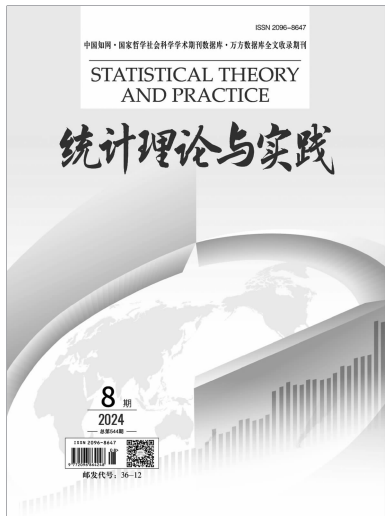




2024年第8期(总第544期)

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 郭 杰

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:曹 明

主 编:曹 明

封面设计:王青丽

版式设计:马俊臣

●受条件所限,本刊稿件一律不退,敬请作者自留底稿。从稿件投往本刊之日起,3个月不见采用或通知,方可另行处理。
●本刊作者文责自负。投稿前,请自行检测重复率,并提供查重报告;对于侵犯他人版权或其他权利的文字、图片稿件,本刊概不承担任何连带责任。
●著作权使用说明。本刊已许可中国知网、国家哲学社会科学学术期刊数据库、万方、维普、超星、博看、中教等数据库以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;作者投稿给本刊,本刊即视为同意将文章编入上述数据库;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。
●本刊不向作者收取任何形式的费用,没有委托任何机构或个人进行征稿或代为收稿,也不会以“抽查数据”“发送论文PDF”等理由联系作者,请广大作者和读者注意辨别,切勿上当受骗。若因轻信虚假信息造成损失,责任自负。

目录 CONTENTS

● 绿色发展专题

技术创新与绿色发展的模式识别及协调机制研究 张矿伟 俞立平 / 3

绿色金融对碳排放强度的空间效应分析

——基于产业结构升级的中介效应 何启志 夏爱晓 / 12

● 数字经济

数字基础设施对长江经济带城镇化高质量发展的影响研究

——基于“宽带中国”战略的准自然实验 郑素芳 凌文斌 / 22

中国省际科技金融空间关联性与影响因素分析

王 健 陈海霞 韩祝华 / 30

● 区域发展

中国式现代化的统计测度、差异分解与提升路径研究 李莹莹 / 39

新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展水平测度与障碍因子分析 王丽程 郑 棣 / 48

河南省辖市网络零售发展指数研究(2024)

徐延军 / 57

● 人口统计

流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响机制研究

凌 巍 王 倩 / 63

技术创新与绿色发展的模式识别及协调机制研究

张矿伟¹ 俞立平^{2,3}

(1.中国计量大学 经济与管理学院,浙江 杭州 310018;2.浙江工商大学 统计与数学学院,浙江 杭州 310018;
3.浙江工商大学 统计数据工程技术与应用协同创新中心,浙江 杭州 310018)

摘要:技术创新是驱动高质量发展的核心动力,绿色发展是转变经济发展方式的必然要求,研究技术创新与绿色发展的关系具有重要意义。基于四象限分区模型,生动刻画了技术创新与绿色发展的关系画像与升级路径,从理论上分析了技术创新与绿色发展的协调机制,并基于中国省级面板数据进行实证研究,以多维视角分析了两者的发展演变特征、耦合协调水平及互动关系。研究发现:(1)技术创新与绿色发展具有内在的协调机制,实现两者的良性协调互动是推动可持续发展的重要前提;(2)在观测期内,技术创新与绿色发展可以归纳为3种不同的演化路径,包括状态升级型、状态稳定型和阶段性调整型,且目前大部分地区有待升级;(3)技术创新与绿色发展的耦合协调水平呈现稳步提高的发展态势,但是存在东部地区优于中西部地区的非均衡发展格局;(4)技术创新与绿色发展具有积极的正向互动关系,从长期看其互动强度有待提高。因此,要注重技术创新与绿色发展的协同发展,并强化技术创新对绿色发展的驱动作用,绿色发展要培育良好的技术创新环境。

关键词:技术创新;绿色发展;模式识别;协调机制;互动关系

中图分类号:F061.5;F062.4

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)08-0003-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.08.001

一、引言

绿色发展是一种人与自然和谐共生的新型发展模式,创新是引领经济高质量发展的核心动力,二者相互制约、相互促进、密不可分。技术创新是绿色发展的动力源泉,在提高资源利用效率、降低污染排放等方面具有重要作用,同时有利于推动产业结构优化升级,提升社会全要素生产率,为生态修复和污染防治提供必要的人才支持与技术保障。绿色发展为技术创新提供重要指引,良好的生态环境能够促进科技人才等创新要素集聚,为技术创新提供充分的物质保障,而绿色发展过程中遇到的一些新问题、新需求会倒逼技术创新,为技术创新提供广阔空间。因此,促进技术创新与绿色发展协同共进是加快经济社会转型、实现高质量发展的关键路径。

已有研究围绕技术创新在绿色发展中的作用进行了广泛讨论。科技创新尤其是绿色科技创新在绿色发展中发挥了关键作用(Ghisetti 和 Quatraro, 2017)^[1],科技创新的路径依赖效应能够在节约成本的同时保护环境(Aghio 等, 2016)^[2]。高效率的生产技术有利于降低单位产出的要素投入,提高资源使用效率,减轻工业生产对自然环境的破坏(Grossman, 1991)^[3]。而且,技术创新在为生产、生活提供绿色产品的同时,显著促进了绿色全要素生产率(陈诗一, 2010; 毕克新等, 2013)^[4-5],进而推动经济发展方式由粗放型向集约型转变。也有学者认为技术创新是一把“双刃剑”,在特定时期内不利于绿色发展,可能会对生态环境产生负面效应(Brookes, 2007; 刘国买和俞立平, 2020)^[6-7]。

学界在技术创新与绿色发展的关系方面也进行

基金项目:浙江省自然科学基金重点项目“制造业从数量型创新向质量型创新转型机制研究”(LZ21G030001)。

作者简介:张矿伟(1992—),男,河南宝丰人,博士,讲师,研究方向为经济统计、创新经济、科技评价;俞立平(1967—),男,江苏泰州人,博士,教授,博士生导师,研究方向为技术经济、科技评价。

了必要的理论与实证分析。黄娟和李析霖(2013)^[8]论述了科技创新与绿色发展两大理念的辩证关系,认为科技创新为绿色发展提供根本动力,绿色发展是科技创新的重要方向。王兵和黄人杰(2014)^[9]基于Luenberger生产率指标进行实证分析,发现区域绿色效率与技术创新之间存在明显的正向相关性。也有学者在综合评价基础上,通过耦合协调度模型评判两系统协调程度及互动关系(朱新玲和贺岚静,2021;肖黎明等,2019)^[10-11],进一步分析协调度的时空关联特征、空间溢出效应以及关键影响因素(滕堂伟等,2019;李大鹏和夏安桃,2020)^[12-13]。

综合看,目前已有较多研究认为技术创新对绿色发展具有积极作用,亦有观点认为技术创新对于环境而言是“双刃剑”。有部分学者已关注到技术创新与绿色发展的关系,但研究还不够深入、不够系统。

本文以技术创新与绿色发展为研究对象,精准识别技术创新与绿色发展的共存模式、升级路径及协调机制,为促进技术创新与绿色发展的协同共进提供理论与实践参考。本文的边际贡献主要体现在:第一,创新与绿色同为新发展理念的重要内容,传统研究往往关注创新与绿色的单向影响,目前比较缺乏关于两者协调发展、模式识别等方面的研究,本文丰富了相关研究。第二,本文在系统梳理技术创新与绿色发展不同共存模式的基础上,从理论上分析了技术创新与绿色发展的协调机制,具有一定的理论价值。第三,本文基于经典的四象限分区模型清晰刻画了技术创新与绿色发展的关系画像,并综合运用统计分析、计量模型等方法进行多视角实证研究,从不同维度反映两者的发展演变、协调水平和互动关系,提供了新的研究思路与研究范式。

二、理论分析

(一)技术创新与绿色发展的分区关系

技术创新与绿色发展的状态分区,主要指某地区在一定时间内技术创新与绿色发展相对水平所处的状态,主要包括“低创新、低绿色”“低创新、高绿色”“高创新、低绿色”“高创新、高绿色”四种状态类型,如图1所示。

第一,低创新、低绿色。主要表现为低技术创新、低绿色发展的特点。这类地区多为中西部的欠发达地区,缺乏创新资源,创新动力不足,技术水平不高,发展模式较为粗放,因此绿色发展水平较低。

第二,高创新、低绿色。主要表现为高技术创新、

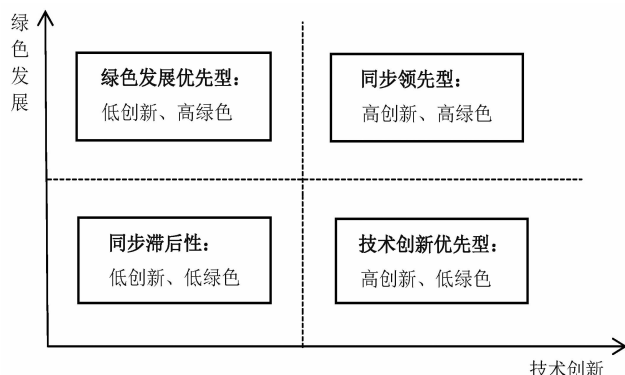


图1 技术创新与绿色发展的状态分区模式

低绿色发展的特点。生态环境改善需要过程,这类地区虽然技术水平高,但是此类技术创新的重点可能并不在于绿色创新,因此表现出高技术、低绿色的特点。

第三,低创新、高绿色。主要表现为低技术创新、高绿色发展的特点。这类地区主要以污染较小的第三产业、服务业、旅游业等为主,对技术创新的要求不是太高,对环境有着较高的要求。

第四,高创新、高绿色。主要表现为高技术创新、高绿色发展的特点。这是一种较好的状态,既有较高的技术创新水平,又有较好的生态环境,有利于技术创新与绿色发展实现良性协同发展。

图1所示的4种状态共存模式中,高创新、高绿色是每个地区都想达到的相对理想状态。因此在追求该目标的过程中,随着时间演变,各个地区模式会发生不同程度的改变,总体可以分为如图2所示的几种升级模式。

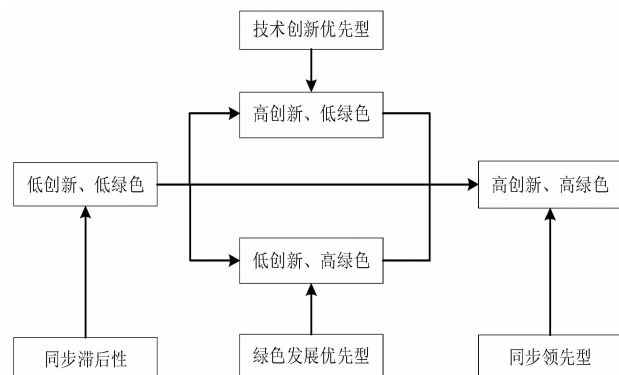


图2 技术创新与绿色发展模式升级路径图

第一,技术创新优先升级型。从低创新、低绿色模式开始,过渡到高创新、低绿色状态,之后再升级到高创新、高绿色模式。

第二,绿色发展优先升级型。从低创新、低绿色模

式开始,过渡到低创新、高绿色状态,之后再升级到高创新、高绿色模式。

第三,直接升级型。从低创新、低绿色模式直接升级到高创新、高绿色模式。

除此之外,还可能出状态稳定型、状态阶段性调整型两种模式。其中,状态稳定型主要指技术创新与绿色发展长期保持某种稳定状态,状态阶段性调整型主要指技术创新与绿色发展出现由较优状态组合向较差状态组合变化的现象。

(二)技术创新与绿色发展的协调机制

技术创新与绿色发展存在着复杂的耦合协调关系,两者能够在相互促进中实现协同发展。技术创新能够改善生态环境,促进产业结构优化升级,并逐渐形成绿色理念,而绿色发展则为技术创新提供重要指引,促进创新资源集聚,进而起到倒逼技术创新的作用。

1. 技术创新对绿色发展的驱动效应

技术创新有助于改善生态环境,降低环境污染,产生良好的生态效益。技术创新成果被广泛应用于资源节约与环境保护领域,充分发挥了创新在促进低碳环保、节能减排和环境保护方面的引领作用(李梦欣和任保平,2019)^[14]。绿色科技可以促进绿色生产设备开发利用及对产品进行绿色设计,前者通过研发清洁生产技术和绿色生产工艺等降低生态污染程度,后者通过考虑产品整个生命周期内易分解、易安全处理等减轻对大自然的伤害(刘春香和张智光,2016)^[15]。此外,在节约粮食生产用地、交通建设用地、建筑用地等方面的技术创新,能够促进我国土地资源节约利用。因此,在巨大资源环境压力下,技术创新是促进资源节约,降低环境污染,实现生态环境改善的有效手段。

技术创新有利于转变过去粗放的发展模式,促进产业结构优化升级,具有良好的经济效益。生产技术水平低、技术含量不高是传统企业的主要问题,这易导致资源消耗量大,易造成环境污染,产业绿色化水平较低。技术创新与产业结构调整存在正相关的关系(庄雷和王飞,2020)^[16],技术创新通过引发技术变革推动传统产业生产技术和模式的改革升级,使技术含量高、能源消耗少的技术应用于企业生产过程,同时强劲的创新力是高端产业成长的动力,有利于培育一批较多依靠科学技术而较少依赖传统能源的新型产业,通过促进产业结构的优化升级推动全社会的绿色发展。

技术创新带来的绿色新技术及新设备的广泛应用,深刻影响人们的生活与消费,有利于逐渐形成良好的绿色理念,推动绿色社会建设。比如,在垃圾分类中应用技术创新可以最大化实现垃圾无害化处理和回收利用,而绿色建筑、低碳设施等深刻影响着人们的生活与消费,在节约资源、降低环境污染的同时,客观上有利于在全社会形成节约资源和绿色生活的氛围,引导全社会树立生态环境保护意识,让绿色与生态成为生活消费的新导向,进而从生活与消费方面逐步缓解生态压力,促进全社会逐渐实现绿色发展。

2. 绿色发展对技术创新的反馈效应

绿色发展对技术创新具有引导作用。技术创新既有助于资源、环境和生态问题的解决,也有可能成为问题的制造者,并非所有的高新技术都是绿色环保的,甚至可能对资源、环境和生态的威胁更大(黄娟,2017)^[17]。而绿色发展旨在解决一系列由传统经济增长模式诱发的生态和环境问题,绿色发展理念下的技术创新是绿色创新,更加关注技术创新与技术进步的低碳化和绿色化。因此,在资源与环境双重约束下,绿色发展为技术创新提供重要指引,引导技术创新适应绿色发展的时代潮流,走可持续创新发展之路。

绿色发展为技术创新营造了良好的环境氛围。城市中创新人才越多,研发部门的科技转化效率越高,越能有效提升技术创新水平(黄茂兴和林寿富,2013)^[18]。区域内科研人员的聚集能够形成创新网络体系从而驱动技术创新(朱秀梅,2008)^[19]。绿色发展水平较高的地区,往往拥有良好的生态环境,能够为绿色创新提供更多政策与经费支持,以及更广阔的成果转化市场等,能够吸引科研人员等创新资源的集聚,使研发部门与科研人员能够积极参与创新,从而促进技术创新发展。

绿色发展提出的新要求、面临的新挑战,对技术创新提出了更高要求,从而倒逼技术创新发展。自然资源匮乏、环境问题严峻是当今经济社会发展的主要约束,如何节约资源,提高资源利用效率,降低生产及生活中的环境污染等问题,是实现绿色可持续发展必须面对、必须解决的关键问题。基于绿色发展的环境规制对技术创新具有显著的促进作用(李思慧和徐保昌,2020)^[20],在资源有限、能源不足及环境保护要求的背景下,技术创新是解决可持续发展问题的核心路径。因此,绿色发展过程中面临的一系列机遇与挑战倒逼着技术创新与进步。

三、研究方法 with 数据来源

(一) 研究方法

1. 耦合协调度

耦合概念最初源于物理学,用于描述两个或两个以上系统间的相互作用。耦合度用于衡量多个系统之间耦合的程度,耦合程度决定系统达到临界点时将走向何种序。根据丛晓男(2019)^[21]的研究,耦合度模型的表达式为:

$$C=2\sqrt{\frac{TI \times RGD}{(TI+RGD)^2}} \quad (1)$$

其中, TI、RGD 分别表示技术创新与区域绿色发展, C 为耦合度。耦合度取值范围为[0, 1], 耦合度越接近 1, 技术创新与绿色发展之间越接近良性共振耦合状态, 系统将走向有序状态; 耦合度越接近 0, 技术创新与绿色发展之间相互作用越小, 系统越无序。

耦合度可以反映技术创新与绿色发展相互作用的程度, 预示两者将向更为有序还是无序的方向发展, 但不能反映两者发展水平的相对高低, 而通过计算耦合协调度可以反映两系统之间的平衡性、协调性, 计算公式为:

$$T=m \times TI+n \times RGD \quad (2)$$

$$D=\sqrt{T \times C} \quad (3)$$

其中, D 为耦合协调度; C 为耦合度; T 为综合协调指数, 反映技术创新与区域绿色发展的整体协同效应或贡献; m、n 为待定参数, 本文认为技术创新与绿色发展同等重要, 故均取值 0.5。耦合协调等级划分见表 1。

表 1 耦合协调度等级划分标准

等级	区间	类型
1	0.00<D≤0.10	极度失调
2	0.10<D≤0.20	高度失调
3	0.20<D≤0.30	中度失调
4	0.30<D≤0.40	低度失调
5	0.40<D≤0.50	弱度失调
6	0.50<D≤0.60	弱度协调
7	0.60<D≤0.70	低度协调
8	0.70<D≤0.80	中度协调
9	0.80<D≤0.90	高度协调
10	0.90<D≤1.00	极度协调

2. 贝叶斯向量自回归模型

贝叶斯向量自回归模型(BVAR)主要用于研究技术创新与绿色发展的动态互动关系, 能更深入地认识

两者的相互影响。与传统 VAR 模型相比, BVAR 模型针对系数矩阵设定先验分布, 该先验分布包含预测前所获取的某些信息, 从而降低预测误差, 提高预测准确性, 对于样本量较少、样本周期较短的宏观经济问题依然具有较好的适用性, 比较适合本文的研究。脉冲响应函数主要反映模型中某一变量扰动项受到一个标准差大小的冲击对系统中每个变量当期值和未来值的影响, 通过各变量对冲击的动态反应情况分析影响程度和方向, 通过脉冲响应函数能够更精确地刻画变量间的动态关系。

(二) 变量与数据

关于技术创新变量的测度。Scherer(1965)^[22]研究发现企业研发投入对专利有显著的正向影响。Griliches(1979)^[23]考察研发投入对生产率的影响, 发现研发投入是企业创新能力的关键要素。研发投入是表征技术创新能力的核心指标, 在参考已有研究的基础上本文采用 R&D 经费内部支出作为技术创新能力的替代变量。

关于区域绿色发展变量的测度。绿色发展是指在资源与环境约束下, 保护环境的同时实现经济社会良性发展的可持续发展模式。本文借鉴汪凌志(2021)^[24]、黄跃和李琳(2017)^[25]等学者的研究, 从生活环境、环境治理、经济增长三个维度构建区域绿色发展指标体系(见表 2), 绿色发展变量的指标权重测算采用熵权 TOPSIS 法。

表 2 区域绿色发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
绿色发展	生活环境	建成区绿化覆盖率(%)
		人均公园绿地面积(平方米)
	环境治理	城市污水处理率(%)
		生活垃圾处理率(%)
		二氧化硫浓度(吨/平方公里)
	经济增长	人均地区生产总值(万元)
		第三产业增加值占地区生产总值的比重(%)

本文所有数据均从 EPS 数据平台获取, 主要来自中国区域经济数据库、中国城乡建设数据库、中国科技数据库等。由于不同数据的更新时间并不一致, 为了保证所用指标数据的全面性、时间跨度的一致性, 综合选取 2003—2018 年中国 30 个省(区、市, 不包括西藏以及港澳台地区)的面板数据进行研究。

四、实证结果

(一)技术创新与绿色发展的演变分析

技术创新与绿色发展共存模式的发展演变,既是各个地区技术创新与绿色发展现状的反映,也是不同地区两者协调水平变化的一种体现。首先,分别计算

历年技术创新与绿色发展的均值,然后将高于均值的地区标注为“H”,低于均值的地区标注为“L”,技术创新在前,绿色发展在后,每个地区的状态用 H、L 的不同组合表示。对于技术创新与绿色发展水平高低的界定是相对的。具体结果见表 3。

表 3 技术创新与绿色发展模式发展演变

地区	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
北京	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH
天津	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	HH	HL	HL	HH	HH	HL
河北	LL	LL	LL	LL	LL	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LL	LL	HH
山西	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LH	LL	LL	LL
内蒙古	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH
辽宁	HH	HH	HH	HH	HL	HL	HL	HL	HH	HH	HH	HH	HH	HL	HH	HL
吉林	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL
黑龙江	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL
上海	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HL	HH	HL	HL	HL	HL	HL	HL
江苏	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH
浙江	LH	HH	LH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH
安徽	LL	LL	LL	LL	LH	LL	LL	LL	LH	LL	LL	LL	LL	HL	HL	HL
福建	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	HH	HH
江西	LL	LL	LL	LL	LL	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LL	LL	LH
山东	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH
河南	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	HL	HL	HL	HL
湖北	HH	HH	HH	HH	LH	LL	LL	LL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL
湖南	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	HL	HL	HL
广东	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH	HH
广西	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL
海南	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LL	LH	LH	LH	LH	LL	LL	LL	LL
重庆	LL	LL	LL	LL	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH
四川	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL
贵州	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL
云南	LH	LH	LH	LL	LL	LL	LH	LH	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL
陕西	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HL	HH	HH	HL	HL	HH	HL	HL	HL
甘肃	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL
青海	LH	LH	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL
宁夏	LL	LL	LL	LL	LL	LH	LL	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH	LH
新疆	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL	LL

在表 3 的基础上,进一步分析观测期内各地区技术创新与绿色发展状态的历史演化路径,结果见表4。

第一种为状态升级型,包括技术创新优先型、绿色发展优先型、创新优先与绿色优先不定型三种演化路径。技术创新优先型升级路径,即由低创新、低绿色首先过渡到高创新、低绿色,再向高创新、高绿色演化,

用符号表示就是“LL→HL→HH”。该路径分为两种类型:①状态升级前期,由低创新、低绿色过渡到高创新、低绿色,该类型地区包括河南和湖南。②状态升级后期,由高创新、低绿色向高创新、高绿色转型,该类型地区包括陕西。

绿色发展优先型升级路径,由低创新、低绿色首

表 4 技术创新与绿色发展模式的升级路径

演化模式	阶段	地区
状态升级型	技术创新优先型:LL→HL→HH	前期(LL→HL):河南、湖南;后期(HL→HH):陕西
	绿色发展优先型:LL→LH→HH	前期(LL→LH):内蒙古、江西、重庆、宁夏 后期(LH→HH):天津、浙江、福建 全过程(LL→LH→HH):河北
	创新优先与绿色优先不定型: LL→HL/LH→LH/HL→HH	LL→LH→HL:安徽
状态稳定型	高级状态稳定型:HH	北京、江苏、山东、广东
	创新优先或绿色优先,状态稳定型:LH/HL	HL:四川
	初级状态稳定型:LL	山西、吉林、黑龙江、广西、贵州、甘肃、新疆
状态阶段性调整型	高级向中间状态调整:HH→LH/HL	HH→HL:辽宁、上海
	中间向初级状态调整:LH/HL→LL	LH→LL:海南、云南、青海
	“U”形状态调整	HH→LH→LL→HL:湖北

先过渡到低创新、高绿色,再向高创新、高绿色演化,用符号表示就是“LL→LH→HH”。该路径分为三种类型:①状态升级前期,由低创新、低绿色过渡到低创新、高绿色,该类型地区包括内蒙古、江西、重庆和宁夏。②状态升级后期,由低创新、高绿色向高创新、高绿色转型,该类型地区包括天津、浙江和福建。③全过程升级,包括三个不同的状态,该类型地区包括河北。

创新优先与绿色优先不定型,由低创新、低绿色首先过渡到低创新、高绿色,再调整为高创新、低绿色,或者首先过渡到高创新、低绿色,再调整为低创新、高绿色,最后向高创新、高绿色状态演化,用符号表示就是“LL→HL→LH→HH”或者“LL→LH→HL→HH”。目前处于这种演化过程的地区只有安徽。

第二种为状态稳定型。始终表现出高技术创新、高绿色发展优良状态的地区为北京、江苏、山东及广东,始终表现为低技术创新、低绿色发展停滞状态的地区为山西、吉林、黑龙江、广西、贵州、甘肃及新疆,始终表现出高技术创新、低绿色发展状态的地区为四川。

第三种为状态阶段性调整型。技术创新与绿色发展的状态总体向好发展,但是在某个时期,可能出现由某个高级状态向低级状态的调整。在观测期内,处于这种演化模式的地区包括,由“HH”状态向“HL”状态调整的辽宁和上海,由“LH”状态向“LL”状态调整的海南、云南和青海,由“HH”状态转向“LH”状态再转向“LL”状态再转向“HL”状态的湖北。深入分析引起这种由高级状态向低级状态调整的原因,对于促进技术创新与绿色发展协同进步至关重要。

综合看,在观测期内处于状态稳定型的地区有 12

个,占总数的 40%,北京、江苏、山东、广东处于高创新、高绿色的较优状态组合,有 1 个地区稳定在中级状态组合,有 7 个地区稳定在初级状态组合。处于状态升级进步型的地区共有 12 个,占总数的 40%;处于状态阶段性调整型的地区共有 6 个,占总数的 20%。观测期内达到过高创新、高绿色状态组合的地区仅有 9 个,占总数的 30%,大部分地区的技术创新与绿色发展并未达到最优,甚至有些地区的技术创新与绿色发展出现了由较优状态向较差状态转变的情况。就全国看,大部分地区的技术创新与绿色发展水平有待提高。

(二)耦合协调分析

耦合协调度是对技术创新与绿色发展协调水平的定量反映,技术创新与绿色发展历年耦合协调度的均值见表 5。

由表 5 可知,耦合协调度历年均值在 0.57—0.82 之间变动,呈现稳步的上升趋势,由勉强协调逐渐向高度协调演进,2003—2005 年处于勉强耦合协调状态,2006—2010 年处于低度耦合协调状态,2010—2016 年处于中度耦合协调状态,2017—2018 年处于高度耦合协调状态。虽然处于较高耦合协调水平的占比较低,但是呈现了整体不断向好的发展趋势。

进一步计算全国 30 个省(区、市)技术创新与区域绿色发展耦合协调度,以便了解不同省(区、市)技术创新与区域绿色发展的耦合协调度状况。

如图 3 所示,技术创新与区域绿色发展处于高度协调的分别是北京、江苏和广东,仅占 10%;山东、浙江、上海、辽宁、福建、天津、湖北等 6 地区处于中度耦合协调水平,占 20%;其他 20 个省(市、区)处于低度耦

表 5 技术创新与区域绿色发展耦合协调度

年份	耦合协调度	耦合协调等级
2003	0.57	勉强协调
2004	0.58	勉强协调
2005	0.60	勉强协调
2006	0.61	低度协调
2007	0.63	低度协调
2008	0.65	低度协调
2009	0.67	低度协调
2010	0.69	低度协调
2011	0.71	中度协调
2012	0.73	中度协调
2013	0.75	中度协调
2014	0.76	中度协调
2015	0.78	中度协调
2016	0.80	中度协调
2017	0.81	高度协调
2018	0.82	高度协调

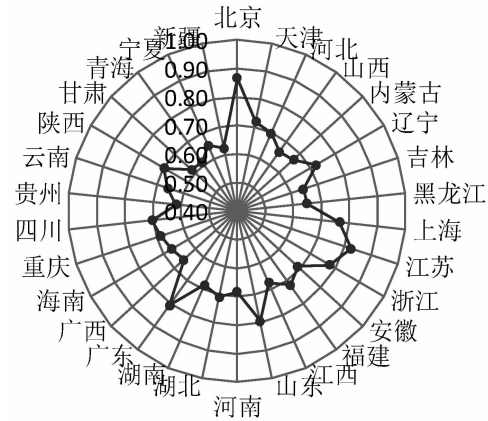


图 3 技术创新与区域绿色发展耦合协调度均值

合协调水平,占 70%。总的来说,我国大部分省(区、市)技术创新与区域绿色发展处于低度及中度耦合协调状态,耦合协调水平存在较大上升空间。

进一步从区域视角分析技术创新与区域绿色发展的耦合协调状态,了解其区域差异,更好地促进区域协调发展。分区域耦合协调度见表 6。

表 6 东、中、西部技术创新与区域绿色发展耦合协调度

年份	东部地区	耦合协调等级	中部地区	耦合协调等级	西部地区	耦合协调等级
2003	0.61	低度协调	0.56	弱度协调	0.54	弱度协调
2004	0.63	低度协调	0.56	弱度协调	0.56	弱度协调
2005	0.64	低度协调	0.57	弱度协调	0.56	弱度协调
2006	0.66	低度协调	0.58	弱度协调	0.58	弱度协调
2007	0.68	低度协调	0.61	低度协调	0.60	弱度协调
2008	0.71	中度协调	0.62	低度协调	0.61	低度协调
2009	0.73	中度协调	0.65	低度协调	0.63	低度协调
2010	0.76	中度协调	0.67	低度协调	0.65	低度协调
2011	0.78	中度协调	0.68	低度协调	0.67	低度协调
2012	0.80	中度协调	0.70	低度协调	0.68	低度协调
2013	0.82	高度协调	0.72	中度协调	0.69	低度协调
2014	0.84	高度协调	0.74	中度协调	0.71	中度协调
2015	0.86	高度协调	0.76	中度协调	0.72	中度协调
2016	0.87	高度协调	0.78	中度协调	0.74	中度协调
2017	0.89	高度协调	0.79	中度协调	0.75	中度协调
2018	0.89	高度协调	0.81	高度协调	0.76	中度协调
均值	0.76	中度协调	0.67	低度协调	0.65	低度协调

由表 6 可知,2003—2018 年技术创新与区域绿色发展历年耦合协调度均值中,东部地区为 0.61—0.89,中部地区为 0.56—0.81,西部地区为 0.54—0.76。东部地区大多数年份处于中高度耦合协调状态,其中高度协调、中度协调的年份分别占 37.50%、31.25%,其余为

低度协调;中部地区大多数年份处于中低度耦合协调状态,中低度耦合协调年份占 68.75%,仅有 2018 年处于高度耦合协调状态,其他均为弱度耦合协调状态;西部地区处于弱度、低度及中度耦合协调的年份分别约占 1/3,没有高度耦合协调年份,但是总体呈现不断进

步的趋势。

(三) 互动关系分析

1. 数据平稳性检验

为了研究的稳健性,需要对数据的平稳性进行检验,本文采用 Levin lin&Chu 检验、ADF- Fisher 检验和 PP- Fisher 检验三种方法进行检验,以不同检验方法的检验结果是否一致作为判断数据是否平稳的标准。检验结果见表 7,所有数据均表现平稳。

表 7 变量平稳性检验结果

变量名称	Levin lin&Chu 检验	ADF- Fisher 检验	PP- Fisher 检验	结果
log(TI)	-7.396*** (0.000)	154.507*** (0.000)	210.274*** (0.000)	平稳
log(RGD)	-11.590*** (0.000)	169.203*** (0.000)	346.190*** (0.000)	平稳

注: 括号里的数值为 p 值,*** 表示 1% 的显著性水平。

之后基于单位圆检验判定 BVAR 模型的稳定性,单位圆中的点表示的是 AR 特征根模的倒数,如果根模的倒数全部小于 1,即它们全部落在单位圆内时,表示所建立的 BVAR 模型是稳定的。检验结果显示所有点均落在单位圆内,故本文建立的 BVAR 模型是稳定的。

2. 脉冲响应函数分析

互动关系是技术创新与绿色发展协调水平在动态视角上的一种体现,贝叶斯向量自回归模型通过脉冲响应函数分析科技创新与区域绿色发展之间的动态互动关系。脉冲响应函数描述模型中某一变量扰动项受到一个标准差大小的冲击对系统中每个变量当期值和未来值的影响,通过各变量对冲击的动态反应情况分析影响程度和方向。滞后期确定为 2 期,数据平稳性检验和单位圆检验均通过,表明模型是稳定的。

如图 4 所示,由技术创新的脉冲响应函数可知,技

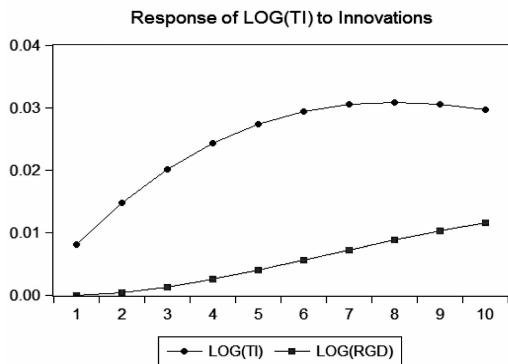


图 4 技术创新的脉冲响应函数

术创新自身的冲击对其影响最大,来自区域绿色发展一个标准差的冲击能够正向促进科技创新,第一期为 0,之后表现出不断增加的趋势。总体看,区域绿色发展水平的提升对于技术创新的提高具有正向促进作用,且这种正向作用不断增强,进一步说明区域绿色发展对技术创新具备较强的反馈机制,绿色发展水平越高,越需要高水平的科技创新支持,进而科技创新对于来自区域绿色发展的冲击具有积极的正向反馈。

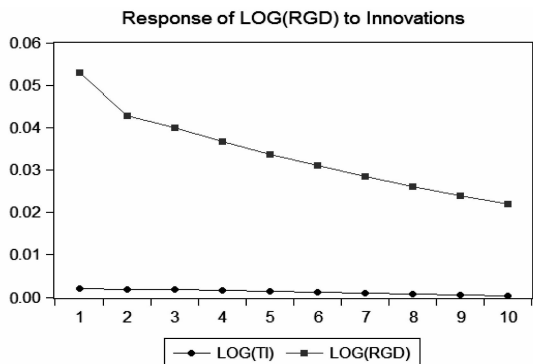


图 5 区域绿色发展的脉冲响应函数

如图 5 所示,由区域绿色发展的脉冲响应函数可知,区域绿色发展对于来自技术创新一个标准差的冲击具有积极的正向反馈,但是这种促进作用相对较小,在第一期达到最大值,之后呈现缓慢递减的趋势。总体看,虽然技术创新对区域绿色发展具有积极的正向作用,但这种正向影响总体不大,主要因为我国虽然是创新大国,但创新质量与发达国家相比存在较大差距,且目前专门针对绿色发展领域的科技创新相对不足,导致科技创新对区域绿色发展的正向作用相对有限,因此提高创新质量、鼓励开展更多绿色科技创新至关重要。

五、研究结论与对策建议

本文将技术创新与绿色发展纳入统一分析框架,在分析技术创新与绿色发展共存模式、升级路径和协调机制的基础上,基于中国省级面板数据进行实证分析,得到以下结论:(1)技术创新与绿色发展具有内在的协调机制,实现两者的良性协调互动是推动可持续发展的重要前提;(2)在观测期内,技术创新与绿色发展可以归纳为 3 种不同的演化路径,包括状态升级型、状态稳定型和阶段性调整型,且目前大部分地区有待升级;(3)技术创新与绿色发展的耦合协调水平呈现稳步提高的发展态势,但是存在东部地区优于中西部地区的非均衡发展格局;(4)技术创新与绿色发展具有积极的正向关系,从长期看其互动强度有待提高。

在以上理论分析和实证研究基础上,结合本文的研究发现,提出如下政策建议:

第一,注重技术创新与绿色发展的区域协同发展。国家制定政策要向中西部地区适当倾斜,加强中西部地区的基础设施建设,鼓励高素质人才向中西部地区合理流动,加强生态环境保护与污染治理,为中西部地区的技术创新与绿色发展创造更多机遇。同时,要立足区域发展的实际,构建技术创新与生态环境的长效管理机制,实施差异化发展战略。

第二,强化技术创新对绿色发展的驱动作用。技术创新要兼顾生态效益,走绿色创新之路,在开发新产品、新技术的同时要更加重视生态环境保护,促进生产技术革新,提高资源利用效率与生产效率,发展环境友好型高价值产业,推动形成资源节约、环境友好的绿色发展体系。

第三,区域绿色发展要培育良好的技术创新环境。在实现区域绿色发展的过程中,完善基础设施建设,改善空气质量,出台支持政策,吸引优质创新资源,从而使高素质创新人才、高新技术产业等要素不断集聚,逐渐形成良好的创新氛围,激发广大创新主体的创新活力,推动绿色发展反哺技术创新。◆

参考文献:

- [1]GHISETTI C,QUATRARO F.Green technologies and environmental productivity:A cross-sectoral analysis of direct and indirect effects in Italian Regions[J].Ecological Economics,2017(132):1-13.
- [2]AGHION P,DECHEZLEPRETRE A,HEMOUS D,et al. Carbon taxes,path dependency and directed technical change:Evidence from the auto industry[J].Journal of Political Economy,2016,124(1):1-51.
- [3]GROSSMAN G M,KRUEGER A B.Environmental impacts of a North American free trade agreement[M].Washington D.C.[1]:National Bureau of Economic Research,1991:314.
- [4]陈诗一.节能减排与中国工业的双赢发展:2009-2049[J].经济研究,2010,45(3):129-143.
- [5]毕克新,杨朝均,黄平.中国绿色工艺创新绩效的地区差异及影响因素研究[J].中国工业经济,2013(10):57-69.
- [6]BROOKES L.The greenhouse effect:The fallacies in the energy efficiency solution[J].Energy Policy,1990,18(2):199-201.
- [7]刘国买,俞立平.技术创新的环境倾向研究[J].现代经济探讨,2020(4):101-108.
- [8]黄娟,李枬霖.生态文明视角下资源节约与科技创新驱动

- [9].中国国土资源经济,2013,26(8):32-35.
- [9]王兵,黄人杰.中国区域绿色发展效率与绿色全要素生产率:2000-2010 基于参数共同边界的实证研究[J].产经评论,2014,5(1):16-35.
- [10]朱新玲,贺岚静.长江经济带高质量创新与绿色经济耦合协调研究[J].中南林业科技大学学报(社会科学版),2021,15(1):31-39.
- [11]肖黎明,李润旭,肖沁霖,等.中国区域绿色创新与绿色发展的协同及互动:基于耦合协调与 PVAR 模型的检验[J].科技管理研究,2019,39(20):9-20.
- [12]滕堂伟,孙蓉,胡森林.长江经济带科技创新与绿色发展的耦合协调及其空间关联[J].长江流域资源与环境,2019,28(11):2574-2585.
- [13]李大鹏,夏安桃.湖南科技创新与绿色发展耦合协调时空特征及影响因素[J].中南林业科技大学学报(社会科学版),2020,14(6):50-56+65.
- [14]李梦欣,任保平.中国特色绿色发展道路的阶段性特征及其实现的路径选择[J].经济问题,2019(10):32-38+120.
- [15]刘春香,张智光.绿色科技与生态文明:供应链维的驱动与支撑机理[J].中国科技论坛,2016(10):122-126.
- [16]庄雷,王飞.技术创新、金融约束与产业结构研究[J].云南财经大学学报,2020,36(7):40-50.
- [17]黄娟.科技创新与绿色发展的关系:兼论中国特色绿色科技创新之路[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2017,38(2):33-41.
- [18]黄茂兴,林寿富.污染损害、环境管理与经济可持续增长:基于五部门内生经济增长模型的分析[J].经济研究,2013,48(12):30-41.
- [19]朱秀梅.高技术产业集群创新路径与机理实证研究[J].中国工业经济,2008(2):66-75.
- [20]李思慧,徐保昌.环境规制与技术创新:来自中国地级市层面的经验证据[J].现代经济探讨,2020(11):31-40.
- [21]丛晓男.耦合度模型的形式、性质及在地理学中的若干误用[J].经济地理,2019,39(4):18-25.
- [22]SCHERER F M.Firm Sizes,market Structure,Opportunity and the Output of Patented Innovations[J].The American Economic Review,1965,55(5):1097-1125.
- [23]GRILICHES Z.Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth[J].The Bell Journal of Economics,1979,10(1):92-116.
- [24]汪凌志.长三角地区绿色发展水平评价及比较分析[J].湖北理工学院学报(人文社会科学版),2021,38(1):47-52.
- [25]黄跃,李琳.中国城市群绿色发展水平综合测度与时空演化[J].地理研究,2017,36(7):1309-1322.

