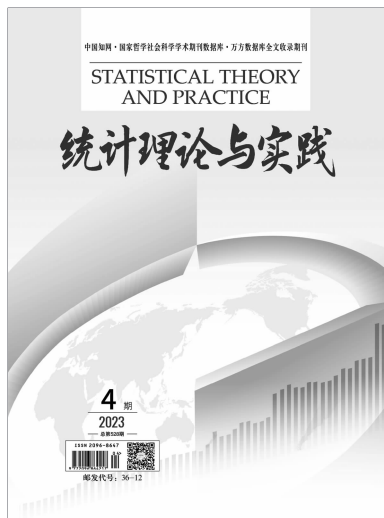




2023年第4期(总第528期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路16号1419室

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

编辑部电话:(0371)65966326

发行部电话:(0371)65966326

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)

网 址:<http://navi.cnki.net>

投稿邮箱:tjllysj@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:陈红瑜

编委会副主任:赵德友 郭学来

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

王顺钦 左卫兵 卢方元 向书坚 朱启明 刘定平
刘 洪 孙 磊 张广宇 苏为华 杨凤娟 邱 东
宋丙涛 杨仲山 肖红叶 杨 灿 李冻菊 张 虎
李金昌 李宝瑜 杨贵军 李腊生 张 静 李 鑫
罗良清 苗 雨 周国富 金勇进 郑 晨 胡玉萍
洪兴建 赵彦云 郝爱民 姚新建 顾六宝 徐 良
徐国祥 郭国锋 顾俊龙 梁景予 曾五一 温素清
蒋 萍 雷钦礼 薛 波

社 长:刘朝阳

主 编:刘朝阳

编辑部主任:李永娣

责任编辑:马 昂 唐建国

发行部主任:杜卫东

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,本刊概不承担一切连带责任。

●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。

目录 CONTENTS

● 绿色发展专题

- “双碳”目标下我国农户绿色低碳生产影响因素与影响机制研究 薛贺香 / 3
- 绿色金融对环境治理的政策效应及异质性识别 杜明军 / 10

● 产业解读

- 中国省域科技创新、产业结构和生态环境的耦合协调研究
——基于新结构经济学的视角 陈 静 池亚星 / 21
- 战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响研究 黎 兴 陈修素 / 28

● 人口研究

- 社会融合对流动人口再就业方式的影响 杨胜利 王 媛 冯丹宁 / 36
- 基于柯布－道格拉斯生产函数的经济大省人才贡献率测算研究 董黎明 / 45

● 大数据研究

- 机构投资者行为对股票特质波动率的影响研究 任 洁 郝芳静 安志勇 / 49
- 区块链技术在自然资源资产离任审计中的应用研究 刘里奥 李 琳 / 56

● 实践探索

- 在线问卷调查的质量控制方法研究 王 霄 王小宁 苏 磊 付晓东 柴青慧 / 60
- “一区多园”发展能否提升国家高新区的创新效率
——以南京高新区为例的实证分析 胡先杰 姜 琴 陆红姝 苏思骐 朱 琳 / 66

“双碳”目标下我国农户绿色低碳生产影响因素与影响机制研究

薛贺香

(郑州航空工业管理学院 经济学院, 河南 郑州 450046)

摘要:“双碳”目标下, 农业的绿色低碳化转型发展迫在眉睫。基于计划行为理论和 Logit 模型实证分析环保意识、环境知识等影响因素对农户绿色低碳生产行为的影响机制和影响程度, 主要结论为: 具有环保意识、环境知识、绿色低碳生产认知、绿色低碳生产经历和不看重绿色低碳生产额外投入特征的农户实施绿色低碳生产的概率, 分别是不具有以上特征和看重投入农户的 10.74 倍、4.16 倍、4.50 倍、2.52 倍和 14.60 倍; 具有男性、40 岁以下、大专及以上学历、加入合作社、土地经营规模 5 亩及以上、家庭年收入 5 万元及以上等特征的农户, 实施绿色低碳生产的概率更高。

关键词:“双碳”目标; Logit 模型; 农户; 绿色低碳生产

中图分类号: F324.1

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)04-0003-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.04.001

一、引言与文献综述

联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)第五次评估报告显示, 人类农业活动所产生的碳排放量占全球碳排放总量的 24%, 已成为碳排放的第二大来源^[1]。中国在“力争 2030 年前实现碳达峰、2060 年前实现碳中和”的“双碳”目标下, 作为保障国家粮食安全和生态安全的基础性产业, 农业的绿色低碳转型发展迫在眉睫。在农业由“高碳”向“低碳”转型的过程中, 鼓励农户进行绿色低碳生产有助于加快转型进程。绿色低碳生产是指在农业生产的产前、产中和产后环节应用深松耕作、测土配方施肥、秸秆粉碎还田、间歇式灌溉等绿色低碳农业技术, 是节约农业资源、改善环境污染和保障粮食安全的题中之义^[2]。党的十八届三中全会提出要推行“藏粮于地、藏粮于技”战略, 着力提升绿色农业技术在各生产环节的配置比例; 2022 年中央一号文件也专门强调要开展绿色高质高效行动。但是, 由于绿色低碳技术具有准公共物品特征, 农户采纳之后只能产生单向的正外部效应, 即采纳收益向其他主体外溢但采纳成本却只能内部消化^[3], 导致农户进行绿色低碳生产的积极性并不高, 我国农业能源消耗以及碳排放总量的控制压力仍然较大, 农业碳减排不容

乐观^[4]。那么, 哪些因素会影响农户的绿色低碳生产行为? 现有文献分别基于不同的方法, 从农户个体禀赋和家庭特征(李波和梅倩, 2017; 樊翔和张军等, 2017)^[5-6], 环境认知、社会信任等外部感知(陈柱康和张俊飏等, 2018; 赵连杰和南灵等, 2019)^[7-8], 宣传推广、市场引导、政策工具等政策干预(蒋琳莉和黄好钦等, 2022; 杨钰蓉和何玉成等, 2021; 余威震和罗小锋等, 2019)^[9-11], 劳动力转移(王萍和李梦龙等, 2022)^[12], 是否加入合作社(朱鹏和郑军等, 2022)^[13], 农户兼业(陈钦萍和郑晶, 2021; 王洋和孙玥, 2022)^[14-15], 社会网络(李婷和应瑞瑶, 2018)^[16]等方面进行研究, 形成了大量有价值的研究成果。

实际上, 农户绿色低碳生产行为是一系列的行为过程, 从对绿色低碳生产的认知到是否有绿色低碳生产意愿, 再到是否付诸行动进行绿色低碳生产, 决定和影响其行为的因素很多, 现有文献大多从单一影响因素进行研究, 或者局限于对农户绿色低碳生产行为影响因素进行一种简单描述, 缺少影响机制和影响程度之间的比较。本文在计划行为理论框架下, 利用 Logit 模型对农户绿色低碳生产行为的影响因素进行实证研究, 突出农户的主体地位, 揭示农户在面临是

基金项目: 河南省社科规划项目“‘三链同构’下河南省粮食产业高质量发展评价与发展路径”(2021BJJ098)。

作者简介: 薛贺香(1975—), 女, 河南开封人, 硕士, 副教授, 研究方向为区域经济与农村经济。

否实施绿色低碳生产决策时受哪些因素的影响、影响的机制以及影响的程度如何。本文的研究能够从微观层面定量揭示农户进行绿色低碳生产时的决策过程,对于科学合理地引导和激励农户实施绿色低碳生产、保护农村环境和农业生态,以及助力我国实现“双碳”目标具有重要意义。

二、理论分析与研究假设

绿色低碳生产行为是指农户在认识到环境问题后,兼顾实现生产目的和减少环境破坏而进行生产的行为,是农户在农业生产的产前、产中和产后环节应用绿色低碳农业技术的生产行为。当前,在研究决定和影响个体行为因素时使用最多的理论是 Ajzen 的计划行为理论。根据 Ajzen(1991)提出的计划行为理论,个体行为是行为意向的结果,而行为意向受行为态度、主观规范和知觉行为控制的影响,当行为态度与主观规范表现得越正向,同时知觉行为控制越强时,个体的行为意向也就表现得越明显^[7]。

据此,本文认为农户的绿色低碳生产行为意向反映了农户绿色低碳生产行为的倾向。其中,农户的绿色低碳生产态度是生产行为意向的主要影响因子,而农户的环保意识影响其绿色低碳生产态度,环保意识越强的农户更愿意采用绿色低碳农业技术实施绿色低碳生产,对绿色低碳生产持有更积极的生产态度。主观规范反映了农户在选择是否实施绿色生产时所感受到的社会压力,是绿色低碳生产行为意向的基础。农户的环境知识影响其是否实施绿色低碳生产所感受到的社会压力,农户拥有的环境知识越多,其感受到的社会压力就会越大。知觉行为控制则反映农户对绿色低碳生产的认知,是促使绿色低碳生产行为意向形成的动力,对绿色低碳生产的认知越丰富的农户,其实施绿色低碳生产的意向越强烈。因此,当农户需要作出是否实施绿色低碳生产的决策时,较强的环保意识、较多的环境知识,以及较全面的绿色低碳生产认知都会增强农户的绿色低碳生产意向,从而实施绿色低碳生产行为。由此,提出以下理论假设:

H1:农户的环保意识正向影响农户的绿色低碳生产行为。

H2:农户的环境知识正向影响农户的绿色低碳生产行为。

H3:农户对绿色低碳生产的认知正向影响农户的绿色低碳生产行为。

另外,在农户的生产过程中,实施绿色低碳生产

所投入的成本和农户绿色低碳生产的经历也会影响其绿色生产意向。考虑到实施绿色低碳生产需要测土配方肥、生物农药等绿色生产物资,农户需要多投入,而且绿色低碳技术对农户来说是新技术,对农户的技术知识和操作经验有一定的要求,农户需要时间学习并应用到实际生产中,这是一个不断学习和调整的过程,极易产生额外的成本。加之消费市场对绿色低碳农产品认识不足,消费潜力有待进一步挖掘,短期效益不明显,无疑又增加了农户的心理成本。作为理性人,农户往往基于理性作出相应的生产决策,经济收益是其配置生产要素的第一动力,如果进行绿色低碳生产获得的收益远高于成本投入,农户实施绿色低碳生产的意愿就会越高。由于农业生产不可预测的因素太多,采用新技术又存在一定的风险,有过绿色低碳生产经历的农户能够增加对低碳农资质量的信任程度,降低对绿色低碳技术的风险态度,直观感受到绿色低碳技术的效果和影响,即绿色低碳生产不仅可以减少环境污染,增强土地的肥力,而且可以提高农产品品质从而增加收入,对于这种既能实现生产目的又能减少对环境破坏的生产行为,在理性人假设下会强化农户绿色低碳生产意愿和动机。没有绿色低碳生产经历的农户会降低对绿色低碳生产技术的信任程度,增加对绿色低碳技术的风险预期和实施低碳生产行为的心理成本,在面对生产成本较高的绿色低碳生产方式时,甚至会产生害怕被骗的担忧,削弱了农户的绿色低碳生产意愿和动机。因此,绿色低碳生产的投入成本会减弱农户绿色低碳生产意向,而农户绿色低碳生产经历则可以促进农户绿色低碳生产意愿转化为实际的生产行为。据此提出以下理论假设:

H4:绿色低碳生产的投入反向影响农户的绿色低碳生产行为。

H5:农户绿色低碳生产经历正向影响农户的绿色低碳生产行为。

三、研究设计与研究方法

(一)变量设计

根据研究目的,将农户绿色低碳生产行为设为被解释变量,影响其生产行为的因素设为解释变量,各变量解释如下:

1. 被解释变量。即是否实施绿色低碳生产。绿色低碳生产是采用绿色低碳技术的生产方式,根据农业农村部编写的《农业绿色发展技术导则(2018—2030)》,绿色低碳技术主要包括深松耕作技术、测土配方施肥

技术、节水灌溉技术、绿色病虫害防控技术、秸秆还田废弃物处置技术等。本文根据以下问题来考察：“我在生产时采用了任一绿色低碳农业技术”，“同意”说明实施绿色低碳生产，取值为1；“不同意”则说明没有实施绿色低碳生产，取值为0。

2. 解释变量。(1)环保意识。环保意识可以用来解释农户实际生产行为和行为意向。一般来讲，具有环保意识的农户认识到传统的农业生产会破坏生态环境，对自己及他人的健康带来威胁，而实施绿色低碳生产可以在避免这些问题的同时达到生产的目的，农户在生产过程中会更倾向于尽量避免对环境的污染和破坏。本文根据以下问题来考察：“环境生态问题与我们每个人的生活息息相关”，“同意”则说明具有环保意识，取值为1；“不同意”则说明不具有环保意识，取值为0。

(2)环境知识。环境知识是农户具有的与当前生态环境相关的知识，如对气候变化、土壤污染、水质污染等的认知。一般认为，农户所具有的环境知识能够提升其对绿色低碳生产技术和绿色低碳生产的认知，进而影响其绿色低碳生产行为。本文根据以下问题来考察：“我经常通过电视、报纸、手机、网络或其他渠道看到有关环境问题的报道”，“同意”说明具有环境知识，取值为1；“不同意”说明不具有环境知识，取值为0。

(3)绿色低碳生产投入。采用绿色低碳生产的投入成本要高于非绿色低碳生产，农户在实施绿色低碳生产时需要承担一部分高出非绿色低碳生产的溢价支出。本文根据以下问题来考察：“与同等生产目的的非绿色低碳生产相比，我会选择投入相对较高、但是具有环保效益和社会效益的绿色低碳生产”，“同意”

说明认为在实施绿色低碳生产时额外投入的成本不重要，取值为1；“不同意”说明认为额外投入的成本很重要，取值为0。

(4)绿色低碳生产认知。绿色低碳生产认知描述了农户对低碳农业、绿色农业以及碳排放等概念以及对过度施用化肥、农药等生产方式对二氧化碳排放影响的了解情况。本文根据以下问题考察：“绿色低碳生产和非绿色低碳生产相比较主要表现为投入成本高”，“同意”说明不具有绿色低碳生产认知，取值为0；“不同意”说明具有绿色低碳生产认知，取值为1。

(5)绿色低碳生产经历。有过绿色低碳生产经历的农户能亲身感知绿色低碳生产带来的经济效益和环保收益，更有意愿采用绿色低碳技术实施绿色低碳生产。根据以下问题来考察：“我曾经采用任一绿色低碳生产技术进行生产”，“同意”说明有过绿色低碳生产的经历，取值为1；“不同意”说明没有绿色低碳生产的经历，取值为0。

(6)人口统计变量。人口统计变量用来描述农户的个体特征和家庭特征，作为控制变量引入模型。根据研究目的选择人口统计变量如下：性别，男性取值为1，女性取值为0；年龄，40岁以下取值为1，40岁及以上取值为0；受教育程度，大专及以上学历取值为1，大专以下取值为0；婚姻状况，已婚取值为1，未婚取值为0；是否加入合作社，加入取值为1，未加入取值为0；家庭收入，年收入在5万元及以上取值为1，年收入在5万元以下取值为0；土地经营规模，农地经营规模在5亩及以上取值为1，在5亩以下取值为0。

(二)数据来源

本文的数据来源于问卷调查，调查对象是河南省

表1 变量的取值及统计描述

变量	赋值说明	个数(取值为1)	百分比(%)
绿色低碳生产行为	1=绿色低碳生产,0=非绿色低碳生产	153	36
环保意识	1=具有环保意识,0=不具有环保意识	306	72
环境知识	1=具有环境知识,0=不具有环境知识	259	61
绿色低碳生产投入	1=投入成本不重要,0=投入成本重要	94	22
绿色低碳生产认知	1=绿色低碳生产认知,0=不认知	251	59
绿色低碳生产经历	1=有绿色低碳生产经历,0=没有	204	48
性别	1=男性,0=女性	247	58
年龄	1=40岁以下,0=40岁及以上	167	39
婚姻	1=已婚,0=未婚	272	64
受教育程度	1=大专及以上学历,0=大专以下学历	225	53
是否加入合作社	1=加入合作社,0=未加入合作社	132	31
家庭收入	1=年收入5万元及以上,0=年收入5万元以下	289	68
土地经营规模	1=经营农地5亩及以上,0=5亩以下	259	61

在家从事农业生产的农户,不包括兼业或将土地承包出去的农户。在开封市和洛阳市随机抽取 6 个乡镇,每个乡镇选择 5—7 个村庄进行实地调查,采用现场发放问卷、现场作答和现场回收的方式进行。本次调查共收回问卷 437 份,经过筛选删除无效问卷,共获得有效问卷 425 份,有效回收率达到 97.3%。对调查数据进行整理,数据的描述性统计特征见表 1。

(三)研究方法

Logit 模型是针对二分类和多分类被解释变量的一种离散型计量模型,被广泛用于研究行为主体的决策过程。根据以上对农户绿色低碳生产行为影响因素的分析,建立模型如下:

$$\ln \frac{p(Y_i=1)}{p(Y_i=0)} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{12} \beta_j X_{ij} + \mu_i$$

其中, $p(Y_i=1)$ 表示农户实施绿色生产的概率, $p(Y_i=0)$ 表示农户不实施绿色生产的概率,两者比值表示农户

实施绿色生产的概率是不实施绿色生产概率的倍数。 $X_j(j=1,2,\cdots,12)$ 表示影响农户绿色低碳生产行为的因素。 $\beta_j(j=1,2,\cdots,12)$ 等参数反映解释变量与被解释变量的关系,但由于本文引进的解释变量均为取值为 1 或 0 的虚拟变量,可以进一步计算每一个解释变量的发生比率,即 e^{β_j} ,表示具有第 j 个解释变量属性的农户实施绿色低碳生产的概率是不具有该属性农户的 e^{β_j} 倍,发生比率越高,说明该解释变量与被解释变量的关联性越强。

四、Logit 模型的估计结果与分析

(一) Logit 模型的估计结果

在实际估计时考虑到人口统计变量中的年龄、婚姻、收入等变量之间的相关性,同时引入会导致模型出现多重共线性,因此采用这三个变量分别引入、其他解释变量全部引入的方式进行估计,部分输出结果见表 2。

表 2 Logit 模型的估计结果

解释变量	模型 1(年龄)		模型 2(年龄)		模型 3(年龄)	
	系数	发生比率	系数	发生比率	系数	发生比率
常数项	-8.289***		-7.356***		-8.181***	
环保意识	2.127***	8.389	2.225***	9.253	2.374***	10.740
环境知识	1.732***	5.652	1.583***	4.869	1.426***	4.162
绿色低碳生产投入	-2.679***	14.571	-2.721***	15.196	-2.681***	14.599
绿色低碳生产认知	1.797***	6.032	1.432***	4.187	1.503***	4.495
绿色低碳生产经历	0.819***	2.268	1.087***	2.965	0.926***	2.524
性别	0.513**	1.670	0.892**	2.440	0.732**	2.079
年龄	0.492***	1.635				
婚姻			0.649	1.914		
家庭收入					1.128***	3.089
是否加入合作社	1.129***	3.093	1.231***	3.425	1.302***	3.677
受教育程度	0.712***	2.038	0.983***	2.672	0.739***	2.094
土地经营规模	1.103***	3.013	1.265***	3.543	1.283***	3.607
卡方统计量	$\chi^2=65.252(p=0.001)$		$\chi^2=64.821(p=0.002)$		$\chi^2=67.639(p=0.000)$	
Cox-Snell	$R^2_{CS}=0.539$		$R^2_{CS}=0.551$		$R^2_{CS}=0.618$	
Nagelkerke	$R^2_N=0.692$		$R^2_N=0.712$		$R^2_N=0.729$	
样本容量	425		425		425	

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 的显著性水平上显著。

根据表 2,由三个模型的 χ^2 值和相应的伴随概率 p ,可以看出三个估计方程拟合得很好,模型中引入的解释变量可以有效地解释被解释变量发生的概率。由三个模型的 Cox-Snell 和 Nagelkerke 关联强度指标,可以看出每个模型中引入的解释变量与被解释变量之间

至少具有中等程度的相关,可以作为被解释变量的影响因素进行因果分析。比较三个模型的 χ^2 值,模型 3 的 χ^2 值最大,所以本文选择模型 3 的估计结果进一步分析环保意识、环境知识、绿色低碳生产投入、绿色低碳生产认知和绿色低碳生产经历等单个解释变量对农

户绿色低碳生产行为的影响作用。

(二)农户绿色低碳生产行为影响因素分析

根据表2,除了人口统计中的婚姻变量,其他解释变量均在5%的显著性水平上显著,说明在引入的所有解释变量中,只有婚姻变量对农户绿色低碳生产行为的影响不显著,其他解释变量均对农户绿色低碳生产行为产生显著影响。根据模型3的估计结果,绿色低碳生产投入的系数小于0,说明绿色低碳生产投入成本对农户绿色低碳生产行为具有负向的影响作用;其他解释变量的系数均大于0,说明其他解释变量对农户绿色低碳生产行为具有正向的促进作用。该估计结果和前面的理论分析一致,支持了前面的理论假设,不同之处在各解释变量的发生比率上,即各解释变量对农户绿色低碳生产行为的影响程度不同。

1. 环保意识对农户绿色低碳生产行为的影响。从变量的发生比率看,环保意识变量对应的发生比率为10.74,表示具有环保意识的农户实施绿色低碳生产的概率是不具有环保意识农户的10.74倍。环保意识是农户对环境问题以及自身行为对环境影响的内在感知,具有环保意识的农户会关注生态环境,日益严重的环境问题会引发农户保护环境的心理,进而加强农户对绿色低碳生产的感知价值判断,促使其增强绿色低碳生产的意愿,农户的环保意识越强,对环境问题的认识越深刻,越会关注自身的生产行为对生态环境的影响。

2. 环境知识对农户绿色低碳生产行为的影响。环境知识变量对应的发生比率为4.16,表示具有环境知识的农户实施绿色低碳的概率是不具有环境知识农户的4.16倍。根据个体行为理论,个体知识可以有效促进其行为的发生。具备环境知识的农户在生产行为认知过程中会激发其环保意识,加强对绿色低碳生产的价值判断;农户具备的环境知识越多,越会倾向于实施绿色低碳生产。相比不具有环境知识的农户,具有环境知识的农户更能认识到绿色低碳生产的环保属性,实施绿色低碳生产是一种既利己又利他的环保生产行为,因此具有环境知识的农户更倾向于实施绿色低碳生产。

3. 绿色低碳生产投入对农户绿色低碳生产行为的影响。绿色低碳生产投入变量对应的发生比率为14.60,表示认为绿色低碳生产额外的成本投入不重要的农户实施绿色低碳生产的概率是认为成本投入重

要的农户的14.60倍。可以看出,绿色低碳生产投入是农户实施绿色低碳生产行为的重要影响因素。这主要由于大多数农户均为收入较低的个体农户,对生产成本比较敏感,虽然绿色低碳生产方式具有节能环保、有益环境的属性,社会效益、环境效益和经济效益三位一体,但是作为理性人,经济收益是农户进行生产决策的重要依据,对于大部分的农户来说,绿色低碳生产投入是其在决策是否实施绿色低碳生产时需要重点考虑的因素。根据本文的调查结果,发现选择“不同意”(即认为在实施绿色低碳生产时额外投入的成本重要)选项的受访者中,年收入在5万元以下的占91%,而选择“同意”(即认为在实施绿色低碳生产时额外投入的成本不重要)选项的受访者中,年收入在5万元以上的占87%,这说明多数农户之所以对绿色低碳生产投入成本比较敏感,是因为受收入水平的影响,即便部分农户具有绿色低碳生产意愿,但是囿于收入约束,绿色低碳生产意愿也不一定能转化成实际的生产行为。

4. 绿色低碳生产认知对农户绿色低碳生产行为的影响。绿色低碳生产认知变量对应的发生比率为4.50,表示具有绿色低碳生产认知的农户实施绿色低碳生产的概率是不具有绿色低碳生产认知农户的4.50倍。绿色低碳生产认知是指农户对低碳农业和碳排放等的了解程度。全球范围内,农业产生的二氧化碳居全球二氧化碳排放量的第二位,农业也是我国主要的碳排放源,绿色低碳生产被认为是追求低能耗、低污染、低排放和高能效的新的农业生产方式和生产趋势。在农业生产过程中利用先进的绿色低碳生产技术,减少能源、化肥、农药、农膜等生产要素的投入,不仅能提高农业生产效率,也能减少农业源的碳排放,是减少农业碳排放的重要举措。农户在对是否进行绿色低碳生产进行权衡时,绿色低碳生产的低能耗、低污染、低排放、高能效以及生产绿色健康的农产品等属性和功能是激发农户实施绿色低碳生产的关键要素。因此,农户对绿色低碳生产认知程度越高,农户感知到绿色低碳生产能带来较多的额外收益,也就越倾向于实施绿色低碳生产。

5. 绿色低碳生产经历对农户实施绿色低碳生产行为的影响。从变量的发生比率看,其对应的发生比率为2.52,表示实施过绿色低碳生产的农户再次实施的概率是没有实施过绿色低碳生产农户的2.52倍。相

对于其他影响因素来讲,这一倍数关系偏低,可能的解释是,随着农户环保意识的增强以及政府对生态环境的重视,绿色低碳生产方式得到广泛宣传和推广,政府也出台相应政策对实施绿色低碳生产的农户进行环境补贴和政策倾斜,绿色低碳生产方式一定程度上得到了农户认可。但是相对于传统的生产技术,绿色低碳生产技术相对复杂,借助农业机械执行标准化的流程作业对于劳动的技巧性和操作经验要求较高,对操作人员的技术素养、作业服务的流程把控有一定的能力要求,导致农户不便掌握绿色低碳技术。而且保护性耕作、间歇灌溉、秸秆粉碎还田等绿色低碳技术,短期实施效果并不明显,加之绿色低碳生产的实施成本又高于传统的生产方式,农户看不到眼前的收益。感知有用性和易用性是人们是否愿意采用一项新技术的依据。当农户认识到绿色低碳生产能够带来大于传统生产的收益,而且绿色低碳技术操作简单、容易掌握,就会积极主动采用绿色低碳技术生产;如果农户在实施绿色低碳生产后,并没有看到绿色低碳新技术预期的效果和影响,也没有感受到绿色低碳技术操作的便利性和有用性,农户继续实施绿色低碳生产的意愿就会被打击。加之当前多数农户的绿色低碳生产意识尚处于较低层次,依然习惯于传统的生产方式,仅着眼于短期经济效益,看不到长期的经济效益与社会效益。

6. 人口统计因素对消费者绿色产品购买行为的影响。在人口统计变量中,性别变量的发生比率为2.08,表示男性农户实施绿色低碳生产的概率是女性农户的2.08倍,相对于女性,男性实施绿色低碳生产的意愿更高。年龄变量的发生比率为1.64,表示40岁以下农户实施绿色低碳生产的概率是40岁及以上农户的1.64倍,说明农户年龄越大越不愿接受新事物和新技术,年龄小的农户思想更活跃,对于新知识和新技术的接受能力更强,实施绿色低碳生产的意愿更强。受教育程度变量的发生比率为2.09,表示大专及以上学历农户实施绿色低碳生产的概率是大专以下农户的2.09倍,农户的文化程度越高实施绿色低碳生产的意愿就越强。土地经营规模变量的发生比率为3.61,表示土地经营规模在5亩及以上的农户实施绿色低碳生产的概率是经营规模在5亩以下农户的3.61倍,说明土地经营规模越大的农户越愿意实施绿色低碳生产。是否加入合作社变量的发生比率为3.68,表示加入合作

社的农户实施绿色低碳生产的概率是没有加入合作社农户的3.68倍,说明加入合作社的农户更倾向于实施绿色低碳生产。家庭收入变量的发生比率为3.09,表示家庭年收入在5万元及以上的农户实施绿色低碳生产的概率是5万元以下农户的3.09倍,说明农户的家庭收入越高越有可能实施绿色低碳生产。

可以看出,在人口统计的个体特征中,男性、40岁以下、大专及以上学历、家庭收入在5万元及以上、土地经营规模在5亩及以上、加入合作社的农户更愿意实施绿色低碳生产。对比看,相对于农户的性别、年龄等变量,家庭收入、受教育程度、土地经营规模、是否加入合作社等变量倍数关系更大,说明家庭年收入越高的农户越有能力支付绿色低碳生产的额外成本,不受收入的制约,因此实施绿色低碳生产的可能性越大;受教育程度越高,对环境知识、碳排放、低碳农业等认知相对较多,因此也会倾向于实施绿色低碳生产;土地经营规模越大,越有可能进行专业化和规模化生产,更具备实施绿色低碳生产的条件;加入合作社的农户能获得更多有关实施绿色低碳生产的信息,能通过合作社提升绿色农产品市场溢价和降低绿色低碳技术的采纳成本^[3],从而有助于提高农户绿色低碳生产意愿。

五、研究结论和政策建议

(一)研究结论

本文基于计划行为理论和离散变量的Logit模型,实证分析环保意识、环保知识等影响因素对农户绿色低碳生产行为的影响机制和影响程度,主要结论为:环保意识、环境知识、绿色低碳生产投入、绿色低碳生产认知、绿色低碳生产经历以及性别、年龄、受教育程度、是否加入合作社、家庭收入、土地经营规模等因素均显著影响农户的绿色低碳生产行为。其中,具有环保意识、环境知识、绿色低碳生产认知、绿色低碳生产经历和不看重绿色低碳生产额外投入特征的农户实施绿色低碳生产的概率分别是不具有以上特征和看重投入农户的10.74倍、4.16倍、4.50倍、2.52倍和14.60倍。对于人口统计因素而言,具有男性、40岁以下、大专及以上学历、加入合作社、土地经营规模在5亩及以上、家庭年收入在5万元及以上特征的农户实施绿色生产的概率更大。

(二)政策建议

1. 精准识别实施绿色低碳生产的农户。根据前面

的分析,具有不同个体特征的农户实施绿色低碳生产的行为存在明显差异,受教育程度和家庭收入较高、加入合作社、土地经营规模较大的农户更具有实施绿色低碳生产的意愿,应以具有这些人口特征的农户为目标群体进行全方位的宣传和培训,提升其认知水平和实施意愿,以带动其他农户实施绿色低碳生产。

2. 加大政府对绿色低碳生产的补贴。在影响农户绿色低碳生产行为的因素中,绿色低碳生产的投入影响最大,政府进行适当的补贴是提高农户实施绿色低碳生产意愿最直接有效的途径。政府既可以对生产绿色低碳农资的企业进行补贴降低绿色低碳农资的价格,也可以对实施绿色低碳生产的农户直接补贴,以降低农户实施绿色低碳生产的溢价支出。

3. 加强绿色低碳农业宣传。政府应广泛采用电视、报纸、网络、宣传册等多种渠道对绿色低碳农业进行宣传,引起农户对环保问题的重视,提高其环保意识和社会责任感,强化其对绿色低碳生产的认知。同时,依托农业科研院所开展试验田体验示范,通过参观学习、亲身体验,增强农户对绿色低碳生产技术的信任和实施绿色低碳生产的价值感知。

4. 加快农业绿色低碳转型发展。制定相应的扶持和补贴政策,鼓励农户适度扩大生产规模、加入合作组织等,促使其向专业大户、家庭农场、农民合作社等新型农业经营主体转变。为新型农业经营主体提供绿色低碳技术培训和田间技术指导等全方位服务,引导新型农业经营主体率先采用绿色低碳生产技术,推动农业生产向绿色低碳化转型。◆

参考文献:

[1]尚杰,杨果,于法稳.中国农业温室气体排放量测算及影响因素研究[J].中国生态农业学报,2015,23(3):354-364.

[2]蔡荣,汪紫钰,钱龙,等.加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗? :以化肥、农药减量施用为例[J].中国农村观察,2019(1):51-65.

[3]黄晓慧,王礼力,陆迁.农户认知、政府支持与农户水土保持技术采用行为研究:基于黄土高原1152户农户的调查研究[J].干旱区资源与环境,2019,33(3):21-25.

[4]高鸣,张哲晰.碳达峰、碳中和目标下我国农业绿色发展的定位和政策建议[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(1):24-31.

学版),2022(1):24-31.

[5]李波,梅倩.农业生产碳行为方式及其影响因素研究:基于湖北省典型农村的农户调查[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(6):51-58.

[6]樊翔,张军,王红,等.农户禀赋对农户低碳农业生产行为的影响:基于山东省大盛镇农户调查[J].水土保持研究,2017,24(1):256-271.

[7]陈柱康,张俊飏,何可.技术感知、环境认知与农业清洁生产采纳意愿[J].中国农业生态学报,2018,26(6):926-936.

[8]赵连杰,南灵,李晓庆,等.环境公平感知、社会信任与农户低碳生产行为:以农膜、秸秆处理为例[J].中国农业资源与区划,2019,40(12):91-100.

[9]蒋琳莉,黄好钦,张俊飏,等.稻农低碳生产行为的双路径干预策略研究:基于50余万字深度访谈资料的扎根分析[J].世界农业,2022(1):76-87.

[10]杨钰蓉,何玉成,闫桂权.不同激励方式对农户绿色生产行为的影响:以生物农药施用为例[J].世界农业,2021(4):53-64.

[11]余威震,罗小锋,李容容.孰轻孰重:市场经济下能力培育与环境建设? :基于农户绿色技术采纳行为的实证[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(3):71-78+161-162.

[12]王萍,李梦龙,银艳艳.“双碳”目标下农户低碳用能影响路径研究:基于劳动力转移视角[J].调研世界,2022(3):3-11.

[13]朱鹏,郑军,张明月,等.加入合作社对粮农绿色生产技术采纳行为的影响效应与驱动机制研究[J].干旱区资源与环境,2022,36(10):67-75.

[14]陈钦萍,郑晶.兼业经营对农户农地利用碳排放行为的影响研究:基于福建省257户农户数据[J].河北农业大学学报(社会科学版),2021,23(1):30-36.

[15]王洋,孙玥.碳中和背景下农户兼业能否促进低碳生产行为? [J].科技管理研究,2022(4):202-208.

[16]李婷,应瑞瑶.社会网络对农户智能农业技术采纳的影响:基于江苏省13市370户农户的调查[J].江苏农业科学,2018,46(7):341-345+352.

[17]AJZENI.The theory of planned behavior[J].Organizational Behavior and Human Decision Processes,1991(50):179-211.

