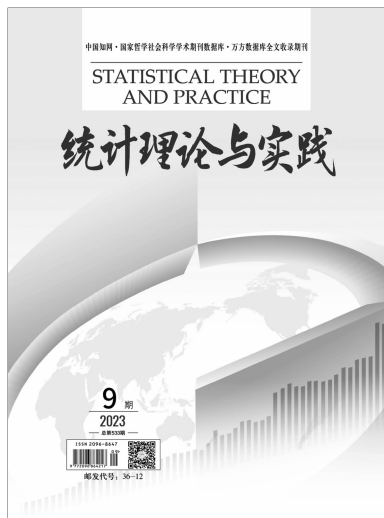




2023年第9期(总第533期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路16号

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8

出版日期:每月25日

编辑部电话:(0371)65966326

发行部电话:(0371)65966326

邮政编码:450008

单册定价:15.00

订 阅:全国各地邮局(所)

(邮发代号:36-12)

网 址:<http://navi.cnki.net>

投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:陈红瑜

编委会副主任:赵德友 郭学来

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:刘朝阳

主 编:刘朝阳

编辑部主任:李永娣

责任编辑:马 昂 唐建国

发行部主任:杜卫东

封面设计:王青丽

版式设计:马俊臣

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

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

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

目录 CONTENTS

● 区域发展

- 新发展格局下中国高质量发展水平测度及空间分异 代金辉 赵 楨 周婧宇 / 3
- 效率视角下区域物流技术水平与管理水平时空演变研究 张矿伟 俞立平 / 11

● 产业解读

- 中国与中亚国家贸易竞争力研究
——基于国际产能合作视角 杨习铭 黄 钦 / 20
- 中国农业绿色生产效率的时空演变及影响因素分析 王玉峰 / 28
- 制造业服务化对产业结构优化升级的影响研究 焦青霞 / 34

● 人口统计

- 基于高维变量选择的中国人口增长影响因素研究 杨双双 王 亮 李兴平 / 39
- 资源环境约束下适度人口与增长空间测度
——以福建省为例 左佳妮 朱永健 旷开金 刘金福 陈丽捷 / 44

● 数字经济

- 金融科技与数字乡村耦合协调:时空演化与驱动因素 张城恺 李 华 张彦军 杨丽丽 / 52

● 实践探索

- 创新驱动背景下河南推动产学研深度融合的路径研究 崔 岚 / 59
- 居民生活质量对休闲经济发展的影响研究
——基于长三角城市群的研究 郑姗姗 李芳林 / 65

新发展格局下 中国高质量发展水平测度及空间分异

代金辉 赵 桢 周婧宇

(山东工商学院 统计学院, 山东 烟台 264000)

摘要:从高质量发展的“质”与“量”出发,构建高质量发展评价指标体系,采用主成分分析与熵值赋权组合模型(PCA-EM)计算2020年全国31个省(区、市)的高质量发展水平综合评价,然后采用变异系数法和CVM法对四大经济区各省(区、市)高质量发展水平的差异程度进行测算,并使用地理探测器对中国高质量发展空间分布差异中6个维度的解释力进行分析。结果表明:我国高质量发展水平呈现“东部高、西部低、中部与东北平”的局势。在6个维度的平均得分方面,协调发展维度最高,开放发展维度最低。各维度对高质量发展水平驱动力方面,开放发展维度的驱动力最强,协调发展维度的驱动力最弱,且任意两个维度的交互作用均大于单一维度的作用力。

关键词:四大经济区;高质量发展;空间分异;地理探测器

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0003-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.09.001

新发展格局是高质量发展的内在要求、重要条件和重要标志。贯彻新发展理念,构建新发展格局,推动高质量发展,是中国发展的目标和方向。以往粗放的发展方式导致了很多问题被忽略,在中国高质量发展的过程中形成了阻碍。因此,构建一套具有中国特色的高质量发展评价指标体系,可以准确衡量中国高质量发展水平,测度高质量发展的空间差异,为政策制定提供数据支持。

一、文献综述

(一)理论研究层面

高质量发展包含数量与质量两方面,二者联系密切,又各有侧重,前者主要反映经济增长的速度与规模,后者主要反映经济增长的结果与效益。从高质量发展的定义出发,在经济学中,高质量发展指可以满足人民日益增长的美好生活需要的发展^[1]。在社会学中,微观上的高质量发展指个体的全方面发展,中观上指社会基础的发展,宏观上指整个社会的全面进步^[2]。

从产业层面出发,高质量发展指产业规模的持续扩大与结构的不断优化,以及创新效益和质量效益的不断提升^[3]。从企业经营层面出发,高质量发展指企业拥有自主创新和高水平的盈利能力等^[4]。

(二)高质量发展测度评价层面

目前,高质量发展评价指标体系的构建是学界研究的重点,有基于生产、消费、流通、分配及外部性维度^[5],有从经济、社会、政治、文化、生态等维度出发^[6],也有从动力变革、产业升级、结构优化、质量变革、效率变革、民生发展等维度^[7]来构建。虽然学者构建的指标体系各有特点,但都以五大发展理念为出发点和落脚点^[8]。在测度方法的选择上,学者们为了避免人为因素造成的误差而采用熵权TOPSIS法^[9]、熵值法^[10]等对各地高质量发展水平进行测度的较多,但这些方法无法消除二级指标之间的相关性,不能对指标体系内各维度的权重进行科学精准把握。

本文存在以下创新之处:一是基于高质量发展的

基金项目:国家社会科学基金一般项目“共同富裕目标下中国家庭财富不平等统计检测与政策调控研究”(22BTJ038);山东省社会科学基金一般项目“相对贫困的多层识别及长效治理机制研究”(21CTJJ03)。

作者简介:代金辉(1981—),女,黑龙江齐齐哈尔人,博士,副教授,研究方向为宏观经济统计分析;赵桢(1999—),男,河南郑州人,在读硕士,研究方向为应用统计;周婧宇(1998—),女,山东济宁人,在读硕士,研究方向为应用统计。

内涵,构建了具有中国特色的高质量发展评价指标体系;二是采用主成分分析-熵值赋权法(PCA-EM)二次加权模型,并基于变异系数法与马氏距离变异系数法(CVM)模型,对四大经济区高质量发展水平进行研究,找到了高质量发展驱动力最强的因素。

二、高质量发展评价指标体系构建

(一)高质量发展的内涵

学者从三个方面对高质量发展的内涵进行了概括:以五大发展理念为理论依据,认为高质量发展应以五大发展理念为引领,将其作为出发点和落脚点。以生态保护和经济发展为核心,认为应统筹推进经济发展与生态保护,将生态优先、绿色发展作为高质量发

展的内涵。以经济发展为核心,认为高质量发展的本质是经济的高质量发展,核心是满足人民对生活和生态的追求。总之,现阶段学界对高质量发展内涵的理解角度多样,未形成统一的认识,在内涵解析中也谈及区域间发展的差异性问题的。

(二)指标体系的构建

基于中国经济高质量发展的现状和发展趋势,本着科学、客观与可操作的原则,构建了包含经济发展、创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、民生发展6个一级指标、31个二级指标的高质量发展评价指标体系,见表1。所用数据主要来源于《中国统计年鉴2021》及EPS数据库。

表1 高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	代理变量及计算方法	指标属性
经济发展	经济增长率	GDP 增速	正向指标
	经济实力	人均 GDP	正向指标
	第三产业贡献率	GDP/社会消费品零售总额	正向指标
	产业结构高级化	第三产业增加值/第二产业增加值	正向指标
	就业风险	失业率	逆向指标
创新发展	科学技术辐射力	科技研究人员数/总从业人员数	正向指标
	IT 产业辐射力	信息传输、计算机服务和软件从业人员数/总从业人员数	正向指标
	单位人口专利申请量	专利申请量/年均户籍人口数	正向指标
	单位人口互联网宽带接入用户数	互联网宽带接入用户数/年均户籍人口数	正向指标
	单位人口移动电话数	移动电话数/年均户籍人口数	正向指标
协调发展	经济总量差距	省份 GDP 与所在区域 GDP 均值之比	适中指标
	人均福利差距	省份人均 GDP 与所在区域人均 GDP 之比	适中指标
	工资差距	省份职工平均工资与所在区域职工平均工资之比	适中指标
绿色发展	空气质量指数	AQI	逆向指标
	PM2.5	PM2.5	逆向指标
	PM10	PM10	逆向指标
	绿化水平	建成区绿化覆盖率	正向指标
	单位电耗	耗电量/GDP	逆向指标
	大气污染	二氧化硫排放量/GDP	逆向指标
	水污染	废水排放量/GDP	逆向指标
开放发展	外资利用率	实际使用外资额/GDP	正向指标
	市场开放度	外企数量/企业总数量	正向指标
	外贸开放度	出口额/GDP	正向指标
民生发展	单位面积人口数	年均户籍人口数/建成区面积	逆向指标
	义务教育指数	义务教育阶段生师比	逆向指标
	高等教育指数	本专科生师比	逆向指标
	医疗服务人员	医院卫生技术人员数/年均户籍人口数	正向指标
	医疗服务设施	医院床位数/年均户籍人口数	正向指标
	社会保障覆盖率	养老保险和医疗保险参保比例	正向指标
	文化服务	公共图书拥有量/年均户籍人口数	正向指标
	交通服务	公共汽电车拥有量/年均户籍人口数	正向指标

注:正向指标的数值与高质量发展水平呈正相关;逆向指标的数值与高质量发展水平呈负相关关系;适中指标是指需要综合考量的指标。

三、模型构建

由于指标数据之间可能存在相关性,会对测度结果产生不良影响,为了更科学、系统地考量各维度的权重,采用二次加权(PCA-EM)模型对我国四个经济区域^①高质量发展水平分别展开测度研究。

(一)PCA 模型测度各维度评价价值

主成分赋权法是使用主成分分析的方法对指标体系中各维度权重进行确定。该方法可以处理变量之间存在的问题,减少主观因素对权重的影响。具体步骤如下:

1. 无量纲化处理

功效系数法可以有效避免零值或负值带来的不良干扰,保证测度结果的准确性和科学性。

正向指标的处理公式为:

$$y_{ij}=60+\frac{x_{ij}-N_{ij}}{M_{ij}-N_{ij}} \times 40$$

逆向指标的处理公式为:

$$y_{ij}=60+\frac{M_{ij}-x_{ij}}{M_{ij}-N_{ij}} \times 40$$

对于适中指标,先将其正向化,然后再用功效系数法进行处理。其中, i 指第 i 个省(区、市), j 是指第 j 个二级指标,且 $i=1,2,\dots,31$; $j=1,2,\dots,31$ 。

$$x_{ij}^*=\frac{|x_{ij}-\bar{x}|}{M_{ij}-N_{ij}}$$

2. 提取主成分并计算各个指标系数的加权平均数

取累计贡献率大于 80% 的前 n 个成分作为主成分,进一步得出该维度中主成分所对应的特征根数值 λ_t 、方差贡献率 r_t 、主成分载荷矩阵 $A_{t \times j}$ ($t=1,2,\dots,n$; $j=1,2,\dots,31$) 和主成分表达式系数 e_{ij} ,计算公式如下:

$$e_{ij}=\frac{a_{ij}}{\sqrt{\lambda_t}}$$

主成分表达式中的加权平均数 y_j 为:

$$y_j=\frac{r_1}{\sum r_t} e_{1j}+\frac{r_2}{\sum r_t} e_{2j}+\dots+\frac{r_t}{\sum r_t} e_{tj}$$

3. 对加权平均数 y_j 作归一化处理

将 y_j 进行归一化处理,进而得出归一化后的权重系数 q_j :

$$q_j=\frac{y_j}{\sum y_j}$$

4. 计算各维度指标的高质量发展评价价值

将 31 个省(区、市)6 个维度的评分数据 x_{ij} ,与相应的权重系数 q_j 相乘,并相加求和,最终得出各省(区、市)各维度高质量发展评价价值 p_{il} :

$$p_{il}=\sum q_j x_{ij}$$

其中, p_{il} 是第 i 省(区、市)中第 l 维度的高质量发展评价价值, q_j 是第 j 二级指标的权重系数, x_{ij} 是第 i 省(区、市)中第 j 二级指标在无量纲化处理后的数值。

(二)高质量发展综合评价价值的测度

1. 二级指标权重再确定

熵值法是一种不受主观因素影响的客观赋权法,根据各项指标值的变异程度来确定指标权重。其计算步骤如下:

计算第 j 二级指标的变异程度 v_j :

$$v_j=\frac{y_j}{\sum_{j=1}^J y_j}, j=1,2,\dots,J$$

记第 j 二级指标的熵值是 E_j ,则:

$$E_j=-\frac{1}{\ln(J)} \sum_{j=1}^J v_j \ln v_j$$

设第 j 二级指标的差异系数为 B_j ,则 $B_j=1-E_j$,进而第 j 二级指标的权重 ω_j :

$$\omega_j=\frac{B_j}{\sum_{j=1}^J B_j}$$

2. 中国各省(区、市)综合评价价值的确定

在分别得出各省(区、市)各维度与二级指标的评价价值和权重后,采用线性加权的方法求出第 i 个省(区、市)的综合评价价值 P_i :

$$P_i=\sum_{j=1}^{31} p_{ij} w_j$$

其中, p_{ij} 是 i 省(区、市)第 j 二级指标的评价价值, w_j 是熵值赋权法计算出的第 j 二级指标的权重。

(三)差异系数的测算

为了进一步把握我国高质量发展水平的空间差异程度,用变异系数法与 CVM 法进行差异度测量,并进行对比。变异系数法是测度地区差异程度常用的方法,此方法可以一定程度上消除平均数对差异度测算结果的影响,具有较高的精度。而 CVM 法是一种基于马氏

^①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、安徽、江西、河南、湖北、湖南;东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

距离的差异度测算法,可以一定程度上减少变量之间相关性的不良干扰,得出更加客观的差异度测算结果。

1. 变异系数法

该方法用来反映数据间的变异程度,其数值大小与数据间的差异程度呈正相关关系,计算公式为:

$$D_i = \frac{s_i}{\bar{X}_i} = \frac{1}{\bar{X}_i} \left[\frac{\sum_{k=1}^n (X_{ik} - \bar{X}_i)^2}{n-1} \right]^{\frac{1}{2}}$$

其中, D_i 代表第*i*区域的变异系数, s_i 代表第*i*区域的标准差, $\bar{X}_i$ 表示第*i*区域样本的均值, n 代表第*i*区域所包含的省(区、市)数量, X_{ik} 代表第*i*区域中第*k*省(区、市)高质量发展水平的评价值。

2. CVM 法

采用马氏距离测算法对样品间的差异程度进行测算,计算公式为:

$$CVM = \frac{\frac{2}{n(n-1)} \sum h(Z_i, Z_j)}{\frac{1}{n} \sum h_i(Z_i, 0)}$$

其中,CVM代表基于马氏距离的差异系数, $h(Z_i, Z_j)$ 指在同一个经济区域中,*i*省(区、市)与*j*省(区、市)综合评价指数之间的马氏距离,该值与区域间的差异程度呈现正相关关系。

(四)地理探测器工具体法

地理探测器是一种空间异质性定量探测的方法,既能检测单因素对因变量空间分异的驱动作用,又能检测两因素相互作用对因变量的驱动作用。本文使用其中的因子探测器与交互探测器测算各维度对高质量发展的驱动力。

1. 因子探测器

探测各因子的驱动力大小,进而识别各省(区、市)

高质量发展的主要驱动因子,具体公式为:

$$q = 1 - \frac{SSW}{SST} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^r N_i \sigma_i^2}{N \sigma^2}, i=1, 2, \dots, L$$

其中, q 为因子驱动力大小, r 为分层数量,SSW是各层方差之和,SST表示各层总方差, N 与 N_i 分别表示全区总样本量与第*i*层的样本量, σ^2 和 σ_i^2 分别表示全区总方差和第*i*层的方差, q 值范围为[0,1],其值越大,表明该因子对各省(区、市)高质量发展空间分异的驱动作用越强。

2. 交互探测器

该方法是用来测量两因子之间交互作用后驱动力大小的。具体步骤为:首先,求得各因子对我国高质量发展空间分异的解释力 q 值,用 $q(X_1)$ 和 $q(X_2)$ 表示;其次,求得两因子交互时的 q 值,记作 $q(X_1 \cap X_2)$;最后,将 $q(X_1)$ 、 $q(X_2)$ 与 $q(X_1 \cap X_2)$ 的大小进行比较。

可能得到的5种结果解释如下:

(1)二因子间相互独立: $q(X_1 \cap X_2) = q(X_1) + q(X_2)$

(2)交互后非线性增强: $q(X_1 \cap X_2) > q(X_1) + q(X_2)$

(3)交互后非线性减弱: $q(X_1 \cap X_2) < \min[q(X_1), q(X_2)]$

(4)交互后双线性增强: $q(X_1 \cap X_2) > \max[q(X_1), q(X_2)]$

(5)单因子非线性减弱: $\min[q(X_1), q(X_2)] < q(X_1 \cap X_2) < \max[q(X_1), q(X_2)]$

四、实证结果及分析

(一)各省(区、市)高质量发展各维度评价值的测算结果及分析

运用主成分分析法,分别对31个二级指标进行主成分的提取,确定二级指标的权重,最终汇总得出2020年各省(区、市)各维度的评价得分表,见表2。

表2 2020年各省(区、市)6个维度的评价得分

地区	经济发展	创新发展	协调发展	绿色发展	开放发展	民生发展	超过均值个数
北京	96.73	88.08	66.21	93.04	68.55	91.92	5
天津	75.57	74.82	96.31	85.22	64.27	80.63	5
河北	69.04	64.65	76.59	78.25	63.36	67.27	0
山西	70.13	65.25	92.11	75.34	62.36	73.14	1
内蒙古	67.41	63.41	90.30	73.05	61.60	76.56	2
辽宁	64.56	64.54	93.19	79.19	66.62	77.46	3
吉林	69.75	62.57	98.65	82.48	62.74	79.74	2
黑龙江	69.68	62.25	94.15	75.13	62.72	80.24	2
上海	82.39	78.84	70.31	91.31	91.61	86.13	5

(续表)

地区	经济发展	创新发展	协调发展	绿色发展	开放发展	民生发展	超过均值个数
江苏	73.85	76.60	88.72	90.06	75.42	76.56	5
浙江	75.85	76.46	97.96	90.28	83.50	77.61	6
安徽	72.30	67.43	96.22	87.01	64.49	67.33	3
福建	68.27	71.58	92.15	93.28	71.75	69.68	4
江西	69.32	65.54	96.97	87.33	66.37	67.33	3
山东	72.35	66.18	84.81	81.58	69.90	73.68	3
河南	68.88	63.72	92.73	83.90	64.25	67.58	1
湖北	69.91	66.17	91.31	87.01	63.45	70.98	2
湖南	73.03	64.56	98.50	87.13	65.56	69.71	3
广东	76.68	72.59	90.84	92.57	83.07	70.02	5
广西	72.73	63.43	91.13	88.61	66.39	65.48	4
海南	79.08	65.59	78.04	94.95	65.08	70.57	2
重庆	65.87	67.74	87.23	87.99	66.64	73.29	4
四川	69.06	65.82	90.26	84.93	63.49	71.15	2
贵州	67.54	60.93	95.10	83.23	59.31	65.67	1
云南	67.34	61.35	96.50	85.41	61.33	65.76	2
西藏	72.04	64.51	85.83	90.88	58.45	69.91	1
陕西	67.41	66.21	90.45	80.35	61.98	72.86	1
甘肃	71.08	65.91	85.29	76.92	58.81	71.83	0
青海	74.98	65.97	91.44	74.39	58.34	72.76	2
宁夏	66.63	69.29	94.60	71.08	59.28	73.74	3
新疆	74.89	64.58	96.62	74.72	62.01	71.93	2
均值	72.08	67.63	90.02	84.08	66.22	73.18	-

注:用各省(区、市)各维度得分超过该维度均值的数量来衡量高质量发展水平的程度,0—1 代表高质量发展水平较低,2—3 代表高质量发展水平适中,4—6 代表高质量发展水平较高。

表 2 显示,高质量发展程度较高的是浙江、北京、天津、上海、江苏、福建、广东、广西和重庆,其中,东部地区 7 个,中部地区与西部地区各 1 个;高质量发展程度较低的是河北、山西、河南、陕西、贵州、西藏、甘肃,其中西部地区 4 个、中部地区 2 个、东部地区 1 个。由此可见,我国的高质量发展出现了明显的空间分异。

从 6 大维度的高质量发展情况看,我国协调发展与绿色发展方面的高质量发展水平较高,民生发展与

经济发展水平适中,而创新发展与开放发展水平相对较低有待提高。

(二)四大经济区高质量发展各维度评价值的测算结果与分析

为进一步分析我国高质量发展过程中出现的空间差异,在得出各省(区、市)高质量发展评价值的基础上,通过加权计算得到四大经济区在 6 个维度的高质量发展评价值,见表 3。

表 3 四大经济区 6 个维度的评价值及排名

区域	经济发展		创新发展		协调发展		绿色发展		开放发展		民生发展	
	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名	评价值	排名
东部地区	76.98	1	73.54	1	84.20	4	89.05	1	73.65	1	76.41	2
中部地区	70.60	2	65.45	2	94.64	2	84.62	2	64.41	2	69.34	4
西部地区	69.75	3	64.93	3	91.23	3	80.96	3	61.47	4	70.91	3
东北地区	68.00	4	63.12	4	95.33	1	78.93	4	64.03	3	79.15	1

由表3可知,在经济发展、创新发展、绿色发展这3个维度,四大经济区的高质量发展评价价值排序为:东部>中部>西部>东北,整体呈现出由沿海到内陆高质量发展水平逐渐下降的趋势。

经济发展维度中,各省(区、市)产业水平得到大幅优化,经济发展水平显著提升,东部地区发展水平明显高于其他地区,而中部、西部和东北地区的经济发展评价价值相对较低,但相差不大。

创新发展维度中,东部地区高学历、高技术人才丰富,创新驱动发展战略得以深入实施,科学技术方面获得了较多突破。其他地区的创新发展水平相差较小,与东部地区相比存在一定的差距。

绿色发展维度中,东部地区成效突出,绿化覆盖率逐年提高,节能减排降耗层面成就显著。由于西部地区与东北地区正处于工业化快速发展时期,因此大气污染问题较为严重,在绿色发展水平方面有较大的提升空间。

协调发展维度中,四大经济区的得分排序为:东北>中部>西部>东部。东北地区在协调发展方面取得优异的成绩,为其他地区提供了样板。这与东三省一体化的持续推进密切相关。反观东部地区,各地经济总量差距、人均福利差距和工资差距较大,协调发展水平有待提升。

在开放发展维度中,四大经济区的得分排序为:东部>中部>东北>西部。东部地区对外开放水平较高的原因是其沿海城市相对较多,在地理上具有显著优势,吸引外资能力在四大经济区中名列前茅,开放程度远超其他三个地区。

在民生发展维度上,四大经济区的得分排序为:东北>东部>西部>中部。民生发展反映的是居民生活质量以及社会基础设施建设水平。东北地区和东部地区的评价价值相差不大,两地区的教育、医疗等基础设施建设较好。而中部和西部地区由于各省(区、市)发展水平参差不齐,一定程度上导致民生发展评分

较低。

总而言之,东部地区在经济发展、创新发展、绿色发展和开放发展4个方面明显优于其他地区,在协调发展方面则需提高;中部地区亟待解决民生发展问题;西部地区在各方面的发展都有待提高;东北地区在协调发展和民生发展方面表现较好,经济发展、创新发展以及绿色发展方面亟待提高。

(三)各省(区、市)高质量发展综合评价测算结果及分析

基于31个省(区、市)6个维度的高质量发展评价价值,进一步计算各维度的熵值权重,最后线性加权得到高质量发展的综合评价价值。将得到的综合评价价值由大到小排序,见图1。

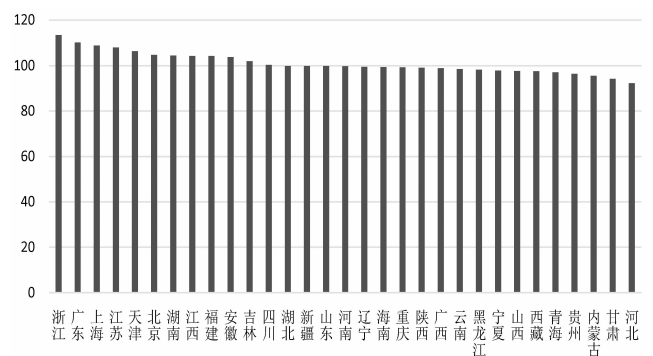


图1 各省(区、市)高质量发展综合指数

由图1和表1分析可知,具体到各省(区、市)的高质量发展综合水平,排名前6的依次是浙江、广东、上海、江苏、天津、北京,其在创新发展、开放发展和绿色发展维度上取得了明显成果;河北、甘肃、内蒙古、贵州、青海、西藏等的综合评分排名较靠后,说明其经济发展水平不高,创新引领高质量发展的作用未得到充分发挥,文化及交通服务设施不够完善,绿色发展水平有待提升,医疗卫生条件亟待改善。

进一步分析不同经济区域中各省(区、市)高质量发展综合评价价值的差异,四大经济区域中各省(区、市)高质量发展综合评价价值见表4。

表4 四大经济区域中各省(区、市)高质量发展综合评价价值

东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
省(区、市)	综合评价价值	省(区、市)	综合评价价值	省(区、市)	综合评价价值	省(区、市)	综合评价价值
浙江	113.49	湖南	104.44	四川	100.38	吉林	101.99
广东	110.23	江西	104.24	新疆	99.82	辽宁	99.51
上海	108.91	安徽	103.82	重庆	99.30	黑龙江	98.20

(续表)

东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
省(区、市)	综合评价价值	省(区、市)	综合评价价值	省(区、市)	综合评价价值	省(区、市)	综合评价价值
江苏	107.96	湖北	99.90	陕西	99.05		
天津	106.33	河南	99.77	广西	98.86		
北京	104.79	山西	97.63	云南	98.47		
福建	104.23			宁夏	97.86		
山东	99.81			西藏	97.60		
海南	99.38			青海	97.03		
河北	92.29			贵州	96.39		
				内蒙古	95.53		
				甘肃	94.20		
均值	104.74		101.63		97.87		99.90

由表4可知,四大经济区域中高质量发展综合得分由大到小排序为:东部地区>中部地区>东北地区>西部地区。东部地区的高质量发展综合水平领先于其他地区,高质量发展成效显著。

(四)我国四大经济区域内部高质量发展的差异程度测算结果及分析

基于高质量发展的综合评价价值,采用变异系数和CVM法对我国各省(区、市)高质量发展水平的差异程度进行测算,以便更好地掌握各地区内部不同省(区、市)的高质量发展水平的差异,具体结果见表5。

表5 四大经济区域内部高质量发展差异程度测算结果

地区	变异系数值	CVM值
东部地区	0.0561	0.0690
中部地区	0.0260	0.0337
西部地区	0.0179	0.0219
东北地区	0.0157	0.0253

按照变异系数法得出的差异度大小排名是:东部>中部>西部>东北;CVM差异系数所得出的差异

度大小排名是:东部>中部>东北>西部。虽然两种方法在数值上有所不同,总体反映的差异程度却近似。相较于其他三个地区,东部地区高质量发展的差异程度最大,说明东部地区各省(市)高质量发展的不平衡性问题最为突出;其次是中部地区;西部地区和东北地区的差异系数和CVM系数相对较小,说明两地区内部各省(区、市)高质量发展水平较为均衡。

(五)四大经济区高质量发展差异的驱动因素测算结果分析

首先,采用四分位数法对我国高质量发展综合评价价值进行分级,得出因子探测器与交互探测器的结果(见表6)。6个维度在不同程度上都对我国的高质量发展水平产生了促进作用,并且任意两个因子交互后的作用力均大于各单一因子的作用力。

各维度对我国高质量发展驱动力中,开放发展与创新发展较大,绿色发展与经济发展适中,民生发展与协调发展较小。其中,开放发展、创新发展、绿色发展与经济发展这4个因子均对我国高质量发展产生

表6 2020年6个维度对我国各省(区、市)高质量发展的作用力

因子	经济发展	创新发展	协调发展	绿色发展	开放发展	民生发展
经济发展	0.249*					
创新发展	0.752	0.516***				
协调发展	0.583	0.760	0.209			
绿色发展	0.744	0.791	0.664	0.373***		
开放发展	0.729	0.737	0.919	0.756	0.630***	
民生发展	0.608	0.742	0.685	0.662	0.810	0.229

注:*,***分别表示在10%、1%的显著性水平下显著。

了显著影响,而民生发展与协调发展这两个因子对高质量发展的影响不显著。

五、结论与建议

(一) 结论

本文从高质量发展“质”与“量”两个角度出发,构建了新发展格局下中国高质量发展水平测度指标体系。首先使用 PCA-EM 模型对各省(区、市)高质量发展水平综合评价值进行测算,其次采用差异系数法与 CVM 法对四大经济区内省(区、市)高质量发展的差异度进行研究,最后采用地理探测器的方法探测各个维度对高质量发展的驱动作用,得出结论如下:

第一,东部地区引领中国的高质量发展,但其内部高质量发展水平差异显著。东部地区高质量发展水平的综合评价值排名第一,经济发展、创新发展、绿色发展、开放发展方面明显优于其他地区,在中国高质量发展进程中起到了先锋模范作用。与此同时,东部地区的差异系数与 CVM 值都远高于其他三个地区,说明东部地区各省(市)的高质量发展水平差异显著。

第二,我国协调发展与绿色发展取得显著成果。从 6 个维度的得分看,协调发展和绿色发展的平均得分分别为 90.02 和 84.08,开放发展的平均得分最低,为 66.22。说明各地深刻把握新发展理念,在协调发展与节能减排等方面做出了积极努力,但在新发展格局下,我国在对外开放水平和科技创新方面仍需不断努力。

第三,开放发展是对高质量发展驱动力最强的因素。因子探测器的计算结果显示,开放发展的驱动力最大,在 1% 的显著性水平下达到 0.630,协调因子的驱动力最小且不显著,为 0.209。同时,地理探测器的结果还表明,任意两个因子交互作用的驱动力均大于单一因子的驱动力,再次说明了高质量发展需要各个维度协调并进。

(二) 建议

本文通过测算,分析研究了四大经济区域各省(区、市)高质量发展的优势与劣势。高质量发展水平较高的省(区、市)一定程度上为其他省(区、市)的进一步发展提供了有效借鉴。

第一,结合自身发展特征,取长补短。各省(区、市)要从自身的高质量发展特征出发,稳步提升发展

水平,不断补齐发展短板。

第二,提高对外开放水平,践行创新驱动发展战略。我国各省(区、市)在创新发展和开放发展维度的平均分明显低于其他维度。对外开放是基本国策,是加快我国现代化建设的必然选择,创新驱动发展战略对提高经济增长的质量、转变经济发展的方式有重要意义。因此,各省(区、市)在新发展格局下应以创新发展为战略引领,努力提高对外开放水平。

第三,优化资源配置。四大经济区域中各省(区、市)的高质量发展水平存在一定差异,这与历史与地理因素密不可分。省(区、市)之间差异过大会对整个区域的协调发展产生不良影响,进而影响人民的幸福感。因此,针对高质量发展差异较大的问题,应结合实际情况制定阶段性规划方案,扶持落后地区发展,缩小发展差距,优化区域内的资源配置。◆

参考文献:

- [1]金碚.关于“高质量发展”的经济学研究[J].中国工业经济,2018(4):5-18
- [2]宋国恺.新时代高质量发展的社会学研究[J].中国特色社会主义研究,2018(5):60-68.
- [3]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [4]董志勇,李成明.“专精特新”中小企业高质量发展态势与路径选择[J].改革,2021(10):1-11.
- [5]黄应绘.发展成果评价指标体系的构建[J].统计与决策,2018(5):34-38.
- [6]周世军,赵丹丹.构建助推经济高质量发展的统计体系[J].中国统计,2019(4):7-10.
- [7]赵顺招,翁焕斌.高质量发展评价指标体系初探[J].中国统计,2019(4):69-71.
- [8]王婉,范志鹏,秦艺根.经济高质量发展指标体系构建及实证测度[J].统计与决策,2022(3):124-128.
- [9]魏敏,李书昊.新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J].数量经济技术经济研究,2018(11):3-20.
- [10]王富喜,毛爱华,李赫龙,等.基于熵值法的山东省城镇化质量测度及空间差异分析[J].地理科学,2013(11):1323-1329.