(责任编辑:萧静)

绿色金融对碳排放强度的空间效应分析

——基于产业结构升级的中介效应

何启志 夏爱晓

(浙江工商大学 统计与数学学院, 浙江 杭州 310018)

摘要:将绿色金融发展水平纳入减碳途径的考虑范围,以 2011—2021 年全国 30 个省(区、市)的面板数据作为研究样本,采用空间计量模型分析绿色金融对碳排放强度的空间动态效应,并分析产业结构升级在其中的作用机制。结论如下:中国碳排放强度近年呈下降趋势,绿色金融发展趋势良好;碳排放强度以中部地区为中心向西北、东南地区扩散演变,呈现出“东部低、中西部高”的空间分布特征;绿色金融对碳排放强度有显著的抑制作用,且具有负面空间溢出效应;绿色金融通过推动产业结构升级减少碳排放;数字经济规模小的地区,西部地区和东北地区,以及高能耗地区的绿色金融对碳排放强度的影响更显著。

关键词:绿色金融;碳减排;产业结构升级;空间动态效应

中图分类号:F832.4

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)08-0012-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.08.002

一、引言和文献综述

党的十八大以来,我国碳排放强度下降了 34.4%,绿色成为我国经济社会高质量发展的亮丽底色。大力发展绿色金融,推动绿色产业及项目建设,有助于实现碳达峰、碳中和目标。我国绿色金融体系的建设取得显著成效,以绿色债券、绿色贷款为主体的多元多层次绿色金融市场已经形成。绿色贷款业务规模持续壮大,绿色债券、绿色保险等产品日渐丰富,市场供给结构得到进一步优化。2023 年第三季度末,我国绿色信贷余额 28.58 万亿元,较上年同期增长 36.8%,居世界第一;绿色债券市场规模达 1.98 万亿元,居世界第二。近年来,政府大力支持绿色金融的发展,《金融标准化“十四五”发展规划》对绿色金融发展原则和标准作了进一步规范,一系列有关绿色金融的标准和指引相继出台,逐渐形成一套相对完善的绿色金融标准体系。在此背景下,如何充分发挥绿色金融的作用达到降碳目标,需要我们进行深入研究。

绿色金融发展水平能否显著推动碳减排?其作用机制是什么?许多学者从绿色信贷、绿色保险等方面

对绿色金融的发展展开了研究。我国的绿色金融发展体系中,绿色信贷与绿色保险间发展不协调,存在较强的路径依赖(刘璐等,2024)^[1]。从企业角度看,企业绿色投资效率的提升卓有成效,但整体水平仍较低(苏芳等,2024)^[2]。企业绿色投资存在显著的同群效应,以及学习机制与压力机制(王玉涛等,2024)^[3]。从政府角度看,我国绿色政府债券起步较晚,当前面临缺乏独立的绿色标准规范、认证评估制度及信息披露制度不完善等问题(李俊英和李奕彤,2023)^[4]。另外,有学者对碳排放与绿色金融的关系进行了研究。绿色金融的发展有显著的减碳效果,其中绿色投资的降碳作用最显著,绿色证券次之,绿色信贷最小(周稳海等,2024)^[5]。在绿色金融对碳减排的作用机制方面,Liu 和 Zhu(2024)^[6]发现数字经济在绿色金融促进碳减排的过程中发挥了积极的调节作用。乔东等(2024)^[7]认为中国绿色金融通过政策设计和金融创新来推动碳中和目标的实现。吴泓翰和徐玖平(2023)^[8]认为绿色金融的发展能够推动技术进步和产业结构生态化,从而推动地区碳排放效率的提升。

作者简介:何启志(1974—),男,安徽合肥人,博士,教授,博士生导师,研究方向为数据分析;夏爱晓(2000—),女,浙江温州人,硕士研究生,研究方向为经济统计。

综上所述,现有文献在探究绿色金融与碳排放的关系时,多关注绿色金融发展体系中的绿色投资、绿色债券等的发展现状及其降碳机制,较少涉及绿色金融和碳排放强度的空间溢出效应。本文的边际贡献主要在于:第一,从绿色信贷和绿色投资等7个方面构建指标体系,较全面分析各地区的绿色金融水平;第二,基于空间杜宾模型分析碳排放强度和绿色金融之间的关系以及空间溢出效应;第三,从地理位置、数字经济发展规模以及能耗差异三个方面进行绿色金融对碳排放强度的异质性分析。

二、理论分析与研究假设

(一)绿色金融与碳排放强度

与传统金融相比,绿色金融追求金融活动与环境保护、生态平衡的和谐发展。绿色金融是为支持环境改善、气候变化、节约能源、提高能源使用效率等一系列经济活动而设立的。其中包括在环境保护、节能和清洁能源等方面的投资和融资,以及在项目运营中的风险管理。通过向这些领域提供资金支持,绿色金融有助于推动低碳环保项目的发展,从而降低碳排放强度。此外,绿色金融还通过政策导向、资源配置和技术支持等途径影响碳排放。在政策导向方面,绿色金融的政策引导有利于促进企业与投资者的绿色转型。国家推出的绿色信贷、绿色债券等绿色金融政策,为企业拓宽了融资渠道,降低了融资成本,鼓励企业升级生产技术、改造生产设备、完善环保设施,以符合国家的环保标准和银行的绿色信贷门槛。在资源配置层面,绿色金融通过资源配置影响碳排放的核心在于引导资金流动,优化投资结构。何振华(2024)^[9]指出在加速企业绿色全要素生产率的提升中,绿色技术创新效益的改善、资源配置结构的优化是一个重要途径。在技术支持层面,绿色金融助推绿色技术的研发和应用。通过为绿色技术提供资金支持,金融机构鼓励企业和研究机构开展低碳技术的研发和创新。周仕杰等(2024)^[10]指出中央企业通过绿色产业基金、碳基金等方式,孵化内部绿色低碳技术,实现中央企业碳达峰行动外部技术“引进来”和内部技术“走出去”。综上,提出假设:

假设1:绿色金融会对碳排放强度产生抑制作用。

(二)绿色金融对碳排放强度的空间溢出效应

基于空间溢出效应,地区间的发展呈现出深刻且复杂的互动关系。在这一框架下,地区的发展状况不

仅由其内部因素决定,还深受邻近地区发展态势的影响。绿色金融在调节碳排放强度时展现出的空间溢出效应影响机制复杂且多面,主要为以下两种逻辑:一是绿色金融促进相邻地区碳减排的空间溢出效应。绿色金融通过技术扩散、资金引导以及政策协同等途径给相邻地区带来技术、资金和有效经验,从而实现绿色金融对碳排放强度积极的空间溢出效应。一个地区的资本、知识及技术的广泛传播与渗透能激发和促进周边区域绿色创新技术的蓬勃发展。这种绿色创新技术的加速应用影响地区的碳排放,推动更加环保、可持续的经济增长路径(王茜等,2022)^[11]。二是绿色金融促进相邻地区碳排放的空间溢出效应。在一些绿色金融高度发展的地区,高污染产业转移、资源竞争与过度开发以及政策的差异可能导致相邻地区在发展时碳排放量的增加。政府及企业在绿色金融发展水平逐渐提升的同时会做出改变,政府会增强监管、引导力度,加强环境规制。环境规制虽然能有效促进绿色发展,地方政府在监管强度上的竞争却一定程度上抑制绿色发展效率的提高,不利于碳减排(何爱平和安梦天,2019)^[12]。许多工业企业重新审视其生产布局与资源要素配置策略,以期保障经济效益的同时减轻环境合规负担,于是将企业迁址到环境规制较为宽松的邻近地区,从而增加周边地区的环境负担,提高了当地的碳排放(陈瑶,2024;金刚和沈坤荣,2018)^[13-14]。

本文对各地区间绿色金融与碳排放强度的空间溢出效应进行研究。在绿色金融政策的推动下,各地政府纷纷出台相关措施促进本地区绿色转型和低碳发展。由于地方经济发展不均衡和政绩考核压力,地方政府间往往存在激烈的竞争。地方政府间的竞争可能引发“逐底竞争”现象,从而加剧环境污染和碳排放问题。此外,企业迁移引发的迁入地区产业链重构,形成新的产业集聚区,这种产业集聚在促进经济增长的同时,可能加剧资源消耗和碳排放。综上,提出假设:

假设2:绿色金融可能通过空间溢出效应增加相邻地区的碳排放。

(三)产业结构升级的中介作用

产业结构升级指由劳动密集型的经济发展模式发展为以技术密集型为特征的经济发展模式,这种转变有助于提高生产效率,降低生产成本,提升产品和服务的竞争力,增加企业利润和国家整体经济效益。绿色技术创新通过催生新兴产业、改造传统产业、提升

生产效率、整合环境原则、促进绿色消费以及强化政策引导等多种方式,有力推动产业结构的升级。谢东江和胡士华(2023)^[15]指出金融机构应通过提高利率、减少贷款等方式倒逼高污染、高耗能工业项目或企业完成产业结构升级,促进城市工业绿色发展。李滢和周韩梅(2023)^[16]指出要创新绿色金融工具,确保绿色证券、绿色保险等绿色金融工具能有效服务我国产业结构转型升级。产业结构升级同样对碳减排有较大影响。产业结构升级通过推动产业转型、促进绿色技术创新、优化能源结构以及提升资源利用效率等多种途径,从源头减少碳排放,有助于低碳经济和可持续发展目标的实现。黎毅和蒋青松(2023)^[17]发现生产效率的提高是产业结构升级助力碳减排的有效途径。伴随着产业结构转型升级,资源将从低效率高污染行业抽离转而投入高效率低污染行业。这种资源的优化配置使生产要素得到更合理的利用,提高整体生产效率。黄琼和程村聪(2023)^[18]认为产业结构直接影响能源利用效率和能源消费结构,工业化生产过程需要消耗大量能源,故产业结构优化升级不仅是降碳节能的重要手段,还能推动我国经济高质量发展。综上,提出假设:

假设3:绿色金融能够通过促进产业结构升级推动碳减排。

三、研究方法与数据来源

(一) 研究方法

1. 空间自相关模型

利用 Stata 软件,使用基于经纬度的空间地理距离矩阵对 2011—2021 年的碳排放强度做莫兰指数分析。自相关检验得到的莫兰指数主要衡量全局尺度下碳排放强度的聚集特征及关联程度,计算公式如下:

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

式中, I 是全局莫兰指数, n 是省(区、市)数量, w_{ij} 表示空间权重矩阵。 y_i 和 y_j 分别表示第 i 个省(区、市)和第 j 个省(区、市)的碳排放强度。当 $I > 0$ 时,碳排放强度在空间上呈正相关;当 $I < 0$ 时,呈负相关;当 $I = 0$ 时,不存在空间相关性。

2. 空间计量模型

由于碳排放强度具有空间溢出性,在分析绿色投资对碳排放强度的影响时,引入空间面板模型作为研

究两者间空间关联关系的工具。最常见的空间计量模型主要有空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)以及空间杜宾模型(SDM)。

(1)空间滞后模型(SAR):某个地区的被解释变量和相邻地区的被解释变量有空间依赖性时,采用 SAR 模型。表达式如下:

$$Y = \beta WY + X\delta + \varepsilon \quad (2)$$

式中,若共有 n 个样本、 k 个被解释变量,那么 Y 表示 $n \times 1$ 的被解释变量矩阵, β 是空间自回归系数, W 是 $n \times n$ 的空间权重矩阵, X 表示 $n \times k$ 的解释变量矩阵, δ 表示 $k \times 1$ 的回归系数矩阵, ε 是随机误差项。

(2)空间误差模型(SEM):某地区和相邻地区的空间误差项具有空间相关性时,采用 SEM 模型。表达式如下:

$$Y = X\delta + \rho W\sigma + \varepsilon \quad (3)$$

式中, ρ 代表回归残差间的空间相关系数。

(3)空间杜宾模型(SDM):相邻地区的被解释变量与解释变量都具有空间依赖性时,采用 SDM 模型。表达式如下:

$$Y = \beta WY + X\delta + WX\theta + \varepsilon \quad (4)$$

式中, θ 是空间滞后项系数。分析时需要判断 SDM 模型是否会转化为 SAR 模型或 SEM 模型:当 $\theta = 0$ 时,SDM 模型转化为 SAR 模型;当 $\theta = -\beta\delta$ 时,SDM 模型转化为 SEM 模型。

(二) 变量说明及数据来源

1. 被解释变量:碳排放强度(CI)

本文按照 IPCC 和国家发展改革委能源研究所的方法,借鉴朱东波等(2018)^[19]的研究,选择煤炭、汽油、焦炭、煤油、柴油、燃料油、天然气 7 种化石能源以及水泥的消费量计算碳排放强度(CI)。数据来源于《省级温室气体清单编制指南》《中国能源统计年鉴》。

$$EC = \sum_{i=1}^7 EC_i = \sum_{i=1}^7 E_i \mu_i \quad (5)$$

$$CC = Q * \mu_j \quad (6)$$

$$TC = EC + CC \quad (7)$$

$$CI = TC / GDP \quad (8)$$

其中, EC 为化石能源的碳排放总量; CC 为水泥生产过程中的碳排放总量; TC 为总碳排放量; CI 为碳排放强度; EC_i 为第 i 种化石能源的碳排放总量; E_i 为第 i 种化石能源的消费量; μ_i 为第 i 种化石能源的碳排放系数; Q 为水泥生产总量; μ_j 为水泥的碳排放系数。

表 1 各类能源碳排放系数与标准煤折算系数

能源种类	CO ₂ 排放系数 kgCO ₂ /kg
煤炭	1.647
焦炭	2.848
汽油	3.045
煤油	3.174
柴油	3.150
燃料油	3.064
天然气	21.670
水泥	0.527

2. 核心解释变量:绿色金融(Gfi)

表 2 绿色金融测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义	指标方向
绿色金融 (Gfi)	绿色信贷	环保项目贷款占比	环保项目信贷总额/信贷总额	+
	绿色投资	环境污染治理投资占 GDP 比重	环境污染治理投资/GDP	+
	绿色保险	环境污染责任保险推广程度	环境污染责任保险收入/保险总收入	+
	绿色债券	绿色债券发展程度	绿色债券发行总额/所有债券发行总额	+
	绿色支持	财政环境保护支出占比	财政环境保护支出/财政一般预算支出	+
	绿色基金	绿色基金占比	绿色基金总市值/所有基金总市值	+
	绿色权益	绿色权益发展深度	碳交易、用能权交易、排污权交易/权益市场交易总额	+

3. 中介变量:产业结构升级(Uis)

产业结构升级普遍用产业结构合理化指数(TL)来衡量。产业结构合理化指为提高经济效益,对不合理的产业结构进行调整,实现生产要素的合理配置,使各产业协调发展。本文利用泰尔指数计算产业结构合理化指数,数据主要来源于《中国统计年鉴》和国家统计局。

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

(9)

式中,Y 表示产值,L 表示就业,i 表示产业,n 表示产业部门数,Y_i/Y 表示各产业产值占总产值比重,L_i/L 表示各产业劳动力就业人数占总就业人数比重。

绿色金融的核心是将资金引导到环保领域,推动可持续发展项目的实施。本文借鉴刘华珂和何春(2021)^[20]构建的绿色金融水平指标体系,选用绿色信贷、绿色投资、绿色保险、绿色债券、绿色支持、绿色基金以及绿色权益 7 个二级指标测度绿色金融发展水平。对数据进行标准化处理后,利用熵值法进行赋权并测度绿色金融发展水平。数据来源于《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国农业统计年鉴》《中国工业统计年鉴》,缺失数据运用线性插值法进行填补。

4. 控制变量

研究绿色金融对碳排放强度的影响时,容易受到多方因素干扰,故除了核心变量,本文将以下 5 方面纳入考虑。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》,主要变量的描述性统计见表 3。

(1)经济发展水平(PGDP):经济发展水平对碳排放有显著影响。随着经济发展,工业化程度会提高,能源消耗也会增加。经济发展水平主要用平减价格 2010 年为基期的人均 GDP 来测度,用取对数后的经济发展水平(lnPGDP)进行分析。

(2)城镇化水平(ul):城镇化水平对碳排放的影响是复杂多样的。本文采用城镇人口占年末总人口的比

表 3 变量描述性统计

变量类型	变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	CI	330	0.824	0.712	0.043	4.292
核心解释变量	Gfi	330	0.503	0.192	0.107	0.915
中介变量	Uis	330	0.152	0.094	0.008	0.451
控制变量	lnPGDP	330	9.325	0.463	8.542	10.781
	ul	330	0.596	0.121	0.350	0.896
	er	330	0.003	0.004	0.000	0.031
	open	330	0.265	0.291	0.008	1.548
	tel	330	0.016	0.029	0.000	0.175

率来表示。

(3)环境规制(er):环境规制可以通过强制性碳排放限制以及制定技术标准和规范等手段影响碳排放。本文主要使用工业污染治理完成投资额与工业增加值的比值来测度。

(4)对外开放程度(open):贸易和资本的开放,可以引进国外先进技术和管理经验,从而优化产业结构和生产方式,减少碳排放。本文使用货物进出口总额和GDP的比值来测度。

(5)技术市场发展水平(tel):随着技术不断进步和市场发展,低碳技术的应用会更加广泛,有助于减少碳排放。本文用技术市场成交额和GDP比值测度技术市场的发展水平。

四、实证结果与分析

(一)碳排放强度的时空演变

1. 时序演变趋势

按照经济发展情况把我国省(区、市)划分成东部

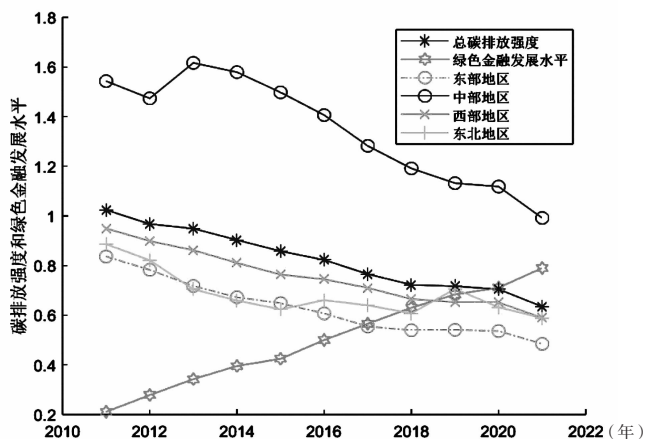


图1 碳排放强度和绿色金融发展水平时序演变特征

地区、中部地区、西部地区、东北地区,分别分析四地区以及30个省(区、市)^①的碳排放强度变化情况(见图1)。2011—2021年碳排放强度整体呈下降趋势,从2011年的1.02下降至2021年的0.63,伴随经济的快速增长,碳排放逐渐减少。在2011—2012年以及

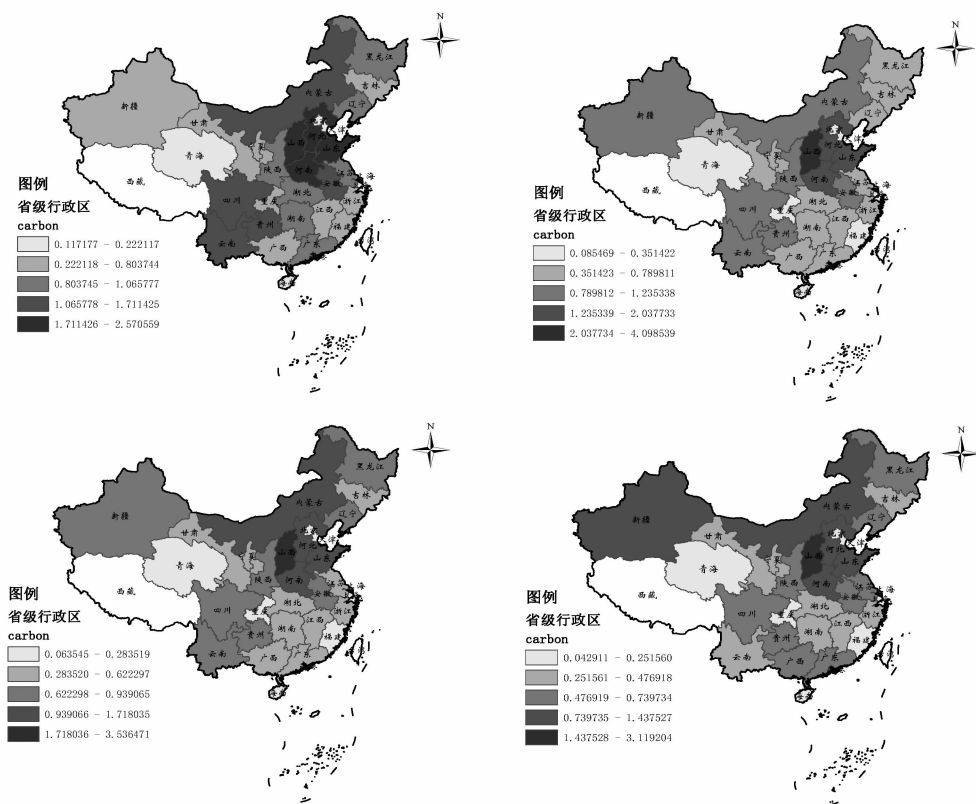


图2 2011年、2015年、2018年和2021年碳排放强度分布图

注:本图基于资源环境科学与数据平台公布的数据制作。图3同。

^①基于数据的可得性,研究对象未包括港澳台和西藏。东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、河南、湖北、安徽、湖南、江西;西部地区包括内蒙古、新疆、宁夏、陕西、甘肃、青海、重庆、四川、广西、贵州、云南;东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁。

2020—2021 年间，总体碳排放强度下降幅度较大，相较其他年份有较大变化。中部地区的碳排放强度在全国平均碳排放强度水平之上，东部地区、西部地区、东北地区的碳排放水平处于全国平均水平以下，东部地区碳排放水平最低。2011—2021 年全国绿色金融发展水平呈逐年上升趋势，且上升速度较快，反映出全国绿色金融发展水平稳步提高。

2. 空间演变趋势

基于 2011 年、2015 年、2018 年和 2021 年的碳排放强度数据，剖析碳排放强度的空间分布特征，见图 2。总体看，2011—2021 年碳排放强度呈下降趋势，个别地区出现上升现象，呈现“东部低、中西部高”的空间分布特征和以中部为中心向西北和东南扩散的演变格局。具体看：2011 年，山东、山西、河北和河南等中、东部地区以及西部地区的碳排放较多，浙江、上海等东部沿海地区以及新疆等西部地区的碳排放情况相对较好。2015 年，整体的碳排放处在较低水平，中、东部地区和西部地区的几个省(区、市)碳排放强度有改善，但是新疆的碳排放强度相较其他地区不降反升，这可能与新疆是煤炭、石油等能源资源基地有关。2018 年碳排放强度相较 2015 年整体没有很大变化，内蒙古和黑龙江的碳排放有所增加。2021 年新疆的碳排放强度处于较高水平，山西、新疆和内蒙古是全国碳排放

强度最大的省(区)，和其他地区相比有较大差距。

(二)空间自相关检验

1. 全局自相关检验

为确定碳排放强度是否有空间聚集或空间分散趋势，计算全局莫兰指数来分析碳排放强度的空间自相关性。从表 4 可以看到，2011—2021 年各地区莫兰指数结果都在 5%水平及以上显著，且莫兰指数都为正数，说明碳排放强度具有正向空间相关性，空间相关性较强，各地区碳排放强度存在一定的空间集聚现象。整体上，全局莫兰指数均值为 0.046，2011—2021 年呈

表 4 各省(区、市)碳排放强度的 Moran's I

年份	Moran's I	E(I)	z	p-value*
2011	0.026	-0.034	1.684	0.046
2012	0.040	-0.034	2.105	0.018
2013	0.040	-0.034	2.420	0.008
2014	0.042	-0.034	2.601	0.005
2015	0.048	-0.034	2.760	0.003
2016	0.043	-0.034	2.594	0.005
2017	0.045	-0.034	2.641	0.004
2018	0.051	-0.034	2.929	0.002
2019	0.059	-0.034	3.197	0.001
2020	0.058	-0.034	3.205	0.001
2021	0.053	-0.034	2.964	0.002

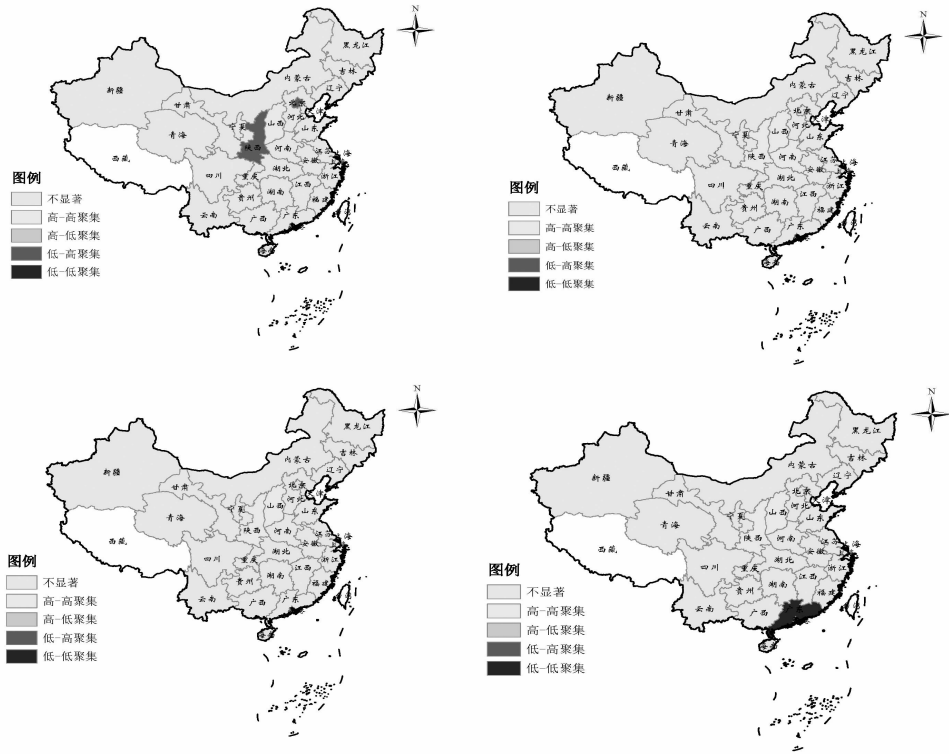


图 3 2011 年、2015 年、2018 年和 2021 年碳排放强度 LISA 聚集图

W 形波动上升的演变特征,说明碳排放强度的空间自相关性呈波动上升趋势。

2. 局部自相关检验

全局空间自相关反映了整体的空间聚集情况,但是无法反映区域内部的差异情况。故使用 Arcgis 来计算局部空间相关性并绘制 LISA 聚集图(见图 3)。2011 年存在低 - 高聚集型、高 - 高聚集型,其中高 - 高聚集型主要在山西,其周围分布着河南、内蒙古等高碳排放强度的省(区)。陕西、北京则表现为低 - 高聚集型,其周边山西、河南、内蒙古和河北等的碳排放强度仍然较高。2015 年,陕西、河南和山西三省呈现高 - 高聚集性特征。2018 年,山西和陕西是高 - 高聚集型。2021 年除了陕西和山西表现出高 - 高聚集型趋势,广东表现出低 - 低聚集型的特征,相较于 2015 年更多地区步入明显的空间聚集模式,表明碳排放强度在空间维度上的相关性正逐步增强,地区间的相互影响与空间联动性日益显著。

(三)空间杜宾模型估计

1. 参数估计结果

为了判断绿色金融发展水平对碳排放强度的影响,在上述空间自相关检验结果的基础上,使用空间计量模型对绿色金融发展水平以及各种驱动因素对碳排放强度的作用进行分析。表 5 中 Hausman 检验的结果 p 值通过了 1%的显著性检验,说明应选择固定效应模型;LM 检验结果拒绝“无空间自相关”的假设;LR 以及 Wald 检验的结果通过 5%及以上的显著性检验,说明空间杜宾模型不会退化为空间滞后模型或空间误差模型,可以选择 SDM 模型进行分析。根据上述检验结果且为避免时间和地区的不同对模型估计结果产生影响,选择双固定效应的空间杜宾模型和回归模型进行分析。表 6 中,SDM 模型的空间自相关系数通

表 5 LM、LR、WALD 检验结果

检验方法	统计量	P 值
LM-spatiallag	23.849	0.000
Robust LM-spatiallag	38.566	0.000
LM-spatialerror	102.535	0.000
Robust LM-spatialerror	117.251	0.000
Wald-spatiallag	17.070	0.004
Wald-spatialerror	22.160	0.011
LR-spatiallag	129.470	0.000
LR-spatialerror	129.900	0.000
hausman	132.510	0.000

表 6 SDM 模型和 OLS 回归结果

变量	SDM	OLS
Gfi	-0.290** (0.128)	-0.567*** (0.186)
lnPGDP	-0.683*** (0.129)	-0.256** (0.117)
ul	-3.696*** (0.806)	-0.215*** (0.044)
er	-7.608** (3.777)	9.819 (12.630)
open	-0.100 (0.163)	12.440*** (3.727)
tel	-2.885** (1.441)	-0.572*** (0.162)
常数项		3.671*** (0.996)
β	-0.822*** (0.228)	
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	330	330
r ²	0.115	0.188

注: *、**、*** 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。表 7、表 8、表 9、表 10 同。

过了 1%的显著性检验,说明碳排放强度存在空间相关性,即本地区的碳排放强度会对相邻地区的碳排放强度产生影响。

2. 直接效应和间接效应

由 SDM 模型得到的总效应、直接效应与间接效应结果见表 7。在总效应里,绿色金融发展水平系数为 -0.159,在 5%的显著性水平下为负,表明绿色金融对碳排放起抑制作用。绿色金融通过引导资金流向低碳项目、推动绿色产业发展、提供风险管理工具以及加强国际合作与交流等方式,达到降碳目的,助力实现碳中和目标。在直接效应中,绿色金融的直接效应为 -0.293,在 5%的显著性水平下为负,表明绿色金融发展水平对当地碳排放起抑制作用,假设 1 得以验证。绿色金融发展通过政策导向、资源配置、技术创新和产业结构优化等多种途径,对当地的碳排放强度起到抑制作用。在间接效应中,绿色金融发展水平的空间溢出效应为 0.134,在 5%的显著性水平下为正,表明绿色金融发展水平对相邻地区的碳排放起促进作用,假设 2 得以验证。本地绿色金融市场的繁荣可能吸引更多的绿色资本进入,随着本地产业升级和结构调整,一些碳排放高的产业可能会转移到相邻地区,从而导致

相邻地区的碳排放量增加。

表 7 SDM 模型直接效应、间接效应和总效应结果

	总效应	直接效应	间接效应
Gfi	-0.159** (0.077)	-0.293** (0.135)	0.134** (0.065)
lnPGDP	-0.382*** (0.087)	-0.708*** (0.128)	0.326*** (0.078)
ul	-2.000*** (0.511)	-3.706*** (0.796)	1.706*** (0.465)
er	-4.251* (2.239)	-7.808** (3.790)	3.557** (1.796)
open	-0.063 (0.088)	-0.115 (0.162)	0.051 (0.076)
tel	3.995 (5.053)	-3.166** (1.385)	7.162 (4.723)
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	330	330	330

(四) 中介机制检验

绿色金融通过提供融资支持,引导资金流向环保、节能、低碳等新兴产业,促进产业结构转型。随着产业结构的优化和升级,高污染、高能耗产业被逐步淘汰或改造,低碳、环保的产业则得到快速发展。为了理清绿色金融对碳排放强度的作用机制,本文使用分层回归的方式检验产业结构升级在绿色金融影响碳排放过程中的中介作用。结果见表 8,列(1)表示不含中介变量且控制其他变量时绿色金融对碳排放的直接影

表 8 中介效应检验结果

指标	CI	Uis	CI
	(1)	(2)	(3)
Gfi	-0.290** (0.128)	0.043** (0.020)	-0.258** (0.128)
Uis			-0.720** (0.347)
β	-0.822*** (0.228)	-0.477** (0.216)	-0.780*** (0.228)
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
控制变量	控制	控制	控制
N	330	330	330
r ²	0.115	0.486	0.108

响,列(2)表示控制其他变量时绿色金融对产业结构升级的直接影响,列(3)表示在加入中介变量且控制其他变量时,绿色金融和产业结构升级对碳排放的综合影响。如列(1)所示,绿色金融对碳排放产生显著的负面影响,这在前文得出的空间杜宾模型拟合结果中已经说明,中介效应检验的第一步成立。如列(2)所示,绿色金融对产业结构升级的系数为 0.043,在 5%的水平下显著,说明绿色金融对产业结构升级有着显著的积极影响,验证了绿色金融有利于产业结构的转型升级,中介效应检验的第二步成立。如列(3)所示,绿色金融和产业结构升级对碳排放都产生了显著的抑制作用,系数分别为 -0.258 和 -0.720,在 5%水平下都显著,说明绿色金融有利于减少碳排放,产业结构升级在其中发挥了中介作用,假设 3 得以验证。其中,绿色金融的系数从 -0.290 上升到 -0.258,说明产业结构升级发挥了部分中介效应。中介效应检验的第三步成立。

(五) 异质性检验

1. 数字经济规模的异质性

数字经济的发展会对碳排放产生显著影响。数字经济通过促进技术创新与效率提升、优化产业结构、促进能源转型等方式影响碳排放。云计算、大数据、物联网、人工智能等技术的快速发展,为各行各业提供了数字化转型的支撑。从制造业到服务业,从城市治理到乡村振兴,数字经济渗透到经济社会发展的方方面面。因此,绿色金融对碳排放强度产生的影响可能会因各地数字经济规模的差异而有所不同。本文根据中国信通院发布的《中国数字经济发展白皮书(2022)》,将全国 30 个省(区、市)按照经济规模是否突破万亿元分为两类^①进行分组回归。表 9 列(1)和列(2)的结果显示,绿色金融对碳排放的削弱作用在数字经济规模小的城市更加显著,在数字经济规模大的地区反而没有显著影响。数字经济规模大的城市产业结构呈现出多元化、高端化和绿色化的发展趋势,其在数字化水平、产业聚集、创新能力、政策环境、生态系统以及绿色转型等方面都表现出明显优势,已具备绿色化特征,对碳排放的监管严格,所以这些地区绿色金融对碳排放的影响不会非常显著。数字经济规模小的地区传统产业占比较大,产业结构升级慢,绿色金融发展水平的提高能够对碳减排产生显著的抑制作用。

①根据中国信通院发布的《中国数字经济发展白皮书(2022)》,截至 2021 年,广东、江苏、山东、浙江、上海、北京、福建、湖北、四川、河南、河北、湖南、安徽、重庆、江西、辽宁的数字经济规模突破万亿元。

表 9 数字经济规模及能源消耗异质性检验结果

指标	(1)	(2)	(3)	(4)
	数字经济规模大	数字经济规模小	高能耗	低能耗
Gfi	-0.010 (0.115)	-0.427* (0.224)	-0.507* (0.278)	0.027 (0.103)
β	-1.409*** (0.310)	-0.312* (0.181)	-0.786*** (0.291)	-0.716*** (0.207)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	176	154	165	165
r^2	0.387	0.113	0.128	0.372

2. 能源消耗的异质性

能源消耗量对碳排放强度的高低有一定影响,能源消耗时常伴随二氧化碳的产生。目前大部分的电力生产依赖化石燃料,这些化石燃料的燃烧会释放大量的二氧化碳,从而导致碳排放量增加。因此,本文使用电力消费水平衡量能源消耗量,根据 30 个省(区、市)电力消费水平的中位数将其分为两组^①进行具体分析。表 9 中列(3)和列(4)显示,高能耗组的绿色金融对碳排放强度产生显著的负面影响,低能耗组的影响不显著且产生促进作用。在高耗能地区,由于传统的高能耗、高排放产业发展模式对环境造成巨大压力,因此绿色金融的发展对碳排放的影响尤为突出。绿色金融鼓励和支持绿色低碳产业的发展,同时限制高污染、高能耗产业的扩张。这有助于优化产业结构,降低碳排放强度。在低耗能地区,碳排放强度已经相对较低,这些地区更多依赖清洁能源和可再生能源,其产业结构本身就偏向低碳、环保的方向。因此,即使绿色金融在该

地区有所发展,其碳减排效果可能并不明显。

3. 地理位置的异质性

考虑到地域发展的差异性,根据地理位置将 30 个省(区、市)划分为东部地区、中部地区、西部地区、东北地区来探究绿色金融对碳排放强度影响的差异。表 10 可以看出,绿色金融在四个地区对碳排放强度都产生负面影响,西部地区以及东北地区的影响显著,这与绿色金融抑制碳排放结果相符。东部地区经济发达、市场活跃、企业众多,随着东部地区企业的不断发展壮大,许多企业开始涉足多个领域,实现多元化经营。这种多元化增加了管理的复杂性,绿色金融政策在实施过程中可能受到影响,所以在东部地区绿色金融对碳排放并没有产生显著影响。在西部地区、东北地区,传统产业仍在经济发展中发挥着重要作用,生产过程中产生大量二氧化碳,能源消费主要以煤炭为主,导致较高的碳排放强度。绿色金融通过优化资源配置、降低融资约束、提升能源消费结构以及普及绿色发展理

表 10 地理位置异质性检验结果

指标	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
Gfi	-0.058 (0.128)	-0.504 (0.625)	-0.181* (0.106)	-0.542** (0.241)
β	-0.136 (0.221)	-1.611*** (0.260)	-1.855*** (0.232)	-0.562*** (0.198)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	11	6	10	3
r^2	0.362	0.020	0.118	0.083

①根据电力消费水平将 30 个省(区、市)分为两组,高能耗组包括广东、江苏、山东、浙江、河北、河南、内蒙古、四川、新疆、辽宁、福建、山西、安徽、湖北、湖南,低能耗组包括云南、广西、上海、陕西、贵州、江西、甘肃、北京、重庆、宁夏、黑龙江、天津、吉林、青海、海南。

念等途径,推动西部地区、东北地区实现低碳转型和可持续发展。

五、结论和建议

(一)研究结论

本文基于 2011—2021 年 30 个省(区、市)的碳排放强度和绿色金融发展水平数据,分析了绿色金融对碳排放的影响及影响机制,主要得到如下结论:第一,碳排放强度具有正向空间相关性,在 2011—2021 年呈现 W 形波动上升的演变特征,说明我国碳排放强度在空间自相关性上波动呈上升趋势。第二,山西、陕西等省受产业结构和工业结构特性的影响,碳排放强度较高,主要呈现高-高聚集性特征。2011—2021 年碳排放强度在空间维度上的相关性逐步增强。第三,绿色金融的直接效应显著为负,说明绿色金融发展水平对当地碳排放起抑制作用;在间接效应里,绿色金融发展水平的空间溢出效应显著为正,说明绿色金融发展水平对相邻地区的碳排放起促进作用。第四,产业结构升级在绿色金融影响碳排放强度时发挥了部分中介作用,绿色金融通过推动产业结构升级达到降碳效果;数字经济规模小、高能耗地区以及西部地区、东北地区的绿色金融对碳减排能产生更显著的效果。

(二)对策建议

根据研究结论,本文提出以下对策建议:第一,优化绿色金融政策环境。国家应制定清晰、全面的绿色金融发展计划,确定发展目标、路径及优先任务,明确发展方向。修订完善有关绿色金融的法律、法规,从发行、交易、监管等方面,保证绿色金融合法稳健发展。第二,加强绿色金融基础设施建设。完善绿色信用评级和认证制度,构建国家统一的绿色信用评级和认证机构,为金融机构、绿色产品和项目进行信用评级与认证,为投资者的决策提供依据。另外,构建绿色金融信息共享平台,促进政府、金融机构、企业等各方的信息交流,搭建绿色项目和绿色金融产品库,推动绿色金融融资顺利进行。第三,加强绿色金融与产业政策协同配合。金融监管部门与产业政策制定部门应建立紧密的协调机制,确保金融政策与产业政策在推动产业结构升级和降碳目标上一致。制定绿色产业目录,明确绿色产业的发展方向和重点,为金融机构提供清晰的投资指引,引导资金流向绿色产业。◆

参考文献:

[1]刘璐,王家瑶,张剑.中国碳金融、绿色信贷与绿色保险关联性研究:基于绿色金融体系内部协调性的视角[J].财经论

丛,2024(4):46-59.