绿色金融对环境治理的政策效应及异质性识别

杜明军

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451450)

摘要:运用因果森林思想方法,以中国各省(区、市)为准实验对象,选取环境治理强度作为环境治理的目标表征变量,识别绿色金融政策效应的存在性及异质性。绿色金融政策对环境治理的作用效应具有显著性、可信性特征。在实行中位数分组、三分位数分组视角下,绿色金融典型表征变量、经济发展背景变量与绿色金融个体政策效应之间的变动关系,均呈现异质性规律。要强化绿色金融政策体系的区域协同;优化绿色金融政策体系的产品工具组合;探索完善绿色金融政策体系的顶层设计。

关键词:绿色金融;环境治理;政策效应;异质性;因果森林

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)04-0010-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2023.04.002

一、引言

中国经济进入绿色低碳与高质量发展双赢的新阶段,经济发展与资源生态环境之间的突出矛盾成为制约构建经济社会发展新格局的重要因素。“双碳”目标和经济发展之间并非对立,生态环境保护和经济发展并非矛盾^[1]。发展需要消耗能源,环境治理与发展密切相关,生态环境挑战不仅是环境的末端治理问题,根本上也是经济问题^[2]。绿色金融是实现“双碳”目标的重要支撑。依托绿色金融政策体系建立减碳、治污、增绿、增长的协同推进机制,从基本国情出发,在绿色低碳与高质量发展之间探寻平衡,以更好地服务于“双碳”目标,不仅要着力解决资源环境约束,更是中华民族永续发展的必然选择^[3]。

绿色金融作为环境治理和生态文明建设、绿色发展,实现“双碳”目标的重要抓手,进行了一系列完善绿色低碳政策体系的实践探索。作为金融政策的重要部分,绿色金融通过支持绿色项目、引导企业使用环保技术、鼓励公众绿色消费等方式,促进环境改善。政府各部门单独或协力颁发的绿色金融工具,既是新时

期的金融改革创新,也是实施生态环境治理、推进“双碳”目标的重要前提。自1995年起,我国就在相关政策文件中提出要关注环保部门和金融部门之间的发展关系,2007年开始重点关注银行信贷业务的环保标准,规定金融部门在向企业项目融资时要考虑生态环境效益。2012年中国人民银行颁布《绿色信贷指引》,以规范金融部门在环境治理中的重要作用,不仅催生了绿色金融政策在资金融通中的环境效应,更标志着绿色金融政策在我国开始正式推行。绿色金融在支持绿色发展、促进环境改善中起到关键的资源配置作用。绿色金融致力于打造绿水青山,改善生态环境,也致力于为可持续发展注入源头活水,保证经济高质量增长,并通过实施环境治理,解决金山银山这一绿色低碳高质量发展问题。评估绿色金融政策颁布实施的作用效应,探析绿色金融对环境治理的政策意蕴,发现政策体系建设的着力点,对提升绿色金融服务生态文明建设的能力,意义重大。

关于绿色金融政策颁布实施效果的评估及其异质性识别的研究相对不多,特别是目前国内运用因果森

作者简介:杜明军(1965—),男,河南郑州人,博士,研究员,研究方向为区域经济、宏观经济、计量经济。

林思想推断政策效果方面的研究甚少。医学领域的何文静和尤东方等(2019)^[4]利用因果森林检验了病人群体的个体异质性政策效应。胡尊国和顾金鑫等(2022)^[5]基于来自机器学习的因果推断,研究了“倾斜性”政策、生产部门变迁与南北地区发展差异。刘光园(2020)^[6]基于因果森林算法,研究了“一带一路”倡议与中国企业全要素生产率。于俊鹏(2020)^[7]运用因果森林算法,以寒暑假课外辅导为例,实证分析了家庭教育投资选择及其效应。与此同时,鉴于每个省(区、市)的经济发展基础和规模体量,产业积淀和行业结构,要素积累和资本积累,劳动培育和科技实力等各方面条件参差不齐,面对绿色金融带来的发展机遇与政策导向,每个省(区、市)会因自身的特殊禀赋条件和结构优势,作出不同的行为决策,当面对绿色金融导致的兼顾经济增长与绿色低碳转型的一系列挑战时,应对能力也不同。因此,利用因果森林思想检验绿色金融的实践效果,识别其异质性,以发现政策着力点,十分必要。

本文的主要贡献在于,一是利用随机森林和因果推断理论,尝试构建了识别绿色金融政策对环境治理效应的因果森林算法的分析框架;二是以全国各省(区、市)为研究对象,估计评判了绿色金融对环境治理的平均政策效应及其显著性特征;三是探析、验证了绿色金融典型表征变量和经济发展背景变量等与绿色金融政策效应之间的异质性变动规律;四是综合提炼了绿色金融政策效应及其异质性的研究结论与政策启示。

二、框架设计

本文将绿色金融作用价值的发挥作为一项准自然实验,旨在考察绿色金融政策体系能否对环境治理产生明显的政策作用效应。在研究对象上,重点关注全国各省(区、市),考虑到数据的有效性与可得性,剔除数据缺失严重的西藏和港澳台,保留全国30个省(区、市)作为研究对象。在时间跨度上,考虑到数据的可得性,将研究绿色金融政策发挥作用的时间跨度选定为2003—2020年,构成面板数据。在时间节点上,把研究绿色金融政策对环境治理产生作用效应的时间界限选定在2012年。因为2012年中国人民银行正式颁布《绿色信贷指引》,标志着绿色金融政策工具在我国正式探索实施。2012年以前,绿色金融政策处于酝酿筹备和初步关注尝试时期,把该阶段各省(区、市)

的绿色金融价值作用情况作为对照组;2012年以后,绿色金融政策正式实施和发挥作用,把该阶段各省(区、市)的绿色金融价值作用情况作为处理组。在研究方法上,利用因果森林思想方法,将因果推断与随机森林算法进行对接,探析绿色金融政策对环境治理发挥作用效应的存在性特征,以及基于绿色金融典型特征变量和经济发展背景支撑变量两个层面,探析绿色金融政策效应的异质性特征。

(一)研究假设

第一,识别绿色金融对环境治理的政策效应属于因果推断范畴。

绿色金融作为连接金融机构与绿色低碳发展的润滑剂和助力器,为环境治理提供资金和政策支持,可兼顾平衡环境治理与经济增长,可加速引领区域经济高质量发展。

第二,绿色金融对环境治理的政策效应具有异质性。

绿色金融政策体系的构建实施,带来了机遇,也充满着挑战,各省(区、市)所处的空间地域不同,所处地区环境各异,自身经济发展基础状况、科技实力、管理水平等各方面条件也千差万别,如果仅仅依靠政策效应的平均水平来描述绿色金融对环境治理的影响,显然不足。因此,准确估计绿色金融对环境治理的政策效应以及个体异质性特征,对后续绿色金融相关政策的调整完善,以及各省(区、市)为改进自身环境治理的应对策略,至关重要。因此,本文提出如下假设:

H1:绿色金融政策体系的构建实施,能积极改善环境治理强度指标,对环境治理存在显著促进的政策效应。

H2:绿色金融政策体系的构建实施,对中国各省(区、市)的环境治理强度指标,具有显著的个体异质性作用效应,不仅表现在表征绿色金融发展特征的典型指标上,也体现在表征经济发展基础条件的背景变量上。

(二)基于因果森林算法的识别框架

1. 条件平均政策效应(CATE)

依据Athey和Tibshirani等(2019)^[8]的研究,绿色金融对以生态环境治理强度为表征变量,运用因果推断,可生成条件平均政策效应(CATE),即:

$$\tau(x) = E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = x]$$

其中, $Y_i(1)$ 表示绿色金融对以环境治理强度为表

征变量, $Y_i(0)$ 表示绿色金融对各省(区、市)样本 i 进行处理和控制后的观测结果。

一是按照 50% 比例, 将各省(区、市)样本 i 总体数据随机分为两个样本子集, 即训练样本集和估计样本集。训练样本集用于生成回归树结构, 并根据数据条件构建多棵因果树。

二是根据 Athey 和 Imbens (2016)^[9] 的研究, 为避免随着因果树生长越来越“茂盛”时, 出现高估拟合优度现象, 文中采用“诚实估计(honest estimation)”的方法, 并通过递归二叉分裂法将绿色金融表征变量、经济发展背景变量以及区域分类变量等三类协变量构成的特征空间, 分成不同的子空间。

三是基于 Tibshirani 和 Athey 等 (2018)^[10] 的研究, 对广义随机森林过程进行了相应的参数调试。

2. 关键环节的处理

一是样本对象选择偏差。鉴于各省(区、市)的发展阶段、发展条件禀赋存在差异, 发展潜能和机会多的省(区、市), 更有可能获得金融支持, 以改善生态环境状况和发展绿色低碳经济, 这意味着潜在预测结果最初存在对象选择偏差问题。但是, 根据 Athey 和 Imbens (2016)^[9] 以及 Athey 和 Tibshirani 等 (2019)^[8] 的研究, 运用其所创造的因果森林算法估计异质性特征, 能够对各省(区、市)的观测性数据给出政策效应 (Treatment Effects) 的预测, 并建立有效的置信区间。

二是“R-learner”函数。因果森林算法可以采用多种形式, 根据 Nie 和 Wager (2020)^[11] 以及 Athey 和 Tibshirani 等 (2019)^[8] 的研究, 较为稳妥可靠的办法之一是使用“R-learner”函数种植因果树, 以生成一片广义随机森林, 并获得权重。具体采用如下异质性效应估计形式:

$$\hat{\tau} = \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i(x) [Y_i - \hat{m}^{(-)}(X_i)] [Z_i - \hat{e}^{(-)}(X_i)]}{\sum_{i=1}^n \alpha_i(x) [Z_i - \hat{e}^{(-)}(X_i)]^2}$$

其中, $\alpha_i(x)$ 是由机器学习驱动形成的核(kernel)。 Z_i 为处理变量, 本文采用二分类变量, $Z_i=1$, 表示所研究省(区、市)在处理组; $Z_i=0$, 表示所研究省(区、市)在控制组。 $e(x)=P[Z_i=1 | X_i=x]$ 表示对所研究省(区、市)进行处理组和控制组平衡随机匹配时的倾向值得分。倾向值得分 $e(x)$ 满足: $0-1$ 均匀分布。 $m(x)=P[Y_i | X_i=x]$ 表示, 对所研究省(区、市)进行处理和控制时的政策效应期望值。 $-i$ 表示“袋外(out-of-bag)”预测, 即 Y_i 不可用

于计算 $\hat{m}^{(-)}(X_i)$ 。 $\hat{m}(\cdot)$ 和 $\hat{e}(x)$ 表示广义随机森林的估计值, 并在两个森林中进行“袋外”预测。

三是以省(区、市)为单元的聚类。在以各省(区、市)为研究对象, 估计绿色金融对以环境治理强度为目标表征变量, 生成条件平均政策效应的过程中, 需要考量将省级层面的聚类特征融入因果森林算法模型中。鉴于各省(区、市)是国家治理结构中非常重要的行政单元, 同一省份内部的各级各类地方政府, 通常在区位禀赋特征、文化价值导向、投资环境和政策偏好等方面具有某些共性, 因此, 以省份为聚类单元, 可以体现绿色金融发挥作用时各省(区、市)具有类似的公共政策体系特征。从而, 在因果森林学习算法中, 赋予同一省份相同的权重更符合事实, 能在一定程度上克服因果森林学习算法过分依靠数据驱动的弊端, 尤其是“过拟合”问题。在此考量下, 考虑相似特征的各省(区、市), 若省份的数量是 J , 那么考虑各省(区、市)聚类时, 绿色金融对以环境治理强度为目标表征变量, 生成条件平均政策效应 $\hat{\tau}$ 估计:

对第 i 个观察值, 绿色金融对以环境治理强度为目标表征变量, 生成条件平均政策效应 (CATE):

$$\hat{\Gamma} = \hat{\tau}^{(-)}(X_i) + \frac{Z_i - \hat{e}^{(-)}(X_i)}{\hat{e}^{(-)}(X_i)(1 - \hat{e}^{(-)}(X_i))} \{Y_i - \hat{m}^{(-)}(X_i) -$$

$$[Z_i - \hat{e}^{(-)}(X_i)] \hat{\tau}^{(-)}(X_i)\}$$

对第 j 个省(区、市), 绿色金融对以环境治理强度为目标表征变量, 生成条件平均政策效应 (CATE):

$$\hat{\tau}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i: A_i=j} \hat{\Gamma}_i$$

对所有省(区、市), 绿色金融对以环境治理强度为目标表征变量, 生成条件平均政策效应 (CATE):

$$\hat{\tau} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \hat{\tau}_j$$

对所有省(区、市), 绿色金融对以环境治理强度为目标表征变量, 生成条件平均政策效应 (CATE) 的方差:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{J(J-1)} \sum_{j=1}^J (\hat{\tau}_j - \hat{\tau})^2$$

(三) 指标选择与数据支撑

纳入绿色金融对环境治理政策效应识别的变量指标包括: 被解释变量、处理变量、绿色金融表征变量、经济发展背景变量等 (见表 1)。

表 1 纳入绿色金融对环境治理政策效应识别的影响因素指标

指标类别	指标表征	指标名称	指标变量
绿色金融	绿色证券	环保企业市值占 A 股市值比重(%)	X1
	绿色产业	水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比(%)	X2
	绿色信贷	六大高耗能工业产出利息支出占比(%)	X3
	绿色投资	工业污染完成投资占 GDP 比重(%)	X4
经济发展	经济发展背景	人均 GDP(元)	pcGDP
		财政收支比(倍数)	rfical
		城镇人口所占比率(%)	urban
		第二产业所占比重(%)	rsecd
		专利申请授权数(件)	rpatent
		高等学校平均在校生数(人)	nedu
		固定资产投资占 GDP 比重(%)	rfixed
		能源消费量(万吨标煤)	X21
类别变量	虚拟变量	年度	虚拟变量
		区域	虚拟变量
环境治理	生态环境治理强度	环保保护财政支出占 GDP 比重(%)	X31
		环境污染治理投资占 GDP 比重(%)	X32
		生活垃圾无害化处理率(%)	X33
		工业废水处理量(万吨)	X34
		城市污水处理率(%)	X35
		工业废气治理设施处理能力(标态)(万立方米/时)	X36
		工业固体废物综合利用率(%)	X37

1. 被解释变量

采用生态环境治理相关指标变量数据的综合熵值。绿色金融支持生态环境治理的价值作用发挥,生态环境治理水平是其重要体现,在此选用体现生态环境治理的相关变量指标进行熵值的计算。可运用熵值法,根据影响生态环境治理的各项组成指标观测值所提供的信息的大小来确定指标权重,并计算指标熵值总量。作为一种客观赋权法,熵是对信息论中的不确定性信息的一种度量。熵越大,意味着信息量越小,不确定性越大。各项组成指标采用生态环境治理的相关指标(见表 1)。

2. 处理变量

处理变量又称为实验变量,指实验者通过改变一个或几个变量的具体表现方式(称为处理),测量它们对另一个或几个目标变量的影响和作用价值。考虑到绿色金融政策体系的实施演进历程,以 2012 年为界限构建二值分类变量:2012 年以前等于 0,2012 年以后等于 1,以表征绿色金融政策体系对生态环境治理的政策

效应。

3. 绿色金融表征变量

该类变量体现绿色金融对生态环境治理的政策效应发挥所采用的产品工具特征。绿色金融政策体系的构建实施需要依托多元化的产品工具创新。在此,参照 Tao(2022)^[12]、蔡强和王旭旭(2022)^[13]、张婷和李泽辉等(2022)^[14]、贺正楚和刘思思等(2022)^[15]、谢东江和胡士华(2022)^[16]、朱敏和王凯丽等(2022)^[17]对绿色金融的表征办法,选用:一是环保企业市值占 A 股市值比重(% ,x1),以表征绿色证券;二是水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比(% ,x2),以表征绿色产业;三是六大高耗能工业产出利息支出占比(% ,x3),且是反向类指标,以表征绿色信贷;四是工业污染完成投资占 GDP 比重(% ,x4),以表征绿色投资。

4. 经济发展背景变量

绿色金融政策体系对生态环境治理政策效应的价值作用发挥,将在经济发展的大市场中孕育、形成与实施,并在经济发展的大循环中得到体现。选用:一是人

均 GDP(元,pcGDP)。环境治理水平与经济发展规模水平直接相关,经济规模越大,发展水平越高,则环境治理能力的基础条件越雄厚。二是财政收支比(倍数,rfical)。是表征经济发展财政能力的重要指标。政府财政能力对当地环境保护工作的执行产生重要影响,财政能力越高的地区,在产业布局、企业引入方面就会游刃有余地考虑生态红线,对环境就越友好,从而对区域环境治理和绿色低碳发展有重大影响。三是城镇人口所占比率(% ,rurban)。用各省(区、市)城市常住人口数与总人口数之比表示,代表城镇化进程水平。城镇化程度高的省份,人口流动集聚可能加大环境治理的诉求。四是第二产业所占比重(% ,rsecd)。是表征工业化水平的重要指标。作为第二产业的重要组成部分,工业化进程常伴随着高污染和高能耗,严重影响地区的环境治理。五是技术进步。一般情况下,环境污染指标随着技术进步而下降。技术进步可提高区域的自主创新能力,通过低碳技术水平提高环境治理水平。考虑到表征技术进步的复杂性和简化适用,具体采取专利申请授权数(件, rpatent)和高等学校平均在校生数(人, nedu)两个指标。六是固定资产投资占GDP的比重(倍数,rfixed)。作为中国经济发展“三驾马车”中最为重要的抓手,投资规模是经济短期增长和长期潜力培育的重要基础,更是环境治理的基础调控手段。投资规模能力对当地生态环保工作产生重要影响,投资强度越高的地区,越有条件考虑生态红线,从而影响环境治理。七是能源消费量(万吨标煤, x21)。能源消费需求与经济发展直接相关,且化石能源是环境治理的主要应对源头。

5. 其他协变量

一是年份。鉴于绿色金融政策体系的构建完善是一个持续发展的过程,自提出实施以来,各方面政策措施不断变化,对各省(区、市)具有时序性影响,因此,将年份作为一个类别变量,以捕捉年度的影响。二是区域。鉴于我国东中西三大经济地区(地带)的划分传统,其经济发展水平与地理位置相结合的长期演变,有着各自的发展特点。依据其自然条件与资源状况的不同,绿色金融政策体系对环境治理的政策效应价值作用发挥时,会呈现差异性,因此,将区域作为一

个类别变量,以捕捉空间异质性的影响。

6. 数据来源

能源消费量来源于 2003—2020 年《中国能源统计年鉴》;环保企业市值占 A 股市值比重(%)由沪深股市的相关数据估算而得;其余数据由 2003—2020 年《中国统计年鉴》、各省(区、市)统计年鉴而得。

三、识别结果分析

结果表明,选取生态环境治理强度作为绿色低碳转型的目标表征变量,绿色金融对环境治理强度的政策效应具有存在性,呈现强烈的显著性可信性。同时,绿色金融对环境治理强度的个体政策效应具有存在性,呈现强烈的显著性可信性;而且,基于绿色金融的典型表征变量,以及经济发展背景的典型表征变量,绿色金融对各省(区、市)环境治理强度的政策效应呈现不同的异质性变动规律。

(一)模型校准

1. 因果推断—随机森林模型校准

依据因果推断—随机森林模型校准检验,检验结果与先验信息及研究假设保持一致。一是均值估计校准检验 p 值为 0.03878,在 5%的可信度上显著,拒绝绿色金融对环境治理强度的政策效应,没有显著产生的原假设。二是异质性估计校准检验 p 值为 0.04375,在 5%的可信度上显著,拒绝绿色金融对环境治理强度的政策效应,不存在个体异质性的原假设。

2. 因变量和处理变量的随机森林模型校准

在运用因果森林思想估计绿色金融政策效应过程中,为更好地满足随机试验要求,尽量减少混淆变量的干扰,提高估计的有效性和精度,采用机器学习的通用做法,对目标变量环境治理强度、对绿色金融发挥作用时的处理变量(虚拟变量)采用了随机森林模型,并进行了模型校准。一是目标变量估计随机森林模型校准。估计均值的显著性 p 值为 0.00002,识别个体异质性的显著性 p 值为 0.00416,二者均接近于 0,意味着运用随机森林模型进行因变量估算和识别异质性是显著可信的。二是处理变量估计随机森林模型校准。估计均值的显著性 p 值为 $2.2e-16$;识别个体异质性的显著性 p 值 0.00002,二者均接近于 0,意味着运用随机森林模型进行处理变量估算和识别异质

性是显著可信的。

(二)绿色金融对环境治理的政策效应的总体格局
平均政策效应(ATE)代表着绿色金融对环境治理

政策效应的整体水平,对个体而言,各省(区、市)的基础和条件参差不齐,绿色金融政策效应存在明显的异质性分布问题(见表2)。

表2 绿色金融对环境治理强度的政策效应的分布特征

指标	数值	指标	数值
变异系数(variation_coef)	0.36273	均值(mean)	0.00568
偏度(skewness)	-0.28149	标准差(sd)	0.00206
峰度(kurtosis)	2.73601	分位数 p_05	-0.00822
80%的数值分布范围(range_80)	[-0.00617,0.01125]	分位数 p_25	-0.00095
		分位数 p_50	0.00365
98%的数值分布范围(range_98)	[-0.01180,0.01597]	分位数 p_75	0.00753
		分位数 p_95	0.01355

第一,绿色金融对环境治理具有显著的正向影响。

绿色金融对环境治理强度的政策效应的均值(mean)为 0.00568,说明绿色金融总体上对环境治理呈现正向作用价值;结合模型校准部分关于均值估计校准检验 p 值显著性明显的结果,说明绿色金融对环境治理强度的政策效应的存在性,总体上具有显著可信性。

第二,基于变异系数(variation_coef)的绿色金融对环境治理强度的政策效应,异质性明显。

绿色金融政策效应的变异系数为 0.36273。依据变异系数的大小界限标准^[18]:小变异 0 到 15%;中等变异 16%到 35%;高度变异大于 36%。或:弱变异小于 0.1,中等变异 0.1 到 1,强变异大于 1^[19]。可知,绿色金融对环境治理强度的政策效应的数据分布离散水平较高。

第三,基于偏度(skewness)的绿色金融对环境治理强度的政策效应,分布左偏拖尾。

绿色金融政策效应水平的偏度值为 -0.28149。依据偏度系数小于 0,表明总体分布左偏,偏左边拖尾巴,高峰往右偏的规律可知,绿色金融对环境治理强度的政策效应在低值端方向的数据分布更为分散拖尾。

第四,基于峰度(kurtosis)的绿色金融对环境治理强度的政策效应,分布更集中陡峭。

绿色金融政策效应的峰度值为 2.73601。峰度反映数据分布曲线顶端尖峭或扁平程度,依据峰度系数大于 0(已减去 3 以方便比较),表明数据分布比正态

分布要陡峭,说明数据分布更集中。可见,绿色金融对环境治理强度政策效应的数据分布,有比正态分布更短的尾部。

第五,基于中分位数与均值比较的绿色金融对环境治理强度的政策效应,非正态分布明显。

中分位数 p_50 为 0.00365,远小于均值 0.00568,表明绿色金融对环境治理强度政策效应的数据分布有些左偏。

第六,基于分位数间距与均值数据水平比较的绿色金融对环境治理强度的政策效应,分散化分布明显。

分位数 p_05 与 p_95 二者间距为 0.02177;相比均值 0.00568 的数值水平,该类分位数间距比较大。分位数 p_25 与 p_75 二者间距为 0.00848;相比均值数值水平,该类间距相对较大。

四、绿色金融对环境治理的政策效应的异质性

尽管因果森林算法从统计上证明了绿色金融对环境治理强度的政策效应,呈现显著的个体异质性,但需要具体探析绿色金融政策效应孕育生成过程中的各相关表征变量对政策效应的异质性作用规律,以发现政策发力基点。

(一)绿色金融各表征变量在政策效应生成过程中的异质性作用

绿色金融发挥作用离不开一定的工具手段作为媒介依托,绿色金融表征变量作为政策体系发力的支撑条件,对政策效应具有异质性。为此,将绿色金融的各个表征变量进行分组,一是按照中位数分组,进行 t 检验;二是按照三分位数分组,进行方差分析(ANOVA)

的联合F 检验,以发现各变量与绿色金融政策效应之间的变动关系,以及各变量对绿色金融政策效应的异质性作用的显著性特征(见表3)。

表3 绿色金融政策效应产生过程中各个特征变量的异质性作用识别

变量	指标	基于变量的中位数(中位数以上、以下划分高低值)分组的显著性 t 检验			基于变量的三分位数(高、中、低)分组的方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验			
		高值组	低值组	p-value	高值组	中值组	低值组	p-value
X1	均值	0.00039	-0.00042	0.9135	-0.001148	0.00087	0.00024	0.9751
	标准差	0.02094	0.01963		0.01054	0.02775	0.01997	
X2	均值	-0.00153	0.00151	0.0429**	0.00256	-0.00194	-0.00064	0.8811
	标准差	0.02159	0.01880		0.01216	0.02477	0.02257	
X3	均值	-0.00432	0.00431	0.2429	-0.00567	0.00647	-0.00083	0.4051
	标准差	0.02134	0.01815		0.01637	0.02468	0.01795	
X4	均值	-0.00304	0.00302	0.4146	-0.00637	-0.00505	0.01139	0.0812*
	标准差	0.01887	0.02118		0.01376	0.02523	0.01547	

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

第一,环保企业市值占 A 股市值比重(% ,X1)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。在 X1 较高的省(区、市),对应的政策效应越大,说明 X1 与政策效应之间总体呈现正向变动关系,意味着增大 X1 规模,政策效应水平提升。高低值组之间的显著性 t 检验不显著,说明 X1 对政策效应的异质性作用尚未凸显。整体看,需要大力发展 X1 所代表的证券市场领域。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。在 X1 为高值组时,对应的政策效应为负值;在 X1 为中值、低值组时,对应的政策效应总体明显为正值,说明 X1 水平提高且规模达到高值组水平时,政策效应并没有凸显规模经济发展规律。三分组的方差分析(ANOVA)联合显著性 F 检验不显著,说明 X1 对政策效应的异质性作用尚未凸显。因此,发展证券市场并达到规模经济是整体导向。

第二,水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比(% ,X2)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。在 X2 越高的省(区、市),对应的政策效应越小(甚至整体为负值,政策效应不存在),说明 X2 与政策效应之间总体呈现负向变动关系,意味着增大 X2 规模,政策效应水平并没有提升,说明投资规模水平的增加,效能水平没能呈现规模经济效应。高、低值组之间的显著性 t 检验,在 5% 的可信度上显著,说明 X2 所代表的绿色产业领域对政策效

应的异质性作用明显。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。在 X2 越高的组别,对应的政策效应越明显,说明 X2 与政策效应之间呈现正向变动关系,意味着增大 X2 规模,政策效应水平会提升。三分组的方差分析(ANOVA)联合显著性 F 检验不显著,说明在 X2 细分组条件下,对政策效应的异质性作用尚不明显,需要对不同地区的绿色产业分类施策,提高绿色金融效能。

第三,六大高耗能工业产出利息支出占比(% ,X3)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。在 X3 越大的省(区、市),对应的政策效应越小(甚至整体为负值,政策效应不存在),说明 X3 与政策效应之间呈现反向变动关系,意味着代表高耗能产业领域的反向性指标 X3 减小,政策效应水平提升。高、低值组之间的显著性 t 检验不显著,说明 X3 对政策效应的异质性作用不明显。整体看,需要提升资金利用效能,减小资金成本代价,以提升政策效应水平。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。在 X3 的中值组组别,对应的政策效应大,在其他组别,对应的政策效应小(甚至整体为负值,政策效应不存在),说明 X3 与政策效应之间呈现非对称变动关系,意味着反向指标 X3 越大或越小,导致政策效应越小。三分组的差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验不显著,说明 X3 对政策效应的异质性作用不明显。整体看,需要调控

X3 所代表的信贷规模,抑制高耗能产业发展,以提升政策效应。

第四,工业污染完成投资占 GDP 比重(% ,X4)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。在 X4 越低的省(区、市),对应的政策效应越大,说明 X4 与政策效应之间呈现反向变动关系,意味着 X4 的规模增加,政策效应没有提升,可能的原因在于增加 X4 过程中的边际效应递减问题,需要关注绿色投资效率,加强监管提高效能。高、低值组间的显著性 t 检验不显著,说明 X4 对政策效应的异质性作用尚不明显。整体看,需要关注 X4 所代表的绿色投资边际效能。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。在 X4 处于低值组时,对应的政策效应越明显,说明 X4 处于较高水平时,政策效应尚难以显现,原因可能在于 X4 的边际效应递减;在 X4 处于中高值组时,对应的政策效应最小(甚至整体为负值,政策效应不存在),说明中、高

值组所涵盖省(区、市)的 X4 增加,政策效应不敏感,需要细化契合现实的投资产品工具,提升政策效应。三分组方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验在 10%的水平下显著,说明 X4 对政策效应的异质性作用明显。整体看,特别需要关注 X4 在中高值组的绿色投资策略。

(二)经济发展背景各表征变量在政策效应生成过程中的异质性作用

在证明绿色金融政策效应个体异质性总体存在的基础上,需要进一步明确与此相关的经济发展各背景变量的作用异质性特征,以完善绿色金融发挥作用的对象环境。为此,将经济发展各背景变量分别按照中位数分组,进行 t 检验,以及按照三分位数分组,进行方差分析(ANOVA)的联合 F 检验,以发现各背景变量与绿色金融政策效应之间的变动关系,以及各背景变量对政策效应的异质性作用的显著性特征(见表 4)。

表 4 绿色金融政策效应产生过程中经济发展背景各个特征变量的异质性作用识别

变量	指标	基于变量的中位数(中位数以上、以下划分高低值)分组的显著性 t 检验			基于变量的三分位数(高、中、低)分组的方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验			
		高值组	低值组	p-value	高值组	中值组	低值组	p-value
pcGDP	均值	-0.00112	0.00109	0.0966*	0.00198	-0.00169	-0.00032	0.0881*
	标准差	0.01831	0.02206		0.02082	0.01671	0.02371	
rfical	均值	-0.00106	0.00104	0.7771	-0.00714	0.00393	0.00318	0.3961
	标准差	0.02168	0.01876		0.02009	0.01976	0.02008	
rurban	均值	0.00139	0.01751	0.0701*	0.00453	-0.00328	-0.00128	0.6770
	标准差	-0.00141	0.02267		0.01793	0.02011	0.02281	
rsecd	均值	-0.00189	0.00187	0.6131	-0.00122	-0.00284	0.00404	0.0961*
	标准差	0.02290	0.01711		0.02318	0.01717	0.02054	
rpatent	均值	0.00008	-0.00010	0.9787	0.00078	0.00115	-0.00196	0.934
	标准差	0.01714	0.02303		0.01725	0.02747	0.01496	
nedu	均值	0.00309	-0.00311	0.4043	0.01145	-0.00438	-0.00711	0.0757*
	标准差	0.01956	0.02053		0.01749	0.01847	0.02030	
rfixed	均值	-0.00423	0.00421	0.0536*	0.00194	-0.00762	0.00564	0.0191**
	标准差	0.02220	0.01713		0.01901	0.02304	0.01692	
X21	均值	0.00123	-0.00125	0.7399	-0.00185	0.00576	-0.00393	0.5361
	标准差	0.01954	0.02096		0.02296	0.01052	0.02422	

第一,人均 GDP(元,pcGDP)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。pcGDP 越低的省(区、市),对应的政策效应越大,说明 pcGDP 与政策效应之间呈

现反向变动关系,意味着在经济发展水平较低的区域,绿色金融的政策性作用大。高、低值组之间的显著性 t 检验在 10%的可信度上显著性明显,说明 pcGDP 对政策效应的异质性作用凸显。整体看,绿色金融在

经济落后地区的发展效果相对理想。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。 $pcGDP$ 越处于高值组别,对应的政策效应越明显,说明 $pcGDP$ 与政策效应之间呈现正向变动关系,意味着在经济先进地区实施绿色金融战略效果更明显。三分组方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验在 10%的可信度上显著性明显,说明 $pcGDP$ 对绿色金融的政策效应的异质性作用凸显。整体看,在 $pcGDP$ 细分条件下,经济发展越先进,重视绿色金融越能产生政策效应。

第二,财政收支比(倍数, $rfical$)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。 $rfical$ 越高的省(区、市),对应的政策效应越小,说明 $rfical$ 与政策效应之间呈现反向变动关系,意味着财政能力越强,政策效应越不明显。高、低值组之间的显著性 t 检验不显著,说明 $rfical$ 对政策效应的异质性作用不强。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。 $rfical$ 越处于较低值组别,对应的政策效应越明显。三分组的方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验,在 5%的可信度上不显著,说明在 $rfical$ 细分条件下,对政策效应的异质性作用不明显。整体看,财政能力对绿色金融的政策效应的支持配合效果有待提升。

第三,城镇人口所占比率(% , $rurban$)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。 $rurban$ 越低的省(区、市),对应的政策效应越大,说明 $rurban$ 与政策效应之间呈现反向变动关系。高、低值组之间的显著性 t 检验,在 10%的可信度上显著性明显,说明 $rurban$ 对政策效应的异质性作用凸显。整体看, $rurban$ 越低,政策效应越明显,意味着在城镇化进程相对落后的地区,绿色金融大有可为。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。 $rurban$ 越处于低值组别,对应的政策效应越不明显,说明 $rurban$ 与政策效应之间呈现正向变动关系。三分组方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验不显著,说明在 $rurban$ 细分条件下,政策效应异质性不明显,需要绿色金融分类施策,提高政策效应水平。

第四,第二产业所占比重(% , $rsecd$)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。 $rsecd$ 越低的省(区、市),对

应的政策效应越大,说明 $rsecd$ 与政策效应之间呈现反向变动关系,意味着 $rsecd$ 较大时,发展绿色金融的政策效应不明显(甚至为负值,不存在政策效应),可能的原因在于绿色金融的发展水平尚低,尚难以对 $rsecd$ 较大的环境对象产生明显的政策效应。高、低值组之间的显著性 t 检验,在 10%的可信度上不显著,说明 $rsecd$ 对政策效应的异质性作用不明显。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。 $rsecd$ 越处于低值组别,对应的政策效应越明显,说明 $rsecd$ 与政策效应之间呈现反向变动关系,意味着在 $rsecd$ 较低时,更容易产生政策效应。三分组方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验,在 10%的可信度上显著性明显,说明在 $rsecd$ 细分条件下,对政策效应的异质性作用仍较明显。整体看, $rsecd$ 越高的省(区、市),越需要提升绿色金融发展水平,放大政策效应。

第五,专利申请授权数(件, $rpate$)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。 $rpate$ 越高的省(区、市),对应的政策效应越大,说明 $rpate$ 与政策效应之间呈现正向变动关系,意味着在 $rpate$ 较高的条件下,政策效应明显。高、低值组之间的显著性 t 检验,在 10%的可信度上不显著,说明 $rpate$ 对政策效应的异质性作用不明显。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。 $rpate$ 越处于高值组别,对应的政策效应越明显,说明 $rpate$ 与政策效应之间呈现正向变动关系,意味着技术创新越发展,越有利于发挥政策效应的作用价值。三分组方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验,在 10%的可信度上不显著,说明在 $rpate$ 细分条件下,对政策效应的异质性作用不明显。整体看,需要打造适应不同 $rpate$ 水平的工具组合,发挥对政策效应的支持功能。

第六,高等学校平均在校生数(人, $nedu$)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。 $nedu$ 越高的省(区、市),对应的政策效应越大,说明 $nedu$ 与政策效应之间呈现正向变动关系,意味着在 $nedu$ 指标较高的省(区、市),政策效应明显。高、低值组之间的显著性 t 检验不显著,说明 $nedu$ 对政策效应的异质性作用不明显。整体看,需要挖掘 $nedu$ 潜能,释放其在低位时对政策效应的支持作用。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。 $nedu$ 越处于低值组别,对应的政策效应越不明显,说明 $nedu$ 与政策效应之间呈现正向变动关系,意味着 $nedu$ 处于低位时,对政策效应的作用没能发挥。三分组方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验,在 10%的可信度上显著性明显,说明 $nedu$ 对政策效应的异质性作用凸显。整体看,需要强化 $nedu$ 对政策效应的支持配合。

第七,固定资产投资占 GDP 比重($\%, rfixed$)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。 $rfixed$ 越高的省(区、市),对应的政策效应越小,说明 $rfixed$ 与政策效应之间呈现反向变动关系,意味着 $rfixed$ 加大,政策效应的规模经济水平难以提升。高、低值组之间的显著性 t 检验,在 10%的可信度上显著性明显,说明 $rfixed$ 对政策效应的异质性作用凸显。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。 $rfixed$ 越处于较高值与较低值组别,对应的政策效应越明显,说明 $rfixed$ 与政策效应之间呈现曲折变动关系,意味着需要特别关注中值组对政策效应提升的支持作用。三分组方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验,在 10%的可信度上显著性明显,说明在 $rfixed$ 细分条件下,对政策效应的异质性作用凸显。

第八,能源消费量(万吨标煤, $X21$)对政策效应的异质性作用。

一是基于中位数分组。在 $X21$ 越高的省(区、市),对应的政策效应越大,说明 $X21$ 与政策效应之间呈现正向变动关系,意味着 $X21$ 增加会发生政策效应的提升。高、低值组之间的显著性 t 检验,在 10%的可信度上不显著,说明 $X21$ 对政策效应的异质性作用不明显。

二是基于三分位数(高、中、低)分组。 $X21$ 越处于中值组别,对应的政策效应越明显, $X21$ 与政策效应之间呈现曲折变动关系。三分组方差分析(ANOVA)的联合显著性 F 检验,在 10%的可信度上不显著,说明在 $X21$ 细分条件下,对政策效应的异质性作用不明显。总体看,需要特别关注高值组和低值组的环境治理源头控制。

五、结论与启示

本文以环境治理强度作为绿色低碳转型的目标表征变量,探析了绿色金融政策体系对环境治理政策效应的格局特征,并基于绿色金融典型表征变量和经

济发展背景变量,系统分析了绿色金融政策效应的异质性变动规律,对有效制定差异化的环境治理与绿色低碳发展路径,最大限度地以低成本、高效率方式实现“双碳”目标,具有政策参考价值。

第一,绿色金融平均政策效应具有存在性与显著性、可信性。

绿色金融政策体系对以环境治理强度为目标表征变量产生平均政策效应,利用因果森林模型,经过计量统计检验,可验证其具有存在性与显著性、可信性,意味着绿色金融政策体系的构建实施对环境治理具有政策效应作用价值,也意味着绿色金融政策实践效果的存在性明显。

第二,绿色金融典型表征变量与绿色金融个体政策效应之间呈现异质性变动规律。

基于绿色金融典型表征变量的支撑,选取环境治理强度作为目标表征变量,发现绿色金融的典型表征变量与中国各省(区、市)的个体政策效应之间呈现差异性变动规律。特别是,体现金融发展传统惯性特征的变量指标:水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比($\%, X2$)、工业污染完成投资占 GDP 比重($\%, X4$)与绿色金融政策效应之间的变动规律呈现异质性,显著性、可信性凸显。其他纳入因果森林模型分析的绿色金融的产品工具变量,对绿色金融个体政策效应的作用价值有待提升,意味着表征绿色金融的变量指标对环境治理形成绿色金融个体政策效应,提供了政策体系完善方向。

第三,经济发展背景表征变量与绿色金融个体政策效应之间呈现异质性变动规律。

基于经济发展背景变量的环境条件,选取环境治理强度作为目标表征变量,发现经济发展背景条件的典型表征变量与中国各省(区、市)的绿色金融个体政策效应呈现差异性变动规律。源于因果森林模型结果发现,绝大部分经济发展背景变量指标,对绿色金融个体政策效应的价值作用凸显。其中,人均 GDP(元, $pcGDP$)、城镇人口所占比率($\%, rurban$)、第二产业所占比重($\%, rsecd$)、高等学校平均在校生数(人, $nedu$)、固定资产投资占 GDP 比重($\%, rfixed$)等变量,与绿色金融个体政策效应之间的变动关系呈现异质性特征,显著性、可信性凸显;其他变量的显著性、可信性相对较弱。意味着表征经济发展背景的变量指标,对绿色

金融个体政策效应的产生提供了政策融合基点,启发了政策发力方向。

第四,政策努力方向。

基于实证结果发现,应依托绿色金融协同环境治理与经济发展。一要强化绿色金融政策体系的区域协同。利用绿色金融推进环境治理,需要依据区域性差异,基于区域环境治理压力的非均衡性,参考绿色金融政策体系产生政策效应的异质性规律,协同跨区域跨时空的资源配置,把有限的绿色金融资源重点用于环境治理亟须的区域,实现环境治理效益最大化。二要优化绿色金融政策体系的产品工具组合。持续加强绿色金融政策工具创新与结构优化,探索环境治理新型手段,提升绿色金融政策体系的产品完善性和工具手段结构平衡性,打造绿色金融产品工具的组合效应。三要探索完善绿色金融政策体系的顶层设计。促进绿色金融深度融合作用于经济发展内在需要,发挥绿色金融兼顾环境治理与高质量发展的双赢价值功能。建立绿色投融资与绿色项目对接平台,打通绿色投融资信息壁垒。依托市场化运作和政策性支持,有效放大绿色金融资源使用效益,并将绿色金融的资源筹集和使用分配功能作为调节区域发展不平衡的杠杆,协调环境治理与高质量发展的协同共进共赢。◆

参考文献:

- [1]习近平.在深入推动长江经济带发展座谈会上的讲话[N].人民日报,2018-06-14(02).
- [2]马骏,周月秋,殷红.国际绿色金融发展与案例研究[M].北京:中国金融出版社,2107.
- [3]中共中央 国务院关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见[N].人民日报,2021-10-25(01).
- [4]何文静,尤东方,张汝阳,等.利用因果森林估计异质性人群下个体的处理效应[J].中华流行病学杂志,2019,40(6):707-712.
- [5]胡尊国,顾金鑫,陈颖.“倾斜性”政策、生产部门变迁与南北地区发展差异:来自机器学习的因果推断[J].财经研究,2022,48(1):93-107.
- [6]刘光园.“一带一路”倡议与中国企业全要素生产率:基于因果森林算法[D].大连:东北财经大学,2020.
- [7]于俊鹏.家庭教育投资选择及其效应的实证分析:以寒暑假课外辅导为例[D].大连:东北财经大学,2020.
- [8]ATHEY S, TIBSHIRANI J, WAGER S. Generalized random forests[J]. The Annals of Statistics, 2019, 47(2): 1148-1178.
- [9]ATHEY S, IMBENS G. Recursive partitioning for heterogeneous causal effects[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences. 2016, 113(27): 7353-7360.
- [10]TIBSHIRANI J, ATHEY S, FRIEDBERG R, et al. Grf: Generalized Random Forests (Beta) [EB/OL]. <https://github.com/grf-labs/grf>.
- [11]NIE X, WAGER S. Quasi-oracle estimation of heterogeneous treatment effects [EB/OL]. [2020-08-06]. <https://arxiv.org/pdf/1712.04912.pdf>.
- [12]TAO S. The Spatiotemporal Evolutionary Trend and Driving Factors of the Coupling Coordinated Development between Regional Green Finance and Ecological Environment[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022(5): 1-25.
- [13]蔡强,王旭旭.空间视角下绿色金融对经济高质量发展的影响[J].江汉论坛,2022(6):21-28.
- [14]张婷,李泽辉,崔婕.绿色金融、环境规制与产业结构优化[J].山西财经大学学报,2022,44(6):84-98.
- [15]贺正楚,刘思思,周永生.绿色金融、融资效率和产业链企业价值[J].财经理论与实践,2022,43(3):26-33.
- [16]谢东江,胡士华.绿色金融、期限错配与绿色全要素生产率[J/OL].软科学:1-16. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20220713.1510.014.html>.
- [17]朱敏,王凯丽,唐海云.绿色金融发展对生态效率的空间溢出效应研究:以黄河流域资源型城市为例[J].金融发展研究,2022(4):55-62.
- [18]管孝艳,王少丽,高占义,等.盐渍化灌区土壤盐分的时空变异特征及其与地下水埋深的关系[J].生态学报,2012,32(4):198-206.
- [19]刘继龙,刘璐,马孝义,等.不同尺度不同土层土壤盐分的空间变异性研究[J].应用基础与工程科学学报,2018,26(2):305-312.

