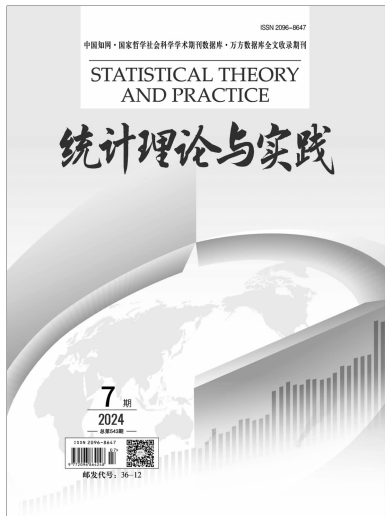




2024年第7期(总第543期)

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:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: ISSN 2096-8647  
CN 41-1458/C8

出版日期:每月25日

邮政编码:450008

单册定价:15.00

订 阅:全国各地邮局(所)

邮发代号:36-12

投稿邮箱:tjllys@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 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:马俊臣

- 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

### ● 绿色发展专题

|                          |             |
|--------------------------|-------------|
| 绿色金融赋能农业农村现代化:理论机制与经验证据  | 孙培蕾 焦小玲 / 3 |
| 国家重点生态功能区公共服务质量测度与影响因素研究 | 陈 帅 / 12    |

### ● 数字经济

|                         |              |
|-------------------------|--------------|
| 数字经济赋能经济高质量发展:理论分析与实证检验 | 郭海明 徐江林 / 21 |
| 数字经济赋能高质量就业的机制与效应研究     | 杨兰桥 胡海洋 / 30 |

### ● 区域发展

|                                 |                  |
|---------------------------------|------------------|
| 区域协调发展时空分异特征及影响因素分析<br>——以甘肃省为例 | 刘旭挺 / 36         |
| 河南省数字经济与实体经济融合发展测度及优化路径         | 杨玉雪 / 44         |
| 现代渔业的数字化转型路径研究                  | 杨志强 朱秋孟 汤仁恒 / 51 |

### ● 社会经纬

|                                                |                  |
|------------------------------------------------|------------------|
| 居民金融素养对家庭风险金融资产配置的影响研究                         | 戴丽娜 张浩田 / 55     |
| 农村老年人经济支持数量与质量的影响因素<br>——基于陕西农村老年人福祉调查数据的多视角分析 | 刘红升 刘利鸽 李紫薇 / 63 |

# 绿色金融赋能农业农村现代化： 理论机制与经验证据

孙培蕾 焦小玲

(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

**摘要:**绿色金融为农业农村现代化赋予了新动能。在系统梳理绿色金融影响农业农村现代化理论机制的基础上,利用 2010—2021 年中国 30 个省(区、市)的面板数据进行实证检验。结果表明:(1)绿色金融对农业农村现代化有显著的促进效应。(2)对绿色金融分维度研究发现,绿色投资和碳金融对农业农村现代化的促进作用较为显著;相较于粮食主产区,绿色金融对非粮食主产区农业农村现代化的影响效应更为显著。(3)进一步分析表明,绿色金融赋能农业农村现代化过程中具有边际效应递减的非线性特征,财政支农在这一过程中存在替代效应。建议创新绿色金融产品与工具,因地制宜发展绿色金融,协调绿色金融助农和财政支农间的关系,全方位、多层次推进农业农村现代化。

**关键词:**绿色金融;农业农村现代化;财政支农

中图分类号:X196;F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)07-0003-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.07.001

## 一、引言

2024 年中央一号文件指出:“打好乡村全面振兴漂亮仗,绘就宜居宜业和美乡村新画卷,以加快农业农村现代化更好推进中国式现代化建设。”在此背景下,如何加快推进农业农村现代化成为学界关注的热点问题。从发展实践看,如果没有农业现代化,基本的温饱问题便难以解决,其他现代化也就无从谈起<sup>[1]</sup>。因此,20 世纪 50 年代以来,我国非常重视农业现代化问题,取得的进展极为显著,尤其是人均粮食产量从 1949 年的 208.9 公斤增加至 2021 年的 483.48 公斤。与此同时,农村环境、基础设施、公共服务、社会治理等方面还存在突出短板。2017 年党的十九大报告首次提出农业农村现代化,进一步丰富拓展了农业现代化的科学内涵。从补短板、强弱项的实践要求出发,习近平总书记强调要一体推进农业现代化和农村现代化,实现乡村由表及里、形神兼备的全面提升。

进入新发展阶段,实现农业农村现代化必须把绿

色作为底色,而金融作为现代经济的核心,农业农村的发展离不开金融的支持,因此必须把绿色发展与金融相结合,大力发展绿色金融,实现农业经济、农村社会和生态环境的良性互动发展。研究表明,绿色金融不仅可以为碳达峰、碳中和等未来先导性产业提供资金保障,而且有利于引导农业生产经营主体广泛形成绿色生产生活方式,注重乡村绿色发展和生态产业发展,确保农业农村现代化建设融入国家“双碳”目标<sup>[2]</sup>。2023 年 6 月,中国人民银行、国家金融监督管理总局等部门联合发布《关于金融支持全面推进乡村振兴加快建设农业强国的指导意见》,明确要提出“建立完善多层次、广覆盖、可持续的现代农村金融服务体系,增强金融服务能力,助力全面推进乡村振兴、加快建设农业强国”。那么,绿色金融能否为农业农村现代化注入新动能?两者之间的逻辑关联如何?影响效应是否存在异质性?对这些问题的探讨,对加快推进农业农村现代化、实现乡村振兴具有重要意义。

**作者简介:**孙培蕾(1989—),女,河南周口人,博士,副教授,研究方向为产业经济、数字经济;焦小玲(1998—),女,山西临汾人,硕士研究生,研究方向为产业经济。

## 二、文献综述

近年来,学术界对绿色金融和农业农村现代化进行了深入研究,成果主要有以下两个方面:一是对农业农村现代化的测度展开相关探索。如辛岭等(2021)<sup>[3]</sup>从农业结构、农业生产、农业经营、农村文化、乡村治理、农村生态和农民生活多层面构建评价指标体系测算 2005—2019 年我国 31 个省(区、市)的农业农村现代化水平。胡海和庄天慧(2024)<sup>[4]</sup>从中国式农业现代化、中国式农村现代化与中国式农民现代化三个维度构建指标体系,利用熵权法测算 2013—2021 年全国各省(区、市)农业农村现代化水平。二是关于绿色金融对农业农村现代化的影响研究。目前,鲜有学者将绿色金融与农业农村现代化纳入同一框架开展研究,多为分析绿色金融对农村或农业发展的作用。从农村发展视角出发,常永佳(2022)<sup>[5]</sup>指出绿色金融可以为农村经济高质量发展提供充裕的资金保障,但同时也面临绿色发展意识相对滞后、农村产业结构欠合理、绿色金融资金供需不平衡等诸多阻碍。庞金波等(2023)<sup>[6]</sup>发现绿色金融与农村产业融合存在着相互促进、相互影响的耦合关系。从农业发展角度看,潘方卉等(2024)<sup>[7]</sup>发现绿色金融作为促进农业绿色、可持续发展的催化剂和加速器,为农业绿色转型升级不断赋能。杨晓玉和周丹(2022)<sup>[8]</sup>指出绿色金融为农业高质量提供强有力的资金保障,有助于加快前沿农业技术研发、先进农业设备推广及优质农产品普及。

综上所述,伴随着绿色金融向农业农村领域的渗透,以绿色金融为依托的新动能如何加快实现农业农村现代化的理论逻辑和证据还不够明晰。鉴于此,本文将从四个方面展开研究:第一,在以往文献基础上探讨绿色金融赋能农业农村现代化的内在机理;第二,实证检验绿色金融对农业农村现代化的影响效果,从维度和区域两个角度考察异质性;第三,探究绿色金融对农业农村现代化的非线性影响效应;第四,分析财政支农在绿色金融对农业农村现代化影响过程中的调节作用。

## 三、理论分析与研究假设

### (一)绿色金融对农业农村现代化的直接影响

锚定农业高质高效、乡村宜居宜业、农民富裕富足目标,本文从产业现代化、生态优良化、文化现代化、治理有效化、生活富裕化五个维度阐释绿色金融赋能农业农村现代化的作用机制。

从产业现代化看,新发展阶段的现代化农业,应当建立在稳定粮食生产、确保国家粮食安全基础上。绿色金融通过对绿色产业、环保、节能等领域项目提供金融服务,使有利于生态环境改善、资源高效利用的经济活动更容易获得融资支持,从而推动农业机械化、绿色化,加速形成诸如观光农业、旅游农业、休闲农业等新的产业业态,提升农村产业增值空间。同时,新型农业经营主体作为农业经营现代化的基本组织载体和规模农业发展的关键推动力量,目前面临融资难、融资贵等关键问题,通过绿色信贷对农业科技创新的新型农业经营主体提供定向资金倾斜、优先降低贷款利率、信息共享或延长贷款周期等帮扶措施,在解决资金问题的同时帮助其树立现代化的生产经营理念,从而深化农业经营体系改革。

传统农业生产方式中,农民通过使用高残农药、投入过量化肥达到一定的经济效益,增加了劣质农资对农业生产环境的破坏。绿色信贷、保险、补贴等方式可以为农民提供更多的资金和保障,同时可利用投资者的监督职能积极引导农户采购绿色环保的农药、化肥。绿色信贷产品的推出也可以满足农户在农资购买环节和农产品销售环节的信贷需求,积极引导农户生产绿色农产品、调整种植结构,平滑生产风险,增加农业生产的可持续性<sup>[9]</sup>。此外,绿色投融资保障农村绿色基础设施建设资金融通,有效促进农村碳金融市场的构建,用绿色金融“活水”助推当地人居环境换“新装”。一方面,可通过碳金融打通乡村碳汇额度和碳排放需求两者之间的通道,将农村的碳汇资源变成实际流动资金从而加强农村在其他方面的建设和维护;另一方面,通过推出乡村人居环境贷等相关系列产品,支持村容村貌整治领域建设,提高基础设施服务水平,使信息物流更加通畅,拓展潜在市场。

绿色金融可以有效推动文化现代化及治理有效化。农村文化创意产业、教育基础设施、经济文化复合型人才的培养等需要资金支持。为有效满足资金需求,绿色金融相关机构必须审查和监督农户相关资质,这一过程涉及农业金融服务体系、提高农业信贷风险管理能力、建立农民信用体系等一系列基础性工作,有助于绿色信贷体系在农村的建立和完善。通过绿色信贷引导,农村居民的诚信理念得以强化,不仅有利于提升乡村治理的社会效应,更有利于增进村民之间的信任与协作,提高治理体系的整体效能<sup>[10]</sup>。

在生活富裕化方面,绿色金融通过为农村居民提供绿色汽车贷款、节能建筑贷款等绿色金融消费产品,培育农村居民的绿色消费意愿,激发绿色消费行为,优化消费结构,不仅可以更好满足居民的需要,而且可以带动农村产业结构的升级优化,形成农业生产与消费的良性循环。此外,通过生态配额交易、补偿等形式将农村大量沉淀的生态资源价值显化,拓宽农民收入来源的同时引导农民绿色转业,实现绿色创富<sup>[1]</sup>,进而增加农村居民对可支配收入调整的自主性,提升消费层次和水平。

综上所述,提出假设 1。

H1:绿色金融对农业农村现代化具有助推作用。

(二)绿色金融对农业农村现代化的门槛效应

绿色金融发展是不断演进的动态过程,具有时变特征。Lv 等(2023)<sup>[12]</sup>发现绿色金融对农业面源污染的作用机制中存在基于绿色金融发展水平自身的双重门槛效应,因此在绿色金融对农业农村现代化的影响作用中也可能存在基于绿色金融发展水平自身的门槛效应。当绿色金融发展水平较低时,通过发挥资源配置效应引导资源走向,加快农业产业结构调整、改善农村环境污染,促进农业农村发展。但当绿色金融发展水平达到一定规模时, Lee 等(2023)<sup>[13]</sup>研究表明过度扩大的绿色金融规模可能会导致农村居民的就业机会减少,降低可支配收入。此外,随着投融资过程中存在的信息不对称引发的一系列不确定性和风险逐渐显现,此时绿色金融对农业农村现代化作用的发挥便会受限。

基于此,提出假设 2。

H2:绿色金融对农业农村现代化具有边际效应递减的非线性特征。

(三)财政支农的调节效应

财政支农与绿色金融对农业农村现代化的影响效应之间存在密切联系。农业基础设施建设作为农业农村现代化顺利实现的重要基础,财政支农的直接输血对于改善诸如农田水利、农村信息化、农村交通设施等发挥了重要作用。另外,财政支农可以大力推动科技强农,因为农业绿色技术的研发与推广具有正外部性<sup>[14]</sup>,通过财政支出对相关主体进行补贴,保证投入的连续和稳定性,从而优化农业生产结构。但与此同时,政府的帮扶以及相应的补贴在一定程度上容易造

成部分新型农业经营主体和农户滋生惰性,出现反向激励现象,进而减少对金融机构的依赖<sup>[15]</sup>,在潜移默化中降低绿色金融需求,即绿色金融对农业农村现代化的影响与财政支农带来的效果之间存在某种意义上的替代关系。

综上所述,提出假设 3。

H3:财政支农在绿色金融与农业农村现代化间存在负向调节作用。

#### 四、研究设计

(一)模型设定

为检验绿色金融对农业农村现代化的直接影响,构建如下基准模型:

$$ARM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{it} + \alpha_n Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $ARM_{it}$  表示第  $i$  个省(区、市)在  $t$  年的农业农村现代化水平,  $GF_{it}$  表示第  $i$  个省(区、市)  $t$  年的绿色金融发展水平,  $Control_{it}$  为第  $i$  个省(区、市)  $t$  年的控制变量,  $\alpha_0$  为常数项,  $\alpha_1$  和  $\alpha_n$  为解释变量和所有控制变量的系数值,  $\mu_i$  为个体固定效应,  $\delta_t$  为时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  是随机干扰项。

为进一步深化对绿色金融与农业农村现代化关系的认知,论证两者之间是否存在非线性关系,考虑到可能存在多个门槛值的情况,构建门槛模型:

$$ARM_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 GF_{it} * I(GF \leq \theta_1) + \gamma_2 GF_{it} * I(\theta_1 < GF \leq \theta_2) + \gamma_3 GF_{it} * I(GF > \theta_3) + \mu_i \quad (2)$$

其中,  $GF$  为门槛变量,  $\theta$  为相应的门槛值,其余变量含义同式(1)。

为考察财政支农在绿色金融与农业农村现代化间可能存在的调节机制,在模型(1)基础上引入绿色金融与财政支农的交互项,得到模型:

$$ARM_{it} = \beta_0 + \beta_1 GF_{it} + \beta_2 Fsa_{it} + \beta_3 GF_{it} \times Fsa_{it} + \beta_n Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $Fsa_{it}$  表示第  $i$  个省(区、市)  $t$  年的财政支农水平,  $\beta_2$  为财政支农水平的系数值,  $\beta_3$  为绿色金融与财政支农交互项的系数值。

(二)变量选取

1. 被解释变量

农业农村现代化(ARM):本文借鉴前人研究<sup>[16-17]</sup>,从产业现代化、生态优良化、文化现代化、治理有效化及生活富裕化五个维度选取具有代表性的指标进行综合测度,具体指标见表 1。

表 1 农业农村现代化评价指标体系

| 一级指标    | 二级指标   | 三级指标  | 具体指标                 | 单位    | 方向 |
|---------|--------|-------|----------------------|-------|----|
| 农业农村现代化 | 农业高质高效 | 产业现代化 | 人均粮菜肉蛋奶产量            | 吨/人   | 正  |
|         |        |       | 农业劳动生产率              | 万元/人  | 正  |
|         |        |       | 人均机械总动力              | 千瓦/人  | 正  |
|         |        |       | 有效灌溉面积占比             | %     | 正  |
|         |        |       | 农林牧渔服务业产值占农林牧渔业总产值比重 | %     | 正  |
|         |        |       | 养殖业产值占比              | %     | 正  |
|         |        |       | 设施农业占比               | %     | 正  |
|         |        |       | 人均农林牧渔固定资产投资         | 元/人   | 正  |
|         |        |       | 农民专业合作社覆盖率           | 个/万户  | 正  |
|         |        |       | 耕地适度经营规模             | %     | 正  |
|         | 乡村宜居宜业 | 生态优良化 | 农业防灾率                | %     | 正  |
|         |        |       | 化肥施用强度               | 吨/千公顷 | 负  |
|         |        |       | 农药使用强度               | 吨/千公顷 | 负  |
|         |        |       | 农村卫生厕所普及率            | %     | 正  |
|         |        |       | 农村用水普及率              | %     | 正  |
|         |        |       | 农村物流普及率              | %     | 正  |
|         |        | 文化现代化 | 教育文化娱乐支出占比           | %     | 正  |
|         |        |       | 乡镇文化站覆盖率             | 个/万人  | 正  |
|         |        |       | 农村信息化率               | %     | 正  |
|         |        | 治理有效化 | 农村民主自治水平             | 个/万人  | 正  |
|         |        |       | 农村社区治理水平             | 元     | 正  |
|         |        |       | 每千农村人口卫生人员水平         | %     | 正  |
|         | 农民富裕富足 | 生活富裕化 | 农村居民人均可支配收入          | 元/人   | 正  |
|         |        |       | 农村居民恩格尔系数            | %     | 负  |
|         |        |       | 城乡居民收入差距比            | %     | 负  |

2. 解释变量

指标构建绿色金融发展水平评价体系,具体指标见

绿色金融(GF):参照前人研究<sup>[18-19]</sup>,从绿色信贷、

表 2。

绿色证券、绿色保险、绿色投资、碳金融五个维度选取

表 2 绿色金融评价指标体系

| 一级指标         | 二级指标 | 具体指标        | 单位 | 方向 |
|--------------|------|-------------|----|----|
| 绿色金融<br>发展水平 | 绿色信贷 | 高耗能行业利息占比   | %  | 负  |
|              | 绿色证券 | 高耗能上市公司市值占比 | %  | 负  |
|              | 绿色保险 | 农业保险规模比     | %  | 正  |
|              | 绿色投资 | 环境污染治理投资占比  | %  | 正  |
|              | 碳金融  | 碳排放强度       | -  | 负  |

3. 调节变量

财政支农(Fsa):参考周波和张琦(2023)<sup>[20]</sup>的研究,使用地方财政农林水事务支出占地方财政一般预算支出的比重表示。

4. 控制变量

为尽可能科学、准确地得出绿色金融对农业农村现代化的影响作用,本文根据已有研究<sup>[21]</sup>,选取如下变量为控制变量:政府科技投入水平(Tech),用科学技术

财政支出占财政支出的比例反映。市场化指数(Market),以樊纲等(2011)<sup>[22]</sup>的中国分省(区、市)市场化指数衡量。产业结构升级水平(Ind),用第三产业增加值占GDP的比重表示。城镇化率(Urb),用城镇人口占总人口的比重表示。

(三)数据说明与描述

本文研究样本为2010—2021年中国30个省(区、市,不含西藏和港澳台)的面板数据,数据来源于国家统计局、中经网统计数据库、Wind数据库、中国农村经营管理统计年报和《中国统计年鉴》等,采用线性插值法对部分缺失数据进行补充。主要变量的描述性统计见表3,可以看出,2010—2021年我国30个省(区、市)的农业农村现代化最大值为0.514,最小值只有0.110,且中位数0.277小于均值0.281,说明当前农

业农村现代化水平在地区之间的分布存在不平衡、不充分问题。同样,绿色金融发展水平最高达到0.732,最低只有0.161,中位数0.345也小于平均值0.361,因而存在较为明显的地区分化现象。

模型回归之前,需要验证变量之间是否存在多重共线性,以确保变量选取和实证结果的准确性。一般主要通过两种方式进行检验,其一为相关系数法,即考察两个解释变量之间的相关系数,假如相关系数小于0.8,则不存在潜在的多重共线性问题;其二为方差膨胀因子法(VIF),它是包括被解释变量的严密回归分析,若方差膨胀因子均小于10,则可判断不存在多重共线性,相对来讲比相关系数法更为精准<sup>[23]</sup>。为求可靠起见,本文同时采用上述两种方法进行多重共线性检验,结果见表4。可以看出,变量间不存在多重共线性问题。

表3 变量的描述性统计

| 变量类别   | 变量     | 变量含义     | 样本量 | 均值    | 标准差   | 最小值   | 中位数   | 最大值    |
|--------|--------|----------|-----|-------|-------|-------|-------|--------|
| 被解释变量  | ARM    | 农业农村现代化  | 360 | 0.281 | 0.081 | 0.110 | 0.277 | 0.514  |
| 核心解释变量 | GF     | 绿色金融     | 360 | 0.361 | 0.088 | 0.161 | 0.345 | 0.732  |
| 控制变量   | Tech   | 政府科技投入水平 | 360 | 2.115 | 1.490 | 0.389 | 1.377 | 6.757  |
|        | Market | 市场化指数    | 360 | 7.960 | 1.926 | 3.359 | 8.078 | 12.390 |
|        | Ind    | 产业结构升级水平 | 360 | 0.470 | 0.099 | 0.286 | 0.462 | 0.839  |
|        | Urb    | 城镇化率     | 360 | 0.589 | 0.125 | 0.338 | 0.573 | 0.896  |
| 机制变量   | Fsa    | 财政支农     | 360 | 0.140 | 0.101 | 0.018 | 0.109 | 0.502  |

表4 多重共线性检验结果

| 变量     | GF        | Tech     | Market   | Ind      | Urb | VIF  |
|--------|-----------|----------|----------|----------|-----|------|
| GF     | 1         |          |          |          |     | 1.14 |
| Tech   | -0.003    | 1        |          |          |     | 3.10 |
| Market | -0.231*** | 0.737*** | 1        |          |     | 2.99 |
| Ind    | -0.059    | 0.604*** | 0.435*** | 1        |     | 2.55 |
| Urb    | -0.075    | 0.728*** | 0.689*** | 0.753*** | 1   | 3.84 |

注: \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01。

五、实证分析

(一)基准回归结果

为有效验证模型设定的稳定性,采用逐步回归法,依次加入控制变量,对方程(1)进行基准回归分析。表5报告了模型的基准回归结果。模型(1)给出了仅加入核心解释变量的结果,发现绿色金融的回归系数为0.043,且在1%的水平上显著,表明绿色金融对农业农

村现代化存在显著的正向助推作用,即绿色金融会显著提高农业农村现代化水平。模型(2)至模型(5)给出了逐步加入政府科技投入水平、市场化指数、产业结构升级水平以及城镇化率控制变量的回归结果,可以发现,随着控制变量的加入,虽然绿色金融的回归系数有所变动,但其对农业农村现代化的助推效应仍然存在,均统计意义显著,假设H1得到验证。

表 5 基准回归结果

| 变量                 | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                  |
|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| GF                 | 0.043***<br>(0.014) | 0.039***<br>(0.014) | 0.041***<br>(0.014) | 0.039***<br>(0.013) | 0.041***<br>(0.011)  |
| Tech               |                     | 0.006***<br>(0.002) | 0.005**<br>(0.002)  | 0.006***<br>(0.002) | 0.003<br>(0.002)     |
| Market             |                     |                     | 0.007***<br>(0.002) | 0.007***<br>(0.002) | 0.001<br>(0.002)     |
| Ind                |                     |                     |                     | 0.096**<br>(0.042)  | 0.087**<br>(0.038)   |
| Urb                |                     |                     |                     |                     | 0.395***<br>(0.067)  |
| _cons              | 0.240***<br>(0.015) | 0.208***<br>(0.016) | 0.157***<br>(0.022) | 0.085**<br>(0.039)  | -0.165***<br>(0.056) |
| Id                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                  |
| Year               | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                  |
| N                  | 360                 | 360                 | 360                 | 360                 | 360                  |
| adj.R <sup>2</sup> | 0.960               | 0.961               | 0.962               | 0.963               | 0.968                |
| F                  | 500.476             | 447.368             | 397.775             | 371.869             | 429.958              |

注：\*p<0.1,\*\*p<0.05,\*\*\*p<0.01,括号内为稳健标准误。表 6、表 7、表 8、表 10、表 11 同。

(二)稳健性及内生性检验

1. 缩尾处理

为防止受到极端值的影响，对变量进行上下 1%

的缩尾处理，使基准回归的分析结果更加可靠。表 6 列(1)中原变量的系数以及标准误没有明显变化，可见分析结果较可靠。

表 6 稳健性及内生性检验结果

| 变量                                  | (1)                  | (2)                 | (3)                 |
|-------------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|                                     | 缩尾处理                 | 剔除直辖市               | 工具变量法               |
| GF                                  | 0.037***<br>(0.011)  | 0.047***<br>(0.011) | 0.165***<br>(0.056) |
| _cons                               | -0.186***<br>(0.053) | 0.002<br>(0.049)    | -0.152**<br>(0.072) |
| Controls                            | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| Id                                  | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| Year                                | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| N                                   | 360                  | 312                 | 330                 |
| adj.R <sup>2</sup>                  | 0.969                | 0.972               | 0.959               |
| F                                   | 439.844              | 476.897             | 229.814             |
| Kleibergen-Paap rk LM statistic     |                      |                     | 19.906***           |
| Cragg-Donald Wald F statistic       |                      |                     | 24.819              |
| Kleibergen-Paap rk Wald F statistic |                      |                     | 17.259              |

2. 剔除直辖市

鉴于直辖市具有一定的特殊性，为避免研究结论出现偏差，剔除直辖市样本后重新进行分析，实证结果见表 6 列(2)。结果表明绿色金融仍然对农业农村现代化具有显著的正向影响，由此证明了前面实证结果的稳健性。

3. 工具变量法

考虑研究中可能存在遗漏变量等内生性问题，本文参考纪祥和和顾乃华(2020)<sup>[24]</sup>的做法，将绿色金融滞后一期作为该年绿色金融指数的工具变量。从表 6 列(3)的结果可以看出，判别工具变量是否存在识别不足的 Kleibergen-Paap rk LM 检验对应的 p 值小于 0.01，即不存在识别不足问题；检验是否为弱工具变量的 Cragg-Donald Wald F 及 Kleibergen-Paap rk Wald F

统计量均大于 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值,即不存在弱工具变量问题。以上检验表明选取的工具变量有效。从回归结果看,控制内生性后绿色金融仍然对农业农村现代化具有助推作用,与前文结果基本一致,故本文的结论是稳健的,假设 H1 得到进一步验证。

(三)异质性检验

1. 分维度异质性分析

由于绿色金融各维度在发展重点、作用对象以及渠道等方面均存在差异,对农业农村现代化的作用也

有所不同,因此本部分展开绿色金融分维度异质性分析,结果见表 7 列(1)至列(5)。表 7 显示,绿色投资和碳金融对农业农村现代化的促进作用正处于边际效应上升期,而绿色证券和绿色保险的边际效应当前虽然为正,但不显著,表明其对农业农村现代化的作用有限、发挥渠道可能不畅。绿色信贷的边际效应为负且不显著,究其原因在于我国绿色金融实践还是以传统绿色信贷为主,其红利开始收缩,未来则更要注重绿色信贷的创新,寻找新的增长极。

表 7 分维度异质性分析结果

| 变量                 | (1)                 | (2)                 | (3)                  | (4)                  | (5)                  |
|--------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                    | 绿色信贷                | 绿色证券                | 绿色保险                 | 绿色投资                 | 碳金融                  |
| GF_xd              | -0.220<br>(0.388)   |                     |                      |                      |                      |
| GF_zq              |                     | 0.037<br>(0.097)    |                      |                      |                      |
| GF_bx              |                     |                     | 0.024<br>(0.023)     |                      |                      |
| GF_tz              |                     |                     |                      | 0.048***<br>(0.014)  |                      |
| GF_tjr             |                     |                     |                      |                      | 1.785***<br>(0.338)  |
| cons               | -0.136**<br>(0.059) | -0.150**<br>(0.059) | -0.152***<br>(0.058) | -0.150***<br>(0.056) | -0.178***<br>(0.058) |
| Controls           | Yes                 | Yes                 | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| Id                 | Yes                 | Yes                 | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| Year               | Yes                 | Yes                 | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| N                  | 360                 | 360                 | 360                  | 360                  | 360                  |
| adj.R <sup>2</sup> | 0.967               | 0.967               | 0.967                | 0.968                | 0.969                |
| F                  | 434.252             | 434.009             | 423.160              | 444.619              | 429.052              |

2. 区域异质性分析

值得注意的是,由于粮食主产区和非粮食主产区的农业发展水平、阶段、潜能等存在一定的差异,绿色

表 8 区域异质性回归结果

| 变量                 | (1)                 | (2)                  |
|--------------------|---------------------|----------------------|
|                    | 粮食主产区               | 非粮食主产区               |
| GF                 | 0.041<br>(0.027)    | 0.056***<br>(0.013)  |
| _cons              | 0.279***<br>(0.069) | -0.263***<br>(0.064) |
| Controls           | Yes                 | Yes                  |
| Id                 | Yes                 | Yes                  |
| Year               | Yes                 | Yes                  |
| N                  | 156                 | 204                  |
| adj.R <sup>2</sup> | 0.975               | 0.964                |
| F                  | 508.992             | 343.577              |

金融的影响可能因此而存在差异。本文借鉴孔凡斌等(2023)<sup>[25]</sup>的做法将 30 个省(区、市)划分为粮食主产区和非粮食主产区进行回归,以探究不同农业功能区绿色金融对农业农村现代化的异质性特征,相关结果见表 8 列(1)、列(2)。从回归结果可以看出,绿色金融对不同功能区农业农村现代化的影响存在明显差异,非粮食主产区绿色金融的回归系数显著为正,而粮食主产区的回归系数虽然为正但不显著。究其缘由,其一是非粮食主产区中包含北京、广东、上海、天津等经济相对发达的省(市)<sup>[7]</sup>,其绿色金融体系更为完善,因此在绿色金融赋能农业农村现代化的效果要优于粮食主产区;其二是相较于粮食主产区,非粮食主产区惠农政策较少<sup>[26]</sup>,因此绿色金融对非粮食主产区的边际作用更为明显。

六、进一步分析

(一) 门槛效应分析

为准确刻画绿色金融与农业农村现代化之间是否存在非线性关系,采用面板门槛模型,利用 Bootstrap

法抽样 300 次得到门槛效应检验的 F 值和 p 值,以此检验门槛效应存在性及门槛个数。结果见表 9,可知以绿色金融发展水平为门槛时,在 1%的显著性水平下通过单门槛检验。

表 9 门槛估计值及置信区间

| 门槛变量 | 门槛数  | F 统计量 | p 值   | 门槛值   | 95%的置信区间      |
|------|------|-------|-------|-------|---------------|
| 绿色金融 | 单一门槛 | 32.82 | 0.000 | 0.296 | [0.293,0.297] |
|      | 双重门槛 | 9.51  | 0.217 | 0.310 | [0.309,0.311] |
|      |      |       |       | 0.312 | [0.312,0.313] |

表 10 门槛模型估计结果

| 变量                 | 门槛变量                |
|--------------------|---------------------|
|                    | GF                  |
| 门槛值                | q=0.296             |
| GF(Th≤0.296)       | 0.119***<br>(0.019) |
| GF(Th>0.296)       | 0.070***<br>(0.013) |
| 控制变量               | Yes                 |
| 地区固定               | Yes                 |
| 年份固定               | Yes                 |
| N                  | 360                 |
| adj.R <sup>2</sup> | 0.913               |

依据式(2)的面板门槛模型和表 9 估计结果,对绿色金融与农业农村现代化的非线性关系进行回归分析,结果见表 10。当绿色金融发展水平较低时,即当绿色金融发展水平低于第一门槛值 0.296 时,其系数估计值在 1%水平上显著为 0.119;而当绿色金融发展越过第一门槛值 0.296 时,此时的系数估计值在 1%水平上显著变为 0.070,说明绿色金融对农业农村现代化的推动作用呈现明显的缩小趋势。可能原因在于随着绿色金融水平的提高,难以避免信息不对称的风险,进而导致对农业农村现代化的助推作用受到一定程度的影响。假设 H2 得以验证。

(二) 调节效应分析

考虑到财政支农对绿色金融影响农业农村现代化的调节作用,在模型中加入财政支农与绿色金融指数的乘积项进行回归。为了避免出现多重共线性问题,对关键解释变量绿色金融、调节变量财政支农和交互项进行了中心化处理,实证结果见表 11。表 11 列(1)、列(2)分别表示无控制变量以及加入控制变量后的调节效应回归结果,可以发现绿色金融的系数在 1%的显著性水平下为正,而其与财政支农的交互项在

1%的显著性水平下为负,同时财政支农的系数为正,表明财政支农和绿色金融在影响农业农村现代化中具有明显的替代关系,假设 H3 得以验证,同时也表明未来需加强财政支农与绿色金融助农两者之间的协同作用。

表 11 调节效应检验结果

| 变量                 | (1)                  | (2)                  |
|--------------------|----------------------|----------------------|
| GF                 | 0.038***<br>(0.012)  | 0.034***<br>(0.011)  |
| Fsa                | 0.177***<br>(0.030)  | 0.121***<br>(0.029)  |
| c_Fsa×c_GF         | -0.458***<br>(0.115) | -0.412***<br>(0.107) |
| _cons              | 0.240***<br>(0.013)  | -0.026<br>(0.059)    |
| Controls           | No                   | Yes                  |
| Id                 | Yes                  | Yes                  |
| Year               | Yes                  | Yes                  |
| N                  | 360                  | 360                  |
| adj.R <sup>2</sup> | 0.971                | 0.972                |
| F                  | 479.658              | 511.422              |

七、结论与启示

本文基于 2010—2021 年我国 30 个省(区、市)的面板数据,在测度绿色金融和农业农村现代化水平基础上,构建多维度计量模型探讨绿色金融对农业农村现代化的影响。研究结论如下:(1)绿色金融能够助推农业农村现代化,为补“三农”短板提供支撑。(2)对绿色金融分维度研究发现,绿色投资和碳金融对农业农村现代化具有显著正向影响;相较于粮食主产区,绿色金融对非粮食主产区的农业农村现代化助推作用更为明显。(3)在以绿色金融作为门槛变量的情况下,绿色金融对农业农村现代化的作用通过了“单门槛”检验,证实了边际效应递减的非线性特征。(4)财政支农在绿色金融赋能农业农村现代化过程中存在替代效应。

基于以上研究结论,得出如下启示:

第一,创新绿色金融产品与工具。针对绿色投资和碳金融,要发挥好二者对于农业农村现代化的能动作用,促进其向农业农村拓展和延伸。绿色信贷则要更加深入研究农业农村发展特点,根据融资需求适时开发、创新绿色小额信贷产品,打造多元化的产品矩阵与农村土地流转经营权等的融合。同时要大力发掘绿色证券和绿色保险潜力,做好相关产品设计、风险评估以及政府监管工作,确保二者的正外部效应落地生根。

第二,因地制宜发展绿色金融。要充分认识到绿色金融在我国农业农村现代化进程中存在的区域异质性,分区施策,尤其是非粮食主产区,要防范绿色金融在助推农业农村现代化进程中可能存在的资源错配现象,针对农业农村资源优势进行差异化定位,设立专项绿色投资基金,最大化实现绿色金融的资源优化配置功能。同时各地区要互相借鉴绿色金融发展过程中的经验、教训,结合当地农业特质、农村特征进行创新性借鉴、改造、转化和提升。

第三,协调绿色金融助农和财政支农间的关系。要发挥好二者在农业农村发展中的比较优势,实现有效互补。要推动绿色金融助农配套实施办法、法律法规落地,设立绿色金融法律责任制度,营造良好的外部环境,减轻审核负担和风险的同时为绿色金融向“三农”领域倾斜奠定制度基础。对于财政资金则应更多发挥其杠杆作用及市场导向作用,以绿色金融机构作为中介,实现财政优惠的间接传递,避免反向激励现象发生的同时也能弥补市场自发调节的不足。◆

#### 参考文献:

- [1]王春光.从农业现代化到农业农村现代化:乡村振兴主体性研究[M].北京:社会科学文献出版社,2021.
- [2]温涛,何茜.全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新:逻辑转换、难点突破与路径选择[J].中国农村经济,2023(1):93-114.
- [3]辛岭,刘衡,胡志全.我国农业农村现代化的区域差异及影响因素分析[J].经济纵横,2021(12):101-114.
- [4]胡海,庄天慧.中国式农业农村现代化水平测度与影响因素分析[J].科学管理研究,2024,42(1):126-134.
- [5]常永佳.绿色金融支持农村经济高质量发展的机遇、挑战与现实路径[J].农业经济,2022(4):107-109.
- [6]庞金波,韩英荻,尚雨航.绿色金融与农村产业融合发展面临的困境及发展对策[J].学术交流,2023(3):96-106.
- [7]潘方卉,张弛,崔宁波.绿色金融对农业绿色发展的影响效

- 应及其作用机制研究[J].农业经济与管理,2024(1):42-55.
- [8]杨晓玉,周丹.绿色金融支持农业高质量发展的机遇、困难和现实路径[J].农业经济,2022(8):111-113.
- [9]GUO L L,ZHAO S,SONG Y T,et al.Green Finance, Chemical Fertilizer Use and Carbon Emissions from Agricultural Production[J].Agriculture,2022,12(3):313.
- [10]ZHAO G F.The Focus Point and Practice Path of Green Finance to Support Agricultural Development Zhangye City as an Example[C].Paris:Atlantis Press,2023:268-276.
- [11]涂圣伟.脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接:目标导向、重点领域与关键举措[J].中国农村经济,2020(8):2-12.
- [12]LV W,ZHANG Z,ZHANG X R.The role of green finance in reducing agricultural non-point source pollution:an empirical analysis from China[J].Frontiers in Sustainable Food Systems,2023(7):1199417.
- [13]LEE C C,SONG H P,LEE C C.Assessing the effect of green finance on energy inequality in China via household-level analysis[J].Energy Economics,2023(128):107179.
- [14]黄伟华,祁春节,聂飞.财政支农、技术溢出与农业碳排放[J].软科学,2023,37(2):93-102.
- [15]岳喜优,陈桂生.财政支农、数字普惠金融与农村居民消费升级[J].中国流通经济,2022,36(9):60-70.
- [16]陈慧卿,曾福生.湖南省农业农村现代化发展水平测度及其区域差异[J].经济地理,2022,42(11):185-194.
- [17]刘传明,宁安宁,贾蓓蓓,等.中国农业农村现代化的统计测度与时空特征[J].统计与决策,2023,39(11):43-48.
- [18]王仁曾,詹姝珂.数字普惠金融与绿色金融对经济高质量发展的协同影响研究[J].现代经济探讨,2023(7):59-70.
- [19]韩叙,柳潇明,刘文婷,等.黄河流域绿色金融与经济高质量发展耦合协调时空特征及驱动因素[J].经济地理,2023,43(9):121-130.
- [20]周波,张琦.农地流转行为的空间依赖性及其影响因素研究:基于学习效应视角[J].财经问题研究,2023(11):101-114.
- [21]孟维福,刘婧涵.绿色金融促进经济高质量发展的效应与异质性分析:基于技术创新与产业结构升级视角[J].经济纵横,2023(7):100-110.
- [22]樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011,46(9):4-16.
- [23]黄磊,吴传清.长江经济带污染密集型产业集聚时空特征及其绿色经济效应[J].自然资源学报,2022,37(2):459-476.
- [24]纪祥裕,顾乃华.生产性服务业与制造业协同集聚具有创新驱动效应吗[J].山西财经大学学报,2020,42(7):57-70.
- [25]孔凡斌,阮华,徐彩瑶.粮食生产对城乡收入差距的影响[J].管理科学,2023,36(2):1-9.
- [26]李建强,王长松,袁梓皓.绿色金融何以提升粮食安全?:基于农村人力资本和农业产业集聚视角[J].济南大学学报(社会科学版),2024,34(1):52-68.

