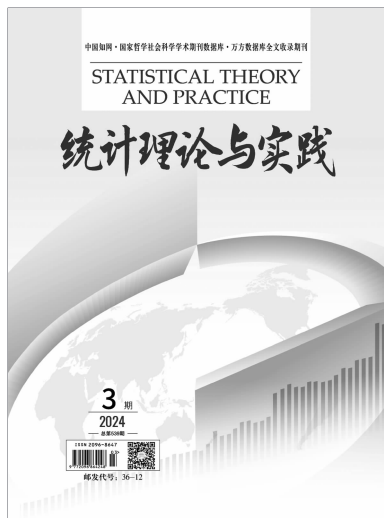




2024年第3期(总第539期)

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

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元

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:王承哲

编委会副主任:李同新 王玲杰

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:曹 明

主 编:曹 明

编 辑:马 昂 李亚芳 李莹莹 杨玉雪

肖 悦 曹 雷 董黎明

封面设计:王青丽

版式设计:马俊臣

●受条件所限,本刊稿件一律不退,敬请作者自留底稿。从稿件投往本刊之日起,3个月不见采用或通知,方可另行处理。

●本刊作者文责自负。投稿前,请自行检测重复率,并提供查重报告;对于侵犯他人版权或其他权利的文字、图片稿件,本刊概不承担任何连带责任。

●著作权使用说明。本刊已许可中国知网、国家哲学社会科学学术期刊数据库、万方、维普、超星、博看、中教等数据库以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;作者投稿给本刊,本刊即视为同意将文章编入上述数据库;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。

目录 CONTENTS

● 区域发展

中国式现代化区域实践指数评估报告(2023)	吴旭晓 / 3
粤港澳大湾区企业 R&D 活动特征研究	雷钦礼 / 11

● 产业解读

基于脉冲响应的产业碳排放差异化及传递效应研究	田秀杰 李 洋 / 21
制造业 ESG 表现、政府补助和创新研发能力	徐珍珍 / 29

● 人口统计

县域经济高质量发展对人口流动的影响	杨胜利 刘博涵 万雨欣 / 34
人口老龄化、社会保障支出与经济增长	戴洛特 郭宇春 / 40

● 社会经纬

数字经济对老年家庭消费模式的影响及机制分析	李希亮 朱 婧 / 47
新发展格局下城镇居民消费潜力统计测度及评价	管梦妮 / 55

● 实践探索

科技创新对共同富裕的影响:基于“做大”与“分好”蛋糕的实证分析	韩灵梅 付禹隆 薛柯柯 / 60
基于自适应 Fourier 分解和机器学习的投资者信心指数预测研究	王晋勋 何 杨 / 67

中国式现代化区域 实践指数评估报告(2023)

吴旭晓

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:推进中国式现代化是最大的政治,科学评估中国式现代化的区域实践水平是进一步高质量推进中国式现代化的重要基础。从中国式现代化五大特征出发构建指标体系,运用改进的 CRITIC 法对 2022 年我国三大区域 31 个省(区、市)的中国式现代化综合指数及维度指数进行评估。研究发现:虽然上海和北京已经基本实现中国式现代化,但是我国总体上处于起步阶段,中国式现代化全国平均值只有 0.385;五个维度指数均值由高到低依次是人口规模巨大的现代化、全体人民共同富裕的现代化、人与自然和谐共生的现代化、物质文明和精神文明相协调的现代化、走和平发展道路的现代化;区域中国式现代化综合指数由高到低依次为东部、西部和中部地区;发展不充分不均衡的指标占比达到 46.67%。

关键词:中国式现代化;区域实践指数;改进的 CRITIC 法

中图分类号:F061.3;F124.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0003-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.03.001

一、引言及文献梳理

党的二十大报告概括总结了中国式现代化的五大特征,即“人口规模巨大的现代化、全体人民共同富裕的现代化、物质文明和精神文明相协调的现代化、人与自然和谐共生的现代化、走和平发展道路的现代化”。推进中国式现代化已经成为当前区域践行新发展理念的方向、目标和最大的政治任务。如何构建多层次、多元化指标体系,科学评估中国式现代化的区域实践水平,进而找准政策靶向和推进路径,是当下高度关注和亟待回答的现实问题。

1958 年美国学者丹尼尔·勒纳(Daniel Lerner)在其著作《传统社会的消逝:中东现代化》中提出“现代化”概念后,国外学者对现代化进程的评估成果不断涌现。美国社会学家阿历克斯·英格尔斯(Alex Inkeles)^[1]从经济现代化和人的现代化两个维度出发,构建包含 11 个指标的现代化判定体系,并设定了对应的现代化门槛。Crittenden(1967)^[2]构建了包含城市化、教育、税收、就业、人口密度、地理区位等 30 个指标的评价体系,对美国 48 个州的现代化进展情况进行了综合测评。

党的二十大后,国内的专家学者对中国式现代化的评估研究主要从四个方面展开。一是只构建指标体系,没有开展实证分析。任保平和张倩(2022)^[3]从经

济、社会进程、城乡区域、生态文明和治理能力现代化五个维度构建了包含 46 个具体指标的中国式现代化评价体系。二是对市域中国式现代化进行实证分析。师傅和明萌(2023)^[4]从人的现代化以及经济、社会、生活方式、治理、文化、生态、基础设施现代化八个维度选取指标,运用熵值法对 2011—2019 年我国 283 个地级及以上城市的中国式现代化水平进行测评,发现城市中国式现代化水平整体较低,即使是东部地区城市的中国式现代化水平也一直低于 0.18。三是对省域中国式现代化进行实证分析。陈胜利和万政(2023)^[5]从经济、社会进程、城乡区域、生态文明和治理能力现代化五个维度出发构建评估体系,对 2011—2021 年我国 31 个省(区、市)现代化水平进行综合测评,发现中国式现代化水平省域均值只有 0.1584,省域最小值和最大值分别为 0.0765 和 0.4911,地区之间中国式现代化水平差距明显。四是对全国中国式现代化进行实证分析。赵西君和郭剑锋等(2023)^[6]从经济、社会文明、科技教育、生活质量、生态现代化五个维度出发构建评价指标体系,利用熵值法对 2010—2020 年中国式现代化进行综合测评,发现五个维度现代化水平由高到低依次为社会文明现代化、生态现代化、生活质量现代化、经济现代化、科技教育现代化。

基金项目:河南省哲学社会科学规划项目“河南新型城镇化高质量发展的创新与开放‘双强引擎’构建及协同效应研究”(2022BJJ055)。

作者简介:吴旭晓(1976—),男,广西平南人,博士,研究员,研究方向为资源与环境管理、区域经济、科技创新与政策仿真等。

以上代表性文献为本研究提供了重要理论参考,但仍存在以下待完善之处:第一,国外对现代化评估指标的选取,难以全面反映中国式现代化的多维度特征;国内部分文献围绕中国式现代化建立的评估指标体系过于庞大或者主观性指标较多,无法展开实证分析。第二,目前从中国式现代化五大特征出发评估市域中国式现代化水平的研究相对较多,对省域中国式现代化水平进行评估的研究相对匮乏。第三,熵值法是中国式现代化水平评估的主流方法,由于熵值法是通过各指标值的变异程度或者离散程度来确定权重,会因为指标差异程度敏感性较大而产生过大或过小的极端权重,且熵值法没有考虑指标之间的相关性,可能会导致指标之间内涵重叠。

为此,本文运用改进的 CRITIC 法对 2022 年中国式现代化水平进行系统评估,可能的边际贡献为:第一,在研究视角上,从中国式现代化的五大特征出发,构建了相对完善的区域中国式现代化综合评价指标体系。第二,在研究方法上,运用改进的 CRITIC 法确定指标的客观权重,对我国三大区域 31 个省(区、市)^①的中国式现代化情况进行对比分析,为进一步推进中国式现代化的区域实践提供数据支撑。

二、评价体系的构建

1. 评价指标选取

构建中国式现代化指标体系是评价推进中国式现代化区域实践成效的重要前提,党的二十大报告明确概括了中国式现代化五个方面的中国特征,深刻揭示了中国式现代化的科学内涵^②。遵循系统性、可比性、可操作性和典型性等原则,基于中国式现代化的本质内涵,在借鉴相关研究成果的基础上,从中国式现代化五大特征出发选取 45 个指标构建评价指标体系,具体见表 1。

(1) 人口规模巨大的现代化

我国最基本的国情是人口规模巨大,全面推进超过 14 亿人口的现代化建设,对有效促进人的现代化、增强民生“三感”(获得感、幸福感、安全感)和实现基本公共服务均等化都是巨大挑战。人的现代化从人口再生产、预期寿命、人口素质等方面来考察:人口再生产用人口自然增长率描述,反映人口老龄化和少子化

背景下人口可持续发展能力;预期寿命用平均预期寿命来衡量;人口素质用每十万人口高等教育平均在校生数来描述。“获得感”用居民人均可支配收入与人均 GDP 之比来描述,反映了劳动者真正拿到手的收入占人均 GDP 的比重。“幸福感”用地区收入房价比、总抚养比来间接描述:地区收入房价比本质上反映了市场机制作用下地区劳动力要素与土地要素之间的价格比例,一般来说,收入房价比越高,人民的幸福感越高;总抚养比包括少年儿童和老年人口抚养比,未富先老和儿童抚养成本的飙升也是降低人民幸福感的重要因素。“安全感”用交通事故率来反映,交通事故率是一年内某地区交通事故起数与总人口之间的比值。基本公共服务主要从医疗、教育、就业这“新三座大山”来考量,分别用每千人口卫生技术人员数、初中阶段生师比、人均社会保障和就业财政支出^②描述。

(2) 全体人民共同富裕的现代化

全体人民共同富裕不仅要求区域在总体上实现物质富裕和精神富足,而且要求城乡居民共同富裕,把城乡差距控制在合理区间^③。物质富裕用地区居民人均可支配收入、地区居民人均消费支出、每百人拥有私人汽车数量反映。精神富足主要从阅读氛围、精神享受、影视资讯等方面考量,分别用人均公共图书馆藏书量、人均文化娱乐消费支出、有线广播电视覆盖率描述。城乡共同富裕从可支配收入、物质消费和精神消费 3 个方面考量,分别用城乡居民人均可支配收入比、城乡居民人均生活消费支出比、城乡居民家庭人均文化娱乐消费支出比衡量。

(3) 物质文明和精神文明相协调的现代化

中国式现代化不仅要推进物质文明建设,而且要繁荣文化事业和发展壮大文化产业,实现物质文明与精神文明协同发展。物质文明和精神文明相协调的现代化主要从双向协调、文化产业发展、政府支持等角度选取指标。双向协调用人均 GDP、文化娱乐消费支出占个人消费支出比重、文体娱乐业从业人数占城镇就业人员数比重反映。文化产业发展用规模以上文化制造业企业资产利用率、限额以上文化批发和零售业人均创收水平、每万人规模以上服务业文化企业从业人数描述。政府支持用文体传媒财政支出占比、每百

①根据商务部的划分标准,东部地区包括 11 个省(市):北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括 8 个省:山西、吉林省、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括 12 个省(区、市):内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

②由于自 2022 年起人力资源和社会保障部不再发布城镇登记失业率数据,因此本文用人均社会保障和就业财政支出间接反映就业服务的政府供给水平。

表 1 中国式现代化评价指标体系

系统指标	维度指标	具体指标	指标单位	指标编号	指标属性
中国式现代化	人口规模巨大的现代化	人口自然增长率	‰	x ₁	正向
		平均预期寿命	岁	x ₂	正向
		每十万人人口高等教育平均在校生数	人	x ₃	正向
		居民人均可支配收入与人均 GDP 之比	—	x ₄	正向
		收入房价比	—	x ₅	正向
		总抚养比	%	x ₆	逆向
		交通事故率	起/万人	x ₇	逆向
		每千人口卫生技术人员数	人	x ₈	正向
		初中阶段生师比(教师人数=1)	—	x ₉	逆向
		人均社会保障和就业财政支出	万元	x ₁₀	正向
	全体人民共同富裕的现代化	地区居民人均可支配收入	万元	x ₁₁	正向
		地区居民人均消费支出	万元	x ₁₂	正向
		每百人拥有私人汽车数量	辆	x ₁₃	正向
		人均公共图书馆藏书量	册	x ₁₄	正向
		人均文化娱乐消费支出	元	x ₁₅	正向
		有线广播电视覆盖率	%	x ₁₆	正向
		城乡居民人均可支配收入比(农村=1)	—	x ₁₇	逆向
		城乡居民人均消费支出比(农村=1)	—	x ₁₈	逆向
		城乡居民家庭人均文化娱乐消费支出比(城镇=1)	—	x ₁₉	正向
	物质文明和精神文明相协调的现代化	人均 GDP	元	x ₂₀	正向
		文化娱乐消费支出占个人消费支出比重	%	x ₂₁	正向
		文体娱乐业从业人数占城镇就业人员数比重	%	x ₂₂	正向
		规模以上文化制造业企业资产利用率	%	x ₂₃	正向
		限额以上文化批发和零售业人均创收水平	万元	x ₂₄	正向
		每万人规模以上服务业文化企业从业人数	人	x ₂₅	正向
		文化传媒财政支出占比	%	x ₂₆	正向
		每百万人拥有博物馆个数	个	x ₂₇	正向
	人与自然和谐共生的现代化	万元 GDP 用电量	千瓦时/万元	x ₂₈	逆向
		万元 GDP 用水量	立方米/万元	x ₂₉	逆向
		城市人口密度	人/平方公里	x ₃₀	适度
		生态建设与保护强度	%	x ₃₁	正向
		PM2.5 年均浓度	μg/m ³	x ₃₂	逆向
		工业固体废弃物综合利用率	%	x ₃₃	正向
		城市建成区绿化覆盖率	%	x ₃₄	正向
		城市人均公园绿地面积	平方米	x ₃₅	正向
		全年空气质量优良率	%	x ₃₆	正向
	走和平发展道路的现代化	外贸依存度	%	x ₃₇	正向
		外商外贸贡献度	%	x ₃₈	正向
		外资依存度	%	x ₃₉	正向
		对外直接投资强度	%	x ₄₀	正向
		商品市场活跃度	%	x ₄₁	正向
		非农业部门区位商	—	x ₄₂	正向
		市场化水平	—	x ₄₃	正向
		创新密度	件/万人	x ₄₄	正向
		企业信息化	台	x ₄₅	正向

万人拥有博物馆个数衡量。

(4) 人与自然和谐共生的现代化

中国式现代化要求践行“绿水青山就是金山银山”理念,坚持节约优先、保护优先,走绿色降污减排发展之路,实现人与自然和谐共生。人与自然和谐共生的现代化主要从资源节约、生态建设与保护强度、环境治理、生态质量等视角来选取指标。资源节约用万元 GDP 用电量、万元 GDP 用水量、城市人口密度^①衡量。生态建设与保护强度用生态建设与保护投资占 GDP 比重衡量。环境治理包括大气治理和工业“三废”治理,分别用 PM2.5 年均浓度和工业固体废弃物综合利用率反映。生态质量用建成区绿化覆盖率、城市人均公园绿地面积、全年空气质量优良率描述。

(5) 走和平发展道路的现代化

中国式现代化探索出了一条对外开放、对内搞活、内外联动、合作共赢的和平发展道路。本文主要从国际循环和国内循环两个方面选取指标。国际循环用对外贸易、双向投资反映;对外贸易用外贸依存度和外商外贸贡献度描述,外贸依存度是进出口额占区域 GDP 比重,外商外贸贡献度是外商企业进出口额占区域进出口额比重;双向投资用外资依存度以及对外直接投资强度描述,外资依存度是地区实际利用外资与地区 GDP 之间的比值,对外直接投资强度是地区对外非金融类直接投资存量与地区 GDP 之间的比值。国内循环用区际开放、区际分工度、营商环境、创新发展和信息化反映,分别用商品市场活跃度、非农业部门区位商、市场化水平、创新密度和企业信息化来衡量;商品市场活跃度是地区社会消费品零售总额与地区 GDP 之间的比值,非农业部门区位商是地区二、三产业增加值占全国二、三产业增加值比重与地区 GDP 占全国 GDP 比重之间的比值,市场化水平用区域市场化指数^②描述,创新密度是区域创新质量^③与常住人口之间的比值,企业信息化水平用企业每百人使用计算机数描述。

2. 指标数据来源

本文涉及的原始数据主要来源于 2023 年《中国统计年鉴》,个别指标来自 2022 年的《中国对外直接投资统计公报》、31 个省(区、市)国民经济和社会发展统

计公报和生态环境状况公报,大部分指标数据在原始数据基础上计算得到。

3. 指数评价模型

(1) 指标数据标准化

正向指标: $d_{ij}=x_{ij}/ck(x_j)$; 逆向指标: $d_{ij}=ck(x_j)/x_{ij}$; 对于适度指标,当 $x_{ij} \leq ck(x_j)$ 时,按正向指标处理,当 $x_{ij} > ck(x_j)$ 时,按逆向指标处理。其中, d_{ij} 为第 i 维度第 j 项指标标准化后的数值; $i \in N(N=1, 2, \dots, n)$; $j \in M(M=1, 2, \dots, m)$; x_{ij} 为第 i 维度第 j 项指标的原始数值; $ck(x_j)$ 为第 j 个指标的参考值,正向指标 $ck(x_j)=\max(x_j)$, 逆向指标 $ck(x_j)=\min(x_j)$ 。对于存在负数的指标,比如人口自然增长率,需要先进行坐标平移,确保指标值均为非负。

(2) 指标权重确定

传统 CRITIC 法根据指标间的相关性(冲突性)和对比强度来确定指标权重,但没有考虑指标间的离散程度。改进的 CRITIC 法兼顾了指标的变异程度、相关关系和对比强度,因此在指标赋权和综合指数计算方面具有更大优势。改进的 CRITIC 法用指标的变异系数替代标准差来反映指标变异程度,用 kendall 相关系数的绝对值取代原来的 Pearson 相关系数的非绝对值,更适合我国多省(区、市)数据分析现状^④。改进的 CRITIC 法确定指标 j 的权重 w_j 的计算公式如下:

$$w_j = C_j / \sum_{j=1}^m C_j = V_j \times R_j / \sum_{j=1}^m (V_j \times R_j) \\ = V_j \sum_{i=1}^p (1 - |r_{ij}|) / \sum_{j=1}^m \left[V_j \sum_{i=1}^p (1 - |r_{ij}|) \right] \quad (1)$$

其中, C_j 代表指标 j 的信息量, C_j 越大意味着指标 j 在指标体系中作用越大,分配给它的权重 w_j 就越大。 V_j 是指标 j 的变异系数,它是指标 j 的标准差与均值之间的比值。 r_{ij} 是指标 i 与 j 之间的 kendall 相关系数,表征指标之间的冲突性。

(3) 指数测度

得到指标权重 w_j 后,按照下式求得维度指数 SI_i :

$$SI_i = \sum_{j=1}^m w_j d_{ij} \quad (2)$$

进而求出区域中国式现代化综合指数(Chinese-style modernization comprehensive index, 简记为 CSMCI):

$$CSMCI = \sum_{i=1}^n \psi_i SI_i \quad (3)$$

式中, ψ_i 和 SI_i 分别是第 i 个维度权重及其发展指数。

①城市人口密度是衡量人口聚集程度和土地集约利用的重要指标,根据苏红键(2016)的研究结果,城市最优人口密度为 1.3 万人/平方公里。

②2022 年我国 31 个省(区、市)的市场化指数是基于《中国分省份市场化指数报告(2021)》(王小鲁、胡李鹏、樊纲著)提供的 2012—2019 年中国分省(区、市)市场化指数,运用灰色 GM(1,1)模型预测得到。

③区域创新质量用地区发明、实用新型、外观设计三种专利申请授权数的合成指数表示,通过对这三种专利分别赋权 0.5、0.3、0.2 计算得到。

三、测算结果与分析

1. 综合指数分析

2022 年我国 31 个省(区、市)中国式现代化综合指数可以划分为三个层级(见表 2):第一层级为先行者,其中国式现代化综合指数在 0.6 以上,分别是上海、北京;第二层级为追赶者,中国式现代化综合指数在 0.4—0.5 之间,分别是海南、浙江、天津、福建、江苏、广东,排名在第 3—8 位;第三层级为跟跑者,中国式现代化综合指数在 0.3—0.4 之间,包括重庆、陕西、新疆等 23 个省(区、市)。先行者和追赶者皆处于东部地区。东部、中部和西部地区中国式现代化的领头羊分别是上海、江西和重庆。2022 年我国中国式现代化综合指数整体不高,全国平均值只有 0.385。

表 2 2022 年全国 31 个省(区、市)
中国式现代化综合指数排名

全国排名	省(市、区)	地理区位	综合指数
1	上海	东部	0.627
2	北京	东部	0.600
3	海南	东部	0.481
4	浙江	东部	0.447
5	天津	东部	0.438
6	福建	东部	0.421
7	江苏	东部	0.416
8	广东	东部	0.414
9	重庆	西部	0.384
10	陕西	西部	0.376
11	山东	东部	0.375
12	广西	西部	0.373
13	宁夏	西部	0.369
14	江西	中部	0.368
15	西藏	西部	0.359
16	湖南	中部	0.357
17	湖北	中部	0.355
18	四川	西部	0.354
19	山西	中部	0.351
20	黑龙江	中部	0.350
21	辽宁	东部	0.349
22	安徽	中部	0.34719
23	内蒙古	西部	0.34717
24	吉林	中部	0.34671
25	贵州	西部	0.346
26	青海	西部	0.344
27	河北	东部	0.342
28	甘肃	西部	0.336
29	河南	中部	0.332
30	云南	西部	0.316
31	新疆	西部	0.306
全国平均指数			0.385

2. 维度指数分析

(1) 人口规模巨大的现代化指数

上海、西藏、河北的人口规模巨大的现代化指数

位居前三名,河南、福建、湖北位居倒数后三名(见图 1)。从全国平均水平看,31 个省(区、市)人口规模巨大的现代化指数平均值为 0.525,13 省(区、市)的人口规模巨大的现代化指数高于均值;低于均值的 18 个省(区、市)多位于东部和中部地区,主要原因是经济发达的东部地区多地出现负的人口自然增长率,东中部地区交通事故率也远高于西部地区。西藏异军突起的主要原因在于其人口自然增长率、人均社会保障和就业财政支出均名列全国第一,平均预期寿命、居民人均可支配收入与人均 GDP 之比、总抚养比这三项指标也表现良好。湖北人口规模巨大的现代化指数倒数第一的主要原因在于 2022 年人口出现负增长、交通事故率全国最高,居民人均可支配收入与人均 GDP 之比、收入房价比、每千人口卫生技术人员数、初中阶段生师比、人均社会保障和就业财政支出这 5 项指标的得分低于同期全国平均水平。

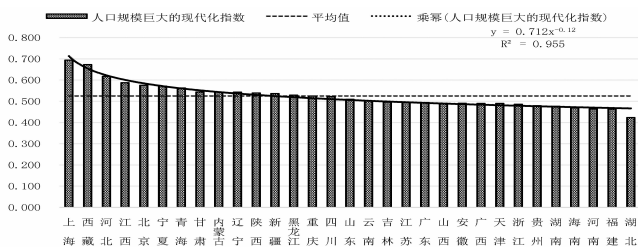


图 1 2022 年全国 31 个省(区、市)
人口规模巨大的现代化指数

(2) 全体人民共同富裕的现代化指数

2022 年全体人民共同富裕的现代化指数省域之间差异显著(见图 2),排位第一的上海高达 0.908,排在最后的西藏仅有 0.301,前者是后者的 3 倍之多。上海、北京、浙江、天津、江苏、福建和广东位居前七,为第一方阵,全体人民共同富裕的现代化指数在 0.5 以上;河南、四川、新疆、云南、甘肃、西藏位居倒数六位,为第三方阵,全体人民共同富裕的现代化指数在 0.3—0.4 之间;湖北、山西、吉林、青海等 18 个省(区、市)为第二方阵,全体人民共同富裕的现代化指数在 0.4—0.5 之间。全体人民共同富裕的现代化指数全国

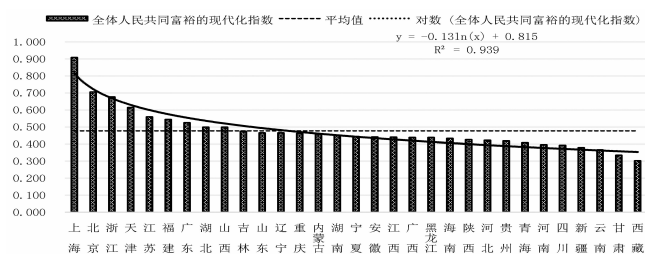
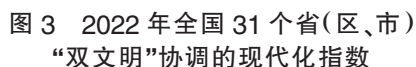
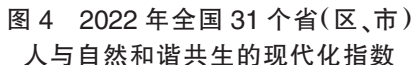


图 2 2022 年全国 31 个省(区、市)
全体人民共同富裕的现代化指数

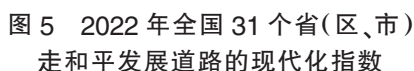
物质文明和精神文明相协调（简称“双文明”协调）的现代化指数不充分不均衡特征比较明显（见图3），全国平均值只有0.339，北京是青海的3.56倍。北京、上海、福建、海南、浙江、江苏、天津、山东、湖北、陕西、湖南“双文明”协调的现代化指数高于平均值，其余20个省（区、市）未达到平均值。“双文明”协调的现代化指数在0.5以上的只有北京、上海，在0.4—0.5之间的有福建、海南、浙江、江苏，在0.3—0.4之间的有天津、山东、湖北、陕西、湖南、广东、宁夏、江西、内蒙古、重庆、甘肃、四川，其余则在0.2—0.3之间。



人与自然和谐共生的现代化指数省域呈两头少、中间多的分布态势(见图4)。排名前两位的是北京、广西,属于第一梯队,人与自然和谐共生的现代化指数在0.5以上;西藏、贵州、青海、上海、福建、黑龙江、重庆、天津、广东为第二梯队,在0.4—0.5之间;甘肃、湖



走和平发展道路的现代化指数不充分不均衡的特征最明显(见图5)。2022年全国走和平发展道路的现代化指数平均值只有0.198,在中国式现代化五个维度中位居倒数第一。走和平发展道路的现代化指数最高和最低的分别是海南和青海,分别为0.693和0.076,前者是后者的9.13倍。受逆全球化冲击和疫情的影响,2022年只有海南、上海、北京、广东、天津、江苏、浙江、山东、重庆、四川等10个省(市)走和平发展道路的现代化指数高于全国平均值。仅有海南在0.5以上,在0.4—0.5之间的仅有上海,在0.3—0.4之间有北京、广东和天津,在0.2—0.3之间的有江苏、浙江、山东、重庆、四川,甘肃、内蒙古、贵州、西藏、新疆、青海不足0.1,其余15个省(区)在0.1—0.2之间。



我国三大区域中国式现代化综合指数和维度指数均值及其排名情况见表3。西部地区的人口规模巨大的现代化指数(SI₁)以及人与自然和谐共生的现代化指数(SI₄)位居第一,其余三个维度指数均值位居第三。东部地区的全体人民共同富裕的现代化指数

排序	三大区域	SI ₁ 均值	排序	三大区域	SI ₂ 均值	排序	三大区域	SI ₃ 均值
1	西部地区	0.540	1	东部地区	0.574	1	东部地区	0.429
2	东部地区	0.530	2	中部地区	0.454	2	中部地区	0.295
3	中部地区	0.494	3	西部地区	0.402	3	西部地区	0.286

排序	三大区域	SI ₄ 均值	排序	三大区域	SI ₅ 均值	排序	三大区域	CSMCI 均值
1	西部地区	0.398	1	东部地区	0.314	1	东部地区	0.447
2	东部地区	0.385	2	中部地区	0.145	2	西部地区	0.351
3	中部地区	0.365	3	西部地区	0.128	3	中部地区	0.351

(SI₂)、物质文明和精神文明相协调的现代化指数(SI₃)和走和平发展道路的现代化指数(SI₅)的均值位居第一,其余两个维度的均值位居第二。中部地区的人口规模巨大的现代化指数(SI₁)和人与自然和谐共生的现代化指数(SI₄)的均值位居第三,其余三个维度指数均值位居第二。三大区域中国式现代化综合指数由高到低依次为东部地区、西部地区、中部地区,东部地区的综合指数约为0.457,其余两个地区的综合指数约为0.351。

4. 具体指标充分性及均衡性分析

2022年全国中国式现代化具体指标均值及变异系数见表4。在人口规模巨大的现代化维度中,各指标平均值由高到低排序: $x_2 > x_6 > x_4 > x_9 > x_5 > x_3 > x_8 > x_{10} > x_1 > x_7$,交通事故率(x_7)、人口自然增长率(x_1)、人均社会保障和就业财政支出(x_{10})这3个指标的平均值都低于0.6,说明其发展充分性较低,此外,这3个指标的变异系数均在0.36以上,属于高度变异^①,即高度不均衡,显然这3个指标是人口规模巨大的现代化指数的主要制约短板。在全体人民共同富裕的现代化维度的9个指标中,有线广播电视覆盖率(x_{16})、人均公共图书馆藏书

量(x_{14})、地区居民人均可支配收入(x_{11})这3个指标的平均值都低于0.6,变异系数都在0.36以上,属于低充分性低均衡性指标,是全体人民共同富裕的现代化指数提升的主要障碍。在物质文明和精神文明相协调的现代化维度的8个指标中,除了文化娱乐消费支出占个人消费支出比重(x_{21})和文体传媒财政支出占比(x_{26}),其余6个指标的不均衡不充分特征比较突出,是制约“双文明”协调发展的主要瓶颈。在人与自然和谐共生的现代化维度的9个指标中,城市建成区绿化覆盖率(x_{34})和全年空气质量优良率(x_{36})的充分性和均衡性较好,而生态建设与保护强度(x_{31})、万元GDP用水量(x_{29})、PM2.5年均浓度(x_{32})和万元GDP用电量(x_{28})表现出充分性低、高度不均衡特征,这4个指标是主要制约因素。在走和平发展道路的现代化维度的9个指标中,非农业部门区位商(x_{42})表现出高度的充分性和均衡性,说明我国二、三产业的空间布局比较科学合理;外资依存度(x_{39})、对外直接投资强度(x_{40})、创新密度(x_{44})、外贸依存度(x_{37})和外商外贸贡献度(x_{38})这5个指标不充分不均衡的特征显著,是走和平发展道路的现代化指数提升的主要制约因素。

表4 2022年全国31个省(区、市)中国式现代化具体指标均值及其变异系数

指标编号	平均值	变异系数	指标编号	平均值	变异系数	指标编号	平均值	变异系数
x ₁	0.380	0.528	x ₁₆	0.269	0.670	x ₃₁	0.212	1.135
x ₂	0.946	0.027	x ₁₇	0.799	0.125	x ₃₂	0.298	0.537
x ₃	0.644	0.249	x ₁₈	0.854	0.108	x ₃₃	0.649	0.346
x ₄	0.802	0.132	x ₁₉	0.746	0.174	x ₃₄	0.850	0.067
x ₅	0.692	0.234	x ₂₀	0.444	0.427	x ₃₅	0.663	0.180
x ₆	0.827	0.117	x ₂₁	0.728	0.189	x ₃₆	0.832	0.146
x ₇	0.345	0.594	x ₂₂	0.385	0.383	x ₃₇	0.272	0.939
x ₈	0.625	0.136	x ₂₃	0.435	0.450	x ₃₈	0.402	0.786
x ₉	0.736	0.147	x ₂₄	0.326	0.722	x ₃₉	0.044	4.033
x ₁₀	0.518	0.388	x ₂₅	0.120	1.610	x ₄₀	0.194	1.114
x ₁₁	0.460	0.381	x ₂₆	0.602	0.230	x ₄₁	0.721	0.208
x ₁₂	0.520	0.321	x ₂₇	0.507	0.395	x ₄₂	0.909	0.058
x ₁₃	0.684	0.212	x ₂₈	0.444	0.430	x ₄₃	0.707	0.263
x ₁₄	0.300	0.554	x ₂₉	0.237	0.791	x ₄₄	0.240	0.950
x ₁₅	0.649	0.262	x ₃₀	0.575	0.349	x ₄₅	0.463	0.315

四、结论与实践路向

从中国式现代化的五大特征出发构建指标体系,运用改进的CRITIC法对2022年我国三大区域31个省(区、市)中国式现代化区域实践情况进行综合评估,可以大致勾勒出中国式现代化的空间图谱,为进一步高质量推进中国式现代化提供数据参考。

1. 主要结论

从全国整体看,2022年中国式现代化综合指数全

国平均值只有0.385,中国式现代化处于起步阶段。五个维度指数均值由高到低依次是人口规模巨大的现代化指数(0.525)、全体人民共同富裕的现代化指数(0.477)、人与自然和谐共生的现代化指数(0.385)、物质文明和精神文明相协调的现代化指数(0.339)、走和平发展道路的现代化指数(0.198)。具体指标中,平均预期寿命与非农业部门区位商表现出高度充分性和均衡性;交通事故率、人口自然增长率、人均社会保障

①一般认为,变异系数在0—0.15之间是小变异,在0.16—0.35之间是中等变异,大于0.36是高度变异。

和就业财政支出、有线广播电视覆盖率、人均公共图书馆藏书量、地区居民人均可支配收入、人均 GDP 等 21 个指标发展不充分不均衡特征显著,占指标总数的比例达 46.67%。

从三大区域看,中国式现代化综合指数由高到低依次为东部地区、西部地区、中部地区,东部地区全体人民共同富裕的现代化指数、物质文明和精神文明相协调的现代化指数及走和平发展道路的现代化指数的均值均位居第一,西部地区的人口规模巨大的现代化指数及人与自然和谐共生的现代化指数位居第一。

从省域看,上海、北京已经基本实现中国式现代化,新疆中国式现代化综合指数最低;人口规模巨大的现代化指数最高和最低的分别是上海和湖北,全体人民共同富裕的现代化指数最高和最低的分别是上海和西藏,“双文明”协调的现代化指数最高和最低的分别是北京和青海,人与自然和谐共生的现代化指数最高和最低的分别是北京和新疆,走和平发展道路的现代化指数最高和最低的分别是海南和青海。五大维度指数都不遵循线性分布,其中第一、三、五维度指数趋势线呈现乘幂函数分布态势,其余两个维度指数趋势线呈现对数函数分布态势。

2. 实践路向

(1)坚持系统思维,推进均衡充分的实践模式,实现维度指数协同提升

中国式现代化综合指数是五大维度指数多元叠加作用的结果。必须坚持系统思维,推进各维度指数均衡发展。要将人口规模巨大的压力转化为现代化建设的动力,以高质量就业服务体系助推民生持续改善。坚持机会均等、社会公平和分配合理,着力促进区域城乡居民共同富裕。协同推进文化产业化、产业文化化和文旅融合化,提升区域和城乡居民物质富足和精神富有水平,实现“双文明”互促共进。坚持生态资本、产业资本和社会资本相统一,妥善处理生态建设、资源集约、环境治理与生态红利的关系,跃升人与自然和谐共生的现代化水平。补齐创新短板,提升营商环境成熟度,推动引进外资和对外投资协调发展,提高走和平发展道路的现代化指数。此外,要构建中国式现代化五个维度指数协同发展的长效机制。

(2)重构东中西部关系,在协调融合中缩小中国式现代化水平区域差异

针对中国式现代化区域差异大、发展不均衡的基本国情,要加快东中西部关系重构。坚持政策引领和市场赋能,利用好区域之间的资源互补性,将区域之间现代化水平的落差转化为全方位、多层次产业合作和劳务协作的势能,扩大国家、产业、企业和个人的利

益汇合点,以国内大市场一体化发展消除区域市场隐性准入藩篱,推动区域之间发展战略有效对接、产业有序转移、重大项目共商共建、企业提质增效和要素自由充分流动,增进区域之间政策体系协同、产业分工协作、创新资源整合、发展优势叠加的融合发展态势,形成东西双向互济、内外高效联动的高水平开放大格局,在区域协调联动发展中构建国内国际循环良性互促的新发展格局,缩小区域发展差距。

(3)坚持对标对表,锚定突出问题和薄弱环节精准发力,确保高效施策

不同省(区、市)要动态监控发展不充分不均衡指标,对比标杆地区查找差距,对照考核标准发现不足,针对自己的突出问题和薄弱环节精准施策。中西部地区需持续完善自立自强的科技创新体系,加速形成以未来产业为先导、战略性新兴产业为支撑、传统产业焕新升级为基础的现代化产业新体系,培育和壮大新质生产力。东部地区要发挥财税工具的调节和导向功能,构建和完善城乡居民发展机会均等和社会基本公共服务共享机制,淡化城乡人文普遍服务差别,避免城乡贫富分化。中部地区需要严格落实排污许可制度,倒逼企业推行绿色低碳生产,以现代化环境治理体系强化工业“三废”排放的协同管控,消除环境污染的“滚雪球”效应。西部地区需要完善农村耕地使用权和宅基地有偿转让机制,提升农民增收致富能力,优化农民收入来源结构,缩小城乡居民在收入和消费方面的相对差距,推动城乡均衡融合共富。◆

参考文献:

- [1]孙立平.社会现代化[M].北京:华夏出版社,1988.
- [2]CRITTENDEN J.Dimensions of Modernization in the American States[J].American Political Science Review,1967(4): 989-1001.
- [3]任保平,张倩.构建科学合理的中国式现代化的评价指标体系[J].学术界,2022(6):33-42.
- [4]师博,明萌.中国式城市现代化的理论内涵及评价研究[J].西北工业大学学报(社会科学版),2023(1):120-131.
- [5]陈胜利,万政.数字经济对中国式现代化水平的影响效应及作用机制[J].统计与决策,2023(17):101-106.
- [6]赵西君,郭剑锋,季小妹,等.中国式现代化指标体系构建与实证研究[J].社会科学家,2023(7):34-40+53.
- [7]王承哲.构建中国式现代化评价指标体系的若干重大问题[J].科学社会主义,2023(5):4-11.
- [8]吴旭晓.新时代河南省共同富裕实现程度评估与政策靶向[J].统计理论与实践,2022(12):5-15.
- [9]胡涛,王栋,孙曜,等.基于改进 CRITIC-LRA 和灰色逼近理想解排序法的空战威胁评估[J].兵工学报,2020(12):2561-2569.

