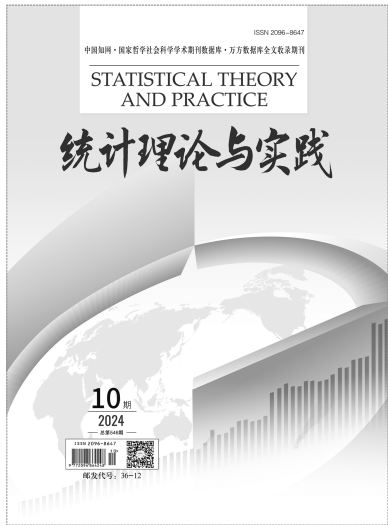




2024年第10期(总第546期)

主管单位:河南省社会科学院

主办单位:河南省社会科学院

出版单位:《统计理论与实践》编辑部

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路16号

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南瑞之光印刷股份有限公司

连续出版物号:  $\frac{\text{ISSN } 2096-8647}{\text{CN } 41-1458/\text{C8}}$

出版日期:每月25日

邮政编码:450008

单册定价:15.00元

订 阅:全国各地邮局(所)

邮发代号:36-12

投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 [www.bookan.com.cn](http://www.bookan.com.cn)

# 统计理论与实践

STATISTICAL THEORY  
AND PRACTICE

## 编委会

编委会主任:王承哲

编委会副主任:李同新 王玲杰 郭 杰

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:曹 明

主 编:曹 明

封面设计:王青丽

版式设计:周 易

- 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个月不见采用或通知,方可另行处理。
- 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。
- 著作权使用说明。本刊已许可中国知网、国家哲学社会科学学术期刊数据库、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;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。
- 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。

# 目录 CONTENTS

## ●数字经济

企业数字化转型如何影响专利产出:理论分析与实证检验 张安忠 / 3

数字融入对村民公共事务参与的影响机理研究

——社会资本和政治效能感的中介作用 上官莉娜 寇 芮 胡一寒 / 13

## ●区域发展

双循环视角下中国省际经济结构及国际参与研究 韩 嵩 周子韵 / 21

河南省新质生产力时空演进分析及障碍因子识别 李亚芳 / 31

## ●人口统计

劳动力市场分割与劳动力配置效率 李 言 段兆轩 / 39

健康中国战略背景下互联网使用对流动人口健康的影响研究 陈景信 陈丹敏 何彩荣 徐中岳 / 48

## ●实践探索

新质生产力赋能双向FDI协调水平发展:影响机制与空间效应 刘 璐 应皓然 黄桢文 / 57

高等教育对主观幸福感的影响

——基于中等收入群体视角 张永强 赵佳旺 / 66

# 企业数字化转型如何影响专利产出： 理论分析与实证检验

张安忠

(郑州航空工业管理学院 经济学院, 河南 郑州 450046)

**摘要:** 基于 2001—2020 年我国 A 股上市公司的面板数据, 深入探讨了企业数字化转型对专利产出的影响。研究发现, 数字化转型显著促进了企业专利产出的数量和质量, 这一结论在多种稳健性检验下依然成立。机制分析进一步揭示了数字化转型通过优化内控制度、降低交易成本、缓解融资约束、提高研发强度等多维度路径, 共同提升了企业的专利产出能力。异质性分析表明, 大数据、云计算和人工智能等前沿数字技术在推动企业专利产出方面表现突出且效果递增, 数字技术应用和区块链技术的作用则不明显。高科技企业、非国有企业及东部地区企业在数字化转型中专利产出成效显著, 而传统企业、国有企业和中西部地区企业的专利产出提升效果并不明显。据此可见, 加快数字化转型是提升企业专利产出能力的关键抓手, 建议在企业数字化转型过程中同步提升管理水平、优化融资环境, 并针对不同类型企业分类施策, 以最大化专利产出效应。

**关键词:** 数字化转型; 专利产出; 内控制度; 交易成本; 融资约束; 研发强度

中图分类号: F560

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)10-0003-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.10.001

## 一、引言

在全球信息技术日新月异的时代背景下, 企业数字化转型已成为驱动经济社会深刻变革的核心引擎。面对全球经济环境的复杂多变和技术迭代的飞速发展, 企业数字化转型不仅是提升运营效率、优化资源配置的必然选择, 更是激发专利创造活力、增强科技创新能力的关键所在。近年来, 国家对科技创新的重视程度不断加深, 多次强调加速数字化进程, 以构建数字中国的宏伟愿景。作为科技创新的主体, 企业深化数字化转型对于激活创新潜能、促进专利涌现、引领产业升级具有重要的战略意义。数字化转型依托大数据、人工智能、云计算、物联网等前沿技术, 颠覆了企业的生产运营模式和管理范式, 为专利创新活动提供了强大的数据支撑和技术赋能。由此可知, 数字化转型已然成为推动科技创新、实现高质量专利产出的重要抓手。那么, 数字化转型在企业专利产出中的作用如何? 在企业专利产出过程中, 数字

化转型存在哪些作用路径? 具备哪些特征? 深入剖析上述问题, 能够为我国企业高质量的科技创新提供借鉴。

现阶段, 学术界的相关研究主要集中在以下两个方面: 一是关于数字化转型的研究。数字化转型被普遍视为利用大数据、人工智能、云计算等先进技术对企业业务流程、组织架构及商业模式进行全面革新与重构的过程(李明和张磊, 2020)<sup>[1]</sup>。在量化评估方面, 学者们通过构建多维度评价体系(殷群和田玉秀, 2021)<sup>[2]</sup>或运用文本挖掘技术(吴非等, 2021)<sup>[3]</sup>, 有效量化了企业数字化转型的成效。二是关于数字化转型对科技创新影响的研究。数字化转型背景下的科技创新内涵得到了极大丰富, 涵盖了产品服务创新、数据驱动创新、平台协同创新及生态系统创新等多个维度(陈丽, 2020)<sup>[4]</sup>。现有研究揭示, 数字化转型通过大数据分析、算法优化与实时反馈机制, 显著增强了企业捕捉市场机遇、实现个性化创新的能力(刘宇, 2020)<sup>[5]</sup>。此

**基金项目:** 河南省高校人文社会科学研究一般项目“数字化赋能民航运输业高质量发展的机理及实现路径研究”(2024-ZDJH-287)。

**作者简介:** 张安忠(1971—), 男, 河南信阳人, 硕士, 副教授, 研究方向为区域创新、数字经济。

外,它还促进了企业组织结构的扁平化、决策流程的敏捷化,加速了内部协同与外部合作的创新进程(王艳,2020)<sup>[6]</sup>。有研究从产业链协同(马忠和芦雅琳,2024;李长英和王曼,2024)<sup>[7-8]</sup>、供应链数字化(韩士专等,2024)<sup>[9]</sup>、人力资本优化(张哲等,2024)<sup>[10]</sup>等不同视角,深刻揭示了数字化转型对科技创新的多层次促进作用。

尽管现有文献在数字化转型与科技创新领域的研究已颇为丰富,但仍存在一定的探索空间。这体现在当前的研究主要聚焦于数字化转型与全要素生产率之间的关系,而鲜有文献从数字化转型与专利产出这一核心创新成果之间关系的角度进行深入剖析。此外,数字化转型如何具体作用于科技创新的路径机制也尚待进一步补充和完善。鉴于此,本文旨在深化这一领域的研究。首先,尝试厘清数字化转型对专利产出影响的内在逻辑链条,从理论上明确数字化转型在驱动专利产出增长中的导向作用,为数字化转型驱动创新发展奠定坚实的理论基础。其次,引入内控制度、交易成本、融资约束、研发强度四个关键变量,通过构建多维分析框架,深入探究数字化转型如何通过这些变量具体作用于专利产出的过程,揭示其背后的复杂机制与路径。最后,从多维度视角深入分析数字化转型对企业专利产出的差异化影响,为政府和企业制定差异化的数字化转型政策提供科学依据和实证参考,助力企业精准施策,优化资源配置,实现专利开发能力与数字化转型水平的同步提升。

## 二、理论分析

### (一)数字化转型对专利产出的影响

数字化转型通过强化数据处理能力、优化信息流通、加速创新迭代等多种途径,直接有效地促进企业在技术、产品、商业模式及管理等多个层面的专利产出。首先,企业数字化转型深度融合并高效应用了大数据、云计算、人工智能、物联网等前沿数字技术,这些技术的集成极大地增强了企业的数据处理与分析能力,使企业能够即时捕捉市场动态、识别消费者需求,并在此基础上开发出具有独特性和创新性的技术或产品,进而推动专利的高效产出。其次,数字化转型有效缓解了企业内部与外部的信息不对称问题。传统模式下,信息流通不畅常导致企业在研发过程中无法准确把握市场和技术的发展趋势,从而影响创新质量。数字化转型通过构建无缝衔接的信息交流平台,促进信息的即时传递与共享,使企业能够迅速利

用关键信息,优化创新决策,从而提高专利产出的时效性与质量。最后,数字化转型加速了创新过程的迭代与反馈机制。在数字化生态中,企业能够更加敏捷地调整创新战略,灵活应对市场变化和技术革新。通过数字化工具,企业可以实时监控研发项目的进展,高效收集用户反馈,为项目的持续优化和专利创新提供重要依据。这种高效的迭代与反馈循环,不仅缩短了创新周期,还提升了专利成果的数量和质量。综上所述,本文提出研究假设:

假设1:数字化转型能够促进企业专利产出数量的增加与质量的提升。

### (二)数字化转型对专利产出的影响路径

基于已有研究并结合现实情况,本文认为数字化转型可以通过以下四条路径促进企业专利产出。

#### 1. 优化内控体系

数字化转型驱动了企业管理模式的根本性变革,促使企业构建以数据驱动为核心的高度集成化管理体系。该体系不仅强化了内部控制的精确性和时效性,还通过流程优化与数据智能治理,实现了创新项目从规划到成果转化全生命周期的高效管理。管理效能的显著提升,促进了创新资源的优化配置与风险的有效管理,为专利产出的数量与质量的双重提升奠定了坚实的组织与管理基石。

#### 2. 降低交易成本

数字化转型凭借先进的信息技术手段,简化了交易流程,降低了市场搜寻、谈判及监督等各项成本。这一变革提高了企业获取外部创新资源(包括技术合作机遇、高端研发人才等)的效率与灵活性,并促进了企业间知识资源的共享与协同创新网络的构建。交易成本的实质性降低,使企业能够更专注于核心研发活动,从而激发专利产出的持续增长。

#### 3. 缓解融资约束

数字化转型通过提升企业信息披露的透明度与质量,增强了市场投资者的信任度,有效缓解了融资难题。同时,它催生了多元化的融资渠道与金融创新产品,如股权众筹平台、金融科技解决方案等,进一步拓宽了企业的融资来源。融资渠道的全面拓宽,为企业的专利创新活动注入了强大的资金动力,加速了创新成果的商业化进程。

#### 4. 提高研发强度

数字化转型赋予了企业强大的数据分析能力与市场洞察能力,使企业能够基于实时、全面的数据洞察,



制定更加精准的研发战略。这种数据驱动的决策模式,确保了研发活动的精准定位与市场需求的高度契合。此外,数字化转型还促进了企业内部跨职能、跨领域的深度融合与协同创新,构建了开放合作的创新生态系统,显著提升了企业的整体研发竞争力与创新能力。这些积极变化,直接驱动了企业专利产出的数量增加与质量提升。综上所述,本文提出研究假设:

假设2:数字化转型通过优化内控体系、降低交易成本、缓解融资约束、提高研发强度等多重路径,促进企业专利产出。

### (三)数字化转型对专利产出影响的异质性

数字化转型对企业专利产出的影响可能会存在明显的差异性,这主要归因于数字经济成熟度的差异、企业独特的资源禀赋、管理水平高低及地区经济基础的多样性。作为多维度技术深度融合的过程,数字化转型中的各项技术(如数字技术应用、大数据、云计算、区块链、人工智能)在推动专利产出上各展所长,尽管它们共同构成了强大的驱动力,但单独看,每种技术在效果上可能各有侧重。高科技企业凭借深厚的技术底蕴,能够迅速吸纳并融合新技术,从而加速专利产出的步伐。传统企业,则需经历相对漫长的转型过程,一旦转型成功,也能显著提升专利的数量与质量。国有企业初期常能依托规模、政策与资源优势抢占先机,但也可能因决策流程复杂而迟缓,因创新动力不足而面临挑战。相比之下,非国有企业凭借敏锐的市场嗅觉、强烈的创新意愿以及高效的执行力,展现出非凡的创新活力,但资源获取的限制与政策环境的不确定性仍是其不可忽视的障碍。此外,区域间的差异也进一步加剧了数字化转型对专利产出影响的复杂性。东部发达地区凭借强大的经济、产业与创新资源,成为数字化转型推动专利产出的“领头羊”。中西部地区,可能会面临一定的发展压力,但数字化转型也为它们提供了宝贵的弯道超车机会,如能积极引进先进技术、优化产业结构,也可实现专利产出的稳步增长。综上所述,本文提出研究假设:

假设3:数字化转型对企业专利产出的影响具有异质性特征,这种异质性在数字技术维度、企业性质和所有制结构、区域环境等多个层面均有体现。

## 三、研究设计

### (一)变量定义与阐释

为系统探究数字化转型对企业专利产出的具体

效应及其内在作用机制,对以下研究中所涉及的各项变量进行明确的定义与阐释。

#### 1. 被解释变量

鉴于专利授权总数作为技术创新直接产出的关键指标,能够直观且具体地反映企业在技术创新活动中的实际成果,因此,本文选择企业专利授权总数(取对数形式)即专利产出作为被解释变量。相较于全要素生产率等综合性经济指标,专利授权总数具备更高的即时性与具体性,能够直接体现企业在技术前沿的活跃程度,为评估企业创新活力提供直接而有力的证据。

#### 2. 核心解释变量

本文基于吴非等(2021)<sup>[3]</sup>的研究成果,构建了综合涵盖人工智能、区块链、云计算、大数据、数字技术应用五大核心领域的数字化转型特征词库。通过运用Python技术对上市公司年度报告进行深度文本挖掘与词频统计,计算出各关键技术领域的词频总和,进而构建企业数字化转型总指数,以此全面反映企业数字化转型的深度与广度,作为本研究的核心解释变量。

#### 3. 中介变量

为深入解析数字化转型对专利产出的作用路径,本文引入内部控制、交易成本、融资约束、研发强度四个中介变量。其中,内部控制水平采用博迪中国上市公司内控指数进行量化评估,该指数的提高意味着企业内部管理效能的增强,有助于促进创新活动的顺畅执行(芦雅婷和田雨绯,2022)<sup>[11]</sup>。交易成本以销售费用与营业收入之比的形式衡量,揭示企业在市场运营中的成本结构。融资约束依据鞠晓生等(2013)<sup>[12]</sup>的模型计算得出,综合考虑企业规模、成立年限等因素,以精准刻画企业的融资环境。研发强度用研发投入占营业收入的比例表示,展示企业对研发活动的重视程度及资源投入力度。

#### 4. 控制变量

为确保回归分析的严谨性和结论的可靠性,本文纳入了一系列控制变量,包括企业规模、盈利能力、资产负债率、总资产周转率、产权性质、公司成立年限、账面市值比及现金流比率等八个指标。这些控制变量的设置旨在全面覆盖影响企业专利产出的多重因素,有效剔除潜在的外生干扰,从而提升研究结论的准确性和有效性。

各变量的具体释义参见表1。

表1 变量名称、代码及释义

| 变量类型   | 变量名称     | 变量代码           | 变量释义                                                                                                        |
|--------|----------|----------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 被解释变量  | 专利产出     | <i>Patent</i>  | 用专利授权总数的对数表示                                                                                                |
| 核心解释变量 | 数字化转型总指数 | <i>Digital</i> | 采用企业年报数字化词频数取对数                                                                                             |
| 中介变量   | 内控指数     | <i>IC</i>      | 采用迪博中国上市公司内部控制指数取对数                                                                                         |
|        | 交易成本     | <i>Tcost</i>   | 销售费用/营业收入                                                                                                   |
|        | 融资约束     | <i>SA</i>      | $SA=-0.727\times Size+0.043\times Size^2-0.04\times Age$ , 其中 <i>Size</i> 为企业规模, 用总资产衡量, <i>Age</i> 为企业成立年限 |
|        | 研发强度     | <i>RDS</i>     | 研发投入占营业收入的比例                                                                                                |
| 控制变量   | 企业规模     | <i>Size</i>    | 企业员工人数取对数                                                                                                   |
|        | 盈利能力     | <i>Roa</i>     | 净利润/总资产                                                                                                     |
|        | 资产负债率    | <i>Lev</i>     | 总负债/总资产                                                                                                     |
|        | 总资产周转率   | <i>Ato</i>     | 营业收入/平均资产总额                                                                                                 |
|        | 产权性质     | <i>Soe</i>     | 国有企业取1, 否则取0                                                                                                |
|        | 公司成立年限   | <i>Age</i>     | 公司成立之日至当前年份                                                                                                 |
|        | 账面市值比    | <i>Bmr</i>     | 股票市价/公司账面价值(每股)                                                                                             |
|        | 现金流比率    | <i>Cash</i>    | 经营活动产生的现金净流量/期末流动负债                                                                                         |

(二) 计量模型设定

1. 基准回归模型

为准确评估数字化转型对企业专利产出的直接影响, 本文建立如下的基准回归模型:

$$Patent_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Digital_{it}+\sum\alpha_j Control_{it}+Stkcd_i+Year_t+\varepsilon_{it}\tag{1}$$

模型(1)中, *i* 和 *t* 分别代表不同的企业和年份; *Patent<sub>it</sub>* 表示企业 *i* 在年份 *t* 的专利产出; *Digital<sub>it</sub>* 为企业 *i* 在年份 *t* 的数字化转型总指数; *Control<sub>it</sub>* 包括一系列控制变量, 旨在排除其他可能影响专利产出的潜在因素; *Stkcd<sub>i</sub>* 和 *Year<sub>t</sub>* 分别代表企业固定效应和年份固定效应, 用于消除公司特定效应与时间趋势的影响;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。本文的核心关注在于系数  $\alpha_1$  的估计值, 其大小与符号将直接反映数字化转型对企业专利产出的影响强度与方向。

2. 机制检验模型

为进一步揭示数字化转型对企业专利产出的内在作用机制, 本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)<sup>[13]</sup>的中介效应检验方法, 构建了以下扩展模型:

$$Mediator_{it}=\beta_0+\beta_1 Digital_{it}+\sum\beta_j Control_{it}+Stkcd_i+Year_t+\varepsilon_{it}\tag{2}$$

$$Patent_{it}=\gamma_0+\gamma_1 Digital_{it}+\gamma_2 Mediator_{it}+\sum\gamma_j Control_{it}+Stkcd_i+Year_t+\varepsilon_{it}\tag{3}$$

模型(2)中, *Mediator<sub>it</sub>* 表示中介变量(包括内部控制、交易成本、融资约束和研发强度), 用于探索数字化转型如何通过这些中介路径间接影响专利产出。此模

型旨在验证数字化转型对中介变量的直接影响。随后, 在模型(3)中, 引入中介变量, 以评估数字化转型对企业专利产出的净效应。当  $\beta_1$  和  $\gamma_2$  均显著时, 则可推断中介效应存在, 否则, 需进一步采用 Bootstrap 方法进行中介效应检验。

(三) 样本选择与数据来源

本文的研究样本涵盖了2001—2020年中国A股上市公司的面板数据。为确保样本的代表性和数据的可靠性, 本文采用严格的数据筛选标准, 剔除ST、\*ST、PT公司和金融行业企业、数据缺失严重的观测值, 最终确定了包含3950家上市公司共计39858个观测值的样本集。企业数字化转型指数基于先进的文本挖掘技术, 从公司年度报告中提取并构建而成; 企业的经营数据主要来源于CSMAR数据库。此外, 为缓解内生性问题, 本文引入来自《中国统计年鉴》的工具变量数据, 以增强研究结论的稳健性和可靠性。

四、基准模型实证分析

(一) 描述性统计分析

表2详尽展示了本文核心研究变量的描述性统计概况。具体而言, 专利产出(*Patent*)的平均值为1.1774, 标准差高达1.4199, 凸显了样本企业在专利创造活动中的显著异质性特征。专利产出的最小值为0(即无专利产出情况), 最大值则达到5.7683(表明高度活跃的专利产出), 进一步印证了企业间在专利创新能力方面存在的巨大差异。数字化转型总指数

(*Digital*)的平均值为1.0044,标准差为1.3197,揭示了企业在推进数字化转型进程中呈现出的不均衡发展态势。

表2 描述性统计

| 变量             | 观测值   | 均值      | 方差     | 最小值     | 最大值     |
|----------------|-------|---------|--------|---------|---------|
| <i>Patent</i>  | 39858 | 1.1774  | 1.4199 | 0.0000  | 5.7683  |
| <i>Digital</i> | 39858 | 1.0044  | 1.3197 | 0.0000  | 5.3566  |
| <i>Roa</i>     | 39858 | 0.0412  | 0.0646 | -0.3821 | 0.2447  |
| <i>Lev</i>     | 39858 | 0.4330  | 0.2044 | 0.0532  | 0.9911  |
| <i>Soe</i>     | 39858 | 0.4715  | 0.4992 | 0.0000  | 1.0000  |
| <i>Ato</i>     | 39858 | 0.6663  | 0.4568 | 0.0588  | 3.5602  |
| <i>Size</i>    | 39858 | 21.9392 | 1.2720 | 19.1652 | 26.3978 |
| <i>Age</i>     | 39858 | 2.7112  | 0.4431 | 0.6931  | 3.5553  |
| <i>Bmr</i>     | 39858 | 1.0016  | 1.0638 | 0.0514  | 10.0886 |
| <i>Cash</i>    | 39858 | 0.0477  | 0.0718 | -0.2349 | 0.2822  |

表3 主要变量的相关系数矩阵

|                | <i>Patent</i> | <i>Digital</i> | <i>Roa</i> | <i>Lev</i> | <i>Soe</i> | <i>Ato</i> | <i>Size</i> | <i>Age</i> | <i>Bmr</i> | <i>Cash</i> |
|----------------|---------------|----------------|------------|------------|------------|------------|-------------|------------|------------|-------------|
| <i>Patent</i>  | 1.0000        |                |            |            |            |            |             |            |            |             |
| <i>Digital</i> | 0.194***      | 1.0000         |            |            |            |            |             |            |            |             |
| <i>Roa</i>     | 0.113***      | 0.020***       | 1.0000     |            |            |            |             |            |            |             |
| <i>Lev</i>     | -0.096***     | -0.098***      | -0.391***  | 1.0000     |            |            |             |            |            |             |
| <i>Soe</i>     | -0.215***     | -0.241***      | -0.121***  | 0.302***   | 1.0000     |            |             |            |            |             |
| <i>Ato</i>     | 0.054***      | 0.016***       | 0.182***   | 0.130***   | 0.059***   | 1.0000     |             |            |            |             |
| <i>Size</i>    | 0.125***      | 0.140***       | 0.0070     | 0.428***   | 0.218***   | 0.040***   | 1.0000      |            |            |             |
| <i>Age</i>     | 0.077***      | 0.242***       | -0.081***  | 0.105***   | -0.058***  | -0.043***  | 0.269***    | 1.0000     |            |             |
| <i>Bmr</i>     | -0.061***     | -0.064***      | -0.240***  | 0.541***   | 0.260***   | -0.014***  | 0.593***    | 0.144***   | 1.0000     |             |
| <i>Cash</i>    | 0.041***      | -0.013***      | 0.350***   | -0.150***  | 0.025***   | 0.129***   | 0.063***    | -0.0020    | -0.085***  | 1.0000      |

注:\*\*\*表示1%的显著性水平。

(三)回归结果分析

基于前文构建的基准回归模型,本文采用随机效应模型和固定效应模型,估计企业数字化转型对专利产出的影响。经过豪斯曼检验,表明固定效应模型更适合本研究分析。表4呈现了基准回归模型的输出结果,其中,列(1)的回归结果显示,企业数字化转型(*Digital*)对专利产出(*Patent*)的回归系数为0.027,且在1%的置信水平下显著,证实了数字化转型对企业专利产出数量的显著促进作用。这一正向效应可能归因于数字化转型过程中资源配置效率的提升、信息透明度的增强以及数据要素的高效利用,共同激发了企业的科技创新活力,初步验证了假设1。进一步地,列(2)在模型中纳入了控制变量后,数字化转型的系数虽调整至0.015,但其显著性依然存在,进一步强化了数字化转型对专利产出具有积极影响的结论。列(3)与列(4)则分别聚焦于数字化转型对发明专利(*Ipatent*)

(二)相关性分析

在回归分析之前,本文对各主要变量进行了相关性检验,汇总结果见表3。检验结果显示,企业数字化转型(*Digital*)与专利产出(*Patent*)之间的相关系数为0.194,且在1%的显著性水平下显著。这一结果初步揭示了数字化转型与专利产出之间存在正向的统计关联性,预示着数字化转型可能作为推动企业创新能力提升和专利产出增长的关键因素。然而,相关性分析虽能揭示变量间的统计联系,但不足以确立明确的因果关系。因此,后续研究需通过严谨的回归分析进一步验证这一假设。此外,所有主要变量的方差膨胀因子(VIF)值均保持在安全阈值10以下,表明变量间不存在严重的多重共线性问题,从而确保了后续回归分析结果的有效性和稳健性。

与其他类型专利(*Opatent*)的差异化影响。结果显示,数字化转型对发明专利的回归系数(0.038)显著高于对其他类型专利的系数(0.019),且两者均在1%的置信水平下显著。这一对比不仅凸显了数字化转型在提升专利质量方面的独特优势,还揭示了其对高质量创新产出的偏好,充分表明企业数字化转型不仅显著增加了专利产出的数量,还提升了专利产出的质量,从而全面且有力地支持了本文假设1的成立。

表4 基准模型回归结果

| 变量             | (1)                  | (2)                   | (3)                  | (4)                 |
|----------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
|                | <i>Patent</i>        | <i>Patent</i>         | <i>Ipatent</i>       | <i>Opatent</i>      |
| <i>Digital</i> | 0.027***<br>(0.0063) | 0.015**<br>(0.0063)   | 0.038***<br>(0.005)  | 0.019***<br>(0.004) |
| <i>Roa</i>     |                      | -0.265***<br>(0.0936) | -0.363***<br>(0.064) | 0.047<br>(0.059)    |
| <i>Lev</i>     |                      | 0.035<br>(0.0404)     | 0.028<br>(0.028)     | 0.039<br>(0.025)    |



(续表)

| 变量             | (1)                  | (2)                   | (3)                  | (4)                  |
|----------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                | <i>Patent</i>        | <i>Patent</i>         | <i>Ipament</i>       | <i>Opatent</i>       |
| <i>Soe</i>     |                      | 0.241***<br>(0.0393)  | 0.151***<br>(0.029)  | 0.029<br>(0.026)     |
| <i>Ato</i>     |                      | -0.116***<br>(0.0196) | -0.084***<br>(0.014) | -0.038***<br>(0.012) |
| <i>Size</i>    |                      | 0.089***<br>(0.0103)  | 0.077***<br>(0.007)  | 0.027***<br>(0.006)  |
| <i>Age</i>     |                      | 0.710***<br>(0.0446)  | 0.447***<br>(0.032)  | 0.102***<br>(0.028)  |
| <i>Bmr</i>     |                      | -0.015**<br>(0.0075)  | -0.012**<br>(0.005)  | -0.006<br>(0.004)    |
| <i>Cash</i>    |                      | -0.168**<br>(0.0659)  | -0.039<br>(0.046)    | -0.087**<br>(0.042)  |
| 常数项            | 1.142***<br>(0.0074) | -2.747***<br>(0.2426) | -2.397***<br>(0.171) | -0.559***<br>(0.146) |
| 企业固定效应         | YES                  | YES                   | YES                  | YES                  |
| 年份固定效应         | YES                  | YES                   | YES                  | YES                  |
| 观测值            | 39858                | 39858                 | 39858                | 39858                |
| R <sup>2</sup> | 0.731                | 0.736                 | 0.648                | 0.675                |
| 样本数            | 3950                 | 3950                  | 3950                 | 3950                 |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为稳健标准误。下表同。

#### (四)稳健性检验与内生性处理

##### 1. 稳健性检验

为进一步提升基准回归结论的可信度,采取以下方式展开稳健性检验:一是替换被解释变量。选取专利申请量作为专利授权总数的替代指标纳入回归分析。专利申请量作为反映企业创新活动早期阶段的关键指标,涵盖了所有处于审批流程中的专利申请,因而能更全面地揭示企业的创新活力与潜力。重新对模型(1)展开估计,结果见表5列(1)所示,数字化转型(*Digital*)的系数显著为正,与基准回归结果高度一致,有力增强了数字化转型在提升企业创新能力方面作用的稳健性。二是替换核心解释变量。借鉴袁淳等(2021)<sup>[14]</sup>的研究框架,通过精细的文本分析技术重新构建了数字化转型的替代变量(*Dig\_y*)。然后对模型(1)再估计,结果见表5列(2)所示,*Dig\_y*的系数亦显著为正,进一步证实了数字化转型对企业科技创新活动的积极推动作用,且该结论不依赖于单一数字化指标的选取,从而提升了研究结论的普适性和稳健性。三是改变模型的设定。鉴于区域间政策环境、市场条件等方面的显著差异可能对数字化转型与专利产出关系产生潜在影响,本文在基准模型(1)的基础上引入省

份固定效应,以精准控制这些异质性因素。回归结果表5列(3)表明,在纳入省份固定效应后,数字化转型的系数依然显著,且其他控制变量的系数与显著性水平也基本未发生显著变化。这一发现充分证明,即便在充分考虑区域差异的背景下,数字化转型对企业专利产出的促进作用依然稳健且显著,进一步增强了研究结论的可靠性。经过上述一系列方法进行稳健性检验后,数字化转型对专利产出影响的估计结果与前文检验结果一致,由此证明本文结论具有较强的稳健性。

表5 稳健性检验结果

| 变量             | (1)                 | (2)                   | (3)                   |
|----------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | <i>Patent</i>       | <i>Patent</i>         | <i>Patent</i>         |
| <i>Digital</i> | 0.053**<br>(0.0256) |                       | 0.015**<br>(0.0063)   |
| <i>Dig_y</i>   |                     | 0.044***<br>(0.0112)  |                       |
| 控制变量           | YES                 | YES                   | YES                   |
| 常数项            | -2.577*<br>(1.3538) | -2.646***<br>(0.2450) | -2.747***<br>(0.2426) |
| 企业固定效应         | YES                 | YES                   | YES                   |
| 年份固定效应         | YES                 | YES                   | YES                   |
| 省份固定效应         | NO                  | NO                    | YES                   |
| 观测值            | 14683               | 38283                 | 39469                 |
| R <sup>2</sup> | 0.564               | 0.739                 | 0.736                 |
| 样本数            | 3950                | 3950                  | 3950                  |

##### 2. 内生性处理

为有效解决可能存在的内生性问题,包括遗漏变量偏误和反向因果关系,本文采用工具变量法进行检验。参考赵宸宇等(2021)<sup>[15]</sup>的研究方法,本文选取城市邮政业务总量(*Postal*)作为工具变量,并运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行分析。在第一阶段,评估了工具变量*Postal*对数字化转型变量*Digital*的潜在影响。回归分析结果表明,*Postal*对*Digital*具有显著的正向效应。此外,较高的偏R<sup>2</sup>值和F统计量(为3819.21,远超临界值)不仅强化了*Postal*作为有效工具变量的可信度,也有效排除了其为弱工具变量的担忧。在第二阶段,利用第一阶段回归得到的*Digital*拟合值作为核心解释变量,重新构建了对企业专利产出的回归分析模型。结果显示,*Digital*拟合值对*Patent*展现出显著的正向促进作用,数字化转型对专利产出的积极影响依然显著且稳健。综上所述,本文采用的工具变量有效地解决了数字化转型与企业专利产出之间的内生性



问题。在控制了内生性后,数字化转型对企业专利产出的促进作用依然显著,进一步增强了研究结论的可靠性。

表 6 内生性检验结果

| 变量             | (1)                  | (2)                  |
|----------------|----------------------|----------------------|
|                | 第一阶段                 | 第二阶段                 |
|                | Digital              | Patent               |
| Postal         | 0.248***<br>(0.004)  |                      |
| Digital        |                      | 0.202***<br>(0.019)  |
| 控制变量           | YES                  | YES                  |
| 常数项            | -6.750***<br>(0.135) | -3.540***<br>(0.198) |
| 企业固定效应         | YES                  | YES                  |
| 年份固定效应         | YES                  | YES                  |
| 观测值            | 32785                | 32785                |
| R <sup>2</sup> | 0.236                | 0.086                |
| 样本数            | 3950                 | 3950                 |

五、机制检验与异质性分析

(一)机制检验

在基准回归分析的基础上,本文进一步探讨了企

业数字化转型如何通过内在机制影响专利产出的路径。为此,本文引入内控指数(IC)、交易成本(Tcost)、融资约束(SA)、研发强度(RDS)四个中介变量,系统检验了数字化转型通过不同渠道促进企业专利产出的机制假说。

首先,表7列(1)显示,数字化转型对内控指数的直接提升作用虽为正向,但未通过显著性检验,不能直接验证数字化转型对企业内部控制质量的显著提升作用。然而,由表7列(2)可知,在考虑数字化转型与内控指数对专利产出的共同影响时,两者均显著促进专利产出。结合 Bootstrap 中介效应检验,间接效应和直接效应均显著,且置信区间不包含0,表明数字化转型可以通过提升内部控制质量,间接推动企业专利产出的增加。其次,表7列(3)显示,数字化转型对降低交易成本的直接影响未达显著水平。然而,由表7列(4)可知,当数字化转型与交易成本共同作用于专利产出时,两者均对专利产出产生显著影响。Bootstrap 检验结果进一步证实了这一点,表明数字化转型通过降低交易成本,优化资源配置效率,间接激发了企业的专利产出能力。第三,表7列(5)显示,数字化转型显著缓解了企业的融资约束。由表7列(6)可知,在同时考虑

表 7 机制检验结果

| 变量               | 机制 I                                                 |                       | 机制 II                                                |                       | 机制 III                                               |                       | 机制 IV                                                |                    |
|------------------|------------------------------------------------------|-----------------------|------------------------------------------------------|-----------------------|------------------------------------------------------|-----------------------|------------------------------------------------------|--------------------|
|                  | (1)                                                  | (2)                   | (3)                                                  | (4)                   | (5)                                                  | (6)                   | (7)                                                  | (8)                |
|                  | IC                                                   | Patent                | Tcost                                                | Patent                | SA                                                   | Patent                | RDS                                                  | Patent             |
| Digital          | 0.006<br>(0.020)                                     | 11.796***<br>(2.635)  | -0.039<br>(0.0686)                                   | 0.013**<br>(0.006)    | -0.002***<br>(0.0005)                                | 0.017**<br>(0.0067)   | 0.089***<br>(0.032)                                  | 0.011<br>(0.009)   |
| IC               |                                                      | 0.696***<br>(0.263)   |                                                      |                       |                                                      |                       |                                                      |                    |
| Tcost            |                                                      |                       |                                                      | -0.002***<br>(0.0005) |                                                      |                       |                                                      |                    |
| SA               |                                                      |                       |                                                      |                       |                                                      | -0.826***<br>(0.0742) |                                                      |                    |
| RDS              |                                                      |                       |                                                      |                       |                                                      |                       |                                                      | 0.004**<br>(0.002) |
| 控制变量             | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                |
| 常数项              | 5.472***<br>(0.875)                                  | -140.152*<br>(72.208) | -78.201***<br>(3.2893)                               | -2.906***<br>(0.2475) | -0.432***<br>(0.0207)                                | -3.054***<br>(0.2589) | 12.917***<br>(1.983)                                 | 0.553<br>(0.508)   |
| 企业固定效应           | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                |
| 年份固定效应           | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                   | YES                                                  | YES                |
| R <sup>2</sup>   | 0.418                                                | 0.632                 | 0.784                                                | 0.736                 | 0.685                                                | 0.733                 | 0.776                                                | 0.774              |
| 样本数              | 3950                                                 | 3950                  | 3950                                                 | 3950                  | 3950                                                 | 3950                  | 3950                                                 | 3950               |
| Bootstrap 中介效应检验 | B <sub>1</sub> 不显著、γ <sub>2</sub> 显著, Bootstrap 检验显著 |                       | B <sub>1</sub> 不显著、γ <sub>2</sub> 显著, Bootstrap 检验显著 |                       | B <sub>1</sub> 显著、γ <sub>2</sub> 显著, 无须 Bootstrap 检验 |                       | B <sub>1</sub> 显著、γ <sub>2</sub> 显著, 无须 Bootstrap 检验 |                    |

数字化转型与融资约束对专利产出的影响时,数字化转型的促进作用依然显著,表明数字化转型通过减轻企业的融资压力,为专利创新活动提供更为坚实的资金支持。最后,表7列(7)表明,数字化转型显著提升了企业的研发支出,这是推动专利产出的直接动力。由表7列(8)可知,在综合分析数字化转型与研发强度对专利产出的共同作用时,研发强度的作用依然显著,进一步强化了研发强度作为中介桥梁的作用。这表明数字化转型通过加大研发投入,显著促进了企业的专利产出。

综上所述,数字化转型能够通过优化内控制度、降低交易成本、缓解融资约束、提高研发强度等多条路径,显著提升企业的专利产出,验证了假设2。

(二)异质性分析

1. 基于数字化转型维度的异质性分析

表8详尽展示了数字化转型各细分维度对企业专利产出产生的差异化影响。首先,数字技术应用指数(ADT)的回归系数为-0.003,但未达到统计显著性,可能是由于“数字技术应用”这一概念的广泛性及企业

实施上的多样性,导致其对专利产出的整体影响不显著。其次,大数据技术指数(DT)的系数为0.027,并在1%的置信水平下显著,这表明大数据技术能够有效提升企业的专利产出。同样,云计算技术指数(CC)的系数为0.058,并在1%的置信水平下显著,进一步证实了云计算在促进专利产出中的重要作用。区块链技术指数(BD)的系数为0.001,未通过显著性检验,可能是因为区块链技术仍处于发展初期,其对企业专利产出的影响尚未充分显现。最后,人工智能技术指数(AI)的系数为0.067,并在1%的置信水平下显著,表明人工智能技术对企业专利产出具有显著且强大的促进作用。综上所述,各维度数字化转型指数对企业专利产出的影响存在差异性,其中大数据、云计算和人工智能技术对专利产出的正向作用显著,而数字技术应用和区块链技术的效果尚未充分显现,初步验证了假设3的成立。这提示我们在制定数字化转型策略时,应根据不同技术的特点及其对企业创新活动的具体影响,采取针对性措施,以最大化数字化转型的效益。

表8 不同维度数字化转型指数对企业专利产出影响的检验结果

| 变量             | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                | <i>Patent</i>        | <i>Patent</i>        | <i>Patent</i>        | <i>Patent</i>        | <i>Patent</i>        |
| <i>ADT</i>     | -0.003<br>(0.007)    |                      |                      |                      |                      |
| <i>DT</i>      |                      | 0.027***<br>(0.009)  |                      |                      |                      |
| <i>CC</i>      |                      |                      | 0.058***<br>(0.010)  |                      |                      |
| <i>BD</i>      |                      |                      |                      | 0.001<br>(0.025)     |                      |
| <i>AI</i>      |                      |                      |                      |                      | 0.067***<br>(0.012)  |
| 控制变量           | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  |
| 企业固定效应         | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  |
| 年份固定效应         | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  |
| 常数项            | -2.828***<br>(0.242) | -2.720***<br>(0.243) | -2.647***<br>(0.243) | -2.818***<br>(0.241) | -2.654***<br>(0.243) |
| 观测值            | 39430                | 39430                | 39430                | 39430                | 39430                |
| R <sup>2</sup> | 0.736                | 0.736                | 0.736                | 0.736                | 0.736                |