[2]苏芳,齐乐萌,何静.中国企业绿色投资效率的时空演变及其空间溢出效应分析[J].生态经济,2024,40(2):75-85.

[3]王玉涛,王松,段梦然.中国企业绿色投资同群效应研究[J].系统工程理论与实践,2024,44(3):874-892.

[4]李俊英,李奕彤.我国绿色政府债券的现状与发展思考[J].财会月刊,2023,44(21):154-160.

[5]周稳海,武晓敏,赵桂玲.双碳目标下绿色金融碳减排效应的实证研究[J].河北经贸大学学报,2024,45(1):47-58.

[6]LIU W J, ZHU P. The impact of green finance on the intensity and efficiency of carbon emissions: the moderating effect of the digital economy[J]. Frontiers in Environmental Science, 2024, 12: 1362932.

[7]乔东,徐凤敏,李本初,等.绿色金融推动碳中和目标实现的研究现状与路径展望[J].西安交通大学学报(社会科学版),2024,44(3):87-101.

[8]吴泓翰,徐玖平.绿色金融对中国地区碳排放效率的影响效应分析:基于动态空间面板模型的实证研究[J].社会科学研究,2023(6):84-92.

[9]何振华.绿色金融、碳排放规制与企业绿色全要素生产率[J].统计与决策,2024,40(5):155-159.

[10]周仕杰,胡东欧,范炳龙,等.绿色金融助力中央企业碳达峰行动研究[J].石油科技论坛,2024,43(2):22-29.

[11]王茜,王善礼,董楠娅.碳达峰背景下区域碳排放强度影响因素及空间溢出性研究:以重庆市为例[J].软科学,2022,36(7):97-103.

[12]何爱平,安梦天.地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J].中国人口·资源与环境,2019,29(3):21-30.

[13]陈瑶.环境规制执行互动影响工业绿色转型的空间效应研究[J].经济问题,2024(1):76-83.

[14]金刚,沈坤荣.以邻为壑还是以邻为伴?:环境规制执行互动与城市生产率增长[J].管理世界,2018,34(12):43-55.

[15]谢东江,胡士华.绿色金融、产业结构与城市工业绿色全要素生产率[J].国际金融研究,2023(5):46-56.

[16]李滢,周韩梅.绿色金融发展对产业结构转型升级的空间效应及异质性研究:基于空间杜宾模型的解释[J].西南大学学报(自然科学版),2023,45(3):164-174.

[17]黎毅,蒋青松.数字经济碳减排效应分析:基于生产与消费端的双重路径分析[J].南京审计大学学报,2023,20(4):81-90.

[18]黄琼,程村聪.“双碳”目标下区域碳排放与产业结构转型升级研究:以安徽省为例[J].科技管理研究,2023,43(7):221-228.

[19]朱东波,任力,刘玉.中国金融包容性发展、经济增长与碳排放[J].中国人口·资源与环境,2018,28(2):66-76.

[20]刘华珂,何春.绿色金融促进城市经济高质量发展的机制与检验:来自中国 272 个地级市的经验证据[J].投资研究,2021,40(7):37-52.

(责任编辑:萧静)

数字基础设施对长江经济带城镇化 高质量发展的影响研究

——基于“宽带中国”战略的准自然实验

郑素芳 凌文斌

(福建理工大学 互联网经贸学院, 福建 福州 350114)

摘要:新型城镇化高质量发展是实现城乡融合发展的重要路径,长江经济带在我国城乡融合发展进程中具有重要的“样板间”作用。数字基础设施建设为新型城镇化进程提供了新的发展路径。利用 2012—2022 年长江经济带 108 个城市面板数据,以“宽带中国”政策实施构建准自然实验,运用多期 DID 模型探讨数字基础设施建设对新型城镇化高质量发展的影响及作用机制。结果显示,数字基础设施建设对新型城镇化高质量发展有显著赋能作用,并且存在地理区位异质性与资源禀赋异质性,其正向驱动效应更侧重于长江下游地区与非资源型城市;数字基础设施建设通过促进技术创新效应与互联网发展效应推进长江经济带新型城镇化高质量发展。针对研究结论,基于数字化视角提出相关对策建议。

关键词:数字基础设施;新型城镇化;“宽带中国”战略;长江经济带

中图分类号:F061.5;F291

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)08-0022-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.08.003

一、引言

当前,我国的城镇化进程面临速度明显放缓、不同城市发展持续分化、空间资源严重短缺等诸多难题。如何加快转变传统城乡二元结构,稳步推进城乡融合,实现新型城镇化高质量发展已然成为社会高度关切的议题。数字经济的蓬勃发展为新型城镇化高质量发展提供了新的观点与方向。已有研究表明,数字技术可以实现生产要素需求端与供给端的精准智能匹配,促进资源要素在城乡发展中实现双向流动,激发城乡融合发展的内生动力,进而带动城镇化高质量发展^[1]。截至 2023 年,我国固定宽带接入用户超过 6.35 亿户,城乡基础设施差异、公共服务不均等的鸿沟正借助宽带网络的普及而加速弥合^[2],数字基建逐渐成为新型城镇化高质量发展的重要引擎。

长江经济带是我国新时代经济发展三大支撑带之一,其独特的地理跨度和资源优势,对于促进区域

协调发展、推动新型城镇化发展、实现城乡融合发展具有重要示范作用。在积极推进“宽带中国”战略、建设数字强国的中国式现代化背景下,数字基础设施建设是否有助于赋能长江经济带新型城镇化高质量发展?其作用机制又如何?未来该从哪些方面高质量发力提升其城镇化发展水平?回答上述问题,对实现新型城镇化高质量发展,解决地区城乡融合发展不平衡不充分问题具有一定现实意义。

二、文献综述与理论分析

(一)文献综述

自“新型城镇化”概念提出以来,其内涵得到许多学者研究。单卓然与黄亚平(2013)^[3]认为新型城镇化是以民生、可持续发展和质量内涵,追求平等、幸福、转型、绿色、健康和集约化发展的城镇化过程。张占斌(2013)^[4]认为新型城镇化是“四化”发展、自然和谐共生、产城融合、实现人的发展的中国式城镇化。虽然学

基金项目:福建省科技厅创新战略项目“福建省数字经济发展:测度、国际比较与政策建议”(2022R0059);福建省社会科学规划项目“数字经济赋能福建省旅游产业韧性提升的机理、效应与路径研究”(FJ2024B023)。

作者简介:郑素芳(1979—),女,福建莆田人,博士,副教授,研究方向为产业经济与应用微观计量;凌文斌(2002—),男,广东茂名,硕士研究生,研究方向为乡村振兴与城乡融合发展。

术界对于新型城镇化的内涵界定不一,但普遍认为新型城镇化的内核是坚持以人为核心,是显著区别于传统的人口城镇化的综合系统。2013年国务院发布《“宽带中国”战略及实施方案》后,有学者将“宽带中国”战略的试点改革视为城市数字基础设施建设的代理变量,聚焦该战略定位及网络基础设施建设政策效应的研究,其对产业结构升级^[9]、全要素生产率提高^[6]、企业技术知识扩散^[7]等方面的赋能作用已得到验证,但鲜有学者从城乡融合发展视角研究数字基础设施建设对新型城镇化发展的影响效应与机制。部分研究将“宽带中国”政策视为数字经济发展的代理变量,通过提升地区数字治理水平,带动新型城镇化发展^[8]。也有研究指出,数字经济发展有助于推动地区新型城镇化基础设施建设,为新型城镇化建设带来了投资驱动和创新驱动,创造了有别于传统城镇化的突破路径^[9],并依托智慧城市建设推动新型城镇化建设^[10]。

梳理文献可知,尽管对数字基础设施经济效应的研究较为广泛,但其在新型城镇化建设中的作用机制研究仍然较少。本文以长江经济带为背景,首先评估长江经济带108个城市新型城镇化发展水平,利用“宽带中国”试点构建准自然实验,考察数字基础设施建设与新型城镇化发展之间的赋能作用,同时从地理和资源禀赋差异角度进行异质性分析,揭示数字基础设施的关键驱动路径,为区域城镇化高质量发展提供新视角。

(二)理论分析

1. 数字基础设施与新型城镇化高质量发展

数字经济时代,数字基础设施建设是赋能乡村振兴、促进城乡融合发展的重要手段。由于长江经济带横跨东西板块的地理特殊性,所覆盖的城市不仅包括经济发展较好的长江三角洲地区,同时也包括了基础设施较为落后的西南地区,新型城镇化过程中面临不同程度的难题,如城乡社会空间割裂,城镇化发展“少沟通”,城乡基本公共服务没有充分实现均等化^[11]。在我国城镇化建设进入发展后期的重要背景下,仅靠地方“一己之力”可能无法有效克服这些难题,须凭借政策赋能以宏观视角高质量推动长江经济带城镇化发展,“走好发展的全国一盘棋”。“宽带中国”战略旨在全面推进宽带网络地方部署,通过顶层设计统筹网络布局、技术创新、产业培育、应用拓展各方面能力建设,夯实城市数字化基础。数字基础设施建设赋能新型城镇化从以下几个方面体现。

第一,数字基础设施凭借强大的渗透性与融合性,有利于打破长江经济带因自然地理环境而造成的空间屏障,降低运输和信息搜索的成本,改变长江经济带分隔孤立的局面,超越传统城乡二元结构和地理距离的制约,促进资源在不同区域的高效整合^[12],实现城乡供需双方信息的精准匹配。第二,数字基础设施建设可以搭建城市数字平台,有效激发互联网红利,加深长江经济带数字产业分工和专业化,为医疗、教育等公共管理领域提供技术、数据和市场支撑,弥补优质公共服务供给不足^[13-14]。第三,数字经济的发展使数据成为全新的、关键的生产要素,数字基础设施可以借助大数据平台支撑城市发展“新基建”,让城乡居民共享数字基建带来的公共服务,推动城市基础设施一体化发展,有效推进空间城镇化发展。为此,提出假设:

H1:数字基础设施建设能推动长江经济带新型城镇化高质量发展。

2. 数字基础设施影响新型城镇化发展的作用机制

技术创新效应。数字基础设施为城市数字经济发展夯实数字化基础,有助于打造数字化平台,不断吸引ICT企业进入形成集聚效应,在整体上提升了城市的技术创新水平^[15]。同时,数字基础设施可以构建“新组合”,积极融入城市经济体系,引发技术创新,从而显著提高新型城镇化发展水平^[16]。鉴于此,数字基础设施建设可能通过技术创新推动长江经济带新型城镇化高质量发展。

互联网发展效应。“宽带中国”战略的实施为地区科创型企业吸引更多科研资金,推动互联网技术革新,有利于进一步提升地区互联网水平。数字基础设施建设对于扩大互联网的普及和提升地区网络发展水平具有重要作用,可以为大数据、人工智能等新一代信息技术发展打下坚实基础,增强网络服务的供给能力以满足生产和生活需求,形成高效的互联网发展效应^[17]。而互联网发展效应对于城镇化发展具有要素集聚效应,加快了人力、资源与技术在城市的集聚,为乡村人口提供了大量就业信息与岗位,共同构成了对农村劳动力和资源的强大吸引力,进一步促进了城镇化发展^[18]。据此,数字基础设施建设可能通过互联网发展效应的作用机制促进新型城镇化高质量发展。

基于上述分析,提出假设:

H2:数字基础设施建设通过驱动技术创新促进新型城镇化高质量发展。

H3:数字基础设施建设通过提高区域互联网发展

水平促进新型城镇化高质量发展。

三、研究设计

(一)模型设定

2013 年,国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》,此后陆续公布了三批“宽带中国”试点城市名单。长江经济带 108 个城市中,共有 47 个城市入选试点。从实施效果看,数字基础设施建设有效优化了城市资源配置格局,显著提升了城市的经济发展水平^[9]。以长江经济带为研究对象,将“宽带中国”试点政策作为数字基础设施建设的外生政策变量,旨在评估其对实验组(即试点城市)新型城镇化高质量发展的积极影响。由于试点政策实施时间不同,参考其他学者^[20]做法,构建了多期双重差分模型,探讨数字基础设施建设对新型城镇化高质量发展的影响,构建的基准模型如下:

$$Urban_{it}=\alpha_0+\beta_1 policy_{it}+\Gamma_1 X_{it}+\mu_i+v_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Urban_{it}$ 是长江经济带区域内城市的新型城镇化高质量发展水平。 $policy_{it}$ 是“宽带中国”试点政策的虚拟变量,若某城市于 t 年被纳入“宽带中国”试点,则在该年及之后 $policy_{it}$ 记为 1,否则为 0。 Γ_1 为控制变量的估计系数矩阵, X_{it} 为控制变量, μ_i 为个体固定效应, v_i 为时间固定效应, ε_{it} 为模型的随机误差项。

在机制检验中,参考江艇(2022)^[21]的做法,使用两阶段中介模型,首先检验机制变量对被解释变量的影

响,其次检验核心解释变量对机制变量的影响,公式如下:

$$Urban_{it}=\alpha_1+\beta_2 policy_{it}+\Gamma_2 X_{it}+\mu_i+v_i+\varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$M_{it}=\alpha_3+\beta_3 policy_{it}+\Gamma_3 X_{it}+\mu_i+v_i+\varepsilon_{3it} \quad (3)$$

其中, $Urban_{it}$ 是长江经济带区域内城市的新型城镇化高质量发展水平, $policy_{it}$ 是“宽带中国”试点政策的虚拟变量, Γ_i 为控制变量的估计系数矩阵, X_{it} 为控制变量, μ_i 为个体固定效应, v_i 为时间固定效应, ε_{1it} 、 ε_{2it} 和 ε_{3it} 表示随机扰动项, M_{it} 表示机制变量互联网发展效应与技术创新效应。如果式(2)估计系数显著,表明核心解释变量对长江经济带新型城镇化高质量发展的影响是显而易见的;式(3)试点政策估计系数通过显著性检验,表明试点政策与机制变量存在因果关系。 β_2 与 β_3 均显著时,说明作用传导机制存在。

(二)变量测度

1. 被解释变量

设定新型城镇化高质量发展($Urban$)为被解释变量,基于高质量发展与贯彻新发展理念的背景,参考刘浩和刘树霖(2021)^[22]构建的指标体系,构建包含经济发展水平、社会发展水平、基础设施水平和环境治理水平四个维度 19 个指标的新型城镇化高质量发展指标体系,见表 1。

表 1 新型城镇化高质量发展评价指标体系

	准则层	指标层	单位	指标属性
新型城镇化高质量发展指标体系	经济发展水平	人均 GDP	元/人	正向
		失业登记人数占总人口比重	%	负向
		第三产业增加值占 GDP 比重	%	正向
		当年实际使用外资金额	万美元	正向
	社会发展水平	人均财政支出	元/人	正向
		邮电业务总量	百万元	正向
		互联网接入端口数	万户	正向
		人均道路面积	平方米/人	正向
	基础设施水平	移动电话年末用户数	万户	正向
		每百人公共图书馆藏书	册	正向
		人均科学技术支出	元	正向
		医院、卫生院床位数	张	正向
		普通中小学数量	所	正向
	环境治理水平	人均教育支出	元	正向
		人均绿地面积	平方米	正向
		建成区绿地率	%	正向
		工业废水排放量	万吨	负向
		工业二氧化硫排放量	吨	负向
		生活垃圾无害化处理率	%	正向

2. 核心解释变量

将“宽带中国”战略试点政策视为数字基础设施

建设的准自然实验^[23]。为区分实验组与对照组,设置政策变量 $policy$,由城市分组虚拟变量($treat$)和时间分组

虚拟变量(year)的交乘项所构成。

3. 机制变量

技术创新效应:技术创新产出通常可以直观反映地区的技术创新水平。参考卞元超等(2019)^[24]的做法,将每年的专利申请授权数作为城市技术创新效应的代理变量(innovation)。

互联网发展效应:将百人中互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占年末从业人员比重、人均电信业务总量和百人中移动电话用户数纳入互联网发展效应评价指标,通过熵值法计算各城市的互联网发展水平(Internet)。

4. 控制变量

除了数字基础设施建设外,也存在其他因素对长江经济带的新型城镇化高质量发展产生影响,为避免遗漏变量的偏误,参考部分学者的研究成果^[25-26],将以下控制变量纳入回归模型:(1)政府干预水平(gov):利用地方财政一般预算内支出与地区生产总值之比衡量。(2)对外开放水平(fdi):用实际利用外商直接投资额与地区生产总值的比值衡量。(3)金融发展水平(fin):通过金融机构存贷款余额占地区生产总值的比重体现。(4)教育支出水平(edu):用当地教育财政支出与地方一般公共预算支出之比表示。

(三)数据来源

考虑到政策执行的时间差异,为了建立有效的政策比较基准、政策效果评估期,以确保实证分析结果的准确性,选取2012—2022年的面板数据作为样本,原始数据来自《中国城市建设统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、各城市统计公报及相关统计网站,部分缺失值采用插值法进行填补。

四、实证结果分析

(一)基准回归

将“宽带中国”战略试点政策作为数字基础设施建设的外生政策冲击,采用多期DID模型测算其对长江经济带新型城镇化高质量发展水平的影响效应,估计结果见表2。列(1)首先控制个体固定效应,以降低不可观测个体特征的潜在干扰。在此基础上,列(2)进一步考虑时间固定效应,以捕捉时间趋势对政策效果的影响,深入分析政策对新型城镇化的发展作用。列(3)和列(4)在前述回归基础上,识别其他可能影响长江经济带新型城镇化高质量发展的因素,引入控制变量确保回归估计的准确性和可靠性。可以看到,伴随

着加入控制变量与个体固定、时间固定效应后,核心解释变量policy的系数仍然在1%水平下显著为正,假设1成立,表明数字基础设施建设可以显著推动新型城镇化高质量发展。宽带网络、5G基站等基础设施建设的数字化特性及知识溢出效应,可有效打破信息沟通交流的壁垒,为新型城镇化发展提供了坚实的物质支撑。同时,数字基础设施建设的快速发展保障政府部门数字化治理效率,提升地区医疗、养老、就业等民生服务水平,为新型城镇化的多维度发展注入数字动力。

表2 数字基础设施建设
影响新型城镇化高质量发展的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
policy	0.0350*** (15.37)	0.0123*** (3.81)	0.0161*** (5.11)	0.0129*** (3.93)
fdi	- -	- -	-0.4567* (-2.52)	-0.0771 (-0.47)
gov	- -	- -	-0.1175*** (-3.98)	0.1102** (3.05)
fin	- -	- -	0.0181*** (3.68)	-0.0070 (-1.19)
edu	- -	- -	-0.0247 (-0.71)	0.0867* (1.97)
常数项	0.0825*** (89.56)	0.8857*** (75.74)	0.0486*** (5.11)	0.0617*** (4.753)
时间固定	否	是	否	是
个体固定	是	是	是	是
样本量	1188	1188	1188	1188
R ²	0.919	0.955	0.916	0.943

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,()内为对应t值。表3、表4、表6、表7同。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验

基于事件研究法的思路,将政策实施当年作为基期,将政策虚拟变量分解为政策实施前和政策实施后,为避免多重共线性问题,剔除基期进行平行趋势检验,结果见图1。可以发现,“宽带中国”战略试点政策实施前的估计系数均不显著,且系数在0值附近波动,表明在政策实施前,试点城市和非试点城市的新型城镇化发展呈现相同的变化态势,满足平行假设趋势。政策实施后,其估计系数显著为正,并呈现显著的增长趋势,表明基准回归结果具有稳健性,“宽带中国”试点政策对长江经济带新型城镇化高质量发展存在显著的正向影响,并随时间推移不断增强。

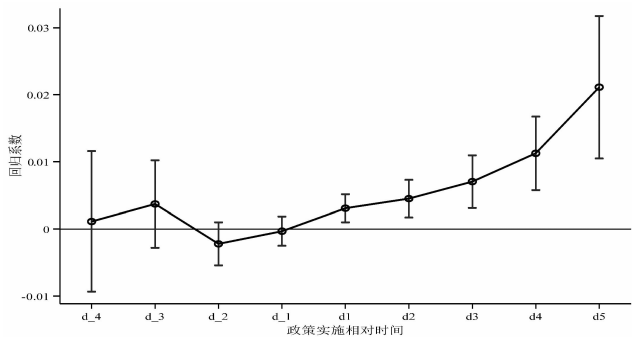


图1 平行趋势检验结果

注: d_i 表示政策实施前第*i*年, d_i 表示政策实施后第*i*年。

2. PSM-DID 估计

为解决“宽带中国”试点城市选择的非随机性可能引起的偏误,采用PSM-DID估计进行稳健性检验,并选择卡尺最近邻匹配、半径匹配和核匹配作为匹配方式,以政府干预、金融发展和教育支出作为匹配变量,减少匹配后样本量损失,并降低处理组与对照组间协变量的标准化偏差,确保城市间特征差异得到有效控制。匹配结果显示,标准化偏差低于10%,且T检验未拒绝“两组间协变量无系统性偏差”的原假设,满足平衡性检验要求。利用匹配样本,再次进行多期DID分析(见表3)。结果显示“宽带中国”试点政策对长江经济带新型城镇化高质量发展的正向效应依然显著,与基准回归结果保持一致。

表3 PSM-DID 模型回归结果

变量	(1) 卡尺最近邻匹配	(2) 半径匹配	(3) 核匹配
policy	0.022*** (5.66)	0.021*** (5.73)	0.021*** (5.67)
常数项	-0.010 (-0.77)	-0.018* (-1.88)	-0.010 (-0.93)
样本量	707	826	842
个体固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
R ²	0.422	0.425	0.436

3. 安慰剂检验

为确保回归分析结果的稳健性,排除随机性因素的潜在干扰,采用安慰剂检验进行稳健性检验。具体做法是在长江经济带的108个城市中随机分配“伪实验组”和“伪控制组”,并随机指定政策实施年份,每次抽取随机赋予城市政策实施年份,将上述操作重复500次,并基于构建的多期双重差分模型进行基准回归,得到500个试点政策实施虚构实验组的估计系数。

图2展示了500次模拟回归系数的分布及p值。结果显示,回归系数的显著性水平平均高于10%的显著性水平(图2中水平虚线),且与真实估计系数0.013有明显差异(图2中垂直实线),从事实的视角说明本文回归结果非偶然所得,证明回归结果具有稳健性。

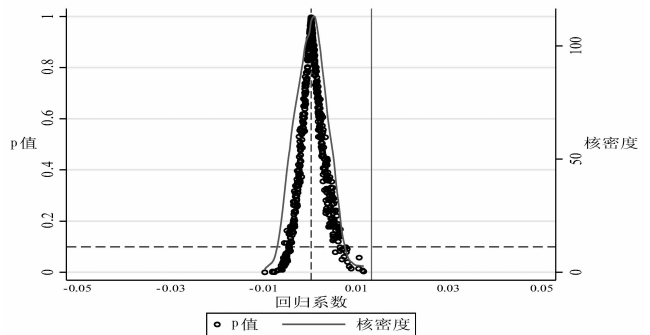


图2 安慰剂检验

4. 其他稳健性检验

剔除直辖市。考虑到直辖市在长江经济带中的独特性,剔除上海、重庆两个直辖市,并对剩余样本数据进行重新回归分析,结果见表4列(1)。

强度DID回归。本文从互联网发展、数字普惠金融两方面描述长江经济带的数字经济发展水平。运用2012—2022年的城市数据测算其数字经济综合发展指数Dig,并将测算数据与“宽带中国”战略试点政策虚拟变量policy构建交互项,进行强度DID回归,结果见表4列(2)。

剔除第二、三批试点城市。为尽可能准确评估“宽带中国”战略政策的实施效果,将第二、三批试点政策城市剔除,重新进行回归,结果见表4列(3)。

滞后期检验。考虑到政策可能存在时间滞后性,采用滞后一阶的被解释变量代替被解释变量Urban,再次进行基准回归分析,结果见表4列(4)。

排除其他政策干扰。2015年,国务院印发《促进大数据发展行动纲要》,明确提出开展国家大数据综合实验区的政策试点,致力于激发制度和技术创新潜能。其试点城市覆盖范围与长江经济带覆盖城市存在较大重合,为保证评估结果的稳健性,在基准回归模型中加入“是否实施大数据综试区政策”虚拟变量,排除该政策对长江经济带新型城镇化发展的干扰影响,结果见表4列(5)。

5. 内生性问题:工具变量法

由于“宽带中国”试点政策名单可能存在自选择的偏误问题,可能会导致其实施对长江经济带新型城镇化高质量发展的作用存在内生性问题。为进一步识

表 4 稳健性检验结果

变量	(1) 剔除直辖市	(2) 强度 DID 回归	(3) 剔除第二、三批试点城市	(4) 滞后期检验	(5) 排除其他政策干扰
policy	0.007*** (4.21)	— —	0.022*** (4.64)	0.006** (2.51)	0.008*** (3.81)
Dig*policy	— —	0.014*** (7.56)	— —	— —	— —
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.065*** (9.30)	0.065*** (8.64)	0.062*** (8.65)	0.067*** (8.29)	0.077*** (9.54)
大数据综试区政策	—	—	—	—	控制
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.956	0.955	0.961	0.970	0.968
样本量	1166	1188	847	972	1188

别政策效果,选取 1984 年城市固定电话数量与上一年互联网用户数的交互项对数作为工具变量。同时,选择两阶段最小二乘法(2SLS)作为估计方法,估计结果见表 5。工具变量均满足与“宽带中国”战略正相关的要求,检验表明不存在不可识别及不存在弱工具变量,而政策对新型城镇化高质量发展的影响依然显著为正,考虑试点政策可能的内生性问题后,发现数字基础设施建设对推动新型城镇化进程的积极作用依然有效,进一步验证了本研究的结论。

表 5 工具变量回归结果

变量	Policy	Urban
IV	0.6118*** (0.00)	— —
policy	— —	0.1439*** (0.00)
LM 统计量	57.95 (0.000)	
Wald F 统计量	69.84 [16.38]	
控制变量	YES	YES
个体固定	YES	YES
时间固定	YES	YES
样本量	1188	1188
R ²	0.968	0.587

注:*** 表示在 1%的水平下显著,() 内为对应 p 值,[] 内为 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%统计水平的临界值。

(三)机制分析

验证数字基础设施建设对长江经济带新型城镇化高质量发展的驱动作用后,根据上文的研究假说,进一步采用两阶段中介效应模型探究技术创新和互联网发展的影响机制。表 6 报告了数字基础设施建设影响长江经济带新型城镇化高质量发展作用路径的

检验结果。列(1)为“两步法”中介效应的第一步,即不包括机制变量时“宽带中国”战略对长江经济带新型城镇化高质量发展的直接效应。由列(1)可知,政策实施的影响系数 0.0129 在 1%的水平下显著为正,再次验证数字基础设施建设对新型城镇化高质量发展的驱动作用。列(2)与列(3)为“两步法”中的第二步,即检验核心解释变量“宽带中国”战略对机制变量技术创新效应与互联网发展效应的影响。

由列(2)可知,“宽带中国”战略对技术创新效应的估计系数为 0.2341,通过 10%的显著性检验,说明数字基础设施建设所带来的新一代通信网络和数据算力设施为城市技术创新提供了基础平台,带动了城市技术创新水平提升,技术创新效应提高了城市智能化水平和生产效率,带动了新产业新业态的发展,增强了城市的经济活力和竞争力,为新型城镇化高质量发展提供了强大的技术增长点,假设 2 得到验证。

同理,列(3)揭示了数字基础设施对互联网发展效应的作用机制,其回归系数 0.0119 在 1%的显著性水平下显著为正,表明宽带网络覆盖范围的扩大和网络速度的提升降低了地区信息交流门槛,引导更多创新

表 6 作用机制检验

变量	Urban (1)	innovation (2)	Internet (3)
Policy	0.0129*** (3.93)	0.2341* (1.86)	0.0119*** (2.81)
常数项	0.0617*** (4.75)	7.5172*** (15.05)	0.0431* (1.93)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
样本量	1188	1188	1188
R ²	0.943	0.972	0.820

型和技术型企业进入当地市场,推动产业结构升级,促进互联网服务的普及和应用。由前述理论分析可知,互联网的广泛渗透显著增强了城市对人力和资源的吸引力,信息透明化和就业机会增加驱动的资源 and 人口流动,重塑劳动力和人口的空间分布,为新型城镇化的高质量发展注入新动力,据此假设 3 得到验证。

(四)异质性分析

为进一步揭示数字基础设施建设对长江经济带新型城镇化高质量发展在不同城市间可能存在的差异性,按照地理区位、是否为资源型城市两大特征对区域内 108 座城市进行分类,并对分类后的样本进行重新估计,结果见表 7。

表 7 异质性分析

变量	地理区位			资源禀赋	
	上游	中游	下游	资源型城市	非资源型城市
policy	0.0040 (1.19)	0.0060** (1.99)	0.0128*** (3.63)	-0.0011 (-0.78)	0.0097*** (3.84)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
空间固定	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.0644*** (7.70)	0.0304** (2.05)	0.1183*** (6.25)	0.0467*** (10.08)	0.0714*** (5.56)
样本量	352	385	451	407	781
R ²	0.968	0.944	0.966	0.951	0.966

1. 地理区位异质性

研究表明,数字基础设施建设对不同地理区位城市的发展存在不同的影响效应,因此将长江经济带沿线城市划分为上、中、下游后进一步探究数字基础设施建设对其新型城镇化高质量发展的影响。可以看到,数字基础设施建设对下游地区的城镇化高质量发展具有显著正向影响,中游地区的数字基础设施建设亦能推动城镇化进程,但效应相对有限,上游地区影响系数不显著。究其原因,长江经济带下游地区凭借经济发达、互联网普及程度高、数字产业成熟及地势平坦等有利条件,为新型城镇化发展提供了重要支撑。由于上、中游地区在数字产业起步方面不具备优势,加之经济发展水平相对较低,以及复杂的地理条件,限制了宽带网络和数字基础设施的建设。因此,相较于下游地区,上、中游地区在推动新型城镇化高质量发展方面的动力稍显不足。

2. 城市资源禀赋异质性

冉启英等(2023)^[27]研究发现,城市资源禀赋程度不同对区域新型城镇化发展质量存在差异性。鉴于部分城市的城镇化进程与其资源产业紧密相连,根据《国务院关于发布全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)的通知》,对长江经济带的 108 个城市进行分类,分为资源型城市、非资源型城市。表 7 中的分析结果表明,数字基础设施建设对非资源型城市的城镇化发展具有显著的正向影响,对资源型城市的城镇化进程影响不显著。原因可能在于,资源型城市的发展更依赖传统的资源开采和加工产业,由于面临资

源枯竭、产业结构单一等问题,数字基础设施建设可能需要结合其他相关政策支持方能推动区域城镇化发展;非资源型城市依托数字经济和信息化的完善能够促进新兴产业发展、创新能力提升以及城市管理等方面的进步,从而助力地区城镇化发展。

五、结论与建议

(一)研究结论

将“宽带中国”战略试点政策视作数字基础设施建设成果,构造准自然实验。利用 2012—2022 年长江经济带 108 个城市的数据,采用多期 DID 模型,实证分析了数字基础设施建设对新型城镇化高质量发展的影响及其作用路径,并进一步探讨了其异质性影响。结果显示:第一,数字基础设施建设对新型城镇化高质量发展的影响显著为正,有利于提高长江经济带新型城镇化高质量发展水平,在考虑多种稳健性检验与内生性问题后,结论仍然可靠。第二,数字基础设施建设的影响效应存在地理区位差异与资源禀赋差异,在不同地理区位中,数字基础设施建设的正向效应在经济较发达城市更强,如长江经济带下游城市;在不同资源禀赋的城市中,数字基建对非资源型城市的新型城镇化高质量发展具有显著的促进作用,对资源型城市的影响效用不显著。第三,机制检验结果中,数字基础设施建设通过发挥互联网发展效应、技术创新效应的正向影响,推动长江经济带沿线城市新型城镇化高质量发展。

(二)对策建议

一是加大数字基础设施建设力度。借鉴“宽带中

国”战略的成功案例,鼓励地方政府发挥政策扶持和资金保障作用,充分释放基础保障功能,广泛吸引社会资本参与,推动城市数字化发展水平的提高。同时,加强对资源型城市以及长江中、上游地区城市数字基础设施建设水平的政策支持力度,为长江经济带新型城镇化高质量发展提供坚实的物质基础和技术支撑。

二是因地制宜,因城施策,鼓励数字化先行区发挥示范引领作用。长江经济带下游地区作为数字化发展的先行区,应进一步强化其示范引领作用,鼓励技术创新和互联网发展,将其成功模式和实践经验向中、上游地区辐射,以缩小区域间的“数字鸿沟”。同时,中、上游地区应着力改善网络基础设施,提升服务质量,针对地方短板因地制宜制定合适的数字化方针,同时加强与下游地区的互联互通,推动区域内的信息共享与资源整合。

三是充分发挥互联网发展效应与技术创新效应的积极作用。鉴于技术创新效应和互联网发展效应在数字基础设施建设对新型城镇化发展影响中的作用机制,长江经济带沿线城市应积极实施以技术创新为核心的数字经济发展策略,通过建立科技创新与数字基础设施建设的联动机制,激发企业的创新活力,加快科技成果转化,促进产学研用深度融合。特别是对资源型城市,应推动数字技术与传统产业的深度融合,助力其产业结构优化升级,提升其可持续发展能力,有效发挥数字基础设施建设在推动长江经济带新型城镇化高质量发展中的赋能作用。◆

参考文献:

- [1]尹庆民,王寻.数字经济是否促进了中国的城乡融合:基于中介效应模型与空间杜宾模型的检验[J].技术经济,2022,41(11):114-27.
- [2]何雄浪,王诗语.“新基建”对长江经济带城乡融合发展的影响效应[J].财经科学,2023(11):105-118.
- [3]单卓然,黄亚平.“新型城镇化”概念内涵、目标内容、规划策略及认知误区解析[J].城市规划学刊,2013(2):16-22.
- [4]张占斌.新型城镇化的战略意义和改革难题[J].国家行政学院学报,2013(1):48-54.
- [5]马青山,何凌云,袁恩宇.新兴基础设施建设与城市产业结构升级:基于“宽带中国”试点的准自然实验[J].财经科学,2021(4):76-90.
- [6]刘传明,马青山.网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究:基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].中国人口科学,2020(3):75-88+127-128.
- [7]薛成,孟庆玺,何贤杰.网络基础设施建设与企业技术知识扩散:来自“宽带中国”战略的准自然实验[J].财经研究,2020,46(4):48-62.

