技支出发挥战略引领作用;人才与交通是基础支撑,高等教育储备提供长期智力资本,交通设施能够促进要素空间流动。

(二)政策建议

基于上述结论,为进一步提升三大创新系统的耦合协调水平,本文提出以下政策建议:

第一,实施区域差异化战略,推动创新协同梯度发展。对于东部地区,政策重点应置于发挥核心增长极的辐射功能,鼓励其通过跨区域合作项目、共建研发平台等方式,将知识和技术溢出制度化、常态化。对于中部地区,应支持其巩固稳定增长带地位,强化其承东启西的枢纽功能,建设全国性的科技成果转化承接地。对于西部地区,需实施精准扶持,重点培育“成渝”“关中”等次级增长极,破解“低水平陷阱”,同时加强数字基础设施和创新能力建设,提升其对创新资源的承接能力。

第二,聚焦关键核心要素,优化创新生态系统。首先,夯实技术与经济“双引擎”,持续提升原始专利产

出,并依托高质量经济增长为创新提供市场与资本。其次,优化人才政策,不仅要扩大人才规模,更要注重培养既懂科学研究又懂市场应用的复合型人才,解决人才结构与产业需求错配的问题。最后,优化政府科技投入的力度与方向,从“给项目”向“建生态”转变,重点支持基础研究、共性技术平台建设和产学研深度融合等领域。

第三,推动交通设施与创新廊道建设协同。在京津冀、长三角、粤港澳等城市群,沿高铁、高速干线规划布局创新走廊,在站点周边集中建设研发平台、中试基地和科技园区,使交通节点成为创新要素聚合枢纽。重点加强跨省域交通基础设施互联互通和统一人才市场建设,通过降低空间摩擦成本来促进知识外溢和模仿学习。针对新能源、人工智能等战略性领域,建立由中央部委牵头、相关省份参与的实体化创新联合体,统筹布局基础研究、应用研究和产业落地,破解行政分割。◆

参考文献:

- [1] Hansen M T, Birkhaw J. The innovation value chain [J]. Harvard Business Review, 2007, 85(6): 121-130.
- [2] Desouza K C, Dombrowski C, Awazu Y, et al. Crafting organizational innovation processes [J]. Innovation, 2009, 11(1): 6-33.
- [3] 赵国杰, 张芳洁. 区域高技术产业资源配置的 RPM 有效性分析 [J]. 科学学与科学技术管理, 2004(6): 63-66.
- [4] 郑坚, 丁云龙. 高技术产业技术创新的边际收益特性及效率分析 [J]. 科学学研究, 2008(5): 1090-1097.
- [5] 余泳泽. 我国高技术产业技术创新效率及其影响因素研究: 基于价值链视角下的两阶段分析 [J]. 经济科学, 2009(4): 62-74.
- [6] 刘树林, 姜新蓬, 余谦. 中国高技术产业技术创新三阶段特征及其演变 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(7): 104-116.
- [7] 毕鹏翔, 唐子来, 李紫玥. 创新一体化进程中的长三角城市网络演化: 基于技术转移的视角 [J]. 城市规划学刊, 2022(1): 35-43.
- [8] 李丹丹, 汪涛, 魏也华, 等. 中国城市尺度科学知识与技术知识网络结构的时空复杂性 [J]. 地理研究, 2015, 34(3): 525-540.
- [9] 马亚雪, 巴志超, 曹祯庭, 等. 科学-技术关联对高技术产业创新绩效的影响研究: 对外技术依存度的调节作用 [J]. 情报学报, 2024, 43(7): 839-849.
- [10] Meyer M. Tracing knowledge flows in innovation systems [J]. Scientometrics, 2002, 54(2): 193-212.
- [11] Vargo S L, Lusch R F. Institutions and axioms: An extension and update of service-dominant logic [J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 2016, 44(1): 5-23.
- [12] 李健, 屠启宇. 全球创新网络视角下的国际城市创新竞争

