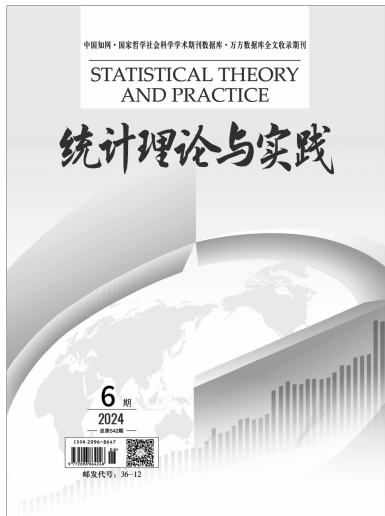




2024年第6期(总第542期)

主管单位:河南省社会科学院
主办单位:河南省社会科学院
出版单位:《统计理论与实践》编辑部
出版地址:河南省郑州市郑东新区
恭秀路16号
国内发行:河南省邮政报刊发行局
国外发行:中国国际图书贸易总公司
本刊承印:河南豫统印刷有限公司
连续出版物号:ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8
出版日期:每月25日
邮政编码:450008
单册定价:15.00
订 阅:全国各地邮局(所)
邮发代号:36-12
投稿邮箱: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

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个月后不见采用或通知,方可另行处理。
●本刊作者文责自负。投稿前,请自行检测重复率,并提供查重报告;对于侵犯他人版权或其他权利的文字、图片稿件,本刊概不承担任何连带责任。
●著作权使用说明。本刊已许可中国知网、国家哲学社会科学学术期刊数据库、万方、维普、超星、博看、中教等数据库以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;作者投稿给本刊,本刊即视为同意将文章编入上述数据库;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。
●本刊不向作者收取任何形式的费用,没有委托任何机构或个人进行征稿或代为收稿,也不会以“抽查数据”“发送论文PDF”等理由联系作者,请广大作者和读者注意辨别,切勿上当受骗。若因轻信虚假信息造成损失,责任自负。

目录 CONTENTS

● 绿色发展专题

数字经济推动绿色全要素生产率的作用机制与空间溢出效应研究	刘定平 施 雨 / 3
数智化对区域绿色低碳发展的影响研究	王嘉祯 韩有鹏 / 10
数字基础设施对城市经济绿色发展的影响效应研究 ——一项准自然实验	肖 悦 / 19

● 区域发展

中国与金砖国家出口贸易效率和潜力分析	程云洁 李沛阳 / 30
县域经济增长测度及包容性发展研究 ——基于京津冀地区的灯光数据	陈华超 孙兴博 吕佳琦 / 36

● 产业解读

基于投入产出的中国老年休闲产业关联效应研究	刘晓艳 陈琪丹 / 43
金融发展对收入不平等的非线性影响研究 ——基于分位数回归森林模型的分析	蔡 超 胡成翔 / 52

● 实践探索

港口型物流枢纽如何促进地区对外贸易? ——基于 29 个港口城市面板数据的实证分析	黄伟新 徐冬瑞 / 59
家庭住房财富、债务与消费者行为研究	闫娜娜 / 67

数字经济推动绿色全要素生产率的作用机制与空间溢出效应研究

刘定平^{1,2} 施雨¹

(1. 河南财经政法大学 统计与大数据学院, 河南 郑州 450046; 2. 郑州财经学院 统计与大数据学院, 河南 郑州 450045)

摘要: 基于 2011—2020 年的省级面板数据, 利用熵值法构建综合指标体系测算我国省域数字经济发展水平, 继而用 SBM-DD 法测算我国省域绿色全要素生产率。首先采用双固定效应模型得出回归结果, 再令核心解释变量滞后、缩短样本期进行稳健性检验; 其次运用中介效应模型探究数字经济对绿色全要素生产率的影响; 最后利用空间杜宾模型探究数字经济对绿色全要素生产率的空间影响。结果表明: 数字经济可直接推动绿色全要素生产率提高, 也可以通过提高产业结构合理化、产业结构高级化、绿色产品创新三个途径有效提高绿色全要素生产率; 数字经济发展对绿色全要素生产率产生显著正向的空间溢出效应。因此, 应持续推进数字经济发展, 完善数字基础设施, 推动区域数字经济绿色化协同发展, 因地制宜推动绿色全要素生产率的提升, 促进经济高质量发展。

关键词: 绿色全要素生产率; 数字经济; 中介效应; 空间杜宾模型

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)06-0003-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.06.001

一、引言

党的二十大报告明确指出推动经济向绿色低碳方向发展, 是实现高质量发展的核心环节。当前, 我国面临的环境与资源问题, 对经济社会的绿色转型构成重大挑战, 绿色发展被视为中国高质量发展的重要战略方向。近年来, 数字经济已成为继农业经济、工业经济之后的主要经济形态。数字经济的蓬勃发展为中国经济高质量发展、可持续发展带来新机遇, 也为绿色发展提供了重要路径。加快发展数字经济并推动形成绿色低碳的生产方式, 数字经济与绿色发展的深度融合将成为实现碳减排、推动经济高质量发展的关键支撑力量, 而绿色发展的根本途径是绿色全要素生产率的提高。技术进步和效率改进是绿色全要素生产率提升的主要体现。当前, 我国数字经济仍处于起步阶段, 在解决绿色发展中的“去能耗化”与“去污染化”核心问题上依然任重道远。深化数字经济和绿色发展合

作, 推动数字经济与绿色发展融合, 是“十四五”规划的重要内容, 在此背景下, 探究数字经济赋能绿色发展的新路径, 是我国经济社会高质量发展的重点方向。

数字经济是数据与资源信息和数字化技术结合创新继而产生的一系列新技术和新业态的经济活动。全要素生产率反映了在固定生产要素投入下, 经济增长的效率。若生产要素投入不变, 经济增速主要由全要素生产率的提高来推动(郭庆旺和贾俊雪, 2005)^[1]。传统的全要素生产率计算方法忽略了与经济可持续发展紧密相关的环境因素, 未充分考虑经济增长可能带来的外部负面影响。绿色全要素生产率基于全要素生产率的测算框架, 特别强调了环境因素的重要作用, 将其纳入指标测算(Chung 和 Fare 等, 1997)^[2]。绿色全要素生产率(GTFP)的核心理念是在最大化经济效益的同时, 尽量减少对资本和能源等生产要素的使用, 以推动可持续和高效的生产模式。这种生产方式在降低

基金项目: “河南省中原千人计划”研究项目(ZYQR20181077)。

作者简介: 刘定平(1964—), 男, 河南信阳人, 硕士, 教授, 研究方向为经济统计; 施雨(1999—), 男, 河南信阳人, 硕士研究生, 研究方向为数理统计、计量经济。

生产成本的同时提高生产效率,对环境造成尽可能小的影响。绿色全要素生产率的实现必须对生产过程进行全面优化、升级,包括生产流程的设计、生产设备的选型、生产人员的培训等方面。通过这些方式,可在满足经济发展需求的同时,实现对资源和环境的可持续利用,推动经济的绿色发展。

数字经济发展对绿色全要素生产率提升的实际影响,已引起众多学者的研究和探讨。孔令章和李金叶(2022)^[3]认为数字经济发展显著提高了中国绿色经济效率,并且在东、中、西部存在异质性影响。张英浩和汪明峰等(2022)^[4]应用数据包络分析法、空间面板数据模型,发现数字经济对绿色全要素生产率的影响存在阶段性特征。赵巍(2022)^[5]基于城市视角,发现数字经济显著促进城市的绿色全要素生产率。程文先和钱学锋(2021)^[6]研究发现,数字经济发展水平对我国的绿色全要素生产率呈现非线性特征。蔡玲和汪洋(2022)^[7]从创新能力、生产效率的角度出发,发现数字经济对绿色全要素生产率的影响随着地理位置、地区规模和科学教育资源等不同而发生变化。

相较于现有研究,本文的创新点主要体现在以下方面:一是研究视角方面,本文从多个角度,包括直接影响、间接影响、区域影响和空间影响等,全面分析两者之间的关系,以期深化对该领域的研究。二是作用机制方面,引入产业结构合理化、产业结构高级化、绿色产品创新三个中介变量,探究数字经济推动绿色全要素生产率的传导作用。三是研究内容方面,用熵值法建立数字经济综合指标体系并用SBM-DDF法测算绿色全要素生产率,利用计量模型检验数字经济推动绿色全要素生产率的具体实现路径。

二、理论分析与研究假设

“绿色发展”理念在21世纪得到了全球广泛认同,成为我国发展战略的核心思想之一。数字经济凭借平台化、共享化等特性与智能制造技术和信息技术充分融合,为绿色发展提供了新动能。基于此,本文从以下三个方面对数字经济推动绿色全要素生产率增长的作用机制进行分析并提出假设。

1. 数字经济对绿色全要素生产率的直接影响

数字经济是根据数据这一生产要素运用信息通信技术产生的一系列生产消费活动,其绿色化水平普遍高于传统制造业,具有环境友好、绿色低碳的特点。数字经济作为新兴的经济发展引擎,展现出与产业经济截然不同的独特运行规律和经济特征。其一,数字

经济以信息化为特征,由于生产方式的变革,如电脑和因特网的产生,导致工业经济向信息经济转变。以现代信息网络为重要载体,打破时空限制,推动生产要素资源的流动并重新实现合理对接与匹配,提高资源配置能力和生产率,推动产业经济绿色发展(刘赢时和田银华等,2018)^[8]。尤其在生产环节,算力基础和数据要素资源逐渐成为新的生产要素应用于生产过程。与传统要素相比,优化了要素配置结构,促进了生产要素绿色化。其二,人工智能与工业机器的应用极大地改善了工业生产技术,提高了劳动生产率(宋旭光和左马华青,2019)^[9],深化了企业的绿色生产观念。数字化经济也极大缩短了工业化过程,提高了生产效率,促进了生产力的快速增长,加速了经济的发展。其三,数字经济通过避免传统工业生产对有形资源和能源的不必要消耗,有助于减少环境破坏和生态衰退,推动社会走向可持续和高质量发展道路(荆文君和孙宝文,2019)^[10]。总而言之,数字经济对提升企业技术和生产效率能产生直接的赋能效应,有助于经济社会高质量发展。因此本文提出以下假设:

H1:数字经济可以推动绿色全要素生产率提高。

2. 数字经济推动绿色全要素生产率的中介效应

数字经济逐渐成为新科技革命时期企业实现绿色转型的关键力量,越来越多的企业进行数字化、清洁化改造,促进产业结构高级化、合理化和绿色产品创新,推动企业经济绿色发展。其一,数字经济不仅可以通过大变革带动第一、第二产业发展,还能细化产业分工,推动第三产业多元化、精细化发展,凝聚各行业合力,减少能耗,优化产业结构。产业结构升级将进一步影响企业绿色发展。首先,产业结构的健康发展能够协调轻、重工业的比重,推动制造业的发展,从而控制工业的碳排放,精准发展清洁能源。其次,产业结构的协调发展能合理配置产业间资源,推动产业结构的合理调整,并持续发展新能源和高科技产业等绿色高效产业,协调产业布局,深化产业分工并且优化能源结构,最终达到推动企业绿色发展的目标。其二,数字经济可以满足绿色创新对资金的需求。数字化金融的发展带动平台的发展,绿色创新是绿色发展和创新驱动的战略结合,绿色创新主要体现在节约成本上,可以提高绿色工艺创新水平来降低成本投入,还可以通过绿色产品创新实现工业低碳绿色发展(罗良文和梁圣蓉,2016)^[11]。因此本文提出以下假设:

H2:数字经济能通过产业结构合理化、产业结构

高级化、绿色产品创新间接推动绿色全要素生产率。

3. 数字经济推动绿色全要素生产率的空间溢出效应

数字经济的数字化技术不受空间限制,相比传统经济更具优势,数字经济发展对相邻地区的影响效应更加广泛、迅速(白俊红和陈新,2022)^[12]。数字经济发展可促进企业的数字化转型,降低信息的传递和沟通成本,有利于知识与经验沉淀,继而提高资源的利用效率,促进技术创新。通过网络效应和边际规模递增效应,数字经济能够促进产业链、供应链和价值链无缝融合与联通,进而提升绿色全要素生产率。根据空间计量经济学和新经济地理学的研究,地区之间的要素禀赋和要素投入可以产生溢出效应(王开科和吴国兵等,2020)^[13]。数字经济发展涉及更多的生产要素,数字技术应用为环境治理和资源利用提供了更智能、高效的解决方案。数字经济的创新发展可促进经济活动的空间聚集,技术进步与规模效应会扩散影响到绿色全要素生产率。因此本文提出以下假设:

H3:数字经济的发展对绿色全要素生产率具有空间溢出效应。

三、模型构建与变量选取

1. 模型构建

(1)双固定效应模型

为检验数字经济发展水平能否提高绿色全要素生产率,本文构建面板数据模型如下:

单项固定效应模型:

$$Gdi_{it}=\beta_1 Dig_{it}+\beta_c CV_{it}+\alpha_i+\varepsilon_{it}$$

其中, α_i 表示不考虑时间改变的个体效应。将此模型加入时间效应:

$$Gdi_{it}=\beta_1 Dig_{it}+\beta_c CV_{it}+\lambda_t+\alpha_i+\varepsilon_{it}$$

其中, Gdi_{it} 表示*i*省(区、市)*t*年的绿色全要素生产率, Dig_{it} 代表*i*省(区、市)*t*年的数字经济发展水平, CV_{it} 为控制变量经济发展水平($Pgdp$)、环境规制(Er)、工业化水平(Π)、人力资本水平(Lfc)、产业聚集度(Ia), λ_t 代表不因个体而改变的时间效应, ε_{it} 为随机误差项。本文选择双固定效应模型。

(2)中介效应模型

除了上述所体现的直接效应,根据假设 H2,分析数字经济是否可以通过产业结构合理化、产业结构高级化、绿色产品创新三个中介变量间接影响绿色全要素生产率。借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[14]改进的方法,建立中介效应模型:

$$Y=cX+e_1$$

$$M_i=aX+e_2$$

$$Y=c'X+bM_i+e_3$$

其中,数字经济发展水平为解释变量 X ,绿色全要素生产率为被解释变量 Y ,产业结构合理化、产业结构高级化和绿色产品创新为中介变量 M_i 。

(3)空间杜宾效应模型

根据假设 H3,分析数字经济发展是否会影响该地区的绿色全要素生产率(直接效应),是否还可以通过间接溢出效应影响相邻地区(空间溢出效应)。为更好考察数字经济发展和绿色全要素生产率的空间关系,选择空间面板模型探索数字经济对绿色全要素生产率的直接效应和空间溢出效应。

$$\ln CE_{i,t}=\alpha_0+\rho \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} \ln CE_{j,t}+\beta X_{j,t}+\theta \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} X_{j,t}+\gamma \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} Z_{j,t}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t}=\delta \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} \varepsilon_{j,t}+v_{i,t}$$

其中, ρ 代表被解释变量的空间滞后项系数, θ 表示解释变量的空间滞后项系数, μ_i 代表空间固定效应, λ_t 代表时间固定效应, $\omega_{i,j}$ 代表空间权重矩阵。本文同时考虑经济与地理距离,使用经济距离嵌套矩阵进行处理,其余变量与式(1)相同。

2. 变量测度与说明

(1)核心解释变量

鉴于数据的可获取性和合理性,本文从数字基础设施、数字金融发展、数字技术创新和数字产业发展四个方面出发,构建综合指标体系。使用熵值法对全国 30 个省(区、市,不含西藏、港澳台地区)的数字经

表 1 数字经济发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济发展综合指数	数字基础设施	每平方公里光缆长度
		移动电话普及率
		每万人拥有宽带接口数
		每万人上网人数
		每万人拥有域名数
	数字金融发展	数字金融覆盖广度
		数字金融使用深度
		数字金融数字化程度
		网上移动支付水平
	数字技术创新	技术合同成交额占 GDP 比重
		专利申请数
		发明专利申请数
		专利申请授权数
	数字产业发展	软件业收入占 GDP 比重
		信息服务业收入占 GDP 比重
		电信业收入占 GDP 比重

济发展水平进行测度,指标体系见表 1。数字经济发展水平符号记作 Dig。

(2)被解释变量

绿色全要素生产率(GTFP)。参考现有研究,把资源消耗与环境污染纳入全要素生产率的测算体系,对产业发展和经济增长进行评价(李斌和彭星等,2013;原毅军和谢荣辉,2015)^[15-16]。

在投入指标上,选取资本、劳动力和能源作为主要的衡量要素,均将 2011 年作为基准年份进行考量。用固定资产投资价格指数平减后的值衡量,劳动力资本投入用城镇单位年末就业人员数衡量,能源投入用能源消耗总量衡量。

产出指标方面,期望产出以 2011 年为基准年份,通过相应省(区、市)的 GDP 平减计算得出。非期望产出则包括工业废水排放量、工业烟(粉)尘排放量以及工业二氧化硫排放量。

基于 SBM-DD 方法,利用 MaxDEA 软件进行绿色全要素生产率的测算。

(3)中介变量

用 Ira 表示产业结构合理化,基于数据可获得性以及测算客观性, Y_i/Y 和 L_i/L 分别代表一、二、三产业产值占当地总产值比重和一、二、三产业劳动力从业人数占当地劳动力人数比重。泰尔指数经过重新定义后,其计算公式见式 8。新指数摒弃了绝对值计算,保留了结构偏离度的理论基础和经济含义,更精确地衡量了产业结构的合理化程度(干春晖和郑若谷等,2011)^[17]。

$$Ira = \frac{Y_i}{Y} \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} \middle/ \frac{Y}{L} \right) \quad (8)$$

产业结构高级化指产业结构逐步向技术密集型和知识型产业为主导的高级结构转变和调整的趋势。本文用地区第三产业增加值 / 第二产业增加值来衡量产业结构高级化,符号记为 Iup。

绿色产品创新代表一种全新的技术创新模式,旨在实现产品全生命周期内的成本最小化。本文用规模以上工业企业新产品销售收入 / 能源消费总量来衡量,符号记作 Gpi。

(4)控制变量

经济发展水平:经济发展水平越高,越能影响人力资本,进而为提高绿色全要素生产率提供基础。为了减少异方差影响,本文用人均 GDP 取对数进行衡量,符号记作 Pgdp。

环境规制:环境规制会使企业在短期内面临生产

成本和机会成本的上升,但同时为企业的技术创新提供了重要推动力。本文用工业污染治理完成投资额 / 工业增加值来衡量,符号记作 Er。

工业化水平:从新能源的全要素生产率看,工业化水平对新能源的全要素生产率有显著的正向影响。本文用工业增加值 / GDP 来衡量,符号记作 Il。

人力资本水平:人力资本提升对经济发展有积极作用,人力资本提升可以作用于技术研发和应用,是推动产业转型升级的决定因素。本文用高等学校在校人数 / 总人口数来衡量,符号记为 Lfc。

产业聚集度:产业集中度过高其扩散效应会逐渐蔓延,进行产业转移有利于促进区域经济均衡发展。本文用就业人员数 / 行政区划面积来衡量,符号记为 Ia。

3. 数据来源与描述统计

本文选取 2011—2020 年中国 30 个省(区、市)的面板数据。数据来自《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》等。

四、实证检验与结果分析

1. 基准回归结果分析

通过检验选取固定效应模型进行分析研究。为了保证模型的稳健和稳定性,本文在回归时依次加入各控制变量。回归结果见表 2。

表 2 基准回归和稳健性检验

变量名称	基准回归	解释变量滞后一期	缩短样本期
Dig	7.720*** (3.53)	7.954*** (2.92)	8.227*** (3.28)
Pgdp	-0.266 (-0.48)	-0.151 (-0.23)	-0.118 (-0.18)
Er	26.042* (1.71)	32.135* (1.94)	32.103* (1.96)
Il	4.662*** (3.08)	5.870*** (3.25)	5.429*** (3.00)
Lfc	-27.997 (-0.78)	-41.715 (-0.98)	-52.672 (-1.31)
Ia	-26.487** (-2.53)	-45.986*** (-3.33)	-40.878*** (-3.01)
Constant	2.035 (0.37)	1.515 (0.24)	1.072 (0.17)
N	300	300	300
FLXED EFFECT	YES	YES	YES

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。括号内为 t 统计量。表 3、表 4、表 5 同。

从表 2 看,依次加入每一个变量的过程中,核心解释变量的显著性和正负性都不变,证明了数字经济对绿色全要素生产率提高有显著影响。数字经济推动绿色全要素生产率提高的假设得到验证,即数字经济的繁荣发展显著推动了中国绿色全要素生产率的提升,成为新时代推动中国绿色全要素生产率提高的新动力。原因可能是,数字经济的发展使中国企业更迅速有效地推进了技术创新,降低了对能源资源的依赖,驱动了绿色全要素生产率的提升,助推绿色可持续发展的实现。

为了检验回归结果的稳健性,用解释变量滞后一期、缩短样本期两种方式进行稳健性检验,结果见表 2。

通过表 2 第三列和第四列可以发现,令解释变量滞后一期和缩短样本期后,核心解释变量显著性不变且正负性不变。与上述分析一致,通过了稳健性检验,说明研究结果具有可靠性与稳定性,证实了假设 H1。

2. 中介效应结果分析

(1)产业结构合理化视角

观察表 3,可发现 Ira 与 Dig 的系数、GTFP 与 Ira 的系数均显著,可以确定数字经济通过产业结构合理化间接影响绿色全要素生产率,不用进行 Bootstrap 检验。数字经济对产业结构合理化在 1%的显著性水平下显著,有助于绿色全要素生产率的提升,说明产业结构合理化在数字经济对绿色全要素生产率的影响中存在着中介效应,证实了假设 H2。在数字经济推动下,产业合理化进程明显加快,各产业之间的联系更加紧密,形成了相互促进、共同发展的良好局面。数字经济的发展,不仅提高了生产效率,而且通过优化资源配置、

推动绿色技术的创新和应用,进一步提升了绿色全要素生产率。数字经济的发展推动绿色技术的创新和应用,不仅提高了生产效率,而且减少了环境污染和资源浪费。综合以上分析,数字经济对促进产业结构合理化和绿色全要素生产率的提升具有显著的影响。

(2)产业结构高级化视角

观察表 3,可发现 Iup 与 Dig 的系数、GTFP 与 Iup 的系数全显著,可以确定数字经济通过产业结构高级化间接提高绿色全要素生产率,不用进行 Bootstrap 检验。数字经济对产业结构合理化在 1%的显著性水平下显著,说明产业结构高级化在数字经济对绿色全要素生产率的影响中存在着中介效应,证实了假设 H2。数字经济强大的推动力促使产业不断升级和转型,向更高端、更复杂、更智能的方向发展。此种发展模式既提高了生产效率,又为绿色全要素生产率带来了正面影响。这种提升源于数字经济的特性:以数据为驱动,以创新为动力,以智能化为手段,对传统产业进行深度的改造和升级。数字经济借助推动技术创新、优化产业结构和提升产业附加值等手段,推动产业不断迈向更高层次,不仅增强了产业的竞争力,还为提升绿色全要素生产率提供了坚实支撑。数字经济凭借其独特优势,通过推动产业结构高级化对绿色全要素生产率的提升产生间接影响。

(3)绿色产品创新视角

观察表 3,可发现系数 Gpi 与 Dig 的系数、GTFP 与 Gpi 的系数不全显著,因此进行 Bootstrap 法检验(1000 次抽样),最终通过了检验。根据研究结果,绿色产品创新对绿色全要素生产具有显著的中介效应,证实了

表 3 中介效应

	产业结构合理化		产业结构高级化		绿色产品创新	
	Ira	GTFP	Iup	GTFP	Gpi	GTFP
Dig	0.502** (2.49)	7.225*** (3.27)	1.386*** (3.26)	6.527*** (2.96)	7.579*** (4.06)	2.852** (2.43)
Ira		0.987** (1.45)		0.861*** (2.71)		0.031 (0.86)
Iup				GTFP 与 Iup 无值		
Gpi						GTFP 与 Gpi 无值
Constant	11.804*** (9.97)	3.792 (0.62)	11.804*** (9.97)	-6.056 (-0.85)	11.450*** (3.39)	1.583*** (0.75)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	300	300	300	300	300	300
Bootstrap						0.113** (1.75)

假设 H2。数字经济通过促进绿色产品的研发,对绿色全要素生产率的提升产生积极影响。这种间接效应不仅凸显了数字经济的重要性,也表明了绿色产品创新在提高生产效率方面起到的关键作用。数字经济以其独特的方式激发了创新活力,为绿色产品研发提供了更多的可能性。这种创新不仅体现在产品的设计、功能和性能上,还表现在生产过程、供应链管理以及市场推广等环节。这些绿色产品的创新不仅有助于提高生产效率,也对环境保护起到了积极作用。通过数字经济推动,绿色产品创新不断发展,进而影响绿色全要素生产率。

3. 空间溢出效应分析

(1)空间自相关性检验

本文运用全局莫兰指数(Moran's I)对 2011—2020 年 30 个省(区、市)的数字经济发展水平和绿色全要素生产率进行空间自相关性检验。如表 4 所示,2011—2020 年数字经济发展水平与绿色全要素生产率的全局莫兰指数均为正,且均通过显著性检验,表明高水平省(区、市)向高水平省(区、市)聚集,低水平省(区、市)向低水平省(区、市)聚集。总体看,数字经济发展水平和绿色全要素生产率存在空间依赖性,选择空间计量模型是合理的。

(2)空间计量模型的选取及检验分析

根据表 5 的 LM 结果检验得知,变量具有空间分布属性,并且发现 LR 检验拒绝了原假设,所以本文选用空间杜宾模型来进行研究。

空间杜宾模型溢出效应分解结果见表 5。从直接效应结果可以看出,数字经济发展的系数显著为正,说明本地区的数字经济发展对本地区的绿色全要素

表 4 全局莫兰指数

年份	Dig	GTFP
2011	0.060*** (3.022)	0.124*** (4.927)
2012	0.072*** (3.411)	0.118*** (4.713)
2013	0.052*** (3.110)	0.121*** (4.813)
2014	0.054*** (2.830)	0.127*** (4.969)
2015	0.065*** (2.889)	0.132*** (5.107)
2016	0.062*** (3.200)	0.132*** (5.091)
2017	0.058*** (3.080)	0.142*** (5.388)
2018	0.065*** (2.928)	0.139*** (5.261)
2019	0.074*** (3.161)	0.144*** (5.436)
2020	0.074*** (3.447)	0.141*** (5.353)

生产率的提升有显著的推动作用。从间接效应结果可以看出,数字经济的发展对绿色全要素生产率的提升产生了正向的空间溢出效应,这种效应对周围地区绿色全要素生产率的提升有着积极的促进作用。数字经济的发展不仅起到了辐射和带动周边地区发展的作用,而且对周边地区绿色全要素生产率的提升产生了深刻影响。这种积极的空间溢出效应既有助于提升本地绿色全要素生产率,又能对周边地区绿色全要素生产率的提升产生辐射带动作用。

表 5 空间计量模型选择及效应分解

检验方法	系数	p 值	变量	直接效应	间接效应	总效应
LM_err 检验	64.020	0.000	Dig	5.563*** (3.83)	56.738*** (3.57)	62.300*** (3.74)
R-LM_err 检验	41.185	0.000	Pgdp	-0.357 (-1.47)	-8.652*** (-3.15)	-9.009*** (-3.19)
LM_lag 检验	23.949	0.000	Er	55.050*** (4.63)	48.712 (0.45)	103.762 (0.97)
R-LM_lag 检验	1.114	0.291	Il	-0.332 (-0.62)	5.749 (1.06)	5.417 (1.00)
LR 检验(SAR or SDM)	81.970	0.000	Lfc	37.013*** (3.94)	345.256*** (3.28)	382.269*** (3.51)
LR 检验(SEM or SDM)	77.760	0.000	Ia	-4.286 (-1.52)	-18.164 (-0.80)	-22.451 (-0.89)

五、结论与建议

1. 结论

本文基于 2011—2020 年 30 个省(区、市)面板数据研究了数字经济对绿色全要素生产率的作用机制,采用双固定模型研究数字经济与绿色全要素生产率之间的关系,利用空间杜宾模型探究数字经济对绿色全要素生产率的空间影响。结果发现:(1)数字经济能显著提高绿色全要素生产率,并且该结论通过了稳健性检验。(2)产业结构合理化、产业结构高级化和绿色产品创新在数字经济推动绿色全要素生产率的过程中发挥着中介作用。数字经济通过产业结构合理化、产业结构高级化和绿色产品创新三个途径影响绿色全要素生产率。(3)数字经济的发展不仅起到了辐射带动周边地区发展的作用,而且对周边地区的绿色全要素生产率提升产生了深远的影响。

2. 建议

据以上结论,针对数字经济促进绿色全要素生产率提升及绿色发展转型,提出以下对策建议:

一是完善数字经济基础建设,如以新一代通信网络、未来网络为代表的网络基础设施;信息服务基础设施,如云计算中心、工业互联网服务平台和平台型互联网企业应用服务平台;科技创新类基础设施,如智能计算中心;以及支撑公共服务与信息化应用的其他信息基础设施。在信息时代,这些基础设施已经成为促进经济增长和社会进步的主要驱动力。数字经济不仅是加快经济发展的新动力引擎,还是实现社会绿色高质量发展的新途径。

二是发挥政府引导职能,推动区域数字经济绿色化协同发展,推动产业绿色发展。通过合理使用政策,引导企业用绿色生产技术,构造数字化技术创造绿色创新竞争新环境,全面推动节能减排工作,发挥数字经济推动产业绿色发展的积极作用。增强云计算、人工智能和大数据等技术的研发力度,推动其广泛应用,引领各行业为产业的绿色发展注入动力。抓住国家出台的一系列政策,结合自身产业发展情况,大力发展高新技术产业。提高地区吸引人才、科技等要素的能力。

三是通过促进绿色产品创新以及优化产业结构助力健全绿色产业体系。以数字化技术赋能高能耗排放产业,如钢铁、水泥、石油等,采用低碳技术与产品创新促进绿色转型,实现绿色生产。加强数字化技术与传统产业相结合,采用数据处理及管理系统优化资

源配置结构,提高企业的能源使用率以及生产效率,加快产业领域数字科技成果化,打破生产资源约束的瓶颈,促进绿色发展。鼓励企业创新各类绿色产品如绿色金融产品及服务等,提高企业数字研发创新能力,推动数字经济与产业绿色生产融合发展。◆

参考文献:

- [1]郭庆旺,贾俊雪.中国全要素生产率的估算:1979—2004[J].经济研究,2005(6):51-60.
- [2]CHUNG Y H, FÄRE R, GROSSKOPF S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management, 1997(3): 229-240.
- [3]孔令章,李金叶.数字经济发展对中国绿色经济效率的影响[J].经济体制改革,2022(6):67-73.
- [4]张英浩,汪明峰,崔璐明,等.数字经济水平对中国市域绿色全要素生产率的影响[J].经济地理,2022(9):33-42.
- [5]赵巍.数字经济与城市绿色全要素生产率:作用机制与门槛效应[J].中国流通经济,2022(11):15-26.
- [6]程文先,钱学锋.数字经济与中国工业绿色全要素生产率增长[J].经济问题探索,2021(8):124-140.
- [7]蔡玲,汪萍.数字经济与城市绿色全要素生产率:影响机制与经验证据[J].统计与决策,2022(9):11-16.
- [8]刘赢时,田银华,罗迎.产业结构升级、能源效率与绿色全要素生产率[J].财经理论与实践,2018(1):118-126.
- [9]宋旭光,左马华青.工业机器人投入、劳动力供给与劳动生产率[J].改革,2019(9):45-54.
- [10]荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019(2):66-73.
- [11]罗良文,梁圣蓉.中国区域工业企业绿色技术创新效率及因素分解[J].中国人口·资源与环境,2016(9):149-157.
- [12]白俊红,陈新.数字经济、空间溢出效应与区域创新效率[J].研究与发展管理,2022(6):67-78.
- [13]王开科,吴国兵,章贵军.数字经济发展改善了生产效率吗[J].经济学家,2020(10):24-34.
- [14]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [15]李斌,彭星,欧阳铭珂.环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变:基于 36 个工业行业数据的实证研究[J].中国工业经济,2013(4):56-68.
- [16]原毅军,谢荣辉.FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长:基于 Luenberger 指数的实证研究[J].国际贸易问题,2015(8):84-93.
- [17]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.

(责任编辑:沐晨)

数智化对区域绿色低碳发展的影响研究

王嘉祯 韩有鹏

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

摘要: 基于省级面板数据, 探究区域数智化水平在实现绿色低碳发展方面的关键性作用。研究表明, 数智化水平的提高可以降低区域碳排放, 东部地区数智化降碳减排作用最为明显, 西部地区次之, 中部地区由于工业化程度较高, 仍处于规模扩张阶段, 引发的回弹效应导致数智化减碳效应不显著。机制研究表明, 数智化水平主要通过产业结构的升级优化和提高区域内的绿色创新水平, 降低碳排放, 实现区域低碳发展。最后, 结合我国数智化发展和降碳减排的特征, 为数智化赋能绿色低碳发展提出对策建议。

关键词: 数智化; 碳排放; 绿色低碳发展

中图分类号: F062.3

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)06-0010-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.06.002

一、引言与文献综述

随着我国高质量发展不断推进, 大数据、人工智能等科技不断发展, 推动了数据和智能的融合, 中国逐步迈入数智化时代。数智化不是简单的数字化和智能化的融合。数字化是将模拟信息转换为数字形式的过程, 其重点在于信息的形式转换和表示。智能化则强调进一步引入智能技术, 使系统能够学习、适应环境, 作出自主决策, 具备更高级别的智能和自动化能力。而数智化是建立在数字化和智能化基础上的更为广泛的应用, 利用数字化和智能化的技术手段, 通过对大数据的收集、分析和应用, 实现业务流程改进、决策优化和创新发展, 这种综合性方法使企业、组织和社会能够更好地利用数字技术, 实现高效、智能和创新的运作。

与此同时, 随着全球气候问题日益严峻, 减少碳排放成为当今世界面临的最紧迫的任务之一, 低碳发展已成为必要环节。目前我国低碳发展存在许多问题, 减碳工作亟待全面升级。随着“双碳”目标逐步深入, 我国目前通过关停和纳入碳排放市场等手段有效

地降低了碳排放, 但是存在技术不成熟和成本高等问题, 需要进一步推进技术改革并通过实现商业化、规模化提高经济效益。此外, 需要对能源基础设施进行升级和转型, 包括电力系统、交通系统等, 而这需要大量的资金支持。我国的低碳发展存在显著的地域差异, 浙江、江苏等东部地区绿色发展相对领先, 中、西部地区受限于传统生产和能源结构等影响, 低碳减排相对落后, 且转型难度较大。数智化在大数据、人工智能、物联网等领域的发展, 是推动经济与社会治理形态高质量发展的新动能, 可以重构我国经济增长方式^[1-2]。因此, 数智化能否作为赋能低碳发展的新引擎, 助力我国低碳减排, 能否促进技术进步和产业结构升级, 加速制造业转型等问题有待深入研究。

许多学者对数智化进行了研究, 普遍认可数智化并不是数字化和智能化的简单融合, 而是一种高阶的产物^[3-4]。王秉(2023)^[5]从数据智能、数智化、数智技术与数字智商四个维度分析了数智化, 认为数智化不仅可以助力高质量发展, 提升全要素生产率, 降低收入差距, 还有助于畅通我国的双循环。并且数智化可以改

基金项目: 河南省软科学研究计划项目“转型金融助推河南省高耗能行业低碳发展的研究”(232400411050)。

作者简介: 王嘉祯(1994—), 女, 河南平顶山人, 博士, 讲师, 研究方向为低碳经济、区域发展等; 韩有鹏(2000—), 男, 河南洛阳人, 硕士研究生, 研究方向为绿色经济。

善产业结构和商业模式,推动企业转型升级与价值链重塑^[6]。此外,数智化在缓解区域发展差异与矛盾、协调区域均衡发展等方面都有显著作用^[7]。在绿色发展方面,数智化对于推动绿色工艺创新有显著作用^[8]。总体看,有关降碳减排的研究仍相对较少,值得进一步深入探讨。

数字化和智能化对我国绿色发展的推动作用得到了普遍认可,数字化对我国高质量发展的影响广泛而深刻^[9-10],特别是在绿色发展方面,杨刚强和王海森等(2023)^[11]通过实证研究证实了数字化的减碳效应。李杰和刘清(2023)^[12]研究发现,数字经济发展对我国城市绿色全要素生产率的提升有显著正向效应。智能化的普及可以提升生产效率,对产业结构升级、就业结构调整具有重大影响^[13-15],有利于推动绿色转型。智能化技术在农业市场、油气领域、煤矿产业等都有良好的应用,能够有效实现产业的绿色低碳发展^[16-18]。

总体看,目前学者关于数字化、智能化的研究较多,从不同角度证实了数字化和智能化发展对碳减排及高质量发展的推动作用。针对数字化的研究相对全面,认为其作为一种数据转化应用的手段,有效地推动了绿色发展,而智能化的研究侧重于对不同领域工业技术发展在绿色生产方面的应用。数智化作为融合发展的产物,在促进区域低碳转型发展方面是否发挥了良好作用?能否加快低碳转型,主要通过哪些路径来实现这一目标?鉴于此,本文研究了数智化对碳排放的影响,探究了不同区域、不同发展水平下的影响差异,并探究了数智化影响降碳减排的机制。

本文丰富、拓展了数智化在低碳领域的相关研究,边际贡献在于:第一,深化了数智化对低碳发展方面的研究,发现数智化的发展可以有效降低区域碳排放,推动实现低碳减排。第二,发现数智化的降碳效应存在区域异质性,东、西部地区数智化的降碳作用显著,特别是在数智化水平相对较高的东部地区,降碳减排的效用更为明显,而中部地区数智化水平对碳排放的影响不显著。并且这种差异不受区域经济发展水平的影响,即无论区域经济发展水平如何,数智化的降碳效果均显著。第三,机制分析方面,数智化水平可以通过产业升级效应和绿色创新效应促进碳减排和区域数智化水平的提升,可以激励第三产业发展,促进产业结构转型升级,降低对工业发展的依赖程度,从而降低碳排放。同时可以激励区域绿色创新发展,提高绿色专