- [8]易恩文,姚常成,杨慧玲.数字经济发展何以塑造城市网络:基于社会分工的视角[J].经济评论,2024(3):126-141.
- [9]王常军.数字经济与新型城镇化融合发展的内在机理与实现要点[J].北京联合大学学报(人文社会科学版),2021,19(3):116-124.
- [10]李琳,郭东,乔璐.数字经济如何影响新型城镇化:机制与检验[J].经济问题探索,2024(3):17-36.
- [11]林万龙.从城乡分割到城乡一体:中国农村基本公共服务政策变迁40年[J].中国农业大学学报(社会科学版),2018,35(6):24-33.
- [12]范欣,宋冬林,赵新宇.基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J].经济研究,2017,52(2):20-34.
- [13]邱泽奇,张树沁,刘世定,等.从数字鸿沟到红利差异:互联网资本的视角(英文)[J].Social Sciences in China,2019,40(1):63-81.
- [14]夏杰长,刘诚.数字经济赋能共同富裕:作用路径与政策设计[J].经济与管理研究,2021,42(9):3-13.
- [15]宋洋.数字经济、技术创新与经济高质量发展:基于省级面板数据[J].贵州社会科学,2020,(12):105-112.
- [16]傅为一,段宜嘉,熊曦.科技创新、产业集聚与新型城镇化效率[J].经济地理,2022,42(1):90-97.
- [17]于志慧,何昌磊.数字基础设施建设与城市创新质量:基于长江经济带110个地级市的实证分析[J].华东经济管理,2023,37(9):57-67.
- [18]惠宁,白思.打造数字经济新优势:互联网驱动区域创新能力提升[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2021,51(6):18-28.
- [19]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
- [20]宋美喆,廖玉玲.数字基础设施对资源空间错配的影响效应:基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].现代管理科学,2023(5):152-162.
- [21]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [22]刘浩,刘树霖.高质量发展框架下新型城镇化发展质量测度[J].统计与决策,2021,37(13):112-116.
- [23]庞婉玉,朱金鹤.数字经济发展是否有助于区域共同富裕水平的提升:基于“宽带中国”战略试点的准自然实验[J].阅江学刊,2023,15(6):110-123+172.
- [24]卞元超,吴利华,白俊红.高铁开通是否促进了区域创新?[J].金融研究,2019(6):132-149.
- [25]范合君,吴婷.数字化能否促进经济增长与高质量发展:来自中国省级面板数据的经验证据[J].管理科学,2021,34(3):36-53.
- [26]何育静,张臣臣.空间视角下数字经济对新型城镇化质量影响研究[J].区域经济评论,2023(3):53-63.
- [27]冉启英,朱为利,任思雨.对外开放、产业集聚与新型城镇化质量[J].统计与决策,2023,39(5):98-103.

(责任编辑:云野)

中国省际科技金融空间关联性与影响因素分析

王 健¹ 陈海霞² 韩祝华¹

(1. 河北金融学院 大数据科学学院, 河北 保定 071051; 2. 河北金融学院 研究生部, 河北 保定 071051)

摘要:科技金融是现代经济发展的重要引擎。选取 2011—2021 年中国 30 个省(区、市)的面板数据,构建科技金融发展水平评价指标体系,运用熵权法计算科技金融综合得分,对其分布特征、空间自相关性、空间关联网络特征及其影响因素进行分析。结果表明:2011—2021 年中国 30 个省(区、市)的科技金融综合得分逐年增加,但整体水平不高,且存在明显的地区差异,空间分布上呈现显著的空间集聚特征;地区间科技金融空间关联网络的通达性较强,但空间关联网络效应有待进一步加强,北京、上海和江苏三个地区处于科技金融空间关联网络的中心位置,发挥着重要的“中介”及“桥梁”作用,具有极强的连接力和影响力,能够有效控制科技金融在空间关联网络中的传播。Tobit 模型结果表明,互联网技术水平、经济增长、外向合作程度以及产业结构高级化对科技金融发展有正向影响,而政府干预力度对科技金融发展有负向影响。因此,应科学评估并因地制宜制定差异化科技金融发展政策,完善科技金融要素市场化配置体制机制,有效促进科技金融的高质量发展。

关键词:科技金融;空间自相关性;社会网络分析;Tobit 模型

中图分类号:F830.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)08-0030-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.08.004

一、引言

科技金融作为科技创新与金融资本深度融合的重要载体,是现代经济社会发展的新动能,能够为科技企业提供更多的融资机会和资源支持,推动科技成果转化和产业化。科技部印发的《关于新时期支持科技型中小企业加快创新发展的若干政策措施》指出,要利用科技金融结合工作等措施,着力提升科技型中小企业的创新能力^[1]。中央金融工作会议提出,“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章”。科技金融作为金融“五篇大文章”之首,通过为科技企业提供资金支持和风险管理,加速科技成果向现实生产力转化,实现科技与金融相互促进、相互赋能,推动科技、产业、金融良性循环,为打造新质生产力提供有力支撑。

发展科技金融是推动金融高质量发展,助力中国

式现代化的强大动力。然而,科技金融在发展过程中面临着整体执行效率低、区域发展不平衡、监管机制不完善等问题,不同地区科技金融发展的不均衡状态,一定程度上抑制了科技金融对经济社会发展的拉动作用。因此,科学测度科技金融发展水平,分析其地区分布特征、空间相关性以及其影响因素等特征,对进一步促进科技金融的高质量发展,推动金融更好服务科技创新,加速形成新质生产力具有重要的现实意义。

二、文献综述

专家学者针对科技金融进行了大量研究,取得了较为丰硕的成果,其中,对科技金融的测度主要集中在科技金融发展指数构建、科技金融效率评价、科技金融发展的时空特征及影响因素分析等方面。科技金融发展指数构建方面,曹颖等(2011)^[2]从科技与金融相融合的角度构建我国科技金融发展指数。刘文

基金项目:河北省社会科学基金项目“京津冀科技金融高质量发展的分布动态演进及提升对策研究”(HB21YJ046)。

作者简介:王健(1981—),女,河北定兴人,博士,教授,研究方向为金融统计、科技金融;陈海霞(1999—),女,贵州织金人,硕士研究生,研究方向为科技金融;韩祝华(1980—),女,河北衡水人,硕士,讲师,研究方向为数据分析。

丽等(2014)^[3]分析了我国科技金融的地区差异性。陈晓东和刘雅馨(2022)^[4]从科技金融的投入、产出以及环境变量三个角度选取指标测算科技金融发展指数。刘亦文等(2022)^[5]从企业创新角度选取企业获得具体的长期借贷资本数量来衡量科技金融发展水平。科技金融效率评价方面,王海和叶元煦(2003)^[6]利用层次分析法对我国科技金融结合效益进行实证分析。何剑等(2021)^[7]利用向量自回归模型研究科技金融对经济稳定产生的直接效应和间接效应。汪晓文等(2022)^[8]通过三阶段 SBM 模型测度科技金融效率。科技金融发展的时空特征及影响因素分析方面,赵鸿程等(2020)^[9]采用 EBM-Undesirable 模型和社会网络分析法对中国科技金融效率的时空特征进行探究,运用两阶段系统 GMM 分析其影响因素。周新和马丁(2021)^[10]采用模糊集定性比较分析法探讨各影响因素对我国科技金融发展效率的组合效应。胡欢欢和刘传明(2022)^[11]运用 Dagum 基尼系数解构科技金融效率的空间差异特征,分析其空间相关性及空间演变趋势。

综上所述,学者就科技金融的测度及其影响因素的研究已有一定的积累,但仍存在扩展空间。多数学者采用 DEA 模型或者熵权法测度科技金融水平,这两种模型的结果取值都在 0 与 1 之间,具有截断性质,在此基础上利用普通面板进行回归,其结果具有一定局限性。与已有研究相比,本文边际贡献主要体现在:第一,从高质量发展视角考虑环境、成果转化等因素,从科技金融的投入和产出两个方面构建中国省际科技金融评价指标体系。第二,利用熵权法测度科技金融发展水平,运用莫兰指数和社会网络分析探究中国省际科技金融空间关联网络特征,进一步深化研究内容。第三,使用 Tobit 模型分析科技金融发展的影响因素,与传统的线性回归模型相比,Tobit 模型在解决因变量受限值或截断值方面的效果更好。

三、科技金融发展水平的指标体系构建与测度

(一)评价指标体系构建

按照科学性、代表性、可得性等原则,参考相关研究^[9,12-13],从科技金融投入和产出两个维度构建科技金融发展评价指标体系。科技金融投入从市场、资金、人员三个方面进行衡量。科技金融产出从高质量发展视角衡量,在期望产出的基础上,考虑到科技金融可能对环境 and 成果转化等产生负面效果,加入了非期望产出。评价指标体系见表 1。

表 1 科技金融发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位
科技金融投入	市场投入	证券市场总交易金额	万元
		地方各项年末贷款余额	亿元
		保费收入	亿元
	资金投入	政府科技投资	万元
		R&D 经费支出	万元
	人员投入	R&D 人员全时当量	人年
科技金融产出	期望产出	国内专利授权数	件
		技术市场成交金额	万元
		R&D 项目数	个
	非期望产出	工业污染治理投资	万元
		专利未授权数	件

(二)数据选取与来源

选取 2011—2021 年中国 31 个省(区、市,不含港澳台地区)的相关数据。由于西藏的数据缺失值较多,因此剔除西藏后一共获得 30 个省(区、市)的样本数据。数据来源于 Wind 数据库、国家统计局以及各省(区、市)统计年鉴等。

(三)测度方法

选取 m 个指标, n 个样本, x_{ij} 为第 i 个样本的第 j 个指标的数值,且 $i=1,2,\dots,n;j=1,2,\dots,m$ 。由于原始数据的计量单位以及方向不统一,需要对数据进行标准化处理。

若指标为正向指标,公式如下:

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

若指标为负向指标,公式如下:

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

采用熵权法确定各指标权重,步骤如下:

第一步:计算第 j 项指标下第 i 个样本所占比重 f_{ij} 。

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

第二步,计算信息熵 e_j 及其冗余度 d_j 。

$$e_j = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^n f_{ij} \ln(f_{ij})$$

$$d_j = 1 - e_j$$

第三步,计算各指标权重。

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

(四)中国省际科技金融发展水平测度结果与分析

熵权法对各指标赋予权重,测算中国省际科技金融发展水平的综合得分,结果见表2。

根据前文评价指标体系,利用 Stata16.0 软件,通过

表 2 科技金融发展水平综合得分

省(区、市)	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年
安徽	0.0441	0.0598	0.0827	0.0827	0.0976	0.1313	0.1371	0.1460	0.1593	0.1766	0.2045
北京	0.1072	0.1294	0.1578	0.1807	0.2164	0.2376	0.2651	0.2704	0.2943	0.3303	0.3813
福建	0.0444	0.0566	0.0729	0.0816	0.0985	0.1072	0.1104	0.1230	0.1317	0.1493	0.1618
甘肃	0.0114	0.0181	0.0193	0.0213	0.0193	0.0239	0.0245	0.0249	0.0259	0.0272	0.0300
广东	0.1897	0.2302	0.2731	0.2877	0.3639	0.4661	0.5349	0.5910	0.6553	0.7329	0.7851
广西	0.0171	0.0209	0.0291	0.0336	0.0398	0.0411	0.0410	0.0380	0.0411	0.0444	0.0702
贵州	0.0131	0.0149	0.0211	0.0236	0.0217	0.0250	0.0324	0.0394	0.0443	0.0504	0.0470
海南	0.0026	0.0041	0.0047	0.0060	0.0056	0.0058	0.0070	0.0067	0.0091	0.0109	0.0123
河北	0.0426	0.0479	0.0636	0.0838	0.0810	0.0800	0.0912	0.1236	0.1168	0.1230	0.1175
河南	0.0566	0.0605	0.0829	0.0954	0.0959	0.1186	0.1320	0.1404	0.1590	0.1672	0.1737
黑龙江	0.0278	0.0280	0.0362	0.0385	0.0422	0.0422	0.0417	0.0383	0.0411	0.0448	0.0504
湖北	0.0484	0.0583	0.0728	0.0893	0.1027	0.1247	0.1341	0.1464	0.1699	0.1873	0.2038
湖南	0.0387	0.0471	0.0559	0.0600	0.0732	0.0752	0.0879	0.1025	0.1221	0.1446	0.1661
吉林	0.0143	0.0159	0.0231	0.0247	0.0272	0.0307	0.0338	0.0322	0.0390	0.0393	0.0348
江苏	0.2153	0.2712	0.3190	0.3202	0.3524	0.4018	0.4211	0.4675	0.5156	0.5681	0.5768
江西	0.0181	0.0194	0.0299	0.0342	0.0455	0.0589	0.0645	0.0820	0.0925	0.1058	0.1108
辽宁	0.0497	0.0557	0.0695	0.0736	0.0657	0.0698	0.0725	0.0760	0.0828	0.0909	0.0950
内蒙古	0.0235	0.0227	0.0405	0.0474	0.0381	0.0394	0.0407	0.0377	0.0370	0.0357	0.0430
宁夏	0.0034	0.0054	0.0097	0.0144	0.0094	0.0155	0.0115	0.0130	0.0129	0.0139	0.0152
青海	0.0016	0.0018	0.0027	0.0049	0.0049	0.0075	0.0050	0.0057	0.0053	0.0041	0.0049
山东	0.1386	0.1580	0.1890	0.2217	0.2284	0.2569	0.2694	0.2635	0.2861	0.3245	0.3698
山西	0.0299	0.0342	0.0474	0.0383	0.0373	0.0399	0.0538	0.0526	0.0568	0.0559	0.0649
陕西	0.0383	0.0478	0.0644	0.0668	0.0733	0.0695	0.0865	0.0847	0.1042	0.1117	0.1236
上海	0.1002	0.1121	0.1272	0.1488	0.1998	0.2404	0.2492	0.2369	0.2655	0.2970	0.3564
四川	0.0472	0.0557	0.0694	0.0815	0.0900	0.1088	0.1322	0.1395	0.1493	0.1728	0.1812
天津	0.0473	0.0533	0.0656	0.0775	0.0873	0.0910	0.0794	0.0810	0.0854	0.0926	0.0902
新疆	0.0113	0.0122	0.0193	0.0246	0.0211	0.0220	0.0229	0.0239	0.0254	0.0241	0.0278
云南	0.0163	0.0212	0.0256	0.0281	0.0325	0.0334	0.0351	0.0400	0.0451	0.0491	0.0477
浙江	0.1337	0.1636	0.2066	0.2179	0.2600	0.2907	0.3009	0.3412	0.3877	0.4442	0.4591
重庆	0.0268	0.0300	0.0382	0.0453	0.0546	0.0507	0.0602	0.0672	0.0691	0.0809	0.0877
均值	0.0520	0.0619	0.0773	0.0851	0.0962	0.1102	0.1193	0.1278	0.1410	0.1567	0.1698

表 2 结果表明,2011—2021 年中国 30 个省(区、市)的科技金融综合得分均值呈现逐年上升趋势,从 2011 年的 0.0520 上升到 2021 年的 0.1698,说明中国科技金融综合得分不断提高,但整体水平仍旧偏低。

根据国家统计局的地区划分将 30 个省(区、市)划分为东部地区、中部地区、西部地区和东北地区,图 1 显示了分地区科技金融综合得分均值的变化趋势。结果表明,科技金融综合得分存在显著的地区差异:东部地区的科技金融综合得分均值整体显著上升,且高于全国和其他三个地区;中部、西部、东北地区的科

技金融综合得分均值虽然整体不断提高,但均低于全国水平,且存在地区差异,中部地区优于东北地区,西

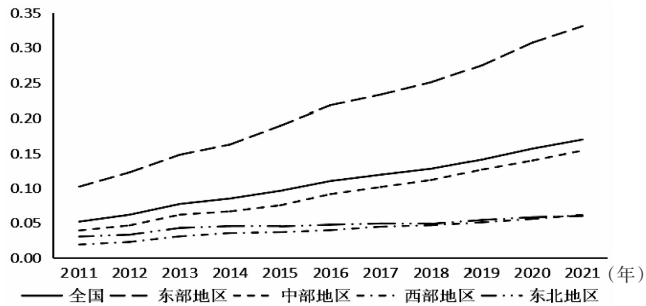


图 1 2011—2021 年分地区科技金融综合得分均值

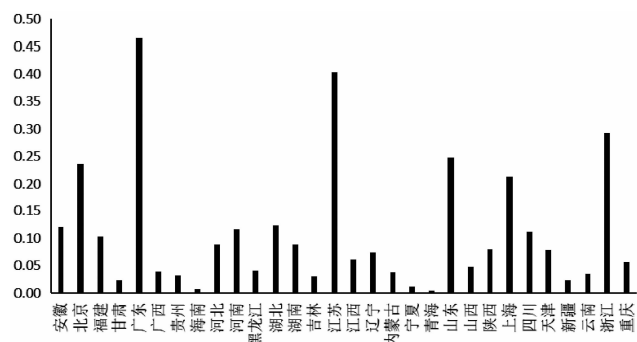


图2 各省(区、市)科技金融综合得分均值

部地区最差。

图 2 显示了各省(区、市)科技金融综合得分均值。2011—2021 年科技金融综合得分均值在 0.2 以上的省(区、市)包括广东、江苏、浙江、北京、上海和山东,均属于东部地区,东部地区在经济、科技、创新和金融等领域均具有绝对优势,聚集了大量的高科技企业 and 创新资源,成为中国科技金融发展的增长极。科技金融综合得分均值在 0.1—0.2 之间的包括湖北、河南、四川、安徽和福建,其中福建作为东南沿海地区的重要省份,科技金融发展受益于本地的产业优势以及

与其他地区的合作交流;安徽、河南、湖北作为中部省份,受苏浙沪地区科技金融发展的辐射扩散作用较强;四川属于西部地区,科技金融实力在西部地区位于前列。科技金融综合得分均值在 0.1 以下的包括甘肃、广西等省(区、市),其科技金融水平低,主要由于地理位置较为偏远,经济实力薄弱,资源比较匮乏,人才流失严重,创新能力缺乏,对科技金融产品的需求程度也不高。综上所述,东部地区凭借其地理位置、经济实力和政策倾斜优势,科技金融发展水平明显高于其他地区,全国科技金融发展呈现“东高西低”分布特征。

四、中国省际科技金融发展的空间关联性分析

(一)空间自相关性

首先利用 Arcgis10.8 与 Stata16.0 软件构建 30 个省(区、市)的空间地理邻接矩阵[地理位置上相邻的省(区、市)设为 1,不相邻的省(区、市)设为 0]与空间地理经济距离矩阵(在地理因素基础上,使用人均 GDP 衡量不同地区经济的相互影响),在此基础上利用全局莫兰指数 Moran's I 探究中国省域科技金融综合得分的空间自相关性,结果见表 3。

表 3 全局莫兰指数

年份	空间地理邻接矩阵			空间地理经济距离矩阵		
	Moran's I	Z 值	p 值	Moran's I	Z 值	p 值
2011	0.2090	2.0750	0.0190	0.2240	1.2460	0.1060
2012	0.2080	2.0910	0.0180	0.2120	1.2020	0.1150
2013	0.2050	2.0580	0.0200	0.2380	1.3230	0.0930
2014	0.2180	2.1300	0.0170	0.2750	1.4760	0.0700
2015	0.2290	2.2200	0.0130	0.2920	1.5550	0.0600
2016	0.2040	2.0290	0.0210	0.2870	1.5520	0.0600
2017	0.1450	1.5490	0.0610	0.2470	1.3750	0.0850
2018	0.1370	1.4960	0.0670	0.2490	1.4030	0.0800
2019	0.1390	1.5170	0.0650	0.2430	1.3700	0.0850
2020	0.1470	1.5790	0.0570	0.2390	1.3500	0.0880
2021	0.1600	1.6840	0.0460	0.2460	1.3740	0.0850

从空间地理邻接矩阵看,2011—2021 年中国科技金融综合得分的全局莫兰指数在 10% 的显著性水平下均通过检验,且每年对应的莫兰值均为正值,说明在全局范围内,科技金融综合得分具有较强的空间正相关性,各省(区、市)科技金融发展在空间分布上呈显著的空间集聚特征。从空间地理经济距离矩阵看,2011 年与 2012 年的全局莫兰指数在 10% 的显著性水平下无法通过检验,其他年份均可以通过检验,且系数值均为正值,进一步证实了中国科技金融发展在空

间分布上呈显著的空间集聚特征。

图3展示了2011年和2021年科技金融发展水平的局部莫兰指数,局部自相关情况整体变动不大,表明科技金融发展水平的局部集聚性较为稳定。重点从2021年局部莫兰指数的散点图来观察科技金融发展的空间自相关性。该散点图的四个象限分别表示“高-高”集聚、“低-高”集聚、“低-低”集聚和“高-低”集聚^[13]。可以看出大多数省(区、市)落于“高-高”集聚和“低-低”集聚两个象限。从所做的回归线看,

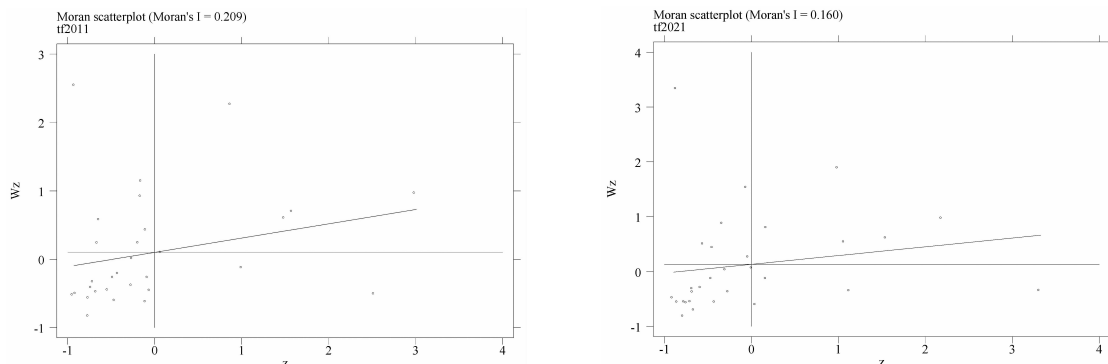


图3 2011年、2021年科技金融发展水平的局部莫兰指数

也是落于这两象限。表明中国科技金融发展存在正的空间自相关性。

(二) 社会网络分析

社会网络分析通过分析多个个体间的相互关系,揭示社会网络的结构、特征和模式。本文基于改进引力模型的社会网络分析法探讨中国省际科技金融空间关联的网络特征。借鉴欧阳资生和熊家毅(2023)^[14]的研究,建立修正后的引力模型构建空间网络矩阵如下:

$$R_{ij} = K_{ij} \frac{\sqrt[3]{TF_i \cdot P_i \cdot GDP_i} \cdot \sqrt[3]{TF_j \cdot P_j \cdot GDP_j}}{\left(\frac{DIS_{ij}}{PGDP_i - PGDP_j} \right)}$$

$$K_{ij} = \frac{TF_i}{TF_i + TF_j}$$

其中, R_{ij} 表示科技金融发展水平在省(区、市) i 与省(区、市) j 之间的引力; K_{ij} 表示省(区、市) i 的科技金融发展水平在省(区、市) i 与省(区、市) j 之间的科技金融关联网络中的贡献率; TF 表示科技金融发展水平; P 表示年末常住人口数; GDP 表示地区生产总值; DIS_{ij} 表示省(区、市) i 与省(区、市) j 在地理上的距离,用省会城市之间的距离来表示; $PGDP$ 表示地区人均生产总值。由该模型构建科技金融发展水平的空间关联矩阵,然后将其二值化,对该矩阵每行系数取均值作为临界值,当矩阵中元素 R_{ij} 大于该门槛值,则 $R_{ij}=1$,表示省(区、市) i 对省(区、市) j 产生影响;否则 $R_{ij}=0$,表示省(区、市) i 对省(区、市) j 不产生影响。

1. 整体网络结构分析

根据修正后的引力模型,构建科技金融发展的空间关系矩阵。利用 UCIENT 软件绘制 2021 年中国 30 个省(区、市)科技金融发展的空间关联网络可视化图,从图 4 可以发现,2021 年中国科技金融发展由 201 个通道进行空间溢出,表明中国科技金融发展的空间关联网络表现为典型的网络形态,溢出效应通过网络中的连接和互动来实现。

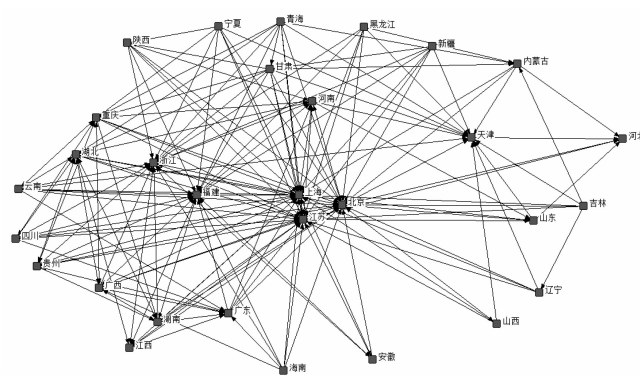


图4 2021年各省(区、市)科技金融发展的空间关联网络可视化图

整体网络结构特征采用网络密度、网络效率、网络等级度、网络关联度、关系数五个指标衡量。网络密度越大,地区间的经济社会联系就越紧密;网络效率越低,节点之间的联系越容易,网络稳定性越高;网络等级度越高,网络等级越森严;网络关联度等于 1 表明整个关联网络中不存在孤点,小于 1 则表明网络中存在孤点,网络稳健性有待提升;关系数反映网络中各节点的联系数量,其值越高,网络稳健性越强^[15]。

表 4 为 2011—2021 年本文 30 个省(区、市)科技金融空间关联网络的整体分析。2011—2021 年,整体的网络密度先增后减,呈下降趋势,说明科技金融空间关联网络中省(区、市)之间的相互影响在减弱,区域间发展差距逐渐缩小。整体网络的最大关系数为 330,而 2015 年达到最高值 220,其所对应的网络密度为 0.2530,说明 30 个省(区、市)科技金融关联网络的网络效应有待进一步加强。从网络关联度看,网络关联度均为 1,即在样本期内本文 30 个省(区、市)科技金融的空间关联网络为 1,表明不同省(区、市)间科技金融的溢出效应较多且通达性较强。网络等级度从 0.2941 上升到 0.5274,表明科技金融的空间关联网络的等级逐渐加强,不同省(区、市)间科技金融发展的

表 4 科技金融空间关联网络整体分析

年份	网络密度	网络效率	网络等级度	网络关联度	关系数
2011	0.2510	0.6527	0.2941	1.0000	218
2012	0.2510	0.6527	0.2941	1.0000	218
2013	0.2510	0.6576	0.2424	1.0000	218
2014	0.2510	0.6576	0.2424	1.0000	218
2015	0.2530	0.6453	0.2424	1.0000	220
2016	0.2410	0.6650	0.4331	1.0000	210
2017	0.2360	0.6650	0.4866	1.0000	205
2018	0.2320	0.6700	0.5261	1.0000	202
2019	0.2330	0.6700	0.5274	1.0000	203
2020	0.2230	0.6823	0.5250	1.0000	194
2021	0.2310	0.6724	0.5274	1.0000	201

空间联系随样本期间的增加而减弱;不仅如此,网络效率在样本考察期内不断波动,但整体呈上升态势,表明在科技金融发展初期,创新和发展可能会通过网络中的连接和互动,迅速扩散到其他相关领域,形成多重叠加效应,促进跨领域的合作和创新。随着时间推移和科技金融发展,一些创新和发展已经通过现有的网络通道传播到了大部分相关领域,空间关联网络中的溢出通道的多重叠加现象减弱。尽管如此,科技金融发展的空间关联网络仍然具有重要的作用和潜力,虽然溢出通道的多重叠加现象减弱,但网络中仍然存在各种创新和发展机会。

2. 个体网络结构分析

通过测算点度中心度、接近中心度、特征向量中心度和中介中心度进一步探讨各省(区、市)在科技金融空间关联网络中的地位和作用。点度中心度用来衡量节点省份与其他省份直接连接的能力,中心性程度越高,与其他省份联系越紧密;接近中心度用来衡量节点在社会网络中与其他节点之间的距离,接近中心度越高,表示节点与其他节点之间的距离越短,在网络中的位置更集中;特征向量中心度表示一个节点的重要性取决于其邻居节点的数量和重要性,用来衡量特定地区在整个空间关联网络中的地位和影响力;中介中心度用来衡量节点地区的控制力及其在地区间的中介作用,如果节点地区位于其他地区的最短路径上,则该地区具有较高的中介中心性^[15]。表 5 显示了 2021 年的测算结果,四个指标均值分别为 37.24、62.55、24.24 和 2.25。

从点度中心度看,点度中心度高于均值的地区有 11 个,依次是上海、北京、江苏、福建、浙江、天津、湖

北、广东、重庆、甘肃和河南,这些地区与其他地区空间关联较高。其中,上海、北京和江苏的点度中心度分别为 89.66、86.21 和 86.21,说明其位于科技金融空间关联的中心地位,地区辐射力和吸引力突出。

从接近中心度看,高于均值的地区有 10 个,依次为上海、江苏、北京、浙江、福建、天津、湖北、重庆、广东和甘肃,表明这些地区的科技金融发展水平与网络中其他地区的空间距离较近,居于网络的中心位置,发挥外引内联的重要作用。

从特征向量中心度看,高于均值的地区有 13 个,依次为上海、江苏、北京、福建、浙江、湖北、重庆、广东、甘肃、河南、湖南、广西和青海。其中,特征向量中心度排名前三的为上海、江苏和北京,分别为 47.10、44.23 和 40.95,表明这些地区在科技金融空间关联网络中的地位和影响力最强,与接近中心度的结果一致,即这三个地区处于网络的中心位置,具有较强的控制力和影响力。

从中介中心度看,中介中心度高于均值的地区有 6 个,依次为北京、上海、江苏、福建、浙江和天津。说明东部沿海地区在科技金融空间关联网络中处于核心位置,发挥着“中介”及“桥梁”作用,具有较强的连接能力和影响力,能够有效控制科技金融发展在空间关联网络中的传播。通过连接不同地区的科技企业、金融机构和创新资源,促进了科技金融的合作和发展。

综上,从整体看,2011—2021 年 30 个省(区、市)间科技金融空间关联网络的通达性较强,但关联网络效应有待进一步加强。从个体分析看,北京、上海和江苏处于空间关联网络的中心位置,发挥着重要的“中介”和“桥梁”作用,能够有效控制科技金融在网络中的

表 5 2021 年科技金融空间关联网络个体分析

省(区、市)	点度 中心度	接近 中心度	特征向量 中心度	中介 中心度
安徽	17.24	54.72	15.55	0.09
北京	86.21	87.88	40.95	16.48
福建	62.07	70.73	34.44	4.74
甘肃	41.38	63.04	28.16	1.20
广东	41.38	63.04	27.62	0.91
广西	34.48	60.42	25.75	0.40
贵州	31.03	59.18	24.22	0.26
海南	24.14	56.86	19.70	0.12
河北	17.24	53.70	10.75	0.13
河南	37.93	61.70	26.75	1.20
黑龙江	24.14	56.86	18.53	0.38
湖北	44.83	64.44	30.24	1.15
湖南	34.48	60.42	26.08	0.29
吉林	20.69	55.77	14.27	0.17
江苏	86.21	87.88	44.23	13.68
江西	24.14	56.86	20.05	0.16
辽宁	17.24	54.72	13.11	0.06
内蒙古	27.59	58.00	16.10	0.60
宁夏	27.59	58.00	21.09	0.40
青海	34.48	60.42	25.21	0.68
山东	20.69	55.77	14.92	0.22
山西	13.79	53.70	12.00	0.06
陕西	27.59	58.00	21.46	0.18
上海	89.66	90.63	47.10	13.98
四川	27.59	58.00	22.20	0.26
天津	48.28	65.91	22.17	3.87
新疆	24.14	56.86	19.46	0.21
云南	31.03	59.18	23.92	0.55
浙江	58.62	70.73	33.38	3.97
重庆	41.38	63.04	27.64	1.11

关联传播,推动跨领域合作和创新发展。

五、中国科技金融发展的影响因素分析

(一) 变量选取

科技金融发展受诸多因素影响,参考相关研究成果,本文从互联网技术水平、经济增长、政府干预力度、外向合作程度和产业结构高级化五个方面进一步分析对科技金融发展的影响。

被解释变量:熵权法测算的科技金融综合得分(TF),衡量各地区科技金融发展水平。

解释变量:互联网技术水平(Internet),互联网的发展能够提高科技金融服务的可获得性,降低金融服

务成本,用地区互联网宽带接入用户/地区常住人口来衡量。经济增长(lnGDP),经济增长为科技金融提供了充足的资金支持和发展环境,推动科技金融产品和服务的需求增长,以地区 GDP 的对数值表示。政府干预力度(lnGover),政府监管政策能够直接影响科技金融发展,通过提供补贴和税收优惠政策吸引科技金融投资,以地区财政支出/地区财政收入的对数值表示。外向合作程度(lnFDI),外商合作能够带来先进技术和管理经验,产生技术、知识、管理、信息的外溢效应,通过投资、并购方式参与本土企业的技术创新中,以外商投资企业投资总额的对数值表示。产业结构高级化(lnIndustry),随着产业结构的高级化,科技金融将更加注重支持技术创新,科技金融通过创新金融产品和服务,满足高级化产业结构的融资需求,用第三产业增加值/第二产业增加值的对数值衡量。

(二) 模型设定

科技金融综合得分通过熵权法测算得到,取值在 0—1 之间,具有截断性质,不是离散分布,若利用普通面板进行回归,会出现参数有偏和不一致的情况,而 Tobit 模型是一种受限因变量回归,当因变量为受限值或截断时,选用 Tobit 模型进行回归能够很好解决这一问题^[8]。模型如下:

$$TF_{it} = \alpha + \beta_1 Internet_{it} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln Gover_{it} + \beta_4 \ln FDI_{it} + \beta_5 \ln Industry_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, α 为常数项, β_i 为变量的估计系数, ε_{it} 为随机误差项,其他变量定义见表 6。

(三) 结果分析

表 7 显示了科技金融影响因素的实证结果。为了避免多重共线性,在模型(1)—(5)中逐步加入解释变量。可以看出,回归系数的正负性保持不变,显著性略有差异,说明模型实证结果相对稳健。

互联网技术水平对科技金融发展的影响系数为 0.117,呈显著正向影响,表明随着互联网技术水平的提升,互联网普及率随之提高,人均互联网的使用程度不断增加,一定程度上缩小了“数字鸿沟”。这为科技金融发展提供了重要的技术支持,能提升金融服务效率,增强资源配置功能,有效促进科技金融发展。

经济增长对科技金融发展水平具有正向影响,在 1%水平下通过检验。经济增长为科技金融发展提供充足的资金支持、科研人员和机构的投入以及先进技术的引入等,从而给科技金融的发展营造健康良好的市场环境,促进科技金融的发展。

表 6 变量定义及说明

变量类型	变量名称	变量定义	变量简称
被解释变量	科技金融综合得分	熵权法测算的科技金融综合得分	TF
解释变量	互联网技术水平	地区互联网宽带接入用户(万户)/地区常住人口(万人)	Internet
	经济增长	地区 GDP(亿元), 并做取对数处理	lnGDP
	政府干预力度	地区财政支出(万元)/地区财政收入(万元), 并做取对数处理	lnGover
	外向合作程度	外商投资企业投资总额(百万美元), 并做取对数处理	lnFDI
	产业结构高级化	第三产业增加值(亿元)/第二产业增加值(亿元), 并做取对数处理	lnIndustry

表 7 Tobit 模型结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
Internet	0.569*** (9.425)	0.239*** (4.996)	0.274*** (5.942)	0.151** (2.468)	0.117* (1.841)
lnGDP		0.098*** (17.280)	0.073*** (10.477)	0.061*** (7.522)	0.068*** (7.555)
lnGover			-0.078*** (-5.508)	-0.042** (-2.252)	-0.041** (-2.236)
lnFDI				0.022*** (3.012)	0.017** (2.237)
lnIndustry					0.024* (1.812)
常数项	-0.019 (-1.280)	-0.909*** (-17.275)	-0.615*** (-8.385)	-0.745*** (-8.848)	-0.760*** (-9.028)
log(Sigma)	-2.187*** (-56.178)	-2.509*** (-64.455)	-2.553*** (-65.585)	-2.566*** (-65.933)	-2.571*** (-66.061)
样本量	330	330	330	330	330
似然比检验	$\chi^2(1)=78.670$, p=0.000	$\chi^2(2)=291.323$, p=0.000	$\chi^2(3)=320.343$, p=0.000	$\chi^2(4)=329.293$, p=0.000	$\chi^2(5)=332.561$, p=0.000

注: *p< 0.1, **p< 0.05, ***p< 0.01; 括号内为各系数的 t 统计量值。

政府干预力度在 5%的显著性水平下对科技金融发展具有显著负影响。主要是因为如果政府过多干预金融市场,可能导致市场垄断或形成不公平竞争环境,影响科技金融的资源配置效率,一定程度上影响科技金融的发展。

外向合作程度的系数显著为正,外商直接投资有利于填补中国期望投资和国内储蓄之间的缺口,增加实际资本投入,为科技金融发展提供有力的资金支持;同时,外商直接投资还可以为中国科技金融的发展带来先进的技术与管理经验。因此,外向合作一定程度上能够提高中国各地区的科技金融发展水平。

产业结构高级化的系数在 10%的显著性水平下显著为正,表明产业结构的优化升级对科技金融的发展有正向促进作用。传统产业的改造提升、新兴产业

的有效培植,需要科技创新和研发投入,会吸引更多金融机构参与,提供金融服务和融资渠道,进一步促进科技金融的发展。

六、结论与建议

(一)主要结论

本文从投入、产出两个角度构建科技金融发展水平评价指标体系,利用熵权法计算出 2011—2021 年 30 个省(区、市)的科技金融综合得分,并分析了中国科技金融发展的地区分布特征、空间自相关性、社会网络及其影响因素。研究表明:(1)样本期间内中国科技金融综合得分不断提高,但整体水平仍旧偏低;从地区看,科技金融发展存在显著的地区差异,东部地区的科技金融发展均值显著高于其他三个地区,全国科技金融发展呈现“东高西低”特征;从省(区、市)看,中国

科技金融综合得分均值高于 0.2 的省(区、市)均来源于东部地区,科技金融综合得分均值在 0.1—0.2 之间的省(区、市)多数来源于中部地区,科技金融综合得分均值在 0.1 以下的省(区、市)主要来源于西部地区、东北地区。(2)通过全局和局部莫兰指数,发现样本期内 30 个省(区、市)科技金融发展具有较强的空间正相关性,科技金融发展水平的局部集聚性较为稳定,大多数呈“高—高”集聚和“低—低”集聚,在空间分布上呈显著的空间集聚特征。(3)从科技金融空间关联网络的整体分析和个体分析来看,省(区、市)间科技金融空间关联网络的通达性较强,但空间关联网络效应有待进一步加强。北京、上海和江苏处于科技金融空间关联网络的中心位置,具有较强的控制力和影响力,发挥着重要的“中介”和“桥梁”作用,能够有效控制科技金融在网络中的关联传播。(4)Tobit 模型结果表明,互联网技术水平、经济增长、外向合作程度以及产业结构高级化对科技金融发展有显著的正向影响,而政府干预力度对科技金融发展有负向影响。

(二)政策建议

科学评估并因地制宜制定差异化的科技金融发展政策。实证结果表明中国科技金融发展在地区和省份上存在显著的分布不均衡现象。地区间呈现明显的“东高西低”特征;省域间呈现以北上广、江浙鲁为首,以青海、海南为尾的分布状态。因此,应科学评估并因地制宜制定差异化的科技金融发展政策,结合区域具体情况,制定针对性政策,提高发展较弱地区的科技金融发展水平,强化发达地区在科技金融空间关联网络中的地位及作用,构建科技金融生态圈,促进科技金融高质量发展。

完善科技金融要素市场化配置的体制机制。科技金融发展的影响因素研究表明,互联网技术水平、经济增长、外向合作程度以及产业结构高级化具有显著的正向影响,而政府干预力度具有显著的负向影响。因此,应提高科技企业的信息披露质量和透明度,加强信息交流和共享,增强投资者对科技项目的了解和信任,降低风险;建立健全科技金融服务体系,包括科创板、风险投资市场等,突出知识产权等无形资产的价值,聚焦融资产品创新,依托大数据模型,实现对科技企业的精准画像,提供更有效、更定制化的融资支持;

加快统一大市场建设,打破行政壁垒,促进资金的有效配置,实现资金、技术等要素的跨区域流动;同时,政府不能过度干预金融市场,应让市场充分发挥资源配置功能,进一步提高科技金融服务实体经济的效率 and 能力。◆

参考文献:

- [1]科技部印发《关于新时期支持科技型中小企业加快创新发展的若干政策措施》的通知[J].中华人民共和国国务院公报,2019(33):56-59.
- [2]曹颖,尤建新,卢锐,等.我国科技金融发展指数实证研究[J].中国管理科学,2011,19(3):134-140.
- [3]刘文丽,郝万禄,夏球.我国科技金融对经济增长影响的区域差异:基于东部、中部和西部面板数据的实证分析[J].宏观经济研究,2014(2):87-94.
- [4]陈晓东,刘雅馨.科技金融对高技术产业影响的区域差异性研究[J].区域经济评论,2022(5):94-109.
- [5]刘亦文,周韶成,陈熙钧.科技金融发展对企业绿色创新的影响研究[J].财经理论与实践,2022,43(6):17-23.
- [6]王海,叶元煦.科技金融结合效益的评价研究[J].管理科学,2003(2):67-72.
- [7]何剑,郑智勇,李峰,等.风险或稳定:科技金融发展的异质性分析[J].中国科技论坛,2021(7):158-168.
- [8]汪晓文,谢美琳,田雨琦.数字经济时代科技金融效率测算及影响因素分析[J].科技管理研究,2022,42(2):61-69.
- [9]赵鸿程,林炳华,陈一琳.中国科技金融效率的时空分异及其影响因素:基于非期望产出视角的分析[J].金融与经济,2020(12):49-55.
- [10]周新,马丁.我国科技金融发展效率的影响因素:基于模糊集的定性比较分析[J].科技管理研究,2021,41(6):49-54.
- [11]胡欢欢,刘传明.中国科技金融效率的区域差异及动态演进[J].统计与决策,2022,38(24):117-122.
- [12]陈晓东,刘雅馨.科技金融对高技术产业影响的区域差异性研究[J].区域经济评论,2022(5):94-109.
- [13]姚凤桐,贾浩楠.我国科技金融效率测度及空间关联研究[J].价格理论与实践,2023(2):116-120.
- [14]欧阳资生,熊家毅.中国区域金融风险溢出效应研究:基于社会网络分析方法[J].金融经济研究,2023,38(3):38-50.
- [15]陈红霞,雷佳.中国省际金融科技发展的空间关联网络及影响因素分析[J].城市发展研究,2023,30(1):112-122.