粤港澳大湾区企业 R&D 活动特征研究

雷钦礼

(广州华商学院 经济贸易学院, 广东 广州 511300)

摘要: 基于上市公司数据,对粤港澳大湾区企业 R&D 活动的行业、规模、经济类型以及研发效益的时滞特征进行研究。发现的典型事实有:(1)企业 R&D 活动具有明显的行业特征,高强度的研发企业主要聚集于信息通信技术(ICT)、医药制造、仪器仪表和设备制造等高新技术产业;(2)企业研发活动与企业规模有关,大型企业的研发规模大,但是小型企业研发强度最高,大型企业最低;(3)经济类型不同企业的研发投入强度没有显著差异,长期以来认为“国有企业研发强度和效率不如民营企业”的断言不符合实际;(4)企业研发强度与自身经营状况联系密切,盈利能力越强的企业 R&D 投入强度通常越高,盈利不佳的企业通常难以进行高强度的研发;(5)企业 R&D 研发效益的产生往往具有相当长的时滞,ICT 行业中软件服务业研发效益的产生通常需要两年的滞后期,硬件设备制造业通常在五年以上。为促进企业持续加大 R&D 投入,尽快实现将粤港澳大湾区建成全球科技创新高地和新兴产业重要策源地的目标,一方面要大力培育企业经营者的企业家精神,另一方面应进一步改革税制,降低制造业增值税税率,增强企业的盈利能力和持续加大研发投入强度的能力。

关键词: 粤港澳大湾区;企业 R&D;研发强度;研发效益

中图分类号:F27

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0011-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.03.002

一、引言

我国已迈上全面建设社会主义现代化国家新征程,实施创新驱动发展战略,推动高质量发展,是当前经济社会发展的首要任务。必须坚持大力提升科技自立自强能力,着力提升产业链供应链韧性和安全性,提高全要素生产率,不断塑造发展新动能新优势,加快建设制造业强国。

实施创新驱动发展战略,企业是主体。党的二十大报告强调:“强化企业科技创新主体地位,发挥科技型骨干企业引领支撑作用,营造有利于科技型中小微企业成长的良好环境,推动创新链产业链资金链人才链深度融合。”因此,深入分析和研究企业的科技研发投入行为,揭示其特征和规律,对深化认识科技创新发展规律,完善创新驱动发展战略体系布局,更好发挥企业创新主力军作用具有重要意义。

对于企业科技研发活动,西方发达经济体一直非

常重视。美国国会预算办公室曾一再对美国化学制药行业企业 R&D 研发活动进行系统研究,分析了新药研发的成本、产出、盈利状况以及发展趋势和联邦政府激励政策的效应等,并向国会提出研究报告。欧盟联合研究中心已进行了十多次工业 R&D 投资趋势调查并发布报告,对欧盟工业 R&D 投资状况和趋势进行全面分析。除政府机构以外,西方学者也开展了不少研究。Hirschey 和 Skiba 等(2012)^[1]基于美国上市公司和行业统计数据,系统分析了 1976—2010 年美国企业 R&D 活动的行业、规模、集中度等多种特征及其演进过程。Moncada-Paternò-Castello 和 Grassano (2022)^[2]对 2005—2017 年欧盟与美国公司 R&D 研发强度的差距进行了比较分析。

由于企业微观详细数据通常难以获得,我国关于企业层次的研究比较少。崔也光和赵迎(2012)^[3]选取我国年报中披露有 R&D 支出数据的 121 个高新技术上

基金项目: 广东省哲学社会科学规划一般项目“粤港澳大湾区企业 R&D 活动特征及其创新效应研究”(GD23CYJ11)。

作者简介: 雷钦礼(1956—),男,山西吉县人,博士,教授,博士生导师,研究方向为科技创新与经济增长。

市公司,分析其 R&D 活动状况,并与西方主要发达国家进行比较,发现中国高新技术企业普遍 R&D 投入不足。张西征和刘志远等(2012)^[4]使用世界银行对中国企业投资环境的调查数据,实证分析了企业规模与 R&D 投入之间的关系,发现企业 R&D 投入强度与企业规模之间呈倾斜的“V”形结构变化。任海云(2015)^[5]以 2004—2012 年中国主板市场披露有研发支出信息的制造业公司为样本,实证检验了企业规模、债务水平、国有控股、股权集中度和管理层持股等对企业 R&D 投入的影响,发现大企业比小企业更倾向于 R&D 投入,负债对 R&D 投入具有制约作用,股权集中利于 R&D 投入。高千亭(2020)^[6]利用 2013—2017 年山东省某市企业税务调查数据,实证检验了企业内外部多种相关因素对企业研发支出的影响,发现企业研发支出及其强度与企业资产规模、内部现金流、人力资源正相关,而出口导向与 R&D 之间的关系不明显。孙晓华和王昀(2015)^[7]使用中国工业企业数据库数据,就企业 R&D 投入、出口与全要素生产率的关系进行了实证分析,发现研发对企业全要素生产率具有显著的促进作用,与出口互为负效应。罗长远和张泽新(2020)^[8]使用中国上市公司的数据,就企业 R&D 投入、出口与全要素生产率的关系进行了分析,发现企业研发活动与出口具有互补性。综合看,由于过去我国上市公司大部分在年报中没有披露 R&D 数据,导致以往研究样本仅包含少数几十个、最多一百多个公司,与我国几千个上市公司相比,样本选取存在一定的选择性偏误,以

至于上述研究结论并不一致,甚至相互矛盾。近年来,随着沪、深交易所对上市公司信息披露要求的规范,我国上市公司普遍在年报中对 R&D 支出进行披露,因此,十分有必要根据新近较完整的上市公司数据对我国企业 R&D 研发活动的特点和规律进行系统分析研究。

在国家创新驱动战略中,粤港澳大湾区肩负重要责任。《粤港澳大湾区发展规划纲要》赋予粤港澳大湾区的战略定位是具有全球影响力的国际科技创新中心,充分发挥粤港澳科技研发与产业创新优势,建成全球科技创新高地和新兴产业重要策源地。因此,对粤港澳大湾区企业研发 R&D 活动的特征和规律进行研究具有重要的战略意义和实践意义。

二、粤港澳大湾区 R&D 研发投入区域分布概况

粤港澳大湾区由广州、深圳、珠海、佛山、惠州、东莞、中山、江门、肇庆、香港和澳门共 11 个地区组成,就每年 R&D 研发投入规模看,深圳位居榜首,接着是广州、东莞、佛山、香港和惠州等。由表 1 数据可以看出,深圳的全社会 R&D 支出规模最大;广州位居第二,约是深圳的 1/2;东莞位居第三,约是深圳的 1/4;佛山位居第四,约是深圳的 1/5;香港位居第五,2021 年研发支出不足深圳的 1/6;澳门位居最末,几乎没有 R&D 研发活动,澳门统计普查局也没有科技活动方面的统计。粤港澳大湾区中,就全社会 R&D 研发强度而言,深圳的研发强度最高,2021 年达到了 5.49%,除澳门以外,香港最低,其 2021 年的研发强度不足 1%。

很明显,粤港澳大湾区中,除香港和澳门以外,企

表 1 2021 年粤港澳大湾区各地区 R&D 活动人员数和经费内部支出概况

地区	全社会		其中:规模以上工业企业 ^②		研发强度 (%)
	人员数(万人)	经费支出(亿元)	人员数(万人)	经费支出(亿元)	
广州	23.5741	881.72	9.6735	377.92	3.12
深圳	44.3644	1682.15	35.1055	1259.73	5.49
佛山	10.4465	342.36	9.3184	298.07	2.82
珠海	3.7641	113.73	2.9707	84.41	2.93
中山	3.6733	81.13	3.3794	75.16	2.27
江门	3.9989	92.72	3.7617	82.33	2.57
东莞	18.7637	434.45	17.5876	405.61	4.00
惠州	7.4114	168.97	7.0360	157.30	3.39
肇庆	1.3408	29.53	1.1159	26.69	1.11
香港 ^①	3.7455	278.27	1.3002	116.99	0.97
澳门	—	—	—	—	—

注:①香港 R&D 经费内部支出为港元。②香港为全部工商业数据,包括制造业企业,进出口贸易、批发及零售以及住宿膳食服务,资讯及通信,金融及保险、地产、专业及商用服务,其他。

业是各地 R&D 研发活动的主力军,特别地,规模以上工业企业是核心主力。2021 年,深圳企业的 R&D 研发经费内部支出高达 1582.44 亿元,占其全社会 R&D 总支出的 94.07%,其中规模以上工业企业的 R&D 研发支出为 1259.73 亿元,占全社会 R&D 经费总支出的 74.9%。东莞 2021 年规模以上工业企业的 R&D 经费支出为 405.61 亿元,占东莞全社会 R&D 经费总支出的 93.4%。与内地各地区不同,香港由于产业结构主要是商贸和金融业,制造业很少,所以其 2021 年制造业企业的 R&D 经费支出仅有 3.88 亿港元,连同商贸、金融、信息和通信服务业在内,全部企业 2021 年的 R&D 经费支出总额也只有 116.99 亿港元,占香港全社会 R&D

经费总支出的 42.0%,企业 R&D 研发经费支出规模大致与珠海相当,而投入的人员数仅相当于肇庆。由于香港企业每年的 R&D 研发投入在粤港澳大湾区中占比很小,且其企业每年的微观个体数据难以得到,本文的分析研究仅以粤港澳大湾区在内地证券交易所上市的公司为样本,其中既包括已上市的内资企业,也包括已上市的外商和港澳台商投资企业。

三、粤港澳大湾区上市公司研发强度的行业特征

截至 2022 年底,粤港澳大湾区在内地证券交易所上市的内资和外资公司共计 778 个,按照我国的国民经济行业分类标准分类,分布在 14 个不同的门类,如表 2 所示。

表 2 粤港澳大湾区上市公司行业分布与 R&D 研发强度

行业代码	行业名称	2022 年公司数(个)		研发强度(研发支出/营业收入,%)				
		总数	研发公司数	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
B	采矿业	2	2	8.899	6.541	6.048	4.722	3.976
C	制造业	535	532	4.307	4.511	4.655	4.473	4.795
D	电气及水生产和供应业	12	12	1.587	1.606	2.215	2.243	2.561
E	建筑业	18	16	2.493	2.433	2.622	2.522	2.425
F	批发和零售业	28	22	0.222	0.262	0.256	0.461	0.577
G	交通运输、仓储和邮电业	19	17	0.912	0.999	1.276	1.236	1.133
I	信息传输、软件与信息技术服务业	72	72	8.193	9.211	9.384	10.21	11.75
J	金融业	12	2	0.102	0.095	0.044	0.052	0.005
K	房地产业	23	15	0.186	0.171	0.225	0.223	0.217
L	租赁和商务服务	19	18	0.656	0.732	0.801	1.020	1.305
M	科学研究和技术服务业	24	24	6.852	7.124	6.518	6.305	6.83
N	水利、环境和公共设施管理	11	10	2.673	2.703	2.555	1.757	1.458
Q	卫生和社会工作	1	1	6.430	6.150	4.820	4.340	4.090
R	文化、体育和娱乐业	2	1	0.197	0.139	0.000	0.088	0.076
全部公司		778	744	2.347	2.351	2.458	2.505	2.793

表 2 上市公司的行业分布反映了粤港澳大湾区企业的产业分布和研发投入状况。表中每年各个行业的 R&D 研发强度是按行业内各企业营业收入规模加

权计算的平均数,也就是每个行业全部上市公司的 R&D 研发总支出与营业收入总额的比率。

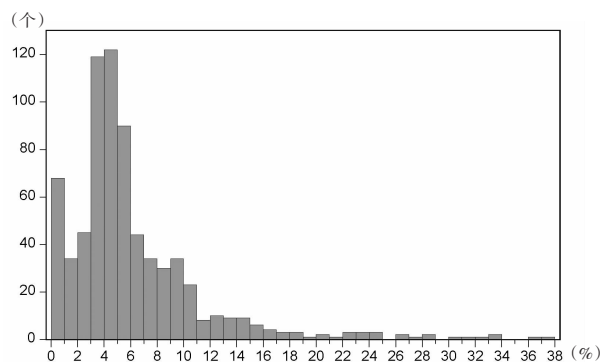


图 1 2018 年全部上市公司研发强度分布

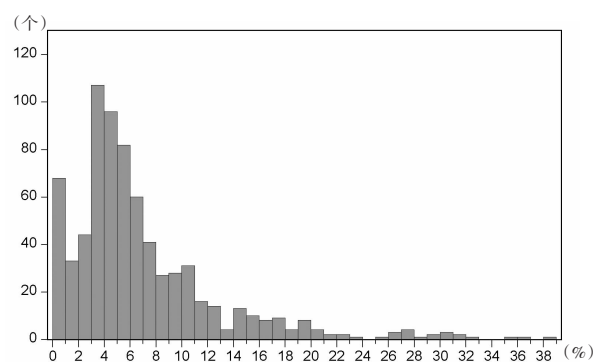


图 2 2022 年全部上市公司研发强度分布

由表中数据可以看出,在 778 个上市公司中,2022 年有 R&D 研发活动的公司为 744 个,占比为 95.6%。除金融业很少有 R&D 研发活动外,其余行业的绝大部分上市公司都有一定的研发活动。2018—2022 年,上市公司的研发强度逐年增加,按全部公司的营业收入加权计算,2018 年的研发强度为 2.347%,到 2022 年上升到 2.793%。由于科创板上市公司中有一些初创的三无公司(无产品、无营收、无利润)每年几乎没有营业收入或营业收入很少,以至于其每年的研发总支出与营业收入的比率奇大(有些甚至超过了 100%,个别甚至达到了 90930.15%),所以计算各行业企业平均研发强度时不能使用简单算术平均数,必须使用加权算术平均数。如果不考虑公司规模的大小,将每个公司同等看待,可列出各年全部上市公司研发强度的分布直方图。为了集中显示上市公司每年研发强度的分布并

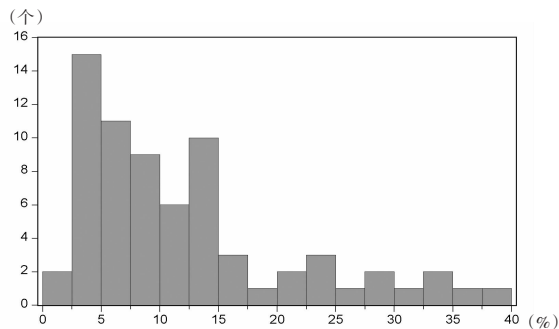


图 3 2018 年信息传输、软件和信息技术服务业公司研发强度分布

图 5 和图 6 分别绘制了制造业全部 535 个公司中剔除 10 个具有极端值科创板公司后,剩余 525 个公司 2018 年和 2022 年研发强度的分布直方图。可以

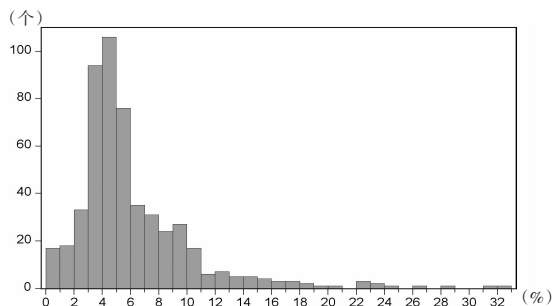


图 5 2018 年制造业公司研发强度分布

粤港澳大湾区是我国现代制造业的主要聚集区之一,由表 2 可知,粤港澳大湾区全部上市公司中,制造业公司占比达到 2/3 以上。为了反映制造业内各不同行业 R&D 投入的状况,表 3 列出了 2018—2022 年制造业各行业的上市公司数量分布和按营业收入加权计算的各行业 R&D 研发强度。数据表明,在大湾区

进行比较,图 1 和图 2 分别给出了 2018 年和 2022 年剔除各年少数超过 40% 极端值后上市公司研发强度的分布直方图。由图显示,2018 年大部分公司的研发强度在 1%—11% 之间,2022 年大部分公司的研发强度在 1%—13% 之间,且研发强度在 6% 以上的公司数量有所增加。

从表 2 还可以看出,上市公司中研发强度排名前三名的行业分别是制造业,信息传输、软件和信息技术服务业,科学研究和技术服务业。

图 3 和图 4 分别绘制了信息传输、软件和信息技术服务业全部 72 个上市公司剔除具有极端值的 2 个科创板公司以后,剩余 70 个公司 2018 年和 2022 年的研发强度分布直方图。其中,2018 年大部分公司的研发强度在 2.5%—15% 之间,2022 年在 2.5%—20% 之间,研发强度在 15% 以上的公司数量有明显增加。

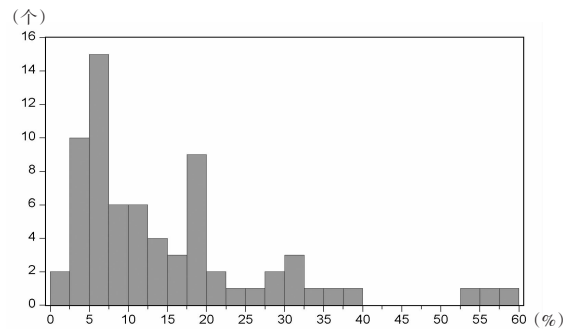


图 4 2022 年信息传输、软件和信息技术服务业公司研发强度分布

看出,2018 年制造业公司的研发强度大部分集中在 2%—10% 之间,2022 年大部分集中在 2%—11% 之间,且研发强度在 5% 以下的公司数量明显减少。

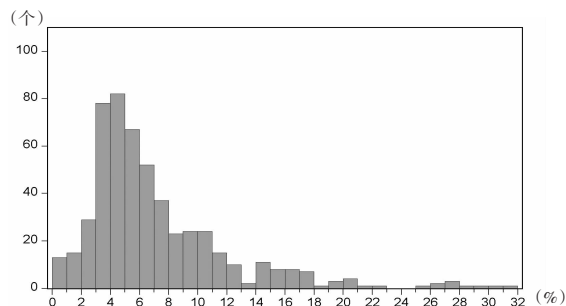


图 6 2022 年制造业公司研发强度分布

全部制造业中,计算机、通信和其他电子设备制造业的上市公司数量最多,占比为 38.88%;其次是电气机械和器材制造业,占比为 12.15%;第三是专用设备制造业,占比为 11.03%。三个行业上市公司数量占比达 62.06%,基本上反映了粤港澳大湾区制造业的行业分布情况。

表 3 粤港澳大湾区制造业上市公司行业分布与 R&D 研发强度

行业代码	行业名称	2022 年公司数(个)		研发强度(研发支出/营业收入,%)				
		总数	研发公司数	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
C13-C15	食品、饮料	15	15	1.572	1.673	1.657	1.496	1.302
C17-C18	纺织、服装	6	6	2.520	2.858	2.837	2.895	3.647
C19	皮革、毛皮制品与制鞋	4	4	1.964	2.118	1.827	1.697	1.647
C21	家具制造	9	9	3.885	3.600	3.699	3.687	4.210
C22	造纸和纸制品	4	4	3.207	3.798	3.646	3.446	3.588
C23-C24	印刷和文教体育用品	7	7	3.800	3.874	3.126	3.446	3.116
C26	化学原料和化学制品	25	24	3.858	4.169	3.683	3.689	3.843
C27	医药制造业	23	23	5.376	4.865	5.277	6.258	6.640
C28-C29	化纤、橡胶和塑料制品	23	23	3.643	3.707	3.955	3.651	3.759
C30	非金属矿物制品	12	11	3.306	3.493	3.556	3.747	4.220
C32-C33	有色金属与金属制品	16	16	1.567	2.111	2.029	1.664	2.006
C34	通用设备制造业	18	18	5.287	5.524	5.101	4.960	4.665
C35	专用设备制造业	59	58	7.769	8.073	8.476	8.398	8.983
C36	汽车制造业	14	14	6.033	6.561	5.820	4.002	5.031
C37	铁路、船舶和航空设备制造业	11	11	3.967	3.622	5.005	5.373	5.559
C38	电气机械和器材制造业	65	65	3.944	3.725	3.990	4.059	4.141
C39	计算机、通信和其他电子设备	208	208	4.458	4.917	5.165	5.138	5.493
C40	仪表、仪器制造业	13	13	8.342	8.004	6.630	7.736	8.900
C41-C42	其他	3	3	4.313	4.625	4.897	5.030	5.019

由表 3 还可以看出,制造业中每年 R&D 研发强度最高的两个行业是仪表、仪器制造业与专用设备制造业,2018—2022 年大多年份的研发强度都在 8%以上;其次是医药制造业,2021 和 2022 年度的研发强度都

达到 6%以上;接下来是计算机、通信和其他电子设备制造业,汽车制造业,铁路、船舶和航空设备制造业,通用设备制造业,电气机械与器材制造业,每年的研发强度基本在 4%以上。

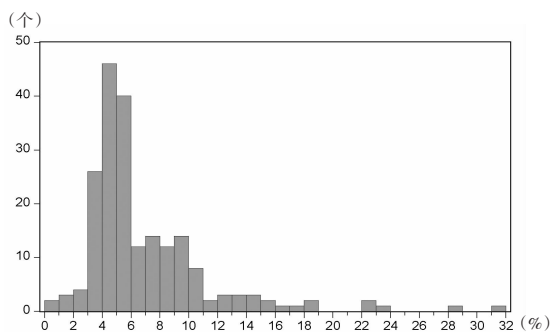


图 7 2018 计算机、通信和其他电子设备制造业研发强度

为了更清晰地反映大湾区最重要的支柱产业,也就是上市公司最多的计算机、通信和其他电子设备制造业公司 R&D 研发强度的分布状况,图 7 和图 8 分别绘制了 2018 和 2022 年该行业上市公司研发强度的分布直方图。图示表明,2018 年计算机、通信和其他电子设备制造业上市公司的研发强度主要集中分布在 3%—6%之间,2022 年则主要集中分布在 4%—8%之间,大部分公司的研发强度都有了明显提高。

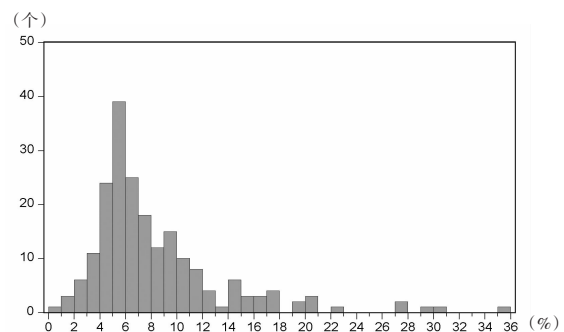


图 8 2022 计算机、通信和其他电子设备制造业研发强度

四、粤港澳大湾区上市公司研发强度的规模与企业性质特征

企业 R&D 研发强度除了受所处行业影响,还可能受企业规模和企业所有权性质的影响。为了反映企业 R&D 研发强度与企业规模的关系,表 4 列出了全部制造业上市公司分别按照企业规模和企业性质分组的研发强度数据。

制造业包括三十多个行业,既有传统产业,也有新

表 4 粤港澳大湾区制造业上市公司分组的 R&D 研发强度

制造业		2022 年公司数(个)		研发强度(研发支出/营业收入,%)				
		总数	研发公司数	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
企业规模	大型	371	370	4.274	4.451	4.614	4.422	4.736
	中型	145	144	5.501	5.974	5.709	5.887	6.768
	小型	19	18	7.233	9.107	9.202	10.47	13.79
经济类型	中央国有	13	13	3.469	3.525	4.219	4.245	5.538
	地方国有	49	49	4.389	4.583	4.457	3.177	4.353
	民营企业	412	410	4.715	4.811	4.811	4.679	4.876
	公众企业	37	36	3.801	4.129	4.438	4.404	4.598
	外资企业	24	24	6.041	5.841	6.074	6.323	6.452

兴产业,新兴产业的研发活动数量和强度远高于传统产业。为了消除企业所处行业不同对表 4 中不同类别企业 R&D 研发强度的影响,更准确地反映企业规模和企业性质对企业 R&D 研发强度的影响,表 5 对粤港澳大湾区制造业中上市公司最多的计算机、通信和其他电子设备制造行业的 208 家公司分别按照企业规模和企业性质进行分组,并计算了各组别不同年份的研发强度。

表 5 粤港澳大湾区计算机、通信和其他电子设备制造业 R&D 研发强度

计算机、通信和其他 电子设备制造业		2022 年公司数(个)		研发强度(研发支出/营业收入,%)				
		总数	研发公司数	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
企业规模	大型	142	142	4.361	4.788	5.045	5.014	5.363
	中型	58	58	7.956	9.120	9.340	9.798	10.92
	小型	8	8	8.997	10.48	11.80	12.56	18.82
经济类型	中央国有	7	7	3.308	3.470	4.004	4.057	5.821
	地方国有	18	18	4.740	5.673	5.448	5.654	6.494
	民营企业	155	155	4.970	5.227	5.381	5.011	5.328
	公众企业	17	17	4.293	4.887	5.177	5.404	5.543
	外资企业	11	11	5.299	5.278	5.215	4.771	4.867

表 4 和表 5 表明,不论从制造业的全部行业综合看,还是从细分单一行业——计算机、通信和其他电子设备制造业看,企业 R&D 研发强度的大小明显随企业规模的大小不同而不同,大型企业的研发强度最低,中型企业次之,小型企业的研发强度最高。原因可能是,大型企业通常已进入发展的成熟阶段,产品生产能力 and 市场已稳定,营业收入较高,对新技术新产品的研发只要盯紧前沿方向就可保持其市场竞争力;而小型企业大多处于初创阶段,市场份额小,年营业收入相对较低,要打开市场,需要技术更新、质量更高的产品,就要进行更大强度的技术研发。

表 4 和表 5 还表明,不同经济类型企业之间 R&D 研发强度的大小并没有明显差异。尽管从表 4 全部制造业综合的角度看,似乎外资企业每年的研发强度要高于内资企业,但是由表 5 的计算机、通信和其他电子设备制造业的数据看,外资企业的研发强度并不比内资企业高。究其原因,可能是外资企业主要投资于

新兴产业和高技术产业,而内资企业很多则是投资于传统制造业,表 4 和表 5 数据的不一致可能是产业结构不同而导致的。同时,国有控股企业的研发强度并不比民营企业和外资企业低,尽管中央国有控股企业前些年的研发强度较低,但近年已经赶上甚至超过了民营企业的研发强度。社会上流传的“国有企业缺乏创新能力”的论调,根据本文研究显然不符合实际,一定程度上是对国有企业的偏见。

五、企业 R&D 研发强度与企业经营状况的关系

企业是否进行 R&D 研发活动以及研发强度的高低,不仅与企业所处的行业和规模大小有关,而且与企业自身的经营状况密切相关。一般来说,企业经营得好,每年有较多的利润,那么企业就有能力进行一定的 R&D 研发活动;反之,如果企业经营不好,每年没有多少盈利甚至亏损,企业就无法对 R&D 研发进行投资。为了明确显示企业经营状况与 R&D 研发强度的相关关系,图 9 给出了计算机、通信和其他电子设

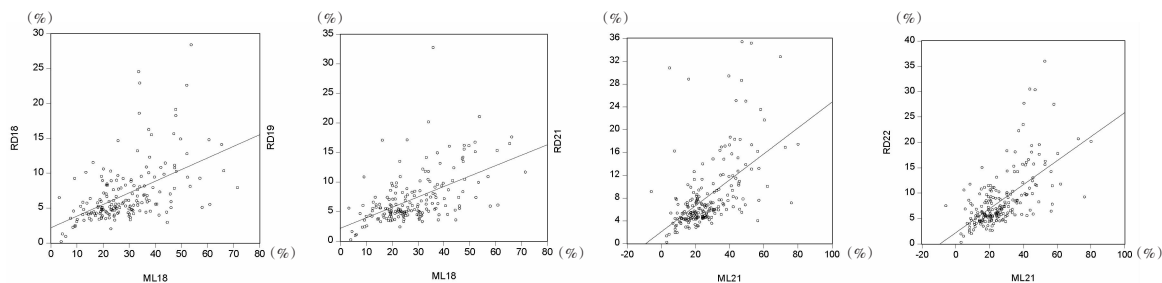


图9 计算机、通信和其他电子设备制造业公司经营毛利率与研发强度散点图

表6 两个行业公司毛利率与研发强度的相关系数

		RD18	RD19	RD20	RD21	RD22
计算机、通信和其他电子设备制造业	当年 ML	0.5099	0.5876	0.4905	0.5094	0.5436
	上年 ML		0.5383	0.6048	0.5497	0.6197
信息传输、软件与信息技术服务业	当年 ML	0.7489	0.6588	0.7314	0.5467	0.5311
	上年 ML		0.6328	0.7477	0.5838	0.5920

注:表中所有相关系数的p值都小于0.01,都高度显著。

备制造业208个上市公司部分年份当年和上年经营毛利率分别与当年R&D研发强度的散点图,而表6则给出了计算机、通信和其他电子设备制造业(硬件设备制造业)及信息传输、软件与信息技术服务业(软件服务业)公司各自毛利率与研发强度的相关系数。

图9表明,计算机、通信和其他电子设备制造业公司经营毛利率与研发强度之间具有较强的正相关关系。表6则表明,计算机、通信和其他电子设备制造业上市公司每年的研发强度(RD)与当年毛利率(ML)的相关系数大多都在0.5以上,且都高度显著,并且公司每年研发强度与上年毛利率的相关系数也都高度显著且达0.5以上,表明企业当年和近年来的毛利率越高,其研发强度一般也越高。信息传输、软件与信息技术服务业上市公司各年经营毛利率与当年及后一年研发强度的相关系数比计算机、通信和其他电子设备制造业具有更高的值,表明通信传输、软件与信息

技术服务业公司经营毛利率与研发强度具有更密切的正相关关系。

为了反映粤港澳大湾区上市公司经营毛利率状况,图10和图11分别列出了粤港澳大湾区内最重要的ICT产业即计算机、通信和其他电子设备制造业以及信息传输、软件与信息技术服务业两个行业2022年各自的企业销售毛利率分布的直方图。比较两图可以发现,计算机、通信和其他电子设备制造业公司的销售毛利率主要集中在2.5%—45%的区间内,而信息传输、软件与信息技术服务业公司的销售毛利率主要集中在10%—60%的区间内,ICT硬件设备制造业的毛利率明显低于软件服务业。简单平均计算,ICT硬件设备制造业208个公司2022年销售毛利率的平均数为25.82%,中位数为23.16%;软件服务业72个公司2022年销售毛利率的平均数为37.97%,中位数为33.81%。由此可以解释为什么软件服务业的R&D研发强度要

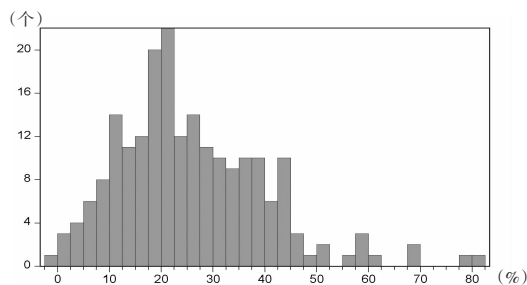


图10 计算机、通信和其他电子设备制造业毛利率

高于ICT硬件设备制造业。

六、信息通信ICT类上市公司与华为公司的比较分析

华为公司是粤港澳大湾区规模最大的全球领先

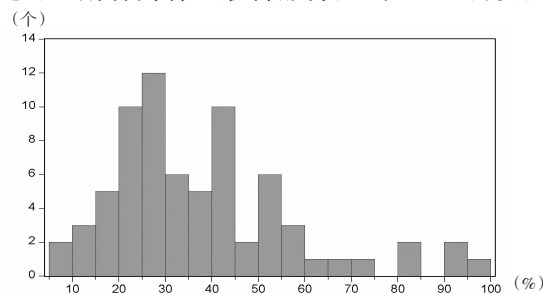


图11 信息传输、软件与信息技术服务业毛利率

的ICT(信息与通信)基础设施和智能终端提供商,其经营业务涵盖电子信息与通信硬件设备制造和软件服务两大领域,但并非上市公司,前面的上市公司数据中不包含华为公司的数据。为了全面反映粤港澳大

湾区电子信息与通信硬件设备制造和软件服务行业的发展状况和研发投入情况,有必要对华为公司的经营与 R&D 研发投入状况进行分析,并将同类业务上市公司与其进行比较分析。

表 7 两个行业上市公司与华为公司的比较

年份		2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
华为公司	营业收入(亿元)	7212.02	8588.33	8913.68	6368.07	6423.38
	研发支出(亿元)	1015.29	1316.59	1418.93	1426.66	1614.94
	研发强度(%)	14.08	15.33	15.92	22.40	25.14
计算机、通信和其他电子设备制造业(208 个)	营业收入(亿元)	12829.46	13374.95	14563.90	17422.92	18355.87
	研发支出(亿元)	571.98	657.68	752.22	895.39	1008.28
信息传输、软件与信息技术服务业(72 个)	营业收入(亿元)	862.86	961.47	1042.64	1146.34	1086.05
	研发支出(亿元)	70.69	88.57	97.84	117.05	127.66
合计(280 个)	营业收入(亿元)	13692.32	14336.42	15606.54	18569.15	19441.93
	研发支出(亿元)	642.67	746.25	850.06	1012.44	1135.94
	研发强度(%)	4.69	5.00	5.45	5.45	5.84

表 7 列出了 2018—2022 年华为公司与粤港澳大湾区制造业中计算机、通信和其他电子设备制造业全部 208 个上市公司以及信息传输、软件与信息技术服务业全部 72 个上市公司各年的营业收入和 R&D 支出数据。

从表 7 可以看出,华为公司作为世界著名的信息与通信设备与运营服务企业,一直以来保持着较高的 R&D 研发强度。在美国政府对华为公司展开制裁之前的 2018 年,华为公司的研发支出高达 1015.29 亿元,研发强度达到 14.08%。随着美国政府 2019 年开始对华为公司进行制裁并不断加码施压,虽然华为公司的年营业收入在 2021 年和 2022 年大幅下滑,但是其研发支出不仅没有减少,反而增加,研发支出分别增加至 1426.66 亿元和 1614.94 亿元,研发强度分别达到了 22.40%和 25.14%,已高于美国英特尔、高通和博通等公司同期的研发强度,达到了世界顶级水平。

与华为公司相比,粤港澳大湾区中信息与通信行业的公司都较弱小,每个公司年营业收入都较少,区域内全部 208 个计算机、通信和其他电子设备制造业上市公司 2018 年年营业收入的总和仅是华为一家公司营业收入的 1.78 倍,即不到 2 个华为公司。而区域内全部 72 个信息传输、软件与信息技术服务业上市公司的 2018 年年营业收入还不足华为一家公司的 12%。区域内两类全部 280 个上市公司 2018 年的营业收入总和也不足 2 个华为公司的营业收入。若从 R&D 研发投入数额看,粤港澳大湾区内 280 个业务同类的上市公司 2018 年的研发支出额总共只有 642.67 亿元,不足华为一家公司的 2/3, 尽管近两年来许多公司研

发投入都有明显增加,但全部 280 个上市公司 2022 年的研发支出额总共也只有 1135.49 亿元,只占华为公司 2022 年研发支出额的 70%左右。从研发强度看,虽然粤港澳大湾区 ICT 类上市公司中有小部分初创小公司的研发强度超过了华为公司,但绝大部分上市公司的研发投入强度都比较低,导致合并计算的研发强度并不高,2018 年全部 280 个上市公司的研发强度只有 4.69%,不到华为公司研发强度的 1/3;2022 年全部 280 个上市公司的研发强度虽然增加到了 5.84%,但由于华为公司增长幅度更大,其研发强度反而不足华为公司研发强度的 1/4。

与华为公司相比,粤港澳大湾区内 ICT 类全部上市公司每年 R&D 研发投入强度较低的一个重要原因是这些公司的实力不强,盈利能力较低。华为公司的销售毛利率 2018 年就达到了 38.6%,之后其销售毛利率并没有下降,反而在 2021 年创出新高达到 48.3%,2022 年为 43.9%。而粤港澳大湾区内 ICT 类硬件设备制造业公司 2022 年的销售毛利率达到和高于华为公司的寥寥无几,2022 年全部公司毛利率的中位数仅为 23.16%,远低于华为公司的毛利率;而 ICT 类软件服务业公司毛利率达到和高于华为公司的也只有屈指可数的几家,2022 年全部公司毛利率的中位数仅为 33.81%,也大幅低于华为公司的盈利水平。显然,努力增加企业盈利能力,不断提高企业实力,是进一步提高企业 R&D 研发强度、增强企业创新能力的关键。

七、企业研发投入的研发效益研究

从理论上说,企业的 R&D 研发将会产生新技术或新产品,导致企业的技术进步和产品的升级换代,从而

为企业发展提供动力。企业发展体现在做大和做强两个方面：一方面通过技术进步企业的规模不断扩大,营业收入不断增长;另一方面企业通过独有的技术和产品对市场形成一定程度的垄断,企业的产品销售价格高于完全竞争价格,从而使企业获得一定的垄断利润,具有较高的盈利水平。那么,现实是不是这样呢?