2. 基于企业类型的异质性分析

在深入剖析数字化转型如何差异化地影响不同类型的企业的专利产出时,首先聚焦企业所有制结构层面。通过对比非国有企业与国有企业的表现,发现数

字化转型对非国有企业的专利产出具有显著的正向促进作用,见表9列(1)所示,这凸显了非国有企业把握数字化转型机遇、推动创新产出方面的积极成效。相反,国有企业虽然也展现出数字化转型的正向作用,但其

效果尚未达到统计显著性,提示国有企业在数字化转型与专利产出融合方面有待加强策略优化与政策执行。

进一步转向企业性质维度,表9列(3)的数据强有力地证明了数字化转型对高科技企业专利产出的显著正向影响,这与高科技企业内在的技术创新导向和数字化转型需求高度契合。相比之下,非高科技(传统)企业的数字化转型效果则显得较为温和,表9列(4)显示其正向系数未达统计显著性,反映出这些企业在技术吸收、转化及创新能力构建上的滞后。

地域差异也是本文分析中的一个重要视角。表9列(5)的数据彰显了东部地区企业因其经济发达、基

础设施完善及市场环境开放而享有的数字化转型优势,其对专利产出的影响显著有效。然而,中西部地区企业则面临着严峻挑战,表9列(6)中数字化转型对专利产出的影响系数为负,但未达统计显著性。因此我们需关注并解决中西部地区企业在数字化转型中遇到的障碍,以促进其创新能力的提升。

综上所述,数字化转型对不同性质、类型和地区企业的专利产出产生了显著的异质性影响,这一发现不仅丰富了我们数字化转型效果复杂性的理解,也进一步验证了假设3,因此需根据具体情况制定差异化的转型策略。

表9 数字化转型对不同性质、类型和地区企业专利产出影响的检验结果

| 变量             | (1)                | (2)                  | (3)                | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
|----------------|--------------------|----------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                | 非国有                | 国有                   | 高科技                | 非高科技(传统)             | 东部                   | 中西部                  |
| Digital        | 0.019**<br>(0.008) | 0.017<br>(0.011)     | 0.020**<br>(0.010) | 0.013<br>(0.009)     | 0.028***<br>(0.007)  | -0.012<br>(0.012)    |
| 控制变量           | YES                | YES                  | YES                | YES                  | YES                  | YES                  |
| 企业固定效应         | YES                | YES                  | YES                | YES                  | YES                  | YES                  |
| 年份固定效应         | YES                | YES                  | YES                | YES                  | YES                  | YES                  |
| 常数项            | -0.504<br>(0.425)  | -1.838***<br>(0.565) | 0.400<br>(0.497)   | -2.574***<br>(0.423) | -2.329***<br>(0.299) | -3.507***<br>(0.415) |
| 观测值            | 20181              | 12833                | 17336              | 15692                | 28229                | 11240                |
| R <sup>2</sup> | 0.752              | 0.799                | 0.751              | 0.751                | 0.742                | 0.721                |
| 样本数            | 2519               | 1431                 | 2053               | 1897                 | 2675                 | 1275                 |

六、结论与建议

(一)结论

本文在理论分析的基础上,基于2001—2020年我国上市公司的面板数据,选择双向固定效应模型,实证考察了数字化转型对企业专利产出的影响及机制,得到如下结论:(1)经过系列稳健性与内生性检验,证实了数字化转型能够显著促进专利产出数量的增加和质量的提升。(2)机制分析揭示,数字化转型确实能够通过优化企业内部控制体系、降低交易成本、缓解融资约束提高研发强度四条路径,显著提升专利产出。(3)数字化转型对专利产出的影响存在明显的异质性。分维度看,大数据、云计算和人工智能技术的正向作用显著且效果递增,而数字技术应用与区块链技术的促进作用尚不明显。从企业性质看,高科技企业因其创新目标导向与数字化转型需求的高度契合,数字化转型的专利产出促进效应显著;传统企业在数字化转型过程中的创新成效则不明显,需更多时间与资源投入。从企业所有制结构与地域分布看,非国有企业、东部地区

企业在数字化转型中展现出更强的创新能力提升,国有企业、中西部地区企业则未能充分显现数字化转型对专利产出的显著作用。

(二)建议

基于上述研究结论,为推动我国企业数字化转型与专利产出的协同发展,提出以下建议:

第一,强化基础支撑,稳固转型基石。政府应加大投资力度,构建高效、安全、稳定的数字化转型基础设施体系,涵盖高速网络、先进数据中心及云计算平台等,为企业的数字化转型奠定坚实基础。同时,推动建设开放共享的数据资源平台,促进数据高效流通与利用,有效降低企业数字化转型的初始投入与运营成本。

第二,激励技术创新,促进应用转化。鼓励企业加大对大数据、人工智能、云计算、物联网等前沿技术的研发投入,支持企业实施技术创新与应用示范项目。通过实施税收减免、资金补贴等优惠政策,激发企业创新活力,加速新技术从研发向应用的转化。强化企业



与高校、科研院所的合作,深化产学研融合,加速技术成果的商业化进程与专利产出。

第三,优化融资环境,拓宽融资渠道。针对企业数字化转型过程中的融资难题,政府应积极优化融资环境,拓宽融资渠道。设立专项基金,专门用于支持企业数字化转型项目。引导金融机构创新金融产品与服务,为企业提供多元化的融资解决方案。加强金融监管,确保融资市场的稳定与健康,为企业的数字化转型提供持续、充足的资金支持。

第四,提升管理水平,重塑组织架构。数字化转型不仅是技术层面的革新,更是企业管理模式的深刻变革。政府应引导企业优化内部管理,提升管理水平,构建适应数字化转型要求的组织架构与业务流程。通过提供培训、咨询等支持服务,帮助企业掌握先进的管理理念与方法,提高管理效率与决策科学性。同时,加强企业内部控制与风险管理,确保专利创新活动的有效性与安全性。

第五,实施差异化政策,促进均衡发展。鉴于不同企业在数字化转型中展现出的异质性特征,政府应制定差异化的支持政策。对高科技企业、非国有企业给予更多政策倾斜与市场机会,助力其快速发展;对传统企业、国有企业则加强引导与扶持,帮助其克服转型过程中的困难与挑战。同时,推动区域间数字化转型的协同发展,形成优势互补、资源共享的良好格局。鼓励区域间企业的合作与交流,共同探索数字化转型的新模式与新路径,确保各类企业均能在数字化转型的浪潮中受益,共同推动我国企业专利产出的提升与产业结构的优化升级。◆

#### 参考文献:

- [1]李明,张磊.数字化转型的内涵与企业创新路径[J].管理世界,2020,36(5):56-68.
- [2]殷群,田玉秀.数字化转型影响高技术产业创新效率的机制[J].中国科技论坛,2021(3):103-112.
- [3]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,(7):130-144+10.
- [4]陈丽.数据驱动的企业创新研究[J].科技进步与对策,2020,37(4):89-101.
- [5]刘宇.数字化转型中的组织模式创新[J].中国管理科学,2020,29(4):77-85.
- [6]王艳.数字化转型背景下的组织变革与人才管理[J].企业管理,2020,38(4):101-115.
- [7]马忠,芦雅琳.“链主”企业如何带动链上企业全要素生产率提升[J].广东财经大学学报,2024,39(3):52-65.
- [8]李长英,王曼.供应链数字化能否提高企业全要素生产率?[J].财经问题研究,2024,(5):75-88.
- [9]韩士专,杨佳英,杨礼华.数字化转型对企业全要素生产率的影响研究[J].现代管理科学,2024(2):133-142.
- [10]张哲,陶敬中,秦磊.供应链数字化管理对企业全要素生产率的影响[J].中国流通经济,2024,38(4):58-67.
- [11]芦雅婷,田雨绯.内部控制影响国有企业竞争优势的中介效应研究[J].企业经济,2022(2):69-79.
- [12]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013(1):4-16.
- [13]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [14]袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
- [15]赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济,2021(7):114-129.

(责任编辑:萧静)

# 数字融入对村民公共事务参与的影响机理研究

## ——社会资本和政治效能感的中介作用

上官莉娜<sup>1</sup> 寇 芮<sup>1</sup> 胡一寒<sup>2</sup>

(1. 武汉大学 政治与公共管理学院, 湖北 武汉 430072; 2. 广西大学 马克思主义学院, 广西 南宁 530004)

**摘要:**基于2021年中国社会状况综合调查数据,采用OLS方法和中介效应模型,探究了数字融入对农村居民公共事务参与的影响机理,以及社会资本和政治效能感的中介作用。结果表明,数字融入能够显著增进农村居民公共事务参与;中介检验分析发现,社会资本和政治效能感在数字融入与公共事务参与之间起到部分中介作用。根据研究结果,提出构建数字融入的针对性支持策略、加强公共事务参与平台建设、重视党员和乡村高素质人才的引领作用等对策建议。

**关键词:**数字乡村;数字融入;公共事务参与;社会资本;政治效能感

中图分类号:D422.6

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)10-0013-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.10.002

### 一、引言

数字乡村是信息技术与乡村土壤有机结合的时代产物,数字乡村治理是中国式基层治理现代化转型过程中的重要议题。自2018年中央一号文件首次提出“实施数字乡村战略”后,我国先后出台《数字乡村发展战略纲要》《数字农业农村发展规划(2019—2025年)》《数字乡村发展行动计划(2022—2025年)》等一系列文件,为新时期推进数字乡村建设明确了基本方向和具体行动方案。数字化成为乡村治理转型的重要趋势,随着数字乡村建设不断深入推进,数字技术全面嵌入乡村治理过程,重构乡村治理的形式和内容。

为了确保乡村治理成效,村民的参与是前提和保障<sup>[1]</sup>。2019年中共中央办公厅和国务院办公厅发布《关于加强和改进乡村治理的指导意见》,强调“建立健全党委领导、政府负责、社会协同、公众参与、法治保障、科技支撑的现代乡村社会治理体制”和“发挥农民在乡村治理中的主体作用”。乡村治理体系的宗旨在于调解不同利益相关者之间的矛盾,促进乡村共同

治理意识的建立,推动乡村向着更民主、更自治的模式发展<sup>[2]</sup>。然而现实情况是当前村民在乡村治理中的实质性参与严重不足,“政府埋头干、百姓靠边看”现象屡见不鲜,面临乡村自治“行政化”、村民参与公共事务消极化、精英治理模式异质化等一系列问题。

数字乡村建设背景下,数字工具的多样化应用有效畅通了社情民意表达渠道,为村民参与村庄的公共事务提供了快捷且高效的平台,增强了村民在参与过程中的效能感<sup>[3]</sup>和自主性<sup>[4]</sup>,激发了村庄自治活力。同时,数字技术有助于整合离散的农村公共空间,涵养村民的公共精神和村庄认同,加强乡村社会的情感互动和社会关系,保障村民更广泛地参与到村庄公共事务中,发挥其在乡村治理中的主体作用<sup>[5]</sup>。但是,我国城乡发展的不平衡造成农村数字化发展水平相对滞后,乡村中存在大量“数字弱势群体”,由于数字素养不足,他们难以充分利用现代数字技术,无法享受互联网带来的数字化新体验,从而难以有效参与公共事务治理<sup>[6]</sup>。

**基金项目:**国家社会科学基金项目“数智驱动‘高效办成一件事’的实现机制及优化路径研究”(24BZZ075)。

**作者简介:**上官莉娜(1973—),女,河南浚池人,博士,教授,博士生导师,研究方向为城市基层治理、数字政府;寇芮(1999—),女,宁夏银川人,硕士研究生,研究方向为数字政府治理;胡一寒(2001—),男,湖北石首人,硕士研究生,研究方向为基层治理。

综上,当前学界对于数字技术运用是否有效推动村民参与公共事务尚未达成一致结论,鲜有研究关注村民个体数字融入水平与公共事务参与行为之间的关系。基于此,本文提出如下研究问题:数字融入能否促进村民参与乡村公共事务?数字融入水平影响村民公共事务参与行为的路径是什么?通过实证分析深入讨论上述问题,以期在数字乡村建设背景下为促进村民参与、改善乡村治理提供微观经验证据。

## 二、文献综述与研究假设

### (一)数字融入与村民公共事务参与

数字乡村建设涉及多个层面,包括数字基础设施建设、乡村经济数字化、乡村治理数字化、乡村生活数字化等四个主要领域<sup>[7]</sup>。与之相对,数字融入则是一种内在的动态过程,它侧重对数字技术的接受、认同以及与其融合,即对数字技术的接纳和认可,并能够主动、有效地运用数字技术,从而更好地适应数字化进程,是推进数字乡村建设的关键。当前,我国的数字乡村基础设施建设不断取得新成效,已实现“村村通宽带”,因而主要通过其他三个方面考察农村居民的数字融入情况,即从数字经济融入、数字治理融入和数字生活融入三个维度衡量村民数字融入情况。

数字融入对村民公共事务参与行为的影响,可以归纳为以下三点:第一,农村居民利用网络平台直播带货,以及微商等新兴业态发展,村民享受到数字经济发展的成果,给处于资源劣势的农民群体带来大量提高收入的机会,从而改善其社会经济状况<sup>[8]</sup>。研究表明,社会经济地位较高的个体更容易形成积极的公民态度<sup>[9]</sup>,主动参与到乡村公共事务的讨论、协商和决策过程中。第二,通过微信、快手、抖音等数字化社交平台,农村居民能够拓宽社会关系网络,促进亲社会行为,进而提高公共事务参与和互动的频率。掌握更多知识和技能的农村居民,更能够理解参与的流程和规则<sup>[10]</sup>,提升参与能力。第三,农村居民使用村务微信群等数字乡村治理平台,可以便捷地获取公共事务信息,有助于培养和强化其公共意识。这些平台打破了时空限制,村民可以通过多样化的网络渠道参与公共事务的管理与讨论,降低了参与门槛,激发了参与兴趣和热情,进而促进公共事务参与行为。综上所述,提出如下假设:

H1:数字融入对村民公共事务参与具有显著的正向影响。

### (二)社会资本的中介作用

社会资本理论认为,社会资本包括社会组织的特性,如人际网络、社会规范和信任,这些因素能够促进互利合作和协调。该理论强调社会资本对公众参与和社会生活的重要性。公众参与公共事务,旨在为共同利益而合作,这种行为特征体现了互惠互利<sup>[11]</sup>。基于亲朋好友和邻里关系的社会关系网络,为个体参与公共事务提供了物质和情感支持,频繁互动增强了信任,这种信任机制激发了参与的热情,有助于克服集体行动的难题,实现行动目标。换言之,在人际互动关系网络中积累的社会资本可能会产生溢出效应,这种效应会从私人领域延伸至公共领域,进而创造出积极的参与环境,增强公众参与治理的意愿<sup>[12]</sup>。

有学者指出,数字技术通过数字平台促进了情感交流和社会参与,培育数字空间的公共性,打破了地域和身份的限制,扩展了社会交往的范围,形成不断扩展的社会网络,从而增加了社会资本。因此,可以推断数字融入是提高农村居民社会资本的有效途径,而社会资本的提升又能促进其参与公共事务的水平。基于此,提出如下假设:

H2:社会资本在数字融入与村民公共事务参与中发挥中介作用。

### (三)政治效能感的中介作用

根据计划行为理论,认知是形成参与意愿的基础。政治效能感,即个体对其在政治过程中的行为能够产生影响的感受和判断,是激励村民参与公共事务的内在动力。在随后的研究中,有学者将其进一步划分为内部政治效能感和外部政治效能感。内部政治效能感是公民个体参与和理解政治的主观感受,外部政治效能感则是公民个体对于政府对其诉求回应的感知程度。有研究指出,当个体相信自己拥有参与政治和影响政策的知识和能力时,更倾向于参与各种公共事务。实证研究表明,政治效能感较高的个体更加关注公共福祉,对投票选举、志愿活动、政策制定等公共事务有更高的参与意愿,并且在参与过程中表现得更为积极。从实践看,只有当村民感到自己的行为可能对政策的制定或执行产生影响,且政府会重视并回应自己的权益诉求时,也就是当村民具有较强的政治效能感时,才愿意参与到村庄公共事务的讨论与决策中。

数字融入一定程度上提升了政治效能感。根据世界网络项目(The World Internet Project, WIP)的调查结果,超过60%的中国公众认同“通过使用互联网,自己



对政府有了更多的发言权”。相关研究指出,互联网为村民提供了更广泛的信息来源,减少了获取信息的成本,有助于缩小不同群体在知识方面的差距,进而对公众自身能力的认知产生显著影响<sup>[13]</sup>。政府网站、政务微信、政务微博等数字平台的广泛应用提高了政府的回应性和效率,增强了民众参与的互动性。村民既是信息的接收者又是创造者,当村民创作或评论的热点问题得到政府回应时,能够提升其政治效能感。综上,数字乡村建设为村民获取乡村政务信息、通过多渠道更加充分表达自己的观点和诉求提供了便捷的渠道,村民通过融入数字乡村,其政治效能感得到显著增强,进而促使他们更加积极地投身于公共事务。基于此,提出如下假设:

H3:政治效能感在数字融入与村民公共事务参与中发挥中介作用。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源

本文使用的数据来源于2021年中国社会状况综合调查(Chinese Social Survey, CSS)。该调查由中国社会科学院社会学研究所于2005年发起,每两年一次面向全国范围开展大型连续性抽样调查。其调查项涉及劳动就业、家庭和社会生活、社会态度等多方面,其中包含本研究关注的互联网使用和公共事务参与等关键信息。本文选取农村居民作为研究对象,根据居住地的城乡属性,筛选出居住在农村的样本,并对核心变量进行缺失值和异常值处理后,最终获得4460个有效观测样本。

#### (二)变量说明

##### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为公共事务参与。公共事务参与属于多维度概念,根据已有文献对公共事务参与的界定及数据可得性,将农村居民公共事务参与划分为选举参与、政策参与、沟通参与、自治参与、维权参与、公益参与6种类型。选举参与采用“最近一次村委会选举中,您投票了吗?”进行刻画;政策参与选取“利用专业知识参与公共政策、公共事务论证会”“通过各种渠道对政府公布的政策发表个人意见”“出席政府部门的有关公共政策的听证会”三个选项进行刻画;沟通参与选取“向报刊、电台、网络论坛等媒体反映社会问题”“向政府部门反映意见”两个选项进行刻画;自治参与选取“参加所在村居/单位的重大决策讨论”选项进行刻画;维权参与选取“参加线上/线下集体性维权

行动”选项进行刻画;公益参与选取“参加社区组织或者自发组织的社会公益活动,比如义务献血、义务清理环境,为老年人、残疾人、病人提供义务帮助”选项进行刻画。肯定回答的赋值为1,反之为0。为了体现村民参与公共事务的广度,将村民参与6种公共事务的情况进行加总,0表示未参与任何一项,1—6分别表示参与了几种类型的公共事务。

##### 2. 解释变量

本文的解释变量为数字融入。根据前文对数字融入内涵的界定与数据可得性,借鉴苏岚岚和彭艳玲(2021)<sup>[14]</sup>的研究,将农村居民的数字融入情况分为三个维度,一是由“利用互联网商务或者工作频率”和“利用互联网投资理财频率”构成的数字经济融入,二是由“利用互联网娱乐、休闲频率”“利用互联网聊天交友频率”“利用互联网学习教育频率”“利用互联网购物/生活服务频率”构成的数字生活融入,三是由“利用互联网浏览时政信息频率”构成的数字治理融入。这些选项均为有序多分类变量,根据研究需要,将其重新划分为二分类变量,若回答均为“从不”赋值为0,否则赋值为1。最后,通过加总三个维度得分求平均值测度农村居民的数字融入情况。

##### 3. 中介变量

本文的中介变量为社会资本和政治效能感。本文借鉴陈永清等(2024)<sup>[15]</sup>的研究,在CSS2021问卷中选取“家庭人情礼金支出”的对数值作为衡量社会资本的代理变量。依据前文的定义,借鉴唐雲和王英(2020)<sup>[16]</sup>的研究,在问卷中选取“我关注村委会的选举”“在村委会选举中,选民的投票对最后的选举结果没有影响”“村委会根本不在乎和我一样的普通村民的想法”“我有能力和知识对政治进行评论”“参与政治活动没有用处,对政府部门不能产生什么根本的影响”“我对政治不感兴趣,不愿意花时间和精力在这上面”六项问题衡量村民的政治效能感。相应选项包括“很同意”“比较同意”“不太同意”“很不同意”以及“不好说”,由于“不好说”表示的态度不明确,位于同意与不同意之间,因此将其视为中间值,并将所有回答重新编码为1—5的整数。通过因子分析发现,六项问题的KMO值为0.771, Bartlett的球形度检验显著, Cronbach's  $\alpha$ 值为0.740,说明指标内部具有较强一致性,故将其加总求均值,生成中介变量政治效能感。

##### 4. 控制变量

本文选取的控制变量包括性别、年龄、受教育水



平、婚姻状况、政治面貌、民族、收入水平、社会经济地位、保险状态、家庭规模、地区。其中,社会经济地位变量在调查问卷中选取问题“您认为目前您本人的社会经济地位在本地大体属于哪个层次?”进行测度,将答项中的“下”“中下”“中”“中上”和“上”依次赋值为1—5,数值越大表示村民对自身的社会经济地位认知越高。变量说明及描述性统计见表1。

表1 变量说明及描述性统计

| 变量    |        | 变量说明                                                   | 均值     | 标准差    | 最小值 | 最大值    | 样本量  |
|-------|--------|--------------------------------------------------------|--------|--------|-----|--------|------|
| 被解释变量 | 公共事务参与 | 0—6分别表示参与了几种类型的公共事务                                    | 0.972  | 0.916  | 0   | 6      | 4460 |
| 解释变量  | 数字融入   | 数字经济融入、数字治理融入、数字生活融入的算术平均值                             | 0.412  | 0.373  | 0   | 1      | 4460 |
| 中介变量  | 社会资本   | 在原值的基础上附加1再取对数                                         | 7.023  | 2.802  | 0   | 13.896 | 4460 |
|       | 政治效能感  | 1=很不同意,2=不太同意,3=不好说,4=比较同意,5=很同意                       | 3.053  | 0.670  | 1   | 5      | 4460 |
| 控制变量  | 性别     | 1=男,0=女                                                | 0.476  | 0.499  | 0   | 1      | 4460 |
|       | 年龄     | 2021减去出生年份                                             | 48.696 | 13.725 | 18  | 70     | 4460 |
|       | 受教育水平  | 1=小学及以下,2=初中,3=高中/中专/职高,4=大专及以上                        | 1.916  | 0.935  | 1   | 4      | 4460 |
|       | 婚姻状况   | 1=已婚,0=未婚                                              | 0.840  | 0.367  | 0   | 1      | 4460 |
|       | 政治面貌   | 1=中共党员,0=非中共党员                                         | 0.077  | 0.267  | 0   | 1      | 4460 |
|       | 民族     | 1=汉族,0=少数民族                                            | 0.891  | 0.311  | 0   | 1      | 4460 |
|       | 收入水平   | 在原值的基础上附加1再取其对数                                        | 7.994  | 3.662  | 0   | 13.816 | 4460 |
|       | 社会经济地位 | 1=下,2=中下,3=中,4=中上,5=上                                  | 2.343  | 0.946  | 1   | 5      | 4460 |
|       | 保险状态   | 1=城镇职工基本医疗保险/城镇居民基本医疗保险/公费医疗/新型农村合作医疗/城乡居民大病保险,0=以上都没有 | 0.620  | 0.486  | 0   | 1      | 4460 |
|       | 家庭规模   | 家庭人口数量(人)                                              | 5.048  | 2.269  | 1   | 25     | 4460 |
|       | 地区     | 0=东部,1=中部,2=西部                                         | 0.827  | 0.809  | 0   | 2      | 4460 |

(三)模型设定

1. OLS模型

被解释变量公共事务参与为连续变量,故选择OLS模型进行回归分析,并使用Oprobit模型进行稳健性检验。模型构建如下:

$$Participation_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \gamma Control_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,  $Participation_i$  代表公共事务参与,  $X_i$  表示村民  $i$  的数字融入情况,  $Control_i$  代表一系列控制变量,  $\varepsilon_i$  为随机误差项。

2. 中介效应模型

为探究数字融入对村民参与公共事务的影响机制,本文采用逐步检验法对中介效应进行评估,在式(1)基础上构建如下模型:

$$M_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \lambda Control_i + u_i \quad (2)$$

$$Participation_i = \theta_0 + \beta_3 X_i + \beta_4 M_i + \lambda' Control_i + v_i \quad (3)$$

其中,  $M_i$  代表中介变量,  $u_i$ 、 $v_i$  为随机误差项,其他变量的含义与式(1)相同。按照温忠麟和叶宝娟(2014)<sup>[17]</sup>提出的逐步检验法,依次对式(1)、(2)、(3)的回归系数进行检验。在系数  $\beta_1$  显著的前提下,如果系数  $\alpha_1$  和  $\beta_4$  也显著,并且  $\alpha_1 \times \beta_4$  与系数  $\beta_3$  的符号一致,则表明存在

显著的中介效应;否则,为遮掩效应。当系数  $\beta_3$  显著时,表明存在部分中介效应;如果不显著,则为完全中介效应。如果系数  $\alpha_1$  和  $\beta_4$  中有一个不显著,则需要通过Bootstrap法进一步检验,以判断中介效应的存在。

四、实证结果与分析

(一)基准回归检验

从表2看,在模型1以及加入控制变量的模型2中,数字融入变量的系数都是正的,并且都在1%的统计水平上显著,表明数字融入显著正向影响公共事务参与,假设1得到验证。互联网的低成本、可及性、便捷性使村民能够随时随地获取和了解参与信息,更广泛地了解公共事务的最新动态,掌握参与的方法和规则,增强了他们的公民参与意识,有效调动和充分激发其参与意愿。同时,数字化平台为村民参与公共事务提供了更多渠道,降低了参与门槛,随着数字融入程度不断提升,村民可以通过数字治理平台更加便捷高效地参与公共事务。

(二)内生性检验

考虑到研究中可能存在的双向因果、测量误差以及变量遗漏等内生性问题,可能会使基准回归结果产

表2 数字融入对农村居民公共事务参与的影响

| 变量             | 模型1                 | 模型2                  |
|----------------|---------------------|----------------------|
|                | 公共事务参与              |                      |
| 数字融入           | 0.241***<br>(0.037) | 0.386***<br>(0.045)  |
| 性别             |                     | 0.157***<br>(0.028)  |
| 年龄             |                     | 0.011***<br>(0.001)  |
| 受教育水平          |                     | 0.022<br>(0.018)     |
| 婚姻状况           |                     | 0.087**<br>(0.038)   |
| 政治面貌           |                     | 0.624***<br>(0.052)  |
| 民族             |                     | -0.128***<br>(0.043) |
| 收入水平           |                     | 0.010**<br>(0.004)   |
| 保险状态           |                     | 0.051*<br>(0.027)    |
| 家庭规模           |                     | -0.004<br>(0.006)    |
| 地区             |                     | 0.104***<br>(0.016)  |
| 社会经济地位         |                     | 0.044***<br>(0.014)  |
| 常数项            | 0.873***<br>(0.020) | -0.119<br>(0.101)    |
| R <sup>2</sup> | 0.010               | 0.111                |
| F值             | 43.270              | 46.290               |
| 样本量            | 4460                | 4460                 |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内的是标准误差。表4、表5、表6、表7同。

生偏差,本文采用工具变量法进行处理。借鉴已有研究<sup>[18]</sup>,选择问卷中“2020年您全家的通信支出”这一问题,对其回答进行对数转换,作为本文的工具变量。通信支出包括上网费、流量费等数字设备和工具的使用费用,能够客观反映农村居民的数字融入水平,满足工具变量的相关性要求。同时,作为家庭生活支出的通信费用,很难直接影响个体参与公共事务,满足工具变量的外生性要求。

由表3可知,KP-LM统计量的p值为0.000,表明不存在工具变量识别不足的问题。C-D Wald F统计

量显著大于10%水平下的临界值16.380,说明不存在弱工具变量问题。二阶段回归的系数为2.256( $p<0.001$ ),远高于基准回归中的0.386,表明内生性问题导致了数字融入对公共事务参与影响的效应被低估,但两者的影响方向是一致的,再次证明了假设1成立。总体说,考虑内生性问题后,采用工具变量法进行估计的回归结果与基准回归保持一致,研究结果依旧稳健。

表3 内生性检验结果

| 变量            | 第一阶段<br>数字融入        | 第二阶段<br>公共事务参与       |
|---------------|---------------------|----------------------|
| 数字融入          |                     | 2.256***<br>(0.524)  |
| 通信支出          | 0.022***<br>(0.003) |                      |
| 第一阶段F值        | 245.48              |                      |
| KP-LM统计量      |                     | 44.799<br>(0.000)    |
| C-D Wald F统计量 |                     | 45.121<br>(16.380)   |
| 控制变量          | 控制                  | 控制                   |
| 常数项           | 0.452***<br>(0.041) | -1.269***<br>(0.342) |
| 样本量           | 4460                | 4460                 |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的统计水平上显著；DWH统计量、KP-LM统计量的括号内的是p值,C-D Wald F统计量的括号内的是10%水平下的临界值,其他括号内的是标准误差。

(三)机制检验

基于前文中中介效应模型的检验步骤,依次检验数字融入通过社会资本和政治效能感影响公共事务参与的机制,检验结果见表4。列(1)显示,数字融入对农村居民公共事务参与具有显著的直接影

响,满足了中介效应成立的首要条件。对社会资本的中介效应进行检验。列(2)表明数字融入显著提高了农村居民的社会资本。列(3)显示在引入社会资本变量后,数字融入仍然显著正向影响公共事务参与,这表明社会资本在数字融入对公共事务参与的影响中发挥了显著的部分中介作用,假设2得以验证。可能的原因是,随着农村居民日益融入数字化乡村生活,互联网已成为他们重要的社交媒介。丰富的沟通渠道不仅扩展了个体的社交网络,还建立了数字化的社会联系,增加了农村居民的社会资本。这种社会资本的提

还体现在社交网络的深度上,例如通过家庭人情礼金支出等传统社交活动加强社会联系。社会资本的积累使村民的乡村归属感不断提升,最终促进农村居民更加积极地参与公共事务,表达自己的意愿和诉求。

对政治效能感的中介效应进行检验。列(4)表明数字融入显著提高了农村居民的政治效能感。列(5)显示在引入政治效能感变量后,数字融入仍然显著正向影响公共事务参与,说明政治效能感在数字融入对公共事务参与的影响中发挥了显著的部分中介作用,H3得到验证。这是由于随着数字乡村的发展,农村居民的信息获取能力得到增强,他们对政治信息和政策过程等公共事务有了更深入的理解,增强了其对信息的判断和处理能力,同时提升了其参与公共事务的信心。随着对公共事务理解的不断深化,农村居民的政治效能感得到了增强,激发了他们的参与热情,使其更加主动地投身于公共事务。

表4 中介效应检验结果

| 变量             | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                | 公共事务参与              | 社会资本                | 公共事务参与              | 政治效能感               | 公共事务参与              |
| 数字融入           | 0.386***<br>(0.045) | 0.931***<br>(0.142) | 0.370***<br>(0.045) | 0.174***<br>(0.032) | 0.357***<br>(0.044) |
| 社会资本           |                     |                     | 0.017***<br>(0.005) |                     |                     |
| 政治效能感          |                     |                     |                     |                     | 0.165***<br>(0.020) |
| 控制变量           | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| R <sup>2</sup> | 0.111               | 0.041               | 0.114               | 0.123               | 0.124               |
| 样本量            | 4460                | 4460                | 4460                | 4460                | 4460                |

(四)稳健性检验

为确保先前回归分析结果的稳健性,本文通过改变被解释变量测量方法和更换回归模型来进行检验。将原有的连续变量“公共事务参与”转换为二元变量,并采用Logit模型进行估计。在6种公共事务中,参与任意一项的编码为1,表示参与;6种都未参与的编码为0,表示未参与。表5中的列(1)展示了改变被解释变量测量方法后的回归结果,其中数字融入仍然在1%的统计水平上显著正向影响农村居民公共事务参与,表明研究结果具有较高的稳健性。接着,用有序Probit模型替换之前使用的OLS模型进行回归,列(2)的结果显示,数字融入对农村居民公共事务参与的显著正向影响依然成立,进一步证实了基准模型结果的

稳健性。

表5 稳健性检验结果

| 变量             | (1)改变被解释变量          | (2)更换回归模型           |
|----------------|---------------------|---------------------|
|                | Logit               | Oprobit             |
| 数字融入           | 0.492***<br>(0.117) | 0.462***<br>(0.057) |
| 控制变量           | 控制                  | 控制                  |
| R <sup>2</sup> | 0.114               | 0.123               |
| 样本量            | 4460                | 4460                |

(五)异质性分析

1. 数字融入类型的异质性分析

表6的回归结果揭示了不同类型的数字融入对村民参与公共事务的影响。数字经济融入、数字治理融入、数字生活融入均在1%的显著性水平上对村民参与产生显著的正向影响,同时数字经济融入对参与行为的正向效应最强。可能的原因是随着村民融入数字经济,他们能够获取更多的市场信息,缓解信息不对称问题,从而降低交易成本。同时,随着数字融入程度的提高,村民更有可能享受到数字经济红利,通过网络平台发展电商、直播等新型业态,实现收入增长。社会经济状况的改善有助于提升村民的参与意愿<sup>[19]</sup>,使其主动参与到公共事务中。

表6 数字融入类型的异质性分析结果

| 变量             | (1)                  | (2)                  | (3)                  |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 数字经济融入         | 0.237***<br>(0.042)  |                      |                      |
| 数字治理融入         |                      | 0.198***<br>(0.031)  |                      |
| 数字生活融入         |                      |                      | 0.193***<br>(0.031)  |
| 常数项            | -0.443***<br>(0.116) | -0.535***<br>(0.117) | -0.614***<br>(0.119) |
| 控制变量           | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| R <sup>2</sup> | 0.118                | 0.119                | 0.119                |
| 样本量            | 4460                 | 4460                 | 4460                 |

2. 个体特征的异质性分析

由于个体间对数字乡村的接纳程度和反应速度各不相同,可能会使数字融入对农村居民参与公共事务的影响在不同个体间呈现差异。因此,本文采用分样本回归分析方法,从性别、年龄、教育水平和政治面貌等角度深入探讨数字融入对个体的差异性影响,结果见表7。



表7 异质性分析结果

|                | 性别分组                |                     | 年龄分组                |                   | 受教育水平分组             |                     | 政治面貌分组              |                     |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                | 男                   | 女                   | 60岁以下               | 60岁以上             | 大专及以上               | 大专以下                | 党员                  | 非党员                 |
| 数字融入           | 0.382***<br>(0.066) | 0.385***<br>(0.060) | 0.291***<br>(0.048) | 0.184*<br>(0.103) | 0.653***<br>(0.234) | 0.387***<br>(0.043) | 0.670***<br>(0.225) | 0.339***<br>(0.044) |
| 控制变量           | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| R <sup>2</sup> | 0.104               | 0.077               | 0.108               | 0.082             | 0.214               | 0.103               | 0.107               | 0.058               |
| 样本量            | 2122                | 2338                | 3406                | 1054              | 364                 | 4096                | 344                 | 4116                |

从性别视角看,无论男性还是女性村民,数字融入都能够显著提升其参与公共事务的行为。这表明数字乡村的发展正在逐渐消除由社会性别角色差异所造成的刻板印象,为女性村民提供了更多参与公共事务的渠道。

从年龄视角看,数字融入均能显著提升中青年和老年村民的公共事务参与行为,但数字融入水平越高对中青年村民的公共事务参与行为的正向影响越强。这表明老年村民与青壮年村民间的“数字鸿沟”仍然存在,老年村民由于数字技能不足,其在乡村治理中的参与深度受到影响。

从受教育水平角度看,数字融入对具有不同教育背景的农村居民都产生了显著的积极影响。但相较而言,数字融入对教育程度较高的农村居民的正向影响更为显著。这反映出受过良好教育的农村居民在数字融入方面展现出更高的主动性和积极性,更容易接受新思维新技术,同时拥有更多参与渠道和机会,因此更可能参与乡村公共事务。

从政治面貌视角看,数字融入均能显著提升党员和非党员村民的公共事务参与行为,同时数字融入程度越高对党员的公共事务参与行为正向影响越强。说明数字融入能够有效帮助农村居民获取与公共事务相关的信息,从而促进其参与行为,但党员可能由于其政治身份和责任感,参与公共事务的积极性更高。

五、研究结论与实践启示

(一)研究结论

本文采用2021年中国社会状况综合调查数据,实证检验了数字融入对农村居民参与公共事务的影响及其内在机制,得到以下研究结论:

第一,数字融入对农村居民的公共事务参与行为具有显著的正向影响,在进行内生性处理和稳健性检验后,这种正向作用仍然显著。

第二,社会资本和政治效能感在数字融入影响农村居民参与公共事务的过程中起到了中介作用。数字

融入通过提高农村居民的社会资本和政治效能感从而推动其参与公共事务。

第三,数字融入的三种不同类型均对村民公共事务参与具有显著的正向影响。其中,数字经济融入对农村居民参与行为的影响最大。

第四,数字融入对农村居民公共事务参与的影响在个体特征上存在异质性。具体而言,数字融入对中青年、受教育水平较高和党员村民的参与行为正向效应更大。

(二)实践启示

基于上述结论,为进一步提高村民参与公共事务的广度和深度,释放数字技术的普惠效应,本文提出以下政策建议:

第一,构建数字融入的针对性支持策略。参与公共事务的积极性、参与水平与参与者的知识技能紧密相关,应动员社会各界力量,共同推动乡村数字化支持体系的建立。构建高效的数字资源共享机制,积极发挥不同群体在乡村数字化教育中的独特作用,缩小农村“代际”“群际”数字融入水平的差距。同时,需要重点关注数字弱势群体,通过提供数字设备补助和免费互联网接入服务,开发推广易于操作、功能全面的数字产品和服务,如农业技术指导和健康咨询,降低农村低学历人群和老年群体融入数字乡村建设的门槛,从而激发其参与公共事务的积极性。此外,大力宣传数字平台使用的便捷性与高效性,利用农村社交网络的特点进行推广,鼓励农村居民主动学习和使用数字技术,充分享受“数字红利”。

第二,加强公共事务参与平台建设。政府应当积极采用数字技术提升服务效率,加快微信公众号、智慧化管理系统等数字化治理平台的建设,并推动线上线参与渠道的整合,形成微端融合、服务联动的智慧政务网,以促进政府与民众之间的双向互动。民众能够通过手机、电脑等终端参与讨论、投票、监督等活动,实现“数据多跑路,群众少跑腿”,畅通村民参与公共事务

的渠道。同时,借助大数据平台进行舆情分析,能够更精准地回应村民的需求,有效增强村民的政治效能感,从而促进其参与公共事务。

第三,重视党员和乡村高素质人才在引领乡村数字化过程中的作用。通过发挥乡村精英的示范效应,引导普通村民学习和应用数字技术,重塑认同感和归属感,激发其有序参与公共事务的潜力,构建精英引领、村民积极响应的公共事务参与模式。此外,通过正向激励机制,鼓励和表彰在数字化转型中做出贡献的个人和组织,形成正向激励的环境,进一步推动乡村数字化进程,提升农村居民的自豪感和获得感。◆

#### 参考文献:

- [1]杨莉.乡村治理中村民的参与有效与有效参与:基于民主立方理论的比较分析[J].探索,2022(4):131-146.
- [2]马丽,张国磊.“互联网+”乡村治理的耦合、挑战与优化[J].电子政务,2020(12):31-39.
- [3]郭夏娟,魏芄.互联网对农村女性村庄治理参与的影响:基于“中国家庭大数据库”的分析[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2020,50(4):61-81.
- [4]张新文,陆渊.数字乡村建设与村民政治参与行为的影响因素研究[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(4):44-57.
- [5]王杨.数字技术促进村民参与乡村治理的作用机制:基于技术执行框架的案例研究[J].北京行政学院学报,2024(2):10-19.
- [6]李天龙,姜春云.信息素养对高素质农民乡村数字治理参与的影响机制:来自西北地区1280位高素质农民的经验证据[J].电子政务,2022(6):86-98.
- [7]李晓慧,李谷成.数字乡村建设与城乡收入差距:一个U型关系[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(4):12-24.
- [8]上官莉娜,魏楚珂,杜玉萍.数字素养促进农民参与乡村治理吗?:基于主观社会经济地位和政治效能感的中介作用分析[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2024,25(1):54-63.
- [9]李升.主客观阶层位置与社会政治态度研究:兼论中国中产阶层的“稳定器”功能[J].社会发展研究,2017,4(2):73-88+243-244.
- [10]徐龙顺,宋娜娜,蒋硕亮.“参与促进”还是“参与悖论”?教育的公众参与效应研究[J].公共管理与政策评论,2022,11(5):105-117.
- [11]余来辉.城市居民媒介使用与公共事务参与:多重中介效应分析[J].城市学刊,2021,42(4):36-44.
- [12]阚为,钱伟.基层社会治理共同体构建中的公众参与:理论逻辑与嵌入路径[J].贵州社会科学,2021(8):88-95.
- [13]王薇,谢雄辉.互联网使用对公众环境治理效能感的影响研究[J].统计与信息论坛,2022,37(3):108-117.
- [14]苏岚岚,彭艳玲.数字乡村建设视域下农民实践参与度评估及驱动因素研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(5):168-179+199-200.
- [15]陈永清,罗培坤,山冬鲁.互联网使用、社会资本与幸福感[J].投资研究,2024,43(3):116-131.
- [16]唐雲,王英.主客观视角下的制度绩效、政治效能感与政治信任[J].经济社会体制比较,2020(5):170-180.
- [17]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [18]祝仲坤,冷晨昕.互联网使用对居民幸福感的影响:来自CSS2013的经验证据[J].经济评论,2018(1):78-90.
- [19]王璞,周晨,任建明.社会经济地位、政治参与对民众反腐获得感的影响研究:基于CSS2017的实证分析[J].公共管理与政策评论,2023,12(2):82-96.