(责任编辑:萧静)

# 国家重点生态功能区 公共服务质量测度与影响因素研究

陈 帅

(江西财经大学 经济学院,江西 南昌 330013)

**摘要:**县域公共服务质量关乎区域民生与可持续发展,构建国家重点生态功能区县域公共服务质量评价指标体系,利用 CRITIC 权重法测度了 2015—2020 年国家重点生态功能区 520 个县级区域的公共服务水平,并探寻其空间差异与影响因素。结果表明,2015—2020 年国家重点生态功能区的公共服务水平整体呈上升趋势,且水土保持类型功能区的公共服务质量显著低于其他三种类型的生态功能区。国家重点生态功能区各县域的公共服务质量差距逐渐缩小,其中防风固沙类型功能区的公共服务差距最小且下降幅度最快。国家重点生态功能区的公共服务质量在空间上呈现“两头高、中间低”情形,H-H 集聚区域在西北、中部以及东南地区均有分布,而 L-L 区域大面积分布在西南地区。生态转移支付在财政自给率较低的县域能更好提升公共服务质量,在西北部国家重点生态功能区内,固定资产投资、城镇化水平能提升县域公共服务质量,在东中部区域内却起到抑制作用,金融化水平与工业化水平对南部国家重点生态功能区域具有促进作用。

**关键词:**公共服务质量;国家重点生态功能区;转移支付;空间分异

中图分类号:F061.5;X22

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)07-0012-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2024.07.002

## 一、引言

公共服务关乎民生,是建设美好家园的重要构成,是实现共同富裕的重要内容。“十三五”以来,全国公共服务供给水平大幅提升,公共服务体系日益完善,多层次、多元化的公共需求得到较好满足(缪小林和张蓉,2022)<sup>[1]</sup>。2021 年,国务院印发《“十四五”公共服务规划》,指出要重点推进公共服务发展,完善公共服务体系,加快推进基本公共服务均等化进程,提高公共服务供给水平,改善人民生活品质。这对于国家重点生态功能区的重要性不言而喻,因为该规划旨在提升国家重点生态功能区公共服务水平与生态环境质量,推进区域协调发展。国家重点生态功能区作为国家生态安全的重要区域,提高其公共服务质量对加快国家重点生态功能区公共服务均等化进程与提高公民幸福感意义重大。既然国家重点生态功能区的发展理念源于制度本身,那么在这种制度下,国家重点生

态功能区的公共服务质量究竟是否显著提高?区域间公共服务质量是否存在差异?哪些因素影响国家生态功能区的公共服务质量?为解答这些问题,本文测度了国家重点生态功能区的县域公共服务质量水平并对其影响因素进行研究。

现有文献对公共服务的研究分理论内涵方面(尹栾玉,2016)<sup>[2]</sup>、测度公共服务供给均等化方面(杨晓军和陈浩,2020;李斌等,2015)<sup>[3-4]</sup>。李华和董艳玲(2020)<sup>[5]</sup>利用基尼系数与核密度估计对中国各省(区、市)公共服务均等化进行分析,发现基尼系数呈下降状态,均等化趋势加强。韩增林等(2015)<sup>[6]</sup>运用探索性空间数据分析对城乡基本公共服务均等化指数的空间格局进行研究,发现城市与农村基本公共服务水平差异显著。部分学者从投入与产出视角对公共服务供给效率进行了研究(官永彬,2016;尹鹏等,2021)<sup>[7-8]</sup>。尹鹏等(2015)<sup>[9]</sup>利用障碍度模型与数据包络分析模型测

**基金项目:**国家自然科学基金项目“南方集体林区资源禀赋、产权演化与森林质量”(71773091)。

**作者简介:**陈帅(1993—),男,安徽安庆人,博士,讲师,研究方向为资源经济与环境管理、区域经济研究。

算了东北地区资源型城市基本公共服务效率与障碍因子。在指标体系构建方面,部分学者从医疗、教育、环境等维度构建了公共服务质量评价体系(詹新宇和王蓉蓉,2022;谢星全,2018;史卫东和赵林,2015)<sup>[10-12]</sup>。有学者将公共服务与其他要素进行耦合关联分析,如城镇化、经济等要素(马慧强等,2020)<sup>[13]</sup>。总体说,学者关于公共服务的研究较为丰富,但仍存在有待丰富之处:(1)当前文献对公共服务的测度多集中在省级或者市级区域,对县域公共服务的研究较少,从全国层面对国家重点生态功能区县域公共服务质量测度与影响分析的相关成果更少。国家重点生态功能区制度本身发展理念是要提高区域的公共服务质量,所以对这一特殊区域公共服务的研究具有一定新颖性。(2)多数文献对公共服务的影响因素与提升路径研究从内部因素进行分析,国家重点生态功能区的发展源于制度属性,但从全国县域层面评估国家重点生态功能区转移支付规模对公共服务质量的影响研究较少。本文将经济学与地理学相结合对公共服务质量进行测度与效应分析,为不同学科理论的融合应用与今后相关主题的拓展提供了参考。

本文构建了国家重点生态功能区县域公共服务的评价指标体系,利用 CRITIC 权重法对 2015—2020 年国家重点生态功能区县域公共服务质量进行测算,并分析国家重点生态功能区公共服务质量的时空演化。运用面板门槛模型与空间计量模型分析了相关变量对国家重点生态区公共服务的影响,期许能为提高公共服务水平提供决策参考。

## 二、研究设计与数据来源

### (一)研究区概况

2010 年底,国务院发布了《国家主体功能区规划》,提出了重点生态功能区的概念和管理目标。国家重点生态功能区有水源涵养、水土保持、防风固沙、生物多样性保护四种类型。第一批国家重点地区包含 25 个功能区,涵盖 436 个县级地区,占地约 386 万平方公里,约占全国国土面积的 40%。2016 年,国家重点生态功能区新增了 240 个县级区域。国家重点生态功能区经济发展缓慢,生态环境脆弱,在交通、水利与通信等基础设施上不够完善,农业人口占比较大。

### (二)研究方法

1. CRITIC 权重法。与熵权法相比,CRITIC 权重法是一种更好的客观加权方法,其既考虑了数据的波动性,还考虑到数据间的相关关系,主要通过评价对比

强度和冲突性指标确定各指标权重(Dehmourdi 等,2021)<sup>[14]</sup>。对比强度通过标准差表示,标准差越大,波动越大,则权重越高;冲突性通过相关系数表示,指标间相关系数值越大,冲突性越小,则权重越低(Li 等,2021)<sup>[15]</sup>。计算权重时,首先对各指标数据进行归一化处理,将对比强度与冲突性指标相乘计算出信息量,测算各指标信息量占比即得到最终权重。

2. 探索性空间数据分析。为分析国家重点生态功能区的公共服务质量在空间上是否具有关联性,本文将测算研究单元公共服务质量的全局 Moran's I 值,莫兰指数值分布在 $[-1, 1]$ ,当 Moran's I  $> 0$  时,表示研究区域的属性值在空间上具有正相关性;当 Moran's I  $< 0$  时,表示研究区域的属性值在空间上呈负相关性;当 Moran's I = 0 时,则空间具有随机性。公式如下:

$$I = \frac{n}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

式中, $n$  为空间单元的总个数, $y_i$  与  $y_j$  分别表示第  $i$  个空间单元与第  $j$  个空间单元的属性值, $w_{ij}$  为空间权重值。另外,局部空间自相关分析在本文将被运用于观测县域公共服务在局部区域空间自相关性特征,将绘制 LISA 集聚分布图,从空间位置上分析县域公共服务质量的集聚类型以及空间关联特征。

3. 地理加权回归模型(GWR)。最小二乘模型作为一种全局回归模型,其回归系数表示整个研究区域内的平均值,其回归参数不能完全反映空间上的效应特征。国外学者在局部回归分析和变参数研究基础上,借鉴局部平滑思想,提出了地理加权回归模型(Brunsdon 等,1996)<sup>[16]</sup>。在数据处理时考虑局部特征作为权重是空间效应分异过程的一种模型,对被解释变量的解释能达到很好空间分异效果(胡艳兴等,2015)<sup>[17]</sup>。具体如下:

$$pubse_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^p \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中, $Pubse_i$  为采样点  $i$  的因变量值, $\beta_k(u_i, v_i)$  为采样点  $i$  第  $k$  个回归系数, $x_{ik}$  为第  $k$  个自变量, $\varepsilon_i$  表示随机误差项。

### (三)变量说明

被解释变量。核心被解释变量为公共服务指数,依据《国家基本公共服务标准(2021 年版)》与相关文献(董艳玲和李华,2022;迟瑶等,2016)<sup>[18-19]</sup>,在遵循

评价体系原则性与科学性的基础上,结合县级指标数据可获得性,确定了基础设施、医疗卫生、文化教育、社会保障、生态环境 5 个维度 13 个单项指标(见表 1),用 CRITIC 权重法测度指标权重并得出各县域公共服务指数。

表 1 县域基本公共服务质量评价指标体系

| 一级指标     | 二级指标 | 三级指标              | 单位                 |
|----------|------|-------------------|--------------------|
| 基本公共服务指数 | 基础设施 | 燃气普及率             | %                  |
|          |      | 供水管道长度            | km                 |
|          |      | 建成区路网密度           | km/km <sup>2</sup> |
|          |      | 万人固定电话用户          | 户                  |
|          | 医疗卫生 | 万人医疗卫生床位数         | 床                  |
|          |      | 万人卫生人员数           | 人                  |
|          | 文化教育 | 万人普通中小学专任教师数      | 人                  |
|          |      | 万人中小学学校数          | 人                  |
|          | 社会保障 | 每千人各种社会福利收养性单位数   | 个                  |
|          |      | 每千人各种社会福利收养性单位床位数 | 床                  |
|          | 生态环境 | 生活垃圾处理率           | %                  |
|          |      | 污水处理率             | %                  |
|          |      | 建成区绿化覆盖率          | %                  |

参考相关文献(陈帅等,2024;王斌和王秀芝,2024)<sup>[20-21]</sup>,以生态转移支付规模对数(Etrp)作为核心解释变量,以财政自给率(Fssr)作为门槛变量,用一般公共预算收入与一般公共预算支出的比值表征财政自给率。控制变量包括固定资产投资(Inves)、城镇化水平(Urban)、金融化水平(Fina)、工业化水平(Indus)与人口密度(Pden)。固定资产投资水平用全社会固定资产投资与 GDP 比值表征,城镇化水平用城镇人口与常住总人口的比值表征,金融化水平用年末金融机构各项贷款余额与 GDP 的比值表示,工业化水平用规模以上工业总产值与地区生产总值的比值表示,人口密度以单位行政区域土地面积的户籍人口数表征。

#### (四)模型设定

由于生态功能区转移支付对公共服务质量的影响是多维度的,其效应可能在不同县域政府财政自给率上呈现不同特征,即重点生态功能区转移支付与公共服务质量可能存在非线性关系。为检验两者是否具有非线性关系,基于 Hansen 提出的门槛回归模型对其进行分析(Hansen,1999)<sup>[22]</sup>。根据样本观察值估计门槛值,检验门槛值划分的区间样本组的回归参数是否存在

在显著差异(李虹和邹庆,2018)<sup>[23]</sup>,构建面板门槛模型:

$$\text{pubse}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Etrp} \cdot I(\text{Fssr} \leq \gamma) + \beta_2 \text{Etrp} \cdot I(\text{Fssr} > \gamma) + \sum \beta_x \cdot \text{Control} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中,被解释变量 Pubse<sub>it</sub> 为公共服务质量,核心解释变量为 Etrp, 门槛变量为 Fssr, γ 为特定门槛值, Control 表示控制变量。I(·) 表示示性函数,当括号中表达式不满足时,取值为 0,否则取值为 1。上式为单一门槛模型,实际情况可能存在双门槛效应,在此构建双门槛模型:

$$\text{pubse}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Etrp} \cdot I(\text{Fssr} \leq \gamma_1) + \beta_2 \text{Etrp} \cdot I(\gamma_1 < \text{Fssr} \leq \gamma_2) + \beta_3 \text{Etrp} \cdot I(\text{Fssr} > \gamma_2) + \sum \beta_x \cdot \text{Control} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

#### (五)数据来源

数据来源于《中国县域统计年鉴》、《中国县城建设统计年鉴》、EPS 数据库以及部分地市统计年鉴。各县域重点生态功能区转移支付资金数据由各省(区、市)政府门户网站“依申请公开”系统申请信息公开得到。由于个别省(区、市)财政数据不予公开,手工整理出 294 个县级国家重点生态功能区转移支付数据用于分析,空间矢量数据来源于全国地理信息资源目录服务系统 1:100 万基础地理数据库。对于个别缺失数据采用插值法补全。本文以 520 个国家重点生态功能区县域作为研究区域,涵盖全国 27 个省(区、市)。

### 三、实证分析

#### (一)公共服务质量时序分析

运用 CRITIC 权重法得出国家重点生态功能区县域各指标权重,结果见表 1。将研究区域分为第一批国家重点生态功能区、第二批国家重点生态功能区并测算出各自公共服务指数。因为国家生态功能区各类型的经济与社会状况存在差别,对各类型生态功能区的公共服务指数进行测算,结果见图 1。由图 1 可知,国家重点生态功能区总体公共服务质量呈逐年递增趋势,2015 年公共服务质量指数为 0.3798,2020 年达到了 0.4331,提高了 14.0%。第一批国家重点生态功能区的公共服务质量明显低于第二批国家重点生态功能区。从国家重点生态功能区类型划分看,四种类型生态功能区的公共服务质量都呈上升趋势。其中,水源涵养、防风固沙以及生物多样性保护类型的公共服务质量基本相差不大;水土保持类型的公共服务质量虽有大幅上升,但其公共服务质量显著低于其他三种类型的生态功能区公共服务质量,该类型区域的公共服务问题应重点关注。

为判别国家重点生态功能区以及各类型区域的

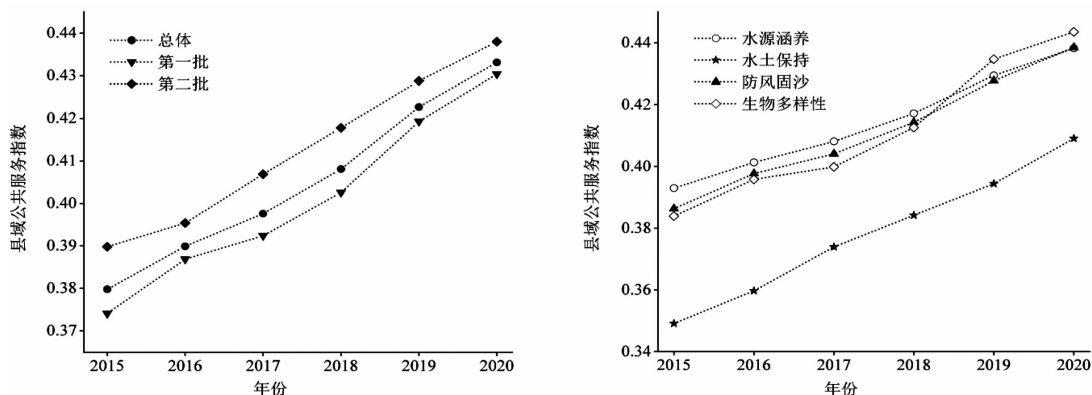


图1 国家重点生态功能区公共服务指数时序变化

公共服务质量是否存在较大差别,测算了各类型区域的基尼系数(见图2)。从图2可看出,国家重点生态功能区以及各类型区域的公共服务质量差别较小,且各类型区域的基尼系数呈递减趋势,表明国家重点生态功能区的公共服务质量差距在逐渐缩小。从各生态类

型区域间基尼系数看,防风固沙类型生态功能区的基尼系数整体最小且下降幅度最快,说明防风固沙类型生态功能区公共服务均等化程度较高,而水土保持与生物多样性保护类型功能区的基尼系数大于水源涵养与防风固沙类型生态功能区。

## (二)空间分布特征分析

为直观反映国家重点生态功能区公共服务质量的空间分布特征,利用 ArcGIS 软件绘制 2015 年、2018 年和 2020 年国家重点生态功能区县域公共服务指数的空间分布图,并将公共服务指数划分为 4 个等级,结果见图 3。2015 年,国家重点生态功能区多数县域的公共服务质量中等偏下。低值区域位于我国西南地区国家重点生态功能区,西部浑善达克沙漠化防治生态功能区与阴山北麓草原生态功能区处于较低水平,东南地区国家重点生态功能区的公共服务质量处于中等偏上水平。2018 年,多数县域的公共服务质量显著提高。其中,西南地区国家重点生态功能区多个县域

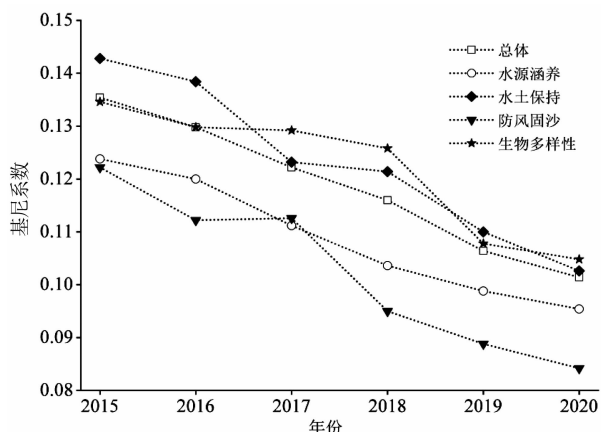


图2 国家重点生态功能区公共服务质量基尼系数

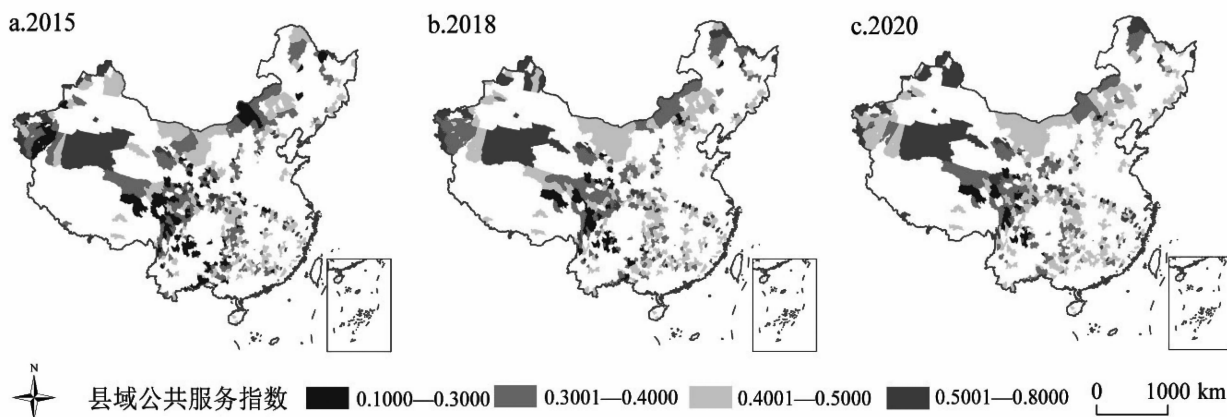


图3 国家重点生态功能区公共服务指数的空间分布格局

注:基于自然资源部标准地图服务网站下载的审图号 GS (2019)1822 标准地图制作,底图无修改。图 4、图 5 同。

的公共服务质量由低水平转向中低水平,湖南、贵州等地国家重点生态功能区的公共服务质量由中低水平转向中高水平,西部阿尔泰山地森林草原生态功能区与阿尔金草原荒漠化防治生态功能区的公共服务质量依然保持着较高水平,东南地区国家重点生态功能区的公共服务质量较 2015 年基本保持不变。2020 年,国家重点生态功能区公共服务质量的空间格局与 2018 年基本保持一致。多数县域的公共服务质量处于中高及以上水平,低水平公共服务质量的县域虽较少但依然存在,主要分布在西南地区。相比 2015 年,2020

年国家重点生态功能区县域公共服务质量明显提高。

### (三)空间自相关分析

为分析国家重点生态功能区公共服务空间上的关联性,用空间自相关分析测算国家重点生态功能区 2015 年、2018 年和 2020 年的全局莫兰指数,发现 Moran's I 值分别为 0.2772、0.3224 和 0.2920,且通过 1% 水平显著性检验,表明国家重点生态功能区公共服务质量在空间分布上呈现显著正相关性。为全面了解国家重点生态功能区内部公共服务空间集聚及差异情况,进行局部自相关分析并绘制 LISA 集聚图(见图 4)。

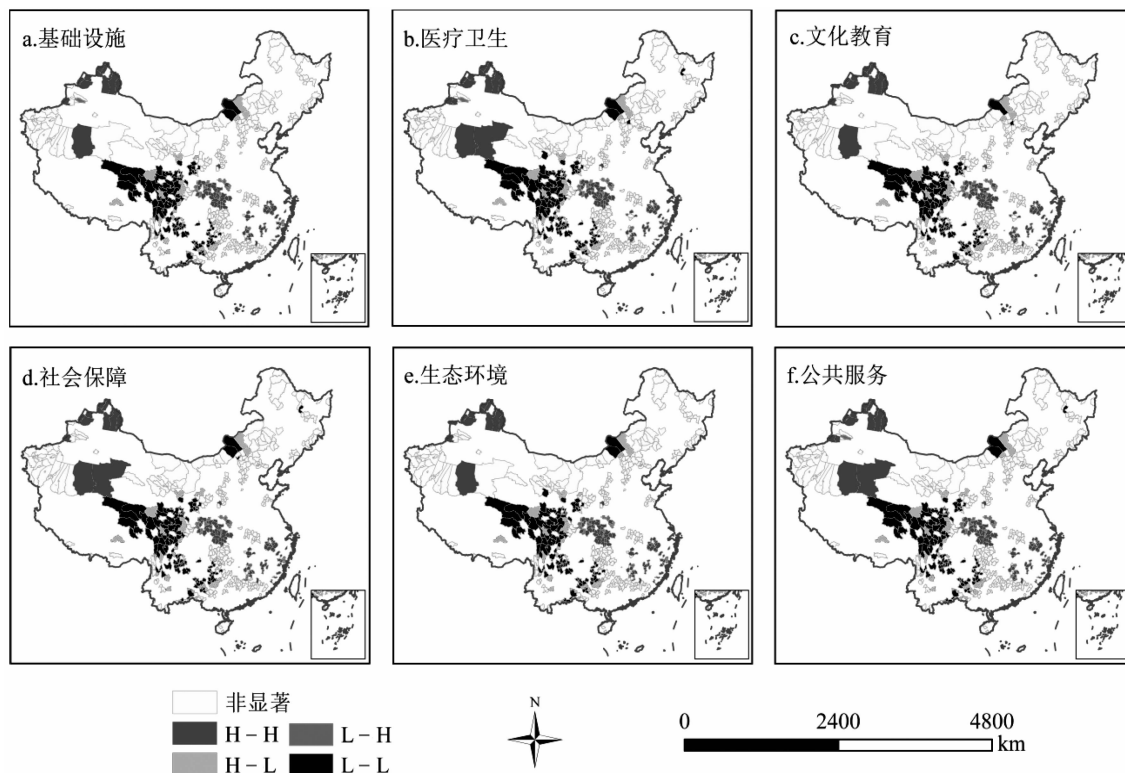


图4 国家重点生态功能区公共服务 LISA 散点图

可以发现,国家重点生态功能区公共服务及各维度公共服务的集聚特征具有相似性。H-H 集聚区主要集中于新疆的阿尔泰山地森林草原生态功能区与阿尔金草原荒漠化防治生态功能区,以及中部的秦巴生物多样性生态功能区,部分 H-H 集聚区还分布在东南地区,这些区域的公共服务质量优势较为明显,并且带动了周边地区的公共服务质量。L-L 集聚区面积较大,占据绝对主导,在西南地区三江源草原草甸湿地生态功能区、川滇森林及生物多样性生态功能区等区域形成片状集聚。这些区域不仅是国家重点生态功能区,多数区域也被列为国家扶贫的重点区域,在教育、

医疗、就业以及其他基础设施供给方面存在压力,公共服务质量与其他区域相比存在差距。另外,显著的 H-L 与 L-H 的区域数量相对较少,并未形成大面积集聚状态,在空间分布上呈现离散特征。H-L 区域离散分布在川滇森林及生物多样性生态功能区,这些区域公共服务质量相对较好,但并没有带动周边县域重点生态功能区公共服务质量的发展。

### (四)影响因素分析

为识别国家重点生态功能区各因素与公共服务质量关系,将测算出的公共服务质量指数作为因变量,进一步验证生态转移支付对公共服务质量是否存在

门槛效应,先运用门槛模型与自助法(Bootstrap Method)反复抽取样本 300 次以检验门槛效果的显著性,检验结果见表 2。财政自给率作为门槛变量时,单一门槛 F 值和 P 值分别为 46.18 和 0.0033,其结果通过了 5%水

平的显著性检验,而双重门槛与三重门槛均未通过显著性检验,因此选取单门槛模型对公共服务质量进行分析。

表 2 门槛效应检验结果

| 模型   | F 值   | P 值    | BS 次数 | 临界值     |         |         |
|------|-------|--------|-------|---------|---------|---------|
|      |       |        |       | 10%     | 5%      | 1%      |
| 单一门槛 | 46.18 | 0.0033 | 300   | 30.6964 | 34.4727 | 43.0563 |
| 双重门槛 | 23.72 | 0.0800 | 300   | 23.0031 | 26.7826 | 35.8603 |
| 三重门槛 | 7.97  | 0.7467 | 300   | 21.0028 | 24.7348 | 31.4112 |

表 3 最后一列是生态转移支付对公共服务质量的门槛回归估计结果。国家重点生态功能区转移支付对公共服务质量提升具有显著影响。当财政自给率较低时,即低于门槛值( $F_{ssr} \leq 0.0840$ )时,国家重点生态功能区转移支付对公共服务质量的回归系数为 0.0295,且该系数在 1%的水平上显著;当财政自给率

处于较高水平( $F_{ssr} > 0.0840$ )时,国家重点生态功能区转移支付对公共服务质量的回归系数为 0.0270,可见生态转移支付在财政自给率较低的县域内对公共服务质量的提升效应较强。从控制变量看,金融化水平与工业化水平对公共服务质量有显著的提升作用,城镇化起到了抑制作用。

表 3 面板门槛模型参数估计结果

|                                 | 基础设施                 | 医疗卫生                  | 文化教育                   | 社会保障                  | 生态环境                 | 公共服务                 |
|---------------------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| Inves                           | -0.0022<br>(-1.44)   | -0.0002<br>(-0.38)    | -0.0002<br>(-1.30)     | -0.0021**<br>(-2.03)  | 0.0026*<br>(1.93)    | -0.0022<br>(-0.81)   |
| Urban                           | -0.0667**<br>(-2.43) | -0.0037<br>(-0.37)    | -0.0103***<br>(-3.80)  | -0.0599***<br>(-3.23) | 0.0515**<br>(2.15)   | -0.1013**<br>(-2.11) |
| Fina                            | 0.0043<br>(1.50)     | 0.0090***<br>(8.69)   | -0.0006**<br>(-2.24)   | -0.0060***<br>(-3.12) | 0.0121***<br>(4.84)  | 0.0200***<br>(4.02)  |
| Indus                           | 0.0097***<br>(4.04)  | 0.0012<br>(1.44)      | 0.0005**<br>(2.07)     | 0.0043***<br>(2.66)   | 0.0005<br>(0.28)     | 0.0156***<br>(3.69)  |
| Pden                            | 0.0601***<br>(2.95)  | -0.0520***<br>(-6.99) | -0.0204***<br>(-10.12) | -0.0092<br>(-0.67)    | -0.0161<br>(-0.91)   | -0.0299<br>(-0.84)   |
| Etrp( $F_{ssr} \leq \gamma_1$ ) | 0.0077***<br>(5.02)  | 0.0062***<br>(11.10)  | -0.0013***<br>(-8.62)  | 0.0019*<br>(1.85)     | 0.0147***<br>(10.86) | 0.0295***<br>(10.87) |
| Etrp( $F_{ssr} > \gamma_2$ )    | 0.0065***<br>(4.18)  |                       | -0.0011***<br>(-7.53)  |                       | 0.0134***<br>(9.89)  | 0.0270***<br>(9.90)  |
| _cons                           | -0.1977**<br>(-2.06) | 0.2182***<br>(6.22)   | 0.1260***<br>(13.26)   | 0.0714<br>(1.10)      | 0.1285<br>(1.53)     | 0.3122*<br>(1.86)    |
| 样本数                             | 1764                 | 1764                  | 1764                   | 1764                  | 1764                 | 1764                 |
| R <sup>2</sup>                  | 0.0535               | 0.2073                | 0.2360                 | 0.0300                | 0.1555               | 0.1446               |

注:\*,\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上显著。

运用面板门槛模型分析生态转移支付对公共服务各维度是否有显著影响,相关门槛效应检验结果由于篇幅限制未进行展示。根据表 3,从基础设施看,生态转移支付对基础设施存在单门槛效应,当财政自给

率处于较低水平时( $F_{ssr} \leq 0.0550$ ),生态转移支付对基础设施的系数为 0.0077;当财政自给率处于较高水平时( $F_{ssr} > 0.0550$ ),生态转移支付对基础设施的系数为 0.0065,可见在财政自给率水平较低的区域,生态转移

支付更能促进基础设施水平提升,这一结果与生态转移支付对公共服务质量的影响相似。城镇化水平对基础设施具有显著异质性作用,人口密度与工业化水平对基础设施具有显著促进作用。从医疗卫生看,生态转移支付对医疗卫生不存在门槛效应,但生态转移支付对医疗卫生具有显著促进作用,金融发展水平对医疗卫生也具有显著促进作用。从文化教育看,生态转移支付对文化教育水平存在单门槛效应,当  $F_{ssr} \leq 0.0600$  时,生态转移支付对文化教育的系数为  $-0.0013$ ;当  $F_{ssr} > 0.0600$  时,生态转移支付对文化教育的系数为  $-0.0011$ 。可见在财政自给率水平较高的区域,生态转移支付对文化教育抑制作用较弱。从社会保障看,生态转移支付对其不存在门槛效应,但生态转移支付对社会保障有一定的提升作用。从生态环境看,生态转移支付对生态环境提升具有单门槛效应,当  $F_{ssr} \leq 0.1130$  时;生态转移支付对生态环境的系数为  $0.0147$ ,

当  $F_{ssr} > 0.1130$ ,生态转移支付对生态环境的系数为  $0.0134$ ,可见在财政自给率较低的区域,生态转移支付更能促进生态环境提升。

由于国家重点生态功能区的公共服务质量存在不平衡,各县域的社会与经济要素存在差别,各因素对公共服务质量的影响可能存在空间差别。以公共服务指数作为因变量,以固定资产投资、城镇化率、金融化水平、工业化水平、人口密度与财政自给率作为自变量进行分析。先进行多重共线性检验,发现各变量的方差膨胀因子均小于  $7.5$ ,可认为变量之间不存在多重共线性,所选变量均可作为解释变量。依据 GWR 模型结果进行空间效应分析。通过 ArcGIS 软件分析并绘制出 GWR 模型的固定资产投资、城镇化率、金融化水平、工业化水平、人口密度以及财政自给率的回归系数估计的空间分布图,结果见图 5。

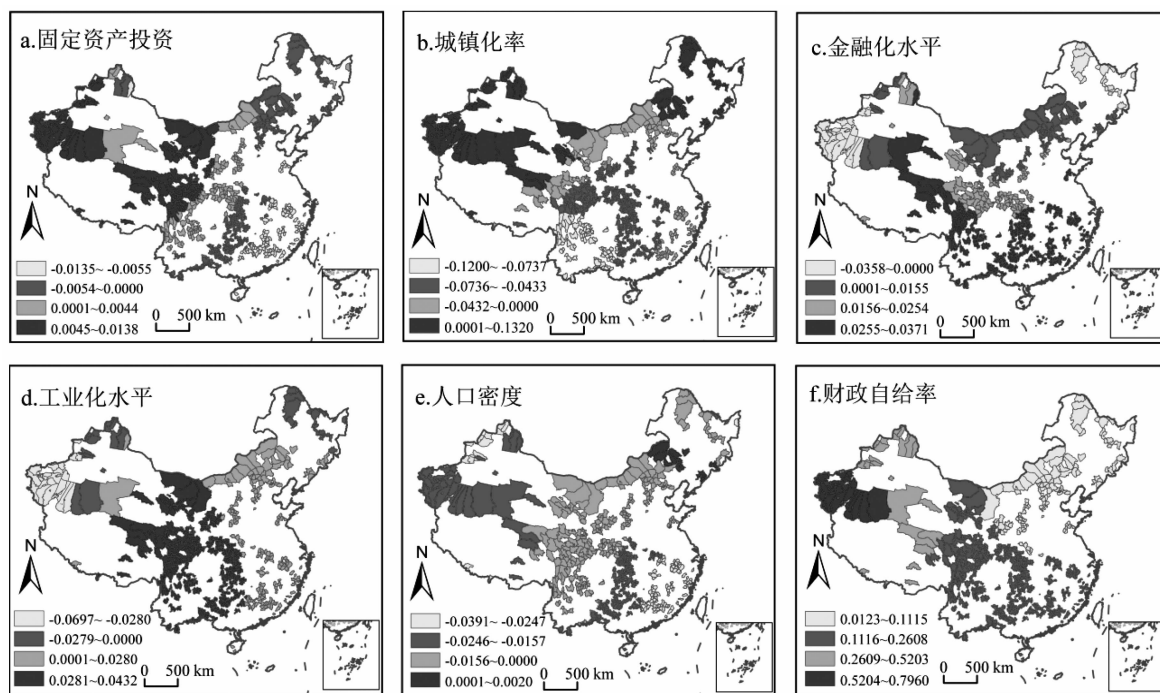


图 5 公共服务质量 GWR 模型的回归系数空间分布

固定资产投资水平对公共服务质量的回归系数有正有负,由西向东呈递减情形。高值区位于西北塔里木河荒漠化防治生态功能区、阿尔金草原荒漠化防治生态功能区、三江源草原草甸湿地生态功能区以及祁连山冰川与水源涵养生态功能区,这些区域固定资产投资水平对公共服务质量具有一定的推动作用。低值区主要位于东南部国家重点生态功能区,其固定资

产水平对公共服务质量提升并没有起到助推作用,反而具有一定的抑制作用。城镇化率对公共服务质量的回归系数由南到北呈递增态势,且多数区域城镇化率对公共服务质量的影响是负向的。低值区聚集在我国西南部川滇森林及生物多样性生态功能区和藏东南高原边缘森林生态功能区,该地区城镇化水平整体不高,且公共服务质量较低,低水平城镇化率对公共服务质

量提升缺乏动力。在甘肃、西藏、新疆、吉林等区域,城镇化率整体不高,但对公共服务质量的提升起到一定的助力作用。在湖南、湖北、陕西等地,城镇化率处于中等水平,对公共服务质量提升却起到阻碍作用。金融化水平的回归系数基本为正,说明整体上金融化水平对公共服务质量有助力作用。从空间分布图看,高值区位于东南部区域,这些生态功能区金融化水平较高,通过融资等方式对公共服务质量发展起到助力作用。在东北地区的大、小兴安岭森林生态功能区和西北地区的塔里木河荒漠化防治生态功能区等地,金融化水平对公共服务质量提升起负向作用,这些区域金融贷款水平整体偏下,公共服务质量水平不高,金融化发展未起到促进作用。

工业化水平对公共服务质量的回归系数在中部、东南地区为正,说明工业化发展对公共服务质量有积极贡献。在塔里木河荒漠化防治生态功能区与大、小兴安岭森林生态功能区域内,工业化水平对公共服务质量起负向作用,这些生态区域工业化基础较弱,以工业化发展来提升公共服务质量显然是一个巨大挑战。人口密度对公共服务质量基本呈负向作用,其中,东南、西北地区的国家重点生态功能区对公共服务质量的抑制作用较强。东南部生态区域内的人口密度较大,公共服务设施较为集中,各类资源供应可能会出现瓶颈。生活服务、环境管理与住房看病等公共服务供给趋于紧缩,人口密度增大将损害区域生态自我修复能力以及区域人口承载能力。财政自给率对公共服务质量提升具有正向作用,且在西部地区的效应较为明显,在整个东中部生态区的提升效应较弱。西部地区财政自给率整体偏低,地方政府收入与支出不成比例,这可能导致地方政府陷入债务危机。

#### 四、结论与对策建议

##### (一) 结论

本文构建了国家重点生态功能区县域基本公共服务质量评价指标体系,分析了2015—2020年国家重点生态功能区公共服务质量的时空格局演化过程,并基于面板门槛回归与GWR模型分析各因素对国家重点生态功能区公共服务质量的影响,得出如下结论:

第一,2015—2020年国家重点生态功能区公共服务水平整体呈上升趋势,第一批国家重点生态功能区县域公共服务水平低于第二批国家重点生态功能区。从生态区类型看,水源涵养、防风固沙以及生物多样

性保护类型的公共服务质量整体相差不大,水土保持类型的公共服务水平显著低于其他三种类型生态功能区。从基尼系数看,国家重点生态功能区公共服务质量总体差距不断缩小,防风固沙类型生态功能区下降幅度最快。

第二,多数国家重点生态功能区的县域公共服务质量明显提升,公共服务质量在空间上呈现“两头高、中间低”态势。从空间关联特征上看,国家重点生态功能区县域公共服务水平存在空间集聚现象,显著H-L集聚区与L-H集聚区的区域数量相对较少,在空间上分布离散。H-H集聚区域在西北、中部以及东南部的生态区均有分布,而L-L集聚区大面积分布在西南国家重点生态功能区域内。

第三,从门槛回归结果看,生态转移支付对县域公共服务质量存在单门槛效应,其生态转移支付在财政自给率较低的地区更能促进公共服务质量提升。另外,金融化水平与工业化水平也能显著促进公共服务质量的提高。从空间效应分析看,固定资产投资、城镇化水平与财政自给率水平越高,对西北地区国家重点生态功能区县域的公共服务质量促进作用越强,对东中部国家重点生态功能区影响不大,固定资产投资水平与城镇化水平甚至起到了抑制作用。金融化水平与工业化水平在南部国家重点生态功能区有促进作用,但在北部多数区域具有异质性作用。人口密度对多数国家重点生态功能区县域的公共服务质量有抑制作用,其中在西北地区与东南地区的国家重点生态功能区域内的效应最为明显。

##### (二) 对策建议

根据上述研究结论,本文提出以下对策建议:

第一,完善国家重点生态功能区转移支付制度。具体而言,适度加大对西北与西南地区国家重点生态功能区的生态转移支付规模。此外,各地政府应鼓励周边开发区域对邻近禁止开发区域进行资金扶持,以保证禁止开发生态区域有较为充足的资金提供基本公共服务。在转移支付形式上,一般性转移支付对平衡地区间财力有较大促进作用,在国家重点生态功能区要建立完善以一般均衡性转移支付为主,专项转移支付为辅的财政转移支付制度。财力不足区域过度依赖中央转移支付很难全面实现公共服务质量提高,地方政府应拓宽融资渠道以解决公共服务质量的差别化问题。

第二,依据国家重点生态功能区县域公共服务各维度供给情况来制定相关策略,保证生态转移支付资金有效支出,全面提高各项公共服务质量。一是继续加强对西南国家重点生态功能区的重大基础设施建设,提供完整配套的公共设施保障。二是在医疗卫生状况较差区域实行稳定资金投入策略,西南地区要加强与沿海地区医疗卫生合作交流,引入先进医疗技术与经验。三是加强对北部科尔沁草原重点生态功能区、浑善达克沙漠化防治生态功能区以及阴山北麓草原生态功能区的基础教育投入,加快高素质人才队伍建设。四是完善社会保障体系,增加社会保障支出,保障居民基本生活需要。五是完善国家重点生态功能区公共生态环境治理,进一步完善生态功能区生态环境奖惩机制,地方政府在公共服务供给策略制定上还要与当地公民建立有效沟通,将公众需求与偏好作为制定相关决策的重要参考。◆

#### 参考文献:

- [1] 廖小林,张蓉.从分配迈向治理:均衡性转移支付与基本公共服务均等化感知[J].管理世界,2022,38(2):129-149+9-14.
- [2] 尹荣玉.基本公共服务:理论、现状与对策分析[J].政治学研究,2016(5):83-96+127.
- [3] 杨晓军,陈浩.中国城乡基本公共服务均等化的区域差异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2020,37(12):127-145.
- [4] 李斌,李拓,朱业.公共服务均等化、民生财政支出与城市化:基于中国286个城市面板数据的动态空间计量检验[J].中国软科学,2015(6):79-90.
- [5] 李华,董艳玲.中国基本公共服务均等化测度及趋势演进:基于高质量发展维度的研究[J].中国软科学,2020(10):74-84.
- [6] 韩增林,李彬,张坤领.中国城乡基本公共服务均等化及其空间格局分析[J].地理研究,2015,34(11):2035-2048.
- [7] 官永彬.民主与民生:分权体制下公众参与影响公共服务效率的经验研究[J].经济管理,2016,38(1):177-187.
- [8] 尹鹏,王富喜,段佩利.中国基本公共服务效率与城镇化质量的时空耦合关系研究[J].地理科学,2021,41(4):571-579.
- [9] 尹鹏,刘继生,陈才.东北地区资源型城市基本公共服务效率研究[J].中国人口·资源与环境,2015,25(6):127-134.
- [10] 詹新宇,王蓉蓉.财政压力、支出结构与公共服务质量:基于中国229个地级市面板数据的实证分析[J].改革,2022(2):111-126.
- [11] 谢星全.基本公共服务质量评价研究:以基本医疗卫生服务为例[J].宏观质量研究,2018,6(1):44-54.
- [12] 史卫东,赵林.山东省基本公共服务质量测度及空间格局特征[J].经济地理,2015,35(6):32-37.
- [13] 马慧强,廉倩文,韩增林,等.基本公共服务—城镇化—区域经济耦合协调发展时空演化[J].经济地理,2020,40(5):19-28.
- [14] DEHMOURDI S, RAVANDE K, NAIK G M. An Investigation on Construction Crisis Framework Based on the CRIT-IC and WASPAS Methods, a Case Study; Khuzestan province (Iran) [J]. International Journal of Engineering and Advanced Technology (IJEAT), 2021, 10(4): 89-100.
- [15] LI L, LI G, CUI L, et al. Method for modelling ecological competition based on Pareto optimality: A case study of coastal wetlands in Jiangsu Province, China [J]. Ecological Indicators, 2021, 129: 107946.
- [16] BRUNSDON C, FOTHERINGHAM A S, CHARLTON M E. Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity [J]. Geographical analysis, 1996, 28(4): 281-298.
- [17] 胡艳兴,潘竟虎,陈蜓,等.基于ESDA和GWR的中国地级及以上城市四化协调发展时空分异格局[J].经济地理,2015,35(5):45-54.
- [18] 董艳玲,李华.中国基本公共服务的均等化测度、来源分解与形成机理[J].数量经济技术经济研究,2022,39(3):24-43.
- [19] 迟瑶,王艳慧,房娜.连片特困区贫困县农村基本公共服务与县域经济时空格局演变关系研究[J].地理研究,2016,35(7):1243-1258.
- [20] 陈帅,姚顺波,侯孟阳,等.国家重点生态功能区转移支付与基本公共服务供给:来自中国县域的证据[J].华东经济管理,2024,38(5):13-24.
- [21] 王斌,王秀芝.预算公开与基本公共服务水平:理论分析与实证检验[J].公共管理与政策评论,2024,13(1):101-120.
- [22] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [23] 李虹,邹庆.环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究:基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].经济研究,2018,53(11):182-198.