为了探究粤港澳大湾区上市公司每年的研发投入是否能促进企业规模的扩大即营业收入的提高,需要研究企业每年的研发支出与营业收入的关系。为了消除行业不同的影响,研究需要分行业进行,为了消

除规模效应影响,选取每个企业年营业收入的增长率与基期年份 R&D 研发强度两个指标来分析二者之间的关系。

图 12 列出了粤港澳大湾区 ICT 类软件服务业各年营业收入与 2018 年相比增长率(GX19,GX20,GX21,GX22)与 2018 年 R&D 研发支出强度(RD18,%)的散点图。可以看出 2019 年对比 2018 年营业收入的增长率与 2018 年的研发强度具有微弱的正向关系,而 2020 年和以后各年对比 2018 年的营业收入增长率与 2018 年的研发强度则都有较强的正向关系。

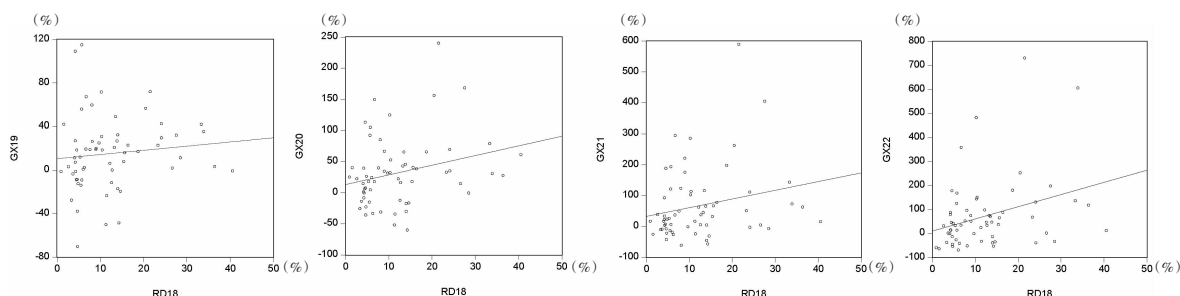


图 12 信息传输、软件与信息技术服务业各年营业收入增长率与 2018 年研发强度的散点图

图 13 列出了粤港澳大湾区 ICT 硬件设备制造业各年营业收入与 2018 年相比的增长率(GX19,GX20,GX21,GX22)与 2018 年 R&D 研发支出强度

(RD18,%)的散点图。可以看出,ICT 类硬件设备制造业各年营业收入比 2018 年的定基增长率与 2018 年的研发强度之间全部仅有微弱的正向关系。

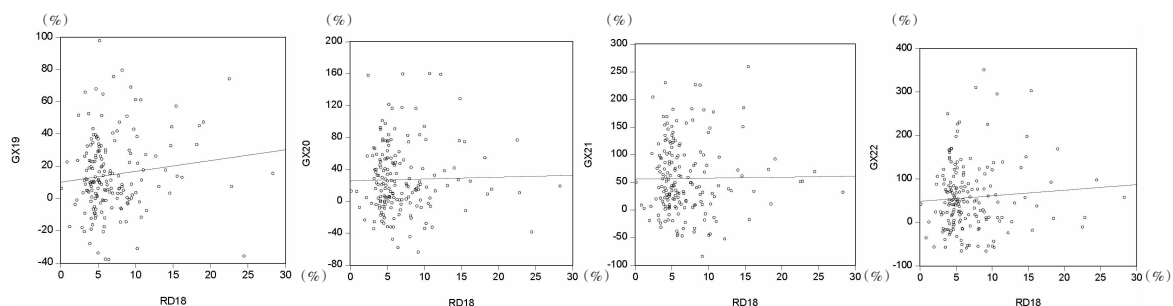


图 13 计算机、通信和其他电子设备制造业各年营业收入增长率与 2018 年研发强度的散点图

为了更精准地分析上述 ICT 类软件服务业和硬件设备制造业上市公司各年营业收入增长率与 2018 年研发强度之间相关关系的强度,表 8 列出了两个行业各年主营收入增长率对 2018 年研发强度之间的相关系数。

由表 8 可知,对于信息传输、软件与信息技术服务业,上市公司 2019 年比 2018 年主营业务收入的增

长率与 2018 年研发强度的相关系数并不显著,但 2020 年比 2018 年主营业务收入的增长率与 2018 年研发强度的相关系数则在 0.05 的水平上高度显著,并且 2021 年和 2022 年各自比 2018 年的主营业务收入的增长率与 2018 年研发强度的相关系数也都高度显著。表明基期 2018 年的研发强度大小对下一年企业的主营业务收入增长没有显著作用,但对两年以后的

表 8 两个行业上市公司各年营业收入增长率与 2018 年研发强度的相关系数

	GX19	GX20	GX21	GX22
信息传输、软件与信息技术服务业 RD18	0.100134	0.259617**	0.226278*	0.317586**
计算机、通信和其他电子设备制造业 RD18	0.121940	0.023567	0.012020	0.071747

注:*表示在 0.1 的水平上显著,**表示在 0.05 的水平上显著。

主营业务收入增长具有显著作用,表明这类企业研发投入对企业收入增长起作用的时滞长度通常为两年。

然而,不同于信息传输、软件与信息技术服务业,对于计算机、通信和其他电子设备制造业,不仅2019年比2018年的主营业务收入增长率与2018年的研发强度的相关系数不显著,而且以后各年比2018年主营业务收入增长率与2018年研发强度的相关系数均不显著。表明计算机、通信和其他电子设备制造业企业R&D研发投入对企业营业收入增长的作用或有更长的时滞,或者其作用方式是非线性的,其作用机制还需要进一步考察。

为了进一步从动态角度考察上市公司R&D投入强度的收入增长效应,可使用双重差分回归方法将各年主营业务收入比2018年的定基增长率分别对各年比2018年研发强度定基增长量进行线性回归。回归分析结果进一步验证了表8的结论,表明硬件设备制造业企业R&D研发投资的风险远大于软件服务业企业R&D研发投资的风险。

上述分析表明,企业从R&D研发投入到产生经济效益往往需要相当长的滞后时期,短则至少两年,长则可能五年或以上。不仅ICT类硬件设备制造行业如此,化学制药行业滞后期更长。就美国数据看,化学制药企业研制一种新药,往往需要花费十亿到二十亿美元,且研发耗时十年甚至更长时间,即所谓的“双十规律”。由此可见,科学研究和技术开发需要长期持续耐心去做,且短期内难以有实际回报,这需要企业家既兼顾短期利益,又着眼于长远,具有勇于承担风险和敢于创新的精神。

八、结论

综合上述分析,可以总结得出有关企业R&D研发活动特征与规律的一些典型事实和有益结论。

第一,企业的研发投入规模和强度与企业所处行业有密切关系。从事新兴产业和高新技术产业的公司研发投入多、强度大,从事传统产业的公司研发投入少、强度低。粤港澳大湾区研发强度高的企业主要集中在制造业中的计算机、通信和其他电子设备制造业,仪表、仪器制造业,电气机械和器材制造业,铁路、船舶和航空设备制造业,通用和专用设备制造业,汽车制造业,医药制造业,以及服务业中的信息传输、软件与信息技术服务业,科学研究和技术服务业。

第二,企业研发强度与企业规模大小密切相关。粤港澳大湾区当前上市公司中企业研发强度与企业规

模成反向关系,大型企业的研发强度低,中型企业研发强度中等,小型企业研发强度最高。与华为公司比较,粤港澳大湾区内大型企业的研发投入强度普遍较低。大型企业研发投入强度较低可能是导致我国长期以来技术落后、被西方“卡脖子”的重要原因。因此,鼓励和要求大型企业加大研发投入和提高研发强度,是贯彻创新驱动发展战略的应有之义。

第三,企业研发强度与企业经营状况密切相关。一般来说,经营毛利率越高的企业,其研发强度也越高,而经营状况不佳的企业,其研发强度就很低。就ICT行业来说,硬件设备制造业的研发强度普遍低于软件服务业,其中的一个原因可能是我国制造业的增值税税率远高于服务业,致使制造业的毛利率较低,从而影响了制造业研发投入的能力。因此,进一步降低制造业增值税税率,是提高我国制造业企业R&D研发投入的重要举措。

第四,企业的R&D研发是一项需要长期持续进行的活动,研发投入产生经济效益往往需要相当长时期的持续积累,滞后期长且风险大是研发活动固有的特征。因此,培育和激发企业家的创新精神是我国实施创新驱动发展战略的必要举措。◆

参考文献:

- [1]HIRSCHEY M,SKIBA H,WINTOKI M B.The size,concentration and evolution of corporate R&D spending in US firms from 1976 to 2010:Evidence and implications[J].Journal of Corporate Finance,2012(3):496-518.
- [2]Moncada-Paternò-Castello P,GRASSANO N.The EU vs US corporate R&D intensity gap:Investigating key sectors and firms[J].Industrial and Corporate Change,2022(1):19-38.
- [3]崔也光,赵迎.中国高新技术企业R&D投入的现状与思考[J].经济与管理研究,2012(7):45-51.
- [4]张西征,刘志远,王静.企业规模与R&D投入关系研究:基于企业盈利能力的分析.科学学研究,2012(2):265-274.
- [5]任海云.企业R&D投入影响因素:基于企业生命周期视角的实证检验[J].工业技术经济,2015(8):40-49.
- [6]高千亭.企业R&D投入影响因素分析:基于企业财务资源观的微观证据[J].山东理工大学学报(社会科学版),2020(4):26-30.
- [7]孙晓华,王昀.研发、出口与全要素生产率:基于联立方程模型的实证检验.管理工程学报,2015(4):1-8.
- [8]罗长远,张泽新.出口和研发活动的互补性及其对生产率的影响:来自中国上市企业的证据[J].数量经济技术经济研究,2020(7):134-154.

基于脉冲响应的产业碳排放差异化及传递效应研究

田秀杰 李 洋

(哈尔滨商业大学 经济学院, 黑龙江 哈尔滨 150028)

摘要:为研究产业“双碳”目标的实现进度,以农业和工业大省黑龙江为例,从全面多维的视角,根据不同产业的特点选取诸如农业活动、农用物资投入和工业过程等具有针对性的指标对三大产业碳排放进行测算,系统分析各产业碳排放的发展趋势和差异性。再通过 Tapio 脱钩、库兹涅茨曲线和脉冲响应函数对产业碳达峰和传递效应展开动态分析。结果表明,黑龙江省三大产业碳排放差异显著:一产和三产已经处于达峰阶段,二产将在 2030 年前实现达峰;经济规模、能源结构和能源强度对一产、二产碳排放的传递效应高度相似。

关键词:产业碳排放;产业差异化;Tapio 模型;库兹涅茨曲线;脉冲响应

中图分类号:F062.2;F062.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0021-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.03.003

一、引言

2020 年 9 月,习近平主席在第七十五届联合国大会上宣布,中国将提高国家自主贡献力度,采取更加有力的政策和措施,二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值,努力争取 2060 年前实现碳中和,显示了中国保护环境和应对气候变化的决心。因此,明确碳排放的核算标准并研究其现状特征和发展趋势,有助于提出符合我国国情且可行性较高的减排策略,在此背景下,各产业应当依据各自不同特点制定合理高效的碳减排政策。

黑龙江作为我国的农业和工业大省,不仅存在经济发展缓慢、能源利用率低等问题,还形成了不合理的产业结构——偏轻倚重,导致碳排放量居高不下。因此,以黑龙江省为例进行产业碳排放差异化及传递效应研究具有较强的理论价值和实践意义。

二、文献综述

关于碳排放的测算,国内外学者的探索主要集中

在两个方面:一是对农业、工业或旅游交通等某一行业的碳排量进行测算,二是对不同地区总碳排量进行测算。农业碳排放测算及相关研究日益完善,而农业碳排放的研究对象和测算选取的指标仍没有比较权威的说法。对农业碳排放的研究一般指对种植业碳排放的研究,比如,黄晓慧和杨飞(2022)^[1]构建的六个维度农业碳排测算指标体系就是种植业生产过程中的化肥、农药、农膜等农用物资投入情况。除种植业外,一些学者还将禽畜和稻秆本身的碳固存影响纳入农业碳排放研究,刘杨和刘鸿斌(2022)^[2]就将农田利用及畜禽养殖指标纳入了测算体系中。

从现有研究看,工业碳排放测算最常见的做法是以终端能源消费为碳源进行核算。例如,戴胜利和张维敏(2022)^[3]选取 2009—2019 年中部六省 9 种主要工业能源消费量进行碳排放计算。袁晓玲和郝继宏等(2020)^[4]计算中国工业和细分行业碳排放量时同样利用的是终端能源消费量。与农业、工业不同的是围绕

基金项目:黑龙江省统计科学研究课题“黑龙江省产业‘双碳’目标的实现路径研究”(2022B01);国家社会科学基金项目“畅通国内大循环视域下居民消费潜力的多维测试研究”(21BTJ061);国家社会科学基金项目“东北老工业基地国有高端装备制造企业混合所有制改革机制与路径选择”(19BJY104)。

作者简介:田秀杰(1982—),女,黑龙江延寿人,博士,副教授,研究方向为数量经济分析和统计评价;李洋(1998—),通信作者,女,河南兰考人,硕士研究生,研究方向为数量经济分析。

第三产业碳排放测算的研究大多围绕某一具体行业进行。韩丽萍和李明达等(2022)^[9]根据中国 2012 年和 2017 年 42 个部门投入产出表揭示物流业碳排放强度变化的原因。赵小曼和张帅等(2021)^[6]根据 6 种能源消耗量对我国 30 个省(区、市)的交通运输碳排放量进行了测算。李振环和冯学钢等(2021)^[7]从餐饮、住宿、交通三大方面对中国旅游业碳排放进行了估算。

关于产业碳排放的研究,仅有少部分学者进行了分析。赫海灵和王玉超等(2015)^[8]测算了黑龙江省三大产业的碳排放总量和强度,并分析了产业碳排放的影响因素。何玮玮(2016)^[9]则是对吉林省产业碳减排潜力进行了研究。

学者基于测算出的碳排放量展开了广泛、详细的研究。一是碳排放及其强度的影响因素研究。刘元欣和邓欣蕊(2021)^[10]利用 STIRPAT 模型对中国区域碳排放及其影响因素进行实证研究,发现人均收入水平、能源强度、人口数量和产业结构的影响系数较大。二是对碳排放效率、基本特征与减排路径等情况进行剖析。张友国和白羽洁(2021)^[11]综合应用碳排放因素分

解、碳脱钩指数、碳库兹涅茨曲线估计三种方法来分析中国各区域碳排放态势,明确碳减排的目标和步骤。除此之外,一些学者运用向量自回归模型中的脉冲响应函数研究变量对碳排放的传递效应。江心英和朱蓉(2022)^[12]运用协整检验和脉冲响应研究江苏省碳排放,发现从长期看,第二产业发展和碳排放存在双向作用,优化第二产业发展方式有助于节能减排。

本文结合产业特点对一产、二产的指标体系进行补充完善,对黑龙江省的产业碳排放进行测算,并在此基础上分析产业碳排放的现状特征、发展趋势及其差异性,最后基于向量误差修正模型研究经济规模、能源结构和能源强度对碳排放的传递效应,为黑龙江省各产业制定碳减排实现路径提供借鉴。

三、研究方法与数据说明

(一)研究方法

1. 产业碳排放测算

本文研究对象是黑龙江省三大产业的碳排放,不同产业根据其特征并在参考《省级温室气体清单编制指南(试行)》的基础上选取不同的指标,具体见图 1。



图 1 产业碳排放量测算指标体系

对第一产业碳排放进行测算时,结合农业活动(农作物种植、畜禽养殖)、农用物资投入和终端能源消费:(1)水稻种植导致的稻田甲烷排放,参考闵继胜和胡浩(2012)^[13]使用的兼顾周期与地区双重差异的碳排放系数进行测算。(2)畜禽养殖过程中肠道发酵引发的甲烷排放,重点考察猪、牛、马、羊(包括山羊和绵羊)、驴、骡和骆驼。其中,畜禽养殖量用年平均饲养量进行核算,碳排放系数来源于 IPCC。(3)农用物资投入所产生的碳排放,具体考察化肥、农药和农膜三个方面,碳排放系数参考美国橡树岭国家实验室数据。(4)对第

一产业的能源利用不再局限于农用柴油,而是考察和二产、三产同样的原煤、焦炭、汽油等八种能源。对第二产业碳排放进行测算时,考虑如下三个方面:(1)终端能源消费产生的碳排放。(2)生产过程中因加工转换而消耗能源所产生的碳排放。(3)工业过程碳排放,根据 IPCC 指南主要核算非能源消费引起的碳排放。主要考察水泥、平板玻璃、生铁、粗钢、合成氨 5 种工业产品,其中平板玻璃原始数据计量单位为万重量箱,将其按照 1 重量箱等于 50 千克折算成万吨后参与计算。对第三产业碳排放进行测算时,则依据三产各行业的

终端能源消费量。终端能源消费的碳排放计算方法参考王少剑和田莎莎等(2021)^[14]的研究。

综上,构建产业碳排放测算公式和主要参数,见表1。

表1 碳排放核算公式

类别	公式	指标解释
农业活动	$C=S_i*\alpha*\frac{12}{16}$	C:水稻碳排放量; S _i :第i种农作物的年播种面积; α:水稻单位面积的CH ₄ 排放系数,α=8.31g/m ² 。
	$C=\frac{12}{16}*\sum_{i=1}^n\left(EF_{Ai}*\frac{AP_i}{1000}\right)$	C:牲畜肠道发酵碳排放量; EF _{Ai} :第i种动物的甲烷排放因子; AP _i :第i种动物的数量。
农用物资投入	$C=\sum T_i*R_i$	C:农用物资使用碳排放量; T _i :第i种农用物资投入量; R _i :第i种农用物资碳排放系数; 化肥:0.8956kg/kg,农药:4.9341kg/kg,农膜:5.18kg/kg。
工业过程	$C=\sum_{i=1}^n P_i C_i *\frac{12}{44}$	C:工业产品碳排放量; P _i :第i种工业产品的生产量; C _i :第i种工业产品的二氧化碳排放系数; 水泥:0.376t/t,平板玻璃:0.21t/t,生铁:1.35t/t,粗钢:1.06t/t,合成氨:1.46t/t。
能源消费	$C=\sum_{i=1}^n M_i*NCV_i*CEF_i*COF$	C:能源消费碳排放量; M _i :第i种能源消费总量; NCV _i :第i种能源的平均低位发热量; CEF _i :单位热值当量的碳排放因子; COF:碳氧化因子(由于化石燃料中被氧化的碳达99%—100%,故缺失值设为1)。

2. 脱钩模型

选择 Tapio 模型对黑龙江省碳排放量的脱钩效应进行分析,此模型受统计量纲变化影响较小,公式如下:

$$e=\frac{\Delta CO_2/CO_2}{\Delta GDP/GDP} \quad (1)$$

其中,e为碳排放的经济规模弹性,ΔCO₂为碳排放量的变化量,ΔGDP为GDP的变化量。

3. 传递效应

通过 VAR 模型脉冲响应函数反映黑龙江省三大产业经济规模、能源结构和能源强度对碳排放的传递效应时滞与强度变化。

VAR 模型的一般形式如下:

$$y_t=\varphi_1 y_{t-1}+\cdots+\varphi_p y_{t-p}+H_t+\varepsilon_t \quad (2)$$

式中,y_t是n维内生变量向量,φ_p为n×n系数矩阵,p为滞后阶数,ε_t为随机扰动项。

被解释变量为测算出的黑龙江省三大产业碳排放量。

解释变量为各个产业相对应的经济规模(GDP)、能源强度(EI)和能源结构(ES)。产业结构表示方式与经济规模较为重复,故仅采用经济规模变量。

(二)数据来源

测算产业碳排放涉及的八大终端能源消费量数据来自1995—2020年《中国能源统计年鉴》。第一产业中农业活动的数据来自1995—2020年《中国统计年鉴》。第一产业的农用物资投入数据和第二产业的工业过程数据来自1995—2020年《黑龙江统计年鉴》。传递效应中的经济规模、能源结构和能源强度数据来自1995—2020年《黑龙江统计年鉴》。

四、产业碳排放差异化分析

(一)黑龙江省碳排放总量递增,强度递减,以二产为主

利用前文所述的指标体系对黑龙江省三大产业碳排放进行测算。通过表2中黑龙江省碳排放总量、产业碳排放结构及强度,发现黑龙江省碳排放总量虽然逐年增加,但碳排放强度下降趋势明显。2020年黑龙江省第二产业的碳排放量占碳排放总量的86.1%,第二产业增加值占GDP的25.4%,可见黑龙江省第二产业碳排放效率偏低。第一产业和第三产业则相对偏高。2020年黑龙江省碳排放强度较2005年减少了50%,超额完成了2005年中国向国际社会承诺的2020年碳排放强度下降40%—45%的目标,甚至超额完成

表 2 1995—2020 年黑龙江省碳排放总量、产业结构及强度

年份	第一产业		第二产业		第三产业		总量 (万吨)	强度 (吨/万元)
	碳排放量 (万吨)	比重 (%)	碳排放量 (万吨)	比重 (%)	碳排放量 (万吨)	比重 (%)		
1995	351.19	6.7	4708.46	89.3	210.76	4.0	5270.41	2.94
2005	380.59	4.7	7299.19	90.1	425.55	5.3	8105.33	1.70
2020	740.83	6.4	10035.40	86.1	883.64	7.6	11659.87	0.85
累计增幅(%)	110.9		113.1		319.3		121.2	-71.1
平均增速(%)	3.0		3.1		5.9		3.2	-4.8

注:为节省篇幅,仅列出 1995 年、2005 年和 2020 年的测算结果。

了中国承诺的 2030 年目标。

(二)产业碳排放时序特征分析

1. 第一产业碳排放持续增长,以能源消费为主

表 3 显示,在考察期内黑龙江省第一产业碳排放量呈持续增长趋势。其中,农业活动和农用物资投入的碳排放量先增后降,终端能源消费的碳排放量从 2005

年开始持续增长且累计增幅最大,达到 122.3%,是一产碳排放量增长的主要因素。2012 年黑龙江省提出的“坚定不移推进农业现代化建设”发展主题导致终端能源消费碳排放量出现大幅度增长。2020 年黑龙江省第一产业碳排放强度较 2005 年减少 60.7%,同样超额完成了中国向国际社会承诺的碳减排目标。

表 3 黑龙江省第一产业碳排放总量、结构及强度

年份	农业活动		农用物资投入		终端能源消费		总量 (万吨)	强度 (吨/万元)
	碳排放量 (万吨)	比重 (%)	碳排放量 (万吨)	比重 (%)	碳排放量 (万吨)	比重 (%)		
1995	37.67	10.7	127.63	36.3	185.90	52.9	351.19	0.97
2000	42.55	12.2	150.62	43.0	156.99	44.8	350.16	0.93
2005	52.40	13.8	176.93	46.5	151.27	39.7	380.59	0.56
2010	58.59	12.1	264.71	54.8	160.16	33.1	483.46	0.37
2015	61.64	9.1	312.60	46.2	302.91	44.7	677.16	0.25
2020	59.84	8.1	267.68	36.1	413.30	55.8	740.83	0.22
累计增幅(%)	58.9		109.7		122.3		110.9	-77.7
平均增速(%)	1.9		3		3.2		3	5.8

注:为节省篇幅,每 5 年列出一次测算结果。

由第一产业各类指标碳排放量占比可知,农业活动碳排放占比在观察期内在 10%上下波动,可能的原因是其指标选取多为种植面积、禽畜养殖量等变化较小的变量。终端能源消费碳排放占比和农用物资投入碳排放占比呈“此消彼长”态势。可见自 2010 年以后,终端能源消费量的增长幅度大于农用物资投入的增长幅度。

2. 第二产业碳排放快速增长后波动下降,以加工转换能源消耗为主

黑龙江省作为老工业基地,工业是第二产业碳排放的主要来源,因此本文着重分析二产工业碳排放情况,图 2 展示了黑龙江省工业各指标碳排放量的变化趋势。

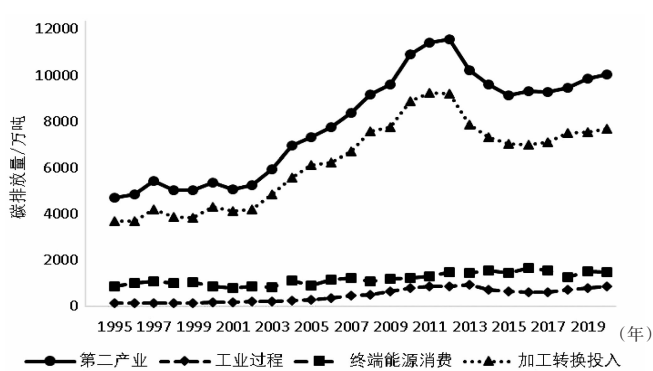


图 2 黑龙江省第二产业各指标碳排放量趋势

由图 2 可知,黑龙江省第二产业的碳排放快速增长至最高点后开始波动下降,且第二产业碳排放走势与加工转换投入碳排放走势高度一致,说明工业碳排

放主要受到加工转换能源投入碳排放的影响。工业发展一直存在能源利用率低的问题,导致工业生产过程中大部分能源在加工转换中被消耗,并产生大量的碳排放。终端能源消费碳排放和工业过程碳排在波动中小幅增加,但一直未超过 2000 万吨。因此,黑龙江省若想实现第二产业碳减排,需要从工业生产过程着手,研究节能减排技术,用高效率设备替代低效率设备,提高能源利用效率,从而减少工业生产中的加工转换能源投入量。

3. 第三产业碳排放先增后降,以交通运输、仓储和邮政业为主

黑龙江省第三产业的碳排放变化趋势呈先增后降,转折点在 2015 年。由图 3 黑龙江省每 5 年三产碳排放行业占比可知,在第三产业碳排放中,交通运输、仓储和邮政业碳排放占比除 2015 年为 36.94%外,其余年份均超过 50%。黑龙江省交通运输以铁路和公路运输业为主,且公路运输业货物周转量一直呈增长趋势,表现出快速发展的势头。交通运输、仓储和邮政业碳排放所占比例经历了“波动增加—波动减少”两阶段的变化,并以 2010 年 67.35%为转折点开始下降。“十一五”期间,黑龙江省提出建设北国风光特色旅游开发区和贸易旅游综合开发工程,把旅游业作为支柱产业加以发展,带动了批发零售、住宿餐饮和其他服务业的经济发展,从而促进了这些行业碳排放的增加。但因为新冠肺炎疫情的冲击,对住宿餐饮和其他服务行业带来了不良影响,导致第三产业的碳排在 2020 年

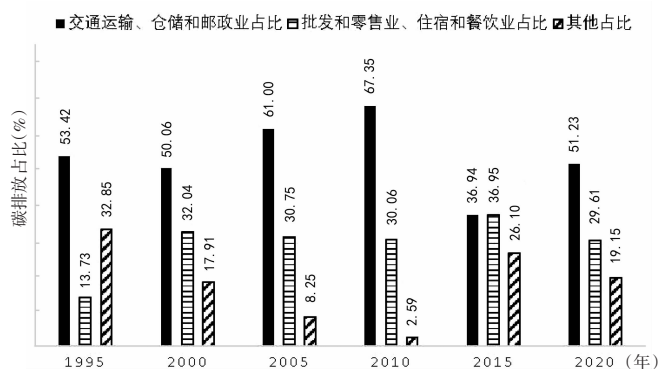


图 3 黑龙江省第三产业中行业碳排放占比

仍以交通运输、仓储和邮政业为主。

综上可知,第一产业碳排放中的主导因素是终端能源消耗,第二产业碳排放大多来自工业生产过程中因加工转换效率较低而投入的能源消耗,第三产业碳排放主要来自交通运输、仓储和邮政业。

五、产业碳排放阶段分析

综合应用碳脱钩指数、碳库兹涅茨曲线估计和时间序列模型预测三种方法来分析黑龙江省各产业碳排放态势并对各产业的碳达峰节点进行预测。将整个观察期大致按照中国的五年规划时间节点分成五个阶段:1995—2000 年、2001—2005 年、2006—2010 年、2011—2015 年和 2016—2020 年。

(一)脱钩指数分析

不同产业所处的碳排放阶段可能已经出现分化。黑龙江省三大产业是否已经实现碳达峰,利用世界资源研究所推荐的碳脱钩指数趋势碳达峰判断方法做进一步分析。

计算的碳脱钩指数如表 4 所示,一产和三产的经济都朝着碳脱钩的方向演化。具体如下:(1)第三产业的发展模式整体保持积极低碳状态,虽然在“十二五”期间出现了低水平相对低碳的扩张负脱钩状态,但在“十三五”期间又达到了强脱钩的绝对低碳水平。(2)第一产业的经济自“九五”以来一直处于碳脱钩状态。“九五”期间的农业多靠人力耕种劳作,采用天然肥料,能源消耗量极少。“十五”期间,以“机械化、电气化、科技化”为标志的现代农业快速发展,土地生产率提高的同时伴随着碳排放增加,一产脱钩状态也因此从强脱钩转变为弱脱钩。第一产业的高水平相对低碳经济发展方式仍存在优化空间。(3)与一产和三产不同,二产的经济朝着远离碳脱钩的方向演化,从“九五”“十五”的弱脱钩状态到“十三五”的强负脱钩状态。黑龙江省第二产业的经济发展模式表现为绝对高碳,不利于黑龙江省绿色经济发展以及“双碳”目标的实现。由此可见,黑龙江省第二产业节能减排力度还需加强,距离实现绝对低碳的经济发展模式还需时间。

表 4 黑龙江省三大产业碳脱钩情况

产业分类	1995—2000 年		2001—2005 年		2006—2010 年		2011—2015 年		2016—2020 年	
	e	碳排放特征	e	碳排放特征	e	碳排放特征	e	碳排放特征	e	碳排放特征
第一产业	-0.09	强脱钩	0.09	弱脱钩	0.24	弱脱钩	0.49	弱脱钩	0.12	弱脱钩
第二产业	0.21	弱脱钩	0.74	弱脱钩	1.07	扩张性耦合	1.00	衰退性耦合	-1.41	强负脱钩
第三产业	0.43	弱脱钩	0.77	弱脱钩	-0.07	强脱钩	1.88	扩张负脱钩	-2.10	强脱钩

(二)碳库兹涅茨曲线分析

为进一步判断不同产业碳排放变化方向是否出现分异,根据环境库兹涅茨曲线假说,利用碳排放和 GDP 数据,对黑龙江省三大产业的碳库兹涅茨曲线进行拟合(见图 4)。结果表明,黑龙江省的三大产业均存在碳库兹涅茨曲线,一产的拐点十分明显,二产和三产的拐点不明显。由曲线估算结果推断,第一产业、第二产业和第三产业碳达峰时的 GDP 分别为 2458.50 亿元、7326.48 亿元和 7525.88 亿元。对比黑龙江省 2020 年的三次产业数据发现,目前一产已达到其碳达峰所对应的 GDP 水平。根据碳库兹涅茨曲线估算出了一产达峰时的碳排放值为 731.35 万吨。“十三五”期间一产的碳排放量处于 683—758 万吨之间,达峰状态不稳定。因此,可以初步判断黑龙江省第一产业已进入达峰阶段。

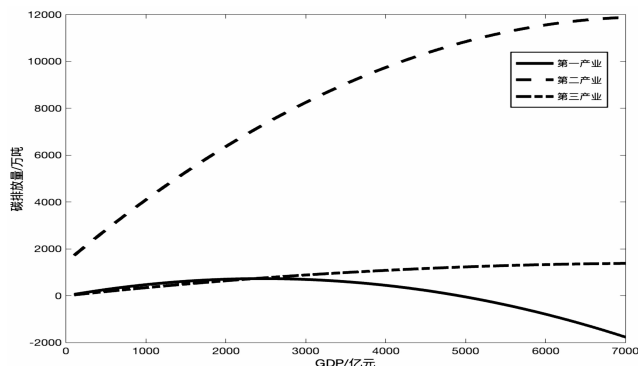


图 4 黑龙江省三大产业碳库兹涅茨曲线

根据脱钩指数和碳库兹涅茨曲线可以确定黑龙江省第一产业已经达峰,为进一步确定黑龙江省第二产业和第三产业的达峰情况,利用 ARIMA 模型对二产和三产的 GDP 进行预测。预测结果显示:三产的 GDP

在 2023 年达到 7705.85 亿元,超过其碳库兹涅茨曲线中碳达峰所对应的 GDP 水平。虽然脱钩指数表明三产的达峰状态不稳定,但结合三者分析可以判断,黑龙江省第三产业同样进入达峰阶段。碳排放量居高不下的第二产业达峰时间最晚,预计在 2026 年 GDP 水平为 7398.42 亿元时实现达峰。

结合脱钩指数、碳库兹涅茨曲线拟合和 ARIMA 预测的结果,可以初步得到以下结论:黑龙江省第一产业已经进入稳定达峰阶段。虽然第二产业未见明显达峰特征,但其可以在 2030 年前实现达峰,拐点在 2026 年左右。第三产业目前的经济发展方式处于积极的低碳发展状态,可能在 2023 年进入达峰阶段。

六、产业碳排放传递效应实证分析

(一)VAR 模型构建及其检验

1. 数据平稳性检验

为避免出现伪回归,需要进行平稳性检验。ADF 检验显示,在 5% 的显著性水平下,CO₂、lnGDP、ES、EI 均不平稳。一阶差分后的序列在 5% 的显著水平下均平稳。根据无约束模型 VAR 模型的信息准则,最终确定第一产业和第二产业最优滞后阶数为 3,分别建立 VAR(3)模型;第三产业最优滞后阶数为 2,建立 VAR(2)模型。每个模型所有根模的倒数均位于单位圆内,故模型均稳定。

2. Johansen 协整检验

CO₂、lnGDP、ES、EI 均是同阶单整,已达到构成协整关系的基础,由表 5 的 Johansen 协整检验结果可知,经济规模、能源结构、能源强度和产业碳排放之间,在 5% 显著性水平下存在一个长期均衡关系的是一产和三产,二产各变量之间则存在三个长期均衡关系。

表 5 Johansen 协整检验结果

产业类别	原假设	特征值	迹检验量	5%显著水平临界值	P 值
第一产业	None*	0.893	77.554	47.856	0.000
	At most 1	0.485	26.231	29.797	0.122
第二产业	None*	0.744	66.504	47.856	0.000
	At most 1*	0.573	35.191	29.797	0.011
	At most 2*	0.404	15.640	15.495	0.048
	At most 3	0.150	3.747	3.841	0.053
第三产业	None*	0.698	52.543	47.856	0.017
	At most 1	0.514	23.834	29.797	0.208

(二)脉冲响应函数—传递效应

三个产业的 VAR 模型具备稳定性,可以对其进行脉冲响应分析。各因素在三个产业中的传递效应有所差异,结果如图 5 所示。

由图 5 可知,碳排放自身效应和能源强度效应在三个产业中的冲击方向与轨迹基本一致,但是冲击力度差异较大。(1)三个产业的碳排放量接收到自身影响后,会立刻通过传递产生强大的促进作用,这种作用

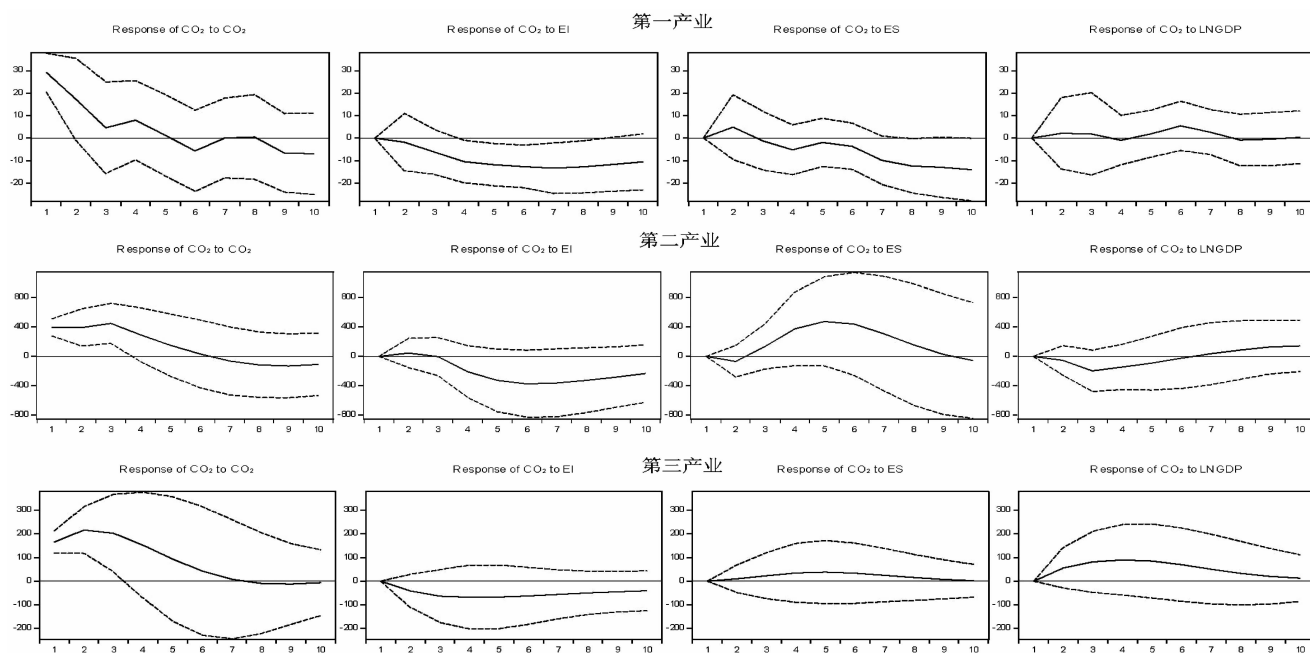


图5 黑龙江省三大产业脉冲响应

会随着时间的推移而减弱,说明黑龙江省产业碳排放量波动符合客观规律。碳排放量增加的影响具有持续性,会造成后续一段时间的持续增加,增大了碳减排的压力。(2)当在本期给能源强度一个正冲击后,通过传递效应对三个产业碳排放量形成强烈的抑制作用,随着时间推移抑制力度保持稳定。这表明产业的能源强度是碳排放的负反馈因素。

对比三个产业发现,能源结构效应和经济规模效应在三个产业中的冲击方向、轨迹和力度均存在明显差异。(1)能源结构效应对二产和三产产生正向冲击,对一产产生负向冲击。当本期给能源结构一个正冲击后,一产碳排放量在前5期内小幅波动后开始逐渐减少,可见原煤消耗对一产碳排放量的影响相对较小;对二产碳排放量的促进力度在第5期达到最大,从第9期以后影响程度几乎为0;对三产碳排放量的促进轨迹与二产相抵,但力度较小。(2)经济规模效应对一产碳排放的冲击作用比较微弱,对二产碳排放的冲击存

在从负向向正向转变,对三产有明显的正向冲击作用。根据环境库兹涅茨“倒U”曲线理论、脉冲响应图和前文的碳库兹涅茨曲线达峰分析,发现二产和三产目前处于曲线左端,经济规模的增长仍伴随着碳排放量的增加。经济规模效应在前几期对二产碳排放的负向冲击表明,经济规模对二产碳排放的增长有短暂的抑制作用。

可见,能源强度、能源结构和经济规模的冲击会通过传递效应给黑龙江省三大产业碳排放带来不同程度与方向的影响。政府可以根据这种影响,将二产和三产的减排重心放在能源结构调整和经济发展方式转变方面,优化二产和三产的能源消耗方式并提高能源利用效率,从而降低原煤消耗量,减少碳排放。同时,必须转变依靠高能源消耗为拉动力的经济发展方式,发展低碳循环绿色经济。

(三) 方差分解分析

在脉冲响应函数的基础上,方差分解可以进一步

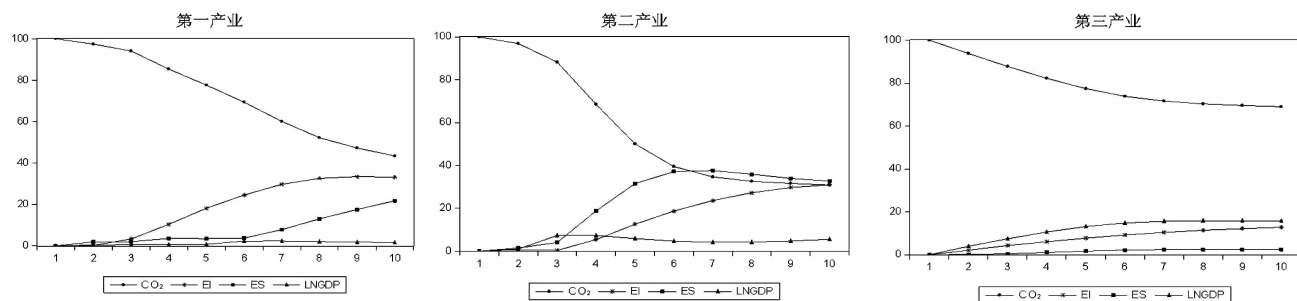


图6 黑龙江省三大产业方差分解

估计变量作用的时滞及贡献大小,黑龙江省三大产业碳排放量的方差分解结果见图6。

通过图6发现以下几点:(1)整体看,三大产业碳排放自身的贡献率均逐渐减少;能源强度和能源结构的贡献率均逐渐增加;经济规模贡献率较小且变动微弱。(2)分产业看,第一产业和第二产业碳排放量的分解结构十分相似,四个因素的贡献率排序均为碳排放自身>能源强度>能源结构>经济规模。第三产业中各因素对碳排放的贡献率排序依次为碳排放自身>经济规模>能源强度>能源结构。由此可见,第一产业和第二产业须针对能源强度制定具体减排路径,第三产业则须针对经济发展方式的改变制定相应的减排路径。

七、对策建议

(一)根据碳排放所处阶段把握好碳减排节奏

对于已经处于达峰拐点的第一产业,应尽快实现稳定达峰并从高碳范围进入永久脱碳范围,积极探索实现碳中和的方法、政策和技术。对于尚未步入达峰阶段的第二产业,主要问题是如何在不反弹的情况下达到峰值,并尽量降低碳峰值和减少碳排放保持在高位的时间,为实现碳中和奠定坚实基础。虽然第三产业的达峰状态不稳定,但其已经达到脱钩状态,要结合实际情况,发挥优势,避免弱点,以实现其进入稳定达峰后走向稳定减少的道路。

(二)根据产业差异特征制定相应的低碳发展策略

各产业应根据自身结构、效率和贡献因素确定碳减排重点环节和对象。以终端能源消耗为主要碳源的第一产业要着重提高农用机械的能源利用效率,大力发展现代农业从而实现一产的碳减排。以交通运输、仓储和邮政业碳排放为主的第三产业应积极推动新能源的使用以加速能源消费结构的调整;通过财政支持、税收减免和人才奖励等措施推动交通领域低碳技术的发展。对碳排放效率偏低且以加工转换能源消耗碳排放为主的第二产业,则需着重提高生产效率,减少工业生产时因效率较低而导致的能源投入。政府或企业应注重引进新技术,改进高技能工人的培训方法等,提高生产要素的整体生产力,利用强脱钩部门支持弱脱钩部门脱碳。

(三)兼顾好产业低碳转型与经济高质量发展

从结论可知,黑龙江省碳排放中第二产业占比较大,且资源型、高能耗型企业在二产中的比重非常高,

需要对其产业结构进行低碳转型优化。产业结构的变化有利于碳减排,但必须保持工业在经济体系中的规模和分量,而不是简单只追求碳排放量下降,不能为了控制碳排放的增长牺牲经济。因此,黑龙江省在产业低碳转型路径规划中要兼顾好碳减排和经济高质量发展。要努力提升现有产业的碳排放效率,特别是主要碳排放产业的碳排放效率,比如二产中的工业、三产中的交通运输、仓储和邮政业。做好产业增长的科学设计,调整产业结构方向,在保持经济稳定增长的同时走低碳发展之路。◆

参考文献:

- [1]黄晓慧,杨飞.碳达峰背景下中国农业碳排放测算及其时空动态演变[J].江苏农业科学,2022(14):232-239.
- [2]刘杨,刘鸿斌.山东省农业碳排放特征、影响因素及达峰分析[J].中国生态农业学报(中英文),2022(4):558-569.
- [3]戴胜利,张维敏.中部六省工业碳排放影响效应及其变化趋势分析[J].工业技术经济,2022(4):152-160.
- [4]袁晓玲,郝继宏,李朝鹏,等.中国工业部门碳排放峰值预测及减排潜力研究[J].统计与信息论坛,2020(9):72-82.
- [5]韩丽萍,李明达,刘炯.中国物流业碳排放影响因素及产业关联研究[J].北京交通大学学报(社会科学版),2022(1):86-93.
- [6]赵小曼,张帅,袁长伟.中国交通运输碳排放环境库兹涅茨曲线的空间计量检验[J].统计与决策,2021(4):23-26.
- [7]李振环,冯学钢,王亚玲.中国旅游业碳排放脱钩效应测度与时空格局演变[J].统计与决策,2021(22):46-51.
- [8]赫海灵,王玉超,李婉红,等.黑龙江省三大产业碳排放测算研究[J].交通科技与经济,2015(5):121-123+128.
- [9]何玮玮.吉林省产业碳减排潜力研究[D].长春:吉林财经大学,2016.
- [10]刘元欣,邓欣蕊.我国碳排放影响因素的实证研究:基于固定效应面板分位数回归模型[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2021(6):86-96.
- [11]张友国,白羽洁.区域差异化“双碳”目标的实现路径[J].改革,2021(11):1-18.
- [12]江心英,朱蓉.江苏省第二产业发展与碳排放关系研究:基于1987—2018年时间序列数据的实证分析[J].生态经济,2022(5):28-32.
- [13]闵继胜,胡浩.中国农业生产温室气体排放量的测算[J].中国人口·资源与环境,2012(7):21-27.
- [14]王少剑,田莎莎,蔡清楠,等.产业转移背景下广东省工业碳排放的驱动因素及碳转移分析[J].地理研究,2021(9):2606-2622.