(责任编辑:云野)

# 双循环视角下中国省际经济结构及国际参与研究

韩 嵩 周子韵

(北京物资学院 系统科学与统计学院, 北京 101149)

**摘要:** 研究我国经济结构和国际参与对衡量我国经济发展状况至关重要。将2017年中国省际投入产出表嵌入世界投入产出表中,利用WWZ分解法构建出口网络分析我国经济结构和国际参与。研究表明:设备制造业在我国内部和国际贸易中均占据重要地位;广东是我国省际调动和国外出口拉动增加值最大的省份,且其自身也在开放交易的过程中获得较多的增加值提升;我国存在参与全球价值链高端分工比例较低和“孤立”省份等问题。

**关键词:** 价值链参与;经济结构;WWZ分解;嵌入式投入产出表

中图分类号:F727

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)10-0021-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.10.003

## 一、引言

自1978年实行改革开放以来,中国经济逐渐从传统经济模式转变为全方位、多层次的开放格局,中国经济不断与国际社会接轨,逐渐加深了参与国际经济贸易的深度。2017年,中国GDP总量达83.20万亿元,位居世界第二。联合国发布的《2018年世界经济形势与展望》指出,2017年全球经济增长中,中国贡献约占1/3。表明中国经济发展势头迅猛,不仅内部稳定发展,而且对世界经济发展起到了较大的推动作用。此外,2017年中国货物贸易进出口总值为27.81万亿元,在参与国际经济交流与合作中展现出强劲的力量,对他国经济发展产生了巨大影响。因此探究中国经济内部发展结构和国际参与度对衡量中国经济内部现状和面临的国际形势,对预判中国经济发展走向有重要意义,同时对世界其他经济体发展也有重要的参考价值。

## 二、文献综述

价值链概念由波特于1985年首次提出,指与产品相关的种种活动可以用一个价值链来表示<sup>[1]</sup>。随后Gereffi(2005)<sup>[2]</sup>等提出了全球价值链的概念,强调全球生产的网络性、复杂性和动态性,此后该概念在经济

研究等领域被广泛应用。2001年,Hummels(2001)<sup>[3]</sup>首次将价值链概念与投入产出分析结合起来,提出了垂直专业化概念,此后利用投入产出数据分析全球价值链构成的研究不断完善(许艺焯等,2024)<sup>[4]</sup>。

由Koopman等(2012)<sup>[5]</sup>提出的KWW分解法,将价值链研究、投入产出研究和增加值分解结合起来,计算了中国出口品中的国内含量,指出在加入世贸组织后,中国出口品的国内含量有所增加,但在电子设备等产业国内含量尤其低。此后,他们继续深化增加值分解方法,将其细化为增加值出口、返回的国内增加值、国外增加值和纯重复计算的中间品贸易等组成部分(Koopman等,2014)<sup>[6]</sup>。王直等(2015)<sup>[7]</sup>将该方法扩展到部门层面,对跨国生产的理解起到很大的推动作用。李善同等(2018)<sup>[8]</sup>将WWZ分解法拓展到中国省域层面,为中国价值链内部分工分析提供了研究基础。

随着投入产出分析与价值链分析的深入结合,学者开始对投入产出数据进行研究。1990年市村真一团队编制了包含7个区域的1987年中国多区域投入产出表<sup>[9]</sup>。随后相关团队进一步编制了1997年、2000年、2002年、2007年、2012年、2015年、2017年等年份的中国多区域投入产出表,并以此为据分析了中国区

**作者简介:** 韩嵩(1982—),女,河南周口人,博士,教授,研究方向为物流统计、经济统计、数据挖掘;周子韵(1999—),女,山东潍坊人,硕士研究生,研究方向为经济统计。



域间贸易联系及对经济增长的影响(许召元和李善同, 2009; 张少军和李善同, 2017)<sup>[10-11]</sup>, 贸易边界效应(行伟波和李善同, 2010)<sup>[12]</sup>, 经济复杂度演变(李善同和吴三忙, 2013)<sup>[13]</sup>, 及我国不同区域的碳排放强度(尹伟华等, 2017)<sup>[14]</sup>。随着中国多区域投入产出表的不断发展, 学界开始将中国多区域投入产出表嵌入世界投入产出表进行分析。Meng等(2013)<sup>[15]</sup>率先将中国多区域投入产出表嵌入世界投入产出表(IRIOT-MRIO)中, 并对中国的双边贸易平衡进行了分析。之后IRIOT-MRIO不断被学界使用, 用以分析中国经济循环情况(华德亚和刘民政, 2022; 安琪等, 2024)<sup>[16-17]</sup>。

以往研究中, 学者巧妙地应用投入产出数据和各种分解方法对中国的价值链进行了分析, 理论上拓展了投入产出数据的发展和国际贸易分析, 实践上深刻且清晰地分析了中国内部价值链分工和国际参与度。但是, 以往研究或者对省份研究较多而忽略了行业研究, 或者只研究某单一行业的情况, 或者对我国经济内部结构研究较为透彻但是忽略了全球价值链的研究, 总之研究的视角不够全面, 而且以往研究大部分是将在同一地区的国家合并为一个整体, 例如将欧洲各国合并为欧盟, 这样的研究虽然能够大体了解我国在全球价值链中的地位, 但是忽略了合并后地区体量对研究结果的影响。本文首先将2017年中国多区域投入产出表嵌入2017年世界投入产出表中, 随后利用WWZ方法对我国31个省份的出口进行分解, 探究其在国内经济发展中的地位 and 全球价值链中的地位, 最后绘制总调度和出口网络, 从整体角度分析各省份在国内贸易和国际贸易中的情况。本文主要的创新点在于每个省份或国家都细分为22个行业进行分析, 并且将单个国家作为个体, 而不是将一个地区的所有国家作为整体, 细化了该领域的研究视角。

### 三、研究方法

#### (一) 嵌入投入产出表构建

##### 1. 数据来源及预处理

本文使用的数据为2017年世界多区域投入产出表和2017年中国多区域投入产出表, 其中世界多区域投入产出表来自经济合作与发展组织(OECD)官方数据库, 中国多区域投入产出表来自中国碳核算数据库

(CEADs)。由于世界多区域投入产出表单位为百万/美元, 中国多区域投入产出表为十万/人民币, 因此本文首先按照2017年汇率将百万/美元换算成十万/人民币, 再进行后续的计算。世界多区域投入产出表和中国多区域投入产出表中行业分类并不完全相同, 为了后续嵌入投入产出表的构建及行业分析, 本文将两者都合并为22部门投入产出表, 具体合并情况见表1<sup>①</sup>。在最终需求部分, 世界投入产出表分六项, 中国多区域投入产出表分四项, 为了方便分析和对比, 本文在两张表中分别将最终需求相加合并为一项。

#### 2. 嵌入投入产出表数据估计

将世界投入产出表和中国多区域投入产出表合并后, 采用比例系数不变法将中国多区域投入产出表嵌入世界投入产出表中, 构建嵌入式世界多区域投入产出表(IRIOT-MRIO)<sup>②</sup>。

IRIOT-MRIO分为中间需求部分、最终需求部分和其他部分, 其中其他部分数据可以从对应的投入产出表中获取, 如增加值部分可以从对应省份(国家)的部门中获取, 总投入部分可以直接从对应省份(国家)的部门中获取。中间需求部分和最终需求部分分别分为省际-省际、省际-国家、国家-省际、国家-国家四个部分, 其中省际-省际数据可以直接从中国多区域投入产出表中获取, 国家-国家数据可以直接从世界投入产出表中获取。

以两部门, 国家1和国家2为例, 其中国家1分为省份M和省份N,  $x_{ij}^{MN}$ 表示从M国(省份)i部门流向N国(省份)j部门的中间需求,  $y_i^{MN}$ 表示i部门M国(省份)流向N国(省份)的最终需求,  $EX_i^M$ 表示M国(省份)i部门的出口,  $MX_i^M$ 表示M国(省份)i部门的进口。对中间需求的省际-国家部分, 根据比例系数不变法的计算公式为:

$$x_{11}^{M2} = \frac{x_{11}^{12} * EX_1^M}{\sum_{i,j} x_{ij}^{11} + \sum_i y_i^{11}} \quad (1)$$

$$x_{21}^{N2} = \frac{x_{21}^{12} * EX_2^N}{\sum_{i,j} x_{ij}^{21} + \sum_i y_i^{21}} \quad (2)$$

对中间需求的国家-省际部分, 根据比例系数不变法的计算公式为:

$$x_{11}^{2M} = \frac{x_{11}^{21} * MX_1^M}{\sum_{i,j} x_{ij}^{11}} \quad (3)$$

①因篇幅原因, 原世界投入产出表行业编码及国家编码、中国多区域投入产出表行业编码、省份编码留存备索。

②因篇幅原因, 嵌入式多区域投入产出表示例、中国多区域投入产出表示例、世界投入产出表示例留存备索。

表1 行业合并示意表

| 编号   | IRIOT-MRIO 行业         | OECD-MRIO 行业                                                                    | CEADs-MRIO 行业          |
|------|-----------------------|---------------------------------------------------------------------------------|------------------------|
| IM01 | Country/Province_AFHF | Country_A01_02, Country_A03                                                     | Province01             |
| IM02 | Country/Province_Min  | Country_B05_06, Country_B07_08, Country_B09                                     | Province02-05          |
| IM03 | Country/Province_Foo  | Country_C10T12                                                                  | Province06             |
| IM04 | Country/Province_Tex  | Country_C13T15                                                                  | Province07, Province08 |
| IM05 | Country/Province_Tim  | Country_C16                                                                     | Province09             |
| IM06 | Country/Province_Cul  | Country_C17_18                                                                  | Province10             |
| IM07 | Country/Province_Fue  | Country_C19                                                                     | Province11             |
| IM08 | Country/Province_Che  | Country_C20, Country_C21                                                        | Province12             |
| IM09 | Country/Province_Nme  | Country_C22, Country_C23                                                        | Province13             |
| IM10 | Country/Province_Met  | Country_C24, Country_C25                                                        | Province14, Province15 |
| IM11 | Country/Province_Equ  | Country_C26, Country_C27, Country_C28, Country_C29, Country_C30, Country_C31T33 | Province16-Province23  |
| IM12 | Country/Province_PG   | Country_D                                                                       | Province24, Province25 |
| IM13 | Country/Province_Wat  | Country_E                                                                       | Province26             |
| IM14 | Country/Province_Con  | Country_F                                                                       | Province27             |
| IM15 | Country/Province_WR   | Country_G                                                                       | Province28             |
| IM16 | Country/Province_Tra  | Country_H49, Country_H50, Country_H51, Country_H52, Country_H53                 | Province29             |
| IM17 | Country/Province_AC   | Country_I                                                                       | Province30             |
| IM18 | Country/Province_Inf  | Country_J58T60, Country_J61, Country_J62_63                                     | Province31             |
| IM19 | Country/Province_Fin  | Country_K                                                                       | Province32             |
| IM20 | Country/Province_Rea  | Country_L                                                                       | Province33, Province34 |
| IM21 | Country/Province_ST   | Country_M                                                                       | Province35, Province36 |
| IM22 | Country/Province_Ose  | Country_N, Country_O, Country_P, Country_Q, Country_R, Country_S, Country_T     | Province37-Province42  |

$$x_{11}^{2N} = \frac{x_{12}^{21} * MX_2^N}{\sum_{i,j} x_{ij}^{11}} \quad (4)$$

对最终需求的省际-国家部分,根据比例系数不变法的计算公式为:

$$y_1^{M2} = \frac{y_1^{12} * EX_1^M}{\sum_{i,j} x_{ij}^{1i} + \sum_i y_1^{li}} \quad (5)$$

$$y_1^{N2} = \frac{y_2^{12} * EX_2^N}{\sum_{i,j} x_{ij}^{1i} + \sum_i y_2^{li}} \quad (6)$$

对最终需求的国家-省际部分,根据比例系数不变法的计算公式为:

$$y_1^{2M} = \frac{y_1^{21} * MX_1^M}{\sum_i x_{i1}^{1i}} \quad (7)$$

$$y_1^{2N} = \frac{y_2^{21} * MX_2^N}{\sum_i x_{i2}^{1i}} \quad (8)$$

由于CEADS投入产出表以总投入为标准,计算了总产出的误差,而没有严格配平,因此本文在研究过程中选择以OECD世界投入产出表和CEADS中国多区

域投入产出表的总投入为标准。由于本文采用比例系数不变法,因此IRIOT-MRIO的中国省域部分总产出和总投入与CEADS投入产出表的总产出和总投入相等。在国际部分本文将总产出误差部分统一归入ROW的中间需求和最终需求账户,世界部分总投入误差归入ROW的中间需求账户。

## (二)增加值分解

### 1. WWZ增加值分解

WWZ增加值分解是在KWW分解的基础上提出的增加值分解方法,该方法利用投入产出表将研究对象的出口分为16个部分,其分解过程含义为:

$x_{ij}^{MN}$ 表示M国i部门流向N国j部门的中间需求, $y_j^{MN}$ 表示M国i部门流向N国的最终需求, $X_i^M$ 表示M国i部门的总投入(产出),为了简化公式形式,本文用 $x^{MN}$ 表示M国所有部门流向N国所有部门的中间需求——对应关系矩阵,用 $y^{MN}$ 表示M国所有部门流向N国的最终需求——对应关系矩阵,用 $X^M$ 表示M国所有部门的

总投入(产出),因此存在以下恒等式:

$$\begin{bmatrix} x^{11}+x^{12}+x^{13} \\ x^{21}+x^{22}+x^{23} \\ x^{31}+x^{32}+x^{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y^{11}+y^{12}+y^{13} \\ y^{21}+y^{22}+y^{23} \\ y^{31}+y^{32}+y^{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ X^3 \end{bmatrix} \quad (9)$$

定义投入系数 $A=x(X)^{-1}$ ,因此:

$$\begin{bmatrix} A^{11} & A^{12} & A^{13} \\ A^{21} & A^{22} & A^{23} \\ A^{31} & A^{32} & A^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ X^3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y^{11}+y^{12}+y^{13} \\ y^{21}+y^{22}+y^{23} \\ y^{31}+y^{32}+y^{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ X^3 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{bmatrix} B^{11} & B^{12} & B^{13} \\ B^{21} & B^{22} & B^{23} \\ B^{31} & B^{32} & B^{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I-A^{11} & -A^{12} & -A^{13} \\ -A^{21} & I-A^{22} & -A^{23} \\ -A^{31} & -A^{32} & I-A^{33} \end{bmatrix} \quad (11)$$

若为里昂惕夫逆矩阵,则最终需求拉动总产出公式为:

$$\begin{bmatrix} B^{11} & B^{12} & B^{13} \\ B^{21} & B^{22} & B^{23} \\ B^{31} & B^{32} & B^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y^{11}+y^{12}+y^{13} \\ y^{21}+y^{22}+y^{23} \\ y^{31}+y^{32}+y^{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ X^3 \end{bmatrix} \quad (12)$$

将公式(12)按照矩阵运算法则展开得到:

$$X^2 = B^{21}y^{11} + B^{21}y^{12} + B^{21}y^{13} + B^{22}y^{21} + B^{22}y^{22} + B^{22}y^{23} + B^{23}y^{31} + B^{23}y^{32} + B^{23}y^{33} \quad (13)$$

将投入系数按照矩阵计算原则展开可得:

$$x^{12} = A^{12}X^2 = A^{12}B^{21}y^{11} + A^{12}B^{21}y^{12} + A^{12}B^{21}y^{13} + A^{12}B^{22}y^{21} + A^{12}B^{22}y^{22} + A^{12}B^{22}y^{23} + A^{12}B^{23}y^{31} + A^{12}B^{23}y^{32} + A^{12}B^{23}y^{33} \quad (14)$$

公式(14)表示中间出口根据其最终吸收地分解为的9个部分。定义增加值系数为 $d_v=V^1(X^1)^{-1}$ ,则完全增加值系数为:

$$b_v = [d_{v1} \ d_{v2} \ d_{v3}] \begin{bmatrix} B^{11} & B^{12} & B^{13} \\ B^{21} & B^{22} & B^{23} \\ B^{31} & B^{32} & B^{33} \end{bmatrix} \quad (15)$$

公式(15)每个元素均为1,表示最终品可以完全被分解为国家和部门的增加值。

一个国家向另一个国家的出口可以分为最终出口和中间出口两个部门,即 $E^{12}=A^{12}X^2+y^{12}$ 。本例共有三个国家,因此,1国的总出口为向2国出口和向3国出口的总和,即 $E^1=A^{12}X^2+y^{12}+A^{13}X^3+y^{13}$ 。一个国家的总产出等于其自身使用的中间产品、自身使用的最终产品和出口,因此:

$$\begin{bmatrix} A^{11} & 0 & 0 \\ 0 & A^{22} & 0 \\ 0 & 0 & A^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ X^3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y^{11}+E^1 \\ y^{21}+E^2 \\ y^{31}+E^3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ X^3 \end{bmatrix} \quad (16)$$

经调整可得:

$$\begin{bmatrix} L^{11}y^{11}+L^{11}E^1 \\ L^{22}y^{22}+L^{22}E^2 \\ L^{33}y^{33}+L^{33}E^3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \\ X^3 \end{bmatrix} \quad (17)$$

$$\text{其中, } L = \begin{bmatrix} I-A^{11} & 0 & 0 \\ 0 & I-A^{22} & 0 \\ 0 & 0 & I-A^{33} \end{bmatrix}^{-1}, L^{11}=(I-A^{11})^{-1} \text{表示1}$$

国家的分国家里昂惕夫矩阵,由此可得:

$$x^{12}=A^{12}X^2=A^{12}L^{22}y^{22}+A^{12}L^{22}E^2 \quad (18)$$

结合公式(14)、公式(18),以及最终产品可以完全被分解为国家和部门的增加值的原则可得:

$$\begin{aligned} E^{12} &= A^{12}X^2 + y^{12} = (d_{v1}B^{11})' \# y^{12} + (d_{v2}B^{21})' \# y^{12} + \\ &\quad (d_{v3}B^{31})' \# y^{12} + (d_{v1}B^{11})' \# (A^{12}X^2) + \\ &\quad (d_{v2}B^{21})' \# (A^{12}X^2) + (d_{v3}B^{31})' \# (A^{12}X^2) \\ &= (d_{v1}B^{11})' \# y^{12} \quad (a) \\ &\quad + (d_{v1}L^{11})' \# (A^{12}B^{22}y^{22}) \quad (b) \\ &\quad + (d_{v1}L^{11})' \# (A^{12}B^{23}y^{23}) \quad (c) \\ &\quad + (d_{v1}L^{11})' \# (A^{12}B^{22}y^{23}) \quad (d) \\ &\quad + (d_{v1}L^{11})' \# (A^{12}B^{23}y^{32}) \quad (e) \\ &\quad + (d_{v1}L^{11})' \# (A^{12}B^{22}y^{21}) \quad (f) \\ &\quad + (d_{v1}L^{11})' \# (A^{12}B^{23}y^{31}) \quad (g) \\ &\quad + (d_{v1}L^{11})' \# (A^{12}B^{21}y^{11}) \quad (h) \\ &\quad + (d_{v1}L^{11})' \# [A^{12}B^{21}(y^{12}+y^{13})] \quad (i) \\ &\quad + (d_{v1}B^{11}-d_{v1}L^{11})' \# (A^{12}X^2) \quad (j) \\ &\quad + (d_{v2}B^{21})' \# y^{12} \quad (k) \\ &\quad + (d_{v2}B^{21})' \# (A^{12}L^{22}y^{22}) \quad (l) \\ &\quad + (d_{v2}B^{21})' \# (A^{12}L^{22}E^2) \quad (m) \\ &\quad + (d_{v3}B^{31})' \# y^{12} \quad (n) \\ &\quad + (d_{v3}B^{31})' \# (A^{12}L^{22}y^{22}) \quad (o) \\ &\quad + (d_{v3}B^{31})' \# (A^{12}L^{22}y^{23}) \quad (p) \end{aligned} \quad (19)$$

公式(19)明确展示了根据出口品的价值来源和最终吸收地,将双边贸易总出口分解为16项,这16项又被划分为4个部分,分别为被国外吸收的国内增加值(DVA)、返回并被本国吸收的国内增加值(RDV)、国外增加值(FVA)、重复计算部分(PDC)。DVA部分包含a—e项:a项表示最终出口的国内增加值。b项为直接被进口国最终需求吸收的中间出口的国内增加值。c项为被进口国出口至第三国,并被第三国国内最终需求吸收的中间出口的国内增加值。d项为进口国生产最终产品出口至第三国,而被吸收的中间出口的国内增加值。e项为进口国生产中间产品出口至第三国,并以最终返回进口国中间出口的国内增加值。RDV



包含f—h项:f项为进口国生产的最终产品出口返回国内并被吸收的中间出口的国内增加值。g项为被进口国生产中间产品出口至第三国,以最终进口返回国内被吸收的中间出口国内增加值。h项为被进口国生产中间产品出口返回国内,用于生产国内最终需求所吸收的中间出口的国内增加值。FVA包含k、l、n、o项:k项为本国最终产品出口的进口国增加值。l项为被进口国直接生产国内最终需求吸收的进口国增加值。在k项和l项中,如果公式中2表示的是一个国家,则表明是1国家(省份)向2国家的出口;如果2表示的省份,则可以表明1国家(省份)向2省份的出口。n项为隐含于本国最终出口的第三国增加值。o项为直接被进口国最终需求吸收的第三国增加值。在n项和o项中,若t表示国家,则表明第三国参与了1向2的出口;若t表示省份,则表明第三省参与了1向2的出口。简言之,公式(19)可以表示省际-省际、省际-国家、国家-省际、国家-国家的出口贸易,同时可以将第三国或省份的参与纳入其中。PDC包含i、j、m、p项:i项为隐含于进口中返回国内,被生产最终出口吸收的中间出口国内增加值。j项为隐含于进口中返回国内,被生产中间出口吸收的中间出口的国内增加值。m项为本国中间出口的进口国价值重复计算部分。p项为本国中间出口的第三国价值重复计算部分。

## 2. 垂直专业化

将16项分解中的FVA和PDC相加得到垂直专业化(VS),垂直专业化可以反映一国(省份)出口中的国外(省外)价值。VS中主要包含三个组成部分,分别是最终产品出口的国外(省外)增加值(FVA\_FIN)、中间产品出口的国外(省外)增加值(FVA\_INT)和纯重复计算部分(PDC)。FVA\_FIN比例较高说明该国(省份)在全球价值链中参与低端分工的比例较高,FVA\_INT比例较高说明该国(省份)在全球价值链中参与高端分工的比例较高,PDC比例较高说明该国(省份)参与的国际分工深化程度较高。

在本文中,定义VS\_P为省际调度垂直专业化,VS\_C为国际出口垂直专业化,计算公式为:

$$VS_P = \frac{FVA_P + PDC_P}{E_P} \quad (20)$$

$$VS_C = \frac{FVA_C + PDC_C}{E_C} \quad (21)$$

$$R_{pc} = \frac{FVA_P}{FVA_C} \quad (22)$$

其中,FVA\_P为国内其他地区增加值,FVA\_C为国外增加值,PDC\_P为省际调度重复计算,PDC\_C为国外出口重复计算,E\_P为省际调度,E\_C国外出口。定义R<sub>pc</sub>为省际调度重要度,该指数越大表明在该省份的出口中,省际调度的重要程度越高。另外定义D\_P为省际分工深化程度,D\_C为国家分工深化程度,衡量一个省份出口产品在省际分工中的深化程度和该省出口品参与价值链的长度。

$$D_P = \frac{PDC_P}{FVA_P} \quad (23)$$

$$D_C = \frac{PDC_C}{FVA_C} \quad (24)$$

为了衡量我国各省份参与国内价值链、国际价值链的高端程度,本文定义H\_P为省际高端程度,H\_C为国际高端程度,计算公式为:

$$H_P = \frac{FVA\_INTP}{FVA\_FINP} \quad (25)$$

$$H_C = \frac{FVA\_INTC}{FVA\_FINC} \quad (26)$$

其中,FVA\_INTP表示省际FVA中由中间产品出口带来的增加值量,FVA\_FINP表示省际FVA中由最终产品出口带来的增加值量,FVA\_INTC表示在国家FVA中由中间产品出口带来的增加值量,FVA\_FINC表示国家FVA中由最终产品出口带来的增加值量。该指数越高表示该省份参与价值链的高端程度越高。

## 四、中国价值链结构和参与度测度

以2017年IRIOT-MRIO为基础,本文对中国31个省份,世界76个经济体(不包括中国,包括世界其他国家ROW),每个地区22个部门进行了WWZ分解,并对分解结果进行分析。

### (一) 内部经济结构

2017年,省际调度给他省带来增加值最高的10个省份部门是广东设备制造业、江苏设备制造业、上海设备制造业、北京科学研究和技术服务业、浙江建筑业、北京建筑业、上海建筑业、辽宁建筑业、重庆设备制造业、重庆建筑业。可以看出,在省际调度中设备制造业、建筑业是非常重要的产业部门。在排名第一的广东设备制造业的省际调度中,主要带来广东本地的增加值,占比39.75%,带给国内其他省份增加值占比15.02%,其中浙江收益最大,其次是河南和云南(见图1)。

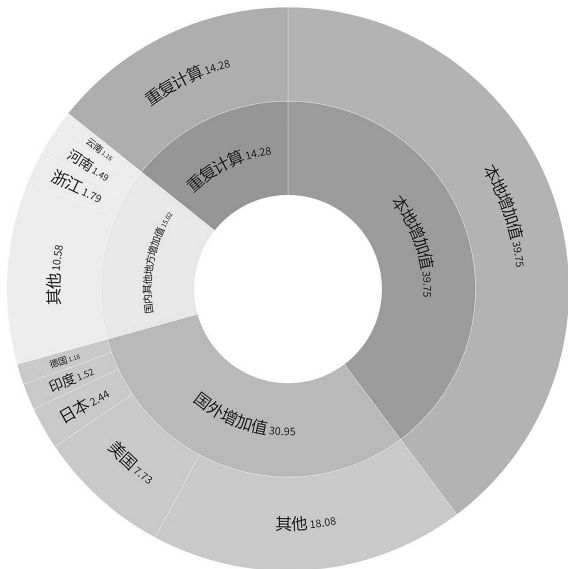


图1 广东设备制造业增加值分解(单位:%)

从全国部门角度看(见表2),设备制造业在省份调度中产生的增加值最大,其次是建筑业,如图2,在设备制造业中,给其他省份带去增加值最多的前五个省份分别是广东、江苏、上海、北京、重庆,表明这五个省份的设备制造业很大程度拉动了其他省份的经济增长,对我国整体经济发展有重要作用,同时印证了设备制造业是我国国民经济发展的基础产业。建筑业中,给其他省份带去增加值最多的前五个省份分别是浙江、北京、上海、辽宁、重庆。在我国经济发展过程中,政府采用多种手段鼓励基础设施建设,确立了建筑业的基础产业地位,因此建筑业对我国经济增长起到了重要拉动作用<sup>[18]</sup>。需要注意的是,建筑业的国外增加值为0,这是由于OECD所提供的投入产出表中中国建筑业向其他国家的中间投入和最终投入均为0,因此经过投

表2 中国22部门调度量表

| 行业部门 | 总调度量       | 重复计算      | 本地增加值     | 国内其他地区增加值 | 国外增加值     |
|------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| IM11 | 1495039483 | 192810246 | 731322596 | 262917708 | 307988933 |
| IM14 | 363893538  | 1152142   | 195165100 | 167576296 | 0         |
| IM03 | 311652314  | 24442931  | 204751021 | 70981079  | 11477283  |
| IM10 | 439890575  | 100751983 | 241680487 | 64843606  | 32614499  |
| IM08 | 418159350  | 84543772  | 233613345 | 63946665  | 36055567  |
| IM21 | 164708900  | 12340772  | 96566761  | 52272051  | 3529316   |
| IM22 | 238427230  | 5435745   | 185042175 | 46608718  | 1340591   |
| IM09 | 200226700  | 22685986  | 128024192 | 40748506  | 8768015   |
| IM01 | 265198743  | 19504564  | 206922767 | 37215193  | 1556219   |
| IM20 | 291521977  | 19546638  | 232459632 | 32628390  | 6887316   |

注:表中数据为四舍五入后的数据,单位为万元。本表只展示了按照国内其他地区增加值大小排序的前十个行业。

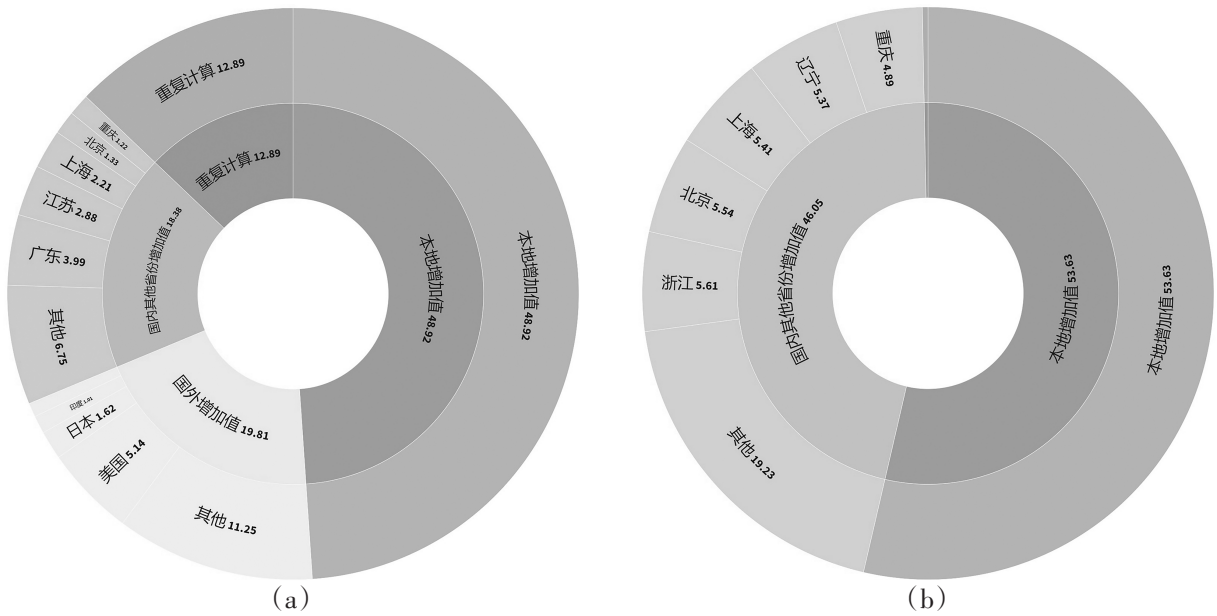


图2 设备制造业(a)和建筑业(b)增加值分解(单位:%)

入产出表的嵌入和WWZ分解,中国建筑业的国外增加值为0,因此本文对本部分不进行分析。总而言之,设备制造业、建筑业在我国经济发展中占比较大,尤其是在各省份的经济相互联系中起到重要作用。

由表3可知,我国拉动其他省份经济能力最强的省份是广东、上海、北京。其中广东拉动浙江和云南经济的作用最明显,上海拉动河南、安徽的作用最明显,北京拉动河南的作用最明显。早在2012年,国家就提出将城市群作为城镇发展的主体,以大城市带动小城市发展。国家“十三五”规划中明确提出建设首都为核心的世界级城市群,提升“长三角”等城市群功能,构建中心城市带动、中小城市支撑的网络化、组团式格局。城市群战略确实能够带动欠发达地区的发展,对缩小我国东西经济差异和贫富差距有重要意义。

由表4可知,VS\_P排名前三的省份是北京、上海和吉林,表明这三个省份的省际调动中其他省份增加值占比较大,也就是说这三个省份的经济活动对其他省份经济发展的作用最为明显。这三个省份中,只有北京的分工深化程度高于0.5,且全部省份的深化程度均未超过1,说明各省份的省际垂直专业化主要来源于FVA。需要注意,省际垂直专业化程度主要来源于FVA并不代表中国省际分工深化程度不够,确定中国省际分工深化程度需要与合适的对象进行比较,例如与各省份的国外分工深化程度比较,中国各省份在省域内的经济活动分化明显深化程度更深,价值链明显更长。另外,根据表5可知,北京、上海、吉林三个省份的价值链高端程度均处于中等水平,表明其参与高端分工和低端分工的出口产品量比较均衡。在31个省

表3 省份调度量分解表

| 省份  | 调度量       | 重复计算      | 本地增加值     | 省内其他地区增加值 | 国外增加值     |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| GD  | 908595447 | 109732399 | 484456093 | 126390196 | 188016759 |
| SH  | 463507666 | 71642427  | 223559377 | 115644438 | 52661424  |
| BJ  | 344578758 | 43380966  | 175769202 | 103645402 | 21783189  |
| JS  | 607647662 | 68968132  | 385206894 | 76182727  | 77289910  |
| HN  | 358768247 | 49582647  | 220191509 | 74454357  | 14539734  |
| ZJ  | 501155474 | 58237372  | 294838645 | 68779570  | 79299887  |
| CQ  | 216611819 | 22292027  | 121219973 | 58725047  | 14374771  |
| AH  | 206579312 | 18870515  | 140556100 | 41381982  | 5770715   |
| SAX | 197923459 | 21302652  | 131842458 | 40609618  | 4168730   |
| JL  | 127993756 | 18378687  | 68899181  | 39750302  | 965586    |

注:表中数据为四舍五入后的数据,单位为万元。本表只展示了按照国内其他地区增加值大小排序的前十个省份。

表4 省份垂直专业化核算表

| 省份  | PDC_P    | PDC_C    | E_P       | E_C       | VS_P | VS_C | Rpc   | D_P  | D_C  |
|-----|----------|----------|-----------|-----------|------|------|-------|------|------|
| BJ  | 38843939 | 4537027  | 287752608 | 56826151  | 0.50 | 0.46 | 4.76  | 0.37 | 0.21 |
| SH  | 60189938 | 11452489 | 351941556 | 111566110 | 0.50 | 0.57 | 2.20  | 0.52 | 0.22 |
| JL  | 18208295 | 170392   | 125493630 | 2500127   | 0.46 | 0.45 | 41.17 | 0.46 | 0.18 |
| XZ  | 409615   | 10314    | 7285620   | 109279    | 0.34 | 0.49 | 49.02 | 0.19 | 0.24 |
| HAN | 3447122  | 197625   | 42210951  | 1957046   | 0.44 | 0.39 | 26.17 | 0.23 | 0.35 |
| SD  | 18012484 | 4321556  | 147912019 | 112263038 | 0.25 | 0.20 | 1.04  | 0.95 | 0.24 |
| NX  | 3934999  | 283205   | 19407625  | 2862709   | 0.43 | 0.46 | 4.23  | 0.90 | 0.27 |
| SX  | 6591559  | 469502   | 79382136  | 6784568   | 0.18 | 0.38 | 3.60  | 0.88 | 0.22 |
| GD  | 70298651 | 39433748 | 443479148 | 465116300 | 0.44 | 0.49 | 0.67  | 0.56 | 0.21 |
| ZJ  | 40139666 | 18097705 | 280466614 | 220688860 | 0.39 | 0.44 | 0.87  | 0.58 | 0.23 |
| JS  | 51604079 | 17364053 | 374891411 | 232756251 | 0.34 | 0.41 | 0.99  | 0.68 | 0.22 |
| GZ  | 10724403 | 988989   | 109550139 | 9510991   | 0.28 | 0.46 | 6.00  | 0.52 | 0.29 |
| HUB | 3293561  | 907518   | 58663286  | 23607936  | 0.14 | 0.22 | 1.14  | 0.67 | 0.21 |

注:VS\_P、VS\_C、Rpc、D\_P、D\_C为比例,无单位。本表只展示了部分省份的核算结果。



表5 省份FVA核算表

| 省份  | FVA-FINP | FVA-INTP | FVA-FINC  | FVA-INTC | FVA_P     | FVA_C     | H_P  | H_C  |
|-----|----------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|------|------|
| BJ  | 58726715 | 44918686 | 13334462  | 8448728  | 103645402 | 21783189  | 0.76 | 0.63 |
| SH  | 64040252 | 51604185 | 31835852  | 20825573 | 115644438 | 52661424  | 0.81 | 0.65 |
| JL  | 20865748 | 18884554 | 561774    | 403812   | 39750302  | 965586    | 0.91 | 0.72 |
| XZ  | 1650233  | 452080   | 20846     | 22045    | 2102313   | 42890     | 0.27 | 1.06 |
| HAN | 11806039 | 3169634  | 248396    | 323817   | 14975673  | 572213    | 0.27 | 1.30 |
| SD  | 6146562  | 12841016 | 9526219   | 8731634  | 18987578  | 18257852  | 2.09 | 0.92 |
| NX  | 1214592  | 3177963  | 453555    | 585405   | 4392555   | 1038960   | 2.62 | 1.29 |
| SX  | 3203564  | 4316488  | 1247859   | 843851   | 7520053   | 2091710   | 1.35 | 0.68 |
| GD  | 64942589 | 61447607 | 114783329 | 73233431 | 126390196 | 188016759 | 0.95 | 0.64 |
| ZJ  | 40549909 | 28229661 | 44484722  | 34815165 | 68779570  | 79299887  | 0.70 | 0.78 |
| JS  | 35408719 | 40774008 | 45775141  | 31514769 | 76182727  | 77289910  | 1.15 | 0.69 |
| GZ  | 10893139 | 9584006  | 1510620   | 1900360  | 20477145  | 3410980   | 0.88 | 1.26 |
| HUB | 2205818  | 2701219  | 2602369   | 1719733  | 4907037   | 4322103   | 1.22 | 0.66 |

注:FVA\_P和FVA\_C与表3中的省内其他地区增加值和国外增加值一一对应,含义相同。H\_P、H\_C为比例,无单位。本表只展示了部分省份的核算结果。

份中,省际调动重要程度排名前三的省份是西藏、吉林和海南,表明这三个省份的产品主要用于国内消费,给国外经济体带来增加值的比例较小。西藏、海南在国内参与的主要是低端分工,吉林则相对均衡。产品参与分工深化程度排名前三的省份是山东、宁夏和山西,表明这三个省份的产品会在其他省份往复贸易,不断进行加工和出口,可能与这三个省份主要生产农产品、基础工业产品的特点有关。