- 力地理格局[J]. 社会科学, 2016(9): 25-38.
- [13] 陈洪玮, 徐清如, 陈霏. 制度环境与研发投入对高技术产业创新绩效的影响[J]. 统计与决策, 2021, 37(18): 166-170.
- [14] 肖仁桥, 钱丽, 陈忠卫. 中国高技术产业创新效率及其影响因素研究[J]. 管理科学, 2012, 25(5): 85-98.
- [15] 钱丽, 王文平, 肖仁桥. 共享投入关联视角下中国区域工业企业绿色创新效率差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(5): 27-39.
- [16] 蔡文伯, 龚杏玲. 我国高等教育、人力资本与科技创新的耦合协调研究[J]. 高校教育管理, 2024, 18(4): 13-29+59.
- [17] Ma H, Huang X. Visualizing the urban network constructed by the most innovative enterprises in China[J]. Regional Studies, Regional Science, 2022, 9(1): 343-346.
- [18] 刘承良, 管明明. 基于专利转移网络视角的长三角城市群城际技术流动的时空演化[J]. 地理研究, 2018, 37(5): 981-994.
- [19] 巴志超, 孟凯, 张玉洁, 等. 新兴产业科学—技术—政策知识网络耦合与共生演化分析[J]. 情报理论与实践, 2025, 48(7): 115-123.
- [20] 杨浩昌, 李廉水. 高技术企业知识与产品创新协同的测度及启示[J]. 科学学研究, 2018, 36(10): 1889-1895.
- [21] 刘菁, 何斌, 方煜, 等. 基于三个创新环节的全球城市创新网络空间格局[J]. 城市发展研究, 2024, 31(9): 101-108.
- [22] Jefferson G H, Huamao B, Xiaojing G, et al. R&D Performance in Chinese industry[J]. Economics of Innovation and New Technology, 2006, 15(4-5): 345-366.
- [23] 杜明月, 范德成. 知识密集型制造业技术创新资源配置效率研究: 基于动态 StoNED 模型的半参数分析[J]. 经济问题探索, 2019(11): 142-150.
- [24] 杨浩昌, 李廉水, 刘耀彬. 区域制造业创新驱动评价及其差异研究[J]. 科学学研究, 2021, 39(10): 1908-1920.
- [25] 张雪琳, 贺正楚, 任宇新. 中国区域工业企业技术创新效率研究: 整体创新和阶段创新的视角[J]. 科学决策, 2022(10): 1-19.
- [26] 陈修素, 王俊杰. 中国新质生产力与数字经济的耦合协调研究[J]. 统计理论与实践, 2025(3): 15-24.
- [27] 赵海东, 李桥兴. 中国省域数字经济—科技创新—生态环境耦合协调的时空演化及影响因素研究[J]. 地域研究与开发, 2025, 44(1): 29-36.

Research on Spatiotemporal Evolution and Influencing Factors of Coupling Coordination among Basic Innovation, R&D Innovation and Industrial Innovation

Wang Gege, Zhao Pan

Abstract: The in-depth integration and coordinated development of basic innovation, R&D innovation and industrial innovation are crucial for improving the overall efficiency of the national innovation system and achieving self-reliance and self-improvement in science and technology. Based on China's provincial panel data from 2009 to 2023, this paper constructs a comprehensive evaluation index system for the three major subsystems and applies the entropy weight method and coupling coordination model to measure its coordination level. By further adopting the Dagum Gini coefficient, kernel density estimation, Moran's I index and spatial Durbin model, this study systematically investigates its spatiotemporal pattern, sources of regional differences, dynamic evolution trends and spatial effects. The results show that: (1) The coupling coordination degree of China's innovation system has continued to rise, with a prominent gradient pattern of "the East taking the lead, the Central region rising, and the Western region catching up" and an obvious feature of unipolar differentiation. (2) Inter-regional differences are the main source of overall differences, and the absolute differences remain at a relatively high level. (3) The coordination degree shows significant positive spatial correlation. The Yangtze River Delta maintains a stable high-high agglomeration, while the western region exhibits low-low agglomeration, and the radiation driving effect of the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area is increasingly enhanced. (4) Technology and economy act as the core engines, government investment serves as a key guide, and talents and transportation provide fundamental support, whereas the role of foreign capital has not been fully exerted.

Key words: Basic Innovation; R&D Innovation; Industrial Innovation; Spatiotemporal Evolution

(责任编辑: 杨扬)