利授权量,促进区域经济绿色协调发展,降低碳排放。

二、理论分析与研究假设

数智化是数字化与智能化的有机融合。在数智化发展过程中,数字经济促进了技术多样化,智能化进一步促进数字化的发展,这种相互促进为碳减排提供更稳定的激励,且数字化和智能化的结合越紧密,数字经济对技术多样化的提升效应越明显。首先,随着数字化、智能化基础设施建设水平提升,不断有新型科技应用于生产制造,如数字传感器、人工智能等,这些科技推动生产便捷化、绿色化,为城市绿色低碳发展提供支持。其次,随着区域数智化水平提高,单位产出能源消耗下降,生产制造业的经济成本进一步降低,更多资本可以流向节能科技、绿色创新的研发,促进区域降碳减排。最后,数智化水平的提升有利于社会更好地实现资源配置,有利于资源配置智能化,提高经济运行效率,减少区域碳排放水平。由于目前数智化处于起步阶段,需要完善基础设施,实现硬件软件设备更新,需要大量资金投入,可能尚不能对降碳减排起到良好作用。同时随着数智化的发展,企业为了追求利益最大化可能加大生产规模,特别是对一些经济欠发达地区,数智化的发展会引致生产规模和效率的增加,导致碳排放量增多,出现回弹效应,数智化的减碳绩效会在短期内低于数智化发展引发的规模扩张,导致数智化整体减碳效应不明显,甚至出现碳排放增加的情况。据此,本文提出研究假设:

H1a:区域数智化水平的提升具有良好的减碳效应。

H1b:区域数智化水平尚未表现出良好的减碳效应。

数字经济可以通过技术创新、产业升级、生态改善推动区域绿色低碳发展,智能化发展可以促进生产效率的提升,智能化对产业结构升级、改变就业结构有重大影响^[19]。此外,工业智能化存在明显的行业替代性,如工业、采矿、制造业等会呈现出较强的替代效应,而第三产业替代效应较弱,这极大程度上促进了第二产业的转型升级。在这种交互作用下,数智化的发展可以加速产业结构的优化升级。工业制造业是碳排放的主要来源,数智化水平的提升可以通过互联网、信息软件就业等方式推动第三产业发展,精准测算能源的投入产出,优化第二产业对能源的依赖,减少碳排放,推动区域绿色低碳发展。此外,数智化可以进一步提升区域绿色创新能力,通过物联网、数字共享实现绿色技术共享,并通过人工智能加速技术迭代,通过清

洁能源取代传统的化石能源,提高能源利用效率,进一步降低区域碳排放。据此,本文提出研究假设:

H2:从产业升级视角看,数智化水平可以促进产业转型升级,从而减少区域碳排放。

H3:从绿色创新视角看,数智化水平可以促进区域绿色创新发展,从而减少区域碳排放。

三、样本选取与模型设计

(一)数据来源

本文选取 2011—2020 年中国 30 个省(区、市,港澳台和西藏除外)的面板数据进行研究。碳排放有关数据主要来源于中国碳核算数据库(CEADs);各省(区、市)指标数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》;部分指标数据来源于企研·中国社科大数据平台;北大普惠金融指数数据来源于《北京大学数字普惠金融指数(2011—2021)》;部分指标缺失数据利用各省(区、市)统计年鉴进行插值填充。

(二)变量定义与说明

1. 核心变量

目前,文献中尚未对各省(区、市)数智化水平进行测度,普遍认可数智化主要包括数字与智能两方面内容,本文结合国内外学者对数字化和智能化的研究,构建了三级指标体系,具体见表 1。数智化水平主

要包括数字化和智能化两个层面的指标,数字化方面,本文参照徐慧琳和杨望等(2023)^[20]、孙伟增和毛宁等(2023)^[21]的研究,从数字基础建设水平、数字产业化发展水平和数字化创新水平三个角度衡量数字化水平,选取交通运输仓储和邮政业职工人数(万人)、信息传输软件和信息技术服务业职工人数(万人)、光缆长度(公里)、专利授权数(个)、互联网上网人数(万人)、北大普惠金融指数等指标进行测度。智能化方面,从智能化技术、智能化成果、智能化效益三个角度出发,选取科学研究和技术服务业职工人数(万人)、电量消耗强度、电信业务总量(亿元)、城镇居民家庭平均每人全年交通和通信支出(元)、R&D 人员全时当量(人/年)等指标进行测度;此外,人工智能是模拟和扩展人类智能的新的技术科学,本文引入人工智能专利授权数(个)作为智能化度量指标,从智能科技的角度更全面地完善智能化指标体系。具体的,将三级指标数据进行标准化处理后,首先通过熵权法,分别计算出各指标权重,进而计算出数字化指数(DIG)与智能化指数(INT);然后二次使用熵权法,计算数字化指数(DIG)与智能化指数(INT)的权重,最终得到数智化水平(DIN)综合指标。

表 1 数智化水平衡量指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位
数智化水平	数字化	交通运输仓储和邮政业职工人数	万人
		信息传输软件和信息技术服务业职工人数	万人
		光缆长度	公里
		专利授权数	个
		互联网上网人数	万人
		北大普惠金融指数	-
	智能化	科学研究和技术服务业职工人数	万人
		电量消耗强度(用电量/GDP)	-
		电信业务总量	亿元
		城镇居民家庭平均每人全年交通和通信支出	元
		R&D 人员全时当量	人/年
		人工智能专利授权数	个

分别计算我国 30 个省(区、市)的年度数智化水平,图 1 展示了我国各省(区、市)数智化的平均数,并分别展示了东部、中部、西部的数智化水平差异。东部数智化水平平均值约为 0.302,明显高于中、西部地区,中、西部地区数智化程度相近,中部地区平均值为

0.192,略高于西部地区(0.185)。总体看,东部地区数智化发展水平远高于中、西部地区,其中,广东平均数智化水平位于领先水平,为 0.534,江苏、北京、浙江等地也达到 0.4 左右的水平;中、西部地区数智化水平最高的河南、四川仅达到 0.242、0.272。图 2 展示了我国

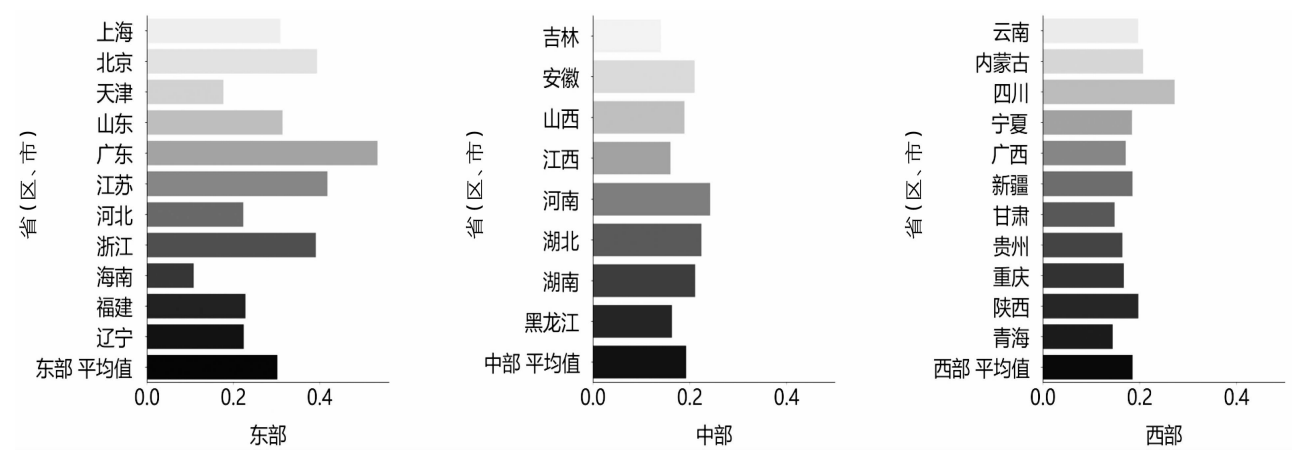


图 1 全国各省(区、市)数智化发展水平

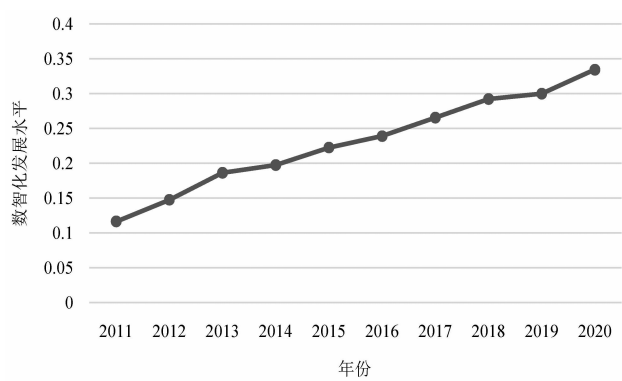


图 2 全国数智化平均发展水平

随年份变化的各省(区、市)数智化平均发展水平, 2011—2020 年,我国数智化发展呈现递增趋势。其中,

2011—2013 年数智化增长幅度较大,可能主要受智能化发展的推动,数智化水平快速提升。2019—2020 年,数智化水平再次实现快速提升,这是由于我国数字化进程明显加快,带动了数智化发展。

2. 被解释变量

本文选取人均碳排放量(AC)作为被解释变量,用于衡量区域的人均碳排放水平。

3. 控制变量

为了控制其他因素的影响,选取人均 GDP(AGDP)、创新投入(Innovation)、能源消耗强度(Energyintensity)、城镇化率(Urban)、产业结构(Industry)作为控制变量。

主要变量及说明见表 2。

表 2 主要变量及说明

变量类型	符号	变量名称	测量方法或来源
被解释变量	AC	人均碳排放量	碳排放总量/常住人口
核心解释变量	DIN	人均数智化水平	熵权法计算
控制变量	AGDP	人均 GDP	《中国统计年鉴》
	Innovation	创新投入	《中国统计年鉴》
	Energyintensity	能源消耗强度	地区能源消耗量/地区生产总值
	Urban	城镇化率	区域常住人口/区域总人口
	Industry	产业结构	第二产业产值/地区生产总值

(三)模型设计

为了研究区域数智化水平对各地区碳排放水平的影响,本文设计如下基准回归模型:

$$AC_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIN_{it} + \beta_2 \sum control_{it} + \sum Year + \sum Province + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i 代表研究所选的 30 个省(区、市), t 代表年份; AC_{it} 代表 i 省(区、市) t 年的人均碳排放水平; DIN_{it}

代表 i 省(区、市) t 年的区域人均数智化规模; $\sum control_{it}$ 代表本文所用的控制变量; $\sum Year$ 代表时间固定效应; $\sum Province$ 代表省份固定效应; ε 为随机误差项。

(四)描述性统计分析

对主要变量做描述性统计,结果见表 3。表 3 中,数智化水平(DIN)平均值为 0.230,说明中国整体数智化发展水平不高;最小值为 0.037,最大值为 0.806,说明

表 3 主要变量描述性统计

变量名	n	Mean	Std	Min	Max
AC	300	11.157	8.242	3.741	46.379
DIN	300	0.230	0.118	0.037	0.806
AGDP	300	5.612	2.698	1.615	16.493
Innovation	300	127.747	160.080	3.760	1200
Energyintensity	300	0.769	0.425	0.208	2.053
Urban	300	0.590	0.122	0.350	0.896
Industry	300	0.431	0.877	0.158	0.590

各省(区、市)数智化水平存在较大差距,发展不平衡。创新投入(Innovation)标准差为 160.080,说明各区域创新发展水平差距较大,创新发展不平衡,且最大值为 1200,说明某些地区发展已经远超其他地区,区域发展存在差异。

四、实证分析

(一)数智化水平对区域碳排放的影响

表 4 报告了数智化水平(DIN)对区域碳排放水平(AC)影响的基准回归结果,结果表明数智化水平与区域碳排放呈现负相关关系,即数智化可以显著降低区

表 4 数智化水平对区域碳排放的影响

	AC	AC
	(1)	(2)
DIN	-3.030*** (-8.57)	-3.568*** (-22.07)
AGDP		1.133*** (27.91)
Innovation		-0.026** (-1.92)
Energyintensity		0.463*** (13.36)
Urban		0.096*** (4.77)
Industry		-0.031** (-2.44)
常数项	0.004*** (175.89)	-0.001 (-1.35)
Year FE	Y	Y
Province FE	Y	Y
Observations	300	300
Adj.R ²	0.218	0.853

注:表中括号内均为 t 检验值,**、*** 分别表示在 5%、1%的水平下显著。表 5、表 6、表 7 同。

域的碳排放水平,支持假设 H1a。区域经济水平、城镇化率、能源消耗强度与区域碳排放水平呈现正相关关系,与文献结论一致^[22]。

(二)稳健性检验

本文分别采用替换核心解释变量和缩短样本周期的方式进行稳健性检验,结果见表 5。

表 5 稳健性检验

	AC	AC	AC	AC
	(1)	(2)	(3)	(4)
DIG	-3.329*** (-23.46)			
INT		-2.889*** (-14.85)		
DIGINT			5.481*** (-17.20)	
DIN				-3.474*** (-15.96)
常数项	-0.002** (-2.55)	-0.001 (-1.39)	-0.001 (-1.46)	-0.000 (-0.23)
控制变量	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y
Province FE	Y	Y	Y	Y
Observations	300	300	300	240
Adj.R ²	0.864	0.770	0.802	0.797

分别采用数字化水平(DIG)与智能化水平(INT)替换数智化水平进行稳健性分析。表 5 中,列(1)、(2)分别代表智能化水平、数字化水平的回归结果,可以看出,二者均对区域碳排放水平有显著负向影响,但二者的减碳能力都小于数智化。列(3)中,引入数字化水平(DIG)与智能化水平(INT)的乘积项(DIGINT)来度量数智化水平进行稳健性检验,结果表明数智化水平仍具有显著的减碳效应,进一步验证了智能化水平

与数字化水平的减碳能力都小于数智化。

近年来,我国对降碳减排的关注度逐步提高,陆续推出一系列支持政策,特别是 2013 年后,随着我国碳排放权交易试点市场的运行,碳排放的增速明显放缓^[23]。故本文对样本时间窗口进行缩短,利用 2013—2020 年的数据,观测碳排放权交易市场是否对数智化水平的稳健性产生影响。表 5 列(4)中,缩短时间窗口后,数智化水平仍对区域碳排放水平有显著负向影响,减碳效应仍显著,进一步证明了数智化发展对区域降

碳减排的影响。

(三)异质性分析

为了进一步考察区域数智化发展对区域碳排放的影响,本文将所研究的 30 个省(区、市)分为东部、中部和西部进行异质性分析^[24];同时考虑经济发展水平的影响,根据各省(区、市)人均 GDP 的中位数,将 30 个省(区、市)分为经济较发达地区和经济欠发达地区,结果见表 6。

表 6 异质性分析

	区域			经济发达程度	
	东部	中部	西部	较发达地区	欠发达地区
	AC	AC	AC	AC	AC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DIN	-5.054*** (-10.55)	0.607 (0.66)	-3.236*** (-15.41)	-5.299*** (-12.85)	-3.358*** (-18.20)
常数项	0.000 (0.93)	0.002*** (5.47)	-0.001 (-1.19)	0.000 (0.07)	0.000 (0.47)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y
Province FE	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	110	80	110	150	150
Adj.R ²	0.867	0.959	0.872	0.878	0.875

根据表 6 列(1)—(3)的结果,我国东部、中部、西部地区数智化水平对碳排放影响的研究表明,数智化的影响具有区域差异性。东、西部地区随着数智化的发展,碳排放显著降低,东部地区的降速明显高于西部地区,中部地区却不显著。进一步观察列(4)—(5)可发现,对于经济较发达地区,数智化的降碳水平高于经济欠发达地区,且二者数智化水平(DIN)系数在 1%水平上显著为负,表明不同经济发展水平区域都存在降碳效应,但降碳强度不同。由于数智化的降碳效应并不受经济发展水平的影响,表明东、中、西部地区虽然存在经济发展水平的差异,但都能够起到降低碳排放的作用。对于中部地区数智化促进低碳减排的效应不显著的情况,根据图 1 可视化结果发现中部区域数智化水平处于中等水平,数智化发展仍处于规模扩张阶段,数智化的提升引致能源消费的回弹效应,在推动节能减排的同时,为区域发展注入了内生动力,为企业节省了生产运营成本,激励企业加大生产,进而增加了碳排放。随着数智化水平的升高,碳排放逐步增加,当

数智化达到一定水平后,碳排放量开始逐步下降,随着数智化发展逐渐深入,数智化水平的碳减排效应逐渐显著。对于东部地区,数智化水平相对领先,其碳减排效果不断增强,而对于西部地区,数智化水平较低,其扩张效应尚未呈现,数智化的降碳效果显著。

(四)内生性分析

区域数智化发展与碳排放之间存在一定的反向因果关系,数智化水平的提高会改善区域内的交易生产环境,推动实现专业化分工水平的提升,进而降低碳排放,实现绿色发展。而区域绿色发展水平的提高也可能有更高的需求推动高水平的数智化发展,以辅助自身能够更好地进行低碳减排。因此,为了缓解反向因果带来的内生性问题,本文采用工具变量法进行内生性分析。

首先,借鉴张云和柏培文(2023)^[9]的做法,参考《全国沿海港口布局规划》,采用各省会(首府)城市与沿海城市港口的距离(DIS)和区域数字企业存量的对数(lnDBR)的交乘项作为工具变量。从相关性角

度看,地区到沿海港口越近,区域经济发展水平越高,科技应用程度越高,劳动结构越合理,越有助于数智化的发展。且数字企业是数智化发展的重要载体,故该工具变量满足相关性。从外生性角度看,地理位置变量脱离于经济系统,满足严格的外生性,且并无相关文献证明区域数字企业存量与碳排放有相关关系,故该工具变量满足外生性。进行 2SLS 两阶段估计,结果如表 7 第(1)—(2)列所示。其次,借鉴 Bartik(1991)^[25]、易行健和张凌霜(2021)^[26]的做法,构建 Bartik 工具变量(滞后一阶的数智化发展水平与数智化发展水平在

时间上的一阶差分的乘积)进行 2SLS 两阶段估计,结果如表 7 第(3)—(4)列所示。

两个工具变量均与数智化发展水平(DIN)呈显著正相关,初步证明了工具变量的有效性。且 $DIS \times \ln DBR$ 与 Bartik 工具变量顺利通过弱工具变量检验,Cragg-Donald Wald F 检验值分别为 37.186、46.317,均大于 Stock-Yogo 在 10% 显著性水平上的临界值 16.380。由二阶段估计结果可得,在解决内生性问题后,数智化水平的发展可以降低区域碳排放这一结论仍然成立。

表 7 工具变量检验

	First stage	Second stage	First stage	Second stage
	DIN	AC	DIN	AC
	(1)	(2)	(3)	(4)
$DIS \times \ln DBR$	-0.257*** (-5.85)			
Bartik			0.294*** (6.81)	
Pre_DIN		-4.136*** (-4.65)		-2.797*** (-3.47)
常数项	-0.002*** (-6.55)	-0.045*** (-7.18)	-0.002*** (-6.55)	-0.045*** (-7.18)
控制变量	Y	Y	Y	Y
Anderson canon. corr. LM	Y	Y	Y	Y
Cragg-Donald Wald F	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y
Province FE	Y	Y	Y	Y
Observations	300	300	300	300
Adj.R ²	0.309	0.392	0.285	0.417

五、进一步分析

从产业升级视角、绿色创新视角,对数智化赋能“双碳”目标实现的作用机制进行进一步分析。

首先,参考黄令和王亚飞等(2023)^[27]、徐盈之和张瑞婕等(2021)^[28]的研究,选取产业结构高级化(High structure)作为中介变量,其中产业结构高级化=第三产业增加值/第二产业增加值。将产业结构高级化(High structure)作为被解释变量,数智化水平(DIN)作为核心解释变量构建模型(2);将中介变量作为解释变量加入基准回归模型(1)中,构建模型(3)。

$$\text{High structure}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DIN}_{it} + \alpha_i \sum \text{control}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Province} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{AC}_{it} = \rho_0 + \rho_1 \text{High structure}_{it} + \rho_2 \text{DIN}_{it} + \rho_i \sum \text{control}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Province} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

产业升级视角的机制分析结果见表 8。列(1)表明,数智化水平(DIN)与产业结构高级化(High structure)是正相关关系,即产业结构高级化可以作为数智化水平的中介变量,区域数智化水平的提高可以显著促进产业结构转型升级,使产业结构高级化。列(2)表明,区域数智化水平的提升,可以激励第三产业发展,促进产业结构转型升级,降低对工业发展的依赖程度,从而降低碳排放。综上,数智化水平可以通过促进产业结构转型升级降低碳排放,假设 H2 得证。

此外,数智化水平的提高可以推动区域的绿色创

新,进而降低碳排放。本文选取区域人均绿色专利授权量(Green Inv)作为中介变量,考察区域绿色创新效应^[29]。将区域人均绿色专利授权量(Green Inv)作为被解释变量,数智化水平(DIN)作为核心解释变量构建模型(4);将中介变量作为解释变量加入基准回归模型(1)中,构建模型(5)。

$$\text{GreenInv}_{it}=\gamma_0+\gamma_1\text{DIN}_{it}+\gamma_i\sum\text{control}_{it}+\sum\text{Year}+\sum\text{Province}+\varepsilon$$

(4)

$$\text{AC}_{it}=\theta_0+\theta_1\text{GreenInv}_{it}+\theta_2\text{DIN}_{it}+\theta_i\sum\text{control}_{it}+\sum\text{Year}+\sum\text{Province}+\varepsilon$$

(5)

绿色创新效应结果见表 8。列(3)表明,数智化水平(DIN)与区域人均绿色专利授权量(Green Inv)是正相关关系,即区域数智化水平的发展在 1%水平上显著促进人均绿色专利授权量提升,提高区域绿色创新水平。列(4)表明,区域数智化水平的提升,可以激励区域绿色创新发展,提高绿色专利授权量,促进区域经济绿色协调发展,从而降低碳排放。综上,数智化水平可以通过促进区域绿色创新水平提升来降低碳排放,假设 H3 得证。

表 8 机制分析

	产业升级机制		绿色创新机制	
	High structure	AC	Green Inv	AC
	(1)	(2)	(3)	(4)
High structure		-0.148*** (-5.57)		
Green Inv				-0.035* (-1.92)
DIN	1.223*** (3.40)	-3.387*** (-21.66)	5.980*** (10.90)	-3.356*** (-17.24)
常数项	0.006*** (9.35)	0.000 (1.59)	0.003*** (2.67)	-0.000 (-1.02)
控制变量	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y
Province FE	Y	Y	Y	Y
Observations	300	300	300	300
Adj.R ²	0.885	0.868	0.932	0.854

六、结论与建议

(一)主要结论

数智化发展对“双碳”目标的实现有显著推动作用。本文基于 2011—2020 年各省(区、市)面板数据,探究了数智化水平对碳排放的影响,并分析了作用机制。研究发现:(1)数智化水平的提高对区域碳减排有

明显的正向激励效应。(2)异质性分析表明,我国数智化在不同区域的降碳水平不同,东、西部地区数智化水平激励作用显著,且东部地区数智化水平对降碳减排的激励作用更为明显,而中部地区影响不显著;并且对经济发展水平不同的区域,数智化都能起到降低碳排放的作用,但不同水平下降碳减排的强度不同。(3)从产业升级视角与绿色创新视角进行机制分析,结果表明数智化水平通过产业升级效应和绿色创新效应促进碳减排。具体看,区域数智化水平的提升,可以加速产业结构转型升级,提高各产业的智能化和数字化,从而降低碳排放;且区域数智化水平的提升,可以激励区域绿色创新发展,提高绿色专利授权量,促进区域经济绿色协调发展,降低碳排放。

(二)对策建议

针对本文研究结论,为了更好地推动数智化发展,实现“双碳”目标,从如下方面提出对策建议:

第一,积极推动全国数字化、智能化发展,为实现数智化降碳转型提供坚实基础。首先,加快数字化、智能化基础设施建设,建立完善的数据治理体系,并借助智能算法和自动化技术,加速工业和生产流程的优化和升级,提高资源配置效率,实现减碳减排。其次,提升政府、企业、社会的数智化转型意识,培养更多的专业人才,用数智化技术推进区域碳排放水平降低,将减碳效应最大化。

第二,针对不同区域制定特色化的发展模式。结合不同地区的经济结构、资源禀赋和发展需求,建立针对东、中、西部特色的数智化降碳发展模式。东部地区数智化发展水平相对较高,应进一步利用数智化发展数智工业、数智金融、数智文旅等,打造领先的数智化城市,通过数智化技术在工业发展、能源管理、环境监测、城市交通等方面的应用,提高城市运行效率,减少碳排放,为全国起到示范作用。中部地区要积极推动数智化赋能产业升级,通过工业互联网、智能制造等手段提高生产效率,减少能源消耗和碳排放,推动产业结构向低碳方向升级;此外,应建立碳智化的供应链管理系统,通过数字技术监测整个供应链过程,优化资源利用,减少碳足迹,推动产业链的数智化升级。西部地区应加大对数智化基础设施的普及力度,确保能够充分利用数字技术在能源、水资源管理等方面提高效率,并发展智能旅游业,推动绿色发展。

第三,充分发挥数智化在产业优化和绿色创新方

面的优势。充分发挥数智化在推动产业转型升级的作用。运用数智化手段,通过数字技术,监测和优化能源的使用和生产过程,发展智能化产业,减少煤炭等化石能源使用的同时提升其使用效率,并增加风能、太阳能等清洁能源的使用,实现传统化石能源和新兴环保能源的结合使用,推动产业高级化,降低区域碳排放水平。利用大数据分析和人工智能技术,进一步提升区域的绿色创新发展,通过模拟和仿真技术,加速产品和服务的研发周期,通过个性化的订制服务,实现技术的精准匹配,扩大绿色创新技术的使用范围,优化生产过程,更有效地降低区域碳排放水平。◆

参考文献:

- [1]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.
- [2]戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020(6):135-152+250.
- [3]张云,柏培文.数智化如何影响双循环参与度与收入差距:基于省级—行业层面数据[J].管理世界,2023(10):58-83.
- [4]罗斌元,陈艳霞.数智化如何赋能经济高质量发展:兼论营商环境的调节作用[J].科技进步与对策,2022(5):61-71.
- [5]王秉.何为数智:数智概念的多重含义研究[J].情报杂志,2023(7):71-76.
- [6]邵婧婷.数字化、智能化技术对企业价值链的重塑研究[J].经济纵横,2019(9):95-102.
- [7]金飞,孙月平,徐笛.区域协调视域下的产业数智化动态发展机制研究[J].经济问题,2023(7):20-28.
- [8]TIAN H N,LI Y F,ZHANG Y.Digital and intelligent empowerment: Can big data capability drive green process innovation of manufacturing enterprises? [J].Journal of Cleaner Production,2022(377):134261.
- [9]黄勃,李海彤,刘俊岐,等.数字技术创新与中国企业高质量发展:来自企业数字专利的证据[J].经济研究,2023(3):97-115.
- [10]陈雨露.数字经济与实体经济融合发展的理论探索[J].经济研究,2023(9):22-30.
- [11]杨刚强,王海森,范恒山,等.数字经济的碳减排效应:理论分析与经验证据[J].中国工业经济,2023(5):80-98.
- [12]李杰,刘清.数字经济如何赋能城市绿色全要素生产率:基于国家大数据综合试验区建设的经验证据[J].现代管理科学,2023(5):133-142.
- [13]汪前元,魏守道,金山,等.工业智能化的就业效应研究:基于劳动者技能和性别的空间计量分析[J].管理世界,2022(10):110-126.
- [14]王林辉,钱圆圆,周慧琳,等.人工智能技术冲击和中国职业变迁方向[J].管理世界,2023(11):74-95.
- [15]孙早,侯玉琳.工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J].中国工业经济,2019(5):61-79.
- [16]HERNANDEZ-CRUZ X,VILLALOBOS J R,RUNGER G,et al.Building an intelligent system to identify trends in agricultural markets[J].Journal of Cleaner Production,2023(425):138956.
- [17]李阳,赵清民,薛兆杰.新一代油气开发技术体系构建与创新实践[J].中国石油大学学报(自然科学版),2023(5):45-54.
- [18]葛世荣,张晞,薛光辉,等.我国煤矿煤机智能技术与装备发展研究[J].中国工程科学,2023(5):146-156.
- [19]田华文.“双碳”目标下数字经济赋能绿色低碳发展论析[J].中州学刊,2023(9):30-39.
- [20]徐慧琳,杨望,谭小芬.数字经济对共同富裕的影响:基于省级面板数据的实证[J].统计与决策,2023(19):5-10.
- [21]孙伟增,毛宁,兰峰,等.政策赋能、数字生态与企业数字化转型:基于国家大数据综合试验区的准自然实验[J].中国工业经济,2023(9):117-135.
- [22]姚明秀,王森薇,雷一东.基于STIRPAT模型的上海市碳达峰预测研究[J].复旦学报(自然科学版),2023(2):226-237.
- [23]薛飞,周民良.中国碳交易市场规模的减排效应研究[J].华东经济管理,2021(6):11-21.
- [24]沈小波,陈语,林伯强.技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J].经济研究,2021(2):157-173.
- [25]BARTIK T J.Who benefits from state and local economic development policies? [M].Michigan:W.E.Upjohn Institute for Employment Research,1991.
- [26]易行健,张凌霜.数字普惠金融对家庭资产负债率的影响:基于家庭微观数据的实证估计[J].福建论坛(人文社会科学版),2021(2):113-125.
- [27]黄令,王亚飞,伍政兴.数字经济影响制造业高质量发展的实证检验[J].统计与决策,2023(14):22-27.
- [28]徐盈之,张瑞婕,孙文远.绿色技术创新、要素市场扭曲与产业结构升级[J].研究与发展管理,2021(6):75-86.
- [29]翟华云,刘易斯.数字金融发展、融资约束与企业绿色创新关系研究[J].科技进步与对策,2021(17):116-124.

(责任编辑:萧静)

数字基础设施对 城市经济绿色发展的影响效应研究

——一项准自然实验

肖悦

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451450)

摘要:绿色发展是发展新质生产力的内在要求,也是高质量发展的底色。在加强生态文明建设,推进绿色低碳发展背景下,数字基础设施建设为经济高质量发展注入了强大动力,也为城市实现绿色发展提供了新思路。采用 284 个城市数据,运用多期双重差分方法探究数字基础设施对城市经济绿色发展的影响及作用机制。结果显示,数字基础设施有助于城市经济绿色发展,且对邻近城市有正向空间溢出效应;机制检验发现,创新效应和节能减排效应是有效传导机制;异质性分析表明,东部地区、东部沿海城市的影响效果最为明显,城市对外开放水平和金融发展程度起正向调节作用。因此,要加大数字基础设施建设力度,推动数字基础设施普及和技术研发,加大城市对外开放和金融发展水平,推进城市高质量可持续发展。

关键词:数字基础设施;绿色发展;“宽带中国”政策;技术创新;空间溢出效应

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)06-0019-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.06.003

一、引言

全球经济快速增长带来了严重的生态危机和资源困境等问题,不仅导致碳排放量逐年增加,加速全球气候变暖进程,也导致了土地荒漠化、资源枯竭和环境退化等问题,引发人们对绿色可持续发展的思考。近年来,中国积极转变经济增长模式,制定了一系列符合中国国情的可持续发展战略,大力推动低碳经济、绿色经济和生态文明建设。党的十八大以来,习近平总书记多次要求以绿色发展实现人与自然的和谐共生,强调经济社会与生态环境协调发展。2024 年的《政府工作报告》第一次系统性地把大力发展绿色低碳经济作为年度重点工作。探索生态环境保护与经济社会发展双赢路径,推动低附加值的粗放型经济发展模式转向

技术依赖的集约型经济模式,引导各类生产要素向低碳化、绿色化、智能化的绿色行业集聚,发展绿色经济成为破解中国资源环境约束,实现“双碳”目标的关键。数字基础设施是一种新型的基础设施体系,为个人、企业和政府访问数字内容和服务提供基础,确保了数字价值链中不同利益相关者的互联互通,为用户提供经济和社会价值。2024 年的《政府工作报告》指出要适度超前建设数字基础设施,加快形成全国一体化算力体系。为了抓住数字基础设施建设的机遇,世界主要国家制定了宽带发展战略,以提高宽带网络的覆盖率和速度。中国国务院于 2013 年发布了“宽带中国”战略及实施方案,“宽带战略”从部门行动上升为国家战略。“宽带中国”战略制定了涉及宽带用户、宽带普

基金项目:河南省软科学研究计划项目“双碳目标下数字经济助力河南省绿色低碳转型的内在机理、空间效应与政策优化研究”(242400410482)。

作者简介:肖悦(1988—),女,河南信阳人,博士,助理研究员,研究方向为数字经济、绿色经济。

及水平、宽带网络能力和宽带信息应用的未来 8 年宽带发展目标及路径,分阶段促进宽带网络的普及和应用。这些目标可通过鼓励电信设施投资、降低电信服务费用、加快现有网络和增加宽带普及率来实现。工业和信息化部(MIIT)、国家发展改革委(NDRC)联合公布了中国宽带试点城市名单,共有 120 个城市分别于 2014 年、2015 年和 2016 年入选。实施“宽带中国”战略后,试点城市的用户规模和宽带互联网普及率显著增加,宽带用户和渗透率指标取得快速发展,为经济可持续发展注入强大动力。

数字基础设施是节能减碳的重要领域,是赋能千行百业实现“双碳”目标的原动力(薛飞和周民良等, 2022)^[1]。但随着数字化发展的提速,数字技术在生产、使用和处置过程中需要能源和资源,其使用效应和反弹效应可能对环境质量构成威胁,损害绿色生产力的可持续增长(Avom 和 Nkengfack 等, 2020)^[2]。那么以“宽带中国”战略为标志的数字基础设施建设能否促进城市经济绿色发展? 是否存在空间效应? 其传导机制是什么? 其异质性影响有哪些? 在此背景下,研究数字基础设施与经济绿色发展之间的关系具有很强的理论价值和现实意义。基于此,本文将数字基础设施和经济绿色发展纳入同一分析框架,利用城市层面数据,以“宽带中国”示范城市试点政策为准自然实验,系统验证数字基础设施的绿色效应、空间溢出效应以及影响机理。本文的边际贡献如下:一是从横向和空间角度考察数字基础设施的经济环境效应,并采用一系列稳健性检验方法缓解试点城市非随机选择带来的内生性;二是从创新效应(创新投入和创新产出)、节能减排效应分析二者的影响机制,丰富相关研究;三是将对外开放、金融发展纳入同一分析框架,从对外开放、金融发展新的视角考察数字基础设施对经济绿色发展提升效用的异质性,为政策分析提供经验证据。

二、文献综述与研究假说

(一)文献综述

作为创新和技术传播的关键推动者,数字基础设施利用通用技术的独特性,在降低能源强度、减少二氧化碳等温室气体排放和提高各国经济绿色化能力方面发挥了有益作用,有助于引导绿色增长并实现可持续发展。数字基础设施可以促进企业降碳绿色转型(董媛香和张国珍, 2023)^[3],有效抑制城市碳排放(Tang 和 Yang, 2023)^[4]、抑制“资源诅咒”(Sun 和 Zhai

等, 2023)^[5]。同时,数字技术在生产、使用和处置过程中需要能源和资源,对环境质量构成威胁,可能会损害绿色生产力的可持续增长。从能源消耗角度,信息技术的应用需要大量设备投资,设备生产、安装、加工、运营、分销和废物回收等环节极大地增加了能源消耗,导致能源使用相关的排放增加,对环境污染的反弹效应起主导作用(Nchofoung 和 Asongu, 2022)^[6]。因此,数字基础设施是否具有环境效益和绿色正外部性,能否成为实现城市经济绿色发展的理想途径,需要更丰富的数据和实证进行探索与验证。

(二)影响机理与研究假说

数字基础设施改变了经济和社会活动,通过绿色生产、绿色生活和绿色治理等促进了城市经济绿色发展。从生产角度看,数字基础设施通过数据库、物联网等技术帮助企业建立能源管理系统,优化生产流程,减少污染排放和能源消耗。如模拟或收集数据可以调整优化生产操作参数,避免不必要的能源消耗,减少工业基础阶段的污染。从生活方式看,互联网平台的发展创造了“无纸化”的工作模式,增加了在线支付、在线登记,促进了电子合同、电子认证等互联网应用,减少了日常生活和工作中的能源消耗。此外,数字基础设施实现了智能出行,提高了交通效率并减少了污染排放。在治理方面,数字基础设施有助于监管机构动态、即时监测生产活动,及时阻止高污染、高排放行为(Yang 和 Wu 等, 2021)^[7]。遥感测量、大数据、云计算等碳排放测量技术的进步和应用,可以快速收集和监测碳排放数据,加强对环境污染的监管。这些监测数据的有效分析、整合、共享和扩展可以为政府制定减少碳排放的政策提供数据支撑。基于此,本文提出:

假设 1:数字基础设施可以促进城市经济绿色发展。

数字化使知识和信息易于存储、访问和修改,打破了时空限制,加快了知识的传播速度,降低了知识的获取成本。作为一个开放的社会经济体系,城市可利用数字技术降低部门间联系和通信的边际成本,通过不同方式与其他城市建立关系,如通过商业运营、交通运输或社会活动等,促进不同城市的经济主体合作、城市和地区之间的信息流动和部门间联系。这种流动存在很强的空间特征,从而产生空间溢出效应。根据新经济地理学“中心-外围”城市理论,数字化的知识和信息即数据能够更便捷地渗透于各城市、各产业,形成“吸引力”潜力,中心城市通过“极化效应”形成区域

增长极。同时先进技术和方法基于空间邻接性的扩散模式加速了知识、信息数据和各种资源要素向邻近城市扩散,邻近城市从具有领先地位的先进信息基础设施的城市获取并应用必要的知识,形成学习和模仿效应,产生溢出效应。基于此,本文提出:

假设 2:数字基础设施对邻近城市的经济绿色发展存在空间溢出效应。

数字基础设施的核心作用是促进知识传播和交流,模拟技术创新,从而促进城市经济绿色发展。数字技术或新一代信息技术是通用目的技术,具有溢出、共享和开放等特征,能够利用自身信息的存储能力及衍生的连通、计算和规划等能力优势,加快组织之间的知识转移,促进知识的生产、集聚、扩散和应用。它不仅促进了现有显性知识的传播,还促进了隐性知识的转化。知识交流和溢出是技术创新的源泉,加快了创新资源和要素的获取,在推动公司产品研发合作、组织创新等方面具有重要作用。而技术创新在扩大新生产市场、能源结构调整、提高能源利用效率、资源节约和循环利用以及污染控制和节能减排方面具有重要作用,是促进经济绿色转型的关键(上官绪明和葛斌华, 2020; Zhang 和 Vigne, 2021)^[8-9]。因此,数字基础设施的知识溢出效应有助于通过推进组织内部的知识创造、传播与共享,倒逼产业体系内部的制造成本优化及降低,增强与外部环境的联动和响应能力,将创新驱动与绿色经济发展融合,从而达到生态环境治理与资源保护的目。基于此,本文提出:

假设 3a:数字基础设施可以通过创新效应促进城市经济绿色发展。

数字技术优化了能源利用技术和生产技术,显著降低了能源消耗。数字技术与绿色制造技术的深度结合催生了绿色智能制造平台,包括产品设计、工艺规划和制造决策系统,实现了智能化生产和产业链重组,提高企业的能源利用效率,直接降低能源消耗。传统能源企业和数字能源企业的融合可利用最新的信息技术整合能源和数字技术,让经济主体迅速适应市场环境变化,优化能源结构,加快能源转型。数字经济时代绿色低碳的生活方式通过绿色消费平台、绿色消费产品推动产业链及消费绿色化、生态化转型,减少了能源消耗、资源浪费和环境污染,推动绿色发展。如网络购物消费、线上无纸办公、居家生活(在线外卖、教育、医疗)、交通出行、手机支付以及旅游休闲等手机连接互

联网的数字化生活场景可以便捷通信,减少出差和出行。同时,以数字技术为依托的智慧城市在能源系统、交通、物流、政务运营、环境管理、城乡建设和惠民服务等领域的应用推动了城市治理体系现代化,形成消费端数字化能源消耗和减排,推动城市运转更加高效环保。基于此,本文提出:

假设 3b:数字基础设施可以通过节能减排效应促进城市经济绿色发展。

三、研究设计

(一)模型构建

“宽带中国”政策是从试点到推广的政策实验,其示范城市试点分期分批设立符合双重差分模型的随机性假设。因此,采用多期双重差分模型验证数字基础设施对城市经济绿色发展的影响,回归方程见式(1):

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{it} + \alpha_c X_{it} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示城市和年份;向量 X_{it} 表示控制变量;方程中加入了个体固定效应 σ_i 和年份固定效应 δ_t ; ε_{it} 表示随机误差项。如果 $Policy_{it}$ 回归系数显著大于 0,则假设 1 得到验证。

为进一步探究数字基础设施对城市经济绿色发展可能存在的空间溢出效应,构建空间杜宾双重差分模型(DID-SDM),模型具体设定如下:

$$GTFP_{it} = \rho W GTFP_{it} + \alpha_1 Policy_{it} + \theta W Policy_{it} + \alpha_c X_{it} + \tau W X_{it} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, W 表示 $n \times n$ 维空间权重矩阵,本文选取经济距离矩阵 ω_j 、地理和经济距离嵌套矩阵 ω_{dj} ; ρ 和 θ 表示空间相关系数。

为探讨数字基础设施影响城市经济绿色发展的作用机制,采用中介效应模型进行实证检验,模型构建如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{it} + \beta_c X_{it} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GTFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Policy_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_c X_{it} + \sigma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, M 表示中介机制变量, β_1 表示政策变量对机制变量的影响。如果政策变量 β_1 、 γ_1 和机制变量 γ_2 的系数显著,说明政策可以通过影响中介变量进而对 $GTFP$ 产生影响。

(二)变量选取

被解释变量是经济绿色发展。经济绿色发展的内涵应包括资源节约、环境友好和经济发展三个主要方面,本文用绿色全要素生产率($GTFP$)来衡量,采用 $SBM-GML$ 模型进行测算。 $GTFP$ 是统筹绿色和增长的

关键结合点,突出“绿色增长”概念,是将经济增长与环境保护相结合的科学指标。本文借鉴原毅军和谢荣辉(2015)^[10]的处理方式,将 GTFP 的 ML 指数逐年累乘得到相应绝对值水平。指标选择上,投入指标包括劳动力投入、资本投入和能源投入,其中能源投入采用城市全年全市用电总量(万千瓦·小时)衡量。产出指标包括期望产出指标和非期望产出指标,期望产出采用各城市国民生产总值(万元)表征,对应指标平减处理为以 2011 年为基期的不变价格;非期望产出选取各城市工业二氧化硫、废水及烟尘排放数据衡量。

核心解释变量为“宽带中国”试点政策(Policy)。即对试点城市政策实施当年及以后年度赋值为 1,其余

设定为 0。

控制变量。控制以下变量:经济发展水平(Pgdp),用人均 GDP 的对数表示,并用其平方项(Pgdp2)来控制经济发展水平可能存在的非线性影响;环境规制(Er),用水利、环境和公共设施管理业的从业人员数量的对数表示;外资利用(Fdi),用当年实际使用外资总额与 GDP 的比值表示,其中外资总额用当年人民币对美元平均汇率折算成人民币;产业结构(Is),用第二产业增加值与 GDP 的比值表示;人力资本(Hc),用城市普通高校在校生人数与城市年末总人口的比值表示;财政干预度(Gi),用财政支出与 GDP 的比值表示。

各变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计分析

	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	GTFP	2556	1.016	0.300	0.247	4.088
解释变量	Policy	2556	0.210	0.407	0	1
控制变量	Pgdp	2556	10.721	0.590	8.773	15.671
	Pgdp2	2556	115.298	12.797	76.964	245.606
	Er	2556	0.855	1.067	0.005	12.380
	Fdi	2556	0.017	0.017	0.000	0.119
	Is	2556	46.981	10.667	11.700	89.340
	Hc	2556	0.019	0.024	0.000	0.131
	Gi	2556	0.200	0.101	0.044	0.872

(三)数据来源

鉴于数据的可获取性和完整性,本文采用 2011—2019 年 284 个中国地级市作为研究对象。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各地区统计年鉴和各地级市统计公报。其中对应的城市数据为全市范围。

四、实证结果分析

(一)基准回归检验

表 2 为基准模型回归结果。模型(2)显示,在控制年份和城市固定效应后,试点政策对 GTFP 的影响显著为正。逐步加入控制变量后,模型(3)—(5)中试点政策的估计系数仍在 1%显著性水平下为正,但正向

表 2 基准模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Policy	0.123*** (0.016)	0.108*** (0.017)	0.086*** (0.017)	0.086*** (0.017)	0.078*** (0.017)
Pgdp			-2.079*** (0.216)	-2.079*** (0.216)	-2.183*** (0.220)
Pgdp2			0.085*** (0.009)	0.085*** (0.009)	0.089*** (0.009)
Er			0.047*** (0.016)	0.047*** (0.016)	0.045*** (0.016)
Fdi			-0.248 (0.500)	-0.244 (0.500)	-0.126 (0.502)

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Is			0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
Hc				0.525 (1.129)	0.435 (1.128)
Gi					-0.395** (0.154)
常数项	1*** (0.017)	1*** (0.013)	13.20*** (1.227)	13.19*** (1.228)	13.95*** (1.262)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	2556	2556	2556	2556	2556
R ²	0.155	0.155	0.199	0.199	0.201

注：***、**和*表示不同的显著性水平，分别为p=0.01、p=0.05和p=0.1，回归系数下括号内的数值为相应的稳健标准误差。下表同。

作用下降，系数由0.086下降为0.078。表明“宽带中国”试点政策显著促进了GTFP，假设1得到验证。

(二)空间效应分析

表3报告了“宽带中国”试点政策对GTFP的空间溢出效应检验结果。模型(1)和(2)的结果显示，选用经济距离矩阵和经济地理嵌套矩阵时，W×GTFP空间滞后因变量ρ的估计系数分别为0.183和0.216，均通过了1%水平下的显著性检验，表明中国城市GTFP具

有显著的空间聚类特征，GTFP具有正向空间外溢效应。无论选用哪种矩阵，解释变量空间滞后项Policy和W×Policy系数都在5%的显著性水平下为正，表明试点政策很大程度上促进了邻近地区经济的绿色发展。由于空间杜宾模型(SDM)解释了各城市之间的空间经济相关性，自变量的系数并不能准确反映解释变量对因变量的边际效应，将系数解释为因变量相对于自变量的偏导数是有偏误的。因此，本文将其效应分解为直接效应、间接效应和总效应。从表3可以看出，无论选用经济距离矩阵还是经济地理嵌套矩阵，试点政策的直接效应、间接效应和总效应均在1%的显著性水平下为正。

综上，假设2得到验证。如果忽略空间因素的相互作用，将低估试点政策对GTFP的积极影响。正是因为数字基础设施依托数字技术的有效融合，打破了从生产要素到创新体系的信息壁垒，突破了时间、空间和产业边界的限制，形成了产业协同进步的空间联动，从而促进了邻近区域的经济绿色发展。

(三)稳健性检验

为了排除其他因素对研究结论的干扰，造成基准估计结果的偏误，本部分进行平行趋势检验、安慰剂检验、工具变量检验、排除同期其他政策的影响、剔除特定样本、替换被解释变量等一系列稳健性检验。

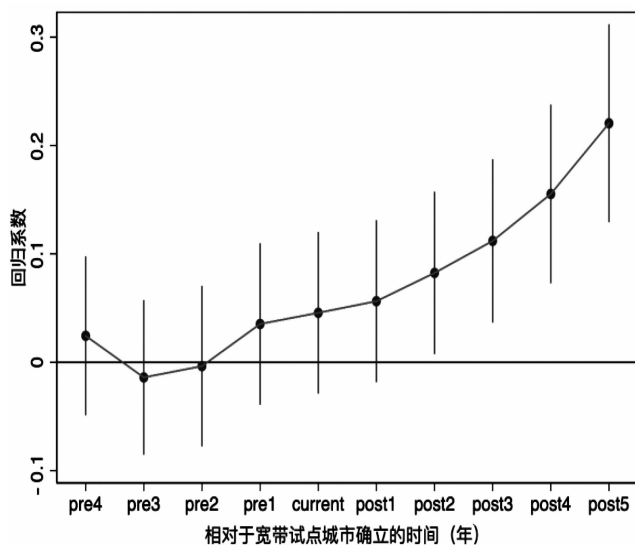
1. 平行趋势检验

DID模型的有效性依赖于处理组和对照组在政策

表3 空间效应分析

变量	(1)W _j		(2)W _{dj}	
	Main	W×x	Main	W×x
Policy	0.057*** (0.016)	0.086** (0.039)	0.057*** (0.016)	0.076** (0.036)
控制变量	Yes		Yes	
城市固定效应	Yes		Yes	
年份固定效应	Yes		Yes	
ρ	0.183*** (0.035)		0.216*** (0.034)	
直接效应	0.060*** (0.016)		0.061*** (0.016)	
间接效应	0.121*** (0.045)		0.114*** (0.043)	
总效应	0.181*** (0.050)		0.175*** (0.048)	
观测数	2547		2547	
R ²	0.058		0.051	

冲击之前不存在时间趋势,即满足平行趋势假设。在“宽带中国”试点政策实施前,处理组与控制组若具备相同的时间变化趋势,则 Policy 的显著性为政策试点城市设立所带来的,反之,Policy 的显著结果可能为非观测因素的外生冲击产生的影响结果。为检验基准回归是否满足平行趋势假设,采用事件分析法检验其假设和政策动态效应。构建试点城市设立前 5 年、政策实行年(current)、实施后 5 年的年份虚拟变量与对应政策虚拟变量的交叉项。图 1 显示,“宽带中国”试点城市设立前各期的估计系数均不显著,说明此时处理组和对照组之间 GTFP 的变化趋势不存在显著差异,本文的多期 DID 满足平行趋势检验。而在政策实施后的第 2—5 年通过了显著性检验,且系数的正向促进效应呈现逐年增大趋势,说明试点政策能够显著促进城市经济绿色发展,且促进效果存在滞后效应。



注:实心点表示式(3)的估计系数 β_q ,短竖线为稳健标准误对应的 90%上下置信区间。

图 1 平行趋势多期动态效应图

2. 安慰剂检验

为了验证示范城市试点政策对 GTFP 的影响不受非观测或随机因素干扰,确保政策评估的有效性,采用随机模拟方法对基准回归结果进行安慰剂检验。对处理组变量随机重复抽样 400 次,模拟结果如图 2。随机化后的 Policy 系数的 t 统计量集中分布在 0 附近,拒绝原假设。原模型 Policy 项估计值系数为 0.078,显著偏离随机模拟估计区间 99%分位以外,说明该检验通过了 1%的置信水平。可以排除本文的基准估计结果

有其他不可观察特征的影响,即试点政策对 GTFP 的促进作用仍然稳定有效。

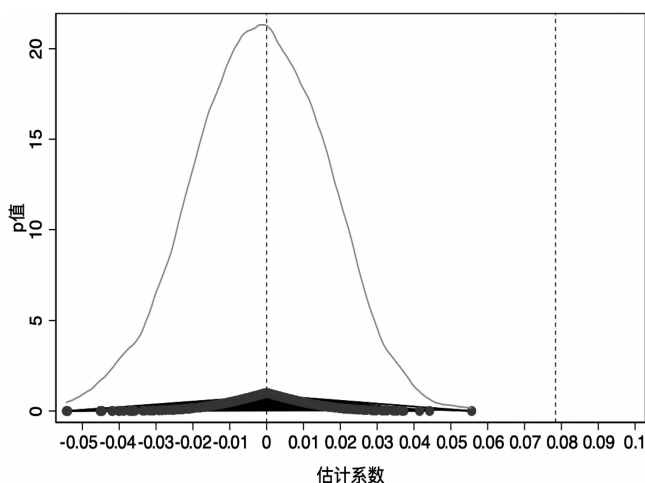


图 2 安慰剂检验

3. 工具变量检验

以 1984 年每个城市每万人拥有的电话数量为工具变量。中国互联网发展的早期阶段主要始于模拟电话线路,因此电话用户较多的城市互联网发展水平较高,“宽带中国”试点政策城市普遍具备良好的宽带发展基础,具有相关性。历史上固定电话的数量一定程度上不影响现在的经济绿色发展,满足外生性条件。同时,本文利用地理位置变量(各城市到杭州的距离)作为第二个外生工具变量(柏培文和喻理,2021)^[1]。地理位置距离几乎不会影响城市的经济绿色发展,某种程度上符合外生条件。以支付宝为代表的数字金融发展起源于杭州,其信息基础设施建设处于领先地位。因此,离杭州的距离与数字基础设施发展程度有关,即城市离杭州越近,数字基础设施发展水平越好,符合相关性条件。为了使工具变量满足面板数据的时间可变性,将上述变量的对数与时间伪变量的交乘项作为“宽带中国”试点政策的工具变量。使用 2SLS 的框架估计“宽带中国”试点政策对 GTFP 的影响,回归结果见表 4。第一阶段 IV1 和 IV2 的回归系数分别为 0.003 和 -0.012,通过 1%显著性统计检验,表明“宽带中国”试点政策与两个工具变量显著相关。第一阶段的 F 统计值分别为 76.50 和 77.20,远大于经验法则中的临界值 10,说明“弱工具变量”不存在。第二阶段回归结果可以看出,无论选择何种工具变量,Policy 系数均在 5%或 5%以上的显著性水平下为正。说明克服内生性问题后,试点政策对 GTFP 的促进作用仍稳定有效。

表 4 工具变量检验结果

变量	Policy		GTFP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IV1:电话_1984×年份	0.003*** (0.001)			
IV2:距离×年份		-0.012*** (0.003)		
Policy			1.069*** (0.368)	0.523** (0.209)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Kleibergen-Paap Wald F	76.50	77.20	—	—
观测数	2556	2556	2556	2556

4. 排除同期其他政策的影响

为促进经济高质量增长和应对环境污染,政府出台一系列政策促进绿色生产力,可能会从不同方面影响城市的绿色发展,造成基准估计结果偏误。本文重点考虑三个试点政策:智慧城市示范城市(Policy01_{it})、低碳城市试点政策(Policy02_{it})、国家电子商务示范城市(Policy03_{it})。回归结果见表 5,模型(1)—(3)是逐步

控制单个政策变量的回归结果,模型(4)为添加所有政策冲击变量的回归结果。结果表明,不管是逐步控制单个政策变量还是控制所有政策变量,Policy 的系数仍显著为正,系数值与基准回归相比没有显著变化。表明其他类似或相关的政策并没有影响“宽带中国”试点政策对城市 GTFP 的促进效应,结果稳健。

表 5 排除同期其他政策影响的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Policy	0.074*** (0.017)	0.078*** (0.017)	0.057*** (0.017)	0.055*** (0.017)
Policy01 (智慧城市试点政策)	0.035** (0.016)			0.021 (0.017)
Policy02 (低碳城市试点政策)		0.010 (0.022)		-0.017 (0.022)
Policy03 (电子商务试点政策)			0.146*** (0.022)	0.145*** (0.023)
常数项	13.91*** (1.261)	13.91*** (1.264)	13.31*** (1.254)	13.35*** (1.255)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	2556	2556	2556	2556
R ²	0.203	0.201	0.216	0.217

5. 其他稳健性检验

除以上检验外,本文还从以下方面进行稳健性检验:

一是替换被解释变量。为缓解指数构造方式可能带来的估计偏误,变换绿色全要素生产率的计算方法。考虑到用以衡量绿色全要素生产率指标的非期望产

出主要以“三废排放量”为主,本文在原有非期望产出基础上加入二氧化碳排放数据作为非期望产出,以及单独利用二氧化碳排放数据作为非期望产出的方法重新计算城市的绿色全要素生产率。表 6 模型(1)和

模型(2)的估计结果表明,替换因变量测度后的政策变量系数在 1%的显著性水平下依然为正,再次证明基准估计结果的稳健性。

二是剔除特定样本。剔除北京、天津、上海和重庆

表 6 其他稳健性检验结果

变量	(1) 更换被解释 变量 1	(2) 更换被解释 变量 2	(3) 剔除特定 样本	(4) 全部样本 缩尾 1%	(5) 全部样本 缩尾 5%	(6) 控制省份 固定效应	(7) 控制省份与年份 交互固定效应	(8) 增加时间 趋势项
Policy	0.075*** (0.018)	0.047*** (0.012)	0.073*** (0.017)	0.050*** (0.013)	0.028** (0.012)	0.078*** (0.017)	0.094*** (0.017)	0.053*** (0.017)
常数项	14.47*** (1.315)	12.52*** (0.932)	13.56*** (1.257)	25.24*** (1.686)	17.29*** (2.047)	14.07*** (1.273)	9.953*** (1.456)	-85.22*** (7.671)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份效应	-	-	-	-	-	Yes	Yes	-
省份×年份	-	-	-	-	-	-	Yes	-
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察数	2556	2556	2520	2261	1429	2556	2511	2556
R ²	0.105	0.218	0.188	0.245	0.239	0.588	0.670	0.143

四个直辖市样本,对剩余样本进行回归,结果如表 6 模型(3)所示,政策系数与基准模型的估计结果未发生实质性变化,结论具有较好的稳健性。

三是样本数据重新筛选。为避免极端值造成的估计结果偏误,对全部样本的所有变量截尾 1%和 5%,结果见表 6 模型(4)—(5)。无论采取何种方式,Policy 的系数都通过显著性检验,表明结果是稳健的。

四是控制其他层面的固定效应。城市统计数据存在明显的层级结构,相对于不同省份中的个体城市样本,同省份内的城市个体比不同省份的城市个体更加接近或者相似。为了避免可能遗漏省份层面不随时间改变的特征变量,从而使估计结果有偏和不一致,本文在保留年份和城市固定效应的基础上,设定省份固定效应、省份与年份交互效应增加固定效应的约束程度,以缓解宏观系统性环境变化的影响(赵涛和张智等,2020)^[12]。如表 6 模型(6)—(7)所示,实证结果没有实质性变化,结果依然保持稳健。

五是增加时间趋势项。为控制城市处理组或控制组存在的未被其他控制变量控制的时间趋势,在基准模型的基础上加入个体虚拟变量与时间趋势项的交互项 $treat \times t$ 。回归结果如表 6 模型(8),试点政策的系数在 1%的显著性水平下为正,结果依然保持稳健。

五、机制检验

(一)基于创新效应的机制检验

分析表明,数字基础设施会通过创新效应促进经济绿色发展,本部分从创新投入和创新产出的角度进行机制检验。科学技术支出是科技有效创新的基础,研发资本存量直接影响地区科技创新水平,以单位 GDP 科学技术支出(Gsc)衡量城市科技创新投入力度;

表 7 机制检验结果(创新效应)

变量	(1) Gsc	(2) GTFP	(3) Innov	(4) GTFP
Policy	0.202*** (0.034)	0.074*** (0.017)	0.584*** (0.126)	0.069*** (0.017)
Gsc		0.022** (0.011)		
Innov				0.017*** (0.003)
常数项	-9.556*** (2.537)	14.14*** (1.265)	93.93*** (9.499)	12.37*** (1.279)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	2555	2555	2556	2556
R ²	0.385	0.202	0.225	0.214

以每万人发明专利授权量(Innov)作为创新产出的代理变量,回归结果见表7。模型(1)和(2)的结果表明,试点政策促进了创新投入,验证了创新投入机制。模型(3)和(4)显示,试点政策可通过创新产出促进城市经济绿色发展。因此,假设3a得到验证。数字基础设施为创新驱动发展创造新优势,创新效应通过技术知识的溢出和积累效应提高经济产出和环境效率,促进城市经济绿色发展。

(二)基于节能减排效应的机制检验

分析表明,数字基础设施可通过节能降耗和减少环境污染推动城市经济绿色发展。为验证该效应,使用单位GDP全社会用电量(Gpower)作为能源消耗的

代理变量,以二氧化硫排放量的对数(So₂)作为环境污染的代理变量。表8模型(1)显示,政策系数在5%水平下显著为负,说明试点政策显著降低了能源消耗,促进了城市向低能耗方向转变。模型(2)显示,将机制变量加入基准回归后,试点政策和能源消耗的系数依然显著,验证了节能效应机制。模型(3)显示,试点政策系数显著为负,说明试点政策显著减少了污染物排放水平。模型(4)显示,将So₂加入基准回归后,试点政策和So₂的系数仍显著,验证了减排效应机制,表明试点政策对环境污染起到了抑制作用,促进了城市经济绿色发展。本部分结果表明,假设3b得到验证。

六、异质性分析

(一)基于区域分布的异质性

由于中国不同地区存在经济发展不平衡不充分问题,可能导致区域间的“数字鸿沟”。首先按经济发展水平将样本分为东部沿海城市、非东部沿海城市,然后根据2005年全国经济普查划分标准将城市样本进一步细分为东、中、西部地区进行异质性分析,结果见表9。模型(1)—(3)表明,“宽带中国”试点政策对东部地区城市GTFP的影响具有显著正效应,而对中、西部地区的影响不显著。模型(4)—(5)表明,东部沿海城市、非东部沿海城市政策系数均在5%以上显著性水平下为正,但东部沿海城市试点政策对GTFP影响的显著性和促进作用明显高于非东部沿海城市。可能原因是东部地区拥有更完善的数字基础设施、更广阔的市场和腹地,为城市经济绿色发展提供了良好基础。西部地区经济规模偏小,新基建投入水平相对较低,城市经济绿色增长效应尚未有效发挥。

表 8 机制检验结果(节能减排效应)

变量	(1) Gpower	(2) GTFP	(3) So ₂	(4) GTFP
Policy	-0.004** (0.002)	0.075*** (0.017)	-0.077* (0.041)	0.068*** (0.016)
Gpower		-0.902*** (0.219)		
So ₂				0.134*** (0.008)
常数项	0.278** (0.121)	14.20*** (1.259)	4.699 (3.114)	14.58*** (1.192)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2556	2556	2556	2556
R ²	0.110	0.207	0.648	0.289

表 9 基于地理区位的异质性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东部沿海城市	(5) 非东部沿海城市
Policy	0.176*** (0.031)	0.042 (0.027)	0.011 (0.025)	0.104*** (0.024)	0.056** (0.023)
常数项	20.69*** (4.314)	18.68*** (3.662)	6.156*** (1.612)	27.25*** (2.718)	9.143*** (1.629)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	909	891	756	1143	1413
R ²	0.389	0.216	0.108	0.317	0.149

(二)基于对外开放和金融发展视角的异质性

数字基础设施对城市经济绿色发展的促进作用可能受一些地方特征的影响,本部分基于对外开放、金融发展视角进一步分析。健全的金融服务体系有助于企业获得融资,缓解创新实体的融资约束,提高经济效率和可持续性。金融发展有助于增加数字新基建、城市智慧化绿色化等方面的资产配置和资金投向,提升金融支持绿色低碳发展的水平。使用银行业金融机构的人民币存款和贷款占地区 GDP 的比例来衡量城市的金融发展水平,以试点政策与其交乘项 Policy × Finance 验证金融发展的调节效应。如表 10 模型(1)所示,Policy × Finance 的系数为正且通过了 1%水平的显著性检验,表明金融发展对二者起正向调节作用,即试点政策对 GTFP 的促进程度在金融发展水平较高的城市强于较低的城市。随着国际数字化和信息化进入创新和信息驱动时代,许多国家制定了各种激励措施和政策来扩大开放程度。对外开放可通过吸收外国投资产生的技术溢出推动区域绿色增长。外商直接投资的增加提高吸收、适应和创新能力,加强产业专业化,促进信息通信技术发展,而国际先进技术的应用在降低能源消耗和污染排放方面发挥重要作用。作为国家间技术转移和知识溢出的主要方式,数字贸易在国际贸易中占据越来越重要的地位,其规模扩大有助于加速跨境创新和绿色技术的传播和扩散,促进经济绿色发展。对外开放可由对外贸易开放度和投资开放度表示,本文以城市当年实际使用外资总额占地区 GDP 的比重衡量城市投资开放度水平(Fdi),以城

表 10 基于对外开放和金融发展视角的异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Policy×Finance	0.033*** (0.005)		
Policy×Fdi		2.766*** (0.594)	
Policy×Trade			0.254*** (0.039)
常数项	13.56*** (1.257)	14.04*** (1.260)	13.36*** (1.263)
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测数	2556	2556	2556
R ²	0.209	0.201	0.208

市当年进出口贸易总额占地区 GDP 的比重衡量城市贸易开放度水平(Trade)。以试点政策与二者的交乘项 Policy × Fdi、Policy × Trade 来验证对外开放的调节效应,回归结果见表 10 模型(2)—(3)。Policy × Fdi、Policy × Trade 的系数显著为正,表明对外开放水平高的城市,试点政策对 GTFP 的促进作用强于较低的城市。可能因为中国对外开放程度较高的城市新经济新产业发展较快,信息基础设施比较完善,提升了城市的包容性和治理水平。

以上结果表明,数字基础设施对城市经济绿色发展的影响存在对外开放水平和金融发展程度的异质性,二者均起正向调节作用。

七、结论与对策建议

本文基于“宽带中国”示范城市的准自然实验,采用多期 DID 方法利用处理组、控制组在政策实施前后的对比结果验证数字基础设施对城市经济绿色发展的促进作用。结果表明:(1)数字基础设施显著促进了城市经济绿色发展。这一结论在进行内生性检验、平行趋势检验、安慰剂检验、样本重新筛选、排除同期其他政策的影响、替换被解释变量、控制其他层面的固定效应等一系列稳健性检验后仍然成立。(2)采用空间双重差分杜宾模型发现,数字基础设施对邻近城市的经济绿色发展存在正向空间溢出效应。(3)机制检验发现,创新效应和节能减排效应是数字基础设施影响经济绿色发展的有效传导机制。(4)数字基础设施对城市经济绿色发展的影响存在异质性。东部地区、东部沿海城市的影响效果最为明显,对外开放水平和金融发展水平起正向调节作用。

基于以上研究结论,本文得出以下对策建议:

第一,加大数字基础设施建设力度,构建数字化绿色发展的基础环境。按照绿色、低碳、集约、高效原则,部署 5G、千兆宽带、数据中心等数字基础设施,提升信息基础网络设施能力和信息化服务能力,发挥数字基础设施建设在经济绿色赋能作用。积极布局互联网 3.0 等新赛道,加强数据中心优化提升和算力中心基础设施统筹布局。推进云网协同和算网融合发展,持续推进绿色数据中心的节能创建、运维和改造,提升数据中心可再生能源利用水平。

第二,推动数字基础设施普及和技术研发,提升社会服务的绿色化水平。以政策合力发挥数据资源高效、清洁、低成本和可复制优势,引导社会资源向数字

技术转移,形成经济、政府和社会各领域数字化转型新局面。如在智慧交通领域,通过新能源技术和智能网联减少碳排放;在政府治理方面,积极投身数字社会、数字政府建设,实现智能互联、数据共享和业务高效协同,推动数字技术在乡村教育、医疗卫生等基本公共服务领域的推广和应用。加大对科技创新的支持,加强关键核心技术攻关,打造一批高水平科技研发创新平台,推进数字技术跨界运营,形成产业链上下游和跨行业融合的协同创新体系和创新生态。

第三,实施更具针对性和精准性的区域政策,探索特色经济绿色发展新路径。立足中西部地区城市经济现状及发展实际,加大新型基础设施投资和建设力度,承接产业转移,吸收东部地区的高新技术,提升中西部地区数字经济渗透率,弥合“数字鸿沟”。增强先进绿色经济城市的中心辐射和空间溢出效应,形成城市间优势互补、协同发展的空间高质量发展格局。

第四,加大对外开放和金融发展力度,增强数字基建的绿色效应。一是顺应数字经济全球化国际大趋势,构建高水平开放合作体系。营造开放的国内数字经济生态。充分释放数据要素价值,加强产业链招商,促进用户大规模加速投资数字技术,深化高水平产业转移合作,构建开放有竞争力的产业生态。构建开放共赢数字领域国际合作格局。对接国际数字规则,推进与数字技术、数字贸易相关标准的研制,助力全球数字经济治理体系建设。二是搭建投融资专业服务平台,优化数字领域投融资营商环境,以创新链、产业链和资金链的良性循环促进数字基础设施发展。◆

参考文献:

- [1]薛飞,周民良,刘家旗.数字基础设施降低碳排放的效应研究:基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].南方经济,2022(10):19-36.
- [2]AVOM D,NKENGFACK H,FOTIO H K,et al.ICT and

environmental quality in Sub-Saharan Africa: effects and transmission channels[J]. Technological Forecasting Social Change, 2020(155):120028.

[3]董媛香,张国珍.数字基础设施建设能否带动企业降碳绿色转型?:基于生产要素链式网状体系[J].经济问题,2023(6):50-56.

[4]TANG K,YANG G.Does digital infrastructure cut carbon emissions in Chinese cities? [J].Sustainable Production and Consumption,2023(35):431-443.

[5]SUN J,ZHAI C,DONG X,et al.How does digital infrastructure break the resource curse of cities? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J].Resources Policy,2023(86):104302.

[6]NCHOFOUNG T N,ASONGU S A.Effects of infrastructures on environmental quality contingent on trade openness and governance dynamics in Africa[J].Renewable Energy,2022(189):152-163.

[7]YANG X,WU H,REN S,et al.Does the development of the internet contribute to air pollution control in China? Mechanism discussion and empirical test[J].Structural Change and Economic Dynamics,2021(56):207-224.

[8]上官绪明,葛斌华.科技创新、环境规制与经济高质量发展:来自中国 278 个地级及以上城市的经验证据[J].中国人口·资源与环境,2020(6):95-104.

[9]ZHANG D Y,VIGNE S A.How does innovation efficiency contribute to green productivity? A financial constraint perspective[J].Journal of Cleaner Production,2021(280):124000.

[10]原毅军,谢荣辉.FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长:基于 Luenberger 指数的实证研究[J].国际贸易问题,2015(8):84-93.

[11]柏培文,喻理.数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J].中国工业经济,2021(11):59-77.

[12]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.