中国省域科技创新、产业结构和生态环境的耦合协调研究

——基于新结构经济学的视角

陈 静 池亚星

(新疆财经大学 经济学院,新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:以 2007—2020 年全国 30 个省(区、市,除港、澳、台和西藏外)为研究对象,构建科技创新—产业结构—生态环境综合评价指标体系,采用耦合协调模型对科技创新、产业结构和生态环境的耦合协调度进行了测算,并运用 ARCGIS 软件对中国省域科技创新、产业结构和生态环境的耦合协调度进行时空演化分析。研究发现:大部分省(区、市)的科技创新能力、产业结构水平、生态环境指数均有不同程度的提高,但整体处于较低水平;30 个省(区、市)的耦合协调度等级均有所上升,但西部地区大部分省(区、市)长期徘徊在失调阶段。

关键词:科技创新;产业结构;生态环境;耦合协调度

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)04-0021-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.04.003

一、引言

当今世界正面临百年未有之大变局,中国经济增速放缓,转变经济增长方式是实现高质量发展的必要途径。近年来,关于全要素增长率对经济发展的贡献、绿色 GDP 核算等研究逐渐增多,可见科技创新、生态环境对经济发展的影响越来越大,产业结构优化升级更是经济高质量发展的必由之路。

科技是国家强盛之基,创新是民族进步之魂。要加快建立保障高水平科技自立自强制度体系,提升科技创新体系化能力。“十四五”规划明确指出我国要深入实施创新驱动发展战略,建设创新型国家,以科技创新缔造新发展动能。

产业结构优化升级是提高我国综合竞争力的关键举措。要加快改造提升传统产业,深入推进信息化与工业化深度融合,着力培育战略性新兴产业,构建现代产业新体系。随着新一轮的技术变革,我国经济进入高质量发展阶段,产业结构应进一步转型升级,由数字经济、信息技术、新能源等逐步赋能传统产业体系。

良好的生态环境是最普惠的民生福祉。生态文明

建设,不仅可以满足人民日益增长的优美生态环境需要,而且可以推动实现更高质量、更有效率、更加公平、更可持续、更为安全的发展。中国提出了“碳达峰、碳中和”的目标,并将其纳入生态文明建设整体布局,这是一场广泛而深刻的经济社会系统性变革。

二、文献综述

关于产业结构与生态环境的研究,申伟宁和李东松等(2021)利用熵值法及 Tobit 回归分析法分析了京津冀经济发展与空气质量的耦合协调性^[1]。邹伟进和李旭洋等(2016)认为在 2000—2013 年间,我国产业结构与生态环境的协调程度从极不协调、严重不协调,逐渐向协调过渡^[2]。邓荣荣和张翱翔(2021)运用 SBM-Undesirable 模型、耦合协调度模型以长江经济带为对象,进行了生态效率、产业结构升级的协调度研究^[3]。

关于科技创新与产业结构关系的研究,学术界普遍认为科技创新与产业结构是相互作用并且科技创新可以促进产业结构的发展。周叔莲和王伟光(2001)认为科技创新与产业结构是相互影响、相互制约的,落后产业用新工艺、新方法进行重组和改造会促进科技创

作者简介:陈静(1980—),女,江西南昌人,博士,讲师,硕士生导师,研究方向为区域规划、循环经济;池亚星(1995—),女,河北邢台人,在读硕士,研究方向为区域经济、循环经济。

新的发展,科技创新也会为产业结构调整提供技术支持^[4]。周柯和张斌等(2016)对科技创新促进产业升级的影响进行了实证研究,发现科技创新对促进产业升级具有明显的正向作用,不同地区科技创新对产业升级的影响不同且存在着显著差异^[5]。叶堂林和毛若冲(2019)以京津冀为对象研究了科技创新与产业结构升级的耦合关系,结果得出京津冀地区的科技创新能力在近几年有明显提升,产业结构升级态势良好^[6]。

关于科技创新与生态环境的研究,严翔和成长春(2018)发现科技创新效率对生态环境的门槛效应显著,正向拉动作用呈先升再降的倒“U”形趋势,进一步指出科技创新是缓解环境压力的有效途径^[7]。魏冬和冯采(2021)研究发现空气污染对科技创新水平产生的“激励效应”大于“抑制效应”,在污染地区和污染密集产业,空气污染对科技创新水平有更大的促进效果^[8]。田立涛和王少剑(2022)通过研究发现两者耦合度、耦合协调度呈现出由低水平转向高水平的演进特征^[9]。

关于三者的耦合关系研究,胡悦和刘群芳等(2018)以京津冀为研究区域,运用物理耦合模型研究了技术、产业与环境的耦合关系^[10]。杨坤和汪万(2020)以长三角地区为对象研究了三个系统的耦合协调度,发现不同地区存在高度耦合、协同创新滞后性、产业滞后性、生态效率滞后性四种状态^[11]。李诗珍和雷礼(2021)认为环境规制对科技创新具有正向促进作用且贡献率不断加强;科技创新对产业结构升级具有短期抑制作用与长期促进作用;产业结构升级对环境规制的作用正负交替^[12]。

本文在省域的范围内,研究科技创新、产业结构和生态环境三者之间的耦合协调度,有助于发现其相互作用、相互影响的动态关联关系,并找出协调程度不高的影响因素,最终对实现其协调发展提出对策建议。基于新结构经济学的视角来探讨这一问题,优势在于作为第三代发展经济学,新结构经济学对发展中国家的产业、科技、生态都有与传统发展经济学更优的解读,从而能得出更有利于发展的对策建议。

三、基于新结构经济学的科技创新、产业结构和生态环境耦合协调的内生机理

(一)科技创新、产业结构和生态环境两两互动关系的新结构经济学阐释

1. 科技创新与产业结构升级

科技创新是新发展理念中“创新发展”的重要组

成部分,是转变经济发展方式的重要载体,是产业结构优化升级的关键原动力。科技创新同时也是禀赋结构的重要组成部分,科技创新提升禀赋结构进而驱动产业结构优化升级^[13]。

与此同时,产业结构转型升级,由数字经济、信息技术、新能源为代表的战略性新兴产业也蓬勃发展,这些新要素、新技术、新产业的有机结合也为科技创新提供了物质基础。

2. 科技创新与生态环境改善

中国提出了“碳达峰、碳中和”的目标,因此迫切需要用科技创新去解决生态环境治理中的问题与困难。通过科技创新进行碳排放、水污染、土壤防治技术等专业技术攻关,提高生态环境保护效率,推动绿色低碳发展。

与此同时,生态环境改善对科技创新也有重要的作用,生态环境本身也是一种自然禀赋,作为可持续发展的基础,可以吸引科技创新企业发展总部经济。

3. 产业结构升级与生态环境改善

传统农业的能源使用强度较低,其污染排放密度也较低。进入以制造业为主导产业的阶段,其能源强度和排放密度都比较高。进入以服务业为主导产业的发展阶段时,其能源强度和排放密度又会降低,且在更加细分的行业层面也是如此。

如果不依据禀赋结构进行产业结构升级,而采取违背比较优势的重工业赶超战略,不但产业的污染强度过大,而且资源环境和能源价格还会被扭曲。反之,如果采取遵循比较优势的发展战略,尽管也会出现对应发展阶段不可避免的生态破坏及环境污染问题,但是不会出现因上述扭曲而导致更加严重的环境污染现象。因此生态环境改善应遵循禀赋结构带来的比较优势,进入以绿色制造和服务业为主的阶段。人类社会要永续发展,产业结构升级就必须以不损害生态环境为基础与前提,并向有利于生态环境的方向优化^[14-15]。

(二)科技创新、产业结构和生态环境三者互动关系的新结构经济学阐释

科技创新、产业结构和生态环境三者互动关系应该遵循“循环累计因果原理”。科技创新更强,则更能推动产业结构升级和生态环境改善;产业结构进一步优化,则能促进科技不断创新和生态环境质量提高;生态环境改善,则能激活科技创新实力和产业结构优化动能。

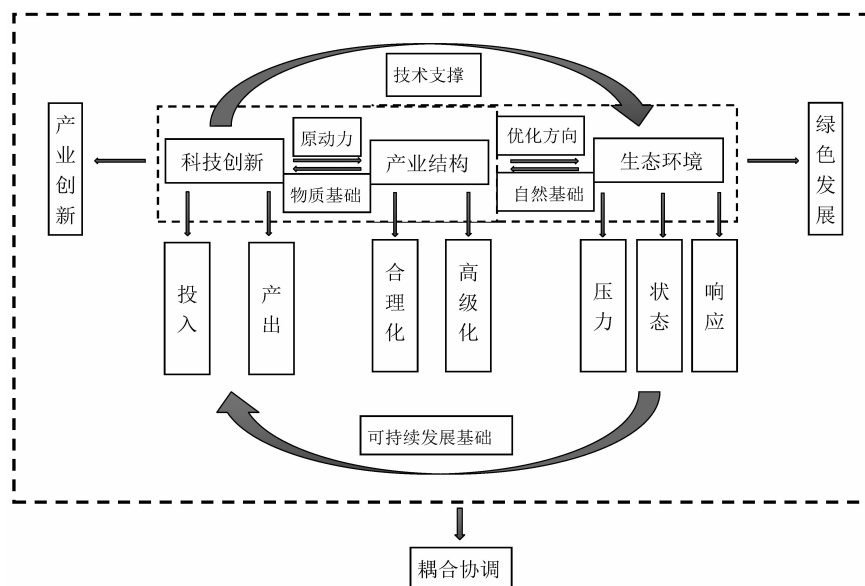


图1 科技创新、产业结构和生态环境耦合协调的内生机理示意图

四、研究方法 with 指标数据

(一) 评价体系的建立

指标选取需要遵循科学性,即每个指标都能科学、真实地反映相关因素的特点,并且每个指标都是独立不相关的。系统性,即科技进步、生态环境、产业结构能够用较全面的指标来涵盖。可量化性,即各指标数据可得,且可用来衡量各要素。

因此,对于科技创新,本文从创新投入、创新产出构建两个一级指标、四个二级指标的综合体系,其中,

表1 科技创新、产业结构和生态环境耦合协调研究指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
科技创新	创新投入	R&D 经费支出
		R&D 投入强度
		R&D 全时当量
	创新产出	国外技术引进合同金额
		专利权申请量
产业结构	合理化	泰尔指数
	高级化	AD 指数
生态环境	压力	工业废水排放量
		工业二氧化硫排放量
	状态	森林覆盖率
		建成区绿化覆盖率
		人均水资源
	响应	生活垃圾无害化处理率
		环境污染治理投资占 GDP 比重

创新投入用 R&D 经费支出、R&D 投入强度、R&D 全时当量表示;创新产出用专利权申请量等指标表示。对于产业结构,通过参阅大量文献发现目前比较权威的做法是通过产业结构合理化与高级化来衡量。产业结构合理化可以用泰尔指数(TL 指数)来表示,产业结构高级化实际上是测算产业结构是否升级,本文用第三产业增加值与第二产业增加值的比重(AD 指数)来测算,AD 值越大,代表产业结构越优化。具体计算公式为:

$$TL = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} \left(\ln \frac{Y_i/Y}{L_i/L} \right)$$

其中, i 表示第 i 个产业部门, n 为产业部门的数量, Y 代表了 n 个产业部门的总产值, Y_i 为第 i 个部门的产业增加值。相应地, L 代表了 n 个产业部门总的劳动投入, L_i 为第 i 个产业部门的劳动投入。泰尔指数介于 0 和 1 中间,越接近于 0,代表产业结构越趋于均衡状态,反之,越接近于 1,越偏离均衡状态,产业结构就越不合理。对于生态环境,本文利用 PSR 模型来确定生态环境指标,在该模型中,压力代表人类的经济和社会活动对环境的作用;状态代表特定时间段的环境状态和环境变化情况,包括生态系统与自然环境现状;响应代表社会和个人如何行动来减轻、阻止、恢复和预防人类活动对环境的负面影响。具体指标体系见表 1。

(二) 数据来源

本文选择全国 30 个省(区、市、港、澳、台和西藏除外)2007—2020 年的数据来研究科技创新、产业结构和生态环境的耦合协调状况,数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》及各省(区、市)的统计年鉴和统计公报。

(三) 耦合协调度模型

本文首先将原始数据标准化:

正向指标标准化:

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min x_j}{\max x_j - \min x_j}$$

负向指标标准化:

$$y_{ij} = \frac{\max x_j - x_{ij}}{\max x_j - \min x_j}$$

其中, x_{ij} 为第 i 个系统的第 j 个指标值, $\max x_j, \min x_j$ 分别为第 j 项指标在所研究范围内的最大值、最小值。

接着计算指标权重:

1. 计算第 j 项指标下第 i 个系统占该指标的比重:

$$p_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^n y_{ij}}$$

2. 计算第 j 项指标的熵值:

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

其中, $k=1/\ln(n)$, $e_j \in (0, 1)$ 。

3. 计算信息熵冗余度:

$$d_j = 1 - e_j$$

4. 计算第 j 项指标的权重:

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j}$$

5. 计算各地区综合得分:

$$z_i = \sum_{j=1}^m w_j \times y_{ij}$$

再构建耦合协调度模型如下:

$$C = 3 \left[\frac{Z_1 \times Z_2 \times Z_3}{(Z_1 + Z_2 + Z_3)^3} \right]^{\frac{1}{3}}$$

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

$$T = \alpha Z_1 + \beta Z_2 + \gamma Z_3$$

其中, $c \in [0, 1]$ 为耦合度, c 值越大, 代表三个系统的协调性越好, 可以良好地发展; 反之若 c 值很小, 则代表系统不协调。 α, β, γ 为待定系数, 且需满足以下条件: $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。我们认定科技创新、产业结构和生态环境具有同等的重要性, 因此 α, β, γ 各取 $1/3$ 。根据相关参考文献及研究, 将 C 值耦合细化为六个等级来区分系统的协调程度, 具体等级划分见表 2。

表 2 耦合度 C 和耦合协调度 D 等级划分

耦合度 C		耦合协调度 D	
区间	耦合阶段	区间	协调阶段
$0 \leq C < 0.3$	低水平耦合	$0 \leq D < 0.2$	极度失调
$0.3 \leq C < 0.5$	拮抗阶段	$0.2 \leq D < 0.4$	一般失调
$0.5 \leq C < 0.6$	初步磨合阶段	$0.4 \leq D < 0.5$	勉强协调
$0.6 \leq C < 0.8$	深度磨合阶段	$0.5 \leq D < 0.6$	初级协调
$0.8 \leq C \leq 1$	高水平耦合	$0.6 \leq D < 0.8$	良好协调
		$0.8 \leq D < 1$	优质协调

五、耦合协调实证分析

(一) 科技创新、产业结构和生态环境的综合指数

图 2 为中国 30 个省(区、市)2007 年、2020 年科技创新指数时空分异图。可以看出, 2007 年 30 个省(区、市)科技创新指数均处于较低水平, 仅天津、北京、江苏、上海、广东科技创新指数超过了 0.1。2020 年, 科技创新指数空间分异较明显, 主要呈现由北向南、由西向东逐渐增强的趋势。表明东部省(市)如北京、江苏、上海、广东科技创新水平较高, 其中广东的科技创新指数最高, 达到了 0.83, 其次为北京和江苏, 科技创新指数均在 0.55 左右, 上海、浙江、山东的科技创新指数接近, 均在 0.3 和 0.4 之间。中部省份次之, 科技创新指数均低于 0.3。西部省(区、市)的科技创新水平最弱, 除四川、重庆、陕西外, 其余省(区)科技创新指数均低于 0.1。

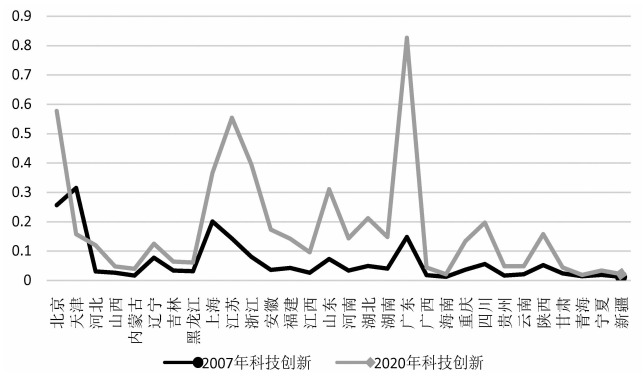


图 2 30 个省(区、市)2007 年、2020 年科技创新综合指数

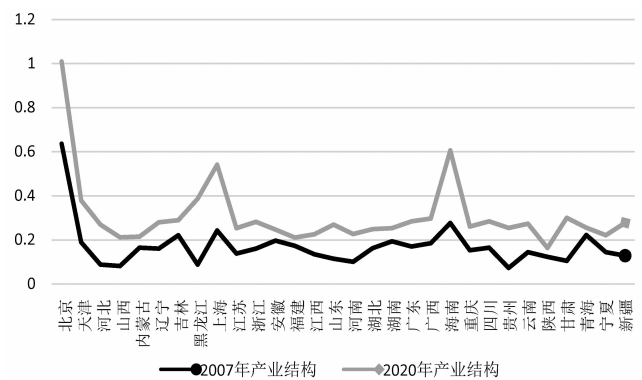


图 3 30 个省(区、市)2007 年、2020 年产业结构综合指数

如图 3 所示, 2007 年, 全国各省(区、市)产业结构指数除北京外均小于 0.3, 发展水平均处于落后状态, 而作为首都的北京第三产业增加值占 GDP 比重最高, 其次为第二产业, 第一产业增加值占比最低, 说明北京较其他省(区、市)产业结构更为高级化和合理化。2020 年, 北京的产业结构发展水平仍然处于领先状

态。其次为海南,产业结构指数已经达到了 0.6,其产业结构水平在 30 个省(区、市)中位居第二名,比较符合现实情况。一直以来,海南都是著名的旅游大省,旅游业发达,因此第三产业为 GDP 做了很大贡献,占 GDP 份额近 60%。就东部省(市)而言,产业结构综合指数仅次于北京的为上海,几乎与海南持平,因为上海为中国经济、金融、贸易、航运、科技创新中心,第三产业相

当发达,因此产业结构水平也相对较高。其余地区的产业结构水平均处于较为落后状态。总体说,2007—2020 年大部分省(区、市)的产业结构水平都处于上升趋势,但除北京、上海、海南外,其余省(区、市)的产业结构指数在 2020 年均不足 0.4,处于较落后水平。

由图 4 可看出,2007 年,全国各地区的生态环境指数均处于较低水平,只有云南、青海生态环境指数超过 0.4。而 2020 年,各省(区、市)的生态环境指数相较于 2007 年有不同程度的提高。但是东部地区整体的生态环境发展仍不如中西部地区,西部地区的生态环境综合得分普遍较高且在 2007—2020 年基本呈逐步上升趋势。其中青海的生态环境综合得分最高,在 2020 年已经超过了 0.7。

(二)耦合协调度分析

2007—2020 年,30 个省(区、市)的耦合协调度 D 值如表 3 所示。

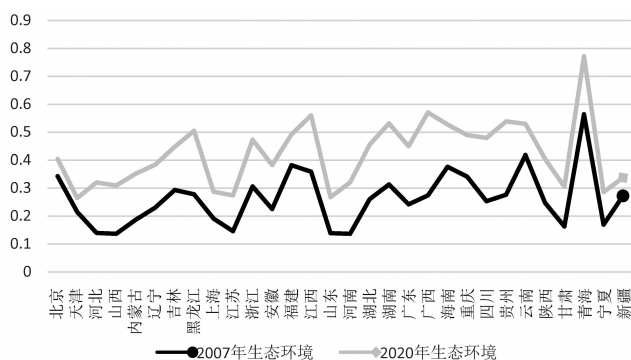


图 4 30 个省份 2007 年、2020 年生态环境综合指数

表 3 中国 30 个省(区、市)2007—2020 年耦合协调度 D 值

地区	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
北京	0.628	0.639	0.655	0.654	0.695	0.692	0.712	0.716	0.727	0.746	0.760	0.776	0.819	0.813
天津	0.445	0.374	0.353	0.378	0.395	0.424	0.438	0.439	0.441	0.459	0.453	0.469	0.476	0.488
河北	0.173	0.229	0.271	0.298	0.295	0.322	0.336	0.346	0.370	0.385	0.403	0.432	0.446	0.463
山西	0.154	0.194	0.240	0.245	0.243	0.266	0.298	0.313	0.330	0.347	0.345	0.366	0.367	0.373
内蒙古	0.241	0.262	0.275	0.280	0.300	0.313	0.334	0.389	0.337	0.347	0.352	0.367	0.361	0.375
辽宁	0.348	0.349	0.345	0.381	0.360	0.388	0.409	0.415	0.421	0.444	0.455	0.466	0.475	0.493
吉林	0.348	0.345	0.361	0.375	0.376	0.388	0.401	0.396	0.390	0.424	0.405	0.437	0.452	0.459
黑龙江	0.275	0.281	0.323	0.332	0.320	0.362	0.390	0.391	0.414	0.431	0.436	0.494	0.488	0.493
上海	0.410	0.441	0.447	0.440	0.432	0.488	0.520	0.526	0.533	0.569	0.58	0.586	0.619	0.616
江苏	0.275	0.297	0.314	0.342	0.396	0.443	0.461	0.466	0.492	0.512	0.517	0.530	0.544	0.566
浙江	0.385	0.409	0.429	0.462	0.467	0.504	0.543	0.520	0.538	0.561	0.575	0.595	0.620	0.631
安徽	0.314	0.330	0.335	0.358	0.354	0.376	0.393	0.408	0.438	0.459	0.461	0.479	0.482	0.509
福建	0.371	0.389	0.395	0.423	0.405	0.434	0.455	0.448	0.455	0.505	0.489	0.485	0.502	0.506
江西	0.317	0.333	0.342	0.354	0.347	0.365	0.372	0.382	0.406	0.430	0.439	0.459	0.483	0.494
山东	0.212	0.269	0.300	0.316	0.325	0.360	0.386	0.394	0.411	0.440	0.461	0.485	0.495	0.516
河南	0.172	0.233	0.250	0.290	0.297	0.312	0.330	0.342	0.358	0.388	0.405	0.431	0.443	0.462
湖北	0.337	0.347	0.349	0.359	0.357	0.382	0.418	0.437	0.460	0.489	0.501	0.507	0.513	0.550
湖南	0.357	0.360	0.364	0.382	0.374	0.405	0.417	0.419	0.435	0.463	0.494	0.503	0.517	0.537
广东	0.401	0.436	0.462	0.490	0.481	0.527	0.573	0.564	0.593	0.633	0.634	0.654	0.682	0.707
广西	0.291	0.315	0.324	0.342	0.355	0.379	0.393	0.394	0.407	0.423	0.435	0.438	0.452	0.455
海南	0.318	0.330	0.354	0.370	0.385	0.384	0.515	0.410	0.395	0.424	0.419	0.440	0.436	0.445
重庆	0.341	0.363	0.391	0.420	0.453	0.514	0.481	0.482	0.443	0.495	0.530	0.543	0.483	0.521
四川	0.342	0.359	0.365	0.376	0.391	0.419	0.426	0.435	0.448	0.479	0.500	0.531	0.535	0.563
贵州	0.229	0.240	0.241	0.256	0.261	0.288	0.299	0.325	0.338	0.380	0.395	0.417	0.432	0.445
云南	0.321	0.321	0.325	0.332	0.338	0.358	0.368	0.375	0.394	0.414	0.433	0.445	0.439	0.450

(续表)

地区	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
陕西	0.315	0.319	0.345	0.356	0.363	0.258	0.312	0.344	0.407	0.421	0.434	0.434	0.451	0.467
甘肃	0.212	0.224	0.239	0.230	0.248	0.269	0.287	0.297	0.317	0.341	0.361	0.370	0.380	0.392
青海	0.346	0.341	0.371	0.368	0.369	0.372	0.357	0.384	0.357	0.366	0.385	0.396	0.390	0.402
宁夏	0.225	0.233	0.238	0.247	0.242	0.264	0.295	0.284	0.288	0.305	0.309	0.327	0.334	0.345
新疆	0.252	0.249	0.277	0.285	0.278	0.318	0.318	0.306	0.330	0.350	0.343	0.342	0.352	0.349

为了更清晰地观察各省(区、市)耦合协调度等级变化,本文摘取 2007 年、2013 年与 2020 年的耦合协调度等级进行分析。

(三)耦合协调度时空演化分析

从耦合协调度分布等级看,我国 30 个省(区、市)的科技创新、产业结构和生态环境耦合协调分布等级较广泛。2007 年分布最多的耦合协调等级为“一般失调”,有 23 个省(区、市)的耦合协调度等级为“一般失调”,占比达 73%;有 3 个省位于“极度失调”这一等级,分别为河北、河南、山西;有 3 个省(市)位于“勉强协调”这一等级,分别为天津、上海、广东;北京位于最

高等级的“良好协调”。2013 年,分布最广的等级仍是“一般失调”,位于这一等级的有 16 个省(区、市);位于“勉强协调”等级的有 9 个省(区、市);有 4 个省(市)位于“初级协调”这一等级,分别为上海、浙江、广东、海南;最高的等级是“良好协调”,北京位于这一等级上。2020 年,分布最多的等级为“勉强协调”,有 13 个省(区、市)位于这一等级;位于“初级协调”等级的省(区、市)有 8 个;位于“良好协调”等级的省(市)有 3 个,分别为上海、浙江、广东;北京在 30 个省(区、市)中的耦合协调等级最高,处于“优质协调”;最低的等级为“一般失调”,分别为山西、内蒙古、甘肃、宁夏、新疆。

表 4 中国 30 个省(区、市)科技创新、产业结构、生态环境耦合协调度演化

地区	耦合协调度等级			地区	耦合协调度等级		
	2007 年	2013 年	2020 年		2007 年	2013 年	2020 年
北京	良好协调	良好协调	优质协调	河南	极度失调	一般失调	勉强协调
天津	勉强协调	勉强协调	勉强协调	湖北	一般失调	勉强协调	初级协调
河北	极度失调	一般失调	勉强协调	湖南	一般失调	勉强协调	初级协调
山西	极度失调	一般失调	一般失调	广东	勉强协调	初级协调	良好协调
内蒙古	一般失调	一般失调	一般失调	广西	一般失调	一般失调	勉强协调
辽宁	一般失调	勉强协调	勉强协调	海南	一般失调	初级协调	勉强协调
吉林	一般失调	勉强协调	勉强协调	重庆	一般失调	勉强协调	初级协调
黑龙江	一般失调	一般失调	勉强协调	四川	一般失调	勉强协调	初级协调
上海	勉强协调	初级协调	良好协调	贵州	一般失调	一般失调	勉强协调
江苏	一般失调	勉强协调	初级协调	云南	一般失调	一般失调	勉强协调
浙江	一般失调	初级协调	良好协调	陕西	一般失调	一般失调	勉强协调
安徽	一般失调	一般失调	初级协调	甘肃	一般失调	一般失调	一般失调
福建	一般失调	勉强协调	初级协调	青海	一般失调	一般失调	勉强协调
江西	一般失调	一般失调	勉强协调	宁夏	一般失调	一般失调	一般失调
山东	一般失调	一般失调	初级协调	新疆	一般失调	一般失调	一般失调

从耦合协调度等级变动看,2007 年大部分省(区、市)都处于失调状态,科技创新、产业结构和生态环境耦合作用不明显。2013 年部分省(区、市)的耦合协调度等级有所上升,东部地区耦合协调状态趋势向好,西部地区仍处于失调状态。2020 年只有少数西部省(区)

处于失调状态,大部分地区的耦合作用良好,有序性强。从 2007 年到 2020 年,东部地区的科技创新、产业结构和生态环境的耦合协调等级越来越高,对东部地区如京津冀来说,2007—2020 年京津冀的耦合协调等级均有所上升,其中北京的耦合协调度最高,天津次

之,河北最后。到了2020年,北京已经处于优质协调,天津和河北都处于勉强协调。北京产业结构合理化指数较低,但高级化指数在30个省(区、市)中最高,因此京津冀需协同发展,疏解北京非首都功能,解决北京“大城市病”,调整区域经济结构和空间结构,努力形成京津冀协同发展新格局。西部地区耦合协调度等级处于较低水平,如新疆、甘肃、宁夏等省(区)在2020年仍处于一般失调,经济发展基础薄弱,产业结构不够合理,科技创新投入不足,影响了产业结构与科技创新的综合发展水平。

六、实证结论

本文通过对30个省(区、市)科技创新、产业结构和生态环境评价指标体系的构建与分析,得到以下结论:

2007年30个省(区、市)科技创新指数均处于较低水平;2020年,科技创新指数空间分异较明显,主要呈现由北向南、由西向东逐渐增强的趋势。2007—2020年大部分省(区、市)的产业结构水平都处于上升趋势,但除少数省(市)如北京、上海、海南外,其余省(区、市)的产业结构指数在2020年均不足0.4,处于较为落后水平。2007年,全国各地区的生态环境指数均处于较低水平,只有云南、青海生态环境指数超过0.4;而到了2020年,各省(区、市)的生态环境指数相较于2007年有不同程度的提高。

从时间维度看,2007—2020年,30个省(区、市)三个系统的耦合协调度处于上升趋势但仍处于较低水平,大多数省(区、市)从一般失调走向勉强协调。2007年涉及四个等级,分布最密集的是“一般失调”等级。2013年也涉及四个等级,“一般失调”等级分布的省(区、市)最多。2020年涉及五个等级,大多省(区、市)分布在“勉强协调”等级。因此,从时间维度看,各个省(区、市)耦合协调度在不断向好,只是增幅缓慢。

从空间格局看,30个省(区、市)耦合协调度总体水平不高,同时分布等级差异较大。2020年,全国大部分省(区、市)的耦合协调度在0.3—0.6左右,只有北京、上海、广东、浙江的耦合协调度超过了0.6。其中,上海、广东、浙江处于良好协调阶段,北京处于优质协调阶段。因此,从空间格局看,耦合协调度呈现东部优于中部、中部优于西部的态势。◆

参考文献:

[1]申伟宁,李东松,董葆茗.京津冀经济发展与空气质

量的耦合协调性研究[J].技术经济与管理研究,2021(1):13-17.

[2]邹伟进,李旭洋,王向东.基于耦合理论的产业结构与生态环境协调性研究[J].中国地质大学学报(社会科学版),2016,16(2):88-95.

[3]邓荣荣,张翱翔.长江经济带生态效率与产业结构升级的协调度[J].华东经济管理,2021,35(2):39-47.

[4]周叔莲,王伟光.科技创新与产业结构优化升级[J].管理世界,2001(5):70-78+89+216.

[5]周柯,张斌,谷洲洋.新常态下创新驱动我国经济增长的理论思考[J].区域经济评论,2016(3):136-142.

[6]叶堂林,毛若冲.京津冀科技创新与产业结构升级耦合[J].首都经济贸易大学学报,2019,21(6):68-79.

[7]严翔,成长春.长江经济带科技创新效率与生态环境非均衡发展研究:基于双门槛面板模型[J].软科学,2018,32(2):11-15.

[8]魏冬,冯采.空气污染对地区科技创新水平的影响研究:基于专利授权大数据的证据[J].南方经济,2021(8):112-134.

[9]田立涛,王少剑.珠三角地区科技创新与生态环境的耦合协调发展研究[J].生态学报,2022,42(15):6381-6394.

[10]胡悦,刘群芳,陈国鹰.京津冀技术创新、产业结构与生态环境耦合研究[J].资源开发与市场,2018,34(9):1221-1228.

[11]杨坤,汪万.长三角地区协同创新、产业结构与生态效率耦合协调发展的时空演化[J].科技管理研究,2020,40(21):80-87.

[12]李诗珍,雷礼.长江经济带环境规制、科技创新与产业结构升级互动关系研究[J].长江大学学报(社会科学版),2021,44(6):78-85.

[13]巴曙松,白海峰,胡文韬.金融科技创新、企业全要素生产率与经济增长:基于新结构经济学视角[J].财经问题研究,2020(1):46-53.

[14]彭文平,揭阳扬.比较优势推动产业结构升级中政府与市场的作用:基于新结构经济学视角的研究[J].上海经济研究,2019(10):80-94.