效率视角下区域物流技术水平与管理水平时空演变研究

张矿伟¹ 俞立平^{1,2}

(1.浙江工商大学 统计与数学学院,浙江 杭州 310018;

2.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:基于效率视角测算 1997—2021 年中国 31 个省(区、市)物流纯技术效率与规模效率,以反映区域物流的技术水平与管理水平,并从多个维度综合分析区域物流技术水平与管理水平的时空变迁、区域差异、重心分布以及空间关联特征。结果表明:(1)区域物流技术水平是制约物流业高质量发展的关键因素,技术水平偏低是导致综合技术效率较低的重要原因;(2)区域物流技术水平的区域差距大于管理水平,但呈现出逐渐缩小趋势;(3)区域物流技术水平与管理水平的重心移动方向不一致,前者呈现出向西南方向移动的趋势,而后者则表现出微弱的向西北方向移动的趋势;(4)区域物流技术水平与管理水平的重心距离呈现出缩小的趋势,二者在空间上逐渐靠近;(5)区域物流技术水平与管理水平呈现显著的空间异质性,技术水平总体上表现出显著的空间正相关特征,而管理水平则呈现出由空间正相关向空间不相关演变的趋势。

关键词:区域物流;技术水平;管理水平;效率视角;时空演变

中图分类号:F259.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0011-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.09.002

一、引言

技术与管理已成为影响物流业发展层次的关键因素。宏观视角下技术水平是指在物流活动中运用专业技术的综合作用效果的集中体现;管理水平指的是广义的管理活动在物流发展中的综合贡献,包括产业政策、物流法规、组织方式、物流模式、经营管理等。然而,由于我国不同时期、不同地区的经济、环境、政策等因素存在差异,导致不同区域物流技术水平与管理水平同样存在不同程度的差异,表现出非均衡的发展特点,制约了我国物流业的高质量发展。因此,综合研究我国区域物流技术水平与管理水平的发展现状、时空变迁、区域差异、重心分布以及空间关联特征具有重要意义,有利于从技术与管理视角更深入地认识我国区域物流的发展状态,为促进物流业高质量发展,加

快实现由物流大国向物流强国跨越提供必要的参考。

已有学者围绕技术要素与管理要素在物流发展中的作用展开研究。关于技术要素在物流发展中作用的研究有:田刚和李南(2009)^[1]、Wohrle(2013)^[2]、刘国巍(2018)^[3]指出技术进步、技术创新及应用能力提升促进物流业效率提升。Hidalgo 和 Lopez(2009)^[4]研究发现信息和通信基础设施、信息通信技术创新促进物流业发展质量提升。Levans(2012)^[5]认为自动化会改变物流业发展方向。何玉华和俞立平(2012)^[6]认为信息化建设促进物流业发展。关于管理要素在物流发展中作用的研究有:Muralidhar 和 Radhika 等(2012)^[7]指出简化农产品物流流程可以提高农业物流效率。姚书杰(2012)^[8]指出技术创新和制度变迁影响物流组织模式变革。冯涛和邓俊荣(2010)^[9]认为物流和环节协作及

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,在读博士,研究方向为创新经济、科技评价;俞立平(1967—),通信作者,男,江苏泰县人,博士,教授,博士生导师,研究方向为创新经济、科技评价。

物流知识链竞争与物流业发展紧密相关。丁俊发(2014)^[10]指出高行政管理成本制约物流企业发展。王静(2019)^[11]指出货币政策影响物流产业结构优化。

对技术与管理量化测度的问题也进行了一定的探索。Hill 和 Utterback(1979)^[12]指出可以采用一些替代性指标间接反映技术创新。Solow 提出了著名的“索洛余值”度量技术进步,认为经济增长中扣除劳动力、资本投入数量增长因素之后,所有产生作用的其他因素的总和,都是由技术进步带来的^[13]。Andersen(1999)^[14]提出用物流专利测度物流技术创新或技术水平。汪传雷和王艳等(2014)^[15]、刘韧和鞠颂东等(2007)^[16]也持有相同的观点。王伟光和唐晓华(2003)^[17]将技术创新能力的测度划分为投入测度法、产出测度法、环境测度法三大类。也有学者从生产函数角度研究了软、硬技术进步的测度问题,钟永隆和姜一心(1993)^[18]在改进柯布-道格拉斯生产函数的基础上,论证了总技术进步水平等于硬技术进步水平与软技术进步水平(管理)的乘积。李仁安和罗荣桂(1996)^[19]基于数据包络分析与前沿生产函数,分离出软技术进步水平与硬技术进步水平。

综合看,有学者围绕物流技术的重要性、物流技术对物流产业发展的影响等进行研究,也有学者对管理创新、企业流程优化、物流政策等对物流发展的重要性进行了研究。效率是技术与管理综合作用效果的集中体现,而基于投入产出效率视角定量研究区域物流技术水平和管理水平的成果较少,因此以下方面有待深入研究:(1)现有研究多集中于微观企业视角,但是难以刻画区域物流整体的技术与管理水平,有必要基于宏观视角从技术与管理两大要素入手分析区域物流的发展。(2)关于区域物流技术水平与管理水平的统计测度比较困难,并未达成有效共识,有必要围绕技术水平与管理水平的量化测度展开研究,以丰富该领域的研究。(3)有必要进一步围绕区域物流技术水平与管理水平的发展现状及时空特征展开研究,为物流业高质量发展提供必要参考。

本文基于投入产出效率视角,采用 Super-SBM 模型测度区域物流技术水平与管理水平,并综合分析区域物流技术水平与管理水平的时空演变特征,有利于梳理我国区域物流技术水平与管理水平的发展脉络与现状,了解其重心分布、变动轨迹及区域差距。本文的边际贡献主要体现在:第一,与传统微观视角的研究有所不同,本文主要立足宏观视角从技术与管理的

时空演变分析区域物流的发展情况,研究内容上有所创新。第二,基于效率视角采用 Super-SBM 模型测度区域物流技术水平与管理水平,丰富了宏观视角下区域物流技术水平与管理水平统计测度的相关研究,为学界提供一种全新研究思路。第三,综合运用多种统计分析方法,从发展现状、区域差异、重心分布、空间关联特征等多维视角刻画区域物流技术水平与管理水平的时空演变特征,有利于更好地总结规律、发现问题并明确改进的方向。

二、研究设计

(一)研究方法

1. Super-SBM 模型

采用 Super-SBM 模型测度区域物流技术水平与管理水平。Tone(2001)^[20]对传统的 CCR 模型及 BCC 模型进行改进,提出了非径向的 SBM 模型。SBM 模型考虑了松弛变量对结果的影响,在目标函数中加入了松弛变量,具有比传统模型更好的求解效果。但是 SBM 模型的结果中同样会存在效率值为 1 的多个有效决策单元并存的问题,因此进一步提出了 Super-SBM 模型,更有利于多个有效决策单元的排序。Super-SBM 模型的规划式只适用于有效的 DMU,对 SBM 模型中有效的 DMU_k,其非导向下规模报酬不变(CRS)的超效率模型表达式为:

$$\begin{aligned} \min \rho &= \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{\bar{x}_i}{x_{ik}}}{\frac{1}{s} \sum_{r=1}^s \frac{\bar{y}_r}{y_{rk}}} \\ \text{s.t. } \bar{x}_i &\geq \sum_{j=1, j \neq k}^n x_{ij} \lambda_j \\ \bar{y}_r &\leq \sum_{j=1, j \neq k}^n y_{rj} \lambda_j \\ \bar{x}_i &\geq x_{ik} \\ \bar{y}_r &\geq y_{rk} \\ \lambda, s^-, s^+, \bar{y} &\geq 0 \\ i &= 1, 2, \dots, m; r = 1, 2, \dots, q; j = 1, 2, \dots, n (j \neq k) \end{aligned} \quad (1)$$

由除了 DMU_k 之外的其他 DMU 构成的生产可能集合为:

$$\left\{ (x, y) \mid x \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n x_{ij} \lambda_j, y \leq \sum_{j=1, j \neq k}^n y_{rj} \lambda_j \right\}$$

被评价 DMU_k 在超效率 SBM 模型中的投影值是模型的最优解,是在由其他 DMU 构建的生产可能集内距离前沿最近的点。而可变规模报酬下(VRS)超效率

SBM 模型是在式(1)的基础上增加约束条件 $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$ 。

2. 行业集中度

采用行业集中度分析区域物流技术水平及管理水平的地区差距。行业集中度 CR_n 表示将某个变量降序排列后,前 n 位合计占有所有变量合计的比重。基于美国经济学家贝恩对产业集中度的划分标准,将产业市场结构划分为如表 1 所示的类型。

表 1 行业集中率划分标准

	CR_4 值	CR_8 值
寡占 I 型	$CR_4 \geq 0.85$	
寡占 II 型	$0.75 \leq CR_4 < 0.85$	$CR_8 \geq 0.85$
寡占 III 型	$0.50 \leq CR_4 < 0.75$	$0.75 \leq CR_8 < 0.85$
寡占 IV 型	$0.35 \leq CR_4 < 0.50$	$0.45 \leq CR_8 < 0.75$
寡占 V 型	$0.30 \leq CR_4 < 0.35$	$0.40 \leq CR_8 < 0.45$
竞争型	$CR_4 < 0.30$	$CR_8 < 0.40$

3. 重心耦合态势模型

(1) 重心模型

重心概念起源于物理学,重心模型表示物体各个方向的力量在合力作用下达到均衡,之后引申到区域经济领域的研究,可用于识别一组要素的地理或密度中心,能够更为直观、准确地揭示研究对象的分布规律特征及演变规律。区域经济研究中,通常以经度和纬度的组合来表示某个决策单元的地理位置,具体公式为:

$$\begin{aligned} X_0 &= \frac{\sum X_i P_i}{\sum P_i} \\ Y_0 &= \frac{\sum Y_i P_i}{\sum P_i} \end{aligned} \quad (2)$$

本文中, (X_0, Y_0) 为区域物流技术水平或管理水平的重心经纬度坐标, (X_i, Y_i) 为决策单元的经纬度坐标, P_i 为决策单元相关指标的具体数值。

(2) 重心距离函数

重心距离函数主要基于空间角度研究区域物流技术水平与管理水平之间的重心耦合关系,可以计算区域物流技术水平与管理水平重心的地理距离,分析两者距离的演变,计算公式为:

$$l = 111.11 \times \sqrt{(x_k - x_p)^2 + (y_k - y_p)^2} \quad (3)$$

其中,根据区域物流技术水平与管理水平重心的经度及纬度坐标可以计算出两者重心距离,常数项 111.11 为经纬度 1 的平均距离,单位为千米。区域物流技术水平与管理水平的重心距离越近,说明从地理

空间上两者协调度越好。

(3) 重心方向一致性系数

重心方向一致性系数主要基于时间角度研究区域物流技术水平重心变化方向与管理水平重心变化方向的关系,进而判断两者是否同步发展。为了分析问题方便,通常采用区域物流技术水平与管理水平重心变化方向夹角的余弦值大小来进行测度,一般也称为变动一致性系数 c 。假设两者夹角为 θ ,当 $\cos\theta$ 等于 1 时,说明两者变化方向完全相同;当 $\cos\theta$ 等于 -1 时,说明两者变化方向完全相反。 $\cos\theta$ 越大,说明区域物流技术水平与管理水平重心变化方向越是一致。

根据余弦定理,变动一致性系数的计算公式如下:

$$\begin{aligned} c = \cos\theta &= \frac{(\Delta x_p^2 + \Delta y_p^2) + (\Delta x_k^2 + \Delta y_k^2) - [(\Delta x_p - \Delta x_k)^2 + (\Delta y_p - \Delta y_k)^2]}{2\sqrt{(\Delta x_p^2 + \Delta y_p^2)(\Delta x_k^2 + \Delta y_k^2)}} \\ &= \frac{\Delta x_p \Delta x_k + \Delta y_p \Delta y_k}{\sqrt{(\Delta x_p^2 + \Delta y_p^2)(\Delta x_k^2 + \Delta y_k^2)}} \end{aligned} \quad (4)$$

式中, $\Delta x = x_i - x_{i-1}$, $\Delta y = y_i - y_{i-1}$, 分别表示区域物流技术水平或管理水平重心相对于上一年的经度与纬度变化。偏移角度差余弦值的大小与偏移一致性的关系见表 2。

表 2 偏移角度差余弦值与偏移一致性

偏移角度差的余弦值	偏移一致性
$\cos\theta = 1$	偏移方向完全一致
$0.5 \leq \cos\theta < 1$	偏移方向一致
$0 \leq \cos\theta < 0.5$	偏移方向较一致
$-0.5 \leq \cos\theta < 0$	偏移方向较不一致
$-1 \leq \cos\theta < -0.5$	偏移方向不一致
$\cos\theta = -1$	偏移方向完全不一致

4. 探索性空间数据分析

(1) 全局 Moran's I 指数

全局空间自相关主要用于研究观测值在区域内的整体空间关联情况,本文采用 Moran's I 指数研究区域物流技术水平与管理水平的整体空间相关性。公式如下:

$$\begin{aligned} \text{Moran's I} &= \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, x_i 表示地区 i 的观测值, n 表示地区的个数, w_{ij} 表示 i 地区与 j 地区的空间权重, $\bar{x}$ 表示地区观测值的均值。全局 Moran's I 指数的取值范围为 $[-1, 1]$, 当莫兰指数大于 0 时, 表示正相关, 即具有相似的属性聚集在一块; 当莫兰指数小于 0 时, 表示负相关, 即具有相异的属性聚集在一起; 当莫兰指数等于 0 时, 表示不存在相关性, 即不同的属性随机分布。

(2) 局部 Moran's I 指数

全局 Moran's I 指数反映的是研究对象的整体空间相关情况, 但是难以很好地刻画局部地区观测值的空间关联情况, 且在全局 Moran's I 指数不显著的情况下, 在局部地区也可能存在正向相关或负向相关的情况。因此, 需要在全局空间自相关分析的基础上, 进一步采用局部 Moran's I 指数分析局部地区的空间相关性。计算公式如下:

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

I_i 表示 i 地区的局部 Moran's I 指数值, x_i 表示 i 地区的观测值, $\bar{x}$ 表示观测值的均值, w_{ij} 表示 i 地区与 j 地区的空间权重, n 表示地区的个数, 并且:

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n (x_j - \bar{x})^2}{n-1} - \bar{x}^2 \quad (7)$$

通过生成 LISA 聚类地图、显著性地图以及 Moran 散点图来综合分析某区域与其相邻区域的空间集聚特征, 可以归纳为高高集聚(H-H)、低高集聚(L-H)、低低集聚(L-L)、高低集聚(H-L)四种类型。

(二) 变量与数据

1. 变量测度

宏观视角下测度区域物流技术水平与管理水平较为困难, 需要更多地考虑技术与管理在物流活动中的

贡献与效果。本文从投入产出效率视角测度技术水平与管理水平。Banker(1984)^[21]指出 CCR 模型的效率值有效表示被评价决策单元的技术和规模同时有效。决策单元的无效性可能是由配置效率引起的, 也可能是由规模不合理造成的。而 BCC 效率值可以视为只考虑了纯技术效率因素的效率值, 即纯技术效率(PTE), 所以 BCC 有效代表着决策单元仅仅是技术有效的, 一定程度上间接反映了决策单元的技术水平。规模效率(SE) 等于全局效率与纯技术效率的比值, 而规模效率的变动由决策单元的资源配置、规模经济、政策影响等因素决定, 这些因素均属于宏观管理因素, 所以规模效率间接反映了决策单元的管理水平。

基于以上分析, 纯技术效率与规模效率可以作为技术水平与管理水平的间接反映。本文采用 Super-SBM 模型分别求出规模报酬不变下的全局效率, 以及规模报酬可变下的纯技术效率, 并进一步分解出规模效率, 用纯技术效率作为区域物流技术水平的替代变量, 用规模效率作为区域物流管理水平的替代变量。

2. 数据来源

基于数据的可得性、准确性、全面性及科学性原则, 借鉴龚雪和荆林波(2020)^[21]、曹炳汝和孔泽云等(2019)^[22]的研究, 选取物流业固定资产投资、物流从业人员、交通密度 3 个指标作为投入指标, 选取货物周转量、物流产业增加值两个指标作为产出指标, 采用 Super-SBM 模型测算区域物流投入产出效率, 用纯技术效率作为技术水平的替代变量, 规模效率作为管理水平的替代变量。原始数据均来自《中国统计年鉴》, 采用交通运输、仓储和邮政业数据反映区域物流的发展情况, 选取 1997—2021 年中国 31 个省(区、市)面板数据进行研究。投入产出变量的统计学特征见表 3。

表 3 投入产出变量的描述性统计

	产出指标		投入指标		
	货物周转量 (亿吨公里)	物流产业增加值 (亿元)	物流业固定资产投资 (亿元)	物流从业人员 (万人)	交通密度 (千米/平方千米)
均值	3661.467	714.029	839.389	23.495	1.395
中位数	1743.453	480.320	456.800	21.242	0.906
极大值	34074.600	4166.800	5957.606	86.409	10.461
极小值	7.900	2.120	3.020	0.724	0.103
标准差	4771.257	741.070	1042.762	14.655	1.665
数据量	31×25=775				

三、实证结果

(一) 时序演变

基于 Supper-SBM 模型测度中国 31 个省(区、市)的区域物流技术水平与管理水平,以纯技术效率表示技术水平,以规模效率表示管理水平,并进一步计算出 1997—2021 年全国区域物流技术水平与管理水平的均值(见表 4)。

表 4 1997—2021 年全国区域物流
技术水平与管理水平均值

年份	技术水平	管理水平
1997	0.361	0.644
1998	0.266	0.696
1999	0.354	0.708
2000	0.457	0.705
2001	0.396	0.743
2002	0.502	0.747
2003	0.485	0.745
2004	0.444	0.786
2005	0.401	0.799
2006	0.270	0.870
2007	0.296	0.876
2008	0.349	0.885
2009	0.317	0.902
2010	0.353	0.907
2011	0.412	0.905
2012	0.473	0.920
2013	0.401	0.911
2014	0.390	0.915
2015	0.359	0.918
2016	0.367	0.918
2017	0.406	0.917
2018	0.445	0.912
2019	0.414	0.927
2020	0.412	0.921
2021	0.507	0.902

由表 4 可知,区域物流技术水平在 0.266—0.507 之间变动,区域物流管理水平在 0.644—0.927 之间变动,总体上表现出波动上升趋势。为了更清晰地观测区域物流技术水平与管理水平的演变情况,将表 4 中技术水平与管理水平的数据绘制成折线图,如图 1 所示。

由图 1 可以看出,区域物流管理水平整体上高于技术水平。纯技术效率本质上反映了区域物流产业的技术水平,也是技术创新能力的重要体现,规模效率

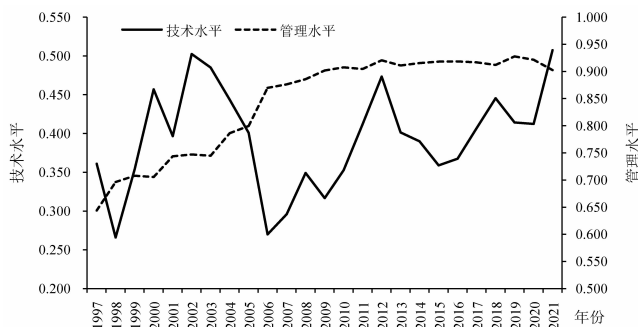


图 1 技术水平与管理水平时序演变

本质上反映了各地区物流相关政策和宏观管理水平,在市场机制充分发挥作用的前提下,并不需要更多的政府干预。综合来看,技术水平是制约物流产业高质量发展的关键,说明物流产业应该重点鼓励创新、提高技术创新能力,政府也应该出台更多鼓励技术创新的政策,为物流产业技术创新提供良好的环境,促进物流产业高质量发展。

(二) 集中度分析

行业集中度的变化体现了整体市场的竞争和垄断程度,是反映市场结构状况的基本指标,也体现了整体的区域差距情况。一般认为,如果行业集中度 $CR_4 < 0.3$ 或 $CR_8 < 0.4$, 则该行业为竞争型, 而如果 $0.3 \leq CR_4$ 或 $0.4 \leq CR_8$, 则该行业为寡占型。为了进一步从市场结构视角分析区域物流技术水平与管理水平的区域差异, 计算了 1997—2021 年区域物流技术水平与管理水平的行业集中度 CR_4 与 CR_8 , 如图 2 和图 3 所示。

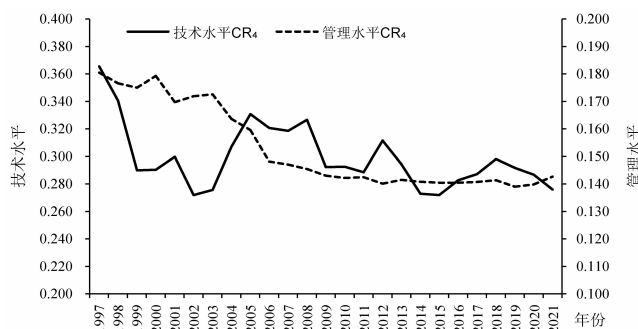


图 2 技术水平与管理水平 CR_4 时序演变

由图 2 中行业集中度 CR_4 看,技术水平行业集中度位于 0.272—0.365 之间,整体上表现出波动下降趋势,由寡占型市场结构向竞争型市场结构逐渐演变,说明区域物流技术水平的差距在逐渐缩小,管理水平行业集中度在 0.138—0.189 之间变动,始终保持在相对较低的水平且同样呈现缓慢的下降趋势。因此,无论是技术水平还是管理水平均表现出了区域间协调发展

的趋势。

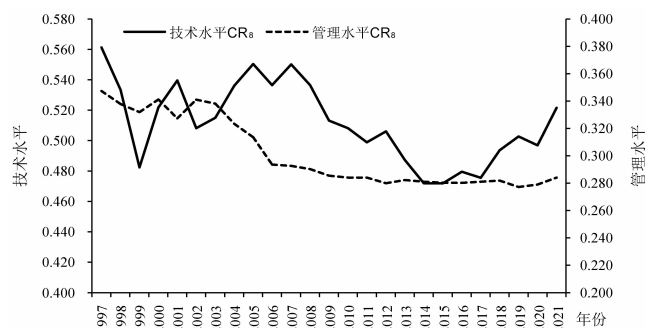


图3 技术水平与管理水平 CR_8 时序演变

由图3中行业集中度 CR_8 看,技术水平行业集中度在 0.472—0.561 之间,而管理水平行业集中度则在 0.277—0.347 之间。从技术水平看,区域物流表现出低度寡占型的特点,呈现波动下降后又有所升高的趋势,但是整体上逐渐向竞争型过渡;从管理水平看,区域物流产业并不存在寡头垄断,处于竞争性的市场结构。因此,区域物流技术水平在一定程度上呈现出区域发展不平衡的特点,不同地区物流产业的技术创新能力呈现一定的区域差异,而区域物流管理水平的区域差异较小,不论是技术水平还是管理水平的区域差异均在不断缩小,逐步呈现良性协调发展的趋势。

(三) 重心分析

1. 重心移动轨迹

为了更直观地了解 1997—2021 年区域物流技术水平与管理水平重心的移动轨迹,在求得历年区域物流技术水平与管理水平重心坐标的基础上,将历年重心绘制成图 4、图 5。

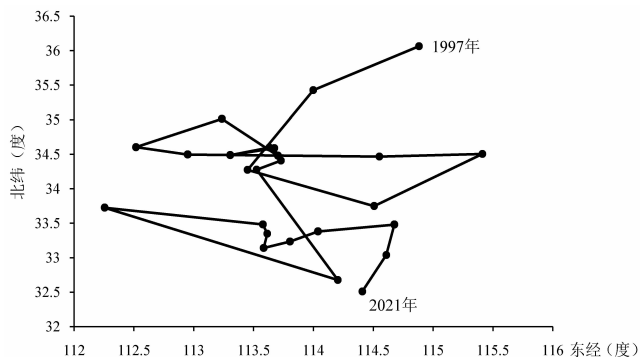


图4 技术水平重心移动轨迹

由图4可知,1997—2021年区域物流技术水平重心在经度上由东经 114.882° 移动到东经 114.408° ,向西移动了 0.474 个经度约 52.667 千米,由北纬 36.063° 移动到北纬 32.508° ,向南移动了 3.555 个纬度约 395 千米,纬度的变化大于在经度上的变化,整体向西南

方向移动了约 398.519 千米。说明随着我国改革开放进程的加快,我国西南地区经济发展水平不断提高,第二产业、第三产业的快速发展为物流发展提供了充足的市场条件,资源、技术等西南聚集,区域物流产业技术水平的重心也随着向西南移动。

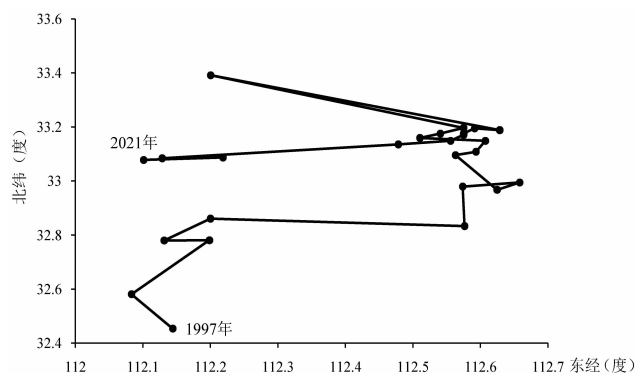


图5 管理水平重心移动轨迹

由图5可知,1997—2021年区域物流技术水平重心在经度上由东经 112.144° 移动到东经 112.101° ,向西移动了 0.043 个经度约 4.778 千米,由北纬 32.454° 移动到北纬 33.077° ,向北移动了 0.623 个纬度约 69.222 千米,纬度的变化大于在经度上的变化,基本可以认为整体向西北方向移动了约 69.475 千米,移动的距离相对较小。从 1997—2002 年快速向东移动,2002—2012 年逐渐向北方移动,之后呈现出向西移动后又快速向东移动然后再次向西移动的趋势。总体看,区域物流管理水平呈现出微弱向西北方向移动的趋势,说明西北地区物流管理水平逐渐提升。

2. 重心距离演变

在分析区域物流技术水平与管理水平重心移动轨迹的基础上,将 1997—2021 年每年两者的重心距离绘制成图,更直观了解重心距离的变动情况,如图 6 所示。

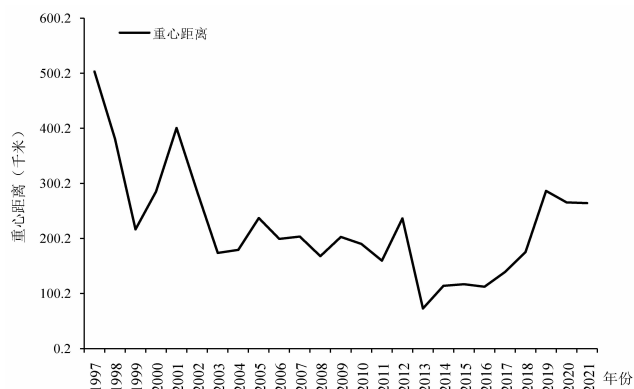


图6 重心距离的时序演变

由图 6 可知,1997—2021 年区域物流技术水平与管理水平的重心距离呈现出波动缩小后又有所增加的变动趋势,但是总体上技术水平与管理水平的空间距离是缩小的,两者的耦合协调程度不断加深,呈现向好的发展趋势。1997—2021 年重心距离在 72.656—503.358 千米之间变动,1997—2003 年重心距离缩小趋势明显,2003—2013 年重心距离呈现出波动下降趋势,且在 2013 年技术水平与管理水平重心距离最小,两者距离约为 72.656 千米,而在 2013—2020 年重心距离表现出逐渐增加的趋势,2021 年又表现出一定的下降趋势。重心距离逐渐变小表明区域物流技术水平重心与管理水平重心逐渐一致,两者逐渐呈现协调发展的态势。

3. 重心偏移一致性系数

重心距离反映了技术水平重心与管理水平重心在空间上的距离,重心偏移一致性则进一步反映了两者重心在不同年份的移动方向是否一致,通过技术水平与管理水平重心偏移角度差的余弦值反映重心的偏移一致性,如图 7 所示。

由图 7 可知,1997—2021 年区域物流技术水平与管理水平重心偏移一致性系数波动较大,说明技术水平重心的移动与管理水平重心的移动存在较高的不

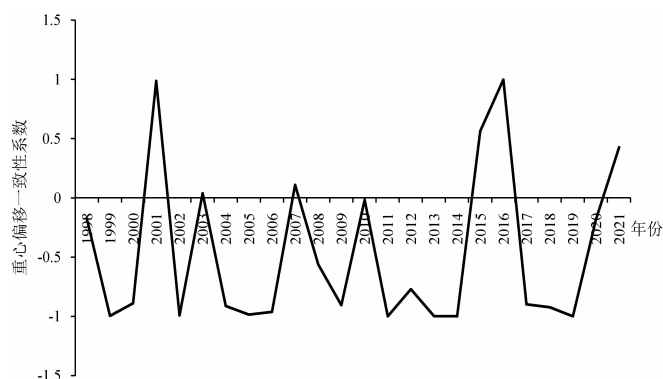


图 7 重心偏移一致性系数

一致性,25 年间只有 6 年的重心偏移方向一致,其他年份两者重心的偏移方向均不一致。进一步结合重心距离的变化可以发现,虽然两者的重心偏移一致性总体不佳,但是两者的重心距离呈现逐渐缩小的趋势,说明区域物流技术水平与管理水平的重心正在逐步集中于同一地区,总体表现出向好趋势。

(四)空间相关性分析

1. 全局 Moran's I 指数

分别计算出 1997—2021 年区域物流技术水平与管理水平的全局 Moran's I 指数,以刻画技术水平与管理水平的总体空间相关性,结果见表 5。

表 5 全局 Moran's I 指数时序演变

年份	技术水平				管理水平			
	Moran's I	P 值	标准差	Z 值	Moran's I	P 值	标准差	Z 值
1997	0.373	0.003	0.115	3.520	0.146	0.073	0.119	1.569
1998	0.174	0.045	0.109	1.823	0.057	0.212	0.110	0.820
1999	-0.045	0.467	0.116	-0.164	0.001	0.351	0.108	0.319
2000	0.092	0.162	0.118	1.028	-0.042	0.493	0.109	-0.057
2001	0.375	0.003	0.112	3.652	0.169	0.051	0.113	1.781
2002	0.348	0.002	0.113	3.373	0.175	0.037	0.111	1.879
2003	0.011	0.356	0.124	0.332	0.159	0.051	0.112	1.709
2004	-0.048	0.451	0.121	-0.149	0.126	0.093	0.107	1.479
2005	0.168	0.066	0.124	1.619	0.167	0.048	0.106	1.883
2006	0.106	0.127	0.114	1.207	0.083	0.135	0.099	1.182
2007	0.110	0.133	0.116	1.217	0.102	0.107	0.100	1.370
2008	0.263	0.016	0.121	2.482	0.085	0.132	0.098	1.225
2009	0.259	0.017	0.124	2.356	0.046	0.182	0.094	0.853
2010	0.258	0.020	0.123	2.359	0.044	0.177	0.094	0.829
2011	0.237	0.023	0.123	2.194	0.018	0.205	0.088	0.582
2012	0.326	0.003	0.115	3.149	0.185	0.040	0.112	1.989
2013	-0.019	0.422	0.116	0.119	0.042	0.158	0.082	0.935
2014	0.209	0.026	0.114	2.117	0.049	0.160	0.089	0.937

(续表)

年份	技术水平				管理水平			
	Moran's I	P 值	标准差	Z 值	Moran's I	P 值	标准差	Z 值
2015	0.219	0.018	0.114	2.205	0.037	0.173	0.089	0.795
2016	0.204	0.026	0.113	2.087	0.027	0.186	0.090	0.680
2017	0.259	0.011	0.115	2.549	0.024	0.188	0.090	0.651
2018	0.295	0.007	0.115	2.881	-0.005	0.286	0.094	0.318
2019	0.366	0.002	0.114	3.529	0.016	0.260	0.097	0.531
2020	0.397	0.002	0.116	3.736	0.033	0.203	0.098	0.690
2021	0.429	0.002	0.116	4.025	0.054	0.203	0.111	0.802

由表 5 可知,在 1997—2021 年,技术水平的全局 Moran's I 指数共有 7 年不显著,其他年份的全局 Moran's I 指数均显著且大于 0,总体而言,区域物流技术水平呈现出空间正相关的特点,且近年来这种空间正相关性呈现逐渐增强的趋势,而管理水平的全局 Moran's I 指数大部分年份均不显著,少数显著的年份主要集中在 2005 年及以前,说明随着时间的推移区域物流管理水平总体上呈现出由空间正向相关向空间不相关演变的趋势。

2. 局部 Moran's I 指数

全局 Moran's I 指数反映了技术水平与管理水平整体上的空间相关性,但是不能精确反映某一区域的空间集聚特征,故进一步计算局部 Moran's I 指数分析局部的集聚特征,以 5 年作为时间间隔分别选取 2001 年、2006 年、2011 年、2016 年、2021 年的局部 Moran's I 指数进行分析,并主要结合 LISA 聚类地图分析技术水平与管理水平的局部集聚特征,结果见表 6、表 7 所示。

表 6 技术水平的局部集聚特征

年份	技术水平			
	高高集聚(H-H)	低高集聚(L-H)	低低集聚(L-L)	高低集聚(H-L)
2001	河北、辽宁	吉林	新疆、西藏、云南、贵州、青海、四川	无
2006	河北	北京	西藏、湖北、贵州、重庆、四川	无
2011	无	北京	西藏、贵州、重庆、四川	无
2016	无	无	贵州、重庆、四川	西藏
2021	山西、山东、江苏、浙江	无	新疆、西藏、云南、贵州、青海、重庆、四川	无

表 7 管理水平的局部集聚特征

年份	管理水平			
	高高集聚(H-H)	低高集聚(L-H)	低低集聚(L-L)	高低集聚(H-L)
2001	江苏	无	内蒙古	新疆
2006	山东、江苏、安徽、江西	无	无	新疆
2011	天津、河北	无	青海	新疆
2016	江西	无	青海	新疆、云南
2021	无	广东	无	无

由表 6 可知,技术水平的低低集聚空间特征比较明显,且主要集中在西南、西北地区,高高集聚空间特征早期主要分布在辽宁、河北等地区,且近年来逐渐向东南沿海地区转移,低高集聚特征表现明显的地区是北京、吉林。由表 7 可知,管理水平高高集聚空间特征主要集中在沿海及中部地区,低低集聚空间特征集

中在西北地区的内蒙古、青海,新疆和云南则表现出明显的高低集聚特征。综合看,不管是技术水平还是管理水平,其局部空间集聚特征都兼具了四种集聚类型,且随着时间的变化不同区域的空间集聚特征也在不断变化,说明区域物流技术水平与管理水平都具有较强的空间异质性。

四、研究结论

本文基于宏观视角采用 Super-SBM 模型测度了区域物流技术水平与管理水平,进而分析技术水平与管理水平的时空演变特征,从行业集中度、重心分布、空间相关性等多个维度进行分析,得到以下结论:

1. 区域物流技术水平是制约物流业高质量发展的关键因素,技术水平偏低是导致综合技术效率较低的重要原因,提高技术水平是促进物流高质量发展的关键。

2. 物流技术水平的区域差距大于管理水平,表现出更为明显的地区非均衡发展格局,但是这种区域差异呈现出逐渐缩小的趋势。

3. 区域物流技术水平与管理水平的重心移动方向不一致,技术水平重心呈现出向西南方向的移动趋势,管理水平重心则表现出微弱的向西北方向的移动趋势。

4. 区域物流技术水平与管理水平的重心距离呈现缩小的趋势,技术水平重心与管理水平重心在空间上逐渐靠近。

5. 区域物流技术水平与管理水平呈现出显著的空间异质性,技术水平总体上表现出显著的空间正相关特征,而管理水平则呈现出由空间正相关向空间不相关演变的趋势。◆

参考文献:

- [1]田刚,李南.中国物流业技术进步与技术效率研究[J].数量经济技术经济研究,2009,26(2):76-87.
- [2]WOHRLE T.Adhesives manufacturer optimises logistics[J].Adhesion Adhesives & Sealants,2013,10(2):9.
- [3]刘国巍.物流技术创新对物流业的影响测度与路径分析:基于2000—2015年省际空间杜宾面板数据模型[J].中国流通经济,2018,32(1):38-46.
- [4]HIDALGO A,LOPEZ V.Drivers and impacts of ICT adoption on transport and logistics services.An European perspective[J].Asian journal of technology innovation,2009,17(2):27-47.
- [5]LEVANS M A.How automation is changing logistics[J].Logistics Management,2012,51(6):9.
- [6]何玉华,俞立平.基于面板数据变系数模型的信息化与物流关系研究[J].情报杂志,2012,31(4):107-111.
- [7]MURALIDHAR G,RADHIKA P,SEEMA,et al. Efficiency of marketing channels for mango in mahabubnagar district of Andhra Pradesh[J].The IUP Journal of Management Research,2012,6(2):30-49.
- [8]姚书杰.基于分工视角的物流组织模式演变[J].中国经济问题,2012(1):103-108.
- [9]冯涛,邓俊荣.从劳动分工到知识分工的组织间合作关系演进[J].学术月刊,2010,42(8):92-98.
- [10]丁俊发.中国物流业发展的新动力新机遇新模式[J].中国流通经济,2014,28(2):9-15.
- [11]王静.货币政策与物流产业结构优化:基于2000—2017年省际面板数据[J].经济问题,2019(4):18-24.
- [12]HILL C T,UTTERBACK J M.Technological innovation for a dynamic economy[M].Oxford:Pergamon press,1979.
- [13]葛芮言.信息化对制造业技术创新影响的研究[D].西安:西北大学,2019.
- [14]ANDERSEN B.The hunt for S-shaped growth paths in technological innovation:a patent study[J].Journal of evolutionary economics,1999(9):487-526.
- [15]汪传雷,王艳,李从春.基于专利地图的物流识别标识技术创新研究[J].中国科技论坛,2014,30(10):28-34.
- [16]刘韧,鞠颂东,衣春光.在物流中的技术创新和知识产权:RFID技术应用案例研究[J].中国软科学,2007(6):106-110.
- [17]王伟光,唐晓华.技术创新能力测度方法综述[J].中国科技论坛,2003(4):39-42.
- [18]钟永隆,姜一心.度量硬、软技术进步水平方法的研究[J].科学学与科学技术管理,1993(6):16-23.
- [19]李仁安,罗荣桂.软、硬技术进步水平测度方法研究[J].中南财经大学学报,1996(1):85-87.
- [20]TONE K.A Slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J].European Journal of Operational Research,2001,130(3):498-509.
- [21]BANKER R D.Estimating most productive scale size using data envelopment analysis[J].European Journal of Operational Research,1984,17(1):35-44.
- [22]龚雪,荆林波.降本增效背景下中国物流产业效率评价及时空差异研究[J].商业经济研究,2020(14):100-103.
- [23]曹炳汝,孔泽云,邓莉娟.长江经济带省域物流效率及时空演化研究[J].地理科学,2019,39(12):1841-1848.