(责任编辑:新月)

# 数字经济赋能经济高质量发展： 理论分析与实证检验

郭海明 徐江林

(兰州财经大学 统计与数据科学学院, 甘肃 兰州 730000)

**摘要:**在全球化和信息化日益加深的背景下,数字经济成为推动经济增长的新动力,为经济高质量发展提供了机遇和方向。为探究数字经济如何有效赋能经济高质量发展,基于2012—2021年中国30个省(区、市)的面板数据,运用双向固定效应模型、中介效应模型和空间杜宾模型,实证分析数字经济对经济高质量发展的影响。结果显示:数字经济显著推动经济高质量发展,并且其影响存在显著的区域异质性;产业结构升级和技术创新在数字经济推动经济高质量发展的过程中起到了重要的中介作用。数字经济具有显著的正向空间溢出效应,有助于促进周边地区的经济高质量发展。

**关键词:**数字经济;经济高质量发展;技术创新;空间溢出效应

中图分类号:F49;F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)07-0021-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.07.003

## 一、引言

随着全球信息技术的飞速发展和深入应用,数字经济作为驱动经济增长的强大新动力,在世界经济格局中扮演着举足轻重的角色。《中国数字经济发展与就业白皮书2021》显示,中国数字经济规模十年间实现了巨大飞跃,由2011年的9.5万亿元猛增到2021年的45.5万亿元。同时,其占GDP的比重也从20.3%提升至39.8%,展现出强劲增长的态势。数字经济不仅推动了生产效率的提升和成本的降低,更促进产业结构的优化升级,为经济增长注入源源不断的活力。在数字化浪潮推动下,传统产业的边界逐渐模糊,新业态、新模式层出不穷,进一步加速了经济的数字化转型。我国高度重视数字经济发展,《“十四五”数字经济发展规划》明确提出加快数字产业化和产业数字化进程的战略目标,目的是推动数字经济和实体经济的深度结合和协调发展,以数字经济为动力,对传统产业进行改造和升级,使我国经济更加优质地发展。在此背景下,

探索如何高效释放数字经济发展红利,对促进中国经济高质量发展有着重要意义。

已有文献主要从以下两个方面探讨数字经济对经济高质量发展的研究。一是理论层面。既往研究广泛深入揭示了数字经济对经济高质量发展的多维促进作用,这一效应跨越宏观、中观到微观的广阔领域<sup>[1]</sup>。国内学者注重从宏观和中观的角度,在宏观层面上,研究者深入探讨了数字经济对经济高质量发展的深远影响,指出其通过优化生产要素配置与提升全要素生产率<sup>[2]</sup>,为经济高质量发展奠定了坚实基础。转向中观层面,研究聚焦于数字经济作为核心引擎的角色,探讨其如何驱动经济高质量发展,并促进不同产业间的深度融合与协同发展<sup>[3]</sup>。国外学者侧重于从微观层面,研究运用经济学理论<sup>[4]</sup>,从范围经济、规模经济和劳动生产效率等角度,深入剖析数字经济对微观经济主体和市场的影响。二是实证研究。一些学者采用中介和门槛模型,从新型城镇化维度,深入探索数字经济如何

**基金项目:**甘肃省哲学社会科学规划项目“甘肃省城乡融合发展统计测评研究”(2021YB072)。

**作者简介:**郭海明(1965—),男,甘肃清水人,硕士,教授,研究方向为经济统计;徐江林(2000—),男,安徽铜陵人,硕士研究生,研究方向为经济统计。

作为核心驱动力,促进经济高质量发展的内在机制与路径<sup>[5]</sup>。研究揭示数字经济是推动新型城镇化的关键,加速经济高质量发展,同时在数字经济推动新型城镇化的过程中,存在明显的单门槛效应,即新型城镇化达到一定水平后,数字经济的推动作用更显著。此外,有学者从数字经济与科技创新的协同效应角度出发<sup>[6]</sup>,构建相应的空间计量模型,分析两者对经济高质量发展的综合影响。

综上所述,对数字经济促进经济高质量发展已取得了诸多研究成果,但针对其在不同空间维度上影响经济高质量发展的实证研究仍较为稀缺。本文的边际贡献在于:理论上,从直接影响、间接影响和空间溢出效应三个方面分析其作用机理,旨在更全面地理解数字经济与经济高质量发展之间的内在联系。研究视角上,从产业结构升级和技术创新的角度探索数字经济如何传导至经济高质量发展。同时为了更深入地研究数字经济对高质量发展的空间外溢效果,引入空间计量模型,为深入理解其内在机制和政策制定提供了支持,有助于推动区域经济协同和高质量发展。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)直接影响

数字经济在我国蓬勃发展,显著提升了区域全要素生产率,成为经济高质量发展的重要支撑。数字技术的广泛运用极大提高了生产效率,借助大数据分析和人工智能等手段,优化了生产、营销、管理等关键流程,提升了企业和组织的竞争力水平。此外,数字经济在推动要素重组和产业融合方面也展现出强大的推动作用。它通过数据的开发利用,创新配置生产要素,催生了新兴产业、模式与动能。同时,数字经济与实体经济的深度融合,不仅重塑了创新和生产体系,还增强了产业链供应链的韧性和安全性。在这一过程中,数据要素的乘数效应被充分释放,推动产业的数字化发展,为我国经济的高质量发展提供持续强大的动力源泉。基于此,提出假设 1:

H1:数字经济对经济高质量发展具有正向推动作用。

### (二)间接影响

数字经济的发展极大提升了生产效率,借助数字化和智能化技术的融合应用,企业能够显著提升生产流程的自动化和智能化水平,进而有效降低生产成本并提升产品质量的整体水准,推动产业结构

向高效率方向升级。数字经济促进了创新发展,为企业提供更多的创新创业机会,实现产业结构创新升级。数字经济促进新动能产业的培育和发展,带动新兴产业的崛起,推动传统产业向新兴产业转型升级,促进经济结构向高端、绿色、智能方向调整。基于此,提出假设 2:

H2:数字经济的发展有助于推动产业结构升级,进而促进经济高质量发展。

数字经济驱动经济高质量发展的核心驱动力是技术创新<sup>[7]</sup>。数字经济的发展为企业提供更丰富的创新机会,推动新技术、新产品和新商业模式的引入和应用。这些创新措施不仅能降低生产成本,提高产品质量,还能推动经济结构向高附加值、高效率方向升级。技术创新激发产业链条的升级优化,促进各行业间互联互通,推动整个产业生态的创新发展,助力经济结构优化<sup>[8]</sup>。技术创新还促进企业国际竞争力的提升,拓展更广阔的市场空间,推动经济走向国际化。基于此,提出假设 3:

H3:数字经济的发展有助于推动技术创新,进而促进经济高质量发展。

### (三)空间溢出效应

物联网、云计算和人工智能等新一代信息技术的飞速发展,数字经济成为整合全球资源、重塑经济结构以及塑造全新竞争格局不可或缺的力量。这种技术创新和产业融合不仅提升了本地经济的竞争力,还通过技术扩散和产业链延伸,对周边地区产生积极的溢出效应,从而促进了经济发展<sup>[9]</sup>。数字经济的发展推动了数据的流动和共享,加强了地区间的经济联系与合作。数据作为数字经济的重要生产要素,其流动性和共享性打破了地域限制,促进了信息、知识、技术等要素的跨区域流动<sup>[10]</sup>。这使先进技术和管理经验能够迅速传播到更广泛的区域,带动周边地区产业结构的优化和升级。基于此,提出假设 4:

H4:数字经济对经济高质量发展具有正向的空间溢出效应。

## 三、研究设计

### (一)熵值法

在评估数字经济和经济高质量发展水平时,由于两者均涉及多维度复杂因素,单一指标难以全面反映其真实水平。因此,采用多指标综合评估方法,以确保评估的全面性和准确性。熵值法能够有效消除主观因

素影响,使测量结果更加科学合理。具体步骤如下:

(1)数据标准化处理:

正向指标:

$$X_{ij} = \frac{X_{ij} - X_{j,\min}}{X_{j,\max} - X_{j,\min}} \quad (1)$$

负向指标:

$$X_{ij} = \frac{X_{j,\max} - X_{ij}}{X_{j,\max} - X_{j,\min}} \quad (2)$$

其中, $x_{ij}$ 表示第*i*个省(区、市)、第*j*项指标的初始数据; $X_{ij}$ 表示第*i*个省(区、市)、第*j*项指标标准化后的数值; $x_{j,\max}$ 、 $x_{j,\min}$ 分别表示第*j*项指标中的最大值和最小值。

(2)计算第*i*个省(区、市)、第*j*项指标的占比:

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}} \quad (i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m) \quad (3)$$

(3)计算第*j*项指标的熵值:

$$e_j = -1/\ln(n) \sum_{i=1}^n p_{ij} \times \ln(p_{ij}) \quad (4)$$

(4)确定第*j*项指标的差异性系数:

$$d_j = 1 - e_j \quad (5)$$

(5)计算第*j*项指标的权重:

$$W_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j} \quad (6)$$

(6)计算各省(区、市)的发展水平:

$$U_i = \sum_{j=1}^m W_j \times X_{ij} \quad (7)$$

(二)变量选取

1. 被解释变量

经济高质量发展(eco)。参考方大春和马为彪(2019)<sup>[11]</sup>、魏修建等(2020)<sup>[12]</sup>的研究,建立经济高质量发展指标体系,并通过熵值法测度经济高质量发展水平,具体指标见表1。

表1 经济高质量发展指标体系

| 一级指标 | 二级指标    | 指标定义                  | 属性 | 权重    |
|------|---------|-----------------------|----|-------|
| 创新发展 | GDP 增长率 | 地区 GDP 增长率            | 正向 | 0.005 |
|      | 研发投入强度  | 规模以上工业企业 R&D 经费/GDP   | 正向 | 0.071 |
|      | 投资效率    | 投资率/地区 GDP 增长率        | 负向 | 0.049 |
|      | 技术交易活跃度 | 技术交易成交额/GDP           | 正向 | 0.293 |
| 协调发展 | 需求结构    | 社会消费品零售总额/GDP         | 正向 | 0.015 |
|      | 城乡结构    | 城镇化率                  | 正向 | 0.044 |
|      | 政府债务负担  | 政府债务余额/GDP            | 负向 | 0.013 |
|      | 产业结构    | 第三产业增加值占地区 GDP 比重     | 正向 | 0.056 |
| 绿色发展 | 能源消费系数  | 能源消费增长率/GDP 增长率       | 负向 | 0.007 |
|      | 单位产出的废水 | 废水排放量/GDP             | 负向 | 0.015 |
|      | 单位产生的废气 | 二氧化硫排放量/GDP           | 负向 | 0.009 |
| 开放发展 | 对外贸易依存度 | 进出口总额/GDP             | 正向 | 0.158 |
|      | 外商投资比重  | 外商投资总额/GDP            | 正向 | 0.161 |
|      | 市场化程度   | 地区市场化指数               | 正向 | 0.042 |
| 共享发展 | 劳动者报酬比重 | 劳动者报酬/地区 GDP          | 正向 | 0.029 |
|      | 收入增长弹性  | 人均可支配收入增长率/地区 GDP 增长率 | 正向 | 0.016 |
|      | 城乡消费差距  | 城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出 | 负向 | 0.016 |

2. 解释变量

数字经济发展(dig)。在全面评估数字经济发展水平的背景下,基于构建指标体系的系统性、科学性和可操作性原则,参考《中国数字经济发展白皮书(2021)》,结合王军等(2021)<sup>[13]</sup>的研究,构建数字经济发展水平指标体系,同时采用熵值法测度数字经济发展水平,具体指标见表2。

3. 中介变量

数字经济的发展推动产业升级,助力传统行业实现数字化转型并促进新兴产业的成长。这种转变优化了资源利用,提高了经济效益,推动经济向更高质量发展。故选取产业结构升级(ene)作为中介变量,产业结构升级用各地区第三产业增加值与第二产业增加值的比值表示;数字经济驱动高质量发展的重要途径

表 2 数字经济指标体系

| 一级指标     | 二级指标             | 单位      | 属性 | 权重    |
|----------|------------------|---------|----|-------|
| 数字基础设施   | 互联网宽带接入端口密度      | 个/人     | 正向 | 0.023 |
|          | 互联网宽带接入用户数       | 万户      | 正向 | 0.040 |
|          | 互联网域名数           | 万个      | 正向 | 0.085 |
|          | 光缆密度             | 公里/平方千米 | 正向 | 0.082 |
|          | 移动电话普及率          | 部/百人    | 正向 | 0.017 |
| 数字产业发展   | 软件产品收入           | 亿元      | 正向 | 0.112 |
|          | 电信业务总量           | 亿元      | 正向 | 0.077 |
|          | 电子信息制造业收入        | 亿元      | 正向 | 0.127 |
|          | 电子商务销售额          | 亿元      | 正向 | 0.087 |
|          | 数字普惠金融指数         | %       | 正向 | 0.015 |
|          | 每百家企业拥有网站数目      | 个       | 正向 | 0.006 |
| 数字经济创新能力 | 规模以上工业企业 R&D 项目数 | 项       | 正向 | 0.092 |
|          | R&D 经费投入强度       | %       | 正向 | 0.038 |
|          | 技术合同成交额          | 亿元      | 正向 | 0.117 |
|          | 专利申请数            | 件       | 正向 | 0.081 |

是技术创新,能够直接体现数字经济如何通过技术突破和创新应用,提升产业效率和竞争力,进而促进经济质量的全面提升。故选取技术创新(*tec*)作为中介变量,技术创新用各地区科技支出占一般公共预算支出的比重表示。

4. 控制变量

探究数字经济和经济高质量发展的关系时,可能会产生内生性问题,为此选取以下控制变量:城镇化水平(*urb*),用各地区城镇人口占总人口的比重表示;对外开放程度(*fdi*),用各地区的进出口总额占 GDP 的比重表示;金融发展水平(*fin*),用各地区金融机构存款和贷款总额占 GDP 的比重表示;经济发展水平(*lngdp*),用各地区人均 GDP 的对数值表示;环境规划(*hua*),选取各地区工业固体废物综合利用率表示。

(三)模型构建

1. 基准回归模型

为检验数字经济对经济高质量发展的直接影响,建立如下模型:

$$eco_{it}=\alpha_0+\alpha_1 dig_{it}+\alpha_n Z_{it}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{it}$$
 (1)

其中,*eco* 与 *dig* 分别表示经济高质量发展和数字经济;*Z* 表示控制变量; $\mu_i$ 、 $\theta_t$  分别表示省份固定效应和年份固定效应; $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。

2. 中介效应模型

探讨数字经济对经济高质量发展的影响机制需

全面考量产业结构升级和技术创新两个中间变量发挥的重要影响,以深入理解数字经济如何通过这些途径推动经济高质量发展。为此参考江艇(2022)<sup>[4]</sup>的研究,设定如下中介模型:

$$M_{it}=\beta_0+\beta_1 dig_{it}+\beta_n Z_{it}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{it}$$
 (2)

$$eco_{it}=\lambda_0+\lambda_1 dig_{it}+\lambda_2 M_{it}+\lambda_n Z_{it}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{it}$$
 (3)

其中,*M<sub>it</sub>* 表示中介变量,包括产业结构升级和技术创新;其他变量与基准回归变量的解释一致。

3. 空间计量模型

为深入研究数字经济对经济高质量发展是否存在空间溢出效应,建立以下空间计量模型:

$$eco_{it}=\gamma_0+\rho Weco_{it}+\gamma_1 dig_{it}+\gamma_n Z_{it}+\delta_1 Wdig_{it}+\delta_n WZ_{it}+\mu_i+\theta_t+\varepsilon_{it}$$
 (4)

$$\varepsilon_{it}=\sigma W\varepsilon_{it}+v_{it}$$
 (5)

其中, $\rho$  表示空间滞后项系数;*W* 为空间权重矩阵; $\delta_1$  与  $\delta_n$  分别表示数字经济和控制变量的空间回归系数;其他变量与基准回归变量的解释一致。当  $\sigma=0$  时,式(4)为空间杜宾模型(SDM);当  $\sigma=0$ 、 $\delta_1=0$  且  $\delta_n=0$  时,式(4)为空间滞后模型(SAR);当  $\rho=0$ 、 $\delta_1=0$  且  $\delta_n=0$  时,式(4)为空间误差模型(SEM)。

(四)数据说明与描述性统计

本文选取 2012—2021 年中国除港澳台和西藏外的 30 个省(区、市)的面板数据为研究对象,数据来源于《中国统计年鉴》、《中国第三产业统计年鉴》以及各

省(区、市)统计年鉴等。部分缺失数据,采用线性插值法进行了精准填补,以确保数据的完整性和分析的有效性。表 3 展示了各变量的描述性统计结果。

表 3 变量的描述性统计结果

| 变量类型  | 变量名称          | 样本量 | 均值    | 标准差   | 最小值   | 最大值    |
|-------|---------------|-----|-------|-------|-------|--------|
| 被解释变量 | 经济高质量发展(eco)  | 300 | 0.252 | 0.126 | 0.104 | 0.698  |
| 解释变量  | 数字经济(dig)     | 300 | 0.127 | 0.120 | 0.012 | 0.699  |
| 中介变量  | 产业结构升级(ene)   | 300 | 1.283 | 0.711 | 0.549 | 5.297  |
|       | 技术创新(tec)     | 300 | 0.005 | 0.003 | 0.002 | 0.014  |
| 控制变量  | 城镇化水平(urb)    | 300 | 0.602 | 0.118 | 0.363 | 0.896  |
|       | 对外开放程度(fdi)   | 300 | 0.259 | 0.277 | 0.008 | 1.441  |
|       | 金融发展水平(fin)   | 300 | 3.449 | 1.084 | 1.784 | 7.578  |
|       | 经济发展水平(lngdp) | 300 | 9.325 | 0.464 | 8.598 | 10.781 |
|       | 环境规划(hua)     | 300 | 0.003 | 0.004 | 0.000 | 0.031  |

四、实证结果与分析

(一)基准回归

进行基准回归分析前,通过 Hausman 检验(p 值为

0.000),拒绝随机效应模型的原假设,运用固定效应模型进行后续分析。回归结果见表 4。

表 4 基准回归结果

| 变量             | (1)                 | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                | (6)                |
|----------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                | eco                 | eco                | eco                | eco                | eco                | eco                |
| dig            | 0.048*<br>(1.78)    | 0.060*<br>(2.10)   | 0.152***<br>(5.13) | 0.153***<br>(5.47) | 0.150***<br>(5.22) | 0.166***<br>(5.67) |
| urb            |                     | 0.090<br>(1.26)    | -0.147*<br>(-1.98) | -0.078<br>(-1.10)  | -0.094<br>(-1.20)  | -0.122<br>(-1.55)  |
| fdi            |                     |                    | 0.123***<br>(6.77) | 0.113***<br>(6.59) | 0.117***<br>(6.24) | 0.124***<br>(6.61) |
| fin            |                     |                    |                    | 0.023***<br>(5.74) | 0.024***<br>(5.61) | 0.027***<br>(6.06) |
| lngdp          |                     |                    |                    |                    | 0.007<br>(0.48)    | 0.013<br>(0.92)    |
| hua            |                     |                    |                    |                    |                    | -0.918*<br>(-2.37) |
| 常数项            | 0.207***<br>(62.06) | 0.158***<br>(4.01) | 0.242***<br>(6.30) | 0.138***<br>(3.40) | 0.081<br>(0.66)    | 0.031<br>(0.24)    |
| 省份固定效应         | 是                   | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 年份固定效应         | 是                   | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| R <sup>2</sup> | 0.777               | 0.779              | 0.812              | 0.833              | 0.834              | 0.837              |
| 样本量            | 300                 | 300                | 300                | 300                | 300                | 300                |

注:括号内为 t 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1%显著性水平。表 5、表 6、表 7、表 8、表 9、表 11 同。

表 4 中,利用逐步回归法从模型(1)至模型(6)逐级纳入控制变量,旨在全面深入剖析数字经济对经济高质量发展的影响。结果显示,各个模型均获得了较

高的 R<sup>2</sup> 值,说明各模型拟合效果较好,能够较好地解释数字经济对经济高质量发展的影响。模型(1)的初步回归结果显示,在未考虑其他控制变量的情况下,数

字经济的系数(0.048)在 10%显著性水平下呈现为正值,表明数字经济对经济高质量发展展现出积极的推动作用。模型(2)至(6)表示逐步加入控制变量后结果,数字经济的系数在大小和显著性上有所变化,但始终保持着正向和显著的特点(从 0.060 到 0.166)。表明在考虑了其他控制变量后,数字经济对经济高质量发展的正面效应依然稳健,进一步验证了其对经济高质量发展的显著推动作用,假设 H1 得到验证。

就控制变量而言,城镇化水平在不同的回归列中系数有正有负,但均不显著。可能是由于城市化进程在不同阶段对经济高质量发展的影响存在差异。初期阶段,城镇化可能通过促进产业集聚、提高劳动生产率等方式对经济产生正面影响。随着城镇化水平提高,可能会带来交通拥堵、环境污染等负面效应,从而对经济高质量发展产生负面影响。对外开放和金融发展水平有显著的正向作用。对外开放可以促进技术进步、优化资源配置、扩大市场和增加出口,金融发展则有助于优化资金配置、提供风险管理工具、支持创新驱动和产业升级,这些因素共同推动了经济高质量发展。经济发展水平是正向但不显著,可能是随着经济的发展,经济结构可能发生转型,传统的产业结构、劳动力结构、城乡结构等都可能发生变化,这些变化可能导致经济发展水平与经济高质量发展之间的关系变得复杂。环境规划有显著的负向作用,可能原因是虽然环境规划有助于推动企业进行技术创新和产业升级,但这种转型往往需要较长时间,在转型期间,企业可能面临生产效率下降、市场份额减少等风险,从而影响经济高质量发展。

(二)内生性处理

为了有效应对潜在的内生性问题,采取工具变量法来进行稳健性检验。参考刘心怡等(2022)<sup>[15]</sup>的研究,选择数字经济的二阶滞后项作为工具变量。这一选择旨在捕捉数字经济的前期发展对经济高质量发展的潜在影响,同时避免与当前经济高质量发展直接相关。工具变量的不可识别检验结果 p 值(0.000),显著拒绝原假设,且弱工具变量检验的 F 值(170.79)大于 10,进一步证明了所选工具变量的有效性。根据表 5 的回归结果,可以观察到在第一阶段,数字经济的二阶滞后项系数在 1%的显著性水平上为正,表明在排除潜在的内生性问题后,本文的研究结论仍然稳健。

表 5 内生性处理结果

| 变量                  | (1)                 | (2)               |
|---------------------|---------------------|-------------------|
|                     | 第一阶段                | 第二阶段              |
|                     | dig <sub>it</sub>   | eco <sub>it</sub> |
| dig <sub>it</sub>   |                     | 0.138**<br>(3.24) |
| dig <sub>it-2</sub> | 0.986***<br>(22.47) |                   |
| 常数项                 | 0.095<br>(0.49)     | 0.410*<br>(2.51)  |
| 控制变量                | 是                   | 是                 |
| 省份固定效应              | 是                   | 是                 |
| 年份固定效应              | 是                   | 是                 |

(三)稳健性检验

为验证研究结论的可靠性,本文采用三种方法进行稳健性检验:第一,剔除直辖市样本。考虑到直辖市(北京、上海、天津、重庆)的特定政策、资源优势和经济特性等因素对研究结果可能产生干扰,本文剔除 4 个直辖市的数据样本重新进行回归,结果如表 6 第(1)列所示,数字经济的估计系数在 1%显著性水平下呈现为正值。第二,对被解释变量进行缩尾处理。为控制被解释变量中可能存在的极端值或异常值,从而确保分析结果的稳健性,对被解释变量进行上下 5%的缩尾处理并重新进行回归,结果见表 6 第(2)列,数字经济的估计系数仍在 1%显著性水平下呈现为正值。第三,增加控制变量。为更全面地控制遗漏变量和样本

表 6 稳健性检验结果

| 变量             | (1)                  | (2)                | (3)                |
|----------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| dig            | 0.201***<br>(6.20)   | 0.181***<br>(5.27) | 0.168***<br>(5.66) |
| cai            |                      |                    | -0.018<br>(-0.32)  |
| pe             |                      |                    | 0.003**<br>(0.48)  |
| 常数项            | -0.135***<br>(-0.97) | 0.077***<br>(0.60) | 0.050***<br>(0.28) |
| 控制变量           | 是                    | 是                  | 是                  |
| 省份固定效应         | 是                    | 是                  | 是                  |
| 年份固定效应         | 是                    | 是                  | 是                  |
| R <sup>2</sup> | 0.845                | 0.835              | 0.837              |
| 样本量            | 260                  | 300                | 300                |

选择等潜在因素,进而增强模型的解释力和结论的稳健性,增加财政支出(cai)和人力资本水平(pe)作为控制变量,重新进行回归,结果见表6第(3)列,数字经济的估计系数依然保持在1%显著性水平下呈现为正值。综合以上三种检验方法的结果,本研究的稳健性得到了充分验证。

(四)异质性分析

鉴于各区域在数字经济基础设施和经济发展水平上的差异,在推动各个地区的经济高质量发展时,数字经济可能会表现出明显的区域差异性影响。为此依据国家统计局区域划分标准<sup>①</sup>,将30个省(区、市)划分为东部、中部和西部三个地区,异质性分析结果见表7。具体说,东部地区的数字经济系数在1%水平下显著,中部地区在5%水平下显著,西部地区在10%水平下显著,东部地区的促进作用最为显著,中部地区次之,西部地区较弱。这一结果表明,数字经济在推动经济高质量发展过程中的效果呈现出地区差异,可能的原因是东部地区经济发展水平较高、数字化基础设施较完善、人才与技术集聚以及良好的政策环境,使数字经济对经济高质量发展的贡献更为显著。中部地区与东部有所差距,但也在逐步加强数字经济建设并取得了一定成效。西部地区在数字经济发展上相对滞后,但有发展潜力,需进一步加大投入和政策支持以推动其快速发展。综上所述,需要针对不同地区的具体情况,制定差异化的发展策略,以更精准地释放数

表7 异质性分析结果

| 变量             | (1)                | (2)              | (3)                |
|----------------|--------------------|------------------|--------------------|
|                | 东部地区               | 中部地区             | 西部地区               |
| dig            | 0.623***<br>(5.86) | 0.267*<br>(2.45) | 0.098**<br>(2.69)  |
| 常数项            | -0.138<br>(-0.60)  | 0.457<br>(1.77)  | 1.269***<br>(5.54) |
| 控制变量           | 是                  | 是                | 是                  |
| 省份固定效应         | 是                  | 是                | 是                  |
| 年份固定效应         | 是                  | 是                | 是                  |
| R <sup>2</sup> | 0.867              | 0.951            | 0.873              |
| 样本量            | 110                | 80               | 110                |

①限于数据可获得性,这里区域划分未包括港澳台和西藏。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

字经济的潜力,优化资源配置,实现区域经济均衡发展、可持续发展。

五、进一步分析

(一)影响机制检验

为深入剖析数字经济如何赋能经济高质量发展,本文选取产业结构升级、技术创新作为中介变量进行分析,结果见表8。第(1)列检验了数字经济与产业结构升级之间的关联。结果显示,在1%的显著性水平下,数字经济的系数显著为正,说明数字经济对产业结构升级展现出显著的正面促进效应,有力推动了产业结构的优化与升级进程。第(2)列将产业结构升级作为中介变量,对数字经济和经济高质量发展的关系进行了分析。结果显示,数字经济与经济高质量发展之间依然保持着显著的正向关联性。同时,在1%的显著性水平下,产业结构升级与数字经济和经济高质量发展之间的正相关关系显著,充分显示出其在数字经济促进经济转型升级过程中,发挥了重要的中介桥梁作用,有效推动经济实现更高质量的发展。第(3)列的研究揭示了数字经济与技术创新之间的紧密联系,其估计系数在1%水平下显著为正,表明数字经济对技术创新具有显著的正向影响。第(4)列将技术创新纳

表8 中介效应检验结果

| 变量             | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                | ene                | eco                | tec                | eco                |
| dig            | 0.235***<br>(4.35) | 0.194***<br>(6.54) | 0.011***<br>(6.18) | 0.129***<br>(4.20) |
| ene            |                    | 0.023***<br>(3.57) |                    |                    |
| tec            |                    |                    |                    | 3.136**<br>(3.31)  |
| 常数项            | 4.014**<br>(3.32)  | -0.060<br>(-0.48)  | -0.013<br>(-1.63)  | 0.072<br>(0.58)    |
| 控制变量           | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 省份固定效应         | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| 年份固定效应         | 是                  | 是                  | 是                  | 是                  |
| R <sup>2</sup> | 0.813              | 0.845              | 0.344              | 0.844              |
| 样本量            | 300                | 300                | 300                | 300                |
| Sobel 统计量      | 1.694**            |                    | 2.893**            |                    |

入中介变量范畴,探讨数字经济与经济高质量发展之间的关系。结果显示,两者之间的正向关系依然稳固,同时技术创新的系数在 5%显著性水平下为正,证明了技术创新在数字经济促进经济高质量发展过程中扮演着不可或缺的中介角色。为确保中介效应稳健性,采用 Sobel 检验模型对结果进行检验。产业结构升级和技术创新的 Sobel 检验结果均在 5%显著性水平下显著,表明上述中介效应成立。假设 H2、H3 得到验证。

(二)空间溢出效应分析

为更深入研究数字经济对经济高质量发展的空间效应,首先需要验证数字经济和经济高质量发展是否存在这种空间效应。基于地理学第一定律,各省份经济紧密相关,且邻近省份联系更紧密。鉴于此,本文选取邻接矩阵作为空间权重矩阵,运用全局莫兰指数对 2012—2021 年中国数字经济与经济高质量发展的空间效应进行检验,结果见表 9。二者的全局莫兰指数均显著为正,这一结果揭示了数字经济与经济高质量

表 9 全局莫兰指数

| 年份   | 数字经济      |       | 经济高质量发展   |       |
|------|-----------|-------|-----------|-------|
|      | Moran's I | Z 值   | Moran's I | Z 值   |
| 2012 | 0.300**   | 3.051 | 0.431***  | 4.425 |
| 2013 | 0.273**   | 2.809 | 0.427***  | 4.379 |
| 2014 | 0.276**   | 2.823 | 0.430***  | 4.396 |
| 2015 | 0.273**   | 2.797 | 0.434***  | 4.450 |
| 2016 | 0.264**   | 2.716 | 0.427***  | 4.369 |
| 2017 | 0.237**   | 2.480 | 0.405***  | 4.147 |
| 2018 | 0.207*    | 2.237 | 0.398***  | 4.066 |
| 2019 | 0.191*    | 2.097 | 0.397***  | 4.058 |
| 2020 | 0.185*    | 2.057 | 0.402***  | 4.078 |
| 2021 | 0.203*    | 2.213 | 0.403***  | 4.061 |

发展之间存在密切正向空间关联性。

确认数字经济和经济高质量发展存在显著的空间正相关性后,进一步确定适合分析此类空间效应的空间计量模型类型。经过一系列统计检验,包括 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验和 Wald 检验,得到如表 10 所示的检验结果。最终选择固定效应的空间杜宾模型(SDM)。另外,LR 检验是判定固定效应选择个体固定效应、时间固定效应还是个体-时间双向固定效应,结果显示,空间邻接矩阵下的空间杜宾模型应该选择个体-时间双向固定效应模型。

表 10 空间计量模型检验

| 检验方法       | 检验类型            | 统计量     | p 值   |
|------------|-----------------|---------|-------|
| LM 检验      | LM_error        | 216.464 | 0.000 |
|            | Robust LM_error | 146.713 | 0.000 |
|            | LM_lag          | 75.744  | 0.000 |
|            | Robust LM_lag   | 5.994   | 0.014 |
| Hausman 检验 | Hausman         | 17.710  | 0.007 |
| LR 检验      | LR_error        | 46.120  | 0.000 |
|            | LR_lag          | 57.510  | 0.000 |
| Wald 检验    | Wald_error      | 49.490  | 0.000 |
|            | Wald_lag        | 55.020  | 0.000 |
| LR 检验      | LR 检验(个体固定效应)   | 36.790  | 0.000 |
|            | LR 检验(时间固定效应)   | 517.720 | 0.000 |

基于个体-时间双向固定的 SDM 模型进行回归,并借助 SDM 模型中的偏微分方法,将总效应细化为直接效应与间接效应进行剖析,具体分解结果见表 11。综合考虑了空间溢出效应,数字经济对经济高质量发展的积极作用仍然明显,再次验证了前期研究的稳健性。 $W \times dig$  的估计系数在 10%的显著性水平下呈现为正,说明数字经济发挥空间联动优势,有力推动邻近区域经济实现高质量发展。同时,数字经济对经济高

表 11 空间计量模型回归结果

| 变量             | (1)                | (2)              | (3)                | (4)               | (5)                |
|----------------|--------------------|------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|                | 主效应                | $W \times dig$   | 直接效应               | 间接效应              | 总效应                |
| dig            | 0.233***<br>(7.82) | 0.037*<br>(0.86) | 0.235***<br>(7.65) | 0.018**<br>(0.43) | 0.253***<br>(4.65) |
| 控制变量           | 是                  | 是                | 是                  | 是                 | 是                  |
| 省份固定效应         | 是                  | 是                | 是                  | 是                 | 是                  |
| 年份固定效应         | 是                  | 是                | 是                  | 是                 | 是                  |
| R <sup>2</sup> | 0.824              | 0.824            | 0.824              | 0.824             | 0.824              |
| N              | 300                | 300              | 300                | 300               | 300                |

质量发展的直接效应(在1%显著性水平上显著)与间接效应(在5%显著性水平上显著)均呈现正面趋势,有力说明了数字经济的发展不仅直接驱动了本地经济的高质量增长,还带动了周边地区经济向更高质量水平迈进。假设H4得到验证。

## 六、结论与建议

本文基于2012—2021年中国30个省(区、市)的面板数据,深入研究了数字经济对经济高质量发展的影响及其作用机制。结果表明:(1)数字经济在推动经济高质量发展方面发挥着显著的正向作用,这一结论在经过稳健性检验后依然稳固可靠。进一步分析揭示,数字经济的影响在不同地区存在明显的异质性特征,对东部地区影响最显著,其次是中部地区,对西部地区影响相对较弱。(2)产业结构升级和技术创新在数字经济对经济高质量发展的影响中发挥着重要的中介作用,数字经济通过促进产业结构升级和技术创新推动经济实现高质量发展。(3)数字经济的发展不仅显著促进本地区经济的高质量发展,还通过空间溢出效应促进邻近地区经济高质量发展水平的提升。

基于以上结论,提出以下建议:

第一,深化数字经济发展战略,推动区域均衡发展。数字经济作为新时代的重要驱动力,其显著的正向促进作用不容忽视。为充分发挥数字经济的潜力,政府应深化数字经济发展战略,制定更为全面具体的政策措施。同时,要特别关注中、西部地区的数字经济发展,通过加大投资、优化政策环境、培育人才等方式,推动区域均衡发展,缩小与东部地区的差距。

第二,强化产业结构优化与技术创新,提升经济质量。促进经济高质量发展的两个核心动力是产业结构优化与技术创新,政府应着力加大对这两个领域的扶持力度,积极鼓励企业增加研发投入,以促进技术创新和产业结构的全面升级。通过引导企业利用数字技术对传统产业进行改造升级,提高生产效率和产品质量,推动经济高质量发展。同时,加强知识产权保护,激发创新活力,为经济发展提供源源不断的动力。

第三,加强区域合作,促进数字经济协同发展。数字经济具有显著的空间溢出效应,加强区域合作是实现数字经济协同发展的关键。政府应积极推动区域间的数字经济合作,建立合作机制,共享数字资源,推动

数字基础设施互联互通。加强政策协调与配合,避免恶性竞争和资源浪费,共同推动数字经济的高质量发展。同时,鼓励企业跨地区合作,拓展市场空间,实现互利共赢。◆

## 参考文献:

- [1]刘明,范丹雪,施子杨.空间溢出视角下数字经济与经济高质量发展[J].统计与决策,2023,39(13):22-27.
- [2]任保平.数字经济引领高质量发展的逻辑、机制与路径[J].西安财经大学学报,2020,33(2):5-9.
- [3]丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020(1):85-92.
- [4]MONTFORT M,RENE T,SAMPAWENDE J A T.A Quality of Growth Index for Developing Countries:A Proposal[J].Social Indicators Research,2017,134(2):675-710.
- [5]潘海岚,闫伟男.新型城镇化视角下数字经济对高质量发展的影响效应研究[J/OL].兰州财经大学学报,1-25,[2024-03-19].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/62.1212.F.20240318.1802.040.html>.
- [6]王洁,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.
- [7]吴茜,姚乐野.数字经济、创新驱动与区域经济增长[J].软科学,2023,37(6):63-70.
- [8]陈俊.空间知识外溢如何影响区域经济增长:理论机制与经验证据[J].统计研究,2021,38(5):70-81.
- [9]周慧,孙革.数字经济对经济高质量发展的空间溢出效应检验[J].沈阳大学学报(社会科学),2023(6):31-41.
- [10]薛阳,牛子正,段溪文,等.数字经济、技术创新与高质量发展[J].统计与决策,2023,39(21):96-102.
- [11]方大春,马为彪.中国省际高质量发展的测度及时空特征[J].区域经济评论,2019(2):61-70.
- [12]魏修建,杨镒泽,吴刚.中国省际高质量发展的测度与评价[J].统计与决策,2020(13):15-20.
- [13]王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(7):26-42.
- [14]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [15]刘心怡,黄颖,黄思睿,等.数字普惠金融与共同富裕:理论机制与经验事实[J].金融经济研究,2022,37(1):135-149.