制造业 ESG 表现、政府补助和创新研发能力

徐珍珍

(湖北经济学院法商学院,湖北 武汉 430205)

摘要:企业的 ESG 评级从环境、社会责任和公司治理三方面综合体现了其实践绿色发展理念的信号。创新能力是我国制造业发展的核心竞争力,为此政府运用补助工具提升企业的创新研发能力。以 2012—2021 年我国制造业 A 股上市公司为样本,研究 ESG 评分对企业研发创新能力的影响,验证政府补助在其中的作用效应,得出以下结论:ESG 表现显著正向促进制造业的创新研发能力;政府补助在两者中有显著正向调节作用,并且具有产权性质的差异性。对我国制造业企业的 ESG 表现与创新研发之间的关系提供了新的研究视角,从“有形的手”政府补助的调节作用方面拓展了相关研究。

关键词:制造业;ESG;创新研发;政府补助

中图分类号:F812.45

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0029-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.03.004

一、引言

2020 年发布的《中国 ESG 发展白皮书》旨在推动我国企业走上绿色可持续发展道路,制造业作为自然资源消耗最大的行业,缺乏创新能力的核心竞争力,价值链的提升需要依靠研发能力的绿色发展来推进。随着生态文明建设纳入“五位一体”总体布局,以及“碳达峰”和“碳中和”战略的实施,制造业的 ESG 表现和创新研发成为亟待关注的重要课题。《2021 年全国科技经费投入统计公报》显示我国企业的研发投入占 GDP 比重为 2.44%,相较于发达国家创新能力仍然较低。创新研发具有高风险的特点,政府补助的支持有助于缓解融资约束,促进企业研发投入和产出。2014 年修订的《中华人民共和国环境保护法》强调了经济发展与绿色发展并行,政府要增加企业绿色行为的财政支持,随着证券市场和政府部门对企业 ESG 责任的关注度不断提升,我国制造业需要站在绿色发展视角,进一步提升企业的创新研发能力,政府补助作为重要的支持,可引导企业重视 ESG 表现,实现长远可持续发展。为此,本文针对制造业高污染高能耗的特殊性,从 ESG 评分和创新研发角度进行研究,并且引入政府

补助对二者的调节作用进行分析,以拓宽对我国制造业的相关研究。

二、理论分析和研究假设

(一)ESG 表现和创新研发

ESG 是基于环境(environmental)、社会责任(social)和公司治理(governance)三个方面对企业进行综合评价的指标。2018 年我国 A 股被纳入 MSCI 指数,同时证监会《上市公司治理准则》要求我国上市公司披露 ESG 表现情况。第一,在 ESG 的环境方面学者们普遍认为有正向促进关系,绿色发展有利于企业的声誉,以此获得投资人的认可,缓解资金压力,推动创新研发(罗元大和熊国保,2022)^[1]。同时根据政府对于环境规制的奖励制度,绿色发展企业将获得更多的补助资金,进而缓解融资约束,推动创新投入(孙金花和徐琳霖等,2021)^[2]。第二,在 ESG 的社会责任方面学者们认为社会责任与创新研发之间关系呈倒 U 型特征,并不是简单的线性关系(李圆圆和刘建华等,2020)^[3]。社会责任的履行向投资人传递优势信号,进而缓解融资约束,有利于企业创新行为(张志鑫,2021)^[4]。第三,在 ESG 的公司治理方面普遍认为有正向相关性,投资人

基金项目:湖北经济学院法商学院校级科研项目“我国制造业 ESG 责任履行促进出口强度的研究——基于绿色创新能力的中介效应”(2023K09)。

作者简介:徐珍珍(1988—),女,湖北武汉人,硕士,讲师,研究方向为财务理论与实务。

会根据企业治理水平来判断融资决策,较好的治理水平能降低融资成本,同时能吸引更多的研发型人才,为创新提供资金和人才储备(麻艳琳,2016)^[5]。根据代理理论,公司治理水平能缓解信息不对称,降低代理冲突,从而激励高管推进创新研发。唐玮和杜宜萱等(2022)^[6]通过研究验证了我国企业 ESG 表现能正向提升创新研发,认为 ESG 评分能激励企业的创新行为。因此,本文提出假设:

假设 1:我国制造业企业的 ESG 表现可以提高创新研发能力。

(二)ESG 表现、政府补助与创新研发

政府补助作为重要的产业政策,主要是为了推动企业创新和生产发展。创新研发具有高风险的特点,政府补助能降低其风险,激励企业研发投入。具体而言,政府补助能弥补研发失败的损失,并且作为重要的优势信号,传递该企业创新研发获得政府支持的信号(郭玥,2018)^[7],有利于吸引外部投资,促进创新行为。从融资约束角度,政府补助是一种直接缓解企业创新研发资金紧张的方式(毛其淋和许家云,2016)^[8],同时增强了资本市场对企业的信心,缓解了融资约束,保障了稳定的研发投入。Krueger(1974)^[9]研究政府补助发现,企业为了获得政府支持将会增加生态与经济成本。ESG 表现不佳将导致企业传递劣势信号,重污染企业会通过增加绿色环境信息披露获得政府补助(姚圣和周敏,2017)^[10]。邴春亭和王纯(2021)^[11]提出环境信息的披露将有助于企业获得政府补助,承担越多环境责任的国有企业越能获得政府补助。陈晓和李美玲等(2019)^[12]研究指出政府补助对环境和创新有正向调节效应,当政府补助作为一个信号传递给证券市场,将促进 ESG 表现对企业创新研发的正向效应。Almus 和 Czarnitzki(2003)^[13]指出在市场机制失灵时,政府资金的支持降低了企业的创新成本,有助于企业的创新。因此,本文提出假设:

假设 2:政府补助对 ESG 表现提升制造业企业创新能力具有调节作用。

(三)政府补助的调节作用具有产权异质性

国有企业和非国有企业产权性质的差异,造成了不同的政府补助调节效应。由于管理体制的差异,导致国有企业的高管更注重短期效益,而忽视对创新研发的长期投资,因为研发的风险较大,所以这类企业更依赖于政府补助对创新资金支持,调节作用更为显著(顾群和王文文等,2019)^[14]。黎文婧和郑曼妮

(2016)^[15]发现国有企业为了获得政府补助而大量增加创新数量。非国有企业管理者任期较长,企业的生存更多取决于自身长远的创新研发能力,因为不具有政府作为投资人的天然联系,研发更多依赖于市场的反应,其依靠政府补助支持研发的因素并不显著,更显著地受到 ESG 表现的市场影响。政府补助对于非国有企业的创新研发活动并不显著,而其 ESG 表现更能增强投资人信心,吸引创新资金注入,从而通过市场的信号推动创新能力提升。因此,本文提出假设:

假设 3:政府补助的调节效应在制造业不同所有制企业中存在异质性。

三、研究设计

(一)样本选择和数据来源

本文选取 2012—2021 年我国 A 股制造业上市公司数据为研究样本,剔除数据缺失项,剔除金融类数据,ESG 指数和相关财务数据来源于 CSMAR、Wind 数据库,最终得到样本数为 14086 个。

(二)变量定义和模型设计

1. 变量定义

(1)被解释变量:企业创新研发能力。企业的创新研发能力,学者主要从研发投入和研发产出两方面定义,但是由于创新投入的风险较高,失败的概率较大,而创新产出更能直观反映创新投入的成果,研究中选用专利授予数量来衡量企业的创新研发能力。同时由于创新产出成果受外部因素影响较大,在稳健性检验中选用研发投入金额从创新支出的角度替换被解释变量。

(2)解释变量:ESG 表现。ESG 表现采用评级机构的数据,其中,华证 ESG 评分体系包含上市公司的报告、公告、社会责任报告、可持续发展情况、政府部门数据等财务和非财务数据。本文借鉴王琳璘和廉永辉等(2022)^[16]的方法选用华证评级体系给 ESG 表现评级赋分,依次为 C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA 级别,分别赋值 1—9。

(3)调节变量:政府补助。政府补助作为传递信号的一种有效方式,影响着市场参与者的决策。包括政府的财政拨付金额和税收返还金额,不包括政府对企业的资本投入。

(4)控制变量:参照以往研究,本文选用资产负债率、流动比率、企业成长性、公司规模、产权性质、股权集中度和企业年龄作为控制变量,具体变量定义见表 1。

表 1 变量定义

类别	变量名称	变量定义
被解释变量	创新研发能力(RD)	公司专利授予数量
解释变量	ESG 表现(ESG)	华证 ESG 评级,以 1—9 赋值
调节变量	政府补助(SUB)	政府补助金额加 1 取对数
控制变量	资产负债率(LEV)	总负债/总资产
	流动比率(LIQUID)	流动资产/流动负债
	企业成长性(GROWTH)	总资产增长率
	公司规模(SIZE)	总资产对数
	产权性质(PR)	国有=1,非国有=0
	股权集中度(TOP1)	第一大股东持股比例
	企业年龄(AGE)	公司年限

2. 模型设计

为了探究 ESG 表现对制造业企业创新研发能力的影响,本文采用以下模型进行验证:

$$RD=\alpha_0+\alpha_1ESG+\alpha_2Control+\varepsilon$$
 (1)

由于政府补助对 ESG 表现和创新研发能力有影响,因此加入调节变量的交互项,模型如下:

$$RD=\beta_0+\beta_1ESG+\beta_2SUB+\beta_3ESG*SUB+\beta_4Control+\varepsilon$$
 (2)

3. 描述性统计

由表 2 可知,我国制造业企业的创新研发能力即专利授予数量均值约为 280,其中,最大值为 57218,反映了企业间的专利授予数量差异性较大,对创新能力的重视程度不同。企业在 ESG 表现上均值为 4.11 分,目前 ESG 的整体分数并不高,最大值为 8 分,行业整体的可持续发展情况有待提升。政府补助的方差较大,制造业获得政府补助的内部差异较为明显,后文将进行产权区分来研究企业的异质性。制造业的资产负债率平均值为 38.8%,流动比率均值为 2.847,说明

财务风险普遍在可控范围内,企业发展较为安全。行业内企业的成长性均值为 19.8%,较缓慢的发展能力和较稳健的偿债能力符合行业特点。我国制造业普遍年限较长,资产规模较大,具有重资产行业经营风险较高的特点,企业普遍采取较低的财务风险融资方式来寻求稳健的增长。

表 2 描述性统计

VARIABLE	N	MIN	MAX	MEAN	SD
RD	14086	0	57218	279.85	1481.781
ESG	14086	1	8	4.11	1.101
SUB	14086	0.000	22.106	10.311	7.483
LEV	14086	0.008	1.957	0.388	0.195
LIQUID	14086	0.026	144.000	2.847	3.760
GROWTH	14086	-0.929	18.391	0.198	0.479
SIZE	14086	17.641	27.547	22.025	1.178
TOP1	14086	2.430	89.990	33.655	14.298
AGE	14086	6	64	22.69	5.365

四、实证结果和分析

(一)相关分析

由表 3 可知,ESG 表现与创新研发之间的相关系数显著为正,ESG 表现为创新提供了人才储备和创新研发的内部动力,提升了企业申请专利的成果数量,初步验证了假设 1。政府补助和创新研发显著正相关,政策支持为企业创新提供了资金保障,同时也对市场释放良好的投资信号。企业的年限越长,资产规模越大,杠杆运用越充分,都和创新能力显著正相关,这类制造型企业亟待创新转型,并且灵活运用杠杆缓解融资约束来支持企业的研发能力提升。资产成长性较低的企业更倾向于用创新研发寻找突破,二者显著负相关。并且创新研发周期较长,对企业成长性的贡献主要在未来,符合行业实际情况。

表 3 相关性分析

VARIABLE	RD	ESG	SUB	LEV	LIQUID	GROWTH	SIZE	PR	TOP1	AGE
RD	1									
ESG	0.082**	1								
SUB	0.292**	0.058**	1							
LEV	0.114**	-0.129**	0.145**	1						
LIQUID	-0.047**	0.057**	-0.058**	-0.534**	1					
GROWTH	-0.018*	0.079**	-0.013	-0.076**	0.092**	1				
SIZE	0.256**	0.150**	0.301**	0.479**	-0.272**	-0.017*	1			
PR	-0.037**	-0.045**	-0.128**	-0.243**	0.121**	0.093**	-0.281**	1		
TOP1	-0.008	0.093**	0.058**	-0.014	0.010	-0.007	0.109**	-0.053**	1	
AGE	0.034**	-0.067**	0.051**	0.159**	-0.090**	-0.130**	0.129**	-0.199**	-0.038**	1

注:**表示在 0.01 级别(双尾),相关性显著。*表示在 0.05 级别(双尾),相关性显著。

(二)回归分析

1. ESG 表现和创新研发能力

由表 4 第(1)列可知,ESG 表现和创新研发的回

归系数是 65.937,在 1%水平上显著影响,证实了假设 1 的促进作用。我国制造业披露的 ESG 表现越好,越能吸引证券市场中的利益相关者,从而使企业有充足

表 4 回归分析

模型		(1)	(2)	(3)	(4)
		RD	RD	RD	RD
VARIABLE	ESG	65.937*** (6.269)	47.236*** (4.551)	36.967* (1.730)	48.724*** (4.290)
	SUB		-7.222E-7 (-1.214)	-2.480E-6*** (-3.243)	7.937E-6*** (8.943)
	ESG*SUB		8.998E-7*** (7.204)	7.315E-7*** (4.572)	1.862E-7 (1.020)
	LEV	124.993* (1.659)	103.954 (1.427)	-165.096 (-1.242)	157.310** (1.837)
	LIQUID	12.353*** (3.447)	8.847** (2.582)	14.624 (1.245)	7.302** (2.187)
	GROWTH	-63.717*** (-2.767)	-58.667** (-2.635)	-81.445 (-1.300)	-62.531** (-2.746)
	SIZE	329.459*** (29.338)	237.781*** (21.212)	359.440*** (18.467)	188.069*** (14.029)
	PR	101.256*** (4.930)	127.793*** (6.430)		
	TOP1	-3.845*** (-4.889)	-4.505*** (-5.924)	-10.642*** (-7.140)	-1.488* (-1.754)
	AGE	1.680 (0.784)	1.386 (0.669)	11.474** (2.614)	-1.907 (-0.833)

注:括号内对应的是 t 值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。表 5 同。

的资源进行创新研发。完善的公司治理环境为创新人才的发展提供了必要条件,ESG 表现越好越能证明企业内部代理矛盾问题少,高管也更倾向于采纳创新研发的可持续增长方式。ESG 中绿色发展的理念也倒逼企业进行研发,以环境保护为起点的绿色创新得以发展。同时年份和规模越大的企业,越重视创新研发能力,会积极采用杠杆融资缓解融资约束。

2. 政府补助的调节作用

在原模型上加入政府补助和 ESG 表现的交叉项,由表 4 第(2)列可知政府补助在我国制造业中的调节效应。ESG 表现对创新研发的回归系数为 47.236,依然产生显著的促进作用,同时政府补助和 ESG 表现的交叉项显著为正。说明加入政府补助的调节作用后,增强了制造业企业 ESG 表现和创新研发之间的促进作用,验证了假设 2 的正向调节效应。政府补助的企业会向市场传递优势信号,企业在绿色发展、公司治理和社会责任方面发挥正向作用,继而影响企业创新研发的资金保障和人才保障,提高创新能力。同时,接受政府补助的企业也会有相应的监督机制,使企业更倾向于长期坚持创新能力的提升。

3. 政府补助的产权异质性检验

不同的产权性质使企业和政府之间的联系不同,国有企业相对而言更容易获得政府补助。由表 4 列(3)、列(4)可知,政府补助对企业创新研发有显著影

响,但是政府补助对国有企业的创新研发有抑制作用,对非国有企业有促进作用。政府补助在国有企业产生了“越补贴、越低效”的情况,国有企业中的“挤出效应”更强,更倾向于用技术引入的方式快速获得补贴,技术外源化使企业并未提高创新质量。非国有企业受市场因素影响较大,政府补助主要是传递信号给金融

表 5 稳健性检验:创新投入视角

模型		(1)	(2)
		LNRD	LNRD
VARIABLE	ESG	0.290*** (-12.000)	0.281*** (12.458)
	SUB		-3.944E-9*** (-3.055)
	ESG*SUB		6.156E-10*** (2.272)
	LEV	-2.315*** (13.128)	-2.301*** (-14.557)
	LIQUID	-0.049*** (-14.638)	-0.048*** (-6.365)
	GROWTH	0.077 (1.592)	0.077 (1.599)
	SIZE	1.148*** (48.727)	1.178*** (48.431)
	PR	0.139*** (3.225)	0.129** (2.992)
	TOP1	-0.002 (-1.229)	-.002 (-1.097)
	AGE	-0.087*** (-19.382)	-0.087*** (-19.379)

市场,从而缓解创新研发的融资约束,需要提高自身的创新能力才能立于市场领先地位。数据显示政府补助正向调节国有企业的 ESG 对创新研发的影响,但是非国有企业并不具有显著的调节效应,非国有企业更需要依赖创新能力的竞争优势,更愿意通过 ESG 表现获得市场认可,主动推进自身创新研发能力的提升。

4. 稳健性检验

为了避免创新研发能力用专利授予数量衡量存在结果偏差,本文替换创新研发的衡量标准为研发投入强度。借鉴王晓红和栾翔宇等(2023)^[17]的研究采用研发支出加 1 取对数的结果来替换被解释变量。由表 5 列(1)可知创新能力选用研发投入强度衡量之后,ESG 表现仍然正向促进创新能力提升,与假设 1 的结论一致。表 5 列(2)加入了政府补助的调节变量之后,ESG 表现和政府补助的交叉项依然显著为正,政府补助正向调节了 ESG 表现对创新研发的强度,结论依旧具有稳健性。

五、结论和建议

本文研究了 2012—2021 年我国制造业企业创新研发能力的影响因素,探究了 ESG 表现对创新研发能力的影响,同时结合政府补助的调节作用,实证检验了三者之间的关系。ESG 表现好的企业在环境、社会责任和公司治理上有一定的优势,为创新研发提供了必要条件,促进了创新研发能力的提升,其中政府补助作为政策性的信号传递给证券市场,进而具有显著的正向调节作用。同时基于不同产权性质的研究结果显示:国有企业更依赖政府的调节效应,非国有企业的创新决策更加市场化。

为进一步促进我国制造业走上自主创新的道路,本文提出以下建议:(1)完善上市公司 ESG 披露方式。目前我国企业的 ESG 表现评分标准不一,得分具有较大差异性。政府应当完善 ESG 的披露制度,优化和统一评价标准,使利益相关者更加清晰全面地了解企业的可持续发展情况。市场应重视 ESG 的表现情况,这有利于对企业未来的长远发展作出理智的决策。(2)企业应完善对 ESG 得分的监督和考核机制。从环境保护、社会责任和治理水平等角度,主动披露 ESG 完成报告,将 ESG 纳入未来的发展战略,坚持走依靠创新的绿色可持续发展之路。(3)完善政府补助机制。政府可通过财政补助、税收补助等多种方式,更灵活地引导企业注重绿色发展,尤其针对 ESG 表现较好的企业给予更多奖励,使企业主动增强自身创新能力,加大研

发投入力度。同时,政府应完善补助后的监督和保障机制,最大限度增强其正向调节效应,完善我国制造业的价值体系。◆

参考文献:

- [1] 罗元大,熊国保.企业环境责任、儒家文化与技术创新:来自我国污染类上市企业的面板数据实证研究[J].生态经济,2022(4):154-162.
- [2] 孙金花,徐琳霖,胡健.环境责任视角下非正式环境规制对企业绿色技术创新的影响:一个有中介的调节模型[J].技术经济,2021(10):10-22.
- [3] 李园园,刘建华,段坤,等.企业社会责任、技术创新与品牌价值的门槛效应研究[J].软科学,2020(6):1-7.
- [4] 张志鑫.企业社会责任归因对员工创新行为影响机理研究[J].中央财经大学学报,2021(11):108-116.
- [5] 麻艳琳.治理水平对企业技术创新的作用理论分析:兼论制度调节因素[J].科学管理研究,2016(1):79-82.
- [6] 唐玮,杜宜莹,鹿晓晴.基于 ESG 表现、创新投入与企业价值研究:以 A 股上市公司为例[J].西北民族大学学报(自然科学版),2022(1):75-81+86.
- [7] 郭玥.政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J].中国工业经济,2018(9):98-116.
- [8] 毛其淋,许家云.政府补贴、异质性与企业风险承担[J].经济学(季刊),2016(4):1533-1562.
- [9] KRUEGER A. The Political Economy of the Rent Seeking Society[J]. American Economic Review, 1974(64):291-303.
- [10] 姚圣,周敏.政策变动背景下企业环境信息披露的权衡:政府补助与违规风险规避[J].财贸研究,2017(7):99-110.
- [11] 邴春亭,王纯.环境信息披露与环保补助[J].生产力研究,2021(12):137-144+150.
- [12] 陈晓,李美玲,张壮壮.环境规制、政府补助与绿色技术创新:基于中介效应模型的实证研究[J].工业技术经济,2019(9):18-25.
- [13] ALMUS M, CZARNITZKI D. The Effects of Public R&D Subsidies on Firms Innovation Activities: The Case Of Eastern Germany[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2003(2):226-236.
- [14] 顾群,王文文,郑杨.企业社会责任会影响创新吗?:基于研发异质性与产权性质视角[J].贵州财经大学学报,2019(6):66-75.
- [15] 黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?:宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016(4):60-73.
- [16] 王琳琳,廉永辉,董捷.ESG 表现对企业价值的影响机制研究[J].证券市场导报,2022(5):23-34.
- [17] 王晓红,栾翔宇,张少鹏.企业研发投入、ESG 表现与市场价值:企业数字化水平的调节效应[J].科学学研究,2023(5):896-904+915.

县域经济高质量发展对人口流动的影响

杨胜利^{1,2} 刘博涵^{1,2} 万雨欣^{1,2}

(1.河北大学 经济学院,河北 保定 071000;2.河北大学 共同富裕研究中心,河北 保定 071000)

摘要:县域经济高质量发展对我国人口流动以及经济持续增长有重要影响。基于2020年县域数据,运用固定效应模型检验了县域经济高质量发展对人口流动的影响和区域差异。结果表明:县域经济高质量发展对人口流动具有显著的负向影响,并且这种效应存在空间差异,在我国东部和西部地区县域经济高质量发展对人口流动的影响呈现“U”形特征,在中部和东北地区县域经济高质量发展与人口流动呈倒“U”形关系。研究结论为政府在新时期合理引导人口在城乡间有序流动、促进人口合理分布、全面推进乡村振兴提供了参考。

关键词:县域经济;高质量发展;人口流动;空间差异

中图分类号:C924.2;F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0034-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.03.005

一、引言

改革开放以来,东南沿海等发达地区等发达工商业的快速发展吸引了大量农业转移人口就业,形成了“孔雀东南飞”“北上广热”“民工潮”“春运”“返乡潮”等人口大规模流动现象。这种人口大规模流动为城市经济发展提供了充足的劳动力资源,也促进了一批大城市、特大城市、超大城市的形成和快速发展,使我国城镇化率由1978年的17.92%上升到2022年的65.22%。

县域经济是国民经济发展的基石,随着我国经济发展进入新时代,县域经济发展也迎来新的变化。推进县域经济由不平衡不充分向高质量发展转变,是县域经济转型升级的新要求,增速换挡、动力转化、结构调整成为新时代县域经济向高质量发展转变的重要标志。县域经济高质量发展既是促进国内大循环市场建设的要求,也是县域经济转型升级的必然选择。

当前,以大城市为主体的双循环“主动脉”已经形成,但良好的经济循环除了搭建“主动脉”,更需要疏通双循环的“毛细血管”,在此背景下,县域作为连接城市与乡村之间的重要区域也就成了双循环市场下的真正潜力所在。县域经济衔接城市市场和农村市场,是推进新型城镇化战略和乡村振兴战略的主战场,

更是解决老龄化背景下农村老年人养老问题、提升人力资源开发及劳动力使用效率的重要渠道,已成为我国经济增长甚至改变我国发展格局的新空间。因此,本文通过构建县域经济高质量发展指标体系,深入探讨县域经济高质量发展是否会影响人口流动,并提出针对性的对策建议,具有重要的理论价值和实践意义。

二、文献综述

有关人口流动的理论与实践,学界已经进行大量研究并取得了丰硕成果。我国学者对人口迁移流动的研究自改革开放之后开始增多,主要集中在人口流动的特点、人口流动的原因、人口流动对流入地和流出地的影响等方面。近年来,我国人口跨省(区、市)流动比例开始缓慢下降,而省内跨市流动的比例缓慢上升,市内跨县流动则变动较小。在城乡融合发展的影响下,将会出现人口流出和回流并存,返乡人口更趋向于非农就业,“回流式”市民化的趋势进一步明显等现象。关于人口流动的原因,李强(2003)^[1]利用推拉理论模型,提出国内的户籍制度是影响农民工流动的一个重要因素,也是中国推拉模式和国际上产生巨大差异的主要原因,流动的农民工长期在户籍制度的影响下,心理上出现了变化,认为城市户籍更有优越感。张

基金项目:全国统计科学研究项目“城乡融合发展视角下县级区域内人口变动趋势与公共服务均等化研究”(2022LZ32);河北省教育厅基础研究重点培育专项“公共服务均等化下城乡融合发展的作用机制、效果评估与提升策略”(JCZX2023002)。

作者简介:杨胜利(1982—),男,河北肃宁人,博士,副教授,研究方向为人口高质量发展与城镇化;刘博涵(1997—),男,河北沧州人,硕士研究生,研究方向为人口流动与城乡融合发展;万雨欣(1997—),女,山西临汾人,硕士研究生,研究方向为人口高质量发展。

磊(2019)^[2]对黑龙江人口流动进行了研究,认为经济因素是跨省(区、市)流动的首要因素,并且受教育程度高、城镇户口、已婚、低龄人口更容易选择跨省(区、市)流动。人口流动对流入地和流出地都会产生不同程度的影响。李尚红和陶金(2015)^[3]探讨了人口流出对皖北地区经济增长的影响,经过单位根检验和协整检验实证得出,向地区内人口转移对皖北经济有促进作用,向地区外人口转移不利于皖北地区的经济发展。

随着劳动密集型产业的转移以及新型城镇化和乡村振兴战略的推动,人口出现回流现象。早期研究中,王桂新(2019)^[4]认为回流具有消极作用,认为失业导致的被动回流具有一定突发性,不利于回流人口再就业。近期研究强调,回流地收入和消费水平、家乡发展环境可以吸引流动人口回流;外出积累的人力、社会、经济资本有助于激发创业精神,原籍村镇、县城已成为主要回流目的地和就业转移、就近市民化的首选地,乡镇和县城也成了就近非农就业和回流创业的首选区位。

县城是连接城乡市场、吸纳农业转移人口、承接城市产业的重要载体,同时也是构建完整内需体系,畅通国内循环的重点和难点所在。杜志雄(2022)^[5]认为县域经济高质量发展是我国拉动消费的主阵地,能促进各类要素向县域流动和集中,促进城乡共同富裕的实现。林兆木(2018)^[6]认为高质量发展最大的驱动力是创新,本质是和谐,基本形态是绿色,方法是开放,目的是共享。袁晓玲和李彩娟等(2019)^[7]认为经济高质量发展既是数量的扩张,也是质量的提高,是数量与质量的高度统一。刘国斌和韩宇婷(2019)^[8]基于五大发展理念,从市场机制、政府制度供给、科技创新及社会组织参与四个层面探讨了实现区域经济高质量发展的机理。

综合看,以往研究多是基于人口流入地视角,从大城市发展范畴探讨了人口流向、居留意愿、回流意愿、市民化等问题。鲜有基于流出地视角,从县域经济发展、新型城镇化、乡村振兴层面探讨人口流动问题。从理论层面看,已有研究多是基于城乡差距的视角探讨人口流动的推拉问题,即乡村发展差,县域经济落后,推动人口长距离梯度流动务工,是不得已的跨省外出流动。当前经济格局正在变动,区域协调发展加快,乡村振兴战略稳步推进,县域城镇化快速发展,人居环境不断改善,使人口跨省流动的“推力”变小,那么其是否会改变人口流动倾向,是否会影响人口流动范围,这将改变整个人口布局。但对于县域经济高质

量发展的测度,以及县域经济高质量发展对人口流动影响的研究还有待深入。人口流动格局正在向城乡双向流动、人产匹配、合理布局方向转变,但基于县域城镇化高质量发展意义上的人口流动规律和趋势研究尚在起步阶段。

三、理论机制与假说

1930年人口学家赫博尔提出了推拉理论,指出由于迁出地土地资源等限制、工作机会少、工资水平低等因素的共同制约形成了迁出地对人口迁出的推力;而就业容易、收入高、公共设施完善等因素会形成迁入地对人口迁入的拉力,个人或家庭在迁出地的推力和迁入地的拉力共同作用下作出迁移的决策。当一个地区接受了较多的人口流入,其对劳动力的需求低于劳动力供给,会造成部分劳动力失业,工资水平降低,社会成本和人均占有的资源数量减少,从而缩小流出地和流入地的收入差距,这样会使部分人口回流至流出地,直至达到一种较为均衡的动态变化状态。基于此理论,县域经济发展会带来更多的就业岗位、更高的工资水平与更好的公共服务资源,产生人口流动的拉力,减小人口跨省流动推力。当县域经济发展到一定程度,城乡间的差距逐渐缩小,从而使县域产生一定的拉力,促进部分人口回流。因此,提出假设:

H1:县域经济高质量发展能够影响人口净流出状况,促进城乡融合发展。

我国不同县域存在人口差距大、发展不平衡的现象,不同地理位置的县域经济发展水平不同、人口密度不同,对人口流动的影响也存在差异。例如,部分县人口密度相对较大,人均资源占有量少,经济发展水平低,县域经济发展质量提升之后打通了该县与外界交流的通道,人口外流就会增加。而对于经济发展水平较高、就业岗位较多的县,在经济水平提升之后,城乡居民的物质生活、精神生活得到了极大改善,人口流出意愿则会下降。所以县域之间不同的发展阶段、产业结构、政策支持、生活环境会对人口的流动产生不同的影响。因此,提出假设:

H2:县域经济高质量发展对人口流动的影响具有空间异质性。

我国县域数量多,经济发展多样性突出,增加了其对人口流动影响的复杂性。一是县域经济发展越好,居民收入水平越高,越能降低人口外流的推力,但收入水平达到一定程度、区域差距缩小到一定程度后,进一步的收入增长并不能再影响人口流动。二是当县域经济开始从传统制造业或者农业向服务业、高

新产业转型时,可能会出现一段时间的就业岗位激增,从而导致人口外流减少,但随着新的产业体系逐渐形成,人口就业岗位增幅减缓,人口开始在城乡之间、区域之间双向流动。因此,提出假设:

H3:县域经济高质量发展对人口流动的影响是非线性的。

四、研究设计

(一) 变量选择

1. 被解释变量。本文的被解释变量为县域人口净流出率(Migration)。依照国家统计局对于流动人口的定义,采用某县域户籍人口与常住人口的差值占户籍

人口的比值来反映县域人口净流出率。若某县域户籍人口数大于常住人口数,表明该县域为人口净流出县域,反之为人口净流入县域。本文选取的样本县域共1838个,其中人口净流出县域1620个,人口净流入县域218个。

2. 解释变量。本文的核心解释变量为县域经济高质量发展指数(economy)。本文根据创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念选取指标,同时在严格遵循目的性、科学性、可操作性等原则的基础上,构建了县域经济高质量发展水平评价指标体系(见表1)来测度县域经济高质量发展指数。

表1 县域经济高质量发展水平评价指标体系

目标层	准则层	指标层	指标性质	权重
县域经济高质量发展水平	经济创新	人均GDP	正	0.106
		第三产业增加值占GDP比重	正	0.087
		政府财政依赖指数	负	0.014
		年末金融机构贷款余额占GDP比重	负	0.023
		人均金融机构存款额	正	0.047
	生态环境	PM2.5	负	0.067
		建成区绿地覆盖率	正	0.033
	活力开放	全社会固定资产投资额	正	0.111
		规模以上工业增加值	正	0.162
	共享发展	每千人拥有医疗机构床位数	正	0.066
		每千人社会福利收养性单位床位数	正	0.095
	城乡协调	常住人口城镇化率	正	0.086
		城乡居民人均可支配收入比	负	0.103

3. 控制变量。根据已有文献和研究目的,控制变量选择各县域的人口密度(density)、人口老龄化程度(age)、受教育程度(edu)等指标。其中,人口老龄化程度用65岁及以上人口占该地区总人口的比值表示,受教育程度用人均受教育年限表示。

(二) 研究方法

借鉴杨彩萍(2017)^[9]、李洪涛和刘馨(2023)^[10]的研究,县域经济高质量发展与人口流动存在相关性,但这种相关性呈现非线性,具体模型设定如下:

$$\text{Migration}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{economy}_i + \beta_2 \text{control}_i + \alpha_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,下标*i*表示*i*县域;Migration_{*i*}表示*i*县域的人口净流出率;economy_{*i*}表示*i*县域经济高质量发展指数; β 为待估计参数;为了尽量消除遗漏变量带来的估计偏误,模型引入了其他影响人口流动强度的控制变量control_{*i*};α_{*i*}为县域固定效应,用来控制观测不到的不随空间变化的地区特征;ε_{*i*}为误差扰动项。

由于县域经济发展水平对人口流动的影响受我国经济发展水平和城乡区域协调发展的制约,所以在

不同的地区县域经济高质量发展对人口流动的影响不同。为此,构建曲线模型检验高质量发展对人口流动影响的阶段性差异:

$$\text{Migration}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{economy}_i + \beta_2 \text{control}_i^2 + \beta_3 \text{control}_i + \alpha_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

县域经济高质量发展水平采用熵值法计算,具体步骤如下:

第一步,为消除不同测度指标在数量级和量纲方面的不一致,运用极差法对各测度指标X_{*ij*}做标准化处理,正向指标、负向指标的标准化方法分别为:

$$Y_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_{ij})}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} \quad (3)$$

$$Y_{ij} = \frac{\max(X_{ij}) - X_{ij}}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})} \quad (4)$$