(责任编辑:新月)

中国与金砖国家 出口贸易效率和潜力分析

程云洁 李沛阳

(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要: 基于随机前沿引力模型, 选取 2006—2022 年金砖国家的面板数据, 分析探讨中国与金砖国家的贸易效率与潜力, 结果表明: 中国对金砖国家出口贸易多以资本密集型商品和劳动密集型商品为主, 资源密集型商品和能源密集型商品较少; 贸易非效率项中, 货币自由度、政府效率、政治稳定程度和班轮运输连通性指数均对中国出口贸易具有显著的促进作用; 中国对金砖国家贸易效率以扩张型为主, 对原有金砖国家出口贸易效率较高, 新金砖国家出口贸易效率较低。从贸易拓展空间和可拓展贸易额考虑, 应重点关注俄罗斯和伊朗。应通过因地制宜制定出口方案, 加强物流通道建设, 加快建设自贸区和电子商务服务平台等措施, 进一步降低贸易壁垒, 提升中国对金砖国家的出口贸易效率与潜力。

关键词: 金砖国家; 贸易效率; 贸易潜力; 随机前沿引力模型

中图分类号: F752.62

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)06-0030-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2024.06.004

一、引言

金砖国家是由新兴市场国家和发展中国家组成的国际经贸合作组织, 2006 年由中国、巴西、俄罗斯和印度发起成立, 2010 年南非加入, 金砖五国正式成立。2024 年 1 月, 沙特、埃及、阿联酋、伊朗、埃塞俄比亚加入金砖国家, 由此, 金砖五国变为金砖十国。扩员后金砖十国占据世界人口的 46%, 全球 GDP 总量的 28%。经贸合作一直是金砖国家合作的重点和主要成果之一, 也是中国与金砖国家深化合作的重要组成部分。UNCOMTRADE 数据显示, 2022 年中国对金砖九国出口贸易额达到 4014 亿美元, 占同期中国出口贸易总额的 11.2%。因此, 基于贸易互补性指数和随机前沿引力模型, 测算中国与金砖国家的贸易关系以及出口贸易效率与潜力, 将初始金砖国家与新晋金砖国家进行对比分析, 结合实证结果提出针对性建议, 助推金

砖国家之间深化经贸合作。

二、文献综述

目前, 随机前沿引力模型已经成为学术界研究贸易效率与贸易潜力的主要方法之一。当前关于国内贸易效率和贸易潜力研究主要集中于三个方面: 一是对特定区域或国家贸易效率和潜力进行研究。王翀(2023)^[1]测算中国与 CPTPP 国家的贸易效率与潜力, 发现中国对 CPTPP 成员国出口效率可分为快速增长和增速放缓两个阶段。魏吉和张海燕(2020)^[2]测算中国与中东欧国家的进口贸易潜力, 发现中国与中东欧国家的进口贸易潜力较大。李萍(2018)^[3]测算中国与“一带一路”沿线国家的贸易潜力与效率, 发现中国与“一带一路”沿线国家的贸易效率普遍呈现上升趋势。二是对特定商品的贸易效率和潜力进行研究。杨兴龙和刘争争等(2022)^[4]对我国乳制品进口效率和潜力进

基金项目: 新疆高校人文社科重点研究基地重点项目“丝绸之路经济带背景下中国(新疆)与中亚数字经济合作的研究”(XJEDU2022J020); 新疆财经大学校地合作项目“丝绸之路经济带核心区城市经济活力评价与提升研究”(2023SLC009); 新疆财经大学重大资政调研项目“新疆高水平对外开放面临困境调查研究”(2023XZZ002)。

作者简介: 程云洁(1967—), 女, 山东梁山人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为世界经济; 李沛阳(2000—), 女, 河南商丘人, 硕士研究生, 研究方向为世界经济。

行研究,发现我国对各国乳制品的进口效率差异不大,存在一定的进口潜力待挖掘。金礼杰和李柏(2022)^[9]对我国体育用品出口贸易效率与潜力进行研究,发现整体上中国体育用品出口贸易效率和潜力较高,但主要出口市场趋于饱和,增长空间较为有限。张菲和管曦等(2021)^[10]对我国茶叶出口的贸易效率进行研究,发现我国茶叶出口贸易效率呈现随时间递增的趋势,但总体处于较低水平,且呈现区域不平衡现象。三是对特定区域的特定商品的贸易效率和潜力进行研究。潘紫燕(2023)^[11]测算中国对 CPTPP 国家数字服务贸易出口效率与潜力,发现中国对 CPTPP 国家数字服务出口效率整体偏低。陈少铭(2023)^[12]测算中国对 RCEP 国家文化产品出口效率及潜力,发现中国对 RCEP 伙伴国文化产品的出口效率总体稳定在较高水平,国别差异明显。程云洁和刘娴(2022)^[13]测算中国与 RCEP 国家农产品进口贸易效率及潜力,发现其进口效率与潜力存在较大的国别异质性。

金砖国家已成为当前世界最具影响力的南南合作平台,金砖国家间贸易问题近年来也成为研究的热点。翟荣花和张庆萍(2023)^[14]研究发现金砖各国畜牧产业发展比较优势明显,双边畜产品贸易效率呈波动上升趋势。徐永利和张悦(2021)^[15]研究表明金砖国家内部不同国家、不同种类产品的产业内贸易水平具有明显差异。唐睿(2020)^[16]研究发现中国和其他金砖国家国际旅游产业处于中度协调状态。蓝庆新和唐琬(2019)^[17]研究表明中国与巴西、俄罗斯、印度、南非四个金砖国家的进口贸易属于潜力开拓型。史沛然(2019)^[18]研究表明“正向优势”和“正向潜力”型产品是各国对华出口的主流产品,资源型产品和中高科技产品具有较大的出口潜力。

通过文献梳理可知,基于随机前沿引力模型研究贸易效率与潜力的文献虽然较多,但少有文献研究金砖国家这一特定区域,且目前文献大多研究初始金砖五国。因此,基于随机前沿引力模型,在分析初始金砖五国的基础上,加入新晋金砖国家,并对其贸易关系和贸易效率及潜力进行对比分析,以期为中国提高对金砖国家的出口贸易效率,发掘贸易潜力,拓展市场空间提出针对性意见,助推金砖国家深化合作机制,实现高质量发展。

三、中国对金砖国家出口贸易特征事实

(一)中国与金砖国家出口贸易规模分析

从出口贸易额看,2006—2022 年中国对金砖国家

出口贸易额呈波动上升趋势,十余年间由 679 亿美元增加到 4015 亿美元,年均增长率达 12.6%。中国与金砖国家出口贸易发展主要经历了三个阶段:第一阶段(2006—2009 年),出口贸易额呈先上升后下降趋势,2009 年受全球金融危机影响出现下降趋势;第二阶段(2010—2015 年),出口贸易额呈先上升后下降趋势,2015 年受欧债危机影响出现下降趋势;第三阶段(2016—2022 年),出口贸易额呈持续上升趋势。从贸易占比看,中国对金砖国家出口贸易额占比呈上升趋势,十余年间占比由 7.0%增长到 11.2%,表明金砖国家在中国出口贸易中具有重要地位。

(二)中国与金砖国家出口贸易结构分析

整体看,2006—2022 年中国对金砖国家贸易结构较为稳定。从贸易种类看,中国对金砖国家出口贸易以 SITC5(化学产品及相关产品)、SITC6(制成品)、SITC7(机械及运输装备)和 SITC8(杂项制成品)为主,占比达 95%以上;SITC0(食品及活物)、SITC1(烟草和饮料)、SITC2(燃料除外的非食用原料)、SITC3(矿物燃料、润滑油和相关原料)、SITC4(植物油、动物油、脂肪及蜡)和 SITC9(没有分类的其他商品)贸易占比较小。其中,SITC7(机械及运输装备)占比最大,达 38%以上。从商品类型看,中国对金砖国家出口贸易多以资本密集型商品和劳动密集型商品为主,资源密集型商品和能源密集型商品较少。

四、研究方法和指标说明

(一)理论模型

随机前沿引力模型将贸易非效率项从传统引力模型的随机干扰项中分离出来,克服了使用传统引力模型估计贸易效率会产生偏差的问题,用于测算出口贸易效率和出口潜力,成为目前测算贸易效率中应用广泛的计量方法之一。随机前沿引力模型的表现形式如下:

$$T_{ijt} = f(X_{ijt}, \beta) \exp(v_{ijt}) \exp(-\mu_{ijt}), \mu_{ijt} > 0 \quad (1)$$

将式(1)两边取对数,得到如下模型:

$$\ln T_{ijt} = \ln f(X_{ijt}, \beta) + v_{ijt} - \mu_{ijt}, \mu_{ijt} > 0 \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, T_{ijt} 表示在 t 时刻 i 国对 j 的实际出口贸易额; X_{ijt} 表示随机前沿引力模型中的核心解释变量,通常为 t 时刻 i 国对 j 国的经济规模、人口数量等指标; β 代表待估参数; v_{ijt} 表示随机误差项; μ_{ijt} 代表贸易非效率项,代表不可观测的贸易非效率因素。

通过上述模型假定,剔除 μ_{ijt} 之后得到的结果即为潜在贸易量,公式如下:

$$T_{ijt}=f(X_{ijt},\beta)\exp(v_{ijt}) \quad (3)$$

式(3)中, T_{ijt} 代表*i*国对*j*国的出口贸易潜力,此时所有的贸易非效率项的因素被克服。基于相关研究,可知贸易效率为实际值与潜在值的比值。

$$TE_{ijt}=\frac{T_{ijt}}{T_{ijt}^*}=\exp(-\mu_{ijt}) \quad (4)$$

其中, TE_{ijt} 表示贸易效率,取值区间为[0,1]。当 $\mu_{ijt}=0$ 时, $TE_{ijt}=1$,表示*i*国对*j*国的出口贸易额达到最高水平。

随机前沿引力模型假设贸易非效率项存在并随着时间推移而变化,因此引入时间序列构成时变随机前沿引力模型,贸易非效率项表达式如下:

$$\mu_{ijt}=[\exp[-\eta(t-T)]]\mu_{ij} \quad (5)$$

其中, η 是待估参数,若 $\eta>0$ 说明贸易非效率效应随时间递减,贸易潜力逐渐释放; $\eta<0$ 说明贸易非效率效应随时间递增,贸易潜力仍有待开发; $\eta=0$ 说明贸易非效率效应与时间无关,为时不变模型。

基于上述模型,构建贸易非效率模型,构建方法主要为“两步法”或“一步法”。由于“两步法”中的假设互相矛盾,因此采用“一步法”进行实证分析。贸易非效率表达项可以表示为:

$$\mu_{ijt}=\alpha Z_{ijt}+\varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

式(6)中, Z_{ijt} 为贸易非效率的影响因素, α 为待估参数, ε_{ijt} 为随机误差项。将式(6)代入式(2),可得到“一步法”随机前沿引力模型:

$$\ln T_{ijt}=\ln f(X_{ijt},\beta)+v_{ijt}-(\alpha Z_{ijt}+\varepsilon_{ijt}) \quad (7)$$

(二)模型设定与样本说明

基于随机前沿引力模型,构建如下中国对金砖国家的随机前沿引力模型:

$$\ln EXP_{ijt}=\beta_0+\beta_1\ln GDP_{it}+\beta_2\ln GDP_{jt}+\beta_3\ln POP_{it}+\beta_4\ln POP_{jt}+\beta_5\ln DIST_{ijt}+\beta_6Border_{ij}+v_{ijt}-\mu_{ijt} \quad (8)$$

其中,*i*表示东道国,*j*表示中国, EXP_{ijt} 表示中国*t*时期对*i*国的出口贸易量。

构建贸易非效率模型如下:

$$\mu_{ijt}=\alpha_0+\alpha_1TRA_{it}+\alpha_2MON_{it}+\alpha_3FIN_{it}+\alpha_4COV_{it}+\alpha_5COS_{it}+\alpha_6SHP_{it}+\varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

进一步得到“一步法”下的随机前沿引力模型:

$$\ln EXP_{ijt}=\beta_0+\beta_1\ln GDP_{it}+\beta_2\ln GDP_{jt}+\beta_3\ln POP_{it}+\beta_4\ln POP_{jt}+\beta_5\ln DIST_{ijt}+\beta_6Border_{ij}+\beta_7TRA_{it}+\beta_8MON_{it}+\beta_9FIN_{it}+\beta_{10}COV_{it}+\beta_{11}COS_{it}+\beta_{12}SHP_{it}+v_{ijt}-\mu_{ijt} \quad (10)$$

式(10)中, $Border_{ij}$ 为模型中哑变量,表示是否有共同边界,如有取值为1,反之为0; $\ln DIST_{ijt}$ 采用加权地理距离,即两国之间的首都距离与当年油价的乘积。

各变量的相关解释见表1。

表1 各变量含义及数据来源

变量	含义	数据来源
$\ln EXP_{ijt}$	中国对东道国出口贸易量	UNCOMTRADE 数据库
$\ln GDP_{it}$	东道国经济规模	WDI 数据库
$\ln GDP_{jt}$	中国经济规模	WDI 数据库
$\ln POP_{it}$	东道国人口数量	WDI 数据库
$\ln POP_{jt}$	中国人口数量	WDI 数据库
$\ln DIST_{ijt}$	两国首都之间距离	法国 CEPII 数据库
$Border_{ij}$	中国与东道国之间是否有共同边界	法国 CEPII 数据库
TRA_{it}	贸易自由度	美国传统基金会
MON_{it}	货币自由度	美国传统基金会
FIN_{it}	金融自由度	美国传统基金会
COV_{it}	政府效率	WDI 数据库
COS_{it}	政治稳定程度	WDI 数据库
SHP_{it}	班轮运输连通性指数	UNCATD数据库

五、实证分析

(一)模型适用性检验

为了检验构建随机前沿引力模型是否适用,对其进行极大似然比检验。设定如下检验:一是是否存在贸易非效率项检验,二是是否存在时变性检验,三是引入共同边界检验。结果见表2。

表2 似然比检验

原假设	约束项	非约束项	LR 统计量	自由度	1%临界值	结论
不存在贸易非效率	-55.18	-4.84	100.68	3	10.50	拒绝
不存在时变性	-9.92	-4.84	10.17	2	8.27	拒绝
不引入共同边界	1.17	-4.84	12.00	3	10.50	拒绝

根据表2可知,中国对金砖国家出口贸易中存在贸易非效率项,且其大小随时间变化,故采用时变随机前沿引力模型更为合适。此外,假设检验结果表明

模型中应包含共同边界。

(二)模型结果分析

1. 随机前沿引力模型

进行适用性检验之后,运用 Frontier4.1 软件对 2006—2022 年中国对金砖国家出口贸易进行随机前沿引力模型估计,结果见表 3。时不变模型与时变模型的 μ 值均显著不为零,表明中国对金砖国家出口贸易确实存在出口非效率; γ 值接近 1,说明贸易非效率因素对中国出口贸易的影响较大,并在时变模型中影响更大; η 系数值为正,且在 1%的显著水平下通过检验,说明中国对金砖国家出口贸易效率持续提升。

时变模型估计结果表明:(1)金砖国家和中国经济规模在 1%水平上显著为正,表明金砖国家和中国经济规模的扩大能够促进中国的出口贸易。(2)金砖国家和中国人口数量在 1%水平下显著为负,对中国出口贸易造成负向影响。可能原因在于双方人口数量的扩大,能够提供大量的劳动力资源,使金砖国家提高了自给自足能力,也使中国更多商品转为内需,从而减少了出口贸易。(3)金砖国家与中国地理距离在时变模型中显著为正,可能由于运输方式的进步,运输成本大大降低,从而使我国出口贸易突破地理距离限制。(4)共同边界显著为正,说明金砖国家与中国之间有共同边界会促进中国的出口贸易,其系数在时变模型中较小,说明随着时间推移,交通设施逐渐完善,共同边界影响逐渐减弱。

表 3 随机前沿引力模型估计结果

估计方法	时不变模型	时变模型
变量名称	系数值	系数值
$\ln GDP_{it}$	0.764***	1.106***
$\ln GDP_{jt}$	3.964***	2.505***
$\ln POP_{it}$	-0.419***	-0.348***
$\ln POP_{jt}$	-44.555***	-29.892***
$DIST_{ijt}$	0.056	0.157**
$Border_{ij}$	1.402***	0.501**
Cons	828.462***	552.146***
σ^2	0.657*	0.936***
γ	0.924***	0.950***
μ	-1.559**	-1.886***
η	-	0.049***
LOG	-0.341	1.167
LR	78.971	81.987

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

2. 贸易非效率模型

根据模型似然比检验已证明贸易非效率项存在以及模型具有时变性。采用“一步法”对贸易非效率模

型进行估计,以考察中国对金砖国家出口贸易的阻力因素。表 4 中, γ 值在 1%水平下显著,表明模型整体估计效果较好,即贸易非效率项是对出口贸易造成阻碍的主导因素。贸易自由度在 1%水平下显著为正,可能是因为金砖国家贸易自由度的提升,降低了贸易壁垒,吸引来自世界各国的出口商,导致市场竞争更加激烈,一定程度上阻碍了中国对该国家的出口贸易。货币自由度在 5%水平下显著为负,说明货币自由度的提升有利于中国对金砖国家的出口贸易。金融自由度的系数并不显著,说明金融自由度对中国出口贸易影响不大。政府效率和政治稳定程度均在 5%水平下显著为负,说明金砖国家政府效率越高,政治越稳定,越有利于中国与其出口贸易往来。班轮运输连通性指数在 1%水平下显著为负,表明金砖国家航运的能力提高以及海运基础设施的逐渐完善可以显著提高中国出口贸易效率。

表 4 贸易非效率项回归结果

随机前沿函数		贸易非效率项	
变量	系数	变量	系数
$\ln GDP_{it}$	0.611***	TRA_{it}	0.029***
$\ln GDP_{jt}$	4.396***	MON_{it}	-0.017**
$\ln POP_{it}$	-0.256***	FIN_{it}	0.003
$\ln POP_{jt}$	-49.406***	COV_{it}	-0.009**
$\ln DIST_{ijt}$	0.025	COS_{it}	-0.012**
$Border_{ij}$	0.964***	SHP_{it}	-0.012***
Cons	919.359***		
σ^2	0.072***	γ	0.735***
LOG	13.190	LR	106.033

六、贸易效率及潜力分析

(一)贸易效率分析

出口效率是实际出口额与潜在出口额的比值,出口效率取值为 0—1,数值越大表明出口效率越高。根据实证结果得到 2006—2022 年中国与金砖国家的出口贸易效率,结果见表 5。

中国与金砖国家的出口贸易效率从高到低分别为:阿联酋、印度、巴西、南非、伊朗、沙特、埃及、俄罗斯和埃塞俄比亚。从效率值变动看,中国与金砖国家的出口效率主要集中在 0.20—0.97 之间。从平均值看,中国与金砖国家的出口贸易效率均值为 0.69,表明双方出口贸易潜力较大,未来贸易具有较大的提升空间。原有金砖国家贸易效率均值为 0.73,新金砖国家贸易效率均值为 0.65,表明中国与原有金砖国家的出

表 5 2006—2022 年中国与金砖国家出口贸易效率

	巴西	俄罗斯	印度	南非	埃及	阿联酋	伊朗	沙特	埃塞俄比亚
2006 年	0.64	0.55	0.95	0.87	0.70	0.95	0.68	0.61	0.35
2008 年	0.84	0.72	0.94	0.81	0.73	0.97	0.69	0.68	0.49
2010 年	0.81	0.42	0.82	0.71	0.49	0.92	0.68	0.47	0.33
2012 年	0.87	0.54	0.79	0.82	0.52	0.95	0.68	0.61	0.33
2014 年	0.86	0.61	0.82	0.82	0.62	0.97	0.94	0.72	0.48
2016 年	0.62	0.46	0.84	0.71	0.64	0.94	0.80	0.63	0.48
2018 年	0.79	0.51	0.90	0.82	0.68	0.93	0.69	0.58	0.38
2020 年	0.83	0.51	0.84	0.77	0.68	0.95	0.40	0.85	0.31
2022 年	0.89	0.47	0.87	0.71	0.63	0.95	0.29	0.78	0.20
平均值	0.79	0.51	0.86	0.78	0.62	0.95	0.67	0.65	0.36

口贸易效率整体水平较高,说明金砖机制有效促进了成员国间的经贸合作。

为进一步分析中国对金砖国家出口的市场空间,借鉴其他学者的划分方法,按出口效率的大小划分为 4 个区间:冰山型(0—0.3)、发展型(0.3—0.6)、扩张型(0.6—0.9)、饱和型(0.9—1.0)。根据表 5 可得,发展型国家 2 个:埃塞俄比亚、俄罗斯;扩张型国家 6 个:巴西、印度、南非、埃及、伊朗、沙特;饱和型国家 1 个:阿联酋。发展型国家有 2 个,中国对其贸易效率较低,出口市场具有很大发展空间,需要建立有效的市场合作机制;扩张型市场有 6 个,中国对其出口已经达到一定规模,通过调整产品结构和匹配市场需求,出口贸易仍可以实现一定的增长,原有 4 个金砖国家大都属于这一类型,且效率均值偏高,也从侧面反映出金砖国家之间的合作和发展有利于释放市场空间,提高国家间贸易效率;饱和型国家有 1 个,中国对其具有成熟的出口市场,可继续提高出口产品质量和结构。

(二)贸易潜力测度

出口贸易潜力是实际出口额与出口效率的比值,表明排除非效率因素影响后中国对金砖国家出口所能达到的最大出口贸易额。由于出口潜力受实际出口额的影响,引用拓展空间指标[拓展空间=100%*(出口潜力/实际出口额-1)]进一步分析中国对金砖国家出口贸易的开拓空间。以 2022 年为例,具体分析中国对金砖国家出口贸易潜力与拓展空间。结果见表 6。

由表 6 可知,中国对金砖国家出口贸易潜力与拓展空间呈现较大国别差异。从贸易潜力看,原有金砖国家俄罗斯排名第一,印度和巴西分别排名第二、第三。同时,在 2022 年中国与金砖国家实际出口贸易中俄罗斯、印度和巴西也排名前三,说明其效率损失较

小。从拓展空间看,埃塞俄比亚、伊朗和俄罗斯排名前三,中国与这些国家出口贸易拓展空间较大,具有较广阔的发展空间。从可拓展贸易额看,中国与俄罗斯、伊朗和印度的可拓展贸易额最大,加大对这三国的出口有利于从整体上提高中国出口贸易规模。

表 6 2022 年中国对金砖国家出口贸易潜力及拓展空间测度

国家	出口贸易效率	出口贸易潜力(亿美元)	拓展空间(%)	可拓展贸易额(亿美元)
巴西	0.89	696.29	12.36	76.59
俄罗斯	0.47	1630.03	114.13	868.81
印度	0.87	1363.65	15.08	178.64
南非	0.71	339.36	40.25	97.40
埃及	0.63	273.41	59.24	101.71
阿联酋	0.95	567.56	5.37	28.95
伊朗	0.29	324.41	243.64	230.01
沙特	0.78	488.31	28.54	108.40
埃塞俄比亚	0.20	111.97	405.05	89.80

七、结论与建议

(一)结论

运用随机前沿引力模型对 2006—2022 年中国对金砖国家出口贸易数据进行实证分析。结果表明:一是中国对金砖国家出口贸易以资本密集型商品和劳动密集型商品为主,资源密集型商品和能源密集型商品较少。二是中国与金砖国家的 GDP、共同边界、货币自由度、政府效率、政治稳定程度和班轮运输连通性指数均对中国出口贸易具有显著的促进作用;人口数量和贸易自由度对中国出口贸易具有显著的抑制作用。三是中国对新老金砖国家出口贸易效率存在差异,老金砖国家整体水平较高,新金砖国家整体水平

较低。其中,埃塞俄比亚和俄罗斯属于发展型;巴西、印度、南非、埃及、伊朗和沙特属于扩张型;阿联酋属于饱和型。四是中国与金砖国家出口贸易潜力从高到低分别为俄罗斯、印度、巴西、阿联酋、沙特、南非、伊朗、埃及和埃塞俄比亚;与金砖国家可拓展空间从高到低分别为埃塞俄比亚、伊朗、俄罗斯、埃及、南非、沙特、印度、巴西和阿联酋;与金砖国家可拓展贸易额从高到低分别为俄罗斯、伊朗、印度、沙特、埃及、南非、埃塞俄比亚、巴西和阿联酋。

(二) 建议

为提升中国与金砖国家的出口贸易效率和潜力,结合研究结论,本文提出以下对策建议:

第一,重视金砖国家异质性,充分发挥比较优势,深化贸易合作。从商品类别看,中国在制成品、机械及运输装备和杂项制成品上具有出口优势,应以金砖国家扩容为契机,提高产品出口质量,加大产品出口规模。从国别看,对于中国出口贸易效率较高但潜力较小的国家,如埃及和南非,应在现有贸易往来基础上积极寻找新的贸易方式,如跨境电商。对于出口效率较低但潜力和增长空间较大的国家,如伊朗、埃塞俄比亚和俄罗斯,应积极通过政策对接和贸易谈判,加强中国与其贸易往来。我国应以金砖国家扩员为契机,因地制宜制定出口方案和相关经贸合作协定,促进中国与金砖国家在比较优势商品上的贸易往来,深化与金砖国家经贸合作。

第二,加强政府对话,积极推动自由贸易区的谈判和自由贸易协定的签署,降低贸易壁垒,促进贸易便利化。金砖国家已经成为中国对外出口贸易的重要伙伴之一,但中国与金砖国家间自由贸易区建立进程缓慢。鉴于此,中国与金砖国家之间应为自由贸易区构建灵活、包容、开放的合作框架,建立完善的调整机制和成员引入机制,吸引更多的经济体加入,推动“金砖+”合作模式,打造开放多元的发展伙伴网络。

第三,加快建设金砖合作跨境物流通道,降低贸易成本,稳定跨境物流供应链。物流是金砖国家间经贸交流的关键通道和载体,金砖国家应利用各自独特的地理优势,打造金砖物流,简化通关程序,加快运输时间,减少贸易成本,共同推进金砖跨境物流供应链稳健发展,打造全球物流中心。

第四,依托大数据构建电子商务服务平台,升级出口贸易方式,打造经济增长新引擎。随着大数据的兴起,网络购物发展近年不断突破新高,未来依托电

子商务平台连接供应链和消费链成为国际贸易的主要方式之一,电子商务为金砖国家深化贸易往来带来重大历史机遇,金砖国家应积极推动落实《金砖国家电子商务合作倡议》,构建并完善电商服务平台,推动金砖国家电子商务发展。◆

参考文献:

- [1]王翀.中国与 CPTPP 国家贸易效率与潜力测算:基于时变随机前沿引力模型[J].价格月刊,2023(3):49-56.
- [2]魏吉,张海燕.中国与中东欧各国进口贸易的潜力分析:基于时变随机前沿引力模型的实证研究[J].区域经济评论,2020(3):116-124.
- [3]李萍.中国与“一带一路”沿线国家贸易潜力和贸易效率及其决定因素:基于随机前沿引力模型的实证研究[J].国际商务研究,2018(5):5-16.
- [4]杨兴龙,刘争争,滕奎秀.我国乳制品进口效率及潜力研究:基于随机前沿引力模型的分析[J].中国农机化学报,2022(7):124-130.
- [5]金礼杰,李柏.中国体育用品出口贸易效率与潜力研究:基于随机前沿引力模型的实证分析[J].武汉体育学院学报,2022(5):47-55.
- [6]张菲,管曦,朱荣军.中国茶叶出口的影响因素与贸易效率:基于随机前沿引力模型的实证分析[J].茶叶科学,2021(3):430-438.
- [7]潘紫燕.中国对 CPTPP 国家数字服务贸易出口效率与潜力研究:基于随机前沿引力模型[J].价格月刊,2023(10):55-65.
- [8]陈少铭.中国对 RCEP 伙伴国文化产品出口效率及潜力:基于随机前沿引力模型[J].商业经济研究,2023(4):140-144.
- [9]程云洁,刘娟.中国与 RCEP 国家农产品进口贸易效率及潜力研究[J].中国农业资源与区划,2022(9):252-262.
- [10]翟荣花,张庆萍.基于“双循环”视角的中国与其他金砖国家畜牧产业:比较优势与合作潜力[J].中国农业资源与区划,2023(8):32-41.
- [11]徐永利,张悦.中国与金砖国家产业内贸易水平测度及影响因素[J].河北大学学报(哲学社会科学版),2021(4):116-127.
- [12]唐睿.贸易便利化不平衡与国际旅游产业协调发展:来源于金砖国家的经验证据[J].经济问题探索,2020(9):121-131.
- [13]蓝庆新,唐琬.中国自其他金砖国家进口贸易影响因素及潜力分析[J].中国流通经济,2019(12):74-84.
- [14]史沛然.量变引发质变?中国与其他金砖国家的贸易潜力分析[J].太平洋学报,2019(10):63-77.

(责任编辑:沐晨)

县域经济增长测度及包容性发展研究

——基于京津冀地区的灯光数据

陈华超 孙兴博 吕佳琦

(河北经贸大学 统计与数学学院, 河北 石家庄 050061)

摘要: 基于 2014—2019 年夜间灯光数据对京津冀地区的县域经济展开研究, 运用空间自相关、冷热点分析、重心和标准差椭圆等方法分析京津冀县域经济发展的时空分布特征及影响因素, 并讨论京津冀县域经济的包容性发展。结果表明, 从空间关联性看, 京津冀县域经济发展存在正相关性, 空间关联程度总体递增, 具有较强的空间异质性和区域聚集特征; 京津冀县域经济重心总体稳定, 主要集中在天津武清区, 标准差椭圆呈现较为稳定的“东北—西南”分布格局; 在影响京津冀县域经济发展的因素中, 产业结构排第一位, 人口密度、金融发展和政府作用也对其有一定程度的影响; 通过对各县域包容性指数进行测度和分析发现, 各县域间包容性发展水平存在一定差距, 北京、天津各县域包容性发展优于河北。

关键词: 京津冀一体化; 县域经济; 灯光数据; 包容性发展

中图分类号: F222

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)06-0036-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.06.005

一、引言和文献综述

京津冀是中国综合实力最强, 城市分布最为密集的地区之一, 京津冀县域间发展差异较大, 促进县域经济一体化发展是京津冀面临的关键问题。党的二十大指出中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。作为国民经济的基本综合单位, 县域经济的发展是实现共同富裕的有效路径之一。从结构看, 县域是县城、乡镇、农村的集合, 内部结构多元、要素多样、功能完整, 具有异质性、完备性等特点; 从空间看, 县域是立足城乡又超越乡村的广阔地域, 是独立完整的发展与治理空间; 从功能看, 县域在空间规划、组织协调、资源配置等方面具有天然优势。县域的结构特点、空间特质与功能优势决定了其可以成为城乡融合发展与共同富裕的契合单元, 因此县域是促进共同富裕的关键场所。

国内学者对京津冀区域经济差异进行了分析(张一兵和李善同等, 2023; 傅利平和刘凤等, 2020; 鄯爱红和袁翠欣, 2023)^[1-3], 但主要是用 GDP、人均 GDP 等指标表示经济发展状况。随着科技发展, 基于遥感技

术观测的夜间灯光数据可有效刻画地表经济活动强度, 与 GDP 呈现较强的正相关性, 并且具有稳定性、全面性、即时性、易获得性等优点。已有学者将夜间灯光数据应用到研究领域, 如用夜间灯光数据分析碳排放的空间演变(杜海波和魏伟等, 2021; 关伟和李书妹等, 2022)^[4-5]、夜间灯光数据对高铁站空间溢出效应分析(俞路和闫歌, 2022; 牛方曲和辛钟龄, 2021)^[6-7]、夜间灯光数据测度热排放(陈诚和刘传立, 2023; 林中立和徐涵秋, 2022)^[8-9]、夜间灯光数据识别贫困(潘竟虎和胡艳兴, 2016)^[10]、夜间灯光数据测度城市群分布(张建文和梁彦庆等, 2021)^[11]等。随着县域经济的发展, 学者开始用县域经济分析地区间经济发展的不平衡、时空特征演变及县域经济包容性发展(索贵彬和侯孟阳, 2020; 林万龙和米晶, 2023)^[12-13], 但基于夜间灯光数据研究县域经济的很少, 如曾冰(2020)^[14]、张丽和何伟等(2022)^[15]。

当前文献大多从省域、市域层面分析经济发展, 应用时间序列分析县域经济的变化趋势, 对京津冀经济发展的空间依赖性和空间异质性进行深入分析的研

基金项目: 河北省社会科学基金项目“河北省可持续经济福利结构均衡增长测度及路径研究”(HB23TJ002)。

作者简介: 陈华超(1990—), 男, 河北承德人, 博士, 讲师, 研究方向为国民经济核算; 孙兴博(2000—), 女, 河北石家庄人, 硕士研究生, 研究方向为经济统计; 吕佳琦(2001—), 女, 河北石家庄人, 硕士研究生, 研究方向为调查与大数据。

究较少。基于此,以京津冀 141 个县域为研究对象,采用夜间灯光数据来研究京津冀县域经济的发展情况,一方面拓展了县域经济测算的数据来源,另一方面为促进京津冀县域间经济发展和实现共同富裕提供了参考。

二、数据来源及研究方法

(一)研究区域及数据来源

为确保县域之间可比,剔除北京、天津主城区及河北各地级市的市辖区,最终确定研究区域为 141 个县域。选取 2014—2019 年夜间灯光数据^①研究县域经济发展,数据来自《中国县域统计年鉴》,各地级市、区统计年鉴,各县域国民经济和社会发展统计公报,同时对部分缺失数据进行处理。

(二)研究方法

1. 空间关联性分析

全局空间自相关用莫兰指数分析区域的空间相关性以及各县域是否存在空间集聚。全局莫兰指数的取值在 -1—1 之间,当莫兰指数大于 0 时存在空间正相关,表示有相似的属性聚集在一起,值越大相关性越强;当莫兰指数小于 0 时则存在空间负相关,表示有相异的属性聚集在一起,值越小空间差异越大;其值为 0 说明不相关。计算公式如式(1)所示:

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

式(1)中, w_{ij} 为空间权重矩阵, n 为县域数, x_i 和 x_j 为县域*i*和*j*的区域夜光指数。

局部空间自相关要计算局部莫兰指数,计算结果可分为高高聚集、高低聚集、低高聚集、低低聚集、不显著五种。高高或低低聚集表明具有空间正相关性,所对应县域的属性值与周围县域的属性值同高或同低,低高或高低聚集表明具有空间负相关性,对应县域的属性值与周围地区相反。计算公式如式(2)所示:

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

2. 冷热点分析

为了研究区域空间上是否存在高值或低值集聚,将集聚程度通过冷热点来区分,用以反映显著性高值

和低值要素在空间上发生聚集的位置,热点为高值的聚集区,冷点为低值的聚集区。用冷热点分析工具生成具有统计学意义的 z 值和 p 值,根据 z 值将冷热点分别划分为置信区间为 99%、95%、90%三个等级及一个不显著区。计算公式如式(3),标准化后得到式(4):

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij} X_j}{\sum_{i=1}^n X_i} \quad (3)$$

$$Z_i^* = \frac{G_i^* - E(G_i^*)}{\sqrt{\text{var}(G_i^*)}} \quad (4)$$

其中, $E(G_i^*)$ 为 G_i^* 的期望值, $\text{var}(G_i^*)$ 为 G_i^* 的方差。如果 Z_i^* 显著且为正值,则该区域为热点区;如果 Z_i^* 显著且为负值,则该区域为冷点区。

3. 标准差椭圆和经济重心分析

空间分布方向性指经济属性在空间分布上的轮廓和主导方向,标准差椭圆法是分析空间分布方向性特征和研究空间要素分布态势与演化的经典方法之一。通过长轴、短轴和方位角等基本参数来描述经济属性空间分布特征,椭圆的中心为经济属性在空间上分布的重心,通过观察经济重心的迁移可以了解经济变量在一个经济区域中的发展方向,计算公式见式(5)、式(6)和式(7):

$$G(X, Y) = \left[\frac{\sum_{i=1}^n W_i \times X_i}{\sum_{i=1}^n W_i}, \frac{\sum_{i=1}^n w_i \times x_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \right]$$

$$\theta_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (W_i \tilde{X}_i \cos \theta - W_i \tilde{Y}_i \sin \theta)^2}{\sum_{i=1}^n W_i^2}} \quad (5)$$

$$\theta_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (w_i \tilde{x}_i \sin \theta - w_i \tilde{y}_i \cos \theta)^2}{\sum_{i=1}^n w_i^2}} \quad (6)$$

$$\tan \theta = \frac{\left(\sum_{i=1}^n W_i^2 \tilde{X}_i^2 - \sum_{i=1}^n W_i^2 \tilde{Y}_i^2 \right) + \sqrt{\left(\sum_{i=1}^n W_i^2 \tilde{X}_i^2 - \sum_{i=1}^n W_i^2 \tilde{Y}_i^2 \right)^2 + 4 \sum_{i=1}^n W_i^2 \tilde{X}_i \tilde{Y}_i}}{\sum_{i=1}^n 2 W_i^2 \tilde{X}_i \tilde{Y}_i} \quad (7)$$

①本文所使用的灯光数据由《中国长时间序列夜间灯光数据集(2000—2020)》中的资料整理而得。

其中, $G(X, Y)$ 为经济重心坐标, n 为县域个数, $\tilde{x}_i^2$ 和 $\tilde{y}_i^2$ 分别为各研究对象区位到经济重心的坐标偏差, σ_x 和 σ_y 分别为沿 x 轴和 y 轴的标准差, w_i 为权重, $\tan\theta$ 为椭圆方位角, 表示椭圆正北方与长轴之间的夹角。

4. 包容性指数分析

县域经济包容性发展不是单独追求经济增长速度, 而是提高质量和效益, 保障和改善民生, 实现人民群众共同富裕。构建包容性发展指标体系, 首先对数据进行标准化处理, 用 S_{ij} 表示, 根据 S_{ij} 计算各指标的信息熵 E_j 和权重 W_j , 计算见式(8)和式(9):

$$E_j = -1/\ln(n) \sum_{i=1}^n S_{ij} \ln(S_{ij}) \quad (8)$$

$$W_j = (1 - E_j) / \sum_{i=1}^n (1 - E_j) \quad (9)$$

基于 S_{ij} 和权重 W_j 的乘积构建加权矩阵 A_{ij} , 令 $A_{ij} = (a_{ij})_{m \times n}$ (m 为评价指标个数, n 为评价对象个数), 计算最优解和最劣解与评价指标标准化向量之间的欧式距离, 计算公式如式(10)所示:

$$D_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (\max(a_{ij}) - a_{ij})^2}$$

$$D_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (\min(a_{ij}) - a_{ij})^2} \quad (10)$$

根据县域 i 在 q 维度的得分 $P_{iq} = \frac{D_i^-}{D_i^+ + D_i^-} \times 100\%$,

计算包容性指数, 如式(11)所示:

$$Q_i = \sum_{q=1}^p P_{iq} \quad (11)$$

三、京津冀地区县域经济增长测度与分析

(一) 京津冀地区县域经济现状分析

图 1(a) 为京津冀不同范围区域夜光指数的县域数量, 可以看出京津冀县域经济发展存在层次性及不平衡性。2019 年区域夜光指数大于 20000 的县域有 8 个, 包括天津的滨海新区、东丽区、津南区、西青区和北京的大兴区、顺义区、昌平区、通州区, 最高的是天津滨海新区。区域夜光指数为 5000—20000 的县域共 18 个, 除了在北京、天津等地区, 还有石家庄的正定县, 唐山的乐亭县和迁安市, 廊坊的霸州市和三河市, 沧州的黄骅市和任丘市。区域夜光指数在 1000—5000 以及 300—1000 的县域数量较多, 分别为 42 个和 49 个。区域夜光指数为 300 以下的有 24 个, 这些县域都在河北的石家庄、邯郸、邢台等地, 其中邢台柏乡县经济发展水平最低。总体看京津冀地区县域经济发展不平衡, 存在明显的层次性, 两极分化问题严重。

图 1(b) 为 2019 年不同范围 GDP 对应的县域分布数量, 可以看出 GDP 和区域夜光指数的县域数量分布较为接近, 但略有差异。GDP 超过 500 亿元的县域数量有 15 个, 天津滨海新区最高, 除此之外是河北唐山、廊坊、邯郸的部分县域, 北京、天津各县域经济发展优于河北。GDP 为 250 亿元—500 亿元的县域有 19 个, 100 亿元—250 亿元的县域有 63 个, 50 亿元—100 亿元的县域有 40 个, 50 亿元以下县域 4 个, 这些县域经济发展落后, 分别为张家口的尚义县、邢台的柏乡县和临城县、保定的阜平县。

图 1(c) 为 2019 年第二、三产业占 GDP 比重的县域数量分布, 可以看出产业比重大于 95% 的县域数量为 24 个, 北京和天津的县域占了一半之多, 说明北京、

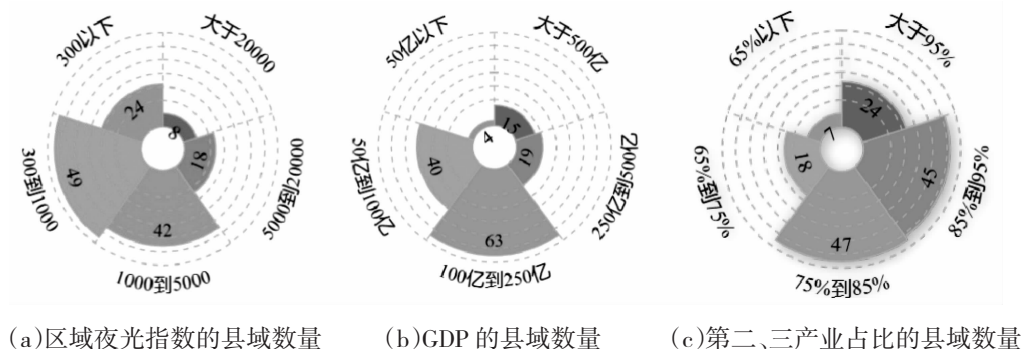


图 1 2019 年区域夜光指数、GDP 与第二、三产业占比对应的县域数量

① 正向指标: $S_{ij}^+ = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})}$, 负向指标: $S_{ij}^- = \frac{\max(x_{ij}) - x_{ij}}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})}$ 。

天津各县域几乎均以第二、三产业生产为主。比重为 85%—95% 的县域数量为 45 个,比重为 75%—85% 的县域有 47 个,这两个产业结构比重的县域数量较多。比重在 65% 以下的县域数量有 7 个,张家口的沽源县和赤城县第二、三产业占比不足 60%。

(二) 京津冀三个地区经济空间差异分析

分析时将县域经济发展水平分为低发展、较低发展、一般发展、中高发展、较高发展、高发展六个等级。图 2 为 2014 年、2016 年和 2019 年的京津冀区域夜光指数的空间分布。

图 2 中,颜色越深表示发展水平越好,可以看出颜色深的县域数量逐年增多,表明各县域经济水平有一定程度的提升,且相同年份中低发展水平的县域数量高于高水平发展的县域数量,京津冀县域经济发展不平衡问题严重。三个地区之间存在差异,颜色深的县域主要集中在北京和天津,河北临近北京、天津的一些县域可能受其带动作用,经济发展水平较高。总体上北京、天津的发展明显优于河北,京津冀三个地区之间以及各地区内部发展水平的空间差异明显。