中国与中亚国家贸易竞争力研究

——基于国际产能合作视角

杨习铭 黄 钦

(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:新时期中国与中亚国家贸易竞争力研究可为实现经贸合作持续升级提供新的思路和参考借鉴。通过构建中国与中亚国家贸易竞争力指标体系,得出以下结论:中国具有贸易竞争优势的产业是杂项制品、按原材料的制成品、机械运输设备;哈萨克斯坦为燃料矿物品、非食用原料、动植物油脂;吉尔吉斯斯坦为非食用原料;塔吉克斯坦为非食用原料;土库曼斯坦为燃料矿物品、非食用原料;乌兹别克斯坦为燃料矿物品。中、哈具有互补优势的是燃料矿物品、非食用原料、杂项制品;中、吉为非食用原料、按原材料的制成品、食品与活动物;中、塔为非食用原料、按原材料的制成品;中、土为燃料矿物品、按原材料的制成品、机械运输设备;中、乌为按原材料的制成品、机械运输设备。最后,提出提升核心产业的国际竞争力、加强重点产业的提升、加强不显著产业与其他国家的贸易联系、加强新技术研发和经营模式创新等对策建议。

关键词:贸易竞争力;国际产能合作;中亚国家

中图分类号:F752

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0020-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.09.003

一、引言

2013年以来,我国与发达经济体、新兴市场和发展中国家形成了国际产能合作双赢局面。中国与中亚国家产能合作取得重大进展,一批重要项目落地并顺利推进,中国与中亚关系也实现跨越式发展,不仅促进了各自繁荣发展,也有效维护了地区和平稳定,树立了相互尊重、公平正义、合作共赢的新型国际关系典范。2022年,中国与中亚国家贸易总额超过700亿美元,创下历史最高水平;中国超大市场规模进一步向中亚五国开放,2022年中国从中亚国家进口额达到279亿美元,是2016年进口额的2.3倍。中国同中亚五国贸易与投资实现快速增长,为六国经济社会发展注入了强劲动力。2023年5月中国-中亚峰会的成功举办,开启了中国同中亚国家互利合作的新篇章,提出了扩大相互贸易规模、构建商品流通网络、建立边贸中心、加强电子商务合作等促进双边经贸发展的一系列举措。本文基于国际产能合作视角研究中国与中亚国家贸易竞争力,为促进中国与中亚国家产能合作取得重大进展和实现经贸合作升级提供新的思路,同时对全面推动“六大经济走廊”建设,加快跨国跨区域重

大基础设施建设,发挥和提升丝绸之路经济带的地位和作用,扩大中国的国际影响力也具有一定借鉴意义。

二、文献综述

国内外学者对中国与中亚贸易竞争力研究主要集中于中亚总体、中亚五国两方面。

(一)中国与中亚总体经贸合作的相关研究

一是对中国与中亚国家总体产业贸易的研究。蒋宇宁和王雅莉(2018)^[1]、马娜娜(2019)^[2]提出中国与中亚国家具有贸易竞争性和互补性。朱音楠(2021)^[3]发现中国与中亚国家具有很强的贸易潜力。温庭海和白杨(2022)^[4]提出中国与中亚国家经贸合作具有贸易创造效应和转移效应。二是对中国与中亚国家某一重点产业经贸合作的研究。杨丽华和龚恩民(2019)^[5]、朱坤萍和康佳亮(2021)^[6]、候杰和齐新鑫等(2023)^[7]研究了中国与中亚农产品、工业制成品、能源产业和数字贸易的竞争力及影响因素。三是对中国与中亚国家经贸合作推进路径的研究。宋振东和雷宏振(2020)^[8]认为要在贸易需求、政治影响、空间距离、文化距离和贸易便利化发展程度方面推进中国与中亚五国的经贸合作。王慧敏(2019)^[9]、陈秀娟和邢孝兵(2021)^[10]提出中

作者简介:杨习铭(1985—),男,湖北黄冈人,博士,副教授,研究方向为国际区域经济合作;黄钦(1999—),通信作者,女,重庆涪陵人,在读硕士,研究方向为国内区域经济合作。

国与中亚经贸合作应加快“五通”建设,尤其是运输通道基础设施建设和运输通道畅通机制建设。

(二)中国与中亚五国经贸合作的相关研究

一是中国与哈萨克斯坦。曾嘉星(2021)^[11]、周义娇(2022)^[12]提出中哈贸易潜力巨大,农产品贸易互补性大于竞争性。二是中国与乌兹别克斯坦。王霞和王欣蕾(2020)^[13]提出中乌自然资源贸易具有很强的互补性,未来应加强两国自然资源贸易合作与工业投资。三是中国与吉尔吉斯斯坦。爱丽(2018)^[14]、王其猛和杜永善等(2022)^[15]认为中吉两国经贸合作具有较大的贸易潜力,未来应优化双边贸易结构、建立完善的金融体系。四是中国与塔吉克斯坦。阿廖娜(2021)^[16]提出中塔农业经贸合作具有坚实的政治和经济基础,未来要建立中塔自由贸易区并完善双边贸易制度。五是中国和土库曼斯坦。沈和易和薛智铭(2022)^[17]认为中土天然气经贸合作密切,应加快中土互联互通建设和区域一体化进程。

上述研究主要集中于中国与中亚总体、中亚五国贸易,缺乏国际产能合作细分产业层面的研究。本文创新点如下:一是建立完善的指标体系,利用比较优势、竞争优势、互补优势3个方面的9个指标全面衡量中国与中亚国家的产业竞争力情况。二是对中国与中亚总体及中亚五国进行竞争力的分析,更加准确定位优势互补产业。三是结合国际产能合作视角,有针对性地提出促进中国与中亚国家在核心产业、重点产业、互补产业和其他产业方面优势互补的对策建议。

三、中国与中亚五国贸易现状分析

(一)中国-中亚国家总体贸易现状

2010—2020年中国对中亚国家货物贸易进出口额总体呈上升趋势,由2010年的301.13亿美元上升至2020年的417.36亿美元(见图1)。(1)出口。2010—2020年中国对中亚国家出口总体呈上升趋势,由2010年的165.31亿美元上升至2019年的260.63亿美元,并达到峰值,2020年有所回落。(2)进口。2010—2020年中国对中亚国家进口总体呈上升趋势,由2010年的135.82亿美元上升至2020年的205.69亿美元,其中2013年达到峰值270.33亿美元。

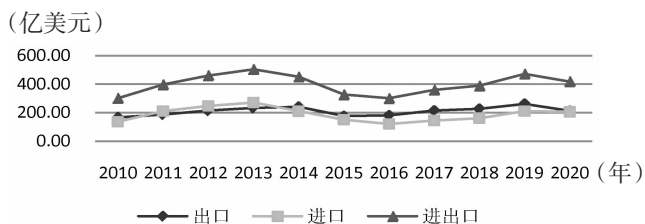


图1 2010—2020年中国对中亚国家货物进出口贸易额
数据来源:据 UN comtrade 数据库整理所得。

(二)中国-中亚五国贸易现状

1. 中国-哈萨克斯坦

2010—2020年中对哈货物进出口贸易额总体呈波动上升趋势,由2010年的204.29亿美元上升至2020年的220.69亿美元,增长了8.0%。(1)出口:2010—2020年中对哈出口呈波动上升趋势,由2010年的93.20亿美元增长至2020年的117.03亿美元,其中2019年为峰值,达到127.29亿美元。(2)进口:2010—2020年中对哈进口总体呈下降趋势,由2010年的111.09亿美元下降至2020年的103.66亿美元,其中2013年为峰值,为160.51亿美元。

2. 中国-吉尔吉斯斯坦

2010—2020年中对吉货物贸易进出口额总体呈波动下降趋势,由2010年的42亿美元下降至2020年的29亿美元。(1)出口:2010—2020年中对吉出口呈波动下降趋势,由2010年的41.28亿美元下降至2020年的28.65亿美元。(2)进口:2010—2020年中对吉的进口呈下降趋势,由2010年的0.72亿美元下降至2020年的0.35亿美元。

3. 中国-塔吉克斯坦

2010—2020年中对塔货物贸易进出口额总体呈波动下降趋势,由2010年的14.33亿美元下降至2020年的10.62亿美元。(1)出口:2010—2020年中对塔出口额呈波动下降趋势,由2010年的13.77亿美元下降至2020年的10.17亿美元,2014年为出口峰值,为24.68亿美元。(2)进口:2010—2020年中对塔进口额呈下降趋势,由2010年的0.56亿美元下降至2020年的0.45亿美元。

4. 中国-土库曼斯坦

2010—2020年中对土货物贸易进出口额总体呈上升趋势,由2010年的15.70亿美元上升至2020年的89.47亿美元,增长了5.70倍。(1)出口:2010—2020年中对土出口额总体呈下降趋势,由2010年的5.25亿美元下降至2020年的4.43亿美元。(2)进口:2010—2020年中对土进口额呈上升趋势,由2010年的10.45亿美元上升至2020年的85.03亿美元,在2019年达到峰值,为96.27亿美元。

5. 中国-乌兹别克斯坦

2010—2020年中对乌货物贸易进出口额总体呈上升趋势,由2010年的24.82亿美元上升至2020年的67.58亿美元,增长了1.72倍。(1)出口:2010—2020年中对乌出口额呈上升趋势,由2010年的11.81亿美元上升至2020年的51.39亿美元,并达到峰值。(2)进口:2010—2020年中对乌进口额呈上升趋势,由2010年的13.01亿美元上升至2020年的16.19亿美元。

四、中国与中亚国家贸易竞争力分析

为更加精确反映中国与中亚国家的竞争优势产业,本文选取使用 UN comtrade 数据库中 SITC REV4 分类的 2019 年、2020 年数据,借鉴杨习铭和高志刚(2019)^⑨选取的 RCA、TC、Cij 等 9 类指数^①构建贸易竞争力指标体系,其中比较优势和竞争优势主要分析中国与中亚国家的优势产业,互补优势主要分析中国与中亚国家的优势互补产业。

(一) 中国竞争力分析

1. 比较优势

(1) RCA 指数:2020 年中国 RCA 指数排名前三的是杂项制品、按原材料的制成品、机械运输设备,其值分别是 1.84、1.39、1.31,具有较强的国际竞争优势。(2) NRCA 指数:2020 年中国 NRCA 指数排名前三的是杂项制品、按原材料的制成品、机械运输设备,其值

分别是 3.20、2.06、1.21。(3) DT 指数:2020 年中国出口增速较快的是动植物油脂、按原材料的制成品、机械运输设备、化学制品,其值分别是 0.18、0.03、0.02、0.01。综上所述,中国具有比较优势的产业是杂项制品、按原材料的制成品和机械运输设备(见表 1)。

2. 竞争优势

(1) TC 指数:2020 年中国 TC 指数大于 0 的是杂项制品、按原材料的制成品、机械运输设备,其值分别是 0.60、0.44、0.21。(2) IMS 指数:2020 年中国 IMS 指数排名前三的是杂项制品、按原材料的制成品、机械运输设备,其值分别是 0.2778、0.2094、0.1974。(3) CA 指数:2020 年中国 CA 指数排名前三的是杂项制品、按原材料的制成品、机械运输设备,其值分别是 1.24、0.68、0.24。综上所述,中国具有竞争优势的产业是杂项制品、按原材料的制成品、机械运输设备。

表 1 2019 年、2020 年中国比较优势、竞争优势和中国-中亚互补优势

比较优势						竞争优势						中国-中亚互补优势					
RCA		NRCA		DT		TC		IMS		CA		Cij		TCD		IIT	
2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年
0.41	0.36	0.68	0.52	-0.01	-0.06	-0.10	-0.21	0.0563	0.0537	-0.21	-0.33	0.25	0.24	2.44	1.75	0.90	0.79
0.16	0.11	0.38	0.33	-0.07	-0.31	-0.38	-0.42	0.0222	0.0171	-0.28	-0.24	0.07	0.04	0.50	1.47	0.62	0.58
0.18	0.15	0.05	0.04	-0.06	-0.12	-0.89	-0.91	0.0211	0.0219	-3.13	-3.15	0.59	0.48	0.69	1.00	0.11	0.09
0.18	0.16	0.11	0.09	0.00	-0.36	-0.76	-0.79	0.0203	0.0242	-1.17	-1.30	0.24	0.23	0.28	0.20	0.24	0.21
0.10	0.10	0.10	0.11	0.08	0.18	-0.78	-0.77	0.0140	0.0149	-0.92	-0.86	0.11	0.09	0.13	0.08	0.22	0.23
0.56	0.52	0.62	0.63	-0.04	0.01	-0.15	-0.12	0.0726	0.0793	-0.32	-0.28	0.49	0.42	1.90	1.69	0.85	0.88
1.37	1.39	2.41	2.06	0.00	0.03	0.49	0.44	0.1915	0.2094	0.78	0.68	0.81	0.98	3.74	2.81	0.51	0.56
1.31	1.31	1.26	1.21	-0.02	0.02	0.21	0.21	0.1726	0.1974	0.29	0.24	1.34	1.39	1.68	1.39	0.79	0.79
1.90	1.84	3.38	3.20	0.03	-0.03	0.60	0.60	0.2691	0.2778	1.31	1.24	1.13	1.10	4.75	3.42	0.40	0.40

数据来源:据 UN comtrade 数据库整理所得,下表同。

3. 中国-中亚互补优势

(1) Cij 指数:2020 年中国与中亚国家 Cij 指数排名前两位的是机械运输设备、杂项制品,其值分别是 1.39、1.10,中国与中亚国家此类产品的贸易互补性较大。(2) TCD 指数:2020 年中国与中亚国家 TCD 指数排名前三的是杂项制品、按原材料的制成品、食品与活动物,其值分别是 3.42、2.81、1.75,贸易联系较为紧密。(3) IIT 指数:2020 年中国与中亚国家 IIT 指数排名前三的是化学制品、食品与活动物、机械运输设备,其值分别是 0.88、0.79、0.79,这些产品具有较高的产业内贸易水平。综上所述,中国与中亚国家具有潜在优势的产业是机械运输设备、按原材料的制成品、杂项

制品、食品与活动物。

(二) 哈萨克斯坦竞争力分析

1. 比较优势

(1) RCA 指数:2020 年哈萨克斯坦 RCA 指数排名前三的是燃料矿物品、非食用原料、按原材料的制成品,其值分别是 7.66、2.32、1.46,燃料矿物品具有极强的国际比较优势,非食用原料和按原材料的制成品具有较强的国际比较优势。(2) NRCA 指数:2020 年哈萨克斯坦 NRCA 指数排名前三的是燃料矿物品、非食用原料、动植物油脂,其值分别是 16.63、3.68、1.00。(3) DT 指数:2020 年哈萨克斯坦出口增速较快的是动植物油脂、机械运输设备、化学制品,其值分别是 0.36、

①9 类指数分别为相对出口优势指数 RCA、净出口比较优势指数 NRCA、出口增长率优势指数 Dt、贸易竞争优势指数 TC、国际市场占有率指数 IMS、显示竞争优势指数 CA、贸易互补性指数 Cij、贸易结合度指数 TCD 和产品内贸易指数 IIT。

0.35、0.24。综上所述,哈萨克斯坦具有比较优势的产业是燃料矿物品、非食用原料、按原材料的制成品(见表2)。

2. 竞争优势

(1) TC 指数:2020 年哈萨克斯坦 TC 指数大于 0 的是燃料矿物品、非食用原料、动植物油脂、按原材料的制成品,其值分别是 0.91、0.64、0.11、0.09。(2)IMS

指数:2020 年哈萨克斯坦 IMS 指数排名前三的是燃料矿物品、非食用原料、按原材料的制成品,其值分别是 0.0210、0.0064、0.0040。(3) CA 指数:2020 年哈萨克斯坦 CA 指数大于 0 的是燃料矿物品、非食用原料,其值分别是 7.28、1.75。综上所述,哈萨克斯坦具有竞争优势的产业是燃料矿物品、非食用原料、动植物油脂、按原材料的制成品。

表 2 2019 年、2020 年哈萨克坦比较优势、竞争优势和中国-哈萨克斯坦互补优势

比较优势						竞争优势						中国-哈萨克斯坦互补优势					
RCA		NRCA		DT		TC		IMS		CA		Cij		TCD		IIT	
2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年
0.68	0.78	0.54	0.65	0.08	0.20	-0.10	-0.11	0.0021	0.0021	-0.61	-0.45	0.88	0.96	2.11	1.54	0.90	0.89
0.30	0.34	0.20	0.22	0.07	0.12	-0.54	-0.57	0.0009	0.0009	-1.24	-1.21	0.46	0.53	0.90	2.62	0.46	0.43
2.04	2.32	2.88	3.68	0.20	0.19	0.63	0.64	0.0064	0.0064	1.41	1.75	1.28	1.32	0.17	0.23	0.37	0.36
6.44	7.66	16.52	16.63	-0.04	-0.11	0.92	0.91	0.0202	0.0210	6.11	7.28	2.11	2.96	0.45	0.23	0.08	0.09
0.62	0.72	0.80	1.00	0.35	0.36	0.09	0.11	0.0019	0.0020	-0.16	-0.01	0.48	0.53	0.04	0.02	0.91	0.89
0.37	0.44	0.37	0.45	0.18	0.24	-0.28	-0.28	0.0012	0.0012	-0.58	-0.50	0.35	0.41	1.59	1.45	0.72	0.72
1.17	1.46	0.73	0.98	-0.03	0.22	0.04	0.09	0.0037	0.0040	-0.51	-0.10	1.98	2.28	3.03	2.04	0.96	0.91
0.05	0.07	0.05	0.06	0.80	0.35	-0.87	-0.85	0.0002	0.0002	-1.07	-1.06	0.06	0.08	1.52	1.31	0.13	0.15
0.03	0.03	0.04	0.04	0.23	-0.06	-0.89	-0.91	0.0001	0.0001	-0.79	-0.76	0.02	0.02	4.66	4.14	0.11	0.09

3. 中国-哈萨克斯坦互补优势

(1) Cij 指数:2020 年中国与哈萨克斯坦 Cij 指数排名前三的是燃料矿物品、按原材料的制成品、非食用原料,其值分别是 2.96、2.28、1.32,这些产品两国贸易互补性较大。(2) TCD 指数:2020 年中国与哈萨克斯坦 TCD 指数排名前三的是杂项制品、饮料与烟草、按原材料的制成品,其值分别是 4.14、2.62、2.04,表明此类产品的贸易联系较为紧密。(3) IIT 指数:2020 年中国与哈萨克斯坦 IIT 指数排名前三的是按原材料的制成品、动植物油脂、食品与活动物,其值分别是 0.91、0.89、0.89,这三类产品存在较高的产业内贸易。综上所述,中国对哈萨克斯坦具有潜在优势的产业是燃料矿物品、按原材料的制成品、非食用原料。

(三) 吉尔吉斯斯坦竞争力分析

1. 比较优势

(1) RCA 指数:2020 年吉尔吉斯斯坦 RCA 指数排名前三的是非食用原料、食品与活动物、饮料与烟草,其值分别是 2.87、1.72、1.11,其中非食用原料具有极强的国际竞争力,食品与活动物、饮料与烟草具有很强的国际竞争力。(2) NRCA 指数:2020 年吉尔吉斯斯坦 NRCA 指数排名前三的是非食用原料、食品与活动物、杂项制品,其值分别是 7.50、1.04、0.61。(3) DT 指数:2020 年吉尔吉斯斯坦 DT 指数出口增速较快的是食品与活动物,其值是 0.07,具有较快的出口增速。综

上所述,吉尔吉斯斯坦具有比较优势的产业是非食用原料、饮料与烟草、食品与活动物(见表3)。

2. 竞争优势

(1) TC 指数:2020 年吉尔吉斯斯坦 TC 指数大于 0 的是非食用原料,其值为 0.61,具有国际竞争优势。(2) IMS 指数:2020 年吉尔吉斯斯坦 IMS 指数排名前三的是非食用原料、食品与活动物、饮料与烟草,其值分别是 0.0003、0.0002、0.0001。(3) CA 指数:2020 年吉尔吉斯斯坦 CA 指数大于 0 的是非食用原料、食品与活动物,其值分别是 2.53、0.03。综上所述,吉尔吉斯斯坦具有竞争优势的产业是非食用原料。

3. 中国-吉尔吉斯斯坦互补优势

(1) Cij 指数:2020 年 Cij 指数中国与吉尔吉斯斯坦排名最大的是饮料与烟草、食品与活动物,其值分别是 3.73、2.89,两国在此类产品存在明显的产业贸易互补性,合作潜力大。(2) TCD 指数:2020 年中国与吉尔吉斯斯坦 TCD 指数排名较大的是杂项制品、食品与活动物、按原材料的制成品,其值分别是 14.66、9.55、7.65,表明此类产品贸易联系较为紧密。(3) IIT 指数:2020 年中国与吉尔吉斯斯坦 IIT 指数排名前三的是食品与活动物、杂项制品、非食用原料,其值分别是 0.73、0.50、0.39,具有较高的产业内贸易。综上所述,中国与吉尔吉斯斯坦具有潜在优势的产业是饮料与烟草、食品与活动物、非食用原料、按原材料的制成品。

表 3 2019 年、2020 年吉尔吉斯斯坦比较优势、竞争优势和中国-吉尔吉斯斯坦互补优势

比较优势						竞争优势						中国-吉尔吉斯斯坦互补优势					
RCA		NRCA		DT		TC		IMS		CA		Cij		TCD		IIT	
2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年
1.74	1.72	1.17	1.04	0.19	0.07	-0.37	-0.27	0.0002	0.0002	0.21	0.03	2.67	2.89	14.90	9.55	0.63	0.73
1.79	1.11	0.55	0.33	0.52	-0.36	-0.64	-0.69	0.0002	0.0001	-1.54	-2.26	5.98	3.73	0.18	0.00	0.36	0.31
4.25	2.87	12.32	7.50	-0.11	-0.25	0.66	0.61	0.0005	0.0003	3.94	2.53	1.30	0.99	0.41	0.27	0.34	0.39
0.58	0.58	0.43	0.31	-0.22	-0.26	-0.71	-0.71	0.0001	0.0001	-0.56	-1.00	0.66	0.91	0.08	0.64	0.29	0.29
0.09	0.03	0.04	0.01	0.81	-0.60	-0.96	-0.98	0.0000	0.0000	-1.93	-1.83	0.18	0.05	0.00	0.00	0.04	0.02
0.15	0.11	0.15	0.09	0.55	-0.23	-0.89	-0.90	0.0000	0.0000	-0.82	-1.00	0.15	0.12	2.11	1.82	0.11	0.10
0.60	0.47	0.31	0.24	0.03	-0.19	-0.78	-0.76	0.0001	0.0001	-1.44	-1.54	1.23	0.94	11.26	7.65	0.22	0.24
0.15	0.14	0.25	0.24	-0.32	-0.04	-0.82	-0.77	0.0000	0.0000	-0.43	-0.44	0.09	0.08	2.03	1.45	0.18	0.23
0.70	0.45	0.58	0.61	-0.30	-0.33	-0.62	-0.50	0.0001	0.0000	-0.57	-0.33	0.89	0.35	26.05	14.66	0.38	0.50

(四)塔吉克斯坦竞争力分析

1. 比较优势

(1)RCA 指数:2020 年塔吉克斯坦 RCA 指数较高的是非食用原料、按原材料的制成品,其值分别是 10.85、3.28,具有极强的国际比较优势,饮料与烟草的值为 1.24,具有较强的国际比较优势。(2)NRCA 指数:2020 年塔吉克斯坦 NRCA 指数较大的是非食用原料、按原材料的制成品,其值分别是 6.54、2.20。(3)DT 指数:2020 年塔吉克斯坦出口增速较快的是饮料与烟草、燃料矿物质、杂项制品,其值分别是 1.12、0.76、0.29,具有较快的出口增速。综上所述,塔吉克斯坦具有比较优势的产业是非食用原料、按原材料的制成品(见表 4)。

2. 竞争优势

(1)TC 指数:2020 年塔吉克斯坦 TC 指数大于 0 的是非食用原料,其值为 0.20,具有国际竞争优势。(2)IMS 指数:2020 年塔吉克斯坦 IMS 指数较大的是

非食用原料、按原材料的制成品,其值分别是 0.0005、0.0001。(3)CA 指数:2020 年塔吉克斯坦 CA 指数大于 0 的是非食用原料、按原材料的制成品,其值分别是 9.35、1.71。综上所述,塔吉克斯坦具有竞争优势的产业是非食用原料、按原材料的制成品。

3. 中国-塔吉克斯坦互补优势

(1)Cij 指数:2020 年中国与塔吉克斯坦 Cij 指数排名最大的是非食用原料、按原材料的制成品、饮料与烟草、食品与活动物,其值分别是 16.22、5.13、2.02、1.25,两国的贸易互补性大。(2)TCD 指数:2020 年中国与塔吉克斯坦 TCD 指数排名靠前的是按原材料的制成品、杂项制品、化学制品,其值分别是 4.20、2.65、1.73。(3)IIT 指数:2020 年中国与塔吉克斯坦 IIT 指数排名靠前的是非食用原料、按原材料的制成品、饮料与烟草,其值分别是 0.80、0.67、0.30,这三类产品具有较高的产业内贸易。综上所述,中国与塔吉克斯坦具有互补优势的产业是非食用原料、按原材料的制成品、

表 4 2019 年、2020 年塔吉克斯坦比较优势、竞争优势和中国-塔吉克斯坦互补优势

比较优势						竞争优势						中国-塔吉克斯坦互补优势					
RCA		NRCA		DT		TC		IMS		CA		Cij		TCD		IIT	
2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年
0.35	0.41	0.12	0.14	0.34	0.21	-0.94	-0.94	0.0000	0.0000	-2.62	-2.65	1.05	1.25	1.12	1.49	0.06	0.06
0.52	1.24	0.39	0.76	0.49	1.12	-0.81	-0.70	0.0000	0.0001	-0.86	-0.40	0.71	2.02	0.00	0.00	0.19	0.30
13.82	10.85	8.03	6.54	-0.04	-0.12	0.37	0.20	0.0007	0.0005	12.30	9.35	21.08	16.22	1.28	1.19	0.63	0.80
0.38	1.02	0.22	0.46	-0.38	0.76	-0.89	-0.81	0.0000	0.0000	-1.06	-0.83	0.55	1.89	0.10	0.14	0.11	0.19
0.03	0.00	0.01	0.00	0.92	-0.78	-1.00	-1.00	0.0000	0.0000	-5.67	-5.36	0.18	0.00	0.22	0.15	0.00	0.00
0.08	0.07	0.11	0.09	0.21	-0.07	-0.94	-0.96	0.0000	0.0000	-0.67	-0.71	0.06	0.06	2.71	1.73	0.06	0.04
3.10	3.28	2.11	2.20	0.13	0.06	-0.28	-0.33	0.0002	0.0001	1.57	1.71	4.75	5.13	7.20	4.20	0.72	0.67
0.07	0.04	0.11	0.08	0.28	-0.35	-0.94	-0.97	0.0000	0.0000	-0.53	-0.47	0.04	0.02	2.34	1.44	0.06	0.03
0.17	0.23	0.44	0.72	-0.15	0.29	-0.79	-0.72	0.0000	0.0000	-0.24	-0.11	0.07	0.08	4.55	2.65	0.21	0.28

食品与活动物、化学制品。

(五)土库曼斯坦竞争力分析

1. 比较优势

(1)RCA 指数:2020 年土库曼斯坦 RCA 指数值最高的是燃料矿物品,其值为 11.88,具有极强的国际比

较优势。(2)NRCA 指数:2020 年土库曼斯坦 NRCA 指数值最大的是燃料矿物品,其值高达 85.96,具有很强的出口比较优势。(3)DT 指数:2020 年土库曼斯坦 DT 指数值大于 0 的是饮料与烟草,其值为 38。综上所述,土库曼斯坦具有比较优势的产业是燃料矿物品(见表 5)。

表 5 2019 年、2020 年土库曼斯坦比较优势、竞争优势和中国-土库曼斯坦互补优势

比较优势						竞争优势						中国-土库曼斯坦互补优势					
RCA		NRCA		DT		TC		IMS		CA		Cij		TCD		IIT	
2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年
0.05	0.06	0.04	0.05	0.56	0.18	-0.75	-0.73	0.0000	0.0000	-1.50	-1.20	0.08	0.08	0.78	0.04	0.25	0.27
0.00	0.00	0.00	0.01	-0.97	38.00	-1.00	-0.96	0.0000	0.0000	-1.45	-0.64	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04
0.31	0.23	0.53	0.46	-0.98	-0.16	0.36	0.19	0.0002	0.0001	-0.20	-0.22	0.16	0.10	1.51	0.52	0.64	0.81
8.90	11.88	61.60	85.96	0.06	-0.02	0.99	0.99	0.0059	0.0071	8.78	11.77	1.08	1.38	0.03	0.02	0.01	0.01
0.02	0.00	0.02	0.00	-1.31	-0.84	-0.87	-1.00	0.0000	0.0000	-1.32	-2.74	0.03	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00
0.20	0.29	0.16	0.27	0.17	0.46	-0.21	-0.09	0.0001	0.0002	-0.98	-0.76	0.24	0.30	0.79	0.59	0.79	0.91
0.18	0.22	0.09	0.10	-0.44	0.18	-0.46	-0.53	0.0001	0.0001	-1.87	-2.11	0.38	0.50	1.90	2.00	0.54	0.47
0.01	0.00	0.01	0.00	-0.77	-0.61	-0.92	-0.98	0.0000	0.0000	-1.04	-0.97	0.01	0.00	1.27	0.99	0.08	0.02
0.03	0.01	0.04	0.02	-0.44	-0.47	-0.71	-0.90	0.0000	0.0000	-0.64	-0.74	0.02	0.01	0.18	0.25	0.29	0.10

2. 竞争优势

(1)TC 指数:2020 年土库曼斯坦 TC 指数大于 0 的产品是燃料矿物品、非食用原料,其值分别是 0.99、0.19,具有国际竞争优势。(2)IMS 指数:2020 年土库曼斯坦 IMS 指数较大的是燃料矿物品、化学制品,其值分别是 0.0071、0.0002,这两类产品出口竞争优势较大。(3)CA 指数:2020 年土库曼斯坦 CA 指数最大的是燃料矿物品,其值为 11.77。综上所述,土库曼斯坦具有竞争优势的产业是燃料矿物品、非食用原料。

3. 中国-土库曼斯坦互补优势

(1)Cij 指数:2020 年中国与土库曼斯坦 Cij 指数值排名最大的是燃料矿物品,其值是 1.38,此类产品两国贸易互补性较大。(2)TCD 指数:2020 年中国与土库曼斯坦 TCD 指数最大的是按原材料的制成品、机械运输设备、化学制品,其值分别是 2.00、0.99、0.59,此类产品两国贸易联系较为紧密。(3)IIT 指数:2020 年中国与土库曼斯坦 IIT 指数最大的是化学制品、非食用原料、按原材料的制成品,其值分别是 0.91、0.81、0.47,具有较高的产业内贸易。综上所述,中国与土库曼斯坦具有潜在优势的产业是燃料矿物品、非食用原料、化学制品。

(六)乌兹别克斯坦竞争力分析

1. 比较优势

(1) RCA 指数:2020 年乌兹别克斯坦 RCA 指数

排名较高的是按原材料的制成、食品与活动物,其值分别是 1.67、1.43,具有很强的国际比较优势,非食用原料的值为 0.86,具有较强的比较优势。(2)NRCA 指数:2020 年乌兹别克斯坦 NRCA 指数排名较靠前的是按原材料的制成品、食品与活动物、燃料矿物品,其值分别是 1.13、1.09、1.08。(3)DT 指数:2020 年乌兹别克斯坦出口增速较快的是动植物油脂,其值是 1.27。综上所述,乌兹别克斯坦具有比较优势的产业是燃料矿物品、食品与活动物、按原材料的制成品(见表 6)。

2. 竞争优势

(1)TC 指数:2020 年乌兹别克斯坦 TC 指数无大于 0 的产品,在国际市场竞争中处于劣势。(2)IMS 指数:2020 年乌兹别克斯坦 IMS 指数排名较大的是按原材料的制成品、食品与活动物、非食用原料,其值分别是 0.0013、0.0011、0.0007。(3)CA 指数:2020 年乌兹别克斯坦 CA 指数大于 0 的是燃料矿物品、按原材料的制成品、食品与活动物,其值分别是 0.17、0.12、0.09。综上所述,乌兹别克斯坦具有竞争优势的产业是燃料矿物品、按原材料的制成品、食品与活动物。

3. 中国-乌兹别克斯坦互补优势

(1)Cij 指数:2020 年中国与乌兹别克斯坦 Cij 指数排名前三的是按原材料的制成品、食品与活动物、动植物油脂,其值分别是 2.58、1.92、1.01,此类产品两国贸易互补性较大。(2)TCD 指数:2020 年中国与乌兹

表 6 2019 年、2020 年乌兹别克斯坦比较优势、竞争优势和中国-乌兹别克斯坦互补优势

比较优势						竞争优势						中国-乌兹别克斯坦互补优势					
RCA		NRCA		DT		TC		IMS		CA		Cij		TCD		IIT	
2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年	2019 年	2020 年
1.50	1.43	1.31	1.09	0.03	0.04	-0.05	-0.16	0.0012	0.0011	0.33	0.09	1.76	1.92	0.61	1.16	0.95	0.84
0.23	0.24	0.99	0.83	-0.03	0.02	-0.19	-0.29	0.0002	0.0002	-0.01	-0.05	0.06	0.07	0.00	0.01	0.81	0.71
1.07	0.86	0.84	0.78	0.00	-0.11	-0.27	-0.32	0.0009	0.0007	-0.06	-0.13	1.22	0.85	1.44	2.63	0.73	0.68
1.59	0.78	3.84	1.08	-0.44	-0.57	0.45	-0.16	0.0013	0.0006	1.24	0.17	0.55	0.47	0.08	0.13	0.55	0.84
0.19	0.37	0.07	0.14	189.08	1.27	-0.91	-0.83	0.0002	0.0003	-2.70	-2.39	0.54	1.01	0.33	0.22	0.09	0.17
0.35	0.33	0.33	0.28	-0.48	0.03	-0.64	-0.68	0.0003	0.0003	-0.68	-0.80	0.36	0.38	2.44	2.28	0.36	0.32
1.49	1.67	0.94	1.13	-0.27	0.13	-0.22	-0.14	0.0012	0.0013	-0.17	0.12	2.47	2.58	3.00	3.37	0.78	0.86
0.07	0.09	0.06	0.08	0.49	0.29	-0.92	-0.89	0.0001	0.0001	-1.11	-0.97	0.08	0.10	1.83	1.60	0.08	0.11
0.24	0.38	0.42	0.71	-0.08	0.53	-0.55	-0.36	0.0002	0.0003	-0.36	-0.18	0.14	0.21	0.73	0.78	0.45	0.64

别克斯坦 TCD 指数排名较大的是按原材料的制成品、非食用原料、化学制品,其值分别是 3.37、2.63、2.28,此类产品两国贸易联系较为紧密。(3)IIT 指数:2020 年中国与乌兹别克斯坦 IIT 指数排名较大的是按原材料的制成品、食品与活动物、燃料矿物品,其值分别是 0.86、0.84、0.84,这三类产品具有较高的产业内贸易。综上所述,中国与乌兹别克斯坦具有潜在优势的产业是按原材料的制成品、食品与活动物、化学制品。

五、结论与对策建议

(一)研究结论

通过对贸易竞争力指数的分析,发现中国与中亚国家比较优势、竞争优势和互补优势产业较为明显,中国的优势产业主要集中于机械运输设备、杂项制品、按原材料的制成品,中亚国家的优势产业主要集中于燃料矿物品、非食用原料,具体结论如下:

1. 中国具有比较优势和竞争优势的产业是杂项制品、按原材料的制成品、机械运输设备;哈萨克斯坦具有比较优势的产业是燃料矿物品、非食用原料、按原材料的制成品;吉尔吉斯斯坦具有比较优势的产业是非食用原料;塔吉克斯坦具有比较优势的产业是非食用原料、按原材料的制成品;土库曼斯坦具有比较优势的产业是燃料矿物品;乌兹别克斯坦具有比较优势的产业是燃料矿物品、食品与活动物、按原材料的制成品。

2. 中国与中亚总体具有潜在优势的产业是机械运输设备、按原材料的制成品、杂项制品、食品与活动物;中国与哈萨克斯坦具有潜在优势的产业是燃料矿物品、按原材料的制成品、非食用原料;中国与吉尔吉斯斯坦具有潜在优势的产业是饮料与烟草、食品与活动物、非食用原料、按原材料的制成品;中国与塔吉克

斯坦具有互补优势的产业是非食用原料、按原材料的制成品、食品与活动物、化学制品;中国与土库曼斯坦具有潜在优势的产业是燃料矿物品、非食用原料、化学制品;中国与乌兹别克斯坦具有潜在优势的产业是按原材料的制成品、食品与活动物、化学制品。

(二)对策建议

结合中国与中亚国家比较优势、竞争优势和互补优势产业,为更充分地实现资源优势互补,发挥各国优势,促进双方合作共赢,提出以下对策建议:

1. 提升核心产业的国际竞争力。我国按原材料的制成品具有很强的比较优势、竞争优势,与哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦和乌兹别克斯坦都具有较为明显的互补优势,应作为未来我国的核心产业。特别是纺织服装业应进一步提升数字技术水平,积极参与国际价值链的分工,通过不断完善设计、品牌打造、营销手段、组织管理等,实现工艺升级。应加强中国同哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、乌兹别克斯坦的贸易联系,充分利用其原材料丰富的优势,同时完善国内轻纺原材料开发利用技术,利用好新疆高质量棉的资源禀赋优势,加大与中亚国家的贸易联系,合作建立工业园区,加快发展跨境电子商务,从生产、加工、宣传、销售等环节全方位完善贸易体系。

2. 加强重点产业的提升。中国与中亚国家农产品互补优势较强,特别是与吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦贸易联系较为紧密,可将其作为中国与中亚国家未来重点发展的产业。中国农产品具有工业化和数字化的优势,农业技术处于领先地位,中亚地区的耕地面积广阔,农产品种类丰富,但农业现代化水平较为落后。中国可在农业的培育技术、管理模式、农业机械设备升级等方面加强与中亚国家的交流协

作,通过跨国农业合作和人才交流等方式,建立完整的中国与中亚国家农业合作链条。

3. 提升互补产业的合作水平。中亚国家的非食用原料、燃料矿物品资源丰富,特别是哈萨克斯坦和乌兹别克斯坦的这两类产品具有较强的比较优势和竞争优势,而中国的杂项制品和机械运输设备产业较为发达,双方可以通过建立产业链的方式形成良好的跨国合作,通过优势互补实现互利共赢。中国可在中亚地区建立完善的开采工业链,加大设备的投入和跨国公司的建设运营,不断革新煤、石油、天然气等资源的开采技术,同时加大基础设施建设力度,完善交通运输网络,提高物资运输的速度和效率。中国的机械运输设备优势明显,可利用先进的科学技术和人才资源,扩大科学仪器、加工机械等与中亚国家的合作规模。

4. 加强不显著产业与其他国家的贸易联系。中国与中亚国家比较优势和竞争优势都不显著的产业主要有饮料与烟草、化学制品、动植物油脂。可加强与“一带一路”沿线其他国家和西方国家的交流合作。对于饮料与烟草,中国与吉尔吉斯斯坦具有互补优势,但都不是本国的优势产业,可向俄罗斯、美国等学习先进的技术和管理制度,改善饮料的口感并提升健康指标系数,完善烟草的生产和市场竞争制度,不断提高与吉尔吉斯斯坦的贸易水平。对于化学制品,中国与塔吉克斯坦、土库曼斯坦、乌兹别克斯坦具有互补优势,但都不是本国的优势产业,应加强科技研发攻关,加强学术交流,发展化学制品的绿色产业链。对于动植物油脂,中国应加大与动植物油脂资源丰富的国家的合作,不断扩宽资源的贸易渠道。

5. 加强新技术研发和经营模式创新。要加强与中亚国家优势产业和互补产业的新技术研发,推动技术集成创新,通过联合国内科研院所、高校研究团队和企业技术团队有针对性地建立跨境企业技术创新平台,实现中国企业海外研发和联合技术创新。可建立中国-中亚企业技术联盟,改变过去在国际技术和专利市场各自为政状态,形成互利共赢新格局,提升中国境外企业的国际竞争力。同时,要建立技术创新成果转化机制,并以市场需求为切入点,促进科技创新成果的孵化并将其转化成先进的生产力。◆

参考文献:

[1] 蒋宇宁,王雅莉.“一带一路”倡议下中国与中亚地区贸易合作的竞争性与互补性研究[J].内蒙古社会科学

(汉文版),2018,39(5):128-135.

[2] 马娜娜.中国与中亚五国贸易潜力及影响因素研究[D].天津:天津师范大学,2019.

[3] 朱音楠.“丝绸之路经济带”建设背景下中国与中亚贸易伙伴国贸易关系研究[J].安徽工业大学学报(社会科学版),2021,38(6):22-24.

[4] 温庭海,白杨.“一带一路”视角下的中国与中亚贸易效应研究[J].黑河学院学报,2022,13(4):50-53+56.

[5] 杨丽华,龚恩民.中国—中亚农产品贸易结构及细分农产品贸易竞争力分析[J].新疆财经,2019(6):60-69.

[6] 朱坤萍,康佳亮.中国与中亚国家能源贸易竞争性互补性分析[J].商业经济,2021(11):1-4.

[7] 侯杰,齐新鑫,张瑾.中国与中亚国家数字贸易竞争力及影响因素研究[J].中国科技资源导刊,2023,55(1):73-81.

[8] 宋振东,雷宏振,丁巨涛.中国与中亚贸易障碍因素研究:基于扎根理论的分析[J].西安财经大学学报,2020,33(4):105-113.

[9] 王慧敏.新亚欧大陆桥对中国与中亚五国贸易影响的研究:基于运输时间和运输费用视角[D].北京:北京交通大学,2019.

[10] 陈秀娟,邢孝兵.中国与中亚国家贸易结构问题研究[J].铜陵学院学报,2021,20(4):18-22.

[11] 曾嘉星.中国与哈萨克斯坦工业制成品贸易竞争性和互补性研究[D].乌鲁木齐:新疆财经大学,2021.

[12] 周义娇.中国与哈萨克斯坦能源贸易潜力研究[D].石家庄:河北师范大学,2022.

[13] 王霞,王欣蕾.中国与乌兹别克斯坦双边贸易合作发展潜力探析[J].天津商务职业学院学报,2020,8(4):29-36.

[14] 爱丽(Elzada Madambekova).中国与吉尔吉斯斯坦双边贸易影响因素研究[D].大连:东北财经大学,2018.