其中,*i*表示*i*县域,*j*表示测度指标*j*,X_{*ij*}和Y_{*ij*}分别表示原始的和标准化后的数据。

第二步,计算县域经济高质量发展水平评价指标体系中各测度指标Y_{*ij*}的信息熵E_{*j*}:

$$E_j = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[(Y_{ij} / \sum_{i=1}^n Y_{ij}) \ln (Y_{ij} / \sum_{i=1}^n Y_{ij}) \right] \quad (5)$$

第三步,计算各测度指标的权重:

$$W_j = (1 - E_j) / \sum_{j=1}^m (1 - E_j) \quad (6)$$

第四步,加权求和:

$$\text{economy}_i = \sum_{j=1}^{13} Y_{ij} \times W_j \quad (7)$$

(三)数据来源

本文选用 2020 年除港澳台外 31 个省(区、市)的县、旗、县级市的指标数据,不包括城区。由于部分县域指标存在数据缺失、代表性不足等问题,因此将其剔除。本文数据主要来自 2021 年《中国县域统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国人口普查年鉴》《中国县域建设统计年鉴》,共筛选出 1838 个县域。

主要变量的描述性统计分析结果见表 2。全国县域人口平均净流出率为 13.53%,人口净流出率空间差异较大;全国各县域的高质量发展指数平均值为 0.0708,高质量发展指数最高为 0.4152,远高于全国平均水平;各县域人口空间分布的差距非常明显;人口老龄化程度和受教育年限均存在明显差异。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Migration	1838	0.1353	0.2251	-5.0973	0.7079
economy	1838	0.0708	0.0321	0.0283	0.4152
density	1838	254	295	0.1448	3999
age	1838	0.1397	0.0419	0.0174	0.2998
edu	1838	8.4889	0.9515	4.0700	11.1400

五、实证结果及分析

(一)基准回归

县域经济高质量发展对人口流动影响的回归结果见表 3。无论是否加入控制变量,经济高质量发展的回归系数均为负,其二次项回归系数为正,且显著,说明县域经济高质量发展前期对人口流动有显著的抑制作用,后期则会促进人口流动,其拐点为 0.298。H1 得到验证。与模型(1)相比,模型(2)和模型(4)分别加入人口密度、受教育程度控制变量后,经济高质量发展的回归系数变小,说明经济高质量发展对人口流动的影响受人口密度和受教育程度的制约。相较于模型(2),模型(3)加入年龄结构变量之后,经济高质量发展对人口流动的回归系数进一步变大,说明在同样的人口密度下,人口老龄化程度越高,经济高质量发展对人口流出的抑制效应越大。

从控制变量看,人口密度对人口净流出率的影响

表 3 基准回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
economy	-2.091*** (-0.156)	-1.845*** (0.178)	-2.003*** (0.160)	-1.718*** (0.153)
economy ²	2.431** (1.613)	2.381* (1.617)	2.746*** (1.459)	2.885*** (1.384)
density		-0.011*** (0.006)	-0.015*** (0.007)	-0.009*** (0.005)
age			2.306*** (0.109)	2.771*** (0.108)
edu				-0.071*** (0.005)
县固定效应	是	是	是	是
cons	0.283*** (0.012)	0.280*** (0.012)	0.221*** (0.018)	0.486*** (0.039)
样本量	1838	1838	1838	1838
R ²	0.189	0.193	0.272	0.347

注:*、**和***分别表示拟合结果在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著,系数下方括号中数值为标准误。表 4、表 5 同。

为负,且在 1%水平上显著,即人口密度越大的县域,人口净流出率越低,这一点与常识理论“人口密度越大,人均资源占有量越小,对人口向外流动的推力越大”不一致,主要是在人口转型时期,人口密度越大的县域越具有规模效益,城乡居民生活质量越高,向外流动的意愿越低。县域人口老龄化程度对人口净流出率的影响显著为正,主要是因为人口老龄化严重的县域,创新能力、经济增长潜力较弱,年轻人缺乏施展才能的空间,缺乏合作团队,导致人口被迫外流,形成恶性循环。从县域人口受教育程度看,人均受教育年限对人口净流出率的影响为负,且在 1%水平上显著,主要是因为就县域而言,人口受教育程度越高往往有更多的就业机会、更好的工作待遇,能享有更优质的公共服务,抑制了其人口流出。

(二)稳健性检验

为保证研究结果的稳健性,首先通过改变样本量的方法,根据被解释变量人口净流出率的大小将 1838 个县域划分为三部分,人口净流出率前 25%、前 50%、前 75%的样本回归结果分别对应表 4 第(1)、(2)、(3)列。可以看出,经济高质量指数对县域人口净流出率的回归系数虽然较表 3 有所变动,但仍显著为负,二次项回归系数仍显著为负数。进一步研究发现,人口净流出率较小的县域,县域经济高质量发展对人口净流出率的影响更大,这也证明总体回归结果是稳健的。此外,通过增加控制变量的方法检验结果的稳健性。由

表 4 稳健性检验

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
economy	-1.324*** (0.351)	-1.616*** (0.227)	-1.705*** (0.175)	-2.039*** (0.153)
economy ²	3.431** (1.033)	3.381* (1.112)	3.046*** (1.327)	2.976*** (1.203)
density	-0.006*** (0.099)	-0.007*** (0.012)	-0.002*** (0.073)	-0.005*** (0.062)
age	3.566*** (0.319)	3.219*** (0.185)	2.901*** (0.131)	2.104*** (0.108)
edu	-0.107*** (0.013)	-0.091*** (0.008)	-0.080*** (0.006)	-0.108*** (0.005)
ncity				0.077*** (0.213)
县固定效应	是	是	是	是
cons	0.651*** (0.111)	0.595*** (0.066)	0.549*** (0.049)	0.441*** (0.037)
样本量	458	918	1377	1838
R ²	0.315	0.360	0.375	0.222

于人口流动的拉力与城市虹吸效应的影响受距离限制,以县级政府所在地到最近城市市级政府所在地的直线距离来反映是否邻近城市,模型(4)为加入是否邻近大城市(ncity)这一变量之后的回归结果。县域经济高质量发展对人口净流出率的回归系数显著为负,并且回归系数较表 3 中模型(4)有所增大,即在控制是否邻近城市这一空间变量之后,县域经济高质量发展对人口净流出率的抑制效应增强,再次证明了回归结果的稳健性。

(三)异质性检验

县域经济高质量发展可以带来更多的增收机会

和更高的社会福利,推动就业、教育、医疗和居住条件等向促进人的全面发展转变,降低了居民流动到其他地区寻求更好生活条件的可能性,但也不乏一些群体,不把经济发展环境、固定的社会关系和文化纽带作为留在当地的主要因素,而是选择向外流动。我国国土辽阔,县域众多,发展程度各不相同,县域经济高质量发展对人口流动的影响可能具有异质性和非线性特征。为此,将全部样本分为东部地区、中部地区、西部地区 and 东北地区 4 个子样本,对县域经济高质量发展程度和人口净流出率的影响进行回归,结果见表 5。表 5 中第(1)、(2)列为东部地区的回归结果,从第(1)列可以看出,在不考虑非线性问题时,县域经济高质量发展对东部地区人口净流出率的影响仍为负数,但加入县域经济高质量发展指数的平方项之后,第(2)列的一次项系数为负数,二次项系数为正数,且都在 1% 水平上显著,表明东部地区县域经济高质量发展对人口净流出率的影响呈“U”形特征,拐点为 0.314,即县域经济高质量发展指数在 0.314 之前,其指数上升有利于抑制人口净流出率的增大,在 0.314 之后,其指数上升会促进人口净流出率的增大。第(3)、(4)列为中部地区的回归结果,同样第(4)列在加入县域经济高质量发展指数的平方项之后,县域经济高质量发展指数的一次项系数转为正数,二次项系数转为负数,且在 5%水平上显著,说明中部地区县域经济高质量发展对人口净流出率的影响呈现倒“U”形特征,拐点为 0.059,即县域经济高质量发展指数在 0.059 之前,其指数上升会促进人口流出,在 0.059 之后,其指数上升会抑制人口流出。第(5)、(6)列为西部地区的回归结果,

表 5 空间异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
economy	-0.969*** (0.177)	-1.852*** (0.421)	-0.980*** (0.151)	1.080** (0.494)	-2.485*** (0.396)	-5.553*** (1.192)	1.544*** (0.469)	1.490* (1.190)
economy ²		2.948*** (1.277)		-9.045*** (2.071)		16.502*** (6.051)		-9.834** (5.298)
density	-0.011*** (0.102)	-0.014*** (0.104)	-0.012*** (0.069)	-0.017*** (0.066)	-0.013*** (0.083)	-0.014*** (0.085)	-0.010*** (0.021)	-0.018*** (0.022)
age	1.431*** (0.210)	1.496*** (0.211)	1.136*** (0.152)	1.239*** (0.150)	3.005*** (0.187)	3.067*** (0.188)	1.577*** (0.392)	1.566*** (0.388)
edu	-0.156*** (0.014)	-0.154*** (0.014)	-0.111*** (0.017)	-0.107*** (0.015)	-0.076*** (0.009)	-0.074*** (0.09)	-0.166*** (0.018)	-0.160*** (0.018)
县固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
cons	1.436*** (0.122)	1.467*** (0.122)	1.052*** (0.072)	0.936*** (0.075)	0.523*** (0.061)	0.619*** (0.070)	1.376*** (0.168)	1.422*** (0.169)
样本量	399	399	476	476	821	821	142	142
R ²	0.645	0.649	0.548	0.566	0.305	0.3115	0.478	0.491

从第(6)列可以看出,县域经济发展指数的一次项系数为负数,二次项系数为正数,且都在1%水平上显著,说明西部地区县域经济高质量发展对人口净流出率的影响也呈“U”形特征,拐点为0.168,即县域经济高质量发展指数在0.168之前,其指数上升会抑制人口流出,在0.168之后,其指数上升会促进人口流出。第(7)、(8)列为东北地区的回归结果,从第(8)列可以看出,县域经济高质量发展指数的一次项系数为正,二次项系数为负,说明在东北地区县域经济高质量发展对人口净流出率的影响呈倒“U”形特征,拐点为0.075,即县域经济高质量发展指数在0.075之前,其指数上升会促进人口流出,在0.075之后,其指数上升会抑制人口流出。

综合来看,县级经济高质量发展对人口流出的影响在东部地区和西部地区表现为先抑制后促进的“U”形特征,在中部地区和东北地区则呈现先促进后抑制的倒“U”形特征,这一检验结果验证了假设H2、H3。

六、结论与建议

为明确县域经济高质量发展对人口流动的影响,本文构建了县域经济高质量发展指数,并对县域经济高质量发展水平进行测度,在此基础上使用固定效应模型检验了县域经济高质量发展对人口流动的影响与空间差异。主要得到以下结论:第一,县域经济高质量发展对人口流动有显著抑制作用,虽然这种作用并非线性的,但在不同阶段推动县域经济高质量发展在促进人口合理有序流动、推进乡村振兴上均具有重要意义。第二,县域经济高质量发展对人口流动的作用存在空间异质性,在我国东部与西部地区作用方向相同,中部和东北地区作用方向则与之相反。第三,县域经济高质量发展对人口流动的影响存在阶段性差异,东部和西部地区的县域经济高质量发展对人口流动的影响呈“U”形特征,即在东部地区和西部地区县域经济高质量发展指数分别低于0.314和0.168的县,推进其县域经济高质量发展能够抑制人口流出,相反高于该拐点则会促进人口流出。在中部和东北地区县域经济高质量发展对人口流动的影响呈倒“U”形特征,即在中部地区和东北地区县域经济高质量发展指数分别低于0.059和0.075的县,推进其县域经济高质量发展能够促进人口流出,相反高于拐点则会抑制人口流出。

基于理论与实证的研究结果,提出以下建议:

第一,推动县域经济高质量发展与人口流动协调发展。需要注意的是县域经济高质量发展会影响人口流动,改变人口布局,但这种影响并非线性的,并且各

个地区存在异质性。即东部和西部地区超越县域经济高质量发展指数拐点的县域,要通过经济高质量发展,促进人口流动,实现要素资源优化配置;县域经济高质量发展指数没有达到拐点的县域,要通过经济高质量发展促进居民安居乐业,满足当地居民对美好生活的追求。中部地区和东北地区的县要依据拐点合理布局公共服务设施,提升居民生活质量。

第二,根据各地区县域人口变动趋势,加强城乡医疗、教育等社会保障制度均等化,坚持城乡融合发展,畅通城乡要素流动,扎实推动乡村产业、人才、文化、生态、组织振兴。健全农村公共服务体系,实现基本公共服务覆盖全民、兜住底线、均等享有,以保障在高质量发展初期公共服务资源能够得到合理配置,以更好地贯彻落实人随产业走、公共服务随人走等指导思想。

第三,人才是发展的第一资源。要促进人口合理流动,坚持人才为本,激发创新活力,满足各地区经济发展人才需求,推进人才资源优化配置。加大落后地区高层次人才支持力度,引导人口合理分布,推动产业需求与人才供给精准匹配,坚持搭建平台育才,畅通流动渠道,完善激励措施。◆

参考文献:

- [1]李强.影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析[J].中国社会科学,2003(1):125-136+207.
- [2]张磊.黑龙江省人口流出及其影响研究[D].长春:吉林大学,2019.
- [3]李尚红,陶金.人口流出对皖北地区经济增长影响的实证分析[J].中国高新技术企业,2015(32):190-192.
- [4]王桂新.新中国人口迁移70年:机制、过程与发展[J].中国人口科学,2019(5):2-14+126.
- [5]杜志雄.坚持城乡融合,推动县域经济高质量发展[J].农业经济与管理,2022(6):1-4.
- [6]林兆木.我国经济高质量发展的内涵和要义[J].西部大开发,2018(Z1):111-113.
- [7]袁晓玲,李彩娟,李朝鹏.中国经济高质量发展研究现状、困惑与展望[J].西安交通大学学报(社会科学版),2019(6):30-38.
- [8]刘国斌,韩宇婷.新时代县域经济实现高质量发展的思路与对策[J].税务与经济,2019(6):55-61.
- [9]杨彩萍.江苏省流动人口空间分布特征及其与经济发展关系研究[D].南京:南京师范大学,2017.
- [10]李洪涛,刘馨.人口流动视域下地方政府债务扩张与区域经济发展[J].中央财经大学学报,2023(7):3-14+28.

人口老龄化、 社会保障支出与经济增长

戴洛特 郭宇春

(温州职业技术学院 数字经济学院, 浙江 温州 325000)

摘要:选取 2002—2021 年全国 31 个省(区、市)的面板数据,对人口老龄化与社会保障支出影响经济增长的情况展开分析,并在此基础上引入人口老龄化和社会保障支出的交互项进行深入探讨。基于实证结果分析,得出结论如下:第一,在经济增长过程中,社会保障支出和人口老龄化对其有着协同的促进效果。在排除社会保障支出的前提下,人口老龄化会使劳动力供给水平降低,进而抑制经济增长并产生返贫现象。第二,东、中、西部三个地区受社会保障支出与人口老龄化协同影响的程度由小到大分别是东部、西部、中部。第三,随着社会保障支出的增加,其对人口老龄化抑制经济增长的缓解作用越发显著。

关键词:人口老龄化;社会保障支出;经济增长

中图分类号:D632.1;C924.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0040-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2024.03.006

一、引言

中国于 2020 年开展第七次全国人口普查,结果显示年龄为 65 岁以上的人口有 19064 万人,与第六次全国人口普查结果相比,人口老龄化现象进一步加重。人口老龄化已经成为全球现象,给世界各国的经济增长和社会保障带来了较大压力。

目前,国外关于人口老龄化、社会保障以及经济发展之间关系的研究主要集中在三个方面:第一,在西方发达国家,老年人对社会福利的依赖现象更加普遍^[1]。Marois 和 Belanger 等(2020)^[2]从多维度对人口老龄化问题展开分析,发现欧洲国家老龄化趋势加重,对经济的消极影响比较明显,而人口老龄化是一个复杂的问题,需要从以人口作为个体的生产率等方面进行综合考量。第二,人口老龄化会加大社会福利的支出。Young(2011)^[3]认为,随着人们步入老年阶段,社会功能会有一定程度的失调。从生产力的投入和产出比例角

度看,老年人很难创造更多的社会价值,反而老年人需要政府及相关养老机构提供更多的福利待遇,以保障其基本生活需求。第三,人口老龄化越严重,政府保证福利支出的压力会越大,会对国家经济发展产生一定的制约作用^[4]。因此,改善人口老龄化问题迫在眉睫。从长远角度看,随着人口老龄化问题趋于严重,国家经济的发展也会受到消极影响。综合看在国外现有的研究文献,关于人口老龄化、社会保障以及国家经济发展问题的分析存在一定的局限性。

国内关于人口老龄化、社会保障以及经济发展关系的研究主要有以下两个方面:第一,社会保障支出会受到人口老龄化的消极影响,进而加重经济负担。吕有吉和景鹏等(2021)^[5]认为,为老年人提供财政补贴是影响经济增长的重要因素。社会保障的持续输出则会为经济发展带来巨大压力,从而导致部分地区产生返贫现象。李乐乐和秦强(2020)^[6]研究发现,人口老龄化和

基金项目:浙江省教育厅访问学者专项课题“大数据技术在商业经济管理中的应用效益研究”(FX2020112)。

作者简介:戴洛特(1987—),男,浙江温州人,博士,讲师,研究方向为农村金融、脱贫政策等;郭宇春(1991—),男,江西吉安人,硕士,讲师,研究方向为财务管理、经济法学。

医疗保险之间具有一定叠加效应,这种叠加效应对经济发展具有显著的负向作用。他们认为,我国政府机构和养老机构为了保障老年人的基本生活,为老年人创建了养老保险基金,这项支出对经济发展具有显著的负向作用。第二,人口老龄化虽然会对储蓄率、产业升级和生产率产生消极影响,但可以正向促进技术进步和提高就业率^[7]。在人口老龄化不断深入的同时,只有为老年人提供完善的养老政策,鼓励老年人继续发挥余热,才能降低人口老龄化对经济发展的影响。

二、机理分析与研究假设

(一)经济增长受到人口老龄化的影响

对于经济增长受到人口老龄化的具体影响,学界有两种对立的观点:一是认为经济发展受到人口老龄化带来的积极影响^[8];二是认为经济发展受到人口老龄化带来的消极影响。认为经济发展受到的人口老龄化带来的负向影响,大致有四个方面:第一,人口老龄化对劳动力供给与劳动力结构有一定程度的消极影响。因为人口老龄化必然会导致劳动力减少,意味着劳动力供给将显著降低,进一步使劳动力供给与社会发展脱节,宏观经济受其影响十分显著^[9]。尤其我国制造业多属于劳动密集型产业,一旦劳动力供给降低,来自发达国家的投资将向劳动力更充足且廉价的国家转移,给经济发展带来严重的消极影响。第二,人口老龄化对储蓄率有一定程度的影响。人口老龄化导致社会保障支出增多,消费需求和储蓄率随之受到不利影响。在这种情形下,为了刺激储蓄率上涨,并维持帕累托最优状态,GDP将受到因此产生的消极影响。第三,受人口老龄化影响的还有医疗保险与养老保险支出^[10]。我国人口年龄结构越发老龄化,且由于医疗水平逐年提高,老年人的寿命逐渐变长,最终导致老年人绝对人口增多,将为我国的医疗服务体制带来诸多难以忽视的问题。第四,产业结构受到来自人口老龄化的不利影响。国内已有研究认为,在静态条件下,受人口年龄结构老化的影响,农业产业人口所占比重会相应提高,第二产业人口比重会随之下落,第三产业人口比重则会不稳定。当城镇化程度低于某个门槛值时,产业结构升级会受到老龄化的消极作用影响,反之则受到积极作用影响^[11]。鉴于此,人口老龄化对劳动力供给、储蓄率、医疗与养老保险支出以及产业结构均存在不同程度的影响。

(二)经济增长受到人口老龄化与社会保障的影响

人口老龄化会给社会保障带来养老金以及医疗费用等方面的压力,且随着老年人消费需求的日益多元化,人口老龄化一定程度上会增加社会保障的负担。目前,有研究单纯从老龄化和社会保障支出视角分析其对经济发展产生的影响,这有悖于客观现实^[13]。正如前文所述,人口老龄化和社会保障支出在现实中的关系非但密不可分,而且有可能对经济发展产生协同影响。这一点也正是本文探讨的关键。社会保障支出基于“代际间的契约”增加了人力资本投资的可持续性,一定程度上促进经济的发展。在对人力资本投资发展的过程中,社会保障支出产生的积极作用大致有三点:

第一,对人力资本投资的增加有积极影响。一是针对劳动力自身的资本投资。目前我国的养老金制度,其养老待遇水平与养老金缴费的金额和时长有着直接联系,缴费金额越高,时间越长,得到的待遇水平越高。假如这种待遇完全依靠个人收入,就需要适当增加社会保障税率收入关联的相关比例,以对人力资本的投资产生较为积极的影响^[14]。同时,还应激励劳动者对自身的技能或技术水平进行投资,以得到更高的收入,进而提高养老金。二是当下的养老金制度可以当作一种代际间的人力资本投资回报,投资水平越高,子代将来得到的回报就越高。劳动力供给质量也会受到此类投资的积极影响。

第二,提高劳动力供给水平,增加人力资本存量。劳动者生活安全的底线是社会保障制度,正是有了这种制度,才使劳动者在面临衰老、疾病等难以避免的问题时,能够安全有效地解决。除此以外,该制度还可以通过各种方式对失业人员进行就业引导,以进一步增加劳动力供给。

第三,劳动者健康水平可以一定程度上增加人力资本,而社会保障可以使劳动者的健康维持在较高水平^[15]。作为人力资本的主要表现形式,劳动者的健康不但可以提升生产率,还可以对经济发展产生积极影响。因此,提升健康存量实际上可以对我国经济长期发展产生较为积极的影响^[16]。

基于以上分析,提出如下假设:

H1:在排除社会保障支出因素的前提下,人口老龄化对经济增长产生了负向影响。

H2:在经济增长过程中,人口老龄化和社会保障

支出产生了协同的促进效果。

H3:在经济增长过程中,提高社会保障支出会缓解人口老龄化的消极影响。

三、数据来源与研究设计

(一)数据和变量

本研究选取的数据均来源于《中国统计年鉴》以及中国各省(区、市)的统计年鉴。时间范围为2002—2021年。鉴于我国特殊的历史和政策原因,2006年及之前的数据选取事业单位的社会保障支出及社会福利救济金额等;2006年之后的数据则选取社会保障支出及就业支出。除此以外,鉴于可能存在的异方差问题,研究中全部变量均取其自然对数。为了更加全面有效地研究经济增长受到社会保障支出与人口老龄化的影响,本研究将就东部地区、中部地区、西部地区三个地区进行分析。

本研究的被解释变量是国内生产总值(GDP),通过GDP增长率对经济增长水平进行衡量,经济增长水平随其增长率变高而提高。考虑到稳健性问题,对相关变量进行了补充设置,具体为劳动生产率(GDP1)。解释变量为人口老龄化(AGI),以老年非劳动人口与劳动年龄人口之比来衡量,具体而言就是各省(区、市)年龄超过65岁老人与劳动力人口之比;社会保障支出(SSE),鉴于我国社会保障支出现状,支出占比较高的两部分是医疗和养老,因此以城镇养老保险基金及医疗保险基金支出进行衡量。社会保障支出与人口老龄化的交互项($SSE \times AGI$),经济增长不但受到人口老龄化的影响,还受到人口老龄化借助社会保障支出间接产生的作用影响,因此,将两者进行交互可以深入研究其在经济发展过程中产生的具体作用。同时,考虑到稳健性问题,研究又设置了社会保障支出补充变量(SSE1)和人口老龄化补充变量(AGI1),其中前者以超过65岁人口所占比例进行衡量,后者以财政社会保障和医疗支出进行衡量。

为确保模型可靠性,研究中又引入一组控制变量。由于经济增长的基本要素是资本与劳动力,因此引入资本和劳动力相关的变量作为控制变量。鉴于资本由人力资本和物质资本构成,劳动力又以劳动年龄人口为基础,本研究引入的控制变量具体包括:资本形成(CFN),以一定时期内资本资产的净投资进行衡量;产业结构(IND),以工业总产值与GDP之比进行衡量;城镇化率(URB),以城镇人口占总人口的比重进

行衡量;劳动年龄人口(WAP),以社会总人口中处于劳动年龄范围内的人口进行衡量;非物质资本(ICL),以人口的受教育年限进行衡量。

(二)模型构建

本研究构建的模型具体如下所示:

$$GDP_{it} = \alpha + \beta_1 SSE_{it} + \beta_2 ADI_{it} + \beta_3 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表地区, t 代表时间, $Controls$ 代表引入的一系列控制变量, ε_{it} 代表随机扰动项。

为进一步研究社会保障支出在人口老龄化影响经济增长的过程中,究竟是强化还是弱化了这种影响,又在以上模型的基础上引入社会保障支出与人口老龄化的交互项($SSE \times AGI$)。模型如下所示:

$$GDP_{it} = \alpha + \beta_1 SSE_{it} + \beta_2 ADI_{it} + \beta_3 SSE \times AGI_{it} + Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

四、实证结果

(一)全国回归结果分析

表1报告了全国各省(区、市)经济增长受社会保障支出及人口老龄化所产生影响的回归结果。其中,列M1选择混合回归进行估计,列M2选择固定效应回归进行估计,列M3选择随机效应回归进行估计。由表1结果可知,SSE在M1、M2和M3中的系数值均在1%水平显著,AGI在M1、M2和M3中的系数值分别在5%、1%和1%水平显著,交互项 $SSE \times AGI$ 在M1、M2和M3中的系数值均在1%水平显著。以上结果表明,在经济增长过程中,社会保障支出、人口老龄化以及二者的交互项均存在着较为显著的影响。

在列M1、M2以及M3中,SSE和AGI的系数均为负值,意味着排除社会保障支出的影响作用后,人口老龄化对经济增长产生了消极影响。而在列M1、M2以及M3中,交互项 $SSE \times AGI$ 的系数值均为正,意味着在经济增长过程中,社会保障支出和人口老龄化两者发挥了协同的促进作用^[7]。假设H1、H2通过验证。除此以外,该结果还说明,经济发展受到人口老龄化产生的消极影响一定程度上会被社会保障支出缓解。其原因在于社会保障支出促进了人力资本的积累,劳动力因人口老龄化减少给经济发展带来的负向影响一定程度上被抵消了^[8]。具体而言,人力资本存量的增加受到社会保障制度积极作用的影响;社会保障制度对劳动者投资自身及家庭具有激励作用,其收入也因此提高,与之具有关联性的保险待遇会随之提高,整体劳动供给质量也随之提高^[9];劳动者的健康水平受到

社会保障的积极影响,意味着劳动供给质量受到社会保障的积极影响,从而奠定了人力资本存量增加的基础。

研究中引入的控制变量系数值在列 M1、M2 以及 M3 中,除个别为负值,其余均为正值。该结果表明,经济增长明显受到人力资本、物质资本与劳动力投入的积极影响,经济发展水平随着投入的增加而提高。产业结构中的工业占比以及城镇人口与总人口的占比在经济增长过程中有着积极作用;随着两者占比的提高,经济增长的水平越高。

表 1 全国的回归结果

	M1	M2	M3
SSE	-0.304*** (0.005)	-0.230*** (0.002)	-0.138*** (0.007)
SSE×AGI	0.223*** (0.005)	0.213*** (0.000)	0.080*** (0.000)
AGI	-0.471** (0.028)	-0.306*** (0.000)	-0.328*** (0.008)
ICL	1.995*** (0.000)	1.130*** (0.000)	1.532*** (0.000)
CFN	0.355*** (0.000)	0.480*** (0.000)	0.465*** (0.000)
IND	-0.531*** (0.000)	0.381*** (0.000)	0.183*** (0.000)
URB	0.712*** (0.000)	0.284*** (0.000)	0.336*** (0.000)
WAP	2.289*** (0.000)	0.341* (0.070)	0.715*** (0.002)
常数项	-6.110*** (0.000)	0.769 (0.422)	-1.459 (0.117)
样本量	732	732	732
R ²	0.764	0.975	0.975
面板设定F 检验		268.33 (0.000)	
LM 检验			73.72 (0.000)
Hausman 检验			246.17 (0.000)

注:括号里的数据是标准误或检验 p 值;*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。表 2、表 3、表 4 同。

(二)各地区及两个时段的回归结果分析

我国幅员辽阔,各地经济发展与社会保障支出、

人口老龄化程度存在差异,且数据筛选范围为 2002—2021 年,在漫长的 20 年里三者同样存在差异。鉴于此,有必要对我国东、中、西部三个地区和差异较为明显的两个时间段展开回归分析^[20]。其中,我国在 2008 年以后,社会保障制度发展速度显著加快,因此研究中以 2008 年为时间节点。表 2 报告了东部地区、中部地区以及西部地区及两个时段的估计结果^[21]。其中,列 M1、M2 和 M3 分别是东部、中部和西部地区的回归结果,列 M4、M5 分别是以 2008 年为节点前后两个时间段的回归结果。

由表 2 可知,在列 M1、M2 和 M3 中,SSE 系数值分别是 -0.083、-0.473 和 -0.299,均为负值,而且列 M2 和 M3 的系数值都在 1% 水平显著。表明中部地区和西部地区社会保障支出相对于经济增长是明显滞后的。东部地区虽然也存在一定程度的滞后,但与中、西部相比较低,并且不显著,这得益于东部地区经济增长水平较高,其社会保障制度相对完善。不过,西部地区虽然发展较为落后,也会因此获得更多的政策扶持^[22]。在列 M1、M2 和 M3 中,AGI 的系数值也均为负值,且后两者同样均在 1% 水平显著,说明在引入交互项之前,经济增长受到人口老龄化产生的负向作用影响。在该结果中,中部地区和西部地区受到的消极影响比较明显。引入交互项以后,东部地区、中部地区和西部地区的系数值均是正值且分别在 10%、1% 和 1% 水平显著,受到的影响程度由小到大分别是东部地区、西部地区和中部地区^[23]。该结果意味着,社会保障支出对人口老龄化抑制经济增长产生了一定的缓解作用。除此之外,引入的一系列控制变量回归结果表明,东部地区对经济增长影响最大的因素是人力资本;中、西部地区,物质资本则是影响经济增长水平的主要因素。

列 M4 和 M5 是两个时段的回归结果。可知 SSE 和 AGI 的系数均为负值且显著,SSE 和 AGI 的交互项系数值均为正且均在 1% 水平显著。说明在 2009 年以后,排除社会保障支出因素,人口老龄化程度越高,对经济增长的消极作用越明显。而在引入交互项以后,社会保障制度缓解了人口老龄化带来的消极影响,对经济增长产生了较为明显的积极作用^[24]。此外,一系列控制变量的系数值意味着人力资本和城镇人口所占比重是对经济增长促进作用较为明显的因素。

表 2 各地区及两个时段的回归结果

	M1	M2	M3	M4	M5
SSE	-0.083 (0.410)	-0.473*** (0.000)	-0.299*** (0.000)	-0.075* (0.075)	-0.451*** (0.000)
SSE×AGI	0.057* (0.054)	0.344*** (0.000)	0.249*** (0.000)	0.073*** (0.000)	0.317*** (0.000)
AGI	-0.255 (0.332)	-1.179*** (0.000)	-0.480*** (0.000)	-0.199*** (0.007)	-1.114*** (0.000)
ICL	1.860*** (0.000)	1.470*** (0.000)	0.540* (0.093)	0.129 (0.587)	0.551*** (0.004)
CFN	0.480*** (0.000)	0.451*** (0.000)	0.575*** (0.000)	0.350*** (0.000)	0.373*** (0.000)
IND	-0.002 (0.889)	0.465*** (0.000)	0.448*** (0.000)	0.375*** (0.000)	0.398*** (0.000)
URB	0.344*** (0.000)	-0.262** (0.054)	0.331*** (0.000)	0.053*** (0.008)	0.713*** (0.000)
WAP	0.504 (0.278)	0.442 (0.393)	0.627* (0.055)	0.806*** (0.003)	0.785** (0.029)
常数项	-0.778 (0.545)	2.433* (0.060)	0.710 (0.578)	0.415 (0.580)	0.730 (0.576)
R ²	0.972	0.982	0.985	0.958	0.947
样本量	270	210	252	366	366
SEE 总效应	0.062 (显著)	0.223 (显著)	0.152 (显著)	0.126 (显著)	0.193 (显著)
AGI 总效应	0.139 (不显著)	0.129 (显著)	0.245 (显著)	0.120 (显著)	0.159 (显著)

(三)分样本逐步回归分析结果

为进一步探讨提高社会保障支出以及提升人口老龄化在影响经济增长过程中产生的作用,研究选择分样本逐步回归法对其展开检验(见表3)。其中,列M1

为SSE对数小于3的样本数据回归结果,列M2为SSE对数小于4的样本数据回归结果,列M3为SSE对数小于5的样本数据回归结果,列M4为SSE对数小于6的样本数据回归结果,列M5为SSE对数小于7的

表 3 分样本逐步回归结果

	M1	M2	M3	M4	M5
SSE	-0.295 (0.264)	-0.349*** (0.007)	-0.061 (0.426)	-0.094** (0.057)	-0.230*** (0.002)
SSE×AGI	0.231** (0.054)	0.251*** (0.000)	0.066*** (0.000)	0.093*** (0.000)	0.213*** (0.000)
AGI	-0.368* (0.074)	-0.493*** (0.005)	-0.283** (0.030)	-0.330*** (0.003)	-0.306*** (0.000)
ICL	0.774** (0.024)	0.084 (0.626)	-0.061 (0.657)	0.668*** (0.000)	1.130*** (0.000)
CFN	0.524*** (0.000)	0.628*** (0.000)	0.386*** (0.000)	0.502*** (0.000)	0.580*** (0.000)
IND	0.050 (0.529)	0.416*** (0.000)	0.357*** (0.000)	0.383*** (0.000)	0.381*** (0.000)
URB	0.052 (0.517)	0.036 (0.216)	0.228*** (0.000)	0.270*** (0.000)	0.284*** (0.000)

(续表)

	M1	M2	M3	M4	M5
WAP	0.251 (0.816)	0.419 (0.472)	0.360 (0.301)	0.529** (0.057)	0.441* (0.081)
常数项	3.887** (0.022)	3.270** (0.032)	3.474*** (0.002)	0.757 (0.383)	0.769 (0.322)
R ²	0.969	0.959	0.967	0.972	0.975
样本量	103	205	359	583	732
SSE 总效应	0.089 (不显著)	0.085 (显著)	0.143 (不显著)	0.127 (显著)	0.133 (显著)
AGI 总效应	0.037 (显著)	0.067 (显著)	0.136 (显著)	0.140 (显著)	0.187 (显著)

样本数据回归结果。通过该表结果的总体趋势可知,社会保障支出水平越高,对人口老龄化抑制经济增长的缓解作用就越明显。基于此,假设 H3 得以验证。

(四) 内生性讨论

本研究对全国 31 个省(区、市)的数据展开静态面板回归,这种情况下,经济增长有可能出现上一期

对下一期产生影响的问题。鉴于此,为增加结果的有效性和可靠性,研究中把被解释变量滞后一期,构建动态面板模型 M4。具体模型如下:

$$GDP_{it} = \alpha + \beta_0 GDP_{i,t-1} + \beta_1 SSE_{it} + \beta_2 ADI_{it} + \beta_3 SSE \times AGI_{it} + Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

为避免核心解释变量出现内生性问题,选择使用系统 GMM 进行估计。估计结果表明:AR(1)、AR(2)以及 Hansen 检验都证实了选择系统 GMM 进行估计是总体有效的。SSE 和 AGI 的系数值均为负,交互项 SSE × AGI 的系数值则为正。对以上三项变量加以综合,可以发现 SSE 与 AGI 对经济增长总效应均为正值,该结果和前文回归结果基本一致,意味着结果是可靠的。除此以外,对人口老龄化、社会保障支出以及经济增长三个指标分别以老年人口比重、财政社保 + 就业支出以及劳动生产率替代进行回归检验,回归结果如列 M1、M2、M3 所示,最终得到回归结果仍旧稳健,支持人口老龄化对经济增长带来的负向影响由社会保障支出抵消这一结论。表 4 为具体检验结果。

五、结论与建议

本文使用 2002—2021 年全国 31 个省(区、市)的面板数据展开深入探讨。基于对全国整体、分地区以及分时段、分样本逐步回归的实证分析,得出如下结论:第一,在经济增长过程中,社会保障支出和人口老龄化对其有着协同的促进效果。在排除社会保障支出的前提下,人口老龄化会使劳动力供给水平降低,进而对经济增长产生抑制作用,且会产生返贫现象。但是,人力资本的增加会受到社会保障支出的积极影响,劳动力的供给质量也会受到积极影响,最终使经济增长受人口老龄化消极影响的程度得以减弱。第二,东、中、西部三个地区受到社会保障支出与人口老龄化协同影响程度由小到大分别是东部地区、西部地区、中部

表 4 稳健性检验结果

	M1 (ADI1)	M2 (SSE1)	M3 (GDP1)	M4 (GMM)
SSE	-0.080*** (0.008)	-0.045 (0.252)	-0.331*** (0.000)	-0.070* (0.053)
SSE×AGI	0.085*** (0.000)	0.085*** (0.000)	0.153*** (0.000)	0.052*** (0.009)
AGI	-0.360*** (0.000)	-0.441*** (0.000)	-0.554*** (0.000)	-0.185** (0.039)
GDP1				0.433*** (0.000)
ICL	1.130*** (0.000)	0.776*** (0.000)	1.612*** (0.000)	0.151 (0.574)
CFN	0.587*** (0.000)	0.425*** (0.000)	0.627*** (0.000)	0.153*** (0.000)
IND	0.380*** (0.000)	0.265*** (0.000)	0.173*** (0.000)	0.468*** (0.000)
URB	0.284*** (0.000)	0.143*** (0.000)	0.229*** (0.000)	0.084** (0.036)
WAP	0.252 (0.418)	0.327* (0.079)	-1.173*** (0.000)	0.324 (0.479)
常数项	1.478** (0.056)	1.806** (0.022)	5.952*** (0.000)	
R ²	0.975	0.977	0.972	
样本量	732	732	732	608
AR(1)				(0.073)
AR(2)				(0.791)
Hansen 检验				26.88 (0.271)
SSE 总效应	0.137 (显著)	0.184 (不显著)	0.139 (显著)	0.041 (显著)
AGI 总效应	0.138 (显著)	0.253 (显著)	0.143 (显著)	0.032 (显著)

地区。研究中加入一系列控制变量后的估计结果亦说明,东部地区人力资本是影响经济增长水平的主要因素,西部地区物质资本是影响经济增长水平的主要因素。第三,随着社会保障支出的增加,其对人口老龄化抑制经济增长产生的缓解作用越发显著。

基于以上结论,提出对策建议如下:第一,改进社会保障相关支出与国内生产总值稳定提升的有关机制。在对社会保障制度加以改进、完善的同时,对其覆盖的范围进行拓展,以增加劳动力收入水平来提高社会保障待遇,最终达到社会保障支出规模和经济水平相适应的目的。第二,针对我国东、中、西部地区经济发展、人口老龄化以及社会保障支出的差异,针对性地采取政策倾斜,加强对中、西部地区的财政转移支付,以缓解这些地区老龄化严重、劳动力供给水平急剧下降等问题。第三,完善人口政策和退休政策,在改进社会保障制度的基础上强化社会保障支出和人口老龄化对经济增长的协同作用,防止我国经济掉入“福利陷阱”。◆

参考文献:

- [1]CHAROENSUKSIRI K S.A Health-related Quality of Life and Activities of Daily Living of Thai Elderly People in Pathumthani Social Welfare Development Center for Older Persons[J].Journal of Associated Medical Sciences,2017(3):516.
- [2]MAROIS G,BELANGER A,LUTZ W.Population aging, migration,and productivity in Europe[J].Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2020(14):7690-7695.
- [3]YOUNG M M.U.S.Study on Elderly Social Welfare Services [J].International Journal of Gerontological Social Welfare,2011 (24):149-165.
- [4]MEIDUTĖ K I,DUDZEVICIUTĖ G,MAKNICHIENĖ N,et al.The Relation between Aging of Population and Sustainable Development of EU Countries [J].Entrepreneurship and Sustainability Issues,2020(3):2026-2042.
- [5]吕有吉,景鹏,郑伟.人口老龄化、养老保险基金缺口弥补与经济增长[J].金融研究,2021(1):51-70.
- [6]李乐乐,秦强.人口老龄化、社会保障支出与经济发展[J].经济问题探索,2020(5):40-52.
- [7]CYLUS J,WILLIAMS G,NORMAND C,et al.Economic, Fiscal,and Societal Consequences of Population Aging—Looming Catastrophe or Fake News? [J].Croatian Medical Journal,2020 (2):189-192.
- [8]PAROLI R,CONSONNI G,ROSINA A.The Measure of Population Aging in Different Welfare Regimes:A Bayesian Dynamic Modeling Approach[J].European Journal of Population, 2020(2):363-385.
- [9]马桑.省际社会保障财政支出与经济实力非一致性影响因素研究:来自模糊集定性比较分析的解释[J].保险研究,2020 (9):117-127.
- [10]王云多.人口老龄化、公共财政支出偏向与人力资本增长 [J].湖南师范大学社会科学学报,2019(5):79-86.
- [11]石明明,江舟,邱旭容.老龄化如何影响我国家庭消费支出:来自中国综合社会调查的证据[J].经济理论与经济管理, 2019(4):62-79.
- [12]臧旭恒,李晓飞.人口老龄化对居民消费的非线性影响:基于养老保险发展的动态面板异质性门槛效应[J].经济与管理研究,2020(3):21-36+86.
- [13]何冬梅,刘鹏.人口老龄化、制造业转型升级与经济高质量发展:基于中介效应模型[J].经济与管理研究,2020(1):3-20.
- [14]张鸿琴,王拉娣.人口老龄化对家庭住房需求的影响研究:基于离婚率的调节效应分析[J].东岳论丛,2020(12):129-138.
- [15]许光建,许坤,卢倩倩.预期寿命延长促进经济增长了吗:基于全球 121 个经济体的实证分析[J].经济理论与经济管理, 2021(3):97-112.
- [16]梅真.人口老龄化背景下老年人基本养老保险参保行为的影响因素:基于 2015 年 CGSS 数据的实证分析[J].中国老年学杂志,2019(23):5845-5848.
- [17]项凯标,江克花,张大林.社会保障支出、地区差异与积极老龄化[J].华东经济管理,2022(1):9-20.
- [18]程兰芳,邓蔚.人口老龄化对社会保障支出的影响研究 [J].华东经济管理,2022(1):1-8.
- [19]谢雪燕,朱晓阳.人口老龄化、技术创新与经济增长[J].中国软科学,2020(6):42-53+76.
- [20]刘洋,汪奕鹏,陈广汉.基于研发投入视角下人口老龄化的经济增长效应研究[J].经济问题探索,2020(9):43-57.
- [21]贺俊,张钺,唐述毅.人口老龄化、技术进步与经济增长:基于 PSTR 模型的研究[J].中国科学技术大学学报,2020(2): 208-219.
- [22]王福帅.老龄化与养老保险对居民储蓄率的影响[J].技术经济与管理研究,2021(5):81-85.
- [23]李建民,王晶晶.人口老龄化背景下经济增长的国际比较 [J].南开学报(哲学社会科学版),2020(4):65-76.
- [24]瞿凌云.未来人口老龄化趋势及其对潜在经济增速影响的估算[J].上海金融,2021(8):27-36.