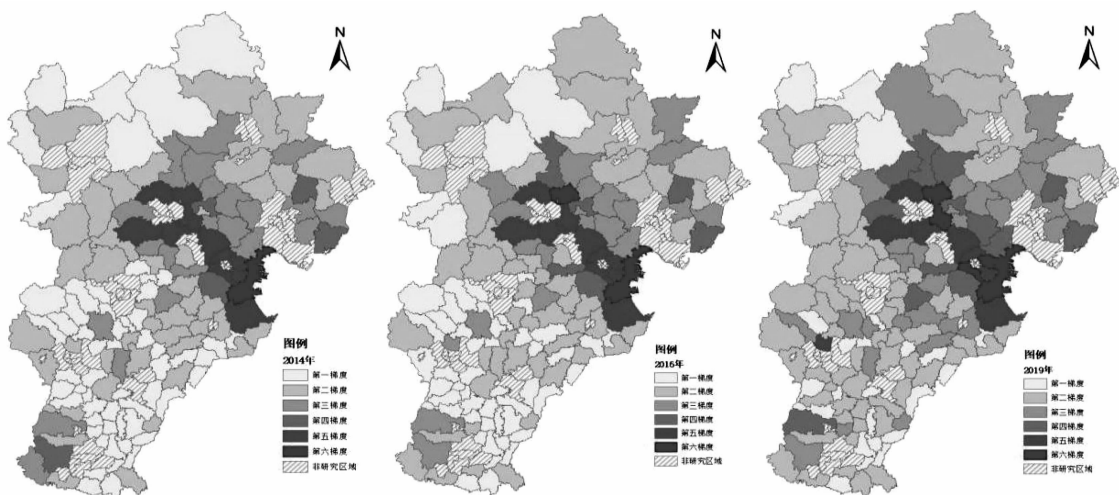


图 2 2014 年、2016 年、2019 年京津冀地区县域经济空间差异分布图

(三) 京津冀地区全局自相关分析

研究区域夜光指数在京津冀地区的空间聚集状况,计算得出莫兰指数,见表 1。2014—2019 年莫兰指数均为正数, p 值为 0, z 得分较大,都通过了显著性检验。莫兰指数在 2014—2017 年递增,2017—2018 年递减,2018—2019 年又递增,表明京津冀地区各县域经济发展水平的空间关联程度先递增后下降再上升。2014—2019 年的莫兰指数都在 0.28—0.32 之间,说明京津冀

地区县域经济呈空间正相关,区域经济水平相似的地区在空间上呈集聚态势,即发展水平高的县域呈集聚状态,周边县域的发展水平也较高,而发展水平低的县域也呈集聚状态,周边县域的发展水平也较低,京津冀各县域经济发展水平对其邻近区域有显著的空间溢出效应。总体看,2014—2019 年京津冀地区莫兰指数呈上升趋势,随着京津冀一体化的推进,集聚程度越发明显,各县域经济发展联系越来越紧密,相互关联

表 1 2014—2019 年京津冀地区莫兰指数

年份	2014	2015	2016	2017	2018	2019
莫兰指数	0.288	0.298	0.301	0.307	0.306	0.314
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
z 得分	11.947	11.671	11.603	11.921	11.855	11.721

程度越来越大。

(四) 京津冀地区县域经济聚集分析

根据 2014 年、2016 年、2019 年京津冀地区县域经济发展的聚集情况,可以得出高高聚集主要分布在北

京、天津以及与两个地区接壤的河北少数县域。2014 年高高聚集县域共 10 个,其中天津 9 个,河北沧州 1 个;2019 年高高聚集县域有 15 个,其中北京 4 个,天津 9 个,河北廊坊 1 个,沧州 1 个。低低聚集主要分布在

河北的衡水、保定、沧州、邢台、邯郸等地。2019年和2014年相比,延庆区、大兴区、昌平区等地变为高高聚集,说明这些县域经济发展水平有所上升,逐渐赶上周围经济发展水平高的县域。低低聚集的平山县、元氏县、正定县的聚集等级发生变化,其中正定县由低低聚集变为高低聚集,但由于空间溢出效应存在滞后性,正定县周边县域单元发展仍然缓慢。高高聚集的县域主要分布在经济较发达地区,区域夜光指数高;低低聚集主要分布在经济欠发达区域,区域夜光指数低;而低高、高低聚集的零星分布说明经济发展较好的县域经济空间溢出效应不够强,也可能由于县域本身经济发展禀赋不足,受资源约束较强,表明了经济空间格局的不平衡状态。

总体看,京津冀县域尺度具有较强的空间异质性和区域聚集特征,县级尺度经济发展的空间特征以正相关为主。随着时间变化,高高聚集数量增多,但仍然只分布在北京、天津以及邻近其的少数地区。低低聚集数目减少,高低聚集、低高聚集县域数量增多。京津冀聚集的县域数量相对稳定,说明京津冀空间结构呈稳定态势,同时在京津冀一体化过程中,经济水平发展高的县域对周边县域带动不足,扩散效果不明显,未从实质上改变河北的发展格局,京津冀发展相对独立。一些变为高低聚集和低高聚集的县域不存在正相关关系,其经济发展不对周围县域起促进作用,这与各县域间资源、市场竞争等利己行为密不可分。

(五)京津冀地区县域经济冷热点分析

依据区域夜光指数分析空间热点和冷点区域,热点为高值聚集区,代表县域经济高质量发展的高水平区,也表示单个要素及其周围邻域都是高值,冷点表示的含义与热点相反。根据2014年、2016年和2019年京津冀县域的冷热点分布,可以得出,在2014—2019年间,京津冀各县域的冷热点并未出现大规模变化。2014年冷点区域有6个,分别为辛集市、新河县、南宫市、巨鹿县、任县、平乡县;热点区域有21个,其中北京5个、天津9个、河北廊坊5个、河北沧州2个。2019年冷点县域有13个,其中邯郸2个、邢台11个;热点县域有25个,其中北京8个、天津10个、河北廊坊5个、河北沧州2个。

综合看,热点地区主要集中在北京、天津,少部分热点区在北京、天津附近的河北沧州、廊坊等地区。由于河北廊坊的香河县、永清县、霸州市和沧州的青县、黄骅市距离北京、天津较近,受京津较强的带动作用,

为热点区,经济发展较好。而冷点地区主要集中在河北的邢台地区,可见邢台大部分县域的区位条件较差,产业基础较薄弱,缺乏核心竞争力,制约县域经济发展。整体看京津冀地区冷热点空间分布比较集中,呈聚集状态,但冷热点两极分化明显。

(六)京津冀地区县域经济的空间方向性分析

计算京津冀地区的经济重心和标准差椭圆,分析县域经济发展的空间方向性分布,京津冀县域经济重心和标准差椭圆分布情况见图3。可以看出经济重心主要集中于天津武清区,经济重心的移动方向是先西北再西南,在南北方向变化不大,东西方向变化较大,总体偏向西移动,说明2014—2019年京津冀西部经济发展优于东部。这期间河北地区经济发展得到提升。2014—2017年经济重心移动幅度小,比较稳定。2017—2019年向西南方向移动幅度较大,表明2017—2019年区域夜光指数作用增强,京津冀一体化战略起到较大的推动作用。

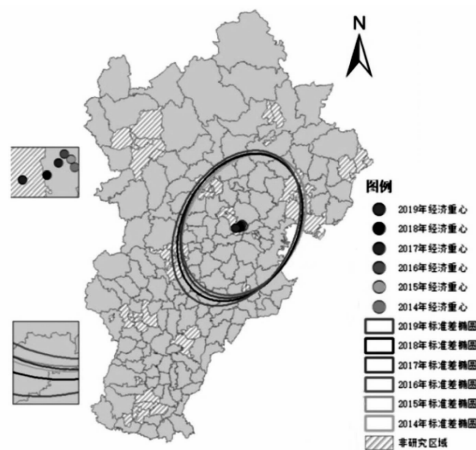


图3 2014—2019年京津冀地区县域经济重心与标准化椭圆图

从标准差椭圆形状看,标准差椭圆方向性明显,呈东北—西南走向。长短轴之比在2014—2016年间逐渐减小,椭圆趋于圆化,表明京津冀在2014—2016年间经济发展的集中度减弱,分布方向明显降低,西南—东北走向上的经济拉动作用减弱,而2016—2019年长短轴之比增加,表明2016—2019年在西南—东北方向上的经济拉动增强。

(七)京津冀地区县域经济影响因素分析

影响京津冀地区经济发展的因素很多,本文选取四个主要影响因素进行分析,分别为产业结构(X_1)、人口密度(X_2)、金融发展(X_3)、政府作用(X_4)。对2014—2019年京津冀地区141个县域的面板数据进行回归分析,由于数据存在异方差等不平稳性特征,对部分

变量取对数,回归结果见表 2。

表 2 京津冀地区县域经济发展影响因素的回归结果

变量名称	系数	标准差	t 值	p 值
X ₁	3.145***	0.365	9.350	0.000
lnX ₂	-0.343***	0.408	-8.400	0.000
lnX ₃	1.240***	0.764	16.220	0.000
lnX ₄	0.408***	0.080	5.080	0.000
常数项	-17.729***	0.519	-34.140	0.000

注:*** 代表 1%的显著性水平。

可以看出,四个变量的 p 值均小于 1%,通过了显著性检验。产业结构系数为正,是京津冀经济发展水平最主要的影响因素,产业结构优化可以促进经济健康发展。人口密度系数为负,与经济增长呈负相关关系,随着人口规模持续扩大,拥挤效应会逐渐显现,阻碍经济增长。金融发展的系数为正,表明金融发展水平越高,越有利于经济增长。政府作用与经济发展呈正相关关系,说明政府的财政支出存在经济促进效益。

四、京津冀地区县域经济包容性发展分析

(一)京津冀地区县域经济包容性发展评价指标体系

包容性的目的是让所有人公平享受经济增长成果,县域经济包容性发展将包容性发展与县域经济发展结合起来,使居民平等、广泛地参与县域经济增长的过程并从中受益。本文主要从经济增长、产业发展、公共服务、金融水平、生活水平五个方面构建京津冀

表 3 县域经济包容性发展的评价指标体系

一级指标	二级指标	单位	指标属性
经济增长	区域夜光指数	-	正向
	一般公共预算收入	万元	正向
	一般公共预算支出	万元	正向
	人口密度	人/公里	正向
产业发展	第一产业增加值/GDP	-	负向
	第三产业增加值/GDP	-	正向
	规模以上工业企业数量	个	正向
公共服务	医疗卫生机构床位数	床	正向
	各种社会福利收养性单位数	个	正向
金融水平	年末金融机构各项贷款余额	万元	正向
	居民储蓄存款余额	万元	正向
生活水平	城镇居民人均可支配收入	元	正向
	农村居民人均可支配收入	元	正向
	城乡可支配收入之比	-	负向

县域经济包容性发展指数,见表 3。

(二)京津冀地区县域经济包容性发展分析

使用熵权 TOPSIS 法对县域包容性发展进行评价,计算京津冀地区县域经济包容性指数^①。结果显示,北京、天津县域的包容性发展指数大都高于河北县域,其中包容性发展指数排第一位的是天津的滨海新区,排末位的是张家口的怀安县、阳原县。除了张家口的怀安县与张北县,其他县域的包容性发展指数在 2014—2019 年都有所上升,其中包容性指数增长最快的为邢台的威县与巨鹿县,增速超过 100%,大多县域总体发展水平明显提升。各县域包容性指数存在明显差异,应发挥县域带动作用,包容性发展水平高的县域带动包容性发展水平低的县域,促进京津冀各县域协同发展。

表 4 为各县域经济包容性指数的变异系数,变异系数越大,县域之间发展水平差距越大。从京津冀整体看,县域之间发展水平差距较大,2019 年与 2014 年相比,变异系数有所下降,各县域包容性发展差距缩小,说明京津冀一体化发展取得显著成效。从京津冀三个区域对比看,天津内部发展水平差距最大,北京次之,河北最小。从京津冀各县域比较看,北京和河北变异系数增加,北京各区和河北各县域内部间差异随时间推移增加,天津变异系数减少,天津各区之间发展水平差异减小。就河北而言,承德、衡水内部县域发

表 4 京津冀地区各县域变异系数

地区	2014 年	2019 年
京津冀	1.048	0.889
北京	0.366	0.437
天津	1.036	0.889
河北	0.314	0.324
保定	0.306	0.304
沧州	0.309	0.314
承德	0.172	0.153
邯郸	0.224	0.206
衡水	0.213	0.172
廊坊	0.305	0.303
秦皇岛	0.209	0.208
石家庄	0.306	0.305
唐山	0.244	0.317
邢台	0.249	0.247
张家口	0.288	0.254

①限于篇幅,京津冀地区县域经济包容性指数留存备案。

展水平差距最小,唐山、沧州、石家庄内部县域发展水平差距较大。2019年除沧州、唐山外,河北其他地区内部县域发展水平差距都有所下降,说明这些地区内部县域间协同发展良好。

五、结论及建议

(一) 研究结论

基于夜间灯光数据测度经济发展水平,采用空间方向性机制分析方法,结合全局自相关与局部自相关对京津冀县域经济空间格局进行分析,构建包容性发展体系计算包容性发展指数,得到以下结论:

第一,京津冀地区经济发展存在明显的不平衡,发展层级越高,所对应的县域数目越少。京津冀地区县域经济发展呈正相关关系,存在较高的空间聚集性,热点区域与高值相对应,经济较发达;冷点区域与低值相对应,经济较落后,冷热点分布总体较稳定。第二,京津冀地区县域的经济重心主要分布在天津武清区,2014—2019年经济重心先向西北再向西南方向移动。标准差椭圆方向性明显,呈现较为稳定的“东北—西南”分布格局。第三,产业结构、人口密度、金融发展、政府作用一定程度上都影响县域经济水平的发展,其中产业结构是最主要的影响因素,对经济发展起促进作用,人口密度对经济发展起负向作用,金融发展与政府作用对经济发展都起促进作用。第四,北京、天津各区包容性指数大都高于河北县域,2019年与2014年相比,几乎所有县域包容性指数都有所上升。京津冀各县域总体包容性发展存在差距,天津内部各区包容性发展差距最大,随着时间推移,京津冀县域包容性发展差距缩小。

(二) 对策建议

根据上述结论,结合京津冀地区发展实际,本文提出以下对策建议:

第一,逐步培养第三大动力源即河北,以实现区域经济协调发展和整体经济实力的提升。深入推进京津冀协作,制定系统性、全局性经济发展政策,缩小各县域之间差距,实现地区间协同发展。第二,要以县域城镇化建设为契机,协同推进县域新型城镇化和乡村振兴,激发生产、生活要素活力,破解县域经济发展不均衡问题,推动县域经济高质量协调发展。把发展经验与优势传递到河北地区,发挥北京、天津的空间溢出作用,带动河北各县域发展,缩小县域经济发展差距。第三,北京在资源和人才方面具有强大的虹吸效应,天津有较为雄厚的工业和文化基础,河北在三地

之间地域广大,但经济、文化等相对落后。河北应提高包容性发展水平,充分利用本省的优势,选择适合自身的发展战略,根据自身发展阶段、要素禀赋结构选择差异化发展路径,推动包容性可持续发展。同时积极发挥政府引导作用,补齐短板,促进内部协调发展。◆

参考文献:

- [1] 张一兵,李善同,何建武.新发展格局下京津冀协同发展研究[J].经济与管理,2023(3):9-16.
- [2] 傅利平,刘凤,孙雪松.京津冀城市群公共服务与新型城镇化耦合发展研究[J].城市问题,2020(8):4-13.
- [3] 鄢爱红,袁翠欣.包容性发展视角下的京津冀协同发展[J].求知,2023(11):53-55.
- [4] 杜海波,魏伟,张学渊,等.黄河流域能源消费碳排放时空格局演变及影响因素:基于DMSP/OLS与NPP/VIIRS夜间灯光数据[J].地理研究,2021(7):2051-2065.
- [5] 关伟,李书妹,许淑婷.东北三省碳排放时空演变多尺度分析:基于DMSP/OLS夜间灯光数据[J].生态经济,2022(11):19-26.
- [6] 俞路,闫歌.京沪高铁站点对周边地区的经济带动效应研究:来自DMSP/OLS和NPP/VIIRS卫星灯光数据的证据[J].世界地理研究,2022(2):305-316.
- [7] 牛方曲,辛钟龄.中国高铁站的溢出效应及其空间分异:基于夜间灯光数据的实证分析[J].地理研究,2021(10):2796-2807.
- [8] 陈诚诚,刘传立.基于夜间灯光数据的江西省人为热排放与夜间地表温度的相关性分析[J].桂林理工大学学报,2023(3):458-467.
- [9] 林中立,徐涵秋,林从华.珞珈一号夜间灯光数据的福建省人为热通量估算[J].遥感学报,2022(6):1236-1246.
- [10] 潘竞虎,胡艳兴.基于夜间灯光数据的中国多维贫困空间识别[J].经济地理,2016(11):124-131.
- [11] 张建文,梁彦庆,崔立烨,等.基于NPP-VIIRS夜间灯光数据的京津冀城市群经济集聚特征分析[J].西南大学学报(自然科学版),2021(12):95-104.
- [12] 索贵彬,侯孟阳.京津冀县域经济增长的时空特征与演变趋势[J].统计与决策,2020(2):110-113.
- [13] 林万龙,米晶.县域包容性增长测度及其对乡村振兴的启示[J].自然资源学报,2023(8):2117-2134.
- [14] 曾冰.基于NPP/VIIRS夜间灯光数据的湘鄂赣省际交界区县域经济空间格局及影响因素[J].地理科学,2020(6):900-907.
- [15] 张丽,何伟,潘洪义.成渝地区双城经济圈县域经济空间格局及影响因素:基于夜间灯光数据的分析[J].资源开发与市场,2022(9):1081-1090+1125.

(责任编辑:萧静)

基于投入产出的 中国老年休闲产业关联效应研究

刘晓艳 陈琪丹

(山西财经大学 统计学院, 山西 太原 030006)

摘要:老年休闲产业日渐成为老龄化社会建设的重要内容,基于《养老产业统计分类(2020)》《国民经济行业分类(GB/T 4754-2017)》列示的行业,确定老年休闲产业分类,编制2002年、2007年、2012年、2017年、2020年中国老年休闲产业的投入产出表,揭示老年休闲产业与各产业部门的关联关系及动态变化趋势。研究表明:(1)老年休闲产业同时受消费、投资、出口三者的影响,其中最终消费的生产依存度最大,且消费需求对老年休闲产业的带动作用持续增大;(2)制造业在老年休闲产业的发展中起着重要的支撑作用,房地产业、信息传输、软件和信息技术服务业对老年休闲产业发展的助推作用越来越强;(3)老年生活服务业和老年休闲娱乐业的影响力和感应度均高于老年文化教育业。

关键词:老龄化;老年休闲产业;投入产出;产业关联效应

中图分类号:F062.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)06-0043-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.06.006

一、引言

为应对人口老龄化,我国积极践行世界卫生组织提出的“积极老龄化”主张。近年来,我国经济实力稳步提高,人民生活水平持续上升,社会保障体系不断完善,老年人的生存需求基本得到满足,继而逐渐开始寻求更高层级的精神和文化需求,渴望在精神层面获得关注和满足。老年休闲产业日渐成为老龄化社会建设的重要内容。如何满足老年人不断增长的精神生活需求,丰富其业余休闲生活,使其安享高质量晚年生活,实现健康养老、文化养老、智慧养老、生态养老,成为社会养老服务发展的重点方向之一。然而,当前老年人的休闲意愿尚未完全转化为现实活动,休闲娱乐对“积极老龄化”的重要功能也没有完全释放。在这一现实背景下,厘清老年休闲产业与国民经济其他产业部门之间的关系,探寻推动老年休闲产业高质量发展的途径显得尤为重要。

目前,我国养老产业没有专业的统计口径,老年

休闲产业作为养老产业的重要组成部分,现有的宏观统计并不能充分反映其产业产值、产业结构、产业关联等关键信息。因此,本文将对老年休闲产业的类别和统计范畴展开研究,基于投入产出表,动态研究老年休闲产业与上下游产业联动发展的投入产出关系,将有助于更全面系统地发展老年休闲产业,拓展老年休闲产业的研究框架和研究视角。同时,定量分析老年休闲产业与周边产业及整个国民经济的互动关系,对于明确老年休闲产业对周边产业的影响、促进老年休闲产业的高质量发展、为老年人提供更多优质的休闲服务有重要的现实意义。

二、文献综述

20世纪下半叶,发达国家开始面临较为严重的老龄化问题,这种社会现象催生学术界关于老年人休闲行为的深入研究。部分学者曾对老年生活休闲活动涵盖的类别进行研究。孙樱和陈田等(2001)^[1]以简单明确的方式将老年休闲娱乐活动分为以益智型为首的

基金项目:国家社会科学基金项目“中国养老产业缺口及增长路径研究”(20BRK028)。

作者简介:刘晓艳(1979—),女,山西平遥人,博士,副教授,研究方向为社会经济统计;陈琪丹(2000—),女,山西方县人,硕士研究生,研究方向为经济统计。

五大类。王梅和任丽霞等(2016)^[2]提出我国老年人养老休闲服务需求主要包括养老护理、医疗保健、家政服务和休闲等类型。有学者认为参与休闲活动对老年人的身心健康发展具有积极意义。McGuire 和 O’Leary (1992)^[3]指出,参与规律的休闲活动对于老年人的心理和生理具有多重积极影响。一方面,有助于老年人提升自我获得感,缓解焦虑、抑郁等负面情绪,另一方面,能够显著增强老年人的体能,有效预防疾病,减少老年人的医疗负担。

从研究内容看,多数学者基于问卷调查对老年休闲行为及影响因素展开研究。Robert 和 Casillas 等(2004)^[4]选取老年人的日常活动、休闲与运动、时间等作为切入点,对法国老年人休闲健康活动情况展开测评。Yang 和 Ye 等(2022)^[5]通过比较美国和中国老年人的不同休闲活动,从传统和社会文化两个维度探讨产生差异的可能原因。黄璜和朱云伟(2014)^[6]对全国十大城市展开大规模问卷调查,从老年人休闲活动的内容、时空入手,揭示老年人休闲生活的多个方面及影响因素。

为进一步对老年休闲产业进行深入研究,不少学者从老年文化、老年旅游、老年体育等角度展开产业维度的探索。祁兴芬和魏家宁等(2019)^[7]基于问卷调查,从老年人口特征、消费项目、休闲娱乐、文体参与、文化投入等方面研究山东省老年文化产业的发展,探讨改善老年生活、发展老年文化产业的对策。Zhuo 和 Guan 等(2020)^[8]运用熵方法和耦合协调模型分析体育

业与养老产业之间的关系,并利用灰色模型预测未来该地区两个行业之间的耦合协调关系。相对而言,从产业角度对整个老年休闲产业展开的研究较少,主要是集中于产业发展战略的定性分析,比如王明胜(2016)^[9]定性分析了老年休闲产业的发展战略。盖宏伟和王凯(2018)^[10]以秦皇岛为例,利用 SWOT 分析法探寻发展休闲养老产业的对策。池洋漾(2019)^[11]以乌兰察布市为例,为该地区老年休闲产业的发展探索适宜的道路。

梳理相关文献可发现,国内外学者侧重采用问卷调查、访谈的方法对老年休闲生活的行为特征展开研究,从产业角度进行的实证研究则较为少见,现有文献多集中于探讨老年休闲产业下属某一产业的发展,或对老年休闲产业进行定性分析,探索适合当地老年休闲产业的发展路径。本文采用投入产出的方法,对老年休闲产业展开实证研究,通过编制老年休闲产业的投入产出表,测算各相关系数,厘清产业间的关联效应以及波及效应,了解老年休闲产业与其他产业及国民经济之间的关系,明确老年休闲产业的定位,为其发展提供相应建议。

三、投入产出表的编制

(一)老年休闲产业的范围界定

2020 年国家统计局首次发布《养老产业统计分类(2020)》,结合本文研究内容,可将老年休闲产业归并为老年健康促进与社会参与、养老教育培训和人力资源服务、其他养老服务三大类。具体分类见表 1。

表 1 老年休闲产业分类

代码			名称	国民经济行业分类代码及名称(2017)
大类	中类	小类		
03	031		老年健康促进与社会参与	
			老年体育健身服务	
			老年运动休闲和群众体育活动	8870* 群众文体活动
				8919* 其他体育组织
				8930* 健身休闲活动
		0311	老年运动休闲和群众体育活动	9020* 游乐园
				8992* 体育健康服务
	032	0320	老年体育健康服务	
			老年文化娱乐活动	8831* 图书馆
				8850* 博物馆
				8870* 群众文体活动
				9011* 歌舞厅娱乐活动
				9019* 其他室内娱乐活动
				9052* 体育表演服务

(续表)

代码			名称	国民经济行业分类代码及名称(2017)
大类	中类	小类		
05	033	0330	老年旅游服务	7291* 旅行社及相关服务
				786* 游览景区管理
	034	0341	老年健康养生服务 老年养生保健服务	8040* 理发及美容服务
				8051* 洗浴服务
				8052* 足浴服务
				8053* 养生保健服务
		0342	老年心理健康服务	7244* 健康咨询
	035	0350	老年志愿服务	8529* 其他不提供住宿社会工作
	051	0511	养老教育培训和人力资源服务	
			养老教育和技能培训	
			养老相关专业教育	8336* 中等职业教育 834* 高等教育
			养老职业技能培训	8391* 职业技能培训
			家庭护老技能培训	8399* 其他未列明教育
	052	0520	老年教育	8399* 其他未列明教育
			养老人力资源服务	
	053	0531	养老职业技能服务	7269* 其他人力资源服务
		0532	养老就业服务	726* 人力资源服务
		0533	老年人人力资源开发服务	7269* 其他人力资源服务
09	091	0910	其他养老服务	
			养老传媒服务	642* 互联网信息服务
				8610* 新闻业
				8621* 图书出版
				8622* 报纸出版
				8623* 期刊出版
				8624* 音像制品出版
				8625* 电子出版物出版
				8626* 数字出版
				8710* 广播
				8720* 电视
				8730* 影视节目制作
				8740* 广播电视集成播控
	092	0921	老年法律服务和法律援助	
			老年司法援助服务	7231* 律师及相关法律服务 7239* 其他法律服务
		0922	老年公益公证服务	7232* 公证服务
	093	0930	养老相关展览服务	7284* 文化会展服务
				7289* 其他会议、展览及相关服务
	094	0940	老年婚姻服务	8070* 婚姻服务
	095	0950	养老代理服务	7299* 其他未列明商务服务
	096	0960	其他未列明的养老服务	8090* 其他居民服务

(二) 确定产业对应关系

编制老年休闲产业投入产出表,首先需要将其相关部门与原始投入产出表的部门进行对照,找到投入产出表中与老年休闲产业相关的部门。具体步骤如下:将《养老产业统计分类(2020)》中与老年休闲产业相关的行业,按照代码与2020年投入产出表中的部门一一对照,如老年休闲产业中第一大类为“03 老年健康促进与社会参与”,第一中类为“031 老年体育健身服务”,包括“0311 老年运动休闲和群众体育活动”及“0312 老年体育健康服务”两小类。其对应的国民经济行业代码及名称分别为:8870* 群众文体活动、8919* 其他体育组织、8930* 健康休闲活动、9020* 游乐园和8992* 体育健康服务,对应到投入产出表中的部门为:88 文化艺术、89 体育、90 娱乐。其余对照情况依此类推。

经过整理,投入产出表中共有11个部门与老年休闲产业息息相关。由于《养老产业统计分类(2020)》并未明确定义老年休闲产业的类别,为深入研究,本文将这11个部门归并为老年生活服务业、老年文化教育业、老年休闲娱乐业三类,并进一步分析不同类别的效应。

老年休闲产业与原始投入产出表的对应部门见表2。

表2 老年休闲产业与投入产出相关部门对应表

分类	相关部门
老年生活服务业	商务服务
	居民服务
	公共设施及土地管理
	社会工作
老年文化教育业	教育
	互联网和相关服务
	新闻和出版
	广播、电视、电影和影视录音制作
老年休闲娱乐业	文化艺术
	体育
	娱乐

(三) 计算剥离系数

由于原始投入产出表中并未单独列示老年休闲产业,因此需对现有部门进行剥离、重组。梳理文献发现,剥离系数的计算方法主要有直接分离法、产值比重法、就业人数法、比例因子漂移法。

养老产业的划分主要依据是产业服务的对象,即主要围绕老年人的生活、健康、安全以及参与社会发

展的需求提供产品的产业部门才是养老产业。但目前我国养老产业尚未形成专业的统计口径,缺乏准确、连续、稳定、可靠的统计数据,且由于部分养老产业的产品和服务往往具有通用性,即使专门为老年人口设计的产品,也可能因为某些特殊需求被年轻人消费。因此,产品或服务的消费对象往往难以明确界定,按照传统的“生产法”进行统计实施难度较大。因此,养老产业的统计缺乏专业的理论基础,对老年休闲产业的专业统计更是少之又少,无法直接利用产值数据计算剥离系数。

党俊武(2014)^[12]提出可通过年龄结构分析解决老龄科学研究中某些特定的问题。本文基于年龄分析法的理念,借鉴王松岭和范中原等(2013)^[13]使用GDP支出核算法估算养老产业产值占GDP比例的思路,估算老年休闲产业相关部门的剥离系数。

GDP支出核算是基于最终使用角度,通过核算整个社会一定时期内购买最终产品的支出和反映一个国家或地区一定时期内生产活动的最终成果。支出法将GDP分为最终消费支出、资本形成总额以及进出口三个部分。考虑到当前我国老年休闲产业的国外业务拓展面窄,因此假设老年休闲产业的产值测算中不包含进出口业务,只通过最终消费支出、资本形成总额和60岁及以上人口比重计算剥离系数,从而测度老年休闲业产值。

根据上述分析,计算与老年休闲产业相关各部门的剥离系数,公式如下:

$$\beta_i = \frac{c_i \times \theta + t_i \times \theta}{g_i} \quad (1)$$

其中, i 表示部门, β 表示剥离系数, c 表示部门消费总额, t 表示部门投资总额, g 表示部门总产出, θ 表示60岁及以上人口比重。

(四) 产业剥离与整理

本文选取国家统计局公布的2002年、2007年、2012年、2017年、2020年的投入产出表作为原始表。依据国民经济行业分类(GB/T 4754-2017),将投入产出表的部门合并成19个部门。经合并对比发现,各年份的投入产出表之间存在部门分类不一致的情况,为确保统计口径一致,以2017年部门分类为标准,将其余年份的部门分类适当调整。然后依据剥离系数的计算结果,对调整后的原始投入产出表进行分解、合并。编制时,需遵循投入产出表的行列平衡关系,最终得到投入产出简表(见表3)。

表 3 老年休闲产业的投入产出表(简表)

投入 \ 产出		中间使用					最终使用	总产出
		老年生活服务业	老年文化教育业	老年休闲娱乐业	其他产业部门	… X _{ln}		
中间投入	老年生活服务业	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X _{1j}		F ₁	X ₁
	老年文化教育业	X ₂₁	X ₂₂				…	…
	老年休闲娱乐业	X ₃₁		X ₃₃			…	…
	其他产业部门	X _{i1}			X _{ij}	X _{nn}	F _i	X _i
	……	X _{n1}				V _n	F _n	X _n
增加值		V ₁	…	…	V _j	X _n		
总投入		X ₁	…	…	X _j			

四、产业关联分析

(一)后向关联关系分析

本文选取直接消耗系数 a_{ij}、完全消耗系数 b_{ij} 反映老年休闲产业的后向关联关系,计算公式分别为:

$$a_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_j} \tag{2}$$

$$b_{ij} = a_{ij} + \sum_{k=1}^n b_{ik} a_{kj} \tag{3}$$

其中,x_{ij} 表示 j 部门生产中消耗的第 i 部门产品数

量,X_j 表示 j 部门的总投入。由系数 a_{ij} 构成的矩阵(A)称为直接消耗系数矩阵,由系数 b_{ij} 构成的矩阵(B)称为完全消耗系数矩阵,两者之间的关系为:

$$B=(I-A)^{-1}-I \tag{4}$$

根据公式(2)—(4),可计算得出 2002 年、2007年、2012 年、2017 年、2020 年老年休闲产业各部门的直接消耗系数和完全消耗系数,排名前三的系数变动情况见表 4。

表 4 老年休闲产业直接消耗系数与完全消耗系数排名前三的部门

		2002 年		2007 年		2012 年		2017 年		2020 年	
		部门	系数	部门	系数	部门	系数	部门	系数	部门	系数
直接消耗系数	老年生活服务业	06	0.2994	06	0.2371	06	0.1892	06	0.1618	06	0.1554
		01	0.0408	01	0.0326	13	0.0360	14	0.0632	14	0.0770
		09	0.3067	18	0.0308	01	0.0353	01	0.0570	01	0.0488
	老年文化教育业	06	0.0144	06	0.1840	06	0.1178	02	0.0299	06	0.0919
		08	0.0411	11	0.0326	13	0.0337	01	0.0205	14	0.0384
		07	0.0328	07	0.0302	12	0.0322	06	0.0196	12	0.0313
	老年休闲娱乐业	06	0.2274	06	0.1976	06	0.1605	06	0.1280	06	0.1285
		21	0.0368	21	0.0810	21	0.0632	21	0.0758	21	0.0759
		10	0.0359	03	0.0708	03	0.0623	03	0.0716	03	0.0697
	完全消耗系数	老年生活服务业	06	0.8756	06	0.8421	06	0.6961	06	0.5635	06
09			0.0864	04	0.0878	04	0.0888	14	0.0914	14	0.1097
04			0.0791	07	0.0862	13	0.0865	15	0.0871	15	0.0938
老年文化教育业		06	0.5180	06	0.7602	06	0.4757	06	0.0810	06	0.3217
		10	0.0642	07	0.1030	13	0.0709	02	0.0236	14	0.0603
		07	0.0613	05	0.0743	10	0.0604	01	0.0224	13	0.0571
老年休闲娱乐业		06	0.7421	06	0.9005	06	0.6373	06	0.5073	06	0.4728
		10	0.0863	21	0.0951	09	0.0772	21	0.0893	21	0.0893
		09	0.0823	07	0.0923	21	0.0726	03	0.0781	15	0.0812

注:01 代表老年生活服务业,02 代表老年文化教育业,03 代表老年休闲娱乐业,04 代表农、林、牧、渔业,05 代表采矿业,06 代表制造业,07 代表电力、热力、燃气及水生产和供应业,08 代表建筑业,09 代表批发和零售业,10 代表交通运输、仓储和邮政业,11 代表住宿和餐饮业,12 代表信息传输、软件和信息技术服务业,13 代表金融业,14 代表房地产业,15 代表租赁和商务服务业,16 代表科学研究和技术服务业,17 代表水利、环境和公共设施管理业,18 代表居民服务、修理和其他服务业,19 代表教育,20 代表卫生和社会工作,21 代表文化、体育和娱乐业,22 代表公共管理、社会保障和社会组织。表 5 同。

根据上述计算结果可知,在近 20 年的发展过程中,无论是直接依存关系还是完全依存关系,老年休闲产业三部门对制造业的消耗一直最大,且远高于对其他产业的消耗。分部门看,老年生活服务业对房地产业的直接依存度和间接依存度排名明显上升,可能是由于养老院、托老所等养老住宅建设越来越多,老年生活服务业对房地产业的拉动作用越来越强。2017 年和 2020 年老年生活服务业对租赁和商务服务业的完全消耗系数排名第三,表明该产业与租赁和商务服务业的后向关联越来越密切。老年文化教育业对信息传输、软件和信息技术服务业的直接消耗系数排名不断上升,说明老年文化教育业的发展越来越依赖互联网及其相关服务,随着信息技术的高速发展,线上教育发展如火如荼,更多老年人选择通过网上教育满足精神文化需求。另外,老年休闲娱乐业直接消耗系数的前三名基本集中在制造业,文化、体育和娱乐业,老年休闲娱乐业本身,与直接消耗系数相比,租赁和商务服务业的

完全消耗系数排名上升,充分表明老年休闲娱乐业对租赁和商务服务业的间接消耗较大。

(二)前向关联关系分析

本文选取直接分配系数和完全分配系数反映老年休闲产业的前向关联关系,计算公式分别为:

$$h_{ij} = \frac{x_{ij}}{X_j} \quad (5)$$

$$W = (I - H)^{-1} - I \quad (6)$$

其中, x_{ij} 表示*i*部门每单位产品或服务中直接分配给*j*部门的产品或服务的数量, X_j 表示*i*部门生产的总产品或服务产出的供给量, W 为完全分配系数矩阵, H 为直接分配系数矩阵, I 为单位矩阵。

根据公式(5)——(6),可计算得出 2002 年、2007 年、2012 年、2017 年、2020 年老年休闲业各部门的直接分配系数和完全分配系数,排名前三的系数变动情况见表 5。

可以看出,2002—2020 年老年生活服务业对老年

表 5 老年休闲产业直接分配系数与完全分配系数排名前三的部门

		2002 年		2007 年		2012 年		2017 年		2020 年	
		部门	系数	部门	系数	部门	系数	部门	系数	部门	系数
直接分配系数	老年生活服务业	01	0.0408	01	0.0326	01	0.0353	01	0.0570	01	0.0488
		03	0.0135	03	0.0223	03	0.0113	03	0.0087	03	0.0241
		02	0.0029	18	0.0029	18	0.0033	18	0.0041	17	0.0040
	老年文化教育业	03	0.0626	03	0.0759	01	0.0344	01	0.0312	02	0.0216
		01	0.0300	01	0.0725	02	0.0263	02	0.0229	01	0.0191
		02	0.0112	02	0.0282	03	0.0083	03	0.0040	03	0.0134
	老年休闲娱乐业	03	0.0226	03	0.0708	03	0.0623	03	0.0716	03	0.0697
		01	0.0040	01	0.0029	21	0.0032	01	0.0087	21	0.0068
		02	0.0029	21	0.0025	01	0.0025	21	0.0071	01	0.0026
完全分配系数	老年生活服务业	01	0.0435	01	0.0343	01	0.0374	01	0.0617	01	0.0524
		03	0.0151	03	0.0255	03	0.0133	03	0.0108	03	0.0282
		18	0.0034	18	0.0038	18	0.0044	18	0.0056	14	0.0056
	老年文化教育业	03	0.0662	03	0.0874	01	0.0376	01	0.0341	02	0.0226
		01	0.0330	01	0.0781	02	0.0276	02	0.0236	01	0.0218
		02	0.0119	02	0.0298	03	0.0107	03	0.0050	03	0.0167
	老年休闲娱乐业	03	0.0236	03	0.0767	03	0.0668	03	0.0781	03	0.0758
		01	0.0045	01	0.0034	21	0.0037	01	0.0103	21	0.0080
		02	0.0031	21	0.0030	01	0.0029	21	0.0083	01	0.0032