[15] 王其猛,杜永善,孔颖.“一带一路”背景下中国与吉尔吉斯斯坦贸易互补性研究[J].对外经贸实务,2022(1):42-46.

[16] 阿廖娜(Ayzatulova Elena).中国与塔吉克斯坦贸易互补性和竞争性研究[D].沈阳:辽宁大学,2021.

[17] 沈和易,薛智铭.“一带一路”倡议背景下中国与土库曼斯坦国际合作问题研究[J].大陆桥视野,2022(1):84-86.

[18] 杨习铭,高志刚.中国和巴基斯坦产能合作研究:基于产业竞争力优势分析[J].价格月刊,2019(9):71-79.

中国农业绿色生产效率的时空演变 及影响因素分析

王玉峰

(兰州财经大学 统计学院;甘肃 兰州 730030)

摘要:基于 2004—2020 年中国 30 个省(区、市,除港澳台和西藏)数据,在碳循环视角下,使用超效率 SBM-GML 指数模型测算并分解农业绿色生产效率(AGTFP)。通过三维核密度估计、基尼系数及其分解系数分析农业绿色生产率的时空演变特征。运用动态面板固定效应模型对农业绿色生产效率提升路径进行探讨。结果表明,技术进步是农业绿色生产效率的主要来源;不同地区间农业绿色生产效率存在差异,并且区域间差异呈扩大趋势,东部地区效率相对较高;农业绿色生产效率存在“滚雪球”效应,人力资本与对外开放能促进农业绿色生产效率的提高。

关键词:碳循环;农业绿色生产效率;SBM-GML;三维核密度估计;基尼系数

中图分类号:F062.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0028-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.09.004

一、引言

党的二十大报告指出要大力发展农业农村经济,加速农业强国建设,全面推进乡村振兴。改革开放以来,我国在农业发展上取得了显著成果,粮食产量逐年增加,2022 年达 1.37 万亿斤;棉花、油菜、果蔬等产量稳步增长,畜产品和水产品供应较为稳定。然而,农业生产不仅需要满足人们的需求,还需要考虑生态环境,在农业经济快速发展、粮食产量不断提高的过程中,农业碳排放量随之增加,粮食安全与绿色农业问题得到社会的广泛关注,绿色生产已经成为当前农业生产的重要发展方向。

目前我国进入新发展阶段,提出了“双重约束”目标,即“双碳”目标,并不断寻找降低碳排放的方法。农业是除工业外的主要碳排放源,加快农业低碳排放刻不容缓。提高农业绿色生产效率以协调绿色环境和产量增长是建设农业强国的重要内容,也是加速实现“双碳”目标的主要路径之一。碳汇作为环境稳定器,对环境污染的作用不可小觑。因此,在碳循环视角下,协调农业经济增长与绿色发展至关重要。

时空演变是研究农业生产效率的重要视角之一。随着时间的推移,农业生产效率在不同的历史阶段呈

现出不同的变化趋势。同时,农业生产效率在不同的地理位置存在差异,与土地资源、气候环境、政策支持等因素有关。除了时空因素,影响农业绿色生产效率的因素还有很多,例如技术水平、资源利用效率、农业政策等都对农业生产效率产生重要的影响。同时,社会经济因素和生态环境因素也是影响农业生产效率的重要因素。

因此,研究农业绿色生产效率的时空演变及影响因素,不仅有助于深入理解农业生产效率的变化规律和影响机制,而且可以为实现农业可持续发展提供重要的科学依据。

二、文献综述

农业绿色生产效率近年来逐渐成为学者研究的热点,大多数研究主要集中在农业绿色生产效率的测算方法、时空演变和影响因素分析方面。

数据包络分析法(DEA)和随机前沿分析法(SFA)被广泛应用到效率测算中。全炯振(2009)、潘丹(2014)使用 SFA-Malmquist 指数模型对中国农业生产效率变化指数进行测算并分析,得到中国农业全要素生产率增长主要取决于技术进步,并且农业绿色发展具有不平衡性^[1-2]。肖琴和周振亚等(2020)使用 DDF-GML 指

基金项目:国家社会科学基金项目“因子分析的稀疏处理理论及其拓展研究”(18BTJ038);2022 年甘肃省优秀研究生“创新之星”项目“双碳背景下绿色金融驱动碳排放效率提升的机制路径研究”(2022CXZX-702)。

作者简介:王玉峰(1997—),男,重庆酉阳人,在读硕士,研究方向为计量经济学方法与应用。

数对农业绿色生产效率进行测算,认为技术进步与技术效率是农业绿色生产效率提高的主要动力^[3]。王丽娜(2022)使用 SBM 模型测算,发现省域间农业绿色生产效率差异呈现缩小态势,但领先地区的优势仍然较大^[4]。

在农业绿色生产效率的影响因素研究方面,孙一平和周向(2015)认为农业经济的提高与人力资本的投入存在显著正相关关系^[5]。汪辉平和王增涛等(2017)、陈燕君和王圆圆(2022)通过实证分析得出农业 FDI 对农业 TFP 产生显著的空间溢出效应等结论^[6-7]。许素琼(2019)研究得出农村居民收入水平会影响新型城镇化对农业绿色全要素生产率的促进作用等结论^[8]。展进涛和徐钰娇等(2019)、郭海红和刘新民(2020)、刘海英和杨明等(2022)认为绿色技术进步和技术创新能有效促进农业绿色全要素生产率的增长^[9-11]。

综上所述,目前学者在农业生产效率上的研究已较为深入,对农业绿色生产效率的测算等研究则不够全面,并且很少考虑碳循环作用下农业绿色生产效率的变化。基于此,本文将碳汇纳入模型,使用 SBM-GML 指数对农业绿色生产效率进行测算并分解,使用三维核密度估计、基尼系数及其分解系数分析农业绿色生产效率的动态演进,并运用动态面板模型对影响农业绿色生产效率的因素进行分析,为各地持续推进农业绿色可持续发展提供一定参考。

三、研究方法与指标说明

(一)研究方法

1. 农业绿色生产效率的测算方法

(1)超效率 SBM 模型

由于传统的 DEA 模型不能准确衡量绿色生产效率,非期望超效率 SBM 模型能很好地解决角度及方向问题,参考沈洋和周鹏飞(2022)^[12]的研究,构建模型如下:

$$\rho = \min_{\lambda, \bar{x}, \bar{y}^g, \bar{y}^b} \frac{\sum_{i=1}^m \frac{x_i}{x_{i0}}}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{j=1}^{s_1} \frac{\bar{y}_j^g}{y_{j0}^g} + \sum_{j=1}^{s_2} \frac{\bar{y}_j^b}{y_{j0}^b} \right)}$$

$$s.t. \begin{cases} X \geq \sum_{j=1}^L \lambda_j x_j \\ \bar{Y}^g \leq \sum_{j=1}^L \lambda_j y_j^g \\ \bar{Y}^b \geq \sum_{j=1}^L \lambda_j y_j^b \\ \bar{X} \geq x_0, \bar{Y}^g \leq y_0^g, \bar{Y}^b \geq y_0^b \\ \bar{Y}^g \geq 0, \bar{Y}^b \geq 0, L \leq e\lambda \leq \mu, \lambda_j \geq 0 \end{cases}$$

其中, ρ 为决策单元的效率值,其值大于等于 1 则

表示该决策单元是有效的。 x, y, y^b 分别表示投入、期望产出、非期望产出, λ 为指标权重, $\bar{x}_i = x_{i0} + s^- (i=1, 2, \dots, m)$, $\bar{y}_i^g = y_{i0}^g - s^+ (i=1, 2, \dots, s_1)$, $\bar{y}_k^b = y_{k0}^b + s^b (k=1, 2, \dots, s_2)$ 。 s^-, s^+, s^b 为松弛变量,分别表示投入过多、产出不足、造成的环境污染。

(2)GML 指数

通过超效率 SBM 模型求出各省(区、市)农业绿色生产效率后,利用 GML 指数测算各决策单元农业绿色生产效率的变动率,将绿色生产效率分解为技术进步与规模效应,公式如下:

$$GML^{t,t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1 + D^G(x^t, y^t, b^t)}{1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}$$

$$= \frac{1 + D^G(x^t, y^t, b^t)}{1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \left[\frac{1 + D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \frac{1 + D^G(x^t, y^t, b^t)}{1 + D^t(x^t, y^t, b^t)} \right]$$

$$= GEC^{t,t+1} \times GTC^{t,t+1}$$

其中, GML 表示绿色生产效率变动率,如果 $GML > 1$, 表示绿色生产效率提高;如果 $GML < 1$, 表示农业绿色生产效率下降。GTC 代表绿色技术进步, GEC 代表绿色技术效率变化。

(二)指标说明

1. 投入指标

劳动投入,使用各地区农业就业人数衡量。资本投入,使用农业机械总动力、农业化肥施肥量、农膜使用量、农药使用量衡量。能源投入,使用农业柴油使用量衡量。土地投入,使用农作物播种面积衡量。

2. 产出指标

(1)期望产出

农业总产出,使用农业总产值衡量,以 2004 年为基期进行平减处理。

农业碳汇指在农业生产过程中通过植被和土壤固定二氧化碳(CO₂)的过程中所形成的碳存储,计算公式为:

$$F = \frac{44}{12} \times \left(\sum Y_i \times \gamma_i \times \frac{1 - \theta_i}{E_i} \right)$$

F 表示农业碳汇总量, Y 表示作物的经济产量,第 i 种作物的经济系数,为 i 种农作物的碳吸收率, γ 为农作物的含水率。系数参考田云和张俊飏(2013)的研究^[13]。

(2)非期望产出

农业碳排放。主要从农地利用、畜禽养殖、稻田三方面测算,农业活动过程中二氧化碳排放计算公式如下:

$$C_i = \frac{44}{12} \times \sum T_i \times \delta_i$$

其中, C 为农业活动二氧化碳排放总量, T 为碳源实物量, δ 为各类碳排放系数。具体系数参考田云和张俊飏(2013)的研究以及 IPCC 的方法^[13]。

3. 数据来源

本文使用 2004—2020 年中国除港澳台和西藏外的 30 个省(区、市)的面板数据, 数据来源于 EPS 数据库、《中国统计年鉴》、《中国农业统计年鉴》、各省份统

计年鉴, 极少数缺失数据采用插值法进行补充。

四、农业绿色生产效率的时空演变分析

(一) 测算结果时空分异分析

基于 2004—2020 年中国 30 个省(区、市)的数据, 在碳循环视角下, 运用 SBM-GML 模型得到总体农业绿色生产效率及分解结果(见表 1、图 1)。

表 1 2004—2020 年碳循环作用下农业绿色生产效率平均值

省(区、市)	AGTFP	GTC	GEC	省(区、市)	AGTFP	GTC	GEC
北京	1.372	1.299	1.049	河南	1.206	1.239	0.974
天津	1.214	1.291	0.941	湖北	1.308	1.052	1.240
河北	1.322	1.284	1.027	湖南	1.124	1.322	0.878
山西	1.257	1.293	0.972	广东	1.468	1.091	1.348
内蒙古	1.179	1.175	1.005	广西	0.927	0.939	0.989
辽宁	1.172	1.153	1.017	海南	0.503	0.700	0.749
吉林	0.902	0.977	0.923	重庆	0.952	1.199	0.801
黑龙江	1.397	1.246	1.112	四川	1.107	1.189	0.948
上海	1.597	1.477	1.077	贵州	0.710	0.786	0.898
江苏	1.432	1.094	1.303	云南	0.996	1.027	0.993
浙江	1.258	0.981	1.423	陕西	1.035	1.009	1.029
安徽	1.140	1.228	0.928	甘肃	1.006	1.187	0.850
福建	1.233	0.828	1.531	青海	0.864	1.032	0.848
江西	1.175	1.120	1.080	宁夏	0.850	0.861	0.984
山东	1.508	0.992	1.512	新疆	1.157	1.147	1.009

总体看, 大多数省(区、市)处于有效生产过程, 东部的效率值相对中西部地区更高。其中, 上海、山东的

效率值均达到 1.5 以上, 贵州、云南、青海、宁夏等地区的生产效率小于 1, 处于无效率状态。

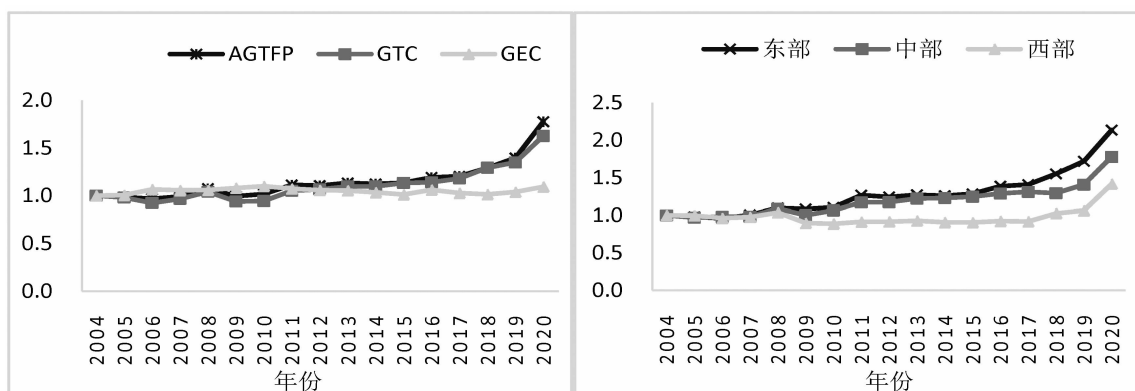


图 1 2004—2020 年绿色生产效率的时空分异特征

从时间上看, AGTFP 大小和变化趋势与 GTC 一致, 说明农业绿色生产效率主要源于技术进步, 技术进步是农业绿色生产的主要动力。不同地区间差异主要体现在东部地区农业绿色生产效率增长最快, 中部次之, 西部地区的农业绿色生产率水平趋于稳定, 东部与中西部差异逐年增大。主要在于东部与中部地区地

形、气候、经济条件较西部地区优越, 有利于农业绿色经济发展水平的提升。

分地区看, 2005 年广东、宁夏等地的农业绿色生产效率较高。2020 年东部与中部地区, 总体上农业绿色生产效率水平显著提高, 并出现高—高集聚现象。广西的农业绿色生产效率相对较低, 主要由于广西地

处沿海,主要发展工业和自由贸易等,且地形地貌不利于农业生产,农业相对落后。

(二)农业绿色生产效率总体动态演进趋势分析

农业绿色生产效率在不同地区间存在差异,构建

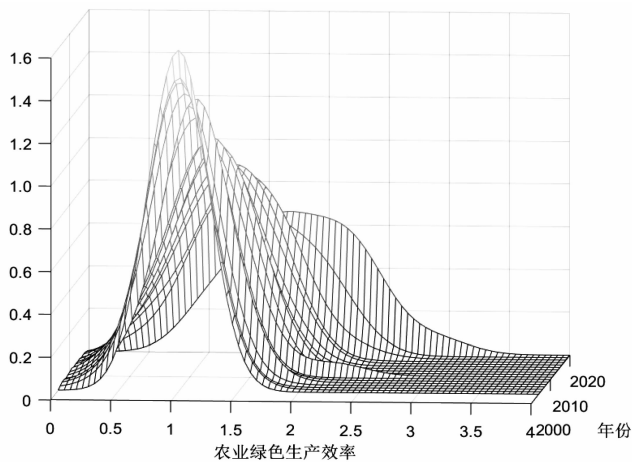


图2 2004—2020年农业绿色生产效率三维核密度图

三维核密度估计图进一步分析总体效率及差异动态变化趋势(见图2)。

由图2可以看出,农业绿色生产效率总体在0—2之间,分布曲线呈现波动向右移动趋势,说明农业绿色生产效率总体水平增加,存在动态发散趋势。从分布形态看,核密度曲线图形扁而宽,峰值逐年变低,宽度小幅度加大,意味着各地区农业绿色生产效率差异趋于变大。从分布延展性看,右尾随着年份的增加出现轻微的拉长现象,意味着农业绿色生产效率在地区间的差异逐渐变大。

(三)农业绿色生产效率区域差异来源分析

分析发现中国农业绿色生产效率差异逐年增大,为进一步分析差异来源及变化趋势,利用Dagum基尼系数分析其差异大小及变动。由于2004年为基期,研究意义不大,故对2005—2020年数据进行分析(见表2)。

表2 2005—2020年农业绿色生产效率基尼系数及分解

年份	总体 GT	区域内差异			区域间差异			贡献度		
		东	中	西	东-中	东-西	中-西	区域内	区域间	超变密度
2005	0.0606	0.0769	0.0223	0.0645	0.0562	0.0736	0.0467	0.0206	0.0058	0.0341
2006	0.0728	0.0916	0.0321	0.0776	0.0660	0.0894	0.0607	0.0242	0.0041	0.0445
2007	0.0902	0.1034	0.0453	0.0980	0.0812	0.1068	0.0778	0.0303	0.0067	0.0531
2008	0.0937	0.1170	0.0334	0.0955	0.0870	0.1173	0.0725	0.0309	0.0132	0.0496
2009	0.1110	0.1289	0.0534	0.0834	0.1107	0.1446	0.0890	0.0329	0.0440	0.0341
2010	0.1208	0.1079	0.0640	0.1186	0.0978	0.1607	0.1243	0.0345	0.0500	0.0362
2011	0.1601	0.1499	0.0804	0.1582	0.1340	0.2117	0.1588	0.0465	0.0742	0.0395
2012	0.1376	0.1159	0.0665	0.1313	0.1089	0.1940	0.1414	0.0372	0.0690	0.0314
2013	0.1470	0.1147	0.0804	0.1477	0.1133	0.2026	0.1614	0.0398	0.0706	0.0367
2014	0.1480	0.1299	0.0872	0.1180	0.1191	0.2043	0.1607	0.0392	0.0729	0.0358
2015	0.1569	0.1374	0.0911	0.1274	0.1225	0.2180	0.1730	0.0417	0.0777	0.0376
2016	0.1598	0.1318	0.0843	0.1102	0.1232	0.2402	0.1731	0.0386	0.0905	0.0307
2017	0.1614	0.1194	0.0869	0.1075	0.1191	0.2519	0.1818	0.0366	0.0948	0.0300
2018	0.1710	0.1367	0.1152	0.1074	0.1599	0.2488	0.1585	0.0418	0.0947	0.0345
2019	0.1770	0.1333	0.1136	0.0682	0.1674	0.2782	0.1650	0.0372	0.1093	0.0305
2020	0.1575	0.1206	0.1211	0.0903	0.1467	0.2275	0.1534	0.0378	0.0940	0.0258

从总体差异看,总体差异不断增加,2011年前差异增长速度较快,2011年以后差异增长速度减缓,变化较为平缓。

区域内差异方面,东部差异最大,2009年之前大于整体差异,2009年之后呈波动变化趋势。2011年前西部地区差异处于波动增长趋势,2011年后呈现下降趋势,区域内差异减小。中部差异较小,呈现上升趋势。

从区域间差异看,东部与西部地区间的差异在研究时间段内最大,2009年之前东中部差异大于中西部差异,2009年之后,中西部大于中东部。2011年之后区域内差异增长缓慢,不平衡问题得到缓解。

差异来源及贡献度方面,超变密度逐渐变小,区域内贡献度上升,2010年前小于超变密度,2010年后超过超变密度。区域内差异研究期内处于平衡状态,

贡献度位于区域间差异与超变密度之间。主要由于“十二五”规划提出深入推进农业现代化发展,2011年是“十二五”的第一年,体现了我国农业在此期间取得了显著成果。

五、实证分析

(一)模型设定与数据说明

1. 模型设定

为研究农业绿色生产效率的影响因素,探究其是否具有动态效应,本文设定如下动态面板模型:

$$AGTFP_{it} = \alpha_i + \gamma_1 L.AGP_{it} + \beta_1 NAD_{it} + \beta_2 AHC_{it} + \beta_3 GOV_{it} + \beta_4 OPEN_{it} + \beta_5 RD_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中,AGTFP 为农业绿色生产效率,NAD 为自然灾害,AHC 为农业人力资本,GOV 为政府干预,OPEN 为对外开放水平,RD 表示科研水平。

2. 变量说明

被解释变量:农业绿色生产效率(AGTFP)。由SBM-GML 测算得到,并以2004年为基期,逐年进行累乘处理。

解释变量:

(1)自然灾害(NAD)。使用农作物受灾面积表示,自然灾害会减少农业总产量,对农业生产率产生不利影响。

(2)农业人力资本(AHC)。使用农业人口占全国总人口的比重表示,农业人口规模反映该地区农业种植规模,人口越多种植规模就越大。

(3)政府干预(GOV)。使用一般公共预算支出占GDP 的比值代替,政府干预能够反映政府对当下发展的规划。

(4)对外开放水平(OPEN)。使用进出口总额与GDP 的比值代替,我国是农业大国,农产品大量出口国际市场,外资开放在农产品生产上起到重要作用。

(5)科研水平(RD)。使用规模以上R&D投入占GDP 的比重表示,科研水平对地区经济发展和绿色生产起到重要作用。

(二)回归结果分析

本文采用动态面板双固定模型逐步回归探究影响农业绿色生产效率自身因素、外在因素,结果见表3。

表3 基本回归结果

AGTFP	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LAGP	0.75580*** (0.03662)	0.75815*** (0.03626)	0.74917*** (0.03613)	0.71790*** (0.03830)	0.68994*** (0.04112)	0.66959*** (0.04359)
NAD		-0.00031*** (0.00010)	-0.00029*** (0.00010)	-0.00028*** (0.00010)	-0.00032*** (0.00010)	-0.00032*** (0.00010)
OPEN			0.03124*** (0.01138)	0.02838** (0.01139)	0.02641** (0.01141)	0.02699** (0.01140)
GOV				-0.00492** (0.00209)	-0.00550*** (0.00210)	-0.00522** (0.00211)
AHC					0.55306* (0.30075)	0.52945* (0.30090)
RD						0.03631 (0.02606)
个体	固定	固定	固定	固定	固定	固定
时间	固定	固定	固定	固定	固定	固定
R ²	0.785	0.790	0.793	0.796	0.798	0.799
N	480	480	480	480	480	480

注:*,**、*** 分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

由表3可知,滞后一期的农业绿色生产效率对当期农业绿色生产效率在1%的显著性水平下有正向影响,说明前一期农业生产效率对后一期生产效率产生了显著的影响,农业绿色生产效率存在“滚雪球”效应。自然灾害的系数为负且显著,但是影响系数较小,说明自然灾害对农业绿色生产的影响不大。对外开放水平

能促进绿色生产效率的提高,主要由于我国是农业大国,每年农业进出口规模较大,对外开放能带来先进的管理和技术,提高农业出口质量与农业绿色生产技术,进一步提升农业绿色生产效率。政府干预对农业绿色生产效率起到抑制作用,并且在5%的显著性水平下显著,主要由于政府财政在加快地区经济发展的同

时,加大工业化及能源的投入使用,在增加产能的同时增加碳排放,不利于农业绿色生产。农业人力资本在促进农业绿色发展过程中发挥重要作用,能够提高劳动力水平和土地利用效率。科研水平在5%的显著性水平下不显著,主要由于创新大多集聚在工业部门,农业部门的创新所占比重较小,所以对农业绿色生产效率的影响不显著。

六、结论与建议

本文使用2004—2020年中国30个省(区、市)数据,基于SBM-GML指数模型,运用三维核密度估计、基尼系数及其分解系数对我国农业绿色生产效率进行测算并进行时空演变分析,得出以下结论:(1)农业绿色生产效率呈现逐年递增的趋势,技术进步变化趋势与绿色生产效率变化趋势相同,是提高农业绿色生产效率的主要动力,规模效应基本不变,作用较小。(2)农业绿色生产效率在不同地区存在差异,东部与中部的差异较小,西部生产效率相对较低。(3)由三维核密度估计图及基尼系数分解发现,在研究期内,地区差异逐年增加,农业发展取得显著成效,各地区农业绿色生产效率差异变动趋势较为平缓,尤其是西部地区的差异逐年减小。(4)农业绿色生产效率存在“滚雪球”效应,对外开放水平、农业人力资本能显著促进农业绿色生产。

基于以上实证结论给出如下建议:

1. 推广现代化的农业生产设备和技术。农业生产设备和技术的升级换代可以提高生产效率和质量,降低对环境的影响。比如,使用现代化的农业机械可以减少人力投入,提高耕作效率;使用先进的育种技术可以培育出更适合当地环境的作物品种。加强信息化技术在农业生产中的应用。信息化技术可以提高生产过程的透明度和可控性,减少浪费、降低损失,同时可以提高农民的收益和产品的市场竞争力。使用智能化的气象监测系统,可以提高农业生产的精准度和可持续性。

2. 制定农业发展战略,协调地区发展。不同地区由于地理位置、气候等因素使农业绿色生产效率存在差异,政府应根据各地特点,制定适合当地农业发展的策略,从而缩小地区差距。鼓励区域间相互合作,进而实现“经济—环境”长期协同机制目标。通过高效率农业绿色发展地区带动周边较低效率省域实现农业绿色生产效率的提升,进一步实现我国环境和经济发展长期协同机制目标。

3. 加强农业监管力度,提高管理效率。农业高质量发展离不开生产技术的投入和管理效率的提高,应

积极协调资源、环境、生产三者间的关系,减少农业生产过程中的环境污染和资源浪费。

4. 扩大高水平对外开放,提高农业经济的开放度。鼓励国际间相互学习、交流合作,在保障本土粮食安全的基础上,提高粮食进出口贸易数量与质量。◆

参考文献:

- [1]全炯振.中国农业全要素生产率增长的实证分析:1978~2007年:基于随机前沿分析(SFA)方法[J].中国农村经济,2009(9):36-47.
- [2]潘丹.基于资源环境约束视角的中国农业绿色生产效率测算及其影响因素解析[J].统计与信息论坛,2014,29(8):27-33.
- [3]肖琴,周振亚,罗其友.长江经济带农业绿色生产效率及其时空分异特征研究[J].中国农业资源与区划,2020,41(10):15-24.
- [4]王丽娜.中国农业绿色生产效率的测度及其影响因素分析[J].技术经济与管理研究,2022(7):37-41.
- [5]孙一平,周向.异质性人力资本对中国农业经济增长的影响研究:基于省际面板数据[J].农业技术经济,2015(4):108-119.
- [6]汪辉平,王增涛,王美霞.FDI对中国农业全要素生产率的空间溢出效应[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2017,17(1):123-129.
- [7]陈燕君,王圆圆.农产品进出口贸易对我国农业绿色全要素生产率的影响[J].商业经济研究,2022(9):141-144.
- [8]许素琼.新型城镇化对农业绿色全要素生产率的低门槛效用实证分析[J].江苏农业科学,2019,47(17):324-329.
- [9]展进涛,徐钰娇,葛继红.考虑碳排放成本的中国农业绿色生产率变化[J].资源科学,2019,41(5):884-896.
- [10]郭海红,刘新民.中国农业绿色全要素生产率时空演变[J].中国管理科学,2020,28(9):66-75.
- [11]刘海英,杨明,王殿武.绿色技术创新促进碳生产率提高的作用机制:基于工业结构升级、循环农业发展和交通运输替代的中介效应分析[J].科技管理研究,2022,42(10):194-201.
- [12]沈洋,周鹏飞.农业绿色全要素生产率测度及收敛性分析:基于碳汇和碳排放双重视角[J].调研世界,2022(4):58-68.
- [13]田云,张俊飏.中国省级区域农业碳排放公平性研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(11):36-44.

制造业服务化 对产业结构优化升级的影响研究

焦青霞

(河南财经政法大学 统计与大数据学院, 河南 郑州 450016)

摘要:基于中国地区投入产出表,辅以《中国统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》数据,利用两阶段最小二乘估计法对制造业服务化的产业结构优化升级效应进行了分析。得出结论:制造业服务化对产业结构优化升级具有显著的推动作用,且技术密集型制造业服务化对产业结构优化升级的影响最大,资本密集型制造业服务化次之,劳动密集型制造业服务化最小,进一步对模型进行稳健性检验发现上述结论依然成立。最后根据研究结果提出做好顶层设计、加强以新兴产业为核心的战略调整等对策。

关键词:制造业服务化;产业结构;两阶段最小二乘估计

中图分类号:F064.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0034-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.09.005

随着经济的发展,结构性问题越来越突出,主要表现为第二产业疲弱、第三产业发展后劲不足、资源错配以及科研实力不足以支持科技产业快速发展等,产业结构转型升级成为目前中国亟待解决的问题。制造业服务化向消费者提供“制造+服务”一体化解决方案,一方面可以优化企业资源配置、降低生产成本,提高企业竞争力,另一方面可以减少生产中能源、资源的消耗,降低对环境的污染。不仅为产业结构转型升级提供了新的发展方向,而且是推动产业结构升级的重要力量。因此,本文对制造业服务化的产业升级效应进行分析具有一定的现实意义。

一、文献综述

目前学术界有关制造业与产业转型升级之间关系的研究结论大致有两类:

一类是认为二者之间的关系是线性的。周大鹏(2013)^[1]、张志醒和刘东升(2018)^[2]、唐国锋和李丹(2020)^[3]在理论分析的基础上进行实证研究,得出服务化可以促进产业升级,服务化对制造业升级存在服

务投入异质性。胡昭玲和夏秋等(2017)^[4]则从科技创新视角研究制造业服务化对产业结构转型升级的影响,得出服务化在产业结构转型升级中发挥重要作用,不同服务投入发挥的作用大小存在差异。

另一类研究认为二者之间的关系是非线性的。徐振鑫和莫长炜等(2016)^[5]认为在服务化的起步阶段,企业资源配置与服务化投资关系处理不当会导致企业步入“服务化陷阱”,从而阻碍产业升级,一旦度过这一阶段,服务化开始发挥作用,企业盈利能力不断提高,产业得到升级。但是随着服务化程度的再次提高,过度服务化的出现将导致企业盈利能力下降,从而不利于产业升级。夏秋和胡昭玲(2018)^[6]认为,在服务化水平较低时,服务化对全要素生产率的提高具有抑制作用,但经过拐点后具有促进作用,二者之间的关系呈U形分布。王岚(2020)^[7]认为不同服务来源实现的服务化与全要素生产率之间的关系是不同的,国内服务投入实现的服务化与制造业全要素生产率之间呈U形关系,而国外服务投入实现的服务化与全要素生产率之间

作者简介:焦青霞(1979—),女,河南新乡人,博士,副教授,研究方向为产业经济和产业结构调整。

的关系则呈倒 U 形。

梳理已有文献发现,研究制造业服务化与产业升级之间关系时,现有文献更多关注的是服务化对制造业升级的影响,从宏观视角研究制造业服务化对产业结构优化升级影响的较少,而制造业服务化的水平和质量与制造业类型密切相关。基于上述考虑,本文在定量分析制造业服务化对产业结构优化升级影响的基础上,对不同类型制造业服务化的产业结构优化效应进行了分析。

二、制造业服务化促进产业结构优化升级作用机理

本部分主要从制造业服务化可以优化资源配置、促进人才聚集、降低生产成本三个方面阐述制造业服务化促进产业结构优化升级的作用机理。

资源配置方面。随着社会分工的发展,制造业将原来内置的服务部门独立出来外包给专业的服务企业,不仅有利于自身将更多精力和资源投入具有竞争优势的核心环节,优化资源配置,还有利于企业专注于核心技术,充分挖掘并实现核心技术价值,通过对专业知识、经验的不断积累,在资源要素投入较少的情况下生产出质量更好、品质更优、更能满足消费者需求的产品,提高要素的使用率。企业资源配置效率的提高有助于企业提高劳动生产率,从而促进产业结构升级。

人才聚集方面。制造业服务化不仅可以促使知识密集型产业聚集,提高地区信息化水平,还会提高服务业和制造业融合的速度,形成要素的良性循环,从而吸引高素质人才聚集。高素质人才的聚集可以促进企业改善生产流程,完善销售与营销,提高企业的经营水平和生产效率。同时,来自外部的高知识、高技术人才可以提高企业设计、研发和管理的软实力,从知识层面为制造业产业升级提供智力支持,优化制造业结构,进而促进产业结构升级。

降低生产成本方面。对制造业来说,服务环节外包可以更好地专注于生产的核心环节,把有限的资源分配到效率更高的部门,从而节约生产成本。另外,生产服务业专业化具有规模经济效应,虽然在发展初期需要投入大量资金,但随着生产服务业的发展与完善,服务成本不断下降,制造业通过服务外包能以较低的成本获得质量更优、效率更高的服务。内部生产

成本和外包服务要素成本的降低,使制造业单位成本显著下降,从而提高制造业生产效率,促进产业结构升级。

另外,制造业类型不同对服务要素需求的种类和数量会存在差异。劳动密集型制造业中劳动力投入占据主要地位,对专业和技术要求较低;资本、技术密集型制造业生产中除了交通运输、批发零售这些生产经营所需的基本服务要素,更多依赖信息通信和专业科技等高端服务。不同要素的融入使对应的服务化存在差异,进而对产业结构转型升级产生不同影响。

基于上述分析提出研究假设:制造业服务化可以促进产业结构升级,但存在制造业行业异质性。

三、模型设定、变量选择与数据说明

(一)模型设定

为了分析制造业服务化对产业结构优化升级的影响,结合前文的分析,设定基准模型如下:

$$\text{opt}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ms}_{it} + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示地区, t 表示时间,变量 opt_{it} 表示产业结构优化升级, ms_{it} 表示制造业服务化水平, X_{it} 为一系列控制变量,参考已有研究此处纳入以下三个控制变量:政府干预程度(gov)、外商投资(fdi)和研发投入($\text{r\&d}$), ε_{it} 为随机误差。

(二)变量选取

1. 被解释变量

产业结构优化升级(opt)。参考以往学者研究,将产业结构优化升级界定为产业发展由低形态逐渐向高形态转变并且所占比重不断增加。按照这一思路,参照干春晖和郑若谷等(2011)^[8]以及胡昭玲和夏秋等(2017)^[4]的做法,利用第三产业与第二产业增加值之比来测度。

2. 解释变量

制造业服务化水平(ms)。借鉴杨玲(2019)^[9]的研究思路,利用直接依赖度系数来测度制造业服务化水平。制造业 j 对服务 k 的直接依赖度为:

$$\text{ms}_{kj} = a_{kj} / \sum a_{ij} \quad (2)$$

其中, a_{ij} 表示制造业 j 部门生产过程中对 i 部门的直接消耗。

考虑到投入产出表的非连续性和投入产出结构短时间内难以发生改变,2008—2011年服务化数据用2007年的结果替代,2013—2016年服务化数据用

2012 年的结果替代,2018—2019 年服务化数据用 2017 年的结果替代。

3. 控制变量

政府干预程度(gov)。政府通过对市场的干预可以实现资源优化配置,所以政府参与经济活动必然会对地区产业结构优化升级产生影响。这里用一般公共预算支出占 GDP 比重表示政府对经济的干预程度。

外商投资(fdi)。以往研究表明外商投资可以通过资金供给、人力资本、技术和产业关联等多种途径对地区产业结构产生影响。用外商直接投资总额占 GDP 的比重来衡量,为了使数据可比,用当年汇率将外商投资总额折算为人民币。

研发投入(r&d)。熊彼特在《经济发展理论》一书中指出科技创新是经济增长的重要源泉,经济增长又会导致产业结构向高级化转变,科技创新是产业结构优化调整的驱动力。研发经费投入的多少将直接影响地区科技创新水平,因此,用 R&D 经费支出强度来测度。

4. 门槛变量

服务发展水平(serl)。用服务业增加值占 GDP 比重来衡量。

经济发展水平(agdp)。国民收入水平是地区经济发展水平的直接体现,本文用人均 GDP 来衡量。为了使数据前后具有可比性,将人均 GDP 利用物价指数进行消胀处理。

(三) 数据说明

考虑到数据的可得性,本文采用 2007—2019 年中国 30 个省(区、市,港澳台和西藏除外)的数据进行实证研究,所用数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国地区投入产出表-2012》《中国地区投入产出表-2017》《中国科技统计年鉴》以及国家统计局网站。由于本文重点考察的是制造业生产过程中生产服务要素的投入,所以具体研究之前先对生产服务业、制造业部门的范围和界限进行说明。

为了保证投入产出表部门前后的一致性,本文将

2007 年投入产出表中邮政业与交通运输及仓储业两部门合并,同 2012 年、2017 年投入产出表中的交通运输仓储及邮政业相对应;将 2007 年和 2017 年投入产出表中的综合技术服务业与研究和试验发展两部门合并,同 2012 年投入产出表中科学研究和技术服务相对应。参考以往学者的做法,选取与制造业生产密切相关的批发与零售业、交通运输仓储和邮政业、金融业、信息传输软件和信息技术服务业、租赁和商务服务业以及科学研究和技术服务作为服务化计算样本。

为了研究不同类型制造业服务化差异,按照投入产出部门表 II 级分类将投入产出表中制造业的分类进行调整。将 2007 年投入产出表中的工艺品归入造纸印刷及文教体育用品制造业,文化办公用机械制造业归入通用制造业,然后借鉴已有关于制造业的分类方法,最终把制造业分为三类^①。

四、实证分析

(一) 基准回归结果分析

本文基于公式(1)来定量测算制造业服务化对产业结构优化升级的影响。考虑到如果模型中存在遗漏变量,或制造业服务化与产业结构优化升级之间存在双向因果关系,会导致模型出现内生性,使估计结果出现系统性偏差,故采用两阶段最小二乘估计对模型进行估计,使用的工具变量为制造业服务化和研发投入一阶滞后项,估计结果见表 1。由表 1 第 2 列中 LM 检验可知,在 1% 的显著性水平下模型拒绝工具变量不可识别这一原假设;F 统计量值大于 19.93(10% 显著水平的临界值),说明工具变量与内生变量相关,不存在弱识别问题;Sargan 检验结果表明模型不存在过度识别问题。综合以上分析,可认为工具变量的选取是合适的。

回归结果表明:控制模型内生性之后,制造业总体服务化系数为正,且在 1% 显著性水平下通过检验,说明在控制政府干预程度、外商投资和研发投入变量后,制造业总体服务化水平每提升一个单位,产业结构优化程度提高 0.0112 个单位,制造业总体服务化对