(二)国际经济参与

由表2可以看出,中国省际出口对国外增加值提升最多的行业是设备制造业和纺织业,信息和科技的产业排名并不高,侧面体现了我国主要参与国际价值链的低端分工。根据图2(a),在设备制造业中,我国出口主要给美国、日本、印度、德国带来了增加值。根据图3,在纺织业中,我国出口主要给美国、日本、德国、澳大利亚带来了增加值。由行业看,我国的出口主要与美国、日本、德国关系密切。

根据表3、表4、表5,出口提升国外增加值排名前三的省份是广东、浙江和江苏,说明这三个省份的出口中一部分用于国外国家的生产,在全部31个省份中与国外经济交往最为密切。国家垂直专业化程度排名前三的省份是上海、广东和西藏,上海和广东作为我国重要的经济重镇同时又是沿海省份,其产品出口中的国外价值较高表明其对外开放度较高。但是有趣的是,西藏的国家垂直专业化程度也比较高,这可能与西藏的边境贸易有关<sup>[19]</sup>。参与价值链分工深化程度排名前

三的省份是海南、贵州和河北,表明这三个省份的出口品可能会在其他国家再次进入贸易流程。值得注意的是,我国虽然积极参与全球价值链分工,但是多以中低端分工为主,进入高端分工的行业和省份较少。

站在全球视角,由表6可知,由其他国家出口带来增加值提升排名前三的省份是广东、上海和江苏,这三个省份的沿海贸易发达,因此对外贸易比内陆省份更活跃,同时广东出口也是给其他国家带来增加值最多的省份。其他国家给广东带来增加值排名前三的行业是设备制造业、化学业及食品、饮料、烟酒业,进一步证明了我国的科技产业在全球价值链参与的不足。

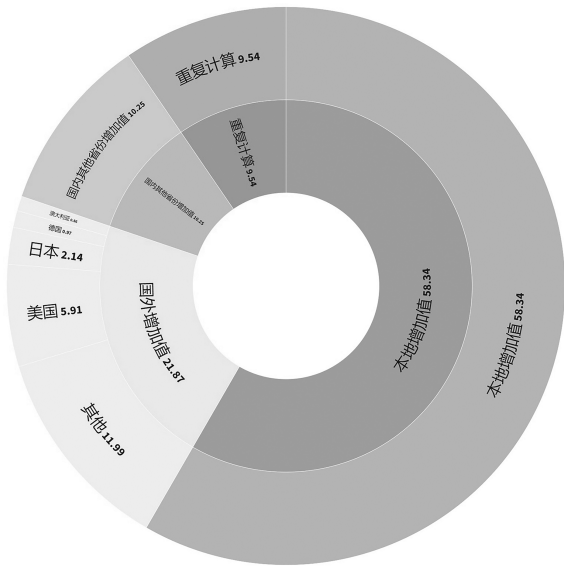


图3 纺织业增加值分解(单位:%)

表6 各省份由其他国家带来的增加值

| 省份名称 | 其他国家带来的增加值 | 省份名称 | 其他国家带来的增加值 |
|------|------------|------|------------|
| GD   | 26010007   | ZJ   | 9308446    |
| SH   | 17172955   | SD   | 9236218    |
| JS   | 14018283   | TJ   | 5260968    |
| FJ   | 11133692   | LN   | 3555144    |
| BJ   | 10127453   | HN   | 3026864    |

注:本表只展示了按照其他国家带来的增加值大小排序的前十个省份。

### (三)网络结构分析

绘制省际调动网络图,为了简化网络结构,首先将调动度低于平均值的边去掉,只显示调动度大于等于

平均值的边。然后以点的大小反应各省份总调度量,以边的有无和粗细反映省际调度的有无和大小,以箭头表明调度方向,见图4。可以看出图中有青海、宁夏和西藏三个孤立点,表明这三个省份不管是调出还是调入的量都比较小,说明这三个省份与其他省份的经济联系有待加强。调动量最大的是广东向浙江的调度,表明广东的产品大部分进入了浙江的生产和使用范围,结合上文的分析,这样的调度给浙江带来了较多的增加值。上海对浙江、河南和广东的调动量都比较大,体现了上海拉动其他省份经济的重要作用。浙江接收上海、江苏、河南和广东的调度量都比较大,但是只向北京调度量较大。广东接收上海和江苏的调度量较大,说明广东由于其地理位置,与南方各省份联系较为密切。

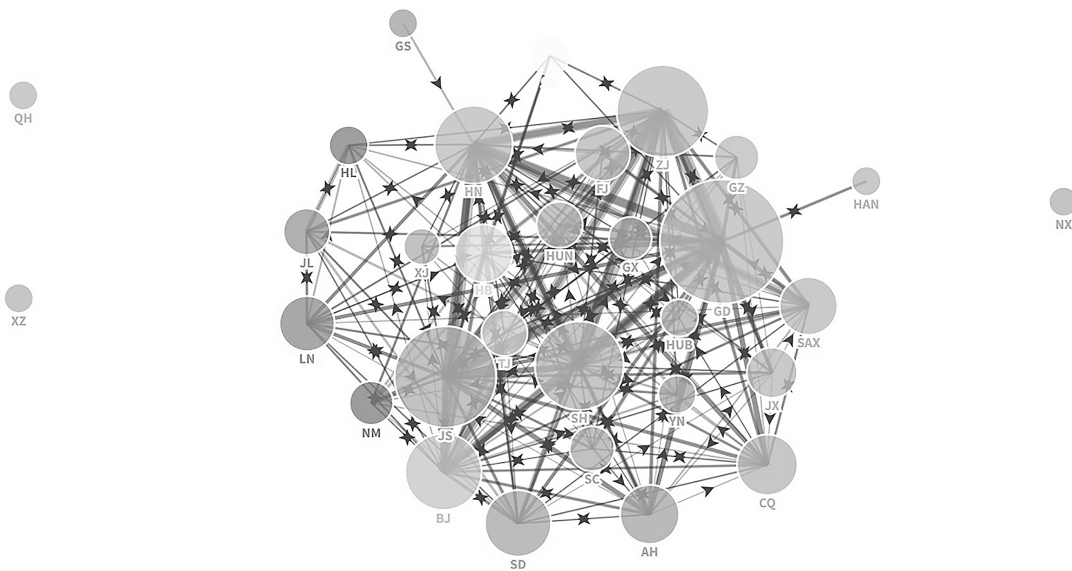


图4 省际调动网络图

根据世界各国与中国的进出口,本文绘制了我国主要省份和世界主要国家的网络图。为了简化网络结构,本文首先按照他国向中国出口的平均值筛选出大于平均值的主要国家,然后按照省份向国外的出口平均值筛选出大于平均值的主要省份,随后按照出口流量平均值筛选出大于平均值的出口关系。以该省份向其他国家的出口量或者其他国家向中国的出口量定义点的大小,出口流量定义边的宽度,箭头表示流动方向。由图5可以看出,美国、约旦向我国的出口量较多,两国主要向广东和上海出口,其他主要国家向广东出口的整体流量较大。广东和江苏向世界其他国家出口量较多,江苏主要向日本、美国出口,广东向德国、印度、日本、美国的出口量较大。

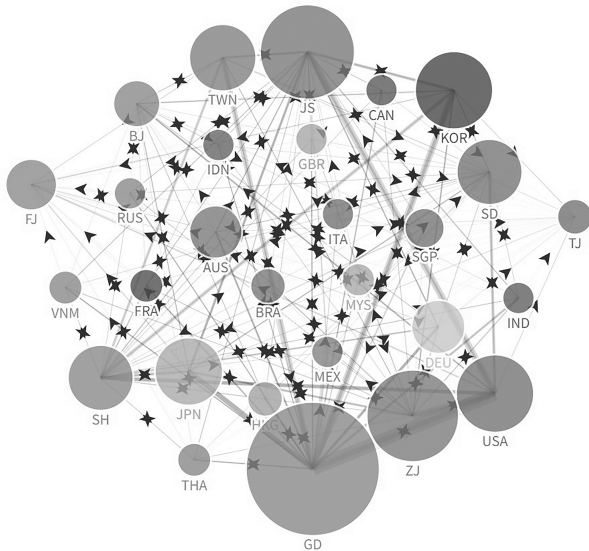


图5 世界进出口网络图

## 五、结论和政策建议

根据本文对价值链分解的研究,得出如下结论:

(1)就我国省际内部经济结构看,对经济拉动作用最明显的行业是设备制造业、建筑业,排名靠前的省份是广东、上海、北京。在各省份的出口中,上海、北京、吉林的垂直专业化程度最高,即这三个省份参与省际经济交流最为活跃。大部分省份参与全国价值链分工的高端比例比较均衡,只有个别省份参与高端分工不足。大城市对周边相对欠发达省份的经济带动作用明显,证明了城市群发展的必要性。但是,通过总调度网络图可以看出,中国经济发展不平衡问题依然较为突出,主要经济资源仍然集中在以北上广为核心的区域,青海、西藏等省份发展明显较为滞后。(2)就我国省际全球价值链参与度看,参与全球价值链带来的增加值最多的行业是设备制造业、纺织业,排名靠前的省份是广东、浙江、江苏。总体看,在全球价值链中,我国主要参与中低端分工,在科技、信息等高新技术产业的参与度不足。(3)就调度和出口网络图看,存在与其他省份经济交流不足的“孤立”省份。广东不但在省际调入、调出中占有重要地位,而且在国际进出口中也是我国最关键的省份。

根据研究结论,提出以下对策建议:(1)继续发展城市群相关理论和实践,进一步鼓励大城市、经济较为发达省份带动周边小城市、经济欠发达省份的发展,重点支持经济欠发达省份和“孤立”省份的发展,结合其地理位置和产业特点提高与其他地区的经济交流能力,利用城市群策略逐步解决我国的发展不平衡问题。(2)高水平实现科技自立自强,大力发展人工智能、信息、大数据等高新技术产业,鼓励企业在技术研发和市场需求之间找到平衡点,通过数字化、智能化手段加快高新技术产业的产业化进程。同时不断完善高新技术产业的应用场景,鼓励技术创新在智慧城市、智能制造等领域落实落地,实现从实验室到产业再到生活的全面融合,进而推动我国参与世界价值链高端分工的进程。(3)积极推动“一带一路”倡议,不断发展与其他经济体的良性竞争和贸易关系。同时通过发展高新技术产业提高出口产品的竞争力,推动“中国制造”向“中国智造”和“中国创造”转变。◆

## 参考文献:

[1]波特.竞争优势[M].陈小悦,译.北京:华夏出版社,2005.

- [2]GEREFFI G, HUMPHREY J, STURGEON T. The governance of global value chains[J]. Review of International Political Economy, 2005, 12(1): 78-104.
- [3]HUMMELS D, ISHII J, YI K-M. The nature and growth of vertical specialization in world trade[J]. Journal of International Economics, 2001, 54(1): 75-96.
- [4]许艺焮,毛顺宇,陆树檀.全球价值链的经济学研究进展[J].当代经济管理,2024,46(11):16-30.
- [5]KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive[J]. Journal of Development Economics, 2012, 99(1): 178-189.
- [6]KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports[J]. American Economic Review, 2014, 104(2): 459-94.
- [7]王直,魏尚进,祝坤福.总贸易核算法:官方贸易统计与全球价值链的度量[J]. 中国社会科学, 2015(9): 108-127+205-206.
- [8]李善同,何建武,刘云中.全球价值链视角下中国国内价值链分工测算研究[J]. 管理评论, 2018, 30(5): 9-18.
- [9]市村真一,王慧炯.中国经济区域间投入产出表[M]. 北京:化学工业出版社,2007.
- [10]许召元,李善同.中国2002年省际间贸易估计:第四届(2009)中国管理学年会:城市与区域管理分会场论文集[C]. 北京:中国管理现代化研究会,2009.
- [11]张少军,李善同.省际贸易对中国经济增长的贡献研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(2): 38-54.
- [12]行伟波,李善同.引力模型、边界效应与中国区域间贸易:基于投入产出数据的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2010(10): 32-41.
- [13]李善同,吴三忙.中国经济复杂度及其演变[N]. 中国经济时报, 2013-01-31(05).
- [14]尹伟华,张亚雄,李继峰,等.基于投入产出表的中国八大区域碳排放强度分析[J]. 资源科学, 2017, 39(12): 2258-2264.
- [15]MENG B, WANG Z, KOOPMAN R. How are global value chains fragmented and extended in China's domestic production networks? [J]. IDE Discussion Papers, 2013, 424(8): 1-36.
- [16]华德亚,刘民政.省域经济双循环的结构演变及其增长效应:基于IRIOT-MRIO表的双元四循环分解[J]. 西部论坛, 2022, 32(6): 64-81.
- [17]安琪,吴三忙,李善同,等.增加值分解视角下中国省域参与“双循环”的影响与特征分析[J]. 统计与决策, 2024, 40(12): 135-140.
- [18]蒋敏,姜彩楼.我国建筑业与国民经济增长的协整关系分析[J]. 建筑经济, 2007(11): 46-48.
- [19]余娇娇.西藏对外贸易的发展现状、问题及对策建议[J]. 西藏发展论坛, 2017(4): 55-61.

(责任编辑:沐晨)



# 河南省新质生产力时空演进分析及障碍因子识别

李亚芳

(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:**为探究河南省新质生产力发展的时空演变特征及主要障碍因子,基于新质生产力的组成要素构建新质生产力评价指标体系,利用熵值法测度2013—2022年河南省新质生产力水平,利用核密度估计法、自然间断点分级法和障碍因子诊断模型对河南省新质生产力发展的时空演变特征和主要障碍因子进行分析。研究表明:河南省新质生产力呈现总体水平提高且差距逐步拉大的发展趋势,且在空间格局上表现出明显的集聚特征,中高水平地区集聚分布在豫中地区和豫西地区,而低水平地区主要集聚于豫北地区和豫东地区。在维度层障碍因子中,新质劳动资料的障碍度最大,新质劳动对象的障碍度最小;在指标层障碍因子中,出现频次较高的是人工智能企业数量、数字普惠金融指数、科学技术支出、万人专利授权量。

**关键词:**新质生产力;核密度估计;自然间断点分级法;时空演进;障碍因子

中图分类号:F222.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)10-0031-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.10.004

## 一、引言

2023年9月,习近平总书记在黑龙江考察调研期间创造性地提出“新质生产力”概念,指出要“整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力”<sup>[1]</sup>。2023年12月,中央经济工作会议指出:“要以科技创新推动产业创新,特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能,发展新质生产力。”<sup>[2]</sup>2024年7月,党的二十届三中全会提出,要健全因地制宜发展新质生产力体制机制,健全促进实体经济和数字经济深度融合制度,完善发展服务业体制机制,健全现代化基础设施建设体制机制,健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度。新质生产力有别于传统生产力,科技创新在其中发挥主导作用,是摆脱了传统增长路径、符合高质量发展要求的生产力,是更具融合性、更体现新内涵的生产力,是我国从高速增长阶段迈入高质量发展阶段后的主要驱动力。受自然条件、经济结构的限制,河南省区域发展不充分不协调,面临着资源环境承载力低、产业结构不

完善、城乡发展失衡等问题<sup>[3]</sup>。发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点,如何在新一轮科技革命和产业变革中吸引高层次人才、加快新型基础设施建设、发展数字经济、推动河南省新兴产业和绿色产业的发展,进而推动河南省新质生产力的发展,直接决定着河南在构建新发展格局中能否赢得战略主动。

## 二、文献综述

当前针对新质生产力的研究主要分为定性研究和定量研究两个方面。

定性研究主要从基本内涵、主要特征以及实践路径等方面展开研究。在基本内涵和主要特征方面,张林和蒲清平(2023)<sup>[4]</sup>指出新质生产力是由战略性新兴产业和未来产业所催生,且具有高效地利用自然并改造自然的能力。周文和许凌云(2023)<sup>[5]</sup>提出新质生产力的本质是以创新为驱动,将新技术、新经济、新业态作为主要内涵,实现关键性、颠覆性技术突破而产生的生产力。还有学者认为新质生产力是由技术革命性突

**基金项目:**河南省社会科学院2024年度基本科研费项目“河南省新质生产力指标构建及时空演进”(24E079)。

**作者简介:**李亚芳(1995—),女,河南漯河人,硕士,研究实习员,研究方向为经济统计、区域经济。

破、生产要素创新性配置以及产业深度转型升级而催生,其基本内涵是劳动者、劳动对象、劳动资料及其优化组合的质变,其核心标志是全要素生产率的提升。在实践路径方面,姜朝晖和金紫薇(2024)<sup>[6]</sup>提出从树立“大教育观”、培养高层次创新型人才、促进高等教育和职业教育供给侧与产业结构需求侧相匹配、建设世界级教育中心四个方面促进新质生产力发展的实践路径。蒋永穆和乔张媛(2024)<sup>[7]</sup>提出从全面塑强科技创新整体能力、积极促进新要素迅速成长、聚力推进核心技术研发应用、加快建设现代化产业体系四个方面加快发展新质生产力的路径选择。姚宇和刘振华(2024)<sup>[8]</sup>从新发展理念出发探讨了加快形成新质生产力的路径。姚树洁和王洁菲(2024)<sup>[9]</sup>从数字经济发展角度出发,提出了从科技创新、制度变革、要素协同三个方面推动新质生产力发展的路径。

定量研究方面,主要从以下两个角度切入:一类是新质生产力发展水平测度与时空演进研究。关于水平测度,多数学者从劳动者、劳动对象、劳动资料三大要素出发建立新质生产力指标体系<sup>[10-13]</sup>,部分学者从人力资本质量、经济发展水平、技术创新能力、基础设施水平以及环境资源压力五个方面对新质生产力进行测度<sup>[14]</sup>,或从新制造、新服务、新业态以及综合指标出发构建新质生产力测度指标体系<sup>[15]</sup>,以及从技术创新、产业创新和要素创新三个维度出发建立指标体系<sup>[16]</sup>。多数学者利用熵权法或熵权-TOPSIS法确定权重从而进行测度,部分研究人员则采用投影寻踪聚类模型、“FAHP-熵权-TOPSIS”组合赋权法<sup>[17]</sup>对新质生产力进行测度。关于时空演进,多数学者采用Dagum基尼系数分解法对不同区域的差异来源进行分解,并利用核密度估计法和空间自相关分析法分析研究对象的时空演进特征,也有部分学者利用Theil指数和探索性时空数据分析<sup>[13]</sup>,全排列多边形图示指示法、QAP分析以及空间收敛性模型<sup>[15]</sup>对新质生产力发展水平的区域差异以及演变特征进行探索。另一类是新质生产力影响因素研究。孙丽伟和郭俊华(2024)<sup>[18]</sup>、刘建华等(2024)<sup>[11]</sup>通过障碍因子分析法对阻碍新质生产力发展的因素进行了分析。栗向阳等(2024)<sup>[13]</sup>使用空间计量模型分析了经济因素、产业因素、制度因素、市场因素、政府因素对新质生产力的影响。吴文生等<sup>[19]</sup>基于双重固定模型探究了数字经济对新质生产力发展的影响。卢江和郭子昂(2024)<sup>[20]</sup>基于空间计量模型分析了经济总量、人口总量、产业结构、政府干预水平、金融发展水

平对新质生产力发展的影响。

综上所述,现有文献主要从定性分析和定量分析角度出发对新质生产力进行研究,其中,定量分析的研究对象多为全国或连片区域,缺少对单独省份进行分地市研究。基于此,本文建立河南省新质生产力水平指标评价体系,对河南省17个地级市新质生产力水平进行测度,探究其时空演变特征,并分析河南省新质生产力发展的障碍因子,以便发现河南省新质生产力发展的弱项短板,由此提出针对性建议供政府决策部门精准施策。

### 三、研究设计

#### (一)指标体系构建

参考刘建华等(2024)<sup>[11]</sup>、朱富显等(2024)<sup>[12]</sup>、栗向阳等(2024)<sup>[13]</sup>的研究,构建河南省新质生产力评价指标体系,见表1。

#### (二)研究方法

##### 1.熵值法

参考李阳等(2024)<sup>[16]</sup>的研究,利用熵值法确定新质生产力评价指标体系中各指标的权重,进而对河南省17个地级市新质生产力的发展水平进行测度。

##### 2.核密度估计法

核密度估计是一种非参数统计方法,用于估计数据样本背后的概率密度函数。假设 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 是独立同分布 $F$ 的 $n$ 个样本点,则核密度估计函数为:

$$F(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - \bar{x}}{h}\right)$$
$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)$$

式中, $h$ 为带宽, $x_i$ 为样本观测值, $\bar{x}$ 为样本均值, $K(x)$ 为核密度函数。

##### 3.自然间断点分级法

自然间断点分级法的原理是基于数据中固有的自然分组,对分类间隔加以识别,从而使同一类中的数据值差异最小化、各个类之间的差异最大化<sup>[21]</sup>。

##### 4.障碍因子诊断模型

使用障碍因子诊断模型对河南省17个地级市新质生产力发展的障碍因子进行评价,障碍度计算公式为:

$$Z_j = \frac{a_j(1 - X_{ij})}{\sum_{j=1}^p a_j(1 - X_{ij})} \times 100\%$$

式中, $Z_j$ 表示第 $j$ 项指标的障碍度, $a_j$ 表示第 $j$ 项指标最佳投影方向, $X_{ij}$ 表示第 $i$ 个地市的第 $j$ 项指标的极差标准化值。

表1 新质生产力评价指标体系

| 系统层     | 维度层    | 指标层                       | 单位   | 属性 |
|---------|--------|---------------------------|------|----|
| 新质生产力水平 | 新质劳动者  | 教育支出(x1)                  | 万元   | 正向 |
|         |        | 科学技术支出(x2)                | 万元   | 正向 |
|         |        | R&D 人员投入强度(x3)            | %    | 正向 |
|         |        | R&D经费投入强度(x4)             | %    | 正向 |
|         |        | 万人专利授权量(x5)               | 件/万人 | 正向 |
|         |        | 万人发表科技论文数(x6)             | 篇/万人 | 正向 |
|         | 新质劳动资料 | 技术市场成交额(x7)               | 万元   | 正向 |
|         |        | 互联网普及率(x8)                | %    | 正向 |
|         |        | 信息传输、软件和信息技术服务业从业人员占比(x9) | %    | 正向 |
|         |        | 城市创新指数(x10)               | -    | 正向 |
|         |        | 数字普惠金融指数(x11)             | -    | 正向 |
|         | 新质劳动对象 | 人工智能企业数量(x12)             | 个    | 正向 |
|         |        | 工业二氧化硫排放量(x13)            | 吨    | 负向 |
|         |        | 工业烟(粉)尘排放量(x14)           | 吨    | 负向 |
|         |        | 生活垃圾无害化处理率(x15)           | %    | 正向 |
|         |        | 污水处理厂集中处理率(x16)           | %    | 正向 |

(三)数据来源

鉴于济源在行政区划上属于县级市且部分指标数据缺失,故选取2013—2022年河南省17个地级市的相关数据进行分析,数据来源于《河南统计年鉴》、各地市统计公报、EPS数据库、CSMAR数据库以及中国经济社会大数据研究平台,缺失数据用插值法补齐。

四、河南省新质生产力水平的时空演进分析

(一)时序演进分析

1.总体特征

2013—2022年河南省新质生产力及其三大维度的发展进程如图1所示。河南省新质生产力水平整体上呈逐年上升趋势,均值由2013年的0.069上升至2022年的0.193,总体上升了179.71%,整体上升幅度较大。分维度看,新质劳动者水平也呈逐年上升趋势,均值由2013年的0.036上升至2022年的0.081,总体上升了125.00%,上升幅度较小。新质劳动资料水平整体上呈波动上升趋势,均值由2013年的0.023上升至2022年的0.076,总体上升了230.43%,整体上升较为明显。新质劳动对象水平均值由2013年的0.010上升至2022年的0.036,总体上升了260.00%,整体上升幅度在三大要素中最大。

2.核密度估计分析

图2展示了河南省新质生产力以及新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象三大维度的核密度图,可以直观地看到河南省新质生产力的动态发展和演进

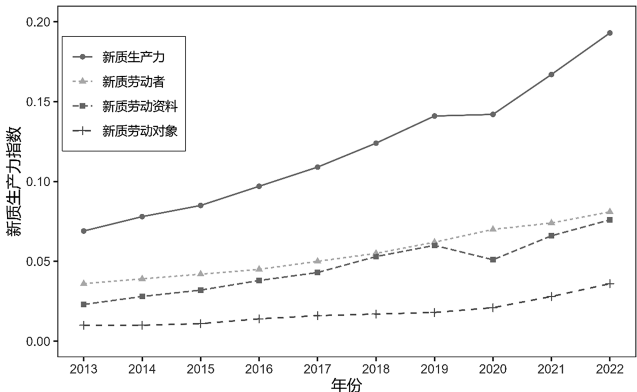


图1 2013—2022年河南省新质生产力水平时序演进过程。

(1)从新质生产力核密度图可以看出,河南省新质生产力水平的核密度曲线逐年向右移动,说明2013—2022年河南省新质生产力水平不断提高;核密度曲线的峰高不断降低,峰宽不断增大,意味着河南省各地市之间新质生产力发展水平差距呈扩大趋势;核密度曲线右尾逐年拉长,表示分布的延展性在一定程度上存在拓宽趋势,意味着河南省各地市新质生产力水平差距逐步扩大,且存在新质生产力水平远高于其他地市的城市。

(2)从新质劳动者核密度图可以看出,河南省新质劳动者水平的核密度曲线呈逐年向右移动的趋势,意味着河南省新质劳动者水平在2013—2022年不断提高;核密度曲线的形态由“尖而窄”变为“扁而宽”,表明



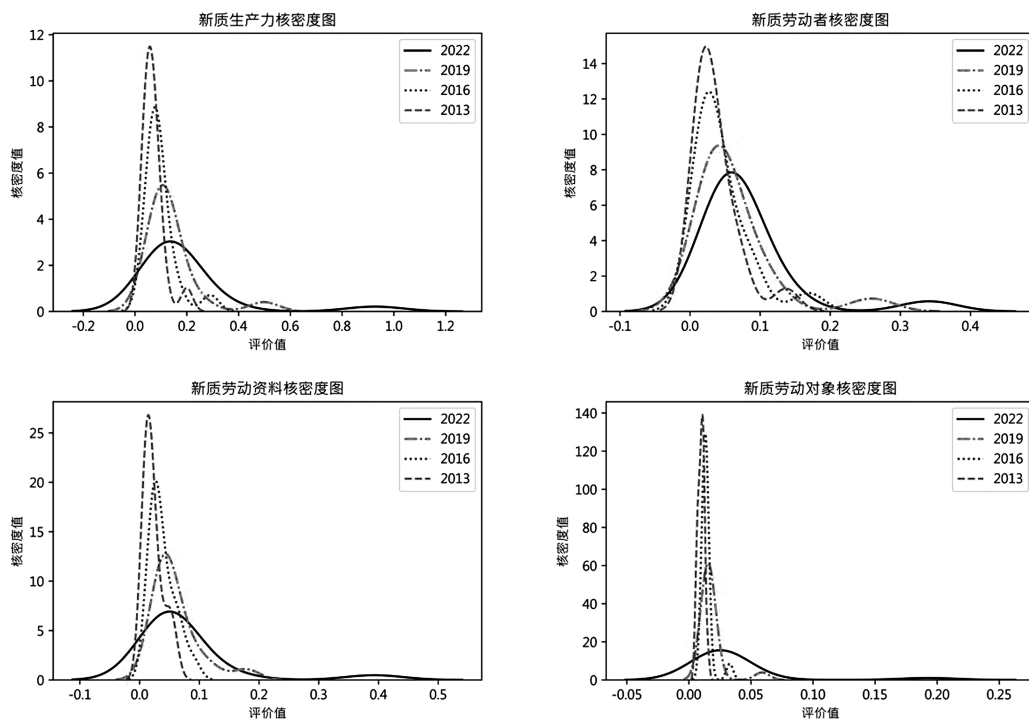


图2 河南省新质生产力及其三大维度核密度图

河南省新质劳动者水平的空间差异在扩大;核密度曲线右尾拉长,表明河南省新质劳动者水平差距呈现逐年扩大趋势。

(3)从新质劳动资料核密度图可以看出,河南省新质劳动资料水平的核密度曲线不断向右移动,说明河南省新质劳动资料水平在2013—2022年呈逐年上升趋势;核密度曲线峰高逐年降低,峰宽逐年加大,表明河南省各地市新质劳动资料水平发展差距逐年扩大;核密度曲线右尾逐年拉长,意味着河南省新质劳动资料水平的分布呈拓宽趋势,且存在新质劳动资料水平显著高于其他区域的城市;核密度曲线在2013年与2016年仅存在一个主峰,尚未显现出区域极化趋势,而在2019年与2022年,主峰右侧均出现一个侧峰,表明河南省新质劳动资料的发展逐渐出现两极分化现象。

(4)从新质劳动对象核密度图可以看出,河南省新质劳动对象水平的核密度曲线呈逐年向右移动的趋势,说明河南省新质劳动对象水平在2013—2022年期间不断提高;核密度曲线的形态由“尖峰聚集”转变为“宽峰分散”,表明河南省新质劳动对象水平的空间分布愈加分散且差异在逐年扩大;核密度曲线表现出细长的右拖尾现象,意味着河南省新质劳动对象水平差距逐年扩大,且存在新质劳动对象水平显著较高的城市;核密度曲线在2013年为单峰分布,而在2016年

开始出现侧峰,意味着2016年之后河南省新质劳动对象的发展开始出现两极分化现象。

## (二)空间演进分析

为进一步探索2013—2022年河南省新质生产力水平的空间动态演进趋势,在前文利用熵值法测算得到河南省新质生产力水平的基础上,选取2013年、2016年、2019年、2022年作为时间节点,使用ArcGIS中的自然间断点分级法将河南省新质生产力水平划分为四个梯队,具体分类结果如图3所示。

由图3可以看出,2013年处于第一梯队的只有郑州市,处于第二梯队的有洛阳市、焦作市、新乡市、周口市,处于第三梯队的有开封市、许昌市、三门峡市、信阳市,其他城市均处于第四梯队。2016年处于第一梯队的仍旧只有郑州市,处于第二梯队的有洛阳市、焦作市、新乡市,周口市掉出第二梯队,跌落至第三梯队。可以直观地看出,2016年处于第三梯队的城市数量比2013年多,表明大多数城市的新质生产力水平在此期间得到了提升。2019年仍旧只有郑州市处于第一梯队,处于第二梯队的城市也没有发生变化,信阳市由第三梯队掉落至第四梯队,商丘市由第四梯队上升至第三梯队,鹤壁市、漯河市、濮阳市则一直处于第四梯队,新质生产力水平有待提升。2022年郑州市新质生产力水平较2019年有了显著提升,仍旧处于第一

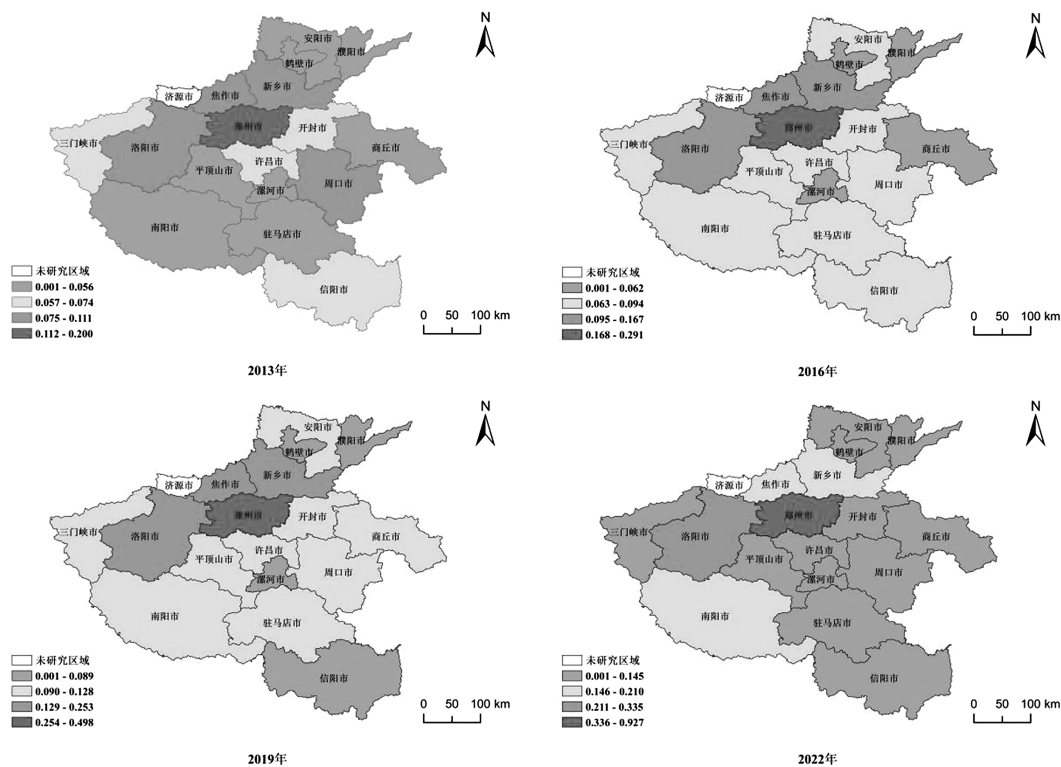


图3 2013—2022年河南省新质生产力空间演进格局

梯队,第二梯队只有洛阳市,第三梯队有焦作市、新乡市、南阳市,其他城市均处于第四梯队,极化现象日益凸显。

综上所述,河南省新质生产力水平在2013—2022年得到了较大提升,新质生产力水平较高的地区主要集聚于豫中地区和豫西地区,这可能与这些区域存在众多科教创新资源以及完备的现代化产业体系有关,其他地区的新质生产力水平普遍较低,新质生产力水平区域集聚分布态势明显,且地区间的新质生产力发展水平差距日益增大,极化现象逐年增强。

### 五、河南省新质生产力水平的障碍因子分析

根据上文分析可知,河南省新质生产力具有发展水平提高且发展差距拉大的特征,下文将基于障碍度模型进一步探索阻碍河南省新质生产力发展的主要障碍因素。

#### (一) 维度层障碍因子识别

表2是2013—2022年河南省新质生产力三个维度层的障碍度。由表2可以看出,在新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象三个维度层中,新质劳动资料的障碍度最大,2013—2022年的平均值为47.36%;新质劳动对象的障碍度最小,2013—2022年的平均值为19.98%。具体看,新质劳动者的障碍度呈波动下降趋

势,说明2013—2022年河南省在新质劳动者的投入和产出方面有一定进步,这得益于河南省实施“人才强省”战略,不断深化人才发展体制机制改革,引进高层次人才,加大研发经费投入,并积极重建新建科研平台,使人才资源加快转变为技术资源和竞争优势。新质劳动资料的障碍度在2013—2022年始终高于新质劳动者与新质劳动对象,意味着新质劳动资料对河南省新质生产力发展的阻碍最大,同时也说明河南省在数字技术、数字化创新水平和新型基础设施建设等方面存在短板。数字技术、数字化创新水平与新质生产力之间存在密切关系,数字技术的发展和运用对于提升生产力具有关键作用,数字技术的产业化过程为新质生产力的形成提供了现实落点,数字化创新能够通过推动传统产业高效绿色转型升级从而提升新质生产力,新型基础设施建设为新质生产力提供所需的智能化、数字化基础设施及技术支持。河南省虽然在数字基础设施建设方面有一定的进步和发展,但相比全国数字经济强省,比如广东省、江苏省和浙江省等,河南省在数字经济基础设施建设方面还有待完善。此外,河南省数字经济领域人才缺口较大,在数字技术创新方面投入不足。因此,要以提高新质劳动资料水平为抓手,推进新质生产力稳步提升。新质劳动对象的障

碍度在三个维度中处于最低水平,且在研究期内呈波动下降趋势,表明河南省各地市在新兴产业和绿色产业方面取得阶段性成果,这可能与河南省持续优化产业发展环境,积极为战略性新兴产业谋划布局,把握新能源快速发展的机遇并加速低碳高效能源支撑体系的构建有关。

表2 2013—2022年河南省新质生产力维度层障碍度 单位:%

| 维度层    | 2013年 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 | 2020年 | 2021年 | 2022年 |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 新质劳动者  | 33.27 | 33.27 | 33.18 | 33.33 | 33.10 | 33.13 | 32.73 | 31.54 | 31.43 | 31.59 |
| 新质劳动资料 | 46.97 | 46.84 | 46.86 | 46.77 | 46.85 | 46.57 | 46.67 | 48.02 | 48.27 | 49.80 |
| 新质劳动对象 | 19.76 | 19.89 | 19.96 | 19.90 | 20.05 | 20.30 | 20.61 | 20.44 | 20.30 | 18.61 |

(二)指标层障碍因子识别

为进一步探索具体指标对河南省新质生产力的影响程度,列出2013—2022年河南省新质生产力指标层的主要障碍因子及其障碍度(见表3)。限于篇幅,表3仅列出指标层排名前五位的障碍因子。

从障碍因子的出现频率看,河南省新质生产力指标层障碍因子出现频次最高的是人工智能企业数量和数字普惠金融指数,都出现了7次,随后依次是科学技术支出、万人专利授权量,分别是6次、5次,说明在2013—2022年人工智能企业数量、数字普惠金融水平、科学技术支出和专利授权量一直是制约河南省新质生产力发展的关键因素,同时也意味着河南省在科学技术投入、新型基础设施建设以及新兴产业和未来

产业布局等方面仍需努力。此外,R&D经费投入强度、技术市场成交额以及信息传输、软件和信息技术服务业从业人员占比的障碍因子出现频次也较高,皆出现4次,说明河南省发展新质生产力仍要加大对科研经费的投入力度,努力提升技术市场活跃度,完善信息技术行业的人才培养体系。

从障碍因子的排序变化看,数字普惠金融指数的障碍度排名呈波动下降趋势,其障碍度在2014年排在第2位,在2016年排在第4位,2020年以后都排在第5位,表明数字普惠金融水平对河南省新质生产力的阻碍程度在逐渐减弱。人工智能企业数量的障碍度排名先下降后上升,其排名在2013年和2018年为第2位,在2014年和2019年为第5位,2022年则为第3位,说

表3 2013—2022年河南省新质生产力指标层主要障碍因子及其障碍度 单位:%

| 年份   | 第一障碍因子与障碍度 | 第二障碍因子与障碍度 | 第三障碍因子与障碍度 | 第四障碍因子与障碍度 | 第五障碍因子与障碍度 |
|------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 2013 | x7         | x12        | x10        | x5         | x2         |
|      | 22.57      | 19.23      | 13.95      | 9.40       | 8.53       |
| 2014 | x9         | x11        | x8         | x2         | x12        |
|      | 22.79      | 19.38      | 13.99      | 9.33       | 8.60       |
| 2015 | x1         | x4         | x3         | x12        | x11        |
|      | 22.99      | 19.50      | 13.98      | 9.26       | 8.69       |
| 2016 | x7         | x5         | x10        | x11        | x4         |
|      | 23.28      | 19.72      | 13.98      | 9.16       | 8.74       |
| 2017 | x9         | x2         | x8         | x4         | x5         |
|      | 23.59      | 19.93      | 13.94      | 9.08       | 8.63       |
| 2018 | x1         | x12        | x3         | x5         | x2         |
|      | 23.82      | 20.21      | 13.95      | 9.19       | 8.63       |
| 2019 | x7         | x11        | x10        | x2         | x12        |
|      | 24.10      | 20.54      | 13.97      | 9.23       | 8.36       |
| 2020 | x9         | x4         | x8         | x12        | x11        |
|      | 23.74      | 20.40      | 13.61      | 8.71       | 8.07       |
| 2021 | x6         | x5         | x3         | x7         | x11        |
|      | 24.23      | 20.25      | 13.13      | 8.70       | 8.66       |
| 2022 | x1         | x2         | x12        | x9         | x11        |
|      | 21.83      | 18.54      | 13.41      | 11.82      | 8.90       |