(责任编辑:沐辰)

# 数字经济赋能高质量就业的机制与效应研究

杨兰桥<sup>1</sup> 胡海洋<sup>2,3</sup>

(1.河南省社会科学院 政策研究室,河南 郑州 451464;2.河南牧业经济学院 经济与贸易学院,河南 郑州 450053;  
3.河南省社会科学院 博士后工作站,河南 郑州 451464)

**摘要:**实现更充分更高质量的就业,是推动经济高质量发展的重要支撑,数字经济的快速发展为其提供了新的机遇。基于2011—2021年我国30个省(区、市)的面板数据,将数字经济、创业活跃度和高质量就业纳入统一分析框架,实证检验了数字经济赋能高质量就业的机制与效应。研究发现:数字经济可以显著带动高质量就业;创业活跃度是其发挥作用的关键作用路径;数字经济对高质量就业的影响存在非线性效应,且在不同地区表现出极强的差异。因此,需要从推进数字经济与实体经济的深度融合、构建数字经济时代下独特的就业保障体系和监管体系、加速推进数字型人才队伍建设等方面入手不断释放数字经济红利。

**关键词:**数字经济;高质量就业;创业活跃度

中图分类号:F241

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)07-0030-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.07.004

## 一、引言

党的二十大报告指出:“强化就业优先政策,健全就业促进机制,促进高质量充分就业”<sup>[1]</sup>。就业是最基本的民生,实现更充分更高质量的就业,是推动高质量发展、增进民生福祉、推进共同富裕的重要支撑。近年来,以大数据、云计算、区块链等为代表的数字技术革命蓬勃发展,打破了传统就业的时间、空间和行业限制,拓展了就业的范围和领域,创造了大量新的就业机会和就业岗位,为不同群体实现就业提供了更多的选择可能性与自由度。《2023中国数字经济前沿:平台与高质量充分就业》预测,2030年我国数字经济带动就业人数将达到4.49亿人。当前,我国就业形势总体稳定,就业结构持续优化,就业质量不断提高。但是,在长期结构性矛盾影响和短期多重超预期因素冲击下,实现更加充分更高质量就业仍面临着一些现实挑战。从就业规模来看,需求收缩、供给冲击、预期减弱三重压力导致就业市场的不确定性和失业风险大幅上升,就业规模压力依旧存在。从就业结构来看,劳动力市场中周期性、结构性、摩擦性矛盾交织并存,信息

不对称、体制性壁垒、人才结构不匹配等问题导致劳动力在地区间、行业间的配置不合理。从就业质量来看,部分劳动者权益保障欠缺,社会保障体系仍不完善,就业环境有待提高。因此,如何利用数字经济新形态推动更加充分更高质量就业,发挥数字经济作为新时代就业的“蓄水池”和“倍增器”的作用,对于全面落实党中央、国务院关于高质量就业工作的决策部署具有重要意义和参考价值。

已有研究主要集中在数字经济对高质量就业的影响效应及优化路径上。首先,数字经济通过改善就业环境,优化就业结构,以及提升劳动者报酬,有力保障了党中央、国务院提出的就业目标<sup>[2]</sup>。同时,数字经济发展带来的技术进步使企业能够更有效地筛选不同技能劳动者,增加对高技能劳动力的需求,从而推动就业结构水平的持续优化<sup>[3]</sup>。此外,数字经济通过提升信息技术水平,促进信息透明化和制度环境的改善,有效推动就业结构优化、提升就业质量,并促进社会收入分配的合理化,实现经济的包容性增长<sup>[4]</sup>。其次,在探讨数字经济赋能高质量就业的优化路径时,学者

**基金项目:**河南省软科学研究项目“数字经济提振河南省高质量就业的机制与实现路径研究”(242400410143)。

**作者简介:**杨兰桥(1978—),男,河南夏邑人,硕士,研究员,博士后导师,研究方向为区域经济、城市经济;胡海洋(1989—),男,河南郑州人,博士,河南省社会科学院博士后工作站博士后,讲师,研究方向为技术经济、区域经济学。

普遍认为应聚焦于加强数字经济基础设施建设、规范数据资源市场、完善政策体系、加大人才培养力度等,以充分激发数字经济的就业创造效应,更好地推动数字经济赋能高质量充分就业<sup>[5]</sup>。

综上,学者们对数字经济影响高质量就业的研究,主要集中在定性层面的理论分析和定量层面的直接效应检验上,并未构建统一的理论框架对其影响机制、作用路径及实现结果进行系统探究和实证分析。基于此,本文结合 2011—2021 年我国 30 个省(区、市)的面板数据,并运用多种计量模型,实证检验数字经济对高质量就业的影响效应,以期为我国实现高质量就业提供更多有益借鉴。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)数字经济对高质量就业的直接影响

随着我国政府对就业工作的重视程度越来越高,高质量就业的内涵也随之不断丰富。在数字经济蓬勃发展的背景下,数字化的知识与信息正促使传统产业向数字化方向飞速转型并持续优化升级,深刻改变着劳动力市场的格局。在扩大就业总量方面,数字经济不仅可以推进生产效率提升,而且有利于促进地区经济增长,从而创造更多的就业岗位(曹静和周亚林,2018;黄海清和魏航,2022)<sup>[6-7]</sup>。在改善就业环境方面,数字经济时代搜寻工作机会变得更加简单,劳动力的工作强度也随着人机交互、远程办公等数字技术的大规模应用得以降低,工作地点和工作方式因数字经济的发展而变得更加灵活,就业环境有了较大改善(王文,2020;范玉莹和郑浩天,2024)<sup>[8-9]</sup>。在提升劳动报酬方面,数字经济有利于打破时间和空间阻碍,提高资源的供需匹配度(胡海洋和杨兰桥,2023)<sup>[10]</sup>,扩展和延伸劳动者自主学习和参与培训的渠道,有助于提高整体劳动报酬(卢海阳和郑旭媛,2019;张军等,2023)<sup>[11-12]</sup>。在保障劳动权益方面,基于 5G 数字技术的大数据分析能够帮助管理部门即时捕捉与分析劳动过程信息,有效助力劳动力权利保护行动(Graetz 和 Michaels,2018)<sup>[13]</sup>。同时,随着数字技术的不断革新,政府的数智化治理能力亦将显著增强,进而促进劳动者保障体系的合理化扩展与全面覆盖(吴清军和李贞,2018)<sup>[14]</sup>。由此,提出假设:

H1a:数字经济能够有效赋能高质量就业。

由于数字经济发展本身具备“边际效应”递增的非线性特征,其对高质量就业的影响也会出现非线性变化。在数字经济发展的初期,数字经济的潜力尚未彻底释放,数字经济的赋能作用更多体现在与高技能

劳动力的深度融合上,中低技能劳动力难以平等享受“数字红利”(沈洋和张秀武,2022)<sup>[15]</sup>。随着数字技术在生产体系中的广泛渗透与深入应用,数字经济逐步进入拓展与赋能的新阶段,不仅催生了新业态和新产品,还显著扩大了劳动需求,为劳动者实现高质量就业提供了有力支持(康茜和林光华,2021)<sup>[16]</sup>。由此,提出假设:

H1b:数字经济对高质量就业的影响存在非线性特征。

### (二)数字经济对高质量就业的作用机制

创业活动在推动高质量就业方面扮演着至关重要的角色,而数字经济的蓬勃发展更是为创业注入了新的活力。首先,数字经济的发展使信息传递变得更加迅速和便捷,这不仅减少了企业的市场成本,还使市场信息更加透明,从而为企业提供了更加公平的竞争环境。同时,数字化治理的推进,使政府政策更加透明,创业者能够更快地了解和适应政策变化,从而更好地把握市场机遇。这些因素为创业活动的顺利开展提供了坚实的基础(王海军和葛晨,2024)<sup>[17]</sup>。其次,数字经济的发展也显著提升了劳动者的数字素养。随着信息技术的普及和应用,越来越多的劳动者掌握了数字技术,这不仅提高了他们的工作效率,还增强了创业倾向。同时,数字技术的应用也使创业变得更加容易,创业者可以通过互联网平台快速搭建起自己的业务平台,降低了创业的门槛(Davidsson et al., 2020)<sup>[18]</sup>。最后,数字经济的发展还为创业者提供了更多的工具和平台,使他们能够更加便捷地开展业务。因此,数字经济通过提高创业的活跃度,刺激了创业活动,进而为社会提供了更多的就业岗位,对高质量就业产生了积极的推动作用。由此,提出假设:

H2:数字经济通过激发创业活跃度提升高质量就业水平。

## 三、研究设计

### (一)计量模型设定

#### 1. 基准回归模型

首先对数字经济与高质量就业之间的直接效应进行检验,将研究的基准模型设定为:

$$\text{Emp}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{digital}_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $\text{Emp}_{i,t}$  表示地区  $i$  在时期  $t$  的高质量就业水平;  $\text{digital}_{i,t}$  表示地区  $i$  在时期  $t$  的数字经济发展水平;  $X_{i,t}$  表示可能影响高质量就业的一系列控制变量;  $\lambda_i$  表示地区  $i$  不可观测的个体固定效应;  $\mu_t$  表示时间效应;  $\varepsilon_{i,t}$  表示随机扰动项。

#### 2. 中介效应模型

为了探究数字经济与高质量就业之间的作用机制,对创业活跃度的中介效应进行分析。借鉴 Baron 和 Kenny(1986)<sup>[19]</sup>的研究设计,设定中介效应模型:

$$\text{entr}_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1\text{digital}_{i,t}+\gamma_2X_{i,t}+\lambda_i+\mu_i+\varepsilon_{i,t}\quad(2)$$

$$\text{Emp}_{i,t}=\varphi_0+\varphi_1\text{digital}_{i,t}+\varphi_2\text{entr}_{i,t}+\varphi_3X_{i,t}+\lambda_i+\mu_i+\varepsilon_{i,t}\quad(3)$$

### 3. 面板门限模型

为进一步解释数字经济可能存在的非线性影响,本文将数字经济作为门限变量并利用面板门限模型进行验证,具体模型如下:

$$\text{Emp}_{i,t}=\sigma_0+\sigma_1\text{digital}_{i,t}*I(q_{i,t}\leq\theta)+\sigma_2\text{digital}_{i,t}*I(q_{i,t}>\theta)+\sigma_3X_{i,t}+\lambda_i+\mu_i+\varepsilon_{i,t}\quad(4)$$

其中, $q_{i,t}$ 和 $\theta$ 为门限变量和门限值; $I(\cdot)$ 为指示函数; $\sigma_1$ 和 $\sigma_2$ 分别为门限变量小于门限值和大于门限值时数字经济对高质量就业的影响程度。

### (二)变量选取与数据来源

#### 1. 被解释变量

高质量就业(Emp):从就业状况、就业环境、就业能力、劳动报酬以及劳动保护五个维度对高质量就业进行衡量,并采用熵值法计算综合指数,具体指标详见表1。

#### 2. 解释变量

数字经济(digital):借鉴赵涛等(2020)<sup>[20]</sup>的研究,选取互联网相关产业从业人员、移动电话普及率、5G基站数量、中国数字普惠金融指数、每万人数字高新技术相关专利数5个指标,使用熵权法测算数字经济发展水平。

#### 3. 中介变量

创业活跃度(entr):创业是高质量就业的主要表现,在当前“大众创业、万众创新”的时代背景下,创业更是被赋予了重要的时代意义。借鉴黄海清和魏航

表1 高质量就业指标体系

| 变量    | 一级指标 | 二级指标 | 三级指标          | 指标方向 |
|-------|------|------|---------------|------|
| 高质量就业 | 就业状况 | 就业规模 | 从业人员数         | +    |
|       |      |      | 城镇调查失业率       | -    |
|       |      | 就业结构 | 第三产业就业占比      | +    |
|       |      |      | 城镇就业比重        | +    |
|       | 就业环境 | 经济发展 | 人均GDP         | +    |
|       |      |      | 就业弹性          | +    |
|       |      | 就业公平 | 城乡收入差距        | -    |
|       |      |      | 城镇单位就业人员女性占比  | +    |
|       | 就业能力 | 教育水平 | 人均受教育年限       | +    |
|       |      |      | 大专及以上学历就业人员占比 | +    |
|       | 劳动报酬 | 职业能力 | 职业技能人才占比      | +    |
|       |      |      |               |      |
|       |      | 工资水平 | 城镇单位就业人员平均工资  | +    |
|       |      |      |               |      |
|       | 劳动保护 | 社会保障 | 城镇职工养老保险参与率   | +    |
|       |      |      | 城镇职工医疗保险参与率   | +    |
|       |      | 劳动关系 | 工会参与率         | +    |
|       |      |      |               |      |
|       | 劳动安全 | 劳动安全 | 劳动争议解决率       | +    |
|       |      |      | 工伤事故发生率       | -    |
|       |      |      | 职业病发病率        | -    |

(2022)<sup>[21]</sup>的方法,使用地区每年新成立的企业数代表创业活跃度。

#### 4. 控制变量

外商直接投资(fdi):以当年实际使用外资总额并进行汇率换算后表示。产业结构高级化(stru):用第三产业占第二产业的比重来衡量。城镇化程度(urban):通过城镇人口占总人口比重进行衡量。

在数据选取上,本文以除港澳台和西藏外的30个省(区、市)为样本进行研究,相关数据来自《中国劳动统计年鉴》《中国统计年鉴》以及Wind数据库,对于缺失数据利用插值法进行填充。各变量的描述性统计见表2。

表2 变量的描述性统计

| 变量类型  | 变量名称          | 样本数 | 均值     | 最大值     | 最小值   | 标准差    |
|-------|---------------|-----|--------|---------|-------|--------|
| 被解释变量 | 高质量就业(Emp)    | 330 | 0.320  | 0.853   | 0.069 | 0.146  |
| 解释变量  | 数字经济(digital) | 330 | 0.188  | 0.902   | 0.023 | 0.154  |
| 中介变量  | 创业活跃度(entr)   | 330 | 27.081 | 100.000 | 0.947 | 33.768 |
| 控制变量  | 外商直接投资(fdi)   | 330 | 4.419  | 8.153   | 3.588 | 4.330  |
|       | 产业结构高级化(stru) | 330 | 2.772  | 5.994   | 1.321 | 3.408  |
|       | 城镇化程度(urban)  | 330 | 5.806  | 7.730   | 4.027 | 0.691  |

## 四、实证结果及分析

### (一)基准回归分析

表3报告了数字经济对高质量就业的直接影响,豪斯曼检验结果表明,剔除各地区自身特征的固定效应模型更适合本文的分析。为了更好地体现数字经济

的影响效应,研究采用逐步回归法进行,其中模型(1)仅报告数字经济这一核心解释变量的影响效应;模型(2)在此基础上加入各控制变量进行总体回归。

从模型(1)报告的全域回归结果可知,在不考虑其他控制变量的情况下,数字经济对高质量就业有明显

表 3 基准回归结果

| 变量        | Emp                  | Emp                  |
|-----------|----------------------|----------------------|
|           | 模型(1)                | 模型(2)                |
| digital   | 0.515**<br>(12.448)  | 0.308***<br>(6.613)  |
| fdi       |                      | 1.851*<br>(4.004)    |
| stru      |                      | -0.022*<br>(-1.911)  |
| urban     |                      | 0.767**<br>(10.433)  |
| 常数项       | 0.282***<br>(30.250) | 0.186***<br>(22.075) |
| 样本量       | 330                  | 330                  |
| 地区固定      | YES                  | YES                  |
| 时间固定      | YES                  | YES                  |
| R-squared | 0.318                | 0.787                |

注:面板数据使用 Stata17.0 进行估计,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的显著水平下显著。下表同。的促进作用,其系数值为 0.515 并在 5%水平下显著。模型(2)加入所有控制变量后,数字经济的促进作用依然显著存在。此结果表明,随着数字经济的迅猛发展,新兴的就业岗位不断涌现,劳动力需求亦随之增加。这些岗位为劳动者提供了更为灵活的工作方式和更加自由的时间安排,不仅减轻了工作强度,还显著提升了工作效率,促进了高质量就业。此外,数字经济催生的新技术有效降低了企业的生产成本,持续推动经济增长,进而促进了企业的进一步发展,为劳动者带来了更优厚的薪酬待遇和更佳的工作环境。由此,假设 1 部分得证。

由控制变量的结果可知,外商直接投资对实现高质量就业有正向促进作用,随着我国进一步全面深化改革的推进,近年来利用外资的数量和质量都有了非常大的提升,外资引入有利于改善产业上下游环境,增强产业链韧性,为地区经济发展提供充足动能,产业结构的改善和经济规模的增长都强化了地区高质量就业的实现。产业结构的结果表明,第三产业占第二产业的比重提升对高质量就业有抑制作用,其原因可能在于,当前我国服务业虽然占比在持续提升,但能够契合生产需要的现代服务业依然较少,因此对高质量就业的拉动作用还未得到体现。城镇化程度提升也对高质量就业有积极影响,说明继续深入实施新型城镇化战略是释放经济发展潜力,助力高质量就业的重要支撑。

## (二)稳健性检验

### 1. 替换变量

为了确保基准回归结果的可靠程度,首先使用替

换变量法进行稳健性检验。各地区对数字经济发展的支持力度可以从该地区《政府工作报告》中体现,通过查阅包含数字技术、数字基础设施、数字经济等词汇出现的频率,并进行手工整理得到相应的替代变量。表 4 稳健性检验模型(1)表明,使用相近的代理变量进行回归后,数字经济的影响方向和显著性均没有明显变化,回归结果稳健可靠。

### 2. 工具变量法

基准回归中使用的是静态面板数据,虽然可以清晰地解释数字经济对高质量就业的影响效应,但在现实经济发展过程中,很有可能出现数字经济发展作用效果的滞后性,因此本研究将数字经济发展水平滞后一期再进行稳健性检验。表 4 模型(2)结果说明,影响系数虽然有所降低,但方向依然和基准回归的结果一致,数字经济的确可以促进高质量就业。

表 4 稳健性检验结果

| 变量        | Emp                  | Emp                  |
|-----------|----------------------|----------------------|
|           | 模型(1)                | 模型(2)                |
| digital   | 0.559**<br>(11.849)  |                      |
| L.digital |                      | 0.164***<br>(3.007)  |
| 常数项       | 0.246***<br>(15.800) | 0.228***<br>(13.766) |
| 样本量       | 330                  | 330                  |
| 控制变量      | 控制                   | 控制                   |
| 地区固定      | YES                  | YES                  |
| 时间固定      | YES                  | YES                  |
| R-squared | 0.430                | 0.397                |

## 五、进一步分析

### (一)中介效应分析

数字经济的蓬勃发展为创业注入了新的活力,而创业更是推动高质量就业的关键要素。为了对创业活

表 5 中介效应检验结果

| 变量        | entr                | Emp                  | Emp                  |
|-----------|---------------------|----------------------|----------------------|
|           | 模型(1)               | 模型(2)                | 模型(3)                |
| digital   | 0.079**<br>(1.660)  | 0.308***<br>(6.613)  | 0.415***<br>(9.292)  |
| entr      |                     |                      | 0.364**<br>(5.883)   |
| 常数项       | 2.051***<br>(8.609) | 0.186***<br>(22.075) | 3.399***<br>(15.711) |
| 样本量       | 330                 | 330                  | 330                  |
| 控制变量      | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 地区固定      | YES                 | YES                  | YES                  |
| 时间固定      | YES                 | YES                  | YES                  |
| R-squared | 0.673               | 0.787                | 0.790                |

跃度的中介效应进行验证,采用逐步回归的方法进行实证检验,结果如表 5 所示。

由表 5 作用机制的检验结果可以看出,数字经济通过改善信息不对称、提升劳动者的数字素养和搭建数字平台等方式带动了地区创业活跃度。把数字经济和创业活跃度同时纳入实证分析后的模型(3)发现,数字经济对高质量就业的影响和基准回归保持一致,且其数值大小较基准回归模型(2)更大,证明了创业

活跃度是其发挥作用的重要机制,由此假设 2 得证。

(二)面板门限模型分析

根据理论假设,数字经济发展本身具备“边际效应”递增的非线性特征,其对高质量就业的影响也会出现非线性变化。因此,使用面板门限模型对数字经济的非线性影响进行进一步解释。表 6 面板门限检验结果表明,数字经济通过了单一门限检验,未通过双重门限检验。

表 6 面板门限检验结果

| 门限变量    | 门限个数 | F 值      | P 值   | 临界值   |       |       | 门限值   |
|---------|------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
|         |      |          |       | 10%   | 5%    | 1%    |       |
| digital | 单一门限 | 47.24*** | 0.002 | 19.33 | 45.90 | 56.12 | 0.648 |
|         | 双重门限 | 9.30     | 0.887 | 7.67  | 19.55 | 24.99 |       |

注:表中 F 值、P 值和临界值均经 Bootstrap 法模拟抽样 500 次得出。

表 7 模型(1)汇报了数字经济变量单一门限数量的回归结果。当数字经济低于门限值 0.648 时,其对高质量就业的促进作用不显著,这证明在数字经济发展的初期,数字经济释放的红利并不能覆盖所有的劳动群体,因此在一定程度上限制了它的作用效果。随着数字经济发展水平跨越门限值,数字经济对高质量就业有明显的带动作用,证明数字技术的应用驱使数字经济进入拓展与赋能阶段,对实现高质量就业也提供了更多支撑。由此,假设 1 进一步得到验证。

表 7 门限模型回归结果

| 门限变量      | 门限区间                 | Emp                 |
|-----------|----------------------|---------------------|
|           |                      | 模型(1)               |
| digital   | $digital \leq 0.648$ | 0.045<br>(2.110)    |
|           | $digital > 0.648$    | 0.392**<br>(15.316) |
| 常数项       |                      | 0.779***<br>(6.248) |
| 样本数       |                      | 330                 |
| 控制变量      |                      | 控制                  |
| 地区固定      |                      | YES                 |
| 时间固定      |                      | YES                 |
| R-squared |                      | 0.733               |

(三)异质性分析

进一步将 30 个省(区、市)划分为东部、中部和西部三个模块以对区域异质性进行研究,从而更好地体现数字经济对高质量就业影响的地区差异。从表 8 模型(1)可知,东部地区数字经济的赋能效应最强,其系数为 0.521 且在 1%水平下显著,其原因可能在于无论是数字技术的孕育和应用,还是数字平台的搭建与完善,东部地区都领先其他区域。同时东部地区的企业

和劳动力均已接受在当下的环境下,必须主动提升自身的数字素养以适应经济发展的需要,这些原因都使数字经济在东部地区的赋能效应最优。数字经济对中部地区高质量就业的促进作用也有较为明显的体现,虽然影响程度小于东部,但依然可以看出中部地区近年来在不断补强数字基础设施,营造更利于数字经济发展的环境。数字经济对西部地区高质量就业的影响效应虽然为正,但是并不显著。这有可能是因为劳动者自身人力资本水平较低,且当地的数字经济发展仍处于不成熟阶段。

表 8 异质性检验结果

| 变量        | 东部                   | 中部                   | 西部                   |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|
|           | 模型(1)                | 模型(2)                | 模型(3)                |
| digital   | 0.521***<br>(9.449)  | 0.287**<br>(5.103)   | 0.098<br>(0.566)     |
| 常数项       | 1.344***<br>(17.030) | 1.697***<br>(22.522) | 0.858***<br>(10.696) |
| 样本量       | 110                  | 66                   | 121                  |
| 控制变量      | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| 地区固定      | YES                  | YES                  | YES                  |
| 时间固定      | YES                  | YES                  | YES                  |
| R-squared | 0.306                | 0.324                | 0.329                |

六、结论与启示

(一)主要结论

基于 2011—2021 年我国 30 个省(区、市)的面板数据,首先运用固定效应模型检验了数字经济对高质量就业的影响;进而从创业偏好的视角切入阐释了数字经济对高质量就业的作用路径;接着运用面板门限模型考察了数字经济对高质量就业的非线性影响;最后结合区域发展差异,对数字经济的异质性进行了解

释。研究结果表明:

第一,数字经济是驱动高质量就业的新动能,这一结论在经过替换数字经济核心解释变量、使用滞后一期动态面板数据后依然稳健可靠。第二,数字经济通过提高创业活跃度,刺激了创业活动,进而为社会提供了更多的就业岗位,对高质量就业产生了积极的推动作用。第三,面板门限回归结果表明,数字经济对高质量就业的影响存在非线性效应。在数字经济发展的初期,其对高质量就业的影响并不显著,随着数字经济的不断发展,才能更好地推动高质量就业。第四,从区域异质性的检验结果可以看出,东部地区存在较大的先发优势,能够最大限度地激发数字经济的赋能效应,中西部地区应当继续加强数字经济发展,以更好地收获“数字红利”。

## (二)政策启示

根据上述研究结论,结合我国数字经济发展状况和当前的就业形势,提出以下对策建议:

第一,继续深入推进数字经济与实体经济的深度融合。加大数字技术的研发与投资力度,通过打造以人工智能、区块链等新兴数字技术为核心的新型基础设施,强化数字经济在生产、生活等领域的应用,从而不断提高数字经济服务高质量就业的能力,确保劳动者能够享受到数字化带来的更多机遇和福利。第二,构建数字经济时代下独特的就业保障架构。需大力扶持由新经济、新业态催生的新兴就业模式,以彰显数字经济在扩增就业岗位、降低体力劳动负担、提升职场安全性的核心效能。同时,应强化数字经济的监管体系,运用大数据、云计算等数字化手段优化管理机制,引导媒体、公众等社会各界对劳动力市场中的不公现象进行监督,从而清除影响高质量就业的障碍。第三,必须加速推进数字型人才队伍建设。为此,应加大对中西部地区的资金扶持力度,吸引数字人才的聚集,并实施相应的扶持政策,以促进数字技术向中西部地区的转移,形成东部与中西部地区之间动态联动的发展格局。东部发达地区应通过数字人才的转移和数字化培训等方式,推动中西部地区的数字化进程,提升劳动者的就业素质和能力,促进中西部地区就业质量的提升,以期进一步缩小区域发展差异。◆

## 参考文献:

[1]习近平.高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗:在中国共产党第二十次全

国代表大会上的报告[M].北京:人民出版社,2022.

[2]刘盘根,高晋.数字经济赋能高质量充分就业:内在逻辑、作用机理与优化路径[J].华北水利水电大学学报(社会科学版),2024,40(5):1-9.

[3]李礼连,程名望,张珩.公共就业服务提高了农民工就业质量吗? [J].中国农村观察,2022(4):134-152.

[4]王军,常红.人工智能对劳动力市场影响研究进展[J].经济学动态,2021(8):146-160.

[5]毛宇飞,曾湘泉,祝慧琳.互联网使用、就业决策与就业质量:基于 CGSS 数据的经验证据[J].经济理论与经济管理,2019(1):72-85.

[6]曹静,周亚林.人工智能对经济的影响研究进展[J].经济学动态,2018(1):103-115.

[7]黄海清,魏航.数字经济如何稳就业:机制与经验分析[J].贵州财经大学学报,2022(1):13-24.

[8]王文.数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗[J].经济学家,2020(4):89-98.

[9]范玉莹,郑浩天.数字经济、劳动力资源配置与高质量就业[J].调研世界,2024(6):41-51.

[10]胡海洋,杨兰桥.数字经济赋能经济绿色发展的效应与机制研究[J].区域经济评论,2023(6):84-93.

[11]卢海阳,郑旭媛.禀赋差异、议价能力与农民工工资:来自中国劳动力动态调查的证据[J].农业技术经济,2019(6):97-106.

[12]张军,闫雪凌,余沐乐,等.工业机器人应用与劳动关系:基于司法诉讼的实证研究[J].管理世界,2023,39(12):90-112.

[13]GRAETZ G, MICHAELS G. Robots at Work[J]. Review of Economics and Statistics, 2018, 100(5): 753-768.

[14]吴清军,李贞.分享经济下的劳动控制与工作自主性:关于网约车司机工作的混合研究[J].社会学研究,2018,33(4):137-162+244-245.

[15]沈洋,张秀武.智能制造、产业集聚与劳动力错配[J].中国流通经济,2022,36(4):89-100.

[16]康茜,林光华.机器人与农民工就业:替代抑或促进[J].山西财经大学学报,2021,43(2):43-56.

[17]王海军,葛晨.数字素养促进了青年高质量充分就业吗? [J].上海财经大学学报,2024,26(3):49-64.

[18]DAVIDSSON P, RECKER J, BRIEL F V. External enablement of new venture creation: A framework[J]. Academy of Management Perspectives, 2020, 34(3): 311-332.

[19]BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.

[20]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.

(责任编辑:萧静)

# 区域协调发展时空分异特征 及影响因素分析

## ——以甘肃省为例

刘旭挺

(兰州市社会科学院 经济研究所,甘肃 兰州 730030)

**摘要:**推动区域协调发展是新时代国家重大战略之一,也是中国式现代化的内在要求。以甘肃省为例,基于2010—2022年面板数据,采用熵值法测度甘肃各地区域协调发展水平综合得分。在分析时空分异特征的基础上,使用空间计量模型深入探析甘肃区域协调发展的时空演化特征与影响因素。研究结果表明,甘肃区域协调发展水平存在显著的空间自相关性,科学技术投入、城镇化率、区位条件有显著的正向作用;劳动力投入、制度保障对区域协调发展有负向作用;空间邻近地区的区位条件改善对本地区的协调发展有显著的正向空间溢出效应;邻近地区的劳动力投入、财政投入对本地区的协调发展有显著的负向空间溢出效应。根据研究结果,提出促进甘肃区域协调发展的意见建议。

**关键词:**区域协调发展;甘肃省;空间计量模型;熵值法

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)07-0036-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.07.005

### 一、引言

促进区域协调发展是推进中国式现代化的应有之义,是解决我国发展不平衡不充分问题的现实需要。甘肃位于我国西北内陆,由于自然、地理、历史等多种原因,经济发展一直较为落后。如何在新时代推动区域协调发展,成为当前甘肃面临的一项重要课题。

学者对区域协调发展的研究主要聚焦于区域协调发展的内涵、评价体系构建以及影响因素研究。从内涵角度看,区域协调发展描述的是一种区域之间经济社会等各方面相互联系、相互关联、相互影响的过程或状态,其关键核心是区域利益关系的协调<sup>[1-2]</sup>。从评价体系方面来看,区域协调发展应该从联系、发展和差异三个方面入手构建评价体系,区域联系通常采用空间自相关分析法衡量,发展采用增长率测度,差异用变异系数法测度<sup>[3-4]</sup>。从区域协调发展影响因素看,经济发展水平、公共服务保障、基础设施建设、城乡居

民生活水平、资本投入以及生态环境等因素都会影响区域协调发展水平<sup>[5-7]</sup>。

对相关文献的梳理可见,学术界对于区域协调发展的内涵界定、评价体系构建、影响因素研究尚未形成一致看法。多位学者提出的高质量发展评价体系的构建和测度方法都有其局限性。甘肃作为我国内陆欠发达地区,脱贫攻坚刚刚结束,经济发展基础还不稳固,与东部发达省(市)经济发展差距较大,区域内部发展不平衡且矛盾突出。如果非要在欠发达区域使用发达地区的方法评估区域协调发展,过分强调发展质量而忽视发展速度,过分强调转换发展动能而抛弃传统产业,显然不符合甘肃省情。因此在构建甘肃省高质量发展指标体系时相对强化了要素投入对经济发展的作用,使评价结果更加符合甘肃省实际情况,也能更好地探究发展过程中存在的问题,从而提出更加合理有效的对策建议。

**基金项目:**甘肃省哲学社会科学规划项目“黄河流域甘肃段强化生态保护路径与对策研究”(2023YB050)。

**作者简介:**刘旭挺(1982—),男,陕西富平人,助理研究员,研究方向为区域经济与城乡经济发展。

在分析总结相关文献的基础上,以甘肃省为例,构建一套科学、可行、符合甘肃实际情况的区域协调发展评价指标体系,量化分析甘肃区域协调发展的现状及强项短板。结合空间计量经济学模型,深入解析甘肃区域协调发展的时空分异特征及影响因素,对物质资本、劳动力、科学技术、产业结构等影响因素在甘肃区域经济协调发展中的作用进行甄别与检测,为甘肃省通过生产力布局的空间调整来引导各种生产要素在区域内的合理流动,进一步优化生产力的空间布局,推动区域协调均衡发展,实现空间经济结构优化,提出

针对性的对策建议。

二、模型构建、研究方法及数据来源

(一)区域协调发展测度模型构建

结合甘肃省实际情况,参考学者相关研究成果<sup>[8-10]</sup>,遵循科学性、全面性、数据可获得性等原则,从经济发展水平、基本公共服务水平、基础设施水平、人民生活水平、生态环境水平五个维度构建区域协调发展综合评价指标体系,对甘肃区域协调发展情况进行综合评价。共设置 5 个一级指标,12 个二级指标,14 个三级指标,见表 1。

表 1 区域协调发展综合评价指标体系

| 一级指标                | 二级指标   | 三级指标            | 指标单位       | 指标性质 | 指标权重  |
|---------------------|--------|-----------------|------------|------|-------|
| 经济发展水平<br>(0.318)   | 经济发展   | 人均 GDP          | 元          | +    | 0.114 |
|                     | 产业结构   | 第三产业增加值占 GDP 比重 | %          | +    | 0.092 |
|                     | 经济效益   | 人均财政收入          | 元          | +    | 0.112 |
| 基本公共服务水平<br>(0.221) | 教育发展   | 人均受教育年限         | 年          | +    | 0.059 |
|                     | 医疗保障   | 万人卫生机构床位数       | 个          | +    | 0.046 |
|                     | 文化发展   | 万人公共图书馆藏书量      | 册          | +    | 0.116 |
| 基础设施水平<br>(0.17)    | 交通基础设施 | 道路交通密度          | 每百平方公里公路里程 | +    | 0.072 |
|                     | 通信基础设施 | 人均邮电业务总量        | 元          | +    | 0.098 |
| 人民生活水平<br>(0.25)    | 收入水平   | 城镇居民人均可支配收入     | 元          | +    | 0.049 |
|                     |        | 农村居民人均可支配收入     | 元          | +    | 0.081 |
|                     | 消费水平   | 城镇居民人均消费支出      | 元          | +    | 0.050 |
|                     |        | 农村居民人均消费支出      | 元          | +    | 0.070 |
| 生态环境水平<br>(0.043)   | 污染治理   | 空气质量二级以上天数占比    | %          | +    | 0.024 |
|                     | 绿色环境   | 建成区绿化覆盖率        | %          | +    | 0.019 |

经济发展水平指标:从经济发展、产业结构和经济效益三个方面衡量。人均 GDP 是经济学中衡量经济发展水平的主要指标,能够反映一个国家或地区经济社会发展的水平和程度。经济发展方式的转变和产业结构的优化用第三产业增加值占 GDP 比重来衡量。人均财政收入为财政总收入与年均常住人口的比值,一般来说,财政收入越高,说明该地区的经济发展越好,政府对区域经济的调控能力越强。

基本公共服务水平指标:从教育发展、医疗保障和文化发展三个方面衡量。教育发展水平用人均受教育年限来衡量,该指标反映了地区人口的文化素质,是表征地区人力资本发展的重要指标,反映了教育发展的基本状况。医疗保障水平用万人卫生机构床位数来衡量,该指标反映了地区医疗机构的医疗保障水平和医疗系统收治能力,是评估地区医疗资源供给能力的

重要指标。文化发展水平用万人公共图书馆藏书量表征。

基础设施水平指标:从交通和通信基础设施两个方面衡量。道路交通密度用每百平方公里公路里程测度,公路是经济社会发展的重要基础设施,是衡量区域交通发展建设水平的重要标志,良好的公路运输条件,有利于各类要素流动,促进经济社会健康发展。通信基础设施用人均邮电业务总量来测度。

人民生活水平指标:从收入水平和消费水平两个维度衡量。一般来说,可支配收入越高,居民的生活水平就越高,能够享受到更多的消费品和服务。消费是收入的函数,收入越高消费就越高,也反映了地区在文化、医疗、教育等方面的全面发展。

生态环境水平指标:从污染治理、绿色环境两个方面衡量。污染治理选取空气质量二级以上天数占比表征,绿色环境选取建成区绿化覆盖率表征,两项指

标越高说明地区生态环境治理成效越好。

## (二)区域协调发展影响因素模型构建

在测度甘肃区域协调发展水平的基础上,进一步构建模型探究区域协调发展的影响因素。参考已有研

究成果,选取劳动力投入、物质资本投入、科学技术投入、制度保障、工业发展、区位条件和城镇化率 7 个可能影响区域协调发展水平的指标,指标的计算方法及描述性统计见表 2。

表 2 变量的计算方法及描述性统计

| 变量类型  | 变量名称     | 计算方法       | 符号  | 样本数 | 最小值    | 最大值     | 标准差     |
|-------|----------|------------|-----|-----|--------|---------|---------|
| 被解释变量 | 区域协调发展水平 | 由表 1 计算得出  | Y   | 182 | 0.095  | 0.729   | 0.149   |
| 解释变量  | 劳动力投入    | 劳动力人口/总人口  | LAB | 182 | 0.609  | 0.790   | 0.035   |
|       | 物质资本投入   | 固定资产投资/GDP | K   | 182 | 0.267  | 2.104   | 0.439   |
|       | 科学技术投入   | 科技投入/GDP   | SC  | 182 | 0.000  | 0.067   | 0.012   |
|       | 制度保障     | 财政投入/GDP   | GOV | 182 | 0.066  | 1.302   | 0.276   |
|       | 工业发展     | 工业增加值/GDP  | IND | 182 | 0.081  | 0.794   | 0.175   |
|       | 区位条件     | 每万人在校大学生人数 | RES | 182 | 0.000  | 986.767 | 213.140 |
|       | 城镇化率     | 城镇人口/全部人口  | URB | 182 | 19.700 | 94.474  | 20.244  |

## (三)研究方法

### 1. 熵值法

计算权重主要有因子分析法、主成分分析法、熵值法等方法<sup>[1]</sup>。本文采用熵值法对指标进行赋权,计算步骤如下:

(1)数据无量纲化处理。定义  $x_{ij}$  为第  $i$  个市(州)第  $j$  项指标的数值,  $X=\{x_{ij}\}_{n \times m}$ ,  $n=13$ ,  $m=14$ 。先对各项指标进行标准化处理从而统一量纲,标准化后的数据仍记为  $x_{ij}$ 。

(2)计算第  $i$  个市(州)第  $j$  项指标的比重:

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

(3)计算第  $j$  项指标的熵值:

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

(4)计算第  $j$  项指标的差异系数,代表指标的效用值:

$$d_j = 1 - e_j \quad (3)$$

(5)计算指标权重:

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j} \quad (4)$$

(6)计算综合得分,用标准化后的  $x_{ij}$  与权重相乘再求和加总便可计算出一级指标的值:

$$s_i = \sum_{j=1}^m w_j \cdot p_{ij} \quad (5)$$

### 2. 空间相关性分析模型

利用空间自相关分析法研究甘肃区域协调发展在空间上的依赖关系。空间自相关分析法通过计算莫兰指数来度量某个变量在空间上的分布特征及其对邻近地理单元的影响程度。空间自相关从全局和局部两个维度展开,空间的全局相关性揭示了变量在研究区内整体空间的关联程度,空间的局部相关性揭示了变量在某一地区对邻近地区的关联程度。全局相关性一般用莫兰指数  $I$  表示<sup>[12]</sup>,计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (6)$$

其中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2$ ,  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 。

局部莫兰指数的计算公式为:

$$I_i = \frac{Z_i}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_j \quad (7)$$

其中,  $Z_i = x_i - \bar{x}$ ,  $Z_j = x_j - \bar{x}$ 。

式中,  $I_i$  为第  $i$  个空间区域的局部莫兰指数,  $n$  表示市(州)个数,  $x_i$  和  $x_j$  表示区域协调发展指数在某个市(州)  $i$  和市(州)  $j$  上的值,  $\bar{x}$  表示 14 个空间区域属性值的平均值,  $w_{ij}$  表示空间权重矩阵值。莫兰指数的值类似相关系数,当  $I > 0$  时,表示空间正相关;当  $I < 0$  时,表示空间负相关;当  $I = 0$  时,表示没有空间相关性,变量值在空间呈随机分布。

### 3. 空间计量模型

普通多元线性回归模型无法测度研究对象空间上的相关性,不同回归数据之间如果存在空间相关性,经典回归模型分析结果可信度会下降,这就需要考虑变量间的空间关系影响,引入空间权重构建空间计量模型,使计量结果更加符合实际。空间计量分析不仅可以测度各市(州)综合发展水平在地理空间上的布局与动态演进过程,也可以反映各地发展水平在空间上的溢出效应。

空间计量模型按照其依赖性可以分为三种类型:空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)<sup>[3]</sup>。模型的具体形式如下:

空间滞后模型(SAR):

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中  $y_{it}$  为被解释变量,  $w_{ij}$  表示空间权重矩阵,本文使用一阶空间邻接权重矩阵,  $\rho$  表示待回归确定的空间自相关系数,  $x_{it}$  为解释变量,  $\beta$  表示回归系数的列向量,  $\mu_i$  表示地区效应,  $\eta_t$  代表时间效应,  $n$  代表样本个数,  $t$  为时间维度,  $\varepsilon_{it}$  代表随机扰动项。

空间误差模型(SEM):

$$y_{it} = x_{it} \beta + \mu_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (9)$$

其中,  $\mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it}$ ,  $\lambda$  表示空间自回归系数。

空间杜宾模型(SDM):

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jt} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,  $\lambda$  为空间自回归系数,  $\theta$  表示待估计自变量空间滞后项系数。

### 4. 空间权重矩阵

空间权重矩阵表示了各地区间的空间依赖程度,设置空间权重矩阵是进行空间计量分析的前提。根据本文研究特点,构建 0-1 邻接权重矩阵。如两地在空间上存在相邻边界或交点赋值为 1,否则为 0。矩阵形式如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (i \neq j) \quad (11)$$

(四)数据来源

使用 2010—2022 年的面板数据对甘肃各市(州)区域协调发展水平进行测度。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《甘肃统计年鉴》《中国城市年鉴》《中国教育统计年鉴》及各地区统计年鉴。部分缺失数据

使用线性插值法补齐。

### 三、时空分异特征

#### (一)研究区域概况

甘肃位于中国西北地区,下辖 12 个地级市、2 个自治州,2023 年末常住人口为 2465.48 万人,GDP 为 11863.8 亿元。甘肃地处黄河中上游,地域辽阔,地形狭长,地貌多样,地处黄土高原、青藏高原和内蒙古高原三大高原的交汇地带,从东南到西北包括了亚热带湿润区到干旱区、高寒区的各种气候类型。

#### (二)甘肃区域协调发展水平的时序特征分析

利用 2010—2022 年甘肃 14 个市(州)的面板数据,使用 SPSS 软件计算出各省市(州)相应年份的综合得分,以此表示时序特征,计算结果见表 3,限于篇幅,只展示部分年份数据。

表 3 甘肃 14 个市(州)区域协调发展水平综合得分

|      | 2010 年 | 2013 年 | 2016 年 | 2019 年 | 2022 年 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 兰州市  | 0.2811 | 0.3315 | 0.4696 | 0.5812 | 0.6155 |
| 嘉峪关市 | 0.3591 | 0.4898 | 0.5572 | 0.7250 | 0.7288 |
| 金昌市  | 0.2541 | 0.3363 | 0.4403 | 0.5500 | 0.7022 |
| 白银市  | 0.1613 | 0.2043 | 0.2699 | 0.3371 | 0.4435 |
| 天水市  | 0.1394 | 0.1758 | 0.2386 | 0.3319 | 0.3877 |
| 武威市  | 0.1121 | 0.1612 | 0.2461 | 0.3453 | 0.4817 |
| 张掖市  | 0.1916 | 0.2338 | 0.3304 | 0.4240 | 0.5526 |
| 平凉市  | 0.1598 | 0.2043 | 0.2772 | 0.3465 | 0.4343 |
| 酒泉市  | 0.2456 | 0.2876 | 0.3821 | 0.4499 | 0.5846 |
| 庆阳市  | 0.1406 | 0.2060 | 0.2445 | 0.3181 | 0.4000 |
| 定西市  | 0.1244 | 0.1540 | 0.2143 | 0.3411 | 0.3663 |
| 陇南市  | 0.1027 | 0.1252 | 0.2166 | 0.2773 | 0.3317 |
| 临夏州  | 0.0975 | 0.1412 | 0.2257 | 0.2913 | 0.3340 |
| 甘南州  | 0.1281 | 0.1476 | 0.2353 | 0.3370 | 0.4595 |
| 标准差  | 0.0781 | 0.1013 | 0.1095 | 0.1299 | 0.1301 |

从表 3 的计算结果可以看出,2010—2022 年甘肃 14 个市(州)区域协调发展水平总体呈稳步上升趋势,其中 2011—2018 年增速较快,2019 年之后增速放缓。分地区来看,各市(州)区域协调发展水平存在差异。兰州市作为甘肃省会,具有省内其他城市缺少的科技、人才、教育、文化等优势资源,其区域协调发展水平一直位于全省前列。嘉峪关市是典型的工业城市,工业基础雄厚、综合实力较强,测评期内区域协调发展水平一直位于全省第一位,人均 GDP、人均财政收入、人均受教育年限和人均可支配收入等多个指标位于全省前列,发展最为协调。考察期内,区域协调发展

得分增幅最高的是武威市,13年间增长了329.71%;其次为甘南州,增幅为258.70%。武威市增速较快主要是由于社会基本公共服务水平有较大提高,甘南州综合得分的提升得益于第三产业发展较快和生态环境的改善。2010年和2022年综合得分最低的均是陇南市,13年间只有个别年份名次稍有反弹,总体一直处于末位。从分项指标来看,陇南市得分落后主要是由于人均GDP和城乡居民收入较低。从综合得分的标准差看,甘肃14个市(州)区域协调发展水平的标准差从2010年的0.0781逐步增长到2022年的0.1301,期间只有两个年份略有回落,甘肃各市(州)区域协调发展水平的绝对差异呈扩大趋势。

### (三)甘肃区域协调发展水平的空间相关性分析

#### 1. 全局自相关分析

利用Stata软件计算2010—2022年甘肃各市(州)区域协调发展水平的全局莫兰指数,分析其在空间上

表4 甘肃14个市(州)  
区域协调发展水平的全局自相关性

| 年份   | Moran's I | E(I)   | sd(I) | z     | p 值   |
|------|-----------|--------|-------|-------|-------|
| 2010 | 0.377     | -0.077 | 0.193 | 2.358 | 0.018 |
| 2011 | 0.383     | -0.077 | 0.192 | 2.396 | 0.017 |
| 2012 | 0.400     | -0.077 | 0.192 | 2.486 | 0.013 |
| 2013 | 0.419     | -0.077 | 0.195 | 2.536 | 0.011 |
| 2014 | 0.387     | -0.077 | 0.195 | 2.375 | 0.018 |
| 2015 | 0.378     | -0.077 | 0.196 | 2.319 | 0.020 |
| 2016 | 0.390     | -0.077 | 0.198 | 2.364 | 0.018 |
| 2017 | 0.321     | -0.077 | 0.195 | 2.044 | 0.041 |
| 2018 | 0.303     | -0.077 | 0.192 | 1.980 | 0.048 |
| 2019 | 0.252     | -0.077 | 0.194 | 1.693 | 0.091 |
| 2020 | 0.356     | -0.077 | 0.197 | 2.205 | 0.027 |
| 2021 | 0.381     | -0.077 | 0.196 | 2.331 | 0.020 |
| 2022 | 0.390     | -0.077 | 0.195 | 2.387 | 0.017 |

的聚集关系。计算选取的空间权重矩阵为一阶Queen邻接矩阵。从计算结果可以看出,测度期内区域协调发展水平的全局莫兰指数均在1%的水平上显著为正,且通过Z统计量的检验,显著性非常强,甘肃各地区区域协调发展水平在空间上的分布不是随机的,具有较强的空间聚集性。一个地区区域协调发展水平的提高,有利于带动相邻地区发展水平的提高,存在空间上的溢出效应。

为更加直观地展示全局莫兰指数的变动情况,绘制2010—2022年甘肃区域协调发展得分的全局莫兰指数折线图,见图1。

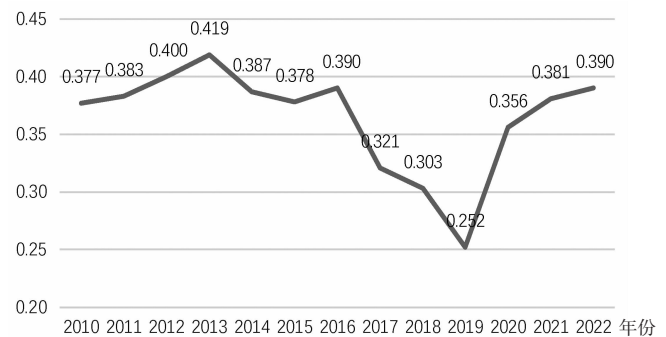


图1 甘肃区域协调发展水平的全局莫兰指数

从表4和图1可以看出,2010—2022年甘肃各市(州)的区域协调发展水平的莫兰指数均大于0,各年份的p检验值均小于0.01,说明甘肃区域经济综合发展水平具有较强的空间相关性,且呈空间正相关分布。从图1可以看出,全局莫兰指数发展变化大致为“V”形。2010—2019年莫兰指数小幅上升后呈快速下降态势,在此期间甘肃区域综合协调发展水平的空间聚集性不断减弱,由2013年的最高点0.419下降到2019年的0.252。2019—2022年全球莫兰指数快速回升,空间正相关性不断加强,2022年上升到0.390,为测评期内

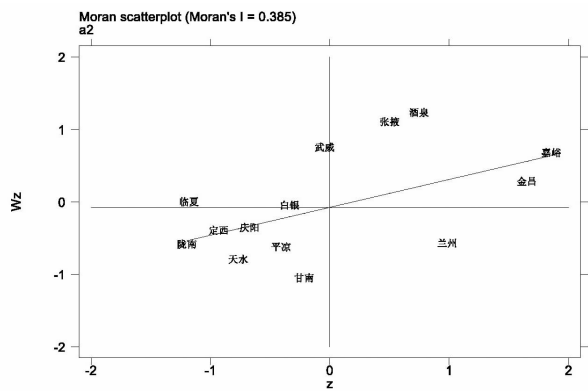
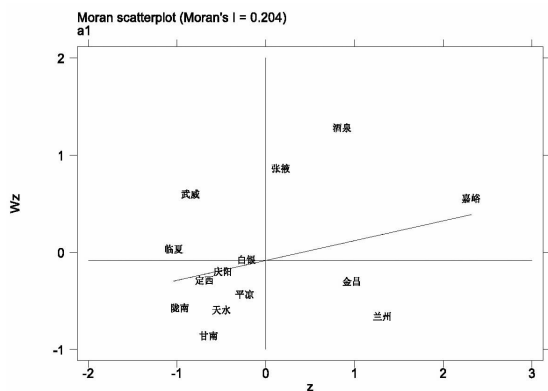


图2 2010年和2022年甘肃区域协调发展水平的局部莫兰指数散点图

的第二高位数值,空间聚集性接近 2013 年的最高值。

2. 局部自相关分析

全局莫兰指数是从整体上解释甘肃各市(州)在考察期内区域协调发展的空间关联性,但无法测度区域内各地区的空间分布格局差异。为进一步分析各市(州)综合协调发展水平的空间分布特征,计算局部莫兰指数来衡量区域内的空间自相关性。由于篇幅限制,选取 2010 年和 2022 年的数据计算局部莫兰指数,结果如图 2 所示。局部莫兰指数散点图由 4 个象限构成,不同象限表征不同的空间相关性。第一象限至第四象限分别代表各市(州)区域协调发展水平的聚集情况为“高-高”集聚、“低-高”集聚、“低-低”集聚、“高-低”集聚。

四、影响因素分析

由以上分析可知,甘肃各市(州)区域协调发展水平存在显著的空间相关性,传统的最小二乘法 and Tobit 模型不能分析区域之间的相互作用关系,会对研究结果产生偏差。基于此,采用空间计量模型对甘肃区域协调发展水平的影响因素进行计量分析,研究各因素对甘肃区域协调发展时空分异特征的作用。

(一)空间相关性分析

利用空间计量模型研究变量之间空间相关性的模型有三种,分别为 SAR、SEM 和 SDM 模型,适合用哪种模型要通过空间依赖性检验确定。

在 OLS 多元线性回归的基础上,对模型进行拉格朗日乘数(LM)检验,结果见表 5。可以看出,LM-Error、稳健 LM-Error、LM-Lag、稳健 LM-Lag 等四个统计量均在 1%水平下显著,拒绝原假设,说明 SAR 和 SEM 模

表 5 LM 检验结果

| 空间效应 LM 检验      | 数值     | p 值   |
|-----------------|--------|-------|
| LM-Error 统计量    | 29.440 | 0.000 |
| 稳健 LM-Error 统计量 | 31.553 | 0.000 |
| LM-Lag 统计量      | 11.800 | 0.001 |
| 稳健 LM-Lag 统计量   | 13.913 | 0.000 |

表 6 模型选择和固定效应类型选择的 LR 检验结果

| LR 检验                  | LR 统计量 | p 值   |
|------------------------|--------|-------|
| 原假设:SDM 模型可以退化为 SAR 模型 | 41.61  | 0.000 |
| 原假设:SDM 模型可以退化为 SEM 模型 | 34.64  | 0.000 |
| 原假设:地区固定效应优于双向固定效应     | 97.30  | 0.000 |
| 原假设:时间固定效应优于双向固定效应     | 81.08  | 0.000 |

型都可以适用,因此只能选择两者都适合的 SDM 杜宾模型。进一步通过 Hausman 检验,p 值为 0,拒绝随机效应原假设,考虑到区域协调发展指数的时序演进趋势,最终选择双向固定效应的空间杜宾模型(SDM)进行参数估计(见表 6)。

表 7 展示了双向固定空间杜宾模型(SDM)和另外两种空间效应模型 SAR、SEM 的估计结果,并对结果进行了对比。

表 7 空间计量模型回归结果

|                 | SAR                   | SEM                   | SDM                   |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| LAB             | -1.648***<br>(-4.33)  | -1.959***<br>(-5.19)  | -1.605***<br>(4.55)   |
| K               | -0.060*<br>(-2.12)    | -0.087**<br>(-3.07)   | -0.054<br>(-1.89)     |
| SC              | 0.018<br>-1.61        | 0.020<br>-1.93        | 0.024*<br>(2.30)      |
| GOV             | -0.596***<br>(-11.05) | -0.599***<br>(-11.75) | -0.551***<br>(-10.83) |
| IND             | 0.024<br>-0.72        | 0.019<br>-0.58        | 0.068<br>(1.95)       |
| RES             | 0.000<br>-0.03        | 0.009<br>-0.92        | 0.015*<br>(2.53)      |
| URB             | 0.646***<br>-6.21     | 0.690***<br>-7.54     | 0.736***<br>(6.76)    |
| W*LAB           |                       |                       | -1.628*<br>(2.36)     |
| W*K             |                       |                       | -0.162*<br>(-2.23)    |
| W*SC            |                       |                       | 0.034<br>(1.95)       |
| W*GOV           |                       |                       | -0.286**<br>(-2.74)   |
| W*IND           |                       |                       | -0.079<br>(-1.35)     |
| W*RES           |                       |                       | 0.053*<br>(2.15)      |
| W*URB           |                       |                       | 0.100<br>(0.46)       |
| $\rho(\lambda)$ | 0.253***<br>(6.33)    | 0.364***<br>(3.58)    | 0.162*<br>(1.91)      |
| R <sup>2</sup>  | 0.848                 | 0.925                 | 0.854                 |
| Log-L           | 230.603               | 234.087               | 251.410               |

注:\*p<0.10,\*\*p<0.05,\*\*\*p<0.01;括号内为 t 值,W 为空间权重矩阵,W\* 表示解释变量的空间滞后项。

## (二)空间计量模型的结果分析

根据空间杜宾模型的参数估计结果,除物质资本投入、工业发展两个变量未通过显著性检验,其他 5 个解释变量均通过了显著性检验。空间项估计中科学技术投入、工业发展和城镇化率 3 个变量未通过显著性检验,其他 4 个解释变量通过了显著性检验。

劳动力投入(LAB)的回归系数为  $-1.605$ ,并通过 1%水平的显著性检验,表明劳动力投入水平的提升对甘肃区域协调发展水平的提升有反向作用。劳动力投入作为生产要素中的重要组成部分,对经济增长起决定性作用,劳动力投入不仅体现在总量上,更体现在供给的结构和质量上。从经济学角度看,劳动力、物质资本、自然资本、人力资本等生产要素的投入决定了经济的增长,根据边际生产力递减规律,当其他生产要素不变时,唯一可变的要素是劳动投入,当等量增加单位劳动投入时,最初会使产量增加,超过一定量时产量开始递减,继续增加劳动力的投入,边际产量有可能变成负数。从回归分析的结果来看,普通劳动力的投入已经不是甘肃区域协调发展的短板弱项,继续增加劳动力的投入,反而不利于区域协调发展,应该从提高劳动力的质量、科技创新能力等方面下功夫。劳动力投入空间滞后项( $W*LAB$ )回归系数为  $-1.628$ ,通过了 10%水平的显著性检验,表明劳动力投入有一定的空间溢出效应,周边地区劳动力的投入不利于本地区协调发展水平的提升。劳动力要素的合理流动,是经济持续健康发展的有力支撑,也是实现区域协调发展的必然要求。而从回归结果来看,周边地区劳动力数量的增长,在空间上形成了集聚效应,区域经济社会发展的地域差异和梯度强度促使劳动力流动到收益更大的地区。

科学技术投入(SC)的回归系数为  $0.024$ ,通过了 10%水平的显著性检验,表明科学技术的投入可以促进区域协调发展,但在其他两种模型中没有得到一致性估计,在空间项估计中回归结果也不显著,说明科技投入只能促进本地区的发展,对邻近城市的发展不存在空间溢出效应。制度保障(GOV)的回归系数显著为负,在其他两个模型中也得到一致性估计,表明财政的大量投入不利于区域经济的协调发展。这可能与甘肃各地区经济社会发展水平不平衡有较大关系,财政投入到较发达地区能够获得更多回报,一些欠发达地区由于缺少好的投资项目,获得的财政投入较少,且

容易产生制度依赖,不利于区域协调发展。制度保障的空间滞后项( $W*GOV$ )的系数为负,且通过了显著性检验。说明邻近地区制度保障的增强,对本地区经济社会协调发展有抑制作用。可能是由于邻近地区大量投资项目建设,导致本地区资本、劳动力等生产要素流出,因此不利于本地区经济社会发展。城镇化率(URB)的回归系数为  $0.736$ ,并通过 1%水平的显著性检验,表明城镇化水平的提高,能够显著促进区域经济社会协调发展,然而城镇化率的空间项回归结果并不显著,表明本地区城镇化水平的提高对邻近地区的发展不存在空间溢出效应。区位条件(RES)的回归系数为  $0.015$ ,通过了 10%水平的显著性检验,表明区位条件对区域协调发展有一定的正向促进作用,区位条件好的地区,区域协调程度也更高。区位条件空间滞后系数为  $0.053$ ,表示邻近地区的区位条件好,对本地区的协调发展有促进作用,存在空间溢出效应。

## 五、结论与对策建议

### (一)结论

本文基于 2010—2022 年甘肃省的面板数据,采用熵值法测度了甘肃省区域协调发展水平,得出的主要结论如下:

一是研究期内,甘肃整体区域协调发展水平呈上升趋势。2011—2018 年增速较快,2019 年之后增速放缓。位于河西地区的嘉峪关市多个指标位于全省前列,区域协调发展水平一直位于全省第一位,发展最为协调。武威市区域协调发展水平进步最快,其次为甘南州。位于甘肃南部的陇南市区域协调发展水平处于全省末位。临夏州尽管有较大进步,但仍落后于多数地区。

二是运用空间自相关分析法计算区域协调发展水平的莫兰指数,结果表明甘肃各市(州)的区域协调发展水平存在空间相关性。2010—2019 年甘肃区域协调发展水平的空间聚集性呈下降态势;2019—2022 年空间正相关性不断加强。从局部莫兰指数散点图可以看出,14 个市(州)的区域发展水平主要分布在第三象限,表现为“低—低”集聚,负的空间溢出效应的地区数量多于正的空间溢出效应的地区数量。

三是空间计量模型检验表明双固定的空间杜宾模型适合参数估计。使用空间邻接矩阵计算的区域协调发展水平影响因素分析显示,科学技术投入、城镇化率和区位条件有显著的正向作用,有利于区域协调

发展。而劳动力投入和制度保障两个变量会阻碍地区区域协调发展水平的提升。空间上邻近地区的区位条件的改善对本地区的协调发展有显著的正向空间溢出效应;邻近地区的劳动力投入和财政投入对本地区的协调发展有显著的负向空间溢出效应。

## (二) 对策建议

基于以上研究结论,从缩小区域协调发展差距的角度出发,提出以下对策建议:

一是因地制宜,制定差别化发展政策。由于甘肃区域协调发展水平存在明显的空间差异性,因此在制定区域发展政策时要考虑自身发展阶段、区位特点及资源禀赋。在区域协调发展水平较高的河西地区,强化经济联动发展、组团发展,乘势而上做大新能源产业、通道物流、装备制造、现代农业等重点产业链。在区域协调发展水平较低的陇南地区,要坚持农业农村优先发展战略,深化农业供给侧结构性改革,发展山地特色农业,以基础设施建设为重点,扩大有效投资,促进三次产业融合发展。在经济发展相对落后的临夏地区,要抓住政策机遇,主动谋划富民产业,加大基础设施投资力度,做强做大文旅产业,提升生态治理能力,促进经济生态社会文化协调发展。在以省会兰州为核心的陇中地区,要发挥传统工业优势,深入推进产业链和供应链延链补链升级行动,推进服务结构的高级化,进一步发挥枢纽地位作用,激发正向溢出效应,产生辐射带动作用。

二是发挥空间近邻联动效应,推动区域战略融合发展。空间近邻对区域协调发展发挥着重要作用,在制定经济社会发展规划时,应充分考虑协调发展的空间溢出效应,加强邻近区域之间在产业分工方面的合作与交流。甘肃 14 个市(州)之间发展水平不平衡,不利于甘肃整体协调发展,需要加强各个区域之间的合作,制定合理的区域发展规划。通过转变经济发展模式,由科技创新驱动发展,同时大力提倡绿色低碳可持续发展,逐渐改变甘肃传统发展模式,将科技进步作为发展的动力,发展新质生产力,促进经济社会协调发展。

三是强化要素溢出效应,降低不利因素制约。加大科技创新投入,建立以市场为导向,以企业为主体,以政策为后盾的体系,强化技术市场的构建,不断提升科技成果转化水平。深入推进新型城镇化战略,加

快农业转移人口市民化,保障居民基本公共服务同等权利,推动以县城为重要载体的城镇化建设,推动城乡融合发展,大力推进城乡基本公共服务均等化。进一步完善收入分配机制,做好二次分配,建立行之有效的三次分配体制机制,不断缩小城乡收入差距。进一步优化财政支出,建立与市场经济体制相适应的财政投资体制,加快形成优质的社会主义公共服务机制。完善财政补贴制度。清理整顿价格补贴和企业亏损补贴,减少政府对市场的不合理干预,规范补贴范围,完善相关程序。◆

## 参考文献:

- [1] 覃成林,张华,毛超.区域经济协调发展:概念辨析、判断标准与评价方法[J].经济体制改革,2011(4):34-38.
- [2] 陆铭,李鹏飞.城乡和区域协调发展[J].经济研究,2022,57(8):16-25.
- [3] 张超,钟昌标,蒋天颖,等.我国区域协调发展时空分异及其影响因素[J].经济地理,2020,40(9):15-26.
- [4] 姚鹏,叶振宇.中国区域协调发展指数构建及优化路径分析[J].财经问题研究,2019(9):80-87.
- [5] 张超,钟昌标.中国区域协调发展测度及影响因素分析:基于八大综合经济区视角[J].华东经济管理,2020,34(6):64-72.
- [6] 高志刚,克彪.中国省际区域经济差距演进及协调发展[J].区域经济评论,2020(2):24-36.
- [7] 刘强,徐生霞.中国区域协调发展及空间演进[J].统计与决策,2021,37(1):102-105.
- [8] 张燕,魏后凯.中国区域协调发展的 U 型转变及稳定性分析[J].江海学刊,2012(2):78-85+238.
- [9] 张可云,裴相辉.中国区域协调发展水平测度:基于省级数据分析[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2019,52(6):29-34+125.
- [10] 庞玉萍,陈玉杰.区域协调发展内涵及其测度研究进展[J].发展研究,2018(9):73-79.
- [11] 杨宇.多指标综合评价中赋权方法评析[J].统计与决策,2006(13):17-19.
- [12] 郭芸,范柏乃,龙剑.我国区域高质量发展的实际测度与时空演变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2020,37(10):118-132.
- [13] 李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新生产的空间计量分析:基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010(7):43-55+65.

(责任编辑:新月)

# 河南省数字经济与实体经济 融合发展测度及优化路径

杨玉雪

(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:**在全面把握数字经济与实体经济融合发展内涵的基础上,首先构建地区数实融合发展评价指标体系,基于2018—2022年河南18个地市的面板数据,利用熵值法计算得出其数字经济与实体经济的综合发展水平。其次利用耦合协调度模型测度河南及其18个地市的数实融合协调发展水平。再次利用灰色关联度模型查找河南省数字经济与实体经济之间相互影响的主要因素。研究发现:(1)河南数字经济发展水平略滞后于实体经济发展水平,2020年是两者“攻守互换”的关键节点。(2)样本期内河南耦合协调发展未能实现阶段跨越,始终处于轻度失调阶段,数字经济与实体经济耦合协调发展水平呈现“东南低、西北高”的地域分布特征,不同地市之间的数实融合协调发展水平相差较大。(3)河南数字经济与实体经济之间具有高度的相互影响关系,每千人互联网宽带接入端口数和人均社会消费品零售总额分别是影响最大的因素。最后提出多措并举,增强河南数字经济发展实力;因地制宜,提升河南数实融合发展均衡性;有的放矢,加速河南数实深度融合发展等对策建议。

**关键词:**数字经济;实体经济;数实融合;耦合协调;灰色关联度

中图分类号:F49;F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)07-0044-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.07.006

## 一、引言

推动数字经济与实体经济的深度融合,不仅是新时代经济发展的重要方向,更是推动高质量发展的核心策略。从2017年习近平总书记首次提出“加快发展数字经济,推动实体经济和数字经济融合发展”,到党的二十大报告强调“促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”,再到2023年《数字中国建设整体布局规划》提出“以数字化驱动生产生活和治理方式变革”,直至2024年《政府工作报告》提出“深入推进数字经济创新发展,深化数字技术与实体经济的融合”,从“推动”到“促进”再到“深入推进”的转变,体现了党和国家在推动数字经济与实体经济融合方面不断加速、不断深化的战略决心。

2022年河南数字经济规模突破1.9万亿元,占GDP比重达到31.5%。从发展增速看,河南数字经济名义增速达到10.6%,超过全国平均水平,为近5年来首次。可见河南数字经济基础支撑更加有力,发展总体呈现稳中向好态势,成为河南稳增长促发展的关键力量。同时,河南高度重视数字经济的发展,出台一系列支持数字经济发展的政策措施。河南在5G基站等数字基础设施建设以及先进计算、智能终端、智能传感器等产业领域优势明显,为数字经济与实体经济的融合发展提供强有力支撑。那么,当前河南省数字经济和实体经济融合协调发展的水平如何?呈现怎样的发展趋势?是否存在明显的区域异质性?当前影响河南数实融合协调发展的关键性因素有哪些?在此背景下,

**基金项目:**河南省社会科学院2024年度基本科研费项目“河南省数字经济与实体经济融合发展的测度及优化路径”(24E071)。

**作者简介:**杨玉雪(1992—),女,河南新乡人,硕士,研究实习员,研究方向为产业经济、区域经济。

本文对河南数字经济与实体经济融合发展水平进行测度,不仅能够填补数实融合发展理论研究的河南空缺,而且能为地方政府决策提供相关参考。本文的边际贡献主要有以下两点:一是利用最新数据实证测度河南 18 个地市的数实融合发展协调程度,探究河南数实融合发展的区域差异,找出河南数实融合发展相互影响的主要因素;二是围绕河南及 18 个地市展开的数实融合发展研究,更符合河南实际省情,使对策建议的针对性、可行性更强。

## 二、文献综述和理论分析

### (一)文献综述

通过梳理近年数字经济与实体经济融合发展方面的文献,发现目前国内学者的研究主要集中在以下方面:一是数字经济与实体经济融合发展的理论研究。多位学者对我国数字经济和实体经济融合发展的逻辑进行剖析,如王定祥等(2023)<sup>[1]</sup>认为数字经济和实体经济融合基于数字技术融合展开,并形成多种效能各异的融合模式。在数字经济与实体经济融合路径方面,学者们系统阐述数字经济与实体经济融合发展的创新价值和现实价值,提出推进数实有机融合与协同互促是推动我国经济高质量发展的重要途径和关键举措,但仍存在一些数实融合发展的现实困境需要进一步突破(任晓刚和方力,2023;杨秀云和从振楠,2023)<sup>[2-3]</sup>。二是数字经济与实体经济融合发展的实证研究。比较常见的是构建数字经济和实体经济融合发展指标体系测度我国数实融合发展水平(王杨孟秋和章迪平,2023;岳斯玮,2023)<sup>[4-5]</sup>。还有学者利用耦合协调度模型开展分析,提出我国数字经济与实体经济的耦合协调水平不断提升,但仍存在较大的融合发展空间(张春玲和徐嘉,2024;董亚娟等,2023)<sup>[6-7]</sup>。也有学者运用动态空间差分模型(张涛,2023)<sup>[8]</sup>、莫兰指数(丁仕潮和张飞扬,2023)<sup>[9]</sup>等分析地区数实融合发展的差异性,并指出我国不同省(区、市)、不同地域之间的数实融合发展程度不一。三是基于某个领域的数实融合发展研究。有学者基于某个领域或视角对数字经济和实体经济融合发展开展研究,如绿色创新(欧文治,2023)<sup>[10]</sup>、平台生态系统(欧阳日辉,2024;洪银兴和任保平,2023)<sup>[11-12]</sup>、电子商务(胡文岭等,2024)<sup>[13]</sup>等,研究

思路多集中于阐述该领域与数实融合发展之间互促共赢的关系,指出其一定程度上有利于我国数实融合发展,且数实深度融合发展有助于打破当前行业桎梏。

### (二)理论分析

通过对数字经济和实体经济融合发展相关文献的梳理,不难发现,数实融合是数字经济和实体经济各自发展历史进程的必然交汇点,是数字技术在实体产业全要素、全流程、全链条深度渗透和创新应用的发展过程,是促进实现产业创新方式、生产模式、主体形态和体系构成深刻变革的重要途径。具体看:首先,数字经济与实体经济相互依存相互促进。实体经济为数字经济提供丰富的数据来源、应用场景、需求驱动和价值实现等基础;数字经济通过数字技术为实体经济提供技术支持、管理优化、市场拓展和创新激励等,提高实体经济发展的效率和质量,赋能实体经济向更高层次、更多元化方向发展。其次,数字经济与实体经济深度融合协同发展。数实融合发展体现在技术、数据、平台和场景等多个层面,并逐步渗透到实体经济的生产、消费、流通和分配等各个环节。一是工业互联网、智能制造等技术的应用,有助于实现生产过程的数字化、智能化和网络化。二是数据作为新的生产要素,与土地、劳动力、资本等传统生产要素相结合,重构了生产要素体系,数据的流动和共享促进资源的优化配置和高效利用。三是平台经济等新兴经济形态的出现,为实体经济提供新的发展模式,有效推动传统产业转型升级。最后,数字经济造就实体经济新增量。数字经济推动新兴产业发展,催生了电子商务、在线教育、远程医疗等新型服务模式,促进制造业、物流业、金融业等产业紧密联系,形成跨行业协同创新体系,是实体经济高质量发展的重要创新引擎。

## 三、研究设计

### (一)指标体系构建

基于河南数字经济和实体经济发展两个现实维度,遵循科学性、可比性、数据可得性等原则,借鉴丁仕潮和张飞扬(2023)<sup>[9]</sup>的研究,从数字基础设施建设、数字化应用、数字化发展以及实体经济规模、实体经济效益、实体经济潜力等方面选取具体指标,构建包含 14 个指标的数实融合发展评价指标体系(见表 1)。

表 1 数实融合发展评价指标体系

| 目标层    | 维度层  | 指标层                         | 单位 | 符号 | 权重     |
|--------|------|-----------------------------|----|----|--------|
| 数实融合发展 | 数字经济 | 每千人互联网宽带接入端口数               | 个  | X1 | 0.0287 |
|        |      | 每百人使用计算机数                   | 台  | X2 | 0.0460 |
|        |      | 有电子商务交易活动的企业数比重             | %  | X3 | 0.0319 |
|        |      | 每百家企业拥有网站数                  | 个  | X4 | 0.0390 |
|        |      | 人均电子商务销售额                   | 元  | X5 | 0.1671 |
|        |      | 人均邮政行业业务总量                  | 元  | X6 | 0.0882 |
|        |      | 信息传输、软件和信息技术服务业占规模以上服务业企业比重 | %  | X7 | 0.0873 |
|        | 实体经济 | 人均实体经济 GDP                  | 元  | Y1 | 0.0542 |
|        |      | 第二、三产业增加值占 GDP 比重           | %  | Y2 | 0.0492 |
|        |      | 人均社会消费品零售总额                 | 元  | Y3 | 0.0656 |
|        |      | 实现创新企业数占比                   | %  | Y4 | 0.0274 |
|        |      | 人均实际利用省外资金水平                | 元  | Y5 | 0.0730 |
|        |      | 人均技术市场成交额                   | 元  | Y6 | 0.1914 |
|        |      | R&D 经费投入强度                  | %  | Y7 | 0.0508 |

## (二)研究方法

### 1. 熵值法

熵值法是当前学术界运用较多的一种客观赋值法,本文采用熵值法分别测度数字经济与实体经济的综合发展水平,计算步骤囿于篇幅不再赘述。

### 2. 耦合协调度模型

耦合协调度模型能够量化系统间的耦合程度以及其之间运作的协调性,本研究采用耦合协调度模型来分析河南及 18 个地市数字经济与实体经济两个维度的耦合协调发展水平。具体公式如下:

$$C=\left[\frac{U_1*U_2}{\left(\frac{U_1+U_2}{2}\right)^2}\right]^{\frac{1}{2}}$$

$$T=\alpha U_1+\beta U_2$$

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

其中,C 表示维度之间的耦合度,反映维度之间的耦合互动情况;U 表示维度发展指数;T 表示维度协调发展指数;D 表示两个维度之间的耦合协调度(划分等级见表 2);考虑到数字经济和实体经济同等重要,故

表 2 耦合协调度等级划分标准

| 耦合协调度           | 等级划分 | 耦合协调度               | 等级划分 |
|-----------------|------|---------------------|------|
| $0\leq D<0.1$   | 极度失调 | $0.5\leq D<0.6$     | 勉强协调 |
| $0.1\leq D<0.2$ | 严重失调 | $0.6\leq D<0.7$     | 初级协调 |
| $0.2\leq D<0.3$ | 中度失调 | $0.7\leq D<0.8$     | 中级协调 |
| $0.3\leq D<0.4$ | 轻度失调 | $0.8\leq D<0.9$     | 良好协调 |
| $0.4\leq D<0.5$ | 濒临失调 | $0.9\leq D\leq 1.0$ | 优质协调 |

令  $\alpha=\beta=0.5$ 。

### 3. 灰色关联度模型

灰色关联度模型通过计算主因子序列和每个行为因子序列之间的灰色关联度,来判断因子之间关系的强度、大小和顺序。主因子序列和行为因子序列之间的灰色关联度越大,其关系越紧密,行为因子序列对主因子序列的影响越大。具体步骤如下:

第一步,计算对应差序列:

$$\Delta_i(k)=|X'_0(k)-X'_i(k)|$$

其中, $X'_0(k)$ 和  $X'_i(k)$ 分别为标准化后的耦合协调度序列和影响因素序列。

第二步,求最大值与最小值:

$$\Delta_{\max}=\max_i\max_k\Delta_i(k)$$

$$\Delta_{\min}=\min_i\min_k\Delta_i(k)$$

第三步,计算关联系数:

$$\delta_i(k)=\frac{\Delta_{\min}+\rho\Delta_{\max}}{\Delta_i(k)+\rho\Delta_{\max}}$$

其中, $\rho$ 为分辨系数,取值范围为  $[0,1]$ ,一般令  $\rho=0.5$ 。

第四步,计算关联度:

$$\gamma_i=\frac{1}{n}\sum_{k=1}^n\delta_i(k),k=1,2,\cdots,n$$

## (三)数据来源

本文采用 2018—2022 年河南及 18 个地市的面板数据,原始数据主要来源于历年《河南统计年鉴》以及河南省国民经济和社会发展统计公报,部分年份缺

失数据用插值法补齐。

#### 四、实证结果分析

##### (一)数字经济与实体经济综合发展水平分析

党的十九大报告首次纳入“数字经济”这个关键词,故本文重点测度党的十九大以来河南及 18 个地市的数字经济与实体经济的综合发展水平。图 1 显示了党的十九大以来河南省数字经济与实体经济发展水平,图 2 显示了 2018—2022 年河南 18 个地市的数字经济与实体经济平均发展水平。

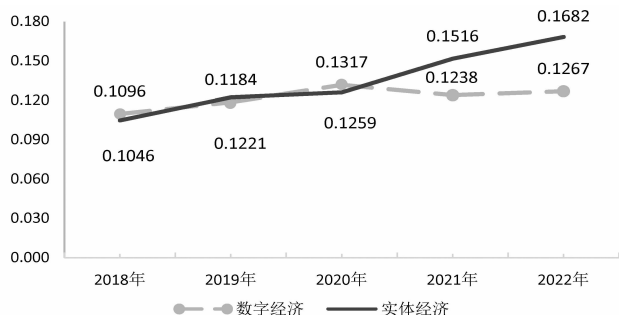


图 1 2018—2022 年河南省数字经济与实体经济发展水平

整体看,2018—2022 年河南省数字经济与实体经济总体发展均呈增长态势,2020 年受新冠肺炎疫情影响,实体经济发展水平增速出现短暂下降,导致 2020 年河南数字经济发展水平领先实体经济发展水平。从增速看,2022 年河南省数字经济发展水平比 2018 年提高 15.64%,年均增速为 3.70%;2022 年实体经济发展水平比 2018 年提高 60.79%,年均增速为 12.61%。河南数字经济发展水平略低于实体经济发展水平,可能是因为河南传统行业企业数量众多,传统企业数字化转型的实力不足,尤其是制造业数字化转型程度不深。且数字经济的发展往往依赖于技术创新和研发投入,河南 R&D 经费投入强度等多个与创新发展高度相关