^①劳动密集型制造业包括食品和烟草,纺织品,纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品,木材加工品和家具,造纸印刷和文教用品,非金属矿物制品,金属制品,其他制造产品和废品废料,金属制品、机械和设备修理服务;资本密集型制造业包括石油加工、炼焦和核燃料加工品,化学产品,金属冶炼和压延加工品;技术密集型制造业包括通用设备,专用设备,交通运输设备,电气机械和器材,通信设备、计算机和其他电子设备,仪器仪表。

表 1 制造业服务化回归结果

	制造业总体	劳动密集	资本密集	技术密集
ms	0.0112*** [2.7674]	0.0059* [1.6668]	0.0066* [1.9477]	0.0122*** [2.9613]
gov	0.0244*** [3.5994]	0.0255*** [3.7882]	0.0245*** [3.6655]	0.0250*** [3.9027]
fdi	-0.0225* [-1.9078]	-0.0217* [-1.8765]	-0.0229* [-1.9334]	-0.0246** [-2.1439]
r&d	0.4560*** [7.7714]	0.4490*** [7.6719]	0.4610*** [7.8377]	0.4720*** [8.2153]
LM 检验	64.3490	43.2530	72.5940	61.0840
F 统计量	89.3690	49.7230	126.1900	75.9050
Sargan 统计量	2.8490 (0.0914)	2.4860 (0.1149)	2.5690 (0.1090)	3.4340 (0.0639)
R ²	0.3993	0.3833	0.3855	0.4106

注:[]内的数值为 t 统计量值,()内的数值为检验的 p 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下的显著性。表 2 同。

产业结构优化调整有明显的促进作用,制造业生产中通过增加服务要素的投入可以促进产业结构转型升级;政府干预程度变量在 1%显著性水平下通过检验且估计系数为正,说明政府对经济活动的干预确实可以促进产业结构转型升级;外商投资对产业结构优化的影响为负并且在 10%显著性水平下通过检验,可能是由于外商投资产业结构布局偏差在一定程度上导致资源配置不能合理造成的;研发投入估计系数为正且通过显著性检验,说明在其他变量不变的情况下研发投入每提高一个单位,产业结构优化程度就提高 0.4560 个单位。

(二)异质性分析

为了考察不同制造业服务化对产业结构转型升级的影响,按照前文制造业的分类方法,将制造业分为劳动密集、资本密集和技术密集三种,研究不同制造业服务化对产业结构升级的影响,估计结果见表 1。由表 1 的第 3 列至第 5 列中检验的结果,可以看出三个模型工具变量的选取是合适的。劳动密集型制造业服务化系数为正且在 10%的显著性水平下通过检验,说明在其他变量控制不变的情况下,劳动密集型制造业服务化程度每提高一个单位,产业结构优化程度提高 0.0059 个单位;资本密集型制造业服务化系数和技术密集型制造业服务化系数也为正并通过了显著性检验,表明资本密集型制造业服务和技术密集型制造

业服务对产业结构升级也存在促进作用,并且资本密集型制造业服务化和技术密集型制造业服务化程度每增加一个单位,产业结构优化程度分别提高 0.0066 个和 0.0122 个单位。技术密集型制造业服务化对产业结构优化的促进作用最大。

不同类型制造业服务化对产业结构优化调整的影响存在一定的差异,产生这种现象的原因可能是技术密集型制造业投入的服务多是科技研发等高级服务,而劳动密集型制造业与资本密集型制造业投入的服务多是专业化程度比较低的传统服务,与科技研发高端服务相比,传统服务的投入不能很好地改善制造业的投入结构,所以对产业结构优化调整作用有限。通过上述分析可见,制造业服务可以促进产业结构转型升级,但是不同制造业之间存在差异,存在行业异质性假设得到检验。

(三)稳健性检验

为了对本文结论的可靠性进行检验,采用替换核心解释变量的方法对模型的稳定性进行检验。利用直接消耗系数测度制造业服务化水平,并对前面基准回归模型和门槛模型进行回归,估计结果见表 2。

由表 2 可以看出,四个模型在进行两阶段最小二乘估计时,工具变量的选取合适(工具变量与前文相同)。将表 2 与表 1 的结果进行对比,可以发现将核心解释变量进行替换后,四个模型中核心解释变量制造

表 2 模型稳健性检验结果

	制造业总体	劳动密集	资本密集	技术密集
ms	0.0175*** [3.1448]	0.0125*** [2.5966]	0.0088** [2.0099]	0.0158*** [3.0764]
gov	0.0242*** [3.5796]	0.0246*** [3.6180]	0.0245*** [3.6793]	0.0233*** [3.3935]
fdi	-0.0220* [-1.8615]	-0.0196* [-1.6944]	-0.0228* [-1.9323]	-0.0231** [-1.9896]
r&d	0.4520*** [7.6658]	0.4410*** [7.3730]	0.4600*** [7.8077]	0.4770*** [8.1635]
LM 检验	63.4330	45.3290	71.0030	53.2820
	94.7160	62.0950	124.2590	63.4660
	2.9510	2.5430	2.5300	3.2480
	-0.0858	-0.1108	-0.1117	-0.0715
R ²	0.4036	0.3879	0.3837	0.4043

业服务化以及控制变量系数的符号与显著性基本不变,说明基准回归的结果是稳健的。

五、结论与对策

本文基于中国地区投入产出表,辅以《中国统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》,利用两阶段最小二乘法分析了制造业服务化对产业结构转型升级的影响,结果发现:(1)制造业服务化对产业结构优化升级具有显著的促进作用,制造业服务化水平每变动一个单位,产业结构优化程度平均提高 0.0112 个单位。(2)制造业服务化对产业结构优化升级的影响存在行业异质性,作用最大的是技术密集型制造业服务化,其次是资本密集制造业服务化,劳动密集型制造业服务化作用最小。

根据上述研究结论,提出以下对策:第一,顺应经济发展大趋势,做好顶层设计,引导企业树立服务业与制造业融合发展观念,依据产业结构发展演变规律,逐渐将传统的产品体系发展为融产品和服务于一体。积极引导科研机构和企业合作,培养高技术人才,不断提高制造业的知识储备和技术储备,以便更好发挥制造业服务化在产业升级中的促进作用。第二,信息技术、专业技术这些知识科技含量比较高的产业增值能力较强,是未来经济发展和产业结构优化调整的新生力量,政府应不断加强以这些新兴产业为核心的战略调整力度,积极引导经济向高端服务和高技术制造业方向发展,推动高端服务与高技术制造业的融合

发展,以充分发挥技术密集型制造业服务化对产业结构优化升级的推动作用。◆

参考文献:

- [1]周大鹏.制造业服务化对产业转型升级的影响[J].世界经济研究,2013(9):17-22+48+87.
- [2]张志醒,刘东升.生产服务化与制造业转型升级[J].现代经济探讨,2018(1):59-68.
- [3]唐国锋,李丹.服务化对制造业转型升级的影响:基于重庆市制造行业面板数据的实证分析[J].科技管理研究,2020,40(19):130-139.
- [4]胡昭玲,夏秋,孙广宇.制造业服务化、技术创新与产业结构转型升级:基于 WIOD 跨国面板数据的实证研究[J].国际贸易探索,2017,33(12):4-21.
- [5]徐振鑫,莫长炜,陈其林.制造业服务化:我国制造业升级的一个现实性选择[J].经济学家,2016(9):59-67.
- [6]夏秋,胡昭玲.制造业投入服务化能提高全要素生产率吗:基于成本和风险的视角[J].当代财经,2018(7):99-111.
- [7]王岚.投入服务化是否提高了中国制造业全要素生产率[J].国际贸易问题,2020(2):29-43.
- [8]千春晖,郑若谷,徐典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16+31.
- [9]杨玲.长江经济带制造业服务化水平测度及其特征研究[J].当代财经,2019(6):106-117.

基于高维变量选择的 中国人口增长影响因素研究

杨双双 王 亮 李兴平

(云南师范大学 数学学院, 云南 昆明 650500)

摘要:影响我国人口增长的因素是社会关注的焦点。运用相似性分析方法、灰色关联分析方法、随机森林方法、正则化方法和集成方法,对政治、经济、文化、社会、生态和人口层面下影响人口增长的92个因素进行筛选。将各方法选出的变量输入机器学习模型KNN、RF、SVR和MLP中,依据模型性能指标综合评估得到较优的变量选择方法,并形成几种较优的变量选择方案。最后,用每种变量选择方案下选出的变量建立多元线性回归模型,选出统计意义和理论意义上较好的模型进行预测分析。实证结果表明:(1)置换重要性和距离相关系数的变量选择效果较好;(2)就业问题是导致我国人口出生率下降的核心因素。

关键词:人口增长;就业;高维变量选择

中图分类号:C924.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0039-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.09.006

一、引言

人口问题是国家的全局性、长期性、战略性问题,关乎民生大计、发展大局以及国家和民族前途命运。近年来我国人口出生率持续下降,人口增长数量不断减少,出现人口负增长。国家统计局数据显示,2020年我国人口出生率为8.52‰,人口自然增长率为1.45‰,人口净增长204万人;2021年人口出生率下降到7.52‰,人口自然增长率下降到0.34‰,人口净增长48万人,有11个省(区、市)的人口出现了负增长;2022年人口出生率降到6.77‰,人口自然增长率降到-0.60‰,人口净增长-85万人。人口长期负增长会造成内需不足、经济增长乏力、社会老龄化等一系列问题,给经济社会发展带来很多危害。因此,亟须对引发人口增长持续下降的因素进行全面、系统挖掘,在此基础上对人口增长进行合理规划。

影响人口增长的因素众多,各因素之间关系错综复杂。随着信息技术的快速发展,数据的采集、存储和处理能力不断提高,影响人口增长的因素数据呈现“高维小样本”特性。当从高维小样本变量数据中选择出分辨率较好的变量时,普通变量选择方法需消耗高昂的时间成本,有时其结果并不佳,而高维变量选择方

法可以快速从海量数据中选择出分辨率较好的变量。

现阶段采用高维变量选择挖掘人口增长影响因素的文献较少,运用相关性分析、因果检验、正则化方法和灰色关联分析方法等对我国人口增长影响因素进行分析的相对较多。沈巍和武鑫(2013)^[1]选择人口、经济、消费、就业、教育、收入、通信7类指标共53个因素,用相关性检验和格兰杰因果检验,挖掘出教育、经济、人口是影响北京市人口增长的主要因素。刘丽萍(2018)^[2]选择经济、人口层面下的7个变量,用LASSO分析得出GDP、人均薪酬和少儿抚养比与出生率正相关的结论。张夏雨(2021)^[3]选取经济、社会、人口层面下的16个变量,用LASSO、MCP、SCAD、自适应LASSO分析,发现教育、抚养负担和婚姻对出生率影响较大。李华炯和尹喆轩等(2022)^[4]通过灰色关联分析,从86个因素中选出43个与出生率强相关的因素,采用回归分析法,得出养老保险、储蓄率、性别比等因素对出生率影响较大的结论。郭良箴(2022)^[5]选取经济、社会维度下与出生率相关的因素,建立线性回归模型,得出GDP、人均支配收入与湖北省人口出生率正相关的结论。

只采用一种或一个系列的高维变量选择方法对

作者简介:杨双双(1998—),女,云南呈贡人,硕士,研究方向为社会经济统计;王亮(1983—),男,陕西西安人,博士,教授,研究方向为可靠性分析;李兴平(1976—),男,云南昆明人,博士,副教授,研究方向为统计模型推断。

人口增长的影响因素进行研究,不能合理评估各方法的变量选择效果。因此,本文首先运用多种高维变量选择方法对我国人口增长影响因素进行系统、全面挖掘,接着对挖掘出的重要影响因素进行定量分析,得到最终的变量选择结果,对改善当前严峻的生育形势具有重要的现实意义,对今后选择合适的高维变量方案以及解决类似问题,具有借鉴意义。

二、人口增长影响因素实证分析

当高维数据的自变量相关性较高时,会导致难以抓住重点、费时费力,还可能造成后续建模过拟合等问题。因此,对于高维数据,通常需要对数据进行处理,筛选出重要且独立性好的自变量^[6]。基于此,对我国人口增长具有重要影响的因素,应该是独立性较好且具有显著重要性。

本文变量选择的主要思路是将高维人口增长影响因素降至低维人口增长影响因素,并使用线性回归模型定量分析低维人口增长影响因素,得到最终变量选择结果。其分析步骤为:首先,运用 Pearson 相关系数、Spearman 相关系数、距离相关系数、灰色关联度、最小深度、根节点的分裂频次、置换重要性、节点纯度增加的重要性、岭回归、LASSO、弹性网络回归、ALASSO、SCAD、MCP 和集成方法对人口增长影响因素进行重要性排序。其次,选取各方法下重要性较大的变量过滤掉冗余变量。再次,将各方法选出的变量输入主流机器学习模型 KNN、RF、SVR 和 MLP 中,依据回归模型性能指标的平均值,综合评估各方法的变量选择效果,形成几种较优的变量选择方案。最后,用

每种变量选择方案下选出的变量建立多元线性回归模型,挑选性能较好的模型做预测分析。

(一)样本区间及数据说明

1. 样本区间

研究影响我国人口增长的因素时,选取 2010—2020 年全国人口的相关数据。数据主要来源于 2010—2020 年的《中国统计年鉴》,以及 2010 年第六次全国人口普查和 2020 年第七次全国人口普查。

2. 变量选取

(1)因变量

数据显示,2010—2020 年我国人口死亡率在 7.04‰—7.14‰之间,保持在相对平稳的水平。一个国家或地区的人口自然增长率等于人口出生率减去人口死亡率。当人口死亡率相对平稳时,人口自然增长率和人口出生率的趋势线非常相似,几乎平行,因此研究影响我国人口增长的因素时,选用人口出生率和人口自然增长率作为因变量,效果相差不大。鉴于现在“低生育”话题较热,本文选择人口出生率(Y)作为因变量,来衡量我国的人口增长和出生情况。

(2)自变量

影响我国人口增长的因素错综复杂,人口增长与政治、经济、文化、社会、生态和人口自身等方面息息相关。通过查阅相关文献,参考变量一级、二级、三级指标的归类,结合数据的可获取性、代表性和简洁性等原则,从政治、经济、文化、社会、生态和人口自身等层面分别展开变量选取,并依次命名为 $X_i(i=1,2,\dots,92)$,具体指标选取见表 1。

表 1 变量选取

一级指标	二级指标、三级指标
政治	(1)政策规定:生育政策。
经济	(1)国民经济:国民总收入、国内生产总值、人均国内生产总值、第一产业增加值、第二产业增加值、第三产业增加值;(2)财政收支:一般公共预算收入、一般公共预算支出;(3)国际汇率:人民币对美元汇率、人民币对欧元汇率;(4)缴税纳税:个人所得税;(5)消费价格:商品零售价格指数、居民消费水平、居民消费价格指数;(6)居民收支:城镇单位就业人员平均工资、居民人均可支配收入、居民人均可支配支出;(7)贫富差距:基尼系数;(8)住房价格:商品房平均销售价格。
文化	(1)文化文物:文化文物机构数、文化文物从业人数;(2)群众文化:群众文化服务业机构数、群众文化服务业从业人数;(3)影视传播:有线广播电视用户数、数字电视用户数;(4)图书出版:出版印刷企业数。
社会	(1)医疗水平:医疗卫生机构数、每千人口卫生技术人员数、医疗卫生机构床位数、卫生总费用、甲乙类法定报告传染病发病率、甲乙类法定报告传染病死亡率、新生儿死亡率、婴儿死亡率、5 岁以下儿童死亡率、孕产妇死亡率;(2)科技水平:软件业务收入、R&D 经费支出、科技成果登记数、高新技术产品进出口额;(3)教育水平:文盲人口占 15 岁及以上人口的比重、普通高校本专科招生数、普通高等学校数、每十万人口中高等教育在校学生人数;(4)就业水平:就业人员数、城镇登记失业人数、城镇登记失业率;(5)生活水平:恩格尔系数、国内旅游人均花费、贫困人口数量;(6)治安水平:刑事罪犯总数;(7)保障水平:社会保险收入、社会保险支出、年末参加基本养老保险人数、年末参加失业保险人数、年末参加基本医疗保险人数、年末参加工伤保险人数、年末参加生育保险人数;(8)交通水平:客运量、私人汽车拥有量;(9)通信业务:电话普及率、互联网域名数、邮政业务总量。

(续表)

一级指标	二级指标、三级指标
生态	(1)地质灾害:地质灾害数量;(2)地震灾害:地震灾害次数;(3)水资源量:水资源总量;(4)森林资源:森林覆盖率;(5)耕地情况:耕地面积;(6)污染排放:突发环境事件次数、工业污染治理投资;(6)气候情况:年平均气温、年平均降水量。
人口	(1)性别比例:男女性别比;(2)负担水平:总抚养比、少儿抚养比、老年抚养比;(3)育龄妇女:15-49岁育龄妇女数量、20-34岁育龄妇女数量;(4)流动人口:人户分离人口、流动人口数;(5)生育意愿:节育手术总数、放置节育器数、取出节育器数、输精管结扎数、输卵管结扎数、人工流产数;(6)城镇化率:城镇化率、城乡人口比;(7)婚姻情况:结婚登记数、离婚登记数、粗离婚率。

(二) 变量选择的实证分析

1. 变量重要性排序

分别使用 Pearson 相关系数、Spearman 相关系数、距离相关系数、灰色关联度、最小深度、根节点的分裂频次、置换重要性、节点纯度增加的重要性、岭回归、LASSO、弹性网络、自适应 LASSO、SCAD 和 MCP 等方法,对 92 个自变量,按与因变量的重要性进行排序,得出各方法排名前 20 的变量。

由于最小深度、根节点的分裂频次、LASSO、弹性

网络、自适应 LASSO、SCAD 和 MCP 选出的变量有限,因此只用置换重要性、节点纯度增加的重要性、Pearson 相关系数、Spearman 相关系数、距离相关系数、灰色关联度、岭回归构建的集成式变量选择方法,同样得到排名前 20 的变量。

2. 冗余变量过滤

对各方法下排名前 20 的变量进行冗余变量过滤,各方法剩余的 10 个自变量见表 2。

表 2 各变量选择方法选出的 10 个变量

变量选择方法	选出的变量
Pearson 相关系数	$X_{46}, X_{90}, X_{76}, X_{64}, X_{43}, X_{78}, X_{33}, X_{82}, X_{54}, X_{57}$
Spearman 相关系数	$X_{79}, X_{90}, X_{46}, X_{70}, X_{60}, X_{76}, X_{10}, X_{28}, X_{78}, X_{64}$
距离相关系数	$X_{46}, X_{33}, X_{43}, X_{90}, X_{76}, X_{40}, X_{20}, X_{39}, X_{41}, X_{57}$
灰色关联度	$X_{42}, X_{90}, X_{79}, X_{78}, X_{23}, X_{46}, X_{32}, X_{74}, X_{27}, X_{28}$
置换重要性	$X_{79}, X_{52}, X_{65}, X_{90}, X_{46}, X_{89}, X_{57}, X_{10}, X_{78}, X_{33}$
节点纯度增加的重要性	$X_{46}, X_{79}, X_{90}, X_{33}, X_{37}, X_{65}, X_{82}, X_{28}, X_{61}, X_{70}$
岭回归	$X_{46}, X_{23}, X_{90}, X_{76}, X_{66}, X_{42}, X_{25}, X_{84}, X_{10}, X_{71}$
集成方法	$X_{46}, X_{90}, X_{79}, X_{76}, X_{43}, X_{82}, X_{78}, X_{33}, X_{42}, X_{10}$

3. 变量选择方法对比

分别将各方法下选出的 10 个自变量与因变量送入机器学习回归模型 KNN、RF、SVR 和 MLP 中,根据

4 个回归模型预测性能指标的平均值综合评估各方法的变量选择效果。

表 3 各方法的变量选择效果综合排名

	MAE	MSE	RMSE	R^2	MAPE	综合排名
Pearson 相关系数	0.8449	0.9925	0.9128	0.6067	0.1616	6
Spearman 相关系数	0.8248	0.9762	0.9095	0.6495	0.1715	5
距离相关系数	0.7931	0.9169	0.8770	0.6026	0.1664	4
灰色关联度	0.9498	1.2723	1.0110	0.6741	0.1827	7
置换重要性	0.7202	0.8408	0.8316	0.6889	0.1597	1
节点纯度增加的重要性	0.7136	0.8493	0.8364	0.6591	0.1555	2
岭回归	1.0271	1.5790	1.1452	0.6736	0.1840	8
集成方法	0.7862	0.9503	0.8887	0.6419	0.1393	3

从表 3 可以发现,以 MAE 指标来说,节点纯度增加的重要性变量选择效果最好;从 MSE、RMSE 和 R^2 指标来说,置换重要性的变量选择效果较好;从 MAPE 指标来说,集成方法的变量选择效果较好;综合说,置换重要性、节点纯度增加的重要性、集成方法、距离相关系数的变量选择效果较好。

(三) 影响因素的定量分析

1. 几种较优的变量选择方案

由上可知置换重要性、节点纯度增加的重要性、距离相关系数和集成方法的变量选择效果较好,用其构建出 15 种变量选择方案,具体见表 4。

表 4 几种较优变量选择方案下选出的变量

序号	变量选择方法组合	选出的变量
1	置换重要性	$X_{79}, X_{52}, X_{65}, X_{90}, X_{46}, X_{89}, X_{57}, X_{10}, X_{78}, X_{33}$
2	节点纯度增加的重要性	$X_{46}, X_{79}, X_{90}, X_{33}, X_{37}, X_{65}, X_{82}, X_{28}, X_{61}, X_{70}$
3	距离相关系数	$X_{46}, X_{33}, X_{43}, X_{90}, X_{76}, X_{40}, X_{20}, X_{39}, X_{41}, X_{57}$
4	集成方法	$X_{46}, X_{90}, X_{79}, X_{76}, X_{43}, X_{82}, X_{78}, X_{33}, X_{42}, X_{10}$
5	(置换重要性, 节点纯度增加的重要性)	$\{X_{79}, X_{65}, X_{90}, X_{46}, X_{33}\}$
6	(置换重要性, 距离相关系数)	$\{X_{90}, X_{46}, X_{57}, X_{33}\}$
7	(置换重要性, 集成方法)	$\{X_{79}, X_{90}, X_{46}, X_{10}, X_{78}, X_{33}\}$
8	(节点纯度增加的重要性, 距离相关系数)	$\{X_{46}, X_{90}, X_{33}\}$
9	(节点纯度增加的重要性, 集成方法)	$\{X_{46}, X_{79}, X_{90}, X_{33}, X_{82}\}$
10	(距离相关系数, 集成方法)	$\{X_{46}, X_{33}, X_{43}, X_{90}, X_{76}\}$
11	(置换重要性, 节点纯度增加的重要性, 距离相关系数)	$\{X_{90}, X_{46}, X_{33}\}$
12	(置换重要性, 节点纯度增加的重要性, 集成方法)	$\{X_{79}, X_{90}, X_{46}, X_{33}\}$
13	(置换重要性, 距离相关系数, 集成方法)	$\{X_{90}, X_{46}, X_{33}\}$
14	(节点纯度增加的重要性, 距离相关系数, 集成方法)	$\{X_{46}, X_{90}, X_{33}\}$
15	(置换重要性, 节点纯度增加的重要性, 距离相关系数, 集成方法)	$\{X_{90}, X_{46}, X_{33}\}$

15 种较优的变量选择方案中有 5 种方案选出变量为 X_{90} 、 X_{46} 和 X_{33} , 即结婚登记数、就业人员数, 以及甲、乙类法定报告传染病死亡率对我国人口增长影响较大; 从其所属的二级指标看, 婚姻情况、就业水平和医疗水平对我国人口增长影响较大; 从其所属的一级指标看, 人口因素、社会因素(频数为 2)对我国人口增长影响较大, 其中社会因素对我国人口增长的影响最大。

2. 最优的定量预测模型

(1) 统计意义检验

将 15 种较优变量选择方案下的变量输入回归方

程中, 并进行逐步回归, 发现有 9 种方案都显示只有变量时, 模型和回归系数的显著性较好, 因此得到统计意义上的“最优”回归方程为:

$$\hat{y} = -280.1 + 0.003845x_{46}$$

最优回归结果显示, 残差与标准化预测值序列的相关图中各相关点的分布没有呈现出明显的规律性, 说明不存在异方差现象; 标准化残差的直方图显示残差服从正态分布, 说明模型满足高斯假设。

表 5 最优模型结果

信息准则		Coef.	Std. Err.	t	P> t	Signif.
AIC=-3.82	Intercept	-280.1	44.90	-6.237	0.000152	***
	X_{46}	0.003845	0.0005907	6.509	0.000110	***
	R ² 为 0.8248			调整后的 R ² 为 0.8053		
	F 值为 42.37			P 值为 0.0001102		

注: 表 5 为组合(置换重要性, 节点纯度增加的重要性)、(置换重要性, 距离相关系数)、(节点纯度增加的重要性, 距离相关系数)、(置换重要性, 节点纯度增加的重要性, 距离相关系数)、(置换重要性, 距离相关系数, 集成方法)、(节点纯度增加的重要性, 距离相关系数, 集成方法)、(置换重要性, 节点纯度增加的重要性, 距离相关系数, 集成方法)、(距离相关系数, 集成方法)、(置换重要性, 节点纯度增加的重要性, 集成方法)的建模结果。

(2) 理论意义检验

对因变量和自变量进行单位根检验, 发现因变量序列为 2 阶单整序列, 自变量序列为 0 阶单整序列, 二者之间具有协整关系(回归残差序列属于无常数均值和无趋势的 1 阶自相关平稳序列, ADF 检验中 P 值 = 0.01205)。因此统计意义上的“最优”回归方程可以拟合其长期的均衡关系。

为了解释序列之间的短期波动关系, 建立误差修正模型如下:

$$\Delta y_t = 0.004165 \Delta x_{46t} - 1.290789 ECM_{t-1}$$

其回归模型和回归系数都比较显著。从回归系数看, 每增加 1 单位的全国就业人员数, 会增加 0.004165 单位的人口出生率; 上期误差对人口出生率当期波动影响较大, 单位调整比例为 -1.290789。

3. 最优定量模型的预测结果

2021 年全国人口出生率为 7.52‰,用模型预测的 2021 年全国人口出生率为 7.01‰,预测误差率为 6.78%,预测值曲线和真实值的拟合效果较好。

三、结论及建议

(一)主要结论

1. 置换重要性和距离相关系数的变量选择效果较好

通过实证分析,发现置换重要性、节点纯度增加的重要性、距离相关系数、集成方法的变量选择效果均较好。但集成方法计算量大,节点纯度增加的重要性对离散特征存在偏向性,且重要性分析结果与特征变量的选择顺序有关。因此,做变量选择时首选置换重要性和距离相关系数。

随机森林对异常值与噪音也有很好的容忍度,稳健性较强,不易出现过拟合,对特征变量选择也有很好的适用性。基于随机森林变量重要性测度指标中的置换重要性可直接度量每个特征变量对模型精确率的影响程度,不存在偏向问题。

距离相关系数距离协方差的构造方式,使其在揭示两变量间相关关系时有着独特的优越性。一是可以直接计算两个不同维度变量之间的距离相关系数;二是只要距离相关系数为 0,即说明被检验的两个变量之间相互独立。

2. 就业问题是导致我国人口出生率下降的核心因素

国内外有关人口增长影响因素方面的研究文献,共性是认为教育、就业等是影响人口增长主要的因素。本文搜集了政治、经济、文化、社会、生态和人口层面下可能影响我国人口增长的 92 个因素,运用多种高维变量选择方法将变量维数降到低维,发现婚姻、医疗、就业是影响人口增长的主要因素,进一步实证分析发现就业是影响我国人口增长的核心因素。

原因可能在于人类能主动劳动创造,并已形成了相对完备的社会消费财富配给体系,现代社会一切生存竞争几乎都是围绕主动劳动创造的工作岗位展开。当供人类主动劳动创造的工作岗位增加时,人类社会的总人口就会增长;反之,总人口就会减少。

(二)对策建议

1. 稳住就业岗位,扩大就业容量

帮助企业纾困解难。近几年,经济下行压力持续增大,很多企业为了生存,采取缩招、降薪、裁员等措施,导致就业岗位缩减。就业是最大的民生,也是发展

最大的保障,因此政府部门需千方百计稳住就业岗位,可通过税费减免、优惠贷款等措施帮助企业渡过难关。积极开发服务业、公益性就业岗位。随着经济转型升级,第三产业的就业岗位呈增多趋势,政府部门应大力支持新兴服务业的发展,充分发挥服务业的就业吸纳作用。同时,可以通过政府出资、社会扶持等方式,在政府部门、高校等设立公益性岗位,就业困难人员。

2. 开展技能培训,调整人才供应

积极开展职业技能培训。政府部门可以依托社区联合招聘单位开展职业技能培训,提升辖区内居民的就业能力;也可以依托高校联合招聘单位开展专业技能培训,提升毕业生的专业素养。瞄准市场走势,做好人才储备。人才培养是为了适应市场需求,但人才培养需要时间,而市场需求却在不断变化,因此政府部门需要提前做好市场分析调研,找准未来市场需求,做好人才储备,保障人才供应。

3. 了解求职意向,精准帮扶就业

根据求职意向推送招聘信息。政府部门可依托社区了解辖区内未就业人员的就业意向,针对性地推送真实可靠的招聘信息;也可依托高校了解毕业生的就业意向,针对性地开展就业服务。实施专人负责,精准帮扶就业。政府部门可依据未就业人员的具体情况,针对性地安排就业导师开展就业宣讲,组织技能培训,助力多渠道就业。◆

参考文献:

- [1]沈巍,武鑫.基于数据挖掘的北京市人口增长影响因素研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(S2):470-473.
- [2]刘丽萍.基于 LASSO 回归法的人口出生率影响因素分析[J].牡丹江师范学院学报(自然科学版),2018(2):1-3.
- [3]张夏雨.我国人口出生率宏观影响因素研究[D].蚌埠:安徽财经大学,2021.
- [4]李华炯,尹喆轩,胡新昱,等.基于广义回归模型的人口出生率下降影响因素分析[J].电子元器件与信息技术,2022,6(4):96-99.
- [5]郭良箴.湖北省人口出生率影响因素研究及趋势预测[D].武汉:华中师范大学,2022.
- [6]张钰,魏世丞,董超芳,等.定量结构-性质关系(QSPR)中的计算方法研究进展[J].科学通报,2021,66(22):2832-2844.

资源环境约束下 适度人口与增长空间测度

——以福建省为例

左佳妮^{1,4} 朱永健^{1,4} 旷开金^{2,3,4} 刘金福^{1,3,4} 陈丽捷^{1,4}

(1.福建农林大学 计算机与信息学院,福建 福州 350002;2.福建江夏学院 金融学院,福建 福州 350108;3.福建农林大学 林学院,福建 福州 350002;4.福建农林大学 生态与资源统计福建省高校重点实验室,福建 福州 350002)

摘要:随着新发展理念深入人心,以资源环境为约束条件,探讨未来人口规模发展趋势,对实现社会及人口可持续发展、提高区域发展质量和效益具有重要意义。基于2010—2020年福建省资源、环境及人口相关数据,运用组合预测模型与可能满意度模型,从人口、经济与资源环境协调角度,探讨有无约束条件人口发展趋势与可增长空间。结果表明:无约束条件下,2020—2050年福建省人口数将从4161万增长到5715万,呈现快速递增趋势;约束条件下,人口预测规模差异显著,可增长空间较小,水资源、粮食资源和居民生活质量成为制约人口增长的主要因素。为此,针对福建省未来人口发展提出以下建议:科学响应生育政策,实现人口绿色发展;优化资源分配格局,以保护环境为先,以减弱制约力为主;优化产业结构,推动产业协调发展;加强部门间沟通协作,共助人口稳定发展。

关键词:资源环境约束;适度人口;增长空间;P-S模型

中图分类号:F062.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0044-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.09.007

一、引言

资源环境是人类赖以生存的基础,对人类发展具有深远影响。随着人口规模增大,资源有限性与生态环境质量不稳定性对经济发展的约束不断增强,人口、经济、资源环境之间的矛盾日益凸显^[1]。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》强调合理确定人口规模与城镇协调发展的重要性。可见,如何有效解决人口增长对经济和环境带来的负面效应,缓解人口与资源、环境之

间矛盾,合理测算满足资源环境约束的适度人口规模,已经成为当前亟待解决的现实问题。

目前有关适度人口的研究备受关注,主要有三个方面:(1)实现人口与资源环境协调的最优选择是考虑适度人口;(2)适度人口不是数量上的测度,而是要探索适度人口实现路径^[2];(3)适度人口建立向实现多元化目标扩展,需明确短板因素^[3]。国内有关研究主要通过主成分分析法和熵权法^[4]、状态空间法^[5]、生态承载力法^[6]、生态足迹法^[7-10]、PEER模型^[11]、EOP-MM模型

基金项目:福建省第七次全国人口普查重点课题“资源环境约束条件下人口变化趋势、协调发展与适度人口规模测度研究”(闽人普办〔2021〕13号);全国统计科学研究项目“新发展格局下生态文明试验区碳达峰影响因素及最优达峰路径研究”(2021LY036);福建省社会科学基金青年项目“新发展格局下县域新型城镇化质量时空演化规律及提升路径研究”(FJ2022C057);福建省中青年教师教育科研项目“复杂数据下流域生态效率测度与绿色金融耦合时空分异研究”(JAT210363)。

作者简介:左佳妮(1999—),女,江西上饶人,在读硕士,研究方向为生态环境与资源统计;朱永健(1998—),男,山东枣庄人,在读硕士,研究方向为生态与资源统计;旷开金(1988—),男,江西泰和人,在读博士,讲师,研究方向为资源环境统计;刘金福(1966—),男,福建永春人,博士,教授,研究方向为生物统计;陈丽捷(1999—),女,江西抚州人,在读硕士,研究方向为生态环境与资源统计。

[12]、P-S 法^[13-14]等方法构建人口规模测算模型。国外研究主要通过承载力指示板模型^[15]、生态足迹法^[16]以及结合 GIS 技术^[17-18]分析未来人口发展规模。可见,以资源环境为约束条件思考适度人口规模问题的研究并不多见,即缺乏约束因子是否会对人口发展产生制约及制约程度如何的研究较少。

福建是沿海经济较发达省份,自然资源丰富,但面临人口资源环境不协调问题。为此,探讨有无约束条件下人口规模差异很有必要。从资源-环境-人口协调发展角度预测未来适度人口规模,能为福建省人口合理发展提供可靠的实践与理论依据。

二、研究区概况与方法

(一)研究区概况

福建省地处中国东南沿海地带,气候条件优越,适宜居住。近年来,福建省人口增长速度持续高于全国平均人口增长速度,第七次全国人口普查结果显示,福建省常住人口 41540086 人,在全国排名第 15 位,2011—2020 年平均增长 1.19%。常住人口城镇化率为 68.75%,城镇化水平不断提高;65 岁及以上人口比例较 2010 年上升 3.21 个百分点;15 岁及以上人口的平均受教育年限为 9.66 年,低于全国平均水平;劳动人口占比 64.7%,相较 2010 年下降 8.42 个百分点。

(二)研究方法

1. Logistic 人口模型

1840 年比利时数学家 Verhulst 在人口规模逐渐增大的时代背景下修正了 Malthus 的人口增长模型。Verhulst 认为人口并不是无限增长,人口的增长不能超过当地最高环境容纳量 M ,因此产生了 Logistic 模型,即阻滞增长模型:

$$Y'(t)=rY(t)(M-P(t)) \quad (1)$$

其中, r 为人口自然增长率, M 为人口最大容量,且 r 和 M 均大于 0。

根据方程(1)可知,在人口规模较少时,Malthus 模型(指数增长模型)是准确的,但当人口规模较多时,人口增长率并非净相对增长率,而是逐渐趋于平缓,且随着人口规模越接近人口最大容量 M ,人口增长率越小^[19]。设 $P(t)$ 为 t 时刻人口数量,最终整理得:

$$P(t)=\frac{M}{1+C_3e^{-rt}} \quad (2)$$

其中, t 为年份, $P(t)$ 为人口预测值, M 为人口最大容量, C_3 为可计算常数, r 为人口自然增长率。在进行

预测前,只需设定相同时间间隔及 3 个相同间隔年份所对应的人口数即可得到 P 关于 t 的人口预测函数。

2. 灰色预测 GM(1,1)模型

灰色预测是利用少量、不健全信息做预测的统计方法。通过关联分析系统要素间发展趋势,寻求过去与现在发展规律,描述和分析未来发展趋势和状况并形成科学假设和判断^[20]。

对原始数据进行可行性检验和基础数据处理后,将其累加建立背景值序列,构建 GM(1,1)灰色微分方程:

$$\frac{dx^{(1)}}{dt}+ax^{(1)}=b \quad (3)$$

其中, a 为发展系数, b 为灰色作用量, $x^{(1)}$ 为背景值序列。

根据最小二乘法原理求得参数 a 与 b 的值,代入灰色微分方程得到时间响应函数,利用时间响应函数还原出预测值,即:

$$\hat{x}^{(1)}(k+1)=\left(x^{(0)}(1)-\frac{\hat{b}}{\hat{a}}\right)e^{-\hat{a}t}+\frac{\hat{b}}{\hat{a}} \quad (4)$$

$$\hat{x}^{(0)}(k+1)=\hat{x}^{(1)}(k+1)-\hat{x}^{(1)}(k) \quad (5)$$

3. P-S 模型

基于可能度 P (Possibility)和满意度 S (Satisfiability)两项基本概念,结合不同经济、资源和环境约束指标,构建可能-满意度多目标决策模型(P-S 模型)。P-S 模型被广泛运用于适度人口规模测算研究,可克服只能在各指标基础上生硬推算的问题,优势在于可以将经济、资源、环境约束条件融入适度人口规模测算,能针对同水平-不同指标、同指标-不同水平或综合诸多指标 3 种情况考察人口适度规模^[21]。