生活服务业自身及老年休闲娱乐业的直接分配系数和完全分配系数一直稳居前两位,说明老年生活服务业对其推动作用最强且持续稳定。除此之外,老年生活服务业对居民服务、修理和其他服务业,水利、环境和公共设施管理业的直接推动作用较大;对房地产业

的间接推动作用较大。老年文化教育业与老年休闲产业三部门都具有密切的前向关联,无论是直接分配系数还是完全分配系数,排名前三的始终是老年休闲产业的三个部门,只是排名顺序略有差别。从老年休闲娱乐业对其他产业的分配系数看,老年休闲娱乐业排

名第一,第二名和第三名在老年生活服务业和文化、体育和娱乐业之间变动。说明老年休闲娱乐业除了对自身影响,还会向老年生活服务业和文化、体育和娱乐业提供产品或服务,以推动其发展。综合看,老年休闲产业内部三产业间的相互推动作用较强,对于国民经济各产业部门来说,仅对少数部门有较强的前向关联作用,对其他产业的推动作用不明显。

(三)波及效应分析

衡量部门波及效应的指标分别为产业影响力系数和产业感应度系数。就本文来说,影响力系数反映老年休闲产业影响其他产业的能力和程度,也反映了该部门对国民经济的拉动作用,计算公式为:

$$F_j = \frac{\sum_{i=1}^n b_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n b_{ij}} \quad (7)$$

其中, b_{ij} 为完全消耗系数矩阵中第 i 行第 j 列的元素。

感应度系数反映了老年休闲产业接受其他部门影响的能力和程度,也反映了该部门对国民经济的推动作用,计算公式为:

$$E_j = \frac{\sum_{j=1}^n b_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{ij}} \quad (8)$$

根据公式(7)~(8),对老年休闲产业各部门的系数进行计算,各年度老年生活服务业、老年文化教育业、老年休闲娱乐业的影响力系数和感应度系数变动情况如图1、图2所示。

整体看,老年生活服务业和老年休闲娱乐业的影响力系数高于老年文化教育业,说明这两个产业部门对其他产业发展的影响程度大于老年文化教育业。从时间维度看,2002年老年生活服务业和老年休闲娱乐业的影响力系数均大于1,说明这两个产业部门的变

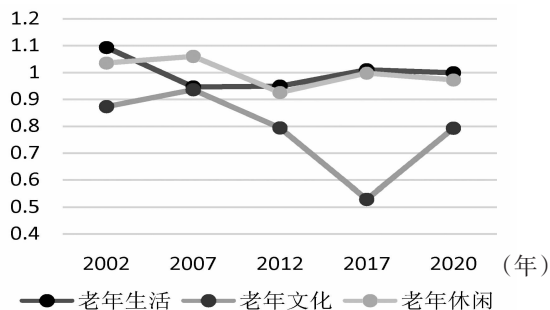


图1 影响力系数

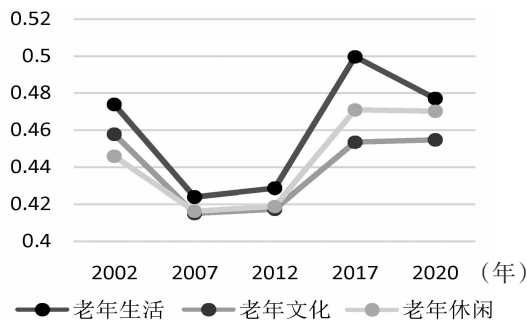


图2 感应度系数

化对其他产业部门产生的波及效应高于社会平均水平,对国民经济发展具有较强的拉动作用。随后4个目标年份的影响力系数在0.9—1.1之间波动,表明目前的产业结构中,老年休闲产业的后向关联效应并不明显,仅处于平均水平,目前还不是我国的支柱产业。可见,在银发经济浪潮下,大力发展老年休闲产业,对于促进我国养老产业的产业结构升级有重要作用。

从感应度系数看,三个产业部门的感应度系数变化趋势一致,都呈现出“下降—上升—下降”的基本趋势,且系数几乎都小于0.5,表明这些部门受到的感应程度低于所有部门的平均感应水平,对国民经济发展的推动作用整体较弱,不能作为支撑国民经济发展的基础产业。同时,自2007年起,老年生活服务业和老年休闲娱乐业的感应度均高于老年文化教育业,可认为这两个产业部门受其他产业发展的影响程度高于老年文化教育业。因此,为了加强老年休闲产业对经济发展的助推作用,应加速传统产业与休闲产业的结合,打造新兴产业,推动老年休闲产业的发展,进而推动整个国民经济的发展。

(四)生产诱发效应分析

本文使用生产诱发系数和生产诱发依存度探究老年休闲产业的生产诱发作用,计算公式分别为:

$$x_L = \frac{X_L}{i^T Y_L}, L=C, I, E \quad (9)$$

$$X = [I - (I - M)A]^{-1} [(I - M)(Y_C + Y_I) + Y_E] \quad (10)$$

$$z_L = \hat{X}^{-1} X_L, L=C, I, E \quad (11)$$

其中, x_L 代表最终消费、资本形成、出口的生产诱发系数向量, i^T 代表 $(1, 1, 1, \dots)$ 的转置 n 维行向量, X 为生产诱发额, M 为进口系数矩阵, I 为单位矩阵, A 为直接消耗系数矩阵, Y_C 、 Y_I 、 Y_E 分别代表消费、投资、出口的数额。 $\hat{X}^{-1}$ 代表生产诱发额矩阵的逆矩阵, $\hat{X}$ 是将各产业部门的生产诱发额作为对角元素的对角矩阵, X_L 代表各个项目的生产诱发额。

对老年休闲产业各部门的生产诱发系数及生产诱发依存度进行计算,结果见表6。老年生活服务业、老年文化教育业、老年休闲娱乐业的最终消费诱发系数始终远远高于投资需求诱发系数与出口需求诱发系数,说明这三个产业部门受到最终消费变动的生产诱发效应最大。特别是,2020年老年文化教育业的最终

表6 老年休闲业各部门生产诱发系数及生产诱发依存度

		生产诱发系数			生产诱发依存度		
		最终消费	资本形成	净出口	最终消费	资本形成	净出口
老年生活服务业	2002年	0.0046	0.0012	0.0034	0.6779	0.1086	0.2135
	2007年	0.0054	0.0005	0.0011	0.8191	0.0591	0.1219
	2012年	0.0069	0.0010	0.0016	0.8020	0.1072	0.0908
	2017年	0.0088	0.0017	0.0020	0.8080	0.1248	0.0673
	2020年	0.0082	0.0017	0.0019	0.8116	0.1260	0.0624
老年文化教育业	2002年	0.0113	0.0009	0.0009	0.9188	0.0484	0.0328
	2007年	0.0139	0.0012	0.0011	0.8852	0.0643	0.0505
	2012年	0.0133	0.0020	0.0012	0.8474	0.1135	0.0391
	2017年	0.0151	0.0007	0.0007	0.9506	0.0342	0.0152
	2020年	0.0182	0.0012	0.0019	0.9401	0.0454	0.0145
老年休闲娱乐业	2002年	0.0011	0.0002	0.0004	0.7868	0.0841	0.1291
	2007年	0.0007	0.0001	0.0002	0.7598	0.0881	0.1521
	2012年	0.0012	0.0002	0.0004	0.7811	0.0979	0.1210
	2017年	0.0030	0.0004	0.0005	0.8612	0.0817	0.0572
	2020年	0.0023	0.0004	0.0004	0.8531	0.1010	0.0459

消费每增加1个单位,将诱发老年文化教育业0.0182个单位的生产。纵向看,2002—2020年间,老年生活服务业、老年文化教育业、老年休闲娱乐业的最终消费诱发系数不断变大,而资本形成和净出口的诱发系数没有明显变化。

从生产诱发依存度可以看出,老年生活服务业、老年文化教育业、老年休闲娱乐业的最终消费生产依存度最大,消费需求拉动老年休闲产业发展效果显著,可以将这三个部门归结为消费依赖型产业。从动态角度看,三部门的最终消费诱发依存度呈上升趋势,随着国内消费市场持续稳定增长,消费需求对老年休闲产业的带动作用不断增大。同时,三部门净出口的生产依存度均呈逐年下降趋势,表明老年休闲产业对出口需求的依赖度较低。因此,从长远看,在我国扩大内需、持续刺激消费的影响下,老年人对精神消费的需求会不断释放,将更好地带动老年休闲产业的发展。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文编制了2002年、2007年、2012年、2017年和2020年22*22部门的老年休闲业投入产出表,并对我国老年休闲产业与国民经济其他产业之间的关联关系

及变化趋势进行深入研究,主要结论如下:

第一,从产业关联效应看,无论是直接依存关系还是完全依存关系,老年休闲产业三部门对制造业的消耗一直保持最大,且远高于对其他产业的消耗,表明制造业在老年休闲产业的发展进程中起到关键支撑作用。近年来,房地产业以及信息传输、软件和信息技术服务业对老年休闲产业的发展推动作用越来越强。在前向关联效应分析中,老年生活服务业、老年文化教育业、老年休闲娱乐业内部自身的关联性较强,产业内部受到的推动作用最大。

第二,从产业波及效应看,老年生活服务业和老年休闲娱乐业的影响力系数和感应度系数均高于老年文化教育业,可见这两个部门对其他产业发展的影响程度和受国民经济变动的影响程度高于老年文化教育业。

第三,从生产诱发效应看,老年休闲产业同时受消费、投资、出口的影响,其中最终消费的生产依存度最大,消费需求拉动老年休闲产业发展的效果显著,因此老年休闲产业属于典型的消费依赖型产业。动态看,三部门最终消费的生产诱发依存度呈上升趋势,表明随着国内消费市场持续稳定的增长,消费需求对老年休闲产业的带动作用不断增大。

(二) 对策建议

分析可知,我国老年休闲产业总体与其他产业联系紧密,但产业内三部门间发展不均衡,且该产业的发展对国民经济的拉动作用不明显,产业的波及效应不够强。针对以上问题,为促进我国老年休闲产业高质量发展,建议如下:

第一,加强政府引导,强化支撑产业发展。制造业始终是推动老年休闲产业发展的巨大引擎,政府部门应积极鼓励当地企业投身老年休闲产品的开发与创新,提升老年休闲产品的品质。企业应不断推陈出新,研发出更符合新时代老年群体需求的休闲产品,在产品生产与企业发展过程中,深入洞察老年人的需求,确保产品真正满足其需要,让老年群体享受更高品质的晚年生活。同时,老年休闲产业对房地产业和信息传输、软件和信息技术服务业的依存度提高,政府部门应积极推动金融机构出台专项政策,特别是对老年地产及研发老年休闲产品的相关服务业,应创新符合养老服务业特色的信贷产品和服务,开辟适宜老年人的娱乐活动场所、培育满足老年人休闲生活的高新技术产业,推动老年休闲产业良性发展。

第二,发展老年文化教育,提高产业影响力。如今我国老年教育的课程供给无法靶向解决老年群体的实际需求,老年文化教育产业发展面临困境,导致其对其他产业的后向需求和前向供给能力相对较差,影响程度低。因此,各地老年教育机构亟须优化发展机制,构建“一方主导、多方协作、职责清晰”的新体制。各个机构应充分发挥自身特长,以满足老年人全面发展的需求为出发点,推出涵盖健康养生、心理健康、普法教育等多个领域的课程。另外,鉴于老年人身体机能和记忆力的变化,相较于传统的课堂教学,体验式学习、外出游学等新型教学模式更符合其身心特点,政府部门可引导多元主体(如中医医疗机构、红色教育基地等)积极参与老年文化教育建设,丰富老年教育内容。满足老年人对知识的渴求,增强他们的社会参与感,推动老年文化教育产业的健康发展。

第三,发挥需求诱发作用,提高经济效益。老年生活休闲产业的消费需求不仅受老年人口数量、老龄化的速度以及老年人经济能力的影响,更与老年人休闲观念的转变密不可分。因此,积极培育老年人的休闲观念和休闲意识,深化其对休闲文化的理解和认同,激发他们对休闲产品消费的热情,进而推动老年休闲产业的蓬勃发展意义重大。一是利用大众传播媒介的广

泛覆盖力,发挥其作为信息传播渠道的重要作用,使老年人充分认识到享受健康休闲生活的裨益。二是进一步加大对社会保障的财政投入,根据不同时期的经济发展和社会变化,灵活调整社会保障待遇水平,为老年消费群体提供稳固的经济保障。◆

参考文献:

- [1]孙樱,陈田,韩英.北京市区老年人口休闲行为的时空特征初探[J].地理研究,2001(5):537-546.
- [2]王梅,任丽霞,杨丽华.我国养老休闲服务市场存在的主要供需矛盾与应对策略[J],山西青年,2016(21):33+32
- [3]MCGUIRE F A,O'LEARY J T.The implications of leisure constraint research for the delivery of leisure services[J].Journal of Park and Recreation Administration,1992(2):31-40.
- [4]ROBERT H,CASILLAS J M,ISKANDAR M,et al.Le Score d'activité physique de Dijon:reproductibilité et corrélations avec l'aptitude physique de sujets sains âgésThe Dijon Physical Activity Score:reproducibility and correlation with exercise testing in healthy elderly subjects[J].Annales de réadaptation et de Médecine Physique,2004(8):546-554.
- [5]YANG S,YE S,LI H.Comparison of Senior Leisure Activities in China and the United States from the Perspective of Cultural Differences[J].Wireless Communications and Mobile Computing,2022(1):8430490.
- [6]黄璜,朱云伟.老年居民休闲行为特征及发展战略研究[J],老龄科学研究,2014(2):18-28.
- [7]祁兴芬,魏家宁,贾荷陵,等.人口老龄化背景下的老年文化产业发展调查研究[J].农村经济与科技,2019(23):247-249.
- [8]ZHUO L,GUAN X,YE S.Prediction Analysis of the Co-ordinated Development of the Sports and Pension Industries: Taking 11 Provinces and Cities in the Yangtze River Economic Belt of China as an Example[J].Sustainability,2020(6):2493.
- [9]王明胜.基于老年居民休闲行为特点的产业发展战略方案分析[J],知识经济,2016(10):23+37.
- [10]盖宏伟,王凯.秦皇岛休闲养老产业发展路径研究[J],中国集体经济,2018(11):36-37.
- [11]池洋洋.基于中小城市老年休闲产业发展探究:以乌兰察布市为例[J],北方经济,2019(1):54-57.
- [12]党俊武.年龄结构分析法是老龄科学的基本方法[J],老龄科学研究,2014(8):3-9.
- [13]王松岭,范中原,李奎.“十二五”期间城镇养老服务业对GDP贡献预测研究[J],商业时代,2013(4):119-121.

(责任编辑:萧静)

金融发展 对收入不平等的非线性影响研究

——基于分位数回归森林模型的分析

蔡超 胡成翔

(山东工商学院 统计学院, 山东 烟台 264005)

摘要:利用 2021 年中国综合社会调查数据构造城市的收入不平等指数,搜集城市的宏观经济数据,采用分位数回归森林模型研究金融发展对收入不平等的非线性效应和异质性影响。研究表明:分位数回归森林模型能够更好地揭示金融发展对收入不平等的影响;金融发展能显著影响收入不平等,并且二者之间呈现“L 形”的非线性趋势,但收入不平等水平不同的城市,金融发展对其的影响程度不同,即在收入不平等水平较高的城市,金融发展对收入不平等的影响较小,而在收入不平等水平较低的城市,金融发展对收入不平等的影响较大。因此各城市应当因地制宜促进金融发展,进而降低收入差距,促进共同富裕。

关键词:金融发展;收入不平等;分位数回归森林

中图分类号:F224.0

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)06-0052-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.06.007

一、引言

党的二十大报告指出,全体人民共同富裕是中国式现代化的显著特征之一。促进收入分配合理化、缩小贫富差距是推进共同富裕的重要内涵,但目前我国收入不平等問題依然存在(刘培林和钱滔等,2021)^[1],我国居民的收入基尼系数仍维持在较高水平(罗楚亮和李实等,2021)^[2]。收入不平等的加剧会引发一系列经济和社会问题,如在宏观层面,收入不平等的扩大不利于经济增长和贫困问题的解决(赵文和刘英俊,2023;郭露和刘梨进,2023)^[3-4];在微观层面,收入不平等会影响居民的消费和主观幸福感(朱德云和王溪等,2021;尤亮和马千淇,2023)^[5-6]。由此可见,收入不平等的加剧不仅不利于经济的健康持续发展,而且会增加社会不安定因素,影响社会和谐稳定。因此,建立更加公平合理的收入分配制度,缩小收入差距,对实现共同富裕至关重要。

近年来,我国金融业蓬勃发展,社会融资规模和

金融机构数量不断增加。金融业在经济社会领域发挥着越来越重要的作用,对收入差距产生深层次影响。因此,在推进实现共同富裕目标背景下,研究金融发展对收入不平等的影响具有重要意义。关于金融发展能否缩小收入不平等的讨论一直在持续,相关研究成果可以分为三类:一类观点认为金融发展会加剧收入不平等,如 Jauch 和 Watzka(2016)^[7]研究发现金融发展对收入不平等有正相关的影响,金融市场发展越好,收入不平等现象越严重。曾小倩和黄云英等(2023)^[8]使用系统性广义矩估计方法对选取的 58 个发展中国家的数据进行实证检验,研究表明金融发展会加剧收入不平等。另一类截然相反的观点认为金融发展会缓解收入不平等,如 Omar 和 Inaba(2020)^[9]提出随着金融不断发展,金融服务可获得性的提升显著减轻了发展中国家的收入不平等。第三类观点认为金融发展与收入不平等存在非线性关系,Greenwood 和 Jovanovic(1990)^[10]首次提出二者存在“倒 U 形”非线性关系,Townsend 和

基金项目:国家社会科学基金项目“共同富裕目标下中国家庭财富不平等统计监测与政策调控研究”(22BTJ038)。

作者简介:蔡超(1983—),男,山东沾化人,博士,副教授,研究方向为经济计量分析;胡成翔(1999—),男,安徽长丰人,硕士研究生,研究方向为经济计量分析。

Ueda(2006)^[11]、张莹和符大海等(2020)^[12]的研究表明金融开放与收入不平等之间呈现典型而稳健的非线性关系。

现有文献对金融发展与收入不平等关系的研究非常丰硕,但仍存在一定局限:一是已有文献多采用门槛模型研究金融发展与收入不平等之间的非线性关系,这在非线性模型设置上非常主观;二是多采用均值回归模型,忽视了金融发展对收入不平等的异质性影响。随着信息技术的不断发展,机器学习逐渐进入广大学者的视野,为收入不平等的研究提供了新机遇。机器学习能够通过非线性映射探究金融发展与收入不平等之间的关系,从而很大程度上避免了人为设置非线性模型的局限。其中,集成学习方法通过集成多个基础学习器,实现了更稳定的估计和预测。Meinshausen(2006)^[13]提出的分位数回归森林模型作为集成学习方法的典型代表,基于随机抽样原理,通过融合多棵决策树的结果,不仅具有估计精度高、运算速度快的优点,而且能够描述被解释变量整个条件分布特征,揭示解释变量对被解释变量在各个分位点处的影响。目前收入不平等的研究少有涉及机器学习方法的运用,因此,为更准确地考察金融发展对收入不平等的非线性影响和异质性影响,本文基于2021年中国综合社会调查数据构造城市的收入不平等指数,结合中国各城市主要经济发展指标,应用分位数回归森林模型实证研究金融发展对我国收入不平等的非线性影响和异质性影响。

二、理论分析与研究假说

(一)金融发展显著影响收入不平等

收入不平等是多种因素共同作用的结果,经济增长、金融发展、教育不平等以及其他可能的影响因素从不同方面影响收入不平等。McKinnon(1974)^[14]和Shaw(1973)^[15]通过对发展中国家金融抑制阻碍经济发展现象的研究,指出围绕以利率自由化为中心的金融自由化道路,可以产生储蓄效应、投资效应、就业效应和收入效应,进而实现金融增长带动经济全面增长。随着金融市场的不断发展,Banerjee和Newman(1993)^[16]认为金融市场的发展可能通过创造更多的就业机会使穷人受益,更发达的金融市场能够缓解收入不平等现象。金融发展程度的不断提升可以增强各阶层居民对金融服务的接受程度,减少信息不对称和降低交易成本,进而提高资源配置效率,从而降低收入不平等水平。综上,提出以下假说:

假说1:随着金融市场的扩张,金融中介和融资工具种类不断增加,金融发展程度成为影响收入不平等的重要角色。

(二)金融发展对收入不平等的影响遵循边际效应递减规律

各地区经济发展水平和居民金融工具使用程度的不同,使金融的改善存在发展期与瓶颈期,金融发展对收入不平等的影响不是稳定的线性增数。金融不断发展将消除信息壁垒并降低交易成本,从而提升金融系统效率,充分发挥金融的普惠属性。然而信息壁垒与交易成本的降低存在下限,导致金融发展程度对收入分配公平度的改善具有上限,当其他要素不变时,随着金融发展水平的进一步提升,收入不平等水平的缩减速度将下降。因此,当金融发展到一定水平时,对收入不平等影响递减的力量将占据主导地位,继而当金融发展程度高过特定阈值时,其对减少收入不平等的促进作用会越来越小。综上,提出以下假说:

假说2:金融发展程度不够时,会增加收入不平等水平;金融发展程度进一步提高时,会减少收入不平等水平;金融发展程度过高时,不会再减少收入不平等水平;将金融发展水平控制在合理区间,有利于减少收入不平等水平。

(三)金融发展对收入不平等水平不同的城市影响程度不同

乔海曙和陈力(2009)^[17]的研究表明在不同金融发展水平下,收入差距的变化有显著差异。对于收入不平等较大的地区,金融的普惠性在减少收入不平等时起到了一定作用,但由于金融知识不够充足、金融交易成本不够低等,这种作用相比其他地区十分有限。只有对于收入不平等较小的地区而言,随着金融资源规模扩大,金融知识的逐步普及,普惠金融的低成本、高效率等优势才能真正得以体现,资本积累和技术进步促使居民收入持续增长,进而从根本上缩小居民收入不平等。综上,提出以下假说:

假说3:在收入不平等较大的地区,金融发展对收入不平等的影响程度较弱;在收入不平等较小的地区,金融发展对收入不平等的影响程度较强。

三、模型与方法

(一)线性分位数回归模型

设 $x_i \in \mathbb{R}^p$ 是解释变量, y_i 是响应变量,对于数据集 $L=\{x_i, y_i\}_{i=1}^n$,任意的分位点 $\tau(0<\tau<1)$,该分位点的线性分位数回归模型可表示为:

$$Q_{\tau}(y_i|x_i)=x_i^T \beta_{\tau}, i=1, 2, \dots, n \quad (1)$$

其中, β_{τ} 为未知参数, 设 $\rho_{\tau}(u)=u[\tau-I(u<0)]$, $I(\cdot)$ 为示性函数, 则 β_{τ} 可通过下式求解:

$$\hat{\beta}_{\tau}=\operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}\left(y_i-x_i^T \beta_{\tau}\right) \quad (2)$$

(二)分位数回归森林模型

Meinshausen(2006)^[13]提出的分位数回归森林模型可以视为随机森林模型在分位数回归框架下的扩展, 旨在输出不同分位点的回归预测结果。对于给定数据集 $L=\left\{x_i, y_i\right\}_{i=1}^n$ 构建决策树 $D(\theta)$, 其中, θ 为随机参数向量, 设决策树 $D(\theta)$ 的叶子节点为 $L(X, \theta)$, 对于每个样本的特征取值 x_i , 有且只有一个叶子节点与之对应, 记为 $x_i \in R_{L(X, \theta)}$, 对于每个样本 x_i , 叶子节点 $L(X, \theta)$ 中所有观测值的权重向量为:

$$\omega_i\left(x_i, \theta\right)=\frac{I\left(x_i \in R_{L(X, \theta)}\right)}{\sum_{j=1}^n I\left(x_j \in R_{L(X, \theta)}\right)} \quad (3)$$

假设生成 K 个决策树构建随机森林, 对于每个样本 x_i , 随机森林的权重向量为各个决策树的平均值:

$$\omega_i\left(x_i\right)=\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \omega_i\left(x_i, \theta_k\right) \quad (4)$$

随机森林使用决策树的平均结果来估计条件均值 $E(Y|X=x)$, 即随机森林的预测值是响应变量的加权平均值:

$$\hat{\mu}(x)=\sum_{i=1}^n \omega_i\left(x_i\right) y_i \quad (5)$$

分位数回归森林在随机森林的基础上, 将上述方法推广到整个条件分布, 得到:

$$F(y|X=x)=P\left(y_i \leq y|X=x\right)=E\left(I\left(y_i \leq y\right)|X=x\right) \quad (6)$$

条件分布的估计可以看成对示性函数 $I\left(y_i \leq y\right)$ 的加权平均, 因而给出对条件分布的估计为:

$$F(y|X=x)=\sum_{i=1}^n \omega_i\left(x_i\right) I\left(y_i \leq y\right) \quad (7)$$

则 τ 条件分位点的 $Q_y(\tau|X=x)$ 为:

$$Q_y\left(\tau|X=x\right)=F^{-1}\left(y|X=x\right) \inf \left\{y: \sum_{i=1}^n \omega_i\left(x_i\right) I\left(y_i \leq y\right) \geq \tau\right\} \quad (8)$$

其中, $\inf$ 为下确界。

变量重要性测度: 为评估解释变量对响应变量的影响程度, 通过置换法构造一个分位数回归森林模型的变量重要性测度方法。置换法的原理为: 如果某个变

量的重要性程度较高, 那么改变这个变量的值, 预测结果就会发生很大变化。第 $j(j=1, 2, \dots, p)$ 个解释变量 $x^{(j)}$ 的重要性测度步骤为: 首先对 $x^{(j)}$ 的值进行非重复抽样, 替换原有的变量值, 再代入拟合好的分位数回归森林模型进行预测, 进一步计算 $x^{(j)}$ 的重要性测度值:

$$\operatorname{Imp}\left(x^{(j)}\right)=\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n\left(\hat{Q}\left(y_l x=x_i\right)-\hat{Q}\left(y_l x=\tilde{x}_i\right)\right)^2 \quad (9)$$

其中, $\tilde{x}_i$ 为替换后的数据, $\hat{Q}\left(y_l x=x_i\right)$ 为正常数据的预测值, $\hat{Q}\left(y_l x=\tilde{x}_i\right)$ 为替换数据的预测值。 $\operatorname{Imp}\left(x^{(j)}\right)$ 越大, 说明变量值替换后对分位数回归森林模型的预测值影响越大, 该变量在模型中的重要性程度更高。为减少随机性的影响, 重复上述过程共 100 次, 计算 100 次 $\operatorname{Imp}\left(x^{(j)}\right)$ 的均值作为 $x^{(j)}$ 的重要性测度值。

偏相依关系: 偏相依关系可以度量解释变量对响应变量影响的大小和方向, 也可以揭示解释变量与响应变量之间的线性或非线性关系。第 $j(j=1, 2, \dots, p)$ 个解释变量 $x^{(j)}$ 的偏相依关系的测度方法为: 剔除 $x^{(j)}$ 的重复值并按照升序排列, 记为 $\left\{\tilde{x}_m^{(j)}\right\}_{m=1}^M(M \leq n)$, 将其依次代入式(10), 计算 $x^{(j)}$ 在不同取值下的偏相依关系值:

$$P\left(x^{(j)}=\tilde{x}_m^{(j)}\right)=\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{Q}\left(y_l x^{(j)}=\tilde{x}_m^{(j)}, x_i^{(-j)}\right), m=1, 2, \dots, M \quad (10)$$

其中, $x_i^{(-j)}$ 为除第 j 个解释变量之外其余解释变量的第 i 个观测值。

四、实证结果与分析

(一)数据来源、变量设定与描述

本文的响应变量是收入不平等, 参考刘续棵(2014)^[18]的研究, 基于微观数据采用基尼系数和泰尔指数测度中国不同城市的收入不平等水平。第 i 个城市的基尼系数和泰尔指数的公式如式(11)和式(12)所示:

$$\operatorname{Gini}_i=\frac{2}{n_i \mu_i} \sum_{j=1}^{n_i} j y_j-\frac{n_i+1}{n_i} \quad (11)$$

其中, n_i 为第 i 个城市中入样家庭的数量, μ_i 为第 i 个城市中所有入样家庭的平均收入, $\left\{y_j\right\}_{j=1}^{n_i}$ 是第 i 个城市中入样家庭总收入的有序样本, 满足 $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_{n_i}$ 。

$$\operatorname{Theil}=\sum_{i=1}^n\left[W_i \times \ln \left(\frac{W_i}{P_i}\right)\right]+\sum_{j=1}^n\left[y_j \times \ln \left(\frac{y_j}{n_j}\right)\right] \quad (12)$$

其中, W_i 代表第 i 个城市所有入样家庭收入占有所有城市入样家庭总收入比重, P_i 代表第 i 个城市中所有入样家庭收入占有所有城市入样家庭总收入比重, y_j 代表第 j 个家庭中收入占有总收入比重, n_j 代表第 j 个家庭中人口占有总人口比重。

本文使用的微观数据来自中国人民大学调查与数据中心 2021 年调查的中国综合社会调查 (CGSS2021) 数据, 该数据共调查了我国 19 个省 (区、市) 65 个地级市共 8148 个样本单位, 包括研究需要的家庭总收入、家庭人口数量等信息。数据删除了收入为 0 或缺失的样本, 最终保留了 61 个城市的 5452 个样本单位。

本文旨在研究金融发展程度对收入不平等的影响, 因此核心解释变量是金融发展程度。考虑数据的可得性, 本文参考陈昱燃和张桥云等 (2022)^[19]、刘莉和陆森 (2023)^[20]、刘赛红和罗美方等 (2021)^[21] 的研究, 从金融发展规模、金融体系效率与金融服务覆盖面维度构建金融发展综合评价指标, 并采用熵值法对各指标客观赋权得到金融发展综合指数。其中, 金融发展规模

反映了金融发展深度, 以金融机构贷款余额占 GDP 比重来衡量; 金融体系效率反映了储蓄投资转化效率, 以金融机构存贷余额比衡量; 金融服务覆盖面侧重于金融可得性视角, 以金融机构存贷款余额与城市常住人口

的比值作为度量指标。除核心解释变量外, 本文还借鉴叶琴和袁歌骋等 (2023)^[22]、千慧雄和安同良 (2022)^[23] 的研究, 从城市经济水平和城市发展潜力方面选取 6 个控制变量。其中, 城市经济水平选取人均 GDP 对数、进出口总额和地方财政支出 3 个变量, 城市发展潜力选取实际利用外资、老年人抚养比、固定资产增长率 3 个变量。城市维度的核心解释变量和控制变量的数据来源于《中国城市年鉴》和各城市的统计年鉴。

综上, 本文最终整合得到 61 个城市的数据作为估计样本。表 1 报告了变量的描述性统计结果。可以看出, 基尼系数的数据较集中, 数据分布左偏且相对平坦, 呈现“宽峰厚尾”特征; 金融发展指数的数据分布呈现显著的右偏趋势, 且分布较为陡峭。

表 1 变量的描述性统计

	变量名	Mean	Sd	Median	Skew	Kurt
响应变量	基尼系数	0.432	0.065	0.445	-0.131	-0.519
核心解释变量	金融发展指数	0.223	0.183	0.148	1.755	1.920
城市经济水平	人均 GDP 对数 (万元)	1.810	0.468	1.716	0.371	-0.797
	进出口总额 (万亿元)	0.141	0.377	0.021	4.328	19.848
	地方财政支出 (百亿元)	7.516	9.547	4.857	5.032	29.721
城市发展潜力	实际利用外资 (百亿元)	1.009	1.908	0.424	2.995	8.710
	老年人抚养比	0.216	0.042	0.220	0.177	-0.473
	固定资产增长率	0.035	0.094	0.055	-1.914	3.290

(二) 基本分析

为检验分位数回归森林模型是否能够更好地估计收入不平等, 分别使用线性分位数回归模型和分位数回归森林模型进行建模, 计算分位点 $\tau=0.05$ 、0.25、0.5、0.75、0.95 处的拟合值, 并计算分位数平均绝对误差 (QAAE) 和分位数拟合优度 (R^1) 进行评价。其中, 分位数回归森林模型作为机器学习方法, 有 3 个超参数: 叶子节点中观测值的最小数目、候选变量数量、树的数量。最优的超参数是通过网格搜索法来寻找的使袋外样本误差最小的超参数。其中, 叶子节点中观测值的最小数目的取值范围为 $\{2, 3, \dots, 10\}$, 候选变量数量的取值范围为 $\{1, 2, \dots, 10\}$; 树的数量的取值范围为

$\{50, 100, \dots, 1000\}$ 。估计的评价指标为分位数平均绝对误差 (Quantile Average Absolute Error, QAAE), 定义为:

$$QAAE(\tau) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \hat{Q}_{\tau}(\tau|x_i)) \quad (13)$$

分位数拟合优度 $R^1(\tau)$ 由 Koenker 和 Machado (1999)^[24] 提出, 定义为:

$$R^1(\tau) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \hat{Q}_{\tau}(\tau|x_i))}{\sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \hat{Q}_{\tau}(\tau))} \quad (14)$$

其中, $\hat{Q}_{\tau}(\tau|x_i)$ 为分位点 τ 处给定 x_i 的条件下 y_i 的估计值; $\hat{Q}_{\tau}(\tau)$ 为分位点 τ 处 y_i 的无条件估计值。

首先使用线性分位数回归模型(LQR)与分位数回归森林模型(QRF)进行估计,随后使用 R^1 与QAAE 作为评价指标对模型进行评价。图 1 报告了 LQR 与 QRF 模型在各分位点的 R^1 与 QAAE 的结果,从结果可以看出,在各分位点处,QRF 模型的 R^1 均大于 LQR 模

型,且 QRF 模型的 QAAE 值明显小于 LQR 模型,说明分位数回归森林模型在拟合时,相比线性分位数回归模型取得了更好的效果,即分位数回归森林模型可以更好地体现金融发展与收入不平等之间的关系。

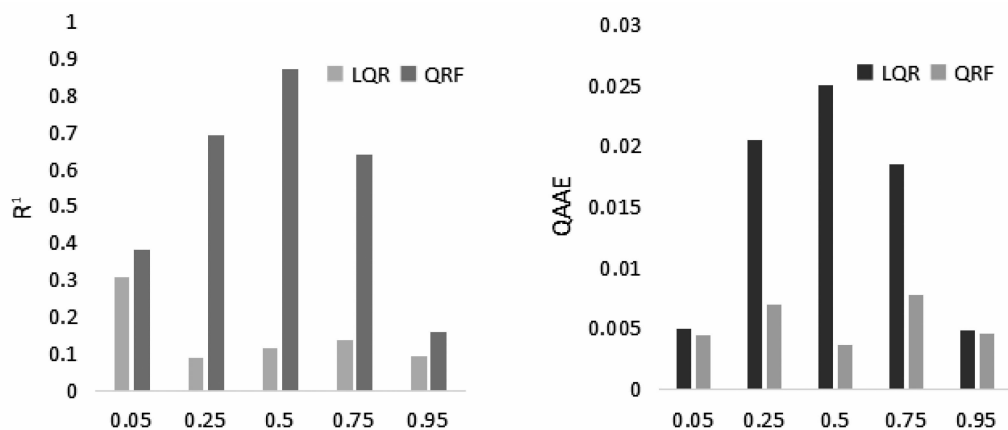


图 1 模型拟合结果

(三) 变量重要性测度

使用基于 QRF 模型的变量重要性测度方法测度影响收入不平等的各变量重要性,从而确定各变量对收入不平等的影响力。图 2 展示了影响收入不平等的 7 个变量的重要性排序数值点图。由图 2 可知,金融发展在各分位点的重要性贡献率数值分别为 0.25、0.20、0.16、0.16、0.18,其排名分别位于第 1 名、第 2 名、第 3 名、第 2 名、第 2 名,说明金融发展显著影响收入不平等水平,尤其相较于其他的城市维度控制变量,金融发展对收入分配差距的影响力更大。至此,假说 1 得到验证。

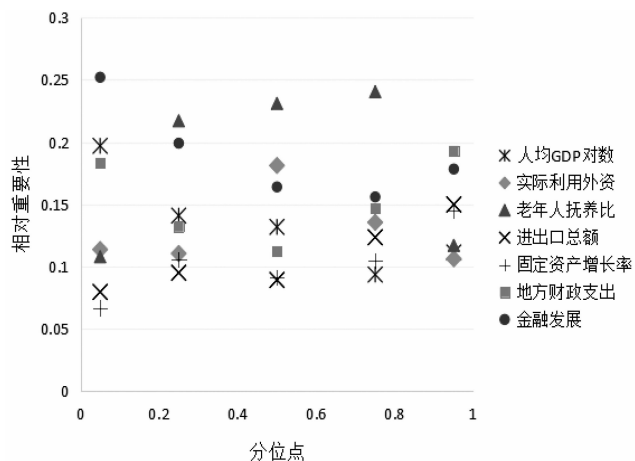


图 2 变量重要性排序结果

(四) 金融发展对收入不平等的影响趋势

采用基于 QRF 模型的偏相依关系考察金融发展在收入不平等中的影响趋势与边际收益,结果如图 3 所示。其中,横轴为以熵值法计算的金融发展指数,纵轴为代表收入不平等的基尼系数,曲线斜率反映了金融发展水平对收入不平等的边际影响。总体看,当金融发展水平逐渐提高时,收入不平等逐步下降,但随着金融发展指数的提高超过 0.2 左右时,收入不平等几乎不再降低,整体呈现“L 形”趋势。因此金融发展水平对收入不平等的影响遵循边际收益递减规律。至此,假说 2 得到验证。