[15]王勇,陈诗一,朱欢.新结构经济学视角下产业结构的绿色转型:事实、逻辑与展望[J].经济评论,2022(4):59-75.

战略性新兴产业集聚 对碳排放强度的影响研究

黎 兴 陈修素

(重庆工商大学 数学与统计学院,重庆,400067)

摘要:战略性新兴产业集聚在引领经济低碳发展方面起着重要作用。首先探索战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响机制,然后采用 2012—2019 年中国 30 个省(区、市,除西藏、香港、澳门和台湾外)的面板数据,实证分析了战略性新兴产业集聚与碳排放强度的空间相关性,运用空间计量分析法中的空间杜宾模型开展战略性新兴产业集聚对碳排放强度影响的实证分析研究。研究表明:中国各省(区、市)战略性新兴产业集聚及碳排放强度均存在空间正相关性;战略性新兴产业集聚对本地区及相邻地区碳排放强度的影响均呈现“U”形特征,即随着战略性新兴产业集聚水平提升,首先表现出降低本地区碳排放强度,当集聚达到某临界值后,过度集聚表现出增加本地区碳排放强度,其集聚程度对相邻地区碳排放强度同样产生先降后增的空间溢出效应。

关键词:战略性新兴产业;碳排放强度;空间杜宾模型;空间溢出效应

中图分类号:X22;F424

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)04-0028-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.04.004

一、引言

自 2008 年金融危机爆发以来,世界各国纷纷把发展战略性新兴产业作为抢占新一轮经济和科技发展制高点的重大战略。我国于 2010 年颁布《国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定》,明确提出战略性新兴产业是以重大技术突破和重大发展需求为基础,对经济社会全局和长远发展具有重大引领带动作用,知识技术密集、物质资源消耗少、成长潜力大、综合效益好的产业,是引导未来经济社会发展的重要力量。

为了应对全球变暖问题,各国纷纷提出自主减排目标,碳市场、碳技术、碳税及补贴等将成为各国通用的经济手段,我国亟待发展低碳产业以获取竞争优势。我国作为碳排放大国,制定了 2030 年“碳达峰”与 2060 年“碳中和”的“双碳”目标,体现了作为大国的担当和走低碳发展路径的决心。目前我国仍处于工业化、城镇化深入发展的阶段,传统行业所占 GDP 比重依然较

高(步雪琳,2022),产业结构的重化工业特征显著,实现碳达峰、碳中和时间紧任务重,要如期实现碳减排的两大目标,就必须深度调整产业结构,加快经济发展方式转变。战略性新兴产业自提出后便被高度重视,在诸多政策的支持下,近年来我国战略性新兴产业实现了快速发展,推动产业结构升级、促进新旧动能转换的引领作用日益凸显。

由于战略性新兴产业提出和发展的时间不长,有关战略性新兴产业与碳排放的研究大都停留在定性分析上,仅少数文献定量研究战略性新兴产业与生态环境的关系,缺乏战略性新兴产业与碳排放强度相关的定量研究。在全面贯彻新发展理念,经济进入高质量发展阶段的背景下,发展战略性新兴产业是经济发展的重要组成部分,从战略性新兴产业集聚视角研究碳排放强度的变化趋势对助力实现经济低碳发展具有重要意义。本文剖析战略性新兴产业集聚发展对碳排放强度影响的作用机理,实证分析 2012—2019

基金项目:国家社会科学基金重点项目“新工业革命背景下我国制造业企业战略调整研究”(17AGL007);重庆市社会科学规划项目“长江经济带跨省域生态补偿测度与协同机制研究”(2021PY39);2022 年重庆工商大学研究生创新型科研项目“新发展格局下长江经济带城市群制造业集聚与生态效率动态关系研究”(yjscxx2022-112-191)。

作者简介:黎兴(1998—),女,重庆綦江人,在读硕士,研究方向为经济统计学;陈修素(1964—),通信作者,男,四川大竹人,硕士,教授,硕士生导师,研究方向为经济统计、运筹与管理。

年战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响,进而为战略性新兴产业健康发展及促进碳减排提供一定的理论依据和政策参考,且对促进战略性新兴产业发展与碳减排目标的正向协同效应具有重要意义。

二、文献综述

众多学者对碳排放的影响因素进行了研究。Grossman 和 Krueger(1991)提出的环境库兹涅茨曲线,发现经济增长和环境污染之间呈现倒“U”形关系,成为分析碳排放与经济增长关系的主要方法。Dietz 和 Rosa(1994)将 IPAT 等式以随机形式表示,建立 STIRPAT 模型,得出环境压力受人口规模、富裕程度和技术水平的影响。Kaya(1989)提出 Kaya 恒等式,将碳排放量分解为能源碳强度、单位 GDP 的能源强度、人均 GDP 以及人口。此后大量文献基于不同研究视角,在 STIRPAT 模型及 Kaya 恒等式的基础上进行改进与拓展研究。部分学者对产业集聚与碳排放强度的关系进行了研究,杨庆和江成涛等(2021)提出高技术产业集聚主要通过规模经济效应、TFP 效应和知识溢出效应提高碳生产率,并进行了实证检验,得出高技术产业集聚对区域低碳发展水平具有显著的促进作用,知识溢出在高技术产业集聚的减排效应中发挥中介作用的结论。任晓松和刘宇佳等(2020)从城市集聚视角研究经济集聚对碳排放强度的传导机制,得出现阶段城市经济集聚水平的提高有利于降低碳排放强度的结论。肖爽爽和董会忠等(2020)分析得出产业集聚可能促进行业碳减排也可能增加碳排放总量的结论。

针对战略性新兴产业对碳排放影响的研究,吴慈生和沈玉龙等(2010)提出发展战略性新兴产业是我国加快自主创新和机构调整的重要战略举措,对推动安徽工业结构转型升级,促进节能减排,带动安徽经济持续快速稳定增长具有重要意义。张春玲和吴红霞等(2013)提出战略性新兴产业对地区产业结构优化升级和转变经济增长方式有重要作用,大力发展战略性新兴产业,调整和优化重化工产业结构,减少碳排放,是低碳经济发展的必由之路。林伯强(2010)提出发展战略性新兴产业是改变经济发展方式、调整经济结构、实现新的经济增长点和实现二氧化碳减排目标的需要,能够助力我国低碳经济转型。何雄浪和马永坤等(2011)通过对战略性新兴产业价值评价指标分析,认为开展低碳经济转型是我国战略性新兴产业发展的关键。郭爱军和张永年等(2022)以兰西城市群为研究对象,通过实证研究发现蔓延型的战略性新兴产业

业空间结构对碳排放强度有显著的负向影响。

梳理以上文献可以发现,学者从不同角度对战略性新兴产业集聚和碳排放强度进行了众多研究,或许是因为战略性新兴产业发展较晚、数据难以获取等原因,在研究中还未充分考虑战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响。因此基于相关研究,本文在分析战略性新兴产业集聚对碳减排影响机制的基础上,建立空间面板模型,揭示战略性新兴产业集聚与区域碳排放强度之间的空间关联性,探究战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响并进行空间效应分解,有利于进一步规划战略性新兴产业发展路径,以更好降低区域碳排放强度,对促进低碳转型具有重要的现实意义。

三、战略性新兴产业集聚对低碳经济发展的影响机制

国内外对产业集聚现象的研究形成了一系列理论,如马歇尔的产业区理论、韦伯的工业区位论、新经济地理学以及新竞争经济理论等,战略性新兴产业作为引领经济发展的重点产业,对区域经济社会发展起着重要作用。依据众多文献及国务院对战略性新兴产业特征的描述,战略性新兴产业具有技术前瞻性、地位战略性、产业生态性、高成长性、经济导向性等特征(孙国民,2014;刘洪昌,2011)。具体看,战略性新兴产业集聚对碳排放强度影响的传导机理和作用机制可通过规模经济效应、知识溢出效应和拥挤效应来进行阐释。

(一)规模经济效应

首先,战略性新兴产业集聚区企业可以通过减少交通运输距离和共享基础设施节约成本,有效降低能源资源消耗,提高能源利用效率。其次,战略性新兴产业集聚使空间距离缩短,有利于促进企业间的专业化分工,从而提高生产效率,进而降低碳排放强度(陶金国和刘海艳,2020)。最后,战略性新兴产业本身具有物质资源消耗少、成长潜力大等特征,其集聚发展有助于战略性新兴产业进一步发展壮大,从而降低碳排放强度。

(二)知识溢出效应

产业集聚将汇集大量高技术人才及劳动人员,有利于创新知识和技术的产生、扩散及传播。战略性新兴产业作为知识技术密集、成长潜力大的产业,其集聚化发展的知识技术溢出效应将更为明显,不仅能使集聚区内企业创新效率提高,助力企业生产技术更新换代,还能驱动关联产业技术水平的提升、降低区域外企业的学习成本,从而提升行业整体创新能力和区

域竞争力,形成良性发展。全产业链间的研发合作、人员交流和设备共享进一步强化了前、后向关联知识溢出效应。战略性新兴产业集聚带来的知识溢出将提升区域技术水平,从而提高能源利用率,降低能源消耗,最终达到节能减排的效果。

(三) 拥挤效应

由于区域要素资源、市场容量、环境承载力的有限性(周圣强和朱卫平,2013),当战略性新兴产业集聚水平超过市场最优集聚规模时,会抑制区域经济发展,加重环境污染。具体说,企业过度集聚在一个区域会对要素资源产生巨大需求,从而导致供不应求引起价格飙升,企业的生产成本随之增加,不利于企业间形成良性竞争与创新。当集聚区市场趋于饱和状态,将引起产能过剩,从而阻碍区域经济发展,造成能源浪费。当集聚区域空间环境承载能力达到极限时,往往造成交通拥堵、基础设施的使用超过临界点,导致运输成本上升、企业生产成本上升,不利于区域整体发展,导致污染加剧。因此,当战略性新兴产业过度集聚时,集聚产生的正外部性会被逐渐瓦解,乃至形成负外部性,阻碍经济发展,增加区域能源消费,导致碳排放强度增加。

四、研究方法

(一) 空间相关性检验

依据空间计量经济学相关理论,在确定是否使用空间计量方法前,首先应检验战略性新兴产业集聚与碳排放强度是否存在空间依赖性,即判断这两个变量在不同区域之间是否存在相关关系。本文使用Moran's I(莫兰指数)作为度量空间自相关的方法。其计算公式为:

$$I = \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y}) \right] / \left[S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right] \quad (1)$$

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

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$; $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$; I 为全局莫兰指数; I_i 为局部莫兰指数,表示某区域 i 附近的空间集聚情况; Y_i 表示第 i 个区域的变量值; $\bar{Y}$ 表示变量值的平均值; n 为区域总数; W_{ij} 表示空间权重矩阵的元素。莫兰指数 I 的取值通常在 -1 到 1 之间, $I > 0$ 表示具有正自相关性, $I < 0$ 表示具有负自相关性, $I = 0$ 则表明空间分布是随机的,没有空间自相关性。

对于空间权重矩阵 W ,学者通常依据实际来选择空间相邻、经济距离和地理距离等方式构建空间权重

矩阵,基于空间相邻权重矩阵的适用性,本文将空间权重矩阵定义为:若地区 i 和地区 j 相邻,则 W_{ij} 为 1 ;反之, W_{ij} 为 0 。

(二) 计量模型

本文建立如下面板数据模型:

$$lci_{it} = \alpha + \beta_1 lq_{it} + \beta_2 lq_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i 和 t 分别表示地区和年份; lci_{it} 为碳排放强度; lq_{it} 为战略性新兴产业集聚水平, lq_{it}^2 为战略性新兴产业集聚水平的平方项; X 表示一组控制变量,包括经济发展水平($\ln gdp$)、人口规模($\ln pop$)、产业结构(sec)、能源结构($estr$)、外商直接投资(fdi)、对外贸易($exports$)和技术水平($\ln t$); η_i 表示不随时间变化的地区个体效应; λ_t 表示不随个体变化的时间效应; ε_{it} 为随机干扰项。

考虑到碳排放强度及战略性新兴产业集聚具有空间相关性,构建三种空间计量模型,分别为空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM),以分析战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响程度。

空间滞后模型(SAR)构建:

$$lci_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} lci_{jt} + \beta_1 lq_{it} + \beta_2 lq_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, W 为权重矩阵; ρ 为空间回归系数。此模型反映出地区碳排放强度不仅是本地区战略性新兴产业集聚的函数,也是相邻地区碳排放强度的函数。

构建空间误差模型(SEM):

$$lci_{it} = \alpha + \beta_1 lq_{it} + \beta_2 lq_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it}$ 。此模型反映出区域碳排放强度受空间误差项的影响。

构建空间杜宾模型(SDM):

$$lci_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} lci_{jt} + \beta_1 lq_{it} + \beta_2 lq_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} lq_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} lq_{jt}^2 + \theta_3 \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $\theta_i (i=1, 2, \dots, n)$ 是空间滞后变量。此模型反映出地区碳排放强度不仅受本地区战略性新兴产业集聚度的影响,还受相邻区域战略性新兴产业集聚水平和碳排放强度的影响。

(三) 变量的选取与度量

1. 被解释变量

碳排放强度(lci)。“十四五”规划提出积极应对气候变化,落实2030年应对气候变化国家自主贡献目标,要实施以碳强度控制为主、碳排放总量控制为辅的制度。鉴于碳排放强度作为我国控制温室气体排放

责任考核的重要指标,本文选取碳排放强度考察各地区碳排放水平。采用 IPCC 清单法对各地区碳排放总量进行测算,碳排放强度用单位生产总值的增长所带来的碳排放量来表示,计算公式如下:

$$C = \frac{\sum_{i=1}^n e_i \times f_i \times k_i \times 44/12}{Q} \quad (7)$$

表 1 各能源标准煤折算系数和碳排放系数

能源种类	煤炭	焦炭	原油	燃料油	汽油	煤油	柴油	天然气
标准煤折算系数(tec/t)	0.7143	0.9714	1.4286	1.4286	1.4714	1.4714	1.4571	1.3300
碳排放系数(10 ⁴ t/10 ⁴ t)	0.7559	0.8550	0.5857	0.6185	0.5538	0.5714	0.5921	0.4483

2. 核心解释变量

战略性新兴产业集聚(LQ)。现有研究中对产业集聚的测度方法主要有区位熵(LQ)、空间基尼系数(G)、行业集中度(CR_n)、赫芬达尔指数(H)和 EG 指数等。其中,区位熵能够消除地区间的异质性影响,有效反映某产业的地区专业化程度,是衡量产业集聚水平区域差异的最佳选择。基于方法的适用性和数据可获得性,本文采用区位熵来测算战略性新兴产业集聚度,计算公式如下:

$$LQ_{ij} = (e_{ij}/e_i)/(e_j/e) \quad (8)$$

其中,i 表示省(区、市);j 表示战略性新兴产业;LQ_{ij} 表示 i 地区战略性新兴产业集聚度;e_{ij} 表示 i 地区战略性新兴产业主营业务收入;e_i 表示 i 地区规模以上工业主营业务收入;e_j 表示全国战略性新兴产业主营业务总收入;e 表示全国规模以上工业主营业务收入。若 LQ_{ij}<1 则说明 i 地区战略性新兴产业集聚水平低于总体集聚水平,属于地区非专业化产业;LQ_{ij}>1 说明 i 地区战略性新兴产业集聚水平高于总体集聚水平,属于地区专业化产业;LQ_{ij} 取值越大,说明集聚程度越高。

3. 控制变量

经济发展水平(lngdp):由于目前我国仍处于工业化、城镇化深入发展的历史阶段,经济发展与碳排放未能实现有效脱钩,采用地区生产总值(GDP)衡量经济发展水平。人口规模(lnpop):以地区年末人口数的对数来衡量人口规模。产业结构(sec):以各省(区、市)第二产业占地区实际 GDP 的比重来代表产业结构。能源消费结构(estr):以煤炭消费量占能源消费总量的比重来衡量能源消费结构,相关数据均折算成标准煤后计算。外商投资(lnfdi):已有部分研究显示外商投资对碳排放的影响十分丰富,主要存在“污染天堂”效应、

其中,C 为各地区碳排放强度;Q 为各地区产业生产总值;n 为化石能源的种类,考虑煤炭、焦炭、原油、燃料油、汽油、煤油、柴油和天然气共 8 种能源;e_i 为某种化石能源的消费量;f_i 为标准煤折算系数;k_i 为不同化石能源的碳排放系数;44/12 是二氧化碳与碳的分子量比。各能源的标准煤折算系数和碳排放系数见表 1。

“污染光环”效应,由规模效应、结构效应和技术效应三种效应的叠加大小决定其不同的影响情况(刘海云和龚梦琪,2018),因此外商投资对碳排放强度产生怎样的影响尚不能确定,本文采用历年外商投资企业投资总额的对数反映外商投资。技术水平(lnt):技术水平的进步会提高能源利用率以降低碳排放强度,但单纯依靠技术进步来提高效率并不能达到既保持经济增长又实现碳减排的目的(Yang 和 Li,2017),因而技术进步对碳排放强度有影响但不能确定系数符号,采用历年技术专利申请量的自然对数代表各地技术水平。对外贸易(exports):用出口额占地区生产总值的比重来表示。

(四)数据来源

本文选取 2012—2019 年中国 30 个省(区、市)的面板数据(由于数据缺失严重,因此未包含西藏、香港、澳门和台湾)。参考刘华军和王耀辉等(2019)的方法,选用 11 个二级行业作为战略性新兴产业依托部门,具体包括 C26、C27、C30、C32、C34、C35、C36、C37、C38、C39 和 C40。测度战略性新兴产业集聚的数据来源于历年《中国工业统计年鉴》,年鉴中缺少的 2018 年数据采取均值插值补齐。各类能源消费量以及标准煤折算系数来源于《中国能源统计年鉴》,各类能源碳排放系数参考 2006 年 IPCC 清单参考值。其余数据均来源于历年《中国统计年鉴》及各地区统计年鉴。为了消除价格带来的影响,采用各地区不变价 GDP,各地区生产总值数据按照 2010 年不变价进行修正。

五、实证分析

(一)空间相关性检验

运用 Stata 软件对各省(区、市)碳排放强度和战略性新兴产业集聚度进行全局莫兰指数分析,结果如表 2 和表 3 所示。

表2 2012—2019年中国各省(区、市)碳排放强度

Moran's I 指数				
年份	Moran's I	标准差	Z	p-value*
2012	0.333	0.105	3.484	0.000
2013	0.312	0.105	3.302	0.001
2014	0.312	0.105	3.302	0.001
2015	0.268	0.105	2.895	0.004
2016	0.268	0.105	2.868	0.004
2017	0.252	0.103	2.791	0.005
2018	0.264	0.102	2.943	0.003
2019	0.273	0.101	3.030	0.002

注:***、**、* 分别代表在显著性水平 1%、5%、10%下通过检验。表3、表5、表6同。

表3 2012—2019年中国战略性新兴产业集聚度

Moran's I 指数				
年份	Moran's I	标准差	Z	p-value*
2012	0.186	0.112	1.974	0.024
2013	0.191	0.112	2.016	0.022
2014	0.202	0.112	2.113	0.017
2015	0.182	0.112	1.939	0.026
2016	0.167	0.112	1.802	0.036
2017	0.138	0.112	1.546	0.061
2018	0.160	0.112	1.737	0.041
2019	0.182	0.112	1.926	0.027

依据表2测算的空间自相关 Moran's I 结果可知,2012—2019年碳排放强度全局莫兰指数均大于0,具体数值在0.252—0.333之间,且均在1%的显著水平上显著,表明现阶段中国各地区碳排放强度存在正向空间依赖性,即碳排放强度表现出高高集聚和低低集聚。

依据表3可以发现,2012—2019年战略性新兴产业集聚全局莫兰指数同样均大于0,具体数值在0.138—0.202之间,反映了现阶段中国地区战略性新兴产业集聚在省际层面同样存在正向空间依赖性,即相邻地区战略性新兴产业集聚度存在一定的相似性。但是与碳排放强度相比,战略性新兴产业表现出的空间相关性要弱于碳排放强度。

全局莫兰指数只能显示出某一年的空间相关性,为了进一步探究碳排放强度具体区域内的分布特征,引入局部莫兰指数散点图分析中心省(区、市)与周边省(区、市)的空间相关关系,如图1和图2所示。

通过2012年、2019年碳排放强度局部莫兰散点图可知,2012年与2019年分布在高高集聚、低低集聚两个区域的省(区、市)占比分别高达87%、83%。高高

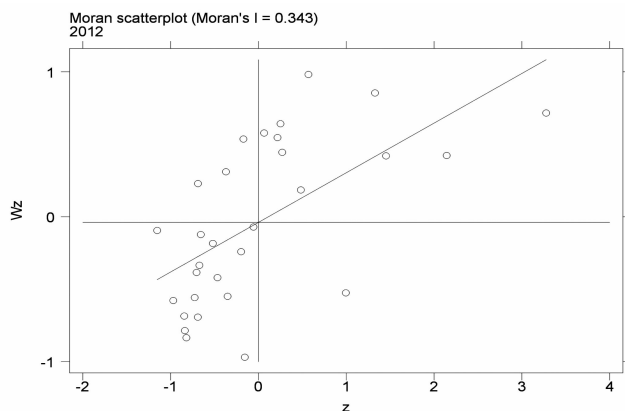


图1 2012年中国各省份碳排放强度的莫兰散点图

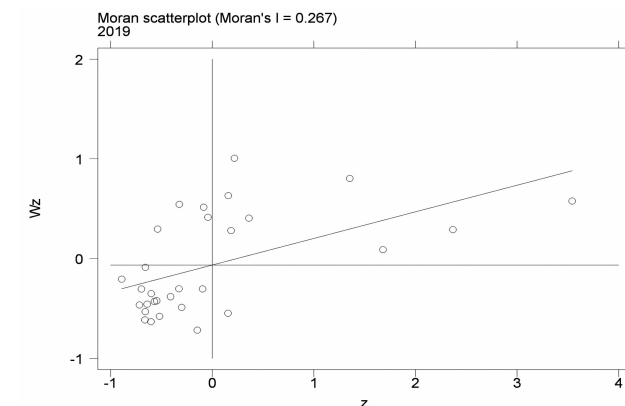


图2 2019年中国各省份碳排放强度的莫兰散点图

集聚指碳排放强度高的地区其相邻地区碳排放强度也高,低低集聚指碳排放强度低的地区其相邻地区碳排放强度也低。落在第一象限(高高集聚)的大都属于西部地区,而落在第三象限(低低集聚)的大都属于中西部地区,且低低集聚的省(区、市)个数多于高高集聚、低高集聚、高低集聚省(区、市)的总和,这表明总体上中国降低碳排放强度取得良好成效,但在空间上呈现出分布不均衡格局。

(二)模型回归

由上文可知我国战略性新兴产业集聚和碳排放强度均具有正向空间相关性,在此运用空间计量模型实证研究战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响具有可行性。在应用空间计量模型分析之前,需要先检验战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响是否具有空间相关性。先做一个简单的线性回归(模型3),然后用LM检验,对线性模型的空间相关性进行诊断,结果如表4所示。OLS的残差存在显著的空间相关性, Moran's I 显著大于0,并且LM-lag 和 LM-error 检验都在1%的水平下显著,故考虑采用空间计量模型进行分析,做空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)回归(见表5)。

表 4 LM 检验

Test	Statistic	df	p-value
Spatial error:			
Moran's I	10.756	1	0.000
Lagrange multiplier	96.548	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	52.707	1	0.000
Spatial lag:			
Lagrange multiplier	45.101	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	1.261	1	0.262

空间计量模型分为随机效应模型和固定效应模型,根据表 5,SAR、SEM、SDM 模型的 Hausman 检验均显著拒绝原假设,故采用固定效应模型。表 5 给出了

三种模型的估计结果,由于 SDM 模型的拟合效果最好,以及似然函数值的自然对数(Log-likelihood)最大,由此与 SAR 模型以及 SEM 模型的固定效应模型相比,SDM 模型的固定效应模型为最佳选择。通过 LR 检验和 Word 检验验证 SDM 模型是否会退化为 SAR 模型或 SEM 模型,比较 SDM 模型与 SAR 模型、SDM 模型与 SEM 模型,检验结果均显著,认为 SDM 模型不会退化为 SAR 模型或 SEM 模型。进一步,在 SDM 模型的选择上,由于个体固定效应模型的对数似然值和拟合优度系数均高于时间固定及双固定效应模型,因此本文最终采用 SDM 模型的个体固定效应模型展开分析。

表 5 空间计量模型估计结果

模型	SAR	SER	SDM
lq	-3.823***(-3.47)	-3.527***(-3.15)	-3.473***(-3.09)
lq2	1.423** (2.48)	1.282** (2.21)	1.203** (2.11)
estr	1.643*** (6.78)	1.655*** (6.82)	1.631*** (6.38)
exports	-1.207***(-2.60)	-1.018**(-2.22)	-1.314***(-2.69)
lngdp	-1.306***(-4.92)	-1.540***(-6.19)	-1.6697***(-3.59)
lnpop	3.981*** (5.09)	4.058*** (5.27)	4.073 (5.20)
lnt	-0.077 (-1.17)	-0.045 (-0.67)	-0.0597(-0.91)
sec	-0.469(-0.83)	-0.2402 (-0.43)	-0.1196 (-0.19)
lnfdi	-0.0638(-1.03)	-0.086(-1.36)	-0.1596**(-2.45)
W*lq	-	-	-8.058***(-2.92)
W*lq2	-	-	4.237*** (2.89)
W*estr	-	-	-0.549(-0.96)
W*exports	-	-	-1.639* (-1.91)
W*lngdp	-	-	0.785(1.20)
W*lnpop	-	-	-2.581 (-1.30)
W*lnt	-	-	-0.282**(-1.98)
W*sec	-	-	-0.327(-0.29)
W*lnfdi	-	-	0.099(0.89)
ρ	0.163** (2.22)	-	0.142** (1.73)
λ	-	0.218*** (2.65)	-
sigma2_e	0.030*** (10.93)	0.0298*** (10.90)	0.028*** (10.93)
R ²	0.749	0.750	0.775
Log-likelihood	78.916	79.794	90.046
hausman	18.44**	18.19*	31.48**
模型效应	固定效应	固定效应	个体固定效应

注:括号内为 Z 检验值。

从 SDM 模型的估计结果看, ρ 的值为 0.142,且在 10% 的显著性水平下显著,体现出区域间的碳排放强度具有空间溢出效应,即邻近地区碳排放强度每提升 1%,本地碳排放强度会提升 0.142%,此正向作用与全局莫兰指数的分析结果一致。

从核心解释变量看,其一次项系数在 1% 的显著性水平上为负,二次项系数在 1% 的显著性水平上为正,说明战略性新兴产业集聚对碳排放的影响是非线性的,随着战略性新兴产业集聚水平的上升,区域碳排放强度先降低,当降低到一定程度后,又会增加碳

排放强度。从核心解释变量的空间滞后项系数看,集聚的一次项系数为负,二次项系数为正,且均通过 1% 的显著性检验,反映出相邻地区战略性新兴产业集聚水平对本地区排放强度的影响也是非线性的,随着相邻地区战略性新兴产业集聚水平的上升,对本地碳排放强度的影响呈现先降低后增加的趋势,此为战略性新兴产业集聚对碳排放强度产生的空间溢出效应。从控制变量看,能源结构和人口规模对本地碳排放强度有增加作用,对相邻地区的影响不显著;经济发展水

平、对外贸易和外商直接投资均会降低本地碳排放强度,对外贸易对相邻地区碳排放强度也会有抑制作用,而经济发展水平和外商直接投资对相邻地区影响不显著;技术水平对本地区碳排放强度的抑制作用不显著,而对相邻地区碳排放强度有显著的抑制作用。

为分解战略性新兴产业集聚及控制变量对碳排放强度的影响程度,依据空间杜宾模型,借鉴 Lesage 和 Pace(2009)提出使用偏微分法将自变量的空间总效用分解为空间直接和间接效应,估计结果见表 6。

表 6 SDM 模型分解

变量名称	直接效应	间接效应	总效应
lq	-3.713***(-3.22)	-9.478***(-3.13)	-13.191***(-4.20)
lq2	1.321** (2.25)	4.873*** (2.98)	6.194*** (3.64)
estr	1.643*** (6.49)	-0.324(-0.49)	1.318* (1.72)
exports	-1.389***(-2.90)	-2.124** (-2.14)	-3.513***(-2.87)
lngdp	-1.638***(-3.75)	0.633 (0.91)	-1.005* (-1.69)
lnpop	4.017*** (5.14)	-2.442 (-1.10)	1.575(0.62)
lnt	-0.068 (-1.00)	-0.329** (-1.97)	-0.397** (-2.15)
lnfdi	-0.152** (-2.37)	0.092(0.74)	-0.060(-0.42)

战略性新兴产业集聚一次项的直接效应和间接效应在 1% 的显著水平上显著为负,说明本地区及相邻地区战略性新兴产业集聚对降低本地区碳排放强度有明显促进作用;战略性新兴产业集聚二次项的直接效应和间接效应均为正,且均通过显著性检验,说明集聚度提升到一定程度后,不仅会提升本地的碳排放强度,还会促进相邻地区碳排放强度的提升。总体来说,战略性新兴产业集聚对本地区及相邻地区碳排放强度的影响均呈“U”形特征。原因可能是在集聚水平达到某临界值之前,战略性新兴产业以其知识技术密集、物质资源消耗少等良好性质,在集聚中体现出规模经济效应、知识溢出效应和产业关联效应,进而提高能源利用率,减少能源消耗,促进经济低碳发展。不仅能降低本地的碳排放强度,还能通过空间溢出机制降低相邻地区碳排放强度。但当集聚超过某一临界值后,可能造成集聚区出现拥挤效应,从而阻碍经济低碳发展,导致碳排放强度增加。

从各控制变量的估计结果看,能源结构和人口规模的直接效应显著为正,而间接效应不显著,反映出能源结构和人口规模的增加会提高本地碳排放强度,对相邻地区碳排放强度影响不明显。可能是因为单位煤炭燃烧的碳排放量最多,煤炭使用占比越高,本地区碳排放强度越强,而本地区煤炭使用量对相邻地区无明显影响,因而本地区煤炭使用占比不会对相邻地

区碳排放强度产生显著影响,而人口规模的增加会加大需求,从而增加碳排放。对外贸易的直接效应和间接效应均显著为负,体现出对外贸易能显著降低本地区及相邻地区碳排放强度,可能是当前中国对外出口大多为较清洁高价值的产品。经济发展水平和外商投资的直接效应均显著为负,而间接效应不显著,反映出地区经济发展和外商投资均显著降低碳排放强度,说明当前经济发展走绿色低碳路径有较好成效,而外商投资可能带来技术效应,“污染天堂”的说法并不成立。技术水平的直接效应为负但不显著,间接效应显著为负,说明本地区技术水平提升对本地碳排放强度影响不显著,而对相邻地区碳排放强度有显著的抑制作用,可能是因为技术创新的过程需要一定的成本及能源要素,且创新后技术的熟练运用需要一段时间,由此对本地区碳排放强度即时的抑制作用不明显,而邻近地区学习已有的技术所需成本相对较小,因而发展速度更快,可以显著抑制本地区碳排放强度。

六、研究结论及政策建议

本文采用 2012—2019 年中国 30 个省(区、市)的面板数据,运用空间杜宾模型研究分析战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响,研究结果表明:中国各地区碳排放强度及战略性新兴产业集聚度均具有显著的空间正相关性。战略性新兴产业集聚对碳排放强度的影响具有空间溢出效应,战略性新兴产业集聚引

致本地区碳排放强度先降后增,且对相邻地区碳排放强度也表现出先降后增的影响,即影响趋势上存在“U”形非线性关系。能源结构和人口规模均显著提高本地区碳排放强度,对相邻地区影响不显著;对外贸易对本地区及相邻地区均有降低碳排放强度作用;经济发展水平和外商投资均对降低碳排放强度有显著作用,对相邻地区影响不显著;技术水平提升对本地碳排放强度影响不显著,对相邻地区碳排放强度有显著的抑制作用。基于上述研究结论,提出以下政策建议:

第一,积极推进战略性新兴产业集聚发展,有效发挥战略性新兴产业集聚的引领带动效应。依据各地区自身资源禀赋、竞争优势及经济发展情况,培育一批新的经济增长点,建成一批创新能力强、区域特色明显的战略性新兴产业集聚区。规划好各地区战略性新兴产业的市场布局,做好相应的政策引导,促进各地区战略性新兴产业集聚布局向分工合理化、科学化方向发展,加快创新成果转化,充分发挥战略性新兴产业对产业优化升级的带动作用。

第二,依据各地区战略性新兴产业集聚情况,有侧重地实施政策扶持,发挥战略性新兴产业集聚的空间正相关性和对碳减排的正向溢出效应。开展各地区战略性新兴产业发展情况的监测调查,加强战略性新兴产业集聚规模的宏观规划引导,形成优势互补、结构合理的战略性新兴产业协调发展格局,避免集聚水平较高地区出现拥挤效应。同时加强对战略性新兴产业集聚水平低、碳排放强度高的地区进行帮扶,如大力引进高技术人才、加强资金支持等。

第三,严格加强以低碳为前提的对外开放政策引领。在对外贸易方面,继续以出口较清洁高价值产品为主;在外商投资方面,鼓励外商投资低碳产业,坚决不以降低环境规制为代价吸引外资企业投资。◆

参考文献:

- [1]步雪琳.工业低碳转型的五年蓝图[J].环境经济,2022(1):20-31.
- [2]GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement [R]. National Bureau of Economic Research, 1991.
- [3]DIETZ T, ROSA E A. Rethinking the Environmental Impacts of Population, Affluence and Technology [J]. Human Ecology Review, 1994, 1(2): 277-300.
- [4]KAYA Y. Impact of carbon dioxide emission on GNP growth: interpretation of proposed scenarios [R]. IPCC

Energy and Industry Subgroup, 1989.

- [5]杨庆,江成涛,蒋旭东,等.高技术产业集聚能提升碳生产率吗[J].宏观经济研究,2021(4):141-159.
- [6]任晓松,刘宇佳,赵国浩.经济集聚对碳排放强度的影响及传导机制[J].中国人口·资源与环境,2020,30(4):95-106.
- [7]肖爽爽,董会忠,赵艳敏.产业集聚对碳排放强度的驱动因素及空间关联性:以中国制造业为例[J].资源开发与市场,2020,36(8):837-843.
- [8]吴慈生,沈玉龙,李洋,等.安徽省战略性新兴产业发展现状分析与建议[J].安徽科技,2010(2):20-22.
- [9]张春玲,吴红霞,刘遵峰.低碳经济下区域战略性新兴产业评价与选择[J].生态经济,2013(5):132-135.
- [10]林伯强.发展战略性新兴产业 助推我国低碳经济转型[J].科技成果纵横,2010(1):10-12.
- [11]何雄浪,马永坤,恩佳.低碳经济下战略性新兴产业发展研究:基于层次分析法的价值指标评析[J].当代经济管理,2011,33(9):41-46.
- [12]郭爱君,张永年,杨春林.战略性新兴产业空间结构对城市碳排放强度的影响:基于兰西城市群企业大数据的考察[J].城市问题,2022(5):4-16.
- [13]孙国民.战略性新兴产业概念界定:一个文献综述[J].科学管理研究,2014,32(2):43-46.
- [14]刘洪昌.中国战略性新兴产业的选择原则及培育政策取向研究[J].科学学科学技术管理,2011(2):20-22.
- [15]陶金国,刘海艳.战略性新兴产业集聚、空间溢出效应与区域经济增长质量[J].统计与信息论坛,2020,35(5):26-34.
- [16]周圣强,朱卫平.产业集聚一定能带来经济效率吗:规模效应与拥挤效应[J].产业经济研究,2013,(3):12-22.
- [17]刘海云,龚梦琪.要素市场扭曲与双向 FDI 的碳排放规模效应研究[J].中国人口·资源与环境,2018,28(10):27-35.
- [18]YANG L, LI Z. Technology advance and the carbon dioxide emission in China: Empirical research based on the rebound effect[J]. Energy Policy, 2017(101): 150-161.
- [19]刘华军,王耀辉,雷名雨.中国战略性新兴产业的空间集聚及其演变[J].数量经济技术经济研究,2019,36(7):99-116.
- [20]LESAGE J, PACE R K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. New York: CRC Press, 2009.