明人工智能企业数量没有保持稳定增长,河南省对未来产业和新兴产业的布局还有待加强。科学技术支出的障碍度排名波动上升,其排名在2013年与2018年为第5位,在2014年与2019年为第4位,2022年则跃迁为第2位,意味着科学技术支出水平对河南省新质生产力发展的阻碍程度越来越大。万人专利授权量的障碍度排名先波动上升后迅速下降,其障碍度在2013年排在第4位,2017年排在第5位,2021年排在第2位,2022年则掉出前5位,表明科研成果转化率对河南省新质生产力水平的制约作用近年来有所下降,但若想提高河南省新质生产力水平仍需提高科研成果转化率。

## 六、结论与建议

### (一) 结论

本文从新质生产力包含的新质劳动者、新质劳动资料以及新质劳动对象三个维度出发,选取16个指标构建新质生产力指标评价体系,测度了2013—2022年河南省新质生产力发展水平,并进一步运用核密度估计法、自然间断点分级法和障碍因子诊断模型对新质生产力发展的时空演变和障碍因子进行分析。得到主要结论如下:

第一,河南省新质生产力呈现发展水平提高且发展差距拉大的趋势。2013—2022年河南省新质生产力水平不断提高,且在2019年之后,各区域新质生产力水平差距逐步拉大,发展均衡性有所降低。分维度看,新质劳动者水平、新质劳动资料水平以及新质劳动对象水平在2013—2022年期间不断提高,且空间差异呈现逐年扩大趋势,此外,新质劳动资料、新质劳动对象的发展均逐渐出现两极分化现象。

第二,河南省新质生产力发展在空间格局上存在明显的集聚特征,新质生产力水平较高的地区主要聚集于豫中地区和豫西地区,水平较低的地区主要聚集于豫北地区和豫东地区,区域间差异的马太效应日趋明显,处于高水平的地市越来越少,处于低水平的地市越来越多,新质生产力发展的极化现象逐年增强。

第三,在维度层障碍因子中,新质劳动资料的障碍度最大,新质劳动对象的障碍度最小,新质劳动者和新质劳动对象的障碍度呈波动下降趋势,新质劳动资料的障碍度呈波动上升趋势,因此提升新质劳动资料水平是未来推动新质生产力发展的关键。指标层障碍因子中,出现频次较高的是人工智能企业数量、数字普惠金融指数、科学技术支出、万人专利授权量。数字普惠

金融指数的障碍度排名呈波动下降趋势,人工智能企业数量的障碍度排名先下降后上升,科学技术支出、万人专利授权量的障碍度排名波动上升,科学技术支出水平、科研产出水平、新兴产业和未来产业发展水平对新质生产力的影响越来越大。

### (二) 建议

根据上述研究结论,本文提出以下对策建议:

第一,加强高技能人才培养,提高科研成果转化率,为新质生产力发展夯实基础。一是聚焦数字技术、先进制造等重点领域,加大急需紧缺型技能人才培养,同时要创新高技能人才培养模式,加大对青年科技人才的支持力度,提升青年科技人才国际活跃度和影响力,构建既注重解决当前青年科技人才急迫问题,又注重促进青年科技人才队伍健康稳定发展的长效工作机制,完善并落实以绩效评价结果为依据的动态分配机制。二是建立以市场为导向的科技成果评价机制,完善科技成果权益分配机制,切实激发科研人员的动力和活力。三是健全产学研用一体化模式,推动产教融合、校企合作,将教学、科研、生产、应用紧密结合。科研机构要瞄准“高精尖缺”领域以及国家长远发展目标,强化与企业的合作,推动创新链、产业链、资金链以及人才链深度融合。四是增强企业承接科技成果转化的能力,重视在科技成果转化中的企业家价值,串联起从科研到市场的完整创新链条。

第二,加强新型基础设施建设,畅通区域协同创新渠道,为新质生产力发展架起桥梁。“新基建”不仅能够构建支撑中国经济新动能的基础网络,给中国的新经济带来巨大的加速度,同时也会带动形成短期及长期的经济增长点。加强“新基建”,首先要加强以5G、人工智能、智能计算中心等为代表的信息基础设施建设,其次要加强智能交通基础设施、智慧能源基础设施等融合基础设施建设,最后要加强重大科技基础设施、科教基础设施、产业技术创新基础设施建设,为新质生产力的发展提供扎实的基础。各地市要积极构建科技创新共同体,结合区域产业发展重点,紧扣共同关心的科技创新问题,合力打赢关键核心技术攻坚战。要建立强有力的协调机制和统筹机构,推进技术交易市场的对接、创新链产业链的协作等,推动创新资源高效流动配置,避免各地政策相互冲突、研发相互牵制,更好集中科技创新资源,提高科技创新的投入产出效率,为新质生产力发展扫清障碍。

第三,培育未来产业、绿色产业,加大源头性技术

储备,为新质生产力发展抢占高地。各地市应结合自身产业基础积极布局发展基因技术、量子信息、未来网络、氢能与储能等未来产业,努力突破前沿科技,加速产业化生产,促进新产业集群的形成,打通科技链、产业链、政策链、人才链、资金链,加快开辟未来产业新赛道。将发展绿色制造作为推动制造业高质量发展的重要举措,并推动绿色制造标准体系的建立,大力培育以绿色产品、绿色园区、绿色供应链为主体的绿色制造领军力量;推进重点传统产业链绿色低碳升级改造,促进典型制造过程全面转向绿色低碳方向,推动更多传统产业链转变为绿色产业链,以此建立绿色增长新引擎,打造绿色竞争新优势。◆

#### 参考文献:

- [1]张林,蒲清平.新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J].重庆大学学报(社会科学版),2023,29(6):137-148.
- [2]曹东勃,蔡煜.新质生产力指标体系构建研究[J].教学与研究,2024(4):50-62.
- [3]王业宁,张小磊,赵永江,等.河南省高质量发展水平动态评价研究[J].地域研究与开发,2023,42(6):33-39.
- [4]张林,蒲清平.新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J].重庆大学学报(社会科学版),2023,29(6):137-148.
- [5]周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023(10):1-13.
- [6]姜朝晖,金紫薇.教育赋能新质生产力:理论逻辑与实践路径[J].重庆高教研究,2024,12(1):108-117.
- [7]蒋永穆,乔张媛.新质生产力:逻辑、内涵及路径[J].社会科学研究,2024(1):10-18+211.
- [8]姚宇,刘振华.新发展理念助力新质生产力加快形成:理论逻辑与实现路径[J].西安财经大学学报,2024,37(2):3-14.
- [9]姚树洁,王洁菲.数字经济推动新质生产力发展的理论逻辑及实现路径[J].烟台大学学报(哲学社会科学版),2024,37(2):1-12.
- [10]王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024,37(1):31-47.
- [11]刘建华,闫静,王慧扬,等.黄河流域新质生产力水平的动态演进及障碍因子诊断[J].人民黄河,2024,46(4):1-7+14.
- [12]朱富显,李瑞雪,徐晓莉,等.中国新质生产力指标构建与时空演进[J].工业技术经济,2024,43(3):44-53.
- [13]栗向阳,王磊,张宇欣.长江经济带新质生产力发展的时空演化格局及其影响因素[J].长江流域资源与环境,2024,33(5):909-923.
- [14]雷学.中国新质生产力水平测度、区域差异分解及动态演进[J].工业技术经济,2024,43(6):30-39.
- [15]施雄天,余正勇.我国区域新质生产力水平测度、结构分解及空间收敛性分析[J].工业技术经济,2024,43(5):90-99.
- [16]李阳,陈海龙,田茂再.新质生产力水平的统计测度与时空演变特征研究[J].统计与决策,2024,40(9):11-17.
- [17]龚宇润,刘宏伟.新质生产力的理论意蕴、统计测度与时空异质特征[J].湖北民族大学学报(哲学社会科学版),2024,42(4):69-79.
- [18]孙丽伟,郭俊华.新质生产力评价指标体系构建与实证测度[J].统计与决策,2024,40(9):5-11.
- [19]吴文生,荣义,吴华清.数字经济赋能新质生产力发展:基于长三角城市群的研究[J].金融与经济,2024(4):15-27.
- [20]卢江,郭子昂.市域新质生产力:水平测度、时空演化与影响因素:基于2012—2021年全国277个城市面板数据的研究[J].社会科学辑刊,2024(4):124-133.
- [21]李乃强,徐贵阳.基于自然间断点分级法的土地利用数据网格化分析[J].测绘通报,2020(4):106-110+156.
- [22]史云瑞.河南乡村振兴发展水平测度及优化路径研究[J].统计理论与实践,2024(4):52-58.

(责任编辑:新月)

# 劳动力市场分割与劳动力配置效率

李言 段兆轩

(浙江工商大学 经济学院, 浙江 杭州 310018)

**摘要:**随着中国人口结构转型,提高劳动力配置效率成为进一步释放人口红利的途径。从创新创业活动渠道切入,构建劳动力市场分割影响劳动力配置效率的作用机制。基于2005—2019年中国城市层面数据,利用面板双向固定效应模型分析劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响效应和机制。实证分析结果表明,劳动力市场分割程度增加将会抑制劳动力配置效率,且上述影响具有稳健性。异质性分析发现,在财政支出规模较小和经济规模较大地区,劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用更大,劳动力市场分割程度增加对南方地区劳动力配置效率的抑制作用更显著且影响幅度更大,2011年之后劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用有所减弱。机制分析发现,劳动力市场分割程度增加将会通过抑制创新创业活动渠道进而抑制劳动力配置效率。进一步分析发现,劳动力市场分割程度增加不仅会抑制劳动力配置效率,还会抑制劳动生产率。

**关键词:**劳动力市场分割;劳动力配置效率;创新创业活动;面板随机前沿模型

中图分类号:F241.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)10-0039-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.10.005

## 一、引言及文献综述

随着中国经济进入高质量发展阶段,提高劳动生产率的重要性日益增加。根据第七次全国人口普查数据,我国65岁以上人口占比为13.5%,0—14岁人口占比为18.0%<sup>①</sup>,呈现老龄化和少子化的人口结构特征。伴随人口红利逐渐消失,劳动力错配问题加剧,合理引导不同技能劳动力在不同地区间的合理流动,提高劳动力配置效率已经成为释放劳动力效率红利的关键。与此同时,城市之间的“抢人大战”意味着城市之间的竞争逐渐从过去的招商引资向招商引智转变,劳动力资源已经成为各地发展经济重点吸引的资源,如何引导劳动力资源的合理配置对城市经济发展至关重要。改革开放以来,商品市场的市场化改革成为释放经济活力的重要途径。进入21世纪,商品市场的价格机制已经基本由市场机制决定,与之相对,要素市场的价值

机制则存在政府干预的情况,阻碍了市场机制对劳动力配置的调节作用。劳动力配置效率是指在一定技术水平下,劳动力资源在各经济部门中的配置情况所带来的经济效益。伴随人口结构向老龄化和少子化转变,劳动力配置效率问题逐渐得到理论界的重视,但现有研究较少探讨劳动力配置效率的影响因素。劳动力流动是影响劳动力配置效率的重要因素,当劳动力跨地区或跨行业自由流动时,劳动力能够更好地实现搜寻匹配结果,从而推动劳动力配置效率提高。劳动力市场分割会阻碍劳动力自由流动,抑制创新创业活动,进而作用于劳动力配置效率。伴随区域经济协调发展战略的推进,考察劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响,有助于从区域经济发展战略角度提出推动劳动力市场高质量发展的新路径。

现有研究主要从三个方面定义劳动力配置效率:

**基金项目:**国家自然科学基金青年项目“人才型住房政策对城市劳动力配置效率的影响研究”(72004202)。

**作者简介:**李言(1990—),通讯作者,男,江苏徐州人,博士,副教授,研究方向为资源配置与经济发展;段兆轩(1999—),男,江苏连云港人,硕士研究生,研究方向为财政政策与资源配置。

<sup>①</sup><https://baijiahao.baidu.com/s?id=1699557079796684400&wfr=spider&for=pc>.



一是由劳动力配置不同导致的经济增长方面的差异定义劳动力配置效率;二是由劳动力配置不同导致的全要素生产率方面的差异定义劳动力配置效率;三是由劳动力配置不同导致的劳动力价格扭曲方面的差异定义劳动力配置效率。前两个视角侧重从正向影响理解劳动力配置效率,最后一个视角侧重从负向影响理解劳动力配置效率。根据劳动力配置效率的界定,相关研究主要从劳动力配置效率改变后带来的经济效应角度测度劳动力配置效率,包括指数分解法、Syrquin分解法、全要素生产率分解法、数据分布离散度法等四种方法。以上测算方法为劳动力配置效率问题研究提供了数据支撑,但仍存在改进空间,本文借鉴地方政府税收努力测算思路,采用新方法测算劳动力配置效率。与劳动力配置效率测算研究相比,劳动力配置效率影响因素研究起步较晚,近年已有研究从劳动力流动成本、最低工资等角度分析劳动力配置效率的影响因素。

经济转轨过程中,中国出现市场分割现象的深层体制原因在于以财政大包干、大量国有企业事实上的地方所有制为基本特征的行政性分权,而传统体制遗留的工业布局、地方领导的业绩评价等现实因素则强化了地方市场分割倾向。关于市场分割的经济效应,现有研究较多关注以下三个方面:(1)市场分割与经济增长<sup>[1-3]</sup>。陆铭和陈钊(2009)<sup>[1]</sup>研究了商品市场分割对经济增长的影响,发现商品市场分割对即期和未来的经济增长具有倒U形影响。(2)市场分割与经济效率<sup>[4-6]</sup>。师博和沈坤荣(2008)<sup>[4]</sup>研究了市场分割对全要素能源效率的影响,发现市场分割扭曲了资源配置,阻碍了地区工业规模经济的形成,从而造成全要素能源效率损失。(3)市场分割与出口贸易<sup>[7-9]</sup>。朱希伟等(2005)<sup>[7]</sup>证明了国内市场分割导致企业首选进入国外市场,从而解释了中国出口贸易的强劲增长。

现有研究重点关注城乡间的劳动力市场分割<sup>[10-11]</sup>。从演变角度看,城镇社会劳动力市场分割结构从改革之初以体制分割为主,转变为现在体制分割与市场分割并存的结构<sup>[12]</sup>。进入21世纪,随着高等教育的快速普及,“知识失业”现象出现,赖德胜和田永坡(2005)<sup>[13]</sup>认为出现上述现象很大程度由劳动力市场制度性分割引起。单爽(2021)<sup>[14]</sup>使用微观数据对中国劳动力市场分割情况进行分析,发现中国劳动力市场呈现出主要劳动力市场和次级劳动力市场并存的二元分割状态,

主要劳动力市场的各方面条件更优。

基于现有研究,本文从创新创业活动渠道入手,构建劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响机制。利用2005—2019年中国城市层面相关数据,创新地借鉴税收努力“税柄法”测算思路测算劳动力配置效率,借鉴商品市场分割的“价格法”测算劳动力市场分割程度,利用面板双向固定效应模型考察了劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响效应及其异质性。基于实证分析所得结论,从区域经济发展战略角度为提高劳动力配置效率提出相应的政策建议。本文的边际贡献在于:第一,从劳动力市场分割角度,思考劳动力配置效率的影响因素,将区域经济发展战略与劳动力市场高质量发展结合起来。第二,从创新创业活动渠道切入,构建劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响机制,为后续相关研究提供机制分析思路。第三,采用新的方法测算劳动力市场分割和劳动力配置效率,创新地借鉴商品市场分割的“价格法”测算劳动力市场分割,借鉴税收努力的“税柄法”思路测算劳动力配置效率,为后续劳动力市场分割问题、劳动力配置效率问题提供新的数据处理思路。

## 二、研究假设

劳动力实现有效配置意味着劳动力市场实现了均衡,即不同技能水平的劳动力匹配到其边际产出等于其劳动力价格的工作中去。借鉴劳动力市场的搜索匹配模型的分析框架,劳动力在市场上进行搜索匹配的过程中,匹配成功的数量取决于搜索匹配效率、寻找工作的劳动力数量和寻找工人的企业数量<sup>[15]</sup>。工作机会数量、工作机会种类的增加是增加搜索匹配成功数量的关键,工作机会的增加为具有相应技能水平的劳动力提供了更多的工作机会,而工作机会种类的增加则为具有不同技能水平的劳动力提供了工作机会。从创新创业活动角度看,创新活动侧重工作类型的增加,创业活动侧重工作数量的增加,两者之间存在相互影响,即创新活动为创业活动提供新机遇,创业活动为创新活动提供支持。因此,创新创业活动越活跃,劳动力市场搜寻匹配成功的数量越多,劳动力便能够配置到与其技能水平相匹配的就业机会中去,劳动力配置效率随之提高。

结合劳动力市场分割看,现有研究发现市场分割增加不利于创新活动<sup>[16-17]</sup>和创业活动<sup>[16,18]</sup>。从创新活

动角度看,劳动力市场分割会限制创新资源的流动,抑制创新活动。有效的创新需要多样化的知识和技能,而分割的劳动力市场使高技能人才与低技能劳动者之间的交流和合作变得困难。高技能市场中,人才往往聚集在大企业或知名机构中。低技能市场中,劳动者通常无法获取创新所需的技能和知识。上述劳动力资源的分割削弱了不同层次劳动者之间的互动,降低了集思广益的可能性,从而抑制了创新活动。从创业活动角度看,劳动力市场分割影响了创业的多样性和灵活性,同样不利于创业活动的开展。创业过程通常需要跨学科的知识丰富的经验,而劳动力市场的分割导致许多潜在创业者无法获得所需的支持和资源。此外,在分割的劳动力市场中,由于缺乏多元化的技能和经验使其在应对市场变化时显得脆弱,创业者面临更多的经营风险,进一步抑制了创业活动。

基于上述分析,提出如下假设:

假设1:劳动力市场分割程度增加将抑制劳动力配置效率。

假设2:劳动力市场分割程度增加将通过抑制创新创业活动渠道抑制劳动力配置效率。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

本文采用面板双向固定效应模型考察劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响效应,设定的面板双向固定效应模型如下:

$$laballo_{it}=c+\beta segm_{it}+\sum_{j=1}^5\alpha^jX_{it}+\gamma_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $laballo$  代表劳动力配置效率,解释变量  $segm$  代表劳动力市场分割,控制变量  $X$  主要从产业结构、政府干预程度、对外开放程度、经济发展水平、基础设施等角度选择, $\gamma$ 和 $\theta$ 分别控制地区固定效应和时间固定效应。

结合前文的机制分析,参考 Alesina 和 Zhuravskaya (2011)<sup>[19]</sup>的研究,主要考察劳动力市场分割对创新创业活动的影响,模型设定如下:

$$lninen_{it}=c+\beta segm_{it}+\sum_{j=1}^5\alpha^jX_{it}+\gamma_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$laballo_{it}=c+\beta segm_{it}+\lambda lninen_{it}+\sum_{j=1}^5\alpha^jX_{it}+\gamma_i+\theta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,机制变量  $lninen$  为创新创业活动,控制变量的设定与式(1)相同,并考虑了地区固定效应和时间固定效应。具体检验过程中,当同时考虑劳动力市场分割和创新创业活动时,劳动力市场分割的回归系数变

小或显著性降低,创新创业活动的回归系数显著为正,则表明劳动力市场分割程度增加将通过抑制创新创业活动渠道抑制劳动力配置效率。

#### (二)数据处理

通过筛除数据缺失较多的样本,本文最终实证分析的研究对象为2005—2019年中国272个城市的相关数据,数据来自历年《中国城市统计年鉴》和各地方政府网站。

被解释变量劳动力配置效率( $laballo$ )的处理方式:参考李言(2023)<sup>[20]</sup>的处理方式,利用实际劳动生产率与潜在劳动生产率之间的差异衡量劳动力配置效率,实际劳动生产率越靠近潜在劳动生产率,表明劳动力配置的效率越高。

解释变量劳动力市场分割( $segm$ )的处理方式:考虑到城市层面数据的可得性,本文借鉴市场分割“价格法”测算思想<sup>[21]</sup>,将价格指数替换为工资对数,分四步测算劳动力市场分割。第一步,计算  $t$  年每个城市(城市  $i$ )与其他城市(城市  $j$ )工资差额的绝对值: $w_{ij}=|w_{it}-w_{jt}|$ ;第二步,计算第  $t$  年所有城市工资差额绝对值的平均值  $ave\_w_t$ ;第三步,利用第一步得到的绝对值减去第二步得到的平均值: $\Delta w_{ij}=w_{ij}-ave\_w_t$ ;第四步,计算  $\Delta w_{ij}$  的方差。利用最后一步得到的方差比上工资对数衡量劳动力市场分割,比上工资对数是为了去除工资绝对高低的影响。

控制变量的处理方式:利用外商直接投资占国内生产总值比重衡量对外开放度( $open$ ),利用第三产业增加值与第二产业增加值的比值衡量地区产业结构( $stru$ ),利用政府财政支出占国内生产总值比重衡量政府财政干预度( $gov$ ),利用人均国内生产总值对数衡量经济规模( $lnpgdp$ ),利用高铁是否开通这一虚拟变量( $highspeed$ )衡量交通基础设施。

机制变量的处理方式:参考毛文峰和陆军(2020)<sup>[22]</sup>的研究,采用北京大学企业大数据研究中心编制的区域创新创业指数衡量创新创业活动( $inen$ ),该指数运用全国工商企业注册数据库的全量企业信息,从新建企业数量、吸引外来投资、吸引风险投资、专利授权数量和商标注册数量等维度,构建兼具客观性、实时性与多维性的中国区域创新创业指数,以反映我国各地区的创新创业活力与绩效<sup>[23]</sup>。为了减轻数据异方差的影响,将城市创新创业活动指数进行对数化处理( $lninen$ )。

表1对被解释变量、解释变量、控制变量和机制变量的统计特征进行了汇总。劳动力配置效率的均值为0.9354,接近1,表明劳动力配置效率较高,但劳动力配置效率的最小值仅为0.7897,表明部分地区的劳动力配置效率仍存在较大的改善空间。

从相关性角度看,根据图1,劳动力市场分割与劳动力配置效率之间存在负相关关系,检验结果表明,两者的相关性系数为-0.0757,相关性系数在1%水平上显著。接下来本文采用面板双向固定效应模型考察劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响效应。

表1 变量的描述性统计结果

| 变量类型  | 变量符号             | 样本量  | 均值      | 标准差    | 最小值    | 最大值     |
|-------|------------------|------|---------|--------|--------|---------|
| 被解释变量 | <i>laballo</i>   | 3949 | 0.9354  | 0.0304 | 0.7897 | 1.0490  |
| 解释变量  | <i>segm</i>      | 4110 | 0.2129  | 0.0477 | 0.1451 | 0.3815  |
| 控制变量  | <i>stru</i>      | 4137 | 0.9089  | 0.5086 | 0.0943 | 9.4822  |
|       | <i>gov</i>       | 4139 | 0.1869  | 0.0971 | 0.0389 | 1.8378  |
|       | <i>open</i>      | 3999 | 0.0215  | 0.0314 | 0.0000 | 0.4373  |
|       | <i>lnpgdp</i>    | 4139 | 10.3591 | 0.7397 | 6.2425 | 12.9036 |
|       | <i>highspeed</i> | 4140 | 0.4007  | 0.4901 | 0.0000 | 1.0000  |
| 机制变量  | <i>lninen</i>    | 4125 | 4.1903  | 0.3603 | 1.6869 | 4.6052  |

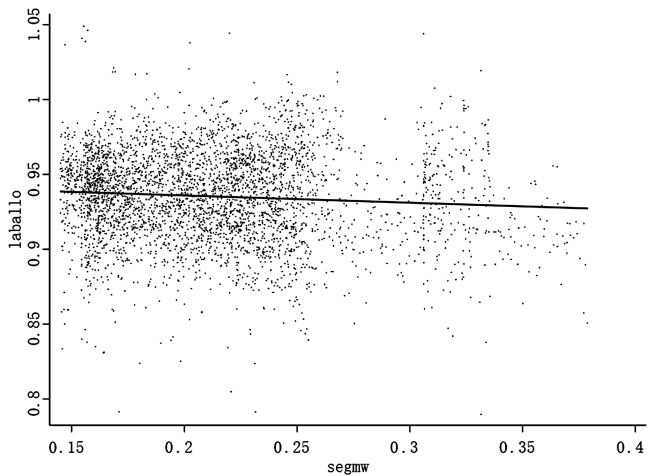


图1 劳动力市场分割与劳动力配置效率散点图

四、实证分析

(一)基准分析

根据表2,没有加入控制变量之前,劳动力市场分割程度增加将会对劳动力配置效率产生显著的负向影响。随着控制变量的引入,劳动力市场分割程度增加依然对劳动力配置效率产生显著的负向影响,进而表明劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响具有稳健性。从回归系数大小看,劳动力市场分割程度每增加1个单位,劳动力配置效率平均减少0.0184个单位。上述分析结果表明,在地方政府竞争背景下,劳动力市场分割程度增加将会抑制劳动力配置效率,不利于劳动市场化配置改革。从控制变量的回归结果看,财政支出规模、经济规模增加对劳动力配置效率产生显著

的正向影响。从财政支出规模角度看,由于财政支出主要用于完善基础设施,而完善的基础设施有助于优化营商环境,为市场机制发挥资源配置作用创造更好的环境,因此,财政支出规模增加能够提高劳动力配置效率。从经济规模角度看,随着经济规模的扩大,市场规模增加一方面会出现劳动力市场集聚效应,提高劳

表2 基准回归结果

| 变量               | <i>laballo</i> | <i>laballo</i> |
|------------------|----------------|----------------|
| <i>segm</i>      | -0.0205*       | -0.0184*       |
|                  | (-1.8452)      | (-1.6822)      |
| <i>stru</i>      |                | 0.0019         |
|                  |                | (1.5857)       |
| <i>gov</i>       |                | 0.0158***      |
|                  |                | (3.0714)       |
| <i>open</i>      |                | 0.0064         |
|                  |                | (0.4204)       |
| <i>lnpgdp</i>    |                | 0.0184***      |
|                  |                | (12.0146)      |
| <i>highspeed</i> |                | 0.0004         |
|                  |                | (0.5166)       |
| 常数项              | 0.9369***      | 0.7540***      |
|                  | (250.6665)     | (48.6634)      |
| 城市固定效应           | 控制             | 控制             |
| 年份固定效应           | 控制             | 控制             |
| R <sup>2</sup>   | 0.0433         | 3919           |
| 样本量              | 3919           | 0.0819         |

注:括号内为系数对应的t值;\*、\*\*、\*\*\*表示在10%、5%、1%水平上显著。下表同。



动力市场搜寻匹配效率,另一方面也可能会出现劳动力市场拥挤效应,降低劳动力市场搜寻匹配效率。从回归结果看,经济规模增加对劳动力配置效率的直接影响以集聚效应为主。

接下来,通过更换回归方法、被解释变量测算方法、筛选研究样本和工具变量法等途径对全国层面的回归结果进行稳健性检验。根据表3,采用混合回归方法后,劳动力市场分割程度增加依然对劳动力配置效率具有显著的负向影响。

前文在测算劳动力配置效率时,对潜在劳动生产率采用面板随机前沿模型进行估计,且允许无效率项随时间变动。为了检验估计方法可能产生的影响,本文采用无效率项不随时间变动的面板随机前沿模型对潜在劳动生产率进行估计,然后重新测算劳动力配置效率。根据表3,更换被解释变量后,劳动力市场分割程度增加依然对劳动力配置效率产生显著的负向影响。

大城市是劳动力的主要流入地,其劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响可能更显著,为了排除样本选择偏误,本文将省会城市和计划单列市样本删除。根据表3,对样本进行筛选后,劳动力市场分割程度增加依然对劳动力配置效率产生显著的负向影响。

由于劳动力配置效率越高的地区,影响劳动力市场分割的因素可能越少,为了克服可能存在的反向因果关系,本文采用工具变量法进行稳健性检验。关于工具变量的构建,借鉴吕越等(2018)<sup>[24]</sup>、刘传明和马青

山(2020)<sup>[25]</sup>的处理思路,采用城市海拔标准差作为工具变量。城市海拔标准差与城市劳动力市场分割密切相关,海拔标准差越大客观上会影响交通等基础设施的建设难度,从而增加劳动力城市间流动的成本,加剧地方劳动力市场分割,而城市海拔作为地理因素不会受到城市劳动力配置效率的影响,因此是一个较好的工具变量。由于城市海拔标准差数值不变,回归分析过程中需要乘上一个随时间变动的变量,本文将其与城市劳动力市场分割滞后一期相乘,后者与当期城市劳动力市场分割有关,且不会受到当期城市劳动力配置效率的直接影响。根据表3,工具变量有效性检验结果表明,本文构建的工具变量具有合理性。采用工具变量处理后,劳动力市场分割程度增加依然对劳动力配置效率产生显著的负向影响。

(二)异质性分析

考虑到城市之间在劳动力配置效率方面存在差异,为了分析劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响异质性,接下来从外部环境、分地区和分时间段考察劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响。

外部环境主要从财政支出规模和经济规模两个角度展开。具体分析过程中,采用交互项模型,分别构建劳动力市场分割与财政支出规模、经济规模和高铁开通的交互项,在构建交互项之前,对变量进行去中心化处理。根据表4,从财政支出规模层面看,加入劳动力市场分割与财政支出规模交互项后,交互项对劳动力

表3 稳健性检验回归结果

| 变量                    | 更换回归方法                  | 劳动力配置效率新指标             | 筛选样本                   | 工具变量                    |
|-----------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| <i>segm</i>           | -0.0262***<br>(-2.9138) | -0.0187*<br>(-1.7065)  | -0.0263**<br>(-2.2716) | -0.1423***<br>(-2.9490) |
| 控制变量                  | 控制                      | 控制                     | 控制                     | 控制                      |
| 常数项                   | 0.7796***<br>(99.8885)  | 0.7564***<br>(48.7824) | 0.7635***<br>(44.1701) |                         |
| <i>IV</i>             |                         |                        |                        | 0.0007***<br>(13.1551)  |
| 城市固定效应                | 不控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                      |
| 年份固定效应                | 不控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                      |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.2960                  | 0.0533                 | 0.0907                 |                         |
| 样本量                   | 3919                    | 3919                   | 3447                   | 3531                    |
| Cragg-Donald Wald F   |                         |                        |                        | 173.2880<br>[16.3800]   |

注:Cragg-Donald Wald F检验的原假设是工具变量是弱工具变量,汇报检验对应的数值,中括号内为10%临界值。

配置效率具有显著的正向影响,该结果意味着财政支出规模增加会对冲劳动力市场分割对劳动力配置效率的抑制作用,且上述对冲效应显著。从劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响看,相较于财政规模较小的地区,财政支出规模较大的地区其劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用越小。上述分析结果表明,财政支出规模增加不仅能够直接提高劳动力配置效率,还会对冲劳动力市场分割对劳动力配置效率的抑制作用。财政支出较大的城市通常拥有更好的经济发展前景,吸引更多的企业和人才。较高的吸引力促进了劳动力市场的动态调整,即使存在劳动力市场分割,劳动力仍能够在城市的不同区域和行业中找到合适的就业机会。

根据表4,从经济规模层面看,加入劳动力市场分割与经济规模交互项后,交互项对劳动力配置效率具有显著的负向影响,意味着经济规模增加会放大劳动力市场分割对劳动力配置效率的抑制作用,且上述放大效应是显著的。从劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响看,相较于经济规模较小的地区,在经济规模较大的地区,劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用较大。上述分析结果表明,经济规模增加能够直接提高劳动力配置效率,但会加剧劳动力市场分割对劳动力配置效率的抑制作用。经济规模较大城市的劳动力市场往往更复杂,信息不对称现象更

表4 外部环境异质性分析回归结果

| 变量                | 财政支出规模                 | 经济规模                    |
|-------------------|------------------------|-------------------------|
| <i>segm</i>       | -0.0171<br>(-1.5638)   | -0.0192*<br>(-1.7631)   |
| <i>segm_gov</i>   | 0.2890**<br>(2.4799)   |                         |
| <i>segm_lnpdp</i> |                        | -0.0788***<br>(-3.8814) |
| 控制变量              | 控制                     | 控制                      |
| 常数项               | 0.7566***<br>(48.7543) | 0.7126***<br>(37.9340)  |
| 城市固定效应            | 控制                     | 控制                      |
| 年份固定效应            | 控制                     | 控制                      |
| R <sup>2</sup>    | 0.0834                 | 0.0857                  |
| 样本量               | 3919                   | 3919                    |

加明显,劳动者无法及时获取有关岗位空缺、薪酬水平和职业发展等信息,导致他们很难找到合适的工作,影响劳动力的有效匹配。

分地区层面看,本文主要分析北方和南方地区情形,地区划分参考盛来运等(2018)<sup>[26]</sup>的研究<sup>①</sup>。根据表5,无论是在北方地区,还是在南方地区,劳动力市场分割程度增加都将抑制劳动力配置效率,但上述影响仅在南方地区是显著的。从影响幅度看,劳动力市场分割程度增加对南方地区劳动力配置效率的影响幅度更大一些。上述分析结果表明,劳动力市场分割程度增加对不同地区劳动力配置效率的影响存在异质性。由于北方和南方地区的差异主要表现在民营经济活跃度方面,所以,上述分析结果表明劳动力市场分割对劳动力配置效率的抑制作用在民营经济活跃地区可能更明显,这可能是因为民营经济主体一般规模较小,比较容易受到劳动力市场分割的影响。

表5 分地区异质性分析回归结果

| 变量             | 北方                     | 南方                     |
|----------------|------------------------|------------------------|
| <i>segm</i>    | -0.0060<br>(-0.4307)   | -0.0283**<br>(-1.9842) |
| 控制变量           | 控制                     | 控制                     |
| 常数项            | 0.7770***<br>(39.2223) | 0.5967***<br>(19.3343) |
| 城市固定效应         | 控制                     | 控制                     |
| 年份固定效应         | 控制                     | 控制                     |
| R <sup>2</sup> | 0.1469                 | 0.4514                 |
| 样本量            | 2436                   | 1189                   |

接下来,分时间段分析劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响效应。2011年发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》提出,加快消除制约城乡协调发展的体制性障碍,促进公共资源在城乡之间均衡配置、生产要素在城乡之间自由流动。“十二五”期间,户籍制度改革进入快速推进阶段,因此本文将时间划分为2005—2010年和2011—2019年两个时间段。根据表6,无论是在2011年之前,还是在2011年之后,劳动力市场分割程度增加均抑制

①北方地区包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、北京、天津、山西、陕西、宁夏、甘肃、新疆、青海,其余大陆省份均属于南方地区。

劳动力配置效率,2011年之前的影响幅度更大一些。2011年之后,政府大力推动户籍制度、社会保障制度改革,有序推进农业转移人口市民化等,在解决诸多妨碍劳动力市场功能障碍中取得明显进展,劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响逐渐减弱。

表6 分时间段异质性分析回归结果

| 变量             | 2005—2010               | 2011—2019              |
|----------------|-------------------------|------------------------|
| <i>segm</i>    | -0.0460***<br>(-2.8751) | -0.0231*<br>(-1.8149)  |
| 控制变量           | 控制                      | 控制                     |
| 常数项            | 0.8729***<br>(52.4027)  | 0.8239***<br>(38.2043) |
| 城市固定效应         | 控制                      | 控制                     |
| 年份固定效应         | 控制                      | 控制                     |
| R <sup>2</sup> | 0.0624                  | 0.0435                 |
| 样本量            | 1589                    | 2330                   |

上述分析结果表明,劳动力市场分割对劳动力配置效率存在显著的抑制作用,且该作用存在异质性。从财政规模层面看,由于财政支出规模增加会对冲劳动力市场分割对劳动力配置效率的抑制作用,所以,相较于财政支出规模较大的地区,在财政支出规模较小的地区,其劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用幅度较大。从经济规模层面看,由于经济规模增加会放大劳动力市场分割对劳动力配置效率的抑制作用,所以相较于经济规模较小的地区,经济规模较大的地区其劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用幅度较大。分地区层面看,劳动力市场分割程度增加对南方地区劳动力配置效率的抑制作用更加显著,且影响幅度更大。分时段层面看,劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率始终存在抑制作用,但2011年之后的抑制作用有所减小。

(三)机制分析

根据表7,劳动力市场分割程度增加对创新创业活动具有显著的负向影响,且当同时考虑劳动力市场分割和创新创业活动时,创新创业活动对劳动力配置效率具有显著的正向影响,劳动力市场分割对劳动力配置效率具有不显著的负向影响。结合前面机制分析思路可知,该结果表明劳动力市场分割程度增加将通过抑制创新创业活动渠道抑制劳动力配置效率。

以上机制分析结果表明,劳动力市场分割程度增

表7 创新创业活动渠道回归结果

| 变量             | <i>mech</i>            | <i>laballo</i>         |
|----------------|------------------------|------------------------|
| <i>segm</i>    | -0.2799**<br>(-2.4340) | -0.0146<br>(-1.3453)   |
| <i>lninen</i>  |                        | 0.0135***<br>(8.7275)  |
| 控制变量           | 控制                     | 控制                     |
| 常数项            | 2.0397***<br>(12.4970) | 0.7253***<br>(46.1635) |
| 城市固定效应         | 控制                     | 控制                     |
| 年份固定效应         | 控制                     | 控制                     |
| R <sup>2</sup> | 0.7149                 | 0.1006                 |
| 样本量            | 3953                   | 3905                   |

加不仅会直接抑制劳动力配置效率,还会通过抑制创新创业活动渠道间接抑制劳动力配置效率。所以,为了更好地提高劳动力配置效率,可以将区域一体化战略与激发创新创业活动结合实施,实现政策实施效果。

(四)进一步分析

根据前文劳动力配置效率的测算思路可知,在劳动力配置效率提升的同时,劳动生产率可能出现下降情形,即实际劳动生产率与潜在劳动生产率都下降,且两者之间的变动趋向于收敛。根据表8,无论是否考虑控制变量,劳动力市场分割程度增加都将对劳动生产率(*lnlabp*)产生显著的负向影响。该结果表明劳动力市场分割程度增加不仅会抑制劳动力配置效率,还会抑制劳动生产率,不利于劳动力市场高质量发展。因此,推动区域一体化战略有助于推动劳动力市场高质量发展。

表8 劳动生产率回归结果

| 变量             | ( <i>lnlabp</i> )        | <i>lnlabp</i>          |
|----------------|--------------------------|------------------------|
| <i>segm</i>    | -0.3193**<br>(-2.2323)   | -0.2631*<br>(-1.8269)  |
| 控制变量           | 不控制                      | 控制                     |
| 常数项            | 11.9573***<br>(248.1707) | 9.3580***<br>(45.7309) |
| 城市固定效应         | 控制                       | 控制                     |
| 年份固定效应         | 控制                       | 控制                     |
| R <sup>2</sup> | 0.7532                   | 0.7615                 |
| 样本量            | 4109                     | 3967                   |

五、结论与启示

随着中国人口结构的逐渐转型,数量型人口红利逐渐消失,为了更好地盘活劳动力资源,提高劳动力配



置效率成为下一步释放质量型人口红利的关键。本文从创新创业活动渠道切入,构建劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响机制,基于城市层面2005—2019年相关数据,借鉴税收努力“税柄法”处理思路测算劳动力配置效率,利用面板双向固定效应模型,考察劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响效应和影响机制。得到的主要结论如下:

第一,劳动力市场分割程度增加将会抑制劳动力配置效率。从全国层面的回归结果看,劳动力市场分割程度每增加1个单位,劳动力配置效率平均下降0.0184个单位。通过更换回归方法、更换被解释变量估计方法、样本筛选和工具变量法等方式对全国层面的分析结果进行了稳健性检验,证明了劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用是稳健的。进一步分析结果表明,劳动力市场分割程度增加对劳动生产率具有显著的抑制作用。

第二,劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响具有明显的异质性。从财政支出规模层面看,与财政支出规模较大的地区相比,在财政支出规模较小的地区,劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用较大。从经济规模层面看,与经济规模较小的地区相比,经济规模较大的地区,其劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用幅度较大。分地区层面看,在南方地区,劳动力市场分割程度增加对劳动力配置效率的抑制作用更显著且影响幅度更大。分时段层面看,劳动力市场分割程度增加始终对劳动力配置效率具有抑制作用,但2011年之后的抑制作用有所减弱。

第三,劳动力市场分割将通过创新创业活动渠道影响劳动力配置效率。劳动力市场分割是抑制创新创业活动的因素,创新创业活动减少会抑制劳动的有效配置,所以,本文从创新创业活动渠道构建了影响机制。实证分析结果发现,劳动力市场分割会抑制创新创业活动,进而验证了创新创业活动的机制效应。

基于以上分析,本文认为下一步提高劳动力配置效率需要注意以下三点:

第一,加速推进区域经济协调发展战略。地方政府间的竞争是导致劳动力市场分割的重要原因,为了推动地方政府间的良性竞争,降低劳动力市场分割,需要加速推进区域经济发展战略向区域经济协调发展战略转变,从“以邻为壑”式的零和博弈发展战略向“合作

共赢”式的正和博弈发展战略转变。在推进区域经济协调发展战略过程中,可以借鉴长三角城市群发展模式,搭建经济协调委员会,从跨地区层面调节经济发展。

第二,制定因地制宜的劳动力市场一体化改革方案。根据异质性分析结论,劳动力市场分割对劳动力配置效率的影响存在异质性,地方政府在推动劳动力市场一体化改革时,需要制定具有差异化的方案。比如南方地区,地方政府需要加快推进劳动力市场一体化政策;北方地区,地方政府可以通过增加财政支出的方式,推进基础设施建设,优化劳动力资源配置。

第三,推动创新创业纵深发展。根据机制分析结论,创新创业活动是劳动力市场分割影响劳动力配置效率的渠道,所以,推动劳动力市场区域一体化战略不仅可以直接提高劳动力配置效率,还能通过激发创新创业活动渠道提高劳动力配置效率。在推动劳动力市场区域一体化战略的过程中,同时要推动创新创业纵深发展。政府可以引导金融机构为创新创业企业提供融资服务,设立创业投资基金、天使投资基金等,鼓励社会资本进入创新创业领域。◆

#### 参考文献:

- [1]陆铭,陈钊.分割市场的经济增长:为什么经济开放可能加剧地方保护? [J].经济研究,2009,44(3):42-52.
- [2]宋冬林,范欣,赵新宇.区域发展战略、市场分割与经济增长:基于相对价格指数法的实证分析[J].财贸经济,2014(8):115-126.
- [3]付强.市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识[J].经济研究,2017,52(3):47-60.
- [4]师博,沈坤荣.市场分割下的中国全要素能源效率:基于超效率DEA方法的经验分析[J].世界经济,2008(9):49-59.
- [5]徐保昌,谢建国.市场分割与企业生产率:来自中国制造业企业的证据[J].世界经济,2016,36(1):95-122.
- [6]卿陶,黄先海.国内市场分割、双重市场激励与企业创新[J].中国工业经济,2021(12):88-106.
- [7]朱希伟,金祥荣,罗德明.国内市场分割与中国的出口贸易扩张[J].经济研究,2005(12):68-76.
- [8]张杰,张培丽,黄泰岩.市场分割推动了中国企业出口吗? [J].经济研究,2010,45(8):29-41.
- [9]罗伟,吕越.金融市场分割、信贷失衡与中国制造业出口:基于效率和融资能力双重异质性视角的研究[J].经济研究,2015,50(10):49-63+133.
- [10]蔡昉,都阳,王美艳.户籍制度与劳动力市场保护[J].经济研究,2001(12):41-49+91.