(责任编辑:新月)

中国式现代化的统计测度、差异分解与提升路径研究

李莹莹

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:基于中国式现代化的五大特征和时代内涵,构建包含经济现代化、创新现代化、协调现代化、绿色现代化、开放现代化、共享现代化、文化现代化七个维度的评价指标体系,采用改进的 CRITIC-熵权法测度 2013—2022 年我国的现代化水平,并利用 Dagum 基尼系数、Kernel 密度估计探究中国式现代化的区域差异和动态演进趋势。研究表明:当前我国现代化整体发展水平偏低,但总体呈现稳定上升趋势,其中协调现代化、绿色现代化水平较高,开放现代化水平处于维度层末位;东部、中部、西部三大地区中国式现代化指数呈现稳步上升与“东高西低”非均衡态势并存的波动发展态势;全国层面中国式现代化指数的基尼系数呈现波动下降发展趋势,地区差异不断缩减;地区间差异是中国式现代化水平空间分异的主要来源。鉴于此,提出完善中国式现代化顶层设计、建立区域差异化发展机制、释放中国式现代化高水平发展地区辐射带动效应的提升路径,希冀为中国式现代化发展提供有益借鉴。

关键词:中国式现代化;区域差异;空间分布;改进的 CRITIC-熵权法

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)08-0039-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.08.005

一、引言和文献综述

党的二十大报告中强调:“以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴。”中国式现代化,是中国共产党领导的社会主义现代化,既有各国现代化的共同特征,更有基于自己国情的中国特色,具有五大特征,即“人口规模巨大的现代化、全体人民共同富裕的现代化、物质文明和精神文明相协调的现代化、人与自然和谐共生的现代化、走和平发展道路的现代化”。牢牢把握中国式现代化的中国特色,对全面建设社会主义现代化国家具有重大的现实意义和深远的历史意义。在此背景下,构建多层次多元化的评价指标体系,科学测度中国式现代化的区域实践水平,测算区域空间差异并进行差异来源识别,深入剖析其动态演进特征,进而找准政策靶向和推进路径,意义重大。

当前,学术界对中国式现代化展开大量研究,形成了较为丰硕的研究成果。对中国式现代化的理论探讨主要围绕其内涵特征、目标要求、发展逻辑、演变历程

等方面展开。刘宗涛(2022)^[1]认为中国式现代化是中国国情、中华文化、社会主义与现代文明等多种因素综合作用的必然逻辑。张占斌和王学凯(2022)^[2]认为中国式现代化既具有现代化的一般特点,又具有中国式的特殊之处,具体表现为世界性、主动性、全面性和协调性。唐亚林和周昊(2022)^[3]认为中国式现代化遵循发展共享为主导的逻辑取向,在经济现代化、政治现代化、文化现代化、社会现代化、生态现代化和组织现代化等六个方面齐头并进。石建勋和杨璐柳婷(2023)^[4]深刻分析了中国式现代化的演变历程和时代内涵,剖析了中国式现代化的历史逻辑、现实逻辑和未来逻辑。

对中国式现代化的实证分析主要围绕中国式现代化的指标体系建设、水平测度、影响因素、演变趋势等方面展开。蒋永穆等(2022)^[5]从创新、协调、绿色、开放、共享五大维度出发,构建了包含 50 个准则层及 100 个具体指标的中国式现代化评价指标体系。裴长盛和

基金项目:河南省社会科学院 2024 年度基本科研费项目“中国式现代化的统计测度与提升路径研究”(24E072)。

作者简介:李莹莹(1995—),女,河南郑州人,硕士,研究实习员,研究方向为应用统计、区域经济。

曲建武(2023)^[6]采用熵值法、Dagum 基尼系数、Kernel 密度估计函数等方法,对 2012—2021 年我国的中国式现代化发展水平进行测度。刘晓雅(2024)^[7]选取2012—2021 年中国 30 个省(区、市)的面板数据实证检验数字经济、相对贫困治理与中国式现代化的关系,发现数字经济可显著促进中国式现代化,且存在时间、区域异质性,相对贫困治理是数字经济促进中国式现代化的关键路径。马大晋等(2024)^[8]对中国式现代化水平的时空演变规律和长期演变特征进行分析,发现中国式现代化水平的等级转移具有稳定性,且存在“俱乐部收敛”现象。

综上,专家学者对中国式现代化的理论研究及实证探讨较为丰富,为本研究提供了重要参考。在此基础上,本文运用改进的 CRITIC - 熵权法对中国式现代化水平进行系统评估,可能的边际贡献主要包括:一是

在研究视角上,从中国式现代化的五大特征出发,构建了相对完善的中国式现代化综合评价指标体系,测度中国式现代化发展水平,并深入剖析其动态演进特征与时空差异,进而探索提升路径。二是在研究方法上,运用改进的 CRITIC - 熵权法确定指标的客观权重,规避了单一赋权方法可能存在的不足,对区域层面的中国式现代化水平进行测度和对比分析,为进一步推进中国式现代化的区域实践提供数据支撑。

二、指标体系与研究方法

(一)指标体系构建

基于中国式现代化的五大特征和时代内涵,遵循系统性、可比性、可操作性、典型性等原则,构建包含经济现代化、创新现代化、协调现代化、绿色现代化、开放现代化、共享现代化、文化现代化七个维度 36 个指标的中国式现代化评价指标体系,具体见表 1。

表 1 中国式现代化评价指标体系

维度	系统层	指标层	序号	单位	指标属性
经济现代化	经济规模	地区生产总值指数	X ₁	—	正向
		人均 GDP	X ₂	元	正向
	产业结构	第三产业增加值占 GDP 比重	X ₃	%	正向
		资本形成率	X ₄	%	负向
	市场发展	市场化指数	X ₅	—	正向
		全员劳动生产率	X ₆	元/人	正向
创新现代化	创新投入	R&D 经费投入强度	X ₇	%	正向
		R&D 人员投入强度	X ₈	%	正向
	创新产出	每万人发明专利授权量	X ₉	项	正向
		技术市场成交额占 GDP 比重	X ₁₀	%	正向
	创新生态	科技经费支出占一般公共预算支出比重	X ₁₁	%	正向
协调现代化	区域协调	财政收入占 GDP 比重	X ₁₂	%	正向
		公共服务支出占一般预算支出比重	X ₁₃	%	正向
	城乡协调	常住人口城镇化率	X ₁₄	%	正向
		城乡居民人均可支配收入比(农村=1)	X ₁₅	—	负向
		城乡居民人均消费支出比(农村=1)	X ₁₆	—	负向
绿色现代化	资源利用	单位 GDP 电耗	X ₁₇	千瓦小时/万元	负向
	环境治理	单位 GDP 化学需氧量排放量	X ₁₈	吨/亿元	负向
		单位 GDP 二氧化硫排放量	X ₁₉	吨/亿元	负向
		工业固体废弃物综合利用率	X ₂₀	%	正向
	生态质量	森林覆盖率	X ₂₁	%	正向
		城市人均公园绿地面积	X ₂₂	平方米	正向
开放现代化	商贸流动	外贸依存度	X ₂₃	%	正向
		人均进出口值	X ₂₄	万元	正向
	资本流动	外资开放度	X ₂₅	%	正向
		对外投资占 GDP 比重	X ₂₆	%	正向

(续表)

维度	系统层	指标层	序号	单位	指标属性
共享现代化	经济资源	人均公共预算支出	X ₂₇	万元/人	正向
		每万人拥有公共交通工具	X ₂₈	标台	正向
	教育医疗	初中阶段生师比(教师人数=1)	X ₂₉	-	负向
		每千人口卫生技术人员	X ₃₀	人	正向
文化现代化	文化规模	文化及相关产业增加值占 GDP 比重	X ₃₁	%	正向
		旅游总收入占 GDP 比重	X ₃₂	%	正向
	文化资源	每万人拥有博物馆数	X ₃₃	个	正向
		人均拥有公共图书馆藏书量	X ₃₄	册	正向
	文化创收	规模以上文化服务业企业人均创收水平	X ₃₅	万元/人	正向
		人均文化娱乐消费支出	X ₃₆	元	正向

(二)数据来源

本文以中国除西藏、港澳台外的 30 个省(区、市)为研究对象,选取 2013—2022 年各省(区、市)的面板经济数据。数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国文化及相关产业统计年鉴》及各省(区、市)统计年鉴、国家统计局网站数据库等。部分缺失数据采用线性插值法补齐。

(三)研究方法

1. 改进的 CRITIC - 熵权法

CRITIC 法是一种基于评价指标的对比强度和指标之间的冲突性来综合衡量指标权重的客观权重赋权方法。CRITIC 法在考虑指标变异性大小的同时兼顾了指标之间的相关性,完全利用数据自身的客观属性进行科学评价,弥补了熵权法对指标进行客观赋权时可能出现的极端权重和指标内涵重叠现象的不足。传统 CRITIC 法存在一些不足:一是用 r_{ij} 衡量指标间的相关程度,但对于绝对值相同的相关系数,其反映指标间的相关性程度大小一致,因此在反映指标之间的冲突性时用 $|r_{ij}|$ 代替更适合。二是 CRITIC 法虽能有效考虑指标数据间的冲突性和对比强度,但未考虑指标数据间的离散程度,而熵权法能够很好地解决这一问题。因此,在借鉴宋冬梅等(2015)^[9]学者的研究基础上,对传统 CRITIC 法进行改进,并结合熵权法进行组合赋权,弥补单一赋权方法的缺陷,使评价结果更客观合理,在此命名为改进的 CRITIC - 熵权法。具体步骤如下:

(1)数据标准化

为避免指标之间因量纲不同而不可比,在进行计算之前需要对指标进行标准化处理,以消除量纲影响,本文采取的标准化方法如下:

$$\text{正项指标: } X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_j\}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}}$$

$$\text{负项指标: } X_{ij} = \frac{\max\{x_j\} - x_{ij}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}}$$

其中, X_{ij} 表示第 i 年第 j 项指标经过无量纲化后的标准化值, $\min\{x_j\}$ 表示第 j 项指标的最小值, $\max\{x_j\}$ 表示第 j 项指标的最大值。

(2)基于改进的 CRITIC 法计算权重

一是计算各指标的冲突系数 R_j , 其中 $|r_{ij}|$ 为指标 i, j 的相关系数。

$$R_j = \sum_{i=1}^m (1 - |r_{ij}|)$$

二是计算各指标的信息量 C_j , 其中 σ_j 为第 j 项指标的标准差。

$$C_j = \sigma_j R_j$$

三是计算各指标权重。

$$u_j = C_j / \sum_{j=1}^n C_j$$

(3)基于熵权法计算权重

一是计算各指标的熵值 e_j 。

$$p_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^m X_{ij}}$$

$$e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m p_{ij} \ln p_{ij}$$

二是计算各指标权重。

$$\lambda_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n (1 - e_j)}$$

(4)组合赋权

基于改进的 CRITIC 法和熵权法进行组合赋权,

即改进的 CRITIC - 熵权法,得到指标综合权重。

$$\omega_j = \frac{(u_j)^\alpha \times (\lambda_j)^\beta}{\sum_{i=1}^n (u_j)^\alpha \times (\lambda_j)^\beta}$$

其中, ω_j 为第 j 项指标基于改进的 CRITIC - 熵权法计算的权重, u_j 为第 j 项指标改进的 CRITIC 法权重, λ_j 为第 j 项指标熵权法权重, α 为改进的 CRITIC 法权重的影响系数, β 为熵权法权重的影响系数, $\alpha + \beta = 1$ 。

2. Dagum 基尼系数

Dagum 基尼系数可以用于测度地区差距,其取值范围为 $[0, 1]$,数值越接近 1 表示差距越大。一般情况下认为:当 Dagum 基尼系数低于 0.2 时,表示地区间差距高度平均;0.2—0.29 表示地区间差距比较平均;0.3—0.39 表示地区间差距相对合理;0.4—0.59 表示差距较大;0.6 以上表示差异悬殊。

Dagum 基尼系数可分解为地区内系数、地区间系数和超变密度系数。地区内系数反映各地区内部水平的差距,是制定针对性区域发展政策的重要依据;地区间系数反映各地区之间水平的差距,可以帮助理解地区间相互作用的复杂性,以及这些差异对整体发展格局的影响;超变密度系数反映各地区交叉重叠现象,体现地区间相对差距情况,以及这种差距在不同地区间的动态变化过程。本文的 Dagum 基尼系数及其分解计算公式参考张卓群等(2022)^[10]学者的相关研究。

3. Kernel 密度估计

Kernel 密度估计是用于估计连续随机变量的概率密度函数的非参数方法,通过使用核函数对数据进行加权平均,估计数据的概率密度函数,能够将数据分布的重要信息直观体现出来,可将其理解为“光滑化”的直方图。基于核密度函数的峰值、宽度、分布形状等,能够分析数据的发展水平、演变态势以及是否出现两极分化现象等。

$$f_i(y) = \frac{1}{n_i h} \sum_{j=1}^{n_i} K\left(\frac{y_{ji} - y}{h}\right)$$

核密度曲线的计算公式如上式所示。其中, $K(\cdot)$ 代表核密度函数,描述了 y 邻域内所有样本点 y_{ji} 所占的权重, h 代表核密度估计的窗宽。核密度函数选择方面,本文基于高斯核函数展开讨论。窗宽选择方面,过小的窗宽可能导致估计量方差大、光滑性差,而过大的窗宽则可能损失数据的局部特征,窗宽的选择需要在

精确度和光滑性之间找到一个平衡点,本文用光滑交叉验证法选择最优窗宽。

三、中国式现代化的发展水平测度

(一) 全国层面中国式现代化发展水平分析

对全国的中国式现代化发展总体水平及分维度水平进行测度,计算 2013—2022 年中国式现代化指数和分维度指数,分析其发展水平、速度、时间趋势等方面的特征,具体结果见图 1。从全国层面看,2013—2022 年,中国式现代化指数由 0.284 增长到 0.370,增幅为 30.28%,整体发展水平偏低,但总体呈稳定上升态势。分维度看,协调现代化、绿色现代化指数水平最高,呈稳步增长趋势,且 2014 年后一直大于 0.5,在中国式现代化维度层中处于领先水平;经济现代化、共享现代化指数水平较高,且呈波动上升发展趋势,2022 年相比 2013 年分别提升 36.44%、65.98%,表明我国总体经济规模和结构在提升的同时,人民共享水平在稳步提高,与中国式现代化的内涵与特征相吻合;创新现代化、文化现代化指数的发展水平较低,但呈快速增长趋势,2022 年相比 2013 年分别提升 77.07%、89.49%,追赶势头十足;值得注意的是,开放现代化指数水平较低,且呈波动下降发展态势,2022 年指数比 2013 年下降 3.96%,目前处于维度层末位,可见提升开放发展水平是全面推动中国式现代化进程的重要抓手。

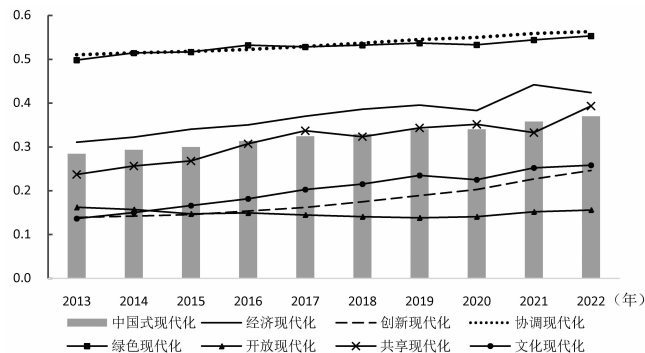


图 1 2013—2022 年中国式现代化指数和分维度指数

(二) 区域层面中国式现代化水平分析

对东部、中部、西部三大区域的中国式现代化水平进行测度,对比分析各区域中国式现代化水平与其他区域之间的关系,结果见图 2。2013—2022 年三大区域中国式现代化指数均呈现稳步上升趋势,中国式现代化水平不断提升,但提升速度存在差异。与 2013 年相比,2022 年西部地区增速为 40.19%,增长最快,中部地区次之,东部地区最慢。地区间中国式现代化发展水平差距明显,表现出东部 > 中部 > 西部的特征。东部

地区中国式现代化水平得分均值一直远高于其他地区,从而拉高了全国平均水平,导致其他地区的中国式现代化水平得分均值都低于全国平均水平,地区差异明显。究其原因,东部地区拥有充足的经济、物质、人才等资源,在市场竞争中具备更强优势,处于中国式现代

化发展的领先地位;中部地区具有承东启西、纵贯南北的区位优势,能够承接东部地区梯度转移的产业,实现产业经济持续增长,促进现代化水平不断提升;西部地区受经济发展基础薄弱、创新能力不足等因素制约,在经济高质量发展、盘活创新资源等方面处于弱势,致使其中国式现代化水平发展缓慢。综合可见,区域中国式现代化发展水平呈现总体发展水平不断提升与“东高西低”非均衡状态并存的发展态势。

(三)省域层面中国式现代化发展水平分析

对我国 30 个省(区、市)的中国式现代化水平进行测度和排序,并进行等级分类(见表 2),对比分析高水平、中等水平、较低水平省(区、市)的中国式现代化发展水平和速度趋势等方面的差异,探索高水平省(区、市)中国式现代化的特色路径与可借鉴经验。

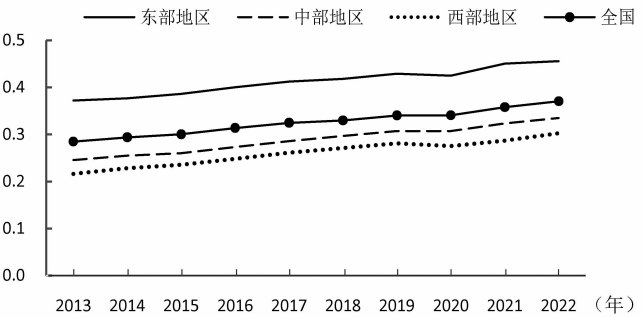


图 2 2013—2022 年三大地区中国式现代化指数

表 2 2013—2022 年各省(区、市)的中国式现代化指数

地区	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年	2022 年排名
北京	0.594	0.604	0.610	0.617	0.652	0.650	0.662	0.639	0.681	0.702	1
上海	0.494	0.499	0.524	0.544	0.555	0.556	0.564	0.560	0.600	0.608	2
浙江	0.391	0.400	0.421	0.439	0.458	0.476	0.500	0.500	0.519	0.534	3
天津	0.465	0.478	0.488	0.510	0.489	0.464	0.472	0.462	0.482	0.470	4
江苏	0.371	0.377	0.384	0.392	0.403	0.408	0.419	0.419	0.444	0.453	5
广东	0.375	0.373	0.394	0.406	0.418	0.452	0.462	0.460	0.477	0.446	6
福建	0.331	0.333	0.335	0.346	0.359	0.371	0.377	0.374	0.401	0.413	7
海南	0.278	0.279	0.294	0.300	0.308	0.309	0.327	0.336	0.373	0.383	8
山东	0.283	0.290	0.300	0.317	0.328	0.330	0.341	0.345	0.368	0.381	9
安徽	0.257	0.266	0.277	0.295	0.308	0.318	0.332	0.338	0.359	0.378	10
重庆	0.285	0.304	0.307	0.309	0.319	0.321	0.330	0.338	0.358	0.368	11
湖南	0.239	0.257	0.269	0.284	0.298	0.316	0.334	0.339	0.336	0.366	12
湖北	0.274	0.295	0.298	0.310	0.318	0.327	0.341	0.327	0.359	0.364	13
江西	0.250	0.263	0.277	0.279	0.302	0.309	0.325	0.325	0.343	0.355	14
陕西	0.277	0.281	0.290	0.303	0.305	0.307	0.316	0.320	0.335	0.352	15
四川	0.229	0.244	0.254	0.261	0.277	0.292	0.303	0.298	0.311	0.323	16
辽宁	0.297	0.293	0.262	0.284	0.303	0.313	0.317	0.305	0.322	0.323	17
河南	0.202	0.218	0.225	0.231	0.246	0.261	0.270	0.284	0.303	0.315	18
内蒙古	0.229	0.243	0.245	0.267	0.263	0.266	0.278	0.283	0.292	0.315	19
黑龙江	0.255	0.257	0.254	0.278	0.284	0.291	0.288	0.281	0.299	0.314	20
宁夏	0.196	0.208	0.218	0.226	0.260	0.276	0.279	0.271	0.286	0.313	21
河北	0.207	0.209	0.226	0.245	0.258	0.267	0.275	0.272	0.284	0.298	22
山西	0.219	0.219	0.216	0.225	0.245	0.262	0.270	0.266	0.284	0.291	23
吉林	0.266	0.264	0.264	0.279	0.283	0.289	0.294	0.293	0.300	0.290	24
广西	0.219	0.226	0.234	0.242	0.258	0.269	0.282	0.272	0.291	0.287	25
贵州	0.188	0.208	0.217	0.231	0.243	0.263	0.280	0.268	0.272	0.282	26
云南	0.190	0.198	0.209	0.226	0.247	0.257	0.268	0.258	0.271	0.280	27

(续表)

地区	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年	2022 年排名
甘肃	0.175	0.182	0.188	0.204	0.221	0.234	0.250	0.249	0.250	0.269	28
青海	0.192	0.202	0.208	0.236	0.241	0.250	0.251	0.237	0.253	0.269	29
新疆	0.193	0.209	0.214	0.220	0.233	0.244	0.255	0.230	0.234	0.266	30

总体看,2013—2022 年各省(区、市)中国式现代化发展水平波动上升,且不同地区间存在差异,呈现出时间上、空间上的演化特征。从时间上看,所有省(区、市)的中国式现代化发展水平均呈上升趋势,但增速存在差异。与 2013 年相比,2022 年天津、辽宁、吉林的中国式现代化指数增长不足 10%,增速较慢,而湖南、河南、宁夏、甘肃增长均超过 50%,具有基数小但增速高的特点。从空间上看,各省(区、市)的现代化评价结果有较大差异。2013 年,现代化发展水平居全国前三位的依次为北京、上海和天津,云南、贵州和甘肃则居全国后三位,得分值均不足 0.2;所有省(区、市)间的变异系数为 0.356,区域之间差距较大。2022 年,现代化发展水平居全国前三位的依次为北京、上海和浙江,其值均超过 0.5,且北京的综合得分达 0.702,远高于其他省(区、市),是末位新疆的 2.639 倍;所有省(区、市)之间的变异系数下降为 0.280,区域间差距呈

表 3 各省(区、市)中国式现代化水平的等级分类

	高水平	中等水平	较低水平
东部地区	北京、上海、天津、浙江、广东、江苏、福建、山东	海南、辽宁	河北
中部地区	湖北	安徽、湖南、江西、吉林、黑龙江	河南、山西
西部地区	重庆	陕西、四川、内蒙古	广西、宁夏、贵州、云南、青海、新疆、甘肃

缩小态势。

计算 2013—2022 年各省(区、市)中国式现代化指数的平均值,并利用聚类分析法对各省(区、市)中国式现代化水平均值进行等级分类,结果见表 3。可以看出,中国式现代化发展高水平省(区、市)聚集于东部地区,中部地区现代化发展水平较为均衡,西部地区发展相对滞后。值得注意的是,东部地区的河北现代化发展水平较低,与该地区其他省(区、市)存在明显差距,未能从京津冀协同发展中获得良好的辐射优势。西部地区的重庆现代化发展水平较高,可能与其直辖市的优势地位存在一定关系。由此可见,各省(区、

市)需要竭力提升中国式现代化水平,推进区域间优势资源迁移共享,实现现代化等级水平的跃升式发展。

四、中国式现代化的空间差异分解和来源识别

依据 Dagum 系数及分解方法,测度 2013—2022 年全国总体及东部、中部、西部三大地区中国式现代化指数的总体基尼系数、地区内基尼系数、地区间基尼系数及贡献率,分析全国、区域尺度下的中国式现代化水平差距的发展态势,以及各区域间中国式现代化水平的相对差异,并进行中国式现代化水平总体差异的来源识别,测度结果见表 4。

图 3(a)刻画了全国层面中国式现代化指数的基

表 4 2013—2022 年中国式现代化指数的基尼系数及贡献率

年份	总体	地区内			地区间			贡献率(%)		
		东部	中部	西部	东-中	东-西	中-西	地区内	地区间	超变密度
2013	0.179	0.159	0.051	0.086	0.216	0.271	0.096	22.58	72.22	5.20
2014	0.170	0.162	0.049	0.084	0.206	0.254	0.091	23.63	69.95	6.42
2015	0.169	0.165	0.054	0.080	0.207	0.251	0.086	24.07	69.65	6.28
2016	0.161	0.158	0.053	0.071	0.200	0.240	0.080	23.81	70.57	5.62
2017	0.152	0.154	0.049	0.060	0.191	0.229	0.070	23.68	71.60	4.72
2018	0.143	0.148	0.044	0.052	0.180	0.217	0.063	23.58	72.16	4.26
2019	0.140	0.146	0.050	0.049	0.177	0.212	0.063	23.69	71.59	4.72
2020	0.144	0.143	0.049	0.065	0.174	0.219	0.074	23.75	71.22	5.03

(续表)

年份	总体	地区内			地区间			贡献率(%)		
		东部	中部	西部	东-中	东-西	中-西	地区内	地区间	超变密度
2021	0.148	0.141	0.048	0.069	0.177	0.227	0.078	23.26	71.91	4.84
2022	0.139	0.139	0.055	0.060	0.167	0.208	0.074	24.11	69.83	6.06

尼系数。可以发现,2013—2022年全国层面的基尼系数呈现波动下降发展趋势,由2013年的0.179下降至2022年0.139,总体下降22.35%,地区差异不断缩减。2019年基尼系数为0.140,在近几年中均衡性表现最好。由此可见,全国层面的中国式现代化指数水平差距呈现整体下降的发展态势,表明近些年国家区域发展战略有效缩小了各地区中国式现代化发展的差距。

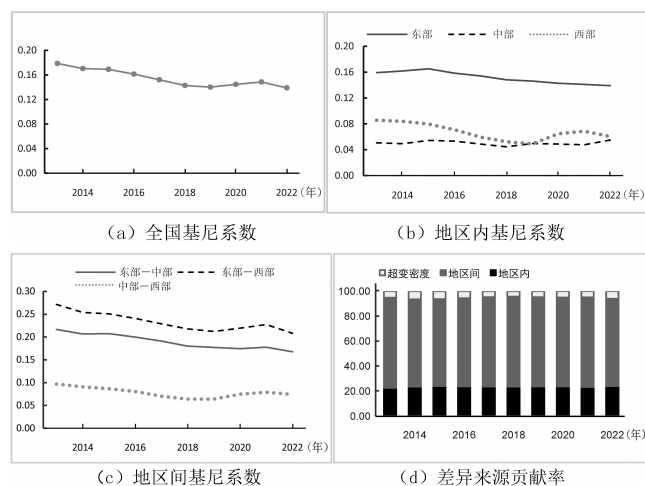


图3 中国式现代化指数的基尼系数及贡献率

图3(b)刻画了东部、中部和西部三大地区内部的中国式现代化指数的基尼系数。2013—2022年东部、中部和西部的中国式现代化指数的基尼系数均值分别为0.152、0.050和0.068,说明东部地区中国式现代化发展的地区内差异最大,西部地区次之,中部地区最小。具体看,东部基尼系数波动下降,2022年比2013年总体下降12.61%,内部分异小幅降低;中部基尼系数波动趋稳,总体上升8.63%,内部分异变动较小;西部基尼系数波动下降,总体下降29.46%,内部分异明显下降。由此可见,三大地区内部的空间分异程度表现出不同的发展趋势,东部、西部地区中国式现代化水平的地区内分异程度呈现逐步缩小态势,而中部的分异程度却表现出扩大趋势。

图3(c)刻画了东部、中部和西部三个地区之间中国式现代化指数的基尼系数。东部-中部、东部-西部、中部-西部地区间中国式现代化指数的基尼系数均值分别0.189、0.233、0.078。对比均值大小发现,东

部-西部地区之间分异程度最大,东部-中部次之,中部-西部最小。从变动趋势看,2013—2022年三大地区间的基尼系数均表现为波动下降发展态势,总体降幅均超过20%。由此可见,三大地区间的中国式现代化水平分异程度呈下降趋势,地区间的发展差距不断缩减。

图3(d)刻画了中国式现代化指数的基尼系数分解项的贡献率。研究期内,地区内、地区间和超变密度的平均差异贡献率均值分别为23.62%、71.07%、5.32%,表明地区间差异是中国式现代化水平总体差异的主要原因。具体看,2013—2022年,区域内差异波动上升,差异贡献率总体增长1.53个百分点;区域间差异贡献率波动下降,总体下降2.39个百分点;超变密度差异贡献率小幅上升,总体增长0.86个百分点,这期间样本交叉重叠现象逐年增强,但仍明显低于区域内差异贡献率和区域间差异贡献率。由此可见,区域间差异是中国式现代化水平空间分异的主要来源,其次是区域内分异,超变密度的分异程度,即中国式现代化水平在不同地区之间的交叉重叠程度,对中国式现代化空间分异的贡献率最小。

五、中国式现代化水平的动态演变分析

采取Kernel密度估计方法,深入考察各区域中国式现代化水平的绝对差异和动态演进规律,测度结果如图4所示。

核密度曲线的水平位置代表中国式现代化指数水平高低,曲线向左偏移意味指数普遍偏低,向右偏移则表明指数普遍较高。曲线波峰的高度和宽度揭示了中国式现代化指数的集中程度。高峰且狭窄的波峰表示指数在某一特定值附近高度集中,波峰较矮且宽广则暗示指数在较大范围内分布相对均匀。波峰数量可以判断中国式现代化指数的极化程度,单一波峰表示指数相对一致,不存在明显差异,多个波峰则意味着指数存在明显分层或极化现象。曲线的拖尾程度反映了中国式现代化指数分布中极端值的存在情况。拖尾越长说明存在越多极端值,意味着地区内差异程度较高。全国中国式现代化发展具有以下显著特点:从分布位置看,全国核密度估计函数分布重心呈现波

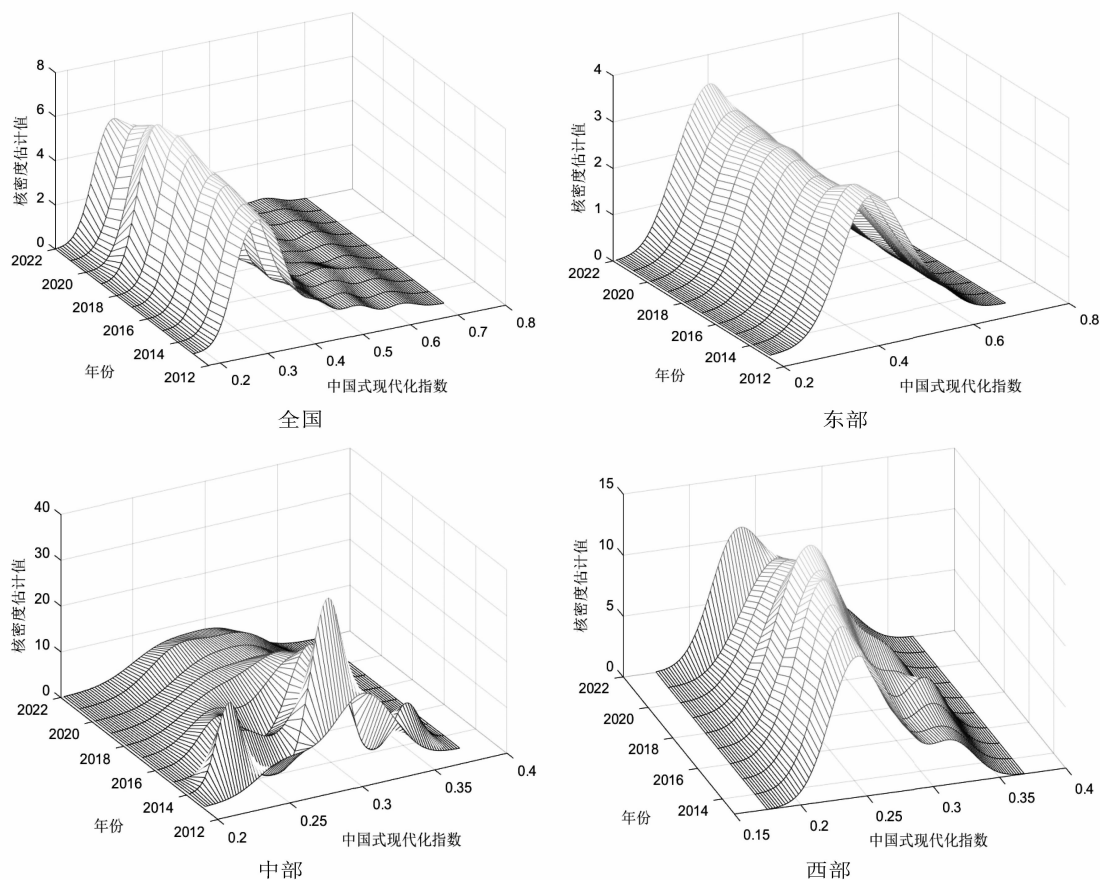


图4 2013—2022年全国及三大地区中国式现代化 Kernel 密度图

动右移发展趋势,说明全国中国式现代化发展水平不断上升。从峰值特征看,全国中国式现代化分布峰值在样本期内呈现“收窄—变宽—收窄”的波动发展趋势,总体分异程度变动较小,表明中国式现代化发展差距在波动中趋稳。从波峰数量看,样本期内全国中国式现代化分布均只存在一个单峰,而且不陡峭,说明这段时期中国式现代化发展未出现明显的极化趋势。从分布形态看,样本期内全国核密度估计函数分布表现出右拖尾趋势,说明存在中国式现代化发展水平很高的省(区、市)。总体说,全国中国式现代化发展水平不断提高且集中程度显著增强。