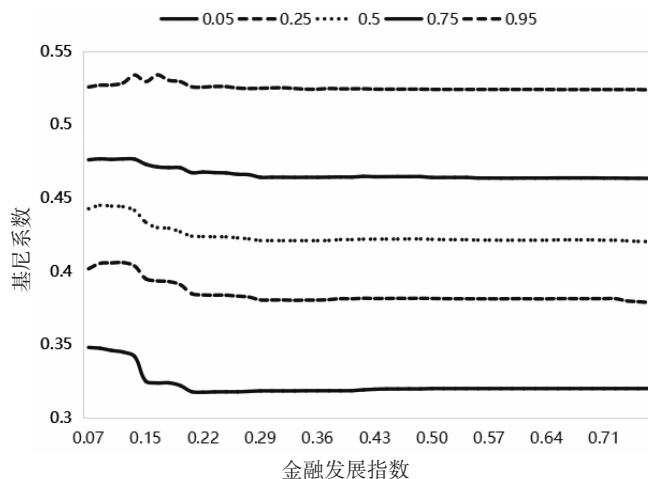


图 3 金融发展指数与收入不平等的偏相依关系

从图3可以看出,当收入不平等处于较高水平时($\tau=0.75$ 和 $\tau=0.95$),收入不平等随金融发展水平的变化最不明显,可能是由于这些地区金融知识不够充足、金融交易成本不够低等,金融发展水平对收入不平等的影响程度较低。而在收入不平等处于较低水平时($\tau=0.05$ 和 $\tau=0.25$),收入不平等随金融发展水平的变化较为明显,可能是由于普惠金融的低成本、高效率等优势在这些城市真正得以体现,金融市场规模和效率得到充分发展,能够打破信息壁垒并降低交易成本,金融发展对收入不平等的影响程度更强。至此,假说3

得到验证。

(五)稳健性检验

本文采用泰尔指数测度的收入不平等水平作为被解释变量,分别建立LQR与QRF模型重新估计。图4、图5和图6分别报告了模型的拟合结果、变量重要性排序结果和偏相依关系结果。根据以上结果可知:QRF模型的 R^1 与QAAE指标均优于LQF模型;金融发展对收入不平等的影响程度、大小和方向均与前文结论一致,说明本文的实证结果是稳健的。

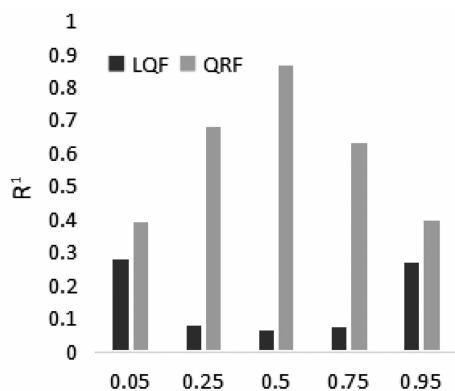


图4 泰尔指数为被解释变量的模型拟合结果

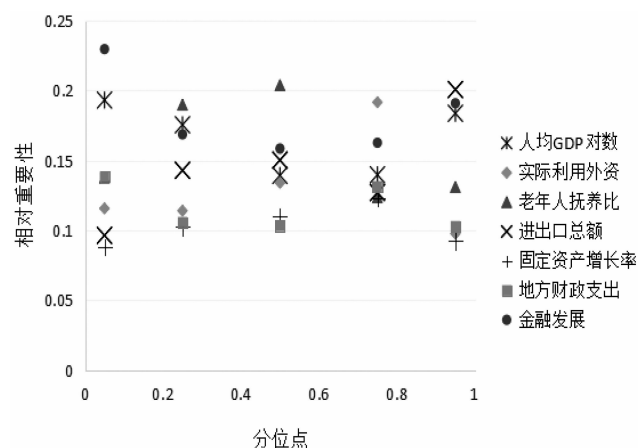
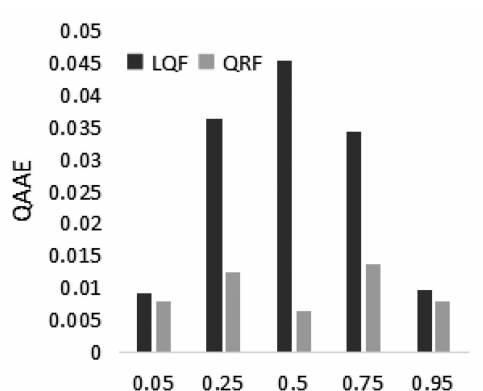


图5 泰尔指数为被解释变量的变量重要性排序结果

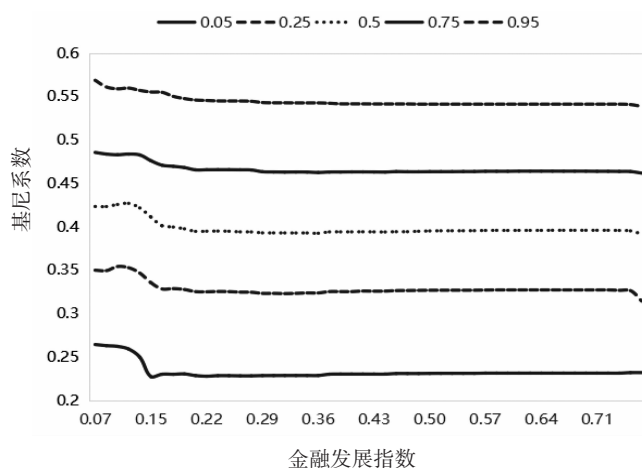


图6 泰尔指数为被解释变量的金融发展指数与收入不平等的偏相依关系

五、结论与启示

本文使用CGSS2021数据,运用基尼系数计算各城市收入不平等水平,并匹配各城市当年的宏观经济数据,运用分位数回归森林模型对金融发展与收入不平等之间的关系进行了研究。同时运用泰尔指数代替基尼系数对上述结论进行了稳健性检验,检验结果表

明结论稳健可信。研究结果表明:(1)分位数回归森林模型这一非线性模型的拟合效果远好于线性模型;(2)金融发展能显著影响收入不平等;(3)金融发展与收入不平等之间呈现“L形”趋势,具有明显的边际递减效应,将金融发展指数控制在0.2左右,可在避免金融发展过度的情况下较好地降低收入差距,促进全体

共同富裕;(4)在收入不平等水平较低的地区,金融发展对收入不平等的影响程度较强,而在收入不平等水平较高的地区,金融发展对收入不平等的影响程度较弱。因此各地应当结合本地实际情况研判经济形势并制定相应金融政策。

本研究具有如下政策启示:(1)应继续深化金融体制改革,夯实金融服务共同富裕的制度基础,进一步完善金融市场,打造现代金融机构和市场体系。各城市应当对症下药,具体问题具体分析,提质增效与防范风险并举。(2)应培养精通金融业务的人才,尽快完善高校金融科技人才相关学科建设,为金融发展提供未来的生力军。同时加快实施在职金融从业人员技术培训,加速相关人才技能转换,更好地服务金融发展,加强金融对收入分配公平性的促进作用。(3)加强金融市场投资者教育,持续改善地区全阶层的金融服务接受度,让金融真正服务于经济社会发展的全链条,并设定必要的投资门槛,保障居民金融投资的知情权与选择权,进一步推进金融业有序发展,持续推进社会主义现代化金融强国战略。◆

参考文献:

- [1]刘培林,钱滔,黄先海,等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021(8):117-129.
- [2]罗楚亮,李实,岳希明.中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J].中国社会科学,2021(1):33-54+204-205.
- [3]赵文,刘英俊.双循环视角下收入不平等与经济增长关系的再检验[J].北京工业大学学报(社会科学版),2023(3):113-126.
- [4]郭露,刘梨进.金融科技、收入不平等与多维相对贫困脆弱性[J].财经科学,2023(3):15-29.
- [5]朱德云,王溪,宫锡强.收入不平等如何影响家庭消费:基于CFPS微观数据的分析[J].财政科学,2021(5):31-45.
- [6]尤亮,马千淇.收入不平等何以影响农民主观幸福感:基于乡土逻辑变迁视角的分析[J].中国软科学,2023(12):208-218.
- [7]JAUCH S, WATZKA S. Financial development and income inequality: a panel data approach[J]. Empirical Economics, 2016(1):291-314.
- [8]曾小倩,黄云英,桂文林,等.发展中国家的金融深化与收入不平等:基于58个发展中国家面板数据研究[J].统计研究,2023(4):60-72.
- [9]OMAR M A, INABA K. Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing countries? A panel data analysis[J]. Journal of Economic Structures, 2020(1):1-25.
- [10]GREENWOOD J, JOVANOVIĆ B. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. Journal of Political Economy, 1990(5):1076-1107.
- [11]TOWNSEND R M, UEDA K. Financial deepening, inequality, and growth: a model-based quantitative evaluation[J]. The Review of Economic Studies, 2006(1):251-293.
- [12]张莹,符大海,向鹏飞.金融开放与收入不平等:一个倒U型关系[J].首都经济贸易大学学报,2020(6):59-82.
- [13]MEINSHAUSEN N. Quantile regression forests[J]. Journal of machine learning research, 2006(7):983-999.
- [14]MCKINNON R I. Money and capital in economic development[J]. American Political Science Review, 1974(4):1822-1824.
- [15]SHAW E S. Financial Deepening In Economic Development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [16]BANERJEE A V, NEWMAN A F. Occupational choice and the process of development[J]. Journal of political economy, 1993(2):274-298.
- [17]乔海曙,陈力.金融发展与城乡收入差距“倒U型”关系再检验:基于中国县域截面数据的实证分析[J].中国农村经济,2009(7):68-76+85.
- [18]刘续裸.对测量不平等的泰尔指数和基尼系数比较[J].经济研究导刊,2014(7):12-13+57.
- [19]陈显燃,张桥云,熊德平.中国金融发展在缩小城乡收入差距中的作用:基于直接普惠与间接普惠的视角[J].当代经济研究,2022(11):117-128.
- [20]刘莉,陆森.数字经济、金融发展与经济韧性[J].财贸研究,2023(7):67-83.
- [21]刘赛红,罗美方,朱建,等.农村金融发展、农业科技进步与城乡经济融合研究[J].农业技术经济,2021(11):31-45.
- [22]叶琴,袁歌骋,张呈磊.数字普惠金融与收入机会不平等[J].当代经济科学,2023(3):114-126.
- [23]千慧雄,安同良.中国金融深化对企业技术创新的影响机制研究[J].南京社会科学,2022(7):50-60.
- [24]KOENKER R, MACHADO J A F. Goodness of fit and related inference processes for quantile regression[J]. Journal of the American Statistical Association, 1999(448):1296-1310.

(责任编辑:萧静)

港口型物流枢纽 如何促进地区对外贸易？

——基于 29 个港口城市面板数据的实证分析

黄伟新 徐冬瑞

(广西科技大学 经济与管理学院, 广西 柳州 545006)

摘要:构建新发展格局需关注港口型物流枢纽对其所在港口城市外贸发展的影响。利用 2009—2021 年 29 个港口城市面板数据研究港口型物流枢纽对港口城市外贸发展的影响及其内在机制。结果表明,港口型物流枢纽可以显著促进港口城市外贸发展。机制分析发现,港口型物流枢纽通过提升承载城市创新水平、增强港口直接腹地经济实力和提高地区消费水平等渠道对港口城市外贸发展产生积极影响。异质性分析发现,相比低创新水平、欠发达的港口城市,港口型物流枢纽对地区外贸发展的影响在国内一、二线城市和区域创新水平较高城市的促进作用更大,港口型物流枢纽对内河港口城市外贸发展的促进作用明显强于沿海港口城市。

关键词:新发展格局;港口型物流枢纽;外贸发展;港口城市

中图分类号:F503.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)06-0059-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.06.008

一、引言

在加快构建新发展格局背景下,作为对外开放门户的港口城市,其港口建设与发展不仅直接决定国内外货物的在港流转效率和物流成本,而且影响港口腹地及辐射区域服务构建新发展格局的能力。2018 年国家提出要在国内部分沿海和内河港口城市,布局建设 30 个港口型国家物流枢纽^①,为港口腹地及辐射区域提供货物集散、国际中转、转口贸易、保税监管等物流服务和增值服务等。截至 2022 年底,已有 20 个港口型物流枢纽入选国家物流枢纽建设名单,涉及沿海和内陆 23 个城市。这些港口型物流枢纽承载城市制定物流枢纽建设规划和出台相关政策,通过土地保障、基础设施完善、人才队伍建设等举措加快枢纽建设,推动城市融入国家“枢纽+通道+网络”物流运行体系建

设,增强服务国内大循环和联通国内国际双循环功能。

经过多年港口物流基础设施建设,不少城市港口物流取得了飞速发展,上海、深圳、宁波、广州、青岛等沿海城市的港口已跻身世界前列,这些城市的进出口贸易因本地区港口物流的持续发展实现了量的积累和质的提高。然而在众多港口型物流枢纽中,仍然有相当数量的物流枢纽分布在基础设施条件不够完善、经济发展水平相对落后的城市,这些城市期望通过建设具备多功能的物流活动组织中心实现城市的开放发展,以便更好融入新发展格局。

回顾已有文献,尚未发现有学者直接探讨新发展格局下港口型物流枢纽与地区外贸发展之间的关系。相关研究中,Arbués 和 Banos 等(2015)^[1]认为港口物流枢纽提高了区域之间的联通性,连接了流通与消费,实

基金项目:国家社会科学基金项目“中国西部地区优化合作机制参建国际陆海贸易新通道研究”(19BGL284)。

作者简介:黄伟新(1986—),男,广西宾阳人,博士,高级经济师,研究方向为区域合作机制与通道可持续创新;徐冬瑞(1999—),女,河北石家庄人,硕士研究生,研究方向为物流与供应链管理。

^①根据《国家物流枢纽布局和建设规划》,国家布局建设的 30 个港口型国家物流枢纽,对应如下 33 个承载城市:天津、唐山、秦皇岛、沧州、大连、营口、上海、南京、苏州、南通、连云港、宁波—舟山、芜湖、安庆、福州、厦门、九江、青岛、日照、烟台、武汉、宜昌、岳阳、广州、深圳、湛江、钦州—北海—防城港、洋浦、重庆、泸州。

现了外贸货物的供需和匹配。熊勇清和许智宏(2017)^[2]指出城市运转需要物资支持,港口是重要的进出口平台,可以将国外资源引入国内。曹峰(2019)^[3]发现加大对港口基础设施建设投资,可以提升港口货物运输承载力,为外贸发展提供更加坚实的基础保障。刘名武和姜山(2021)^[4]分析长江经济带港口发展对城市对外开放的影响,发现港口综合效率、纯技术效率、规模效率的提升能有效提高城市的对外开放水平。

本文的边际贡献在于,基于服务构建新发展格局视角,从理论上阐述港口型物流枢纽通过提升承载城市创新水平、增强港口直接腹地经济实力和地区消费水平等渠道影响地区外贸发展的内在机制,首次实证分析了港口型物流枢纽对其所在地区外贸发展的影响,进一步检验了港口型物流枢纽作用于地区外贸发展的影响机制,分析不同类型港口城市的异质性影响。

二、作用机理及研究假设

运用倒推法分析港口型物流枢纽驱动其承载城市外贸发展的内在机理,港口城市实现外贸发展包括两个方面:稳定地区外贸需求量、保证进出口货物和服务的质量。新发展格局下,港口城市外贸需求量的稳定离不开港口型物流枢纽的直接作用及其高质量运行,为保证港口城市进出口贸易量质并举,应不断完善城市创新体系,提升港口腹地经济实力,扩大以消费为主导的内需,支撑外贸可持续发展。港口型物流枢纽作为港口腹地及其辐射区域的物流活动组织中心,其建设与发展更能高效对接国内国际航线和港口集疏运网络,不断加强港口物流与承载城市交通、制造、商贸等产业联动融合,推动港口城市的外贸发展。因此,港口型物流枢纽可以驱动所在港口城市的外贸发展,促使港口城市参与到国际外循环,实现内外循环相互促进与协调发展,具体见图1。

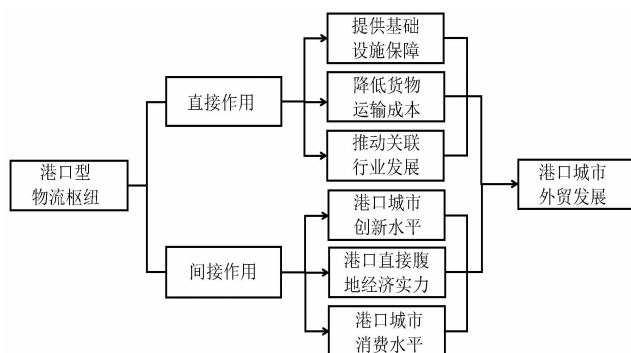


图1 港口型物流枢纽驱动港口城市外贸发展的内在机理

(一)港口型物流枢纽影响港口城市外贸发展的综合分析

港口型物流枢纽影响港口城市外贸发展的机理主要表现为:第一,港口型物流枢纽为城市外贸发展提供基础设施保障。从区域发展视角,城市运转需要物资支持,港口是重要的进出口货物运输平台,围绕港口建设发展的物流枢纽会形成物流体系的核心基础设施,为港口所在地区外贸发展提供必要的物流组织服务。第二,港口型物流枢纽可以降低地区进出口货物的运输成本。港口型物流枢纽对接国内国际航线和港口集疏运网络,有助承载城市寻求货物集散、国际中转、转口贸易、保税监管等物流服务和其他增值服务,降低企业综合生产成本,还能够随着贸易规模的扩大产生规模经济。第三,港口型物流枢纽可以推动关联行业发展为外贸行业赋能。港口型物流枢纽不仅涉及进出口货物的集散与运输,还涉及与外贸相关的制造、批发、零售等关联行业的贸易活动,这些关联行业随着港口型物流枢纽的发展也快速发展,枢纽港口城市甚至成为港航服务业集聚的重要节点(曹有挥和梁双波等,2017)^[5],有利于外贸物资进一步流通,提高进出口贸易活动的服务质量。综上,本文提出以下假设:

假设 H1:港口型物流枢纽可以促进地区外贸发展。

(二)港口型物流枢纽影响港口城市外贸发展的机制分析

承接前述分析,本文认为港口型物流枢纽可能通过提升承载城市创新水平、增强港口直接腹地经济实力和地区消费水平三条路径促进地区外贸发展。

1. 提升承载城市创新水平的作用机理

港口型物流枢纽对地区创新水平的影响机理为:第一,港口型物流枢纽可以促进地区企业创新。地区物流效率的提高可以促使企业加大在工艺创新、技术创新等方面的投资,从而提升企业的整体创新水平(李翠芝,2020)^[6]。港口型物流枢纽具有提高地区物流效率的显著作用,企业作为城市创新的微观主体,企业所在地区的创新水平将因港口型物流枢纽发展推动地区相关企业创新水平的提升而提升。第二,港口型物流枢纽扩大了城市创新的范围。港口型物流枢纽建设与发展涉及物流基础设施的建设与完善、物流组织创新管理、货物运输新技术与工具的应用,这都需要承载城市加大对物流领域创新的力度。第三,港口型物流枢纽可以提高创新成果的转化率。创新成果应用到

生产实践中才能体现价值,港口是一种运输平台,港口型物流枢纽可以将城市创新成果扩散至不同地区、不同领域,实现创新成果转移。本地区可以通过港口型物流枢纽了解其他地区的创新成果,将自主创新与模仿创新相结合,进一步提升城市创新水平。

物流枢纽承载城市创新水平提高有利于地区外贸发展:第一,城市创新水平的提升可以降低外贸成本。城市创新成果应用在生产方式转型和贸易流程重塑上,能从提高外贸产品生产效率、压缩进出口流程和降低国际营销成本等方面降低承载城市的综合外贸成本。第二,城市创新水平提升可以赋能国际消费和抢占国际市场。技术创新具有外溢效应,特别是以数字技术为代表的城市创新,能够缓解技术创新带来的短期“社会排斥”问题,对城市消费公平具有赋能效应(张品茹,2022)^[7],有利于激发港口城市国外商品和服务消费需求,扩大本地区进口贸易规模。同时,承载城市能够从技术创新、市场创新、业态和模式创新等方面形成驱动外贸创新发展新动能,从而拓展外贸发展空间,优化要素流通环境(马林静和梁明,2022)^[8],赋能外贸企业抢占国外市场。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 H2:港口型物流枢纽通过提升承载城市创新水平对地区外贸发展产生正向影响。

2. 增强港口直接腹地经济实力的作用机理

港口城市物流与外贸的发展离不开腹地及其辐射区域的支持。港口直接腹地通常是港口的重要货源地和进口商品的承接地,因此港口型物流枢纽建设有助于促进港口物流与承载城市交通、制造、商贸等产业联动融合,增强港口直接腹地经济实力。国内相关地区港口与其直接腹地经济互动发展实践经验表明,在港口城市发展过程中,港口城市货物的不断增加能够带动其直接腹地经济的发展(杨甜甜和李南,2021)^[9]。此外,城市发展理论表明,具有天然地理优势的港口城市经济实力如果不断增强,港口城市外向型特征可能愈加明显(Venables,2005)^[10]。这意味着,随着港口型物流枢纽的建设与发展,港口直接腹地经济发展水平越高,城市外贸发展或许越好。原因在于直接腹地经济的发展,一方面对进出口产品种类和数量产生需求,另一方面经济质量的提高可促进企业提高出口商品的质量,增加外贸产品或服务的附加值,最终形成港口城市外贸竞争力。据此提出如下假设:

假设 H3:港口型物流枢纽通过增强港口直接腹地经济实力对地区外贸发展产生正向影响。

3. 提高地区消费水平的作用机理

港口型物流枢纽促进港口城市消费水平提高的机理为:流通效率提升影响居民消费,而港口物流与相关产业的发展加速资源集聚,给本地区带来更多的就业机会,提高居民的收入水平^[11-12]。资源集聚还提高了集散货物的流通效率,减少生产成本和交易成本,从而降低居民消费成本,提高居民消费意愿(徐其东,2020)^[13],进而扩大市场需求。物流是连接商品需求方和供给方的纽带,港口物流与其他产业融合协调发展构建的现代化物流体系可以提升物流服务水平,有利于深层次挖掘居民消费需求(张轩诚和武赫,2022)^[14],满足居民的发展型、享受型消费,促进居民消费结构的升级。

随着地区消费水平提高,港口城市外贸发展具备更强大的内需支撑,让港口城市更易融入新发展格局。在大国市场优势的背景下,消费结构升级与出口结构之间存在正向关系(谢小平和傅元海,2018)^[15],依托国内大市场的内需驱动出口模式可以发挥大国国内需求这一“国家特定优势”,持续推动外贸转型升级(易先忠和欧阳晓,2018)^[16]。对于港口城市,随着本地区消费市场持续扩大和需求层次不断升级,一方面需要通过进口贸易满足地区消费需求,另一方面内需驱动迫使本地企业提升产品质量,重塑产业链以形成出口优势,推动出口贸易的转型升级(许德友,2015)^[17]。综上,本文提出以下假设:

假设 H4:港口型物流枢纽通过提高地区消费水平对外贸发展产生正向影响。

三、模型设定及变量说明

(一)模型设定

为了验证假说 H1,设定以下模型以验证港口型物流枢纽对港口城市外贸发展的影响:

$$\ln \text{foreign}_i = c_1 + \lambda \ln \text{hub}_i + \sum \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \quad (1)$$

在公式(1)的基础上,为验证假说 H2、H3、H4,采用逐步回归的方法构建以下中介效应模型:

$$\ln \text{Med}_i = c_2 + \alpha_1 \ln \text{hub}_i + \sum \beta_j X_{ji} + v_i \quad (2)$$

$$\ln \text{foreign}_i = c_3 + \alpha_2 \ln \text{hub}_i + \alpha_3 \ln \text{Med}_i + \sum \beta_j X_{ji} + \mu_i \quad (3)$$

其中, c 是常数项, X_{ji} 为控制变量,下标 j 为控制变量序号, i 表示城市, t 表示年份, $\ln \text{foreign}$ 代表港口城市外贸发展水平, $\ln \text{hub}$ 代表港口型物流枢纽发展水平, Med_i 为本文的中介变量, ε_i 、 v_i 、 μ_i 是随机误差项。

(二) 变量设计

1. 被解释变量:港口城市外贸发展水平(lnforeign),因为构建双循环新发展格局需要港口城市从国际市场获取资源,因此选取港口型物流枢纽承载城市的进出口总额来表示。
2. 核心解释变量:港口型物流枢纽发展水平(lnhub),用规模以上港口集装箱吞吐量衡量。港口型物流枢纽发展水平越高,规模以上港口的货物集散功能越强,相应的港口集装箱吞吐量就越大。
3. 中介变量:承载城市创新水平(lninnovation),采用城市专利申请授权数衡量;港口直接腹地经济实力(lnindirect),用港口所在城市表征直接腹地,选取港口城市的人均 GDP 表征;地区消费水平(lnconsume),用承载城市社会消费品零售总额衡量。
4. 控制变量:基于服务构建新发展格局背景,从增强服务国内大循环和联通国内国际双循环功能出发,从国内和国外两个方面选取控制变量。国内因素包括:物流业发展水平(lntrans),选取承载城市交通运输、仓储和邮政业增加值衡量;基础设施连通水平(lnmile),选取城市公路里程数衡量;信息化水平(lninfor),以承载城市当年电信业务总量表示;人力资本水平(lnhuman),用城市普通专本科在校学生数衡量;

工业化水平(lnindustry),以承载城市第二产业增加值占 GDP 比重表示。国外因素包括:国际市场对港口城市的贸易依赖(dep),选取城市进出口总额在世界进出口总额的占比表示,用于考察承载城市在世界贸易活动中所占的地位;港口城市面临的国际贸易形势(envir),用全球贸易量变化率衡量,反映承载城市开展外贸活动服务新发展格局面临的全球贸易形势。

(三) 数据说明与描述性统计

2018 年,国家发展改革委、交通运输部联合印发《国家物流枢纽布局和建设规划》,在全国选取 33 个具备一定条件的城市,布局建设 30 个国家港口型物流枢纽。考虑数据的可得性和完整性,首先删除了儋州市,鉴于天津、上海、重庆 3 个直辖市行政级别的特殊性,本文也将其剔除。最终选取 2009—2021 年南京、广州、深圳等 29 个国家港口型物流枢纽承载城市的相关数据,构建城市面板数据模型,对上述假说进行实证检验分析。相关数据均源自《国际统计年鉴》、各省份统计年鉴、各城市统计公报及 EPS 数据库。

根据表 1 可以发现,规划中布局和建设的港口型物流枢纽发展水平存在较大差距,与之对应的承载城市外贸发展水平也有较大差距,意味着两者之间或许存在一定的关联,需要进一步探讨其关系。

表 1 变量描述性统计

	变量	含义	样本量	平均值	标准误	最小值	最大值
被解释变量	lnforeign	港口城市外贸发展水平	377	14.383	1.864	8.735	17.853
港口型物流 枢纽发展水 平(lnhub)	lnthroughput	承载城市港口集装箱吞吐量	377	5.055	1.802	0.191	8.456
	lnport	承载城市港口货物吞吐量	377	9.730	1.055	6.317	11.188
	lnwater	承载城市水运货物量	377	8.313	1.284	5.176	11.527
中介变量 (lnMed)	lninnovation	承载城市创新水平	377	8.600	1.865	3.091	12.540
	lnindirect	港口直接腹地经济实力	377	11.124	0.580	9.410	13.056
	lnconsume	地区消费水平	377	16.415	1.221	12.156	19.013
影响参与内循 环的控制变量	lntrans	物流业发展水平	377	5.356	0.979	2.536	7.519
	lnmile	基础设施连通水平	377	9.271	0.910	6.574	12.123
	lninfor	信息化水平	377	13.265	1.130	9.405	16.085
	lnhuman	人力资本水平	377	11.620	1.342	7.157	14.161
	lnindustry	工业化水平	377	3.819	0.178	3.271	4.191
影响参与外循 环的控制变量	dep	国际市场对港口城市的贸易依赖	377	0.196	0.325	0.000	1.417
	envir	港口城市面临的国际贸易形势	377	3.401	12.660	-20.469	25.704

四、实证检验及结果分析

(一) 基准回归结果

采用固定效应模型对回归方程(1)进行全样本基

准回归,结果见表 2。为了确保实证结果的稳健性,首先报告了单变量的回归结果,其次逐步加入影响参与内循环的控制变量和影响参与外循环的控制变量,所

表 2 基准回归及稳健性检验结果

	基准回归			稳健性检验			
	不加入 控制变量	加入影响参 与内循环的 控制变量	加入影响参 与双循环 的控制变量	核心解释 变量滞后 一期	样本包含 直辖市	核心解释变量 替换为货物 吞吐量	核心解释变量 替换为水运 货运量
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被解释变量	lnforeign	lnforeign	lnforeign	lnforeign	lnforeign	lnforeign	lnforeign
lnthroughput	0.192*** (3.07)	0.127* (1.91)	0.136*** (4.78)		0.218*** (3.68)		
L.lnthroughput				0.159*** (5.63)			
lnport						0.084** (2.36)	
lnwater							0.084*** (2.79)
lntrans		0.008 (0.06)	0.396*** (8.61)	0.306*** (6.96)	0.223** (2.18)	0.483*** (11.90)	0.469*** (10.89)
lnmile		0.545*** (2.96)	0.457*** (5.25)	0.223*** (2.59)	0.404** (2.27)	0.591*** (6.75)	0.611*** (7.36)
lninfor		0.044 (0.64)	0.064* (1.87)	0.039 (1.12)	0.038 (0.71)	0.068* (1.85)	0.093** (2.47)
lnhuman		0.466*** (3.62)	0.263*** (4.20)	0.199*** (3.36)	0.563*** (4.99)	0.302*** (5.28)	0.334*** (5.86)
lnindustry		-0.058 (-0.17)	0.342*** (3.13)	0.218* (1.95)	0.305 (1.28)	0.315*** (2.85)	0.251** (2.31)
dep			1.967*** (5.61)	1.880 (5.21)	2.955*** (5.74)	2.040*** (5.35)	1.989*** (5.08)
envir			0.003*** (5.46)	0.001** (1.99)	0.003* (1.71)	0.003*** (4.68)	0.003*** (4.32)
常数项	13.230*** (43.06)	2.840 (1.03)	1.785 (1.44)	5.881*** (4.79)	-0.462 (-0.19)	-0.474 (-0.40)	-0.869 (-0.74)
N	377	377	377	348	416	377	377
R ²	0.956	0.959	0.989	0.992	0.963	0.989	0.989

注：括号内报告了 t 统计量；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下显著。表 3、表 4 同。

有回归均控制了固定效应。

从表 2 中模型(1)回归结果可知,在不加入控制变量时,港口型物流枢纽 lnthroughput 的系数显著为正,即港口型物流枢纽可以促进港口城市的外贸发展;从模型(2)、(3)结果看,在只考虑影响参与内循环的控制变量时,lnthroughput 的系数显著为正,港口城市的物流业发展水平、信息化水平、工业化水平的回归系数均不显著,引入影响参与外循环的控制变量后,所有解释变量均通过显著性检验,且系数为正,

lnthroughput 系数值显著增大。说明在双循环新发展格局背景下,港口型物流枢纽能够促进港口城市外贸发展,假说 H1 成立。探讨港口型物流枢纽与港口城市外贸发展的关系,需同时考虑影响港口城市参与双循环的国内和国际因素,否则可能出现遗漏变量问题。

(二)稳健性检验

一是考虑遗漏解释变量问题,如前文所述,在考虑影响参与双循环的全部控制变量后,模型(3)中所有解释变量均通过显著性检验,而且展示出较好的经

济意义。二是内生性检验,考虑到港口城市外贸发展可能会加速港口型物流枢纽建设,为排除这种可能的内生性问题,将港口型物流枢纽发展水平滞后一期(Lnlnthroughput)参与回归,结果如模型(4)所示,结果与基准回归结果基本一致。三是为避免样本选择偏差对基准回归的影响,增加天津、上海、重庆3个直辖市样本参与回归,结果在模型(5)中,港口型物流枢纽与港口城市仍然正相关。四是考虑到核心解释变量的选择可能存在不合理问题,将核心解释变量分别替换为承载城市的港口货物吞吐量和水运货运量进行回归,结果如模型(6)、(7)所示,结果与基本回归基本一致。综上,可认为前文全样本的基准回归结果是可靠的。

(三)异质性分析

由于港口型物流枢纽的布局是依据区域经济总量、产业空间布局、基础设施连通水平和人口分布等诸多因素作出的系统考虑,所以下列三个维度划分的样本差异性值得重点关注。

一是考虑承载城市创新竞争力的差异。本文根据《中国城市创新竞争力发展报告(2018)》中的城市竞争力排名,将样本中排名前十的城市归为高创新水平城市,其余列为低创新水平城市。检验结果见表3中的模型(1)和(2)。相比低创新水平城市,高创新水平城市的港口型物流枢纽对港口城市外贸发展的影响力更大,其原因主要有两个:一是低创新水平城市,其创新水平和能力整体低于高创新水平城市,创新成果也较难应用到城市外贸创新实践中。二是低创新水平城市在经济基础、产业驱动、消费驱动和人才支撑等

方面都比较落后,而这些因素构成的基础驱动力、市场驱动力和环境驱动力是驱动城市物流创新空间网络形成的不可或缺因素。所以城市创新竞争力越强,港口型物流枢纽将处于更高水平的创新环境之中,也更容易获得创新资源,更能在促进港口城市外贸发展中发挥作用。

二是考虑港口城市自身发展水平。一般认为一、二线城市的综合实力和居民的消费能力相对较高,位于这些城市的港口型物流枢纽更能促进港口城市外贸发展。按照近五年《城市商业魅力排行榜》,将样本分为一、二线城市和非一、二线城市,进行分样本回归,检验结果见表3中的模型(3)和(4)。发现模型(3)中的港口型物流枢纽(lnthroughput)的回归系数大于模型(4)中的系数,说明相比于非一、二线城市,港口型物流枢纽更能促进一、二线城市的**外贸发展。

三是考虑港口城市的地理位置。在国家港口型物流枢纽布局中,有些港口位于我国沿海城市,港口航运网络繁密,具有发展国际贸易的天然优势,有些港口位于内陆地区,进出口货物的集散更多通过各种类型物流基地的综合作用得以实现。不同港口的货物集散情况各不相同,因此,将上述样本划分为沿海港口和内河港口两种类型。异质性检验结果见表3中的模型(5)和(6)。可知相对于沿海港口城市,港口物流枢纽对内河港口承载城市外贸发展的推动作用更为显著,可能因为大部分内河港口城市的进出口规模较小,这些内陆城市的开放发展水平却在不断提高,随着港口型物流枢纽在本地区布局建设,能够更大程度激发本地区外贸发展潜力。

表 3 异质性检验结果

	按城市创新竞争力分类		按一、二线城市与否分类		按港口城市地理位置分类	
	低创新水平城市	高创新水平城市	一、二线城市	非一、二线城市	内河港口城市	沿海港口城市
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	lnforeign	lnforeign	lnforeign	lnforeign	lnforeign	lnforeign
lnthroughput	0.091*** (2.71)	0.182*** (4.28)	0.215*** (15.14)	0.131* (1.70)	0.202*** (11.83)	0.167*** (5.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.408 (-1.49)	8.371*** (5.83)	8.272*** (20.92)	-2.32 (-0.573)	-10.61*** (-8.66)	2.90** (2.22)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	247	130	130	247	130	247
R ²	0.971	0.992	0.999	0.895	0.970	0.989

(四)影响机制检验

为了验证假说 H2、H3、H4,以中介变量承载城市创新水平(lninnovation)、港口直接腹地经济实力(lnindirect)、地区消费水平(lnconsume)分别替代前文回

归方程(2)和(3)中的中介变量 lnMed,采用固定效应模型依次对方程(1)—(3)进行回归分析。影响机制的检验结果见表 4。

从表 4 模型(2)回归结果可知,港口型物流枢纽

表 4 影响机制检验结果

模型	基准回归结果	承载城市创新水平的中介效应		港口直接腹地经济实力的中介效应		地区消费水平的中介效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被解释变量	lnforeign	lninnovation	lnforeign	lnindirect	lnforeign	lnconsume	lnforeign
lnthroughput	0.136*** (4.72)	0.408*** (7.60)	0.104*** (3.92)	0.166*** (8.36)	0.099*** (3.42)	0.199*** (10.12)	0.076** (2.38)
lninnovation			0.139*** (6.69)				
lnindirect					0.193*** (4.68)		
lnconsume							0.266*** (5.49)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.785 (1.44)	-0.238 (-0.112)	1.997* (1.68)	3.784*** (4.21)	0.217 (0.17)	11.065*** (12.26)	-2.317* (-1.81)
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel 检验 p 值		0.005		0.038		0.022	
N	377	377	377	377	377	377	377
R ²	0.989	0.967	0.991	0.990	0.990	0.943	0.991

与承载城市创新水平之间存在显著的正向关系,模型(3)中的港口型物流枢纽与承载城市创新水平对港口外贸发展的回归系数也显著为正,说明城市创新水平对承载城市外贸发展有正向促进作用,港口型物流枢纽可以通过提升城市创新水平促进地区外贸发展,假说 H2 成立。