- [11]钱雪亚,肖青青.工作条件、工资补偿与劳动力市场城乡分割测量[J].统计研究,2015,32(8):37-45.
- [12]李路路,朱斌,王煜.市场转型、劳动力市场分割与工作组织流动[J].中国社会科学,2016(9):126-145+208.
- [13]赖德胜,田永坡.对中国“知识失业”成因的一个解释[J].经济研究,2005(11):111-119.
- [14]单爽.中国劳动力市场分割状况研究:基于工资决定机制的视角[J].上海经济研究,2021(5):61-75.
- [15]MORTENSEN D T, PISSARIDES C A. Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment[J]. The Review of Economic Studies, 1994, 61(3): 397-415.
- [16]倪嘉成,李华晶.市场分割与高技术产业发展:制度逻辑视角[J].科学学研究,2021,39(9):1584-1592.
- [17]沈正兰,夏海波.市场分割对区域创新能力的影响研究[J].科技管理研究,2022,42(21):95-103.
- [18]肖聪.劳动力市场分割与大学生创业中的“双低”现象[J].教育科学,2016,32(2):20-26.
- [19]ALESINA A, ZHURAVSKAYA E. Segregation and the Quality of Government in a Cross Section of Countries[J]. American Economic Review, 2011, 101(5): 1872-1911.
- [20]李言.数字普惠金融与劳动力配置效率[J].经济社会体制比较,2023(3):40-52.
- [21]桂琦寒,陈敏,陆铭,等.中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J].世界经济,2006(2):20-30.
- [22]毛文峰,陆军.土地要素错配如何影响中国的城市创新创业质量:来自地级市城市层面的经验证据[J].产业经济研究,2020(3):17-29+126.
- [23]戴若尘,祝仲坤,张晓波.中国区域创新创业指数构建与空间格局:1990-2020[J].经济科学,2024(1):5-34.
- [24]吕越,盛斌,吕云龙.中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J].中国工业经济,2018(5):5-23.
- [25]刘传明,马青山.网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究:基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].中国人口科学,2020(3):75-88+127-128.
- [26]盛来运,郑鑫,周平,等.我国经济发展南北差距扩大的原因分析[J].管理世界,2018,34(9):16-24.

(责任编辑:沐晨)

# 健康中国战略背景下互联网使用 对流动人口健康的影响研究

陈景信<sup>1,2,3</sup> 陈丹敏<sup>1</sup> 何彩荣<sup>1</sup> 徐中岳<sup>1</sup>

(1. 广东药科大学 医药商学院, 广东 广州 510006; 2. 广东药科大学 卫生经济与健康促进研究中心, 广东 广州 510006; 3. 广东药科大学 卫生经济与大健康研究中心, 广东 广州 510006)

**摘要:**在健康中国战略背景下,基于中国综合社会调查(CGSS)数据探讨互联网使用对中国流动人口生理健康和心理健康的影响效应和作用机制。结果显示,互联网使用对流动人口的生理健康和心理健康具有显著促进作用,且对生理健康的提升效果高于心理健康。作用机制分析表明,互联网使用通过强化流动人口的学习效应影响其生理健康和心理健康。异质性分析显示,其影响在60岁以下的流动人口和非农户口的流动人口中更显著。基于此,提出鼓励人口自由流动、提高农业和老年流动人口互联网使用率、推进卫生资源均等化等措施,积极引导和强化流动人口学习意识,促进流动人口健康水平提升。

**关键词:**互联网使用;流动人口;健康中国

中图分类号:G479

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)10-0048-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.10.006

## 一、引言

随着信息时代的到来,互联网普及让人们的生活方式发生了翻天覆地的变化,越来越多的群体能够通过互联网享受到丰富多彩的生活服务<sup>[1]</sup>。截至2022年6月,我国网民规模达10.51亿,互联网普及率达74.4%,人均每周上网时长29.5小时。非网民规模为3.62亿,其中60岁及以上群体占41.6%<sup>[2]</sup>。在互联网逐步普及的背景下,互联网应用加快了人口流动,也为流动人口与异地而居的家庭建立起沟通的桥梁,为其身心健康发展源源不断地输送“精神食粮”。

据第七次全国人口普查数据,2020年流动人口达3.76亿人,较2010年增长近70%<sup>[3]</sup>。庞大的流动人口群体是中国经济社会建设的重要参与者与贡献者,但他们面临被边缘化的现实处境,在健康问题上存在诸多不平等<sup>[4]</sup>。如今随着互联网的高速发展,卫生健康领域越发要求流动人口形成“互联网+健康”的行为习

惯,这是数字健康时代的内在要求。由此而论,社会各界共同营造良好的互联网使用环境,有利于健康中国战略的贯彻落实。基于此,本文重点研究互联网使用对流动人口健康的影响,旨在全面分析其影响效应、作用机制及不同年龄段、不同户籍条件下的异质性影响。

## 二、文献综述

健康是促进人全面发展的必然要求,是国家富强、民族振兴的重要标志,也是全国各族人民的共同追求。习近平总书记在十九大报告中提出要实施健康中国战略,赋予健康问题以时代意义和战略意义<sup>[5]</sup>。目前,国内外学者在流动人口健康状况、互联网使用对人口健康影响等方面的研究取得了一定成果,但就互联网使用对流动人口健康影响的研究仍相对匮乏。

国内外学者对流动人口健康状况的研究主要围绕其影响因素展开,涉及社会地位、语言能力、性别、工作时长等。Qiu等(2011)<sup>[6]</sup>认为主观社会经济地位

**基金项目:**广州市哲学社科规划2022年度课题“广州市数字经济赋能流动人口健康水平提升研究”(2022GZGJ10);广东省医学科研基金项目“数字经济赋能人口健康水平提升的机制与对策研究”(B2022017);广州市哲学社科规划2023年度课题“新时代卫生健康事业重大变革的广州实践研究——基于创建中西医协同‘旗舰’医院的视角”(2023GZBYB68)。

**作者简介:**陈景信(1985—),男,广东佛山人,博士,讲师,研究方向为新经济与健康;陈丹敏(2001—),女,广东茂名市人,研究方向为数字经济与健康;何彩荣(1999—),女,广西南宁人,硕士研究生,研究方向为数字经济与健康;徐中岳(1983—),通讯作者,男,山东寿光人,博士,副教授,硕士生导师,研究方向为数字经济与人口健康发展。



在流动人口的客观社会经济地位与抑郁度之间发挥中介效应。Lebrun(2012)<sup>[7]</sup>认为语言障碍直接导致流动人口难以接受有效的预防保健和医疗诊治,语言能力好的流动人口更易接受健康资源<sup>[8]</sup>。易瑶等(2019)<sup>[9]</sup>发现在流动过程中女性比男性存在更多的健康消耗,流动女性的健康状况低于流动男性。戚聿东和刘翠花(2021)<sup>[10]</sup>发现超时工作会显著降低流动人口的健康水平。李昀东(2020)<sup>[11]</sup>发现流动人口的生理健康状况会影响其生育意愿。换言之,生理健康状况会影响人口出生率,进而影响国家人口政策。

学者在互联网使用对人口健康影响方面的研究也取得了一定的成果。Oh等(2013)<sup>[12]</sup>发现青年群体更可能使用互联网获取健康信息,寻求健康方面的支持。Kitazawa等(2018)<sup>[13]</sup>认为过度沉溺于互联网会降低健康水平。Tsai等(2014)<sup>[14]</sup>的研究表明,经常使用互联网的居民患抑郁症的概率更低。Minto等(2015)<sup>[15]</sup>认为经常使用互联网能降低心脏病患者的焦虑水平。戴璟等(2021)<sup>[16]</sup>表示接触互联网信息环境可以提升居民的健康素养,而居民是否愿意接触互联网信息环境与受教育程度有关。林建鹏(2022)<sup>[17]</sup>研究发现,使用互联网对青年群体的健康有显著正向影响。林润田等(2022)<sup>[18]</sup>认为互联网使用对农民群体健康会产生显著的正向影响,因而规范互联网的使用制度对提高国民健康水平至关重要。章梦君(2021)<sup>[19]</sup>的研究表明,互联网提升健康水平存在城乡差异,农民群体健康水平的提升程度高于城镇群体。

由上可见,人口健康受到诸多经济社会因素的影响,以往就互联网使用对人口健康影响的研究,以青年群体、患者群体、农民群体等为研究对象,对流动人口群体缺乏足够关注。鉴于此,本文聚焦研究互联网使用对流动人口健康的影响,其边际贡献在于:第一,通过考察互联网使用对流动人口健康的影响效应和作用机制,为提升流动人口的健康水平提供新视角、新思路。第二,探究互联网使用对流动人口健康影响的异质性,以更加精确地提高流动人口的健康水平。第三,从提高流动人口的互联网使用水平、推进卫生资源均等化等方面为“健康中国”建设出谋划策。

### 三、数据来源与模型构建

#### (一)数据来源

本文数据来自2015年、2017年的中国综合社会调查(CGSS),该调查涵盖全国125个区县,人口来源范围广阔,其流动人口样本具有较好的代表性。同时,该

数据库涵盖了流动人口的个体特征和社会特征,符合研究主题对数据的需求。本文参照周皓(2016)<sup>[20]</sup>的做法,将流动人口定义为离开户籍地一年以上的人口,剔除存在缺失值和异常值的样本后,得到有效样本11729个。

#### (二)变量说明

**被解释变量。**本文的被解释变量为生理健康和心理健康。生理健康通过问题“在过去的四周中,由于健康问题影响到您的工作或其他日常活动的频繁程度”获得,根据受访者回答的五个类别“总是”“经常”“有时”“很少”“从不”分别赋值为1—5;心理健康以问题“在过去的四周中,您感到心情抑郁或沮丧的频繁程度”进行测度,赋值方法同上。两个维度的赋值越高,对应的健康状况越好。

**核心解释变量。**本文的核心解释变量为互联网使用,即流动人口通过终端设备获得互联网服务的行为,选取问题“过去一年,您对互联网的使用情况”来反映,使用互联网的赋值为1,未使用互联网的赋值为0。

**控制变量。**本文选取的控制变量包括个体特征变量和社会特征变量。个体特征变量方面,包括年龄、性别、是否党员、家庭经济状况等。其中,家庭经济状况根据受访者回答的五个类别“远低于平均水平”“低于平均水平”“平均水平”“高于平均水平”“远高于平均水平”分别赋值为1—5。社会特征变量方面,社会交往表示流动人口参加各种社会交往活动的频率,选取问题为“请问您与其他朋友进行社交娱乐活动(如互相串门、一起看电视、吃饭、打牌等)的频繁程度”,根据回答的五个类别“从不”“很少”“有时”“经常”“非常频繁”,分别赋值为1—5。社会信任表示流动人口对当前社会的信任度,选取问题为“总的来说,您同不同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的”,根据回答“非常不同意”“比较不同意”“说不上同意不同意”“比较同意”“非常同意”,分别赋值为1—5。社会公平表示流动人口对人与人之间的平等社会关系的态度,选取问题为“总的来说,您认为当今的社会公不公平”,根据回答“完全不公平”“比较公平”“说不上公平,但也不能说不公平”“比较公平”“完全公平”,分别赋值为1—5。社会地位为流动人口对自己社会地位的自评情况,选取问题为“综合看来,在目前这个社会上,您本人处于社会的哪一层”,根据受访者的回答由下层至上层设置十级步梯,分别赋值为1—10,赋值得分越高其社会地位越高。

表 1 变量的描述性统计

| 变量类型           | 变量名称        | 变量取值                                               | 样本量   | 均值     | 标准差    | 最小值 | 最大值    |
|----------------|-------------|----------------------------------------------------|-------|--------|--------|-----|--------|
| 被解释变量          | 生理健康        | “总是”“经常”“有时”“很少”“从不”分别赋值为 1—5                      | 12768 | 3.923  | 1.062  | 1   | 5      |
|                | 心理健康        | “总是”“经常”“有时”“很少”“从不”分别赋值为 1—5                      | 12768 | 3.858  | 0.933  | 1   | 5      |
| 解释变量           | 互联网使用       | 使用=1;未使用=0                                         | 12768 | 0.522  | 0.499  | 0   | 1      |
| 控制变量<br>(个体特征) | 年龄          | 岁                                                  | 12768 | 50.866 | 17.007 | 18  | 96     |
|                | 性别          | 男=1;女=0                                            | 12768 | 0.473  | 0.499  | 0   | 1      |
|                | 是否党员        | 党员=1;非党员=0                                         | 12768 | 0.106  | 0.308  | 0   | 1      |
|                | 民族          | 汉族=1;其他民族=0                                        | 12768 | 0.927  | 0.259  | 0   | 1      |
|                | 婚姻          | 已婚=1;未婚=0                                          | 12768 | 0.886  | 0.317  | 0   | 1      |
|                | 去年个人全年收入的对数 | 对个人全年总收入作对数处理                                      | 12768 | 8.067  | 4.120  | 0   | 16.118 |
|                | 家庭经济状况      | “远低于平均水平”“低于平均水平”“平均水平”“高于平均水平”“远高于平均水平”分别赋值为 1—5  | 12768 | 2.643  | 0.720  | 1   | 5      |
| 控制变量<br>(社会特征) | 社会交往        | “从不”“很少”“有时”“经常”“非常频繁”分别赋值为 1—5                    | 11729 | 3.284  | 1.786  | 1   | 5      |
|                | 社会信任        | “非常不同意”“比较不同意”“说不上同意不同意”“比较同意”“非常同意”分别赋值为 1—5      | 12768 | 3.457  | 0.977  | 1   | 5      |
|                | 社会公平        | “完全不公平”“比较公平”“说不上公平,但也不能说不公平”“比较公平”“完全公平”分别赋值为 1—5 | 12768 | 3.167  | 1.013  | 1   | 5      |
|                | 社会地位        | 由下层至上层设置十级阶梯,分别赋值为 1—10                            | 12768 | 4.283  | 1.605  | 1   | 10     |
| 中介变量           | 学习频率        | “从不”“很少”“有时”“经常”“频繁”分别赋值 1—5                       | 12768 | 1.990  | 1.159  | 1   | 5      |

中介变量。本文以学习频率为中介变量,选取问题为“在过去一年中,您是否经常在您的空闲时间学习”,根据受访者的回答“从不”“很少”“有时”“经常”“频繁”,分别赋值为 1—5。

各变量的描述性统计见表 1。其中,被解释变量生理健康、心理健康的均值分别为 3.923、3.858,直观地反映出流动人口处于相对健康的状态;核心解释变量互联网使用的均值为 0.522,说明流动人口的互联网使用仍有较大提升空间;从个体特征变量看,流动人口群体平均年龄超 50 岁,女性略多于男性,党员较少,绝大部分为汉族,未婚人口相对较少。

(三)模型构建

本文使用 Logit 模型考察互联网使用对流动人口健康的影响,该模型对流动人口的各种特性变量加以控制,公式如下:

$$Logit(P_i)=\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)=\alpha_i+\beta_1X_1+\beta_2X_2+...+\beta_nX_n+\varepsilon \quad (1)$$

$$P_i=P(y\leqslant j|X)=\begin{cases} \frac{\exp(\alpha_i+\beta X)}{1+\exp(\alpha_i+\beta X)}, & \text{当 } 1\leqslant i\leqslant k-1 \\ 1, & \text{当 } i=k \end{cases} \quad (2)$$

其中, $P_i$ 表示因变量  $y$ (健康程度)取前  $i$  个值的累积概率, $k$  表示因变量有  $k$  种分类, $\alpha$  为常数项, $\beta$  为自变量的回归系数, $X_i$  表示第  $i$  个影响健康程度的变量, $\varepsilon$  为随机扰动项,即误差项。

为进一步分析互联网使用对不同特征的流动人口健康状况的作用机制,采用中介效应模型进行分析。该模型在构建过程中加入 Sobel 检验,使结果更准确可靠。中介效应模型具体为四个步骤:一是对回归系数  $C$  进行显著性检验,如式(3)所示,其中  $Y$  为流动人口的健康状况, $X$  为流动人口的互联网使用。若显著,则存在中介效应,反之,即可终止。二是依次将中介变量对解释变量进行回归,如式(4)所示,其中  $M$  为中介变量即学习频率。三是将被解释变量同时对解释变量和中介变量进行回归,若系数  $c$  显著,说明中介效应是完全的,反之,则是部分的,如式(5)所示。四是进

行 Sobel 检验,计算公式为  $Z=\frac{ab}{\sqrt{a^2S_b^2+b^2S_a^2}}$ ,其中  $S_a$  和  $S_b$  分别为系数  $a$  和  $b$  的标准差。借鉴潘彬和金雯雯(2017)<sup>[21]</sup>的做法,5%显著性水平下 Sobel 检验统计量的临界值应为 0.97 左右,本文进行 Sobel 检验时以该临

界值为准。中介效应模型如下：

$$M=\lambda+aX+\varepsilon_2$$
$$Y=\lambda+cX+bM+\varepsilon_3$$

(3) (4) (5)

表2 互联网使用对流动人口健康状况影响的估计结果

| 变量                    | 生理健康              |                   | 心理健康              |                   |
|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                       | 模型 1              | 模型 2              | 模型 3              | 模型 4              |
| 互联网使用                 | 0.535*** (0.043)  | 0.549*** (0.045)  | 0.311*** (0.042)  | 0.334*** (0.045)  |
| 年龄                    | -0.031*** (0.001) | -0.031*** (0.001) | -0.006*** (0.001) | -0.007*** (0.001) |
| 性别                    | 0.235*** (0.034)  | 0.230*** (0.036)  | 0.166*** (0.033)  | 0.166*** (0.035)  |
| 是否党员                  | 0.255*** (0.056)  | 0.278*** (0.059)  | 0.228*** (0.056)  | 0.217*** (0.059)  |
| 民族                    | 0.031 (0.064)     | 0.041 (0.067)     | 0.098 (0.063)     | 0.086 (0.066)     |
| 婚姻                    | -0.021 (0.061)    | 0.002 (0.064)     | 0.019 (0.059)     | 0.088 (0.061)     |
| 上年个人全年收入的对数           | 0.028*** (0.004)  | 0.027*** (0.004)  | 0.019*** (0.004)  | 0.020*** (0.004)  |
| 家庭经济状况                | 0.209*** (0.026)  | 0.186*** (0.027)  | 0.284*** (0.026)  | 0.256*** (0.027)  |
| 社会交往                  |                   | 0.030*** (0.009)  |                   | 0.029*** (0.009)  |
| 社会信任                  |                   | 0.042** (0.019)   |                   | 0.090*** (0.019)  |
| 社会公平                  |                   | 0.040** (0.018)   |                   | 0.130*** (0.018)  |
| 社会地位                  |                   | 0.095*** (0.012)  |                   | 0.110*** (0.012)  |
| pseudo R <sup>2</sup> | 0.070             | 0.069             | 0.026             | 0.029             |
| N                     | 12768             | 11729             | 12768             | 11729             |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号中的数值为稳健的标准误。下表同。

四、实证结果分析与讨论

(一)互联网使用对流动人口健康的影响效应

表2报告了基于Logit模型的互联网使用对流动人口健康影响的估计结果。模型1显示互联网使用在1%水平上对流动人口的生理健康有显著的正向影响，加上社会特征后，结论依然成立，说明互联网使用可以改善流动人口的生理健康状况。模型3中互联网使用系数在1%水平上显著为正，加上社会特征后结论依然成立，说明互联网使用能够提升流动人口的心理健康水平。模型2、模型4中互联网使用系数均为正，说明相比不使用互联网的流动人口，使用互联网的流动人口拥有更佳的生理健康和心理健康状况，使用互联网能对流动人口的身心健康产生积极作用。

个体特征变量中，年龄、性别、是否党员、上年个人全年收入的对数、家庭经济状况均在1%水平上对流动人口的身心健康状况有显著影响。年龄与流动人口的健康状况呈负相关，即流动人口的年龄越大，其身心健康状况变差的可能性越大。原因在于，年龄增长往往伴随身体素质下降，疾病发生率随之增加，这符合人类生命周期的变化规律。流动男性的生理健康和心理健康均好于流动女性。女性在流动过程中要兼顾更多家庭照料责任，消耗更多体力、精力，在应对突发疾病等

状况时，生理机能反应相对较弱，导致其身心健康水平低于男性。考察是否党员变量时发现，互联网使用对流动党员的身心健康影响效应高于非流动党员。一般来说，党员政治敏感度更高，能紧跟国家大事、身边小事，能利用好互联网学习与身心健康相关的知识和资讯。在民族、婚姻变量上，回归系数不显著，所以民族、婚姻状况的差异不是影响流动人口健康的关键因素。上年个人全年收入的对数、家庭经济情况的回归系数均在1%的水平上显著为正，说明经济状况越好的流动人口往往越能融入“互联网+”大环境，利用互联网提升健康水平。

社会特征方面，流动人口的社会交往变量对生理健康和心理健康均在1%的统计水平上正向显著，社会交往程度越高的流动人口越易形成良好稳定的社会关系，身心健康状况就越好。社会公平和社会信任方面，流动人口对社会的认可程度较高，说明自身对社会公平性保持乐观，心态较平和，更易拥有健康的状态，尤其在心理健康上更突出；而且，社会信任评价度越高的流动人口心理承受度较高，身心健康状况也就越好。社会地位方面，社会地位自评较高的流动人口更具自爱、自强的品质，在实现人生价值的过程中更能提升健康水平。



表3 稳健性检验

| 变量                    | 生理健康              |                   | 心理健康              |                   |
|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                       | 模型5               | 模型6               | 模型7               | 模型8               |
| 闲暇时间上网情况              | 0.342*** (0.034)  | 0.341*** (0.036)  | 0.178*** (0.032)  | 0.186*** (0.034)  |
| 年龄                    | -0.034*** (0.001) | -0.034*** (0.001) | -0.008*** (0.001) | -0.009*** (0.001) |
| 性别                    | 0.238*** (0.034)  | 0.233*** (0.035)  | 0.168*** (0.033)  | 0.169*** (0.035)  |
| 是否党员                  | 0.285*** (0.056)  | 0.313*** (0.059)  | 0.251*** (0.055)  | 0.245*** (0.058)  |
| 民族                    | 0.052 (0.064)     | 0.064 (0.067)     | 0.112* (0.063)    | 0.103 (0.066)     |
| 婚姻                    | -0.023 (0.061)    | 0.001 (0.064)     | 0.018 (0.059)     | 0.088 (0.061)     |
| 上年个人全年收入的对数           | 0.031*** (0.004)  | 0.029*** (0.004)  | 0.021*** (0.004)  | 0.021*** (0.004)  |
| 家庭经济状况                | 0.223*** (0.026)  | 0.202*** (0.027)  | 0.293*** (0.026)  | 0.266*** (0.027)  |
| 社会交往                  |                   | 0.034*** (0.009)  |                   | 0.031*** (0.009)  |
| 社会信任                  |                   | 0.039** (0.019)   |                   | 0.088*** (0.019)  |
| 社会公平                  |                   | 0.032* (0.018)    |                   | 0.125*** (0.018)  |
| 社会地位                  |                   | 0.099*** (0.012)  |                   | 0.113*** (0.012)  |
| pseudo R <sup>2</sup> | 0.068             | 0.0683            | 0.026             | 0.028             |
| N                     | 12768             | 11729             | 12768             | 11729             |

(二)稳健性检验

为验证前文结论的可靠性,进一步考察评价方法和指标解释的说服力,通过替换变量对数据进行稳健性检验。现对“互联网使用”的衡量,采用另一问题“您是否经常在空闲时间上网”来替代。由表3的回归结果可知,在替换变量进行稳健性检验后,闲暇时间上网对流动人口的身心健康均有显著正影响。在个体特征上,年龄、性别、是否党员、上年个人全年收入的对数、家庭经济状况均在1%的显著水平上影响流动人口的身心健康;民族、婚姻对流动人口的健康影响不显著。社会特征方面,社会交往、社会地位均在1%的显著水平上影响流动人口的身心健康;社会信任在5%、1%的显著水平上正向影响流动人口的生理健康、心理健康;社会公平在10%、1%的显著水平上影响流动人口的生理健康、心理健康。可见,替换核心解释变量的衡量指标后,回归系数仍然显著为正,说明基准回归结果是稳健的。

五、互联网使用对流动人口健康影响的机制及异质性

(一)互联网使用对流动人口健康的影响机制

互联网使用对流动人口健康的影响存在一定的实现机制。那么,学习频率是否能成为前者对后者影响的传导机制?为回答这个问题,接下来进行传导机制讨论。

1.互联网强化学习效应增进生理健康

以学习频率为中介变量,通过构建中介效应模型

研究互联网使用与流动人口生理健康之间是否存在学习促进健康效应,并对两者的关系进行分析。表4中,模型9作为基准模型,用于检验互联网使用影响生理健康的总效应,模型10用于检验互联网使用影响学习频率的效应,模型11用于检验学习频率影响生理健康状况的效应。由模型9可知,互联网使用对流动人口健康产生显著为正的影响,具备中介效应的检验条件。接着,从学习频率检验互联网使用对生理健康的中介机制。模型10表明,互联网使用对学习频率产生显著正向影响。模型11显示,学习频率对流动人口生理健康产生显著正向影响。为使结论更可靠,进一步采用Sobel方法检验中介变量的回归系数显著性。检验结果显示,Z值为4.115,大于临界值,说明学习频率的中介效应存在,即互联网使用可以提高学习频率,学习频率的提高可促进流动人口生理健康水平的提升。因此,流动人口需不断掌握新的互联网应用技术,并通过提高自身学习频率来提升生理健康水平。

2.互联网强化学习效应提升心理健康

以学习频率为中介变量,通过中介效应模型研究互联网使用与流动人口心理健康之间是否存在学习促进健康效应。表5中,模型12用于检验互联网使用影响流动人口心理健康的总效应,模型13用于检验互联网使用影响学习频率的效应,模型14用于检验学习频率影响流动人口心理健康的效应。模型12中,互联网使用对流动人口心理健康产生的影响显著为正,具备

表4 学习频率的中介效应对生理健康的估计结果

| 变量             | 模型9               | 模型10              | 模型11              |
|----------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                | 生理健康              | 学习频率              | 生理健康              |
| 学习频率           |                   |                   | 0.036*** (0.008)  |
| 互联网使用          | 0.296*** (0.022)  | 0.751*** (0.024)  | 0.269*** (0.023)  |
| 年龄             | -0.016*** (0.000) | -0.002*** (0.000) | -0.016*** (0.000) |
| 性别             | 0.104*** (0.018)  | 0.062*** (0.019)  | 0.101*** (0.018)  |
| 是否党员           | 0.123*** (0.029)  | 0.608*** (0.031)  | 0.101*** (0.029)  |
| 民族             | 0.031 (0.033)     | 0.014 (0.035)     | 0.030 (0.033)     |
| 婚姻             | 0.048 (0.031)     | -0.596*** (0.032) | 0.069** (0.031)   |
| 上年个人全年收入的对数    | 0.015*** (0.002)  | 0.009*** (0.002)  | 0.015*** (0.002)  |
| 家庭经济状况         | 0.113*** (0.013)  | 0.091*** (0.014)  | 0.110*** (0.013)  |
| 社会交往           | 0.021*** (0.004)  | 0.037*** (0.005)  | 0.020*** (0.004)  |
| 社会信任           | 0.021** (0.009)   | 0.047*** (0.010)  | 0.019** (0.009)   |
| 社会公平           | 0.027*** (0.009)  | 0.020** (0.009)   | 0.026*** (0.009)  |
| 社会地位           | 0.049*** (0.006)  | 0.051*** (0.006)  | 0.047*** (0.006)  |
| Sobel 检验       | -                 | Z=4.115>0.97      |                   |
| 是否存在中介效应       | -                 | 是                 |                   |
| 中介效应大小         | -                 | 0.027             |                   |
| 中介效应/总效应       | -                 | 9.19%             |                   |
| N              | 11729             | 11729             | 11729             |
| R <sup>2</sup> | 0.182             | 0.271             | 0.183             |

表5 学习频率的中介效应对心理健康的估计结果

| 变量             | 模型12              | 模型13              | 模型14              |
|----------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                | 心理健康              | 学习频率              | 心理健康              |
| 学习频率           |                   |                   | 0.014* (0.008)    |
| 互联网使用          | 0.161*** (0.021)  | 0.751*** (0.024)  | 0.150*** (0.022)  |
| 年龄             | -0.003*** (0.000) | -0.002*** (0.000) | -0.003*** (0.000) |
| 性别             | 0.073*** (0.016)  | 0.062*** (0.019)  | 0.072*** (0.016)  |
| 是否党员           | 0.095*** (0.027)  | 0.608*** (0.031)  | 0.086*** (0.028)  |
| 民族             | 0.056* (0.031)    | 0.014 (0.035)     | 0.056* (0.031)    |
| 婚姻             | 0.043 (0.029)     | -0.596*** (0.032) | 0.052* (0.029)    |
| 上年个人全年收入的对数    | 0.009*** (0.002)  | 0.009*** (0.002)  | 0.009*** (0.002)  |
| 家庭经济状况         | 0.134*** (0.013)  | 0.091*** (0.014)  | 0.132*** (0.013)  |
| 社会交往           | 0.016*** (0.004)  | 0.037*** (0.005)  | 0.015*** (0.004)  |
| 社会信任           | 0.041*** (0.008)  | 0.047*** (0.010)  | 0.040*** (0.008)  |
| 社会公平           | 0.062*** (0.008)  | 0.020** (0.009)   | 0.062*** (0.008)  |
| 社会地位           | 0.055*** (0.005)  | 0.051*** (0.006)  | 0.054*** (0.005)  |
| Sobel 检验       | -                 | Z=1.801>0.97      |                   |
| 是否存在中介效应       | -                 | 是                 |                   |
| 中介效应大小         | -                 | 0.01              |                   |
| 中介效应/总效应       | -                 | 6.90%             |                   |
| N              | 11729             | 11729             | 11729             |
| R <sup>2</sup> | 0.079             | 0.271             | 0.079             |

中介效应的检验条件。进行 Sobel 检验时,Z 值为 1.801,大于临界值,说明学习频率的中介效应存在,即互联网的使用可以提高学习频率,学习频率提高可促进心理健康的提升。如今互联网的使用环境不断优化,吸引更多的流动人口参与其中,对流动人口的自主学习具有显著推动作用,随着他们在心理健康领域学

习频率的增加,心理健康水平将不断提高。

(二)互联网使用对流动人口健康的异质性影响

流动人口存在明显的个体特征和社会特征差异,年龄、户籍性质上的差异,是否会导致互联网对其健康状况的促进作用产生异质性影响?为回答这个问题,接下来进行异质性讨论。

表6 年龄异质性检验

| 变量                    | 按年龄划分             |                   |                   |                  |
|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
|                       | 60岁以下             |                   | 60岁及以上            |                  |
|                       | 生理健康              | 心理健康              | 生理健康              | 心理健康             |
|                       | 模型 15             | 模型 16             | 模型 17             | 模型 18            |
| 互联网使用                 | 0.557*** (0.055)  | 0.295*** (0.054)  | 0.504*** (0.079)  | 0.384*** (0.082) |
| 年龄                    | -0.034*** (0.002) | -0.010*** (0.002) | -0.022*** (0.003) | -0.002 (0.004)   |
| 性别                    | 0.211*** (0.044)  | 0.180*** (0.043)  | 0.281*** (0.061)  | 0.151** (0.062)  |
| 是否党员                  | 0.288*** (0.081)  | 0.149* (0.078)    | 0.184** (0.088)   | 0.230** (0.091)  |
| 民族                    | 0.133* (0.080)    | 0.150* (0.079)    | -0.151 (0.120)    | -0.082 (0.121)   |
| 婚姻                    | 0.040 (0.072)     | 0.138** (0.068)   | 0.246 (0.284)     | 0.407 (0.296)    |
| 上年个人全年收入的对数           | 0.018*** (0.005)  | 0.007 (0.005)     | 0.051*** (0.008)  | 0.056*** (0.008) |
| 家庭经济状况                | 0.112*** (0.034)  | 0.207*** (0.034)  | 0.308*** (0.047)  | 0.340*** (0.048) |
| 社会交往                  | 0.024* (0.013)    | 0.034*** (0.013)  | 0.042*** (0.015)  | 0.026* (0.015)   |
| 社会信任                  | 0.013 (0.023)     | 0.070*** (0.022)  | 0.119*** (0.035)  | 0.141*** (0.036) |
| 社会公平                  | 0.040* (0.022)    | 0.145*** (0.022)  | 0.043 (0.033)     | 0.094*** (0.034) |
| 社会地位                  | 0.095*** (0.015)  | 0.109*** (0.015)  | 0.087*** (0.021)  | 0.106*** (0.022) |
| pseudo R <sup>2</sup> | 0.046             | 0.023             | 0.038             | 0.039            |
| N                     | 7903              | 7903              | 3826              | 3826             |

1.年龄异质性

从年龄异质性看,不同年龄段的流动人口互联网使用的健康效率存在差异。本文以60岁为分界点进行探讨,结果显示,互联网使用系数均在1%的显著水平上产生正向影响,互联网使用对60岁以下流动人口的生理健康影响效应比60岁及以上的流动人口更为显著,而60岁及以上流动人口的心理健康影响效应高于60岁以下的流动人口。

个体特征上,年龄、性别、是否党员对身心健康的影响与前文结果一致。从婚姻状况看,60岁以下流动人口的婚姻状况在5%的水平上对其心理健康产生显著为正的影响。社会特征上,社会交往系数在1%或10%的水平上显著,再次验证了社会交往对流动人口健康的影响存在正效应。60岁以上流动人的心理健康效应相对明显,其常使用互联网与外界交流,更易得到心灵满足;60岁及以下流动人口的生理健康效应更明显,该群体有充裕时间用于社会交往,群体间会经常探讨养生、锻炼之道,有利于身体素质不断提高。

总之,60岁以下的流动人口在生活和工作中,互联网使用频率较高,可以通过互联网获取更多有用的医疗卫生信息服务于身心健康发展。但对60岁及以上流动人口来说,使用互联网主要是与家人保持沟通和交流,使用互联网需求不多,利用互联网学习的时间较少,因而互联网使用带来的“健康红利”十分有限。

2.户籍异质性

从户籍异质性看,在1%的水平上,互联网使用均对农村流动人口和非农流动人口的身心健康产生显著的正向影响。我国城乡差距正不断缩小,非农流动人口和农村流动人口在互联网影响下,身心健康水平不断提升。生理健康方面,农村流动人口的生理健康要好于非农流动人口。心理健康方面,非农流动人口好于农村流动人口。农村流动人口多为农民工,靠体力获取经济收入,导致他们的身体机能较好;非农流动人口在社会福祉、经济状况上要高于农业流动人口,有充裕时间使用互联网获得更多的精神熏陶,学到更多的历史文化知识,也有更多机会参加娱乐文化活动,因而



表7 户籍异质性检验

| 变量                    | 按户籍划分             |                  |                   |                   |
|-----------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|
|                       | 非农户口              |                  | 农业户口              |                   |
|                       | 生理健康              | 心理健康             | 生理健康              | 心理健康              |
|                       | 模型 19             | 模型 20            | 模型 21             | 模型 22             |
| 互联网使用                 | 0.365*** (0.072)  | 0.296*** (0.071) | 0.453*** (0.062)  | 0.220*** (0.063)  |
| 年龄                    | -0.029*** (0.002) | -0.000 (0.002)   | -0.038*** (0.002) | -0.016*** (0.002) |
| 性别                    | 0.312*** (0.054)  | 0.135** (0.053)  | 0.225*** (0.048)  | 0.232*** (0.048)  |
| 是否党员                  | 0.142** (0.071)   | 0.198*** (0.070) | 0.287** (0.117)   | 0.082 (0.117)     |
| 民族                    | -0.064 (0.125)    | 0.042 (0.121)    | 0.037 (0.080)     | 0.080 (0.080)     |
| 婚姻                    | 0.079 (0.095)     | -0.016 (0.091)   | 0.007 (0.088)     | 0.190** (0.085)   |
| 上年个人全年收入的对数           | 0.025*** (0.007)  | 0.015** (0.007)  | 0.015*** (0.005)  | 0.011* (0.005)    |
| 家庭经济状况                | 0.070 (0.043)     | 0.072* (0.042)   | 0.259*** (0.036)  | 0.385*** (0.036)  |
| 社会交往                  | 0.031* (0.016)    | 0.023 (0.016)    | 0.036*** (0.012)  | 0.037*** (0.012)  |
| 社会信任                  | 0.081*** (0.029)  | 0.058** (0.029)  | 0.031 (0.025)     | 0.125*** (0.025)  |
| 社会公平                  | 0.041 (0.029)     | 0.162*** (0.028) | 0.053** (0.024)   | 0.122*** (0.024)  |
| 社会地位                  | 0.071*** (0.019)  | 0.095*** (0.019) | 0.093*** (0.016)  | 0.110*** (0.016)  |
| pseudo R <sup>2</sup> | 0.049             | 0.014            | 0.080             | 0.039             |
| N                     | 5102              | 5102             | 6627              | 6627              |