分区域看,东部、中部和西部三大地区中国式现代化发展具有以下显著特点:从分布位置看,三大地区的核密度估计函数分布重心均呈现不断右移发展趋势,说明各地区中国式现代化发展水平均不断上升。从峰值特征看,东部和西部中国式现代化分布峰值在样本期内均呈现“收窄—变宽”的波动发展趋势,总体分异程度变动较小,中国式现代化发展差距在波动中趋稳;中部地区波峰峰值呈“上升—下降—上升”趋势,2018年后波峰形状明显变宽,地区内分异程度大幅降

低。从波峰数量看,东部地区现代化分布只存在一个单峰,样本期间尚未出现明显极化趋势;西部地区2019年之前存在一个主峰和一个侧峰,该地区此时存在两极分化现象,近几年侧峰消失,表明此时的两极分化现象已被逐渐削弱;中部地区2013年存在一个主峰和三个侧峰,存在明显极化现象,2016年变为一个主峰和一个侧峰,极化现象减弱,近几年侧峰消失,且峰值高度降低,表明中部地区中国式现代化发展水平的两极分化现象明显降低,内部发展差距不断缩小。从分布形态看,东部和西部地区的核密度估计函数分布均表现出右拖尾趋势,说明存在中国式现代化发展水平很高的省(区、市),且西部地区的右拖尾性状更为明显,说明该地区的“高值极化”现象最显著。总体说,区域间中国式现代化发展呈现差异与相似并存,区域间差距波动趋小的动态演变趋势。

六、研究结论和提升路径

(一) 研究结论

本文基于中国式现代化的时代内涵和特征,构建包含七个维度的中国式现代化评价指标体系,采用改进的CRITIC—熵权法测度2013—2022年我国的现代

化发展水平;采用 Dagum 基尼系数探究中国式现代化发展的空间差异和来源识别;采用 Kernel 密度估计方法深入考察各区域中国式现代化水平的绝对差异和动态演进规律,得出以下研究结论:一是当前中国式现代化整体发展水平偏低,但总体处于稳定上升态势。其中协调现代化、绿色现代化指数水平最高,且呈稳步增长趋势;开放现代化指数水平较低,且呈波动下降发展态势,目前处于维度层末位,提升开放发展水平是全面推动中国式现代化进程的重要抓手。三大区域中国式现代化指数呈现稳步上升与“东高西低”非均衡态势并存的波动发展态势,具体表现出东部>中部>西部的特征。二是全国层面中国式现代化指数的基尼系数呈现波动下降发展趋势,地区差异不断缩减;三大地区之间的中国式现代化水平分异程度呈下降趋势,地区间的发展差距不断缩减。东部和西部地区中国式现代化水平的地区内分异呈现逐步缩小态势,而中部的分异程度却表现出扩大趋势;区域间差异是中国式现代化水平空间分异的主要来源,其次是区域内分异,超变密度的分异程度,即中国式现代化水平在不同地区之间的交叉重叠程度,对中国式现代化空间分异的贡献率最小。三是全国中国式现代化发展呈现水平不断提高且集中程度显著增强的发展态势;区域间中国式现代化发展呈现差异与相似并存,区域间差距波动趋小的动态演变趋势。

(二)提升路径

在研究结论基础上,结合中国式现代化发展情况提出如下提升路径:

第一,完善中国式现代化顶层设计。中国式现代化发展是具有中国特色的、全体人民共同参与的、各维度发展要素水平全方位提高的过程,应以中国式产业现代化为着力点,以创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念为指引,坚持创新引领以强化科技战略支撑,坚持区域协调以落实重大国家战略,坚持绿色理念以有序推进碳达峰碳中和,坚持开放循环以加快构建新发展格局,坚持人民共享以扎实推动共同富裕,全面推动中国式现代化总体和各领域迈向高质量发展,实现高水平跃升。

第二,建立区域差异化发展机制。重视中国式现代化建设进程中的差异问题,特别是区域间差异,不断打破区域边界,积极推动区域间交流合作,积极推动区域现代化协调建设。东部地区应发挥模范示范效应,结合区域经济资源优势,坚持创新驱动,保持核心

竞争优势,在优化自身发展的同时积极促进现代化成果外溢;中部地区应充分发挥能源资源富集优势,提升能源资源优化配置水平,认清现代化建设短板,着力缩小与东部地区差距;西部地区应牢牢把握“一带一路”倡议等契机,持续推进“西部大开发”战略,培育经济新动能,推动经济现代化产业化发展,扎实推进中国式现代化水平不断提升。

第三,释放中国式现代化高水平地区辐射效应。不同地区的经济基础、资源条件和外部环境等大不相同,因此中国式现代化的发展水平和提升速度也存在较大差距。政府部门应根据中国式现代化高水平地区资源需求,出台具有针对性和可行性的激励机制,推动高水平地区优先发展;企业应依据中国式现代化高水平发展地区的独有特征,因地制宜建立合作机制,促进产业、产品等核心要素跨区域跨平台流动,全面释放中国式现代化高水平地区的辐射带动效应。中国式现代化高水平地区要把握好现代化建设新机遇,优化现代化建设核心资源,完善现代化产业体系建设,化“虹吸”为“辐射”,带动相邻地区的现代化发展。◆

参考文献:

- [1]刘宗涛.推进中国式现代化的价值遵循与现实依托[J].科学社会主义,2022(5):107-115.
- [2]张占斌,王学凯.中国式现代化:特征、优势、难点及对策[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2022,43(6):27-36.
- [3]唐亚林,周昊.走自己的路:中国式现代化的理论演进、路径选择与价值追求[J].理论探讨,2022(5):29-38.
- [4]石建勋,杨璐柳婷.中国式现代化的演变历程、深刻内涵及推进路径[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2023,44(1):73-82.
- [5]蒋永穆,李想,唐永.中国式现代化评价指标体系的构建[J].改革,2022(12):22-35.
- [6]裴长盛,曲建武.中国式现代化的统计测度及推进路径[J].工业技术经济,2023,42(6):124-133.
- [7]刘晓雅.数字经济、相对贫困治理与中国式现代化[J].统计与决策,2024,40(5):10-15.
- [8]马大晋,吴旭辉,杨亚琼.中国式现代化:水平测算、演变格局与收敛规律[J].统计与决策,2024,40(5):100-105.
- [9]宋冬梅,刘春晓,沈晨,等.基于主客观赋权法的多目标多属性决策方法[J].山东大学学报(工学版),2015,45(4):1-9.
- [10]张卓群,张涛,冯冬发.中国碳排放强度的区域差异、动态演进及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(4):67-87.

(责任编辑:沐辰)

新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展水平测度与障碍因子分析

王丽程 郑 棣

(四川省社会科学院 区域经济研究所, 四川 成都 610072)

摘要:基于对新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展内涵特征的理解,构建包含4个目标层、12个准则层、27个指标层的综合评价指标体系,对成渝地区双城经济圈协调发展水平进行实证测度,结果表明:(1)成渝地区双城经济圈协调发展水平总体偏低,但呈平稳上升趋势。区域间差异是总体差异的主要来源,并主要由川东北城市群与重庆间差异带动。创新发展水平整体较低且发展差异大,是影响成渝地区双城经济圈协调发展的重要制约因素。(2)成都平原经济区的协调发展水平高于成渝地区双城经济圈,但区域内差异大,川南城市群和川东北城市群协调发展水平低于成渝地区双城经济圈,但区域内差异小。(3)外贸依存度、产业结构高级化、每万人专利数、发明专利占比、绿色专利占比、人均二氧化碳排放、每万人卫生机构床位数、普通中学师生比是影响成渝地区双城经济圈协调发展的主要障碍因子。

关键词:新发展格局;成渝地区双城经济圈;耦合协调度;区域差异;障碍因子

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)08-0048-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2024.08.006

一、引言和文献综述

加快构建新发展格局,是适应我国新发展阶段、统筹发展和安全、把握未来发展主动权的必然选择和战略部署。成渝地区双城经济圈在国家发展大局和构建新发展格局中具有独特且重要的战略地位。新发展格局下推进成渝地区双城经济圈协调发展,是持续发挥川渝地区作为国家战略大后方功能,实现发展和安全动态平衡的长远之计,是遵循区域经济发展规律,构建形成优势互补、高质量发展区域布局的内在要求,更是贯彻落实区域协调发展战略,破解成渝地区协调发展现实之困的必然选择,对畅通国内国际双循环,打造区域发展新支点具有重要意义。

当前,理论界对新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展的研究主要集中在三个方面:一是对新发

展格局与区域协调发展相互关系的研究。安虎森和汤小银(2021)^[1]认为,新发展格局下实施区域协调发展战略需要以破除区域不平衡不充分发展为主要目标,将以人民为中心的新发展思想和新发展理念融入具体路径中。孙久文和张皓(2021)^[2]提出,构建新发展格局需要在继续深入实施区域协调发展战略以缩小区域发展差距的过程中稳步推进。二是对成渝地区协调发展水平测度的研究。赵川(2019)^[3]从“产业-人口-空间”角度对成渝城市群的协调发展状况进行评价。林黎等(2020)^[4]建立了包含五大发展理念的川渝协同发展评价指标。张鹏飞和刘新智(2021)^[5]分析了成渝双城经济圈重庆市及四川15个市(州)的“产业-交通-人口”的协调发展情况。冯月和刘志彪(2021)^[6]测度了成渝地区双城经济圈的区域差距及驱动因素。蔡文伯

基金项目:四川省哲学社会科学规划项目“新质生产力促进四川高水平区域协调发展的空间逻辑与实现路径研究”(SCJJ24ND272);四川省哲学社会科学规划项目“数智化赋能四川产业绿色转型新动能培育的空间协同机制研究”(SCJJ24ND271)。

作者简介:王丽程(1990—),男,四川南充人,博士,助理研究员,研究方向为区域经济;郑棣(1992—),男,四川成都人,博士,副研究员,研究方向为区域经济。

等(2022)^[7]研究了成渝地区双城经济圈“高等教育—科技创新—经济发展”的动态耦合协同发展问题。三是对新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展的相关研究。这类文献数量较少,相关研究主要是关注新发展格局下成渝地区双城经济圈建设的重大意义,以及成渝地区双城经济圈如何深入融入新发展格局。杨钊(2021)^[8]认为,新发展格局赋予成渝地区新使命,推动成渝地区加速融入新发展格局,应聚焦“一极两中心两地”战略定位,持续提升中心城市经济—人口承载力,共同提升对西部地区乃至全国高质量发展的引领辐射带动力。刘波和邓玲(2021)^[9]认为,新发展格局下,推进城市群协同发展,应推进七大子系统协同、构建四种协同关系、破解两个关键环节。史育龙和潘昭宇(2021)^[10]认为,加快构建新发展格局,成渝地区双城经济圈应以“双城驱动、两翼突破、轴带拓展、极点支撑”的思路优化空间结构。姚树洁和刘嶺(2021)^[11]认为,成渝地区双城经济圈融入新发展格局,不仅需要促进双城经济圈内部的均衡增长,还需要与京津冀、长三角和粤港澳大湾区等全国其他区域经济板块构成强大的空间经济地理架构。

虽然学者们进行了大量有价值的研究,但仍然存在以下两点有待拓展:一是理论分析层面,没有基于新发展格局明确提出区域协调发展新内涵新特征的文献;二是实证分析层面,没有基于新发展格局提出测度成渝地区双城经济圈协调发展水平的指标体系,且缺乏实证研究的文献。鉴于此,本文基于对新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展内涵特征的理解,从经济、创新、生态和民生四个维度构建评价指标体系,综合采用熵权法、耦合协调度模型、Dagum 基尼分解、障碍度模型等方法对成渝地区双城经济圈协调发展水平进行实证测度。

二、理论分析

(一)构建新发展格局的协调逻辑

新发展格局的构建蕴含深刻的协调发展逻辑,本文从构建新发展格局的“循环体系—构建动力—任务内容”三个层次进行说明(见图1)。

首先,从“循环体系”看,构建新发展格局要求“国际—国内”两个循环,包括社会化大生产“生产—流动—消费—交换”各个环节,以及循环的地理空间承载形成的协调发展关系。“国际—国内”两个循环并不只强

调“以国内大循环为主”而大幅收缩对外开放,也不只强调国际大循环,而忽视国内大循环,不是固守“两头在外,大进大出”的旧思路,而是注重“国际—国内”双循环的协同推进。构建新发展格局涉及的社会化大生产,也是要实现各环节的系统循环,注重各环节之间的双向自由循环,而非只畅通某一环节或某几个环节,如流通或者流通与消费等,不能搞低层次或相互割裂的单一环节循环或者部分环节循环。构建新发展格局涉及的区域空间,不能只考虑建设本地区小市场搞相互独立的地方小循环,而是要基于产业基础、资源禀赋等现实条件,推动“区域—区域”间在产业布局、制度建设、基础设施等方面强化分工与协同合作,形成要素共享、功能互补、协调联动的发展格局。

其次,从“构建动力”看,新发展格局的构建既要发挥市场“看不见的手”在资源配置中的决定性作用,又要利用好政府“看得见的手”以及社会“第三只手”在宏观调控、社会反哺、纠正市场失灵引起的效率损失、公共福利失衡等方面的“有为”作用,处理好彼此间的边界关系,形成“政府+市场”,甚至“市场+政府+社会”相互协调、相互促进、有机统一的良性关系。

最后,从“任务内容”看,新发展格局的构建蕴含深刻的协调发展逻辑。习近平总书记指出:“构建新发展格局最本质的特征是实现高水平的自立自强,必须更强调自主创新。”更强调“自主创新”,并非什么“卡脖子”技术难题都自己干,搞“关门创新”“自己创新”,而是基于客观实际和产业基础,坚持自主创新与二次创新的有机结合和相互协调。

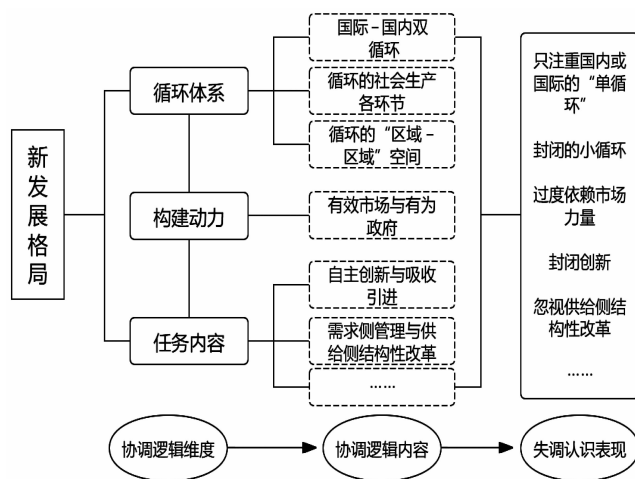


图1 构建新发展格局的协调发展逻辑示意图

(二)新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展的内涵特征

新发展格局下的区域协调发展,是在区域开放条件下,区域之间空间布局更加合理,经济分工合作关联互动相互促进更加紧密,各区域形成内生可持续发展动力且区域之间城乡社会差异持续缩小的过程,实现各区域更均衡更高质量增长成果共享的经济增长方式。这一定义可以分解为“动力-内容-结果”三个维度:动力维度下,协调发展是区域增长的重要手段,区域增长的动力更依赖创新驱动,更具有可持续性;内容维度下,区域协调不仅指经济产业的协调,也包括空间、生态、创新等系统间的协调,区域之间经济社会关联性互动性更强;结果维度下,区域经济社会发展的水平更高,区域、城乡、收入等差距显著缩小,区域增长成果实现更加均衡和高质量的共享。结合成渝地区双城经济圈这一特定地理空间及其“两中心两地”的战略定位,本文提出新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展的四个基本特征:科技创新能力更强、经济发展质效更优、生态建设水平更高、福利水平更加均衡(见图2)。

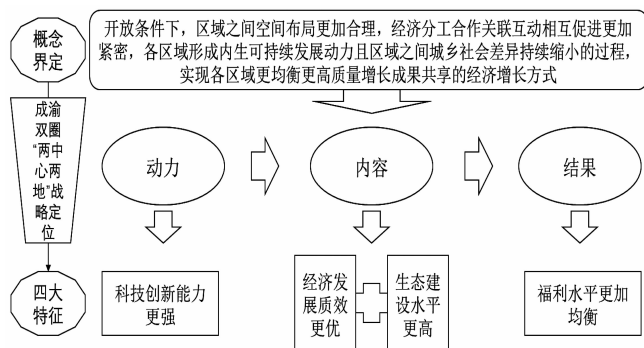


图2 新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展内涵特征概念图

特征一:科技创新能力更强。习近平总书记指出,构建新发展格局最本质的特征是实现高水平的自立自强。建设“具有全国影响力的科技创新中心”是成渝地区双城经济圈发展的战略定位之一。新发展格局下的成渝地区双城经济圈协调发展,以创新投入-产出进行衡量的科技创新协调能力更强成为其重要特征之一,其关注的是成渝地区双城经济圈协调发展的内在动力是否可持续。

特征二:经济发展质效更优。新发展格局下的经济发展不仅关注规模和总量,更强调对经济结构和经

济效率的追求。新发展格局是实现高质量发展的战略基点,成渝地区双城经济圈要建设“具有全国影响力的重要经济中心”,首要是实现经济的高质量发展。因此,产业结构更优、经济效率更高的经济发展质效是成渝地区双城经济圈协调发展的重要特征。

特征三:生态建设水平更高。绿色发展是新发展理念的内核之一,中国式现代化要求实现人与自然和谐共生。成渝地区双城经济圈肩负筑牢长江上游生态屏障的重任。新发展格局下的成渝地区双城经济圈协调发展,必须坚持“生态优先,绿色发展”原则,推动生态共建共保,探索绿色转型发展新路径,构建绿色低碳的生产生活方式和建设运营模式,实现可持续发展。

特征四:福利水平更加均衡。习近平总书记指出,区域协调发展的基本要求是实现基本公共服务均等化,基础设施通达程度比较均衡。这深刻阐释了“以人民为中心”发展理念下区域增长和发展的成果要实现更加均衡、高质量的共享。成渝地区双城经济圈打造“高品质生活宜居地”,须实现城乡差距更加收敛和公共福利水平更加均衡,推动区域教育、医疗、社会保障、基础设施等基本公共服务实现均等化,通过协调发展实现增长成果的共享。

三、研究设计

(一)研究范围与数据来源

根据《成渝地区双城经济圈建设规划纲要》,基于数据可得性,本文以重庆、成都、自贡、绵阳、泸州、乐山、宜宾、遂宁、南充、达州、眉山、资阳、广安、内江、德阳、雅安16个城市作为研究区域。推动成渝地区双城经济圈建设的重大战略决策系习近平总书记2020年1月于中央财经委员会第六次会议提出,国家层面对成渝地区的顶层规划可追溯至2011年印发的《成渝经济区区域规划》。为此,本文将2010年作为样本研究的起点,样本年份为2010—2021年,相关数据主要来源于《四川统计年鉴》《重庆统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各地市统计公报等,少数缺失值采用插值法与ARIMA拟合法补齐。

(二)指标体系构建

参考霍伟黎和宋玉祥(2023)^[12]、陈子曦等(2022)^[13]、李海央等(2023)^[14]的做法,从经济、创新、生态、民生4个目标层出发构建包含12个准则层、27个指标层的新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展评价指标体系(见表1)。

表 1 新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展评价指标体系

目标层	准则层	指标层	指标含义	单位	属性	权重(%)
经济 (A)	经济增长(A1)	地区生产总值增长率(A11)	地区生产总值增长率	%	正	6.04
	经济结构(A2)	产业结构高级化(A21)	第三产业增加值/第二产业增加值	-	正	17.23
		外贸依存度(A22)	进出口总额/地区生产总值	-	正	33.99
	经济效率(A3)	人均 GDP(A31)	地区生产总值/年平均人口	元	正	11.28
		劳动生产率(A32)	地区生产总值/就业人员数	元/人	正	11.06
		资本生产率(A33)	地区生产总值/固定资产存量	-	正	10.36
		能源生产率(A34)	地区生产总值/能源消耗总量	元/吨标准煤	正	10.03
创新 (B)	创新投入(B1)	科技投入力度(B11)	科技支出/地方一般公共预算支出	-	正	15.09
		人才培养(B12)	每万人高等学校在校生数量	人/万人	正	11.75
		R&D 投入强度(B13)	R&D 内部投入/地区生产总值	-	正	19.82
	创新产出(B2)	每万人专利数(B21)	专利授权数/年末常住人口	件/万人	正	19.57
		每万人发明专利数(B22)	发明专利授权数/年末常住人口	件/万人	正	27.32
		发明专利占比(B23)	发明专利授权数/专利授权数	-	正	6.45
生态 (C)	绿色生产(C1)	工业二氧化硫排放(C11)	工业二氧化硫排放量/第二产业增加值	吨/亿元	负	9.26
		工业废水排放(C12)	工业废水排放量/第二产业增加值	万吨/亿元	负	7.60
		绿色专利占比(C13)	绿色专利授权数/专利授权数	-	正	34.13
	绿色生活(C2)	人均二氧化碳排放(C21)	二氧化碳排放量/年末常住人口	吨/人	负	33.46
		垃圾处理(C22)	生活垃圾无害化处理率	%	正	11.43
	城市绿化(C3)	建成区绿化覆盖率(C31)	建成区绿化面积/建成区面积	-	正	4.13
民生 (D)	民生投入(D1)	就业社会保障投入力度(D11)	就业社会保障支出/地方一般公共预算支出	-	正	5.47
		教育投入力度(D12)	教育支出/地方一般公共预算支出	-	正	5.01
	基础设施(D2)	每万人公路里程(D21)	公路里程/年末常住人口	km/万人	正	7.69
	公共服务(D3)	每万人医生数(D31)	医生数/年末常住人口	人/万人	正	4.94
		每万人卫生机构床位(D32)	卫生机构床位/年末常住人口	位/万人	正	18.72
		普通中学师生比(D33)	普通中学教师数/普通中学在校生数	-	正	29.68
	城乡差距(D4)	城乡居民收入比(D41)	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	-	负	14.63
		城乡居民消费比(D42)	城镇居民人均消费/农村居民人均消费	-	负	13.86

(三) 研究方法

1. 熵权法

熵权法作为常见的客观赋权方法,根据指标所反映的有效信息量确定其权重,采用客观赋权法评价指标权重能减小由于系统目标差异带来的影响。通常,一项指标的信息熵越大,其对系统发展影响权重就越大,反之则越小。熵权法的计算过程如下:

首先,对指标进行去量纲化处理,以消除量纲影响。

其中, X_{ijt} 为第*i*个地区第*t*年第*j*项指标的值, X'_{ijt} 为标准化结果, $X_{j(max)}$ 为所有地区第*j*项指标的最大值, $X_{j(min)}$ 为所有地区第*j*项指标的最小值。

$$\text{正向指标: } X'_{ijt} = (X_{ijt} - X_{j(min)}) / (X_{j(max)} - X_{j(min)}) \quad (1)$$

$$\text{负向指标: } X'_{ijt} = (X_{j(max)} - X_{ijt}) / (X_{j(max)} - X_{j(min)}) \quad (2)$$

其次,计算分项指标的信息熵 e_j 。

其中, T 为总年份数, M 为总地区数。

$$f_{ijt} = \frac{X'_{ijt}}{\sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^M X'_{ijt}} \quad (3)$$

$$e_j = \frac{-1}{\ln(TM)} \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^M (f_{ijt} \ln f_{ijt}) \quad (4)$$

接着,计算分项指标的差异系数 g_j 与权重 w_j 。

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

$$w_j = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^N g_j} \quad (6)$$

最后,计算综合得分值 H_{it} 。

$$H_{it} = \sum_{j=1}^N w_j X'_{ijt} \quad (7)$$

2. 耦合协调度模型

耦合协调概念来源于物理学,指两个或两个以上系统间的相互作用与协调效应。耦合度 C 反映系统间相互作用强度,计算过程如下:

$$C = \left[\frac{\prod_{i=1}^n U_i}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_i \right)^n} \right]^{\frac{1}{n}} \quad (8)$$

协调度 D 反映系统间协调效应,计算过程如下:

$$D = \sqrt{CT} \quad (9)$$

$$T = \sum_{i=1}^n w_i U_i \quad (10)$$

其中, T 为子系统综合调和指数, w_i 为待定参数,反映子系统对总系统的重要程度。借鉴高培培(2024)^[15]的划分方法,耦合协调度等级划分标准见表 2。

表 2 耦合协调度等级划分标准

耦合协调度	耦合协调度 D 值区间	协调等级	耦合协调程度
恶性耦合	(0.0-0.1)	1	极度失调
	[0.1-0.2)	2	严重失调
拮抗耦合	[0.2-0.3)	3	中度失调
	[0.3-0.4)	4	轻度失调
磨合耦合	[0.4-0.5)	5	濒临失调
	[0.5-0.6)	6	勉强协调
良性耦合	[0.6-0.7)	7	初级协调
	[0.7-0.8)	8	中级协调
良性耦合	[0.8-0.9)	9	良好协调
	[0.9-1.0)	10	优质协调

3. Dagum 基尼系数

Dagum 基尼系数是在基尼系数的基础上进行改进和修正的指标。Dagum 基尼系数可分解为组内系数、组间系数和超变密度系数。组内系数反映各地区内部水平的差距,组间系数反映地区之间水平的差距,超变密度系数反映各地区交叉重叠现象,体现相对差距情况。Dagum 基尼系数弥补了其他用于测度地区差距方法因无法解决考察数据存在交重叠现象的不足,能更好地识别地区差距来源。

4. 障碍度模型

障碍度模型是一种识别系统发展障碍要素的模型,能够探析子系统发展差异来源,为优化整体发展水平提供参考,计算公式如下:

$$A_i = \frac{w_i(1-r_i)}{\sum_{i=1}^n w_i(1-r_i)} \times 100\% \quad (11)$$

其中, w_i 为第 i 项指标的权重, r_i 为第 i 项指标的

标准化值。 A_i 为第 i 项指标的障碍度, A_i 值越大,说明该指标对复合系统发展水平的阻碍作用越大。

四、实证分析

(一) 协调发展指数时序演变分析

按熵权法对指标层赋权,分别测得 2010—2021 年成渝地区双城经济圈 16 个城市的经济、创新、生态、民生四大发展指数,将指数平均赋权后(25%)形成区域协调发展综合指数,如图 3 所示。2010—2021 年,成渝地区双城经济圈协调发展指数呈平稳上升趋势,由 2010 年的 0.30 增长至 2021 年的 0.46。

分维度看,成渝地区双城经济圈经济发展指数整体上升,2010—2016 年小幅波动,2016—2019 年呈明显增长趋势,这一趋势于 2020 年中断,并在 2021 年得以延续,原因可能在于成渝地区经济结构优化升级功效逐步释放,稳步进入经济高质量发展的新常态,2020 年增长趋势中断则因为新冠疫情冲击。创新发展指数最低,但增长趋势相对稳定,由 2010 年的 0.11 稳步增长至 2021 年的 0.24,且 2019 年后增长逐渐提速。生态发展指数最高,且地区处于稳定状态。民生发展指数呈现明显的增长趋势,由 2010 年的 0.28 增长至 2021 年的 0.61,且 2017 年后增长逐步加快。

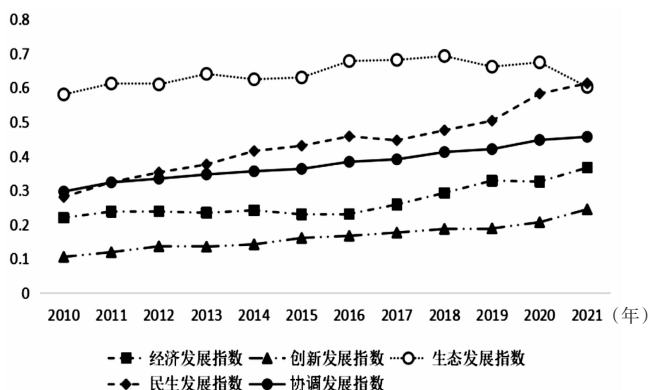


图 3 成渝地区双城经济圈协调发展指数

(二) 耦合协调发展水平分析

1. 整体耦合协调发展水平

基于耦合协调度模型,将成渝地区 16 个城市视为 16 个子系统,将其重要性视为等同(子系统综合调和指数 w_i 均设为 $1/16$),测得成渝地区区域发展、经济发展、创新发展、生态发展和民生发展的耦合协调度(见图 4)。2010—2021 年,成渝地区双城经济圈区域发展的耦合协调度平稳上升,由 2010 年的 0.54(勉强协调)上升至 2021 年的 0.67(初级协调)。

分维度看,成渝地区双城经济圈经济发展耦合协

调度先平稳波动(2010—2016年)后较快上升,由濒临失调转为勉强协调;创新发展耦合协调度整体最低且增速先慢(2010—2019年)后快(2019—2021年),由2010年的0.29(中度失调)上升至2021年的0.43(濒临失调);生态发展耦合协调度整体处于0.75—0.85之间(中级协调与良好协调),并无明显上升或下降趋势;民生发展耦合协调度则保持相对较快的增长,由2010年的0.53(勉强协调)上升至2021年的0.78(中级协调)。

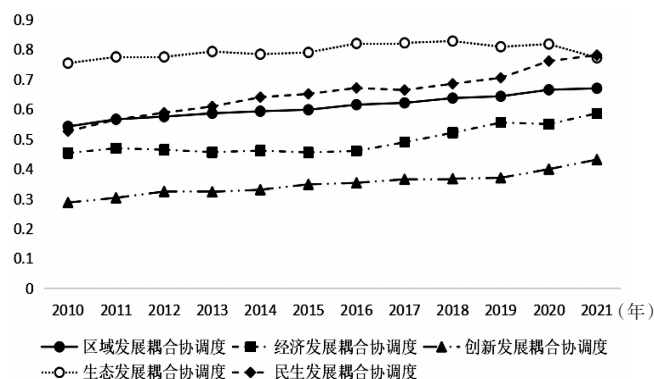


图4 成渝地区双城经济圈区域发展耦合协调度

2. 局部区域耦合协调发展水平

参考陈子曦等(2022)^[13]的做法,依据《四川省“十二五”城镇化发展规划》《四川省新型城镇化规划(2014—2020年)》,将成渝地区双城经济圈划分为成都平原经济区(成都、绵阳、德阳、遂宁、雅安、资阳、眉山)、川南城市群(宜宾、泸州、自贡、内江、乐山^①)、川东北城市群(南充、广安、达州)、重庆四大区域。本部分对成都平原经济区、川南城市群和川东北城市群三大重点区域的耦合协调发展水平进行测度,发现三大

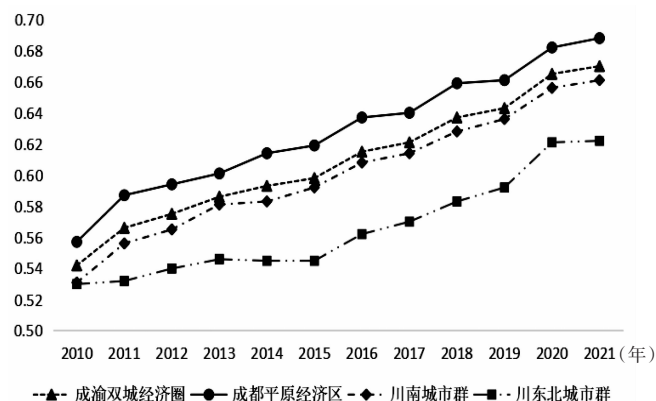


图5 局部区域耦合协调发展水平

重点区域的耦合协调发展水平总体上与成渝地区双城经济圈的耦合协调发展水平保持一致。其中,成都平原经济区耦合协调度略高于成渝地区双城经济圈,由2010年的0.56(勉强协调)上升至2021年的0.69(初级协调);川东北城市群的耦合协调水平由2010年的0.53(勉强协调)上升至2021年的0.62(初级协调),低于川南城市群,二者都低于成渝地区双城经济圈(见图5)。

3. 系统间耦合协调发展水平

成渝地区双城经济圈协调发展不仅包括地区间协调,还包括地区内部经济、创新、生态、民生等子系统间的协调。对成渝地区双城经济圈16个城市经济、创新、生态和民生四大子系统的耦合协调度进行测度,按年度取地区间均值,结果见图6。2010—2021年,成渝地区四大子系统耦合协调度由2010年的0.48(濒临失调)上升至2021年的0.63(初级协调)。其中,经济—创新耦合协调度整体较低但稳定增长,由2010年的0.37上升至2021年的0.52;经济—生态耦合协调度整体较高,2010—2015年始终维持在0.60上下,2016—2019年逐步增长至0.67,其后再次保持稳定;经济—民生耦合协调度上升趋势明显,由2010年的0.49增长至2021年的0.68,且增幅不断加大;创新—生态耦合协调度由2010年的0.47上升至2021年的0.59;创新—民生耦合协调度由2010年的0.39上升至2021年的0.59;生态—民生耦合协调度则由2010年的0.63上升至2021年的0.78。

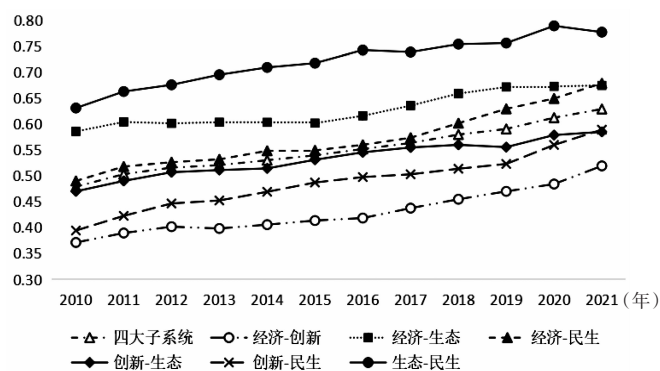


图6 各地区四大子系统耦合协调度

(三) 区域发展的空间差异分析

1. 总体差异及贡献来源分析

图7展示了成渝地区双城经济圈区域协调发展水平的总体基尼系数变化趋势。考察期内成渝地区双

①与陈子曦等(2022)不同的是,本文将乐山划入川南城市群。

城经济圈协调发展水平的总体基尼系数在 0.07—0.10 间波动,由 2010 年的 0.07 上升至 2019 年的最大值,2020 年下降至 0.08 后,2021 年再次回升至 0.10,表明成渝地区双城经济圈协调发展的总体差异呈扩大趋势。从区域差异来源看,组间基尼系数,即区域间差异占主要地位,平均贡献率达到 57.49%。组内差异贡献率处于 23.75%—29.85%之间,平均贡献率为 27.25%,超变密度平均贡献率为 15.14%。从贡献率的变化趋势看,2014 年以来,区域间、区域内和超变密度贡献率走势较为平稳,说明在将来一段时期内,区域间差异将一直占据总体差异的主导地位。

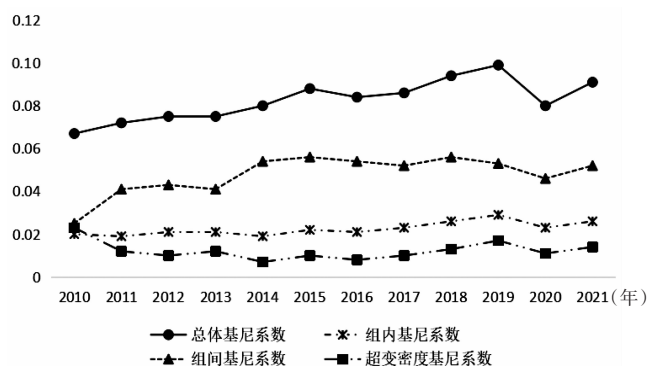


图7 总体基尼系数变化趋势

2. 区域内差异分析^①

如图8所示,成都平原经济区组内基尼系数整体较高,呈现出“升—降”交互特点的上升走势,由2010年的0.06增长至2021年的0.11,年均增长率为5.84%。川东北城市群的组内基尼系数最低,但波动性较大,由2010年的0.03下降至2015年的最小值,又升至2019年的高位,之后再次下降,说明川东北城市群内部协调的发展差异不稳定。川南城市群协调发展的组内基尼系数虽然比川东北城市群高,但是该区域

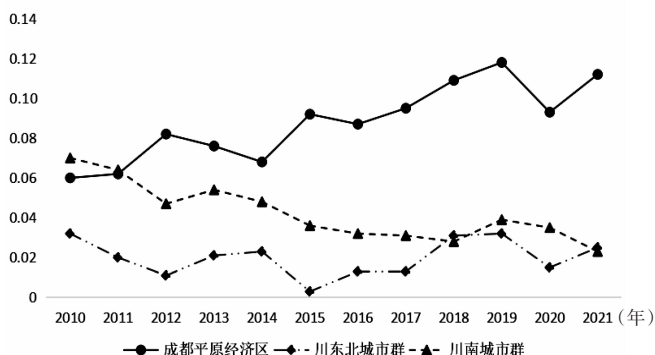


图8 组内基尼系数变化趋势

^①由于重庆仅一个市,故不存在组内基尼系数。

的基尼系数整体呈下降趋势,由2010年的0.07下降至2021年的0.02,年均增长率为-9.6%,表明川南城市群协调发展的区域差异总体缩小。

3. 区域间差异分析

图9展示了成渝地区双城经济圈协调发展水平的区域间差异及其变化趋势。2010—2021年川东北城市群与重庆间的基尼系数最大,均值为0.15,说明二者区域发展差距最显著。成都平原经济区与川东北城市群的区域间基尼系数均值为0.11,位列第二。表明在考察期内,成渝地区双城经济圈协调发展水平的区域间差异主要由川东北城市群与其他地区的区域间差异带动。因此,解决成渝地区双城经济圈协调发展区域差异问题,要从解决区域间,尤其是川东北—重庆的区域差异出发。