的指标均低于全国平均水平。

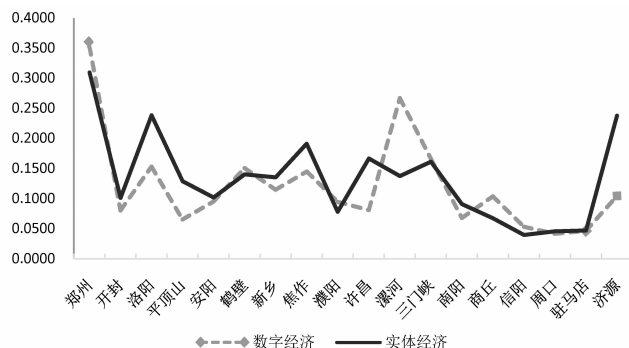


图 2 2018—2022 年河南各地市数字经济与实体经济平均发展水平

从地市层面看,仅郑州、鹤壁、濮阳、漯河、三门峡、商丘、信阳的数字经济发展水平高于实体经济发展水平,反映出当前河南部分地市的数字经济对实体经济拉动牵引作用不够充分。分年份看,2018 年数字经济发展水平高于实体经济发展水平的地市共有 11 个,分别为郑州、安阳、鹤壁、新乡、濮阳、漯河、三门峡、南阳、商丘、信阳、驻马店;2019 年这一数值降为 9 个,减少的地市为新乡、南阳;2020 年增加为 11 个,新增加的地市为南阳、周口;2021 年仅有郑州、濮阳、漯河、商丘、信阳的数字经济发展水平高于实体经济发展水平;2022 年数字经济发展水平高于实体经济发展水平的地市降为 3 个(濮阳、漯河、商丘)。

##### (二)数字经济与实体经济协调发展水平分析

###### 1. 河南数实融合协调发展水平分析

基于前文构建的指标测评体系,利用测算所得的河南数字经济发展水平与实体经济发展水平,计算出 2018—2022 年河南省数字经济与实体经济的协调发展水平(见表 3)。

表 3 河南数字经济与实体经济耦合协调度及类型

| 年份     | 数字经济发展水平 | 实体经济发展水平 | 耦合度 C 值 | 协调度 T 值 | 耦合协调度 D 值 | 耦合协调程度 |
|--------|----------|----------|---------|---------|-----------|--------|
| 2018 年 | 0.1096   | 0.1046   | 1.000   | 0.107   | 0.327     | 轻度失调   |
| 2019 年 | 0.1184   | 0.1221   | 1.000   | 0.120   | 0.347     | 轻度失调   |
| 2020 年 | 0.1317   | 0.1259   | 1.000   | 0.129   | 0.359     | 轻度失调   |
| 2021 年 | 0.1238   | 0.1516   | 0.995   | 0.138   | 0.370     | 轻度失调   |
| 2022 年 | 0.1267   | 0.1682   | 0.990   | 0.147   | 0.382     | 轻度失调   |

2018—2022 年河南数字经济与实体经济的耦合度 C 值始终高于 0.9,表明党的十九大以来河南数字经济与实体经济共融共生,呈稳定有序发展态势。协调度 T 值从 0.107 逐年稳步增至 0.147,表明河南数字经济与实体经济协同发展程度不断提高。耦合协调度 D

值由 2018 年的 0.327 稳步增长至 2022 年的 0.382,增长 16.77%,年均提升 3.96 个百分点,但在样本期内始终处于轻度失调阶段。

###### 2. 各地市数实融合协调发展水平分析

为进一步探明河南不同地市间数实融合发展的

表 4 河南各地市数字经济与实体经济耦合协调度

|     | 2018 年 | 2019 年 | 2020 年 | 2021 年 | 2022 年 | 均值    |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| 郑州  | 0.507  | 0.552  | 0.577  | 0.595  | 0.629  | 0.572 |
| 开封  | 0.260  | 0.287  | 0.302  | 0.315  | 0.328  | 0.298 |
| 洛阳  | 0.403  | 0.424  | 0.444  | 0.451  | 0.459  | 0.436 |
| 平顶山 | 0.266  | 0.290  | 0.294  | 0.320  | 0.337  | 0.302 |
| 安阳  | 0.294  | 0.310  | 0.321  | 0.317  | 0.321  | 0.313 |
| 鹤壁  | 0.367  | 0.370  | 0.386  | 0.389  | 0.381  | 0.379 |
| 新乡  | 0.322  | 0.337  | 0.353  | 0.369  | 0.377  | 0.352 |
| 焦作  | 0.370  | 0.393  | 0.413  | 0.418  | 0.439  | 0.407 |
| 濮阳  | 0.269  | 0.277  | 0.286  | 0.306  | 0.320  | 0.292 |
| 许昌  | 0.300  | 0.325  | 0.344  | 0.355  | 0.373  | 0.340 |
| 漯河  | 0.401  | 0.428  | 0.427  | 0.451  | 0.466  | 0.435 |
| 三门峡 | 0.387  | 0.390  | 0.405  | 0.416  | 0.422  | 0.404 |
| 南阳  | 0.234  | 0.252  | 0.267  | 0.298  | 0.329  | 0.276 |
| 商丘  | 0.267  | 0.297  | 0.301  | 0.288  | 0.287  | 0.288 |
| 信阳  | 0.177  | 0.196  | 0.194  | 0.237  | 0.247  | 0.210 |
| 周口  | 0.166  | 0.208  | 0.196  | 0.225  | 0.236  | 0.206 |
| 驻马店 | 0.156  | 0.192  | 0.222  | 0.242  | 0.247  | 0.212 |
| 济源  | 0.391  | 0.395  | 0.402  | 0.401  | 0.392  | 0.396 |
| 均值  | 0.308  | 0.329  | 0.341  | 0.355  | 0.366  |       |

区域异质性,计算 2018—2022 年河南 18 个地市的数字经济与实体经济耦合协调度(见表 4)。由表 4 可知,样本期内河南 18 个地市数字经济与实体经济耦合协调度整体呈上升趋势,但不同地市间均在差异。从增速看,排名前三的为驻马店(58.75%)、周口(42.35%)、南阳(40.65%),排名后三的为济源(0.26%)、鹤壁(3.83%)、商丘(7.53%)。从均值看,18 个地市数字经济与实体经济耦合协调度位列前三的是郑州、洛阳、漯河,排名后三的是周口、信阳、驻马店。可能因为郑州作为河南省会和国家中心城市,数实融合发展基础设施最夯实,移动通信网络和光纤网络等规模最大、覆盖最广、技术最领先,5G 基站总数近 5 万座,5G 网络规模居全国

第一方阵。同时,郑州地理区位优势、产业发展优势、人才优势、营商环境优势等不断推动其实体经济壮大变强,有利于郑州数字经济和实体经济实现良性互动,一定程度上为郑州数实融合协调发展领先于其他地市奠定了良好基础。而周口、信阳、驻马店是河南传统农区,地理位置相对远离中心城市,其自身中心城区及绝大多数县城实力相对薄弱,拥有的经济与社会资源相对较少,实体经济难以同数字经济实现协同发展,因而其数实融合发展水平相对较低。

表 5 显示了 2018—2022 年河南 18 个地市数字经济与实体经济耦合协调发展水平的阶段性特征。分阶段看,2018 年,18 个地市的耦合协调发展处于严重

表 5 河南各地市数字经济与实体经济耦合协调程度划分

|      | 2018 年             | 2019 年                | 2020 年            | 2021 年                | 2022 年                      |
|------|--------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------------|
| 严重失调 | 信阳、周口、驻马店          | 信阳、驻马店                | 信阳、周口             | —                     | —                           |
| 中度失调 | 开封、平顶山、安阳、濮阳、南阳、商丘 | 开封、平顶山、濮阳、南阳、商丘、周口    | 平顶山、濮阳、南阳、驻马店     | 南阳、商丘、信阳、周口、驻马店       | 商丘、信阳、周口、驻马店                |
| 轻度失调 | 鹤壁、新乡、焦作、许昌、三门峡、济源 | 安阳、鹤壁、新乡、焦作、许昌、三门峡、济源 | 开封、安阳、鹤壁、新乡、许昌、商丘 | 开封、平顶山、安阳、鹤壁、新乡、濮阳、许昌 | 开封、平顶山、安阳、鹤壁、新乡、濮阳、许昌、南阳、济源 |
| 濒临失调 | 洛阳、漯河              | 洛阳、漯河                 | 洛阳、焦作、漯河、三门峡、济源   | 洛阳、焦作、漯河、三门峡、济源       | 洛阳、焦作、漯河、三门峡                |
| 勉强协调 | 郑州                 | 郑州                    | 郑州                | 郑州                    | —                           |
| 初级协调 | —                  | —                     | —                 | —                     | 郑州                          |

失调到勉强协调阶段之间;2022年,耦合协调发展水平最低的周口处于中度协调阶段,耦合协调发展水平最高的郑州上升至初级协调阶段,实现阶段跨越。分年份看,2018年、2019年18个地市的耦合协调水平主要集中在中度失调和轻度失调阶段;2020年、2021年、2022年18个地市的耦合协调水平主要集中在轻度失调和濒临失调阶段。分区域看,2018—2022年耦合协调发展水平相对较低的基本位于豫东和豫南,耦合协调发展水平相对较高的集中在豫西、豫北,且样本期内耦合协调发展水平处于勉强协调及以上水平的仅郑州一市,总体而言河南数字经济与实体经济耦合协

调发展水平呈现“东南低、西北高”的地域分布特征,不同地市的数实融合协调发展水平相差较大。

(三)数字经济与实体经济协调发展影响因素分析  
为探明河南数实融合协调发展的现实影响因素,基于灰色关联度模型,参考王裕瑾和李梦玉(2023)<sup>[14]</sup>的灰色关联度等级划分,进一步分析影响河南数实融合发展水平的相关因素。表6给出了河南数字经济与实体经济耦合作用矩阵,可知河南数字经济与实体经济各指标关联度均位于[0.838,0.969]区间内,其中位于高关联区间(0.850以上)的指标占比高达93.90%,表明河南数字经济与实体经济之间具有高度的相互

表6 河南数字经济与实体经济耦合作用矩阵

|    | Y1    | Y2    | Y3    | Y4    | Y5    | Y6    | Y7    | 均值    |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| X1 | 0.964 | 0.969 | 0.961 | 0.962 | 0.943 | 0.868 | 0.951 | 0.945 |
| X2 | 0.945 | 0.943 | 0.950 | 0.939 | 0.915 | 0.875 | 0.954 | 0.932 |
| X3 | 0.949 | 0.963 | 0.960 | 0.951 | 0.924 | 0.859 | 0.938 | 0.935 |
| X4 | 0.944 | 0.966 | 0.953 | 0.958 | 0.920 | 0.858 | 0.933 | 0.933 |
| X5 | 0.858 | 0.841 | 0.858 | 0.838 | 0.852 | 0.850 | 0.850 | 0.850 |
| X6 | 0.915 | 0.914 | 0.921 | 0.920 | 0.892 | 0.866 | 0.907 | 0.905 |
| X7 | 0.913 | 0.921 | 0.923 | 0.924 | 0.906 | 0.844 | 0.896 | 0.904 |
| 均值 | 0.927 | 0.931 | 0.932 | 0.927 | 0.907 | 0.860 | 0.918 |       |

影响关系。

#### 1. 数字经济对实体经济的影响因素分析

由表6可知,在数字经济维度层,每千人互联网宽带接入端口数(X1)、有电子商务交易活动的企业数比重(X3)、每百家企业拥有网站数(X4)的关联强度位于前三名,对实体经济发展影响相对较大。具体说,互联网宽带接入端口的增加,极大提升了社会的信息化水平,企业通过引入互联网技术和应用,有助于实现生产过程的智能化、自动化,提高生产效率和产品质量,推动产业转型升级,为实体经济的发展提供技术支撑。电子商务为企业提供全新的销售渠道,突破传统实体店面地理位置和面积的限制,能够显著提高企业的市场覆盖率和销售额。且随着电子商务交易活动的普及,传统产业面临数字化转型的压力,企业需积极引入互联网技术和应用,实现生产过程的智能化、自动化,提高生产效率和产品质量,有助于提升实体经济的整体竞争力。网站数量的增加反映了企业信息化水平的提升,企业通过引入互联网技术能够实现生产、管理、销售等环节的数字化和智能化,有助于提高生产效率、降低成本、优化资源配置,推动实体经济持续发展。

#### 2. 实体经济对数字经济的影响因素分析

在实体经济维度层,人均社会消费品零售总额(Y3)、第二、三产业增加值占GDP比重(Y2)、实现创新企业数占比(Y4)的关联强度排名前三,对数字经济发展影响相对较大。具体说,实体消费对数字经济存在正向影响,人均社会消费品零售总额的增长反映了消费市场的繁荣和消费者购买力的提升,为数字经济提供了更大的市场空间和发展机遇。第二、三产业的占比逐渐提高标志着经济向更加高效、技术密集型的方向转变,数字经济发展高度依赖技术和服务,与产业转型升级优化趋势高度契合。创新企业通常专注于前沿技术的研发和应用,是推动技术革新和模式创新的重要力量,能够为数字经济发展提供源源不断的创新动力。

#### 五、结论与对策建议

基于2018—2022年河南18个地市的的面板数据,利用熵值法分别计算其数字经济与实体经济综合发展水平,并根据耦合协调度模型和灰色关联度模型进一步测度数实融合发展水平及其影响因素。得出结论如下:(1)样本期内河南数字经济与实体经济综合发展水平均呈上升态势,但数字经济发展水平略滞后于实

体经济发展水平,其中2020年是两者“攻守互换”的关键节点。(2)样本期内河南数字经济与实体经济耦合协调度由0.327稳步增长至0.382,但未能实现阶段跨越,始终处于轻度失调阶段;数字经济与实体经济耦合协调发展水平呈现“东南低、西北高”的地域分布特征,不同地区间的数实融合协调发展水平相差较大。(3)河南数字经济与实体经济之间具有高度的相互影响关系,每千人互联网宽带接入端口数、有电子商务交易活动的企业数比重、每百家企业拥有网站数对实体经济发展影响相对较大;人均社会消费品零售总额,第二、三产业增加值占GDP比重,实现创新企业数占比对数字经济发展影响相对较大。

基于上述研究结论,为提升河南数实融合发展水平,提出以下对策建议:

第一,多措并举,增强河南数字经济发展实力。一是强化数字基础设施建设,加快5G网络深度覆盖和万兆无源光网络(10G-PON)、光线路终端(OLT)设备规模部署,新建5G基站,加速实施国家超算互联网核心节点、郑州人工智能计算中心等项目。二是培育发展新质生产力,推动传统产业数字化转型加速。加强数字技术在研发设计、生产制造、经营管理、市场服务等环节应用,推动数字技术与实体经济深度融合,形成转型发展新动能。三是发挥重大引领性项目作用,培育特色龙头企业。切实发挥超聚变全球总部基地和研发中心、紫光智慧终端产业园等项目的数字辐射引领作用,推动计算产品在智能制造、智慧城市、智慧物流等重点领域的应用,培育一批具有较强竞争力的河南数字经济企业。

第二,因地制宜,提升河南数实融合发展均衡性。一是借鉴省内数实融合发展程度较高地区的经验,明确发展目标。其他地市可借鉴郑州在数字基础设施建设、数字产业化与产业数字化、政策支持等方面的先进经验,基于地区资源要素、地理区位等禀赋,明确自身发展目标和路径。二是重点提升商丘、信阳、周口、驻马店等地数实融合协调发展水平。弥补在数字基础设施建设方面的不足,为数字经济发展提供基建支撑。结合地区特色产业优势,培育数字经济产业集群。加大数字经济方面人才培养与引进力度,加强与高校、科研机构等合作与交流。三是建立区域协同发展机制,强化区域间的政策协调、产业对接和人才流动,实现数实融合共赢。

第三,有的放矢,加速河南数实深度融合发展。数字经济方面,一是重点扩大互联网宽带接入端口数,加

强5G网络建设,提升河南互联网基础设施水平。二是以政策扶持、资金奖励等方式鼓励更多企业开展电子商务交易活动,支持搭建电子商务平台,推动河南电子商务发展。三是专家坐镇提供网络技术支持和相关培训,帮助企业提高网站建设和运维能力。实体经济方面,一是政府主导优化消费环境,提振居民消费;同时大力发展电子商务零售,为消费者提供更多元化、便捷化的购物选择,推动线上线下融合发展。二是加大科技投入,优化产业布局,切实提高第二、三产业增加值占比。三是政府牵头搭建创新平台,为创新型企业提供技术转移、成果转化、创业孵化等服务,促进创新型企业快速成长发展。◆

#### 参考文献:

- [1]王定祥,吴炜华,李伶俐.数字经济和实体经济融合发展的模式及机制分析[J].改革,2023(7):90-104.
- [2]任晓刚,方力.数字经济与实体经济融合发展:驱动机理、制约因素与路径选择[J].人民论坛·学术前沿,2023(12):108-111.
- [3]杨秀云,从振楠.数字经济与实体经济融合赋能产业高质量发展:理论逻辑、现实困境与实践进路[J].中州学刊,2023(5):42-49.
- [4]王杨孟秋,章迪平.数字经济与实体经济融合发展测度及差异研究[J].浙江科技学院学报,2023,35(4):322-331.
- [5]岳斯玮.中国各省数字经济与实体经济协同融合发展水平时空演变特征分析[J].决策咨询,2023(6):59-67.
- [6]张春玲,徐嘉.数字经济与实体经济耦合协调、空间差异及推进路径[J].经济论坛,2024(1):5-14.
- [7]董亚娟,付思瑶,秦媛.中国数字经济与实体经济:耦合协调、空间演进及影响路径[J].统计与决策,2023,39(14):5-10.
- [8]张涛.数字经济对实体经济影响效应研究:基于动态空间差分模型[J].开发性金融研究,2023(6):60-74.
- [9]丁仕潮,张飞扬.数字技术创新与实体经济高质量发展的耦合协调评价与动态演进[J].统计与决策,2023,39(14):109-113.
- [10]欧文治.数字经济和实体经济融合对绿色创新的影响研究[J].产业创新研究,2023(15):57-59.
- [11]欧阳日辉.平台生态促进数字经济和实体经济深度融合的机理与路径[J].改革与战略,2024,40(1):1-22.
- [12]洪银兴,任保平.数字经济与实体经济深度融合的内涵和途径[J].中国工业经济,2023(2):5-16.
- [13]胡文岭,阎立波,关军锋.基于电子商务发展视角的数字经济与实体经济融合机制研究[J].商业经济研究,2024(3):123-127.
- [14]王裕瑾,李梦玉.中国数字经济与高质量发展的耦合协调研究[J].经济与管理评论,2023,39(1):104-118.

(责任编辑:沐辰)

# 现代渔业的数字化转型路径研究

杨志强<sup>1</sup> 朱秋孟<sup>1</sup> 汤仁恒<sup>2</sup>

(1.信阳市南湾水库事务中心,河南 信阳 464099;2.信阳开放大学,河南 信阳 464000)

**摘要:**数字渔业是渔业生产现代化的基本要求。以河南信阳的南湾水库渔业生产为例,对豫南地区具有代表性的南湾水库渔业生产的概况、优势和劣势进行分析,然后结合南湾水库现状提出以数字化带动渔业转型升级的对策建议。即要建立四个中心(数据基础中心、能力服务中心、决策咨询中心、人才培养中心)、四个场景(数字生产、数字经营、数字监管、数字服务)的现代渔业生产设计架构,通过开展“数字+渔业”深度融合带动渔业转型升级。对于建立现代渔业生产示范基地,促进江淮流域的渔业生产管理现代化,推动渔业高质量发展和助力乡村振兴具有重要意义。

**关键词:**南湾水库;数字化转型;渔业;智慧农业

中图分类号:S951.2;F326.4

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)07-0051-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.07.007

## 一、引言

智慧农业和数字乡村是农业农村发展的必然趋势。近年来,我国高度重视并大力发展智慧农业和数字乡村,“十四五”规划明确提出要“加快发展智慧农业,推进农业生产经营和管理服务数字化改造”。随着大数据、物联网、卫星遥感、人工智能、云计算等技术在渔业的发展与应用,渔业大数据应运而生,水产养殖从机械化逐步向智能化、数字化方向转变,渔业数字化进入新的发展时期。推进渔业数字化建设,建设数字渔业,是实现渔业现代化的关键,也是发展智慧农业的重要内容。一系列顶层设计和政策文件的提出为各地数字渔业的发展指明了方向,提供了新的机遇,也为我国渔业的高质量发展注入了强大动力。2024年的中央一号文件提出要加快发展智慧农业,建设一批智慧农业引领区,推动规模化农场(牧场、渔场)数字化升级。2024年6月,《数字乡村建设指南2.0》针对渔业在数字化领域扩大规模、加快推广、提升水平等方面

作出部署。为进一步实现南湾水库渔业的快速发展,南湾水库积极推动数字化转型,开展数字渔业建设,为渔业的高质量发展注入强劲动能。

## 二、信阳南湾水库渔业发展概况

南湾湖,被誉为“豫南明珠”“中原第一湖”,水域面积77.6平方公里,是国家级森林公园、国家AAAA级风景区。大自然馈赠的秀水青山和丰富的水资源,为南湾水库渔业的发展提供了得天独厚的优越条件。南湾鱼是淡水鱼中上品,经国家食品质量检验检测中心检测,南湾鱼富含丰富的蛋白质、脂肪酸、氨基酸、维生素及稀有元素,因而南湾鱼鲜味醇厚、后味绵长。尤其是南湾花鲢鱼,肉质细嫩、肥美可口,是备受欢迎的保健珍品,有很好的药用价值。

南湾鱼实行定点销售,专卖经营,在信阳、郑州和北京均设有专卖店,以其绿色、生态、有机的优良品质赢得了消费者的青睐与喜爱。南湾鱼先后通过了ISO 9001国际质量管理体系、ISO 14001国际环境管理体

**作者简介:**杨志强(1972—),男,河南固始人,正高级经济师,研究方向为产业经济;朱秋孟(1987—),女,河南罗山人,高级经济师,研究方向为农业经济;汤仁恒(1981—),女,河南邓州人,副教授,研究方向为工商管理。

系、无公害水产品、有机鱼等认证,并荣获中国驰名商标、中国国际农产品交易会金奖等荣誉。南湾水库渔业开发有限公司分别获得了国家级标准化示范基地、全国休闲渔业示范基地、河南省农业产业化重点龙头企业。南湾水库渔业已经成为中部水产业“领头羊”,引领着河南水产业发展方向。2018年11月16日,“豫南湾”牌南湾鱼被国家知识产权局商标局认定为“中国驰名商标”。

### 三、南湾渔业发展面临的主要问题及成因

#### (一) 高效生产需求

一是育苗需求。南湾水库苗种生产经过长期的生产实践和科技研发,已经形成一定的生产规模,成为豫南最大的苗种生产基地。繁育品种从传统的四大家鱼逐步转向以名、优、特、新品种鱼类的繁育为主;生产经营模式从早期的自产自销,主要满足本库苗种需求,逐步发展到向周边地区水产养殖业供应苗种,并成为名优水产苗种的主要来源。随着南湾鱼养殖面积的成倍扩展,现有的苗种供给已难以满足实际需要,亟须建立标准化的良种基地。二是养殖需求。2000年以后南湾水库投资建成了暂养能力500吨的大型活鱼库,并对活鱼库的网箱进行整体升级改造,提高网箱安全生产性能和服务功能。但在活鱼暂养上主要还是传统的养殖方式,现代信息技术开发利用不到位,容易导致缺氧现象发生。三是捕捞需求。经过不断探索和创新,南湾鱼捕捞量逐年上升。但是南湾水库捕捞生产方式仍然相对比较简单,人力成本占比较大,经营管理水平相对落后,现代信息技术和机械设备利用率不高。四是病害防治需求。渔业安全生产的前提是水质及病害测报与防治体系的建立。水产养殖病害测报与防治工作是南湾水库渔业今后的重点工作,要通过数字赋能,加强水库水产养殖病害防治网络建设,加快水质检测和鱼病检验,完善水产养殖的环境标准。

#### (二) 品牌经营需求

南湾水库渔业以实施品牌战略为突破口,拓展发展空间,优化发展环境,强力打造生态、绿色、有机“南湾鱼”品牌形象,走经济效益、社会效益和生态效益相统一的可持续发展之路。一是差异化产品需求。近年来,受新冠肺炎疫情的影响,各地水产品市场消费疲软,但预制菜产业发展迅速。据统计,2023年中国预制

菜市场规模为5165亿元,同比增长23.1%,预计到2026年有望超过10720亿元。面对新市场新环境,南湾鱼由于品种单一,不能提供差异化的服务和产品,其品牌优势和品牌效应并没有发挥出来。二是产品附加值增加需求。提高水产品附加值,是推动水产业高质量发展的重要抓手。多年来,淡水水产品加工一直是我国淡水水产品的短板产业。虽然淡水水产品质量持续增长,但还存在水产品过剩、水产品附加值不高等问题。对于水库渔业来说,增加产品附加值,开展水产品精深加工,是水库渔业做大做强,向产业化发展的必然趋势。

#### (三) 落实监管需求

一是水体监测需要。养鱼先养水,因此水质测控在水产养殖过程中尤为重要。传统养殖过程中水质测控主要依靠人工测量和长期的养殖经验,缺乏实时测控手段。二是渔船管理需要。渔业生产离不开渔船,因此渔船对整个水库渔业的生产起到重要作用。渔船通信、导航及搜救装备的日益增多,使现有渔船设备问题凸显,渔船设备功能重叠、使用性不高等缺点日益突出,渔船通导设备的落后一定程度上降低了渔业生产作业的效率和质量,也给渔船安全留下隐患。三是渔政管理需要。南湾水库流域面积1100平方公里,是丘陵型水库,库区地形复杂,跨行政区域较多,沿库有6个乡镇36个行政村256个村民小组。随着南湾鱼品牌价值的不断提升,管护矛盾日益加深,渔政管理工作在渔业生产中的重要地位和作用更加突出,但是现代化渔政执法队伍和渔政管理设施的匮乏严重制约渔政管理效能的有效发挥。

#### (四) 示范服务需求

南湾水库管理局积极利用南湾鱼品牌,持续开展精准扶贫,利用强大的品牌效应,带动周边群众脱贫致富。以南湾水库渔业开发公司为主导,吸收南湾库区渔业养殖户,成立南湾渔业养殖协会、脱贫地区渔业养殖合作社,吸纳脱贫群众搞好渔业生产加工,形成养殖户、渔业生产合作社有组织、有计划地从事渔业生产销售。在南湾鱼生产销售期间,公司严格依照南湾鱼标准养殖,保证南湾鱼品质,取得经济效益的同时拿出10%—20%的利润用于巩固脱贫攻坚成果。在如何更好地带动周边乡镇共同富裕,助力乡村振兴方面,南湾水库数字渔业的应用还不够多,成效还不

明显。

#### 四、以数字化带动渔业产业转型升级的对策建议

聚焦南湾水库数字渔业管理,利用大数据、云计算、区块链等技术,赋能渔业育苗、养殖、捕捞、监管、营销、服务等关键环节,贯通产业链、供应链、资金链、创新链,融合主体侧和政府侧,链接生产端与消费端,构建“四中心、四场景、N个数字渔场”产业数字化发展模式,实现业务全闭环、主体全上线、地图全覆盖、数据全贯通、服务全集成,进行统计、分析、研判、预警等“脑级应用”,实现渔业全产业链数字化蝶变。

##### (一)建设四个中心

一是数据基础中心。建设南湾数字渔业平台,通过数据中心建立数据标准规范,归集水田、水域、渔场、主体、设备、环境、产业资源、品牌、服务、监管等关键环节数据资源,实现跨层级、跨区域的数据资源开发和共享,从而规范南湾数字渔业后续的开发,保障成效。二是能力服务中心。为数字渔业应用开发提供基础能力组件,搭载GIS地理信息服务、北斗卫星服务、IOT接入服务、视频接入服务、视频AI识别服务、农业区块链服务等现代数字化技术能力,方便数字应用开发。三是决策咨询中心。通过大数据处理、云计算技术,基于现代BI技术从生产、经营、监管、服务四大场景对渔业的关键数据进行呈现、挖掘、分析、预警,实现数字化监管决策,提升管理能力。四是人才培养中心。人才是第一生产力。加强数字经济人才和物联网人才培养,既要注重多领域多学科交叉融合,还要培养一批掌握计算机、大数据、传感器、万物互联、渔业科技、生物工程、营销等领域知识的专业人才。要加强对基层渔业工作者的数字技术培训,为产业发展提供保障。

##### (二)赋能四个场景

一是数字生产赋能。构建数字渔船通导系统。渔船通导设备一体化的探索和实现符合渔业从业人员的切身利益,也符合渔船现代化管理的趋势。同频段的无线电信号或水声信号有着相似的信号传播特性,因而其硬件电路设计与信号处理方法也相似,为工作在相同频段的渔船通导设备一体化提供了可能。渔船通导设备一体化不仅可以实现设备层面的一体化集成,解决当前渔船设备配备种类过多和渔船驾驶台空间不足等问题,而且可以推动智能化渔船的实现。构

建数字渔业地图。基于GIS地理信息系统开发数字渔业地图,针对水域、渔场、渔船、渔民等关键单位建立画像分析,实现渔业产业资源的全面数字化“上图入库”“一屏总览”。以移动互联网为支撑,通过对关键单位人、物、地的实时感知和相关信息采集、管理、计算,实现多图层叠加和时空延展,发挥实时跟踪、信息研判、分析决策等重要功能,为智慧管理、保障服务等提供核心数字支撑。二是数字经营赋能。构建数字渔业全产业链追溯系统。溯源系统包括企业管理应用平台、政府执法监督平台、质量追溯查询平台、公共管理服务子平台、数据分析平台、决策指挥中心。水产品可追溯制度是解决水产品质量安全问题的有效工具。数字化技术促进了水产养殖全过程的信息化,从而实现对南湾鱼从水库到餐桌过程中各个环节重要信息的录入和查询,为南湾鱼质量安全追溯提供有效载体。南湾水库于2016年建立了南湾鱼质量追溯系统,主要由公共服务子系统、监管追溯子系统、数据中心、关键信息采集系统等组成。各子系统之间通过数据中心完成数据共享,以追溯二维码为载体,实现南湾鱼从生产到销售全环节的信息可查询、来源可追溯、去向可跟踪、责任可追究。系统还延伸覆盖育苗管理、物流运输等环节,融入RFID等现代技术,实现高端品牌鱼品的“一鱼一码”。建立数字品牌管理系统。以实现南湾鱼品牌化战略为目标建立品牌管理系统,对加盟企业进行精细化管理,建立“品牌三色码”准入准出机制,通过检查、年审、质量安全追溯等多种手段对品牌企业行为进行监管,从而树立品牌形象,提升市场信誉。三是数字监管赋能。首先,建立数字水环境监管系统。以数字技术驱动的水产养殖实时测控关键技术与设备实现对养殖水质环境的精准控制。水质在线检测系统提供集水质在线检测、数据分析和智能控制为一体的系统解决方案。由水质传感器采集的数据经过人工智能决策系统进行计算和决策,若超过安全限值要求,在线检测系统就会启动报警系统工作,并开展相关补救措施以维持良好的水质环境。南湾水库作为信阳市中心城区唯一饮用水水源,做好饮用水水源保护工作的重要性不言而喻,水源水质监测便是其中重要的一环,但是目前水库水质检测主要是外送,数字水环境监管系统的应用将为水源保护和渔业生产带来较大效益。其次,要建立数字安防监管系统。以现代视频技术全面

接入渔场、水域、渔船、企业生产区域的视频图形,实现 24 小时不间断管理,搭载 AI 视频识别技术,实现车牌、人脸、漂浮物、火情等人工智能视频识别,并自动预警。最后,要建立数字化渔船监管系统。渔业捕捞产业向现代化、智能化转型升级,关键是要实现渔船装备信息化。北斗卫星船载终端设备具有定位导航、船岸短报文互通服务、卫星通信以及避撞等功能,为渔业管理部门提供作业渔船的航迹路线、遇险救助联络、渔业资源环境保护等服务。数字化促进了捕捞渔船的信息化监管,利用互联网大数据,构建船舶进出港电子报告系统,能提高渔船的信息化、效率化水平,为渔业安全生产保驾护航。四是数字服务赋能。首先,要建立数字病害诊断系统。现代数字技术实现了水产病害远程诊断,通过水产病害诊断和管理信息数字化的发展,实现大量鱼病病例的收集和影像存档,通过信息手段加快病例搜集和共享,构建电子病例档案,打造基于云储存的水产病害诊断与健康养殖系统。同时综合利用计算机技术、显微图像处理技术和网络通信技术,构建跨平台的水产养殖远程动态图像与传输系统,实现水产病害的远程诊断。其次,要建立数字专家服务系统。专家问询管理系统能够利用现代信息技术提供一对一的视频、语音等服务,实时进行远程交流,不仅方便、易学、易用,而且快捷、经济、高效。最后,要建立数字公共销售服务平台。水产品的电子商务销售主要基于互联网平台,通过冷链物流实现水产品由生产地直供餐饮企业和消费者。目前水产品电商基本形成了“两超、多强、小众”的发展格局,要积极谋篇布局,创新营销方式,拓宽网络销售新市场。

### (三)N 个数字渔场

要重点打造苗种孵化基地等多个示范基地,融合现代 5G 通信技术、物联网技术、大数据技术,打造无人化、智能化、一体化的现代数字渔场管理体系,引领数字渔场建设。南湾水库渔业生产现有两个基地,一个在南湾,另一个在出山店,管理范围广,管理难度大。通过建立数字渔场管理系统,融合渔场物联环境监管系统、自动化装备控制系统、渔业生产数字管理

系统,能够实现数字渔场环境(空气温湿度、水体温湿度、水体水质、有害气体、光照等)的远程无人化监管和关键指标预测提醒,并可以通过智能设备(自动投喂、自动通风、自动水循环等)进行自动处置响应。渔场员工日常工作实现规范化管理,所有的生产操作有数字记录,可以归集到追溯档案中,实现现代渔场的高效、智能、科学管理,提升人效比和效益。

### 五、结语

数字化转型可以提升生产效率,创造新的就业机会,正深刻改变着我国的经济社会结构。“互联网+”、国家大数据战略、《中国制造 2025》和《新一代人工智能发展规划》等一系列战略规划,都在推动数字化技术与经济社会各领域的深度融合。在国家政策引领下,南湾水库渔业正在积极探索数字化转型的路径和方式,科学制定发展规划,搭建数字技术服务平台,逐步建立以数字经济为支撑的新发展模式,在降低成本、提升服务质量、提升产品竞争力、增强管理能力、增加经济效益等方面取得了积极成效。本文提出要建立四个中心(数据基础中心、能力服务中心、决策咨询中心、人才培养中心)、四个场景(数字生产、数字经营、数字监管、数字服务)的现代渔业生产设计架构,通过“数字+渔业”深度融合带动渔业转型升级,对于建立现代渔业生产示范基地,促进江淮流域的渔业生产管理现代化,提升品牌影响力和经济效益,具有一定的理论意义和应用价值。◆

### 参考文献:

- [1]胡菊香,池仕运,胡俊,等.南湾水库水生生物多样性及水生态评价研究[M].合肥:安徽人民出版社,2021.
- [2]夏佳佳,刘梅,李飞,等.浙江省数字渔业发展现状和对策建议[J].河北渔业,2021(10):37-40.
- [3]周凡,郑天伦,刘伟,等.浙江渔业在促进省域共同富裕中的作用及对策研究[J].中国水产,2023(6):28-33.
- [4]杨震飞,曹海月,王建国,等.水产养殖智慧渔业研究进展[J].农业工程技术,2022,42(24):44-45+64.