其心理健康水平要比农村流动人口高。

个体特征变量上,以上四个模型的年龄回归系数均为负数,进一步验证了前面基准回归模型的结果。性别变量上,男性的生理健康在非农流动人口组较为突出,心理健康效应则在农村户口组更突出。组内对比看,非农业户口组,男性流动人口的健康水平优于女性,由于“男主外女主内”的传统使男性有更多与外界接触的机会;女性比男性承担更多家庭照料责任,情绪更易受到影响,导致其身心健康低于男性。在农村组,性别影响作用不大。在社会特征变量上,以社会交往为例,农村流动人口的社会交往系数均在1%的水平上产生显著为正的影响,而在非农户口上则部分不显著。这可能是因为农村流动人口在异乡时较为热情和包容,能够快速融入新环境,因而不会给其身心健康造成过大波动。

## 六、结论和建议

### (一) 结论

本文基于CGSS数据,采用Logit模型、中介效应模型实证分析了互联网使用对流动人口健康影响的效应及机制,结果表明:(1)互联网的使用对流动人口的身心健康产生有利影响。(2)个体特征不同导致其对流动人口健康状况的影响程度不同,提高学习频率有利于提升流动人口健康水平。(3)互联网使用对流动人口健康水平的影响存在异质性。年龄异质性方面,互联网

使用对60岁以下流动人口的生理健康效应比60岁及以上的流动人口更为显著,而60岁及以上流动人口的心理健康效应要高于60岁以下的流动人口;户籍异质性方面,农村流动人口的生理健康效应好于非农流动人口,非农流动人口的心理健康效应好于农村流动人口。

### (二) 建议

在数字经济时代,克服互联网使用障碍对我国流动人口的健康尤其是60岁以上流动人口、农村流动人口的健康具有重要的现实意义。围绕研究结论提出以下建议:

第一,鼓励和推动人口跨区域自由流动并确保流入地的健康保障。鼓励人口出于工作、生活等原因自由流动,消除阻碍人口自由流动的制度壁垒,取消或放宽城市落户限制,推进基本公共服务均等化,确保流动人口享有与户籍人口同等的基本健康服务。

第二,克服老年流动人口、农村流动人口使用互联网的障碍。对老年流动人口、农村流动人口在互联网使用上给予充分的帮助与支持,鼓励其学习健康知识,提高其学习热情。通过培训使老年人口掌握使用智能设备、访问和使用互联网的方法。开发简洁版的数字健康产品,提供友好的数字健康服务。开展互联网技术培训或提供体验互联网平台的机会,消除老年人使用互联网的恐惧心理和消极情绪。

第三,推动地区间卫生资源的合理配置。以落后、偏远地区流动人口的健康需求为导向,确保区域内流动人口都能享有医疗服务基本覆盖,逐步实现健康资源向薄弱和困难地区倾斜。同时,加快推动健康服务信息系统建设,为流动人口提供高质量的健康信息服务,并有效实现卫生资源的精准分配。◆

#### 参考文献:

- [1]赵建国,刘子琼.互联网使用对老年人健康的影响[J].中国人口科学,2020(5):14-26+126.
- [2]中国互联网络信息中心发布第50次《中国互联网络发展状况统计报告》[J].国家图书馆学刊,2022,31(5):12.
- [3]邢祖哥,黄耿志,薛德升.中国城市流动人口社会融合的空间格局与影响机制[J].地理学报,2022,77(10):2474-2493.
- [4]郭未,鲁佳莹,刘林平.流动时代的健康中国:社会经济地位、健康素养与健康结果[J].人口学刊,2022,44(2):1-18.
- [5]赵颖智,李星颖.互联网使用对个体健康的影响:基于中国家庭追踪调查数据的实证分析[J].江汉论坛,2020(5):139-144.
- [6]QIU P, CAINE E, YANG Y, et al. Depression and associated factors in internal migrant workers in China[J]. Journal of Affective Disorders, 2011, 134(1):198-207.
- [7]LEBRUN L A. Effects of length of stay and language proficiency on health care experiences among immigrants in Canada and the United States[J]. Social science & medicine, 2012, 74(7):1062-1072.
- [8]刘国辉,单宝刚,张卫国.普通话能力对流动人口健康的影响:来自CGSS的经验证据[J].山东大学学报(哲学社会科学版), 2020(3):149-159.
- [9]易瑶,廖羽,郑玲玲,等.基于倾向得分匹配-双重差分法探讨城乡流动对劳动力健康的影响[J].现代预防医学,2019,46(8):1408-1412.
- [10]戚聿东,刘翠花.数字经济背景下流动人口工时健康差异问题研究[J].中国人口科学,2021(1):50-63+127.
- [11]李昀东.流动人口生育意愿的现状及其影响因素分析:基于CGSS2015数据的实证研究[J].现代交际,2020(16):58-60.
- [12]OH H J, LAUCKNER C, BOEHMER J, et al. Facebooking for Health: An Examination into the Solicitation and Effects of Health-related Social Support on Social Networking Sites[J]. Computers in Human Behavior, 2013, 29(5):2072-2080.
- [13]KITAZAWA M, YOSHIMURA M, MURATA M, et al. Associations Between Problematic Internet Use and Psychiatric Symptoms Among University Students in Japan[J]. Psychiatry and Clinical Neurosciences, 2018, 72(7):531-539.
- [14]TSAI I H, GRAVES D E, LAI C H, et al. Association of internet use and depression among the spinal cord injury population[J]. Archives of physical medicine and rehabilitation, 2014, 95(2):236-243.
- [15]MINTO C, BAUCE B, CALORE C, et al. Is Internet use associated with anxiety in patients with and at risk for cardiomyopathy? [J]. American heart journal, 2015, 170(1):87-95.
- [16]戴璟,龚钰雯,张雪,等.互联网信息环境对居民健康素养的影响[J].中国卫生统计,2021,38(6):879-883+888.
- [17]林建鹏.互联网使用、现实社交与青年健康:基于CGSS混合截面数据的实证研究[J].北京青年研究,2022,31(3):45-57.
- [18]林润田,李碧珍,叶鑫宇.互联网能改善农村人口健康吗:基于中国综合社会调查数据的经验分析[J].经济研究参考,2022(4):116-129.
- [19]章梦君.互联网利用对个体健康素养的影响研究[D].武汉:中南财经政法大学,2021.
- [20]周皓.流动人口的政治参与:制度与教育[J].人口与社会,2016,32(4):21-35.
- [21]潘彬,金雯雯.货币政策对民间借贷利率的作用机制与实施效果[J].经济研究,2017,52(8):78-93.

(责任编辑:新月)

# 新质生产力赋能双向 FDI 协调水平发展：影响机制与空间效应

刘璐 应皓然 黄桢文

(云南民族大学 经济与管理学院, 昆明 650000)

**摘要:**发展新质生产力是推动我国经济高质量发展的关键。基于 2010—2022 年我国省级面板数据, 采用耦合系统模型测算省级双向 FDI 协调水平, 考察新质生产力对双向 FDI 协调水平的影响程度和作用机制。运用熵值法对我国省域新质生产力发展水平进行测度, 实证检验新质生产力对双向 FDI 协调水平的影响, 并进一步研究其空间效应。研究发现: 新质生产力正向促进双向 FDI 协调水平的发展, 且新质生产力通过产业升级、技术创新、市场竞争力三个方面间接影响 FDI 协调水平的发展。进一步通过空间计量分析发现, 新质生产力对双向 FDI 协调水平的发展具有空间溢出效应, 新质生产力不仅影响本地区的双向 FDI 协调水平的发展, 还会影响邻近地区的双向 FDI 协调水平的发展。

**关键词:** 新质生产力; 双向 FDI; 空间效应; 中介效应

中图分类号: F125

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)10-0057-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.10.007

## 一、引言与文献综述

在全球化浪潮下, 直接对外投资和本土直接利用对外投资成为各国经济发展的重要驱动力, 外商直接投资和对外直接投资的规模迅速增长, 在中国经济国际化和全球化进程中发挥着重要作用。中国企业在国际市场上的投资行为日益活跃, “一带一路”倡议下自贸区的建立, 更进一步推进中国参与投资一体化和经济全球一体化的进程。但随着中国人口老龄化, 劳动力成本逐渐上升, 人口数量红利逐渐消失, 传统产业后续动力不足, 加之疫情、逆全球化等的影响, 全球进出口贸易、对外直接投资和外商直接投资都受到一定影响。在科技脱钩背景下, 双向投资开放政策是对冲科技封锁风险、促进中国科技创新链协同发展的重要举措。

新质生产力是习近平总书记 2023 年 9 月在黑龙江考察调研期间提出的全新概念。新质生产力是对马克思主义生产力的创新突破, 丰富了生产要素的内涵, 强调技术要素和数据要素在传统要素中的作用。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。新质生产力有助于畅通国内国际双循环, 通过促进人才流动和技术创新, 增强国内市场的活力和竞争力, 形成更加完善的产业链和供应链体系。有助于提升中国科技领域的国际地位和影响力, 吸引更多国际投资和资源流入中国, 通过流入资金建设好国内科研平台, 为科学研究提供良好环境, 对吸引人才流入起到正向作用。因此, 新质生产力是推动我国经济增长的重要引擎, 有效缓解了我国内生动力不足的问题, 为实现高质量发展和中国式现代化提供了新动能。

现有大多数文献是研究 IFDI 与 OFDI 协调水平对国家或省域的经济、产业升级和技术创新的影响。如张微微和王媛(2022)<sup>[1]</sup>发现数字经济对双向 FDI 协调发展水平的影响。范建红等<sup>[2]</sup>(2022)研究了

**基金项目:** 国家社会科学基金西部项目“我国第三方市场基建合作项目风险形成机理及预警防控研究”(23XGL033); 云南省教育厅科学研究基金项目“面向南亚东南亚跨境电商对云南省出口贸易的影响及策略研究”(2023J0601)。

**作者简介:** 刘璐(1986—), 女, 山东肥城人, 博士, 讲师, 研究方向为数字经济、国际金融、产业经济; 应皓然(2000—), 男, 浙江温州人, 硕士研究生, 研究方向为数字经济与国际贸易; 黄桢文(1999—), 男, 湖南长沙人, 硕士研究生, 研究方向为绿色金融和数字经济。



双向 FDI 协调水平对绿色创新的影响。李豫新和王帅龙(2023)<sup>[3]</sup>证实了双向 FDI 协调水平对产业升级的影响。尚未有新质生产力对双向 FDI 协调水平发展影响的研究。本文构建耦合系统模型测度双向 FDI 协调水平,借鉴卢江等(2024)<sup>[4]</sup>的研究方法,运用熵值法测算省域新质生产力的发展水平。然后研究新质生产力对于双向 FDI 协调水平的影响,并进行异质性分析,采取工具变量缓解内生性问题。再将产业升级、技术创新、市场竞争力纳入分析框架,研究新质生产力对双向 FDI 协调水平的间接影响。最后运用空间计量模型探究新质生产力对双向 FDI 协调水平是否具有空间溢出效应。

## 二、理论分析和研究假设

### (一)新质生产力直接影响双向 FDI 协调水平

本文研究的新质生产力由科技生产力、数字生产力、绿色生产力三部分构成。科技生产力代表国家或企业在技术研发、创新和应用方面的能力。研究表明高新技术企业对外投资、企业创新对外投资是推动科技创新的重要因素<sup>[5]</sup>。在全球经济竞争激烈的背景下,科技创新是提升经济竞争力、吸引外资和促进双向 FDI 协调水平的关键因素之一。绿色生产力涉及资源利用效率和环境友好型生产方式,引导企业向发达国家高端产业和绿色清洁产业投资,发挥双向投资绿色技术溢出效应,对提高产业的可持续性和吸引外商投资意义重大。考虑到全球绿色发展的趋势,提升绿色生产力有助于塑造国家或地区在双向 FDI 中的形象和竞争力。数字生产力反映数字化转型程度和信息化水平,对提升产业效率、创造新投资机会和拓展双向 FDI 合作具有重要作用。新质生产力是与数字化生产相适应的生产力跃迁,以技术发展促进全要素生产率提升,以领域应用带动技术进步<sup>[6]</sup>,强调科技创新的主导作用<sup>[7]</sup>。基于数据元素,数字经济可以激发全面绿色转型,促进可持续发展,为外资企业带来更多合作和发展的机会。因此,提出如下假设:

H1:新质生产力有助于促进双向 FDI 协调水平的发展。

### (二)新质生产力间接影响双向 FDI 协调水平

理论上,新质生产力主要通过以下三方面机制影响双向 FDI 协调水平。一是技术创新效应。新质生产力以科技创新为核心,通过引入新技术和创新思维,推动传统产业转型升级。朴英爱和于鸿(2023)<sup>[8]</sup>研究发现 OFDI 逆向技术溢出对中国技术创新能力具有显著

正影响,并认为提高技术创新能力是推进关键核心技术攻关的重要手段。对外国投资者来说,技术创新意味着投资目标地具有更高生产效率和更大市场潜力,也意味着该地区经济水平较发达,企业更倾向于投资经济高度发达地区,因此更能吸引 FDI<sup>[9]</sup>。同时,技术创新能促进国际技术交流和合作,进一步提高 FDI 协调水平。外国投资者倾向于将资金投入拥有先进技术和研发实力的国家或地区,以获取竞争优势和市场份额,特别是需要先进技术和专业知识的产业领域。OFDI 通过逆向技术溢出效应增强了吸引 IFDI 的能力,有利于更好地发挥 IFDI 技术溢出效应。综上所述,新质生产力通过技术创新对双向 FDI 协调水平产生影响。技术创新推动经济转型升级,提高产业竞争力和吸引力,有助于双向 FDI 协调水平的发展。二是产业升级效应。新质生产力通过推动产业升级,使产业结构更加多元化、现代化。随着产业结构发展趋于合理化,市场配置资源的效率持续提高,人力资本储备不断丰富。本地区能够承接 OFDI 的逆向技术溢出效应,OFDI 促进本地区产业结构升级的积极作用也将更好显现<sup>[10]</sup>。产业结构升级需产业链上下游间紧密协作。双向 FDI 可促使我国产业链上的企业相互协作,提高产业链整体竞争力。人工智能、大数据、云计算等新兴产业为外国投资者提供了新的投资机会和合作领域。对高新技术产业发展而言,产业结构转型升级能促使其完成从劳动密集型向资本密集型、知识密集型转型,对提高 FDI 的吸引力和协调水平至关重要。三是市场竞争力效应。企业在推动新质生产力和双向 FDI 协调水平发展中扮演重要角色。新熊彼特增长理论认为,企业和企业家是创新活动的核心主体,是企业经营决策和创新发展的关键。新质生产力能够引领企业自主创新,推动企业经营方式、盈利增长动力改变,有利于发挥各类企业科技创新和技术创新的主体作用。李林红(2017)<sup>[11]</sup>研究发现企业的市场竞争力是影响企业投资的重要因素,是企业对外直接投资的决定因素之一,竞争力优势的下降会抑制企业对外直接投资意愿,市场竞争力强的企业能够吸引更多的外国直接投资。因此,提出如下假设:

H2:新质生产力可能通过技术创新、产业升级、市场竞争力间接影响双向 FDI 协调水平。

(三)新质生产力对双向 FDI 协调水平具有空间溢出效应

新质生产力具有明显的空间外溢效应,能够突破

空间界限对邻近地区产生影响。随着区域协调发展、创新驱动发展的提出,新质生产力的空间溢出效应逐渐增强<sup>[12]</sup>。新质生产力以科技、绿色、数字三个维度进行阐释,科技生产力通过科学发现、技术创新、产业创新三大关键性因素推动新质生产力的发展,实现经济高质量发展<sup>[13]</sup>。绿色生产力通过节能减排、环境友好等理念与绿色产业相结合,引领绿色生产力的发展,为破解数字经济领域的“绿色悖论”提供解决思路<sup>[14]</sup>。数字生产力的数字技术以数据赋能为主线,凭借其高效的信息传递弱化了物理时空距离,增强区域间经济活动的关联度,在各城市间产生空间溢出效应<sup>[15]</sup>。在数字技术跨地区支撑与数据要素快速流动作用下,这种流动性能够打破地理距离约束,使新质生产力影响双向FDI协调水平的作用表现出较强的空间溢出效应。因此,提出如下假设:

H3:新质生产力对于双向FDI协调水平具有空间溢出效应。

三、模型设定与变量选择

(一)基准模型设定

构建双向固定效应模型验证新质生产力对各省份双向FDI协调水平的影响,模型设定如下:

$$IDL_{it}=\beta_0+\beta_1NQP_{it}+\beta_2Control+u_i+u_t+\varepsilon_{it}$$

(1)

其中,  $IDL_{it}$ 表示省份*i*在*t*年的双向FDI协调水平,

$NQP_{it}$ 表示省份*i*在*t*年的新质生产力发展水平, $Control$ 表示控制变量, $u_i$ 和  $u_t$ 分别表示个体固定和时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为误差扰动项。

(二)变量选择

被解释变量  $IDL$ :多数学者采用黄凌云等(2018)<sup>[16]</sup>的研究方法进行,使用耦合系统模型衡量双向FDI耦合度,进一步引入协调发展指标,最终得到耦合协调模型如下:

$$IDL_{it}=\left[\frac{\frac{IFDI_{it}\times OFDI_{it}}{(IFDI_{it}+OFDI_{it})}}{2}\right]^{0.5}$$

(2)

其中,  $IFDI_{it}$ 和  $OFDI_{it}$ 为*i*企业*t*年份的  $IFDI$ 和  $OFDI$ 。 $IDL$ 值越大,双向FDI规模越大。 $IFDI$ 用外商投资企业投资总额表示, $OFDI$ 用对外直接投资存量表示,并用年均人民币对美元汇率进行计算。

核心解释变量  $NQP$ :根据新质生产力的内涵,借鉴卢江等(2024)<sup>[4]</sup>的研究,构建包含科技生产力、绿色生产力、数字生产力三个一级指标共十八个三级指标的新质生产力测度指标体系(见表1)。

控制变量:借鉴李静雯(2023)<sup>[17]</sup>、秦炳涛和崔珍妮(2023)<sup>[18]</sup>、张培丽和徐奇舟(2024)<sup>[19]</sup>的研究,贸易依存度采用进出口总额占GDP总额的比值表示;交通基础

表1 新质生产力测度指标体系

| 一级    | 二级           | 序号 | 三级     | 解释                          | 单位 | 属性 |
|-------|--------------|----|--------|-----------------------------|----|----|
| 科技生产力 | 创新生产力        | A1 | 创新研发   | 国内专利授予数                     | 个  | +  |
|       |              | A2 | 创新产业   | 高技术产业业务收入                   | 万元 | +  |
|       |              | A3 | 创新产品   | 规上工业企业产业创新经费                | 万元 | +  |
|       | 技术生产力        | A4 | 技术效率   | 规上工业企业劳动生产率                 | %  | +  |
|       |              | A5 | 技术研发   | 规上工业企业R&D人员全时当量             |    | +  |
|       |              | A6 | 技术生产   | 机器人安装原始密度                   | %  | +  |
| 绿色生产力 | 资源节约型<br>生产力 | B1 | 能源强度   | 能源消费量/国内生产总值                | %  | -  |
|       |              | B2 | 能源结构   | 化石能源消费量/国内生产总值              | %  | -  |
|       |              | B3 | 用水强度   | 工业用水量/国内生产总值                | %  | -  |
|       | 环境友好型<br>生产力 | B4 | 废物利用   | 工业固体废物综合利用量/产生量             | %  | +  |
|       |              | B5 | 废水排放   | 工业废水排放/国内生产总值               | %  | -  |
|       |              | B6 | 废气排放   | 工业SO <sub>2</sub> 排放/国内生产总值 | %  | -  |
| 数字生产力 | 数字产业生产力      | C1 | 电子信息制造 | 集成电路产量                      | 万  | +  |
|       |              | C2 | 电信业务通讯 | 电信业务总量                      | 万元 | +  |
|       | 产业数字生产力      | C3 | 网络普及率  | 互联网宽带接入端口数                  | 个  | +  |
|       |              | C4 | 软件服务   | 软件业务收入                      | 人  | +  |
|       |              | C5 | 数字信息   | 光缆线路长度/地区面积                 | m  | +  |
|       |              | C6 | 电子商务   | 电子商务销售额                     | 万元 | +  |

建设采用城市铁路里程、公路里程与内河航道里程占省份面积的比值衡量;金融发展水平用金融业增加值占地区生产总值的比值来表示;劳动力成本采用规模以上工业企业利润总额的对数表示。

中介变量:借鉴柴正猛和李柯(2023)<sup>[20]</sup>的研究,

技术创新采取技术市场交易额的对数表示;借鉴田淑英等(2024)<sup>[21]</sup>的研究,产业升级采用第三产业增加值与第一、二产业增加值之和的比值表示;借鉴徐波等(2024)<sup>[22]</sup>的研究,市场竞争力采用各省份对应年份上市公司的数量取对数表示。

表2 各变量的描述性统计

| 变量     | 变量名                       | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值     |
|--------|---------------------------|--------|--------|--------|---------|
| 核心解释变量 | 新质生产力( <i>NQP</i> )       | 0.191  | 0.173  | 0.027  | 0.877   |
| 解释变量   | 双向 FDI 协调水平( <i>IDL</i> ) | 0.221  | 0.125  | 0.100  | 0.790   |
| 控制变量   | 贸易依存度( <i>Trade</i> )     | 77.136 | 29.004 | 0.005  | 201.209 |
|        | 交通基础设施建设( <i>Tran</i> )   | 4.097  | 3.229  | 0.142  | 13.262  |
|        | 金融发展水平( <i>Fin</i> )      | 0.071  | 0.031  | 0.026  | 0.197   |
|        | 劳动力成本( <i>Wage</i> )      | 11.060 | 0.401  | 10.230 | 12.267  |
| 中介变量   | 技术创新( <i>Inov</i> )       | 1.082  | 0.709  | 0.480  | 5.195   |
|        | 产业升级( <i>Dust</i> )       | 4.873  | 1.874  | -0.562 | 8.980   |
|        | 市场竞争力( <i>Com</i> )       | 8.103  | 0.847  | 5.765  | 10.067  |

四、实证分析

(一)基准回归结果

根据表3基准回归结果,*NQP*的系数均显著为正,表明新质生产力对双向 FDI 协调水平有显著的正向影响。贸易依存度系数显著为正,意味着地区的贸易依存度与双向 FDI 协调水平呈正相关关系。对外贸易的增加,企业可能发现更多海外市场 and 资源机会,从而刺激其进行双向 FDI 以进一步拓展业务。完善的交通基础设施能够显著减少商品、服务和资本的流通成本,对跨国公司而言,更低的流通成本意味着更高效的资源配置和更低的运营成本,增加其投资动力,有利于国内企业参与国际市场竞争,促进对外投资。金融发展水平的系数显著为正,说明完善的金融市场和金融工具能够降低投资风险,提高投资回报率,吸引更多外国资本流入本国,本国企业也能借助这些金融工具更好地进行海外投资,实现资本全球化配置。

(二)内生性与稳健性检验

1.内生性检验

本文探讨新质生产力与双向 FDI 协调水平之间的关系时,采取以下方法:(1)工具变量法。参考董梓梅(2023)<sup>[23]</sup>的研究,采用 2010—2022 年各省份 IFDI 和 OFDI 的交互项作为工具变量,用 2SLS 模型进行估计,实证结果见表 4 列(1),不可识别检验和 Hansen 检验强烈拒绝原假设。新质生产力在 1%的水平上显著为正,说明进行内生性处理后新质生产力仍然显著正向影响

双向 FDI 协调水平。(2)核心解释变量滞后一期回归。由于上一期的新质生产力不会受当期双向 FDI 协调水平的影响,故将新质生产力滞后一期重新回归以排除反向因果带来的内生性问题,结果跟原假设基本一致,具体见表 4 列(2)。

表3 基准回归结果

| 变量             | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                  | (5)                 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
|                | <i>IDL</i>          | <i>IDL</i>          | <i>IDL</i>          | <i>IDL</i>           | <i>IDL</i>          |
| <i>NQP</i>     | 0.624***<br>(0.062) | 0.620***<br>(0.062) | 0.629***<br>(0.061) | 0.628***<br>(0.060)  | 0.646***<br>(0.063) |
| <i>Trade</i>   |                     | 0.001**<br>(0.000)  | 0.001***<br>(0.000) | 0.001**<br>(0.000)   | 0.001**<br>(0.000)  |
| <i>Tran</i>    |                     |                     | 0.012***<br>(0.003) | 0.011***<br>(0.003)  | 0.011***<br>(0.003) |
| <i>Fin</i>     |                     |                     |                     | 1.086***<br>(0.317)  | 1.072***<br>(0.317) |
| <i>Wage</i>    |                     |                     |                     |                      | -0.060<br>(0.071)   |
| 常数项            | 0.038***<br>(0.013) | 0.031**<br>(0.013)  | -0.024<br>(0.020)   | -0.074***<br>(0.024) | 0.553<br>(0.737)    |
| 时间固定           | YES                 | YES                 | YES                 | YES                  | YES                 |
| 个体固定           | YES                 | YES                 | YES                 | YES                  | YES                 |
| 样本量            | 390                 | 390                 | 390                 | 390                  | 390                 |
| R <sup>2</sup> | 0.648               | 0.653               | 0.666               | 0.677                | 0.678               |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。表 4、表 5、表 6、表 7、表 9 同。



表4 内生性检验结果

|                  | (1)工具变量法            |                     | (2)新质生产力<br>滞后一期    |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 变量               | 第一阶段IDL             | 第二阶段IDL             | IDL                 |
| $\ln OFDI\_IFDI$ | 0.008***<br>(4.150) |                     |                     |
| $L\_NQP$         |                     |                     | 0.606***<br>(0.064) |
| $NQP$            |                     | 0.740***<br>(0.107) |                     |
| 常数项              | -1.292<br>(1.753)   | 0.923<br>(1.004)    | 0.067<br>(0.798)    |
| 控制变量             | YES                 | YES                 | YES                 |
| 时间固定             | YES                 | YES                 | YES                 |
| 个体固定             | YES                 | YES                 | YES                 |
| 样本量              | 390                 | 390                 | 360                 |
| $R^2$            | 0.630               | 0.630               | 0.676               |
| 识别不足检验           |                     | 5.171**             |                     |
| 弱工具检验            |                     | 301.286             |                     |

## 2.稳健性检验

为检验基准回归结果的稳健性,确保结论的一致性和稳定性,进行如下稳健性检验:(1)替换核心解释变量,更改新质生产力的测算方法,用主成分分析法重新计算。(2)参考相关文献,剔除经济发达的直辖市(北京、上海、天津、重庆),对其余地区的面板数据重新回归。(3)采用缩尾处理,对被解释变量采用1%右侧缩尾处理的方法。结果见表5,稳健性检验结果与原回归结果结论基本一致,核心解释变量的符号依然显著为正,且都在1%的水平下显著,表明新质生产力仍对双向FDI协调水平的发展具有促进作用,回归结果具有稳健性。

表5 稳健性检验结果

|       | 替换核心解释变量            | 剔除直辖市               | 缩尾处理                |
|-------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 变量    | IDL                 | IDL                 | IDL                 |
| $NQP$ | 0.041***<br>(0.003) | 0.600***<br>(4.704) | 0.646***<br>(0.063) |
| 控制变量  | YES                 | YES                 | YES                 |
| 时间固定  | YES                 | YES                 | YES                 |
| 个体固定  | YES                 | YES                 | YES                 |
| 样本量   | 317                 | 338                 | 390                 |
| $R^2$ | 0.805               | 0.605               | 0.678               |

## (三)区域异质性分析

将样本分为东、中、西部三个地区分组进行回归,区域异质性检验结果见表6。三个地区的新质生产力

对双向FDI协调水平都正向显著,但存在明显的区域差异,东部地区新质生产力对双向FDI协调水平的发展最为显著,其次是西部地区,最后是中部地区。东部地区拥有大量高科技产业,为发展新质生产力奠定了良好基础,为发展双向FDI协调水平提供了动力。西部地区比中部地区FDI协调水平高的原因可能是,虽然西部地区整体经济发展水平相对中部地区较低,但近年来得到包括西部大开发等国家政策的大力支持,促进了西部地区基础设施建设、产业转型升级和创新能力提升,为新质生产力的发展创造了有利条件。

表6 区域异质性检验结果

|       | 东部                    | 中部                  | 西部                  |
|-------|-----------------------|---------------------|---------------------|
|       | IDL                   | IDL                 | IDL                 |
| $NQP$ | 0.925***<br>(8.297)   | 0.129***<br>(4.113) | 0.234***<br>(2.737) |
| 常数项   | -4.503***<br>(-2.935) | 0.105<br>(0.209)    | 0.581<br>(1.394)    |
| 控制变量  | YES                   | YES                 | YES                 |
| 时间固定  | YES                   | YES                 | YES                 |
| 个体固定  | YES                   | YES                 | YES                 |
| 样本量   | 143                   | 104                 | 143                 |
| $R^2$ | 0.889                 | 0.900               | 0.764               |

## (四)中介效应

通过前文的机制分析,新质生产力可以通过产业升级、技术创新、市场竞争力对双向FDI协调水平产生影响,接下来构建中介效应模型分析新质生产力对双向FDI协调水平的影响机制。

$$IDL_{it}=\beta_0+\beta_1NQP_{it}+\beta_2Control+u_i+u_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it}=\gamma_0+\gamma_1NQP_{it}+\gamma_2Control+u_i+u_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$IDL_{it}=\delta_0+\delta_1NQP_{it}+\Theta M_{it}+\delta_2Control+u_i+u_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

表7列(1)~(6)分别引入中介变量产业升级、技术创新和市场竞争力。当产业升级作为中介变量时, $NQP$ 对产业升级的估计系数显著为正,说明新质生产力有利于产业结构升级;纳入产业升级变量后,新质生产力对双向FDI协调水平的估计系数依然在1%的水平下显著,且产业升级的估计系数显著为正,说明新质生产力可以通过促进产业升级有效提升双向FDI协调水平。当技术创新为中介变量时, $NQP$ 对技术创新的估计系数显著为正,新质生产力对技术创新具有显著的正向影响;加入技术创新中介变量后,新质生产力对双向FDI协调水平的估计系数在1%的水平下依然显著,且技术创新的估计系数也显著为正,说明新质生产力可以通过技术创新有效提升双向FDI协调水平。当

市场竞争力为中介变量时, $NQP$ 对市场竞争力的回归系数显著为正,且 $NQP$ 和市场竞争力对 $IDL$ 的回归系数均在1%的显著水平下为正,说明双向FDI协调水平除了受新质生产力的影响,还受到市场竞争力的中介作用。

表7 中介回归结果

|             | (1)                | (2)                 | (3)                | (4)                 | (5)                 | (6)                 |
|-------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|             | <i>Dust</i>        | <i>IDL</i>          | <i>Inov</i>        | <i>IDL</i>          | <i>Com</i>          | <i>IDL</i>          |
| <i>NQP</i>  | 0.342**<br>(2.506) | 0.568***<br>(4.957) | 1.152*<br>(1.937)  | 0.632***<br>(6.698) | 1.965***<br>(6.203) | 0.580***<br>(6.138) |
| <i>Dust</i> |                    | 0.288***<br>(8.221) |                    |                     |                     |                     |
| <i>Inov</i> |                    |                     |                    | 0.013***<br>(3.296) |                     |                     |
| <i>Com</i>  |                    |                     |                    |                     |                     | 0.034***<br>(3.278) |
| 常数项         | 1.128<br>(0.713)   | -0.953<br>(0.579)   | -9.099<br>(-0.838) | 0.739<br>(0.982)    | 3.710<br>(0.812)    | 0.500<br>(0.658)    |
| 控制变量        | YES                | YES                 | YES                | YES                 | YES                 | YES                 |
| 时间固定        | YES                | YES                 | YES                | YES                 | YES                 | YES                 |
| 个体固定        | YES                | YES                 | YES                | YES                 | YES                 | YES                 |
| 样本量         | 390                | 390                 | 390                | 390                 | 390                 | 390                 |
| $R^2$       | 0.980              | 0.909               | 0.914              | 0.878               | 0.915               | 0.879               |

## 五、空间溢出效应

### (一)全局莫兰指数

本文采用全局莫兰指数(Moran's I)进行空间自相关检验。结果显示,在三种不同的空间权重矩阵下,2010—2022年双向FDI协调水平均通过10%及以上的显著性检验。说明2010—2022年双向FDI协调水平具有显著的空间集聚特征,呈现显著的正向空间相关性。

### (二)局部莫兰散点图

从经济距离矩阵、经济地理嵌套矩阵的局部莫兰

表8 双向FDI协调水平的全局莫兰指数

| 双向FDI协调水平 |           |       |           |       |           |       |
|-----------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| 年份        | 地理相邻矩阵    |       | 经济距离矩阵    |       | 经济地理嵌套矩阵  |       |
|           | Moran's I | P值    | Moran's I | P值    | Moran's I | P值    |
| 2010      | 0.183     | 0.029 | 0.301     | 0.004 | 0.365     | 0.001 |
| 2011      | 0.153     | 0.058 | 0.279     | 0.006 | 0.334     | 0.002 |
| 2012      | 0.154     | 0.057 | 0.266     | 0.009 | 0.317     | 0.003 |
| 2013      | 0.165     | 0.044 | 0.275     | 0.007 | 0.323     | 0.003 |
| 2014      | 0.183     | 0.030 | 0.301     | 0.004 | 0.346     | 0.002 |
| 2015      | 0.215     | 0.013 | 0.325     | 0.002 | 0.362     | 0.001 |
| 2016      | 0.203     | 0.017 | 0.325     | 0.002 | 0.369     | 0.001 |
| 2017      | 0.183     | 0.023 | 0.266     | 0.007 | 0.306     | 0.003 |
| 2018      | 0.164     | 0.037 | 0.277     | 0.005 | 0.308     | 0.003 |
| 2019      | 0.191     | 0.022 | 0.276     | 0.006 | 0.313     | 0.004 |
| 2020      | 0.185     | 0.027 | 0.206     | 0.036 | 0.242     | 0.021 |
| 2021      | 0.248     | 0.005 | 0.234     | 0.022 | 0.289     | 0.085 |
| 2022      | 0.230     | 0.016 | 0.197     | 0.049 | 0.235     | 0.028 |

散点图可以看出,2022年上海、江苏、浙江、山东、北京、天津、福建、广东等省份位于“高-高”集聚区象限,说明这些地区的双向FDI协调水平较高,会带动地理空间上相近的省域,形成经济地理邻近性集聚。从区域上看,分布在“高-高”集聚区象限的大多数是东部地区,“低-低”集聚区大多数是中、西部地区。可见双向FDI协调水平在空间上存在差异,呈现空间集聚的特点。双向FDI协调水平与新质生产力紧密联系,发展新质生产力,推动产业结构升级和高新技术创新,促使地区经济增长和基础建设,吸引外商和本地投资,可促进双向FDI协调水平的提升。

### (三)空间杜宾模型检验

借鉴胡文涛和戴淑庚(2024)<sup>[24]</sup>的研究,选择地理相邻矩阵、经济距离矩阵、经济地理嵌套矩阵三种空间

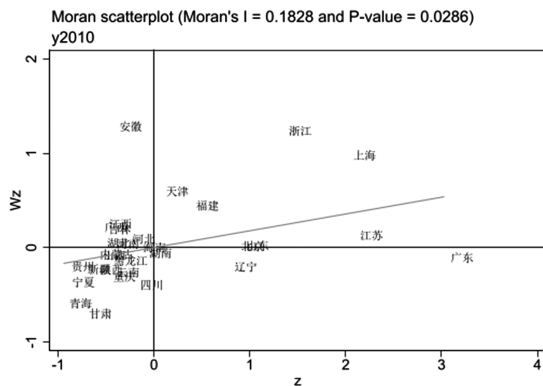


图1 2010年地理相邻矩阵莫兰图

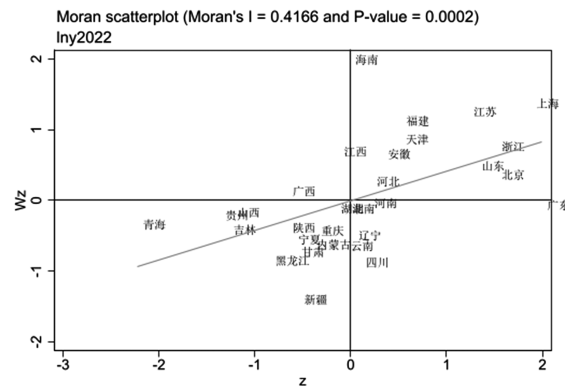


图2 2022年地理相邻矩阵莫兰图

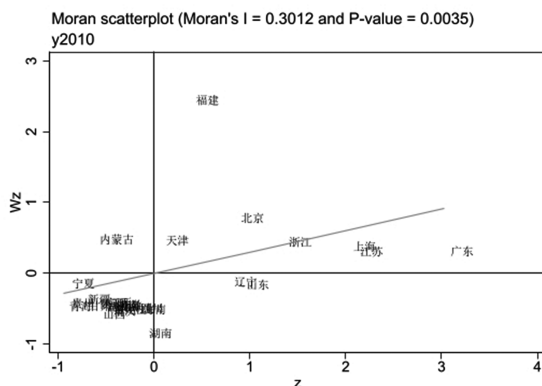


图3 2010年经济距离矩阵莫兰图

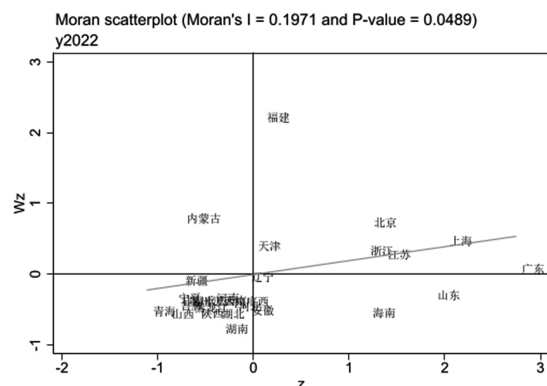


图4 2022年经济距离矩阵莫兰图

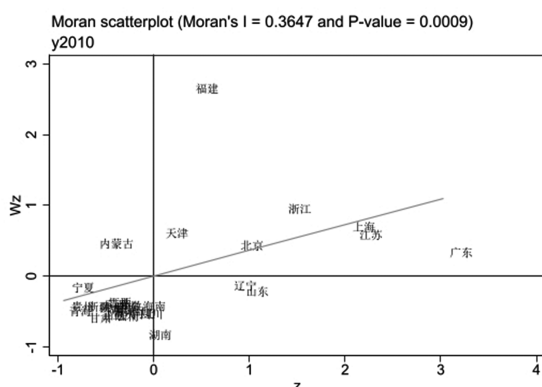


图5 2010年经济地理嵌套矩阵莫兰图

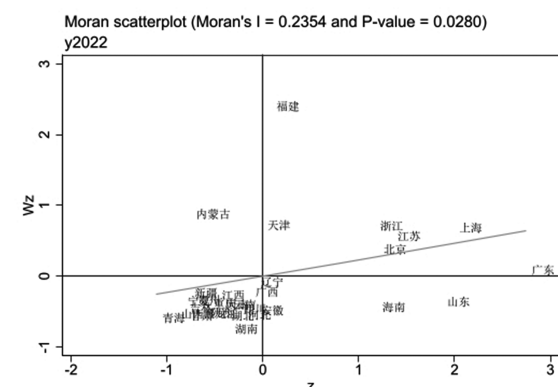


图6 2022年经济地理嵌套矩阵莫兰图

权重矩阵。构建矩阵如下:0-1矩阵为地理相邻矩阵(W1),若两个地区在地理位置上接壤则赋值为1,否则为0;采用各省份GDP构建经济距离权重矩阵(W2);采用各省份GDP和经纬度构建经济地理嵌套权重矩阵(W3)。借鉴柴正猛和李柯(2023)<sup>[20]</sup>的做法,通过空间计量模型进行实证分析,其中,LM检验结果均在1%水平上显著,个体固定效应与时间固定效应检验均通过1%显著性水平,LR检验结果均在1%水平上显著。根据张璐等(2023)<sup>[25]</sup>的研究,该计量模型应同时包含空间滞后性和空间误差项,选择空间杜宾模型更符合实际情况。基于以上检验结果,最终选择双向固定效应空间杜宾模型探究新质生产力对双向FDI协调水平的影响,模型设定如下:

$$IDL_{it} = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} IDL_{jt} + \alpha_1 NQP_{it} + \beta \sum_{j=1}^n W_{ij} NQP_{jt} + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} Control_{jt} + \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} Control_{jt} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