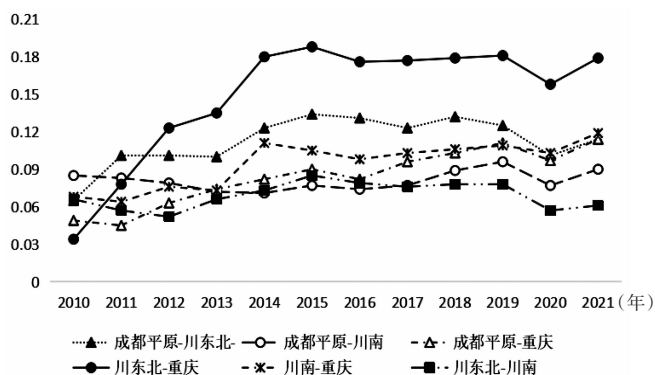


图9 区域间差异变化趋势

(四)障碍因子诊断

利用障碍度模型进一步确定新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展的阻碍因素。考虑到最近年份的指标更符合当前实际,本文以2021年数据为例,根据经济、创新、生态和民生发展指标与权重,求得各指标层排名前三位的障碍因子(见表3)。

在成渝地区双城经济圈协调发展的障碍因子中,按出现频数看,出现6次及以上的障碍因子见图10。其中,外贸依存度(A22,15次)、产业结构高级化(A21,11次)是影响成渝地区双城经济圈绝大多数地市经济高质量发展的两大障碍。每万人专利数(B21,15次)、发明专利占比(B23,15次)、科技投入力度(B11,8次)是影响创新发展的显著障碍。绿色专利占比(C13,15次)、人均二氧化碳排放(C21,13次)是影响绿色发展的显著障碍。每万人卫生机构床位数(D32,15次)、普

表 3 各指标层排名前三的障碍因子

	经济目标	创新目标	生态目标	民生目标
重庆	A21、A22、A33	B11、B23、B21	C21、C13、C12	D32、D33、D41
成都	A34、A33、A11	B13、B23、—	C21、C13、C12	D32、D33、D21
自贡	A22、A21、A31	B23、B21、B11	C13、C31、C21	D32、D33、D41
泸州	A22、A21、A34	B23、B21、B12	C13、C31、C11	D32、D33、D42
德阳	A22、A21、A34	B23、B11、B21	C21、C13、C31	D32、D33、D42
绵阳	A22、A21、A34	B21、B11、B12	C21、C13、C31	D32、D33、D41
遂宁	A22、A21、A33	B23、B12、B21	C13、C21、C31	D32、D41、D11
内江	A22、A34、A32	B23、B21、B12	C13、C21、C11	D32、D33、D41
乐山	A22、A21、A34	B23、B21、B11	C21、C11、C31	D32、D33、D41
南充	A22、A21、A31	B23、B21、B11	C13、C21、C12	D32、D33、D41
眉山	A22、A21、A32	B23、B21、B11	C21、C13、C11	D32、D33、D21
宜宾	A22、A21、A34	B23、B12、B21	C13、C31、C12	D32、D33、D41
广安	A22、A33、A31	B23、B12、B21	C13、C21、C11	D32、D33、D42
达州	A22、A21、A31	B23、B21、B12	C13、C22、C11	D33、D32、D42
雅安	A22、A31、A32	B23、B21、B11	C13、C21、C31	D33、D41、D42
资阳	A22、A31、A32	B23、B21、B12	C13、C21、C31	D32、D33、D12

通中学师生比(D33,15次)、城乡居民收入比(D41,9次)是影响成渝地区双城经济圈民生协调发展的主要障碍因子。这表明,新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展应着力调整优化地区经济结构,在“外循环”上发力,提升经济发展的外向度,强化专利等创新产出与科技投入,增强创新发展能力,提升绿色技术开发与应用,着力减少碳排放,同时推进教育、医疗等公共服务均等化,促进城乡区域协调发展。

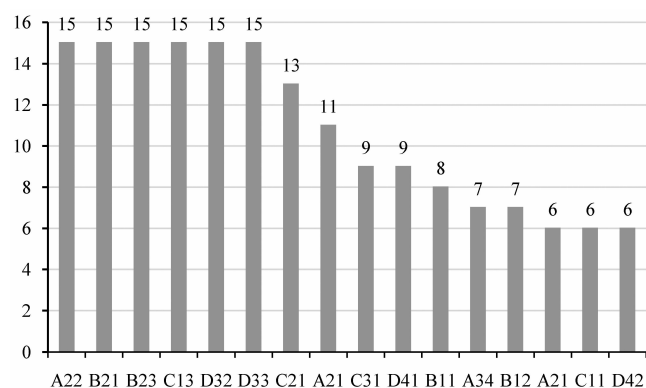


图 10 成渝地区双城经济圈协调发展的主要障碍因子

五、结论与建议

(一) 结论

本文基于对新发展格局下成渝地区双城经济圈协调发展内涵特征的理解,构建了评价指标体系,综合采用熵权法、耦合协调度模型、Dagum 基尼分解、障

碍度模型等对成渝地区双城经济圈协调发展水平进行实证测度,得到的主要结论有:

一是在协调发展指数方面,2010—2021 年成渝地区双城经济圈协调发展指数呈现出平稳上升趋势,由 2010 年的 0.30 增长至 2021 年的 0.46。在经济、创新、生态和民生四大目标层中,成渝地区双城经济圈的创新发展指数最低,生态发展指数最高,表明亟待增强创新发展能力。

二是在耦合协调度方面,2010—2021 年成渝地区双城经济圈协调发展的耦合协调度总体偏低,但呈平稳上升趋势,由 2010 年的 0.54(勉强协调)上升至 2021 年的 0.67(初级协调)。基于 Dugum 基尼系数的分解和测度表明,成渝地区双城经济圈区域发展水平总体基尼系数在 0.06—0.10 之间波动,组间基尼系数,即区域间差异平均贡献率达到 57.49%,是形成区域差异的主要来源,其中以川东北城市群与重庆间的基尼系数最大,表明二者区域发展差距最为显著。

三是分城市群区域板块看,成都平原经济区发展耦合协调度略高于成渝地区双城经济圈,但是较之川南城市群、川东北城市群,成都平原经济区组内 Dugum 基尼系数整体较高,反映出成都平原经济区组内发展差距大,表明成都的“虹吸效应”大于“溢出效应”,亟须发挥成都的功能外溢。川南城市群、川东北城市群区域发展耦合协调度大体相近,略低于成渝地区双城

经济圈,但川南城市群、川东北城市群组内基尼系数较成都平原经济区小,表明区域内部发展差距较小。

四是分系统看,2010—2021年成渝地区双城经济圈经济、创新、生态、民生四大子系统及其相互之间的耦合协调度都呈上升态势,四大系统的耦合协调度由2021年的0.48(濒临失调)上升至2021年的0.63(初级协调)。系统之间比较看,成渝地区的“经济—创新”耦合协调度虽维持了稳定增长态势,由2010年的0.37(轻度失调)上升至2021年的0.52(勉强协调),但整体水平最低。成渝地区双城经济圈创新系统的Dagum基尼系数整体较大(位于0.35—0.45之间)且变化相对平稳。表明成渝地区双城经济圈的创新发展水平整体较低且发展失衡,创新及其与其他维度的协调发展是影响成渝地区双城经济圈综合协调发展水平的主要制约因素。

五是从成渝地区双城经济圈区域协调发展障碍因子看,外贸依存度与产业结构高级化是影响绝大多数城市经济高质量发展的两大障碍。每万人专利数和发明专利占比是影响创新发展的显著障碍。绿色专利占比和人均二氧化碳排放是影响绿色发展的显著障碍。每万人卫生机构床位数、普通中学师生比是影响民生协调发展的主要障碍因子。

(二)建议

结合上述结论,本文提出以下对策建议:

一是着力强化创新协同,增强融入新发展格局的内生动力。以服务国家战略科技力量建设为牵引,协同建设战略科技、产业创新、功能服务高能级创新平台。推动产业转移协作向高水平产业链、创新链深度融合发展,坚持融通产业链、创新链,促进科技与经济社会深度融合,增强科技成果向现实生产力转化。基于全生态链,协同优化,合力共建影响创新发展的政策环境、市场环境等,协力打造创新资源汇聚高地。

二是提升经济发展质量,夯实融入新发展格局的可靠基础。优化成渝地区产业结构,梳理川渝地区重点产业链供应链现状,加快完善供应链条,增强两地协作配套,合力共建“分工—竞争—融合”的现代产业体系,形成区域产业协同发展格局,实现优势互补、资源共享、场景共建。推动成渝地区双城经济圈生态共建共治,加快形成人与自然和谐共生的格局,筑牢长江上游生态屏障。以构建西部乃至全国最佳的投资兴业高地和内陆改革开放开路先锋为目标,全面提质优化营商环境,稳步推进制度型开放体系改革。

三是促进公共福利均衡,提升融入新发展格局的价值获得。以医疗、教育为重点,聚焦缩小城乡区域发展差距,实现公共服务优质共享。建设城乡学校“共同体”,建立教师编制“周转池”,丰富“人工智能+教育”示范应用场景,推动在线课程、数字教育等普惠发展。推动优质医疗资源扩容下沉和区域均衡布局。多渠道增加居民收入,缩小城乡居民收入差距,推动人均发展差距逐步收敛,人民生活水平大体相当。◆

参考文献:

- [1]安虎森,汤小银.新发展格局下实现区域协调发展的路径探析[J].南京社会科学,2021(8):29-37.
- [2]孙久文,张皓.新发展格局下中国区域差距演变与协调发展研究[J].经济学家,2021(7):63-72.
- [3]赵川.城市群的产业—人口—空间耦合协调发展研究:以成渝城市群为例[J].经济体制改革,2019(5):51-59.
- [4]林黎,陈悦,付彤杰.基于新发展理念下的川渝协同发展水平测度及对策研究[J].重庆工商大学学报(社会科学版),2020,37(6):24-33.
- [5]张鹏飞,刘新智.“产业—交通—人口”协调发展的时空格局与演进研究:以成渝地区双城经济圈为例[J].城市问题,2021(9):60-74.
- [6]冯月,刘志彪.成渝地区双城经济圈的区域差距及驱动因素[J].财经科学,2021(5):63-76.
- [7]蔡文伯,赵志强,禹雪.成渝地区双城经济圈高等教育—科技创新—经济发展动态耦合协同研究[J].西南大学学报(社会科学版),2022,48(1):130-143.
- [8]杨钊.推动成渝地区双城经济圈加速融入新发展格局[J].宏观经济管理,2021(5):77-83.
- [9]刘波,邓玲.双循环新格局下成渝贵城市群协同发展影响因素与实现路径研究[J].贵州社会科学,2021(5):135-143.
- [10]史育龙,潘昭宇.成渝地区双城经济圈空间结构特征与空间格局优化[J].宏观经济管理,2021(7):21-27.
- [11]姚树洁,刘嶺.促进区域经济均衡发展,构建“双循环”新发展格局:基于成渝地区双城经济圈建设视角[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2021,50(5):150-164.
- [12]霍伟黎,宋玉祥.粤港澳大湾区经济协调发展水平测度与影响因素分析[J].经济纵横,2023(2):102-110.
- [13]陈子曦,青梅,杨玉琴.成渝地区双城经济圈高质量发展水平测度及其时空收敛性[J].经济地理,2022,42(4):65-73.
- [14]李海央,许雨辰,柴正猛.长江经济带现代化发展水平测度及耦合协调性分析[J].统计与决策,2023,39(9):74-79.
- [15]高培培.数字经济与实体经济融合协调发展水平统计测度[J].统计与决策,2024,40(5):28-32.

(责任编辑:新月)

河南省辖市网络零售发展指数研究 (2024)

徐延军

(河南君友数字科技有限公司, 河南 郑州 450046)

摘要:随着数字经济和互联网技术的深入拓展,我国网络零售市场呈现快速发展态势,产业规模不断壮大,影响范围日益广泛,成为推动区域经济发展的重要力量。为及时把脉河南各地网络零售市场发展情况,运用熵权 TOPSIS 法、聚类分析法,对河南省辖市(示范区)的网络零售发展情况进行综合测评,以填补该领域的研究空白。研究结果显示:河南网络零售发展指数平均值为 67.2,标志河南正处于从稳步发展到提质升级的关键时期;各省辖市(示范区)发展水平悬殊,呈现金字塔形分布;聚类分析显示,全省形成 3 个独特的集群,“核心-边缘”格局明显,区域协同发展水平有待提升。

关键词:网络零售;发展指数;熵权 TOPSIS 法

中图分类号:F724.6

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)08-0057-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2024.08.007

一、引言及文献综述

数字经济蓬勃发展背景下,网络零售作为新兴业态,成为我国经济增长的关键驱动力。国家统计局数据显示,2023 年全国网上零售额为 15.4 万亿元,同比增长 11%。河南作为农业大省,网络零售蓬勃发展不仅体现了经济转型的成果,更是乡村振兴与区域协调发展战略的有力支撑。2023 年,河南网络零售市场实现“加速跑”,网上零售额同比增长 22.5%。然而,河南电子商务快速发展的同时,存在显著的区域发展差异,因此,构建网络零售发展指数评价体系,开展全面研究显得尤为重要。

网络零售的蓬勃发展促使学术界对网络零售评价体系、影响因素及区域差异展开深入探究。一是评价体系研究。早期研究多聚焦于发达国家与国际组织的指标体系构建,包括 OECD 与欧盟的电子商务发展水平测度,以及科尔尼咨询公司的《全球零售电子商务指数》等,强调政府角色、基础设施与数据质量的重要性^[1-2]。国内研究起步虽晚,但迅速跟进,形成包括政府指导下的《中国电子商务发展指数报告》和阿里巴巴的 aEDI 在内的多种测度报告工具^[3],为构建更贴合中国国情的评估框架提供了基础。二是影响因素研

究。影响网络零售发展的因素多样,涵盖经济基础、信息化水平、物流效率及政策环境等^[4-5]。学者普遍认同经济发展、教育水平、信息基础设施及金融发展对网络零售的促进作用。三是区域差异研究。区域差异研究揭示网络零售发展的不平衡性,国际对比中,政策环境与信任机制成为关键变量^[6-7];在国内省域层面,有学者指出网络零售发展水平存在显著差异,且受交易水平与信息化程度影响最为显著^[8-9]。

现有文献在构建网络零售评价体系、分析影响因素与辨析区域差异性方面贡献卓著,成为网络零售领域研究的坚实基础。然而,国外研究偏重构建普适性理论框架,往往忽视本土适应性与实际操作性,限制其在全球范围内的应用广度与深度。国内研究虽逐渐深入,但侧重单一维度分析,对综合性发展指数的构建与应用实践探索有限,且省域层面的差异化研究尚显薄弱。同时,缺乏对地区间差异性与不平衡性细致入微的考量,未能有效剥离因历史积淀、资源禀赋等因素造成的深层差异,限制了评估体系的公平性与准确性。

本文结合前人研究,立足河南网络零售发展现状,构建综合评价体系,旨在全面、精准反映其发展水平。

作者简介:徐延军(1967—),男,河南郑州人,高级统计师,研究方向为数据洞察、产业发展。

基于多维度评价视角,科学设定指标并确定权重,探究河南省辖市(示范区)网络零售市场的总体发展水平和态势,为政府及相关主管部门制定政策提供实证依据,亦为区域网络零售发展测度提供新的视角。

二、评价体系的构建

(一)指标体系

1. 维度指数

秉持综合性、数据可得性、可操作性与公平性原则,构建评价指标体系,以期全面评估河南各省辖市(示范区)的网络零售现代化水平。指标体系汲取生态

系统理论,考量技术、扶持、市场与社会环境交互作用,展现系统性、动态性与复杂性特征。同时,借鉴迈克尔·波特国家竞争优势理论,聚焦生产要素、需求条件、产业生态、策略与政府角色,应用于网络零售领域,围绕五大核心维度即发展基础、培育力度、发展程度、发展潜力及发展影响,对网络零售现代化进程进行多角度审视。指标体系包括五个维度指数,12个二级指标,30个三级指标,形成层次分明、逻辑严谨的评价框架,具体见表1。

表 1 网络零售发展指数指标体系及权重

维度指数	二级指标	三级指标	单位	指标权重
发展基础指数 (B ₁)	网络基础设施水平(C ₁₁)	移动电话普及率(D ₁₁₁)	%	0.0161
		5G 基站覆盖率(D ₁₁₂)	个/平方公里	0.0473
	流通基础设施水平(C ₁₂)	路网密度(D ₁₂₁)	公里/平方公里	0.0116
		人均快递业务量(D ₁₂₂)	件	0.0315
		货运强度(D ₁₂₃)	万吨/平方公里	0.0198
培育力度指数 (B ₂)	宣传力度(C ₂₁)	宣传力度(D ₂₁₁)	条	0.0123
	培育力度(C ₂₂)	电子商务示范企业数量(D ₂₂₁)	个	0.0401
		跨境电子商务人才培养暨企业孵化平台数量(D ₂₂₂)	个	0.0811
		跨境电商产业园区数量(D ₂₂₃)	个	0.0604
发展程度指数 (B ₃)	网络零售规模(C ₃₁)	网络零售商家数量增速(D ₃₁₁)	%	0.0177
		网络零售订单量(D ₃₁₂)	万件	0.0354
		网络零售订单量增速(D ₃₁₃)	%	0.0199
		网络零售销售额(D ₃₁₄)	万元	0.0620
		网络零售销售额增速(D ₃₁₅)	%	0.0213
		网商密度(D ₃₁₆)	个/万人	0.0367
	直播电商规模(C ₃₂)	直播商家占比(D ₃₂₁)	%	0.0647
		直播订单量占比(D ₃₂₂)	%	0.0258
		直播销售额占比(D ₃₂₃)	%	0.0350
	跨境电商交易规模(C ₃₃)	跨境电商进出口交易额(D ₃₃₁)	万元	0.0857
		跨境电商进出口交易额增速(D ₃₃₂)	%	0.0098
发展潜力指数 (B ₄)	产品品牌潜力(C ₄₁)	中华老字号数量(D ₄₁₁)	个	0.0385
		全国农产品地理标志数量(D ₄₁₂)	个	0.0288
		入选河南品牌 100 强的数量(D ₄₁₃)	个	0.0320
		区域公用品牌数量(D ₄₁₄)	个	0.0284
		全国名特优新产品数量(D ₄₁₅)	个	0.0189
	企业支撑潜力(C ₄₂)	网络零售商家数量占批零企业总数量比重(D ₄₂₁)	%	0.0309
		规上电商企业数量占比(D ₄₂₂)	%	0.0171
发展影响指数 (B ₅)	收入提高度(C ₅₁)	网络零售行业人均收入与城镇私营单位从业人员人均工资对比(D ₅₁₁)	-	0.0405
	消费促进度(C ₅₂)	网络零售额占社会消费品零售总额比重(D ₅₂₁)	%	0.0214
	就业促进度(C ₅₃)	招聘电商从业人员数占招聘总人员数的比重(D ₅₃₁)	%	0.0093

2. 评价指标

基于五大维度指数,在每一维度下设具体评价指标以评估不同层面的表现。发展基础指数主要考察网络与流通的基础设施,通过 5 个关键指标评估互联网接入能力、高速网络覆盖、交通设施及物流效率,形成对信息与物流基础支撑效能的全面认识。培育力度指数通过 4 个指标衡量政府宣传与扶持力度,反映政策环境对行业认知、产业集聚及创新的支持效果。发展程度指数运用 11 个指标剖析市场规模,包括网络零售、直播电商及跨境电商的规模,展现市场活力与国际化潜力。发展潜力指数通过 7 个指标评估地区产品品牌与企业支撑潜力,洞察网络零售的创新驱动力与长期增长动能。发展影响指数通过 3 个指标衡量网络零售对居民收入、消费及就业的影响效应,展现其对经济社会发展的综合效果。

构建指标体系过程中,河南省商务厅于 2023 年 12 月、2024 年 6 月两次组织由统计、电商领域专家及企业代表组成的专家团队进行深入研讨。研讨过程中,不仅有来自政策、管理和学术领域的专家贡献智慧,还吸纳 36 位来自一线的电商业负责人意见,确保了指标体系的实践可行性和广泛代表性。

(二) 数据来源

以河南行政区划中的 17 个省辖市和济源示范区为研究对象,通过建立指标体系,搜集、整理各指标数据,对 2023 年各省辖市及济源示范区的网络零售发展情况进行评价。指标数据来源主要包括统计、邮政、通信、商务等政府部门数据,君友数字大数据监测以及国家部委数据资料等。

(三) 评价模型

1. 评价模型选取

初步研究阶段,运用德尔菲法,邀请行业内多位专家进行评分,以此为基础获得指标权重。后续研讨过程中,引入熵权法进行对照检验,结果表明,熵权法与德尔菲法所得权重呈现显著的一致性,且能够实现更为客观的权重赋值,结果彰显了熵权法在处理复杂多指标决策问题时的优势。因此,采纳熵权法作为指标权重确定手段。同时,基于广泛的文献回顾和理论研究,确立熵权法与逼近理想点排序法(TOPSIS)相结合的复合评价模型,以评估河南各城市的网络零售发展水平。

2. 数据标准化

为确保指标可比性,采用归一化方法处理正负向

指标,消除量纲影响。

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

式中, x_{ij} 表示第 i 个城市第 j 项指标标准化后的数值, $\max\{x_j\}$ 表示所有城市第 j 项指标的最大值, $\min\{x_j\}$ 表示所有城市第 j 项指标的最小值。

3. 指标权重确定

运用熵权法客观赋予权重,反映各指标信息量。

计算各指标熵值 E_j :

$$P_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x_{ij}}$$

$$E_j = -\frac{1}{\ln(m)} \sum_{i=1}^m P_{ij} \ln(P_{ij})$$

计算信息贡献度:

$$D_j = 1 - E_j$$

式中,熵冗余 D_j 是 1 减去指标的熵值,表示指标 j 提供的信息含量。

计算每个指标的熵权:

$$\omega_j = \frac{D_j}{\sum_{j=1}^n D_j}$$

式中,指标 j 的熵权 ω_j 是其在所有指标中的相对重要性, n 是指标的总数。

4. TOPSIS 法计算过程

通过 TOPSIS 法计算各城市与理想状态的距离,评估各城市在网络零售发展上的相对位置。采用欧氏距离法计算与理想状态的接近程度:

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

$$D_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (Z_{ij} - Z_j^-)^2}$$

式中, D_i^+ 和 D_i^- 分别是第 i 个城市与正理想解和负理想解之间的欧氏距离,加权决策矩阵 Z_{ij} 反映第 i 个指标上的加权值。

计算接近度来评估各评价对象在多准则下贴近最优解的程度:

$$C_i = \frac{D_i^-}{D_i^+ + D_i^-}$$

式中,接近度 C_i 表示第 i 个城市相对于理想状态的接近程度。

5. 综合指数的计算

基于熵权 TOPSIS 法计算结果,得到各城市维度指数,对其加权汇总且区间化(60—100)处理得出综

合指数:

$$A = \sum_{i=1}^5 \omega_i B_i$$

式中, ω_i 是第 i 个维度指数在综合指数中的权重, B_i 表示第 i 个维度指数。

三、测算结果与分析

(一) 综合指数分析

计算得到 2023 年河南省 17 个省辖市和济源示范区的网络零售发展综合指数, 结果见图 1。

可以看出, 2023 年河南省辖市(示范区)网络零售发展综合指数呈现鲜明的金字塔形分布特征, 全省综合指数平均值为 67.2, 6 个城市高于平均水平, 极差达 26.9, 直观反映出区域间梯级分布。其中, 郑州和洛阳综合指数高于 70.0, 构成金字塔顶端; 郑州综合指数遥遥领先, 在网络零售领域占据主导地位。南阳、商丘、焦作、鹤壁等城市作为次增长极, 综合指数介于 67.0 至 70.0 之间, 是河南网络零售发展市场的中间力量。相对而言, 濮阳、济源、三门峡、信阳、安阳、驻马店、漯河等 12 个城市综合指数介于 61.0 至 67.0 之间, 处于金字塔底部, 反映河南网络零售行业在各城市间存在严重的不均衡性和明显的差异性。结果表

明, 网络零售发展综合指数的金字塔形分布体现中心城市的主导效应, 进一步凸显区域协调发展的迫切性。

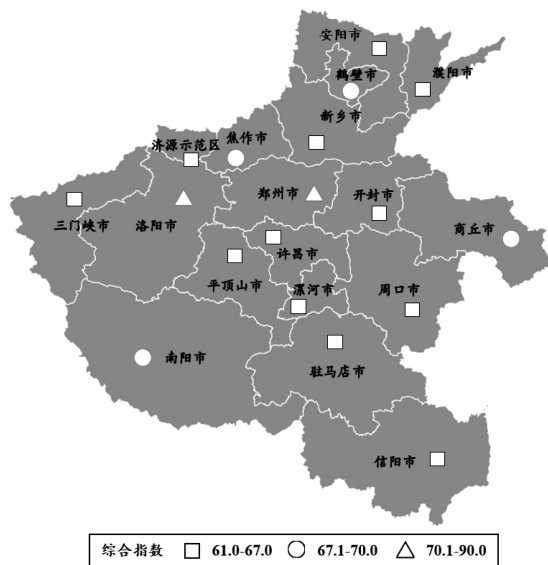


图 1 河南省各省辖市(示范区)网络零售综合指数区域分布情况

(二) 维度指数分析

计算各省辖市(示范区)的网络零售分维度指数, 结果见图 2。

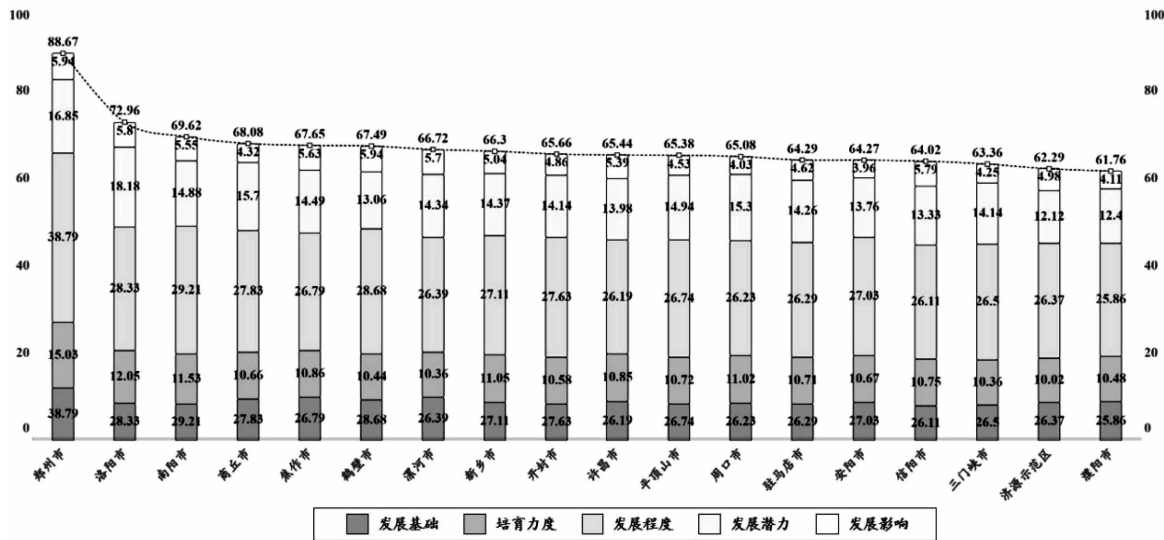


图 2 河南省各省辖市(示范区)网络零售指数各维度表现

1. 发展基础指数

全省发展基础指数均值为 9.0, 其中郑州、焦作、漯河、商丘位列全省前三(焦作与漯河并列)。上述城市在数字基础设施建设上表现出色, 特别是在移动电话普及率和 5G 基站覆盖率方面, 移动电话普及率均值高达 119.2%, 每平方公里的 5G 基站数平均值达 2.6 个,

展示其在信息化基础设施建设上的领先地位。

2. 培育力度指数

全省培育力度指数均值为 11.0, 其中郑州、洛阳、南阳排名前三。上述城市在网络零售宣传推广上成效显著, 数据分析发现, 其相关资讯、关键字的条目数平均高达 26.4 万条。同时, 省级电子商务示范企业和跨境

电商产业园区平均数量分别达到 54 个和 7 个,明显高于其他城市,表明当地政府对网络零售发展的重视与持续投入,为数字经济新高地的建设奠定了坚实基础。

3. 发展程度指数

全省发展程度指数均值为 27.7,其中郑州、南阳、鹤壁位列前三。上述城市网络零售商家数量合计同比增长均值为 31.9%,订单量平均实现 6.7 亿件,销售额增速均值为 34.2%,网商密度均值达 109.9 个/万人,展现出蓬勃的市场活力。同时,领先城市的直播电商规模显著,直播商家平均占比达 2.6%,其订单量平均占比为 18.2%。跨境电商进出口交易额平均增速达 16.4%,领先城市通过加速区域经济转型与国际融合,引领区域经济结构多元化升级。

4. 发展潜力指数

全省发展潜力指数均值为 14.5,其中洛阳、郑州、商丘位居前三,领先城市共同特点为注重产品品牌建设。具体看,上述城市平均拥有 5 个中华老字号品牌、17 个全国农产品地理标志品牌、61 个全国名特优新产品,表明在品牌创新与产品质量提升方面取得显著成果,是其发展的重要驱动力。

5. 发展影响指数

全省发展影响指数均值为 5.0,其中郑州、鹤壁、洛阳、信阳、漯河(郑州与鹤壁、洛阳与信阳并列)引领网络零售经济与社会效益。上述城市网络零售显著提升从业者收入,平均高出城镇私营单位 1.3 倍;促消费效果明显,网络零售额占社会消费品零售总额的 22.1%;就业贡献突出,招聘电商从业人员数占招聘总人员数的 13.6%,就业结构不断优化。领先城市通过网络零售推动经济增长与社会福祉提升,为高质量发展创造条件。

(三) 均衡特征分析

计算网络零售发展指数的变异系数。在发展基础维度(B_1)中,各指标变异系数排序为: $D_{122} > D_{112} > D_{123} > D_{121} > D_{111}$;人均快递业务量(D_{122})、5G 基站覆盖率(D_{112})及货运强度(D_{123})3 项指标变异系数高于 0.5,是发展基础指数中的主要制约短板。在培育力度维度(B_2)中,尽管宣传力度(D_{211})显示出相对均衡(变异系数为 0.359),但跨境电子商务人才培养暨企业孵化平台数量(D_{222})、跨境电商产业园区数量(D_{223})的系数均超过 1,是政策支持效能不均衡的突出表现,应成为优化培育环境的主要关注点。在发展程度维度(B_3)的 11 个指标中,网络零售销售额增速(D_{315})、直播订单量占比

(D_{322})、网络零售商家数量增速(D_{311})、跨境电商进出口交易额增速(D_{332})4 个指标系数小于 0.5,仅跨境电商进出口交易额(D_{331})系数超过 1,是提升网络零售发展程度指数的关键挑战。在发展潜力维度(B_4)上,产品品牌潜力指标的均衡性较弱,平均变异系数达到 0.627,显著高于企业支撑潜力指标(平均系数为 0.383)。特别是中华老字号数量(D_{411})和区域公用品牌数量(D_{414})的均衡性较低,成为各地发展潜力的重要制约。发展影响维度(B_5)的指标均衡性相对最优,其 3 个指标系数均值最低,尤其是网络零售行业人均收入与城镇私营单位从业人员人均工资对比(D_{511})的均衡性最佳(变异系数为 0.075),表明此维度内各城市间的差异较小,发展相对均衡。

整体看,全省网络零售发展维度指数的不均衡程度排序为:培育力度指数(B_2) > 发展程度指数(B_3) > 发展潜力指数(B_4) > 发展基础指数(B_1) > 发展影响指数(B_5)。需要注意的是,培育力度指数与发展程度指数的低均衡性特征,凸显其作为制约全省网络零售综合发展进步的核心障碍。因此,针对性地优化这些领域的资源配置与政策引导,对促进全省网络零售业的均衡与可持续发展至关重要。

(四) 地区指数聚类分析

对 17 个省辖市和济源示范区的维度指数进行聚类分析,采用欧氏距离进行离差平方和法聚类(见图 3)。聚类结果直观展示各评价对象在网络零售行业发展中的地域格局。17 个省辖市和济源示范区形成 3 个独特的集群,分别是郑州和洛阳集群,南阳和鹤壁集群,以及其他城市集群,呈现鲜明的“核心-边缘”城市空间结构。

郑州和洛阳构成第一集群,构成整个空间结构的核心部分,凸显两座城市在河南网络零售行业中的领先地位。分析发现,郑州在数字基础设施、直播电商规模、政府培育力度方面表现卓越,洛阳在宣传效果和收入提升度上成绩斐然,表明两座城市不仅拥有成熟且先进的网络零售基础设施,还拥有强有力的培育环境。

南阳和鹤壁为第二集群,代表网络零售行业发展的次核心地带,反映两座城市在网络零售行业中展现出的稳健发展态势。虽然部分指标不如郑州和洛阳突出,但南阳和鹤壁正在经历数字化转型的关键时期,其增长潜力和动力不容小觑,值得进一步关注和挖掘。

其余地区属于第三集群,位于整个结构的边缘,表

明这些城市在网络零售行业发展上相对滞后。未来,这些城市需要更多政策指导和资源投入,以推动网络零售生态系统的建立与成熟。

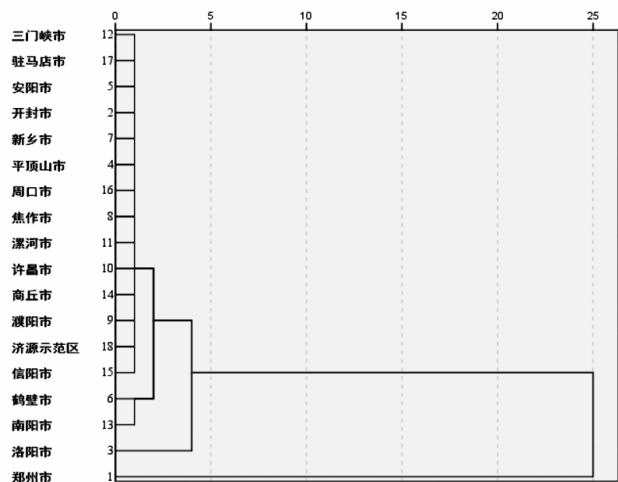


图3 河南省各省辖市(示范区)维度指数聚类图

四、结论与对策建议

(一)主要结论

通过对2023年河南省各省辖市(示范区)网络零售发展指数进行研究,发现以郑州、洛阳为代表的领先地区,依托高密度的5G网络覆盖、丰富的品牌资源、电商企业的规模化运营以及显著的就业与收入提升效应,成功筑造数字经济的高地。然而,全省范围内,网络零售的发展仍面临区域间不均衡的挑战。在五个维度指数均衡性方面,培育力度指数与发展程度指数为制约全省网络零售综合发展进步的核心障碍,特别是跨境网络零售的关键指标,包括交易额、人才培养和产业园区建设等方面,成了均衡发展的显著障碍,亟须策略性调整以促进网络零售行业的区域性均衡增长。区域指数聚类结果表明,全省网络零售行业展现出以郑州和洛阳为核心、南阳和鹤壁为次核心、其余城市为边缘的“核心-边缘”城市空间结构,反映不同城市在网络零售发展上的层次性和差异性,也指明未来各区域发展的重点和方向。

(二)对策建议

一是头部引领,构建网络零售区域协同发展格局。通过优化网络零售环境与公平竞争机制,巩固头部城市行业领导角色,同时推进区域协同发展,构建以郑州为核心的电商经济圈,实现资源共享与物流协同,缩小区域发展差距。二是夯实基础,全面提升网络零售竞争力。着力强化对发展基础薄弱城市的扶持,通过加大财政补贴、税收优惠力度,优化网络设施,增强企

业孵化与人才培育,常态化实施电商及直播培训,全面提升其数字化运营与市场竞争力。三是多措并举,扩大网络零售市场规模。优化物流体系,特别是优化发展滞后城市的物流体系,以缩短配送时长、降低成本。同时,利用多元化营销手段扩大网络零售市场影响力,增强消费者参与度。四是精准施策,强化网络零售支持与导向。根据不同城市特性定制差异化的政策方案,提供有针对性的资金倾斜,建立政策实施第三方评估机制,确保政策有效性,驱动行业健康发展。五是挖掘潜力,推动网络零售差异化发展。识别并聚焦潜力型城市,引入专项投资计划,促进特色产业与网络零售融合,打造区域特色品牌,推动经济多元化发展。六是扩大影响,实现网络零售经济与社会同步发展。优化网络零售对就业、收入及消费的正面影响,特别是在发展影响指数较低地区,加强与实体经济融合,同时构建社会价值评估体系,注重网络零售在教育、文化、环保等方面的贡献,引导行业可持续发展。◆

参考文献:

- [1]CHAN B,AL-HAWAMDEH S.The development of e-commerce in Singapore:The impact of government initiatives[J].Business Process Management Journal,2002,8(3):278-288.
- [2]HWANG W,JUNG H S,SALVENDY G.Internationalisation of e-commerce:a comparison of online shopping preferences among Korean,Turkish and US populations[J].Behaviour & Information Technology,2006,25(1):3-18.
- [3]桂学文,王秋博,李君妍.区域电子商务发展水平测度:以中部六省为例[J].统计与决策,2023,39(10):76-79.
- [4]浩飞龙,关皓明,王士君.中国城市电子商务发展水平空间分布特征及影响因素[J].经济地理,2016,36(2):1-10.
- [5]鄢慧丽,王强,熊浩,等.华东地区电子商务发展水平空间差异及影响因素分析[J].西北师范大学学报(自然科学版),2018,54(3):97-104.
- [6]GIBBS J,KRAEMER K L,DEDRICK J.Environment and Policy Factors Shaping Global E-Commerce Diffusion:A Cross-Country Comparison[J].The information society,2003,19(1):5-18.
- [7]GIRONDA J T,PETERSON M F.Interpersonal trust and within-nation regional e-commerce adoption[J].European Journal of International Management,2014,8(3):241-259.
- [8]万津津.中国电子商务扩散区域差异评价与中国发展策略[J].企业经济,2015(4):162-167.
- [9]陈祥兵,孙玉志.我国区域电子商务发展水平差异分析[J].科技管理研究,2018,38(4):197-203.