(责任编辑:萧静)

# 居民金融素养对家庭风险金融资产配置的影响研究

戴丽娜 张浩田

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

**摘要:** 基于 2019 年中国家庭金融调查 (CHFS) 的数据, 使用 Logistic 和 Tobit 模型分析了居民金融素养对家庭风险金融资产配置偏好与比例的影响, 检验了其内生性、稳定性以及异质性, 并进一步分析了中介效应。研究发现, 居民金融素养的提升可以显著提高家庭配置风险金融资产的偏好与配置的比例; 金融素养在城乡及高低收入人群之间对家庭风险金融资产配置偏好与比例的影响是不同的; 风险态度在金融素养对家庭风险金融资产配置偏好与比例的影响中存在中介效应。最后提出大力宣传普及金融知识, 提高居民金融素养水平; 加强风险意识教育, 帮助居民树立正确的风险态度; 完善金融基础设施, 缩小城乡金融发展差距等对策建议。

**关键词:** 金融素养; 风险金融资产配置; 风险态度

中图分类号: F832; F49

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)07-0055-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.07.008

## 一、引言

随着数字经济飞速发展, 中国资本市场发生快速转变, 金融市场体系日益完善, 居民的金融素养日益提升, 可供居民选择的投资理财方式更加多样、渠道更加丰富, 家庭财富积累以及家庭的资产配置随之发生改变。家庭对资产的需求逐渐多样化, 居民不再局限于单一金融产品, 开始从储蓄型资产为主向较为丰富的风险型金融资产转变, 家庭的金融资产配置展现出分散化和多样化的特征。与此同时, 金融素养作为一项反映居民金融能力的重要指标, 重要性愈加凸显。金融素养对居民作出科学、合理的金融资产配置决策具有积极意义, 是实现家庭财富积累的有效手段。然而, 《2023 中国居民金融素养报告》显示, 现阶段我国居民的金融素养水平仍然较低, 市场信息识别能力不足, 无

法妥善运用知识信息, 导致家庭的金融资产配置导向主要以保守经验与习惯为主, 造成家庭金融资产配置形式单一。家庭金融资产配置长期单一化可能导致家庭无法通过参与风险金融市场实现资产保值、增值。因此, 要缩小贫富差距、实现共同富裕, 需要家庭合理配置风险金融资产, 优化金融资产配置结构。

针对全球范围内广受关注的家庭风险金融资产配置问题, 多数研究仅单一分析了金融素养对家庭风险金融资产配置比例的影响, 且对影响机制的研究较为缺乏。本文将从金融素养对家庭风险金融资产配置的偏好以及配置的比例两个角度进行对比分析和深入探讨, 引入风险态度这一中介变量, 分析金融素养对家庭风险金融资产配置偏好以及配置比例的影响机制, 以期能够对居民金融素养的提升以及家庭金融

**作者简介:** 戴丽娜(1975—), 女, 河南漯河人, 博士, 副教授, 研究方向为统计分析与应用; 张浩田(2000—), 女, 河南洛阳人, 硕士研究生, 研究方向为经济统计。

资产的优化配置提供一定的参考和借鉴。

## 二、文献综述

学者 Noctor 等首先提出“金融素养”这一概念,将其定义为:个人使用和管理资金并作出明智判断和有效决策的能力。这种能力可以帮助居民在面对各种金融产品和服务时,作出符合自身利益的选择,从而有效地管理自己的财富。拥有了较高的金融素养,消费者能够更有效地参与金融市场并获得一定的收益。伍再华等(2017)<sup>[1]</sup>认为金融素养是影响家庭参与股市的重要因素,户主金融素养水平的提升显著提高了参与股市的意愿和股票投资的规模。卢亚娟和何朴真(2022)<sup>[2]</sup>认为居民金融素养的提高可以减缓甚至抵消老龄化导致的家庭风险性金融资产配置较少的问题。

风险态度指人们应对风险作出金融决策时所持有的冒险态度。理性投资者通常会持有一定比例的风险资产和无风险资产,以此构成自身的资产组合,偏好风险的投资者往往拥有更高风险资产占比的资产配置组合。胡振和臧日宏(2016)<sup>[3]</sup>通过实证分析金融素养与家庭金融资产组合的关系,发现风险厌恶程度越高,金融资产组合分散化程度越低,风险态度对家庭正规金融市场参与有显著影响。Barasinska 等(2012)<sup>[4]</sup>分析了不同家庭的金融资产结构后发现,风险规避程度越高的家庭越容易持有无风险资产。卢亚娟和殷君瑶(2021)<sup>[5]</sup>认为风险偏好能够提高家庭对金融资产及各类风险性金融资产的参与率及资产占比,风险偏好家庭对各类风险性金融资产的投入较大,且风险偏好能够促进家庭风险市场的参与行为。

学者经过大量的研究发现,金融素养和风险态度在对家庭资产配置产生影响的过程中,并不是相互独立的。朱涛等(2016)<sup>[6]</sup>构建了风险态度影响因素理论模型,实证检验了金融素养与风险态度的内在关联性,发现当个人具备较高金融素养水平时,会增强自身对金融活动的把握感,从而表现出更高的风险态度,并最终影响到金融行为。张号栋和尹志超(2016)<sup>[7]</sup>发现提高居民的金融素养有助于降低他们的金融排斥和风险厌恶。李睿等(2023)<sup>[8]</sup>认为金融素养的提高有助于增强居民的风险偏好。

现有文献中,金融素养、风险态度对家庭风险金融资产配置的影响仅被单一分析,缺乏对风险态度作为金融素养中介效应的充分讨论。因此,基于 2019 年

中国家庭金融调查数据,研究居民金融素养对家庭风险金融资产配置偏好与比例的影响,并分析风险态度的中介效应,是对现有文献的有益补充。

## 三、理论分析与研究假设

Markowitz 的资产组合选择理论提出通过分散化投资降低非系统性风险的观点,强调投资者应根据自身的风险承受能力和投资目标而构建投资组合。金融素养高的个体通常能够更好地理解和应用这一理论,作出更合理的资产配置决策。金融素养从两方面影响家庭风险金融资产配置:一方面是通过较强的金融信息处理能力间接影响,另一方面是通过积累经验直接影响(胡士华和黄天鉴,2021)<sup>[9]</sup>。

由于信息的不对称性,金融市场中的信息分布是不均匀的,投资者群体存在信息差异。金融素养高的个体通常具有更强的信息获取和分析能力,能够更好地应对信息不对称带来的问题,因此金融素养会促进家庭风险金融资产的配置,并且对风险金融资产配置比重有显著的正向影响<sup>[10]</sup>。随着金融素养的提升,家庭投资者将具有越发完备的金融敏锐性以及经济信息处理能力,其对金融市场的参与会更加成熟有效,更善于选择与自身家庭状况更为匹配的风险金融产品,以获得收益,增加家庭财富积累<sup>[11]</sup>。这种情况下,投资者会进一步增加对风险金融资产的配置,以便不断提升收益率。基于此提出假设:

H1:金融素养的提高能够显著提高家庭风险金融资产配置的偏好与比例。

CAPM 理论认为,居民会根据个体的风险倾向,选择不同类型和风险的金融资产,以达到分散投资的目的。风险态度作为一种个人心理状态,具有明显的个体特征,会通过影响投资者对不同资产的投入与收益产生心理差异性,从而影响其投资决策,这种差异性主要表现为风险性金融资产的配置比例,即风险态度水平越高,配置风险金融资产的比例越高<sup>[12]</sup>。风险态度较保守的投资者可能会更倾向配置自己熟悉的、风险水平较低的一种或几种金融资产,风险态度较激进的则愿意尝试更多高风险高回报的金融资产。魏丽萍等(2018)<sup>[13]</sup>研究发现提高居民的金融素养水平能够提高其风险承担能力,有利于促进居民作出积极的投资决策。金融素养高的个体通常对金融市场有更为清晰和准确的认识,能够迅速学习金融知识,提高金融能力,

进而更好地把握金融市场,使风险偏好提高,从而影响居民参与风险金融资产配置的偏好与比例<sup>[4]</sup>。在这一影响路径中,风险偏好具有中介效应,基于此提出假设:

H2:金融素养对家庭风险金融资产配置偏好与比例的影响中,风险态度具有中介效应。

我国城乡经济发展存在差异,农村地区的金融基础设施、金融服务可得性相对薄弱,农村居民的受教育水平普遍低于城镇居民,农村居民对风险金融资产的认知较低。城镇居民的收入普遍高于农村居民,其可支配收入中除日常消费和无风险储蓄外,还有剩余资金可以进行风险金融资产的投资。因此,农村居民的金融素养对家庭风险金融资产配置的偏好与配置的比例与城镇居民相比会有差异。

收入不同的群体,随着家庭工资收入的增加,家庭的可支配收入越多,承担风险损失后果的能力相对更强,其对风险的容忍度会更高。同时,收入较高人群有较多的余额可以进行分散化的风险金融配置,因此高收入人群增加家庭风险金融资产配置的可能性更大<sup>[5]</sup>。相较于高收入人群,低收入人群的风险承担能力更低,对风险的厌恶程度更高<sup>[6]</sup>,从而导致低收入人群风险金融资产配置的偏好与比例较低。基于此提出假设:

H3:金融素养对家庭风险金融资产配置的偏好与比例具有明显的城乡异质性与收入异质性。

#### 四、研究设计

##### (一)样本选取与数据来源

数据来源于2019年中国家庭金融调查(CHFS)<sup>①</sup>。为保证结果的准确性和可靠性,剔除样本缺失值和异常值,最终得到有效样本19242份。

##### (二)变量设计

##### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为是否配置风险金融资产与风险金融资产占比。参照尹志超等(2014)<sup>[7]</sup>和李凤等(2016)<sup>[8]</sup>的研究,对2019年中国家庭金融调查家庭问卷中出现的金融资产种类进行分类,将现金、活期存

款以及定期存款归类为无风险金融资产;风险资产则包括股票、基金、金融衍生品、理财产品、债券、非人民币资产以及黄金。

是否配置家庭风险金融资产:如果居民家庭配置一种及以上风险金融资产则认为其配置了风险金融资产,反之则认为其没有配置风险金融资产。

家庭风险金融资产配置比例:家庭所拥有的风险金融资产占金融资产总额的比例。

##### 2. 解释变量

本文的主要解释变量为居民的金融素养。经过梳理文献发现,在金融素养测度方面,尚未形成标准的测度体系,参照胡振和臧日宏(2017)<sup>[9]</sup>以及吴锟和吴卫星(2017)<sup>[20]</sup>对金融素养指标的测度方法,将金融素养指标的测度分为两部分:主观金融素养指标测度和客观金融素养指标测度。主观金融素养指标是通过询问受调查者对一系列关于金融方面问题的了解程度,或整体评价自身金融素养水平构造;客观金融素养指标是通过受调查者能否正确回答一系列关于金融方面的问题构造。结合2019年中国家庭金融调查家庭问卷中的问题,以及相关问题的答案,对金融素养这个指标运用分值加总的方法进行构建。

##### 3. 中介变量

关于风险态度这一指标的测度,2019年中国家庭金融调查(CHFS)直接询问了受访者的投资风险态度,根据居民对问题的回答将风险态度分别赋值5到1,表示风险偏好程度由高到低。

##### 4. 控制变量

主要从个体特征和家庭特征中选取控制变量,最终从个体特征中选取的控制变量有户主年龄、年龄的平方、性别、受教育水平、婚姻状况、健康状况、居民幸福感以及是否有医疗保险与养老保险;从家庭特征中选取的控制变量有家庭规模、家庭年总收入、家庭总负债、家庭总资产、家庭是否从事工商业以及家庭是否拥有自有住房。

变量说明及描述性统计见表1。

①中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)是中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的抽样调查项目,旨在收集有关家庭金融微观层次的相关信息。已于2011年、2013年、2015年、2017年和2019年成功实施五次调查。样本分布于29个省(区、市)的367个县(区、县级市)、1481个社区,覆盖40011户家庭和127012名个体。

表 1 变量说明及描述性统计

|       | 变量         | 变量符号               | 变量说明                                                                | 均值         | 标准差        | 最小值     | 最大值         |
|-------|------------|--------------------|---------------------------------------------------------------------|------------|------------|---------|-------------|
| 被解释变量 | 是否配置风险金融资产 | Risky_fin_asset    | 家庭配置风险性金融资产=1;否则=0                                                  | 0.90       | 0.33       | 0       | 1           |
|       | 风险金融资产比例   | Risky_fin_asset%   | 家庭所拥有的风险金融资产占家庭金融资产总额的比例                                            | 50.83      | 38.13      | 0       | 100         |
| 解释变量  | 金融素养       | fin_literacy       | 本文从对经济的关注程度、利率的认知、通货膨胀率的认知这3个方面构建金融素养指标                             | 0.99       | 0.83       | 0.2     | 3           |
| 中介变量  | 风险态度       | Risk_attitude      | 根据风险态度问题的回答,赋值5-1,代表风险态度程度由高到低                                      | 1.73       | 1.06       | 1       | 5           |
| 工具变量  | 县区居民平均金融素养 | IV_fl              | 同区县居民的平均金融素养                                                        | 0.99       | 0.30       | 0.37    | 1.98        |
| 控制变量  | 年龄         | age                | 该家庭中户主的年龄,以受访年份减去出生年份                                               | 53.89      | 12.64      | 18      | 95          |
|       | 年龄的平方      | ageage             | 该家庭中户主的年龄的平方                                                        | 3064.16    | 1362.92    | 324     | 9025        |
|       | 性别         | gender             | 户主为男性=1;户主为女性=0                                                     | 0.79       | 0.41       | 0       | 1           |
|       | 受教育水平      | education          | 用户主的受教育年限衡量,小学以下=0;小学=6;初中=9;高中=12;中专=13;大专=15;大学=16;硕士=19;博士及以上=22 | 9.52       | 3.87       | 0       | 22          |
|       | 婚姻状况       | marriage           | 户主已婚=1;否则=0                                                         | 0.89       | 0.32       | 0       | 1           |
|       | 健康状况       | health             | 户主的健康状况,非常好=5;好=4;一般=3;不好=2;非常不好=1                                  | 3.33       | 0.98       | 1       | 5           |
|       | 居民幸福感      | happiness          | 户主的主观幸福感,非常幸福=5;幸福=4;一般=3;不幸福=2;非常不幸福=1                             | 2.15       | 0.85       | 1       | 5           |
|       | 是否有医疗保险    | healthinsurance    | 户主有医疗保险=1;否则=0                                                      | 0.95       | 0.22       | 0       | 1           |
|       | 是否有养老保险    | endowmentinsurance | 户主有养老保险=1;否则=0                                                      | 0.82       | 0.38       | 0       | 1           |
|       | 是否从事工商业    | industry           | 户主从事工商业=1;否则=0                                                      | 0.13       | 0.34       | 0       | 1           |
|       | 是否拥有自有住房   | House              | 户主有自有住房=1;否则=0                                                      | 0.92       | 0.27       | 0       | 1           |
|       | 家庭规模       | family             | 家庭总人口数                                                              | 3.38       | 1.69       | 1       | 10          |
|       | 家庭年总收入     | totalincome        | 受访前一年的家庭收入总额(元)                                                     | 94618.63   | 208456.87  | 1372018 | 12100000    |
|       | 家庭总资产      | totalasset         | 家庭资产总额(元)                                                           | 1182116.18 | 5683561.38 | 147     | 7.340e+08   |
|       | 家庭总负债      | totaldebt          | 家庭负债总额(元)                                                           | 81382.12   | 329102.23  | 0       | 14000000.00 |

(三)模型设定

1. 基准模型

被解释变量“是否配置风险性金融资产”是一个二值变量,因此建立 Logistic 模型分析金融素养对是否配置风险性金融资产的影响,模型如下:

$$\text{Risky\_fin\_asset}=\gamma_0+\gamma_1\text{fin\_literacy}+\gamma_2X+\varepsilon \tag{1}$$

对风险金融资产占比情况进行分析,有些样本存

在没有配置风险金融资产。因此,在被解释变量风险资产配置比例较多为零值的情况下,变量具有截断特征,需采用 Tobit 模型来分析,模型如下:

$$\text{Risky\_fin\_asset\%}=\beta_0+\beta_1\text{fin\_literacy}+\beta_2X+\varepsilon \tag{2}$$

其中,Risky\_fin\_asset 表示居民是否配置风险金融资产,Risky\_fin\_asset%表示居民风险金融资产配置比例,fin\_literacy 表示居民金融素养,X 指代控制变量

集,  $\varepsilon$  是随机扰动项。

## 2. 中介效应检验模型

为检验风险态度在金融素养对家庭是否配置风险金融资产、配置的风险金融资产比例影响中是否存在中介效应,构建如下回归模型:

$$\text{Risk\_attitude} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{fin\_literacy} + \alpha_2 X + \varepsilon \quad (3)$$

$$\text{Risky\_fin\_asset} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{fin\_literacy} + \gamma_2 \text{Risk\_attitude} + \gamma_3 X + \varepsilon \quad (4)$$

$$\text{Risky\_fin\_asset\%} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{fin\_literacy} + \lambda_2 \text{Risk\_attitude} + \lambda_3 X + \varepsilon \quad (5)$$

其中,式(3)为 OLS 模型,式(4)为 Logistic 模型,式(5)为 Tobit 模型,  $\text{Risk\_attitude}$  表示中介变量风险态度,  $X$  指代控制变量集,  $\varepsilon$  是随机扰动项。

## 五、实证结果及分析

### (一) 基准模型回归结果分析

对模型(1)、模型(2)进行回归分析,回归结果见表 2。

对于 Logistic 模型而言,居民金融素养对家庭是否配置风险金融资产有显著影响,即居民金融素养提高 1 个单位,家庭配置风险金融资产的偏好就会提高 0.342 个单位。随着金融素养的提高,居民提升了对金融行业以及金融资产配置的了解和认识,进而提高了家庭配置风险金融资产的偏好。对于 Tobit 模型而言,金融素养的系数为 2.738,且在 1%的置信水平上显著。这意味着随着金融素养水平的提高,家庭配置风险金融资产的比例也会提高。这可能是因为居民金融素养水平的提高,使其对风险金融资产的风险有了更深的认识,因此提高了家庭配置风险金融资产的比例。因此,假设 1 成立。

控制变量对家庭是否配置风险金融资产以及风险金融资产配置比例也有影响。个体特征方面,随着年龄的增大、经验的积累,家庭配置风险金融资产的偏好和比例都会提高。从性别角度看,对于是否配置风险金融资产,性别变量不显著,说明性别对于家庭是否配置风险金融资产没有显著影响。在风险金融资产配置比例方面,男性较女性更厌恶风险,这可能是因为男性在家庭中更多地承担赚钱的压力,较少关注风险金融资产配置,因此男性对风险金融资产配置比例的影响是负向的。居民的健康状况、幸福感、是否从事工商业、是否有医疗保险和养老保险,对是否配置风险金融资产及风险金融资产的配置比例均有正向影响。

表 2 基准模型回归结果

| 变量                 | Logistic             | Tobit                  |
|--------------------|----------------------|------------------------|
|                    | Risky_fin_asset      | Risky_fin_asset%       |
| fin_literacy       | 0.342***<br>(8.298)  | 2.783***<br>(7.489)    |
| age                | 0.020<br>(-1.067)    | 2.522***<br>(15.482)   |
| ageage             | 0.000***<br>(-2.747) | -0.030***<br>(-19.834) |
| gender             | 0.076<br>(-1.114)    | -6.812***<br>(-9.496)  |
| education          | 0.054***<br>(6.739)  | 1.766***<br>(19.962)   |
| marriage           | -0.149*<br>(-1.895)  | 0.827<br>(-0.846)      |
| health             | 0.107***<br>(4.043)  | 0.100<br>(0.322)       |
| happiness          | 0.121***<br>(3.963)  | 3.156***<br>(9.164)    |
| healthinsurance    | 0.844***<br>(8.777)  | 3.112**<br>(2.309)     |
| endowmentinsurance | 1.357***<br>(21.558) | 20.564***<br>(25.799)  |
| industry           | 0.583***<br>(4.877)  | 1.162<br>(-1.368)      |
| house              | 0.067<br>(0.746)     | -2.424**<br>(-2.257)   |
| family             | 0.312***<br>(14.541) | 2.783***<br>(15.478)   |
| totalincome        | 0.000***<br>(10.848) | 0.000*<br>(1.722)      |
| totalasset         | 0.000***<br>(5.664)  | 0.000***<br>(2.726)    |
| totaldebt          | 0.000<br>(0.768)     | 0.000***<br>(6.274)    |
| _cons              | 0.064<br>(0.112)     | -44.957***<br>(-9.355) |
| N                  | 19242                | 19242                  |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平下显著。表 3、表 4、表 5、表 6 同。

家庭特征方面,家庭规模、家庭年总收入以及总资产对家庭对是否配置风险金融资产和风险金融资产的配置比例均有正向影响。随着家庭负债的增多,配置风险金融资产的偏好和比例都会提高,这可能是

因为较大的负债压力使居民愿意承担更多风险来投资金融资产,从而获得更多收入。从是否有自有住房角度看,该变量对家庭配置风险金融资产没有显著影响。但是在风险金融资产配置比例方面,有自有住房会降低风险金融资产配置比例,可能的原因是居民认为持有房产是具有风险的,因此为合理配置资产,会持有较少的风险金融资产。

(二)中介效应回归结果分析

为进一步分析风险态度在金融素养对家庭是否配置风险金融资产、风险金融资产配置比例的影响作用中是否具有中介效应,建立两个中介效应模型,以检验风险态度的中介效应,回归结果见表 3。

表 3 中介效应检验回归结果

| 变量            | OLS                  | Logistic            | Tobit                  |
|---------------|----------------------|---------------------|------------------------|
|               | Risk_attitude        | Risky_fin_asset     | Risky_fin_asset%       |
| fin_literacy  | 0.300***<br>(32.289) | 0.309***<br>(7.389) | 2.476***<br>(6.488)    |
| Risk_attitude | —<br>—               | 0.141***<br>(4.469) | 1.017***<br>(3.530)    |
| _cons         | 2.890***<br>(24.299) | 0.386<br>(-0.661)   | -47.865***<br>(-9.818) |
| 控制变量          | 控制                   | 控制                  | 控制                     |
| N             | 19242                | 19242               | 19242                  |

通过分析回归结果可以看出,金融素养对风险态度有显著的正向影响,金融素养提高 1 个单位,居民的风险态度提高 0.3。将含有中介变量的 Logistic 模型以及 Tobit 模型和不含中介变量的模型进行对比分析,发现在加入中介变量后,金融素养的系数均减小,且依然在 1%的置信水平下显著,即风险态度会受到金融素养这一外部因素的积极影响,说明户主风险态度起到了中介效应,提高了其风险承受能力,有助于提高家庭风险金融资产配置的偏好与比例。因此,假设 2 成立。

(三)内生性检验

金融素养和家庭风险金融资产配置之间可能存在反向因果或者存在遗漏变量所导致的内生性问题,比如金融素养的提高能促进家庭对风险金融资产的配置,但也可能是风险金融资产占比较高的家庭,会更重视金融知识的学习以及金融能力的提升,所以他们的金融素养更高。为避免内生性问题导致估计结果发生偏误,借鉴尹志超等(2015)<sup>[21]</sup>和潘文东等(2022)<sup>[22]</sup>

的研究,采用该区县居民金融素养的均值作为居民金融素养的工具变量。首先,居民的金融素养可以受到朋友、亲戚等周围人的影响,从而提升自身金融素养水平,即工具变量与解释变量具有相关性;其次,区县居民金融素养的平均值对居民家庭风险金融资产配置以及户主年龄、受教育水平等变量没有影响,是外生变量。因此,该工具变量满足选择工具变量的条件。

使用 IV-Probit、IV-Tobit 检验两个基准模型的内生性,工具变量法的回归结果见表 4。

表 4 工具变量内生性检验结果

|              | 一阶段                   | 二阶段                   |                         |
|--------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|
|              | fin_literacy          | Risky_fin_asset       | Risky_fin_asset%        |
| IV_fl        | 0.672***<br>(33.479)  | —<br>—                | —<br>—                  |
| fin_literacy | —<br>—                | 0.823***<br>(8.877)   | 24.829***<br>(14.369)   |
| _cons        | -0.015***<br>(-4.845) | -0.794***<br>(-2.755) | -56.197***<br>(-10.619) |
| 控制变量         | 控制                    | 控制                    | 控制                      |
| N            | 19242                 | 19242                 | 19242                   |
| Wald         | —                     | 50.85                 | 205.76                  |
| F            | 334.33                | —                     | —                       |

其中,一阶段回归结果显示工具变量与内生变量金融素养之间的关系,工具变量的系数为 0.672,且在 1%的显著性水平上显著,说明工具变量与内生变量间显著正相关,满足相关性假设。二阶段的回归结果显示,两个模型的 Wald 外生性检验在 1%的显著性水平上拒绝了金融素养是外生的这一假定,即金融素养是内生性的,且一阶段 F 值为 334.33,显著大于临界值,说明所选取的工具变量不具有弱工具变量问题。金融素养在 1%的显著性水平下仍对家庭风险金融资产配置的偏好与配置的比例有正向的影响,说明金融素养水平的提高可以提高家庭配置风险金融资产的偏好以及配置的比例。因此,工具变量的选择是合理的,前文的回归结果是有效的。

(四)稳健性检验

为验证回归结果的稳健性,使用替换解释变量的方法,对金融素养指标采用新的衡量方法,即用主成分分析法构建金融素养指标。对基准模型和中介效应模型的稳健性检验结果见表 5,可以看出结果与前文的结论基本一致,证明了回归结果具有稳健性。

表 5 稳健性检验结果

|               | OLS(1)               | Logistic(1)         | Logistic(2)         | Tobit(1)               | Tobit(2)               |
|---------------|----------------------|---------------------|---------------------|------------------------|------------------------|
|               | Risk_attitude        | Risky_fin_asset     | Risky_fin_asset     | Risky_fin_asset%       | Risky_fin_asset%       |
| fin_literacy  | 0.342***<br>(42.118) | 0.317***<br>(9.454) | 0.287***<br>(8.327) | 2.881***<br>(8.694)    | 2.605***<br>(7.519)    |
| Risk_attitude | —<br>—               | —<br>—              | 0.120***<br>(3.791) | —<br>—                 | 0.798***<br>(2.721)    |
| _cons         | 3.326***<br>(28.434) | 0.415<br>(0.724)    | 0.002<br>(−0.004)   | −41.175***<br>(−8.565) | −43.806***<br>(−8.934) |
| 控制变量          | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                     | 控制                     |
| N             | 19242                | 19242               | 19242               | 19242                  | 19242                  |

(五)异质性分析

配置风险金融资产以及配置比例的影响,从城乡异质性、收入异质性两个方面展开分析,结果见表 6。

表 6 城乡异质性与收入异质性分析结果

|              | Risky_fin_asset     |                     |                     |                     | Risky_fin_asset%       |                        |                        |                        |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|              | (低收入)               | (高收入)               | (乡村)                | (城镇)                | (低收入)                  | (高收入)                  | (乡村)                   | (城镇)                   |
| fin_literacy | 0.275***<br>(5.661) | 0.448***<br>(5.592) | 0.297***<br>(4.805) | 0.365***<br>(6.523) | 1.714***<br>(2.624)    | 1.422***<br>(3.285)    | 0.662<br>(0.890)       | 2.275***<br>(5.412)    |
| _cons        | 0.875<br>(1.197)    | −0.927<br>(−0.960)  | 1.321<br>(1.231)    | −1.224*<br>(−1.761) | −42.008***<br>(−5.026) | −18.772***<br>(−3.251) | −71.574***<br>(−6.452) | −46.647***<br>(−8.687) |
| 控制变量         | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| N            | 9621                | 9621                | 7190                | 12052               | 9621                   | 9621                   | 7190                   | 12052                  |

不同收入状况下,金融素养对风险金融资产配置偏好与比例的影响均显著正相关,被解释变量为是否配置风险金融资产时,高收入家庭的系数大于低收入家庭,即在金融素养对风险金融资产配置偏好影响上高收入家庭大于低收入家庭。高收入家庭的风险承担能力较强,低收入家庭的投资观念更保守,风险承担能力较弱。高收入家庭在满足生活需求后,其金融决策更易受到金融素养的影响从而配置风险金融资产。但是,当被解释变量为风险金融资产配置比例时,低收入家庭的系数大于高收入家庭,这可能是因为收入较高的家庭风险承担能力较强,即使不具备很高的金融素养,也可以配置较大比例的风险金融资产;收入较低居民,承担风险后果的能力较弱,只有在具备较高的金融素养后,才会提高风险金融资产配置的比例。

金融素养对城镇和农村家庭在是否配置风险金融资产和风险金融资产配置比例上均具有一定的异质性,且城镇家庭居民金融素养的系数都大于农村居民金融素养的系数。相较于农村家庭而言,金融素养

对城镇家庭的促进作用更大,农村家庭配置风险金融资产的意愿和配置比例比城镇家庭保守。原因可能是农村居民的金融素养水平较低,农村家庭对金融资产投资的风险认识不足,缺乏金融风险防范能力,所以对风险金融资产的配置较保守。因此,假设 3 成立。

六、结论与建议

运用 CHFS 的数据,使用 Logistic 模型和 Tobit 模型分析了居民金融素养对家庭是否配置风险金融资产以及配置比例的影响,并且检验了风险态度的中介效应;同时,对模型的稳健性、内生性以及异质性进行了检验分析。得到如下结论:金融素养的提升可以提高家庭配置风险金融资产的偏好、比例;机制分析表明,风险态度在金融素养提高家庭金融资产配置的偏好和比例中均有显著的中介效应,验证了金融素养发挥作用的传导机制;异质性分析结果表明,金融素养对城镇家庭以及高收入家庭在风险金融资产配置的偏好与比例的影响显著高于农村以及低收入家庭。

根据实证结果以及研究结论,提出相应的对策

建议:

第一,大力宣传普及金融知识,提高居民金融素养水平。政府和金融机构应通过各种途径普及金融知识,如鼓励金融知识进课堂,开展线下金融讲座等。居民也应积极了解金融市场,主动学习金融知识,提高金融素养,提升家庭金融资产配置能力。

第二,加强风险意识教育,帮助居民树立正确的风险态度。金融机构应承担起向投资者普及金融知识角色,帮助居民和投资者了解识别金融资产风险,树立客观理性的风险态度。

第三,完善金融基础设施,缩小城乡金融发展差距。加强对农村地区的金融基础建设以及金融知识普及宣传力度,提高农村地区的金融普及性,提升农村地区居民的金融素养水平。

第四,鼓励并引导各地区开展经济交流,合理分配金融资源。鼓励金融产业发展较好、居民金融素养水平较高的地区带动周边相对落后地区的发展,用自身发展经验引导落后地区的经济和金融发展,进一步深化经济成果的有效分配。

第五,提高金融教育精准度,对弱势群体精准施教。对低收入人群以及农村地区居民,加强金融教育,缩小不同群体间的金融素养差距。◆

#### 参考文献:

- [1]伍再华,谢北辰,郭新华.借贷约束、金融素养与中国家庭股票市场“有限参与”之谜[J].现代财经(天津财经大学学报),2017(12):20-35.
- [2]卢亚娟,何朴真.人口老龄化、金融素养与家庭金融资产配置[J].经济问题,2022(12):63-72.
- [3]胡振,臧日宏.风险态度、金融教育与家庭金融资产选择[J].商业经济与管理,2016(8):64-76.
- [4]BARASINSKA N,DOROTHEA S,STEPHAN A.Individual Risk Attitudes and the Composition of Financial Portfolios: Evidence from German Household Portfolios [J].The Quarterly Review of Economics and Finance,2012,52(1):1-14.
- [5]卢亚娟,殷君瑶.户主风险态度对家庭金融资产配置的影响研究[J].现代经济探讨,2021(12):62-70.

- [6]朱涛,吴宣文,李苏乔.金融素养与风险态度:来自微观调查数据的实证研究[J].科技与经济,2016,29(1):62-66.
- [7]张号栋,尹志超.金融知识和中国家庭的金融排斥:基于CHFS数据的实证研究[J].金融研究,2016(7):80-95.
- [8]李睿,刘永文,田维双.风险偏好、金融素养与家庭经济脆弱性[J].武汉金融,2023(2):72-80+88.
- [9]胡士华,黄天鉴.金融素养、信息渠道与家庭投资理财收益[J].投资研究,2021,40(3):20-32.
- [10]陈雨丽,罗荷花.金融教育、金融素养与家庭风险金融资产配置[J].金融发展研究,2020(6):57-64.
- [11]秦海林,李超伟,万佳乐.金融素养、金融资产配置与投资组合有效性[J].南京审计大学学报,2018,15(6):99-110.
- [12]王渊,杨朝军,蔡明超.居民风险偏好水平对家庭资产结构的影响:基于中国家庭问卷调查数据的实证研究[J].经济与管理研究,2016,37(5):50-57.
- [13]魏丽萍,陈德棉,谢胜强.互联网金融投资决策:金融素养、风险容忍和风险感知的共同影响[J].管理评论,2018,30(9):61-71.
- [14]周弘.风险态度、消费者金融教育与家庭金融市场参与[J].经济科学,2015(1):79-88.
- [15]李煜,阳镇,张雅倩.为什么投资者的主客观风险偏好存在差异:来自CHFS的微观证据[J].南方经济,2015(11):16-35.
- [16]李涛,郭杰.风险态度与股票投资[J].经济研究,2009,44(2):56-67.
- [17]尹志超,宋全云,吴雨.金融知识、投资经验与家庭资产选择[J].经济研究,2014,49(4):62-75.
- [18]李凤,罗建东,路晓蒙,等.中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素[J].管理世界,2016(2):45-56+187.
- [19]胡振,臧日宏.金融素养对家庭理财规划影响研究:中国城镇家庭的微观证据[J].中央财经大学学报,2017(2):72-83.
- [20]吴锬,吴卫星.理财建议可以作为金融素养的替代吗?[J].金融研究,2017(8):161-176.
- [21]尹志超,宋全云,吴雨,等.金融知识、创业决策和创业动机[J].管理世界,2015(1):87-98.
- [22]潘文东,李万利,汤旭东.儒家文化与家庭资产配置:基于风险偏好和生育意愿双重视角的研究[J].山西财经大学学报,2022,44(12):1-17.

(责任编辑:萧静)

# 农村老年人经济支持数量与质量的影响因素

## ——基于陕西农村老年人福祉调查数据的多视角分析

刘红升<sup>1</sup> 刘利鸽<sup>2</sup> 李紫薇<sup>3</sup>

(1. 西安建筑科技大学 公共管理学院, 陕西 西安 710055; 2. 西北农林科技大学 人文社会发展学院, 陕西 杨凌 712100; 3. 西安交通大学 公共政策与管理学院, 陕西 西安 710049)

**摘要:** 基于陕西省关中地区农村老年人福祉调查数据, 采用分层随机截距模型, 从老年人对子女的支持、代际团结与冲突、子女身份三个视角, 分析农村老年人经济支持数量与质量的影响因素。研究发现: 老年人过去照料孙辈有利于提高其经济支持数量和质量, 当前对子女的经济支持不利于提高其经济支持质量; 代际团结有利于提高老年人经济支持数量与质量, 而代际冲突不利于提高老年人经济支持数量与质量; 老年人经济支持数量和质量因子女身份不同而存在多样化差异; 老年人经济支持数量和质量还受到子女受教育程度、自身经济需求和工具性日常生活活动能力的影响。

**关键词:** 农村老年人; 经济支持; 代际团结; 代际冲突; 子女身份

中图分类号: C912.1; C924.2

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)07-0063-11

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.07.009

### 一、引言

“七人普”数据显示, 我国农村地区 60 岁及以上和 65 岁及以上老年人口分别占总人口的 23.81% 和 17.72%, 与城镇老年人相比分别高出 7.99% 和 6.61%, 人口老龄化“城乡倒置”特征依然明显。在农村经济发展水平低于城镇的情况下, 农村人口老龄化水平却高于城镇, “未富先老”成为农村老年人面临的养老难题。由于农村社会养老保障制度较为落后, 大量劳动力外出务工导致赡养脱离, 所以农村老年人养老仍然主要依靠子女的经济支持<sup>[1]</sup>。生活成本的提高、医疗负担的加重和预期寿命的延长使子女经济支持对农村老年人养老的意义和影响变得更加突出。这意味着, 探究农村老年人经济支持的影响因素对于改善农村家庭养老至关重要, 对于破解农村人口老龄化难题具有积

极意义。

尽管学界已围绕农村老年人代际支持开展了大量研究, 但是聚焦经济支持及其影响因素的量化研究仍较为有限, 且呈现以下特征: 一是重数量轻质量。重视经济支持数量而轻视经济支持质量。其实, 新形势下仅探讨子女是否提供和提供多少经济支持的意义有限, 深入分析经济支持质量对老年人养老和福祉更有现实意义。二是重后果轻前因。重视经济支持后果而轻视分析经济支持影响因素。三是影响因素研究视角有层次性。宏观视角如社会文化和环境结构<sup>[2]</sup>、特色产业水平<sup>[3]</sup>和地域性质<sup>[2]</sup>; 中观视角如家庭结构和代际交换<sup>[2, 4]</sup>、居住安排<sup>[5]</sup>; 微观视角如子女因素和老年人因素<sup>[6-7]</sup>。然而, 鲜有研究从老年人不同时期对子女的支持、老年人与子女的团结与冲突、子女身份的视

**基金项目:** 国家社会科学基金项目“中西部农村留守家庭隔代支持类型对留守儿童心理健康的影响研究”(20BRK042); 陕西省自然科学基金项目“乡村特色产业发展背景下陕西农村老年人的劳动参与研究”(2023-JC-YB-611)。

**作者简介:** 刘红升(1977—), 男, 河南新郑人, 博士, 副教授, 硕士生导师, 研究方向为人口与社会发展; 刘利鸽(1981—), 女, 河南许昌人, 博士, 副教授, 硕士生导师, 研究方向为人口与社会发展; 李紫薇(1999—), 女, 山西晋中人, 博士研究生, 研究方向为家庭社会学。

角分析农村老年人经济支持数量和质的影响因素。

根据代际交换理论,父母与子女之间的支持和资源流动相互影响,他们之间有“付出与回报”的交换关系<sup>[9]</sup>。结合农村家庭的现实情境,父母与子女之间的交换关系具有时间维度上的短期性和长期性特征。因此,考察父母不同时期对子女的支持对自身经济支持的影响具有重要价值。中国孝道体制下的亲子关系不只是一种交换关系,父母与子女之间的主观情感也是考察老年人经济支持的重要视角<sup>[6]</sup>。同时,代际互动不仅包含和谐与温暖,还包含冲突与对立。因此,考察代际团结与冲突对老年人经济支持的影响可以更好揭示复杂代际关系的作用。另外,受养儿防老观念的影响,儿子仍是农村老年人经济支持的主要提供者<sup>[7]</sup>。但随着女性地位的提升和话语权的增加,女儿和儿媳在家庭养老中的作用将会日益凸显<sup>[8]</sup>。因此,从子女身份视角分析儿子、儿媳、女儿对老年人经济支持的影响具有重大意义。

本文从老年人不同时期对子女的支持、老年人与子女的团结与冲突、子女身份三个视角,实证分析农村老年人经济支持数量和质的影响因素,以期有效促进农村老年人家庭养老和积极应对农村人口老龄化提供科学依据。

## 二、理论基础与文献回顾

### (一)理论基础

#### 1. 代际交换理论

代际交换理论源于社会交换理论,由 Homans (1958)<sup>[9]</sup>基于经济理性假设提出,认为社会关系遵循等价交换原则,人们的行为过程符合公平交换的逻辑。社会交换理论广泛应用于家庭养老和代际关系研究,也称为代际交换理论。该理论认为,家庭内部的代际交换遵循“双向”互惠原则,父母和子女在经济上、劳务上或精神上表现出双向支持与互换<sup>[10]</sup>,即代际之间存在公平交换的逻辑。父母出于对回报的期待而向子女提供支持 and 帮助,子女以经济支持、生活照料和情感慰藉回报父母的养育之恩<sup>[11]</sup>,且这种交换关系呈现出时间性特征。

#### 2. 代际团结-冲突理论

代际团结理论对于代际支持研究具有重要价值。Bengtson 和 Roberts (1991)<sup>[12]</sup>认为,代际团结是一个多维复杂的概念,分为六个维度:联系性团结、情感性团结、一致性团结、功能性团结、规范性团结和结构性团结。联系性团结是指家庭成员之间联系的频率和模

式;情感性团结是指家庭成员之间的情感亲密程度;一致性团结是指家庭成员在价值观和态度上的共识;功能性团结指家庭成员之间的支持和资源互助;规范性团结是指家庭成员的责任承担和义务履行;结构性团结是指家庭成员的数量、类型、成员居住距离。

代际团结强调了代际关系中积极和谐的一面,隐藏了消极冲突的一面<sup>[13]</sup>,难以全面反映复杂的代际关系。于是,代际冲突理论应运而生。该理论认为,在代际互动中,冲突是不可避免的,但冲突并非总是损坏代际关系,适当的冲突可改善代际关系<sup>[14]</sup>。Clarke 等 (1999)<sup>[15]</sup>认为,代际冲突可以归结为六个方面:交流与互动的状态、生活习惯和生活方式的选择、抚养孩子的理念和实践、工作的目标与方式、政治思想意识、家庭规范的维持。于是,更为全面的代际团结-冲突理论随之产生,该理论强调,代际团结与冲突是代际关系的对立属性,是代际关系的基本维度,是客观现实的全面反映,被越来越多的学者认可和关注,并广泛用于代际关系研究。

### (二)文献回顾

#### 1. 代际交换视角

子女对老年人的经济支持可视为子女对父母早年养育之恩和后来支持帮助的一种报答和回馈,是一种基于互惠原则的资源交换行为<sup>[16]</sup>。从时间维度看,代际长期交换和短期交换均是老年人经济支持的影响因素。代际长期交换蕴含长期投资的意味,由一般性互惠原则所指导,即互惠交换不在于“即时回报”,更强调“异时回报”<sup>[16]</sup>。研究发现,子女与父母早期关系的质量会影响子女当前对父母的支持数量<sup>[6]</sup>。父母早期对子女的教育和经济投资会给她带来经济回报,那些受过更多教育和得到更多经济投资的子女会给父母更多的经济支持,以回报父母的早期投资<sup>[16]</sup>。这种抚育与赡养关系体现了代际交换理论中的长期互惠交换特征。

代际短期交换的实质是即期交换和回报,父母通过为子女提供照料支持等换取子女对其晚年的经济支持。研究发现,父母近期对子女的支持显著影响子女提供的经济支持<sup>[10]</sup>。就大龄未婚男性而言,虽然他们因经济状况差而难以为父母提供更多的经济支持,但是那些为大龄未婚儿子提供了经济或物质支持的父母也能得到儿子更多的经济支持<sup>[17]</sup>。公婆给予儿媳的经济或物质支持越多,儿媳给予公婆的经济或物质支持也就越多<sup>[18]</sup>。在代际交换中,农村老年人对孙辈的投