数字经济对老年家庭消费模式的影响及机制分析

李希亮¹ 朱 婧²

(1.山东工商学院 数学与信息科学学院,山东 烟台 264005;2.山东工商学院 统计学院,山东 烟台 264005)

摘要:随着我国人口老龄化形势日趋严峻,老年家庭成为数字技术时代不容忽视的消费群体。研究数字经济对老年家庭消费模式的影响机制并充分挖掘其间蕴藏的消费潜力,对构建以国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进的新发展格局有着重要的现实意义。以 2020 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据为样本,运用定基极差熵权法构建省级数字经济综合指标体系,并以其作为核心解释变量进行实证分析,研究发现:数字经济发展有助于提升老年家庭的整体消费支出,且在有效的家庭代际支持和较高文化水平的老年家庭中正向作用更为显著。从作用机制看,家庭可支配收入、家庭预期消费信心、信息技术认可度三种渠道能够间接对老年家庭的消费产生作用。进一步分析表明,数字经济在科技创新水平较高和位于长江经济带内地区的正向效应更显著。老年家庭的消费结构中,食品和交通支出受数字经济的促进作用更明显,总体说明老年家庭的消费模式正在向个性化、多元化方向转变。

关键词:数字经济;老年家庭;消费模式;定基极差熵权法

中图分类号:F126

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0047-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.03.007

一、引言

党的二十大报告指出:“把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,增强国内大循环内生动力和可靠性。”坚持扩大内需,是新时代新征程的重大科学判断和战略部署,从经济发展规律看,大国经济的特征大多是内需为主导、内部可循环。因此,需要不断畅通国内大循环,构建完整的内需体系,发挥超大规模市场优势,释放居民的内需潜力,形成内部强大的消费市场机制。同时,随着数字经济时代的到来,数字平台已形成的海量数据积累、智能分析研判等优势,有待充分统筹工业互联网、消费互联网、人工智能、跨境电商四类平台协同推进,促进数字技术与实体经济深度融合,为经济回升向好注入数字新动能,同时也须不断通过数字技术赋能消费体系,重构消费模式。第 50 次《中国互联网络发展状况统计报告》显示,在消费行为方面,搜索型消费逐渐向推荐型消费

转变,模仿型排浪式消费阶段基本结束,基于算法个性化、多样化的推荐消费逐渐成为主流。

当前我国逐渐迈入老龄化社会,预计到 2035 年,我国 60 岁及以上老年人口的比例将超 30%^[1]。老年人的消费对社会整体的消费水平、消费结构等产生重要影响,老年家庭消费引发的“银发经济”是促进市场消费模式重构、扩大整体内需的重要着力点。所以,本文基于数字经济大背景,对我国当前老年家庭消费模式的影响因素及变化趋势进行探究,对于继续释放居民消费潜力、扩大内需,进而推动经济发展有一定的现实意义。

二、文献综述与研究假设

(一)文献综述

在国家深入实施“十四五”规划和双循环新发展格局之下,数字经济与居民消费模式的关系成为不可忽视的热点问题。当前学术界关于老年家庭消费影响

基金项目:国家自然科学基金项目“非线性随机发展方程回复解及其遍历性研究”(11971273)。

作者简介:李希亮(1978—),男,山东平度人,博士,教授,研究方向为金融随机分析与大数据分析;朱婧(1998—),通信作者,女,山东烟台人,硕士研究生,研究方向为大数据分析。

因素的研究比较丰富。乐昕和彭希哲(2016)^[2]认为老年已成为生命周期中消费水平较高的人生阶段。不少研究表明,影响老年家庭消费的因素从老年个体到老年家庭,包括学历程度、经济水平、社交活动、与子女的代际关系、医疗与养老保障问题等^[3-6],并且不同的老年家庭具有不同的消费特征,存在巨大的差异性。一般而言,老年家庭消费偏向于实用型物品,整体消费倾向较低,以日常基础性支出为主,且随着生命周期的变化,医疗方面的支出会出现一定程度的增加^[7-10]。近年,数字技术水平的发展促进了社会居民消费模式的重构。贺唯唯和侯俊军(2023)^[11]从城市层面,对数字经济的居民消费带动效应进行分析,发现数字经济发展会增加人均消费支出,同时基于城乡不平等视角的扩展研究发现,数字经济发展不仅能显著缩小城乡居民消费差距,而且有利于带动城乡居民消费升级。杨碧云和郭壮哲等(2023)^[12]从城市数字创新要素指数、数字基础设施指数与金融可得性指标三个角度分析,认为数字经济对居民消费升级的促进作用更大。刘洋(2022)^[13]从城乡角度分析居民消费差距的影响因素,结果表明城乡消费差距受城乡收入差距的正向影响。刘婷婷和温雪等(2022)^[14]从农村家庭消费能力方面开展有关数字经济方面的实证分析,显示互联网对家庭消费不仅产生直接动力,也通过影响家庭观念和认知来影响农村家庭的消费。

由于老年群体处于“信息”边缘,且消费能力较低,社会对老年群体的消费信息获取不全,以至于学术界有关数字经济与老年家庭消费的研究较少。随着信息技术的发展,学术界对老年群体消费的关注度越来越高。林辰和冯广圣(2023)^[15]基于 CHARLS 数据,认为互联网的使用可以增加老年人群消费规模,增强养老的代际支持,提升老年人的社会参与感与生活态度。杨柳和孙小芳(2022)^[16]基于 CFPS 数据,分析得出数字经济有利于低龄老人(60—74岁)消费规模的扩大,且对农村老人消费的促进作用更强。高子宁(2023)^[17]从数字普惠金融角度出发,分析在高社会信任环境、高社会支持水平条件下,数字普惠金融能激发老年人的消费潜力,推动老年人医疗型、发展型消费的增加。

基于上述理论与现实背景,本文将进一步研究数字经济对老年家庭消费模式的影响及机制。本文的主要贡献在于:第一,当前关于数字技术发展水平与家庭消费之间关系的研究多集中于数字经济与居民整

体的消费行为或消费升级等方面,较少关注老年家庭群体的消费能力;第二,现有关于数字经济发展水平的测度,多运用熵值法、反熵值法、主成分分析法等,而本文创新地采用定基极差熵权法对数字经济进行测度;第三,已有关于数字经济与老年消费的研究,较少从老年家庭消费模式展开,本文分别从家庭可支配收入、家庭预期消费信心、信息技术认可度三方面入手,对数字经济影响老年家庭消费模式的机制进行深入分析研究;第四,本文从区域位置、科研创新水平以及消费结构三方面进行老年家庭消费模式的异质性分析,丰富数字经济与老年家庭消费模式关系的研究。

(二) 研究假设

1. 数字经济对消费模式的直接效应

经济的增长需要消费的拉动,在双循环新格局下,进一步激发国内居民的消费潜力,加快居民消费模式的重构成为社会各界的关注焦点。随着信息技术、通信技术与社会的融合发展,从数字媒体到数字交易等,整体呈现数字化高速发展的态势。突飞猛进的数字经济不仅为生产、销售提供了新的发展方向,也驱动了社会整体消费模式的优化。线上线下的新零售业态与数字化交易平台的结合,为老年人消费提供了更多渠道,加快了传统消费模式的转变。同时,网络的信息公开化优势,让商品价格更加透明,逐步形成多元化、个性化的消费模式。基于此,提出研究假设:

假设 1:数字经济发展加速老年家庭消费模式的重构。

2. 数字经济对消费模式的间接效应

从生命周期与消费的角度考虑,莫迪里安尼的生命周期假说指出,在效用最大化原则下,理性消费者为了实现生命周期内消费的最佳配置会选择适当安排消费与储蓄的关系。同时,经典的消费储蓄理论也强调收入是影响居民消费决策的最主要因素。王金安(2014)^[17]通过研究 1994—2011 年中国 31 省(区、市)的面板数据,表明可支配收入是影响中国居民消费的最主要因素。此外,数字经济的数字产业化和产业数字化,既能有效提升国内生产链的生产效率,增强产业链的韧性,降低国内经济市场的波动,又能维持各企业的稳定发展,使社会保持充分就业,保障家庭收入的可持续性,从而降低家庭资金的流动性约束。基于此,提出研究假设:

假设 2:数字经济通过提升家庭可支配收入,驱动老年家庭消费模式的转变。

近年来数字经济飞速发展,给经济恢复、发展注入强劲动力,加速社会整体进步。数字化赋能社会各行各业,助力中小企业转型升级,提升区域竞争力,带动经济社会高质量发展,使居民处于安逸富足的生活环境中,对未来持有积极乐观的生活态度,从而激发消费意愿,增加消费可能性。基于此,提出研究假设:

假设 3:数字经济通过增强家庭消费信心,驱动老年家庭消费模式的转变。

数字经济是信息技术加持下形成的新兴经济形态。以电子商务、数字金融、数字技术为主的消费服务形式,都离不开互联网、大数据的基础性支撑。张李义和涂奔(2017)^[18]认为互联网金融各领域对居民家庭消费升级有着显著的促进作用。刘婷婷和温雪等(2022)^[14]实证分析了互联网电商平台可以通过消费释放效应促使消费潜力转化为现实消费。因此,作为消费群体中不可忽视的老年群体,充分接纳、了解、学习相关的互联网知识后,可以极大改善其消费体验,增强消费意愿,激发消费兴趣。基于此,提出研究假设:

假设 4:数字经济通过扩大对信息技术的认可度,驱动老年家庭消费模式的转变。

三、模型设定及数据处理

(一)基准回归模型

本文研究数字经济发展水平对老年家庭消费的影响时,以老年家庭消费为被解释变量,以数字经济发展水平为解释变量,引入户主特征变量、社会中观经济变量、家庭特征变量等作为控制变量。构建的基础模型如下:

$$C_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Deg}_i + \theta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中, C 表示老年家庭消费, Deg 表示数字经济, X 代表控制变量, i 代表家庭, ε_i 为随机扰动项, α_1 用来衡量数字经济对老年家庭消费的影响, θ 用来衡量多个控制变量对老年家庭消费的影响, α_0 为常数项。

(二)中介效应模型

为了进一步验证两者之间的影响机制,引入相关中介变量。本文通过 Stata 软件做中介效应检验,为保障准确性,选择在逐步回归的基础上进行 Bootstrap 检验。设置的中介效应模型为:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Deg}_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$C_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Deg}_i + \gamma_2 M_i + \varphi X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中, M 为中介变量,包括家庭可支配收入、家庭

预期消费信心、信息技术认可度; β_1 用来衡量数字经济对中介变量的影响; γ_1 表示加入中介变量之后的数字经济对老年家庭消费的影响; γ_2 用来衡量中介变量对老年家庭消费的影响。

(三)变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量是老年家庭消费。数据源于 CFPS 数据中包含所有家庭户成员年龄等特征的微观数据,以此分析老年家庭的消费模式。本文借鉴朱勤和魏涛远(2015)^[19]的研究,根据居民年龄将消费模式分解为家庭年平均消费支出、家庭消费分项支出两部分。在变量选取上采取替代性指标,以户主年龄指代家庭成员年龄。

2. 解释变量

本文的核心解释变量是数字经济发展水平。通常增加值核算法和综合指标评价体系法均可测算出数字经济发展水平,但增加值核算难度高,所需数据量庞大,而综合指标评价体系方法相对简单,相关数据更易获取。本文借鉴赵涛和张智等(2020)^[20]的方法,基于省级层面数据的可得性,从互联网普及率、相关业务产出、行业从业人员、移动电话普及率及数字金融发展水平五个角度对数字经济发展水平进行衡量。

构建数字经济发展综合指标评价体系后,再进行相关指标权重的确定及数字经济发展水平的测度。参照谷魁英和孙慧(2022)^[21]、焦帅涛和孙秋碧(2021)^[22]的做法,以 2011 年数据为基期,先通过定基功效系数法将 2011—2020 年的省级面板数据进行标准化处理,再利用定基极差熵权法赋值省级数字经济发展的综合指标权重,见表 1。

3. 中介变量

本文通过选取家庭可支配收入、家庭预期消费信心、信息技术认可度等中介变量,考察数字经济对老年家庭消费模式的作用机制,分别从 2020 年 CFPS 问卷中筛选对应的问题项,进行变量设定及处理。

4. 控制变量

在数字化大背景下,居民家庭消费不仅受宏观数字经济发展水平的影响,在微观层面也较多受到来自个人、家庭、社会等方方面面的影响,因此本文从个人层面、家庭层面、社会层面分别选取 2020 年 CFPS 问卷中对应的问题进行变量设计,主要包含年龄、家庭规模、家庭代际支持、文化程度、婚姻状况、户籍情况、社会养老保障、社会公共设施等。

表 1 数字经济发展综合指标体系

综合指标	一级指标	二级指标	权重占比	单位	指标属性
数字经济发展水平	互联网普及率	互联网宽带接入用户	0.088	万户	+
		每百人互联网用户数	0.043	-	+
	相关业务产出	人均电信业务总量	0.168	-	+
		电信业务总量	0.167	亿元	+
	行业从业人员	信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人员	0.147	万人	+
		城镇单位就业人员	0.068	万人	+
		计算机服务和软件从业人员占比	0.123	-	+
	移动电话普及率	年末常住人口	0.064	万人	+
		移动电话年末用户	0.065	万户	+
		每百人移动电话用户数	0.032	-	+
	数字金融发展水平	数字普惠金融指数	0.036	-	+

(四)数据来源及处理

以 2011—2020 年中国 31 个省(区、市)的面板数据为样本,数据来源于《中国统计年鉴》、各省(区、市)统计年鉴和政府官网、《北京大学数字普惠金融指

数》、人民网舆情数据中心发布的《政务微博影响力报告》等,实证分析部分的数据以 2020 年CFPS 问卷中所对应问题进行样本的数据处理。对个别缺失值,采用直接删除法进行处理,结果见表 2。

表 2 主要变量的定义与描述性统计

变量	变量设计	均值	标准差	最小值	最大值
老年家庭年平均消费支出 C0	过去 12 个月总支出/家庭规模	12374.75	17667.56	0	250000
老年家庭消费支出倾向	食品支出 C1	19547.63	32279.37	0	1200000
	衣着鞋帽支出 C2	2051.13	4131.77	0	70000
	居住支出 C3	9946.09	58048.92	0	1803120
	家庭设备及日用品支出 C4	7384.65	84801.76	0	3801200
	医疗保健支出 C5	6556.65	17634.22	0	360000
	交通通信支出 C6	3768.01	5500.84	0	63600
	文教娱乐支出 C7	3571.28	9437.73	0	106500
	其他消费性支出 C8	1072.87	6464.53	0	203000
数字经济发展水平 Deg	数字经济指标体系	21.18	5.89	12.90	38.54
年龄 X1	年龄	68.19	5.93	60	95
家庭规模 X2	家庭成员人数	3.26	2.10	1	15
家庭代际支持 X3	子女给的钱	2004.88	8817.51	0	200000
文化程度 X4	最高学历	2.82	2	0	10
婚姻状况 X5	丧偶=5,离婚=4,同居=3,再婚(有配偶)=2,未婚=1	2.43	1.05	1	5
户籍情况 X6	农业户口=1;非农业户口=0	0.65	0.48	0	1
社会养老保障 X7	领取离退休或养老金	1.73	1.55	1	5
社会公共设施 X8	公共设施状况	2.33	1.04	1	5
家庭可支配收入 M1	工资性收入+经营性收入+财产性收入+转移性收入	62636.81	114123	0	3098400
家庭预期消费信心 M2	对自己生活的满意程度	4.25	0.86	1	5
信息技术认可度 M3	互联网作为信息渠道的重要程度	2.23	1.56	1	5

四、实证分析

(一)基准回归结果

通过最小二乘法建立基准回归模型,回归结果见表 3。表 3 中的列(1)说明在 5%的显著性水平上核心解释变量的系数显著为正,表明数字经济发展水平对老年家庭消费起着正向驱动作用,验证了假设 1。在列

(2)中,通过加入年龄、家庭规模、家庭代际支持、文化程度、婚姻状况、户籍情况、社会养老保障、社会公共设施等控制变量后,核心解释变量的系数在 1%的显著水平上仍为正,且对应系数值增大,相应显著性水平也明显提高。对于控制变量,家庭规模、家庭代际支持、文化程度、户籍情况等变量系数均在 1%的显著水平

上通过检验,并且家庭规模、户籍情况和社会养老保障系数为负,说明随着家庭规模的扩大,老年家庭消费支出是递减的;户籍情况的系数为负,表明城镇老年家庭消费支出比农村老年家庭消费支出要高;社会养老保障系数为负,表明有离退休金或养老金的老年人的消费支出相对高。控制变量中,家庭代际支持、文化程度通过 1%显著水平检验,并且系数为正,可知存在子女生活支持的老年家庭消费支出相对较高,文化水平相对高的老年家庭在数字经济的社会背景下更容易跟上社会节奏,家庭消费支出相对较高。

表 3 基准回归结果

变量	老年家庭消费支出	老年家庭消费支出
	(1)	(2)
数字经济 Deg	157.39** (2.41)	175.25*** (2.88)
年龄 X1		-65.83 (-1.04)
家庭规模 X2		-1115.39*** (-6.29)
家庭代际支持 X3		0.13*** (3.34)
文化程度 X4		1301.43*** (6.75)
婚姻状况 X5		325.63 (0.94)
户籍情况 X6		-9846.96*** (-12.17)
社会养老保障 X7		-741.53*** (-3.16)
社会公共设施 X8		322.61 (0.94)
常数项	9041.60***	19015.22*** (3.89)
N	2105	2105
R ²	0.00	0.16
adj.R ²	0.00	0.16
Prob>F	0.02	0.00

注:括号中为 t 统计值;**、*** 分别表示通过 5%、1% 的显著性水平检验。

表 3 中,引入控制变量后,核心解释变量的系数相较列(1)提升幅度较小,参照渠慎宁和杨丹辉(2022)^[23]的研究,说明本文所构建的回归方程设定具有较好的稳健性,同时验证了假设 1。

(二)内生性检验

由于模型整体构建过程中可能存在遗漏变量问题,因为样本数据的局限性出现选择性偏差,以及被解释变量与解释变量互为因果等问题,因此采取工具

变量法,通过两阶段最小二乘法,进行内生性处理。

本部分为了解决内生性问题,使用了工具变量估计法,借鉴黄群慧和余泳泽等(2019)^[24]的研究,将 1984 年每百万人邮局的数量与上一年全国信息技术服务收入的交互项,作为数字经济的工具变量。因为 1984 年固定电话刚开始普及,因此选择以 1984 年每百万人邮局的数量表示当地的用户规模,且全国信息技术服务收入与数字经济发展水平密切相关。同时所选用的工具变量不会直接影响老年家庭的消费支出,具有较强的外生性。

本文运用 2SLS 方法进行估计,结果如表 4 所示。在第一阶段回归中,列(1)工具变量与数字经济发展水平的回归系数在 1%的水平上显著正相关,说明所选择的工具变量能够充分解释数字经济发展水平这一核心变量,并且符合理论研究,满足工具变量的相关性假设。在回归估计中 F 值为 148.44,表明不存在弱工具变量问题,并且在第二阶段回归中,数字经济发展水平的系数值在 5%的显著水平下成立,说明本文的内生性不严重,研究结果相对稳健。

表 4 内生性检验结果

变量	第一阶(1)	第二阶(2)
	数字经济发展水平	老年家庭消费支出
工具变量 Z0	-6.24e-07 *** (-12.18)	
数字经济发展水平 Deg		756.76** (2.41)
控制变量	YES	YES
F 值	148.44	
Wald 值		5.82
P 值		0.02
N	2105	2105
R ²	0.01	
adj.R ²	0.01	

注:列(1)括号中为 t 统计值,列(2)括号中为 z 值;**、*** 分别表示通过 5%、1% 的显著性水平检验。

(三)稳健性检验

为进一步验证结论的稳健性,分别进行以下检验:一是替换被解释变量。通过选取《中国统计年鉴》的家庭消费数据,以 2020 年城镇和农村居民消费支出对应原数据中不同户籍所在地的老年家庭消费支出的数据进行替换。二是替换解释变量。选取《中国统计年鉴》中各省(区、市)的每百家企业拥有网站数代替数字经济发展水平。

稳健性检验的回归结果如表 5 所示。可以发现,

(1)中新替换的解释变量和老年家庭消费支出之间的系数在 1%的显著水平下呈现正向相关关系,具有明显的促进作用。(2)替换了被解释变量之后,数字经济发展水平仍然与其有显著的正向关系,说明数字经济发展水平对居民家庭消费支出存在一定的正向效应,表明本文基准结果具有可靠性。

表 5 稳健性检验结果

变量	老年家庭消费支出	居民家庭消费支出
	(1)	(2)
每百家企业拥有网站数	318.69*** (6.45)	
数字经济发展水平		497.94*** (19.59)
控制变量	YES	YES
N	2105	2105
R ²	0.18	0.16
adj.R ²	0.17	0.16

注:括号中为 t 统计值;*** 表示通过 1%的显著性水平检验。

五、机制性分析

由前文相关理论分析可知,数字经济发展水平可以通过家庭可支配收入、家庭预期消费信心以及信息技术认可度三种机制间接影响老年家庭的消费。因此,本文选用 2020 年 CFPS 问卷中“工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入的总和”替代家庭可支配收入,选用“对自己生活的满意程度”作为家庭预期消费信心的衡量指标,以“互联网作为信息渠道的重要程度”作为信息技术认可度的变量解释。

将三种机制变量分别进行中介效应检验,表 6 报告了机制检验结果。表 6 中列(1)、(2)显示了家庭可支配收入的中介效应结果,从结果看,数字经济发展水平和家庭可支配收入对老年家庭的消费在 5%的水平下显著呈现正相关,表明家庭可支配收入对数字经济的发展水平存在部分中介效应。表 6 中列(3)、(4)显示了家庭预期消费信心的中介效应结果,在列(4)中家庭预期消费信心并未通过 5%的显著性检验,进一步通过 Bootstrap 方法进行检验,重复抽样 1000 次,得到的置信区间不包括零,说明引入中介变量家庭预期消费信心的回归模型通过 Bootstrap 检验。表 6 中列(5)、(6)显示了信息技术认可度的中介效应结果,两列结果表明数字经济发展水平和信息技术认可度对老年家庭的消费在 1%的水平下显著呈现相关性,表明信息技术认可度对数字经济发展水平存在部分中介效应。

参考已有文献^[29],仅考虑核心解释变量与中介变量之间的关系,对中介变量与被解释变量之间不做研究。以上机制检验回归结果说明家庭可支配收入、家庭预期消费信心以及信息技术认可度都存在中介效应。数字经济的高速发展,促进了家庭可支配收入、家庭预期消费信心以及信息技术认可度的提升。家庭可支配收入的增加,提升了家庭整体的消费能力和消费可能性,尤其对老年家庭而言,可支配收入的提升有效改善了老年人的消费心理;随着数字经济的迅猛发展,家庭整体对未来社会发展呈现积极态度,不仅可以有效降低家庭的储蓄心理,更能提升家庭改善生活

表 6 影响机制检验结果

变量	家庭可支配收入		家庭预期消费信心		信息技术认可度	
	M1	C0	M2	C0	M3	C0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字经济发展水平 Deg	1625.43*** (4.10)	133.84** (2.22)	-0.01*** (-4.52)	173.21*** (2.83)	-0.03*** (-4.90)	197.56*** (3.23)
家庭可支配收入 M1		0.03*** (7.70)				
家庭预期消费信心 M2				-142.29 (-0.34)		
信息技术认可度 M3						825.79*** (3.43)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Bootstrap 检验置信区间			(41.32, 333.48)			
N	2105	2105	2105	2105	2105	2105
R ²	0.15	0.19	0.06	0.16	0.12	0.17
adj.R ²	0.14	0.18	0.05	0.16	0.12	0.16

注:括号中为 t 统计值;**、*** 分别表示通过 5%、1%的显著性水平检验。

质量的信心,进而增加家庭的整体消费;信息技术认可度的提升是数字经济发展的必然结果,随着互联网技术越来越被重视,可以为老年人的衣食住行等方方面面提供便捷,为老年人生活质量的提升更有效的手段。以上三种机制的检验结果分别验证了假设2、假设3、假设4。

六、异质性分析

(一)消费结构异质性分析

老年家庭的消费结构是消费模式中不可或缺的

部分,因此,为进一步分析影响中存在的异质性,将家庭消费结构细分为八项具体支出。表7的结果显示:食品支出、交通支出均在1%的显著性水平下通过检验,说明在数字经济发展以及共同富裕的社会背景下,老年人更愿意将消费用于食品支出,提升生活质量。同时,交通出行费用的增加反映了老年家庭外出活动支出占比较高,表明数字经济改善了老年家庭消费质量,提升了老年群体的自我满足感,使消费模式逐步向个性化、多元化转变。

表 7 老年家庭分项消费的异质性分析结果

变量	食品支出	衣着支出	居住支出	日用支出	医疗支出	交通支出	娱乐支出	其他支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字经济发展水平 Deg	401.15*** (3.56)	-3.10 (-0.21)	5.84 (0.03)	-33.93 (-0.11)	-67.87 (-1.06)	89.71*** (4.84)	41.05 (1.24)	128.67*** (5.40)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	2105	2105	2105	2105	2105	2105	2105	2105
R ²	0.14	0.10	0.00	0.01	0.07	0.20	0.13	0.04
adj.R ²	0.14	0.10	0.00	0.00	0.07	0.20	0.13	0.04

注:括号中为t统计值;***表示通过1%的显著性水平检验。

(二)区域地理位置和科技创新水平异质性分析

全国范围的数字经济发展水平在区域大环境、省(区、市)地理位置、地区要素分配以及科研创新水平等方面均存在明显差异。本文接下来以长江经济带来划分区域地理位置,参照刘洁和王若雨菡等(2023)^[20]以各省(区、市)R&D排名来确定科研创新水平的高中低层次,从这两个层面对数字经济发展背景下的老年家庭消费进行异质性分析,结果见表8。列(1)、(2)以

区域为划分,明显可以看出,长江经济带内的省(市),数字经济发展水平在5%的显著水平下与消费呈正相关,并显著高于全国整体的正向驱动作用。列(3)、(4)、(5)的结果显示科技创新水平较高的省(区、市)在1%的显著水平下呈现与数字经济发展正相关的趋势,但发展中地区的消费支出显然受到数字经济发展的影响最大,可能由于发展中地区正处于发展上升期,外部性的正向作用更为显著。

表 8 区域位置和科技创新水平的异质性分析结果

变量	长江经济带		科技创新水平		
	非经济带区域	经济带区域	发达地区	发展中地区	欠发达地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字经济发展水平 Deg	92.03 (1.50)	542.80** (2.50)	192.73*** (2.70)	1112.03*** (5.86)	-142.39 (-0.37)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
N	1509	596	800	933	372
R ²	0.12	0.25	0.12	0.26	0.15
adj.R ²	0.12	0.24	0.11	0.25	0.13

注:括号中为t统计值;**、***分别表示通过5%、1%的显著性水平检验。

七、结论与对策建议

数字经济浪潮席卷而来,信息技术正向国民经济迅速渗透,加速社会的高质量发展,也不断促进居民消费思维和消费模式的转变。本文在基准回归和中介效应的模型基础上进行实证分析,结果表明:

第一,数字经济背景下,老年家庭消费支出呈上

升趋势,并且家庭有效的代际支持和整体较高的文化水平可以很好地提升老年家庭的消费水平。

第二,随着数字经济的发展,家庭可支配收入、家庭预期消费信心、信息技术认可度都受到了正向驱动作用,同时这三方面都对老年家庭的消费水平有促进作用。

第三,消费结构方面,数字经济增加了老年家庭的食品及交通支出,说明在已实现全面小康、正奔向共同富裕的中国家庭里,老年人更加注重质量的提升和自身需求的满足。

第四,区域地理位置和科技创新水平方面,数字经济的发展对长江经济带内省(市)的促进作用更显著;对科研创新水平位于中等的省(区、市)的驱动作用更强,说明数字经济对各省(区、市)中发展型企业的未来经营及转型升级更为有利。

基于上述结论,提出如下对策建议:

第一,提升数字经济发展速度,拓宽老年群体消费渠道。数字经济是信息时代的产物,要优先推动各地区科研创新能力的提升,加快要素市场建设,纵向推进数字化赋能社会各行各业,加快完善智慧物流体系,大力发展银发产业,为老年群体提供更便捷的消费服务和更多样的消费产品,不断拓宽老年群体的消费渠道,进一步激发老年群体的消费潜力,促进老年群体消费模式向个性化、多元化转变。

第二,增强代际沟通,提升老年群体消费能力。年轻一代是老年消费群体和多元化市场沟通的有效桥梁,子女应发挥“反哺”作用,在互联网使用、网络消费方面为老年人提供更多支持,积极带动老年群体接受新鲜事物,感受新时代的多样性与便捷性。同时,社会要不断增强对老年群体的关爱,完善基础公共设施和养老体系,给予老年群体完备的社会保障,增强老年群体的消费欲望和消费信心,提升老年群体的消费体验感。

第三,重视网络环境的整治,保障老年群体消费安全。互联网和大数据的普及使市场中的消费信息更加公开,跨时间、跨空间、虚拟性让老年群体很难有效在互联网中把控好自己的财产安全 and 信息安全,因此,政府相关部门和社会各界应加大对网络环境的监督与治理,提高数字平台的安全性,构建安全的网络环境,切实保护老年群体的合法权益,让网络成为老年群体消费的“垫脚石”而非“绊脚石”。◆

参考文献:

- [1]高子宁.数字普惠金融对老年人消费潜力的影响:基于中国家庭追踪调查的实证检验[J].兰州学刊,2023(3):143-160.
- [2]乐昕,彭希哲.老年消费新认识及其公共政策思考[J].复旦学报(社会科学版),2016(2):126-134.
- [3]杨雪,王瑜龙.社交活动对中国新一代老年人口消费的影响:基于 CHARLS 2018 的实证研究[J].人口学刊,2021(2):61-73.

- [4]姚兆余,陈日胜,蒋浩君.家庭类型、代际关系与农村老年人居家养老服务需求[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2018(6):34-42+155-156.
- [5]朱梦琦.子女代际支持对农村老年人医疗服务利用的影响研究:基于 CFPS 的实证分析[J].农村经济与科技,2019(9):221-223.
- [6]于文洁,郑中玉.基于消费构建想象的社区:对某老年保健品消费群体及其行为的研究[J].社会学评论,2018(1):80-92.
- [7]何纪周.我国老年人消费需求和老年消费品市场研究[J].人口学刊,2004(3):49-52.
- [8]王莉莉,邹海峰,杨晓奇.制约我国老年人消费与需求意愿的原因分析与建议[J].中国体育科技,2020(9):66-74.
- [9]杨雪,侯力.我国人口老龄化对经济社会的宏观和微观影响研究[J].人口学刊,2011(4):46-53.
- [10]赵宝华.试论中国老年消费市场及其对策[J].市场与人口分析,1999(6):25-26+54.
- [11]贺唯唯,侯俊军.数字经济发展对居民消费的影响:来自城市面板数据的经验证据[J].改革,2023(5):41-53.
- [12]杨碧云,郭壮哲,易行健,等.数字经济促进居民家庭消费升级的微观效应:基于 CHFS 的经验证据研究[J].经济评论,2023(3):31-47.
- [13]刘洋.数字经济发展对城乡居民消费差距的影响模型构建及分析[J].商业经济研究,2022(23):59-62.
- [14]刘婷婷,温雪,潘明清.数字经济提升农村家庭消费能力:理论机制与实证检验[J].经济问题,2022(7):95-101.
- [15]林辰,冯广圣.人口老龄化背景下互联网使用与老年消费:基于 CHARLS 微观数据库的实证[J].商业经济研究,2023(8):51-54.
- [16]杨柳,孙小芳.数字经济对老年家庭消费的影响及机制[J].消费经济,2022(5):86-96.
- [17]王金安.居民消费影响因素的实证研究[J].福建论坛(人文社会科学版),2014(9):39-43.
- [18]张李义,涂奔.互联网金融发展对中国经济增长影响的实证[J].统计与决策,2017(11):143-147.
- [19]朱勤,魏涛远.中国城乡居民年龄别消费模式量化与分析[J].人口研究,2015(3):3-17.
- [20]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [21]谷魁英,孙慧.中国城市包容性绿色增长指数测度与分析[J].统计与决策,2022(8):100-104.
- [22]焦帅涛,孙秋碧.数字经济发展与消费升级联动的机理及其实证研究[J].工业技术经济,2021(12):84-93.
- [23]渠慎宁,杨丹辉.制造业本地化、技术反噬与经济“逆全球化”[J].中国工业经济,2022(6):42-60.
- [24]黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [25]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [26]刘洁,王若雨菡,陈海波.数字经济新动能对居民消费水平的影响研究[J].价格理论与实践,2023(7):136-139+210.