由于空间杜宾模型的参数估计结果是有偏的,不能直接反映空间溢出效应的真实影响效果,因此采用

偏微分的方法将系数分解为直接效应、间接效应、总效应。根据表9空间杜宾模型的结果,在地理相邻矩阵、经济距离矩阵、经济地理嵌套矩阵下,新质生产力的直

表9 空间杜宾模型回归结果

| 变量         | 被解释变量(IDL)          |                     |                     |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|            | W1                  | W2                  | W3                  |
| 直接效应       |                     |                     |                     |
| <i>NQP</i> | 0.675***<br>(12.46) | 0.594***<br>(9.85)  | 0.553***<br>(9.26)  |
| 间接效应       |                     |                     |                     |
| <i>NQP</i> | 0.353***<br>(3.11)  | 0.121**<br>(2.54)   | 0.133***<br>(3.07)  |
| 总效应        |                     |                     |                     |
| <i>NQP</i> | 1.027***<br>(7.54)  | 0.716***<br>(8.96)  | 0.686***<br>(8.66)  |
| 控制变量       | YES                 | YES                 | YES                 |
| 时间固定       | YES                 | YES                 | YES                 |
| 个体固定       | YES                 | YES                 | YES                 |
| <i>P</i>   | 0.361***<br>(4.81)  | 0.174***<br>(2.94)  | 0.201***<br>(3.69)  |
| sigma2_e   | 0.001***<br>(13.80) | 0.002***<br>(13.93) | 0.002***<br>(13.91) |



接效应均通过了1%的显著性检验,表明该地区的新质生产力对本地区的双向FDI协调水平具有显著的正向促进作用。在地理相邻矩阵、经济地理嵌套矩阵下,间接效应在1%的水平下显著;在经济距离矩阵下,间接效应在5%的水平下显著,表明新质生产力具有空间溢出效应,即本地区的新质生产力对邻近地区双向FDI协调水平具有促进作用。新质生产力的发展不仅能提升本地区的双向FDI协调水平,也有助于提升邻近地区的双向FDI协调水平,即新质生产力对双向FDI协调水平存在空间溢出效应。

## 六、结论与建议

本文利用2010—2022年中国省级面板数据,通过熵值法测算新质生产力水平,采用耦合系统模型测算省级双向FDI协调水平,采用双向固定效应模型实证检验新质生产力对双向FDI协调水平的影响。结果表明:第一,新质生产力对双向FDI协调水平的发展具有显著的正向影响,这种影响在东部地区尤为突出。第二,新质生产力主要通过技术创新、产业升级、市场竞争力三条路径间接影响双向FDI协调水平。第三,新质生产力对双向FDI协调水平的影响具有显著的空间溢出效应。双向FDI协调水平呈现空间自相关性,即一个地区的双向FDI协调水平受到邻近地区的影响;新质生产力不仅能提升本省份双向FDI协调水平,还能通过空间溢出效应提升邻近省份双向FDI协调水平。这一发现强调了地区间经济发展相互关联、相互交流的重要性,以及新质生产力在促进地区经济一体化和协调发展中的重要作用。

基于以上研究结论,提出以下建议:

一是推动产业升级。应积极推动产业转型,政府可引导传统企业寻找新的发展方向,鼓励企业加大技术改造和转型升级的力度,通过提供贷款优惠、技术培训等支持政策,帮助企业顺利完成转型。人才培养方面,应加大教育投入,完善教育体系,提高教育质量;加强人才引进,吸引海外高层次人才回国发展;加强职业培训,提高人才的技术水平和职业素质,为产业结构升级提供有力的人才保障。还应注重国际合作与交流,坚持“引进来”与“走出去”并重,扩大出口市场,引进外资和先进技术,推动产业升级。加强技术交流合作,学习国外先进的管理经验和先进技术,不断提高自身的创新能力和竞争力。优化调整产业结构,增强投资吸引力,推动双向FDI协调发展水平提升。

二是加大技术创新。鼓励企业加大研发投入,推

动技术创新,培育新兴产业和高新技术,降低创业门槛,简化申报流程和审批程序,充分利用互联网和信息技术,加快科技型企业的注册登记、成果评价和项目申报等流程,推动科技型企业创业创新便利化。加强科技型企业与科研机构的合作交流,建立产学研合作机制,推动科研成果转化应用,实现资源共享和优势互补,提升企业技术创新能力和市场竞争力。完善知识产权保护体系,促进企业技术创新,提升双向FDI协调水平。

三是提高企业市场竞争力。设立专项基金,加大科技型企业税收优惠力度,提高对科技型企业的资金支持,鼓励企业在技术创新和研发上投入更多资源,降低企业创新风险,提高企业创新能力,提升企业竞争力。为海内外企业提供良好的投资环境,建立跨区域合作机制和产业联盟,促进不同地区间产业融合和资源共享,开展跨区域的经济合作与交流活动,提升地区间互联互通水平,促进各国企业交流。培育新质生产力,打造高新科技产业集群,进一步吸引海内外企业投资,完善国内大循环,增加企业盈利能力,促进双向FDI协调水平提升,优化外商投资准入政策和管理制度,优化外资企业的投资便利度和经营环境,吸引更多外资流入。◆

## 参考文献:

- [1]张微微,王媛.数字经济发展能否促进双向直接投资? [J].金融与经济,2022(10):79-91.
- [2]范建红,闫乐,王冰.数字经济对双向FDI的影响:基于省级面板数据的实证分析[J].投资研究,2022,41(9):91-105.
- [3]李豫新,王帅龙.“双循环”下中国双向FDI协调发展与产业结构升级[J].统计与决策,2023,39(7):117-121.
- [4]卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版):2024,30(3)1-17.
- [5]刘宏,易海峰,吴若楠.对外直接投资强度与企业创新绩效:基于中国高技术制造企业的研究[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2024(2):137-156.
- [6]高强,杨淳,吉畅.数字化背景下创业环境与区域商业模式创新研究:基于新兴区要素、创业代群及政策支持作用机制的分析[J].价格理论与实践,2024(1):169-173+215.
- [7]李麟白,李北伟.培育新质生产力,推动新时代东北全面振兴[J].工业技术经济,2024,43(1):3-12.
- [8]朴英爱,于鸿.对外直接投资逆向技术溢出对中国产业结构升级的影响[J].税务与经济,2023(1):62-70.
- [9]申明浩,庞钰标.数字技术创新赋能企业资本跨区域流动:兼议全国统一大市场建设[J].现代财经(天津财经大学学报),

2024, 44(5): 3-21.

[10]潘永昕,魏兴华.“一带一路”倡议下对外直接投资对国内产业结构升级的影响[J].经济问题,2024(5):89-95.

[11]李林红.产品市场竞争、商业信用与企业投资行为[J].财会通讯,2017(12):53-57.

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

[13]王洁洁,马晓君,范祎洁.数字经济与科技创新的协同效应对经济高质量发展的影响研究[J].统计与信息论坛,2024,39(4):46-62.

[14]史丹.数字经济条件下产业发展趋势的演变[J].中国工业经济,2022(11):26-42.

[15]刘鹏飞,韩晓琳.数字技术发展对区域碳排放的影响效应及其作用机制:以长江经济带为例[J].生态经济,2024,40(4):26-35.

[16]黄凌云,刘冬冬,谢会强.对外投资和引进外资的双向协调发展研究[J].中国工业经济,2018(3):80-97.

[17]李静雯.人工智能对全要素生产率的影响研究[J].工业技术经济,2023,42(11):38-47.

[18]秦炳涛,崔珍妮.环境污染、人力资本与区域创新发展[J].技

术经济,2020,39(2):107-113.

[19]张培丽,徐奇舟.技术进步、反鲍莫尔成本病与制造业占比[J].经济理论与经济管理,2024,44(2):97-116.

[20]柴正猛,李柯.数字经济影响双向FDI协调发展水平的机制分析及空间效应[J].软科学,2023,37(11):48-56.

[21]田淑英,郭浩,董战峰.数字经济背景下人口流动对碳排放绩效的影响:来自中国城市的经验证据[J/OL].生态经济,1-16[2024-03-28].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/53.1193.F.20240327.1419.002.html>.

[22]徐波,王兆萍,余乐山,等.新质生产力对资源配置效率的影响效应研究[J].产业经济评论,2024(4):35-49.

[23]董梓梅.双向FDI协调发展对出口国内附加值率的影响:采用跨国面板数据的实证分析[J].西部论坛,2023,33(4):77-91.

[24]胡文涛,戴淑庚.金融开放与经济高质量发展:来自中国城市的实证证据[J].经济问题探索,2024(4):51-70.

[25]张璐,刘西川,徐胜等.数字普惠金融是否可以优化就业结构?:基于空间计量模型的视角[J].经济问题探索,2023(12):175-190.

(责任编辑:萧静)

# 高等教育对主观幸福感的影响

## ——基于中等收入群体视角

张永强 赵信旺

(东北农业大学 公共管理与法学院, 黑龙江 哈尔滨 150030)

**摘要:**提高中等收入群体的幸福感,对于稳固、扩大中等收入群体规模,维护社会稳定意义重大。基于中国综合社会调查(CGSS)2017年数据,探究高等教育获得与中等收入群体主观幸福感的关系,结果表明:高等教育对中等收入群体的主观幸福感具有显著正向影响;异质性分析发现,高等教育对女性和农村户口的中等收入群体幸福感具有显著正向影响,对男性和城市户口的中等收入群体影响不显著;作用机制分析发现,文化消费和阶层认同在高等教育与主观幸福感之间发挥中介作用。新时代政府需要继续扩大高等教育规模,保证弱势群体接受高等教育的机会;需扩大文化消费产品供给,引导中等收入群体消费结构转型,提高文化消费水平。

**关键词:**高等教育;中等收入群体;主观幸福感;文化消费;阶层认同

中图分类号:G646

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)10-0066-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.10.008

### 一、引言

随着我国经济社会的快速发展和人民生活水平的提高,幸福感成为反映社会繁荣与民生状况的重要衡量标准。党的二十大报告强调,必须坚持以人民为中心的发展思想,维护人民根本利益,增进民生福祉。实现中华民族伟大复兴,不仅是美好愿景和宏伟蓝图,更承载着实现民生幸福的使命和担当。中国梦中的“民族复兴”“国家富强”和“民生幸福”各有侧重,本质意义均指向民生幸福。这种幸福是中国梦的最高追求,体现了党和政府的核心价值取向以及历史赋予的神圣责任。

不同群体对幸福的定义和感受不同,因此不同群体的幸福感影响因素存在广泛讨论空间。随着经济社会发展,中等收入群体占比不断扩大,引起广泛关注。中等收入群体通常指收入保持在中等水平,生活水平相对较为稳定的群体<sup>[1]</sup>。作为社会的稳定器,中等收入群体是成熟社会的支柱,其与低收入群体相比具有较强的购买力和消费意愿,是消费社会的基础<sup>[2]</sup>。同时,他们是劳动力、技术进步和储蓄等生产要素的

主要来源,是社会治理的主要参与者和公共服务的主要对象。这一群体的稳定与幸福感水平直接关系到社会稳定和经济社会发展。扩大中等收入群体比重是形成“橄榄型”收入分配格局的必要条件,也是我国顺利跨越“中等收入陷阱”、实现共同富裕的必然要求。因此,探索影响提升中等收入群体幸福感的因素,对于扩大消费、促进经济增长,推动我国跨越“中等收入陷阱”,最终实现共同富裕意义重大。

教育作为影响个体与集体发展的关键因素,一直是我国政府改革发展的重点,办好人民满意的教育是满足人民群众对美好生活的向往的重中之重。各级教育,尤其是对个体生活幸福影响更加持久深远的高等教育,成为新时代影响人民幸福感的关键。尽管不少人认为较高的受教育程度与个体的幸福程度密切相关,教育能够带来幸福似乎成为一种共识,但从过往研究可以看到,教育与幸福的关系极为复杂,存在极强的异质性效应,二者的关系在不同国家、地区、人群中可能存在不同的表现形式。因此,接受高等教育是否是提升中等收入群体幸福感的影响因素,其中可

**基金项目:**教育部新文科研究与改革实践项目“高等农业院校新文科建设发展理念及模式创新的研究与实践”(2021010009)。

**作者简介:**张永强(1971—),男,内蒙古包头人,博士,教授,博士生导师,研究方向为教育经济与管理;赵信旺(1999—),男,湖南岳阳人,硕士研究生,研究方向为教育经济与管理。



能存在怎样的作用机制,值得开展细致探索并给出明确回答。

## 二、文献综述与研究假设

### (一)高等教育对主观幸福感的影响研究

学界主要从直接效应与间接效应出发考察高等教育对主观幸福感的影响。直接效应强调教育的本质在于改造和建构人的主观精神世界<sup>[3]</sup>,其赋予人发觉和感受幸福的能力。接受教育有利于个体形成正确的世界观、人生观、价值观及幸福观<sup>[4]</sup>,也能通过使个体获得知识技能来提高个体的自我效能感和满足感,进而影响个体的自尊自信。从高等教育看,高等教育引领个体的精神幸福,有助于促进受教育者对幸福观的探索,有社会取向、追求精神快乐的幸福观能增加对受教育者主观幸福感的预测效应<sup>[5]</sup>。获得高等教育的经历可促使个体更加理性地解读相对短暂的情绪感受,使其更加深刻地理解幸福<sup>[6]</sup>。受教育水平越高的个体越擅长处理冲突,与他人构建良好的关系网络,使其获得稳定的情感支持,增强其幸福感<sup>[7]</sup>。从实证角度,方超和叶林祥(2022)<sup>[8]</sup>基于公共教育扩张政策的视角,发现大学扩招政策对居民的幸福感的正向影响,且接受大学教育对幸福感的估计值结果超过全过程的教育阶段。

从教育作用于幸福感的间接路径看,教育在直接改造影响个体精神世界和幸福感的同时,改善个体的外在客观条件,进而影响个体的幸福感。研究表明,更高的学历能够提高个体的收入报酬,影响其幸福感<sup>[9]</sup>。除了收入的影响,个人认知与身份认同对幸福感具有深远影响,更高的学历能通过提升个体对自身阶层的认同感增加其幸福程度<sup>[10]</sup>。教育也会显著改善居民的健康水平,受过更高教育的人更加注重自身的身体状况,以良好的身体素质提高自身生活幸福感<sup>[11]</sup>。

综上,本文提出以下假设:

假设1:高等教育获得对中等收入群体的主观幸福感具有显著正向影响。

### (二)高等教育影响幸福感的作用机制

#### 1.文化消费的中介作用

马克思·韦伯认为,阶级是通过获得商品和生活地位得到满足进行划分的<sup>[12]</sup>,人们所处的地位并非直接获得,而是以人们日常消费的规律来划分和展现的,消费成为划分阶级地位和群体的重要符号。尤其是文化消费,布迪厄认为其成为一种客观阶层地位的“指示器”,反映并创造了阶层区隔。文化消费是消费主体对精神文化类产品及精神文化性劳务的占有、欣赏、享用

等。如今文化消费相比过去有着更加丰富的形式,包括旅游、音乐会、上网、文化活动、体育锻炼等。根据布迪厄的文化消费理论,文化消费不仅是个人审美趣味的表达,更是社会阶层地位和文化资本的展现。其作为一种象征性的资本,能够影响个体在社会中的地位 and 认同。文化消费本身能够为人带来精神和情感上的满足、放松,心理需求得到极大满足,幸福感也获得提升<sup>[13]</sup>。教育程度作为一种文化资本积累的方式,对文化消费偏好的形成与文化消费需求的增加有着显著促进作用<sup>[14]</sup>,个体受教育水平越高,越注重享受型消费,线上与线下的文化消费行为也越频繁<sup>[15]</sup>。聚焦中等收入群体,属于该群体的个体占据一定的社会资本和地位,其消费行为和结构会体现出他们处于社会中间位置的品位和喜好。接受过高等教育的中等收入者更倾向于追求前卫的消费行为,对生活品质有更高要求,常通过提高文化消费的频率表现身份和地位,进而获得满足感和幸福感。

据此,本文提出以下假设:

假设2:高等教育获得对中等收入群体的文化消费具有显著正向影响。

假设3:文化消费在高等教育获得与主观幸福感之间发挥着中介作用。

#### 2.阶层认同的中介作用

阶层认同主要指个人对自己在社会阶层结构中所占据位置的感知<sup>[16]</sup>。研究证明阶层认同与个体幸福感紧密相关,阶层认同感高的人,往往拥有较高的幸福感<sup>[17]</sup>。社会比较理论认为,社会生活中人们在面对不确定的环境和外在条件时,多数倾向于选择别人来做参照对象进行自我认知、自我判断和自我评价<sup>[18]</sup>。依据社会比较理论,个体的幸福感不仅取决于自身状况,还受到与他人比较所产生的影响。高等教育为中等收入者提供了提升社会地位与收入的机会,同时高等教育是一张能够加入相对有更高社会认可度、更受尊重的社会群体(比如高学历知识群体和从事专业工作的群体)的“入场券”,能够结识更多具有相似背景和职业水平的人。通过与其他社会群体进行比较,中等收入者能够感受到自身的进步与成就,相对地位的提升能够促进其对自身阶层的认同,为其带来主观上的满足感和幸福感。

综上,本文提出以下假设:

假设4:高等教育获得对中等收入群体的阶层认同具有显著正向影响。

假设5:阶层认同在高等教育获得与主观幸福感之间发挥着中介作用。

三、研究设计

(一)数据来源

本文所用数据来自中国人民大学组织开展的中国综合社会调查(CGSS),其数据样本具有较强的权威性和代表性。由于CGSS2021年数据为电话采访,当时正处疫情期间,会对文化消费等变量产生影响,样本测量数值相对于正常年份可能有所偏差,因此本文选择CGSS2017年数据库,并将CGSS2021年数据作为主回归的稳健性检验方式之一。学界对中等收入群体的测度主要分为绝对标准与相对标准,本文采用相对标准的测度方式。具体操作上,先去除年收入低于一百元以及高于百万元的极端值,然后参照李培林和张翼(2008)<sup>[19]</sup>的界定标准以及李长安等(2023)<sup>[20]</sup>的做法,筛选出个人收入在总体个体收入平均值的一半到平均值的2.5倍之间的样本,将其定义为中等收入群体。群体年龄段在22—60岁,收入区间范围与前人界定的中等收入群体的收入范围相比浮动不大,最终用于分析的样本共有3035个。

(二)变量选取

因变量。本文的因变量为主观幸福感。社会科学领域对主观幸福感的测量普遍采用自陈报告法,把受访者对个体主观幸福感程度的回答作为个体主观幸福感的测量结果,国内外的大型问卷如美国综合社会调查(GSS)、中国劳动力动态调查(CLDs)等均采用此方法,其简单明了,信效度良好。CGSS问卷设置的问题为“总的来说,您觉得您的生活是否幸福”,回答从“非常不幸福”到“非常幸福”分别赋值1—5。

自变量。本文的核心自变量为高等教育获得。根据CGSS中询问个体的受教育程度生成新变量,个体有大学专科及以上学历时赋值为1,否则赋值为0。

中介变量。本文的第一个中介变量为文化消费。参照资树荣和张姣君(2020)<sup>[21]</sup>的研究,通过CGSS问卷中7个有关文化消费活动的问题进行测量,依次为“出去看电影”“在家听音乐”“参加文化活动,如听音乐会,看演出和展览”“看电视或看碟”“观看体育赛事”“上网”“读书/报纸/杂志”,回答从“不参加”到“参加”依次赋值1—5。将7个活动的参与频率加总求均值,代表中等收入群体的文化消费。第二个中介变量为主观阶层认同,选择“综合看来,在目前这个社会上,您本人处于社会的哪一层”这一问题进行测量,数值越高代

表自身感知的阶层越高。

控制变量。本文的控制变量主要包括性别(0=女,1=男)、年龄及其平方项、民族(0=汉族,1=少数民族)、是否信仰宗教(0=否,1=是)、健康(1=不健康,2=一般,3=健康)、户口类型(0=农村,1=城市)、是否有未成年子女(0=否,1=是)、是否参加医保和社保(0=否,1=是)、婚姻状况(包括“未婚”“同居”“有配偶”“分居”“离婚”,以未婚为参照组)、收入(取对数)、工作性质(0=非全职,1=全职)、是否有投资活动(0=否,1=是)。此外,本文还控制了省份固定效应,以减轻来自该层面的内生性问题。

具体变量描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

|      |          | 样本量  | 均值    | 标准差   | 最小值   | 最大值   |
|------|----------|------|-------|-------|-------|-------|
| 因变量  | 主观幸福感    | 3035 | 3.98  | 0.70  | 1     | 5     |
| 自变量  | 高等教育获得   | 3035 | 0.45  | 0.50  | 0     | 1     |
| 中介变量 | 文化消费     | 3035 | 2.73  | 0.55  | 1     | 4.57  |
|      | 主观阶层认同   | 3035 | 4.65  | 1.47  | 1     | 10    |
| 控制变量 | 性别       | 3035 | 0.59  | 0.49  | 0     | 1     |
|      | 年龄       | 3035 | 40.07 | 10.43 | 22    | 60    |
|      | 民族       | 3035 | 0.95  | 0.22  | 0     | 1     |
|      | 是否信仰宗教   | 3035 | 0.08  | 0.27  | 0     | 1     |
|      | 健康       | 3035 | 2.71  | 0.56  | 1     | 3     |
|      | 户口类型     | 3035 | 0.52  | 0.50  | 0     | 1     |
|      | 是否有未成年子女 | 3035 | 0.49  | 0.50  | 0     | 1     |
|      | 是否参加医保   | 3035 | 0.94  | 0.24  | 0     | 1     |
|      | 是否参加社保   | 3035 | 0.79  | 0.41  | 0     | 1     |
|      | 未婚       | 3035 | 0.14  | 0.35  | 0     | 1     |
|      | 同居       | 3035 | 0.02  | 0.14  | 0     | 1     |
|      | 有配偶      | 3035 | 0.78  | 0.42  | 0     | 1     |
|      | 分居       | 3035 | 0.01  | 0.06  | 0     | 1     |
|      | 离婚       | 3035 | 0.03  | 0.18  | 0     | 1     |
|      | 收入(取对数)  | 3035 | 11.08 | 0.28  | 10.65 | 11.53 |
|      | 工作性质     | 3035 | 0.95  | 0.23  | 0     | 1     |
|      | 是否有投资活动  | 3035 | 0.21  | 0.40  | 0     | 1     |

四、实证分析

(一)回归结果分析

表2报告了具体的回归结果。其中,模型(1)是高等教育获得这一变量对主观幸福感的直接回归,可以看到,相较于未获得高等教育的中等收入者,获得高等教育的中等收入者的主观幸福感水平得到了显著提高( $\beta=0.083, t=3.66$ )。模型(2)中,纳入了若干控制变量,

表2 高等教育对主观幸福感的回归结果

|                | 主观幸福感<br>(1)        | 主观幸福感<br>(2)        | 主观幸福感<br>(3)         |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| 高等教育获得         | 0.083***<br>(0.023) | 0.089***<br>(0.028) | 0.094***<br>(0.029)  |
| 性别             |                     | -0.034<br>(0.026)   | -0.046*<br>(0.026)   |
| 年龄             |                     | -0.026**<br>(0.13)  | -0.029**<br>(0.0127) |
| 年龄的平方          |                     | 0.000**<br>(0.000)  | 0.000**<br>(0.000)   |
| 民族             |                     | -0.153**<br>(0.062) | -0.119*<br>(0.0671)  |
| 宗教             |                     | 0.082<br>(0.051)    | 0.070<br>(0.0535)    |
| 健康             |                     | 0.185***<br>(0.027) | 0.174***<br>(0.0276) |
| 户口类型           |                     | 0.016<br>(0.026)    | 0.021<br>(0.0270)    |
| 是否有未成年子女       |                     | -0.018<br>(0.032)   | -0.022<br>(0.0327)   |
| 是否参加医保         |                     | 0.044<br>(0.072)    | 0.058<br>(0.0740)    |
| 是否参加社保         |                     | 0.051<br>(0.037)    | 0.004<br>(0.038)     |
| 同居             |                     | 0.179*<br>(0.104)   | 0.195*<br>(0.109)    |
| 有配偶            |                     | 0.311***<br>(0.047) | 0.306***<br>(0.047)  |
| 分居             |                     | -0.430**<br>(0.212) | -0.463*<br>(0.219)   |
| 离婚             |                     | 0.083<br>(0.092)    | -0.069<br>(0.093)    |
| 收入(取对数)        |                     | 0.136***<br>(0.045) | 0.139***<br>(0.047)  |
| 工作性质           |                     | 0.029<br>(0.056)    | -0.014<br>(0.055)    |
| 是否有投资活动        |                     | -0.014<br>(0.030)   | -0.007<br>(0.030)    |
| 省份固定效应         | 未控制                 | 未控制                 | 控制                   |
| 样本量            | 3035                | 3035                | 3035                 |
| R <sup>2</sup> | 0.003               | 0.064               | 0.0884               |

注：\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01；括号内为稳健标准误。下表同。

可以看出，考虑多种因素后，高等教育依旧在1%的显著性水平下对中等收入群体幸福感的影响系数为正

(β=0.089,t=3.16)。模型(3)在模型2的基础上纳入了省份固定效应,此时高等教育获得这一变量仍然显著为正,假设1得到初步证实。

在其他控制变量中,年龄与主观幸福感的关系呈U形态势,与过往一些研究结果相符;收入与健康对主观幸福感具有显著正向影响,与实际情况相符;与未婚的个体相比,同居或有配偶的个体有着更高的主观幸福感,离婚的个体则有更低的幸福感。

(二)稳健性检验

1.改变数据年份

上述结果表明高等教育获得能够对中等收入群体的主观幸福感产生显著影响,为进一步检验结果的稳健性,采用2021年数据进行稳健性检验。如表3的模型(1)所示,高等教育变量的效应值为0.158(t=2.68),在1%水平下显著,与主回归结果一致。

2.更换计量模型

更换计量模型再次进行检验。考虑到主观幸福感的取值为1—5的有序离散变量,使用Oprobit以及Ologit模型进行回归,结果如表3的模型(2)、(3)所示,核心自变量的回归系数为正,分别0.156、0.258,且依旧在1%水平下显著,说明已有回归结果具有稳健性。

3.调整中等收入群体界定标准

采用中位数相对标准法,以当年度居民收入中位数的一定区间界定中等收入群体的相对标准。第一种界定范围是国外学者选取的中位数临界点60%—225%这一区间<sup>[22]</sup>,第二种选择李培林(2017)<sup>[23]</sup>界定的76%—200%这一区间。回归结果如表3的模型(4)、(5)所示,可以看到,核心自变量均至少在5%的水平下显著,证明基准回归结果基本是可靠的。

表3 稳健性检验结果

|                | 更换数据<br>年份          | 更换计量<br>模型          |                     | 调整界定<br>标准          |                    |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|                | 2021年<br>(1)        | Oprobit<br>(2)      | Ologit<br>(3)       | 60%—225%<br>(4)     | 76%—200%<br>(5)    |
| 高等教育获得         | 0.158***<br>(0.059) | 0.156***<br>(0.050) | 0.258***<br>(0.090) | 0.075***<br>(0.027) | 0.070**<br>(0.029) |
| 控制变量           | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                 |
| 省份固定效应         | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                 |
| 样本量            | 822                 | 3035                | 3035                | 4401                | 3703               |
| R <sup>2</sup> | 0.108               | 0.046               | 0.048               | 0.099               | 0.093              |



（三）内生性分析

虽然本文已经选取了若干控制变量,但依旧会遗漏一些可能影响个人主观幸福感的因素,同时幸福感可能会反向影响个人的教育行为选择,比如越幸福的个体可能越倾向于提升自己的受教育水平,因此上述结论可能存在一定的内生性问题。参考陈少林和张明(2023)<sup>[24]</sup>的研究思路,选择使用个体父亲和母亲的受教育年限作为工具变量以缓解模型的内生问题。原因在于,首先,父母的受教育水平在时间上会先于个体的主观幸福感,且与扰动项不相关。其次,家庭文化资本的影响具有隐蔽性,父母的受教育水平多通过各种间接方式影响成年个体的幸福感,很难产生直接影响。最后,受教育水平越高的父母,往往越倾向让子女在教育上获得优势,以实现家庭文化资本的传承,即个体的受教育水平与父母的受教育水平密切相关。

表4报告了两阶段最小二乘法的估计结果,第一阶段结果证实了父亲和母亲受教育年限的提升均在1%显著性水平下对个体是否接受高等教育具有显著影响,证明了是否获得高等教育与父母受教育年限密切相关的相关性。对模型进行豪斯曼检验,发现P值均小于0.05,说明模型存在内生性问题,采用工具变量法是适合正确的。第一阶段回归的F值为50.6052,超过10,所以不存在弱工具变量问题。在过度识别检验中,经验P值均大于0.05,说明两个工具变量是外生的,与随机扰动项不相关。第二阶段回归结果中,高等教育获得依旧对主观幸福感产生显著正向影响,影响系数为0.635,说明基准回归结果是稳健可靠的。

表4 内生性分析

|                | 高等教育获得              | 主观幸福感               |
|----------------|---------------------|---------------------|
| 高等教育获得         |                     | 0.635***<br>(0.153) |
| 父亲受教育年限        | 0.014***<br>(0.003) |                     |
| 母亲受教育年限        | 0.012***<br>(0.003) |                     |
| 控制变量           | 控制                  | 控制                  |
| 省份固定效应         | 控制                  | 控制                  |
| 样本量            | 3035                | 3035                |
| R <sup>2</sup> | 0.337               | -0.012              |

（四）异质性分析

上述研究结果佐证了高等教育获得对中等收入群体主观幸福感的影响是客观存在的。为进一步检验其不同群体间的异质性,通过分样本回归进行异质性

分析,主要从性别和户籍差异进行考察。从表5的性别分组看,高等教育获得对女性中等收入群体的幸福感具有显著正向影响,影响系数为0.160,对男性的影响则不显著。可能因为获得高等教育有助于女性谋求更好的工作机会,改善其求职状况和生活状况,提高其社会地位,有利于自我价值的实现;而男性通常受到相对更加传统的经济和家庭责任压力,高等教育的个人意义可能因此被削弱,使其在幸福感上体现不明显。

从户籍类型分组看,高等教育获得对户籍为农村的中等收入群体的主观幸福感有显著影响,对户籍为城市的中等收入群体影响并不显著。可能因为城市相较于农村聚集更多的高学历群体,竞争压力更大,单纯获得高等教育无法让个体获得更高的幸福感。总体看,高等教育获得对性别、户籍上处于相对弱势的人具有更强的支持效应,佐证了其接受高等教育的正当性。

表5 异质性分析

|                | 男性               | 女性                  | 农村                  | 城市               |
|----------------|------------------|---------------------|---------------------|------------------|
|                | (1)              | (2)                 | (3)                 | (4)              |
| 高等教育获得         | 0.056<br>(0.037) | 0.160***<br>(0.048) | 0.135***<br>(0.047) | 0.058<br>(0.037) |
| 控制变量           | 控制               | 控制                  | 控制                  | 控制               |
| 省份固定效应         | 控制               | 控制                  | 控制                  | 控制               |
| 样本量            | 1834             | 1201                | 1435                | 1600             |
| R <sup>2</sup> | 0.102            | 0.126               | 0.122               | 0.094            |

（五）中介机制检验

根据前文分析,文化消费与阶层认同很可能在高等教育与主观幸福感之间发挥中介作用,本文对此开展中介机制分析,具体结果见表6。其中,模型(1)显示高等教育对个体的文化消费具有显著的正向影响,假设2成立。将高等教育与文化消费同时纳入回归方程,模型(2)结果显示高等教育对主观幸福感的影响依旧显著,但其估计系数和显著性与表2结果相比有所降低,同时文化消费在1%的显著性水平下正向影响个体的主观幸福感,说明高等教育通过提高文化消费影响主观幸福感,假设3成立。模型(3)考察了高等教育对阶层认同的影响,其估计值为0.258,并在1%水平下显著,假设4成立。模型4将二者同时放入对幸福感的回归方程,可以看到,高等教育对主观幸福感的影响系数与显著性水平有所下降,同时阶层认同显著正向影响主观幸福感,说明高等教育通过提升阶层认同影响主观幸福感,假设5成立。根据以上分析,可以认为文

化消费和阶层认同在高等教育影响中等收入群体主观幸福感的过程中发挥中介作用。

表6 中介机制检验

|                | 文化消费<br>(1)         | 主观幸福感<br>(2)        | 阶层认同<br>(3)         | 主观幸福感<br>(4)        |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 高等教育获得         | 0.212***<br>(0.021) | 0.066**<br>(0.029)  | 0.258***<br>(0.061) | 0.073**<br>(0.029)  |
| 文化消费           |                     | 0.133***<br>(0.026) |                     |                     |
| 阶层认同           |                     |                     |                     | 0.083***<br>(0.009) |
| 控制变量           | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| 省份固定效应         | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| 样本量            | 3035                | 3035                | 3035                | 3035                |
| R <sup>2</sup> | 0.212               | 0.096               | 0.098               | 0.115               |

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于CGSS2017年的数据,实证考察了高等教育获得对中等收入群体主观幸福感的影响及其作用机制。结果表明:(1)高等教育对中等收入群体的主观幸福感具有显著正向影响,这一结果在进行内生性分析与稳健性检验后依旧成立。(2)通过异质性分析,高等教育对主观幸福感的影响在性别与户籍上存在差异,其对女性和农村户籍的个体具有显著正向影响,对男性以及城市户籍的个体影响则不显著。(3)高等教育对中等收入群体的文化消费与阶层认同具有显著正向影响,文化消费与阶层认同在高等教育与主观幸福感之间发挥中介作用。

(二)对策建议

根据上述研究结论,提出如下对策建议:

第一,加大高等教育领域的公共支出,提升高等教育的普及率。本文的研究证实了高等教育对中等收入群体的主观幸福感具有显著正向影响,在新时期,我国需继续加大对高等教育事业投资力度,强化教育创造幸福的能力。与此同时,须提高教育资源配置的效率和公平性,通过优化高校布局,推动高等教育资源向中西部地区和农村地区倾斜,缩小区域教育差距,保证更多人平等享有受教育的机会,尤其是让女性、农村居民等相对弱势群体能够通过教育弥补自身的劣势,创造更美好的生活。

第二,提升高等教育质量,促进中等收入群体的阶层认同。尽管接受高等教育对中等收入群体的阶层认

同和主观幸福感具有促进作用,但不可否认的是近年来高校扩招使教育回报率呈现逐渐降低的趋势,这会降低人们通过教育改善自身社会地位的可能性,进而影响其阶层认同和幸福感的提高。因此需提高高等教育的教育质量和实用性,加强高等教育与市场需求的对接程度,建立灵活的专业设置和课程调整机制,推动产学研深度融合,促进教育链、人才链与产业链、创新链的有机衔接。建立完善的教育质量评估体系,定期对高校的教学质量、师资力量、科研水平等进行评估,确保教育质量稳步提升。

第三,扩大文化消费产品供给,拓展文化消费可及性。文化消费是日常生活的重要组成部分,政府应提高和加强对文化基础设施如数字文化平台的投入和建设,加速构建和完善公共文化服务体系,大力发展冰雪旅游、乡村旅游、康养旅游、演艺文化等文化旅游产业,推动文化产品多样化发展。推出文化消费优惠政策,降低社会文化消费成本,并加强监管力度,营造健康有序的文化消费环境。社会资本则要注重提升文化产品质量,提高文化消费的吸引力,努力提供更加丰富多样、物美价廉的文化产品,满足人民群众多样化的文化需求。

第四,引导中等收入群体的消费结构合理转型,提升文化消费水平。中等收入群体具有强大的消费潜力,在社会中有能力引领价值观和消费观的转型。通过稳增长、稳预期和稳就业,不断提升中等收入群体的收入水平,优化其收入结构。减税降费,加大对教育、医疗、养老等领域的投入,完善社会保障制度等措施减轻中等收入群体的后顾之忧,从而提升他们的消费信心。加强宣传,鼓励文化消费,合理引导中等收入群体加大文化消费力度。◆

参考文献:

[1]李强,徐玲.怎样界定中等收入群体? [J].北京社会科学,2017(7):4-10.

[2]高书国.共同富裕背景下中等收入群体高等教育焦虑的典型特点与对策研究[J].高校教育管理,2022,16(2):1-11.

[3]扈中平.教育何以能关涉人的幸福[J].教育研究,2008(11):30-37.

[4]傅红春,黄芝华.教育的幸福效应:方向·力度·速度·跨度[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2015,47(6):140-147+169.

[5]李凤兰,王小云,张倩楠.转型期大学生的幸福观及其对主观幸福感的作用[J].湖北社会科学,2016(4):188-194.

- [6]房敏,孙颖.高等教育对主观幸福感的净效应评估:基于多组倾向得分匹配的准实验研究[J].大学教育科学,2022(5):72-84.
- [7]GORE S.The effect of social support in moderating the health consequences of unemployment[J].Journal of Health and Social Behavior,1978,19(2):157-165.
- [8]方超,叶林祥.教育对城乡居民主观幸福感的影响:基于公共教育扩张政策的经验证据[J].江淮论坛,2022(6):181-188.
- [9]胡宏兵,高娜娜.教育程度与居民幸福感:直接效应与中介效应[J].教育研究,2019,40(11):111-123.
- [10]成旻昱,潘爱民,沈波澜.受教育年限、阶层认同与幸福感:来自委托:代理理论和 CGSS 的证据[J].科学决策,2023(7):117-132.
- [11]胡安宁.教育能否让我们更健康:基于2010年中国综合社会调查的城乡比较分析[J].中国社会科学,2014(5):116-130+206.
- [12]刘欣.阶级地位与市场机遇:韦伯的阶级理论:兼与马克思的阶级理论比较[J].社会科学研究,1993(5):70-75.
- [13]宋瑞.时间、收入、休闲与生活满意度:基于结构方程模型的实证研究[J].财贸经济,2014(6):100-110.
- [14]资树荣.教育对文化消费的影响研究:以音乐消费为例[J].消费经济,2018,34(6):17-23.
- [15]傅才武,侯雪言.文化资本对居民文化消费行为的影响研究:基于“线上”和“线下”两类文化消费群体的比较[J].艺术百家,2017,33(5):39-46.
- [16]JACKMAN M R, ROBERT J.An Interpretation of the relation between Objective and Subjective Social status[J].American Sociological Review,1973(38):569-582.
- [17]罗明忠,刘子玉.互联网使用、阶层认同与农村居民幸福感[J].中国农村经济,2022(8):114-131.
- [18]FESTINGE L.A theory of social comparison processes[J].Human relations,1954,7(2):117-140.
- [19]李培林,张翼.中国中产阶级的规模、认同和社会态度[J].社会,2008(2):1-19+220.
- [20]李长安,杨智姣,范小海.受教育程度、收入阶层与生育意愿研究[J].教育经济评论,2023,8(2):106-128.
- [21]资树荣,张姣君.文化消费活动提升了农村地区居民主观幸福感吗?:基于CGSS数据的实证分析[J].消费经济,2020,36(6):56-65.
- [22]BLCKBURN M L, BLOOM D E.What is happening to the middle class?[J].American Demographics,1985,7(1):19-25.
- [23]李培林.怎样界定中等收入群体更准确? [J].经济研究信息,2017(7):22-24.
- [24]陈少林,张明.教育水平、教育回报与居民主观幸福感:基于CGSS2018数据的实证研究[J].西北人口,2023,44(4):76-90.

(责任编辑:云野)