可能度即事件可能发生的程度,记为 P ;满意度即事件发生前或事件发生后,人们对事件的满意程度,记为 Q 。一个事件的某属性 r 具有可能度曲线 $P(r)$,另外一属性 s 具有满意度曲线 $Q(s)$, r 与 s 和某一属性满足关系式 $f(r,s,a)=0$,则可能度曲线与满意度曲线形成相对属性的可能-满意度曲线,反映人们对事件可能且满意的程度,记为 w 。如果事件完全可能且完全满意,其可能-满意度达到最高并记为 $w=1$;如果事件完全不可能且完全不满意,其可能-满意度达到最低并记为 $w=0$ 。 $[0,1]$ 内实数表示事件发生的不同可能-满意度,即 $w \in [0,1]$ 。可能-满意度公式如下:

$$w(a) = \begin{cases} 0 & \text{result} \leq 1 \\ \frac{-r_B + ar_B}{(r_A - r_B) - a(s_A - s_B)} & 0 < \text{result} < 1 \\ 1 & \end{cases} \quad (6)$$

其中, r_A 为可能度最高值, r_B 为可能度最低值; s_A 为满意度最高值, s_B 为满意度最低值。

三、指标选取与数据来源

(一) 指标选取

经济、资源与环境构成复杂的系统,人口变化作为影响该系统发展的重要因素之一,预测适度人口规模时,需综合考虑社会经济、自然资源与环境方面的影响因素^[22-24]。结合福建省历年统计年鉴以及《福建省国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标纲要》《福建省重要生态系统保护和修复重大工程实施方案(2021—2035年)》等文件,遵循综合性、客观性、易获得性、可表征性和可度量性的指标选取原则并

考虑福建省实际情况,确定代表经济、资源、环境约束条件的6个指标:(1)经济方面:生产总值;(2)资源方面:粮食产量、能源供给量、供水量;(3)环境方面:森林蓄积量、城市绿化覆盖面积。

(二) 数据来源

考虑测算2025年、2035年及2050年适度人口规模情况,以《福建统计年鉴2021》、《福建省国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标纲要》、福建省第八次森林清查结果、《福建省国土空间规划2021—2035》和《福建省重要生态系统保护和修复重大工程实施方案(2021—2035年)》为参照,根据3个年份的不同情况为指标可能度与满意度临界值赋值。运用灰色模型对缺失指标值进行预测,以人口组合预测值(便于测算取整)作为平均项,缺失人均指标用总量指标平均值补齐,见表1。

表1 指标赋值情况

方面	因素	指标	性质	年份	高点值	低点值
经济	生产总值	GDP (亿元)	可能	2025	43903.89	59589.44
				2035	59589.44	89354.97
				2050	134003.27	89354.97
		人均 GDP (元)	满意	2025	135123.45	105512.83
				2035	190116.96	135123.45
				2050	249912.85	190116.96
资源	粮食产量	粮食总产量 (万吨)	可能	2025	502.32	500.00
				2035	500.00	500.00
				2050	500.00	500.00
		人均粮食产量 (千克)	满意	2025	120.72	113.38
				2035	113.38	106.38
				2050	106.38	93.25
	能源供给量	能源供给量 (万吨标准煤)	可能	2025	13905.19	16840.27
				2035	16840.27	24118.18
				2050	24118.18	41320.20
		人均能源供给量 (吨标准煤)	满意	2025	3.82	3.34
				2035	5.13	3.82
				2050	7.71	5.13
	供水量	供水量 (亿立方米)	可能	2025	170.99	146.36
				2035	170.99	146.36
				2050	146.36	115.89
		人均供水量 (立方米)	满意	2025	439.80	387.73
				2035	387.73	311.40
				2050	311.40	216.13

(续表)

方面	因素	指标	性质	年份	高点值	低点值
环境	森林蓄积量	林木蓄积量 (亿立方米)	可能	2025	7.29	7.79
				2035	7.79	8.29
				2050	8.29	9.10
		人均林木蓄积量 (立方米)	满意	2025	17.66	17.52
				2035	17.66	17.64
				2050	17.64	16.97
	城市绿化覆盖面积	城市绿化覆盖面积 (公顷)	可能	2025	81462.00	106948.08
				2035	106948.08	161951.97
				2050	161951.97	301644.88
		人均绿化覆盖面积 (平方米)	满意	2025	24.25	19.69
				2035	34.46	24.25
				2050	56.27	34.46

四、结果与分析

(一)无约束条件下人口规模预测

1. 基于 Logistic 模型

基于 1990—2020 年福建省总人口规模数据,以 t_0 、 t_1 、 t_2 表示年份 1990 年、2005 年、2020 年, P_0 、 P_1 、 P_2 表示 1990 年、2005 年、2020 年人口规模,根据“时间跨度越长预测越准确”法则,取 $n=15$ 预测 2021—2035 年人口规模。Logistic 模型的相对误差率小于 20% 即模型预测准确,2010—2020 年福建省总人口预测结果见图 1。误差率最大为 1.50%,误差率最小为 0,平均误差为 0.61%,均小于 20%,即采用 Logistic 模型预测福建省未来人口规模具有合理性。

基于 Logistic 人口模型预测 2021—2035 年福建省人口规模结果见表 2。福建省人口规模将不断增长,从 2021 年的 4205 万人增长到 2035 年的 4861 万人,15 年间人口规模增长 656 万人,增长率为 15.61%,即在无资源环境约束条件下人口增长速度快,人口规模呈递增趋势。

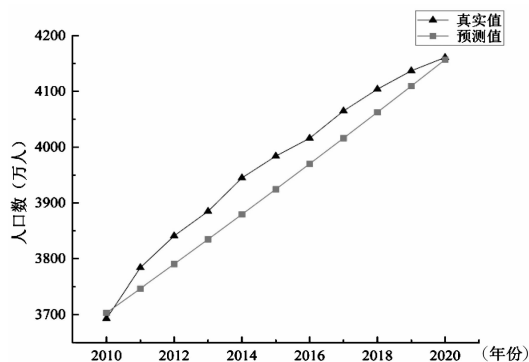


图 1 Logistic 模型合理性检验

2. 基于灰色模型

选取 2000—2020 年人口规模作为灰色模型构建数据,基于 2000—2009 年数据对 2010—2020 年人口规模进行预测并计算误差率,验证模型准确性。2010—2020 年预测值及误差见图 2。误差率最小值为 0.08%,最大值为 4.22%,平均误差为 3.05%,误差率不超过 20%,模型残差为 10.0264,平均相对误差为 0.0003,说明数据可信度较高,模型合理。

基于 2000—2020 年人口规模预测 2021—2035 年人口规模,结果见表 2。福建省总人口规模由 2020 年的 4161 万人增长到 2035 年的 4906 万人,共增长 745 万人,增长率为 17.9%,人口数量及人口增长速度上升快,需引起重视。

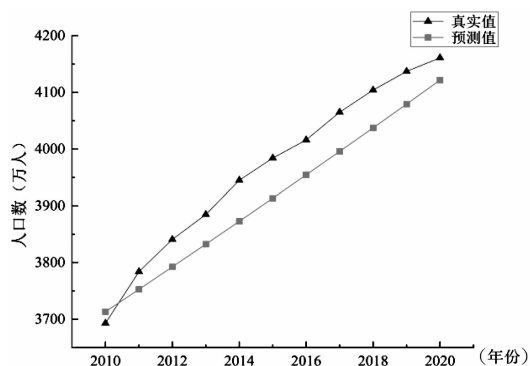


图 2 灰色模型合理性检验

3. Logistic 模型与灰色模型组合

考虑单一预测模型局限性,将 Logistic 模型与灰色模型的预测结果取加权平均,得到组合预测结果,见表 2。在组合模型预测下,总人口数将从 2021 年的 4214

万人增长到 2035 年的 4883 万人,增长 669 万人,到 2050 年组合预测值达到 5715 万人。

表 2 2021—2035 年福建省总人口预测
(单位:万人)

年份	灰色预测	logistic 预测	组合预测
2021	4223	4205	4214
2022	4269	4249	4259
2023	4315	4293	4304
2024	4361	4338	4349
2025	4408	4383	4395
2026	4455	4429	4442
2027	4503	4475	4489
2028	4552	4521	4537
2029	4601	4569	4585
2030	4650	4616	4633
2031	4700	4664	4682
2032	4751	4713	4732
2033	4802	4761	4782
2034	4854	4811	4832
2035	4906	4861	4883

(二)资源环境约束条件下人口规模预测

1. 单因素约束

以可能-满意度值为 0.6 作为基本合格标准,0.1 作为间隔,测算不同可能-满意度下的适度人口规模,具体见图 3。不同可能-满意度下福建省适度人口规模的变化规律总体上随着人口规模增加,可能-满意度逐渐下降,而供水量、粮食产量和城市绿化覆盖面积是制约人口增长的主要因素。

就生产总值而言,2025 年可能-满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4147 万人;当可能满意度值降为 0.6 时,适度人口规模达到 4246 万人。2035 年可能-满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4426 万人;当可能满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 4517 万人。2050 年可能-满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4792 万人;当可能-满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 5081 万人。

就粮食产量而言,2025 年可能-满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 3430 万人;当可能-满意度值降

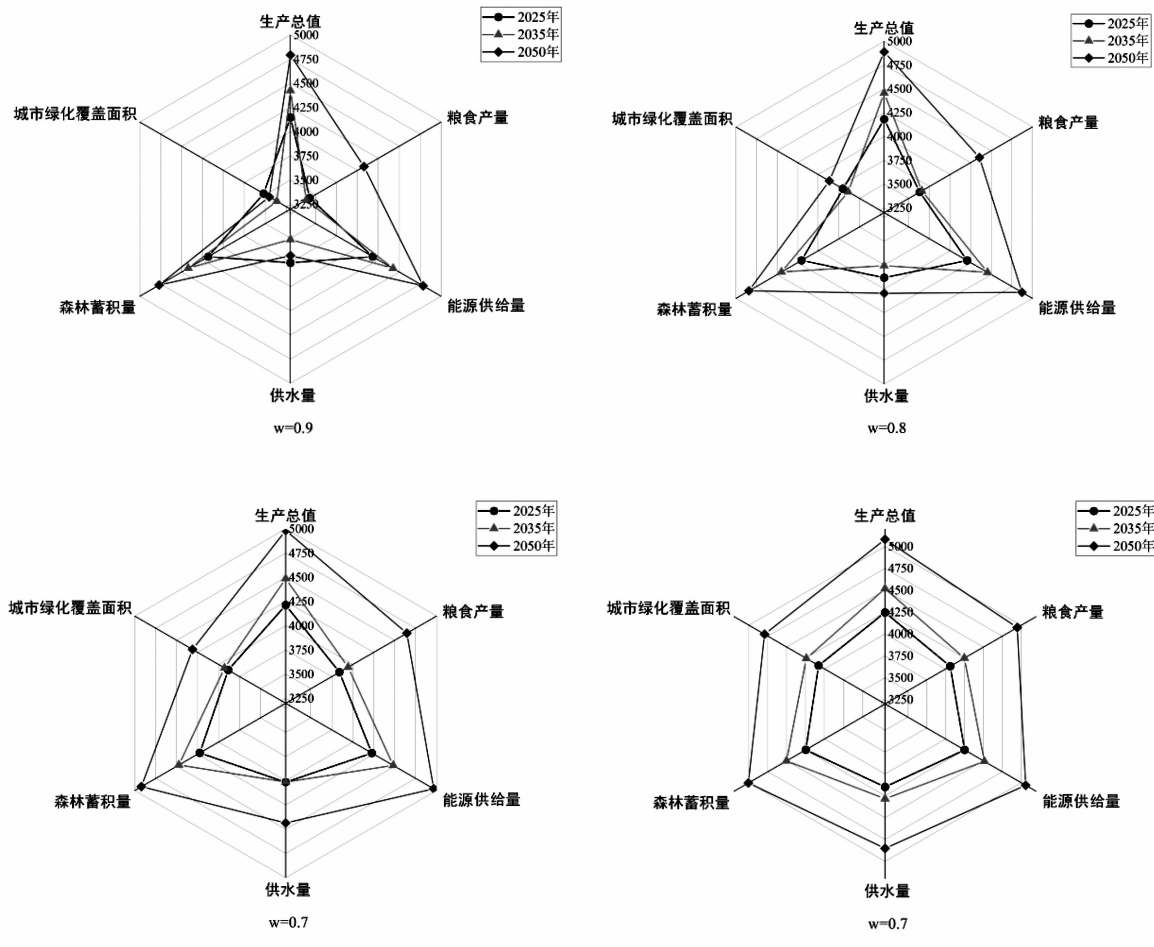


图 3 2025 年、2035 年、2050 年福建省各因素不同可能-满意度下适度人口规模

为 0.6 时,适度人口规模达到 4061 万人。2035 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 3388 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 4248 万人。2050 年可能满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4078 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 4947 万人。

就能源供给量而言,2025 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4183 万人;当可能 - 满意度值降为 0.6 时,适度人口规模达到 4251 万人。2035 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4425 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 4513 万人。2050 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4785 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模为 5059 万人。

就供水量而言,2025 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 3755 万人;当可能 - 满意度值降为 0.6 时,适度人口规模达到 4149 万人。2035 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 3514 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模为 4284 万人。2050 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 3681 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模为 4851 万人。

就森林蓄积量而言,2025 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4182 万人;当可能满意度值降为 0.6,适度人口规模达到 4248 万人。2035 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4421 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 4502 万人。2050 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 4769 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 5007 万人。

就城市绿化覆盖面积而言,2025 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 3520 万人;当可能 - 满意度值降为 0.6 时,适度人口规模达到 4078 万人。2035 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 3362 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 4241 万人。2050 年可能 - 满意度值为 0.9 时,适度人口规模为 3453 万人;当可能 - 满意度值下降到 0.6 时,适度人口规模达到 4793 万人。

2. 综合多因素约束

考虑不同因素对适度人口规模的影响程度不同,适度人口规模测算问题可涉及综合多因素。

(1)木桶法。采用最小值合并原理作为单因素合并方案,即选取不同因素在同一可能 - 满意度水平下的最小适度人口规模,合并结果见表 3。按照木桶法最小值原理,2025 年福建省人口规模最大不宜超过 4061 万人,最优人口规模不宜超过 3430 万人;2035 年福建省人口规模最大不宜超过 4241 万人,最优人口规模不宜超过 3362 万人;2050 年福建省人口规模最大不宜超过 4793 万人,最优人口规模不宜超过 3453 万人。

表 3 木桶法下福建省适度人口规模

(单位:万人)

年份	可能-满意度			
	0.9	0.8	0.7	0.6
2025	3430	3631	3841	4061
2035	3362	3637	3929	4241
2050	3453	3866	4311	4793

(2)综合加权法。采用综合加权法能更均衡地考虑多因子影响,让多因子间相互补偿,综合分析福建省适度人口规模,即对每个指标赋予平均权重(1/6)后再相加,合并后见表 4。按照综合加权法平均权重原理,2025 年福建省人口规模最大不宜超过 4172 万人,最优人口规模不宜超过 3870 万人;2035 年福建省人口规模最大不宜超过 4384 万人,最优人口规模不宜超过 3923 万人;2050 年福建省人口规模最大不宜超过 4956 万人,最优人口规模不宜超过 4260 万人。

表 4 综合加权法下福建省适度人口规模

(单位:万人)

年份	可能-满意度			
	0.9	0.8	0.7	0.6
2025	3870	3967	4068	4172
2035	3923	4068	4222	4384
2050	4260	4479	4710	4956

3. 增长空间与约束影响分析

增长空间结果见图 4。将适度人口规模区间归纳为理想化可增长空间(可能 - 满意度 0.8—0.9)、良好化可增长空间(可能 - 满意度 0.7—0.8)和合格化可增长空间(可能 - 满意度 0.6—0.7)。2025 年适度人口理想化可增长空间为 3870—3967 万人,良好化可增长空间为 3967—4068 万人,合格化可增长空间为 4068—4172 万人;2035 年适度人口理想化可增长空间为 3923—4068 万人,良好化可增长空间为 4068—4222 万

人,合格化可增长空间为 4222—4384 万人;2050 年适度人口理想化可增长空间为 4260—4479 万人,良好化可增长空间为 4479—4710 万人,合格化可增长空间为 4710—4956 万人(良好化可增长空间与合格化可增长空间不包含下界)。

2020 年福建省人口已达到 4161 万人,对照约束下各年理想区间可知,人口规模实现理想化非常困难。

对比 2020 年现有人口数与 2025 年人口区间,人口数欲维持适度状态,5 年内增长空间仅余 11 万。无约束预测下,2021 年人口数将达到 4214 万,2025 年将达到 4395 万,人口规模将远超合格化可增长空间 223 万。

对比 2020 年现有人口数与 2035 年人口区间,人口数尚处于良好化可增长空间,若要维持适度状态,15 年内增长空间为 223 万。无约束预测下,2035 年人口数将达到 4883 万,人口规模将远超合格化可增长空间 499 万。

对比 2020 年现有人口数与 2050 年人口区间,人口数尚处于理想化可增长空间。在 2050 年若想实现理想化,增长空间仅余 318 万;若只维持适度状态,增长空间尚有 795 万。无约束预测下,2050 年人口数将达到 5715 万,人口规模将远超适度空间 756 万。

2025—2050 年,无约束预测下人口规模与资源环境约束下人口规模差距逐渐拉大,说明资源环境对人口发展具有巨大影响,因此,研究人口发展时充分考虑实际条件非常关键。

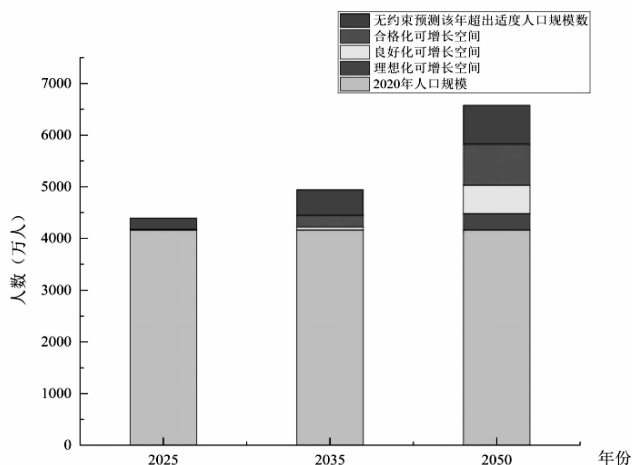


图4 2020年至2025年、2035年和2050年增长空间

五、结论与建议

(一) 结论

资源环境约束下适度人口合理测算是制定未来

人口政策的重要依据。基于福建省第七次全国人口普查数据,结合经济、资源环境等指标,运用科学计量研究方法,综合分析得出以下结论:

1. 不考虑约束条件,福建省人口规模将快速递增。组合预测模型结果表明,2020—2050 年福建省总人口数将从 4161 万人增长到 5715 万人,呈递增趋势。

2. 有无约束条件下,福建省人口增长差异显著,水资源、粮食资源和居民生活质量境制约人口发展。综合约束条件看,福建省总人口数若能在 2025 年处于 3870—3967 万,2035 年处于 3923—4068 万,2050 年处于 4260—4479 万,可实现理想状态;若在 2025 年处于 4068—4172 万,2035 年处于 4222—4384 万,2050 年处于 4710—4956 万,能达到合格状态。分析单因素约束预测情况,同一可能—满意度水平下,供水量、粮食产量、城市绿化覆盖面积指标人口承载力最低,即水资源、粮食资源和居民生活质量是制约福建省人口规模增长的主要因素。

3. 约束条件下福建省未来人口增长空间面临挑战。2021 年福建省人口规模已出现不适度状态,2021—2025 年存在较小合格化可增长空间,仅 2021—2050 年尚存在理想化可增长空间。随着年份推移,若不采取措施,制约因子影响力将不断加强,人口发展形势愈发严峻,不适度状态可能加剧。

(二) 建议

1. 科学响应生育政策,实现人口绿色发展。近年来,福建省人口发展形势发生显著变化,突出表现为人口增速放缓、老龄化程度加深,而人口数量与结构和资源环境之间相互影响。只有在充分考虑现实条件的基础上,科学合理响应生育政策,充分发挥政策效应,创造有利于协调发展的社会环境,最大限度实现资源—环境—人口系统平衡,才能拉近实际人口与适度人口间差距,实现人口高质量发展。

2. 优化资源配置格局,以保护环境为先,以减弱制约力为主。福建省制约人口发展的主要问题在于水资源、粮食资源开发利用和城镇居民生活区域设计规划不合理。资源配置不合理、过度利用和环境污染等情况都是未来可持续发展道路上的阻碍。因此,只有明确制约因素,针对性解决短板问题,因点制策,才能有效减弱制约影响,从而达到人口绿色发展目标。

3. 优化产业结构,推动产业协调发展。福建省主要产业为第二、三产业,第一产业增加值仅占地区生

产总值的 5.8%,而水资源、粮食资源又是人口发展道路上的关键因素。为满足人口增长过程中的社会需求,应通过产业调整,促进产业由高消耗向高质量、高效率转变,推动传统工业产业转型,以政策支持绿色、低能耗产业发展,实现各产业间协调发展。

4. 加强部门间沟通协作,共助人口稳定发展。在实际工作中,由于管理部门各异,容易产生沟通不畅、无法明确实际需求等问题。因此,可通过建立资源-环境-人口协同管理机制,加强部门间、地区间交流,针对有关问题开展多方讨论,以最小浪费、最大利用实现高效治理。◆

参考文献:

- [1]王婷.城市化进程中的适度人口:一个文献综述及思考[J].城市发展研究,2013,20(11):14-19.
- [2]ZHANG L,LI W,STREIMIKIENE D.Measurement of Population Carrying Capacity based on a P-S Model:A Case Study of Zhejiang Province[J].Amifiteatru Economic, 2020,22(54):552-566.
- [3]王婷.适度人口测度与影响因素的文献综述:兼论我国城市适度人口测度[J].人口与社会,2017,33(2):75-85.
- [4]林晓娟,房世峰,杜加强,等.基于综合承载力的北京市适度人口研究[J].地球信息科学学报,2017,19(11):1495-1503.
- [5]李秀霞,孟玫.基于综合承载力的吉林省适度人口分析[J].应用生态学报,2017,28(10):3378-3384.
- [6]张庆红.综合承载力视角下新疆适度人口研究[J].生态经济,2016,32(4):199-202.
- [7]赵玲.城镇化进程中青藏高原城市适度人口容量分析[J].生态经济,2014,30(8):51-53.
- [8]李成英.基于“国家公顷”生态足迹的青海省适度人口规模透析[J].生态经济,2014,30(8):101-104.
- [9]潘竞虎.多指标约束的兰州市生态适度人口测度[J].人口与发展,2013,19(2):33-39.
- [10]许典舟,何如海,阮梦雅,等.基于生态足迹的安徽省生态适度人口评价[J].辽宁工业大学学报(社会科学版),2018,20(2):22-25.
- [11]陈淑清.基于 PEER 模型的滨州市生态适度人口研究[J].农村经济与科技,2020,31(5):307-309.
- [12]彭宇柯.经济适度人口规模研究:以湖南省为例[J].生产力研究,2011(9):10-13.
- [13]代富强,李新运,郑新奇.城市适度人口规模的“可能-满意度”(P-S)分析:以济南市为例[J].山东师范大学学报(自然科学版),2006(1):104-106.
- [14]童玉芬,刘广俊.基于可能-满意度方法的的城市人口承载力研究:以北京为例[J].吉林大学社会科学学报,2011,51(1):152-157.
- [15]LANE M.Exploring short-term and long-term time frames in Australian population carrying capacity assessment[J].Population and Environment,2017,38(3):309-324.
- [16]PENG X Z,GUO X Y,HAN X H.Future Prospects for Population Development in Shanghai:A population carrying capacity analysis[J].Asian Population Studies,2005,1(3):261-281.
- [17]WANG H,CAO Y,WU X,et al.Estimation and Potential Analysis of Land Population Carrying Capacity in Shanghai Metropolis[J].International Journal of Environmental Research and Public Health,2022,19(14):8240.
- [18]SHI Y,SHI S,WANG H.Reconsideration of the methodology for estimation of land population carrying capacity in Shanghai metropolis[J].Science of the Total Environment,2019(652):367-381.
- [19]羊旻.Logistic 模型中的参数估计[D].兰州:兰州大学,2014.
- [20]孙幸荣,张春.基于 GM(1,1)模型的我国人口发展趋势分析[J].统计与决策,2016(23):104-106.
- [21]童玉芬,王静文.资源环境约束下的中国适度人口研究[J].人口研究,2016,40(2):3-11.
- [22]关海玲,杜薇.基于可能-满意度方法的的城市人口承载力研究[J].统计与决策,2016(14):47-50.
- [23]ZHANG Y,WEI Y,ZHANG J.Overpopulation and urban sustainable development-population carrying capacity in Shanghai based on probability-satisfaction evaluation method[J].Environment,Development and Sustainability,2021(23):3318-3337.
- [24]张子珩,濮励杰,康国定,等.基于可能-满意度法的城市人口承载力研究:以乌海市为例[J].自然资源学报,2009,24(3):457-465.

金融科技与数字乡村耦合协调： 时空演化与驱动因素

张城恺¹ 李 华² 张彦军¹ 杨丽丽¹

(1.北京市科学技术研究院,北京 100089;2.北京农学院,北京,102200)

摘要:在构建金融科技和数字乡村评价指标体系的基础上,选取 2013—2020 年我国 30 个省(区、市)面板数据,运用熵权法测算金融科技指数和数字乡村指数,借助耦合协调模型对二者的时空耦合协调状况和驱动因素进行分析。研究结果显示:(1)总体看,金融科技和数字乡村综合指数在时序上逐年递增,属于金融科技主导型耦合,在空间上分异明显,总体呈现从东部沿海向中部、西部递减的态势。(2)时序特征看,金融科技与数字乡村的耦合协调度步入初级协调阶段,呈现出阶段性和上升性的特点,考察期内持续增长。(3)空间特征看,金融科技与数字乡村耦合协调度具有差异性和集聚性,呈现东部强、中部平、西部弱的态势,并且有 7 个省(区、市)迈入中级协调阶段。(4)驱动因素看,经济发展水平、地区产业结构、地区人口密度、居民金融活跃度和数字基础设施水平对耦合协调具有正向促进作用。

关键词:金融科技;数字乡村;耦合协调度;驱动因素;协调发展

中图分类号:F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0052-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.09.008

一、引言及文献综述

党的十八大以来,党中央、国务院把农业现代化建设、乡村数字化发展推至空前高度,在立足新时代农情国情、积极推进数字技术与乡村融合发展的基础上,提出了金融科技、数字乡村等一系列重大战略部署。但就现实情况而言,我国乡村地区发展非均衡现象客观存在,仍有综合供给不平衡、数字鸿沟突出、普惠金融目标偏移等一系列问题。为了解决当前存在的问题,国家陆续出台了一系列政策与规划:《数字乡村发展战略纲要》提出要以数字乡村战略为抓手,进一步推动我国城乡融合发展和现代化建设进程;《金融科技发展规划(2022—2025)》^①强调要解决金融科技发展不平衡不充分等问题,更好地满足数字经济时代的新要求、新任务。由此可见,国家高度重视金融科技与数字乡村的发展,处理好两者的关系对实现中国式现

代化意义重大,故针对金融科技与数字乡村关系的研究很有意义。

近年来,基于金融科技与数字乡村取得的巨大成效,两者关系的研究一直是学者讨论的重点。张文娟和张正平(2022)认为数字乡村的建设为金融科技发展提供了重要机遇,在数字基础设施建设、多样化金融需求以及降低金融成本等方面有显著的推进作用^[1]。为进一步探讨两者之间的关系,有学者从金融科技与乡村振兴等更宏观的视角切入。金融科技促进乡村振兴具有天然优势,谭燕芝和李云仲等(2021)依据哈耶克的“供给优先”理论,认为乡村振兴发展的首要任务是发挥金融供给先导作用,数字金融作为普惠金融的载体,能够在几乎零边际成本的情况下,第一时间为需求客户提供服务,摆脱了时间和地理对传统金融机构的限制^[2]。乡村振兴的发展也需要高水平金融科技力量,李

基金项目:北京市科学技术研究院市财政项目“京津冀数字经济协同发展研究”(1420225864KF0068)。

作者简介:张城恺(1990—),男,北京人,硕士,助理研究员,研究方向为数字经济、数字乡村;李华(1962—),通信作者,男,北京人,硕士,教授,研究方向为农村金融、数字乡村;张彦军(1981—),男,甘肃白银人,硕士,高级工程师,研究方向为数字经济、智慧农业;杨丽丽(1988—),女,安徽合肥人,硕士,助理研究员,研究方向为数字经济、数字消费。

^①金融科技的相关名词还有“数字普惠金融”“互联网金融”等,根据《金融科技发展规划(2022—2025)》以及众多学者的评述,金融科技、数字普惠金融和互联网金融的差别细微,因此本文统一使用金融科技来概称。

季刚和马俊(2021)指出金融科技可以有效促进乡村振兴发展,在覆盖广度和数字化程度上具有显著特征,并且存在非线性相关关系^[3]。除了针对两者关系的研究,学者们对金融科技与数字乡村各自所在的分领域也展开大量探索。一方面,基于金融科技的概念^[4]、发展模式^[5]、运行机理^[6]等方面开展理论探讨,并利用实证研究手段向社会共同富裕^[7-9]、产业协同发展^[10-11]等领域持续拓展。另一方面,聚焦数字乡村发展的内涵^[12],在乡村数字治理^[13]、数字基础设施^[14]、乡村数据资源开发与管理^[15]、乡村数字产业^[16-17]等维度深度挖掘。

综上所述,直接开展金融科技与数字乡村关系的研究还较少,相关研究主要集中在金融科技和数字乡村分领域内,对两者间作用机制进行实证研究的成果甚是鲜见。本文的边际贡献在于:第一,构建了适用于

科学评价金融科技与数字乡村发展水平的指标体系,测度了金融科技与数字乡村的综合发展水平,丰富了金融科技与数字乡村的发展理论;第二,运用耦合协调度模型、面板回归模型实证分析金融科技与数字乡村的耦合协调度以及影响两者耦合协调的驱动因素,深度剖析金融科技与数字乡村的互促关系,为两者间融合发展提供依据和对策建议。

二、指标体系、研究方法及数据来源

1. 构建指标体系

为了更客观、全面、系统分析我国金融科技与数字乡村建设的耦合协同作用,综合考量指标的科学性、代表性,本文最终形成两大系统的综合评价指标体系,见表1。选用熵权法对各项指标进行赋权,测算金融科技与数字乡村发展水平。

表1 金融科技与数字乡村综合指标体系

系统	一级指标	二级指标	二级指标解释	单位及符号	权重
金融科技	覆盖广度	—	—	—	—
	使用深度				
	数字化程度				
数字乡村	资金投入	农业生产投资	农村固定资产类农业投资额占农林牧渔业总产值比重	(%,正)	0.033
		农业信息技术应用投资	农村交通运输、仓储、邮政业固定资产投资额	(亿元,正)	0.076
	基础设施	农村基础通信设施	光缆线路长度	(公里,正)	0.043
		农村互联网通信设施	农村宽带接入用户数	(万户,正)	0.069
		农村移动通信设施	每百人移动电话普及率	(部,正)	0.023
		农村广播电视通信设施	农村有线广播电视用户数占家庭总户数的比重	(%,正)	0.039
	农业生产	农业生产科技应用	国家现代农业示范区和产业园数量、国家农村产业融合发展示范园和农业科技园数量及农业产业化国家重点龙头企业数量	(个,正)	0.034
		农业生产规模化程度	农场数占第一产业产值比重	(%,正)	0.071
		农村生产用电量	农村用电量	(亿千瓦时,正)	0.108
		农业机械应用	农用机械总动力	(万千瓦,正)	0.052
		农业气象应用	农业气象观测业务站点个数	(个,正)	0.021
		数字农业人才	农业技术人员数量	(人,正)	0.035
	生活服务	农村电商普及程度	所有行政村中淘宝村占比	(%,正)	0.263
		农村电商交易额	电子商务采购和销售额	(亿,正)	0.100
		农村物流覆盖率	农村投递线路	(公里,正)	0.033

金融科技指标体系。利用数字金融指数作为金融科技代表指标。其中,金融科技涵盖了覆盖广度、使用深度、数字化程度,能够针对中国金融科技发展现状展开更为客观全面的指标评价。

数字乡村指标体系。对标《数字农业农村发展规划(2019—2025)》《中国数字乡村发展报告(2020)》《数字乡村标准体系建设指南》等规划与报告中的相

关指标,设置了资金投入、基础设施、农业生产和生活服务4个维度,共计15个具体指标,其指数范围在0—1之间。

2. 数据来源

金融科技指标的相关数据来源于北京大学研究团队。数字乡村指标相关数据分别来自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》以及各省(区、市)统计年鉴,

还有阿里研究院相关报告中的数据。其中针对统计年鉴中某些具体指标的缺失问题,本文从官方网站和官方报告中获取,对缺失数据采用插值法进行推算。西藏、香港、澳门、台湾因数据缺失严重,本文予以剔除。

3. 研究方法

本文旨在通过构建金融科技和数字乡村指标体系,测算中国金融科技和数字乡村的发展水平,利用耦合协同模型分析中国地区间耦合协同的空间差异效应,采用面板数据回归估计影响耦合协同的驱动因素。具体步骤与方法如下:

(1) 耦合协同模型

第一,耦合度模型。耦合用来反映两个或两个以上系统间相互影响和相互作用的关系。为了研究金融科技与数字乡村间的彼此影响关系,基于上述评价指标体系,建立金融科技与数字乡村耦合度模型,具体公式为:

$$C = \sqrt{\frac{K_1 K_2}{(K_1 + K_2)^2}} \quad (1)$$

其中,C代表金融科技与数字乡村发展的耦合水平,C的取值范围在[0,1]之间。

第二,协调度模型。为了深入研究金融科技与数字乡村间的协调关系,反映各系统间耦合程度高低,引入协调度模型,具体模型为:

$$T = \alpha K_1 + \beta K_2 \quad (2)$$

其中,T代表金融科技与数字乡村的协调程度, α 、 β 为待定系数,本文设定金融科技与数字乡村同等重要,故将 α 、 β 均赋值为0.5。

第三,耦合协调度模型。进一步构建耦合协调度模型以客观反映两系统耦合发展程度与协调性,具体模型如下:

$$D = \sqrt{CT} \quad (3)$$

其中,D表示金融科技与数字乡村耦合协调发展程度,取值范围在[0,1]之间。为了更加直观地反映金融科技与数字乡村的耦合协调水平,基于两系统实际

表2 两系统耦合协调发展等级

耦合协调度	耦合协调等级
(0,0.1)	极度失调
[0.1,0.2)	严重失调
[0.2,0.3)	濒临失调
[0.3,0.4)	初级协调
[0.4,0.5)	中级协调
[0.5,0.6)	良性协调
[0.6,0.8)	高度协调
[0.8,1.0)	优质协调

发展程度,以均值分段法为基础,将其划分为8个等级,如表2所示。

(2) 面板数据回归模型

系统间的耦合是多种因素驱动的结果。因耦合协调度是耦合质量的良好反应,依此构建面板回归模型,探讨耦合的驱动因素。基于耦合协调度介于[0,1]之间,受因变量的限制,其数值的有限性不能忽视,所以采用面板数据回归模型:

$$D_{it} = \alpha + \beta_1 \times EDLit + \beta_2 \times RIS_{it} + \beta_3 \times RPD_{it} + \beta_4 \times FAR_{it} + \beta_5 \times DIL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,下标i和t分别为个体和时间; α 为常数项; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5$ 为各变量的回归系数; ε_{it} 为误差项。

三、实证研究

1. 金融科技与数字乡村综合指数分析

(1) 综合指数的时序特征

经过系统测算得到2013—2020年中国30个省(区、市)的金融科技与数字乡村综合指数,见图1。我国各省(区、市)的金融科技和数字乡村实现快速发展,呈渐次上升的态势,金融科技的总体发展高于数字乡村的发展。从金融科技发展的角度看,2013年的水平与数字乡村相差无几,一直保持11.94%的平均增速持续增长,到2020年达到顶峰0.342。从数字乡村建设的角度看,2013—2020年的年均增长率为7.49%,虽然保持每年持续增长,但是其发展速度远低于金融科技。