新发展格局下 城镇居民消费潜力统计测度及评价

管梦妮

(安阳师范学院 数学与统计学院, 河南 安阳 455000)

摘要:选取 2009—2021 年安阳市相关统计数据,构建涵盖消费能力、消费支出、消费环境三个子系统的消费潜力综合评价指标体系,运用信息熵指数对安阳市城镇居民消费潜力进行综合测度,发现消费支出对激发居民消费潜力的作用比较大。从消费结构看,固定资产、基本生活需要及教育重视程度很大程度上决定消费的投入程度;从综合指数测度结果看,居民消费潜力总体呈上升趋势,但在 2019 年和 2020 年有所下降,2021 年回归上升趋势;从子系统测度指数看,消费能力、消费环境指数在 2009—2021 年上升比较明显,消费支出指数相对稳定,子系统指数等级分布存在较大差异。最后,根据实证研究结果,提出加强区域旅游品牌和服务整合、打造全媒体传播矩阵、加快推进新型城镇化建设步伐以及完善多层次社会保障体系的对策建议。

关键词:新发展格局;消费潜力;信息熵指数

中图分类号:F126.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0055-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.03.008

一、引言

经济学中利用支出法核算国内生产总值(GDP)主要包括四项——投资(C)、消费(I)、政府购买(G)和出口(NX),一般而言,投资、消费和出口被称为拉动经济增长的“三驾马车”。近年来,外部环境更具不确定性。外部需求方面,国际经济复苏缓慢、贸易形势日益严峻,出口拉动难以为继;国内需求方面,投资驱动遇到瓶颈。此消彼长之下,消费对经济的拉动作用前所未有地凸显出来。党的二十大报告指出,要“着力扩大内需,增强消费对经济发展的基础性作用”。消费很大程度上影响需求的规模,成为新时期扩大内需的关键所在,关系到经济的可持续增长。

长期以来,我国居民的消费潜力并未得到充分释放,据国家统计局测算,2022 年全年最终消费支出拉动 GDP 增长 1.0 个百分点。纵观近年来安阳市的城镇居民消费数据,居民平均消费倾向大体呈下降趋势,并具小幅波动特征。消费潜力释放不足导致消费总量相对不足、消费倾向下降、消费结构升级缓慢,人民的美

好生活需要一定程度上受到制约。因此,释放居民消费拉动经济增长的潜力,营造居民能消费、敢消费、愿消费的氛围,显得至关重要。

二、文献综述

在影响居民消费潜力的因素研究方面,方福前(2020)^[1]提出从消费率的角度测度我国居民消费潜力,主张不断提高居民可支配收入在国民总收入(GNI)中的占比。Secondi(2021)^[2]通过挖掘意大利居民家庭的消费潜力,认为消费潜力要结合家庭应纳税的数额来界定。高子宁(2023)^[3]基于中国家庭追踪调查数据,探究数字普惠金融对老年人消费潜力的影响。关于居民消费潜力的评价方法,刘松和楼嘉军(2019)^[4]构建休闲消费潜力指标体系对上海市居民消费潜力进行综合评价,认为相对支付能力是影响消费潜力的关键因素。龙少波和张睿(2021)^[5]采用主观赋权法测度居民当期剩余消费潜力,并对消费潜力与消费环境之间的关系展开实证研究。周南南和邵长銮(2022)^[6]基于消费环境、消费预期和消费质量三个维度构建综合评价

基金项目:2023 年度安阳市人民政府招标调研课题“安阳市城镇居民消费潜力统计测度及评价”。

作者简介:管梦妮(1994—),女,河南信阳人,硕士,助教,研究方向为统计理论与方法运用、综合评价。

指标体系,对我国居民消费潜力进行多维测度。张效莉和余颖博(2022)^[7]从居民消费基础、居民消费能力和居民消费环境三个维度出发,构建居民消费潜力测度指标体系,运用基于漂移度的组合测度模型对我国沿海 11 省市消费潜力综合指数进行测度。

梳理文献发现,关于消费潜力的研究多基于全国或省级层面展开,具体研究地市消费潜力的较少;同时,对消费潜力研究维度和指标的选取带有一定的产业特征。本文将研究视角聚焦于地市层面,考虑消费主体的总体视角和消费多维视角,从宏观层面实证测度安阳市城镇居民的消费潜力,以反映地区总体消费能力和消费特点。

三、消费潜力内涵与评价指标体系构建

(一)消费潜力内涵

居民消费潜力指一定时期内居民为了满足需要而进行消费的潜在能力,受市场供给和消费环境的影响,在参考已有文献的基础上,考虑消费能力、消费支出和消费环境三个层面。

消费能力指居民进行消费的支付基础能力,能够反映地区从经济层面对消费支撑的韧性与基础。消费

能力包含支付能力、发展水平 2 个要素层,选取各项收入水平、GDP 总量及人均量作为具体测度指标,该要素层测度地区经济社会发展水平,经济社会发展水平直接影响居民消费水平,而居民消费潜力正是在其支撑下得以实现。

消费支出指居民消费的显性需求,是消费主体对消费客体需求程度的直观体现,反映居民当期消费需求和当期消费潜力水平。消费支出包含支出水平、支出结构 2 个要素层,考虑到消费价格指数、城市住房均价对居民消费水平和消费潜力的抑制作用,将其作为负向指标。支出结构从八大类消费品的占比关系反映消费质量。

消费环境指居民消费面临公共服务的供给情况,其影响消费潜力的外部延伸,能够间接反映居民消费潜力大小,是消费潜力剩余转换为实际消费需求的重要推动。消费环境包含社会环境、生态环境 2 个要素层。

(二)消费潜力评价指标体系构建

构建居民消费潜力综合评价指标体系,包含 3 个一级指标、6 个二级指标、24 个三级指标,综合测度安阳市城镇居民的消费潜力水平。具体见表 1。

表 1 安阳城镇居民消费潜力评价指标体系

目标层	一级指标	二级指标	三级指标	单位	子系统权重	综合权重	
居民消费潜力	消费能力子系统	支付能力	工资性收入	元/人	0.113	0.038	0.339
			经营净收入	元/人	0.081	0.028	
			财产净收入	元/人	0.200	0.068	
			转移净收入	元/人	0.155	0.053	
		发展水平	生产总值	万元	0.091	0.031	
			第二、三产业占比	%	0.082	0.056	
			人均 GDP	元	0.165	0.027	
			人均可支配收入	元	0.113	0.038	
	消费支出子系统	支出水平	人均消费支出	元	0.070	0.034	0.491
			人均社会消费品零售总额	元	0.078	0.038	
			消费价格指数(负)	上年=100	0.054	0.026	
			城市住房均价(负)	元/平方米	0.081	0.040	
		支出结构	食品支出占比(负)	%	0.135	0.066	
			衣着支出占比(负)	%	0.089	0.044	
			居住支出占比(负)	%	0.045	0.022	
			家庭设备用品及服务支出占比	%	0.085	0.042	
			交通通信支出占比(负)	%	0.067	0.033	
			教育文化娱乐服务支出占比	%	0.129	0.063	
			医疗保健支出占比	%	0.090	0.045	
			其他商品和服务支出占比	%	0.077	0.038	
	消费环境子系统	社会环境	城镇化率	%	0.289	0.049	0.170
			人均公共图书馆藏书量	册	0.275	0.046	
			每万人医院床位数	张	0.293	0.051	
		生态环境	建成区绿化覆盖率	%	0.143	0.024	

四、消费潜力统计测度及实证评价

(一)评价方法与数据来源

运用信息熵指数测度安阳市城镇居民消费潜力,具体步骤为:

1. 指标数据标准化处理

为消除评价指标性质和量纲的不一致,使用极差标准化方法对原始数据进行无量纲化处理,正向指标采用公式(1)进行处理,负向指标采用公式(2)进行处理:

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

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

其中,下标 i, j 分别表示年份和指标, X_{ij} 为原始数据, $\max X_{ij}$ 和 $\min X_{ij}$ 分别为指标最大值和最小值, Z_{ij} 为标准化后的指标值。

2. 指标权重确定

权重是用来衡量指标对评价对象的重要程度,权重越大,影响越大。具体计算过程如下:

(1)计算指标的比重:

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

(2)计算指标的信息熵:

$$E_j = -K \sum_{i=1}^m Y_{ij} * \ln Y_{ij} \quad (4)$$

其中, $K=1/\ln m$

(3)计算信息熵的冗余度:

$$D_j = 1 - E_j \quad (5)$$

(4)计算指标权重:

$$W_j = D_j / \sum_{j=1}^n D_j \quad (6)$$

其中, m 为年数, n 为指标数。

3. 综合指数和子系统指数测度

(1)消费潜力综合评价指数:

$$F(L) = \sum_{i=1}^m W_j Z_{ij} \quad (7)$$

(2)消费能力子系统评价指数:

$$F(A) = \sum_{i=1}^m W_a Z_{iaj} \quad (8)$$

(3)消费支出子系统评价指数:

$$F(B) = \sum_{i=1}^m W_b Z_{ibj} \quad (9)$$

(4)消费环境子系统评价指数:

$$F(C) = \sum_{i=1}^m W_c Z_{icj} \quad (10)$$

其中, W_a, W_b, W_c 为子系统内各指标权重; $Z_{iaj}, Z_{ibj}, Z_{icj}$ 为各子系统内第 i 年份第 j 项指标的标准化值。

4. 数据来源

本文数据主要来源于 2010—2022 年《安阳统计年鉴》、安阳市国民经济和社会发展统计公报等,部分缺失数据通过插值法补全,以保证数据的连贯性。数据处理与实证部分运用 R 和 Python 等软件完成。

(二)消费潜力统计测度结果

基于公式(1)—(6),计算得到安阳市城镇居民消费潜力评价指标的权重值,见表 1。可知消费能力、消费支出和消费环境子系统权重大小分别为 0.339、0.491 和 0.170,消费支出是影响消费潜力的重要因素。消费能力层面,财产净收入、转移净收入和人均 GDP 的权重均大于 0.15,对消费潜力的影响较大。消费支出层面,食品支出、教育文化娱乐服务、医疗保健支出占比有较大权重,对消费潜力影响较大,而交通通信、其他商品和服务等支出占比影响较小。消费环境层面,每万人医院床位数和城镇化率有较大权重,表明社会保障和城镇化水平会对居民消费潜力产生重要影响。

基于信息熵指数计算公式(7)—(10),测度得到 2009—2021 年安阳市城镇居民消费潜力综合评价指数结果及各子系统评价指数结果,见表 2。可知居民消费潜力综合评价指数最低值为 2009 年的 0.255,最高值为 2021 年的 0.712,表明安阳市城镇居民消费潜力在样本期内变化明显。

表 2 2009—2021 年安阳市城镇居民消费潜力指数

年份	消费能力	消费支出	消费环境	综合指数
2009	0.019	0.476	0.084	0.255
2010	0.126	0.477	0.120	0.297
2011	0.225	0.474	0.185	0.340
2012	0.274	0.526	0.295	0.401
2013	0.322	0.464	0.367	0.399
2014	0.398	0.551	0.453	0.482
2015	0.353	0.356	0.278	0.342
2016	0.485	0.405	0.575	0.461
2017	0.608	0.487	0.673	0.560
2018	0.723	0.679	0.670	0.693
2019	0.875	0.536	0.723	0.683
2020	0.889	0.322	0.765	0.590
2021	0.915	0.488	0.957	0.712

2009—2021 年,安阳市城镇居民消费潜力总体

呈上升趋势,说明安阳市经济社会发展对消费有促进作用,能够显著改善人民生活质量。2015 年消费潜力较上年出现下降,从原始指标数据分析看,人均 GDP 和转移净收入下降,可能导致居民可支配收入下降;同时,城市住房均价、居住支出占比上升,住房贷款的杠杆作用可能会透支未来收入,对消费产生长期性影响。收入下降一定程度上约束了居民的消费潜力。此外,2019 年和 2020 年居民消费潜力水平呈现下跌趋势,可能是新冠肺炎疫情等外部环境因素对经济产生的影响传导至消费领域,造成消费潜力下降,但是这一影响持续时间较短,2021 年消费潜力重新呈上升态势。

(三)等级划分及演进特征

采用均匀分布函数法,划分消费潜力评价指数等级,对安阳市城镇居民消费潜力的阶段特征进行刻画,见表 3。

表 3 指数等级划分标准

指数区间	指数等级
0.000—0.199	低度水平
0.200—0.399	中低水平
0.400—0.599	中度水平
0.600—0.799	中高水平
0.800—1.000	高度水平

1. 综合系统指数演进特征

由表 2、表 3 可知,2009—2021 年安阳市城镇居民消费潜力综合评价指数总体呈上升态势。具体看,2009—2011 年、2013 年、2015 年处于中低水平,2012 年、2014 年、2016—2017 年、2020 年处于中度水平,2018—2019 年、2021 年上升至中高水平。全国“十二五”规划(2011—2015)强调,把扩大消费需求作为扩大内需的战略重点,进一步释放城乡居民消费潜力。我国“十三五”规划指出,以消费环境改善释放消费潜力,不断增强消费拉动经济的基础作用,挖掘农村消费潜力,着力扩大居民消费。

可以认为,消费潜力的提升是国家战略的缩影和印证。2014 年和 2018 年是安阳市城镇居民消费潜力提高的节点。从原始指标数据看,人均可支配收入名义增长率在 2014 年达到 9.35%,教育文化娱乐服务支出增加,表明居民的消费支付能力提高,消费潜力进一步显现。2018 年,人均 GDP 突破 4 万元,工资性收入和财产净收入增幅较大,医疗保健支出增加。多重因素综合作用推动安阳市城镇居民消费潜力等级提升至更高水平。

2. 子系统指数演进特征及比较

由表 2 可知,2009—2021 年安阳市城镇居民消费能力指数变化范围为[0.019,0.915],消费支出指数变化范围为[0.322,0.679],消费环境指数变化范围为[0.084,0.957]。可以看出,消费能力指数、消费环境指数上升幅度较大,消费支出指数变动幅度相对较小。2019 年、2020 年消费支出指数有所下降,从外部环境看,可能是新冠疫情导致整体经济环境低迷;从指标原始数据看,主要是这一时期居民消费总量和结构分量均相对较少,教育文化娱乐服务支出、医疗保健支出、其他商品和服务支出所占比重较上年均有所下降。

根据消费潜力评价指数等级划分标准,可以得到 2009—2021 年安阳市城镇居民消费潜力子系统评价指数等级情况,见表 4。

表 4 安阳市城镇居民消费潜力子系统指数等级所在年份

指数等级	消费能力	消费支出	消费环境
低度水平	2009—2010	—	2009—2011
中低水平	2011—2015	2015、2020	2012—2013、 2015
中度水平	2016	2009—2014、 2016—2017、 2019、2021	2014、2016
中高水平	2017—2018	2018	2017—2020
高度水平	2019—2021	—	2021

由表 4 可知,2009—2021 年安阳城镇居民消费能力指数在 5 个等级水平上大致呈对称分布;消费支出指数等级近乎全部位于中度水平;消费环境指数在 2014—2021 年长期处于中度及以上水平,2015 年该指数等级有所下滑,降至中低水平。

五、结论及对策建议

(一)结论

通过上述实证分析,本文得出如下主要结论:

第一,消费支出是影响安阳市城镇居民消费潜力的关键因素。从消费结构看,居民的固定资产、基本生活需要以及教育重视程度很大程度上决定着消费的投入程度,居民消费存在明显的预防动机,属于谨慎性消费行为。消费潜力易受内外部环境及突发事件的影响,居民对未来预期的不确定性会导致消费市场低迷。

第二,从综合测度结果看,2009—2021 年安阳市城镇居民消费潜力总体呈波动上升趋势,体现了安阳经济社会的持续发展对人民生活及消费质量的促进,综合评价指数的提升也是国家战略的缩影和印证。城

镇居民的消费一定程度上受到城市住房均价、居住支出成本增加的约束和限制,房地产市场的杠杆效应对消费产生了挤出效应,较高的债务负担对消费意愿和能力产生压力。

第三,从子系统测度结果看,安阳市居民的消费能力指数和消费环境指数均呈上升趋势,且变化幅度较大,消费支出指数变动相对较小。从消费潜力等级看,消费能力指数和消费环境指数在5个等级水平上均有分布,消费支出指数主要集中在中低、中度和中高水平。

第四,综合系统评价指数与消费支出子系统评价指数在2019年、2020年出现下跌,可能是受到新冠疫情等因素的影响,经济增速有所放缓,居民主动增加预防动机的货币需求,通过削减开支、降低消费、增加储蓄等措施防范风险,造成消费潜力下降。这一影响持续时间较短,2021年消费潜力重新呈上升态势。

(二)对策建议

居民消费在扩大内需、促进区域经济高质量增长等方面具有重要意义,能为经济发展注入持久动力。充分释放居民消费潜力,一方面需要居民有能力消费、有意愿消费,另一方面需要依靠政府主动作为,提升居民消费需求。根据实证研究结论,结合安阳市情,对提升安阳市城镇居民消费潜力提出如下对策建议:

第一,加强区域旅游品牌和服务整合,建设新型文旅消费集聚区。一是以保护为前提,充分挖掘安阳市特色旅游文化,如甲骨文、殷墟、高陵和红旗渠等。强化智慧景区建设,打造数字消费业态,提高旅游服务质量。鼓励多种形式实施门票减免政策,诸如背诵诗歌免门票等反响较好的措施,提升旅游景点知名度,吸引消费者旅游打卡,带动周边住宿、餐饮等行业的消费。二是加大对音乐节、艺术节、演唱会、购物节、民俗节、特色市集、嘉年华等活动的政策支持力度,筹办更多诸如“星空集市”“航空音乐节”等大型文娱、体育、会展活动,促进居民消费。

第二,打造全媒体传播矩阵,强化市场监管。“互联网+”时代,网络信息传播较快,在活动筹划到成功举办的过程中,要进一步加强与官方媒体、抖音、快手、哔哩哔哩、微博等平台的合作,同步开设专题、专栏等,通过线上将产业产品优势、质量品牌优势和市场竞争优势推介给消费者,增强线上活动的消费转化能

力。同时强化监管,优化网络消费环境,严厉打击违法违规行。

第三,加快推进新型城镇化建设,扩大消费需求增量和增速。新型城镇化是数量和质量统一的城镇化,是数字化转型中的城镇化,新型城镇化建设将创造大量的新消费需求,释放巨大的消费潜力。一是继续扩张城镇面积,降低落户门槛,吸引人口流动到本地区,增加人口与户口基数。二是发展相应产业作为支撑,促进地区就业,稳住并不断增大居民钱袋子。积极推进托育、养老、餐饮、零售、快递等多功能社区生活服务业态建设,打造“一刻钟”便民生活圈,提高居民消费便利度。

第四,完善多层次社会保障体系,解决居民消费的后顾之忧。一是完善教育、医疗、居住等社会保障管理体系。推动各级教育高水平、高质量普及,提升义务教育巩固水平,实现基本公共教育服务均等化;完善大病救助体系,鼓励社会力量和慈善组织参与,加大和商业保险机构的合作力度,推出高性价比的补充保险制度;做好保交楼工作,扩大保障性租赁住房供给,着力解决困难群体的住房问题。二是出台配套措施鼓励生育,如免费产检、奶粉补贴、父母产假工资补贴、幼儿上学补贴等,挖掘新的消费增长点,在保持人口平稳增长的同时为消费释放添砖加瓦。◆

参考文献:

- [1]方福前.从消费率看中国消费潜力与实现路径[J].经济学家,2020(8):27-38.
- [2]SECONDI L. Estimating Household Consumption Expenditure at Local Level In Italy: The Potential of the Cokriging Spatial Predictor[J]. Social Indicators Research, 2021(2): 651-674.
- [3]高子宁.数字普惠金融对老年人消费潜力的影响:基于中国家庭追踪调查的实证检验[J].兰州学刊,2023(3):143-160.
- [4]刘松,楼嘉军.上海市城镇居民休闲消费潜力测度及评价[J].城市问题,2019(4):88-95.
- [5]龙少波,张睿.消费环境改善对居民消费潜力的影响研究:基于当期剩余消费潜力的视角[J].统计与信息论坛,2021(1):79-89.
- [6]周南南,邵长奎.我国居民消费潜力多维测度及时空演进探究[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2022(6):73-78.
- [7]张效莉,余颖博.我国居民消费潜力测度及其影响因素研究:基于对上海、天津等11个省市数据的实证分析[J].价格理论与实践,2022(3):77-80+204.

科技创新对共同富裕的影响：基于“做大”与“分好”蛋糕的实证分析

韩灵梅 付禹隆 薛柯柯

(河南科技大学 商学院, 河南 洛阳 471000)

摘要:利用 2014—2021 年中国 31 个省(区、市)的面板数据,从理论分析与实证检验两个维度系统剖析科技创新对共同富裕“一体两面”之“做大”与“分好”蛋糕的内在影响及联系。研究发现:科技创新对“做大”与“分好”蛋糕均呈现显著促进作用,并且对“做大”蛋糕的影响效应边际递增,对“分好”蛋糕的促进效应呈现递减趋势;“做大”与“分好”蛋糕互相促进科技创新对另一方的影响,从区域异质性看,科技创新更利于东部地区“做大”蛋糕、西部地区“分好”蛋糕;产业结构升级不仅对共同富裕产生积极影响,而且在科技创新促进共同富裕的过程中发挥显著的中介效应。

关键词:科技创新;共同富裕;共同度;富裕度

中图分类号:F832.2;F812.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0060-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.03.009

一、引言

(一)研究背景

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,可解构为作为生产力要素的资本、资源和代表财富的物品数量的更高质量的“富裕”(“做大”蛋糕),以及体现包括生产资料所有制形式和产品分配方式的生产关系的“共同”(“分好”蛋糕)。所谓“国之称富者,在乎丰民”蕴含的强国富民思想彰显了“实现全体人民共同富裕”的要义。我国追寻的共同富裕应是在中国特色社会主义制度的保障下,实现“共同”和“富裕”的有机统一,是基于消除两极分化和贫困的全面发展和协调发展^[1]。其中,“富裕”表征生活丰裕程度,是经济高度发展,人民物质、文化生活水平和质量全面提高的集中表现;“共同”涉及“缩小差距、公平、共享”,而非平均主义。

解析共同富裕的实现机理,科技创新因自身对经济社会的引领性、扩散性和渗透性等特征必然嵌套于共同富裕实现进程的全局视野之下,加速共同富裕的实现。近年来,根据 WIPO 公布的全球创新指数(GII)排

名,中国的创新指数排名呈稳步上升态势,2022 年位居全球 132 个经济体的第 11 位,为全球创新领先国家。研究发现,创新发展与经济增长为显著的正相关关系,表明我国创新投入已转化为更多更高质量的经济产出。因此,在新发展阶段,如何充分发挥中国科技创新优势,实现共同富裕“一体两面”的“做大”与“分好”蛋糕的有机统一,是我国能否顺利实现现代化的关键。

(二)文献综述

目前国内外学者对科技创新与共同富裕的关系进行了探索性研究。李婷(2017)^[2]认为科技创新能够促进经济增长,缩小地区发展差距,有助于实现共同富裕。倪鹏飞和 Marco 等(2020)^[3]基于 1007 个城市的经济竞争力数据,实证研究发现导致城市经济竞争力异化的关键因素是科技创新。王晓盛(2022)^[4]认为科技创新可以带来更多高质量就业,促进经济高质量发展,提高生产效率,进而提高生产力水平。蒋永穆和亢勇杰(2022)^[5]认为新一轮科技革命和产业变革具有覆盖面广、渗透性强的特点,拓宽了发展成果共享的渠道,缩小了城乡之间的发展差距,进而促进“分好”蛋糕。郑

基金项目:河南省哲学社会科学规划项目“科技创新赋能农民农村共同富裕的作用机制及长效策略研究”(2023BJJ026)。

作者简介:韩灵梅(1978—),女,甘肃会宁人,硕士,副教授,研究方向为农村数字科技经济;付禹隆(1998—),男,重庆梁平人,硕士研究生,研究方向为区域经济发展;薛柯柯(2000—),女,河南安阳人,硕士研究生,研究方向为产业经济。

秋红(2022)^[6]认为科技创新“赋能”数字普惠金融,能够有效缩小群体之间收入差距,促进财富合理分配。

相反,部分学者也提出,科技创新会带来一定的负面影响,尤其是在“分好”蛋糕方面。李政和杨思莹(2018)^[7]发现科技创新对东中西部地区的城乡收入差距扩大效应呈现依次递增态势。陈曦(2022)^[8]指出因地区、行业 and 人群的发展基础不同以及对新技术和新资源的获取能力不同,在享受创新红利方面存在梯度极差,“科技鸿沟”已成为科技创新推进全体共同富裕面临的新考验。俞彤晖和肖延玉(2022)^[9]研究发现中西部地区科技创新效率加剧城乡收入差距的程度始终大于东部地区。由此可见,科技创新在促进“蛋糕做大”的同时会因为信息不对称和“科技鸿沟”等风险,导致收入差距扩大、贫富差距扩大,进而偏离共同富裕目标。

(三)本文创新之处

已有研究为本文奠定了较为坚实的研究基础,但目前已有研究多围绕科技创新对共同富裕的理论作用机制和整体效应等方面,而在科技创新对共同富裕二重性的全面辩证关系方面鲜有文献进行探讨研究。本文不仅从理论层面对科技创新如何影响共同富裕进行解析,而且通过计量经济学模型研究科技创新对共同富裕“一体两面”的影响。同时,本文进一步利用2014—2021年中国31个省(区、市)的面板数据,通过实证分析对研究假说提出的科技创新对“做大”与“分好”蛋糕的机理作用逐一验证,进而阐释科技创新影响共同富裕的路径机制,为相关研究提供新的参考思路。

二、理论分析与研究假设

(一)科技创新对共同富裕的直接影响

首先,经济增长理论表明,科技创新产生的新技术具有极强的通用性、渗透性和协同性特征,可以提升生产函数中技术进步(A)的产出贡献,促进劳动生产率提高,进而促使全要素生产率(TFP)提升,是破解经济增长瓶颈的核心动力。其次,科技创新是一个对原有经济结构不断突破并持续优化的过程,既可以拉动经济增长,还能够促进经济更好发展,对“做大蛋糕”发挥举足轻重的作用。一是科技创新通过引入新技术和新工艺,提高生产效率,使得经济体能够在更短的时间内创造更多的物质财富,从而为社会成员提供更大的经济蛋糕。二是科技创新带动新产业的发展,特别是在高技术领域,为劳动者提供更多高收入的就业机会,有助于提高中低收入群体的收入水平,

促进收入分配的公平性。三是科技创新能够促进区域经济的均衡发展,通过技术转移和知识共享,帮助落后地区提升产业水平,缩小与发达地区的差距。此外,科技创新在教育、医疗、环保等公共服务领域的应用,提高了服务效率和质量,使更多人享受到优质公共服务,增强了社会的包容性和公平性。同时,科技创新可以通过产业结构升级改善资源环境,从而驱动经济高质量发展,达到可持续发展的目的^[10]。

基于上述分析,提出假设:

H1:科技创新可以推动“做大”与“分好”蛋糕。

(二)科技创新对共同富裕的间接影响

产业结构升级是促进经济增长、缩小收入差距,实现共同富裕的重要抓手。一方面,科技创新必然促进产业结构升级,支撑产业高质量发展。科技创新是推动产业结构升级的关键动力,它通过提高生产效率、降低成本、提升产品质量,以及催生新兴产业和促进传统产业的转型升级,显著增强了产业的核心竞争力。使社会积累更多财富,促进“做大”蛋糕。技术创新是产业结构优化升级的根本动力,它通过促进生产技术水平提升,提高全要素生产率和产品附加值,有利于促进产业结构向更高级形态转型升级,产业数字化、生产智能化提升了生产效率,创造了更多产业附加值^[11],进而提高社会富裕水平,即有助于“做大”蛋糕。而且,科技创新使产业分工更精细、生产要素结构更合理、生产效率更高,驱动传统产业转型升级,改善产业结构。科技创新还助力产业结构的优化,支持绿色可持续发展,为经济发展注入新的活力。通过实施创新驱动发展战略,科技创新不仅推动了新兴产业的发展,还促进了传统产业的技术改造,实现产业结构的高端化、智能化和绿色化转型,从而为经济的持续健康发展提供坚实支撑。产业结构的调整引致城市内土地、劳动力等生产要素价格上涨,促使劳动密集型产业向成本较低的农村地区转移,为农村人口创造更多就业和增收机会,从而抑制城乡居民收入差距的扩大^[12]。

基于上述分析,提出假设:

H2:科技创新可以通过产业结构升级推动“做大”与“分好”蛋糕。

(三)科技创新对共同富裕的非线性效应

科技创新对共同富裕的非线性效应特征主要体现在两个方面。一是由于科技创新成果具有集聚效应和马太效应,即在科技创新成果转化过程中,发达地区对相对落后地区会形成虹吸效应,甚至产生“逆向补贴”的负面效应。二是随着技术不断发展成熟,边际

成本、边际报酬递增几乎为零等特征逐渐显现,影响共同富裕的实现。基于此,科技创新能够提高劳动生产率从而“做大”蛋糕,但由于马太效应,发达地区与欠发达地区的分化趋势可能会加剧,造成社会矛盾迭出,即科技创新促进“做大”蛋糕会受到人们有没有公平享受到经济发展的福利以及社会贫富差距的影响;同时,科技创新能够促进“分好”蛋糕的先决条件是有“蛋糕”可供分配,也就是说科技创新对共同度的影响作用受制于富裕、发达程度。

基于以上分析,提出假设:

H3:科技创新影响共同富裕存在显著的非线性特征。

H4:科技创新对富裕度的影响效应受共同度的

影响。

H5:科技创新对共同度的影响效应受富裕度的影响。

三、科技创新对共同富裕“一体两面”影响的研究设计

(一)变量测度与说明

1. 被解释变量

在共同富裕测度方面,本文主要参考陈宗胜和杨希雷(2023)^[13]的研究成果,以富裕度和共同度为一级指标,构建共同富裕评价指标体系。指标体系包含9个二级指标和20个三级指标,如表1所示,采用熵值法确定权重计算得到省级层面的富裕度和共同度指数。

表1 共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标性质
富裕度 CP ¹	物质财富发展	财产性收入比例	%	正向指标
		居民人均可支配收入水平	元	正向指标
		第三产业增加值占比	%	正向指标
	精神文明建设	平均受教育年限	年	正向指标
		人均教育文化娱乐消费支出占比	%	正向指标
		人均拥有公共图书馆藏量	册/人	正向指标
	生态环境保护	污水处理率	%	正向指标
		人均公园绿地面积	平方米/人	正向指标
	医疗健康	每万人拥有卫生技术人员数	人	正向指标
	公共服务	每万人拥有公共交通工具	台	正向指标
	社会保障	社会保障和就业支出占比	%	正向指标
		失业率	%	负向指标
共同度 CP ²	城乡差距	城乡居民收入泰尔指数	/	负向指标
		城乡居民消费泰尔指数	/	负向指标
		城乡居民医疗消费支出泰尔指数	/	负向指标
		城乡居民恩格尔系数差距	/	负向指标
	区域差异	人均财政收入差异值	/	负向指标
		各地区人均GDP差异值	/	负向指标
	人群差距	城镇职工医疗保险基金支出占GDP比重	%	正向指标
		城镇职工养老保险基金支出占GDP比重	%	正向指标

2. 核心解释变量

采用全国各省(区、市)的综合科技创新水平指数衡量各地区科技创新发展。该指数包含科技创新环境、科技活动投入、科技活动产出、高新技术产业化和科技促进经济社会发展5个层面,对全国及31个省(区、市)的科技创新水平进行测度评价。

3. 控制变量

本文以消费价格指数(cpi)、生活垃圾无害化处理率(gr)、对外开放度(lnop)、政府支出比(gov)作为控制变量。消费价格指数(cpi)反映一定时期内价格水平的变动情况。生活垃圾无害化处理率(gr)指无害化处理

的城市市区生活垃圾数量占市区生活垃圾产生总量的百分比,本文以垃圾清运量代替,反映生活环境。对外开放度(lnop)采用进出口总额的对数来衡量,反映贸易程度。政府支出比(gov)是政府支出占当年GDP比重,反映财政水平。

4. 中介变量

(1)产业结构高级化水平(is)。本文以各省(区、市)当年第三产业增加值与第二产业增加值之比进行衡量。

(2)产业结构合理化水平(ir)。产业结构合理化反映国民经济各部门的协调发展程度,本文参考干春晖

和郑若谷等(2011)^[14]的做法,采用泰尔指数衡量产业结构合理化水平。

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

其中,Y和L代表产值和就业,i代表产业。ir越接近0表明产业结构合理化程度越高,即当前产业结构越接近于均衡状态,反之则说明当前产出结构和就业结构偏离度越大,产业结构合理化程度越低。

(二)模型构建

为更好估计面板数据,构建基准模型如下:

$$CP_{it} = \alpha_1 TI_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中,被解释变量 CP_{it} 表示第i个省(区、市)第t期的共同富裕指数, TI_{it} 表示第i个省(区、市)第t期的科技创新情况, X_{it} 为其他控制变量, λ_i 为时间虚拟变量, u_i 为不随时间变化的个体固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

进一步构建分位数回归模型(2)获得解释变量对响应变量分位数的变化趋势的影响:

$$CP_{it(\tau)} = \beta_{1(\tau)} TI_{it} + \beta_{2(\tau)} X_{it} + \lambda_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\tau(0 < \tau < 1)$ 表示分布的不同分位点,分别为0.10、0.25、0.50、0.75、0.85; $\beta_{i(\tau)}$ 表示在不同分位点,解释变量对共同富裕指数的边际影响。

由于科技创新可能产生对GDP的乘数效应影响和马太效应影响^[15],为探究科技创新对富裕度、共同度二者的影响是否存在突变效应,即可能存在的非线性效应,构建门槛回归模型(3)如下:

$$CP_{it} = \gamma_1 TI_{it} * I(TI_{it} \leq \theta_1) + \gamma_2 TI_{it} * I(\theta_1 < TI_{it} \leq \theta_2) + \dots$$

$$+ \gamma_{(n+1)} TI_{it} * I(\theta_n < TI_{it}) + \delta_1 X_{it} + \lambda_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中, θ_n 为第n个门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数。另外,考虑到共同度和富裕度分别是可能影响科技创新对另一被解释变量的解释程度的因素,因此通过变换门槛变量,分别构建检验模型(4)和模型(5):

$$CP_{it}^1 = \gamma_1 TI_{it} * I(CP_{it}^2 \leq \theta_1) + \gamma_2 TI_{it} * I(\theta_1 < CP_{it}^2 \leq \theta_2) + \dots$$

$$+ \gamma_{(n+1)} TI_{it} * I(\theta_n < CP_{it}^2) + \delta_1 X_{it} + \lambda_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$CP_{it}^2 = \gamma_1 TI_{it} * I(CP_{it}^1 \leq \theta_1) + \gamma_2 TI_{it} * I(\theta_1 < CP_{it}^1 \leq \theta_2) + \dots$$

$$+ \gamma_{(n+1)} TI_{it} * I(\theta_n < CP_{it}^1) + \delta_1 X_{it} + \lambda_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

为验证科技创新对富裕度和共同度的影响机制,即通过产业结构调整间接影响共同富裕。本文通过中介效应模型对此假设进行检验分析,构建模型(6)和模型(7)如下:

$$med_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 TI_{it} + \varphi_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

$$CP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 TI_{it} + \gamma_2 med_{it} + \gamma_3 X_{it} + \pi_{it} \quad (7)$$

其中, med_{it} 为中介变量。

(三)数据来源说明

本文数据主要来源为历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国区域科技创新评价报告》《全国科技经费投入统计公报》等。

四、实证分析

(一)基准模型回归

根据Hausman检验结果,p值为0.00,强烈拒绝原假设,因此本文选取固定效应模型。通过最小二乘法(OLS)和固定效应模型(FE)分别对科技创新指数与富

表2 基准回归结果

变量	富裕度 CP^1				共同度 CP^2			
	OLS		FE		OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TI	0.315*** (3.624)	0.438*** (3.889)	0.605*** (12.496)	0.445*** (6.431)	0.145*** (4.492)	0.213*** (4.547)	0.379*** (10.414)	0.218*** (5.012)
cpi		0.004 (1.446)		0.004** (2.373)		0.002 (1.097)		0.003** (2.115)
gr		0.126** (2.605)		0.154*** (2.920)		0.085* (1.771)		0.169*** (5.553)
lnop		-0.003 (-0.478)		0.019 (1.478)		-0.006 (-1.332)		0.017* (1.782)
gov		0.128** (2.380)		0.067 (0.859)		0.024 (0.787)		0.057 (0.992)
Constant	0.006 (0.120)	-0.594** (-2.178)	-0.162*** (-5.781)	-0.791*** (-4.522)	0.051** (2.739)	-0.228 (-1.148)	-0.084*** (-4.004)	-0.576*** (-4.139)
N	248	248	248	248	248	248	248	248
R-squared	0.447	0.590	0.498	0.627	0.336	0.430	0.402	0.673
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。表 3、表 4、表 5、表 6、表 7 同。

裕度(CP¹)和共同度(CP²)之间的关系进行检验,采用聚类稳健标准误解决可能存在的异方差影响和同一地区不同时期之间的扰动项一般存在自相关的问题,回归结果见表2。

由表2可以看出,固定效应回归比混合回归对模型的解释程度更高。科技创新对富裕度和共同度的参数拟合值在1%水平下显著,OLS和FE均显示科技创新指数显著对富裕度和共同度产生正面效应,说明科

技创新程度不仅有利于富裕度的发展,也有利于共同度的提高。

(二)分位数回归

为了更好地反映科技创新的系数分布全貌,描述极值区域特征和降低极端值影响,全面反映科技创新发展对富裕度和共同度的影响趋势,采用分位数回归方法进行研究,回归结果见表3。

表3 分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	25%	50%	75%	85%
TI-CP ¹	0.262 (5.170)	0.578** (0.259)	0.490** (0.201)	0.435*** (0.120)	0.654*** (0.115)
TI-CP ²	0.352** (0.165)	0.330** (0.150)	0.400 (0.275)	0.224*** (0.059)	0.206*** (0.061)
其他控制变量	是	是	是	是	是
N	248	248	248	248	248
Number of CITY	31	31	31	31	31

从科技创新水平对富裕度的影响看,在富裕度极低时,科技创新水平的提升影响作用不显著,随着富裕度提升,拟合系数均通过1%显著性水平检验。整体看,科技创新的拟合系数呈先降后升趋势,在富裕度中低程度或较高程度的省份中,科技创新水平对其促进作用更强。究其原因,对于欠发达地区,科技创新成果能极大促进当地产业升级,经济效应相比于中等水平省份更为明显。而富裕度水平较高的省份在信息通信基础设施、信息和通信技术获取率等方面占据优势,更容易发展科技创新,优先得到科技成果的应用转化和产业化,从而促进区域内经济的高质量发展。

从科技创新水平对共同度的影响看,随着共同度提高,科技创新的影响放缓,拟合系数整体上呈递减趋势,即科技创新发展对共同度更低省份的影响高于共同度较高的省份。这是因为对于共同度较低、差距较大的省份来说,科技创新带来新技术的应用推广更能对当地居民的社会福利和差距进行良好改善。对共同度高、差距较小的省份来说,科技创新需要发展到更高水平才可能在缩小差距上表现出显著的正向促进效应。

(三)稳健性检验

分别对其滞后一期的数据进行回归检验,回归结果见表4。当采用滞后一期数据回归后,其拟合系数仍在1%水平上显著,呈现出对共同度和富裕度的促进作用。

利用面板工具变量法对可能产生的内生性问题

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	L.CP ¹	L.CP ²	CP ¹	CP ²
TI	0.437*** (0.073)	0.267*** (0.060)		
L Ti			0.419*** (0.089)	0.187*** (0.059)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.977*** (0.181)	-0.640*** (0.122)	-0.931*** (0.156)	-0.647*** (0.144)
N	217	217	217	217
R-squared	0.667	0.635	0.634	0.657
Number of CITY	31	31	31	31

而导致估计不准确的问题进行检验。依照工具变量法相关性和排他性要求,选取老龄化抚养比(age)和自然灾害指标(nd)作为工具变量。随着社会进步和知识领域的扩展,年龄结构老化意味着更多老龄人口认知和学习能力的下降,阻碍新思想的产生,政府对老龄人口的社会保障支出增加,会减少科技支出占比,影响其科技创新能力,即老龄化抚养比满足相关性要求;同时老龄化抚养比是社会人口的结构比重,随人口出生、成长、死亡变动,即满足排他性要求。自然灾害的发生可能会使人员、生活环境等遭受损害,直接影响科技创新的发展,使政府支出往这方面倾斜从而减少科技创新投入,即自然灾害指标满足相关性要求;另外,自然灾害的发生不是人为能控制的,经济发展与否在一定时期内并不对其产生影响,属于外生变量,即满足排他性要求。