社会融合对流动人口再就业方式的影响

杨胜利 王 媛 冯丹宁

(河北大学 经济学院;河北 保定 071000)

摘要:社会融合是流动人口城市化的必经之路。探讨社会融合对流动人口再就业方式的影响能够有效厘清流动人口再就业方式的变动逻辑,对降低失业流动人口再就业风险、提高流动人口再就业质量具有重要意义。基于“2020年上海市流动人口失业状况调查”数据,采用二元 Logistic 回归模型,分析了社会融合对流动人口再就业方式的影响。研究发现:社会融合对流动人口再就业方式具有显著正向影响,社会融合程度越高,流动人口失业后越倾向于选择低风险再就业方式;就业观念和规避风险能力在社会融合对流动人口再就业方式的影响中均具有显著的中介效应;不同社会融合维度对流动人口群体再就业方式影响程度不同,心理融合对流动人口再就业方式的影响最明显,经济融合、文化融合、行为融合分别次之。

关键词:社会融合;流动人口;再就业方式;就业观念

中图分类号:C924.2;F249.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)04-0036-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2023.04.005

一、引言

随着城镇化的快速推进,我国流动人口规模持续扩大。截至2020年底,我国流动人口总数已达3.76亿人,占全国总人口的26.9%。目前我国流动人口依旧以中青年为主,职业技能欠缺、受教育水平偏低是普遍特征,因此相较于户籍人口,流动人口更容易失业。2018年流动人口动态监测数据显示,当年流动人口失业率高达6.48%,远高于同期城镇登记失业率(3.80%)。与此同时,随着我国产业结构转型与供给侧结构性改革的深入推进,落后产能逐步被淘汰、劳动密集型产业不断缩水,流动人口就业压力持续增大、失业率明显上升,进一步拉大流动人口与户籍人口的贫富差距,不利于共同富裕的实现。流动人口失业后再就业方式的单一化、传统化已经成为其实现高质量再就业的重要障碍^[1]。因此,流动人口再就业方式选择问题日益引发社会关注。值得注意的是,越来越多流动人口的流

动目的不再仅限于经济方面,而是逐步扩大到社会层面——希望能够定居在流入地,为自己与家人谋求更好的生活环境,对流入地有较强的融入意愿^[2]。国家对流动人口再就业的关注也在持续提升。党的二十大报告明确指出:“推进以人为核心的新型城镇化,加快农业转移人口市民化”,“健全就业公共服务体系,完善重点群体就业支持体系,加强困难群体就业兜底帮扶”。基于此背景,本文意在解决以下问题:其一,社会融合是否会影响流动人口再就业方式?其二,如果是,其具体影响机制为何?其三,社会融合维度的不同对流动人口再就业方式的影响是否具有差异性?

二、文献综述

1. 流动人口再就业方式

流动人口失业率较高,相对于户籍人口而言再就业方式更单一,边际回报更低^[3]。当前关于流动人口再就业方式的研究大部分集中在微观个人层面,探究流

基金项目: 研究阐释党的十九届五中全会精神国家社科基金重大项目“增强综合实力的中国人口长期发展战略研究”(21ZDA108)。

作者简介: 杨胜利(1982—),男,河北肃宁人,博士,副教授,研究方向为人口流迁与城市化研究;王媛(1998—),女,河北邢台人,在读硕士,研究方向为人口城镇化研究;冯丹宁(1997—),女,内蒙古赤峰人,在读硕士,研究方向为人口经济学研究。

动人口个人特征对其再就业方式的影响。已有研究表明,流动人口的性别、经济水平、职业技能、学历水平等个人特征,家庭规模、家中就业人数、家中是否有需照顾的老人、家庭平均月收入等特征都会影响其再就业方式选择^[4],对于与流入地融合程度较高的流动人口而言,其失业后更倾向于选择留在流入地再就业^[5]。部分针对农民工群体再就业方式的研究表明,失地农民的受教育程度、职业技能水平和身体素质是影响其再就业方式的重要因素^[6]。宏观角度上,现有研究多关注影响流动人口再就业方式的社会经济原因,鲜有学者将目光集中在流动人口社会融合这一角度。

2. 社会融合与流动人口再就业方式

社会融合可以有效帮助农民工等流动人口提升就业质量、降低失业风险^[7],高社会融合度在流动人口再就业过程中起到积极作用,已有研究主要从经济融合、行为融合、文化融合和心理融合四个维度考察社会融合对流动人口再就业方式的影响。从经济融合维度看,社会保障是影响流动人口再就业方式的重要因素,流动人口往往因为收入较低、工作流动性较强而处于社会保障的边缘^[8],社会保障水平的提高能够促进流动人口再就业方式多样化^[9],有助于流动人口实现高质量再就业。就行为融合维度而言,社会资源与社会关系网络对再就业方式的影响已得到了普遍承认——人际关系越广,劳动者越倾向于积极再就业^[10]。从文化融合维度看,方言能力差异是影响流动人口再就业方式的重要因素,方言差异会促使流动人口流入到方言相似的城市^[11],方言相似增加流动人口的就业机会,进而影响到流动人口再就业方式的多样性。就心理融合维度而言,流动人口心理融合程度低会减弱其身份认同感,使其再就业方式的选择空间变小,进而被迫选择传统的再就业方式^[12]。

通过阅读文献可发现,现有研究大部分从微观层面探究影响流动人口再就业方式的因素,关于社会融合的研究则大多集中在社会融合与流动人口就业质量关系探索上,对逐渐扩大的失业流动人口群体再就业问题关注较少。随着社会融合程度的提高,探讨其对流动人口再就业方式的影响是我国未来经济发展与城镇化推进的内在要求,因此,本文从社会融合的四个维度分析其对流动人口再就业方式的影响,以期为解决流动人口再就业问题提供决策参考。

三、理论基础与研究假设

1. 再就业方式选择的风险性

流动人口失业后再就业方式、途径或渠道都具有一定的风险性^[13],这种风险性主要是指流动人口能否通过某种寻求工作的方式、途径或渠道在短期内找到比较符合期望的、高质量的、有利于社会融合与新型城镇化推进的工作。根据行为选择理论,流动人口进行再就业方式选择时首先会考虑这一选择能否实现效益最大化^[14]。根据地方管理和社会融合理论,流动人口属于比较特殊的群体,传统的就业方式是其实现再就业的主要渠道,但是流动人口在失业后选择消极就业、回乡、寻找亲戚朋友帮助等传统再就业方式带来的社会风险较大,并不能有效促进其就业质量提升,也不能有效促进城镇化的推进。相较于传统的就业方式,现代化的就业方式更符合经济社会、城乡融合发展趋势,流动人口通过寻求劳动力市场、政府帮助或者选择以前同类型工作等方式面临的社会风险更小。

2. 研究假设

流动人口的主要就业领域为低端劳动密集型产业,收入水平和职业地位较低^[15],因此其往往集聚在城中村、城市近郊或远郊区,这些地区与市区距离较远,加之流动人口时常需要超时工作,休闲娱乐时间较少,故其更多选择与同乡同族、邻近工友交流,难以融入当地社会网络。此外,长期严格的户籍制度形成了我国城乡之间的政策壁垒,流动人口作为往返于城乡之间的特殊群体长期处于城乡政策边界,不能与当地户籍人口享受平等的就业公共服务,加之流动人口受教育程度普遍不高,劳动保障意识较差,加大了失业后寻求当地政府帮助的难度。因此,较低的社会融合水平使流动人口失业后更倾向于寻找同类型工作或寻求同乡帮助,甚至为了减轻高生活成本的压力而选择消极就业或回乡。流动人口的社会融合程度越高,与户籍人口的素质、收入差距越小,就业方式和就业观念越现代化,在流入地继续工作和生活的意愿也越强,选择消极就业、回乡等高风险再就业方式的可能性也就越小。据此,提出研究假设 1:

假设 1: 社会融合会促使流动人口选择低风险再就业方式。

改革开放以来,流动人口背井离乡流入到目的地务工和生活,他们在失业后主要通过继续寻找同类型

工作、同乡关系、回乡或消极就业等方式实现再就业或等待机会。这种就业方式是一种短暂且风险较大的就业方式,并不能够使流动人口获取稳定或高质量的工作,不符合城镇化高质量发展的要求。随着经济发展与时代进步,我国城镇化进程加快,流入地的就业机会增多,流动人口逐渐被流入地居民所接纳,与本地居民的融合程度有所提高,文化和技能水平不断提升,其再就业观念也发生了较大变化,希望提高就业质量,越来越倾向于选择积极寻求劳动力市场与政府的帮助、就地转行、创业等方式实现再就业,这也促进了其市民化。流动人口失业后不再仅仅通过回乡、寻找亲戚朋友帮助等就业方式,其再就业方式更加灵活多样^[9]。就理性选择的角度而言,流动人口再就业方式选择不仅仅是一种经济过程,更是一种社会融合过程,因此社会融合程度越高的流动人口,越倾向于选择低风险再就业方式,以实现短期内快速、高质量再就业,降低再就业风险。据此,提出研究假设 2:

假设 2:社会融合可以转变流动人口就业观念,使流动人口选择低风险再就业方式,进而降低再就业风险。

流动人口再就业方式本身存在着风险性,流动人口更倾向于规避风险。流动人口社会融合程度的提高,一方面有利于流动人口的个人发展,能够有效减少其风险行为^[10];另一方面代表着流动人口经济地位提高、人际关系变广、对当地语言的掌握程度变强、当地居民对其的身份认同也更加强烈,有利于流动人口与户籍人口的互动,缩短流动人口与户籍人口之间的文化和心理距离。同时,社会融合度越高,流动人口越容易通过自己的文化和技能水平获得更多岗位的认可,失业后更容易获得本地居民的帮助,获取新的技能和就业信息,快速实现再就业,降低再就业风险。社会融合增强了流动人口再就业过程中自身规避风险的能力,使其更容易选择多元化再就业方式,降低再就业风险。据此,提出研究假设 3:

假设 3:社会融合可以提升流动人口风险规避能力,促使流动人口选择低风险再就业方式。

四、数据来源与研究方法

1. 数据来源

数据来源于课题组于 2020 年 6—9 月份对上海市流动人口失业状况进行的问卷调查。调查按照多阶段、分层与规模成比例的方法进行抽样,以在流入地居住一个月以上、非本市(区)户口、年龄在 16—59 岁

的人口为调查对象。调查内容分为五部分:第一部分是流动人口个人和家庭基本情况,包括性别、年龄、婚姻、健康、户籍、学历和流动家庭成员等信息;第二部分为流动特征,包括流出地地域、流入地地域、居留意愿、流动范围、流动原因、流动时间等;第三部分为就业特征,包括就业行业、职业类型、收入、劳动合同、职业培训、社会保险、权益保障、就业渠道、就业稳定性、工作满意度等信息;第四部分为失业特征,包括失业群体特征、失业发生风险感知、失业次数、失业持续时间、失业经历、就业服务需求等信息;第五部分为流动人口所在企业特征,包括企业规模、新产品开发、新设备采用、裁员情况和稳就业措施等信息。筛选出符合本研究要求的样本 2430 份,经过筛选和删除无效样本后,得到 2135 份有效样本。

2. 变量说明

(1)因变量

因变量为流动人口再就业方式。根据行为选择风险理论,基于社会效益和个人效益最大化的目标,对每一种再就业方式依据风险大小和效果好坏采用专家打分法进行赋值,将其分为低风险再就业方式和高风险再就业方式,以检验社会融合是否能够促进流动人口再就业方式多样化,进而降低流动人口再就业风险。具体的风险等级赋值为:消极就业=1,寻找劳动力市场帮助=2,回乡=3,寻找亲戚朋友帮助=4,寻找政府帮助=5,继续寻找以前同类型工作=6,灵活谋生=7,转移其他城市=8,就地转行=9。需要说明的是,风险赋值越小,再就业方式风险越高;反之,再就业方式风险越低。此外,由于以上选项没有完全排他性,对于多选的样本,采用多个选项加总求均值作为衡量其再就业风险等级标准,而后根据样本均值将“最低值至 5.4092”划分为“0=高风险再就业方式”,将“5.4092 至最高值”划分为“1=低风险再就业方式”。

(2)自变量

流动人口再就业方式选择受到流动人口个人特征和宏观社会政策、城市化质量等多种因素影响。基于社会融合的视角探讨再就业方式选择问题,故分析中的核心解释变量设计为社会融合、经济融合、文化融合、行为融合、心理融合,控制变量主要包括流动人口的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、健康状况、户口性质等因素。

表 1 样本基本变量描述

变量名称	赋值	均值
再就业方式	0=高风险再就业方式;1=低风险再就业方式	0.46
社会融合	0=融合程度低;1=融合程度高	0.36
行为融合	0=融合程度低;1=融合程度高	0.25
文化融合	0=融合程度低;1=融合程度高	0.34
心理融合	0=融合程度低;1=融合程度高	0.37
经济融合	0=融合程度低;1=融合程度高	0.28
性别	0=男;1=女	0.52
年龄	1=16-19岁;2=20-29岁;3=30-39岁;4=40-49岁;5=50-59岁	2.75
受教育程度	0=中学及以下;1=专科及以上	0.75
婚姻状况	0=未婚;1=已婚	0.66
健康状况	0=不健康;1=健康	0.85
户口性质	0=农业户口;1=非农业户口	0.49

3. 研究方法

(1) 回归模型选取

被解释变量为二分类变量,因此选取二元 Logistic 回归模型进行研究,模型具体表述如下:

$$P_i = F(Z_i) = F(\alpha + \beta X_i) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta X_i)}} \quad (1)$$

其中, P_i 为个体选择某一事件的概率,对式(1)作对数变化,得到:

$$\log \frac{P_i}{1 - P_i} = Z_i = \alpha + \beta X_i \quad (2)$$

故实证模型为如下表达式:

$$\log \frac{P(SR=1)}{1 - P(SR=1)} = \beta_0 + \beta_1 EI + \beta_2 BF + \beta_3 CF + \beta_4 PF + \beta_5 Z_i \quad (3)$$

其中, SR 为因变量流动人口再就业方式, EI 为流动人口的经济融合程度, BF 为流动人口的行为融合程度, CF 为流动人口的文化融合程度, PF 为流动人口的心理融合程度, Z_i 为控制变量。因变量反映的是 OR 值,即解释变量比例的变化; $P = P(SR=1/X)$ 表示自变量为 X 时, $SR=1$ 的概率; $1 - P = P(SR=1/X)$ 表示自变量为

X 时, $SR=1$ 的概率。

(2) 社会融合度测量

借鉴相关研究,建立流动人口社会融入水平的测量指标体系,从经济融合、行为融合、文化融合和心理融合四个维度进行评价。

由于数据中部分变量的分类标准不同,且其测量水平相差较大,故对数据进行 0—1 标准化处理。具体公式如下:

$$ZX_i = \frac{PX_i - \text{Min}X_i}{\text{Max}X_i - \text{Min}X_i} * 100\% \quad (4)$$

基于数据的结构和特点,采取主成分分析来判定各个指标的权重。使各个变量赋值与其权重相乘,而后加总求和得到各个维度的得分(式 5),并分别对经济融合、行为融合、心理融合和文化融合四个维度的得分进行整合,得到社会融合总得分(式 6)。其中, ω_i 表示各指标权重, β_i 表示各个维度得分值, m_i 表示各个变量进行标准化后的数值, D_i 表示社会融合综合得分。

$$\beta_i = \sum_{i=1}^n m_i \times \omega_i \quad (5)$$

$$D_i = \sum_{i=1}^n \beta_i \quad (6)$$

表 2 社会融合测度指标体系

一级指标	二级指标	赋值	均值
经济融合	就业状况	1=未签订劳动合同;2=签订了劳动合同	1.77
	工作时间	1=一周工作时间低于或高于 40 小时;2=一周工作时间等于 40 小时	1.30
	职业岗位	1=农民;2=工人;3=商业工作人员、服务人员;4=办事人员;5=专业技术人员;6=高级管理者	3.32
	收入水平	1=0—3000 元;2=3000—6000 元;3=6000—9000 元;4=9000 元以上	2.43
	社会保障与福利	1=没有缴纳保险和公积金;2=只缴纳一种;3=缴纳两种;4=缴纳三种;5=缴纳四种;6=缴纳五种;7=缴纳六种;8=均有缴纳	4.48
	居住情况	1=租房;2=没有租房也没有房贷;3=自购房有房贷;4=自购房无房贷	1.96

(续表)

一级指标	二级指标	赋值	均值
行为融合	人际交往	1=与邻里工友之间关系都不好;2=与邻里工友之间关系较好; 3=与邻里工友之间关系很好	1.31
	困难互助	1=个人直接申请;2=其他关系人介绍;3=本地人介绍	1.95
文化融合	方言掌握情况	1=完全听不懂;2=部分听得懂但不会讲;3=可以熟练使用	2.30
	教育观念(职业技能培训)	1=不重要;2=重要	1.94
	教育观念(专业技能证书)	1=不重要;2=重要	1.93
心理融合	工作压力	1=工作压力大;2=工作压力小	1.37
	生活压力	1=生活压力大;2=生活压力小	1.24
	与本地人差距	1=不能接受;2=能接受	1.93
	受本地人偏见	1=是;2=否	1.60

五、结果分析

1. 回归结果

采用逐步回归方法进行检验,第一步单独检验了在不加入控制变量的条件下,核心解释变量对再就业方式是否具有显著影响(见表3模型1、模型2)。第二步将所有可能对再就业方式选择有影响的自变量和控制变量都代入模型进行显著性检验(见表3模型3、模型4)。从回归结果可知,经济融合、行为融合、文化融合、心理融合与社会总融合对流动人口失业后的再就业方式均有显著正向影响,即社会融合程度越高,流动人口失业后越倾向于选择低风险再就业方式,这也验证了假设1。具体分析如下:在未加入控制变量的前提下(见表3模型1、模型2),社会融合程度高的流动人口选择低风险再就业方式的发生比是社会融合程度低者的2.234倍,加入控制变量后,社会融合仍然显著影响流动人口再就业方式,且系数大小和符号均无明显变化(见表3模型3、模型4)。社会融合与流动人口再就业方式呈正向关系,且在模型2和模型4中均通过了显著性检验,表明在其他条件不变的情况下,社会融合程度越高,越能够促使流动人口选择低风险再就业方式,原因可能是流动人口在流入地的社会融合越好,流动人口的就业质量便相对越高,对流入地的归属感也越强。一旦出现失业情况,这部分流动人口会利用工作经验、人际交往、知识和技能等寻找高质量的就业机会,从而规避再就业方式选择不当带来的风险。

经济融合、行为融合、文化融合、心理融合均为社会融合的重要组成部分,亦是影响流动人口再就业方

式的重要因素,其均与流动人口低风险再就业方式呈正向关系,且在表3模型1、模型3中均通过了显著性检验。表明在其他条件不变的情况下,以上各社会融合维度程度越高,越能够促使流动人口选择低风险再就业方式,且上述四维度融合程度高的流动人口选择低风险再就业方式的发生比分别是融合程度低的流动人口的1.689倍、1.195倍、1.250倍、2.479倍。心理融合对流动人口再就业方式的影响最明显,心理融合程度越高,流动人口越倾向于低风险再就业;经济融合、文化融合、行为融合分别次之。这是因为流动人口在流入地心理融合程度越高,表明流动人口与流入地主流群体的生活、工作等方面协同度越高,流动人口在流入地的安全感更强、心理距离更小,本地居民也更加认同该部分流动人口,使其选择再就业方式时更加理性、更有能力快速找到合适的工作,进而降低再就业方式选择风险。流动人口与流入地主流社会经济融合程度较高会增大其失业后选择就地转行、继续寻找以前同类型工作等行为的可能性,也使其再就业方式选择更加多元化,风险更低。而与流入地主流文化融合程度较高则表明其方言掌握较好、知识储备更充足,一旦出现失业,这部分流动人口相比文化融合程度低的流动人口能够在寻找工作中更加理性、考虑更全面,促进其快速高质量再就业,降低再就业方式选择风险。与流入地主流行为融合程度较好则表明其人际关系较好,一旦出现失业,可以选择通过本地人或者其他关系人寻找工作,在他们的帮助下降低再就业方式的风险。

表 3 二元 Logistic 回归分析

解释变量	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	coef	OR 值	coef	OR 值	coef	OR 值	coef	OR 值
社会融合			0.804*** (0.065)	2.234			0.808*** (0.065)	2.243
经济融合	0.522*** (0.075)	1.685			0.524*** (0.075)	1.689		
行为融合	0.179** (0.072)	1.196			0.178** (0.072)	1.195		
文化融合	0.222*** (0.069)	1.248			0.223*** (0.069)	1.250		
心理融合	0.911*** (0.070)	2.487			0.908*** (0.070)	2.479		
性别					-0.017 (0.063)	0.983	-0.003 (0.062)	0.997
年龄 16—19 岁								
年龄 20—29 岁					-0.956*** (0.319)	0.385	-1.102*** (0.312)	0.332
年龄 30—39 岁					-0.999*** (0.324)	0.368	-1.124*** (0.317)	0.325
年龄 40—49 岁					-0.985*** (0.332)	0.373	-1.13*** (0.325)	0.323
年龄 50—59 岁					-1.004** (0.39)	0.367	-1.107*** (0.383)	0.331
受教育程度					-0.156** (0.072)	0.856	-0.142** (0.071)	0.868
婚姻状况					0.026 (0.077)	1.026	0.021 (0.076)	1.021
健康状况					0.327** (0.144)	1.387	0.332** (0.143)	1.394
户口性质					0.005 (0.065)	1.006	-0.002 (0.064)	0.998
常量	-0.694*** (0.047)		-0.429*** (0.037)		0.072 (0.338)		0.454 (0.330)	
样本量	2135		2135		2135		2135	
Prob>chi ²	0.000		0.000		0.000		0.000	
Pseudo R ²	0.091		0.058		0.107		0.088	

注:***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$;括号内数据为标准误;OR 值=EXP(回归系数),表示流动人口再就业方式选择的可能性。

2. 稳健性检验

回归模型中虽然考虑到了流动人口个人特征,但也有可能遗漏某些重要变量,导致模型产生内生性问题,因此以 Probit 回归替换二元 Logistic 回归,同时采用分样本回归法进行稳定性检验与相关分析。

表 4 比较了二元 Logistic 模型和 Probit 模型的回归结果。可以看出,在二元 Logistic 模型中,模型 1 的 R^2 为 5.0%,LR χ^2 统计量为 308.70,P-value=0.000<0.05;模型 2 的 R^2 为 2.8%,LR χ^2 统计量为 173.87,P-value=0.000<0.05,因此,两个模型整体是显著的。在

Probit 模型中,模型 3 的 R^2 为 5.0%,LR χ^2 统计量为 308.49, $P\text{-value}=0.000<0.05$;模型 4 的 R^2 为 2.8%,LR χ^2 统计量为 174.02, $P\text{-value}=0.000<0.05$,模型整体也是显著的。虽然两种模型的估计系数值存在一定差异,但二者回归系数的符号一致,且二元 Logistic 模型和 Probit 模型回归结果中社会融合,包括经济融合、行为融合、文化融合和心理融合四个变量都显著,由此可见两个模型之间是等价的,研究结论具有一定的稳定性。

表 4 Logistic 模型和 Probit 模型回归结果比较

变量	Logistic 模型		Probit 模型	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
社会融合(全样本)		0.808*** (0.065)		0.503*** (0.041)
经济融合	0.524*** (0.075)		0.317*** (0.046)	
行为融合	0.178** (0.072)		0.117*** (0.044)	
文化融合	0.223*** (0.069)		0.136*** (0.043)	
心理融合	0.908*** (0.070)		0.561*** (0.043)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.072** (0.338)	0.454** (0.330)	0.182** (0.198)	0.414** (0.191)
样本量	2135	2135	2135	2135
Prob> χ^2	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R^2	0.050	0.028	0.050	0.028

注:*** 表示 $p<0.01$,** 表示 $p<0.05$,* 表示 $p<0.10$;变量检验结果为回归系数;括号内数据为标准误。

3. 内生性检验

反向因果关系和样本选择偏差可能会导致内生性问题。前文研究表明社会融合对流动人口选择低风险就业方式具有显著正向影响,但是高风险就业方式亦会加重流动人口与户籍人口的社会隔离进而对其社会融合程度产生负面影响,因此可能由于反向因果关系造成估计偏误,为此使用工具变量法进一步检验

回归结果。参考已有研究,以“户籍迁移意愿”作为代替社会融合的工具变量,利用二阶段 IV-Probit 模型进行检验,检验方程如下:

$$\text{Var}=\theta_0+\theta_1\text{IV}+\theta_2X_i+\varepsilon_i \quad (7)$$

$$U=C_0+\alpha\text{Var}+\beta X_i+\varepsilon_i \quad (8)$$

检验结果如表 5 所示。Wald 检验结果显示 p 值 <0.01 ,说明社会融合为内生解释变量; F 值 >10 ,说明

表 5 二阶段 IV-Probit 回归结果

变量	第一阶段(因变量:社会融合)		第二阶段(因变量:再就业方式)	
	系数	标准误	系数	标准误
户籍迁移意愿	0.019***	0.005	—	—
社会融合	—	—	0.175***	0.112
Wald test	—		0.000	
F 值	32.930		—	

注:模型引入的控制变量与表 3 一致;*** 表示 $p<0.01$,** 表示 $p<0.05$,* 表示 $p<0.10$;wald test 报告为 p 值。

不存在弱工具变量问题,引入工具变量后,社会融合对流动人口选择低风险就业方式仍具有显著的正向影响。

4. 作用机制分析

为探究社会融合是否会通过改变流动人口就业观念、提升其规避风险能力进而对其选择低风险再就

业方式产生间接影响,使用 Bootstrap 间接效应检验对其进行验证。选择问卷中“您当前或失业前的主要职业?”表示就业观念;“您认为您的失业发生风险怎么样?”表示流动人口规避风险的能力。将就业观念与规避风险能力作为中介变量进行检验,结果如表 6 所示。

表 6 Bootstrap 间接效应检验结果

中介模型效应		系数	Bootstrap 标准误	95%置信区间	检验结果
社会融合→就业观念 →低风险再就业方式	总效应	0.197***	0.015	[0.168,0.226]	显著
	直接效应	0.197***	0.015	[0.168,0.226]	显著
	间接效应	0.000***	0.000	[0.001,0.002]	显著
社会融合→规避风险能力 →低风险再就业方式	总效应	0.197***	0.015	[0.167,0.227]	显著
	直接效应	0.197***	0.015	[0.167,0.227]	显著
	间接效应	0.000***	0.000	[0.001,0.002]	显著

注:模型引入的控制变量与表 3 一致;*** 表示 $p<0.01$,** 表示 $p<0.05$,* 表示 $p<0.10$ 。

可以看出,流动人口就业观念在社会融合对流动人口选择低风险再就业方式的影响中发挥着中介作用。社会融合对流动人口选择低风险再就业方式的直接影响效应为 0.197,就业观念对流动人口选择低风险再就业方式的间接影响效应为 0.000,总效应为 0.197。社会融合对流动人口选择低风险再就业方式的总影响效应、直接影响效应、间接影响效应的置信区间均不包括 0,进一步证明,就业观念在社会融合对流动人口选择低风险再就业方式的影响中的中介效应具有统计学意义,假设 2 得证。同理,规避风险能力对流动人口选择低风险再就业方式的间接影响效应为 0.000 且显著,社会融合、规避风险能力对流动人口选择低风险再就业方式的总影响效应、直接影响效应、间接影响效应的置信区间均不包括 0,进一步证明规避风险能力在社会融合对流动人口选择低风险再就业方式的影响中的中介效应具有统计学意义,也证实了规避风险能力在社会融合对流动人口选择低风险再就业方式的影响中起到了正向作用,即控制了规避风险能力这一中介变量后,社会融合程度越高,流动人口越倾向于选择低风险再就业方式,假设 3 得证。

六、研究结论与启示

社会融合对流动人口再就业方式选择的影响是巨大的,社会融合程度的提高不仅能够改变流动人口传统的就业观念,实现就业方式多元化、现代化,还能

提升流动人口规避再就业方式选择风险的能力。研究中基于流动人口失业调查数据,利用二元 Logistic 回归模型分析了社会融合对流动人口再就业方式选择的影响,并通过分样本回归进行了检验,保证了结论的可靠性。

1. 主要结论

(1)社会融合对流动人口选择低风险再就业方式具有正向影响,表明社会融合程度越高,流动人口选择低风险再就业方式的概率越大。具体看,经济融合、行为融合、心理融合、文化融合对流动人口选择低风险再就业方式均具有显著正向影响。其中经济融合、心理融合对流动人口选择低风险再就业方式的影响程度较大。文化融合、行为融合对流动人口选择低风险再就业方式的影响程度较小。因此,在提高流动人口的社会融合程度时,应重点关注经济融合和心理融合,缓解其心理压力,帮助其摆正心态,改变传统就业观念,积极选择低风险再就业方式。

(2)除婚姻状况和户口性质外,流动人口的性别、年龄、受教育程度、健康状况等因素均对其选择低风险再就业方式具有显著影响。这表明,降低流动人口再就业方式选择的风险不仅要提高其文化素质、身体素质,还应尊重流动人口的个体特征差异及城乡流动规律。

(3)社会融合对流动人口选择低风险再就业方式

的影响存在群体差异性。就业观念和规避风险能力在社会融合对流动人口选择低风险再就业方式的影响中发挥着显著的中介作用。社会融合能够改变流动人口传统的就业方式、就业观念,提升其规避就业方式选择风险的能力,促进其就业方式向现代化转变,进而降低其再就业方式选择风险,促进城镇化高质量发展。

2. 启示

(1) 提高流动人口与流入地行为融合程度

鼓励社会组织进入流动人口社区。鼓励流动人口积极参与社区、企业、社会等组织的社会交往活动,增强与邻里、工友的交流,与其保持良好互动和联系,维持良好的邻里关系和工友关系。强化其多方面的正当社会关系,包括与政府再就业服务部门、当地劳动力市场等之间的联系。促进流动人口行为融合,以确保失业后,可以快速找到工作,降低再就业方式选择的社会风险。

(2) 提高流动人口与流入地文化融合程度

鼓励流动人口提高自身整体素质和水平。引导其积极参与职业技能培训,提高自身技能水平。此外,引导其注重进一步提高自己的学历水平,包括参加成人高考、在职研究生等的学习,使自己的学历、能力不断与市场需求贴合。

(3) 引导流动人口树立正确的就业观

树立正确的就业观是顺利就业或再就业的关键,也是降低流动人口再就业方式选择风险的关键,包括正确的自我评价和恰当的职业评价。流动人口走向就业市场,正确的自我评价和恰当的职业评价可以进一步增强其在流入地的就业稳定性,提升其在流入地的安全感和归属感。此外,流动人口还应该摆正自己的心态,降低工作、生活、心理压力,积极面对工作和生活。◆

参考文献:

- [1] TANG S, FENG J. Cohort differences in the urban settlement intentions of rural migrants: A case study in Jiangsu Province, China[J]. *Habitat International*, 2015(49): 357-365.
- [2] TYNER A, REN Y. The Hukou system, rural institu-

tion, and migrant integration in China [J]. *Journal of East Asian Studies*, 2016, 16(3): 331-348.

[3] 刘涛, 王德政. 教育水平、工作经验与流动人口就业质量[J]. *人口研究*, 2021, 45(4): 85-99.

[4] 宋骁. 人力资本、经济结构与流动人口从业状态[J]. *人口与经济*, 2012(5): 87-94.

[5] 陈熙. 中国流动人口再流动意愿的分层模型研究[D]. 贵阳: 贵州财经大学, 2021.

[6] 杨凡, 杜姗姗, 陶涛. 中国流动人口失业状况及其影响因素: 基于 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据的分析[J]. *人口研究*, 2018, (4): 14-26.

[7] 郭庆. 社会融合对农民工就业质量的影响研究[J]. *调研世界*, 2017(7): 22-27.

[8] 匡亚林. 新时代聚焦新发展: 我国社会保障体系建设研究[J]. *行政管理改革*, 2018(5): 39-44.

[9] 张晓菲, 张国俊, 周春山. 珠三角流动人口的代际就业结构分异及影响因素: 基于六城市的调查分析[J]. *热带地理*, 2020, 40(5): 821-831.

[10] 齐心. 北京市低保未就业人员的基本状况及就业促进政策研究[J]. *北京劳动保障职业学院学报*, 2007(4): 19-22.

[11] 姚先国, 冯履冰, 周明海. 中国劳动力迁移决定因素研究综述[J]. *中国人口科学*, 2021(1): 117-125+128.

[12] 周嘉倪. 单位制背景下失业工人身份认同重构研究: 以山东省东营市胜利油田为例[D]. 重庆: 西南大学, 2017.

[13] 刘涛, 王德政. 教育水平、工作经验与流动人口就业质量[J]. *人口研究*, 2021, 45(4): 85-99.

[14] 马应征. 理性选择视角在我国人口流动研究中的应用述评[J]. *农村经济与科技*, 2021, 32(24): 274-275.

[15] 杨菊华. 社会排斥与青年乡-城流动人口经济融入的三重弱势[J]. *人口研究*, 2012, 36(5): 69-83.

[16] 倪玖斌. 城乡融合对农民工就业选择影响机理及政策建议: 基于人力资本转化视角[J]. *人力资源开发*, 2017(4): 50-55.

[17] 周皓. 流动人口社会融合的测量及理论思考[J]. *人口研究*, 2012, 36(3): 27-37.