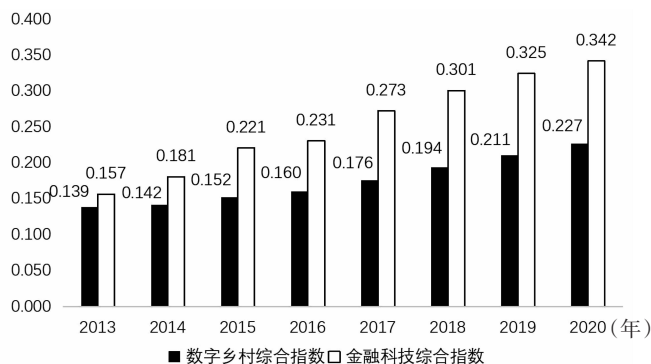


图1 金融科技与数字乡村综合指数的时序特征

(2) 综合指数的空间特征

金融科技已经具备了显著的空间聚集特征,在空间上形成了以东部省(市)为主的“一带三核心”中心发展区和以内陆为辅的“一极多点”次级发展区,具体数值见表3。

东部发展经济带的形成催生了金融科技以“北京—天津”为核心的环渤海地区、以“浙江—上海—江苏”为核心的长三角地区和以“广东—福建”为核心的东

表 3 金融科技与数字乡村发展水平

地区	2013 年		2015 年		2017 年		2020 年	
	金融科技	数字乡村	金融科技	数字乡村	金融科技	数字乡村	金融科技	数字乡村
全国	0.1570	0.139	0.221	0.152	0.273	0.176	0.342	0.227
北京	0.2156	0.114	0.276	0.126	0.330	0.155	0.418	0.239
天津	0.1753	0.062	0.238	0.066	0.284	0.080	0.362	0.112
河北	0.1450	0.190	0.200	0.219	0.258	0.227	0.323	0.300
山西	0.1442	0.129	0.206	0.141	0.260	0.142	0.326	0.130
内蒙古	0.1466	0.112	0.215	0.117	0.259	0.129	0.309	0.148
辽宁	0.1601	0.153	0.226	0.155	0.267	0.168	0.326	0.164
吉林	0.1384	0.132	0.208	0.128	0.255	0.140	0.308	0.145
黑龙江	0.1414	0.131	0.210	0.141	0.257	0.147	0.306	0.177
上海	0.2221	0.155	0.278	0.180	0.337	0.195	0.432	0.274
江苏	0.1810	0.294	0.244	0.352	0.298	0.415	0.382	0.557
浙江	0.2058	0.210	0.265	0.266	0.318	0.354	0.407	0.574
安徽	0.1508	0.134	0.211	0.147	0.272	0.162	0.350	0.238
福建	0.1831	0.140	0.245	0.163	0.299	0.206	0.380	0.291
江西	0.1461	0.114	0.208	0.124	0.267	0.160	0.341	0.173
山东	0.1593	0.282	0.221	0.319	0.272	0.369	0.348	0.430
河南	0.1421	0.196	0.205	0.216	0.267	0.218	0.341	0.257
湖北	0.1648	0.158	0.227	0.144	0.285	0.178	0.359	0.199
湖南	0.1477	0.137	0.206	0.155	0.261	0.181	0.332	0.213
广东	0.1848	0.254	0.241	0.291	0.296	0.401	0.380	0.582
广西	0.1415	0.106	0.207	0.122	0.262	0.129	0.325	0.190
海南	0.1583	0.046	0.230	0.051	0.276	0.051	0.344	0.058
重庆	0.1599	0.058	0.222	0.071	0.276	0.083	0.345	0.118
四川	0.1530	0.166	0.216	0.178	0.268	0.220	0.335	0.332
贵州	0.1212	0.081	0.193	0.085	0.252	0.103	0.308	0.146
云南	0.1379	0.118	0.204	0.116	0.256	0.131	0.319	0.179
陕西	0.1484	0.110	0.216	0.109	0.267	0.132	0.342	0.156
甘肃	0.1284	0.080	0.200	0.092	0.244	0.099	0.306	0.112
青海	0.1180	0.057	0.195	0.064	0.240	0.065	0.298	0.070
宁夏	0.1367	0.061	0.215	0.056	0.256	0.062	0.310	0.081
新疆	0.1434	0.183	0.206	0.174	0.249	0.172	0.308	0.170

南部地区集聚的地理分布格局。三大地理中心所在的省(区、市),2020 年金融科技综合指数介于 0.380—0.432 之间,均值达 0.394。其中北京和上海的金融科技指数最高,客观反映了两座城市在要素供给、产业发展和政策支撑上的投入,成为带动全国金融科技发展的战略高地。以湖北为核心的中部地区成为内陆新增长点,金融科技综合指数为 0.359,带动中部和西部等内陆省份形成多点协调发展的格局。金融科技发展水平较低的省(区、市)则主要位于我国北部沿边地区,东起黑龙江西至新疆,其金融科技综合指数尚不足 0.350。

我国数字乡村综合指数形成了东部沿海的“数字

发展带”,并呈现出沿东、中、西部梯度下降的态势。在东部沿海的“数字发展带”上,广东、浙江、江苏和山东表现最为抢眼,其综合指数分别达到了 0.582、0.574、0.557 和 0.430,成为东部领跑地区。数字乡村综合指数中低值点主要包含以河南为代表的中部内陆省份,其综合指标值介于 0.130—0.257 之间。与金融科技发展水平不同,西部部分省(区、市)成为数字乡村发展综合指数低值聚集区,除四川发展较好,其他西部省(区、市)数值不高于 0.190。

从地理格局看,两大综合指数均形成了从沿海到内陆等级递减的态势,分布特征上有明显的空间联系,与各地经济社会发展关系密切。并且,部分地区的

综合指数展现出超脱地域水平的表现,如金融科技发展较好的湖北达到 0.359,数字乡村发展较好的四川达到 0.332,成为带动周边区域的“领头羊”。

2. 金融科技与数字乡村耦合协调及时空特征分析

(1) 耦合协调度的时序特征

在确定金融科技与数字乡村综合发展水平的条件下,运用式(3)进一步测算两系统的耦合协调度,结果见图 2。

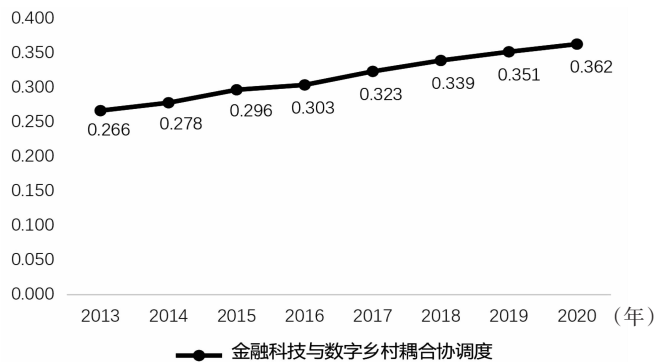


图 2 两系统耦合协调度时序特征

两系统耦合协调度均值在考察期内持续增长,从 2013 年的 0.266 增长到 2020 年的 0.362,进入初级协调阶段,说明金融科技与数字乡村两体系之间的相互影响仍不够深入。从变化幅度看,耦合协调度均值逐年增高,年均增长幅度为 4.5%,说明两系统之间的相互作用和相互影响在持续提升,但整体上还有巨大的成长空间。耦合协调度的均值存在阶段性特征。2013—2015 年耦合协调度快速增长,但是在 2015—2016 年期间耦合协调度增速突然趋缓,直到 2017 年开始才维持 6.6%左右的缓步增长。

(2) 耦合协调度的空间特征

以 2013—2020 年两系统耦合协调度分析其空间特征,如表 4 所示。2013 年,两系统耦合协调度空间分布极不均衡,各省(区、市)的耦合协调度从 0.203 到 0.340 不等,均值为 0.266。处于濒临失调阶段的有 25 个省(区、市),主要集中在中部、西部和部分东部地区,其中也包含了北京、天津、重庆等传统数字化发展较好的地区。处于初级协调阶段的有 5 个,包含江苏、广东、山东等地区,其中江苏的耦合协调度最高,达到了 0.340。东部、中部、西部的耦合协调度均值分别为 0.290、0.266、0.240,形成由东向西依次递减的态势。由此可见,2013 年两系统的耦合协调度水平非常低,整体水平处于起步阶段。

对比 2013 年的耦合协调度,2020 年各省(区、市)的耦合协调度实现了较大提升,地区间的差异明显扩

表 4 2013 年与 2020 年各省(区、市)耦合协调度测量与排名

地区	省(区、市)	2013 年	排名	2020 年	排名
东部	浙江	0.322	4	0.492	1
	广东	0.329	2	0.485	2
	江苏	0.340	1	0.480	3
	山东	0.325	3	0.440	4
	上海	0.305	5	0.415	5
	福建	0.283	10	0.408	7
	北京	0.280	12	0.398	8
	河北	0.288	7	0.394	9
	辽宁	0.279	13	0.340	18
	天津	0.228	24	0.317	26
中部	海南	0.207	29	0.266	30
	河南	0.289	6	0.385	10
	安徽	0.267	14	0.380	11
	湖北	0.284	9	0.366	12
	湖南	0.266	15	0.365	13
	江西	0.254	19	0.348	15
	黑龙江	0.261	16	0.341	17
	内蒙古	0.253	20	0.327	21
	吉林	0.260	18	0.325	23
	山西	0.261	17	0.321	24
西部	四川	0.282	11	0.408	6
	广西	0.247	23	0.353	14
	云南	0.253	22	0.345	16
	陕西	0.253	21	0.340	19
	新疆	0.284	8	0.338	20
	贵州	0.222	26	0.326	22
	重庆	0.220	27	0.318	25
	甘肃	0.225	25	0.304	27
	宁夏	0.213	28	0.281	28
	青海	0.203	30	0.269	29

大。2020 年各省(区、市)耦合协调度的最大值和最小值分别为 0.492 和 0.266,均值为 0.362。按照耦合协调度发展等级看,以浙江为代表的东部地区 6 个省(市)和四川耦合协调度最高,最高达到 0.492,迈入中级协调阶段。北京、河北、河南、安徽等 20 个省(区、市)进入初级协调阶段,耦合协调度介于 0.304—0.398 之间。此外,仍然有宁夏、青海、海南处在濒临失调阶段,耦合协调度不足 0.3。整体看,各种要素的集聚产生了金融科技与数字乡村两大系统非均衡发展的客观现状。

结合表 4,两系统耦合协调度的整体空间特征表现为:受国家与地方经济、社会、政策和区位条件差异的影响,考察期起始阶段虽然耦合协调度不高,但仍有部分东部地区进入初级协调阶段,考察期尾声阶段高数值聚集区主要处于东部沿海地区,空间分布呈现

自东向西逐次递减的态势。

3. 驱动因素研究

(1) 变量选取

为了分析各因素对两系统耦合协调度的影响,本文将上述计算得到的金融科技与数字乡村耦合协调度(D)作为被解释变量,选取经济发展水平、地区产业结构、社会发展水平、居民金融活跃度和数字基础设施水平作为解释变量。其中:①经济发展水平(EDL)。金融科技与数字乡村的发展均离不开国家与地方经济的持续增长,高水平的经济形态有助于两者发展,用人均GDP表示。②地区产业结构(RIS)。地区产业结构调整,能有力支撑数字乡村建设以及实现乡村高质量发展,用第二产业增加值与第一产业增加值比值来表示。③地区人口密度(RPD)。高密度的人口将带来更高的数字化需求,丰富金融科技与数字乡村的发展,用年末常住人口除以土地面积来表示。④居民金融活跃度(FAR)。具有金融高承载力的居民将为金融科技的发展带来坚实的需求端数量,用居民存贷款之和与GDP比值来表示。⑤数字基础设施水平(DIL)。数字基础设施水平的高低直接反映了地区整体数字化程度,用光缆线路长度来表示。

(2) 驱动因素分析

两系统耦合协调的驱动因素估计结果见表5。以面板数据为基础构建列(1)混合效应模型、列(2)随机效应模型和列(3)固定效应模型并逐一进行回归分析。

表5 两系统耦合驱动因素的估计结果

变量	混合效应模型	随机效应模型	固定效应模型
EDL	0.675*** (0.092)	1.844*** (0.112)	2.027*** (0.101)
RIS	0.037 (0.037)	-0.103*** (0.027)	-0.164*** (0.023)
RPD	-0.002 (0.006)	-0.008 (0.007)	0.466*** (0.067)
FAR	-0.002 (0.016)	0.047*** (0.016)	0.102*** (0.016)
DIL	0.054*** (0.002)	0.033*** (0.002)	0.023*** (0.02)
Constant	0.213*** (0.006)	0.168*** (0.007)	-0.070** (0.032)
R ²	0.878	0.947	0.960
F/wald	338.03	3382.88	973.28
PF	0.000	0.000	0.000

注:括号内代表标准差值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著水平上显著。

列(1)的估计结果中,存在变量估计系数不显著现象,并且从三组模型的数值对比可知,混合效应模型值最低为0.878,拟合优度最低,与预期不一致,无法推动两个系统的耦合协调。列(2)的随机效应模型的拟合优度虽然高于混合效应,但依然存在变量估计系数不显著和系数估计值符号为负的情况,与理论预期相背离。在对随机效应和固定效应的Hausman检验中,估计结果p值为0.000,在1%水平下显著,拒绝了随机效应的原假设,因此列(3)报告了固定效应的估计。列(3)报告中变量系数均在1%水平下显著,并且系数估计符号符合理论预期,因此,可以认为计量结果稳定可靠。

从表5可知,固定效应模型的R²值达到0.960,说明模型的拟合度较高,选取的变量可以很好地解释被解释变量。根据固定效应模型:第一,经济发展水平(EDL)的系数为正且在1%水平下显著,人均GDP的数值直接反映了当地人民的生活水平与生活方式,经济水平越高的地区对数字化提升的要求越高,数字化得到提升后,反向刺激经济持续增长。第二,地区产业结构(RIS)在1%的水平下负向显著,体现出第一产业占比越高越能促进两系统的耦合协调程度。第三,地区人口密度(RPD)正向且在1%水平下显著,人口密度变量对两系统耦合协调具有积极的促进作用,反映出人口集中度较高的东部沿海地区耦合协调度高,西部人口集中度低的地区耦合协调度较低。第四,居民金融活跃度(FAR)正向且在1%水平下显著,其活跃度越高潜在客户就越高,较高的客户储备直接刺激金融机构的营收,表明金融科技可以体现出居民金融生活中的深度与广度,促进两系统的耦合协调。第五,数字基础设施水平(DIL)正向且在1%水平下显著,地区整体数字基础设施的覆盖效果、稳定程度、运行速度是影响数字乡村建设的重要因素,发展程度高的省份,其耦合协调度也较高。

四、结论与建议

本文系统梳理了金融科技与数字乡村相互作用的耦合关系,在此基础上构建金融科技与数字乡村综合评价指数,并运用耦合协调度模型、面板回归模型对金融科技与数字乡村之间的耦合协调程度以及影响耦合协调的驱动因素进行了分析。

1. 研究结论

第一,金融科技与数字乡村综合指数按照时间增长呈现出逐年递增的态势,时空分异明显。从时间特征看,金融科技综合指数比数字乡村综合指数贡献度

大,系统间的耦合协调由金融科技主导。从空间格局看,金融科技形成以东部省(市)为主的“一带三核心”中心发展区和以内陆为辅的“一极多点”次级发展区,数字乡村则形成了东部沿海“数字发展带”,并呈现由东向西梯度下降的态势。

第二,金融科技与数字乡村耦合协调度在时间上表现出阶段性与上升性。阶段性特征指2016年以后,系统间耦合协调度的增长幅度明显高于前期。系统间的耦合协调度总体呈持续上升态势,从濒临失调发展到初级协调,但距离优质协调还有较大的增长空间。

第三,金融科技与数字乡村耦合协调度在空间上具有差异性与集聚性。金融科技与数字乡村的空间差异性显著,耦合协调度空间分布非均衡,出现东部强、中部平、西部弱的态势。30个省(区、市)的耦合协调度跨度较大,覆盖濒临协调到中级协调的范围。

第四,金融科技与数字乡村的耦合协调度是多种因素共同驱动的结果。经济发展水平、地区产业结构、地区人口密度、居民金融活跃度和数字基础设施水平的驱动效果明显。

2. 对策建议

第一,探索差异化的地区推广方案与策略,提升金融科技与数字乡村发展水平。由地方政府牵头,结合金融机构的需要推进农村地区金融科技教育与宣传,提高落后地区农村居民数字金融可得性,从居民内在属性上提高金融科技能力。基于各地区金融科技与数字乡村发展水平各异的现实,制定相应的发展策略,对于东部沿海经济发达地区,鼓励多从内在属性上提升居民的金融科技能力,对于中西部欠发达地区,要注重外在属性的提升。

第二,打造中西部增长极,推进金融科技与数字乡村进一步协同发展。基于我国金融科技与数字乡村耦合协调出现的东部强、中部平、西部弱态势,要突出中西部的政策支持,推动重大项目落地,打造新增长点。围绕中西部地区形成“头部带动、多点分布”的格局,在中西部地区探索培养能够引领辐射地区发展的“极化区域”,实现中西部经济高质量发展。

第三,健全要素流动机制,构建适合金融科技与数字乡村发展的内外外部环境。进一步推动要素市场化改革、健全市场化配置的体制机制,通过市场竞争形成价格,调节供求关系,优化资源配置,最终实现数据、人口、技术、资本等促进金融科技与数字乡村发展的重要要素,科学、合理地融入数字化建设实践中。◆

参考文献:

- [1]张文娟,张正平.数字普惠金融与数字乡村融合发展研究[J].农村金融研究,2022(4):3-12.
- [2]谭燕芝,李云仲,叶程芳.省域数字普惠金融与乡村振兴评价及其耦合协同分析[J].经济地理,2021,41(12):187-195+222.
- [3]李季刚,马俊.数字普惠金融发展与乡村振兴关系的实证[J].统计与决策,2021,37(10):138-141.
- [4]MA Y,LIU D.Introduction to the special issue on Crowdfunding and FinTech[J].Financial Innovation,2017(3):1-4.
- [5]皮天雷,刘焱森,吴鸿燕.金融科技:内涵、逻辑与风险监管[J].财经科学,2018,366(9):16-25.
- [6]石宗辉,韩俊华.金融科技的数字普惠金融机理分析及应用研究[J].科学管理研究,2022,40(3):150-157.
- [7]孙继国,孙尧.共同富裕目标下金融科技是否促进了乡村产业振兴[J].财经论丛,2022,291(11):51-60.
- [8]纪明,曾曦昊.共同富裕目标下数字普惠金融对居民消费促进作用研究[J].价格理论与实践,2022,455(5):66-69.
- [9]晏景瑞,朱诗怡,杜金岷.金融科技如何促进共同富裕:理论机制和经验证据[J].经济问题探索,2022,483(10):16-32.
- [10]李优树,郑慧,姜皓蓝.金融科技对产业结构升级的影响研究:以成渝地区2011—2019年经验数据为例[J].云南财经大学学报,2022,38(7):18-28.
- [11]李海奇,张晶.金融科技对我国产业结构优化与产业升级的影响[J].统计研究,2022,39(10):102-118.
- [12]曾亿武,宋逸香,林夏珍,等.中国数字乡村建设若干问题当议[J].中国农村经济,2021,436(04):21-35.
- [13]谢文帅,宋冬林,毕怡菲.中国数字乡村建设:内在机理、衔接机制与实践路径[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2022,43(2):93-103.
- [14]李桂馨.乡村数字基础设施建设对农村居民消费的影响研究:基于农村产业结构传导路径分析[J].价格理论与实践,2022,461(11):112-115.
- [15]孙想,吴华瑞,郭旺,等.数字乡村大数据平台设计与应用[J].江苏农业科学,2021,49(18):181-188.
- [16]王晓娜.数字乡村背景下我国农村电商集群发展质量评价[J].商业经济研究,2022,849(14):133-137.
- [17]李本庆,周清香,岳宏志.数字乡村建设对产业兴旺影响的实证检验[J].统计与决策,2022,38(17):5-10.

创新驱动背景下 河南推动产学研深度融合的路径研究

崔 岚

(河南省社会科学院 科研管理部, 河南 郑州 451464)

摘要:为深入研究河南产学研融合情况,从投入、产出、协同创新三个角度对产学研融合的现状和制约因素进行分析,并利用超效率 DEA 模型和 Malmquist 指数对 2013—2021 年全国及河南产学研协同创新效率进行测算,考察其静态对比和动态变动情况。研究表明,全国产学研协同创新效率总体趋于改善但存在短期波动;分区域看,产学研协同创新效率从高往低依次为东部、中部、西部和东北,河南处于全国中游水平。考察期内技术进步对河南协同创新效率的作用明显,技术效率变动的贡献度较小,说明从管理和制度改善方面挖掘效率提高尚存在较大空间。

关键词:产学研融合;超效率 DEA 模型;Malmquist 指数;协同创新

中图分类号:C81

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0059-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.09.009

一、引言

在创新驱动背景下,社会发展主引擎交替转变,科技创新成为主要驱动因素,产学研深度融合成为科技创新动力之源。如何实现产学研深度融合成为学者探讨的时代话题,也是难点所在。推动产学研深度融合有利于释放企业、高校、科研院所创新活力,对促进技术要素有序流动和高效配置具有重要意义。

立足世界科技创新发展趋势,全球科技创新进入空前密集活跃期,相互渗透、交叉融合、多点迸发成为科技创新的新特征。跨领域集成化的协同创新模式逐渐取代了传统的单一领域、单打独斗的模式,打造横向覆盖多学科多领域、纵向贯穿产业链上下游的网络化协同创新机制日益成为各国抢占科技创新制高点的关键。

立足科技成果转移转化途径,面对实现高水平科技自立自强的时代诉求,产学研融合肩负助推创新与产业迭代双加速的全新任务和使命。通过推进产学研深度融合,瞄准“卡链”“断链”的产品和技术,能够聚力破解技术瓶颈,弥合技术与产业鸿沟,打通科研成果转化堵点。

立足创新驱动需求,近年来河南科技创新能力持续提升,但河南科技创新整体实力不强、引领带动能

力不足的基本面并未发生根本改变,科技创新依然是河南最突出的短板。推进产学研深度融合,有利于走出一条“四链协同融合”新路子,为河南现代化建设开辟发展新领域新赛道,为塑造发展新动能新优势提供强劲支撑。

二、文献综述

国内关于产学研融合的研究主要分两个方面:一是集中于对产学研融合的组织模式、动力机制、演化路径、影响因素、制度保障进行研究论证,探索全国、区域以及重点行业产业如何实现产学研的深度融合。如季海君(2021)从系统论角度出发,强调资源共用、利益共享、责任共担、价值共识,认为构建多元化、全方位、深度融合的产学研创新体系十分重要。张嘉毅和原长弘(2022)以中国高速铁路等 4 个已实现产学研融合的项目为例,分析产学研融合的构成要素、组织结构、资源整合、生态融合、成果分配和产业应用在不同主体主导下的共同特性。二是集中于对产学研协同创新绩效、效率、合作等进行评价分析,方法上多采用 DEA 模型、因子分析法、聚类分析法等。如任志涛和郭美等(2022)结合超效率 DEA 模型通过分解产学研共生内部结构及共生单元间的对称性互惠共生模式,将产学研协同创新的过程分为研究开发阶段和科技成果转化阶段,

基金项目:河南省社会科学院 2023 年度基本科研费项目“新时期河南推进产学研深度融合路径研究”(23E95)。

作者简介:崔岚(1987—),女,河南孟州人,硕士,统计师,研究方向为产业经济学、应用统计学。

创建产学研合作共生效率的评价指标体系。刘晨旭和袁定喜(2023)基于因子分析法选取全国31个省(区、市)的协同创新相关指标,构建出完整的产学研协同创新绩效评价体系,分析省域产学研协同对创新绩效的影响。

三、河南省产学研融合的现状分析

产学研深度融合指产业、学术和科研机构之间进行广泛而深入地合作,通过知识、技术和人才的共享交流,促进产业转型升级和科技创新。近年来,在实施创新驱动战略推动下,河南加快构建以企业为主体、市场为导向的产学研融合体系,一大批科技领军企业和专精特新企业积极参与以创新联合体为抓手的产学研协同攻关,企业、高校与科研机构的协同创新能力得到提升。

(一)河南产学研融合的创新投入情况

从经费投入情况看,资金作为科技创新的物质基础和重要支柱,在促进产学研融合过程中发挥着重要作用,R&D经费是最重要的科技经费来源。河南R&D经费投入呈稳步增加趋势,2012—2021年全省R&D经费支出从310.78亿元增长至1018.84亿元,增长2.3倍,尤其是近三年增幅均在百亿元以上;2021年全省R&D经费支出强度达1.73%,较2012年提高0.66个百分点,在全国排名第10位,较2012年前移10位。

从R&D人员情况看,科技人员活动中,R&D人员是产学研融合过程中的核心人员,也是直接创造和应用科技成果的人员。河南R&D人员全时当量呈逐年攀升态势,2012—2021年全省R&D人员全时当量从128323人年增长到222433人年,年均增速达7.3%。R&D人员结构明显优化,2021年全省R&D人员中,本科及以上学历和博士学位人员占比分别为59.0%和4.8%,而这一比例在2012年分别为43.1%和2.8%;企业R&D人员全时当量所占比重达73.1%,企业成为研发人员集聚主体。

(二)河南产学研协同创新情况

企业、科研机构、高等院校是产学研融合的“三驾马车”。R&D经费支出可分为内部支出和外部支出两大部分。内部支出主要用于自主的R&D活动,构成R&D经费的主体。外部支出主要用于与境内外研究机构、高等院校及企业的R&D合作,能够反映本单位与境内其他部门之间的协同创新以及本单位的对外合作创新状况。

从企业看,2021年河南规模以上工业企业R&D经费外部支出为21.54亿元,较2012年增长了1.8倍,

年均增速达10.2%。其中,对境内研究机构支出为4.70亿元,占支出总额的比重为21.8%,比全国平均水平低10.1个百分点;对境内高校支出为2.35亿元,占支出总额的比重为10.9%,比全国平均水平高5.2个百分点;对境内研究机构支出与对境内高校支出比例为2.0:1,而这一比例在2012年是2.4:1。

从高等院校看,2021年河南高等院校R&D经费外部支出为0.86亿元,较2012年增长了0.99倍,年均增速达6.5%。其中,对境内企业支出为0.19亿元,占支出总额的比重为22.0%,比全国平均水平低9.8个百分点;对境内研究机构支出为0.27亿元,占支出总额的比重为31.3%,比全国平均水平高2.4个百分点;对境内研究机构支出与对境内企业支出比例为1.4:1,这一比例在2012年为8.2:1。

(三)河南产学研融合的创新产出情况

专利授权数是直接反映地区科技成果转化情况的重要指标。从专利授权量看,河南专利授权量从2012年末的2.68万件增长到2021年末的15.80万件,其中,发明专利授权量从0.32万件增长到2021年的1.35万件;每万人有效发明专利拥有量达从0.9件增长到5.6件,为科技创新提供支撑。

技术成交额频率和数额反映了企业、高校与科研机构之间的合作紧密程度及活跃度。从技术合同成交额看,2012—2021年河南技术合同成交额由40.21亿元增长至607.33亿元,增长了15.1倍,尤其是2018年以来,技术合同成交额飞速增长,三年年均增速达42.8%,远超全国平均增速。

从创新平台建设看,河南加快推进省实验室体系重构重塑,逐渐形成以省实验室为核心、优质高端创新资源协同创新的“核心+基地+网络”的创新格局。截至2022年末,全省拥有省级及以上工程研究中心(工程实验室)964个,其中国家级50个;省级及以上工程技术研究中心3345个,其中国家级10个;国家级重点实验室16个、省重点实验室249个;重大新型研发机构16家;高新技术企业10872家,科技型中小企业22004家。

四、基于超效率DEA模型的河南产学研协同创新效率评价分析

创新效率评价是一种多投入多产出的关系,受到多种因素影响,为减少随机因素影响,选用非参数分析法即数据包络分析法(DEA)进行分析。

(一)效率测度方法介绍

1. 超效率DEA模型测度法

作为数学、运筹学与计算机的交叉研究领域,DEA

方法在多个领域有着广泛的应用。该方法使用线性规划来评估多个输入和输出指标的有效性。有效决策单位数值取值为 1, 无效决策单位数取值为 (0, 1)。但该模型无法将有效决策单元的效率值表示出来。随后由 Banker 等提出的超效率 DEA 模型可以将有效决策单元的效率值表示出来, Andersen 等又对超效率 DEA 模型进行优化, 在超效率 DEA 模型基础上设立 n 个决策单元, 有 i 个投入单元, j 个产出单元, 对第 j_0 个决策单元进行超效率值的计算公式如式(1)所示。

$$\begin{cases} \min \theta \\ \text{s.t.} \sum_{j=1, j \neq k}^n X_j \lambda_j \leq \theta X_k \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n Y_j \lambda_j \geq Y \\ \lambda_j \geq 0; j=1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (1)$$

2. Malmquist 指数法

由于超效率 DEA 方法只能就某一独立时点的效率状况作出静态评价, 为了实现对产学研协同创新效率进行跨年度动态分析, 需要采用具备动态分析功能的 Malmquist 生产率指数法。Malmquist 指数的构建分为两个阶段: 首先确立两个不同时期(t 和 $t+1$ 时期)各自的指数形式; 其次对两个指数求几何平均值, 即可获得最终的 Malmquist 指数, 即:

$$M(x_t, y_t, x_{t+1}, y_{t+1}) = \left| \frac{D^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D^t(x_t, y_t)} \times \frac{D^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D^{t+1}(x_t, y_t)} \right|^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

其中, (x_t, y_t) 表示 t 时期的投入和产出量; (x_{t+1}, y_{t+1}) 表示 $t+1$ 时期的投入与产出量; D^t 表示距离函数, 是以 t 时期的技术为参照而确立的; D^{t+1} 也属于距离函数, 是以 $t+1$ 时期的技术为参照而确立的。Malmquist 指数还可以由技术效率变化指数(EC)和技术进步指数(TC)两者相乘得到, 最终还可以表达为由纯技术效率变化(PEC)和规模效率变化(SEC)两者乘积得到的技术效率变化指数再乘以技术进步。

(二) 指标选取与数据收集

1. 指标选取

从前文研究可知, 影响产学研协同创新的因素可分为投入和产出两大类, 核心指标主要集中于 R&D 经费和 R&D 人员的投入, 以及以知识形态和资金形式的产出方面。因此, 选择 7 项指标对产学研协同创新的效率进行考虑, 其中投入指标包括: R&D 经费支出、R&D 人员全时当量、有研发活动的规上工业企业数和企业对科研院所及高校的研发经费支出 4 项; 产出指标包括三种专利授权量、规上工业企业新产品销售收入和技术市场成交额 3 项, 具体指标体系及含义见表 1。

表 1 产学研协同创新效率指标体系

指标分类	指标名称/单位	指标含义
投入指标	R&D 经费支出/万元	反映地区 R&D 活动的强度和规模
	R&D 人员全时当量/人年	反映地区产学研合作中的人力资源实力
	有研发活动的规上工业企业数/个	反映地区产学研合作中的人力资源规模
	企业对科研院所及高校的研发经费支出/万元	反映产学研合作的规模和深度
产出指标	三种专利授权量/件	衡量地区产学研合作的创新能力和产出水平
	规上工业企业新产品销售收入/万元	衡量地区的科技成果转化能力和终端产品创新程度
	技术市场成交额/万元	衡量地区技术交易的活跃程度和技术商品化实现程度

2. 数据收集

本文产学研协同创新效率评价所使用的数据均来自《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》, 选取除港澳台和西藏外的 30 个省(区、市)的数据作为区域产学研合作效率测度的决策单元(DMU)。

(三) 实证分析

1. 产学研协同创新效率静态分析

本文采用面向产出的分析方式并使用 Dearun Tools 测度考察期内(2013—2021 年)全国及 30 个省(区、市)的产学研协同创新的超效率值(见表 2)。基于

该实证结果从时间维度、空间维度两方面开展产学研协同创新效率的静态比较分析。

从时间维度看, 总体上无论是全国还是 30 个省(区、市)产学研协同创新效率均呈逐步改善趋势, 尤其是 2019—2021 年期间, 产学研协同创新的超效率值大于 1 的地区占 40%, 而 2013—2015 年和 2016—2018 年仅有广东的超效率值大于 1。2016 年《国家创新驱动发展战略纲要》出台, 明确了未来 30 年创新驱动发展的目标、方向和重点任务, 从而有力地激发了各地加大科技创新投入力度的积极性, 促进产学研合作向

纵深发展,为协同创新效率的改善创造了更加有利的条件。同时从结果可以看出,虽然我国重视科技创新,也取得了不少重大成就,但全国产学研协同创新超效率均值仍小于1,还未实现高效协同创新。

从空间维度看,2019—2021年全国有11个省(区、市)产学研协同创新超效率值大于1,其他省(区、市)均是无效的。产学研协同创新效率从高往低依次是东部地区、中部地区、西部地区和东北地区。东部地区2019—2021年除河北、山东、海南外,其他省(区、市)

产学研协同创新的效率值均大于1,主要原因在于东部地区大多经济发达,产学研三方都容易吸引高水平科研人员和各种高水准的技术装备,高校和科研机构更倾向于和企业签订合作协议共同开发新技术和产品,因此东部地区产学研协同创新效率比其他地区更高一些。2019—2021年河南产学研协同创新超效率值为0.9463,高于全国均值,但低于中部地区均值,全国排名处于中游(第14位)。

表2 2013—2021年全国各省(区、市)产学研协同创新超效率值

地区		2013—2015 年均值	2016—2018 年均值	2019—2021 年均值
东部地区	全国均值	0.7665	0.8080	0.9136
	北京	0.8253	0.9428	1.0709
	天津	0.9868	0.9981	1.0037
	河北	0.6129	0.6615	0.8854
	上海	0.8528	0.9658	1.0319
	江苏	0.5751	0.5646	1.0567
	浙江	0.6665	0.8725	1.0371
	福建	0.9026	0.9329	0.9364
	山东	0.6120	0.7088	1.0103
	广东	1.0077	1.0182	1.0631
	海南	0.6383	0.7243	0.8261
中部地区	区域均值	0.7650	0.8390	0.9922
	山西	0.7260	0.8012	0.8898
	江西	0.7234	0.7237	0.9276
	山东	0.6120	0.7088	1.0103
	河南	0.8343	0.8797	0.9463
	湖北	0.9572	0.9345	1.0004
	湖南	0.8934	0.8810	0.9604
	区域均值	0.7910	0.8215	0.9558
西部地区	内蒙古	0.7804	0.8034	0.8893
	广西	0.6805	0.7411	0.7893
	重庆	0.7634	0.8253	0.9283
	四川	0.8063	0.8904	0.9635
	贵州	0.8983	0.8121	0.8692
	云南	0.7545	0.7948	0.9013
	陕西	0.7625	0.7857	1.0026
	甘肃	0.8952	0.7574	0.6643
	青海	0.6320	0.6423	0.7268
	宁夏	0.6805	0.7411	0.7893
	新疆	0.7606	0.7954	0.7617
	区域均值	0.7649	0.7808	0.8441
东北地区	辽宁	0.6890	0.7373	0.8012
	吉林	0.7758	0.9650	1.0202
	黑龙江	0.6237	0.6111	0.6439
	区域均值	0.6962	0.7711	0.8218

2. 产学研系统创新动态分析

借助 Malmquist 指数分析法进一步探析河南产学研协同创新效率在跨年度间的变化指数,结果见表 3。2013—2021 年河南产学研协同创新综合效率指数为 1.0216,这一时期河南实现了年均 2.16% 的增长,其中技术进步指数为 1.0249,说明对河南产学研协同创新

综合效率贡献最大的是技术进步;产学研合作创新综合效率的改善主要得益于技术进步,技术效率的下滑延缓了综合效率的提升速度。2017—2018 年 Malmquist 指数最高,说明产学研协同创新得到改善,创新效率呈现比较明显的增长状态。

表 3 2013—2021 年河南产学研协同创新综合效率变化及分解

年份	技术效率	技术进步	纯技术效率	规模效率	Malmquist 指数
2013—2014	0.9728	1.0150	1.0166	0.9569	0.9874
2014—2015	1.0142	1.0194	0.9593	1.0572	1.0339
2015—2016	0.9725	1.0168	0.9887	0.9836	0.9888
2016—2017	1.0280	0.9561	1.0187	1.0092	0.9829
2017—2018	1.0785	1.0403	1.0672	1.0106	1.1220
2018—2019	0.9105	0.9839	0.9330	0.9758	0.8958
2019—2020	1.0145	1.0944	1.0005	1.0140	1.1102
2020—2021	0.9797	1.0736	1.0333	0.9481	1.0518
均值	0.9963	1.0249	1.0022	0.9944	1.0216

五、河南产学研深度融合的制约因素

尽管河南产学研合作模式和运营方式日渐成熟,但科技创新和产业发展之间长期存在的“两张皮”问题仍未得到根本解决,与先进地区相比,河南产学研融合的水平亟须进一步提升,河南科技创新能力在全国仍处于中下游。

(一)企业的主导作用发挥不充分

长期以来,企业普遍热衷于技术工艺的短期效仿,或仅仅利用自身科研资料单打独斗,联合攻关力度小。2021 年,河南规模以上工业企业中有 R&D 活动的企业数 6974 家,占总数的 32.1%,低于全国平均水平 9.9 个百分点;有 R&D 机构的企业数量是 3106 家,仅占总数的 14.3%,低于全国平均水平 12.9 个百分点;全省规模以上工业企业研发经费内部支出中,基础研究所占比例不到 1%,应用研究所占比例也仅为 3.3%。在 2020 年“中国企业专利 500 强”榜单中,入围企业主要分布在广东、北京、江苏、上海、浙江,占比高达 66%,而河南仅有 9 家企业上榜,均在 100 名以后。除少数龙头企业以外,本地多数企业的研发能力较弱,不能承接和转化好研究机构的科技成果,难以真正形成以企业为主体、市场为导向的产学研深度融合体系。

(二)产学研合作的积极性不高

河南产学研合作积极性不高、合作关系不紧密的根源是产学研各方主体存在利益差异。高校科研人员

追求“专利数量”,只考虑科研前期部分,而专利的质量、转化落地的程度并不受重视;企业为规避技术开发风险,缺乏涉足创新链前端的动力,企业在科研成果见效后也不愿意更多地与合作单位分享,导致产学研合作出现“蜻蜓点水”现象。《2022 年全国技术市场统计年报》显示,2019 年河南输出技术合同数 17630 项,成交额 607.3 亿元,在中部六省中仅高于江西,排名第 5,仅相当于湖北(排名第 1 位)的 1/3。

(三)产学研合作的服务体系不完善

河南缺乏专业化的知识产权和成果转化管理团队,以及高水平的科技成果转化服务机构和平台。目前,全省仅有河南科技大学入选“首批高等学校科技成果转化和技术转移基地”。河南社会化中介服务机构普遍存在小、散、弱的特点,大而强且能够提供专业化的发明评估、质量管理、市场分析、商业推广、交易估值、谈判签约等系列服务的高水平服务机构仍紧缺。缺乏区域创新中心、科技创新共同体等高能级平台,国家级创新平台数量少,直接导致重大原创性创新成果缺乏、科技成果转化不充分。目前全省国家重点实验室只占全国的 2.3% 左右,和北京(31.1%)、上海(12.8%)、江苏(7.9%)等先进省(市)相比差距较大。

(四)促进产学研融合的政策措施不足

党的十八大以来,河南一体化设计科技创新政策、法规、规划、改革举措,出台了《河南省创新驱动高质量

发展条例》《河南省科学院发展促进条例》《河南省“十四五”科技创新和一流创新生态建设规划》《创新驱动、科教兴省、人才强省战略实施方案》《河南省支持科技创新发展若干财政政策措施》等一系列涉及科技体制机制改革的文件、办法、政策。但针对推动产学研深度融合的专项政策支持较少,大部分仅零零散散地在各类文件中体现。核心技术的知识产权、税收、利益分配等问题的可操作性不强,或者这些政策并没有配套的具体指导性办法规章,落地效果不理想,一定程度上阻碍了产学研深度融合顺利推进。

六、河南推进产学研深度融合的路径选择及对策建议

产学研深度融合是加快实现高水平科技自立自强,实施创新驱动发展战略的基础性、战略性支撑。河南要更好发挥创新主体作用,以创新链驱动引领产业链、供应链、人才链、价值链深度融合,持续增强科技创新的核心竞争力。

(一)紧抓产学研深度融合之“要”:增强企业的主导地位

一是鼓励领军企业开展产学研合作。大力支持宇通客车、中信重工、许继集团等创新型领军企业组建创新联合体,整合产学研各方科研资源,带领行业内中小企业共同提升创新水平和竞争力。二是引导各类创新要素向企业加速集聚。推动研发费用加计扣除等普惠性政策应享尽享,赋予领军人才和团队更大自主决策权,将更多有意愿、有能力的人才吸引到创新研发中,提升全社会创新创业活跃度,形成推动大中小微科技企业融通发展的良好生态。

(二)紧抓产学研深度融合之“基”:强化人才的核心要素功能

一是搭建高能级平台,组好人才“集团军”。依托招才引智等计划,帮助重点领域企业发现、对接、引进国内外高端人才,加快培养高精尖产业急需的紧缺人才。二是健全“赛马式”机制,选好人才“真英雄”。完善“揭榜挂帅”制度,以关键核心技术“真榜”招募“真帅”,让认真研究问题、想干事、能干事、干成事的人才挂帅出征,全面激活“人才引擎”澎湃动力。构建高质量人才联盟,优化人才集团管理机制,打破人才资源、创新智慧“固化”,集天下英才智力,推动智慧资源与技术攻关无缝衔接、同频共振。

(三)紧抓产学研深度融合之“本”:加强“四链”协同发展

一是建立多链融合的利益联结机制。以河南省科学院入驻为契机,高质量运营国家技术转移郑州中心,探索建设“楼上楼下”创新创业综合体,建立科技成果“沿途下蛋”高效转化机制,建立全产业链的科技创新体系,企业与高校、科研院所立足全产业链角度建立有的放矢的创新体系,使“0→1”和“1→N”的创新实现无缝链接。二是优化产学研多链条深度融合的创新生态。聚焦产业创新关键点,深化“放管服”改革,营造有利于深度融合的创新环境,打造一条市场是“出题人”、政府是“立题人”、企业是“答题人”的多主体协同破题、多链融合联动共同答题的产学研深度融合之路。

(四)紧抓产学研深度融合之“策”:构建产学研合作新机制

一是探索“创新飞地”“人才飞地”合作模式。与区域外优质高校合作共建研究院,打造区域创新平台,由传统的“本地筑巢”转变为“灵活筑巢”,以区域重大需求为导向、产业化为目标,进行实体化发展,借助顶尖高校的优质科研资源和科研成果,补齐自身优质科研资源短板,提升基础研究对产业创新的支撑作用。二是积极推动新型研发机构高质量发展。新型研发机构在诞生之初就具备重组创新链条、打破各类组织边界、推动科技创新和经济社会发展深度融合的特质。重点吸引国际著名高校院所、知名跨国公司实验室、国内外上市公司及行业龙头企业在豫设立新型研发机构,加快构建与新型研发机构相适应的研发投入、机构运行、人才队伍建设、科研管理和成果转化新机制。◆

参考文献:

- [1]李海君.构建产学研深度融合创新体系提升策略研究[J].黑河学刊,2021(3):11-13.
- [2]张嘉毅,原长弘.产学研融合的组织模式特征:基于不同主体主导的典型案例分析[J].中国科技论坛,2022(5):71-80+98.
- [3]任志涛,郭美,靳颖.基于DEA的产学研共生效率评价及区域差异分析[J].天津城建大学学报,2022,28(2):131-136.
- [4]刘晨旭,袁定喜.基于因子分析法的省域产学研协同创新绩效评价研究[J].产业创新研究,2023(4):190-192.