如表 5 所示,工具变量均能通过识别不足检验,弱工具变量 CDW 检验和过度识别检验,为有效工具变量。在第二阶段中可以看出对 CP¹ 和 CP² 的拟合系数在 1%水平上显著,依旧对富裕度和共同度起促进作用。

可以看到在进行内生性处理和采用滞后项回归时,均表明科技创新指数对富裕度和共同度的促进作用是显著的,即科技创新水平提高能促进共同富裕的核心结论是稳健的。

表 5 内生性处理结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Stage1	Stage2	Stage1	Stage2
	TI	CP ¹	TI	CP ²
TI		1.140*** (0.148)		0.570*** (0.086)
nd	-0.062*** (0.022)		-0.062** (0.022)	
age	0.005*** (0.001)		0.005*** (0.001)	
Anderson canon. corr.LM statistic	42.789 (0.000)			
Cragg-Donald Wald F statistic	25.912			
	10%	15%	20%	25%
	19.930	11.590	8.750	7.250
Sargan statistic	0.016 (0.899)		0.053 (0.819)	
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
N		248		248
R-squared		0.293		0.523
Number of CITY		31		31

(四)非线性效应分析

根据 Hansen 自举法检验原理,采用门槛回归模型研究科技创新对富裕度和共同度的影响是否存在非

线性效应。回归结果见表 6,当分别以共同度和富裕度作为门槛变量时均存在双门槛效应,表明随着共同度和富裕度的逐渐提高,作为各自门槛变量的提高将会显著作用科技创新对富裕度与共同度的影响程度。

表 6 门槛效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	CP ¹		CP ²	
门槛变量	TI	CP2	TI	CP1
0.TI	3.089*** (0.584)	0.434*** (0.042)	-0.074 (0.057)	0.098*** (0.035)
1.TI	0.398*** (0.044)	0.476*** (0.041)	0.129*** (0.033)	0.120*** (0.032)
2.TI	0.451*** (0.045)	0.526*** (0.043)	0.182*** (0.029)	0.137*** (0.031)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
单一门槛(P)	0.333	0.000***	0.177	0.113*
双门槛(P)	0.287	0.007***	0.083*	0.083*
门槛数	无门槛	双门槛	无门槛	双门槛
θ ₁	0.329	0.164	0.312	0.138
θ ₂	0.831	0.202	0.411	0.171
Constant	-0.823*** (0.173)	-0.787*** (0.166)	-0.511*** (0.113)	-0.341*** (0.119)
N	248	248	248	248
R-squared	0.680	0.707	0.721	0.723
Number of CITY	31	31	31	31

整体看,随着科技创新水平发展,富裕度与共同度不断提高,当富裕度越过门槛值之后,科技创新对共同度影响的边际效应也逐步提升。同样,共同度的提高对科技创新对富裕度的影响有积极作用。

(五)机制效应分析

基于前文的已有分析,选择产业结构高级化、产业结构合理化作为中介变量,以探究科技创新对共同富裕的间接效应。由表 7 可知,产业结构升级对科技创

表 7 中介效应检验结果

变量	产业结构高级化(is)	富裕度(CP ¹)	共同度(CP ²)	产业结构合理化(ir)	富裕度(CP ¹)	共同度(CP ²)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TI	0.366*** (0.053)	0.453*** (0.033)	0.420*** (0.044)	-0.575*** (0.039)	0.553*** (0.049)	0.354*** (0.055)
is		0.588*** (0.032)	0.435*** (0.045)			
ir					-0.201*** (0.059)	-0.392*** (0.059)
Constant	0.429* (0.259)	-0.169 (0.132)	1.260*** (0.228)	3.823*** (0.160)	0.854*** (0.304)	2.944*** (0.342)
Sobel z-value		6.466*** (0.033)	5.604*** (0.028)		3.505*** (0.033)	6.362*** (0.035)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	248	248	248	248	248	248

新与共同富裕指标的拟合系数均通过 1% 的显著性水平检验,且 Sobel 检验中 p 值均小于 0.01,说明科技创新能够通过产业结构的高级化和合理化以达到促进共同富裕“蛋糕”做大和分好的间接效应。表 7 中列(1)至列(6)为产业结构高级化、合理化的检验结果。其中,产业结构高级化对“做大”与“分好”蛋糕带来的间接效应在总效应中的比重分别为 32.2% 和 27.5%;而产业结构合理化带来的间接效应占比分别为 17.3% 和 38.9%。说明科技创新对共同富裕的机制效应是通过产业结构高级化影响“做大”蛋糕,通过产业结构合理化影响“分好”蛋糕。

五、结论与建议

(一) 结论

本文研究了科技创新对共同富裕“一体两面”的“做大”与“分好”蛋糕的影响,结果显示科技创新对“做大”与“分好”蛋糕均有显著促进作用,且科技创新对“做大”蛋糕的影响效应呈现两头大、中间小的 U 形特征,对“分好”蛋糕的促进效应呈递减趋势;“做大”与“分好”蛋糕互相促进科技创新对另一方的影响,即随着富裕度跨过门槛值,科技创新对共同度的影响会相应提高,反之亦然;在机制方面,数字经济通过影响产业结构调整,间接促进富裕度和共同度提高,产业结构高级化和产业结构合理化是科技创新发挥影响的有力工具。

(二) 建议

1. 提高科技创新能力,发挥核心带动作用

重视人才在科技创新中的作用,培育本土优秀人才,加大对高等教育的支持力度,加快重点领域急需紧缺人才培养,更好发挥人才在科创中的主导作用。推动创新资源向企业倾斜,鼓励企业建立激励制度,提高科研人员科技创新动力,引导企业参与区域科技创新规划体系建设。强化高等院校与企业之间的合作共享,持续发挥产学研优势,使校企合作更紧密。

2. 促进地区内部协调发展

要使科技创新成为促进公平与效率渐趋均衡并推动共同富裕实现的载体,就不能厚此薄彼,不可重“发展”轻“共同”。一是各省(区、市)要重视科技创新对全要素生产率的作用机制,统筹配置科技创新资源,重视基础研究,提高全区域科技创新水平,巩固提升物质基础。二是要重视科技创新的普惠性、包容性,依靠点状突破实现先进技术纵向链式创新和横向面式覆盖^[6],针对不同群体的特征与需求,以场景为牵引、应用为导向推进实现高质量发展成果全体人民共

享,努力“分好”蛋糕。

3. 加速产业结构优化升级,深化区域合作

通过产业结构调整,进一步发挥科技创新效能,提升地区共同富裕水平。大力发展高新技术产业,通过科技创新引导传统产业改造升级,淘汰落后产能,增加绿色低碳产业比重,发挥新能源优势。通过产业转移、技术转移、人才转移等方式开展区域合作,促进中西部地区吸纳并利用符合自身资源禀赋和产业结构优化的新技术。◆

参考文献:

- [1] 黄国华. 全民共同富裕的理论依据、指标体系及推进路径研究[J]. 阿坝师范学院学报, 2023(1): 11-16.
- [2] 李婷. 科技创新促进经济发展互动框架研究[J]. 合作经济与科技, 2017(11): 4-7.
- [3] 倪鹏飞, MARCO K, 李博, 等. Technological Innovation: A Primary Driver to Promote Global Urban Common Prosperity: An Analysis of Factors Influencing the Competitiveness of 1007 Cities around the World[J]. China Economist, 2020(3): 28-48.
- [4] 王晓盛. 论科技创新是助推民族复兴的战略支撑[J]. 华东科技, 2022(12): 121-123.
- [5] 蒋永穆, 亢勇杰. 数字经济促进共同富裕: 内在机理、风险研判与实践要求[J]. 经济纵横, 2022(5): 21-30+135.
- [6] 郑秋红. 科技创新促进共同富裕的内在逻辑和实现路径研究[J]. 价值工程, 2022(28): 27-29.
- [7] 李政, 杨思莹. 科技创新的城乡二元收入结构效应及其传导机制[J]. 经济问题探索, 2018(1): 23-29+154.
- [8] 陈曦. 以科技创新推进全体人民共同富裕的理论机理和现实路径[J]. 经济纵横, 2022(11): 8-14.
- [9] 俞彤晖, 肖延玉. 互联网发展、科技创新效率与城乡收入差距[J]. 甘肃理论学刊, 2022(6): 108-118+2.
- [10] 陈劲, 阳镇, 张月遥. 共同富裕视野下的中国科技创新: 逻辑转向与范式创新[J]. 改革, 2022(1): 1-15.
- [11] 李英杰, 韩平. 数字经济发展对我国产业结构优化升级的影响: 基于省级面板数据的实证分析[J]. 商业经济研究, 2021(6): 183-188.
- [12] 杨晶, 邓大松, 申云. 产业结构升级、财政支农与城乡居民收入差距[J]. 经济问题探索, 2018(7): 130-137.
- [13] 陈宗胜, 杨希雷. 构建共同富裕指标体系的原则与思路[J]. 国家治理, 2023(1): 18-23.
- [14] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011(5): 4-16+31.
- [15] 张杰, 陈容. 我国科技创新对经济增长的支撑效应和途径研究[J]. 学术论坛, 2022(3): 36-47.
- [16] 蓝庆新, 童家琛. 共同富裕目标下的公平与效率[J]. 长安大学学报(社会科学版), 2022(1): 16-23.

基于自适应 Fourier 分解和机器学习的投资者信心指数预测研究

王晋勋 何 杨

(广东外语外贸大学 数学与统计学院, 广东 广州 510006)

摘要:通过 AFD 去噪分解选取的相关变量,结合门控循环单元(GRU)神经网络模型提出一种基于自适应 Fourier 分解(AFD)和机器学习的投资者信心指数预测方法——AFD-GRU 预测模型,同时采用多个基准模型进行对比分析。研究表明:对于月度投资者信心指数数据,AFD 方法结合机器学习模型预测结果更优;针对结构复杂的非线性多变量数据,AFD-GRU 预测模型有更好的泛化能力,其预测精度优于其他基准模型。实证结果显示,AFD-GRU 模型能够有效预测投资者信心指数的变化趋势,预测精度高且波动性较小,具有一定的实用价值。这一方法有望在金融、统计等领域得到广泛应用。

关键词:投资者信心指数;自适应 Fourier 分解;机器学习

中图分类号:C813

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)03-0067-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.03.010

一、引言

投资者信心指数是描述投资者对未来市场走势感到乐观或悲观的测量指标。这个指数测量投资者心态,其强度和方向都能影响市场上的资产价格和交易量。研究投资者信心指数对理解市场发生的变化以及大规模投资者行为的根源非常重要。通过分析投资者信心指数,有助于了解投资者对未来市场的看法,这些看法可能反映经济和政治环境的变化,进而影响资本市场。

银行、证券交易所、财经媒体、独立咨询公司和经济学家都关注投资者信心。不同行业、不同地区、不同类型的投资者信心指数存在显著差异,因此需要在特定背景下进行研究分析。

国内外均有学者对投资者信心进行了测度研究。如 Shiller(2000)^[1]通过调查问卷的结果制定投资者信心指标,Meier(2018)^[2]采用过度自信模型研究了更简单的衡量投资者总体信心的方法。王黎明和杨楠等(2008)^[3]讨论了上海市投资者信心指数的设计框架和编制过程,此举具有良好的社会效应。陈玮光和柯惠新等(2014)^[4]通过月度网络自填问卷方式进行投资者信心指数调查。

随着信息技术的不断发展和互联网的普及,投资

者越来越依赖信息和数据进行投资决策。投资者信心指数则是反映投资者对市场及其前景的情绪和信心的重要指标,对于投资者、政策制定者和经济学家都具有重要的参考价值。因此,如何准确预测投资者信心指数成为人们关注的焦点问题。

目前,针对投资者信心指数预测问题的研究主要集中于统计模型法、归纳推断法以及计量模型等。Wang 和 Marinova 等(2020)^[5]通过对地震灾区上市公司的分析,发现地理距离和时间距离都是灾后影响投资者信心的因素。Hammond 和 Opoku 等(2022)^[6]通过偏最小二乘结构方程模型分析,得出公司报告和治理直接影响投资者信心的结论。秦海林和高轶玮(2020)^[7]通过中介效应检验,发现去杠杆政策对投资者信心有负面作用。吕心阳和张伟(2021)^[8]利用小波分析探讨了国际地缘政治风险与中国投资者信心之间的联系。但将机器学习技术运用到投资者信心指数预测的研究并不多见。

自适应 Fourier 分解(Adaptive Fourier Decomposition, AFD)算法是一种新兴的信号处理技术,由 Qian(2010)^[9]等学者引入,它是 Fourier 级数的改进,适合对各种时间序列分析和去噪。比起经典的 Fourier 分析和小波分析,AFD 能更好地处理非平稳信号和瞬变信号,并且具

基金项目:国家自然科学基金青年项目“超复解析核函数及其在自适应 Fourier 分解中的应用”(11701105)。

作者简介:王晋勋(1986—),男,广东韶关人,博士,教授,研究方向为逼近论和机器学习;何杨(1991—),男,安徽安庆人,硕士研究生,研究方向为经济统计和机器学习。

有很好的自适应性。AFD 理论已被从单位圆盘的情形推广到各种不同的空间(Qian, 2022)^[10],并已被应用于各类工程问题。如 AFD 可用于系统辨识(Wang 和 Qian 等, 2020)^[11]和图像加密(Wu 和 Zhang 等, 2021)^[12],也可用于心电身份识别(Tan 和 Zhang 等, 2021)^[13]。王赛飞和方勇等(2018)^[14]利用 AFD 提高了无线信道时频表示的准确性,降低了信道的重构误差。王金海和王玉柱等(2021)^[15]利用 AFD 方法发现重构信号的峰值信噪比经验模态分解的方法更高。而将 AFD 理论应用于经济金融问题,国内外尚未有学者涉足。

本文首先用 AFD 方法分解所选的 4 个相关变量,其中 3 个变量是网络搜索数据,具有较强的时效性、便利性和对投资者行为的敏感性等特征。随后结合门控循环单元(GRU)神经网络构建了 AFD-GRU 预测模型,并将其应用于我国月度投资者信心指数的预测研究。同时考虑误差反向传播(BP)神经网络、支持向量机回归(SVR)、随机森林回归(RFR)和线性回归(LR)等模型,构建 AFD-BP、AFD-SVR、AFD-RFR、AFD-LR 等模型。通过对比分析,验证了基于 AFD 的机器学习模型在投资者信心指数预测中的优越性。

本文的创新之处主要有如下两点:

第一,本文在特征选取上选用了网络搜索数据,不仅增加了信息量,而且由于网络搜索数据具有较强的时效性、便利性和对投资者行为的敏感性等特征,为提升预测模型性能提供了数据支持。

第二,本文将 AFD 去噪这一信号处理领域的方法

应用到金融市场中,引入传统机器学习模型,进而构建 AFD-GRU、AFD-BP、AFD-SVR、AFD-RFR、AFD-LR 等预测模型,实现了不同领域技术方法的交叉融合,验证了基于 AFD 的机器学习模型在投资者信心指数预测中的优越性。

二、数据来源和预测模型

(一)原始数据的获取

以中国投资者信心指数为被预测变量,数据来源源于中经网数据库。选取 2011 年 1 月至 2023 年 3 月的月度数据,缺失值采用线性插值法填充。由于投资者常常通过互联网获取当前经济状态信息、商品消费情况及物价走势,从而调整自己的投资决策预期,即投资者信心的相应特征可以由互联网关键词搜索指数很好地体现出来,因此以互联网关键词搜索指数为预测变量,数据来源于百度指数。选取 2011 年 1 月 1 日至 2023 年 3 月 31 日的日度趋势数据,加总成每月日平均的月度数据。

通过以下 3 个步骤筛选出最终所需的互联网搜索关键词。

1. 关键词库的建立

根据投资者信心指数合成原则,参考相关文献并收集百度推荐词,然后剔除百度搜索指数网未收录的关键词,从金融环境、宏观经济、商品消费、家庭经济与就业情况 5 个方面选取与投资者信心相关的 47 个基准关键词构建关键词库,见表 1。

表 1 关键词列表

金融环境	银行、基金、股票、金融市场
宏观经济	GDP、存款利率、人民币汇率、国民经济、通货膨胀、税收、进出口、货币供给、美元、宏观调控、国际贸易、储蓄、消费、央行加息、降息、货币政策、经济增长、汇率
商品消费	粮食价格、房价、装修材料价格、汽车、汽油价格、冰箱价格、智能电视价格、洗衣机价格、空调价格、教育投资、旅游景点、医疗器械、养老、房租
家庭经济	年龄、家庭经济状况、存款、社保、生活质量、年薪、月薪
就业情况	就业率、失业率、经济形势、兼职

2. 关键词的进一步筛选

由于部分模型预测效果受互联网搜索关键词数据中噪声的影响,所以需要采用统计方法进一步筛选出具有良好预测能力的关键词。

熵值法是一种基于信息熵的多属性决策方法,通过熵值法可以对各种不确定性因素进行有效的量化分析,从而为决策提供科学依据。在决策研究中,熵值法被广泛应用于对问题的权重确定、方案评价和排序等方面。

利用熵值法计算各个预测变量的权重。为了判别变量之间的相关程度,计算各个预测变量与被预测变量之间的皮尔逊相关系数(本文采用前一期预测变量预测下一期被预测变量的模式),并求出各相关系数在所有相关系数之和中的占比。最后通过加总预测变量权重和相关系数占比得出综合得分以进行筛选,选取分数排名前 8 位具有潜在预测能力的预测变量,分析结果见表 2。

表 2 预测变量的综合得分情况

预测变量 (前一期)	权重 (W)	相关系数 (R)	相关系数占比 (R*)	综合得分 (W+R*)
投资者信心指数	0.0098	0.6729	0.0904	0.1002
空调价格	0.0435	-0.3958	0.0532	0.0967
冰箱价格	0.0314	-0.4243	0.0570	0.0884
降息	0.0610	0.1683	0.0226	0.0836
进出口	0.0478	0.1873	0.0252	0.0729
洗衣机价格	0.0295	-0.2591	0.0348	0.0643
股票	0.0530	-0.0639	0.0086	0.0616
旅游景点	0.0289	-0.2427	0.0326	0.0612

3. 最终预测变量的确定

由于模型预测中不同关键词的贡献不一样,为了甄选出更优的预测变量,将传统回归方程与夏普利值分解法相结合,计算各个回归变量对被预测变量拟合程度差异的贡献,最终从潜在预测变量中获取排名前 4 位预测性能较优的预测变量作为最终预测变量,分

表 3 预测变量对被预测变量(当期投资者信心指数)的贡献

预测变量(前一期)	贡献值	贡献率(%)
投资者信心指数 *	0.3027	57.8861
冰箱价格 *	0.0705	13.4755
空调价格 *	0.0514	9.8308
进出口 *	0.0254	4.8482
洗衣机价格	0.0248	4.7369
旅游景点	0.0239	4.5679
降息	0.0166	3.1825
股票	0.0077	1.4722

注:加 * 关键词表示最终预测变量。

表 4 各指标的描述性统计

指标	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
空调价格	147	604.8362	546.2121	121.3871	2688.4667
进出口	147	344.4422	255.5110	201.7143	2911.6786
冰箱价格	147	262.9304	147.7689	99.8710	799.0645
投资者信心指数	147	55.6782	6.4913	41.3000	71.2000

(三)数据预处理

1. AFD 方法

作为信号处理的新方法,AFD 方法继承了 Fourier 变换的优点,并拥有 Fourier 变换所不具有的自适应性。它能快速地提取信号特征,从而达到快速去噪的效果。AFD 在许多应用领域已展现出独特的优势。

设 $f(e^{it})$ 为定义在 $[0, 2\pi]$ 上的能量有限的实值信号(任一时间段上的信号都可以通过对自变量作伸缩或平移变换使其分布在 $[0, 2\pi]$ 上),令:

$$F(z) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \frac{f(e^{it})}{1 - e^{-it}z} dt \quad (1)$$

析结果见表 3。

(二)模型数据集构造和数据描述性统计

1. 模型数据集构造

由前文可以看出,投资者通过网络对“冰箱价格”“空调价格”“进出口”等关键词进行搜索,反映了投资者对物价的关注。投资者常根据搜索到的信息对其投资结构的决策做出相应调整,投资者信心及投资预期势必会受到这些投资行为的影响。投资者信心指数还会受到前期投资者信心指数的影响。

综上分析,被预测变量为“投资者信心指数(当期)”,最终预测变量包括“投资者信心指数(前一期)”“冰箱价格(前一期)”“空调价格(前一期)”“进出口(前一期)”。实验数据集设为 $[y_{t-1}, x_{1,t-1}, x_{2,t-1}, x_{3,t-1}; y_t]$,模型输入集设为 $[y_{t-1}, x_{1,t-1}, x_{2,t-1}, x_{3,t-1}]$,模型标签设为 y_t ,样本容量为 146 个。

2. 数据描述性统计

本文所选指标的时间跨度为 2011 年 1 月至 2023 年 3 月,核心变量投资者信心指数的序列趋势见图 1,各指标定义及描述性统计见表 4。

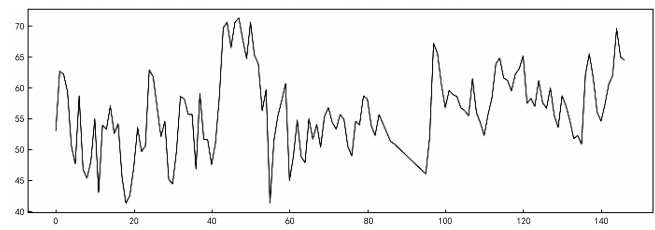


图 1 2011 年 1 月至 2023 年 3 月月度投资者信心指数趋势图

$$C = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} f(e^{it}) dt \quad (2)$$

则 $F(z)$ 为单位圆盘上的复值 Hardy 函数,且对几乎处处的 $t \in [0, 2\pi]$ 有:

$$f(e^{it}) = 2\text{Re} \left(\lim_{z \rightarrow e^{it}} F(z) \right) - C \quad (3)$$

这里记号“Re”表示取实部。函数 F 的带参 Fourier 分解为:

$$F(z) = \sum_{n=1}^{\infty} C_n B_{\{a_1, \dots, a_n\}}(z) \quad (4)$$

其中:

$$B_{[a_1, \dots, a_n]}(z) = \frac{\sqrt{1 - |a_n|^2}}{z - a_n} \prod_{k=1}^n \frac{z - a_k}{1 - \overline{a_k} z} \quad (5)$$

$$C_n = \langle F, B_{[a_1, \dots, a_n]} \rangle = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} f(e^{it}) \overline{B_{[a_1, \dots, a_n]}(e^{it})} dt \quad (6)$$

实际操作中, C_n 可通过分解的余项和再生核的性质算出, 从而省去了计算积分的麻烦。根据 AFD 算法, 参数 a_n 通过式(7)的极大选择原理相继选出:

$$a_n = \operatorname{argmax}_{a \in D} \{ |\langle F, B_{[a_1, \dots, a_{n-1}, a]} \rangle|^2 \} \quad (7)$$

其中, D 表示单位圆盘。根据实际情况, 算到第 n 步(本文取 $n=30$), 我们便得到 F 的近似自适应分解式:

$$F(z) \approx \sum_{k=1}^n C_k B_{[a_1, \dots, a_k]}(z) \quad (8)$$

将上式代入(3)式中便得到原始信号 f 的自适应分解。

将模型输入集的各个变量进行 AFD 处理, 其分解结果如图 2 至图 5 所示。

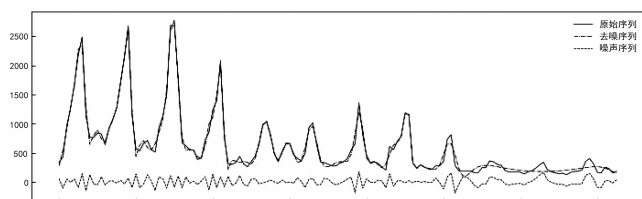


图2 “空调价格”的 AFD 图解

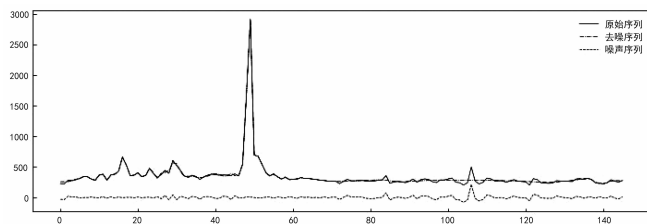


图3 “进出口”的 AFD 图解

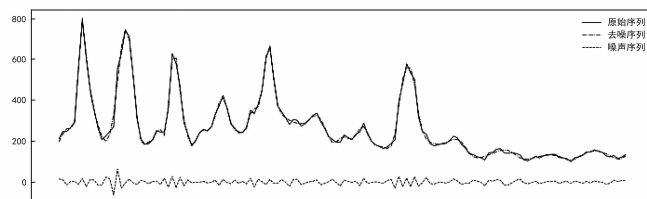


图4 “冰箱价格”的 AFD 图解

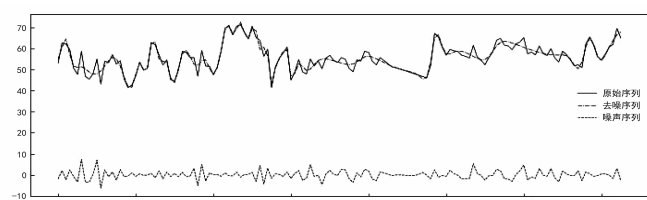


图5 “投资者信心指数”的 AFD 图解

可以看到, 各指标在原有的总体趋势上呈现不同的波动变化, 而经 AFD 去噪后, 变得较为平缓, 体现出一种总体趋势。接下来对去噪后的各变量数据分别构建 AFD-GRU、AFD-BP、AFD-SVR、AFD-RFR、AFD-LR 等模型, 并与去噪前构建的 GRU、BP、SVR、RFR、LR 等模型进行比较。

表 5 是去噪前后的各预测变量与被预测变量的皮尔逊相关系数, 可以看出, 去噪后的各预测变量与被预测变量的相关系数均大于去噪前的相关系数。

表 5 相应序列中预测变量 ($x_{1,t-1}, x_{2,t-1}, x_{3,t-1}, y_{t-1}$) 与被预测变量 (y_t) 的相关系数

序列分类	空调价格 ($x_{1,t-1}$)	进出口 ($x_{2,t-1}$)	冰箱价格 ($x_{3,t-1}$)	投资者信心指数 (y_{t-1})
原始序列	-0.3958	0.1873	-0.4243	0.6729
去噪序列	-0.4327	0.1938	-0.4506	0.8170
噪声序列	0.0553	0.1847	0.2372	-0.4337

2. 数据归一化和标准化

为了使训练过程迅速收敛, 以及使标签值在模型可能输出值的范围内, 对 GRU 和 BP 模型使用最值归一化方法进行数据归一化处理, 对 RFR 模型使用均值方差归一化处理, 其公式分别为:

$$Z = \frac{X - X_{\min}}{X_{\max} - X_{\min}} \quad (9)$$

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \quad (10)$$

其中, X 为原始数据, $X_{\min}$ 和 $X_{\max}$ 分别为 X 的最小值和最大值, μ 和 σ 分别为 X 的均值和标准差。

(四) 模型构建、最优参数的确定及模型评价

先对各原始数据序列用 AFD 方法分解为去噪序列和噪声序列, 然后用 GRU、BP、SVR、RFR 和 LR 等模型分别对去噪序列和噪声序列进行预测, 最后将去噪序列预测值与噪声序列预测值的和作为最终预测值, 表达式为:

$$\hat{Z} = \hat{Y} + \hat{U} \quad (11)$$

其中, $\hat{Z}$ 是最终预测值, $\hat{Y}$ 是去噪序列的预测值, $\hat{U}$ 是噪声序列的预测值。

通过验证确定所选模型的参数或超参数, 对于 GRU、BP、SVR 和 RFR 模型, 将原始数据按 8:2 的比例分为训练集和测试集。其中, GRU 模型采用样本数据的前 80% 作为训练集, 后 20% 作为测试集; BP 模型、SVR 模型和 RFR 模型都使用随机抽样法, 随机抽取样本的 80% 作为训练集, 剩余的 20% 作为测试集。通过调试, 各模型最终的超参数设置见表 6。

表 6 各模型主要超参数设置

超参数	GRU	超参数	BP	超参数	SVR	超参数	RFR
GRU 层数	1	隐含层数	1	核函数	linear	决策树数	100
隐含层数	1	隐含层节点数	15	惩罚系数	1.25	随机特征	gini
隐含层节点数	15	学习率	0.01	最高次幂	3	最大深度	None
学习率	0.01	优化器	Adam	核函数独立项	0	子结点最小训练样本数	1
优化器	Adam	损失函数	MSE	学习率	0.1	结点最小训练样本数	2
损失函数	MSE	训练周期	1000	训练周期	无限制	训练周期	1000
训练周期	1000	—	—	训练精度	10 ⁻³	—	—

最后,采用均方根误差(RMSE)、平均绝对误差(MAE)和平均绝对百分比误差(MAPE)等指标对各模型的预测精度和稳定性进行评价。

三、实证研究

本文利用前一期的真实值预测下一期,通过建立不同的预测模型得到不同的预测结果。表 7 给出 AFD-GRU、AFD-BP、AFD-SVR、AFD-RFR、AFD-LR、GRU、BP、SVR、RFR 和 LR10 种模型对测试集进行投资者信心指数预测后的 RMSE、MAE 和 MAPE。

通过计算,各变量经过 AFD 去噪处理后,GRU、BP、SVR、RFR 和 LR 模型预测的 RMSE 分别降低了

17.49%、15.44%、27.48%、8.62%和 14.82%。可以看出,在这些机器学习模型中,各变量经过 AFD 去噪处理后,SVR 模型预测性能的提升最显著,其次是GRU 和 BP 模型,最后是 LR 和 RFR 模型。

图 6 至图 10 为各模型测试集的真实值和预测值的拟合图。由于 AFD 能迅速去噪,结合 AFD 的机器学习模型具有更强的泛化能力,预测表现也更为稳健。

综合看,对于我国月度投资者信心指数的预测,GRU 模型在单纯的机器学习模型中具有较好的性能。在各种机器学习模型中,各变量经过 AFD 去噪处理后的预测性能均得以显著提升,其中 AFD-GRU 模型的

表 7 多模型预测效果对比

普通模型	GRU	BP	SVR	RFR	LR
RMSE	3.8270	4.9365	5.3586	4.6170	4.5667
MAE	3.1857	3.8718	3.9521	3.6369	3.5397
MAPE(%)	5.3188	7.3391	7.5862	6.7911	6.4784
结合 AFD 模型	AFD-GRU	AFD-BP	AFD-SVR	AFD-RFR	AFD-LR
RMSE	3.1577	4.1742	3.8859	4.2192	3.8901
MAE	2.5685	3.3359	3.0371	3.2839	3.0638
MAPE(%)	4.3280	6.1860	5.6490	6.1811	5.5826

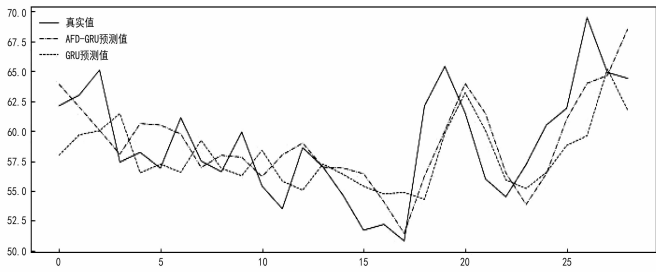


图 6 AFD-GRU、GRU 模型拟合图

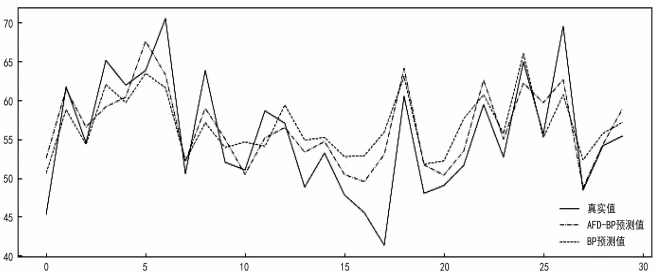


图 7 AFD-BP、BP 模型拟合图

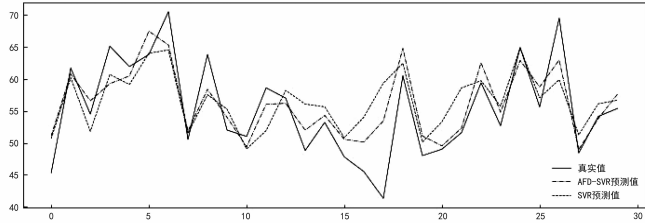


图 8 AFD-SVR、SVR 模型拟合图

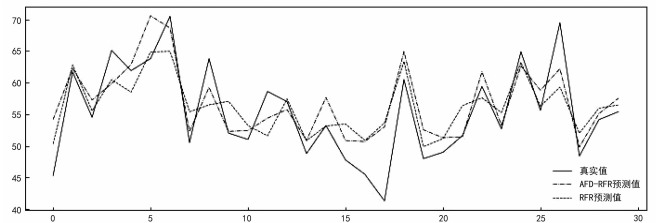


图 9 AFD-RFR、RFR 模型拟合图

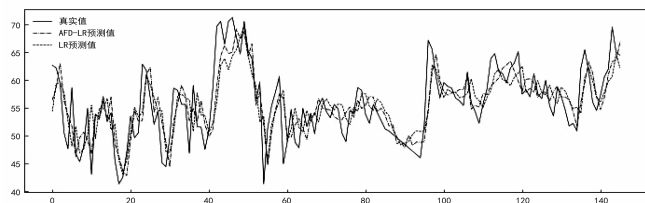


图 10 AFD-LR、LR 模型拟合图

预测精度明显优于其他机器学习模型,从而证实了结合 AFD 的机器学习模型有更好的预测效果。

四、结论与启示

本文针对我国月度投资者信心指数的非线性变化特征,提出了与 ADF 理论相结合的机器学习模型。通过构建 AFD-GRU、AFD-BP、AFD-SVR、AFD-RFR、AFD-LR 等模型对投资者信心指数进行预测研究,并与传统的机器学习模型进行对比,得出以下结论:

第一,采用 ADF 方法对变量进行特征处理,能迅速降低序列的噪声扰动对 GRU 神经网络模型的影响。对于月度投资者信心指数,AFD-GRU 模型相比预测变量未经过 ADF 处理的 GRU 模型预测结果更优,模型预测精度有较大提升,并且具有更好的泛化能力。

第二,AFD-GRU 模型的预测结果可为投资者和政策制定者提供更准确的信息和更可靠的决策依据。

第三,由于 AFD 方法具有自适应性,因此与 ADF 相结合的机器学习模型也具有自适应性,即它能达到快速匹配信号特征的目的,从而提高机器学习效率。本文提出的方法对其他经济数据同样适用。

未来的研究可以扩展到以下几个方面:

第一,可以探索建立多层级的预测模型,将投资者信心指数分解为不同频率的成分进行独立预测,然后将这些预测结果进行整合,以提高预测的准确性和稳健性。

第二,随着社交媒体和新闻数据的广泛应用,未来的研究可以探索如何将自然语言处理技术与投资者信心指数预测相结合,从非结构化的文本数据中提取情绪信息,进一步增强模型的预测效果。

第三,关于多样化的机器学习模型,当前研究主要采用了 GRU、BP、SVR、RFR 和 LR 等模型,未来可以进一步尝试其他机器学习模型以及它们与 AFD 的结合。

第四,关于实时性和动态性研究,投资者信心指数的变化会受到市场环境、政治经济状况等因素的影响,因此未来可以研究如何构建具有实时性和动态性的预测模型,以适应不断变化的市场环境。

第五,关于跨市场预测研究,除了单一市场的投资者信心指数预测,未来还可以考虑跨市场的投资者

信心指数预测研究,比如跨国市场或不同行业市场的投资者信心指数,以获得全面、多维的预测信息,为投资决策提供更可靠的参考依据。◆

参考文献:

- [1]SHILLER R J.Measuring Bubble Expectations and Investor Confidence[J].Journal of Psychology and Financial Markets,2000 (1):49-60.
- [2]MEIER C.Aggregate Investor Confidence in the Stock Market[J].Journal of Behavioral Finance,2018(4):421-433.
- [3]王黎明,杨楠,徐国祥.上海市投资者信心指数的测定及其应用研究[J].上海财经大学学报,2008(4):69-75.
- [4]陈玮光,柯惠新,陈锐.中国证券投资者信心指数调查抽样方案设计[J].统计研究,2014(7):107-108.
- [5]WANG A,MARINOVA D,WANG F,et al.Corporate Investor Confidence in the Aftermath of a Mega Natural Disaster:An Empirical Study of the 2008 Wenchuan Earthquake[J].Safety Science,2020,125:104620.
- [6]HAMMOND P,OPOKU M O,KWAKWA P A.Relationship Among Corporate Reporting,Corporate Governance,Going Concern and Investor Confidence:Evidence From Listed Banks in Sub Saharan Africa[J].Cogent Business & Management,2022(1):2152157.
- [7]秦海林,高轶玮.去杠杆政策会影响投资者信心吗? [J].经济评论,2020(1):17-35.
- [8]吕心阳,张伟.国际地缘政治风险对中国投资者信心的影响[J].统计与决策,2021(15):140-144.
- [9]QIAN T.Intrinsic Mono-Component Decomposition of Functions:An Advance of Fourier Theory[J].Mathematical Methods in the Applied Sciences,2010(7):880-891.
- [10]QIAN T.Positive-Instantaneous Frequency and Approximation[J].Frontiers of Mathematics in China,2022(3):337-371.
- [11]WANG X Y,QIAN T,LEONG L,et al.Two-Dimensional Frequency-Domain System Identification[J].IEEE Transactions on Automatic Control,2020(2):577-590.
- [12]WU Y,ZHANG L,QIAN T,et al.Content-Adaptive Image Encryption with Partial Unwinding Decomposition [J].Signal Processing,2021,181:107911.
- [13]TAN C,ZHANG L,QIAN T,et al.Statistical-Best AFD-Based Sparse Representation for ECG Biometric Identification [J].IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement,2021,70:2515713.
- [14]王赛飞,方勇,王军华.利用自适应傅里叶分解的非平稳无线信道的时频表示[J].信号处理,2018(6):123-129.
- [15]王金海,王玉柱,杨建伟,等.基于自适应傅里叶分解的地铁齿轮非平稳故障频率解调[C]//中国振动工程学会.第十四届全国振动理论及应用学术会议 (NVT2021) 摘要集.2021:1.