基于柯布—道格拉斯生产函数的经济大省人才贡献率测算研究

董黎明

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451450)

摘要:人才是经济发展的基础性、战略性支撑。采用柯布—道格拉斯生产函数对 2012—2020 年广东、江苏、浙江、山东、河南、四川六个经济大省的人才资本对经济增长的贡献率进行测算,结果显示:六个经济大省人才资本对经济的贡献率均逐年递增,其中,江苏增幅最大,河南增幅最小;广东、浙江人才资本对经济增长的贡献率达到 45%左右,在六个经济大省中处于第一梯队,江苏、山东处于第二梯队,河南、四川处于第三梯队。提出创新体制机制和平台、职业教育高等教育齐抓共建等对策建议。

关键词:柯布—道格拉斯生产函数;人才资本;贡献率

中图分类号:F014.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)04-0045-04

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.04.006

一、引言

党的二十大报告指出“教育、科技、人才是全面建设社会主义现代化国家的基础性、战略性支撑,必须坚持科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力,深入实施科教兴国战略、人才强国战略、创新驱动发展战略”,凸显了教育、科技、人才在全面建设社会主义现代化国家全局中的战略地位。广东、江苏、浙江、山东、河南和四川六个省的经济总量占全国的 45%,是国家经济发展的顶梁柱。经济大省要勇挑大梁,发挥稳经济关键支撑作用,离不开人才这一战略支撑。

近年来,吸引眼球的“抢人大战”频频上演,各经济大省根据本地特点纷纷出台了吸引人才的相关政策。广东省优化实施“珠江人才计划”等重大人才工程柔性引才引智,积极打造“一港一园一卡一站一库”人才服务体系,全面提升人才服务水平;江苏省第十四次党代会明确提出,要加快新时代人才强省建设,全力打造人才发展现代化先行区;浙江省出台了《关于建设高素质强大人才队伍打造高水平创新型省份的决定》,明确把人才强省、创新强省作为首位战略;山东省大力实施“人才兴鲁”战略,聚力加强人才引育创新,制定了《关于加强和改进新时代山东人才工作的实施意见》;河南省把创新驱动、科教兴省、人才强省战略作为“十大战略”之首,坚持人才引领驱动,加快

建设全国重要人才中心;四川省印发了《关于加强和改进新时代人才工作的若干措施》《四川省人才发展“十四五”规划》,确立加快建设具有全国影响力的创新人才聚集高地和科技创新中心的战略目标。

人才对经济的重要性得到了各经济大省的一致重视,但是人才对经济大省经济增长的贡献率到底有多少一直缺少实际的数据支撑。本文以柯布—道格拉斯生产函数为基础,测算了六个经济大省 2012—2020 年的人才贡献率,并对结果进行对比分析,提出相关政策建议。

二、文献综述

舒尔茨在 1961 年首次阐述了人力资本理论,之后贝克尔等人在 1964 年真正建立起人力资本理论。20 世纪 90 年代,卢卡斯和罗默认为知识和人力资本与物质资源一样是同等重要的生产要素,把人力资本作为单独的因子引入新增长模型,并将舒尔茨的人力资本和索罗的技术进步结合起来,提出“专业化人力资本”概念,指出由于知识和人力资本具有溢出效应,因而具有递增的边际生产率,对知识和人力资本的不断投入可以持续提高某一地区的长期增长率。

国内学者对人力资本的研究比较多,但是对人才资本对经济增长贡献率的测算研究并不多。桂昭明(2009)^[1]在对人力资本贡献率理论研究的基础上,指出可依据就业人员受教育年限进一步区分基础人力资本

作者简介:董黎明(1990—),男,河南尉氏人,硕士,统计师,研究方向为经济统计、应用统计。

和人才资本,并在学界首次提出“人才贡献率”这一概念。黄维德和郝静等(2010)^[2]采用柯布-道格拉斯生产函数,对上海自改革开放以来,尤其是浦东开发以来,上海人力资本、人才资本对经济增长的贡献率进行了研究,并对未来年份上海人才贡献率进行了预测。蒋正明和张书凤等(2011)^[3]通过构建修正的C-D模型对我国科技人才对经济增长的贡献率进行了实际测量。许凡和宋殿清(2013)^[4]采用基于人力资本分类的生产函数模型,将作为生产要素的劳动力分为基础人力资本和人才资本,结合麦迪逊系数法对2001—2010年上海地区的要素投入与经济增长的关系进行了定量分析。郭克量和张子麟等(2015)^[5]运用柯布-道格拉斯生产函数,通过构建基于人才资本的河北省产出模型,计算出1996—2011年河北省基础人力资本贡献率和人才贡献率。王红涛和谢德金等(2012)^[6]通过永续盘存法对我国1978—2010年物资资本存量进行估算,并结合学历权重法与受教育年限法来度量1964—2010年我国的人力资本存量。李琼和文婷(2011)^[7]运用柯布-道格拉斯生产函数和索洛余值法,选取物质资本和劳动作为影响经济增长的主要因素,以1979—2009年贵州省的统计数据为样本进行回归分析,并对这些要素的贡献率进行分析。胡薇(2019)^[8]将人力资本以大专学历为界划分为基础人力资本和人才资本,采用柯布-道格拉斯生产函数,对贵州省2004—2016年人力资本、基础人才资本和高层次人才资本对经济增长的贡献率进行研究。

三、模型设定与指标选取

(一)模型设定

目前学界对经济增长问题的研究常采用以柯布-道格拉斯生产函数为基础的索洛模型,研究不同生产要素对经济增长的影响。本文理论模型亦基于柯布-道格拉斯生产函数,其基本形式如下:

$$Y_t = AK^{\alpha}H^{\beta}e^{\mu} \quad (1)$$

其中, Y 为产出变量, K 为物资资本, H 为人力资本, t 为不同时期, A 为技术水平参数, α 为物质资本对产出的弹性, β 为人才资本对产出的弹性, μ 为随机扰动项。

为测算人才资本贡献率,将人力资本拆分为基础人力资本和专业性人力资本(即人才资本)。公式(1)可变形为:

$$Y_t = AK^{\alpha}H_1^{\beta_1}H_2^{\beta_2}e^{\mu} \quad (2)$$

其中, H_1 为基础人力资本, H_2 为人才资本, β_1 为基础人力资本对产出的弹性, β_2 为人才资本对产出的

弹性,其他指标含义与公式(1)相同。

对公式(2)取对数后,如下:

$$\ln Y_t = \ln A + \alpha \ln K_t + \beta_1 \ln H_{1t} + \beta_2 \ln H_{2t} + \mu \quad (3)$$

利用相关软件可分别对六个经济大省的时间序列数据进行分析,分别得到各个经济大省的参数 α 、 β_1 、 β_2 的具体值,即物质资本、基础人力资本、人才资本的产出弹性,最后根据索洛余值法即可计算出各个经济大省人才资本对经济增长的贡献率,公式如下:

$$\text{人才资本贡献率} = \frac{\beta_2 \text{人才资本本年增长率}}{\text{产出年增长率}} \quad (4)$$

(二)指标选取

根据上述公式,本文研究涉及三个指标:产出、物质资本存量和人力资本存量(包含基础人力资本和人才资本)。

1. 产出

本文用地区生产总值(GDP)衡量各经济大省的产出,以反映各经济大省的经济规模。选取2012—2020年六个经济大省的GDP数据,并全部转换为以2010年不变价衡量的实际GDP数据,数据来源于六个经济大省相关年份的统计年鉴。

2. 物质资本存量

目前,我国没有可用的物质资本存量数据,需根据相关指标进行估算。参照以往研究,本文选择采用永续盘存法分别对六个经济大省的物质资本存量数据进行估算,计算公式如下:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \eta_t) + I_t \quad (5)$$

其中, K_t 为 t 年的固定资本存量; K_{t-1} 为 $t-1$ 年的固定资本存量; η_t 为 t 年的固定资本折旧率,参考相关文献,本文定为5%; I_t 为新增固定资产投资,本文采用固定资产投资替代,由于2010年固定资产投资口径改变和2017年后不再公布固定资产投资总额,本文固定资产投资总额均以2010年为基期,以年均实际增长率推算得到。数据均来源于各经济大省相应年份的统计年鉴。

3. 人力资本存量

为了研究人才资本对产出的贡献,将人力资本划分为基础人力资本和人才资本,参照国家统计局利用受教育年限法分别对基础人力资本和人才资本存量进行核算。

参照国家统计局的计算方法,将就业人员按受教育程度进行分类,同时,根据麦迪森对人力资本异质性的分析,设置对不同学历层次所代表的人力资本进行折算的教育折算系数,如表1所示。

表 1 不同学历层次的受教育年限和教育折算系数

学历层次	未上过学	小学	初中	高中	大专	本科	硕士及以上
受教育年限(年)	1.5	6	9	12	15	16	19.6
教育折算系数	1	1	1.4	2	2	2	2

我国受教育者一般是从高中阶段开始进行专业基础知识学习,并逐步形成自学自研(卢卡斯的“干中学”)能力,因此,本文将高中以下就业人员所积累的人力资本存量划分为“基础人力资本”,记为 H_1 ;将高中及以上的就业人员所积累的人力资本存量划分为“人才资本”,记为 H_2 。 H_1 、 H_2 的计算公式如下:

$$H_1 = \sum_{i=1}^n X_i h_i \omega_i \quad (6)$$

$$H_2 = \sum_{i=1}^m X_i h_i \omega_i \quad (7)$$

其中, X_i 为第 i 学历层次就业人员数, h_i 为第 i 学历水平的受教育年限, ω_i 为第 i 学历层次的教育折算系数。

各经济大省的就业人员数据来源于相关年份的统计年鉴,就业人员受教育程度构成数据来源于相关年份的《中国劳动统计年鉴》。

四、经济大省基本情况

(一)经济总量及增速分析

总量差距逐渐拉大。2012 年,六个经济大省中经济总量排名第一的广东与排名最后的四川相差 33085 亿元,到 2020 年,两者排名不变,经济总量扩大至 62650 亿元,绝对量差距进一步拉大;相对差距略微缩小。2012 年,广东省经济总量约是四川的 2.38 倍,到 2020 年,广东省经济总量约是四川的 2.29 倍,差距略微缩小。2010—2020 年,六个经济大省经济总量年均增速从高到低依次是浙江、四川、江苏、河南、山东、广东,增速分别为 8.3%、7.7%、7.3%、7.2%、6.9%、6.8%。

(二)固定资产投资增速分析

固定资产投资增速回落明显。随着供给侧结构性改革,六个经济大省固定资产投资增速均由 2012 年的两位数回落至 2020 年的个位数,回落幅度较大。2012—2020 年,六个经济大省固定资产投资年均增速从高到低依次是广东、河南、四川、浙江、江苏、山东。其中,广东年均增速达到 12.7%,比第二名河南(8.8%)高近 4 个百分点,是最后一名山东的近两倍。

(三)就业人员学历层次分析

2012—2020 年,广东就业人员中未上过学人员占

比一直最低,河南、四川占比较高。2012 年,经济大省中就业人员受教育程度在高中及以上人员(即人才资本)占比最高的是广东,占比为 35.8%,最低的是四川,占比为 22.5%。2020 年,经济大省中就业人员受教育程度在高中及以上人员占比最高的仍是广东,占比为 48.1%,最低的依然是四川,占比为 32.7%。这一比例提升幅度最大的是浙江,提升 15.4 个百分点。这得益于沿海省份优质的教育资源和良好就业环境对人才资本的吸引。

五、实证分析

利用 SPSS 软件分别对六个经济大省的相关数据进行分析,结果如下:

$$\ln Y_{GD} = 4.074 + 0.531 \ln K_{GD} + 0.059 \ln H_{1GD} + 0.081 \ln H_{2GD} \quad (8)$$

$$\ln Y_{JS} = -49.689 + 0.585 \ln K_{JS} + 2.998 \ln H_{1JS} + 2.163 \ln H_{2JS} \quad (9)$$

$$\ln Y_{ZJ} = -12.964 + 0.156 \ln K_{ZJ} + 1.011 \ln H_{1ZJ} + 1.127 \ln H_{2ZJ} \quad (10)$$

$$\ln Y_{SD} = 4.021 + 0.560 \ln K_{SD} + 2.568 \ln H_{1SD} + 0.751 \ln H_{2SD} \quad (11)$$

$$\ln Y_{HN} = 1.708 + 0.685 \ln K_{HN} + 0.858 \ln H_{1HN} + 0.446 \ln H_{2HN} \quad (12)$$

$$\ln Y_{SC} = 1.897 + 0.734 \ln K_{SC} + 0.267 \ln H_{1SC} + 0.177 \ln H_{2SC} \quad (13)$$

其中,下标 GD、JS、ZJ、SD、HN、SC 分别是广东、江苏、浙江、山东、河南、四川的缩写。以式(8)—(13)为基础测算出六个经济大省人才资本对经济的贡献率,详见表 2。

由表 2 可知,六个经济大省人才资本对经济的贡献率均逐年递增。2020 年底,广东、浙江两省人才资本对经济增长的贡献率达到 45%左右,在六个经济大省中处于第一梯队;江苏、山东两省人才资本对经济增长的贡献率在 42%左右,在六个经济大省中处于第二梯队;河南、四川两省人才资本对经济增长的贡献率最低,未超过 40%,在六个经济大省中处于第三梯队。

2012—2020 年,六个经济大省中人才资本对经济增长贡献率提升幅度最高的是江苏,提升 21.87 个百分点,提升幅度最低的是河南,提升 18.71 个百分点。

表2 六个经济大省人才资本对经济的贡献率

年份	广东	江苏	浙江	山东	河南	四川
2012	25.94%	21.10%	26.58%	22.19%	21.06%	18.40%
2013	27.90%	21.82%	27.50%	22.51%	23.46%	21.16%
2014	29.76%	24.27%	28.11%	24.56%	23.51%	24.56%
2015	29.64%	24.85%	29.62%	26.30%	24.42%	25.97%
2016	30.91%	27.80%	29.91%	29.30%	26.34%	27.80%
2017	31.92%	30.12%	30.81%	29.71%	27.68%	27.78%
2018	33.43%	33.92%	32.01%	33.08%	29.75%	29.41%
2019	40.47%	39.38%	40.16%	37.83%	34.16%	34.39%
2020	45.14%	42.97%	44.57%	42.06%	39.77%	39.58%

六、政策建议

党的十八大以来,在习近平总书记关于做好新时代人才工作重要论述的指引下,各省均出台了一系列吸引人才的优惠政策。今后,仍要继续坚持人才为要的发展思路,加强人才资本特别是高层次人才资本的积累,不断提升人才对经济增长的贡献率,在全面建设社会主义现代化国家新征程上展现更大作为。

(一)筑巢引凤,创新体制机制和平台

体制机制为创新提供了保障,平台是创新创业的基础,加快科技创新步伐,必须推动两者协同建设、协同发展。一是完善科技创新体制机制,推动科技创新人才管理模式和科研组织方式转变,统筹管理科技人才工作,对人才政策、资金等实行统一管理,提高工作效率。二是强化比较优势,建立健全科技创新人才工作机制,完善科技创新人才激励保障机制,建立宽松的分配机制和奖励机制,调动科研人员积极性。三是主动对接国家重大战略,融入国家战略力量体系,服务国家战略需求,聚焦重大科技需求和关键核心技术,高标准建设一批高能级创新平台。

(二)补齐短板弱项,职业教育、高等教育齐抓共建

广东等经济发达省份形成了完整的技能人才培养体系,河南、四川应积极向广东等省学习,高质量推进技能人才建设。加快构建职业技能培训体系,实施精准职业技能培训,加快形成政府引导、企业主体、就业牵引、政策激励的职业技能培训教育格局。整合职业教育资源,建设一批优秀中等职业学校。围绕国家重大战略和经济、产业发展需求,深化高校布局,优化调整学科学院设置,引进国内外优质教育资源,支持省内高校与国内外知名高校联合办学、联合培养,努力补齐高等教育短板,提升高等教育整体实力。

(三)引育并重,为创新驱动提供不竭动力

山东、河南、四川应依托人力资源大省优势,坚持引育并重,将人力资源优势转化为人才资本优势。一

是聚焦经济转型发展、产业结构升级和创新驱动对人才需求的变化,建立产业发展、转型升级和人才需求匹配机制,广泛开展产学研合作,通过产学研联合体建立合作机制。二是放宽人才引入条件,主动走出去,到人才资源丰富的沿海省市和一线城市引才,同时做好技能人才和高层次人才引进工作,重点引进国际高精尖缺人才及团队,培育青年领军人才,打造人才集聚高地。三是围绕人才评价、待遇、使用、激励等关键环节,制定、完善住房、社保、科研基金等政策措施,营造引进人才、留住人才、用好人才的良好生态,激发人才活力,形成“引育人才—使用人才—吸引人才”的良性循环。◆

参考文献:

- [1]桂昭明.人才资本对经济增长贡献率的理论研究[J].中国人才,2009(12):10-13.
- [2]黄维德,郝静,汤磊.上海人才贡献率研究[J].华东理工大学学报(社会科学版),2010,25(2):72-78.
- [3]蒋正明,张书凤,李国昊,等.我国科技人才对经济增长贡献率的实证研究[J].统计与决策,2011(12):78-80.
- [4]许凡,宋殿清.人才红利视角下经济增长要素贡献率研究:以上海地区为例[J].科技与管理,2013,15(6):17-22.
- [5]郭克量,张子麟,蒙运芳.基于柯布-道格拉斯模型的人才贡献率研究:以河北人才资本对经济增长贡献率分析为例[J].学术论坛,2015,38(1):55-59.
- [6]王红涛,谢德金,倪志良.人力资本形成与经济增长:以中国1978年—2010年数据为例[J].当代经济管理,2012,34(5):65-72.
- [7]李琼,文婷.西部地区经济增长要素的证实分析:以贵州省为例[J].经济问题,2011(4):127-129.
- [8]胡薇.贵州经济增长中高层次人才贡献率的实证研究[J].财富时代,2019(6):83-85.

机构投资者行为 对股票特质波动率的影响研究

任洁¹ 郝芳静² 安志勇²

(1.山东工商学院 统计学院,山东 烟台 264000;2.山东工商学院 计算机学院,山东 烟台 264000)

摘要:利用 Louvain 算法,以共同持股为连接,构建机构投资者网络并提取网络团体,使用 2012—2021 年 A 股上市公司数据,从网络位置差异和网络内部联系视角出发,分别研究机构投资者网络中心性及网络团体对股票特质波动率的影响。研究发现,机构网络中,程度中心度、接近中心度和中介中心度的增大,会加剧股票特质波动率。机构投资者团体持仓比例及团体中最高持仓比例越高,股票特质波动率越大。进一步研究发现,在信息透明度越高的市场,机构网络中心性及机构团体加剧股票特质波动率的影响越弱。

关键词:机构网络;机构团体;网络中心性;信息透明度;股票特质波动率

中图分类号:F830

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)04-0049-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.04.007

一、引言

随着市场投资者结构的不断发展与完善,A股市场由散户化向机构化的转变迅速加快,使机构投资者是否可以稳定市场成为大家谈论的热点话题之一。股票市场具有收益高、机遇多的特点,吸引着机构投资者和个人投资者纷纷投身于其中,但高收益同时伴随高风险,个人投资者时刻紧密关注股票价格的波动变化,希望可以尽量减少损失,获取更多的财富,机构投资者更甚。相比个人投资者,机构投资者有明显的资金规模优势与信息获取优势,其行为变化受到市场投资者的密切关注,其投资决策往往会对股票市场产生重要影响。规模体量大的机构投资者对股票加仓、减持等行为常常被规模较小的机构投资者及个人投资者学习和模仿,容易导致“羊群效应”,加剧股票价格的波动,降低市场的稳定性。受多种因素影响,当下市场出现不确定性风险的概率大大增加,机构扎堆投资龙头股、蓝筹股等优质赛道股票的行为进入了公众视野。在未来,机构投资者为了平衡收支及避免损失,会不断抱团以减小发展过程中产生的不确定性和风险

性。因此,机构的抱团行为可能会长期存在。

目前,国内外学者对机构投资行为如何影响金融市场进行了大量的理论与实证研究,但由于使用的数据、方法各异且研究出发点不同,对机构投资者是稳定股票市场还是加剧市场的波动尚无定论。大部分学者以机构投资者的特征,如持股比例多少、机构异质性等为出发点进行研究,忽略了机构投资者实质上并不是一个独立的个体,而是处于复杂的社会网络中,他们的投资行为会受到不同方面的影响。因此,本文以社会网络为理论基础,从网络位置差异和网络内部联系视角出发,根据基金之间重仓持股关系,构建机构投资者网络并提取机构团体,实证研究机构投资者网络中心性与机构团体持仓比例对股价特质波动率的影响,并使用信息透明度作为调节变量进行进一步的研究,以此丰富对机构投资者的研究。

二、理论分析与研究假设

市场交易者与同行之间的信息关联会严重影响交易量与价格变动,这些联系会传递正相关或负相关信号,改善或损害市场深度,提高或降低交易者的利

基金项目:山东工商学院第二批财富管理项目“金融科技视域下上市公司金融风险态势感知及防范研究”(2022YB09);山东计算机学会省重点实验室联合开放基金“基于大数据深度学习的金融风险态势感知”(SDKLCN-2020-06);山东工商学院博士科研启动基金“利益协同效应下保险公司治理效应研究”(BS202022)。

作者简介:任洁(1997—),女,山西吕梁人,在读硕士,研究方向为金融大数据分析;郝芳静(1991—),女,山西晋城人,博士,讲师,研究方向为公司金融;安志勇(1975—),男,山西怀仁人,博士,副教授,研究方向为金融大数据分析。

润(Colla 和 Mele, 2010)^[1]。共同基金经理之间存在“拥挤交易”效应,他们可能对投资者情绪或投资者表现出的其他行为做出反应(Blocher, 2016)^[2]。机构投资者凭借自身的地位与优势,掌握着大量的私有信息,并且这些信息会随着机构投资者之间的社会关系而被逐渐传播。机构投资者之间存在着广泛的信息互动,其中包括信息的共享与社会学习。在金融市场上,部分精明的投资者会先接收到信息,然后向社会网络中其他投资者传播自己的观点和态度,其他的投资者会逐渐地接收到信息,并有所行动,如此形成了投资者行为的传染(肖欣荣和刘健等, 2012)^[3]。通过基金持有统一标的联系或基金经理私人关系形成的网络可以进行共享信息,处于同一网络中的投资者可以相互模仿投资行为或者相互借鉴投资策略,成为资金传染的重要途径,使机构投资行为一致性得到加强(刘京军和苏楚林, 2016)^[4]。这种行为在很大程度上提升了信息的传播效率,而信息的扩散会导致机构之间互相影响交易的投资决策,引发资产价格大幅波动,进而降低资本市场的稳定性(Ozsoylev 和 Walden 等, 2014)^[5]。机构投资者的网络中心性反映了机构投资者在网络中的信息搜集能力、信息控制能力以及对其他机构投资者的影响力。网络中不同的位置会对投资者交易行为和获得的投资利润产生较大的影响差异,处在网络中心的投资者可以比处在边缘的投资者更早接收到信息,从而可以抢占先机,更及时地进行交易。Bajo 和 Chemmanur (2016)^[6]评估交易者的中心地位作为衡量网络连接程度的指标,发现更为活跃的中心机构投资者所持有的股票最能提升公司价值。中心性强的内幕交易者不仅能获得更多的投资利润,而且可以获得更高的投资收益。

机构间倾向于一致买进或卖出同种股票,导致形成“羊群效应”,加剧了市场的波动程度(Choi 和 Skiba, 2015)^[7]。于博和范璐(2019)^[8]认为机构投资者增加持股比例,会让未来一段时间内股票的异常收益风险加剧,当期股价暴涨并不是机构“净增持”产生的推动效应,但是当期股价暴跌却是机构“净减持”导致的结果,所以机构持股变动并不能够起到稳定股价的作用。通过推动知情交易这一重要渠道,机构投资者通过网络进行信息共享的举动直接加剧了公司的特质风险,尤其是位于网络结构中心的投资者相比外缘投资者更容易受到公司特质风险的影响(王典和薛宏刚, 2018)^[9]。基金之间的信息共享机制提高了“黑天鹅”

事件发生的可能性。股票总体风险和特质风险会随着基金信息网络密度的增加而上升,同时大幅增加股票发生极端情况的概率,对极端下跌市场有着更为显著的影响(陈新春和刘阳等, 2017)^[10]。机构投资者抱团行为也加剧了股价的波动,并且随着机构投资者抱团持股比重的上升,股价崩盘风险也相应大大增加(吴晓晖和郭晓冬等, 2019)^[11]。因此,本文提出以下假设:

H1: 机构网络中心性与股票特质波动率间存在显著的相关关系。

H2: 机构网络团体持仓比例的增大,加剧了股票特质波动率。

Choi 和 Skiba (2015)^[7]使用获取信息便利性、公司透明度以及与信息环境相关的宏观经济因素等五个维度变量衡量信息不对称程度,发现机构投资者在信息不对称程度较低的市场上更容易聚集,机构投资者的“羊群行为”可能是由基本面信息的相关信号驱动的。而机构投资者的“羊群行为”使市场信息走向“完全知情”和“完全不知情”两个极端(张普和蒋月娥等, 2021)^[12]。机构投资者为了强化自身优势和增强话语权,选择与管理层合谋,导致投资者需要花费更多的成本才能获取股价特质信息,同时降低了信息透明度(何瑛和马珂, 2020)^[13]。机构投资者网络团体给企业带来的负面影响可以通过较好的信息和法律环境来缓解(郭晓冬和王攀等, 2020)^[14]。处于机构网络最中心的投资者,常常使用传递正面消息或过滤负面消息等方式蓄意隐藏坏消息,而其他机构投资者为了可以及时交易而选择揭露坏消息。公司透明度越高,特有坏消息越难被隐瞒,其他机构投资者甚至不需要通过网络也可以轻易地挖掘到特质信息,可以有效减轻对股市不稳定性的影响(郭晓冬和柯艳蓉等, 2018)^[15]。因此,本文做出以下假设:

H3: 信息透明度负向影响机构网络中心性与股票特质波动率。

H4: 信息透明度负向影响机构团体持仓比例与股票特质波动率。

三、研究设计

(一) 数据选择

本文以 2012—2021 年中国 A 股市场上市公司为研究样本,机构投资者的相关数据与企业财务数据均来自国泰安数据库、锐思金融研究数据库。选取中国公募基金中股票型基金与混合型基金作为机构投资者样本。按照研究惯例,对样本如下筛选:剔除研究变

量大量缺失和 ST 等状态异常的样本;对连续型变量进行上下各 0.5%的缩尾处理。最终分别得到关于机构网络中心性与机构团体的 21260 个和 35786 个季度观测数据。

(二) 变量说明

1. 被解释变量——股票特质波动率

本文借鉴陈新春和刘阳等(2017)^[10]的方法,采用经 Fama - French 三因子调整后的收益率的特质波动率(IVOL)衡量股票价格波动。为减小异方差,获得平稳数据,对取得的特质波动率进行对数化处理。根据以下公式计算了特质波动率:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{i,RMRF} RMRF_t + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,HML} HML_t + e_{i,t} \quad (1)$$

$$\rightarrow_{i,t}^{FF} = \rightarrow_{i,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

$$Volatility_i = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (\rightarrow_{i,t}^{FF})^2} \quad (3)$$

其中, $R_{i,t}$ 与 $R_{f,t}$ 分别代表第 t 日股票 i 的收益率和无风险收益率。 $RMRF_t = R_{m,t} - R_{f,t}$, 代表股票投资组合的日平均收益率与无风险收益率的差值, 其中, $R_{m,t}$ 为沪深 A 股所有股票的流通市值加权平均收益率。

2. 机构投资者网络的构建与中心性指标选取

参照肖欣荣和刘健等(2012)^[11]的方法, 本文以公募基金作为机构投资者代表样本, 构建机构投资者网络。因为基金持股关系在不同时间段会随着基金经理操作而变化, 所以对每个季度分别构建一张信息网络。在构建网络时, 选取各基金季报公布的十大重仓股, 且该股票的市值占该基金所有股票投资市值的比例在 5% 以上, 从而削弱了表现不好和新上市股票对结果造成的影响。如果两支基金重仓持有相同的股票, 我们假定两支基金彼此之间存在关联, 该关联作为网络连接形成了基金网络。基于基金对股票的持股关系, 进一步形成了股票的信息网络。

本文借鉴李维安和齐鲁骏等(2017)^[16]的网络中心性指标进行研究分析:

程度中心度(CenD): 在一个社会网络中, 某个体处于中心地位, 则可得出该个体与其他个体有着大量直接联系, 于是定义网络中一个点的程度中心度为网络中与该点之间有联系的点的数目。在基金股票网络中, 程度中心度越高, 证明该节点越靠近网络中心, 其具有更好的位置优势, 相应就拥有了更为丰富的信息资源与扩散渠道。

$$CenD = \frac{\sum_i X_{ij}}{(N-1)} \quad (4)$$

接近中心度(CenC): 接近中心度用来衡量网络中某个节点不受他人控制的能力。接近中心度使用一个节点到另一个节点的最短路径的平均长度来衡量。具有较高接近中心度的节点, 说明许多点与该节点通过较短路径相连, 与其他节点的直接联系较多, 通过中介点联系其他节点较少。

$$CenC = \frac{(N-1)}{\sum_{j=1}^N d(i,j)} \quad (5)$$

中介中心度(CenB): 在一个网络中, 某个体处于许多其他两个个体之间的路径上, 则其对这两个个体之间的联系起到了桥梁作用, 于是定义中介中心度为通过该节点最短路径的数量。具有较高中介中心度的节点, 说明有很多个体的信息传递需要通过它, 反映了对于信息资源的控制能力。

$$CenB = \frac{2 \sum_{j \neq k} \left[\frac{P_{jk}(i)}{P_{jk}} \right]}{(N-1)(N-2)} \quad (6)$$

其中, N 表示网络中的节点总数, X_{ij} 表示与节点 i 存在直接联系的节点总数, $d(i,j)$ 代表节点 i 到任意节点 j 的最短距离, $P_{jk}(i)$ 表示节点 j 与节点 k 通过节点 i 间接联系的路径。

3. 机构团体的提取与团体变量选取

为了从基金投资者网络中提取出基金团体, 借鉴吴晓晖和郭晓冬等(2019)^[11]的方法, 使用 Louvain 算法从机构投资者网络中提取机构团体。该算法可以根据节点与节点之间连接是否稠密来划分社区(在同一个社区中点的连接较为稠密, 而不同社区之间的连接较为稀疏), 根据这个标准划分的网络模块度也会更高, 该算法的性能也就更好。划分完成的网络团体中的每个点都互相连接, 这种结构有利于信息在网络中迅速传播, 更容易互相学习和借鉴各自的行为。而没有划分为同一团体的点之间可能没有连接或连接分散, 可能导致信息传递的中断, 影响了信息的传播速度。

本文使用 Louvain 算法从基金投资者网络中提取出基金团体后, 根据式(7)计算基金团体持仓比例(FNL)。

$$FNL_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \rho_{i,j,t} \cdot I(Clique_{j,t}) \quad (7)$$

其中, $\rho_{i,j,t}$ 是基金 j 在 t 季度末持有公司 i 的流通市值占该基金所有股票投资市值的比例, 而 $Clique_{j,t}$ 是

关于基金团体的虚拟变量,如果基金 j 属于某个团体,则赋值为 1,否则为 0。然后选取在某基金团体中,持有该股票 i 的流通市值占其投资市值的最高比例作为基金团体最高持仓比例。

4. 调节变量——信息透明度

本文选用股价特质信息含量(NYSCH)作为市场交易信息透明度的代理变量,股价特质信息含量越大,表明股价中反映的公司特质信息的比例越高,则信息透明度越好。

$$NSYCH_{i,t} = \frac{\ln(1-R_{i,t}^2)}{R_{i,t}^2} \quad (8)$$

其中, R^2 代表市场和行业层面信息能够解释的价格波动部分, $1-R^2$ 代表了公司特质信息带来的波动。

5. 控制变量

为了控制影响股票特质波动率的其他因素,本文选取了以下控制变量。企业估值变量:个股回报率 Ret , 流通市值 $Lnmcap$, 资产负债率 Lev , 市净率 PB , 个股换手率 $Turnover$; 公司治理变量:前十大股东持股比例 $Top10$, 独董比率 $InDir$, 审计师是否来自四大 $Big4$; “羊群效应”控制变量:相对基准收益标准差 $Fret_sd$, 买入-赎回比均值 Pr_mean 。具体变量及定义见表 1。

表 1 变量及说明

变量分类	变量名称	变量定义
因变量	股价特质波动率 $IVOL$	见式(1)—(3)
自变量	程度中心度 $CenD$	见式(4)
	接近中心度 $CenC$	见式(5)
	中介中心度 $CenB$	见式(6)
	机构团体持仓比例 FNL	见式(7)
	机构团体最高持仓比例 $MFNL$	机构团体中某机构最高持仓比例
控制变量	个股回报率 Ret	股票季度内日个股回报率的均值
	流通市值 $Lnmcap$	个股季末流通市值的对数值
	资产负债率 Lev	个股总负债与总资产的比值
	市净率 PB	每股股价与每股净资产的比率
	个股换手率 $Turnover$	股票季度内日换手率的均值
	前十大股东持股比例 $Top10$	企业季度末前 10 大股东持股比例之和
	独董比率 $InDir$	企业季度末独立董事人数占董事会总人数的比例
	审计师是否来自四大 $Big4$	审计师是否来自境内四大会计师事务所
	相对基准收益标准差 $Fret_sd$	股票信息网络中基金上一季度相对基准收益率的标准差
	买入-赎回比均值 Pr_mean	股票信息网络中基金资产买入-赎回比的均值

(三)模型设定

为了检验机构投资者网络中心性,本文构建了以下回归模型,模型采用 OLS 方法,对公司层面进行 Cluster 处理,同时控制了时间效应和行业效应。

$$LNIVOL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cen_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$LNIVOL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FNL_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

为验证信息透明度是否可以起到调节作用,引入网络特征、机构团体变量与信息透明度的交互项,对以下模型进行实证检验。

$$LNIVOL_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Cen_{i,t} + \theta_2 NSYCH_{i,t} + \theta_3 Cen_{i,t} \times NSYCH_{i,t} + \lambda Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$LNIVOL_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 FNL_{i,t} + \theta_2 NSYCH_{i,t} + \theta_3 FNL_{i,t} \times NSYCH_{i,t} + \lambda Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中, i 为公司, t 为季度, $LNIVOL$ 为对数化的股

票特质波动率, Cen 为网络结构的代理变量, FNL 为机构团体持仓比例的代理变量, $Controls$ 为控制变量的集合, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机项。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表 2 给出了主要变量的描述性统计结果。从表中可以看出,股票特质波动率的均值为 0.0886,反映了 A 股市场特质波动率的平均程度;最小值为 0.0378,最大值为 0.1600,说明了不同股票之间特质风险高低不同。从代表网络中心性的三个指标分布来看,不同的持股机构所处的网络结构位置有较大的差距;机构团体及团体最高持仓比例的最大值与最小值相差较大,说明不同机构之间的联系紧密程度不同,证明处在网络中的机构所占据的优势不同,信息共享的效率也不同。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
IVOL	21260	0.0886	0.0840	0.0333	0.0378	0.1600
CenD	21260	0.0762	0.0480	0.0786	0.0004	0.5530
CenC	21260	0.4220	0.4320	0.0909	0.0004	0.6800
CenB	21260	0.0021	0.0009	0.0032	0.0000	0.0689
FNL	35786	0.0440	0.0443	0.0111	0.0251	0.0673
MFNL	35786	0.0610	0.0580	0.0238	0.0251	0.3620

(二)实证分析

1. 机构网络中心性对股票特质波动率的影响

由表 3 可知,三种网络中心性度量指标:程度中心度、接近中心度、中介中心度系数分别为 0.136、0.291、2.172,均在 1% 的水平下显著,表明机构网络中心性与股票特质波动率显著正相关。说明机构投资者中心性越强,在网络中位置越接近中心位置,对股票特质波动率的影响越大。由于具有网络位置优势的机构投资者的网络中心性越强,代表着掌握的关联信息、知情消息越多,通过网络向其他机构传递信息能力越强。同时为了高额利益制造市场噪音与隐藏负面消息,刺激了股票价格的变动趋势,使风险上升。回归结果支持 H1。

表 3 机构网络中心性对股票特质波动率的影响

变量	(1) LNIVOL	(2) LNIVOL	(3) LNIVOL
CenD	0.136*** (0.0395)		
CenC		0.291*** (0.0375)	
CenB			2.172*** (0.669)
Ret	1.325*** (0.0309)	1.320*** (0.0307)	1.330*** (0.0307)
Lnmcap	-0.0205*** (0.00480)	-0.0230*** (0.00486)	-0.0184*** (0.00484)
Lev	0.0649*** (0.0209)	0.0666*** (0.0209)	0.0631*** (0.0210)
PB	0.0233*** (0.00112)	0.0229*** (0.00112)	0.0238*** (0.00113)
Top10	0.141*** (0.0188)	0.146*** (0.0188)	0.139*** (0.0187)
Turnover	0.114*** (0.00231)	0.115*** (0.00230)	0.114*** (0.00231)
Big4	-0.0594*** (0.0135)	-0.0598*** (0.0134)	-0.0590*** (0.0134)
InDir	0.0789** (0.0366)	0.0791** (0.0364)	0.0778** (0.0366)
Fret_sd	0.0473*** (0.0109)	0.0436*** (0.0109)	0.0493*** (0.0109)

(续表)

变量	(1) LNIVOL	(2) LNIVOL	(3) LNIVOL
Pr_mean	-0.00236 (0.00307)	-0.00241 (0.00305)	-0.00216 (0.00305)
Constant	-2.724*** (0.0834)	-2.785*** (0.0845)	-2.758*** (0.0837)
行业效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
观测值	21260	21260	21260
R ²	0.638	0.639	0.637

注:*,**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。表 4、表 5、表 6、表 7、表 8 同。

2. 机构团体对股票特质波动率的影响

表 4 显示了机构团体持仓比例对公司股票特质波动率的影响结果。回归结果显示,机构团体持仓比例与团体最高持仓比例的系数均为正,分别为 1.171、1.312,并在 1%的水平下显著。结果表明机构团体持仓比例越大,股价的波动越大,给公司带来的特质风险越大。证明了在金融市场中,机构网络团体内发生的信息共享与互相学习行为,一致新增或减持股票的举动导致了集中交易行为,本应分散的交易却同时进行,使公司股价在短时间内的波动更为严重,可见基金投资者的抱团行为并没有起到稳定市场的作用,回归结果验证了 H2。

表 4 机构团体对股票特质波动率的影响

变量	(1) LNIVOL	(2) LNIVOL
FNL	1.171*** (0.175)	
MFNL		1.312*** (0.104)
控制变量	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
观测值	35786	35786
R ²	0.624	0.627

(三)稳健性检验

1. 替换被解释变量

本文使用股票收益波动率替换特质波动率,重新对模型进行回归。

2. 固定效应检验

本文利用固定效应模型进行稳健性检验。在控制时间效应与行业效应的基础上,进一步对股票个体进行固定效应检验。

表 5、表 6 结果显示与上述结论相同,证明了结论的稳健性。

表 5 机构投资者行为对股票收益波动率的影响

变量	(1) LNVOL	(2) LNVOL	(3) LNVOL	(1) LNVOL	(2) LNVOL
CenD	0.0991*** (0.0327)				
CenC		0.109*** (0.0318)			
CenB			8.420*** (0.8180)		
FNL				0.654*** (0.1540)	
MFNL					0.502*** (0.0868)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	21260	21260	21260	35786	35786
R ²	0.685	0.685	0.411	0.680	0.680

表 6 固定效应检验

变量	(1) LNIVOL	(2) LNIVOL	(3) LNIVOL	(4) LNIVOL	(5) LNIVOL
CenD	0.128*** (0.0262)				
CenC		0.227*** (0.0275)			
CenB			2.119*** (0.5700)		
FNL				0.496*** (0.1220)	
MFNL					0.993*** (0.0652)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	21260	21260	21260	35786	35786
R ²	0.577	0.578	0.576	0.573	0.576

(四)以信息透明度为变量的调节效应分析

表 7 显示了信息透明度影响机构投资者网络中心性与股票特质波动率关系的结果。结果表明,网络

表 7 机构网络中信息透明度调节作用影响

变量	(1) LNIVOL	(2) LNIVOL	(3) LNIVOL
CenD	0.168*** (0.0392)		
CenC		0.237*** (0.0341)	
CenB			1.377** (0.6450)
NYSCH	0.153*** (0.00527)	0.192*** (0.01400)	0.127*** (0.00482)
CenD×NYSCH	-0.102** (0.0506)		
CenC×NYSCH		-0.158*** (0.0341)	
CenB×NYSCH			-0.451 (0.7060)
控制变量	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
观测值	21260	21260	21260
R ²	0.649	0.673	0.633

程度中心性、接近中心性与信息透明度交互项的回归系数均为负,且分别在 5%与 1%水平上显著。中介中心性与信息透明度交互项的回归系数为负,但未显著。从整体上看,回归结果基本支持了信息透明度负向调节的论断。信息透明度越低,具有网络位置优势的机构投资者为了自身利益,越有可能释放假信息,与公司管理层及股东一起隐瞒坏消息,“迷惑”其他投资者以达到自身的目的。相应地,较高的信息透明度,降低了信息搜集的成本,不占据网络优势的投资者更容易获得真实有效的信息,不会因为市场信息的混杂而影响交易判断。因此,信息透明度的增加,可以减弱机构网络中心优势,降低股票特质波动率的影响,回归结果验证了 H3。

表 8 为信息透明度影响机构投资者团体与股票特质波动率的关系的结果。从表中可知,机构团体持仓比例、最高持仓比例与信息透明度交互项的回归系数为负,且在 1%的水平上显著,证明了信息透明度负向调节机构团体加剧了股票波动性的影响。较好的信息环境中,机构团体对股票进行交易并不完全依赖于网络团体中所传递的信息,此时减少了集中交易的概率,减弱了机构同时交易给股票价格带来的压力。同时市场信息透明度的升高,降低了部分管理层和投资者意图使用操纵股价等不法行为获得高额利润的可能性,降低了股价的波动与发生极端情况的风险。可见信息透明度负向影响机构团体持仓比例与股票特

质波动率,回归结果验证了 H4。

表 8 机构网络中信息透明度调节作用影响

变量	(1) LNIVOL	(2) LNIVOL
FNL	0.779*** (0.162)	
MFNL		0.996*** (0.094)
NYSCH	0.170*** (0.00915)	0.178*** (0.00663)
FNL×NYSCH	-0.557*** (0.192)	
MFNL×NYSCH		-0.577*** (0.106)
控制变量	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
观测值	35786	35786
R ²	0.668	0.671

五、结论与建议

机构投资者作为证券市场的中坚力量,其行为变化应当促使股市向平稳健康的方向迈进。本文使用 2012—2021 年 A 股上市公司数据,从网络位置差异和网络内部联系两个视角出发,建立了机构网络并提取了机构网络团体,分别研究了机构投资者网络中心性和网络团体持仓比例对股票特质波动率的影响。分析表明,机构网络中心性指标(程度中心度、接近中心度和中介中心度)的增大,会加剧股票的特质波动率。机构投资者团体持仓比例及团体中最高持仓比例越高,股票特质波动率越大。进一步研究发现,在信息透明度越高的市场,机构网络中心性及机构团体对加剧股票特质波动率的影响越弱。进行稳健性检验之后发现,机构投资者网络中心性及网络团体与股票特质波动率存在的正相关关系仍然成立。

本文的研究结论具有一定实践启示。首先为投资者的交易策略提供了行为指导。通过研究信息在机构网络及机构团体的传递行为对股票特质波动率的影响,使个人投资者与部分机构投资者理性看待掌握更多信息及内幕消息的机构投资者的交易行为,减少盲目从众、竞相模仿的趋同风气。然后为监管机构规范金融市场提供了依据。通过分析机构投资者网络及团体投资的行为效应,有利于相关监管机构有效监督金融机构的投资行为,及时制止不规范甚至不合法的交易动作,遏制机构投资者的野蛮生长,减少市场的不稳定因素,防范、化解重大的金融风险。◆

参考文献:

- [1]COLLA P,MELE A.Information Linkages and Correlated Trading[J].The Review of Financial Studies,2010,23(1):203-246.
- [2]BLOCHER J.Network Externalities in Mutual Funds[J].Journal of Financial Markets,2016,30:1-26.
- [3]肖欣荣,刘健,赵海健.机构投资者行为的传染:基于投资者网络视角[J].管理世界,2012(12):35-45.
- [4]刘京军,苏楚林.传染的资金:基于网络结构的基金资金流量及业绩影响研究[J].管理世界,2016(1):54-65.
- [5]OZSOYLEV H N,WALDEN J,YAVUZ M D,et al. Investor Networks in the Stock Market[J].The Review of Financial Studies,2014,27(5):1323-1366.
- [6]BAJO E,CHEMMANUR T J,SIMONYAN K,et al. Underwriter Networks,Investor Attention,and Initial Public Offerings[J].Journal of Financial Economics,2016,122(2):376-408.
- [7]CHOI N,SKIBA H.Institutional Herding in International Markets[J].Journal of Banking and Finance,2015,55:246-259.
- [8]于博,范璐.“稳定器”还是“助推器”?机构投资者持股与股票异常收益风险[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2019,21(6):80-90+112.
- [9]王典,薛宏刚.机构投资者网络加剧还是抑制了公司特质风险[J].金融经济研究,2018,33(5):71-81.
- [10]陈新春,刘阳,罗荣华.机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗?:基金信息网络与极端市场风险[J].金融研究,2017(7):140-155.
- [11]吴晓晖,郭晓冬,乔政.机构投资者抱团与股价崩盘风险[J].中国工业经济,2019(2):117-135.
- [12]张普,蒋月娥,倪文辉.羊群行为与股价波动的关系:来自理论层面的证据[J].管理科学,2021,34(2):144-158.
- [13]何瑛,马珂.机构投资者网络与股价同步性[J].现代财经(天津财经大学学报),2020,40(3):35-52.
- [14]郭晓冬,王攀,吴晓晖.机构投资者网络团体与公司非效率投资[J].世界经济,2020,43(4):169-192.
- [15]郭晓冬,柯艳蓉,吴晓晖.坏消息的掩盖与揭露:机构投资者网络中心性与股价崩盘风险[J].经济管理,2018,40(4):152-169.
- [16]李维安,齐鲁骏,丁振松.兼听则明,偏信则暗:基金网络对公司投资效率的信息效应[J].经济管理,2017,39(10):44-61.