(责任编辑:沐辰)

流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响机制研究

凌 巍¹ 王 倩²

(1. 贵州师范学院 数学与大数据学院, 贵州 贵阳 550018; 2. 北京工商大学 经济学院, 北京 100048)

摘要: 基于 2012—2017 年全国流动人口动态监测数据, 考察农业转移人口住房购置行为的时空变迁趋势, 研究流动范围对农业转移人口在流入地住房购置行为的影响及背后的微观过程机制。研究发现, 农业转移人口住房购置率的空间分布及变动趋势存在明显的省际差异, 住房购置率自北向南、自东向西扩散发展。控制个人和家庭层面特征因素, 并剥离流入地、流出地以及调查时期层面的影响后, 流动范围对农业转移人口的住房购置行为有负向影响。因此要以区域协调发展为核心着力促进县域城乡融合发展, 优化县域产业结构和人居环境, 增强县域的人才吸引力和人口承载力, 引导农业转移人口回流县域购房安居。

关键词: 农业转移人口; 住房购置行为; 流动范围; 就近城镇化

中图分类号: C922

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2024)08-0063-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.08.008

一、引言

改革开放以来, 以大城市为中心的“大国大城”发展模式成为中国经济增长的重要路径^[1]。农村劳动力跨城乡、跨区域的远距离、大范围流动规模持续扩大, “流动中国”特征凸显。在农村劳动力长期向大城市规模性转移的历史背景下, 乡村地区长期面临人口流失、人才总量不足、人力资本短缺等问题^[2]。随着中国城镇化进程进入以高质量发展为目标的中后期阶段, 外出人口回流现象日益普遍, 成为新时期经济社会发展的重要趋势^[3]。在我国传统观念中, “安家置业”是大部分中国人坚守的文化理念^[4]。研究表明, 住房属性会显著影响流动人口的社会融入, 拥有自有住房能够显著促进流动人口的社会融入^[5]。不具备长期居留意愿、流动时间短和非家庭化迁移的人群更倾向于选择租赁住房^[6]。本研究尝试回答三个问题: 第一, 农业转移人口的住房购置行为及其在地理空间上的分布格局呈现

怎样的宏观变动趋势? 第二, 相较于长距离、大范围的异地流动, 短距离、小范围的就近流动模式是否能够有效促进农业转移人口在流入地的住房购置行为? 第三, 流动范围差异影响农业转移人口住房购置行为的微观社会机理是什么? 对这些问题的研究有助于我们充分认识农业转移人口在流入地购置住房的行动偏好, 对于优化调整面向农业转移人口的住房供给政策、推动县域人才回流集聚具有一定的实践意义。

二、文献综述

长期定居流入地的持久性迁移模式, 而非周期性的钟摆式、候鸟式反复流动是实现农业转移人口高质量城镇化和市民化的前置条件。长期以来, 流动人口持久性迁移行为的影响机制一直受到政府和学界的高度关注。部分研究依据意愿在城市的居留时间长度^[7], 或者是将户口从户籍地转至城镇的落户意愿衡量农业转移人口的城镇化意愿^[8]。也有学者指出, 流动人口

基金项目: 贵州省教育厅普通本科高校科学研究项目(青年项目)“新型城镇化进程中贵州省农业转移人口市民化质量动态评估研究”(黔教技[2022]262号)。

作者简介: 凌巍(1992—), 男, 贵州贵阳人, 博士研究生, 讲师, 研究方向为新型城镇化与人口流动; 王倩(1992—), 女, 云南昆明人, 博士, 副教授, 研究方向为区域经济发展。

通过流入地购房实现落户安居是一种更为稳定的城镇化方式^[9],判断城镇化水平要依据农民工在城市的居住方式和购买住房情况^[10]。已有研究对我国流动人口住房选择及住房获得的影响因素进行了广泛的探讨,但仍存在继续深入的空间。

第一,围绕流动人口主观购房意愿及其影响因素开展的实证研究已较为丰富,一系列个体、家庭及地区层面的因素被证实对流动人口城市购房意愿产生了显著影响^[11]。其中,个体和家庭特征包括性别、年龄、婚姻状况、教育程度、城市社会保险等因素^[12],地区层面包括城市住房环境中的房价、限购政策、城市规模等宏观结构性因素^[13]。针对流动人口在流入地实际住房购置行为的研究仍相对欠缺。

第二,在关于流动人口住房问题的研究视角上,迄今研究大多从流动人口住房产权获得的视角展开分析,主张从社会经济资源、发展机会、福利保障、家庭资源、住房市场及住房政策等因素解释流动人口的住房获得问题^[14],认为购买住房是流动人口在流入地获得财富积累和社会地位的重要表征^[15]。这些研究的潜在语境是将在城市获得住房产权的流动人口描述成市民化水平较高的“成功进城者”,而将在城市无自有住房的流动人口描述成需要多方关注的“被扶持者”,缺乏对流动人口住房购置决策的主体性层面的行动逻辑分析。

第三,近年部分研究关注到了流动范围对流动人口持久性迁移意愿的重要影响,研究发现对于流入同一地区的农民工,省内流动的农民工市民化意愿高于跨省流动的农民工^[16]。流动范围越大,流动人口的户籍迁入意愿越强^[17]。相比跨省流动和市内跨县流动,省内跨市流动具有较高的长期居住意愿^[18]。然而,目前专门讨论流动范围与流入地购买住房这一具体的持久性迁移行为之间关系的研究并不多见。

综上所述,利用2012—2017年全国流动人口动态监测调查数据,以户籍为农业户口、转移到城镇地区从事非农职业的农业转移人口为研究对象,在对农业转移人口流入地住房购置率的宏观变动趋势分析基础上,重点从流动范围视角对农业转移人口的流入地住房购置行为展开讨论。旨在剥离流入地、流出地以及调查时期的干扰因素,真实呈现流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响及其微观作用机理,客观评估流动范围差异下农业转移人口的持久性迁移行

为取向和行动逻辑,为推动县域城镇化高质量发展提供科学的决策支持。

三、数据来源、模型设计及宏观趋势分析

(一)数据来源

本研究使用全国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey Data,简称CMDS)。该数据具有调查范围广、样本量大及代表性强等特点,是学界研究中国流动人口广泛采用的权威数据。目前CMDS最新公开数据为2018年数据,由于问卷设计方式的改变,2018的数据缺少测量流动人口住房选择行为的关键指标,为此,本研究采用2012年、2013年、2014年、2016年、2017年共五期横截面数据,剔除户籍类型为非农户口(包括非农和非农业转居民)的样本,以农业转移人口为研究对象进行实证分析。

(二)变量选取与计量模型设计

1. 住房购置行为

因变量是农业转移人口在调查时点的住房购置行为。在农村土地制度的约束下,流动到农村地区的农业转移人口不太可能获得住房产权,因此剔除了现居住地为“村委会”的农业转移人口样本。此外,农业转移人口通常不太可能在流入地自建住房,由于无法识别“自建房”是否为被访者购买当地居民的自建房,故排除了选择“自建房”的样本。最终,将自购商品房、自购小产权住房和自购保障性住房归为农业转移人口“购买住房”,其他类型归为“未购买住房”。因变量的具体赋值为:1=购买住房,0=未购买住房。

2. 流动范围

核心自变量为农业转移人口的流动范围,着重考察流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响。采用调查年份CMDS问卷中“本次流动范围”,依据1=市内跨县、2=省内跨市、3=跨省流动,对流动范围变量进行赋值。

此外,为减少因遗漏变量导致回归模型系数的估计结果偏误,将影响农业转移人口住房购置行为的个体特征与家庭特征作为控制变量,并以虚拟变量的形式控制了农业转移人口流入地和流出地的省份固定效应和调查年份固定效应,从而尽可能减少地区和时期层面因素对模型待估参数的遗漏变量偏误影响,使模型估计结果更加可靠。所有变量的赋值及描述统计结果见表1。

表 1 变量说明及描述性统计

变量名称	变量赋值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
住房购置行为	是否在流入地自购商品房、自购小产权住房或自购保障性住房, 1=是, 0=否	494944	0.18	0.39	0	1
流动范围	本次流动范围, 1=市内跨县, 2=省内跨市, 3=跨省流动	494846	2.28	0.77	1	3
性别	1=男, 0=女	494944	0.53	0.50	0	1
年龄	调查年份-出生年份	494944	34.47	9.82	15	96
受教育程度	用受教育年限衡量, 0=未上过学, 6=小学, 9=初中, 12=高中/中专, 15=大专, 16=本科, 19=研究生	494944	9.68	2.82	0	19
婚姻状况	1=在婚, 0=不在婚	494944	0.78	0.42	0	1
流入时间	调查年份-流入本地年份	494944	5.09	5.18	0	64
家庭收入	过去一年, 家庭平均每月总收入(由定基价格指数标准化到2012年水平, 取对数)	493891	10.47	1.14	7.31	12.29
子女养育	家庭是否生育子女, 1=是, 0=否	494238	0.95	0.23	0	1

3. 模型设计

建立以农业转移人口在流入地的住房购置行为为因变量的二元 Logit 模型, 实证检验流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响效应。基准模型表达式为:

$$\log\left(\frac{\Pr(\text{House}_i=1)}{1-\Pr(\text{House}_i=1)}\right)=\beta_0+\beta_1\text{Extent}_i+\gamma\text{Controls}_i+$$

$$\lambda_1\text{Prov}_i+\lambda_2\text{Resi}_i+\eta\text{Period}_i+\varepsilon_i \quad (1)$$

其中, House_i 表示农业转移人口 i 的住房购置行为, $\Pr(\text{House}_i=1)$ 表示农业转移人口 i 在本地购买住房的概率, Extent_i 表示农业转移人口 i 的流动范围, β_1 表示流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响。 Controls_i 表示控制变量向量组, Prov_i 表示流入地省份虚拟变量组, Resi_i 表示流出地省份虚拟变量组, Period_i 表示调查年份虚拟变量组, ε_i 为模型随机误差项, λ_1 和 λ_2 分别表示流入地和流出地的省份固定效应, η 表示调查时期的年份固定效应。采用极大似然法估计模型系数。

(三) 宏观趋势分析

1. 总体趋势

如图 1 所示, 从全样本看, 2012—2017 年农业转移人口的住房购置比例整体呈增长态势。具体而言, 农业转移人口的住房购置率从 2012 年的 12.4% 增长到 2017 年的 27.6%, 增长约 15.2%, 表明到 2017 年接近三成的农业转移人口已在流入地购置住房。流动范围均值稳定在 2 以上, 说明考察期内农业转移人口大多为省内跨市和跨省流动的中长距离流动, 市内跨县的短距离流动的农业转移人口占比较低。从不同流动

范围农业转移人口住房购置情况来看, 流动范围越小的农业转移人口住房购置比例越高。且 2014 年之后, 跨省流动农业转移人口购房比例增速明显低于省内跨市和市内跨县, 意味着中短距离与长距离流动农业转移人口的购房比例差距呈现出不断扩大趋势, 其背后的驱动机制值得深入探究。

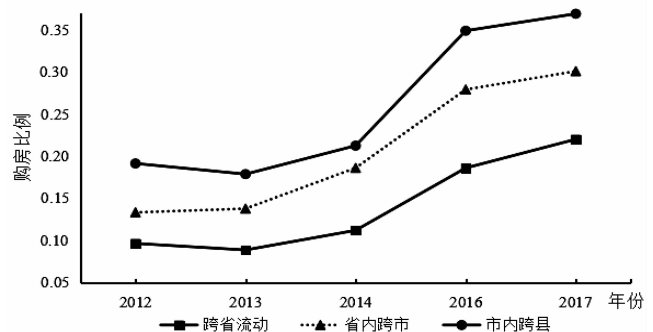


图 1 农业转移人口在流入地购买住房比例的总体变化趋势

2. 省际比较

农业转移人口住房购置率空间分布格局及增长趋势存在明显的省际差异。安徽、湖北、重庆、上海、辽宁、宁夏、四川、内蒙古、新疆 9 个省(区、市)五年间农业转移人口住房购置率增长均超过 20%, 远高于全国平均水平, 增长较快。2017 年, 安徽、黑龙江、内蒙古、辽宁、吉林、宁夏等省(区)农业转移人口购房率处于全国较高水平, 均超过 40%, 四成以上的农业转移人口安家置业。云南、浙江、福建、西藏 4 省(区)农业转移人口住房购置率在 10% 以下, 相比于住房购置率较高的安徽、黑龙江、内蒙古等, 相差近 4 倍, 农业转移人口在流入地的住房购置率省际差异明显。

农业转移人口住房购置空间格局呈现动态聚集性变化,住房购置率自北向南、自东向西扩散性发展。2012年农业转移人口住房购置率最高的10个省(区、市)为黑龙江、内蒙古、安徽、吉林、辽宁、河北、山东、宁夏、新疆、天津,呈现明显的“北高南低”“东高西低”空间分布形态,其中北部和东部形成以“黑龙江—安徽”为双高峰的农业转移人口住房购置核心区域。西部农业转移人口住房购置率整体偏低,西藏、四川、云南、贵州的农业转移人口住房购置率均值为5.4%,远低于

12.4%的全国水平。随着时间推移,农业转移人口住房购置率不断向中西部扩散,辐射重庆、四川、贵州、湖南等中西部地区,形成农业转移人口购房置业次中心区域。2017年,重庆、四川、湖南、贵州的农业转移人口平均住房购置率为30.5%,高于27.6%的全国水平。表明2014年国家新型城镇化的重大政策转型有效助推中西部农业转移人口县域回流,城镇化从初期以追求收入增长的远距离市场性流动开始转向家庭式就近迁移的社会性流动新阶段^[9]。

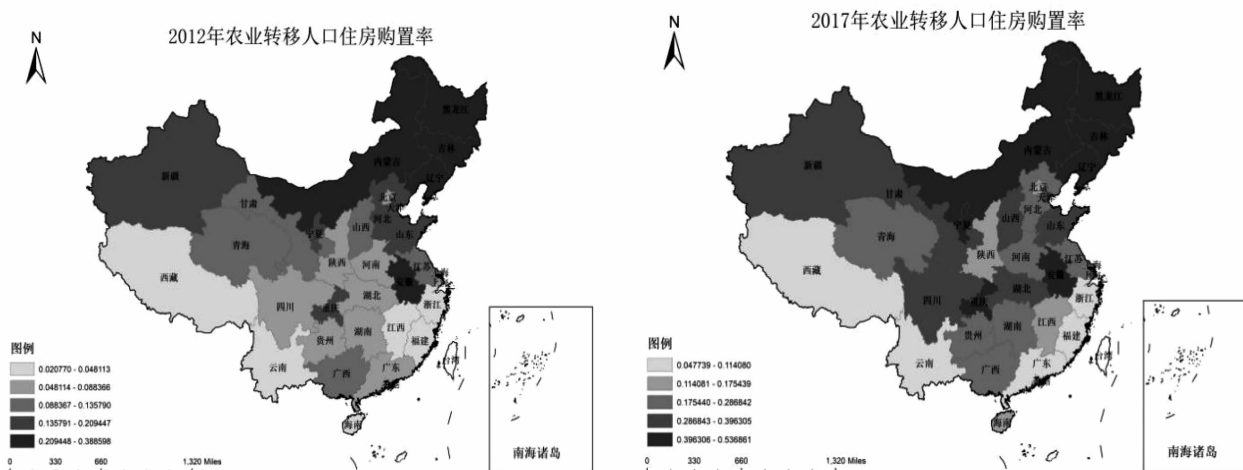


图2 2012年、2017年农业转移人口在流入地住房购置率的省际时空变迁

注:基于自然资源部标准地图服务网站审图号为GS(2020)4619号的标准地图制作,底图无修改。

四、实证结果分析

(一)基准模型分析

表2的基准回归模型中,将农业转移人口个体层面和家庭层面特征作为控制变量逐步加入回归模型,并控制了农业转移人口所在省份和调查时间层面的固定效应,考察流动范围对农业转移人口本地住房购置行为的影响。

表2中模型1为仅包含流动范围、流入省份、流出省份以及调查年份虚拟变量的回归结果,流动范围的回归系数为-0.371,且在1%的水平上通过了显著性检验,表明在剥离地区和时期层面的影响后,流动范围对农业转移人口的流入地购房行为产生了显著抑制作用,即流动范围越大,农业转移人口的购房概率越低。为避免因遗漏个体和家庭层面特征对实证结果的影响,进一步在模型1的基础上依次加入了被调查者的个体和家庭特征层面的控制变量,结果如模型2和模型3所示,流动范围抑制农业转移人口购房行为为发

生概率的结论仍然保持不变。以上回归结果表明,相比于大范围、长距离的流动模式,选择小范围、短距离流动的农业转移人口更有可能在流入地购买住房,且这一结果具有统计意义上的显著性。

表2模型3显示,被调查者个体特征层面控制变量中的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、流入时间以及家庭特征层面控制变量中的家庭收入、子女养育均对农业转移人口的本地住房购置行为产生了较为显著的影响。具体而言:第一,从个体特征层面的控制变量来看,女性农业转移人口的购房概率更高。年龄对农业转移人口购房行为呈现出显著的“U”形影响,随着年龄增大,农业转移人口的购房概率表现为先降后升的非线性趋势。受教育程度对农业转移人口的购房行为产生显著的正向影响。在婚农业转移人口拥有更高的购房概率。流入时间对农业转移人口的购房行为产生了显著的正向影响,表现为随着流动时间增加,农业转移人口的购房概率发生提升。第二,从家庭特

表 2 基准回归模型

因变量:住房购置行为	模型 1	模型 2	模型 3
流动范围	-0.371*** (0.01)	-0.384*** (0.01)	-0.435*** (0.01)
性别		-0.190*** (0.01)	-0.211*** (0.01)
年龄		-0.034*** (0.00)	-0.046*** (0.00)
年龄的平方		0.001*** (0.00)	0.001*** (0.00)
受教育程度		0.144*** (0.00)	0.125*** (0.00)
婚姻状况		1.138*** (0.02)	0.847*** (0.02)
流入时间		0.087*** (0.00)	0.086*** (0.00)
家庭收入			0.911*** (0.01)
子女养育			0.149*** (0.02)
截距项	-0.131 (0.36)	-2.718*** (0.36)	-10.002*** (0.37)
流入省份固定效应	YES	YES	YES
流出省份固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
样本量	494845	494845	493086

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为异方差稳健标准误。表 5、表 6、表 7、表 8 同。

征层面的控制变量来看,农业转移人口的家庭收入越高,在本地购买住房的概率越高。相比无子女的家庭,有子女的农业转移人口家庭有更高的概率在流入地购买住房。

(二)基于倾向得分匹配方法(PSM)的稳健性检验
流动范围决策是农业转移人口根据个人及家庭实际情况自愿选择的结果,这导致农业转移人口的流动范围可能受到无法观测的个人及家庭异质性特征的影响,如果直接使用普通二元 Logit 回归模型,可能会因样本自选择问题(self-selection)而导致模型参数估计结果存在内生性偏误。为此,将样本数据按流动范围划分为“市内跨县”“省内跨市”“跨省流动”三个子样本,并对三个子样本进行两两配对,分别得到“省内跨市 VS.市内跨县”“跨省流动 VS.市内跨县”“跨省流动 VS.省内跨市”三个配对分组,分别以三个分组中的前者作为处理组,后者作为对照组进行PSM 倾向得分匹配,估计参与者平均处理效应(ATT),比较“处理组”相对于“对照组”农业转移人口的平均购房比例差异,以修正和检验基准回归模型的分析结果。对于大样本数据,通常采用 1 : 1 近邻匹配法,同时采用半径匹配、核匹配以及局部线性匹配法,以保证匹配结果的稳健性。表 3 结果显示,无论采用哪种匹配方法,农业转移人口市内跨县的购房比例高于省内跨市,且省内跨市的购房比例高于跨省流动,并均在 1%的水平上显著。该检验结果表明,小范围的短距离流动对农业转移人口的住房购置行为产生了显著的正向影响,这一研究结论是稳健的。

表 3 流动范围对农业转移人口购房行为影响的 PSM 分析

省内跨市 VS. 市内跨县	近邻匹配(1:1)	半径匹配(r=0.01)	局部线性匹配	核匹配
	ATT	ATT	ATT	ATT
购房比例	-0.033*** (-4.13)	-0.034*** (-5.75)	-0.044*** (-5.62)	-0.030*** (-5.09)
跨省流动 VS. 市内跨县	近邻匹配(1:1)	半径匹配(r=0.01)	局部线性匹配	核匹配
	ATT	ATT	ATT	ATT
购房比例	-0.231*** (-5.25)	-0.138*** (-4.85)	-0.151*** (-3.42)	-0.143*** (-7.14)
跨省流动 VS. 省内跨市	近邻匹配(1:1)	半径匹配(r=0.01)	局部线性匹配	核匹配
	ATT	ATT	ATT	ATT
购房比例	-0.089*** (-5.13)	-0.092*** (-6.71)	-0.087*** (-5.03)	-0.097*** (-7.48)

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。括号内为 t 值。

(三)流动范围影响农业转移人口购房行为的微观过程机制分析

为进一步探讨流动范围影响农业转移人口购房行为背后的微观过程机制,基于 CMDS 数据库可得变量,以 2017 年数据为例,对农业转移人口在流入地的心理认同和社会适应的传导作用进行了检验。其中,心理认同涵盖地区认同感、地区关注度、社会融入意愿及身份认同感四个中介变量;社会适应包括社交融入度、社会排斥感以及生活习惯差异三个中介变量(中介变量的具体说明见表 4)。采用中介效应逐步检验回归系数法,构建中介效应模型,以反映各维度中介变量可能存在的传导作用。中介效应模型的具体设

定如下:

$$\log\left(\frac{\Pr(\text{House}_i=1)}{1-\Pr(\text{House}_i=1)}\right)=\alpha_0+c\text{Extent}_i+\rho Z_i+\varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{Mediator}_i=\alpha_2+a\text{Extent}_i+\rho Z_i+\varepsilon_i \quad (3)$$

$$\log\left(\frac{\Pr(\text{House}_i=1)}{1-\Pr(\text{House}_i=1)}\right)=\alpha_3+c'\text{Extent}_i+b\text{Mediator}_i+\rho Z_i+\varepsilon_i \quad (4)$$

式中,Mediator_i 为中介变量,Z_i 为其他控制变量和省份虚拟变量,a、b、c、c' 为中介效应模型的回归系数。若系数 a、b、c 均显著,则表明中介变量存在传导作用。当传导作用存在时,若系数 c' 不显著,则存在完全中介效应,否则为部分中介效应。

表 4 中介变量说明

变量维度	变量名称	变量说明
心理认同	地区认同感	我喜欢现在居住的城市/地方 (1=完全不同意,2=不同意,3=基本同意,4=完全同意)
	地区关注度	我关注现在居住城市/地方的变化 (1=完全不同意,2=不同意,3=基本同意,4=完全同意)
	社会融入意愿	我很愿意融入本地人当中,成为其中一员 (1=完全不同意,2=不同意,3=基本同意,4=完全同意)
	身份认同感	我觉得已经是本地人了 (1=完全不同意,2=不同意,3=基本同意,4=完全同意)
社会适应	社交融入度	我觉得本地人愿意接受我成为其中一员 (1=完全不同意,2=不同意,3=基本同意,4=完全同意)
	社会排斥感	我感觉本地人看不起外地人 (1=完全不同意,2=不同意,3=基本同意,4=完全同意)
	生活习惯差异	我的卫生习惯与本地市民存在较大差别 (1=完全不同意,2=不同意,3=基本同意,4=完全同意)

1. 心理认同维度的传导机制

表 5 报告了心理认同维度变量的中介效应检验结果,根据模型 1—4,流动范围对农业转移人口的心理认同维度变量产生了显著影响。农业转移人口的流动范围越小,对流入地的地区认同感、地区关注度、社会融入意愿以及身份认同感更强,说明相对于大范围、长距离流动的农业转移人口,小范围、短距离流动的农业转移人口更喜欢和关注迁入的城市,更愿意融入本地人的生活,并且拥有更强的身份认同感。进一步由模型 5—8 可知,在引入了流动范围的影响后,地区认同感、地区关注度、社会融入意愿以及身份认同感对农业转移人口的购房行为均在 1% 的水平上产生了显著的促进作用。以上结果充分证实,心理认同对流动范围影响农业转移人口的住房购置行为具有显

著传导作用,由此可以说明,短距离的小范围流动模式既可以产生对于农业转移人口住房购置行为的直接促进效应,也可以通过增强农业转移人口的主观心理认同间接提升其流入地购房概率。

2. 社会适应维度的传导机制

表 6 为社会适应维度变量的中介效应检验结果。模型 1—3 分别估计了流动范围对农业转移人口社交融入度、社会排斥感以及生活习惯差异的影响。从估计结果来看,流动范围对农业转移人口本地社交融入度的影响显著为负,对社会排斥感和生活方式差异的影响显著为正,说明长距离的大范围流动模式对农业转移人口的社交融入程度产生了显著的抑制作用。流动距离越远,语言和生活习惯的社会差异越大,农业转移人口更加难以融入本地人的社会关系网络。此

表 5 社会性作用机理一：心理认同

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	城市认同感	城市关注度	社会融入意愿	身份认同感	住房购置	住房购置	住房购置	住房购置
流动范围	-0.063*** (0.01)	-0.058*** (0.01)	-0.064*** (0.01)	-0.120*** (0.01)	-0.360*** (0.05)	-0.360*** (0.05)	-0.357*** (0.05)	-0.333*** (0.05)
地区认同感					0.246*** (0.05)			
地区关注度						0.284*** (0.05)		
社会融入意愿							0.310*** (0.05)	
身份认同感								0.370*** (0.04)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
流入省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
流出省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ² (Pseudo R ²)	0.076	0.086	0.104	0.153	0.272	0.273	0.274	0.278
样本量	90842	90842	90842	90842	90842	90842	90842	90842

表 6 社会性作用机理二：社会适应

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	社交融入度	社会排斥感	生活方式差异	住房购置	住房购置	住房购置
流动范围	-0.053*** (0.01)	0.058*** (0.01)	0.044*** (0.01)	-0.360*** (0.05)	-0.364*** (0.05)	-0.364*** (0.05)
社交融入度				0.329*** (0.05)		
社会排斥感					-0.171*** (0.04)	
生活习惯差异						-0.204*** (0.04)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
流入省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
流出省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ² (Pseudo R ²)	0.100	0.045	0.107	0.274	0.272	0.273
样本量	90842	90842	90842	90842	90842	90842

外,随着流动范围的扩大,农业转移人口主观认知上的社会排斥感和与本地人间的生活习惯差异不断增大。模型 4—6 分别估计了社交融入度、社会排斥感及生活习惯差异对农业转移人口住房购置行为的影响效应。可以看出,较高的社交融入度显著促进了农业转移人口的流入地购房行为,而社会排斥感和生活习惯的差异则对农业转移人口在本地的购房行为产生了显著的负向影响,意味着社会适应这一关系到农业转移人口本地生活体验的因素确实具有显著的传导

效应,从而佐证了流动范围可以通过影响农业转移人口的本地社会适应性对其购房行为产生间接的作用效果。

以上分析结果表明,流动范围越大,迁移距离越长,农业转移人口对本地人文社会环境的认同感会显著降低,大范围的流动迁移会进一步加大农业转移人口本地社会交往关系的疏离和生活方式的差距,进而抑制农业转移人口在流入地的住房购置行为。基于此,心理认同和社会适应层面的社会性因素在流动范

围影响农业转移人口的住房购置行为中的传导作用得以充分证实。

(四)流动范围影响农业转移人口购房行为的异质性分析

1. 群体异质性分析

在研究流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响效应中,以上实证结果表明,对于研究对象总体而言,流动范围的扩大会显著抑制农业转移人口的住房购置行为。此外同样值得关注的是,对于不同的出生世代和户籍类型的农业转移人口,流动范围对住房购置行为的影响是否存在差异性。

借鉴学界的通常做法,本文以 1980 年作为出生时间分界点,划分老一代和新生代农业转移人口,把1980年之前出生的农业转移人口视为老一代农业转移人口,将 1980 年及以后出生的农业转移人口视为新生代农业转移人口,构建世代分组回归模型。分组模型结果见表 7 模型 1 和 2。相比老一代农业转移人口,流动范围对新生代农业转移人口住房购置行为的抑制效应更强,说明就近购房的行动偏好 在 80 后新生代农业

转移人口群体中更为明显。因此,促进农业转移人口就近城镇化的政策应注重世代差异,要重点支持就近流动的新生代农业转移人口在本地购房安居。

为进一步厘清流动范围对不同地区农业转移人口的住房购置行为的影响是否存在显著差异,将农业转移人口的户籍所在地区分为东、中、西部地区,构建地区分组回归模型。模型 3—5 的估计结果表明,流动范围对不同地区农业转移人口的住房购置行为均有显著的抑制作用,且对东部地区的影响最大,对中部地区的影响其次,对西部地区的影响最小。我国三大地区的经济水平存在由西向东梯次递增的状况,相比于经济欠发达的中西部地区,东部经济发达省份的二、三产业分布更加密集,农业转移人口有条件就近实现非农化和市民化,更加倾向于在流出地附近购房安居。因此,政策重点要推动中西部地区积极承接东部地区产业转移,促进中西部地区融入全国统一大市场,通过区域间的分工协作,形成优势互补的一体化发展格局。增进中西部地区非农就业机会,为中西部地区农业转移人口实现就近城镇化和购房安居创造外部环境。

表 7 群体异质性检验结果

因变量:住房购置行为	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	老一代	新生代	西部	中部	东部
流动范围	-0.412*** (0.01)	-0.450*** (0.01)	-0.221*** (0.01)	-0.437*** (0.01)	-0.553*** (0.02)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
流入省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
流出省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	223357	269729	169298	207786	116002
Pseudo R ²	0.171	0.240	0.221	0.207	0.191

2. 个体异质性分析

分组回归模型中计算的是流动范围对不同群体农业转移人口住房购置行为的平均影响效应,为捕捉流动范围对农业转移人口住房购置行为影响的个体异质性,进一步构建包含流动范围与受教育程度、流入时间、婚姻状况、子女养育、家庭收入等变量交互项的调节效应回归模型。模型估计结果见表 8。

由表 8 可知:(1)流动范围与受教育程度的交互项系数显著为正,表明流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响受到个体人力资本积累的正向调节,个

体的受教育程度越高,流动范围对农业转移人口住房购置行为的抑制作用越小。(2)流动范围与流入时间的交互项系数显著为正,表明流入时间越长,社会融入度越高,流动范围对农业转移人口住房购置行为的抑制作用越小。(3)流动范围与婚姻状况、子女养育以及家庭收入的交互项系数均显著为负,表明已婚、有子女抚养责任和家庭收入水平较高的农业转移人口更倾向于就近购房安居,家庭化迁移从追求经济利益最大化的远距离异地城镇化转向追求家庭生活质量的就近城镇化模式。

表 8 个体异质性检验结果

因变量:住房购置行为	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
流动范围×受教育程度	0.013*** (0.00)				
流动范围×流入时间		0.005*** (0.00)			
流动范围×婚姻状况			-0.129*** (0.02)		
流动范围×子女养育				-0.117*** (0.02)	
流动范围×家庭收入					-0.014*** (0.01)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
流入省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
流出省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	493086	493086	493086	493086	493086
Pseudo R ²	0.204	0.204	0.204	0.204	0.204

五、结论与讨论

基于 2012—2017 年全国流动人口动态监测调查数据,对农业转移人口住房购置行为及其空间分布格局进行了宏观趋势考察,并从微观层面研究了流动范围对农业转移人口住房购置行为的影响及其背后的社会性作用机理,得到以下研究结论。

第一,考察期内农业转移人口在流入地的住房购置比例整体呈现攀升态势。2012—2017 年,农业转移人口在流入地的住房购置率从 12.4%提升至 27.6%;2017 年已有接近三成的农业转移人口在流入地购置住房,但总体上仍有较大的提升潜力。第二,2012—2017 年,农业转移人口住房购置率的空间分布形态及变动趋势存在省际差异,随着时间推移,农业转移人口住房购置率的空间分布格局呈现动态聚集性转移,住房购置率自北向南、自东向西扩散性发展。第三,流动范围对农业转移人口在流入地的住房购置行为产生了显著的负向影响,相比于大范围、远距离迁移的农业转移人口,小范围、短距离流动的农业转移人口在流入地购买住房的概率更高。第四,中介效应检验发现,心理认同和社会适应层面的社会性因素在流动范围影响农业转移人口在流入地的住房购置行为过程中发挥了部分传导作用。第五,异质性检验发现,相对于老一代农业转移人口,新生代农业转移人口更加倾向于就近购房,与中西部地区相比,东部地区农业

转移人口具有就近城镇化的有利条件,更加倾向于就近购房。受教育程度越高、流入时间越长,流动范围对住房购置行为的抑制作用越低,越倾向于远距离异地购房。已婚、有子女抚育责任和较高的家庭收入水平则会增强农业转移人口就近购房安居的行动偏好。

根据研究结论,小范围的就近流动模式能够显著增强农业转移人口的心理认同和社会适应,并有效促进农业转移人口在流入地的住房购置行为决策。刘易斯的二元经济理论认为,农业人口从传统农业部门向城市工业部门的转移,利用市场竞争机制达成工资率的平滑和均衡,实现城乡二元结构向一元结构的转变。大城市的繁荣通过要素流动和投资、消费能够实现向农村地区的反哺,缩小城乡收入差距。然而,中国以工业化、城市化驱动经济增长并由此带动乡村共同繁荣并未取得预期成效,农村青年劳动力长期向大城市的高度集聚已成为农村较为落后的客观诱因,乡村转移人口长距离、候鸟式反复迁徙增加了我国城镇化的额外成本,阻碍了乡村产业发展,乡村留守老人、留守妇女、留守儿童的“三留守”社会问题凸显。目前,我国大量县域缺乏发展工业和服务业的规模经济效应,工作机会较少,农业转移人口在县城购置住房后还是要到大城市工作生活,形成“双城三栖”的拆分型居住模式。因此,政策重点要以区域协调发展为核心,通过优化县域经济发展结构,缩小区域差距、城乡差距、县域

内部的差距,改善投资结构和市场环境,催生新产业新业态,增强县域就业吸纳能力。优化县域人居环境,提升县域公共服务质量和均等化水平,加强县域基础设施建设和住房供给,增强县域的人才吸引力和人口承载力。制定“三个一批”县域人才振兴方案,引导一批县域内的农村户籍居民和流动人口在县城、中心镇购房落户,鼓励一批具有一定城市工作经验、资本和技能的外出农民工和大学生回流县域购房安居,引进一批城市专业技能人才队伍下乡置业,在乡村振兴中建功立业。通过畅通县域人才回流通道,扭转大城市对县域人力资本的单向虹吸效应,不仅可以弥合县域人力资本缺口,为促进县域经济高质量发展和带动乡村共同富裕注入人才力量,还有利于农业转移人口的社会融入,规避远距离人口流动引发的社会风险,体现“以人为核心”内涵式新型城镇化和乡村振兴战略协同发展的应有之义。◆

参考文献:

- [1] 陆铭,李鹏飞,钟辉勇.发展与平衡的新时代:新中国70年的空间政治经济学[J].管理世界,2019,35(10):11-23+63+219.
- [2] 孙贺,马丽娟.乡村人才振兴下人力资本回流特征与政策优化[J].经济纵横,2023(3):112-119.
- [3] 林李月,朱宇,柯文前.城镇化中后期中国人口迁移流动形式的转变及政策应对[J].地理科学进展,2020,39(12):2054-2067.
- [4] 杨传开.县域就地城镇化基础与路径研究[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2019,51(4):114-122+187-188.
- [5] 张海东,杨城晨.住房与城市居民的阶层认同:基于北京、上海、广州的研究[J].社会学研究,2017,32(5):39-63+243.
- [6] 陆万军,赵晶晶,李放.住房属性、居住区位与流动人口城市融入[J].兰州学刊,2020(9):69-83.
- [7] 杨巧,杨扬长.租房还是买房:什么影响了流动人口住房选择[J].人口与经济,2018(6):101-111.
- [8] 王珩,龚岳.中国流动人口居留意愿和时长的空间分布及影响因素[J].地理科学,2023,43(1):61-71.
- [9] 张芯悦.不同等级城市下流动人口社会认同感、生活差异与居留意愿:基于2017年中国卫计委流动人口监测数据的研究[J].兰州学刊,2022(1):87-99.
- [10] 葛腾飞.流动人口流入地购房意愿及其影响因素研究:基于全国流动人口动态监测调查数据[J].价格理论与实践,2021(10):71-74.
- [11] 梁志民,饶盼,杨国强.农民工在务工地购房意愿的影响因素[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2014,14(4):32-36.
- [12] 祝仲坤,冷晨昕.农民工城镇购房意愿及其影响因素[J].财经科学,2017(3):98-109.
- [13] 林李月,朱宇,林坤,等.两栖生计下中国流动人口城镇购房意愿的空间特征和影响因素[J].地理学报,2021,76(6):1350-1365.
- [14] 穆学英,崔璨,崔军茹.空间机会结构视角下的住房分化:基于中国新生代流动人口的实证研究[J].社会学研究,2022,37(2):202-225+230.
- [15] 赵晔琴,孟兆敏.流动人口的社会分层与居住质量:基于上海市长宁区“六普”数据的分析[J].人口与发展,2012,18(5):59-66+75.
- [16] 宁光杰,李瑞.城乡一体化进程中农民工流动范围与市民化差异[J].中国人口科学,2016(4):37-47+126-127.
- [17] 王晓丽,赵畅.农村流动人口户籍迁入意愿研究[J].学术探索,2015(6):112-117.
- [18] 李瑞,刘超.流动范围与农民工定居意愿:基于流出地的视角[J].农业技术经济,2019(8):53-67.
- [19] 刘建娥,凌巍.中国县域城镇化再抉择:社会性流动的重大转向与系统性构建[J].社会学研究,2023,38(3):23-44+226-227.

(责任编辑:萧静)