入显著影响其获得的经济支持<sup>[14]</sup>。

## 2. 代际团结 - 冲突视角

代际团结各个维度均显著影响子女对父母的经济支持。结构性团结方面,子女居住距离越远,对父母提供的经济支持越多<sup>[16]</sup>。为弥补对父母的赡养缺位,农村外出务工子女往往会增加对父母提供的经济支持<sup>[19]</sup>,因为外出务工可增加子女经济收入,进而加大了对父母的经济支持。联系性团结方面,父母与子女的联系越频繁,其得到的经济支持越多。但是并非所有联系均能增加老年人获得的经济支持,与子女见面越频繁的老年人得到子女经济支持的概率越小,与子女通信联系越频繁的老年人得到子女经济支持的概率越大<sup>[6]</sup>。一致性团结方面,家庭价值观念越传统,父母与子女对孝道观念的认同度越一致,子女越可能产生较强的代际义务感,其向父母提供经济支持的力度也就越大<sup>[10]</sup>。从代际团结其他维度探讨农村老年人经济支持的量化研究,则非常匮乏。

随着我国经济社会发展,父母与子女之间的差异往往日益扩大,矛盾与冲突不断增多,代际冲突与农村老年人经济支持的关系开始引起关注。父母与子女往往因为所在生命发展阶段不同而产生冲突与矛盾,当父母需要经济支持时,子女往往因处于事业上升期而无法为父母提供经济支持。两代人因观念差异和生活隔阂而影响代际关系,进而使子女对父母的回报减少。若代际双方能意识到并正视矛盾意向,并通过协商来消除矛盾意向,则能够弥补代际关系<sup>[13]</sup>,从而增加子女对父母的经济支持。

## 3. 子女身份视角

当前,家庭养老仍是我国农村地区主流的养老模式,除了配偶,子女和儿媳均是老年人养老支持的主要提供者。已有研究探讨了老年人经济支持的子女性别差异,关于儿媳对公婆经济支持的研究则非常少。

多数研究认为儿子在老年人经济支持中起着更重要的作用。受儒家文化和传统父系继嗣制的影响,儿子承担着赡养父母的主要责任,为父母提供经济支持的数量通常显著高于女儿<sup>[20]</sup>。因子女分工不同,老年人的经济支持存在子女性别差异,女儿主要承担身体和情感上的照料,儿子主要提供经济上的支持<sup>[20]</sup>。因农村老年人受养儿防老观念的影响更深,儿子在老年人经济支持中的重要性更突出,“儿子”角色本身就给了老年人归属感<sup>[8]</sup>。

随着新家庭秩序的逐步建立,女性权力与地位不

断上升,女儿从“外人”角色向“主体”角色转变,在家庭养老中的作用更加凸显<sup>[21]</sup>。女儿对老年人的经济支持不断增多,并逐渐成为老年人代际支持的“主体”。已婚女性的赡养角色不再局限于夫家,她们作为女儿在为娘家父母提供经济支持方面的作用也更加凸显<sup>[21-22]</sup>。

随着城镇化加速,农村青壮年劳动力大量外流,农村家庭出现男性缺位和女性主家局面,女性拥有更多家庭资源支配权<sup>[23]</sup>,儿媳在协助丈夫赡养公婆中扮演重要角色<sup>[21]</sup>。研究发现,儿子主要负责为父母提供经济支持,儿媳主要负责照料公婆的日常生活;女儿在老年人经济支持中的作用已超越儿媳,已婚女性对娘家父母的经济支持明显多于对公婆<sup>[21]</sup>。但研究还发现,已婚女性为娘家父母和公婆提供的经济支持并无明显差异<sup>[23]</sup>。

综上,老年人在不同时期对子女的支持、老年人与子女的团结与冲突、子女不同的身份均与农村老年人经济支持关系密切。据此,本文构建如图1所示的分析框架。在控制父母和子女个体特征的基础上,重点探讨老年人当前和过去对子女的支持、代际团结与冲突、子女身份对农村老年人经济支持数量和质量的影响,并深入分析儿子、儿媳、女儿对农村老年人经济支持的影响异同。

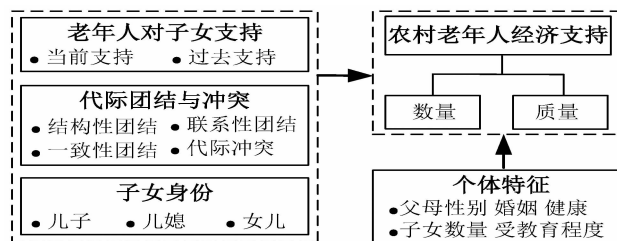


图1 分析框架

## 三、研究设计

### (一)数据来源

所用数据均来自2017年陕西关中地区农村老年人福祉调查。调查对象为55岁以上在家、有能力且愿意接受调查的农村老年人。虽然60岁是界定老年人的常用标准,但是55—60岁年龄段的人口已具有初老特征,他们与子女的关系可能与低龄老年人既有共通,又有不同。另外,子女对父母的赡养行为并不以“父母必须进入老年或需要支持”为条件<sup>[24]</sup>。因此,仅考察60岁以上的老年人可能会遗漏“子女已经开始赡养但父母尚未进入老年”的情况,将55岁以上人口纳入调查范围有利于从生命历程视角探索农村家庭代

际关系年龄变化。

调查采取分层抽样和整群抽样相结合的方法,遵守以下原则:第一,以夫妻为单位选取对象,即夫妻两人仅随机选取一人作为调查对象。第二,考虑到农村老年人口的规模和符合条件的调查对象在调查时可能不在家中,按照整群抽样的方法,每个村庄大约可以完成 150—160 份有效问卷。因此,对于人口规模较小的村庄,所有符合条件的对象均需接受调查;对于人口规模较大的村庄,按照村民小组序号依次展开调查,一旦完成预计数量,对剩余村民便不再进行调查。

调查共获得 935 份老年人样本,他们共有 4205 个成年子女,进而构成 4205 个“子女-父母”配对样本。为保证在同一婚姻状态下比较儿子、儿媳和女儿对老年父母的经济支持,本文仅保留了子女婚姻状态为已婚的配对样本,删除了有缺失值的样本。最终共有 3253 个“子女-父母”配对样本纳入分析。

## (二)变量测量

### 1. 因变量

因变量为农村老年人经济支持,分为有无经济支持、经济支持数量、净供养型经济支持。其中,有无经济支持和经济支持数量反映了经济支持的数量特征,净供养型经济支持反映了经济支持的质量特征。

测量有无经济支持的问题为“过去 12 个月,这个子女给您(或配偶)钱、食物或礼物合计大概多少钱?”根据被调查者提供的答案生成有无经济支持变量:若答案为 0,则赋值为 0,表示无经济支持;若答案大于 0,则赋值为 1,表示有经济支持。

测量经济支持数量的问题为“过去 12 个月,这个子女给您(或配偶)钱、食物或礼物合计大概多少钱?”分析时,采取“ $\ln(\text{经济支持数量} + 1)$ ”,计算农村老年人经济支持数量的自然对数。

关于净供养型经济支持的生成,一些研究采用两个指标来测量代际经济支持。一是根据代际经济支持的方向将其分为游离型、供养型、抚养型和互惠型。供养型和抚养型分别表示子女单向给父母提供经济支持和父母单向给子女提供经济支持。游离型是父代和子代之间无经济往来。互惠型是在父代和子代之间在经济上相互支持。二是通过子代的经济支持和父代的经济支持之差来考察经济支持的方向。当差值大于零,表示经济支持从子代净流向父代,被称为“净供养型经济关系”<sup>[25]</sup>。本文使用“子女给父母的经济支持数量”减去“父母给子女的经济支持数量”来生成变量

“净供养型经济支持”。若差值大于 0,赋值为 1,表示老年人获得了净供养型经济支持;若差值小于或等于 0,赋值为 0,表示老年人未获得净供养型经济支持。

因变量的定义及描述统计见表 1。

表 1 因变量的定义和描述统计 (n=3253)

| 经济支持     | 定义               | 均值       |
|----------|------------------|----------|
| 有无经济支持   | 0=无,1=有          | 0.637    |
| 经济支持数量   | 连续变量,取值[0,36000] | 1392.116 |
| 净供养型经济支持 | 0=否,1=是          | 0.611    |

### 2. 自变量

#### (1)老年人对子女的支持

基于代际交换理论,根据支持行为发生时间,老年人对子女的支持分为当前支持和过去支持。

当前支持包括当前经济支持、当前家务支持、当前照料孙辈。测量当前经济支持的问题为“过去 12 个月,您(或配偶)给这个子女的钱、食物或者礼物合计大概多少钱?”如果答案大于 0,则赋值为 1,表示当前向子女提供了经济支持;如果答案等于 0,则赋值为 0,表示当前没有向子女提供经济支持。测量当前家务支持的原始问题为“过去 12 个月,您(或配偶)帮助这个子女做家务的频率?”根据答案情况生成变量当前家务支持,其选项及赋值分别为是为 1,否为 0。测量当前照料孙辈的原始问题为“这个子女是否有孩子?”“如果这个子女有 16 岁及以下孩子,那么在过去的 12 个月里,您有没有帮助这个子女照看过孩子?”根据答案情况生成变量当前照料孙辈,其选项及赋值分别为是为 1,否为 0。

过去支持则包括过去照料孙辈和过去住房支持。测量过去照料孙辈的问题为“这个子女是否有孩子?”“如果这个子女有 16 岁以上的孩子,那么在这些孩子年满 16 岁前,您有没有照看过他们?”根据答案的情况生成变量过去照料孙辈,选项及赋值分别为是为 1,否为 0。测量过去住房支持的问题为“这个子女买(盖)房子时,您和配偶在经济上给予多少帮助?”其选项包括全部、多于一半、一半、不足一半、几乎没有。根据答案情况生成变量过去住房支持,选项及赋值分别为有支持为 1,几乎没有为 0。

#### (2)代际团结与冲突

基于代际团结-冲突理论,结合问卷可用题项,代际团结与冲突包括子女工作地点、代际联系频率、代际看法一致性和代际矛盾-冲突。

测量子女工作地点的问题为“这个子女大多数时间在哪里工作(包含打工、做生意等)?”选项包括本村、本镇、本县、本市、本省和外省,将本村和本镇合并为近距离工作,赋值为0;将其他选项视为远距离工作,赋值为1。

测量代际联系频率的问题为“您与这个子女联系(电话、视频等)的频率?”选项包括几乎每天、每周至少一次、每月至少一次、一年几次、很少联系,将很少联系和一年几次视为低频率联系,赋值为0;将其他选项视为高频率联系,赋值为1。

测量代际看法一致性的问题为“您与这个子女在对待同一事物的看法上是否一致?”其选项包括非常相似、比较相似、一般、不太相似、很不相似,将非常相似和比较相似视为高看法一致性,赋值为1;将其他选项视为低看法一致性,赋值为0。

测量代际矛盾-冲突的问题为“您与这个子女是否有冲突或者意见不合?”“您觉得这个子女向您提出过多要求吗?”“您觉得这个子女对您或您的行为很挑剔吗?”其选项及赋值均为从来没有=1、偶尔=2、有时=3、经常=4。三个问题总得分范围在3—12之间,得分越高表示代际矛盾-冲突越频繁。具体分析时,对总得分进行二分类处理,总得分3分及以下表示无矛盾-冲突,重新赋值为0;总得分4分及以上表示有矛盾-冲突,重新赋值为1。

### (3)子女身份

子女身份主要包括儿子、儿媳和女儿。在具体分

表2 自变量的定义和描述统计(N=3253)

| 变量        | 定义              | 均值    |
|-----------|-----------------|-------|
| 老年人对子女的支持 |                 |       |
| 当前经济支持(否) | 0=否;1=是         | 0.105 |
| 当前家务支持(否) | 0=否;1=是         | 0.303 |
| 当前照料孙辈(否) | 0=否;1=是         | 0.332 |
| 过去照料孙辈(否) | 0=否;1=是         | 0.372 |
| 过去住房支持(否) | 0=否;1=是         | 0.392 |
| 代际团结与冲突   |                 |       |
| 子女工作地点    | 0=近距离;1=远距离     | 0.556 |
| 代际联系频率    | 0=低频率;1=高频率     | 0.537 |
| 代际看法一致性   | 0=低一致性;1=高一致性   | 0.616 |
| 代际矛盾-冲突   | 0=无矛盾冲突;1=有矛盾冲突 | 0.434 |
| 子女身份      |                 |       |
| 儿子        | 0=其他子女;1=儿子     | 0.374 |
| 儿媳        | 0=其他子女;1=儿媳     | 0.321 |
| 女儿        | 0=其他子女;1=女儿     | 0.303 |

析时,以儿子作为参照组。

所有自变量的定义及描述统计见表2。

### 3. 控制变量

控制变量包括老年人性别、婚姻状况、健康状况、对子女的经济需求、子女数量和子女的受教育程度。其中,老年人的健康状况通过工具性日常生活活动能力(IADL)来测量;因年龄与婚姻、健康、子女数量等具有较强的相关性,所以未作为控制变量纳入分析。

### (三)分析方法

本文以每个成年子女与其老年父母的配对作为分析对象,为避免同一家庭的子女因家庭共同的特征而产生相关性,所以采用分层随机截距模型进行影响因素分析,通过控制父母特征变量的影响消除因子女来自同一家庭而可能产生的整群效应。

实证分析时,首先采用分层 Binary-logistic 随机截距模型分析有无经济支持的影响因素;其次采用分层线性随机截距模型分析经济支持数量的影响因素;最后采用分层 Binary-logistic 随机截距模型来分析净供养型经济支持的影响因素。

### 四、结果分析

表3—5依次分析了农村老年人有无经济支持、经济支持数量、净供养型经济支持的影响因素。

#### (一)有无经济支持的影响因素

##### 1. 老年人对子女支持的影响及子女身份差异

模型1结果显示,只有过去照料孙辈显著正向影响农村老年人有无经济支持。表明农村老年人与子女之间的代际交换关系呈现出“异时回报”的特征,过去照料孙辈的老年人更可能得到子女的经济支持。同时,老年人当前给子女经济支持、家务支持和照料孙辈对其有无经济支持无显著影响。表明农村老年人的经济支持未呈现出“即时回报”的特征。

模型2—4结果显示,老年人过去照料孙辈可增加儿子、儿媳、女儿提供经济支持的概率,说明代际交换关系的“异时回报”特征具有普遍性,不因子女身份不同而不同;老年人当前提供经济支持仅可增加女儿提供经济支持的概率,说明老年人与女儿的代际交换关系具有“即时回报”特征。

##### 2. 代际团结与冲突的影响及子女身份差异

模型1结果显示,代际团结因素对农村老年人有无经济支持有显著正向影响。与近距离工作的子女相比,远距离的子女更可能为父母提供经济支持。与照料支持相比,经济支持的提供能超越地理空间的限制;

表 3 农村老年人有无经济支持的影响因素

| 变量                     | 模型 1                 | 模型 2                | 模型 3                | 模型 4                 |
|------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                        | 全样本                  | 儿子                  | 儿媳                  | 女儿                   |
| 老年人对子女支持               |                      |                     |                     |                      |
| 当前经济支持(否)              | -0.242<br>(0.313)    | 0.102<br>(0.463)    | 0.211<br>(0.477)    | 1.828**<br>(0.842)   |
| 当前家务支持(否)              | -0.006<br>(0.222)    | 0.217<br>(0.323)    | 0.222<br>(0.341)    | -0.770<br>(0.707)    |
| 当前照料孙辈(否)              | 0.185<br>(0.211)     | 0.099<br>(0.327)    | 0.050<br>(0.344)    | 0.736<br>(0.664)     |
| 过去照料孙辈(否)              | 0.828***<br>(0.201)  | 0.948***<br>(0.324) | 0.910***<br>(0.346) | 1.350**<br>(0.543)   |
| 过去住房支持(否)              | 0.113<br>(0.215)     | 0.114<br>(0.317)    | 0.271<br>(0.327)    | -1.017<br>(0.700)    |
| 代际团结与冲突                |                      |                     |                     |                      |
| 子女工作地点:远距离(近距离)        | 0.503***<br>(0.184)  | 0.444<br>(0.322)    | 0.263<br>(0.329)    | 0.855*<br>(0.494)    |
| 代际联系频率:高频率(低频率)        | 0.566***<br>(0.191)  | 0.204<br>(0.308)    | 0.445<br>(0.321)    | 1.350**<br>(0.532)   |
| 代际看法一致性:高一致性(低一致性)     | 0.637***<br>(0.225)  | 0.986***<br>(0.342) | 0.582*<br>(0.336)   | 1.556***<br>(0.576)  |
| 代际矛盾-冲突:有矛盾-冲突(无矛盾-冲突) | -0.343<br>(0.224)    | -0.281<br>(0.320)   | -0.374<br>(0.326)   | -0.726<br>(0.554)    |
| 控制变量                   |                      |                     |                     |                      |
| 子女受教育程度                | 0.455***<br>(0.0619) | 0.452***<br>(0.106) | 0.469***<br>(0.112) | 0.826***<br>(0.188)  |
| 老年人性别:女性(男性)           | 0.415<br>(0.323)     | 0.304<br>(0.363)    | 0.384<br>(0.367)    | 0.660<br>(0.595)     |
| 老年人婚姻状况:丧偶(有配偶)        | 0.074<br>(0.368)     | 0.239<br>(0.415)    | 0.283<br>(0.419)    | -0.437<br>(0.701)    |
| 老年人健康状况:IADL           | -0.138<br>(0.0755)   | -0.116<br>(0.0837)  | -0.074<br>(0.0849)  | -0.452***<br>(0.153) |
| 老年人对子女的经济需求:有(无)       | 1.615***<br>(0.333)  | 1.872***<br>(0.395) | 1.836***<br>(0.407) | 2.016***<br>(0.646)  |
| 老年人的子女数量               | -0.112<br>(0.169)    | 0.057<br>(0.189)    | 0.018<br>(0.189)    | -0.329<br>(0.338)    |
| 常数项                    | -1.342<br>(0.829)    | -2.453**<br>(1.060) | -2.357**<br>(1.072) | -0.474<br>(1.775)    |
| /lnsig2u               | 2.669                | 2.421               | 2.303               | 3.459                |
| sigma_u                | 3.798                | 3.356               | 3.164               | 5.639                |
| rho                    | 0.814                | 0.774               | 0.752               | 0.906                |
| Log likelihood         | -1475.551***         | -671.566***         | -587.751***         | -514.400***          |
| 子女样本量                  | 3253                 | 1221                | 1052                | 980                  |
| 家庭样本量                  | 830                  | 760                 | 698                 | 655                  |

注:\*\*\* p<0.01,\*\* p<0.05,\* p<0.1;变量列括号内为参照项,模型列括号内为标准误。表 4、表 5 同。

表 4 农村老年人经济支持数量的影响因素

| 变量                     | 模型 5                | 模型 6                | 模型 7                | 模型 8                 |
|------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                        | 全样本                 | 儿子                  | 儿媳                  | 女儿                   |
| 老年人对子女支持               |                     |                     |                     |                      |
| 当前经济支持(否)              | -0.304<br>(0.221)   | 0.071<br>(0.325)    | 0.133<br>(0.349)    | 0.881**<br>(0.392)   |
| 当前家务支持(否)              | 0.066<br>(0.146)    | 0.233<br>(0.222)    | 0.203<br>(0.243)    | -0.330<br>(0.309)    |
| 当前照料孙辈(否)              | 0.170<br>(0.134)    | 0.085<br>(0.219)    | 0.048<br>(0.241)    | 0.596**<br>(0.296)   |
| 过去照料孙辈(否)              | 0.445***<br>(0.128) | 0.511**<br>(0.216)  | 0.554**<br>(0.240)  | 0.464**<br>(0.232)   |
| 过去住房支持(否)              | 0.137<br>(0.138)    | 0.163<br>(0.216)    | 0.278<br>(0.231)    | -0.442<br>(0.311)    |
| 代际团结与冲突                |                     |                     |                     |                      |
| 子女工作地点:远距离(近距离)        | 0.462***<br>(0.116) | 0.484**<br>(0.214)  | 0.375*<br>(0.227)   | 0.546***<br>(0.212)  |
| 代际联系频率:高频率(低频率)        | 0.387***<br>(0.123) | 0.070<br>(0.210)    | 0.258<br>(0.226)    | 0.762***<br>(0.222)  |
| 代际看法一致性:高一一致性(低一致性)    | 0.435***<br>(0.144) | 0.737***<br>(0.228) | 0.392*<br>(0.236)   | 0.758***<br>(0.240)  |
| 代际矛盾-冲突:有矛盾-冲突(无矛盾-冲突) | -0.326**<br>(0.147) | -0.253<br>(0.221)   | -0.347<br>(0.233)   | -0.426*<br>(0.241)   |
| 控制变量                   |                     |                     |                     |                      |
| 子女受教育程度                | 0.369***<br>(0.038) | 0.359***<br>(0.067) | 0.402***<br>(0.072) | 0.413***<br>(0.072)  |
| 老年人性别:女性(男性)           | 0.185<br>(0.211)    | 0.142<br>(0.249)    | 0.220<br>(0.263)    | 0.178<br>(0.253)     |
| 老年人婚姻状况:丧偶(有配偶)        | 0.069<br>(0.243)    | 0.125<br>(0.284)    | 0.152<br>(0.298)    | -0.157<br>(0.300)    |
| 老年人健康状况:IADL           | -0.090*<br>(0.050)  | -0.090<br>(0.057)   | -0.062<br>(0.061)   | -0.174***<br>(0.063) |
| 老年人对子女的经济需求:有(无)       | 1.052***<br>(0.216) | 1.351***<br>(0.253) | 1.418***<br>(0.270) | 0.945***<br>(0.263)  |
| 老年人的子女数量               | -0.126<br>(0.110)   | -0.066<br>(0.131)   | -0.105<br>(0.136)   | -0.159<br>(0.147)    |
| 常数项                    | 2.578***<br>(0.535) | 2.070***<br>(0.716) | 2.098***<br>(0.748) | 2.707***<br>(0.733)  |
| var(_cons)             | 6.826               | 6.775               | 6.643               | 6.783                |
| var(Residual)          | 4.711               | 4.866               | 4.951               | 3.526                |
| Log likelihood         | -7899.679***        | -3130.356***        | -2706.798***        | -2435.994***         |
| 子女样本量                  | 3253                | 1221                | 1052                | 980                  |
| 家庭样本量                  | 830                 | 760                 | 698                 | 655                  |

尽管外出务工子女的经济得以改善,但是由于不能经常为父母提供物质和情感支持,所以常以经济支持作为补偿。与父母联系频率高、与父母看法一致性高的子女更可能提供经济支持,表明代际之间积极的互动、和谐的关系有利于增加子女提供经济支持的概率。

代际冲突因素对农村老年人有无经济支持无显著影响,表明子女与父母之间的矛盾和冲突并非阻碍其提供经济支持的因素,子女并未因此而取消对父母的经济支持。

模型 2—4 结果显示,代际看法一致性对老年人有无经济支持的显著正向影响不会因子女身份不同而不同,但是子女工作地和代际联系频率对老年人有无经济支持的影响仅限于女儿样本,即女儿远距离工作、与父母高联系频率可提高其提供经济支持的概率。

### 3. 个体特征的影响及子女身份差异

子女受教育程度对农村老年人有无经济支持具有显著正向影响,子女受教育程度越高,越可能为父母提供经济支持,反映出父母前期对子女的教育投资后期可能带来经济回报。

此外,老年人对子女有经济需求显著正向影响其有无经济支持,那些需要子女经济支持的老年人更可能获得子女的经济支持;IADL 越差的老年人得到女儿经济支持的概率越小。

## (二) 经济支持数量的影响因素

### 1. 老年人对子女支持的影响及子女身份差异

模型 5 结果显示,老年人当前为子女提供各类支持对其经济支持数量几乎无显著影响;老年人过去照料孙辈显著影响其经济支持数量,与未照料孙辈的相比,过去照料孙辈的老年人得到的经济支持更多。

模型 6—8 结果显示,过去照料孙辈的老年人得到儿子、儿媳、女儿的经济支持更多;当前提供经济支持和照料孙辈的老年人得到女儿的经济支持更多。可见,农村家庭代际关系存在一定“交换”或“回报”特征,且“异时性”更明显,“即时性”仅限于老年人与女儿的关系中。

### 2. 代际团结与冲突的影响及子女身份差异

模型 5 结果显示,代际团结因素对农村老年人经济支持数量均有显著正向影响,远距离工作的子女、与父母联系频率高的子女、与父母观念和看法更一致的子女为父母提供的经济支持更多;代际冲突因素对农村老年人经济支持数量有显著负向影响,与父母有矛盾和冲突的子女为父母提供的经济支持更少。

模型 6—8 结果显示,工作地距离和看法一致性显著正向影响农村老年人经济支持数量。无论是儿子、儿媳,还是女儿,工作地距离越远,为老年人提供的经济支持越多,与已有研究<sup>[20]</sup>相一致:远距离工作的子女更可能通过提供更多经济支持来补偿自己不能常看望和照料父母的遗憾。无论是儿子、儿媳,还是女儿,与老年人的看法越一致,分歧越少,家庭氛围越和谐,越有利于增加对老年人的经济支持。

联系频率和代际矛盾与冲突对农村老年人经济支持数量的显著影响仅限于女儿。与父母联系频率高的女儿提供的经济支持更多,与父母有矛盾与冲突的女儿提供的经济支持更少。这可能说明了儿子和儿媳在经济养老上扮演的角色不同于女儿:对儿子和儿媳来说,为父母提供经济支持是应尽的义务和责任,不会因代际矛盾与冲突而改变;对女儿来说,为父母提供经济支持更多是一种自觉的行为,是一种情感的体现,可能因与父母有矛盾或冲突而改变。

### 3. 个体特征的影响及子女身份差异

子女受教育程度显著正向影响农村老年人经济支持数量,子女受教育程度越高,为父母提供的经济支持越多。受教育程度影响个体经济潜能,受教育程度越高者的经济状况往往越好。所以,子女受教育程度越高,为父母提供的经济支持越多。

那些需要子女经济支持的老年人得到的经济支持更多,表明子女仍是农村老年人的重要经济依靠;IADL 越差的老年人得到的经济支持反而越少,可能是因为 IADL 较差者往往是中高年龄老年人,其子女年龄多为 50—60 岁,正处于子女结婚、生子的关键期,经济压力更大,可能会减少对父母的经济支持。

## (三) 净供养型经济支持的影响因素

### 1. 老年人对子女支持的影响及子女身份差异

模型 9 结果显示,与参照组相比,当前给子女经济支持的老年人获得净供养型经济支持的概率更小。说明农村家庭中净供养型经济支持具有“养老”和“扶弱”功能,也体现了经济支持具有“利他”性:有能力为子女提供经济支持的老年人不求子女的即时性经济回报,无能力为子女提供经济支持的老年人更可能获得子女出于“利他”主义动机的经济支持。

与参照组相比,过去照料孙辈的老年人获得净供养型经济支持的概率更大。说明老年人前期通过照料孙辈在代际关系中进行“储蓄”,后期更可能获得子女的净供养型经济支持作为早期投资的回报,也体现了

表 5 农村老年人净供养型经济支持的影响因素

| 变量                     | 模型 9                 | 模型 10                | 模型 11                | 模型 12                |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                        | 全样本                  | 儿子                   | 儿媳                   | 女儿                   |
| 老年人对子女支持               |                      |                      |                      |                      |
| 当前经济支持(否)              | -2.651***<br>(0.364) | -2.667***<br>(0.591) | -2.527***<br>(0.601) | -1.669**<br>(0.821)  |
| 当前家务支持(否)              | -0.207<br>(0.225)    | 0.054<br>(0.347)     | 0.041<br>(0.368)     | -0.729<br>(0.692)    |
| 当前照料孙辈(否)              | 0.255<br>(0.214)     | 0.210<br>(0.355)     | 0.117<br>(0.373)     | 0.946<br>(0.647)     |
| 过去照料孙辈(否)              | 0.843***<br>(0.203)  | 1.066***<br>(0.347)  | 1.052***<br>(0.372)  | 1.285**<br>(0.525)   |
| 过去住房支持(否)              | 0.222<br>(0.219)     | 0.211<br>(0.348)     | 0.350<br>(0.357)     | -1.050<br>(0.688)    |
| 代际团结与冲突                |                      |                      |                      |                      |
| 子女工作地点:远距离(近距离)        | 0.423**<br>(0.184)   | 0.396<br>(0.344)     | 0.221<br>(0.352)     | 0.762<br>(0.477)     |
| 代际联系频率:高频率(低频率)        | 0.628***<br>(0.195)  | 0.214<br>(0.336)     | 0.608*<br>(0.352)    | 1.468***<br>(0.524)  |
| 代际看法一致性:高一致性(低一致性)     | 0.649***<br>(0.230)  | 0.940**<br>(0.370)   | 0.607*<br>(0.367)    | 1.537***<br>(0.560)  |
| 代际矛盾-冲突:有矛盾-冲突(无矛盾-冲突) | -0.451**<br>(0.230)  | -0.382<br>(0.350)    | -0.301<br>(0.356)    | -0.902<br>(0.553)    |
| 控制变量                   |                      |                      |                      |                      |
| 子女受教育程度                | 0.466***<br>(0.063)  | 0.483***<br>(0.115)  | 0.470***<br>(0.119)  | 0.844***<br>(0.187)  |
| 老年人性别:女性(男性)           | 0.322<br>(0.328)     | 0.121<br>(0.400)     | 0.270<br>(0.404)     | 0.778<br>(0.581)     |
| 老年人婚姻状况:丧偶(有配偶)        | 0.126<br>(0.375)     | 0.281<br>(0.456)     | 0.331<br>(0.460)     | -0.486<br>(0.676)    |
| 老年人健康状况:IADL           | -0.150*<br>(0.077)   | -0.151<br>(0.093)    | -0.102<br>(0.094)    | -0.401***<br>(0.146) |
| 老年人对子女的经济需求:有(无)       | 1.799***<br>(0.341)  | 2.146***<br>(0.438)  | 1.970***<br>(0.447)  | 2.190***<br>(0.641)  |
| 老年人的子女数量               | -0.0670<br>(0.171)   | 0.0618<br>(0.208)    | 0.0304<br>(0.208)    | -0.0838<br>(0.328)   |
| 常数项                    | -1.515*<br>(0.842)   | -2.248*<br>(1.158)   | -2.260*<br>(1.169)   | -1.977*<br>(1.706)   |
| /lnsig2u               | 2.706                | 2.652                | 2.539                | 3.349                |
| sigma_u                | 3.869                | 3.765                | 3.560                | 5.338                |
| rho                    | 0.819                | 0.812                | 0.794                | 0.896                |
| Log likelihood         | -1468.482***         | -663.910***          | -583.088***          | -528.545***          |
| 子女样本量                  | 3253                 | 1221                 | 1052                 | 980                  |
| 家庭样本量                  | 830                  | 760                  | 698                  | 655                  |

农村家庭代际经济支持具有“互惠”和“异期”交换特征。

### 2. 代际团结与冲突的影响及子女身份差异

模型 9 结果显示,代际团结对农村老年人净供养型经济支持有显著正向影响。相较而言,子女工作地远、与子女联系频率高、与子女看法一致性高的老年人更可能获得净供养型经济支持;而代际冲突对农村老年人净供养型经济支持有显著负向影响,与子女有矛盾和冲突的老年人获得净供养型经济支持的概率更低,表明构建和谐代际关系、减少代际矛盾冲突有利于老年人获得子女经济供养。

模型 10—12 结果显示,对于各类子女来说,仅看法一致性对农村老年人净供养型经济支持有显著正向影响;代际联系频率对农村老年人净供养型经济支持的显著正向影响仅限于儿媳和女儿。

### 3. 个体特征的影响及子女身份差异

子女受教育程度高和老年人对子女有经济需求有利于农村老年人获得净供养型经济支持,反映了子女在经济能力允许时更愿意为父母提供“净供养型经济支持”,表现出“养老”和“扶弱”的功能;工具性活动行为能力越差的老年人得到净供养型经济支持的可能性越小,且主要体现在女儿。

## 五、结论与启示

本文从老年人对子女支持、代际团结与冲突、子女身份三个视角分析了农村老年人经济支持数量和质量的影响因素,得出以下结论与启示:

第一,农村老年人过去照料孙辈有利于提高经济支持数量和质量,当前向子女提供经济支持不利于提高其经济支持质量。研究发现,老年人当前和过去给子女的支持对其经济支持数量和质量的影响并不相同。老年人当前给子女的经济支持、家务支持、照料孙辈对其是否得到经济支持和经济支持数量无显著影响,当前给子女经济支持不利于其得到净供养型经济支持;老年人过去帮子女照料孙辈对其是否得到经济支持、经济支持数量、净供养型经济支持均有显著正向影响。表明农村家庭中子女向父母提供经济支持含有“利他”主义动机,具有“养老”和“扶弱”功能;那些没有经济能力的老年人更可能获得子女的净供养型经济支持;老年人和子女的交换关系具有“异时”特征。因此,农村老年人应该在条件和能力允许时尽量为子女提供照料孩子等支持,以便未来得到子女更多经济支持,实现老有所养及家庭发展目标。

第二,代际团结与代际冲突分别有利于和不利于提高农村老年人经济支持数量与质量。研究发现,代际团结各维度对老年人经济支持数量与质量均有显著正向影响,子女工作地远、与子女联系频率高、与子女看法一致性高的老年人更可能获得子女的经济支持、更多的经济支持、净供养型经济支持;代际矛盾与冲突对老年人经济支持数量与质量均有显著负向影响,和子女有矛盾与冲突的老年人获得子女经济支持的数量更少,获得净供养型经济支持的概率更低。因此,构建和谐代际关系、减少代际矛盾冲突,有利于提升农村老年人获得经济支持的数量和质量。

第三,农村老年人经济支持数量和质量因子女身份不同而产生差异。研究发现,老年人当前提供经济支持仅可增加女儿的经济支持概率和数量,老年人当前照料孙辈仅可增加女儿经济支持数量;女儿工作地远可增加其经济支持概率,女儿与老年人联系频率高可增加其经济支持概率、数量和质量,女儿与老年人的矛盾与冲突可增加其经济支持数量;儿媳与老年人联系频率高可增加其经济支持质量;IADL 越差者得到女儿经济支持的概率和数量越少。这反映了农村地区“父系制”、早婚早育和“从夫居”等传统认知对不同子女的赡养责任有不同的规范和影响。因受“父系制”影响,儿子和儿媳常被认为是父母养老的主要责任人,父母提供经济支持和照料孙辈常被认为是理所当然的,是为将来儿子养老做“储蓄”。农村地区早婚早育的传统仍然存在,当前提供经济支持和照料孙辈的老年人大多较为年轻,且配偶健在,可通过劳动获得收入,所以儿子和儿媳不会提供更多的经济支持。因受“从夫居”文化的影响,女儿结婚后常被认为是“夫家人”,父母提供经济支持和照料孙辈不被认为是理所当然的,而是一种额外付出,女儿也会给予更多的经济支持作为“回报”。因此,农村地区应借乡村振兴契机,转变家庭养老和婚姻生育观念,倡导男性和女性均应养老、“生男”和“生女”均应养育的观念,促进家庭养老性别均等化和老年人福祉最大化。

第四,农村老年人经济支持数量和质量取决于子女受教育程度、自身经济需求和工具性日常生活活动能力。研究发现,子女受教育程度越高,老年人获得子女经济支持的概率越大、数量越多,获得净供养型经济支持的概率越大;对子女有经济需求的老年人获得子女经济支持的概率更大、数量更多,更可能获得净供养型经济支持;工具性日常生活活动能力越差的老

年人得到女儿经济支持的数量和质量越少。表明:父母以前对子女的教育投资以后会为其带来经济回报;子女前期接受教育会改善个人和父母后期经济状况;子女仍然是老年人的重要经济依靠,当老年人有经济需求时,若子女经济能力允许,会为老年人提供更多经济支持,甚至是净供养型经济支持;工具性日常生活活动能力较差的老年人,其子女多处于经济需求多、压力大的阶段,可能会减少对老年人的经济支持。因此,农村居民务必高度重视子女教育,切实加大教育投资,通过提升子女受教育程度增加其就业竞争力和改善其经济状况,从而使自己年老时有可能得到更多优质的经济支持。◆

#### 参考文献:

- [1]刘畅,易福金,徐志刚.父母健康:金钱和时间孰轻孰重?:农村子女外出务工影响的再审视[J].管理世界,2017(7):74-87.
- [2]耿艳玲,彭华民.老年人家庭经济支持影响因素与城乡比较研究[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2021,23(6):53-61+146.
- [3]刘利鸽,包智俊,刘红升.“老有所依”抑或“劳有所依”:乡村特色产业发展视角下农村老人的经济支持研究[J].宁夏社会科学,2020(4):94-104.
- [4]胡仕勇,石人炳.代际投入与农村老年人代际经济支持:代际合作与家庭效用[J].人口研究,2016,40(5):92-103.
- [5]COX D.Motives for private income transfers[J].Journal of Political Economy,1987,95(3):508-546.
- [6]熊波,石人炳.中国家庭代际关系对代际支持的影响机制:基于老年父母视角的考察[J].人口学刊,2016,38(5):102-111.
- [7]陈佳.我国家庭代际支持的子女性别差异:社会养老资源的调节作用[J].西北人口,2021,42(6):99-112.
- [8]刘利鸽,吕若辰,刘红升.基于老人-儿媳代际互动的农村家庭养老需求与供给[J].中华女子学院学报,2019,31(5):34-41.
- [9]HOMANS G C.Social behavior as exchange [J].American Journal of Sociology,1958,63(6):597-606.
- [10]韦宏耀,钟涨宝.代际交换、孝道文化与结构制约:子女赡养行为的实证分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016,16(1):144-155+166.
- [11]陶涛,刘雯莉,孙铭涛.代际交换、责任内化还是利他主义:隔代照料对老年人养老意愿的影响[J].人口研究,2018,42(5):56-67.
- [12]BENGTSON V L,ROBERTS R E L.Intergenerational solidarity in aging families:An example of formal theory construction[J].Journal of Marriage and the Family,1991(4):856-870.
- [13]CONNIDIS I A,MCMULLIN J A.Sociological ambivalence and family ties:A critical perspective[J].Journal of Marriage and the Family,2002,64(3):558-567.
- [14]石金群.当代西方家庭代际关系研究的理论新转向[J].国外社会科学,2015(2):74-80.
- [15]CLARKE E J,PRESTON M,RAKSIN J,et al.Types of conflicts and tensions between older parents and adult children [J].The Gerontologist,1999,39(3):261-270.
- [16]LEE Y J,PARISH W L,WILLIS R J.Sons,daughters,and intergenerational support in Taiwan[J].American Journal of Sociology,1994,99(4):1010-1041.
- [17]JIN X,GUO Q,FELDMAN M W.Marriage squeeze and intergenerational support in contemporary rural China:Evidence from X county of Anhui province[J].The International Journal of Aging and Human Development,2015,80(2):115-139.
- [18]狄金华,尤鑫,钟涨宝.家庭权力、代际交换与养老资源供给[J].青年研究,2013(4):84-93+96.
- [19]田北海,徐杨.成年子女外出弱化了农村老年人的家庭养老支持吗?:基于倾向得分匹配法的分析[J].中国农村观察,2020(4):50-69.
- [20]黄何明雄,周厚萍,龚淑媚.老年父母家庭照顾中的性别研究概观:以香港的个案研究为例[J].社会学研究,2003(1):60-70.
- [21]张小红.农村已婚女性双重身份的养老行为差异:基于闽南S村的人类学考察[J].老龄科学研究,2014(8):25-33.
- [22]唐灿,马春华,石金群.女儿赡养的伦理与公平:浙东农村家庭代际关系的性别考察[J].社会学研究,2009(6):18-36+243.
- [23]韦艳.“厚此薄彼”还是“同时兼顾”? :农村已婚女性的代际支持研究[J].妇女研究论丛,2017(3):16-26+39.
- [24]万江红,赖晓轩.家庭养老背景下子女赡养行为的基本特征和影响因素:基于湖北省1047个城乡居民样本的实证分析[J].学习与实践,2015(8):107-118.
- [25]汪斌,周骥腾.中国老年人家庭代际经济支持模式研究[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2020,37(2):88-95.

(责任编辑:新月)