区块链技术在自然资源资产离任审计中的应用研究

刘里奥 李琳

(黑龙江八一农垦大学 经济管理学院, 黑龙江 大庆 163319)

摘要: 审计数字化转型是经济社会发展的新要求,推进区块链技术应用用于自然资源资产离任审计是审计数字化转型的重要途径。以审计数字化转型为逻辑起点,对国内外有关自然资源资产离任审计的有关观点进行了论述,并对区块链技术在自然资源资产离任审计中的可行性进行了分析,建立了区块链技术应用用于自然资源资产离任审计的框架和具体流程,以期完善“区块链+审计”领域的理论基础并提供实践思路。

关键词: 区块链;数字化转型;离任审计

中图分类号:F275

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)04-0056-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.04.008

一、引言

中国不断创新区块链技术,并在金融、贸易、数字身份等领域初步建立区块链产业链,区块链技术在中国已经成为推动技术变革、组织变革、效率变革的重要力量。“十四五”时期审计面临着经济社会环境的变革,支付方式、审计业务、技术应用、数据资源等都将发生重大变化,数字化将促进审计的巨大转型。生态文明建设是“五位一体”总体布局的重要组成部分,党中央、国务院高度重视生态文明建设,并出台了一系列重大方针政策,对生态文明建设进行整体布局。如完善中央生态环境保护督察制度,提升生态系统质量和稳定性,同时加快数字化发展,建立数字资源产权及相应的标准规范,实现信息服务全覆盖。中央还强调要加快数字化建设步伐,推进大数据、区块链、人工智能等技术创新,开发金融科技、供应链管理、政府服务等领域的区块链服务平台和应用方案,进一步完善监督机制。《会计改革与发展“十四五”规划纲要》提出了要研究制定注册会计师审计数字化转型的相关指引,鼓励会计师事务所依法使用数字化审计手段,加快推动审计数字化转型步伐,以信息化手段提升审计效率和效果。区块链技术已经应用到能源、物流、交通

等重点领域。如何推动智能合约、共识、加密算法、分布式记账体系,创新推动生态文明建设,以联盟链为重点发展区块链服务平台并应用于自然资源管理,成为资源环境领域亟待解决的问题。

研究发现,自然资源资产管理中存在的资产衡量、价值核算、产权归属、监督问责等问题亟须解决,探索区块链技术在自然资源资产离任审计中的应用,需从加快审计数字化转型入手,结合区块链技术具有的中心化、可追溯、难篡改等特点,本文构建了区块链技术在自然资源资产离任审计中的实施路径模型,并对模式框架、具体流程、应用场景进行深入研究,以期拓展“区块链+审计”领域相关研究,进而为审计数字化转型提供借鉴。

二、可行性分析

(一) 区块链技术可有效弥补自然资源资产离任审计中存在的缺陷

加强数字政府建设,推动政务数据共享是自然资源资产离任审计的新目标。我国自然资源种类繁多、信息量庞大,建立起科学化、规范化的自然资源资产离任审计平台,对我国自然资源资产离任审计工作的发展具有重大意义。将区块链技术应用用于自然资源资

作者简介: 刘里奥(2001—),男,黑龙江大庆人,研究方向为审计理论与实务;李琳(1986—),通信作者,女,黑龙江东宁人,博士,副教授,研究方向为审计理论与实务。

产离任审计,一是可以有效地解决自然资源资产的地域性、动态性问题;二是可以解决自然资源多样性的问题,各部门可以将数据分模块、分权限进行填报,将各种资源信息、数据信息、文件信息、政策信息等有序进行汇总;三是可以规范相关数据,在保证数据真实性的情况下使数据更加规范。总之,区块链技术能以动态的审计监测实现自然资源资产新消息的同步和整合,达到科学评价自然资源资产管理和生态环境保护责任、整合监督措施、构建长效机制的目的。

(二) 区块链技术可节约自然资源资产离任审计成本

自然资源资产离任审计数字化指利用区块链等相关技术手段,根据自然资源资产特征,创新审计方法和流程以提高审计效率的过程。自然资源资产数据分布不均匀且在时间上具有变化性,与传统自然资源资产审计相比,区块链技术可以通过分布式账簿、非对称加密、共识机制、智能合约优化等手段,将各个参与者集成到一个系统中。在信息传递过程中,借助区块链技术的共识机制,保证数据传输运行的效率和质量,保证参与者在自然资源资产离任审计流程中连续执行其行为,使审计信息具有高度安全性、不可篡改性、快速传递性、相互信任性。这样能够充分整合审计项目资源,实现信息和成果的共享,避免重复审计,减少审计成本,有效提高审计工作效率。

(三) 区块链技术可推动自然资源资产离任审计工作创新

区块链技术能有效提高审计效率和审计质量,为推动审计工作高质量发展和数字化转型奠定坚实基础。自然资源资产离任审计工作是一项具有远程审计、非现场审计、持续审计、敏捷审计等特征的审计工作,区块链技术可以处理海量数据并实时呈现,为审计部门提供良好的数据支撑与监管帮助。将区块链技术应用到自然资源资产审计实践,构建全面系统的审计架构,拓展数据分析方式,多角度对审计信息进行了对比分析,能及时发现自然资源资产离任审计中的问题及线索,充分发挥审计的预防、监督、揭示、治理等功能,有效降低审计风险。同时能科学地描述自然资源资产使用、管理的现状和发展趋势,并处理好自然资源资产与经济发展、环境责任与经济责任的关系。

(四) 区块链技术可有效发挥自然资源资产离任审计优势

区块链技术具有的特殊的分布式记账模式,能够从多节点进行数据库信息的分析和获取,并利用分布

式存储技术实现数据多重备份,有效地解决了数据遗漏和混乱的问题,以及政府数据库容错性低的问题。与传统审计模式相比,分布式记账没有逐级权限划分以及自上而下的管理模式,区块链中所有相关节点中的个体都可以参与并记录这一“共享账簿”,单一节点无法对整体账簿进行篡改,可以有效降低记账成本,提高记账效率。同时,区块链技术利用其非对称加密、共识机制、智能合约等优势,从信息管理的角度切入,提高风险管理能力的同时极大降低信息造假的可能,有效地提高信息的不可篡改性、透明性与可靠性。

三、实施路径

(一) 模式架构

在区块链技术与自然资源资产离任审计的结合层面,需要完善的基础设施。区块链技术主要应用于自然资源资产离任审计的基础设施,包括检测设备、机房设备、管线设备、监控设备等,这是区块链技术中最基础的环节。数据层面,包括自然资源资产离任审计中签订的相关目标责任书以及完成情况,检查报告,结论性文书,相关工作规划(计划)以及执行情况,财务以及资源环境调查、监测、统计等数据资料。这些作为区块链技术中的“账本”内容,取得记账权的相关部门将自己当前的区块链接到之前的区块中,就能够在各个区块之间创建一个比较完善的主链结构,使各区块之间提供的数据信息更加完整、更可溯源、更具可定位性。区块链技术系统在网络层面的特征,主要包括自治性和分布式。这里可以使用对等式网络进行数据验证,明确相应的节点和标准,通过数据传输协议以及数据验证机制使审计信息安全有效地进行记录与更新。在共识层和激励层层面,共识为区块链架构的核心,共识机制可以使各节点共享同一份数据信息,对提高区块链系统效率有很大帮助,同时有助于提高区块链技术在不同场景应用时的安全水平。合约层是一种自动执行的数字协议,从高度去中心化的特点上进行区块链系统的编程和相应的操作处理。智能合约的存在对自然资源资产离任审计系统有重要的作用,可以有效提高自然资源资产离任审计系统的独立性、高效性、安全性。在应用层层面,区块链具有不可篡改账本的特性,允许审计员在执行审计过程中从随机抽样转向全面审查,并对数据进行快速验证,可以应对自然资源资产离任审计过程中出现的地域性、时序性、广域性等问题。因此自然资源资产离任审计与区块链技术的结合,可以使审计过程变得更加及时有效。区块链技术系统框架如图1所示。

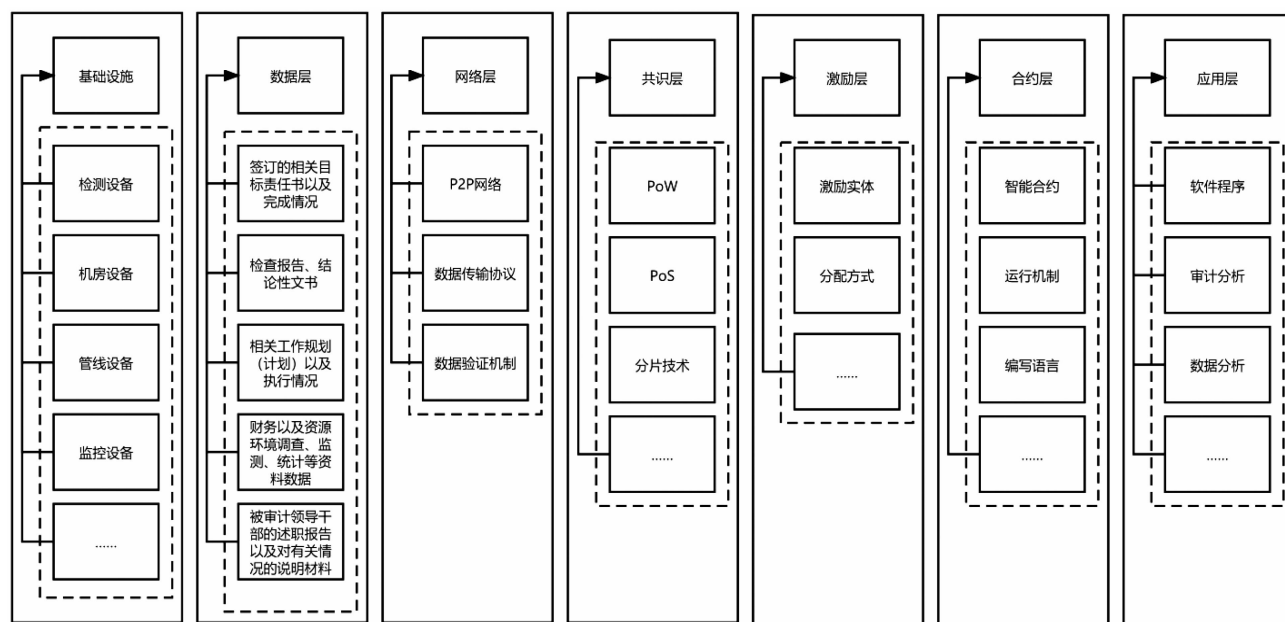


图1 区块链技术系统框架图

（二）具体流程

自然资源资产离任审计的本质仍然是审计活动，对领导干部在任职期间所履行的自然资源资产管理以及生态环境保护责任的落实情况，审计机关会按照相关的法律和程序对其进行全面审计，以提高自然资源利用效率，进一步改善生态环境质量。引入区块链技术时，应根据不同的资源环境特征，建设有效的自然资源管理设施和设备。例如在地理信息的采集方面，采用遥感(RS)、地理信息系统(GIS)等技术；在自然资源管理、保护、开发以及数据信息分析上，搭建云计算平台以统一的规范体系共享审计数据；在自然资源实时监测方面，采用实时监控系统等。数据作为区块链技术应用与自然资源资产离任审计的核心，数据的获取、处理、分析决定最终的审计结果。区块链技术在数据层面具有显著优势，主要表现为数据的安全性、真实性、可追溯性及可比性。通过网络层进行进一步验证，剔除无效的数据后形成有价值的区块链，最终应用于审计结果的呈现。审计机构或人员将区块链系统处理完的信息进一步整理，以审计通知书的形式发送给被审计人员，通过进一步核实出具相应审计初稿，最后通过相关部门审核出具审计终稿，传送至被审计人员及相关人力部门，结束自然资源资产离任程序。

（三）模式特点

第一，有效性。随着经济社会数字化转型的快速

推进，区块链为审计数字化转型提供了可行的技术支持，同时对处于探索阶段的自然资源资产离任审计模式产生积极的影响。由于自然资源资产离任审计过程中的数据较为复杂，区块链技术以分布式账本的形式，再以非对称加密的手段让所有参与区块达成共识信用机制，在保证审计数据完整性的同时，确保审计数据的不可篡改性及高透明度，不仅可以最大限度地提升审计工作效率与质量，还有助于保证审计结果的真实性和合法性。

第二，实时性。区块链技术在自然资源资产离任审计中可以通过数据标准、共享机制和信息交换平台的基础设施建设，进行数据整理后实现多区块共享。由于自然资源资产审计内容十分宽泛，通过建立地区一体化系统可以在不同地点对不同自然资源资产审计内容建立不同监管系统，最后反映在统一标准下的自然资源资产离任审计平台，解决传统审计容易出现的滞后性问题。

第三，安全性。在自然资源资产离任审计的安全性方面，区块链技术具有两大优势，分别是信息全面共享、信息溯源分析。当自然资源个体、各级政府部门、审计部门、企业等能够参与到区块链系统中，借助区块链系统所具有的特点来进行相应的分析，并在这基础上搭建有效的、各主体共同参与的联盟链，就能实现自然资源资产离任审计相关信息的全流程共享。

区块链系统能够实现对数据信息的流转、交易、计算等处理,并且全程留痕,充分保障数据信息的真实性和有效性,提高实施自然资源资产离任审计流程中各参与方的信任度。

(四)应用场景

自然资源资产离任审计的实施过程中,审计人员通过制定自然资源资产离任审计计划确定审计方案,并通过审计平台进行审计询问与数据交换。在审计工作的开展过程中,贯彻执行中央生态文明建设方针政策,同时关注决策部署中供给侧结构性改革情况、生态文明建设任务推进情况、资源环境保护开展情况、有关生态文明考核权重情况;自然资源资产管理和生态环境保护法律法规中政府(部门)遵守资源环境相关法律法规情况、对企事业单位或个人违反资源环境相关法律法规行为处置情况;自然资源资产管理和生态环境保护重大决策中政府(部门)和领导干部对资源资产开发利用和生态环境保护重大事项决策和审批情况、政府(部门)和领导干部在其他经济决策中对资源环境的影响情况;自然资源资产管理和生态环境保护目标中约束性指标完成情况、目标责任书落实情况、涉及水资源、大气资源、土地资源等污染防治行动计划目标和其他纳入国家生态文明建设考核目标的完成情况;领导干部自然资源资产管理和生态环境保护监督责任缺失问题;自然资源资产和生态环境保护相关资金征管用和项目建设运行情况。通过区块链技术将审计信息上传至数据平台,由于数据的复杂性,区块链运用默尔克树机制可以对链中的审计数据进行高效验证、可信保护、精准溯源。采用非对称加密算法提高数据可信度,P2P网络模式将各个信息节点互相联系,每个节点同步所有节点上传的信息。区块链结构可以充分保证数据的完整性与不可篡改性,实现自然资源资产离任数据从记录到传输再到储存的全面分布式记账模式,高度去中心化在数据传输、数据验证、数据储存中充分体现。最后,审计平台将信息进行审核、验证、流转、存证。

四、结论

审计数字化可以对自然资源资产离任审计过程进行实时监控,从而有效避免事后审计的滞后性,便于在事前及事中及时发现并防范审计风险,优化审计工作流程,更好地推动自然资源资产离任审计中的规范性,并充分发挥内部控制价值。区块链技术在自然资

源资产离任审计中的应用价值,体现在提升审计效率、改善信息质量、防止舞弊行为发生等方面。区块链技术在自然资源资产离任审计中运用分布式记账的方式,使审计数据信息能够实现去中心化、不可篡改、可追溯等优势,从而提高审计工作质量,保证审计效率。

本文通过梳理区块链技术在自然资源资产离任审计中的相关研究,分析了区块链技术应用于自然资源资产离任审计的可行性,以及模式架构、具体流程、应用场景等。但区块链技术作为经济体系变革的重要支撑点,在审计领域的应用仍处于初期发展阶段,如何深化并拓展区块链技术在自然资源资产离任审计中的应用是下一步的重点和难点。◆

参考文献:

- [1]方健,徐丽群.信息共享、碳排放量与碳信息披露质量[J].审计研究,2012(4):105-112.
- [2]吕晓敏,刘尚睿,耿建新.中国自然资源资产负债表编制及运用的关键问题[J].中国人口·资源与环境,2020,30(4):26-34.
- [3]邓晓岚,余远剑,茅金焰,等.领导干部自然资源资产离任审计的大数据技术应用研究[J].审计研究,2020(5):19-29.
- [4]马志娟,李小倩,任乐祺.自然资源资产离任审计创新与发展研究[J].会计之友,2022(4):112-118.
- [5]房巧玲,李登辉.基于PSR模型的领导干部资源环境离任审计评价研究:以中国31个省区市的经验数据为例[J].南京审计大学学报,2018,15(2):87-99.
- [6]袁勇,王飞跃.区块链技术发展现状与展望[J].自动化学报,2016,42(4):481-494.
- [7]邵奇峰,金澈清,张召,等.区块链技术:架构及进展[J].计算机学报,2018,41(5):969-988.
- [8]钟玮,贾英姿.区块链技术在会计中的应用展望[J].会计之友,2016,(17):122-125.
- [9]潘琰,朱灵子.领导干部自然资源资产离任审计的大数据审计模式探析[J].审计研究,2019(6):37-43+69.
- [10]余益民,陈韬伟,段正泰,等.基于区块链的政务信息资源共享模型研究[J].电子政务,2019(4):58-67.
- [11]侯本忠,王威,黄松,等.基于区块链技术的数字化审计信任体系构建与应用[J].会计之友,2022(4):153-161.

在线问卷调查的质量控制方法研究

王 霄¹ 王小宁² 苏 磊¹ 付晓东¹ 柴青慧¹

(1. 央视市场研究股份有限公司, 北京 100088; 2. 中国传媒大学 数据科学与智能媒体学院, 北京 100024)

摘要: 数字化时代, 在线问卷调查正经历着从在线样组到大数据调研等诸多新兴手段融合发展的阶段。多种在线调研渠道有效拓展了传统调研的执行能力边界, 但数据质量也面临着样本真实性与唯一性、有效甄别职业样本、规避虚假流量等挑战。通过研究在线问卷调查各阶段的数据质量控制方法, 贯彻问卷调查整体流程, 以综合提高在线问卷的调查质量。在问卷抽样阶段, 充分利用用户鉴别、互联网大数据风险控制等技术优势, 甄别风险样本; 在问卷数据收集阶段, 通过对样本参与填答问卷的内容和行为数据进行挖掘, 搭建用户行为质控模型, 实现对用户答题态度的动态评估, 以及针对样本批量答题行为的实时鉴别, 从根本上保障在线调研数据的可靠性和高质量交付。

关键词: 在线问卷调查; 数据质量; 用户鉴别模型; 用户行为质控模型; 答题相似度模型

中图分类号: C811

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)04-0060-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2023.04.009

一、引言

国内部分学者针对在线问卷调查的质量问题进行了若干理论和方法研究, 包括问卷调查的规划、设计及实施过程^[1]、统计误差来源及控制方式^[2-3]、统计推断问题^[4]等, 但对在线问卷调查的数据质量控制则缺乏全面和深入的探讨。随着互联网的发展与信息技术的进步, 网络调查已经步入 2.0 时代, 凭借大数据技术可以实现更加广泛的网民群体抽样调查^[5]。传统与现代相互融合的新模式下需要更高的数据质量标准, 问卷数据质量控制成为研究者亟待解决的问题。

传统在线调研的质量控制手段单一, 研究者通常根据网络问卷内部数据特征, 实现对网络问卷的数据清理。比如, 检查问卷填答者所填写的内容是否符合逻辑, 以及利用“经验题”判断样本的答题态度, 这些方法有迹可循, 有经验的填答者往往可以轻松过关。面向更加广泛的网民群体的大数据调研, 同样无法保

证调查样本的唯一性和真实性。网络调查 2.0 时代, 互联网设备和网页开发技术的发展赋予了网络调查巨大的潜能, 不仅具有电子化问卷的功能, 网络问卷调查填写过程中的“平行数据”应运而生, 包括 IP 地址等设备和系统信息、样本填答问卷的具体时间以及时长等具体操作数据。本文主要阐述在传统质量控制方法的基础上, 借助互联网风险控制体系过滤风险设备或账号, 以及深入挖掘问卷填答者的填答内容和无感知的“平行数据”特征, 搭建问卷质量控制模型有效识别问题样本。各种质量控制方法贯穿问卷填答的整个流程, 实时动态评估问卷数据质量, 能从根本上保障调研数据的可靠性和高质量交付, 进而促进网络问卷数据质量的全面提高。

二、在线问卷调查数字化质量控制方法

通过构建在线问卷调查质量控制方法的用户鉴别模型和用户行为质控模型, 分别在调查抽样阶段和数据

作者简介: 王霄(1984—), 女, 河北张家口人, 硕士, 研究方向为抽样调查与运作技术; 王小宁(1989—), 男, 山东德州人, 博士, 副教授, 研究方向为抽样调查与数据整合; 苏磊(1976—), 男, 陕西宝鸡人, 硕士, 研究方向为抽样调查与运作技术; 付晓东(1971—), 男, 北京东城人, 研究方向为抽样调查与运作技术; 柴青慧(1981—), 男, 吉林延边人, 研究方向为抽样调查与运作技术。

收集阶段实时判断是否存在风险样本,以及答题态度和行为出现问题的样本,从而对风险样本限制操作,并

实时评估问卷数据质量,甄别无效、不合格样本,最终提交质量合格的问卷数据以进行分析和研究(见图1)。

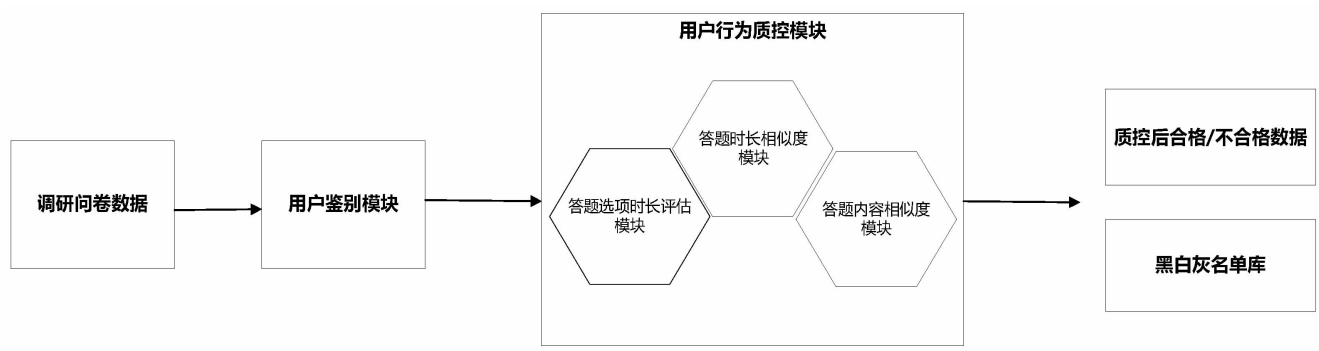


图1 在线问卷调查数据质量控制方法架构

(一)调查抽样阶段的质量控制

对抽样阶段的样本进行质量控制可以使用用户鉴别模型,即在用户进入在线调研问卷系统时,根据采集的设备及系统信息判断是否为风险用户。研究者利用网络问卷的样本监测功能,可以将不符合研究要求的样本阻挡在样本数据库之外。通过限制问卷填答设备的IP地址等物理特征,可以避免同一对象多次填答,限制非研究对象进入样本库,实现对网络问卷填答者身份的初步筛选。此外,用户鉴别模型通过对接互联网大数据风险控制体系进行风险账号评估,根据风险评估结果设定处理机制,如追加验证步骤、限制参与次数、限制权重等,保障进入问卷填答步骤样本的真实性和唯一性。

(二)数据收集阶段的质量控制

合理的问卷填答时间是问卷填答质量的基本保障。具体而言,一份问卷的填答时间远低于平均填答时间,表明被调查者在填答问卷的过程中,省略了一些对题干和选项的阅读理解 and 思考反馈过程^[9],这些问卷往往是填答者为了获取奖励或者单纯为了完成填答任务而迅速填答的结果,可以将其定义为低质量问卷或者无效问卷。以填答时间作为外部指标,需要研究者确定合理响应时间的标准。

通过填答时间这种网络问卷的平行数据(或称外部特征),可以帮助研究者高效甄别出可能存在数据质量问题的网络问卷。在确定需要重点关注的问卷后,研究者就需要结合问卷的内、外部特征进一步对问卷质量进行深度审核。不仅需要关注同一用户的答案内容前后是否存在逻辑矛盾,或者是否出现无差异化答题的现象;而且也要格外注意不同用户在填答问卷过

程中的填答时长、填答内容之间是否高度相似,并据此将其判断为疑似自然人或机器人批量答题导致的问卷雷同,进而将该问卷定义为无效问卷。

在数据收集阶段,可以使用行为质控模型,即通过获取被调查者填答问卷的内、外部特征,如答题时长、答题内容等,深入挖掘其填答态度是否认真,鉴别是否存在自然人或机器人的批量答题行为,对存在质量问题的问卷及时评定为低质量或者无效问卷,并且标记填答者质量,为后续调查问卷的投放积累样本标识。用户行为质控模型包括答题选项时长评估模型、答题时长相似度模型、答题内容相似度模型。

1. 答题选项时长评估模型

传统质控采用的手段通常是关注样本问卷填答总时长,小于某一经验阈值即为答题过快、态度草率。该方法关注的答题行为数据颗粒度过于粗犷,不足以验证答题者态度。本文设计的答题选项时长评估模型,主要聚焦在填答问卷过程中点击每道问题每个选项的细微操作,客观评判样本填答态度。比如,某问卷的“多项选择题”选项设置超过30个,某些样本出现在10秒内选择超过20个选项的情况,答题总时长尚可,但是具体到平均选择每个选项仅仅花费了半秒钟。由此说明,该类样本几乎是在未认真审读题目和选项、未加思考的状态下答题,“应付差事”的可能性很大。如此样本并不符合在线问卷调查的质量控制要求,必将降低问卷数据的整体精度,并且在数据综合分析阶段难以被发现,导致调研结果偏离实际情况。

模型思想:以判别样本答题态度为出发点,根据单个选项平均点击时长判断样本答题速度,客观反映样本答题态度。(1)描述统计调查问卷所有样本,每道

题目平均每个选项的点击时长分布(5%、10%、25%、50%、75%、90%、95%分位数)。由于不同问卷题目所调查的内容难易程度不一,有些题目一目了然,如“请问您的性别是?”,有些题目则需要仔细斟酌,如“请您选择和自己匹配的生活态度语句”,因此需要对问卷所有题目的每个选项的平均点击时长分别分析和判断,如

表1所示。(2)根据时长分布,判断每道问题单一样本是否相较于95%的大多数样本存在“速度过快”的行为。(3)如果单一样本答题过程中频繁出现“速度过快”的行为,即答题过快的题目占总答题数量的比例过高,判断为答题草率的样本。

表1 问卷题目每个选项平均答题时长的5%—95%分位数时长分布

(单位:秒)

	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%
问卷问题1	1.101	1.412	2.278	4.190	8.001	15.762	34.320
问卷问题2	1.280	1.420	1.810	2.425	4.220	7.993	13.259
问卷问题3	1.613	2.061	3.476	6.669	24.403	61.484	109.208
问卷问题4	1.040	1.232	1.850	2.695	5.385	13.636	50.497

以某净水器消费者行为和态度调查问卷为例,计算平均每道题每个选项答题时长的5%分位数,以及每

个样本平均每个选项答题时长小于5%分位数的题目数量占总答题数量的比例,评估样本答题是否草率。

表2 样本答题时长低于5%分位数时长值的题目占比

	低于5%分位数时长值的题目数量	总作答题目数量	答题过快的题目占比
样本1	5	50	10.0%
样本2	8	24	33.3%
样本3	10	40	25.0%
样本4	15	30	50.0%

2. 答题时长相似度模型

由于在线调研通常会为样本提供奖励,因此滋生了一些“投机取巧”样本,利用多个设备或多个账号批量操作进行答题。此种行为违背了调查问卷抽样随机性、数据多样性的原则,导致无效数据的产生,从而影响调查结果的精准度。但是,这种情况难以通过人工

质控的手段发现甄别。本文设计研究的答题时长相似度模型,通过查找批量答题的“自然人”和“机器人”,剔除不合格样本,达到提高数据有效性和精准度的目的。

模型思想:(1)收集所有样本调查问卷中每道问题答题时长数据,如表3所示。

表3 样本调查问卷每道题目答题时长

(单位:秒)

样本ID	题目1	题目2	题目3	题目4	题目4	...	题目n
1	t_1	t_2	t_3	t_4	t_4	...	t_n
2	$t_{1'}$	$t_{2'}$	$t_{3'}$	$t_{4'}$	$t_{4'}$	...	$t_{n'}$

这里采用欧式距离(Euclidean Distance),计算两个样本答题时长距离的平均值,如公式(1)所示。

$$d_i = \frac{\sqrt{(t_1 - t_{1'})^2 + (t_2 - t_{2'})^2 + \dots + (t_n - t_{n'})^2}}{n} \quad (1)$$

(2)分析上述时长距离整体分布情况,采用箱线图异常值定义规则,定义平均距离 d_i 小于LowerLimit(公式(2))为异常值,说明两个样本间答题时长距离

过短,答题时长及步调节奏高度相似,两个样本批量答题的可能性大。箱线图是检验样本数据中异常值的常用方法,箱线图由最大值、上四分位数(Q3)、中位数(Q2)、下四分位数(Q1)和最小值五个统计量构成,Q1到Q3的间距为IQR,箱两端分别为上四分位数(Q3)、下四分位数(Q1),最大值、最小值分别为箱两端的须,箱线图中样本数据大于 $Q3 + 1.5IQR$ 和小于 $Q - 1.5IQR$

定义为异常值。箱线图既可以用作服从正态分布样本数据异常值判断,也可以用作不服从正态分布样本数据异常值判断,适用范围广。

$$\text{LowerLimit}=Q_1-1.5*\text{IQR} \quad (2)$$

以某净水器消费者行为和态度调查问卷数据为

例,样本量共计 500 个。为更好地观测样本填答问卷规律,答题样本要按照进入问卷填答系统的时间顺序排列。通过计算每两个样本答题时长距离,生成 500*500 的平均答题时长距离对称矩阵。

图 2 为该问卷样本平均答题时长距离对称矩阵

表 4 样本平均答题时长距离对称矩阵

(单位:秒)

样本 ID/样本 ID	601	602	603	604	605	606	607	608	609	610
601	0	89.7	29.6	1.9	27.6	10.0	71.0	2.7	25.3	1.9
602	89.7	0	93.3	93.2	85.5	87.8	116.6	93.7	80.1	93.1
603	29.6	93.3	0	30.5	29.7	29.4	55.9	30.2	30.6	30.7
604	1.9	93.2	30.5	0	27.6	10.0	73.4	2.6	25.5	1.2
605	27.6	85.5	29.7	27.6	0	26.6	71.1	28.0	27.9	27.3
606	10.0	87.8	29.4	10.0	26.6	0	69.7	10.5	25.0	9.6
607	71.0	116.6	55.9	73.4	71.1	69.7	0	72.4	67.1	73.5
608	2.7	93.7	30.2	2.6	28.0	10.5	72.4	0	24.4	2.5
609	25.3	80.1	30.6	25.5	27.9	25.0	67.1	24.4	0	25.1
610	1.9	93.1	30.7	1.2	27.3	9.6	73.5	2.5	25.1	0