综合模型(1)、(4)和(5)的回归结果,模型(4)中港口型物流枢纽的回归系数在 1%水平下显著为正,表明港口物流能够提升港口直接腹地经济实力;模型(5)中港口型物流枢纽和港口直接腹地经济实力的回归系数均在 1%水平下显著为正,说明港口型物流能够通过提升港口直接腹地经济实力间接促进港口城市外贸发展,假说 H3 得以验证。

模型(6)中的港口型物流枢纽系数显著为正,模型(7)中港口型物流枢纽和地区消费水平在 1%水平下都显著为正,港口型物流枢纽不仅能够直接促进地区外贸发展,也能够通过提高地区消费水平间接促进外贸发展,假说 H4 通过了检验。

本文还采用 Sobel 和 Bootstrap 方法验证上述中介

效应检验结果的稳健性。表 4 中三个 Sobel 中介效应检验的 p 值均小于 0.05,表 5 中三个中介变量置信区间均不包含 0,以上 Sobel 方法和 Bootstrap 方法结果均意味着中介效应存在,即港口型物流枢纽承载城市创新水平、港口直接腹地经济实力、地区消费水平在港口型物流枢纽影响地区外贸发展中存在中介效应,假说 H2、H3、H4 成立。

表 5 Bootstrap 方法影响机制检验结果

	effect	se	LLCI	ULCI
lninnovation	0.0314	0.0100	0.0136	0.0526
lnindirect	0.0365	0.1630	0.0050	0.0696
lnconsume	0.0163	0.0088	0.0032	0.0373

五、研究结论及对策建议

(一)主要结论

本文基于服务构建新发展格局视角,选取 2009—2021 年我国 29 个港口型国家物流枢纽承载城市相关数据为研究样本,构建面板数据模型,探究港口型物流枢纽影响地区外贸发展的效应及其内在机理。研究发现:(1)新发展格局下港口型物流枢纽可以显著促进

其所在地区的外贸发展,该结论在一系列稳健性检验后始终成立。(2)港口物流枢纽对地区外贸发展的促进作用存在异质性,表现为相比低创新地区、欠发达的港口城市,港口型物流枢纽对地区外贸发展的影响在国内一、二线城市和区域创新地区较高城市的促进作用更显著;相较于沿海港口城市,港口型物流枢纽更能促进内河港口城市的外贸发展。(3)港口型物流枢纽能够通过提高承载城市创新水平、增强港口直接腹地经济实力、提高地区消费水平等渠道促进外贸发展。

(二)对策建议

根据上述研究结论,本文提出以下对策建议:

一是以港口型物流枢纽建设为抓手,促进港口城市外贸发展。加快推进已规划的国家级港口型物流枢纽建设,不断完善与物流枢纽配套的物流基础设施建设,推动多式联运发展,为外贸进出口企业提供更为便利的物流服务。将信息技术应用到物流枢纽建设中,提升物流枢纽建设的数字化、智能化水平,增强抵御外部风险能力,助力港口城市服务构建新发展格局。

二是推动承载城市创新竞争力提高。应利用港口型物流枢纽发展带来的机遇,分析港口型物流枢纽及其供应链和产业链在发展过程中遇到的问题,通过实施一系列创新措施优化解决这些问题,将创新成果转化到生产实践中,促进港口型物流枢纽的发展,提高城市创新水平。

三是推动腹地经济高质量发展。港口腹地应发挥依托沿海和内河港口的资源优势,完善腹地物流集输运网络,加强港口与腹地间连接,提高腹地的对外开放程度,使腹地深入融入国际大循环。腹地可根据地区特点发展临港工业,不仅可以发挥港口开放平台的作用,更有效率地利用好国内、国外市场,还可以降低物流运输成本,形成地区临港产业优势,进一步提升腹地经济水平。

四是鼓励物流枢纽承载城市促消费扩内需。在数字经济时代,鼓励物流枢纽创新运作模式,推动港口型物流枢纽与新零售企业、电子商务平台的物流合作,降低消费者的物流成本。相关部门应完善管理体系,加大对商家的监督,切实维护消费者的合法权益,提高居民消费的满意水平。政府和企业可采取发放消费券等举措鼓励居民消费,刺激居民消费需求,提高居民购买意愿。◆

参考文献:

- [1]ARBUES P,BANOS J F,MAYOR M.The spatial productivity of transportation infrastructure[J].Transportation Research Part A:Policy and Practice,2015(5):166-177.
- [2]熊勇清,许智宏.海上丝绸之路港口与港口城市的互动发展机制研究[J].财经理论与实践,2017(1):128-133.
- [3]曹峰.“一带一路”背景下区域经济与港口协同:基于哈肯模型的实证分析[J].商业经济研究,2019(14):157-160.
- [4]刘名武,姜山.长江经济带港口发展对城市对外开放影响研究:基于长江经济带集装箱港运作效率的分析[J].价格理论与实践,2021(11):177-180+200.
- [5]曹有挥,梁双波,吴威,等.枢纽港口城市港航服务业空间组织机理:以上海市为例[J].地理学报,2017(12):2226-2240.
- [6]李翠芝.物流效率是否影响企业的创新模式:基于世界一流企业培育的视角[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2020(5):158-168.
- [7]张品茹.数字经济发展视域下技术创新与城市消费公平研究[J].商业经济研究,2022(11):42-45.
- [8]马林静,梁明.新时期外贸创新发展驱动新动能形成的理论机制与实践路径[J].国际贸易,2022(11):3-10.
- [9]杨甜甜,李南.环渤海港口群与其直接腹地经济互动发展的实证分析[J].华北理工大学学报(社会科学版),2021(1):59-65.
- [10]VENABLES A J.Spatial disparities in developing countries: cities, regions and international trade[J].Journal of Economic Geography,2005(1):3-21.
- [11]徐雅静.城乡双向流通体系扩大我国农村消费问题研究[J].广西社会科学,2018(12):108-112.
- [12]张弘,吴顺利.物流业与制造业协同集聚对居民消费扩张的影响:基于动态空间杜宾模型的实证分析[J].消费经济,2022(2):41-56.
- [13]徐其东.物流业对促进居民消费扩容提质的影响:基于中西部与东部差异的研究[J].商业经济研究,2020(16):110-113.
- [14]张轩诚,武赫.居民人均收入视角下物流业发展影响消费市场的机理分析[J].商业经济研究,2022(20):106-109.
- [15]谢小平,傅元海.大市场优势、消费结构升级与出口商品结构高级化[J].广东财经大学学报,2018(4):27-37.
- [16]易先忠,欧阳晓.大国如何出口:国际经验与中国贸易模式回归[J].财贸经济,2018(3):79-94.
- [17]许德友.以内需市场培育出口竞争新优势:基于市场规模的视角[J].学术研究,2015(5):92-98.

(责任编辑:新月)

家庭住房财富、债务与消费者行为研究

闫娜娜

(太原师范学院 经济与管理学院, 山西 晋中 030619)

摘要:需求收缩是现阶段我国经济发展面临的压力之一,在住房财富占据家庭财富主要地位的现实背景下,对我国住房财富和消费之间关系进行系统研究具有重要的现实意义。将预期购房支出、家庭还贷支出纳入生命周期-持久收入假说分析框架中,推导出消费模型。然后采用2010—2020年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据,以户主受教育程度和家庭净资产分组变量作为家庭持久收入的工具变量,采用面板工具变量法实证研究住房财富、购房意愿、债务对居民消费的影响,并分析城乡消费行为差异。研究结果表明:(1)住房财富对消费的刺激作用十分微弱,且这种影响城乡差异明显,住房财富对城镇家庭消费的弹性系数远大于农村家庭。(2)房价上涨会抑制存在购房意愿家庭的消费支出,且对城镇家庭的抑制作用相对更大。(3)债务对家庭消费具有双重效应。家庭债务有助于平滑消费,其对农村家庭的平滑作用更大;家庭杠杆率过高会挤出消费,对城镇家庭的挤出作用相对更大。(4)城乡收入差距拉大不利于刺激消费。

关键词:住房财富;购房意愿;家庭债务;城乡收入差距;消费者行为

中图分类号:F064.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)06-0067-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.06.009

一、引言

住房资产是中国家庭的主要资产,由2019年的《中国家庭财富调查报告》可知,无论是城镇家庭还是农村家庭,住房资产在总资产中的占比都处于高位,在城镇家庭的人均财产中住房净值所占比重为71.35%,农村家庭这一指标为52.28%。根据生命周期假说,家庭根据一生的财富选择最优的消费,财富越雄厚消费水平理应越高。然而,从《中国统计年鉴》的数据看,2013—2020年中国家庭的消费率(人均消费支出与人均可支配收入之比)由72.20%下降至65.89%。2023年中国人民银行公布的数据显示,我国居民的人均负债水平高达14.3万元。家庭住房财富、债务和消费者行为之间存在怎样的联系?本文旨在围绕这一问题展开系统分析。

住房是特殊商品,具有以下特点:第一,住房的首要属性是居住属性。其居住属性势必影响住房财富效

应的发挥,房价上涨很难刺激居民消费,对于存在遗产动机的家庭更是如此。第二,家庭往往对住房财富附加了心理因素,将其视为长期储蓄。

本文利用5期中国家庭追踪调查(CFPS)数据,通过以下几个方面研究住房财富影响消费的路径:第一,采用户主受教育程度和家庭净资产由低至高的分组变量作为工具变量识别持久收入对消费的影响。第二,在考虑购房意愿的基础上测度住房财富对家庭消费的影响。一是住房财富对消费的刺激作用十分微弱,这是因为住房财富的增加使家庭更加富裕的同时提高了住房的抵押价值,因而能够刺激居民消费;但由于住房的居住属性、家庭的遗产动机以及家庭对住房财富附加的心理因素等方面的影响,住房财富对消费的拉动作用非常有限。二是房价上涨对于有无购房意愿家庭消费的影响存在明显的异质性。对于有购房计划的家庭,房价上涨将挤出消费。第三,考虑债务对家

基金项目:山西省高等学校哲学社会科学研究项目“山西省住房财富与消费关系的异质性研究——基于收入不平衡和地区差异的视角”(2022W113)。

作者简介:闫娜娜(1991—),女,山西洪洞人,博士,讲师,研究方向为数量经济学、消费经济学。

庭消费影响的双重效应。家庭总债务能够平滑消费,但家庭杠杆率(家庭待偿还房贷余额与总资产之比)对消费有显著的负向影响,家庭杠杆率越高,还贷压力越大,对消费的抑制作用越强。第四,分析住房财富、购房意愿、债务对消费影响的城乡差异。由于农村家庭的住房以宅基地为主,故住房财富对其消费的影响与城镇家庭不可比,但随着越来越多的农村居民进城购房,购房意愿、债务均会影响农村居民的消费支出。具体而言,房价上涨对有购房意愿的城镇家庭消费的抑制作用相对更强;债务对农村家庭的平滑作用相对更强;住房杠杆对城镇家庭消费的抑制作用相对更强。

二、文献综述

现有涉及住房财富与消费者行为的研究大多是依据生命周期假说(简称 LCH)/持久收入假设(简称 PIH)展开,学者的研究方法和结论各有千秋。研究内容大体可以分为三类,一是对住房财富效应存在性和其大小的估算;二是对不同国家的住房财富效应的比较;三是比较其他资产与住房资产对消费影响的差异。

国内外学者关于住房财富效应是否存在及其大小的估算尚未达成一致。从国外相关研究看,一些学者认为住房对消费的影响微弱^[1-3]。然而,Peek(1983)^[4]对 Elliott(1980)^[5]的结果提出了质疑,他重新测度非金融资产后的实证结果表明住房财富能够刺激消费的增长。Campbell 和 Cocco(2007)^[6]利用英国的微观数据实证研究了房价和消费之间的关系,研究结果表明随着房价上涨,一方面家庭财富增加,另一方面家庭的借贷限制得到了放松,这些都有助于刺激消费增长。值得注意的是,住房按揭贷款对消费的影响非常重要。Tunc 和 Yavas(2017)^[6]在研究储蓄率时发现,住房按揭贷款不容忽视,否则模型将存在内生性问题,影响估计结果的无偏性和一致性。国内关于住房财富效应的研究结论也未达成一致,从住房财富效应微弱(黄平,2006;骆祚炎,2007)^[7-8]到显著为正(魏锋,2007;黄静和屠梅曾,2009;杨碧云和肖英豪等,2017;杨锐峰和何兴强,2021)^[9-12],再到房价上涨抑制消费(刘旦和姚玲珍,2008)^[13]的都有,有学者专门研究了房价对消费的异质性影响(闫娜娜和杭斌,2023)^[14]。

还有学者比较了不同类型财富对居民消费影响的异质性。一些研究文献显示住房资产和金融资产均对消费具有正向影响,且前者的影响更大(Benjamin 和 Chinloy 等,2004;Bostic 和 Gabriel 等,2009;张大永和

曹红,2012)^[15-17]。另外有学者强调金融资产对消费的影响相对较大(刘也和张安全等,2016)^[18]。

本文与现有研究的不同之处在于:第一,识别了持久收入的影响,避免了可能因测量误差导致的内生性问题。第二,考虑了住房财富对城乡家庭消费影响的差异。第三,分析了家庭债务(包括住房抵押贷款)对消费影响的双重效应。债务能够通过缓解家庭面临的流动性约束进而促进家庭消费支出,同时考虑到对于我国绝大多数家庭而言,房贷在居民债务中占据主要地位,家庭杠杆率(这里采用待偿还房贷余额与家庭住房资产之比测度)越高,说明家庭面临的还贷压力越大,不利于家庭消费支出的增长。

三、理论分析与模型设定

本文参考杭斌和闫新华(2013)^[19]构建的消费模型,将预期购房支出、还贷支出纳入生命周期-持久收入假说分析框架中,推导出了理论模型。设随机变量 C_t 、 Y_t 和 A_t 中的下标 t 代表时期,其对应的变量分别为消费、收入和期初资产; $E_t Y_{t+k}$ 代表预期收入,其中 $k=1,2,\dots,T$; $E_t Y_{t+k}=(1+\delta)^k Y_t$, δ 为收入增长率。消费者在预算约束和跨期预算约束下效用最大化问题可以表示为:

$$\max E_t \sum_{k=0}^T u(C_{t+k}) \quad (1)$$

$$A_{t+1}=A_t+Y_t-C_t \quad (2)$$

$$E_t \sum_{k=0}^T C_{t+k}=A_t+E_t \sum_{k=0}^T Y_{t+k} \quad (3)$$

家庭存在预期购房支出时,预算约束为:

$$E_t \sum_{k=0}^T C_{t+k}=A_t+E_t \sum_{k=0}^T Y_{t+k}-\theta E_t H_{t+j}-E_t \sum_{m=1}^{T_1} D_{t+j+m} \quad (4)$$

其中, $j=1,2,\dots,T$; θ 表示首付比例($0<\theta\leq 1$); $\theta E_t H_{t+j}$ 表示家庭在 $t+j$ 期购房需要支付的首付金额; $E_t \sum_{m=1}^{T_1} D_{t+j+m}$ 表示家庭在还贷期(T_1-m)的还贷支出(为了方便分析,这里假设家庭从第 $t+j+1$ 期开始偿还住房贷款)。如果家庭没有获得房贷,那么 $\theta=1$,且购房时间要推迟 n 年($n>0$),此时,预期购房支出为 $E_t H_{t+j+n}$,相应的预算约束为:

$$E_t \sum_{k=0}^T C_{t+k}=A_t+E_t \sum_{k=0}^T Y_{t+k}-E_t H_{t+j+n} \quad (5)$$

在房价持续快速上涨时期必然有 $E_t H_{t+j+n}>E_t H_{t+j}$ 。显然,在还贷之前,首付比例 θ 越低,家庭消费的预算约束越宽松。此外,受房价上涨影响,购房时间越早,家庭的购房成本越低,所需的房贷也越少。由此可见,房贷债务有助于家庭在购房前平滑消费。家庭杠杆水平

越高,家庭资产和收入能够用于消费的数额就越小,将会抑制消费增长。

结合式(4)和式(1)求得以下欧拉方程:

$$u'(C_t) = E_t u'(C_{t+k}) \quad k=1, 2, \dots, T \quad (6)$$

如果效用函数为 $u(C_t) = C_t - \frac{a}{2} C_t^2$, 其中 $a > 0$, 代入式(6)则: $C_t = E_t C_{t+k}$, $k=1, 2, \dots, T$ 。将其代入式(4)则可得:

$$C_t = \frac{1}{T+1} A_t + \frac{1}{T+1} E_t \sum_{k=0}^T Y_{t+k} - \frac{\theta}{T+1} E_t H_{t+j} - \frac{1}{T+1} E_t \sum_{m=1}^{T_i} D_{t+j+m} \quad (7)$$

其中, $\frac{1}{T+1} E_t \sum_{k=0}^T Y_{t+k} = Y_t^p$ 表示家庭的持久收入水平; $\frac{\theta}{T+1} E_t H_{t+j}$ 表示预期的买房耗资; $\frac{1}{T+1} E_t \sum_{m=1}^{T_i} D_{t+j+m}$ 表示家庭还贷期的还贷支出对消费的影响。

由式(7)可知,家庭消费取决于资产和持久收入。家庭存在购房意愿时,预期购房支出会挤出消费。结合式(4)和式(5)分析,房贷债务对消费的影响存在双重效应,在家庭购房前能够平滑消费,但家庭杠杆水平越高,其消费水平就越低。

根据上述理论分析,构建消费模型:

$$\ln C_{it} = \alpha'_0 + \alpha'_1 \ln Y_{it}^p + \alpha'_2 \ln \text{hasset}_{it} + \alpha'_3 \ln \text{tdebt}_{it} + \alpha'_4 \text{lever}_{it} + \alpha'_5 j \text{cx}_{it} + \alpha'_6 \text{cx}_{jt} + \gamma Z_{it} + \lambda_i + \omega_{it} \quad (8)$$

式(8)中, i 代表家庭, j 代表省份, t 代表年份; C_{it} 代表家庭的非耐用消费品支出, Y_{it}^p 代表家庭的持久收入, hasset_{it} 代表家庭的现住房市值, tdebt_{it} 代表家庭的总债务, lever_{it} 代表家庭的杠杆率(家庭待偿房贷余额与总资产之比); $j \text{cx}_{it} = \text{rprice}_{jt} \times \text{buy}_{it}$ 代表各省份房价上涨率与购房意愿交叉项, cx_{jt} 指各省份城乡收入差距; Z_{it} 是控制变量, λ_i 为个体效应。

需要注意的是,CFPS数据中只有关于家庭年收入的问项,因而如何测度持久收入对消费的影响是一个难点。本文选择户主受教育程度,家庭净资产由低至高分低、中、高三组的分组变量作为工具变量研究持久收入对消费的影响。这主要出于以下考虑:第一,当期收入 = 持久收入 + 暂时收入,如果直接采用当期收入进行回归,会存在测量误差,产生内生性问题。第二,家庭的持久收入与户主的受教育程度、家庭净资产的排序高度相关,且与家庭的暂时收入不相关。本文按省份和年份将家庭净资产分为低、中、高三组,这样家庭净资产的排序相对更加稳定,也很难受到暂时

收入波动的影响。具体而言,家庭净资产大小可能会因暂时收入而增加,但很难使家庭从低资产组一跃成为高资产组。

四、数据与变量说明

(一) 数据处理

本文采用2010—2020年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据,对其做了如下调整:

第一,数据筛选。(1)CFPS数据中有一部分家庭的年收入不足以维持一年的食品支出(可能因为存在测量误差或家庭收入过低),为了更加严谨地研究家庭的消费行为,实证研究中剔除了这部分样本。(2)CFPS数据中每年都有一部分家庭的食品支出超出其家庭收入,这种情况的发生可能是因为家庭发生过大型宴请活动,这并非本文研究的对象,因而实证研究时剔除了这部分家庭。(3)实证研究只考虑了有房的家庭。

第二,构建了平衡面板,只保存了每年都参与调查的家庭。

第三,价值类变量(收入、消费、住房财富和债务等)存在异常值,利用双边缩尾(1%)的方法对其进行处理,并以2009年的消费价格指数为基准进行了平减处理。

第四,CFPS中没有“户主”变量,但有“主事者”“最熟悉家庭财务的成员”等问项,据此确定了家庭的户主。

(二) 变量说明

1. 因变量说明

家庭消费 C_{it} 。本文的家庭消费指非耐用消费品及服务支出,借鉴杭斌和闫娜娜(2020)^[20]的方法构建了该指标。

2. 工具变量说明

户主受教育程度。如果户主的受教育程度是高中及以上则取值为1,否则取值为0。

家庭净资产分组变量。对每期各省份的家庭按照净资产进行排序,并将其等分为低、中、高三组。家庭净资产分组变量对应的是家庭所在的组别,分别取值为0、1、2。0表示家庭净资产最低的一组,1表示家庭净资产为中等水平的一组,2表示家庭净资产最高的一组。

3. 主要解释变量

家庭持久收入 Y_{it}^p 。根据持久收入假说,家庭的持久收入和暂时收入共同决定了当期收入。在实证研究

中一般采用当期家庭收入作为代理变量,然而这与持久收入的概念有悖。因此,本文使用户主受教育程度、家庭净资产从低到高分三组的分组变量作为工具变量,估计持久收入对消费的影响。

家庭现住房市值 $hasset_{it}$ 。CFPS 数据中关于住房市值的变量有“现住房市值”“其他房产市值”。其中 CFPS 团队通过有效方法修正了现住房市值的异常值,因而其准确性相对较高。

家庭总债务 $Intdebt_{it}$ 。家庭总债务包括房贷债务和非房贷债务。

家庭杠杆率 $lever_{it}$ 。用家庭待偿还房贷余额与总资

产之比衡量家庭的杠杆率。

家庭购房意愿 buy_{it} 。参考闫娜娜和杭斌(2020)^[2]的做法,根据调查年份及以后家庭是否有实际购房行为测度家庭的购房意愿。

房价上涨率 $rprice_{jt}$ 和城乡收入差距 cx_{jt} 。前者指各地区住宅平均销售价格的变动率。后者指各地农村人均收入与城镇人均收入的比值,数据来源于 EPS 数据平台。

控制变量 Z_{it} 。主要包括“家庭规模”“户主年龄”。

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
家庭消费	14276	40752.28	39971.76	2033.71	271334
家庭持久收入	14276	56990.24	49681.15	784.96	327378.30
家庭现住房市值	14276	273240.50	445862.70	0	3496907
家庭总债务	14276	29046.92	79075.26	0	520000
家庭杠杆率	14276	0.05	0.22	0	4.50
家庭购房意愿	14276	0.11	0.31	0	1
房价上涨率	14276	1.11	0.08	0.90	1.52
城乡收入差距	14276	36.89	10.64	14.61	96.55
家庭规模	14276	4.15	1.72	1	26
户主年龄	14276	49.19	11.46	18	90
户主受教育程度	14276	0.29	0.45	0	1
家庭净资产分组变量	14276	1.11	0.79	0	2

五、实证分析

(一)住房财富与家庭的消费行为分析

如果以当期收入作为家庭持久收入的代理变量,可能存在测量误差,从而导致内生性问题,因此实证研究时采用面板工具变量法。

利用面板工具变量法对模型(8)进行估计,研究住房财富和家庭消费之间的关系,稳健性检验围绕以下两个方面展开:(1)更换研究样本。考虑 CFPS 中许多家庭的住房是在 2009 年之前获得的,分别以 1997 年之后购房的家庭和 2008 年之后购房的家庭为样本估计了模型(8)。这是因为 1998 年实施了住房制度改革,而房价的加速上涨是从 2009 年开始的。(2)更换部分核心解释变量。采用家庭待偿还房贷余额与家庭总房产市值之比替换家庭杠杆率,采用家庭总房产市值替换家庭现住房市值后重新进行回归分析。

全样本下的 Davidson-MacKinnon 的内生性检验 p

值为 0.0001(远小于 0.1),表明模型存在内生性问题。工具变量识别不足检验(Anderson Canon.LM 检验)的原假设是存在识别不足问题,即存在工具变量与内生变量是不相关的。而该检验的 p 值均为 0.0000,即在 1%的显著性水平下拒绝了原假设。弱工具变量检验结果表明 Cragg-Donald Wald F 统计量大于相应的临界值。过度识别检验的原假设是所有的工具变量都是外生的,Sargan 检验也都接受了原假设,因此认为我们所选的两个工具变量是合适的。

由模型估计结果可以看出,(1)由表 2 的第(1)列可知,核心解释变量对消费的影响都通过了变量的显著性检验。非耐用品消费对持久收入的回归系数为 0.6648,即在其他因素保持不变的条件下,持久收入每提高 1 个百分点,非耐用品消费将增加 0.6648 个百分点。(2)家庭现住房市值对消费的正向刺激作用十分有限。尽管家庭现住房市值对消费的影响显著为正,

表 2 住房财富与家庭消费行为的实证研究(含稳健性检验)

解释变量	因变量:Ln(非耐用品消费)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln(家庭持久收入)	0.6648*** (0.0493)	0.6769*** (0.0582)	0.6684*** (0.0839)	0.6812*** (0.0574)
Ln(家庭现住房市值)	0.0350*** (0.0061)	0.0337*** (0.0073)	0.0380*** (0.0123)	
Ln(家庭总房产市值)				0.0158** (0.0063)
Ln(家庭总债务)	0.0178*** (0.0015)	0.0177*** (0.0017)	0.0190*** (0.0024)	0.0167*** (0.0015)
家庭杠杆率	-0.0917*** (0.0303)	-0.1003*** (0.0343)	-0.0938** (0.0426)	
家庭杠杆率 2				-0.0364* (0.0207)
房价上涨率与购房意愿交叉项	-0.1954*** (0.0240)	-0.1923*** (0.0258)	-0.1926*** (0.0302)	-0.2045*** (0.0237)
城乡收入差距	0.0060*** (0.0009)	0.0058*** (0.0011)	0.0043*** (0.0015)	0.0056*** (0.0009)
家庭规模	0.0104 (0.0092)	0.0091 (0.0106)	-0.0034 (0.0147)	0.0076 (0.0096)
户主年龄	-0.0033*** (0.0008)	-0.0033*** (0.0009)	-0.0034*** (0.0013)	-0.0035*** (0.0008)
常数	2.6303*** (0.4554)	2.5468*** (0.5372)	2.7219*** (0.7520)	2.7208** (0.5087)
观测值	14276	10406	5345	14870
工具变量识别不足检验:Anderson Canon. LM(p 值)	464.0470 (0.0000)	346.2530 (0.0000)	173.6220 (0.0000)	351.6440 (0.0000)
弱工具变量检验:Cragg-Donald Wald F 统计量	241.9610	180.5950	90.3840	181.1220
Stock-Yogo weak ID Test Critical Values:10% Maximal IV	19.9300	19.9300	19.9300	19.9300
工具变量过度识别检验:Sargan 统计量(p 值)	0.7540 (0.3854)	0.0180 (0.8946)	0.7660 (0.3815)	1.1550 (0.2826)

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平下显著;除工具变量检验外其余括号内均为标准误;表 2 中“(1)”为全部家庭,“(2)”只包含 1997 年后购房的家庭,“(3)”只包含 2008 年后购房的家庭,“(4)”的回归中使用了家庭总房产和家庭杠杆率 2,其中家庭杠杆率 2 是指家庭待偿还房贷余额与总房产市值之比。表 3 同。

但与持久收入的弹性系数 0.6648 相比,住房财富对消费的促进作用非常有限(回归系数仅为 0.0350)。这可能是以下原因造成的:①大多数家庭并未拥有多套住房,房子对其来说主要满足居住需求;②中国老年人存在较强的住房遗赠动机;③家庭对住房财富附加了心理因素,将其视为长期储蓄。(3)房价上涨率和购房意愿交叉项对家庭消费的影响显著为负。对于有购房计划的家庭而言,房价上涨加重了其购房负担,对其消费支出产生负向影响。(4)债务对消费具有双重效应,家庭总债务和消费之间存在正相关关系,家庭杠

杆率对消费的影响显著为负。家庭债务(包括房贷债务)有助于家庭减少购房储蓄,缓解家庭面临的流动性约束。同时,还贷压力过大会挤出家庭消费。(5)各地区城乡收入差距对消费的影响为正,表明农村家庭的人均收入与城镇家庭的人均收入之比越小,即城乡之间的收入差距越大时,家庭的消费支出越少。这是因为非耐用消费品是非地位性消费支出,收入差距拉大意味着收入波动和收入格局改变(一定程度上表明不确定性程度增强),因而对非地位性消费具有抑制作用。

由表 2 第(2)—(4)列可以看出:(1)只考虑 1998 年(2009 年)及之后购房(建房)的样本时,尽管与全样本相比样本观测值发生了明显变化,但回归结果仍然一致。(2)将家庭现住房市值、家庭杠杆率更换(计算两个指标时用家庭总房产市值替换家庭现住房市值)后,回归结果仍然和基准回归一致。也就是说,尽管采用的样本、核心解释变量有所不同,但表 2 中四组估计结果的结论完全一致。

(二)住房财富与家庭消费行为的城乡差异

我国城镇家庭和农村家庭所处环境不同,其消费行为有较大差异。首先,我国的城镇住房和农村住房差异较大,前者以商品房为主,后者以宅基地自建房为主。由 CFPS 数据可知,2010—2020 年我国城镇家庭的平均现住房市值为 57.10 万元,农村家庭仅为 17.21 万元,二者差距较大。其次,农村家庭的收入水平相对更低,面临的不确定性和收入风险更大。CFPS 数据显示,2010—2020 年我国城镇家庭户均年收入为 8.39 万元,农村家庭仅为 5.14 万元;城镇家庭户均储蓄额(这里指现金及存款总额)为 7.69 万元,农村家庭仅为 2.28 万元。鉴于城乡家庭差异较大,将对城乡样本分别进行回归分析,研究城乡结构下住房财富对消费影响的差异。

城乡样本下的工具变量检验验证了我们所选择的工具变量是合适的。由表 3 可以看出:(1)与农村家庭相比,城镇家庭对持久收入更为敏感。这是因为农村家庭面临的不确定性更高,他们具有更强的预防性储蓄动机。(2)城镇家庭住房财富对消费的弹性系数(回归系数为 0.0260)是农村家庭(回归系数为 0.0123)的 2.1 倍。这是因为农村土地属于集体所有,家庭对宅基地只有使用权,因而与城镇家庭相比农村家庭的宅基地缺乏抵押变现能力。(3)家庭总债务对农村家庭消费的平滑作用更大,家庭杠杆率、房价上涨率与购房意愿交叉项对农村家庭消费的抑制作用相对较小。农村家庭往往受到的信贷约束更强,因而总债务的刺激作用更加明显。房贷债务指购房者向银行申请并经过银行资格审查的住房抵押贷款,一方面,农村家庭更多的是建房而非购房,另一方面,对于大多数没有稳定工作的农民而言,很难获得住房抵押贷款,因而家庭待偿还房贷债务与总资产之比对农村家庭消费的影响较小。正是因为农村家庭以建房为主,所以房价上涨对有建房意愿家庭的消费抑制作用较小。

表 3 家庭消费行为的城乡差异

解释变量	因变量:Ln(非耐用品消费)	
	城镇样本	农村样本
Ln(家庭持久收入)	0.8171*** (0.0792)	0.6127*** (0.0746)
Ln(家庭现住房市值)	0.0260*** (0.0091)	0.0123** (0.0062)
Ln(家庭总债务)	0.0141*** (0.0023)	0.0196*** (0.0022)
家庭杠杆率	-0.2239*** (0.0511)	-0.0502 (0.0401)
房价上涨率与购房意愿交叉项	-0.2164*** (0.0366)	-0.1891** (0.0356)
城乡收入差距	0.0030** (0.0012)	0.0086*** (0.0015)
家庭规模	-0.0030 (0.0148)	0.0129 (0.0136)
户主年龄	-0.0007 (0.0011)	-0.0055*** (0.0011)
常数	1.2398* (0.7531)	3.3337*** (0.6895)
观测值	6378	7501
工具变量识别不足检验: Anderson Canon. LM(p 值)	197.0740 (0.0000)	202.2340 (0.0000)
弱工具变量检验:Cragg-Donald Wald F 统计量	102.4950	104.6150
Stock-Yogo weak ID Test Critical Values:10% Maximal IV	19.9300	19.9300
工具变量过度识别检验:Sargan 统计量(p 值)	0.8140 (0.3669)	0.4260 (0.5141)

六、结论与对策建议

本文将预期购房支出和还贷支出纳入生命周期-持久收入假说分析框架中,推导出相应的消费模型。利用 2010—2020 年 CFPS 数据将户主受教育程度和家庭净资产分组变量作为家庭持久收入的工具变量,运用面板工具变量法展开实证研究,估计结果显示:(1)家庭住房财富对消费的正向刺激作用非常有限,弹性系数与西方国家的住房财富消费弹性及我国的收入消费弹性相比,均差距较大。(2)房价上涨率与购房意愿交叉项对消费具有显著的负向影响。房价上涨对有购房计划家庭消费的抑制作用越大,即在购房准备阶段,房价上涨越快,“房奴效应”越明显;如果家庭没有购房计划,那么房价上涨仅通过住房财富影响消费,体

现为微弱的财富效应。(3)债务对家庭消费的影响具有双重效应。家庭总债务有助于平滑消费,家庭杠杆率对消费的影响显著为负。一方面,家庭债务(包括房贷债务)有助于缓解家庭面临的流动性约束,另一方面,家庭杠杆率过大会挤出消费。(4)城乡收入差距的缩小对家庭消费具有显著的正向影响。为了检验估计结果的稳健性,通过更换样本,将家庭现住房市值、家庭杠杆率分别替换为家庭总房产市值、家庭待偿还房贷余额与家庭总房产市值之比,以上结论仍然成立。

为了估计城乡消费行为的差异,采用面板工具变量法分别对城镇样本和农村样本的消费模型进行实证研究。结果显示:(1)农村家庭面临的收入不确定性和预防性储蓄动机均较高,故城镇家庭的持久收入消费弹性相对更大。(2)农村家庭以宅基地为主,因而城镇家庭住房财富对消费的弹性系数更大。(3)家庭总债务对农村家庭的平滑作用更大,由于农村以自建房为主,家庭杠杆率、房价上涨率与购房意愿交叉项对农村家庭消费的抑制作用更小。

根据上述研究,为促进我国居民消费建议考虑以下几点:(1)促进房地产市场的平稳发展,完善住房保障体系,缓解中低收入阶层的购房压力。房价平稳上涨、保障性住房建设与供给,能够在一定程度上减轻居民的购房压力,降低其预防性储蓄动机,进而促进居民消费。(2)发展消费信贷市场,同时实施差别化的住房信贷政策。信贷市场的发展能够满足居民的借贷需求,缓解流动性约束,住房贷款作为家庭面临的主要长期负债,其还贷压力过大既不利于金融风险的防范也不利于促进居民消费,因而实施差别化的住房信贷政策,平衡个体的还款能力和还款压力十分必要。(3)缩小城乡收入差距。城乡收入差距加大意味着更多收入流向了高收入的城镇家庭,但高收入群体往往有着较低的消费倾向,不利于促进居民消费。◆

参考文献:

- [1]ELLIOTT J W.Wealth and wealth proxies in a permanent income model [J].The Quarterly Journal of Economics,1980 (3),509-535.
- [2]SKINNER J.Housing wealth and aggregate saving [J].Regional Science and Urban Economics,1989(2):305-324.
- [3]LEVIN L.Are assets fungible? :Testing the behavioral theory of life-cycle savings[J].Journal of Economic Behavior & Orga-

nization,1998(1):59-83.

- [4]PEEK J.Capital gains and personal saving behavior[J].Journal of Money,Credit,and Banking,1983(1):1-23.
- [5]CAMPBELL J Y,COCCO J F.How do house prices affect consumption?Evidence from micro data[J].Journal of Monetary Economics,2007(3):591-621.
- [6]TUNC C,YAVAS A.Collateral Damage:The Impact of Mortgage Debt on U.S. Savings[J].Housing Policy Debate,2017 (5):712-733.
- [7]黄平.我国房地产“财富效应”与货币政策关系的实证检验[J].上海金融,2006(6):32-34+51.
- [8]骆祚炎.城镇居民金融资产与不动产财富效应的比较分析[J].数量经济技术经济研究,2007(11):56-65.
- [9]魏锋.中国股票市场和房地产市场的财富效应[J].重庆大学学报(自然科学版),2007(2):153-157.
- [10]黄静,屠梅曾.房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据[J].管理世界,2009(7):35-45.
- [11]杨碧云,肖英豪,张浩.房地产财富对居民消费影响研究:基于中国家庭金融调查数据的实证检验[J].北京工商大学学报(社会科学版),2017(3):22-32.
- [12]杨锐峰,何兴强.中国房价与家庭消费关系的主导机制识别:基于生命周期模式的证据[J].中山大学学报(社会科学版),2021(3):157-167.
- [13]刘旦,姚玲珍.中国城镇住宅财富效应的微观检验[J].北京科技大学学报(社会科学版),2008(1):33-39.
- [14]闫娜娜,杭斌.房价波动与居民消费异质性的影响分析[J].统计与决策,2023(1):153-157.
- [15]BENJAMIN J D,CHINLOY P,JUD G D.Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption[J].The Journal of Real Estate Finance and Economics,2004(3):341-354.
- [16]BOSTIC R,GABRIEL S,PAINTER G.Housing wealth, financial wealth,and consumption:New evidence from micro data[J].Regional Science and Urban Economics,2009(1):79-89.
- [17]张大永,曹红.家庭财富与消费:基于微观调查数据的分析[J].经济研究,2012(S1):53-65.
- [18]刘也,张安全,雷震.住房资产的财富效应:基于 CHFS 的经验证据[J].财经科学,2016(11):71-78.
- [19]杭斌,闫新华.经济快速增长时期的居民消费行为:基于习惯形成的实证分析[J].经济学(季刊),2013(4):1191-1208.
- [20]杭斌,闫娜娜.家庭资产、住房信贷与消费者行为:基于微观数据的实证分析[J].统计与信息论坛,2020(4):105-112.
- [21]闫娜娜,杭斌.社会地位关注与住房需求:基于收入差距视角的实证[J].统计与决策,2020(5):72-75.

(责任编辑:新月)