居民生活质量 对休闲经济发展的影响研究

——基于长三角城市群的研究

郑姗姗 李芳林

(江苏大学 财经学院, 江苏 镇江 212016)

摘要:居民生活质量的提升为休闲经济的发展提供了有利条件。在明确居民生活质量和休闲经济内涵基础上,构建长三角城市群41市居民生活质量评价指标体系和休闲经济发展评价指标体系,运用空间杜宾模型分析居民生活质量对休闲经济发展的空间影响。结果表明:两个评价指标体系中指标权重均具有较大的差异性;居民生活质量的走向良好,且呈现由西北向东南递增的特征;休闲经济发展水平总体呈上升趋势,但由于受到新冠疫情影响,2020年略微下降,2021年有所好转,亦呈现由西北向东南递增的特征;居民生活质量对休闲经济发展的影响显著,在考虑空间效应的情况下,本地居民生活质量对邻近地区休闲经济发展产生正向空间外溢效应。

关键词:居民生活质量;休闲经济;熵值法;空间杜宾模型

中图分类号:F063.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)09-0065-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.09.010

一、引言

休闲经济已成为我国经济增长的重要动力和经济发展的新增长点,在经济社会中占据越来越高的地位^[1]。休闲产业是世界最大的产业部门之一,全球GDP贡献表明其能够以比全球经济更快的速度创造经济增长和就业机会^[2]。休闲经济是社会文明进步的动力,而休闲经济的发展又离不开其他经济、社会等因素的涵养和支撑^[3]。居民收入、空闲时间以及消费观念是影响居民消费的重要因素^[4],构成休闲消费条件体系的一部分。居民生活质量,可以综合反映我国城市居民的收支结构以及生活环境质量等,是休闲消费的发展条件。

长三角城市群位于“一带一路”与长江经济带的交汇处,经济社会发展在全国处于领先地位,该地区的休闲经济发展对其他地区具有示范作用。本文在明确居民生活质量和休闲经济内涵的基础上,构建居民

生活质量和休闲经济发展评价指标体系,利用2015—2021年的相关数据进行综合评价,在此基础上分析长三角城市群居民生活质量对休闲经济发展的影响,进而以居民生活的各个方面为切入点探究休闲经济的合理发展路径。

二、文献综述

(一)生活质量与休闲经济内涵研究

生活质量是经济社会发展的产物^[5],生活质量的概念比物质生活条件的概念更加广泛^[6]。一方面,生活质量与个人身体及心理状况紧密相连^[7-8];另一方面,经济基础、文化生活、设施建设、人际关系等影响个人在社会中实现自我价值的体验以及对社会生活的满足感,进而被纳入生活质量的范畴^[9-10]。

随着经济的发展和人们生活水平的提高,休闲渗透到居民的日常生活中,并以休闲活动的形式展现出来^[11]。从消费者的休闲需求看,休闲包括娱乐、游

基金项目:国家自然科学基金面上项目“面向排污权有偿使用和交易的企业环境行为分析及其引导性机制重构”(71974081);江苏大学学生科研项目“江苏省乡村生态振兴助推农村可持续发展路径研究”(20C109)。

作者简介:郑姗姗(1997—),女,湖北孝感人,在读硕士,研究方向为应用统计学;李芳林(1975—),女,江苏镇江人,博士,副教授,研究方向为应用统计学。

戏、旅行、运动以及其他能带来身心愉悦或有助于自我实现的消费活动^[12]。从休闲产品供给角度看,休闲经济与传统的旅游和娱乐经济有所差异,不同于娱乐、体育等休闲产业的简单相加^[13]。休闲产业相互作用,能联手打造“一条龙服务”^[14],但是休闲活动之间的协同作用需要增强。

(二)生活质量和休闲经济发展评价指标体系研究

随着生活质量内涵的逐渐演变,学界对居民生活质量评价指标体系的构建也不断完善。生活质量评价指标体系可分为主观和客观两部分,主观评价从自尊、睡眠质量、满足感、心理能力、道德水平等方面选取指标^[15-16];客观评价从居民收入、通信、教育、交通、生态环境、住房质量等方面选取指标^[17-18]。

休闲经济发展评价指标体系的设计可大致分为两类:侧重休闲产业发展前景和侧重城市休闲前景。侧重休闲产业发展前景的评价指标体系从公共投资、资源配置、发展水平、经济贡献和产业结构等方面选取指标^[19-20];由于对城市休闲的理解不同,侧重城市休闲前景的评价指标体系在选择指标时存在较大差异。徐爱萍和楼嘉军(2019)从休闲产业、休闲消费、休闲环境、休闲资源等方面选取了指标^[21]。

(三)生活质量对休闲经济发展的影响机理研究

目前居民生活质量对休闲经济发展影响的研究大多从推动休闲产业发展的视角展开分析。一方面,有学者利用定性研究方法阐明观念引导、政策支持、设施建设、生态治理、消费刺激、技术储备及创新等机制能够促进休闲产业发展^[22-23]。另一方面,有学者利用定量

分析法来揭示生活质量对休闲经济发展的影响。Park和Yoon等(2021)^[24]使用结构方程模型阐明了共享经济的休闲属性、休闲效益和生活质量之间的关系。叶晗和吴博文等(2021)^[25]运用最近邻指数、核密度估计等方法证实交通较为便捷的区域,休闲农业发展环境较好。李丽梅(2018)^[26]运用灰色关联度法、关系种子扩展聚类法等研究方法证实收入、教育、环境等因素能促进休闲产业发展。可以发现,居民收支、交通、教育、生态等生活质量要素,与休闲经济的发展联系紧密。

综上所述,目前关于居民生活质量、休闲经济的研究已取得较为丰富的成果,但是仍存在拓展空间。一是居民生活质量和休闲经济的内涵覆盖范围较广,尚无统一的定义;二是居民生活质量和休闲经济发展的评价体系构建不够成熟;三是研究居民生活质量各方面与休闲经济各组成部分发展关系的成果虽然很多,但聚焦长三角城市群的研究较少。这些恰好是本文研究的关键内容。

三、长三角城市群居民生活质量与休闲经济发展水平的评价

(一)居民生活质量与休闲经济发展评价指标体系构建

1. 居民生活质量评价指标选取及解释

基于现有研究成果^[27-28],本文认为生活质量是人们在经济、文化精神和居住环境等方面追求与现况的综合理念,据此将居民生活质量系统划分为居民生活预算充裕度、生活方式便利度、生活环境舒适度三个维度,并选取指标进行综合评价(见表1)。

表1 长三角城市群居民生活质量评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
生活预算充裕度	收入	城镇居民人均可支配收入(元,A1)	正
	支出	城镇居民人均消费支出(元,A2)	正
生活方式便利度	医疗	每万人拥有医师数(人,A3)	正
	住房	城镇居民人均住房面积(平方米,A4)	正
	教育	每百名普通中学在校学生拥有专任教师数(人,A5)	正
	通信	每百户移动电话数(部,A6)	正
	交通	每万人拥有营运车辆(辆,A7)	正
	邮电	人均邮电业务支出(元,A8)	正
生活环境舒适度	生态环境	绿化覆盖率(% ,A9)	正
		污水处理厂集中处理率(% ,A10)	正
	社会发展	城镇登记失业率(% ,A11)	逆
		离婚率(% ,A12)	逆

生活预算充裕度反映居民消费的能力与意愿,因此,生活预算的充裕度可从居民收入和支出两方面选取指标。居民的收入和支出直接决定了居民的个人消

费水平和消费模式,是其生活质量的重要组成部分。其中,城镇居民人均可支配收入(A1)可以反映居民个人的经济能力;城镇居民人均消费支出(A2)可以体现居

民个人的消费需求。

医疗、住房、教育、通信、交通、邮电体现居民日常生活便利度的主要内容,居民生活的便利性与医疗等方面的发展情况紧密相连,故生活方式的便利度从上述六方面选取指标。每万人拥有医师数(A3)可以代表医疗资源水平;用城镇居民人均住房面积(A4)衡量住房情况;用每百名普通中学在校学生拥有专任教师数(A5)测度教师资源水平;通过每百户移动电话数(A6)测度通信资源水平;借助每万人拥有营运车辆(A7)衡量交通资源水平;采用人均邮电业务支出(A8)测度邮电发展情况。

本文选取生态环境、社会发展两方面的指标对居

民生活环境舒适度进行评价。其中,绿化覆盖率(A9)和污水处理厂集中处理率(A10)能够较好地反映城市环境治理成效;城镇登记失业率(A11)和离婚率(A12)能衡量社会经济发展情况以及家庭的稳定程度。

2. 休闲经济发展评价指标选取及解释

本文借鉴已有成果^[29-30],认为休闲经济是以休闲大众化为前提,由休闲消费需求、休闲产品供给、休闲调控政策构筑,以物质财富与精神财富相平衡的一种崭新的经济形态,据此将休闲经济发展系统划分为休闲消费、休闲产业、休闲政策三个维度,并选取指标进行综合评价(见表2)。

表2 长三角城市群休闲经济发展评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
休闲消费	居民支出	城镇居民人均家庭设备用品及服务消费支出(元,B1)	正
		城镇居民人均教育文化娱乐消费支出(元,B2)	正
休闲产业	产业结构	第三产业占 GDP 的比重(% ,B3)	正
	旅游业	国内旅游收入(亿元,B4)	正
		国内旅游接待人数(万人次,B5)	正
	文娱和体育业	文化、体育和娱乐业就业人员(人,B6)	正
休闲政策	地方财政支出	一般公共服务支出(亿元,B7)	正
		文化旅游体育与传媒支出(亿元,B8)	正

随着居民收入和休闲时间的增加,休闲需求得到明显释放,推动了城市休闲经济发展。城市休闲消费水平可以从居民休闲服务支出中选择,包括两个指标:城镇居民人均家庭设备用品及服务消费支出(B1)、城镇居民人均教育文化娱乐消费支出(B2)。

休闲产业的发展涉及城市旅游、文化、娱乐、体育等服务业的发展,与城市产业结构的转型密切相关。产业结构用第三产业占 GDP 的比重(B3)反映;旅游业发展方面选取国内旅游收入(B4)和国内旅游接待人数(B5)体现旅游业的盈利能力;选取文化、体育和娱乐业就业人员(B6)体现文娱和体育业的发展规模。

休闲政策对休闲供给起到重要的调节作用。一般公共服务支出(B7)和文化旅游体育与传媒支出(B8)可以反映地方政府休闲经济发展的愿景和准备情况。

(二)数据来源和处理

本文所需核心变量指标数据及控制变量相关数据主要来源于2016—2022年各地统计年鉴、《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、国民经济和社会发

$$\text{正项指标: } x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \min x_j}{\max x_j - \min x_j} \quad (1)$$

$$\text{逆向指标: } x'_{ij} = \frac{\max x_j - x_{ij}}{\max x_j - \min x_j} \quad (2)$$

其中, x_{ij} 表示第*i*个样本的第*j*项指标的值, x'_{ij} 为标准化后的指标值,其中*i*=1,2,⋯,*n*; *j*=1,2,⋯,*m*。

(三)权重结果分析

为计算综合评价得分,需对选取的各项指标赋予权重,本文运用熵值法计算各级指标权重^[31],指标权重系数见图1、图2。

在居民生活质量评价指标体系中,城镇居民人均可支配收入(A1)、城镇居民人均消费支出(A2)、每万人拥有营运车辆(A7)、人均邮电业务支出(A8)的权重较大;绿化覆盖率(A9)、污水处理厂集中处理率(A10)和离婚率(A12)的权重较小(见图1)。

在休闲经济发展评价指标体系中,文化、体育和娱乐业就业人员(B6),文化旅游体育与传媒支出(B8)的权重较大;城镇居民人均家庭设备用品及服务消费支出(B1)、城镇居民人均教育文化娱乐消费支出(B2)和第三产业占 GDP 的比重(B3)的权重较小(见图2)。

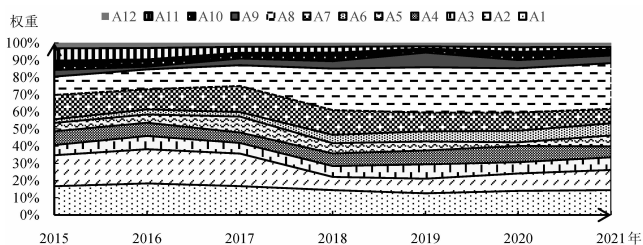


图1 居民生活质量评价体系指标权重

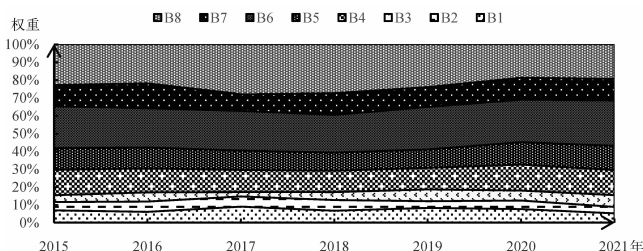


图2 休闲经济发展评价体系指标权重

(四)长三角城市群居民生活质量评价结果分析

为了便于进行动态分析,对2015—2021年的权重进行归一化处理。将上海、南京、杭州、合肥4个代表性城市的得分单独剥离出来得到图3,上海居民生活质量除2020年外呈上升趋势;南京居民生活质量持续改善;杭州居民生活质量除2019和2020年外呈现上升趋势;合肥居民生活质量在2019年有所下降。

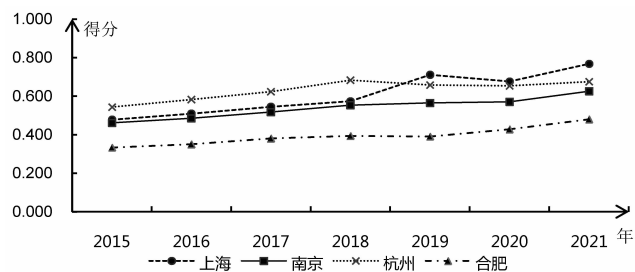
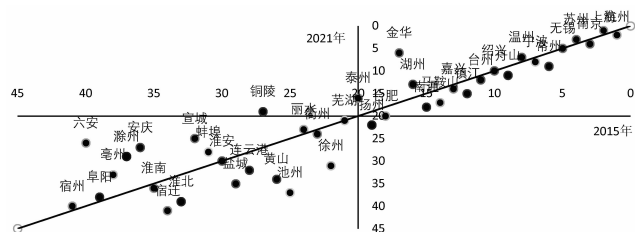


图3 2015—2021年

上海、南京、杭州、合肥居民生活质量得分情况

此外,本文选取了2015年和2021年的城市排名进行象限分析,详见图4。上海、杭州等长三角东南地区的城市主要位于第一象限,阜阳、安庆、宿州等长三角西北地区的城市主要位于第三象限。可以发现,长

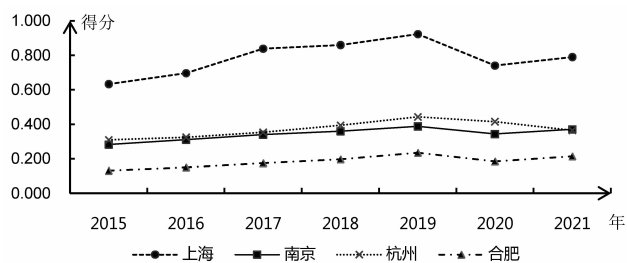
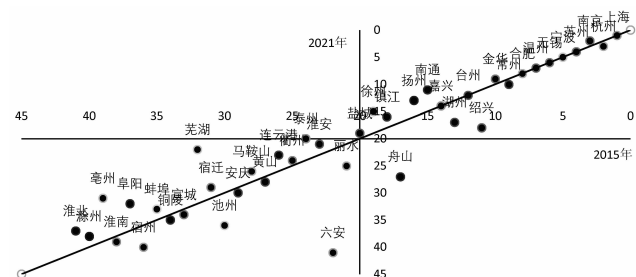
图4 2015年和2021年
长三角城市群居民生活质量排名情况

三角城市群居民生活质量具有由西北向东南递增的特征。

(五)长三角城市群休闲经济发展评价结果分析

运用熵值法计算休闲经济发展得分。以上海、南京、杭州及合肥4个城市为代表进行动态分析,得到图5。上海休闲经济发展水平较高,2015—2019年持续上升,2020年略微下降,2021年有所上升;南京和合肥休闲经济发展变动趋势相似,仅在2020年下降;杭州休闲经济发展状况在2015—2019年有所改善,在2020—2021年有所下降。

本文对2015年和2021年的城市休闲经济发展排名进行象限分析,见图6。可以发现,长三角城市群休闲经济发展水平亦由西北向东南递增。

图5 2015—2021年
上海、南京、杭州、合肥休闲经济发展得分情况图6 2015年和2021年
长三角城市群休闲经济发展排名情况

四、长三角城市群居民生活质量对休闲经济发展影响的实证分析

(一)长三角城市群居民生活质量及休闲经济发展的空间相关性

1. 全局空间相关性

使用空间计量模型之前,必须对数据进行空间相关性检验,本文利用全局和局部 Moran's I 对休闲经济发展指数及居民生活质量指数进行空间相关性检验,判别长三角41市休闲经济发展及居民生活质量是否具有空间相关性。全局 Moran's I 的计算公式如式(3)所示:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (3)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, n 是研究地区总数, Y_i 为区域的观测值(本文为休闲经济发展指数及

居民生活质量指数), W_{ij} 为反距离平方矩阵, $W = \frac{1}{d_{ij}^2}$ 。

表 3 显示, 2015—2021 年休闲经济发展指数、居民生活质量指数的 Moran's I 均大于 0, 且 P 值均小于 0.05, 即长三角城市群休闲经济发展、居民生活质量均存在正向空间相关性, 表明了采用空间计量模型的合理性。

表 3 长三角城市群居民生活质量及休闲经济发展的全局 Moran's I

年份	居民生活质量指数			休闲经济发展指数		
	Moran's I	Z 值	P 值	Moran's I	Z 值	P 值
2015	0.372	4.502	0.000	0.152	2.470	0.007
2016	0.404	4.870	0.000	0.142	2.367	0.009
2017	0.399	4.822	0.000	0.132	2.345	0.010
2018	0.417	5.046	0.000	0.149	2.517	0.006
2019	0.430	5.176	0.000	0.141	2.375	0.009
2020	0.430	5.149	0.000	0.183	2.753	0.003
2021	0.388	4.712	0.000	0.115	1.941	0.026

2. 局部空间相关性

为清晰显示长三角城市群的集聚特征, 通过局部 Moran's I 检验局部空间相关性, 计算公式如式(4)所示:

$$I_i = \frac{(Y_i - \bar{Y}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y})}{S^2} \quad (4)$$

其中, I_i 反映居民生活质量指数和休闲经济发展指数的局部特征, Y 、 W_{ij} 、 S^2 与(3)式含义相同。Moran's

I 散点图的 4 个象限代表 4 种空间形式, 其中, H-H 表示高高集聚, L-L 表示低低集聚, $I_i > 0$; L-H 表示低高集聚, H-L 表示高低集聚, $I_i < 0$ 。

比较 2015 年、2021 年休闲经济发展和居民生活质量的空间演化格局(见表 4、表 5), 可以看出, 长三角城市群居民生活质量和休闲经济发展的空间演化格局总体比较稳定, 且长三角城市群东南地区的城市高高集聚较为明显, 连云港、亳州等多数西北地区城市低低

表 4 长三角城市群居民生活质量空间演化格局分类结果

类别	2015 年	2021 年
H-H	绍兴、湖州、舟山、镇江、金华、苏州、无锡、宁波、上海、常州、台州、温州、扬州、杭州、嘉兴、南京、南通	苏州、无锡、宁波、上海、常州、嘉兴、绍兴、湖州、舟山、金华、台州、泰州、南通、杭州、温州
L-H	盐城、芜湖、黄山、衢州、泰州、滁州、宣城、丽水	芜湖、宣城、扬州、黄山、池州、滁州、丽水、衢州
L-L	铜陵、淮南、阜阳、淮北、池州、六安、宿州、蚌埠、亳州、安庆、连云港、淮安、徐州、宿迁	淮安、淮南、阜阳、淮北、六安、宿州、蚌埠、亳州、盐城、安庆、连云港、徐州、宿迁
H-L	合肥、马鞍山	铜陵、马鞍山、镇江、南京、合肥

表 5 长三角城市群休闲经济发展水平空间演化格局分类结果

类别	2015 年	2021 年
H-H	湖州、金华、苏州、无锡、宁波、上海、常州、台州、杭州、嘉兴、绍兴、温州	上海、常州、南通、温州、宁波、金华、苏州、无锡
L-H	舟山、泰州、滁州、南通、丽水	湖州、舟山、泰州、滁州、台州、嘉兴、绍兴、丽水
L-L	连云港、淮安、铜陵、芜湖、淮南、阜阳、淮北、池州、六安、镇江、衢州、扬州、盐城、安庆、宿州、蚌埠、亳州、徐州、宿迁、马鞍山、黄山、宣城	镇江、黄山、池州、六安、宿州、蚌埠、亳州、徐州、宿迁、宣城、马鞍山、衢州、扬州、盐城、安庆、连云港、淮安、铜陵、芜湖、淮南、阜阳、淮北
H-L	南京、合肥	杭州、南京、合肥

集聚明显。

(二)空间面板模型概述

1. 空间面板模型的设定

构建空间计量模型分析居民生活质量对休闲经济发展的空间溢出效应,表达式如下:

$$\begin{aligned} \text{Lei}_{it} = & \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \text{Lei}_{jt} + \beta_1 \text{res}_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^N W_{ij} \text{res}_{jt} + \beta_2 X_{it} \\ & + \theta_2 \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, Lei_{it} 表示 i 市在 t 年的休闲经济发展指数, 核心解释变量 res_{it} 是 i 市在 t 年的居民生活质量指数,

向量 X 代表控制变量, β_0 为常数项, ρ 为空间自回归系数, β_1 和 β_2 分别是核心解释变量和控制变量的弹性系数, θ_1 和 θ_2 分别为核心解释变量和控制变量空间滞后项的弹性系数, δ_i 代表个体固定效应, μ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。当(5)式满足 $\theta=0$ 和 $\theta+\rho\beta=0$ 时, SDM 模型可以简化成 SLM 模型和 SEM 模型。

变量说明及描述性统计结果见表 6。设置休闲经济发展指数为被解释变量; 居民生活质量指数为核心解释变量; GDP、城镇化率、金融机构年末存款余额、进出口总额占 GDP 的比重为控制变量, 使用极差法将控制变量标准化以免产生系数过小的情况。

表 6 变量说明及描述性统计

变量类型	变量名称	样本量	均值	标准差
被解释变量	休闲经济发展指数(Lei)	287	0.145	0.130
核心解释变量	居民生活质量指数(res)	287	0.386	0.109
控制变量	GDP(gdp)	287	0.112	0.148
	城镇化率(urb)	287	0.496	0.228
	金融机构年末存款余额(fin)	287	0.058	0.122
	进出口总额占 GDP 的比重(oel)	287	0.199	0.214

2. 空间权重矩阵的构造

W_{ij} 为空间权重矩阵, 采用反距离平方矩阵表示, $w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^2}$ 。其中 d_{ij}^2 为两市之间的地理距离, 通过长三角地级市间的经度和维度计算得到; 选取邻接权重矩阵作为稳健性检验, 当区域 i 与区域 j 相邻时取值为 1, 反之取值为 0。

(三)居民生活质量对休闲经济发展的空间效应

1. 模型的检验与选择

由表 7 检验结果可知, LM 检验均在 1% 的显著性水平下显著, 说明可以选择空间杜宾模型; LR 检验和 Wald 检验结果均在 1% 的显著性水平下显著, 拒绝了空间杜宾模型退化为 SEM 模型或 SLM 模型的原假

表 7 空间计量模型检验结果

检验	指标	统计量	p 值	指标	统计量	p 值
LM 检验	LM-lag	14.834	0.000	LM-error	17.482	0.000
	Robust LM lag	6.728	0.009	Robust LM error	9.376	0.002
LR 检验	LR Spatial lag	51.28	0.000	LR Spatial error	39.48	0.000
Wald 检验	Wald Spatial lag	18.09	0.003	Wald Spatial error	21.44	0.001

设, 说明本文选取空间杜宾模型进行研究更合适; Hausman 检验表明应选择固定效应模型。因此本文使用固定效应下的空间杜宾模型分析长三角城市群居民生活质量对休闲经济发展的空间效应。

2. 模型估计结果分析

由表 8 可知, 未考虑空间效应时, 居民生活质量均在 1% 的显著性水平下显著为正, 且系数变化较小, 估计结果相对稳定, 说明居民生活质量对休闲经济发展起促进作用。

为探究居民生活质量的变动是否对异地的休闲经济发展产生影响, 基于空间计量模型检验结果, 采用固定效应下的 SDM 模型验证是否具有空间溢出效应。如表 9 所示, 在三种固定效应下, 核心解释变量系数均在 1% 的水平下显著为正, 表明居民生活质量的提升有助于休闲经济的发展。此外, 空间自回归系数 ρ 均显著为正, 表明城市之间的休闲经济发展具有联动作用。由于本文个体样本较多, 时间跨度较短, 因此选取个体固定效应的 SDM 模型进行效应分解。如表 10 所

示,模型(1)为效应分解结果,模型(2)是更换矩阵后进行稳健性检验的SDM效应分解结果。可以发现,居民生活质量的直接效应、间接效应系数均显著为正,表明居民生活质量对休闲经济发展存在空间溢出效应。

表 8 居民生活质量对休闲经济发展的
无空间效应面板模型检验结果

变量	时间固定	个体固定	双固定
res	0.178*** (0.056)	0.192*** (0.035)	0.158*** (0.052)
gdp	0.608*** (0.072)	1.055*** (0.085)	0.893*** (0.077)
urb	0.020 (0.024)	-0.125*** (0.030)	-0.040 (0.029)
fin	0.048** (0.019)	-0.826*** (0.082)	-0.658*** (0.074)
oel	0.027 (0.074)	-0.026 (0.029)	-0.006 (0.026)
constant	-0.014 (0.014)	0.068*** (0.011)	0.035* (0.020)
N	287	287	287
R-squared	0.609	0.642	0.748

注:括号内数字为标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。表9、表10同。

表 9 居民生活质量对休闲经济发展的
空间计量模型回归结果

变量	时间固定	个体固定	双固定
res	0.232*** (0.042)	0.115*** (0.042)	0.146*** (0.045)
gdp	0.340*** (0.045)	1.007*** (0.069)	0.972*** (0.068)
urb	0.006 (0.014)	-0.032 (0.028)	-0.024 (0.027)
fin	0.471*** (0.045)	-0.694*** (0.063)	-0.669*** (0.063)
oel	0.021* (0.011)	0.017 (0.022)	0.016 (0.022)
W*res	0.160 (0.120)	0.111* (0.067)	0.281*** (0.109)
W*gdp	-0.468*** (0.128)	-0.718*** (0.204)	-0.904*** (0.238)
W*urb	-0.048 (0.038)	-0.093* (0.048)	-0.082 (0.055)
W*fin	-0.035 (0.217)	0.241 (0.231)	0.532* (0.276)
W*oel	0.055** (0.027)	-0.127** (0.062)	-0.132* (0.069)
rho	0.330*** (0.098)	0.636*** (0.058)	0.376*** (0.089)
Log-L	642.732	835.609	848.695
N	287	287	287
R-squared	0.389	0.679	0.599

表 10 居民生活质量对休闲经济发展的 SDM 效应分解结果

变量	模型(1)			模型(2)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
res	0.148*** (0.044)	0.486*** (0.163)	0.634*** (0.175)	0.156*** (0.043)	0.188** (0.092)	0.344*** (0.102)
gdp	0.989*** (0.075)	-0.237 (0.506)	0.752 (0.544)	1.054*** (0.072)	0.012 (0.263)	1.065*** (0.301)
urb	-0.049* (0.026)	-0.303*** (0.107)	-0.352*** (0.110)	-0.047* (0.027)	-0.142* (0.073)	-0.189** (0.076)
fin	-0.722*** (0.077)	-0.468 (0.603)	-1.190* (0.651)	-0.782*** (0.072)	-0.355 (0.300)	-1.137*** (0.346)
oel	-0.003 (0.026)	-0.304* (0.165)	-0.307* (0.180)	0.008 (0.026)	-0.225** (0.106)	-0.217* (0.116)

五、结论与建议

(一)研究结论

本文利用空间计量模型分析了居民生活质量对休闲经济发展的影响效果,得到以下主要结论:(1)整体看,长三角城市群居民生活质量持续提升,除2020年外休闲经济发展水平呈现上升趋势,均具有由西北向东南递增的特征。(2)长三角城市群居民生活质量与休闲经济发展均呈现明显的空间集聚特征。(3)居民生活质量对休闲经济发展产生正向空间外溢效应,

本地区的休闲经济发展对周围地区休闲经济的发展具有推动作用。

(二)对策建议

1. 保障居民收支增长

鉴于居民收支权重较大,提高居民收支水平是改善居民生活质量的题中之义。且依据效应分解结果,增收入、促消费不仅能促进本地休闲经济发展,还能带动周围地区休闲经济发展。需促进城镇居民增收,为企业与居民搭建就业桥梁,增加居民就业机会。建

立公众咨询渠道,增强城镇居民投资理财的意识和能力。同时,大力开展促消费活动,提升居民消费需求。

2. 改进居民生活方式

提高生活便利性有助于居民进行休闲消费。借鉴表现优异城市的相关举措,根据当地地理条件、资源和经济情况,制定相应的规划,完善交通、教育、居住、通信等。

3. 优化社会生活环境

生态环境及社会发展对休闲经济发展的作用不可忽视,生活环境的优化,可以为休闲活动的开展营造良好的氛围。要加强生态文明教育,推动污染治理水平不断提高,着力打造绿色城市。由政府牵头,组织企业进行招聘,帮助居民有序就业。◆

参考文献:

- [1]朱礼才.基于TOPSIS模型的我国区域休闲经济竞争力测度[J].统计与决策,2016(9):111-113.
- [2]韩禹文.休闲产业关联及波及效应测度研究:以北京市休闲产业投入产出分析为例[D].北京:北京第二外国语学院,2019.
- [3]李一.休闲发展及其对生活品质提升的促进意义[J].中共浙江省委党校学报,2015,31(2):77-81.
- [4]苗龙.我国城市居民休闲消费发展现状、阻碍及突破[J].商业经济研究,2020(5):63-66.
- [5]朱国宏.生活质量与社会经济发展[J].人口与经济,1992(5):36-42.
- [6]OSMAN M M, ROSLI N F, JAAFAR S. Factors affecting quality of life on communities in Selangor [J]. Advanced Science Letters, 2018, 24(10): 7034-7037.
- [7]BEN-CHIEH L. Variation in economic quality of life indicators in the U.S.A.: An interstate Observation over Time [J]. Mathematical Social Sciences, 1983(5): 107-120.
- [8]KANG Y, LEE E. Quality of Life and Its Factors in Korean Elderly With Mild Cognitive Impairment [J]. Clinical Nursing Research, 2018, 27(7): 871-889.
- [9]方巍.文化视野下的中国特色美好生活评价指数[J].社会科学,2020(1):102-111.
- [10]周长城,刘红霞.生活质量指标建构及其前沿述评[J].山东社会科学,2011(1):26-29.
- [11]王宁.略论休闲经济[J].中山大学学报(社会科学版),2000,40(3):13-16.
- [12]宋瑞.国内外休闲研究扫描:兼谈建立我国休闲学科体系的设想[J].旅游学刊,2004,19(3):46-54.
- [13]郭旭,郭恩章,陈旸.论休闲经济与城市休闲空间的发展[J].城市规划,2008(12):79-86.
- [14]刘志霞.新常态下旅游休闲经济发展与区域经济增长关联性研究[J].宏观经济管理,2017(S1):206-208.
- [15]林南,卢汉龙.社会指标与生活质量的模型探讨:关于上海城市居民生活的一项研究[J].中国社会科学,1989(4):75-97.
- [16]王培刚,衣华亮.中国城市居民主观生活质量满意度评价分析[J].社会科学研究,2007(6):15-23.
- [17]孙振远.世界大城市居民的生活质量[J].国际经济评论,1991(5):81.
- [18]韩淑丽.城镇居民生活质量评价指标体系的构建[J].财经问题研究,1992(5):55-59.
- [19]张丽君.区域休闲产业布局与结构研究:以南京市为例[D].南京:南京航空航天大学,2006.
- [20]CHANG J T. Development efficiency of leisure agriculture based on DEA model in the background of rural revitalization [J]. Revista de Cercetare si Interventie Sociala, 2019(67):169-187.
- [21]徐爱萍,楼嘉军.城镇化与休闲经济协调发展研究:以上海为例[J].商业经济研究,2019(7):157-160.
- [22]谭莉.农村旅游休闲经济发展与乡村振兴的关联性研究[J].农业经济,2019(3):21-23.
- [23]于明奎.流通产业休闲化的内涵、实现方式与动力机制[J].商业经济研究,2020(20):170-173.
- [24]PARK S, YOON H, KOO C, et al. Role of the Leisure Attributes of Shared Bicycles in Promoting Leisure Benefits and Quality of Life [J]. Sustainability, 2021, 13(2): 1-11.
- [25]叶晗,吴博文,许红卫,等.基于地理大数据的省域休闲农业空间格局及其影响因素研究:以浙江省为例[J].浙江农业学报,2021,33(7):1264-1274.
- [26]李丽梅.中国休闲产业发展评价、结构与效率研究[D].上海:华东师范大学,2018.
- [27]张晶渝,杨庆媛,毕国华.重庆城市居民生活质量演变及其影响因素研究[J].现代城市研究,2021(5):112-118.
- [28]赵宏波,岳丽,刘雅馨,等.高质量发展目标下黄河流域城市居民生活质量的时空格局及障碍因子[J].地理科学,2021,41(8):1303-1313.
- [29]刘松,楼嘉军,李丽梅,等.上海、南京和杭州城市休闲化协调发展比较研究[J].现代城市研究,2017(11):123-129.
- [30]田童,王博,王琪延.旅游休闲、社会经济、生态环保耦合协调发展:基于北京市数据的实证[J].商业经济研究,2019(24):169-174.
- [31]李芳林,李明地.长三角城市群高质量发展综合评价研究[J].西部经济理论,2021,32(4):36-48.