图,LowerLimit 为 2 秒,低于 2 秒的样本距离用黑色圆点表示。可以发现,该对称矩阵局部呈现较为明显的“对角线聚集”现象,即越靠近对角线位置(样本答题

顺序临近位置)平均答题时长距离越短,表明某些相邻进入答题系统的样本答题节奏高度相似,为疑似“自然人”或“机器人”批量答题的问题样本。

3. 答题内容相似度模型

答题内容相似度模型与答题时长相似度模型的思路类似,目的均为找到“自然人”或“机器人”批量答题的作弊样本。

模型思想:(1)收集和整理所有样本调查问卷中每道问题选择答案数据,如表 5 所示。

表 5 样本调查问卷每道题的答题内容数据

用户 ID	题目 1	题目 2	题目 3	题目 4	题目 5	...	题目 n
用户 1	答案 1	答案 2	答案 3	答案 4	答案 5	...	答案 n
用户 2	答案 1'	答案 2'	答案 3'	答案 4'	答案 5'	...	答案 n'

通过统计计算两样本间答案“一模一样”的题目占总答题数量的比重,判断两样本间答题内容的相似程度,见公式(3)。

$$\text{Similarity}_{pq}=1-\frac{\sum_{i=1}^n |p_i-q_i|}{n} \quad (3)$$

其中, p_i 、 q_i 分别表示 p、q 两个样本第 i 道题的选项答案,n 为总答题数量。由于调查问卷大多数问题题型为多选题和单选题,判断样本间答案相似度选取这两类题型就可以满足模型评价条件。这里,将所有选

项答案进行 0,1 二分类变量处理,计算相等变量的数量占总答题数量的比例。

(2)仍然利用箱线图定义异常值的规则,通过分析上述相似度整体分布情况,定义 Similarity_{pq} 大于 UpperLimit [公式(4)]为异常值,说明两个样本间答题内容相似度过高,两个样本批量答题的可能性大。

$$\text{UpperLimit}=Q_3+1.5*\text{IQR} \quad (4)$$

其中, Q_3 =75%分位数,IQR=75%分位数-25%分位数。

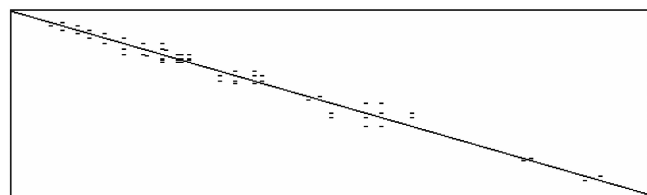


图 2 平均答题时长距离对称矩阵图

以某净水器消费者行为和态度调查问卷数据为例,样本量共计 500 个,答题样本仍然按照进入问卷填答系统的时间顺序排列。通过计算每两个样本答题内容相似度,生成 500*500 的对称矩阵,见表 6。可知答题内容相似度整体分布集中在 10%—20%的较低水平,计算 UpperLimit 为 40%。

表 6 样本答题内容相似度矩阵

样本 ID/样本 ID	358	359	360	361	362	363	364	365	366	367	368	369
358	100%	24%	45%	45%	10%	24%	47%	8%	46%	14%	43%	16%
359	24%	100%	24%	23%	15%	19%	22%	13%	23%	16%	25%	14%
360	45%	24%	100%	54%	9%	16%	48%	8%	55%	18%	45%	17%
361	45%	23%	54%	100%	8%	17%	53%	9%	62%	20%	55%	20%
362	10%	15%	9%	8%	100%	14%	8%	13%	9%	10%	8%	11%
363	24%	19%	16%	17%	14%	100%	19%	14%	17%	10%	17%	17%
364	47%	22%	48%	53%	8%	19%	100%	11%	53%	17%	57%	17%
365	8%	13%	8%	9%	13%	14%	11%	100%	9%	15%	10%	17%
366	46%	23%	55%	62%	9%	17%	53%	9%	100%	20%	51%	21%
367	14%	16%	18%	20%	10%	10%	17%	15%	20%	100%	16%	13%
368	43%	25%	45%	55%	8%	17%	57%	10%	51%	16%	100%	19%
369	16%	14%	17%	20%	11%	17%	17%	17%	21%	13%	19%	100%

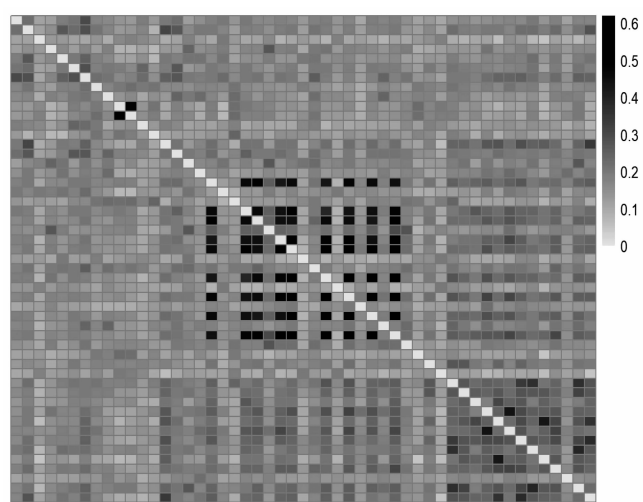


图 3 样本答题内容相似度对称矩阵图

图 3 为该问卷样本平均答题内容相似度对称矩

阵图,相似度由低到高以渐变色表示(对角线处样本和样本自身的相似度 100%无意义,因可视化需求赋值为 0)。可以发现,该对称矩阵图局部呈现较为明显的对角线聚集现象,表明某些相邻进入答题系统的样本答题内容高度相似,说明临近样本有可能存在“自然人”或“机器人”批量答题的行为。

三、实证分析

用户鉴别模型和用户行为质控模型已经在若干在线问卷调查项目中实际应用,均能够很好地实现模型的泛化,较为精准地捕捉到答题速度过快、批量答题等问题样本。前述净水器消费者行为和态度调查问卷数据,样本量共计 500 个,根据用户行为质控模型判断问题样本示例,由表 7 可知,答题速度过快、答题时长相似、答题内容相似样本间有部分重合。

表 7 基于用户行为质控模型的质量控制结果

样本 ID	答题选项时长评估模型	答题时长相似度模型	答题内容相似度模型
401			
402			
403			
404	答题速度过快	答题时长相似	
405	答题速度过快	答题时长相似	
406			
407	答题速度过快		答题内容相似
408			

(续表)

样本 ID	答题选项时长评估模型	答题时长相似度模型	答题内容相似度模型
409	答题速度过快		答题内容相似
410			
411	答题速度过快	答题时长相似	
412			

根据用户鉴别模型以及用户行为质控模型最终判断问卷质量控制结果,如表 8 所示,问题样本的甄别能够显著提升问卷调查抽样的随机性和唯一性,并且提升问卷作答质量。

表 8 基于用户鉴别模型和用户行为质控模型的质量控制结果

	问题样本数	问题样本占比
用户鉴别模型	5	1.0%
答题选项时长评估模型	7	1.4%
答题时长相似度模型	26	5.2%
答题内容相似度模型	14	2.8%
总计	25	5.0%

四、总结展望

相对于传统的调查方法,在线调研能够很大程度地节约调查过程中的执行成本和时间,并且具有很强的时效性。这种背景下如何获取满足研究者需求的高质量数据,成为在线调研的当务之急。本文研究了网络调查 2.0 时代背景下,从问卷设计抽样、数据收集环节中减少答题态度不良、批量答题样本的数据质量控制方法,更加适应数字化日益发展的趋势,促使网络问卷成为市场调查的重要工具,为市场研究提供真正有效的数据支撑。

本文的创新性在于:

第一,从大量调研项目数据中挖掘出隐含的样本答题行为习惯规律,提高调研项目样本质控的分辨能力,有效识别出答题质量不高的问题样本,并且所有模型能够很好地适用于“新样本”,实现模型的泛化。

第二,通过互联网技术手段采集调研项目中样本的系统登录及操作信息,例如每道问卷题目的答题时间点、答题时长、选择选项个数等外部特征数据,针对上述样本无感知数据进行挖掘,对用户答题态度的判断更加客观、精准。

第三,实际应用中,通过对用户行为质控模型的在线部署,实现了调研项目样本数字化、自动化质量控制,并且动态评估问卷投放路径的健康状态,即如果在问卷审核中发现不符合数据质量标准的问卷比例过高,则表明该投放路径整体质量不足,需要及时

对问卷的抽样方式进行调整,提高网络问卷所搜集数据的质量。

未来,针对在线问卷调查的质量控制方法,我们将进一步探索样本答题生命周期、答题健康度等指标,充分利用机器学习助力在线调研质量管理,提升在线调研行业的数字化质控水平。◆

参考文献:

- [1]陆宏,吕正娟.网络问卷调查的规划、设计与实施[J].现代教育技术,2011,21(7):34-37.
- [2]马慧敏.网络调查中的非抽样误差来源与控制[J].统计与决策,2011(5):17-20.
- [3]王华民.网络调查中的统计误差及控制措施[J].统计与决策,2014(23):72-74.
- [4]刘展.自选式网络调查的统计推断研究[J].暨南学报(哲学社会科学版),2015,37(9):106-111+164.
- [5]中国互联网络信息中心.第 50 次中国互联网络发展状况统计报告 [R/OL].(2022-08-31)[2022-12-21].
<http://www.cnnic.net.cn/NMediaFile/2022/1020/MAIN16662586615125EJOL1VKDF.pdf>.
- [6]KROSNICK J A,HOLBROOK A L,BERENT M K,et al. The Impact of "No Opinion" Response Options on Data Quality [J].Public Opinion Quarterly,2001,66(3):371-403.

“一区多园”发展 能否提升国家高新区的创新效率

——以南京高新区为例的实证分析

胡先杰 姜 琴 陆红姝 苏思骥 朱 琳

(南京市火炬高技术产业开发中心,江苏 南京 211111)

摘要:当前,“一区多园”发展模式已成为越来越多国家高新区的战略选择。以南京高新区为例,实证分析了实行“一区多园”发展模式对国家高新区创新效率的潜在影响,结果表明:对于国家高新区而言,仅仅通过简单的物理整合方式实行“一区多园”发展,并不能必然地提升其创新效率,形不成整合效应。通过对拟纳入“分园区”的优化重组,可以显著地影响实行“一区多园”发展模式的国家高新区的创新效率:将创新效率相对较高的“分园区”纳入,可以提升国家高新区的创新效率;将创新效率相对较低的“分园区”纳入,则会拉低国家高新区的创新效率。因此,就提升高新区创新效率而言,国家高新区在实行“一区多园”发展扩容计划时,应当择优纳入创新效率高于“整体”的“分园区”。

关键词:“一区多园”;国家高新区;创新效率

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)04-0066-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.04.010

一、引言

2021年,国家高新区总数已达169家,并以0.1%的国土面积创造了全国约13%的GDP,日渐成为区域经济高质量发展的重要支撑和新的增长极。随着国家高新区经济规模的扩张和管理权限的提升,已有不少国家高新区走上了“一区多园”的发展道路,例如北京中关村“一区十六园”、上海张江“一区二十二园”等。然而,国家高新区“一区多园”发展模式在破解发展空间瓶颈、提升园区经济规模、优化创新资源配置的同时,还存在着缺乏统筹规划、空间选择不优等问题,盲目纳入一些发展水平低、创新能力差的区域形成“一区多园”发展模式,既拉低了高新区的整体发展质量,也偏离了高新区的“高”“新”发展导向^[1],极易引致国

家高新区“规模提升,效率下降”的尴尬局面,难以实现“1+1>2”的整合效应。

作为衡量国家高新区创新活动的投入产出比,创新效率本质上反映了高新区创新活动的高质量发展程度^[2]。目前,关于国家高新区创新效率的评价研究主要涉及三个层面:一是个体国家高新区评价层面。谢子远(2011)采用数据包络分析法(DEA)对我国53个国家高新区的技术创新效率进行了测度^[3]。杨捷和秦远建(2020)采用三阶段DEA模型对我国146个国家高新区的创新效率进行了测度,并按照创新效率将国家高新区划分为领先型、发展型、赶超型、落后型4个层级^[4]。二是区域国家高新区评价层面。王飞航和李友顺(2019)采用三阶段DEA模型对我国西部地区30个国

基金项目:南京市软科学研究计划项目“新发展格局下南京高新区国际化发展路径研究”(202101026)。

作者简介:胡先杰(1989—),男,安徽广德人,硕士,助理研究员,研究方向为科技评价;姜琴(1979—),女,江苏姜堰人,硕士,副研究员,研究方向为科技管理;陆红姝(1994—),女,江苏扬州人,硕士,助理研究员,研究方向为科技评价;苏思骥(1991—),女,河南焦作人,硕士,助理研究员,研究方向为科技统计;朱琳(1989—),女,河南周口人,硕士,助理研究员,研究方向为科技管理。

家级高新区的技术创新效率进行了评价,研究发现只有少部分国家高新区的创新效率位于生产前沿面上^[5]。胡宇鹏和郭丕斌等(2022)采用三阶段 DEA 模型对我国中部 32 个国家高新区的技术创新效率进行了测度,发现中部地区国家高新区的创新效率整体水平较低^[6]。三是城市群国家高新区评价层面。徐伟和武春杨等(2019)运用 DEA 方法和 Malmquist 指数法对我国京津冀、长三角、长江中游、中原、成渝、关中平原 6 大城市群的高新区创新效率进行了静态和动态评价^[7]。马淑燕和赵祚翔等(2021)以京津冀、长三角和珠三角 3 大城市群的 28 个国家高新区为研究对象,运用熵值法和随机前沿生产模型(SFA)测算了高新区的创新效率^[8]。

可以发现,现有研究文献关注的焦点主要从宏观角度对各个层面的国家高新区创新效率进行横向比较和特征概括,而随着国家高新区的不断发展以及区域、城市竞争格局的不断演化,“一区多园”发展模式势必会成为越来越多国家高新区的战略选择。因此,有必要将国家高新区创新效率评价研究的关注焦点从宏观视角进一步延伸至中观视角,探究实行“一区多园”发展模式的个体国家高新区内部各个“分园区”的创新效率水平,基于整体与部分的辩证关系提出个体国家高新区创新效率的提升策略,以适应国家高新区发展新阶段,真正形成“一区多园”发展合力。

二、案例选择

根据公开的新闻报道可知,目前实行“一区多园”发展模式的国家高新区已有十余家,除了北京中关村、上海张江之外,还有南京高新区“一区十五园”、青岛高新区“一区十园”、长沙高新区“一区四园”等^[9]。由于各个国家高新区的发展历程、基础条件等实际情况不尽相同,其所实行的“一区多园”发展模式的管理机制类型也有所差异,因此,在开展个体国家高新区“一区多园”创新效率评价研究中,采用个体案例分析的方法,由点及面地进行论证,将更具适用性和针对性。

本文选择南京高新区作为实行“一区多园”发展模式的国家高新区个体研究案例,主要原因有三个方面:一是南京高新区“一区多园”发展格局较为清晰。2017 年,南京市委、市政府提出重新整合高新区,将全市 83 个各级各类园区整合为 15 个高新园区,统一品牌化管理,对外统称南京高新区,至此,南京高新区形成“一区十五园”发展格局。二是南京高新区“一区多

园”发展成效较为显著。自 2017 年实行“一区多园”发展模式后,南京高新区在科技部公布的国家高新区综合评价中排名连续多年实现进位,从 2016 年的第 31 位跃升至 2021 年的第 12 位。三是南京高新区各个分园区创新效率的评价指标数据具有可获得性。目前,南京高新区已获批实施《南京市高新技术产业开发园区高质量发展监测统计制度》,定期采集“一区十五园”的各项指标数据,对于开展创新效率评价研究而言,指标数据预期可获得且具有较好的权威性。

三、研究方法与数据来源

(一)研究方法——数据包络分析(DEA)

由于国家高新区的创新活动具有多投入、多产出的特点,且具体的投入与产出之间的对应关系较为复杂,难以对其中的生产函数关系进行准确界定。而数据包络分析(DEA)的优点在于不需要预设指标权重、指标数据不受量纲影响等,能够高效、客观地处理多投入、多产出的指标问题。因此,本文选择数据包络分析(DEA)对南京高新区“一区多园”的创新效率水平进行测度,具体公式如下:

$$\begin{aligned} & \text{Min} \sigma \\ & \text{S.T.} = \begin{cases} \sum_{j=1}^k \lambda_j X_{ij} + S^- = \sigma X_{ik} \\ \sum_{j=1}^k \lambda_j Y_{rj} + S^+ = Y_{rk} \\ \sum_{j=1}^k \lambda_j = 1 \\ \lambda_j \geq 0, S^- \geq 0, S^+ \geq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

式中,如果 $\sigma^*=1$,同时 $S^{*-}=0, S^{*+}=0$ 都成立,那么 DMU_k 达到 DEA 有效;如果 $\sigma^*=1$,同时 $S^{*-}=0, S^{*+}=0$ 中至少有一个不成立,那么 DMU_k 达到弱 DEA 有效;如果 $\sigma^*<1$,那么 DMU_k 非 DEA 有效。

根据 DEA 模型的主要原理可以发现,当决策单元输入量相同时,输出量越大,DEA 效率越高;当决策单元输出量相同时,输入量越小,DEA 效率越高。因此,本文将在现有的决策单元(具体指南京高新区 15 个分园区)之外,额外增加两个决策单元分别作为南京高新区“整体”和“理想点”,其中,这个“理想点”决策单元具有所有决策单元中相对最小的输入量和相对最大的输出量^[10]。通过构建理想点——DEA 模型,可以有效解决决策单元效率值区分度问题,实现决策单元 DEA 效率

值的充分排序。

(二)数据来源

如前所述,由于现有文献关于国家高新区创新效率评价的评价研究多是基于宏观视角,评价指标数据来源主要是《中国火炬统计年鉴》《国家高新区创新能力评价报告》以及科技部火炬中心公开的国家高新区统计调查数据等。在此基础上,考虑到本文中研究对象涉及南京高新区的各个分园区,通过这些公开资料并不能获取到相关分园区的细分指标数据。为此,通过与南京高新区相关管理部门对接、沟通,本文采用的评价指标数据主要来源于科技部火炬中心国家高新区统计调查中的企业填报数据,并可按照南京高新区“整体”、15个分园区分别进行指标数据汇算。

(三)指标选取

科学的投入产出指标体系构建是测度国家高新区创新效率的前提和基础。为此,本文按照现有文献的时间年限顺序,对具有代表性研究成果的投入产出指标进行了梳理与归纳(详见表1)。可以看到,由于指标数据来源具有同源性,现有研究文献中的投入、产出

指标选取总体差异不大,并且都是绝对数值指标,其中投入指标共性度较高的有研发经费内部支出、科技活动人员数等,产出指标共性度较高的有技术收入、出口创汇等。考虑到高新区的投入和产出归根结底都是由园区内企业的投入和产出指标数据所汇集,本文结合指标数据的可获性,对开展创新效率评价所需的投入产出指标进行一些有益的融合、转化,将绝对数值投入产出指标转化为基于质量视角下的相对数值投入产出指标,以便更好地测度高新区创新效率。

据此,本文选取的投入指标主要包括人力资源投入和财力资源投入,其中人力资源投入指标采用“研发人员全时当量占从业人员的比例”,财力资源投入指标采用“研发经费内部支出占营业收入的比例”,以此反映高新区研发资源的持续投入;产出指标主要包括成果产出、技术产出和经济产出,其中成果产出指标采用“人均技术合同成交额”,技术产出指标采用“技术服务出口额占出口总额的比例”,经济产出指标采用“净利润率”,以此反映高新区的综合产出能力。

表 1 国家高新区创新效率评价投入产出指标相关研究概览

代表性研究	投入指标	产出指标
谢子远(2011) ^[3]	年末资产、R&D经费、科技活动支出、科技活动人员数、中高级职称人员数	高新区GDP、技术收入
周姣等(2014) ^[11]	研发经费支出、研发人员数量	技术收入
刘满凤等(2016) ^[12]	科研活动人员、科技活动经费支出、年末固定资产	工业总产值、出口创汇、技术性收入
张立峰等(2018) ^[13]	研发经费支出、科技活动人员数量	产品销售收入
王飞航等(2019) ^[5]	研发人员全时当量、研发经费内部支出、企业数	产品销售收入、技术收入、出口创汇
徐伟等(2019) ^[7]	高新技术企业数、研发经费支出、研发人员全时当量	发明专利授权数、技术收入、出口创汇
沙德春等(2020) ^[14]	研发人员全时当量、研发经费内部支出、高新技术企业数	净利润、出口总额、技术收入、上缴税费
方大春等(2021) ^[15]	年末资产、科技活动经费内部支出、科技活动人员	工业总产值、净利润、技术收入
马淑燕等(2021) ^[8]	R&D经费支出、科技活动人员数	发明专利授权数、技术收入、产品销售收入
胡宇鹏等(2022) ^[6]	年末固定资产、科研人员数、科技活动内部经费支出	工业总产值、营业收入、技术收入
王京雷(2022) ^[16]	R&D经费内部支出、科技活动人员数	技术收入、净利润、上缴税费、出口创汇

四、实证分析

(一)理想点-DEA模型构建

为了更好地构建理想点-DEA模型,本文对南京

高新区“整体”和15个“分园区”的投入产出变量进行了描述性统计分析,以确定所有决策单元中的相对最小输入量和相对最大输出量(详见表2)。

表 2 变量描述性统计(以2021年作为示例)

指标类型	变量名称	均值	标准差	极大值	极小值
投入指标	X1:研发人员全时当量占从业人员的比例(%)	13.31	5.02	25.96	5.17
	X2:研发经费内部支出占营业收入的比例(%)	3.39	1.42	7.13	2.03

(续表)

指标类型	变量名称	均值	标准差	极大值	极小值
产出指标	Y1:人均技术合同成交额(万元/人)	4.56	3.97	14.07	0.98
	Y2:技术服务出口额占出口总额的比例(%)	11.72	22.07	85.72	0.00
	Y3:净利润率(%)	6.66	2.96	12.91	0.78

(二)高新区创新效率测度

本文采用 DEAP2.1 软件,对 2020—2021 年南京高

新区“整体”和 15 个“分园区”的创新效率进行了测度,结果见表 3。

表 3 2020—2021 年南京高新区“一区十五园”的创新效率测度结果

DMU	2020 年				2021 年			
	TE	PTE	SE	规模报酬	TE	PTE	SE	规模报酬
理想点	1.000	1.000	1.000	—	1.000	1.000	1.000	—
南京高新区“整体”	0.162	0.453	0.358	irs	0.288	0.636	0.452	irs
分园区 1	0.158	0.546	0.290	irs	0.392	0.940	0.418	irs
分园区 2	0.513	1.000	0.513	irs	0.399	1.000	0.399	irs
分园区 3	0.147	0.360	0.410	irs	0.188	0.434	0.434	irs
分园区 4	1.000	1.000	1.000	—	0.889	1.000	0.889	irs
分园区 5	0.298	0.441	0.675	irs	0.775	0.775	1.000	—
分园区 6	0.146	0.607	0.241	irs	0.466	0.981	0.475	irs
分园区 7	0.071	0.321	0.222	irs	0.121	0.285	0.426	irs
分园区 8	0.221	0.221	1.000	—	0.440	0.440	1.000	—
分园区 9	0.196	0.333	0.590	irs	0.241	0.534	0.451	irs
分园区 10	0.244	0.385	0.634	irs	0.871	0.871	1.000	—
分园区 11	0.181	0.384	0.470	irs	0.249	0.387	0.642	irs
分园区 12	0.437	0.437	1.000	—	0.527	0.550	0.958	irs
分园区 13	0.495	0.995	0.498	irs	0.335	0.757	0.442	irs
分园区 14	0.239	0.624	0.382	irs	0.318	0.604	0.526	irs
分园区 15	0.058	0.816	0.071	irs	0.096	0.910	0.106	irs

参照王丽和樊杰等(2021)^[17]对创新效率水平的划分方法,效率值等于 1 的为创新有效(即 DEA 有效),效率值位于区间(0.8,1)范围的为高效率,效率值位于区间(0.5,0.8)范围的为中效率,效率值低于 0.5 的则为低效率。由表 3 可知,2020—2021 年,南京高新区“整体”创新效率值(TE)从 0.162 提升至 0.288,纯技术效率值(PTE)从 0.453 提升至 0.636,规模效率值(SE)从 0.358 提升至 0.452,但相较于“理想点”而言,南京高新区“整体”的创新效率仍然较低,距离“理想点”还有很大的提升空间。这种低效率的产生原因既有纯技术效率不足,也有规模效率的欠缺,其中规模效率的欠缺问题相对突出。

分年份看,在 2020 年 15 个“分园区”中,分园区 2、4、5、8、9、10、11、12、13、14 等 10 个园区的创新效率

值高于“整体”,其中分园区 4 的创新效率相对较高,达到创新有效状态;而分园区 1、3、6、7、15 等 5 个园区的创新效率值低于“整体”,其中分园区 15 的创新效率值最低,仅有 0.058。到了 2021 年,分园区 1、2、4、5、6、8、10、12、13、14 等 10 个园区的创新效率值高于“整体”,其中分园区 4 的创新效率相对较高,达到 0.889,其次是分园区 10,创新效率值达到 0.871;而分园区 3、7、9、11、15 等 5 个园区的创新效率值低于“整体”,其中分园区 15 的创新效率值最低,仅有 0.096。

可以看出,2020—2021 年,尽管有个别“分园区”的创新效率值与南京高新区“整体”的创新效率值之间的高低关系存在互换情况(分园区 1、6 的创新效率相对提升、分园区 9、11 的创新效率相对下降),但总体变化情况并不明显,这说明南京高新区“一区十五

园”中,的确有部分发展水平低、创新能力差的“分园区”被简单地整合到南京高新区“整体”中,对“整体”创新效率的提升产生了负面影响,无助于各个分园区之间实现“1+1>2”的整合效应。此外,除了个别分园区(2020年是分园区4、8、12;2021年是分园区5、8、10),南京高新区“整体”和大多数“分园区”的规模报酬均处于规模报酬递减状态,说明增加同比率的各类创新投入要素,只能获得较小比率的各类创新产出,内部不经济、资源协同匹配不优的问题。

(三) 对照组比较研究

根据 DEA 模型的原理,构建了具有最优效率的“理想点”,所以增加或者减少部分决策单元,并不会对其他决策单元的创新效率值产生影响。据此,本文以 2021 年的相关指标数据为基础,设置了两个对照组,对南京高新区“一区十五园”的整合效益做进一步检验,具体如下:对照组 A 为“相对高效率”组,由分园区 1、2、4、5、6、8、10、12、13、14 这 10 个园区构成;对

照组 B 为“相对低效率”组,由分园区 3、7、9、11、15 这 5 个园区构成;同时,根据两个对照组中的“分园区”组合,重新汇算 A 和 B 两个组南京高新区“整体”的投入产出指标。因此,包括原有“理想点”在内,对照组 A 和 B 分别有 12 个决策单元和 7 个决策单元,并提出两点假设:

H1:A 组中南京高新区“整体”创新效率值高于 0.288;

H2:B 组中南京高新区“整体”创新效率值低于 0.288。

由表 4 可以看到,在对照组 A 中,南京高新区“整体”的创新效率值(TE)为 0.340,高于“一区十五园”模式下的 0.288,假设 1 成立。同时,纯技术效率值(PTE)也从 0.636 提升至 0.755,规模效率值(SE)为 0.451,与实验组效率值相当。而在对照组 B 中,南京高新区“整体”的创新效率值(TE)为 0.214,低于“一区十五园”模式下的 0.288,假设 2 成立。同时,纯技术效率值(PTE)

表 4 对照组 A 和 B 中南京高新区“整体”的创新效率测度结果

DMU	对照组 A			DMU	对照组 B		
	TE	PTE	SE		TE	PTE	SE
理想点	1.000	1.000	1.000	理想点	1.000	1.000	1.000
南京高新区“整体”	0.340	0.755	0.451	南京高新区“整体”	0.214	0.470	0.456
分园区 1	0.392	0.940	0.418	分园区 3	0.188	0.434	0.434
分园区 2	0.399	1.000	0.399	分园区 7	0.121	0.285	0.426
分园区 4	0.889	1.000	0.889	分园区 9	0.241	0.534	0.451
分园区 5	0.775	0.775	1.000	分园区 11	0.249	0.387	0.642
分园区 6	0.466	0.981	0.475	分园区 15	0.096	0.910	0.106
分园区 8	0.440	0.440	1.000				
分园区 10	0.871	0.871	1.000				
分园区 12	0.527	0.550	0.958				
分园区 13	0.335	0.757	0.442				
分园区 14	0.318	0.604	0.526				

表 5 投入产出指标及各类创新效率指标的数值差异性比较结果

变量名称	X1	X2	Y1	Y2	Y3	TE	PTE	SE
实验组	13.760	3.190	4.810	5.030	5.840	0.288	0.636	0.452
对照组 A	12.630	2.690	5.800	3.730	5.820	0.340	0.755	0.451
对照组 B	15.840	4.320	2.980	8.580	5.890	0.214	0.470	0.456
T 值	15.006	7.044	5.492	3.988	264.727	7.677	7.506	296.558
显著性	0.004***	0.020**	0.032**	0.058*	0.000***	0.017**	0.017**	0.000***

备注:*,**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

从 0.636 降低至 0.470, 规模效率值(SE)为 0.456, 与实验组效率值相当。为了进一步检验这一变化情况的可靠性, 以排除 DEA 模型本身工作原理带来的影响, 本文对原始组以及两个对照组中南京高新区“整体”的投入产出指标及各类创新效率数值之间的差异性进行了比较, 结果见表 5。无论是投入产出指标, 还是各类创新效率指标, 组间差异在 10% 的显著性水平下均是显著的。

据此, 进一步可以验证: 在对照组 A 中, 南京高新区“整体”的创新效率值为 0.340, 显著高于 0.288; 在对照组 B 中, 南京高新区“整体”的创新效率值仅为 0.214, 显著低于 0.288; 在两个对照组中, 南京高新区 15 个“分园区”的创新效率值均未发生变化, 与前述预期相符, 假设 1 和假设 2 都是成立的。根据整体与部分的辩证关系, 尽管整体处于主导地位, 统率着部分, 但部分对整体也具有反作用, 会对整体产生影响, 当各部分以合理的结构形成整体时, 整体功能就会大于部分之和, 实现“1+1>2”的整合效应; 反之, 当各部分以欠佳的结构形成整体时, 就会制约整体功能的发挥。从南京高新区“一区十五园”创新效率的表征来看, 确实存在空间选择不优、“分园区”组合结构欠佳的问题, 实行“一区十五园”发展模式并没有对南京高新区“整体”创新效率水平的提升产生促进作用。

五、结论与政策建议

(一) 主要结论

本文以南京高新区为例, 分析了实行“一区多园”发展模式对国家高新区创新效率的潜在影响, 研究表明: 对于国家高新区而言, 仅仅通过简单的物理整合方式实行“一区多园”发展, 并不能必然地提升其创新效率。对拟纳入的分园区的优化重组, 可以显著地影响实行“一区多园”发展模式国家高新区的创新效率: 将创新效率相对较高的分园区纳入, 可以

提升国家高新区的创新效率; 将创新效率相对较低的分园区纳入, 则会拉低国家高新区的创新效率。因此, 就提升高新区创新效率而言, 国家高新区在实行“一区多园”发展扩容计划时, 应当择优纳入创新效率高于“整体”的“分园区”。

(二) 政策建议

2020 年 7 月, 国务院印发《关于促进国家高新技术产业开发区高质量发展的若干意见》, 明确要求“省级人民政府要将国家高新区作为实施创新驱动发展战略的重要载体, 加强对省内国家高新区规划建设、产业发展和创新资源配置的统筹”。同年, 中央编委出台《关于规范开发区管理机构促进开发区创新发展的指导意见》, 从优化开发区行政资源配置角度, 提出结合实际稳妥有序推行“一区多园”管理模式, 鼓励在更大行政区域内整合开发区管理机构, 实行集中管理。随着各地区产业的升级和扩大管理, 以“一区多园”发展模式为主要形式的国家高新区扩容将会成为一种趋势, 因此, 建立一套行之有效的“一区多园”准入、退出机制具有现实的必要性。

一是做好系统谋划, 提高准入考量。从南京高新区“一区多园”的案例可以看出, 简单地从区域地理位置角度将众多科技园区一并纳入国家高新区范畴, 并不能发挥出良好的整合效应, 无助于国家高新区创新效率的提升。因此, 对于国家高新区而言, 如果要实行“一区多园”发展模式, 需要进一步做好顶层设计、提高准入考量, 建立科学有效的分园区准入评价体系,



采用渐进方式,逐步将符合准入条件的园区纳入“一区多园”管理范畴。例如,可以出台国家高新区“一区多园”管理办法,通过采取区域统筹、择优遴选、定期评价的方式,分步纳入区域内优质的产业科技园、集聚区等。

二是厘清统分关系,加强科学管理。从整体与部分的辩证关系看,部分对整体的作用既可能是正向的,也可能是负向的。因此,在国家高新区实行“一区多园”发展的管理实践中,需要进一步加强科学管理,通过内部创新资源在各分园间的有效调配,优化产业规划布局,盘活各类要素资源,推动发展提质增效。尤其是对于可能拉低国家高新区整体创新效能的分园区,要统筹资源,进行有针对性的帮扶,挖掘其潜在的创新动能,给予适宜的资源倾斜、政策倾斜,助力这些分园区强长板、补短板,加快形成自身发展特色,逐步跟上国家高新区整体创新发展的步伐,从而为国家高新区整体创新效能的提升贡献力量。

三是实施动态管理,建立退出机制。本文发现通过对南京高新区“一区多园”的优化重组,可以明显提升高新区整体创新效率。因此,在国家高新区“一区多园”管理实践中,实施动态管理,建立退出机制,有助于在各分园区中发挥“以淘汰促进步”的激励作用。具体而言,可以通过对各个分园区建设发展情况采取中期动态监测、年度综合评价等举措,根据综合评价结果对各个分园区实行动态管理,并建立相应的激励和退出机制,明确坚持“宁缺毋滥”的原则,鼓励推动各分园区加强对标找差,激发内在发展动力。例如,本文中所研究的高新区创新效率评价办法,可为国家高新区的退出机制建立提供有益的借鉴与参考。◆

参考文献:

- [1]李志远,陈文丰,石妍妍.“一区多园”国家高新区要加强统筹发展[J].经济与管理,2021,35(6):87-92.
- [2]张路娜,孙红军,胡贝贝.中国国家高新区创新效率增长的空间差异及影响因素研究[J].技术经济,2021,40(6):1-8.
- [3]谢子远.国家高新区技术创新效率影响因素研究[J].科研管理,2011,32(11):52-58.
- [4]杨捷,秦远建.国家级高新区创新效率综合分析:基于DEA模型研究[J].技术经济与管理研究,2020(5):3-8.
- [5]王飞航,李友顺.基于三阶段数据包络分析模型的我国西部地区国家级高新区创新效率评价[J].科技管理研究,2019,39(1):55-60.
- [6]胡宇鹏,郭丕斌,焦德坤.高新区技术创新效率评价与经济增长脱钩分析:基于中部地区32个国家级高新区[J].中北大学学报(社会科学版),2022,38(3):80-85.
- [7]徐伟,武春杨,赵媛,等.我国6大城市群高新区创新经济效率评价:基于DEA模型和Malmquist指数分析[J].科技促进发展,2019,15(9):1004-1011.
- [8]马淑燕,赵祚翔,许欣,等.中国东部三大城市群国家高新区创新效率及影响因素研究[J].科技管理研究,2021,41(21):1-9.
- [9]李争粉.国家高新区探索“一区多园”模式[N].中国高新技术产业导报,2022-1-10(2).
- [10]胡先杰,罗利华.基于静态和动态视角的省级区域创新效率评价:以江苏省为例的实证分析[J].科技管理研究,2016,36(13):47-52.
- [11]周姣,赵敏.我国高新技术产业开发区创新效率及其影响因素的实证研究[J].科技管理研究,2014,34(10):1-6.
- [12]刘满凤,李圣宏.基于三阶段DEA模型的我国高新技术产业开发区创新效率研究[J].管理评论,2016,28(1):42-52+155.
- [13]张立峰,郭爱英,董晓宏.京津冀国家级高新区创新效率及影响因素:基于随机前沿模型的实证研究[J].商业经济研究,2018,755(16):153-155.
- [14]沙德春,胡鑫慧.中部六省国家级高新技术产业开发区创新效率研究[J].河南科学,2020,38(1):119-127.
- [15]方大春,曾志彪.长三角城市群国家高新区创新效率比较分析:基于三阶段DEA模型[J].华中师范大学学报(自然科学版),2021,55(5):780-790+816.
- [16]王京雷,赵静,陈升.国家高新区创新效率及其城市环境影响因素分析[J].企业经济,2022,41(3):100-111.
- [17]王丽,樊杰,刘汉初,等.“一带一路”倡议下国家级高新区创新效率的实证研究[J].科技管理研究,2021,41(7):71-78.