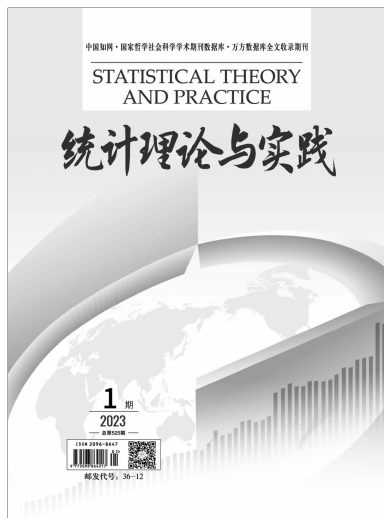




2023年第1期(总第525期)

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:郑州市金水区吴家庄路

怡乐商务B座2103室

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8

出版日期:每月25日

编辑部电话:(0371)65966326

发行部电话:(0371)65966326

邮政编码:450008

单册定价:15.00

订 阅:全国各地邮局(所)

(邮发代号:36-12)

网 址:<http://navi.cnki.net>

投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:陈红瑜

编委会副主任:赵德友 郭学来

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:刘朝阳

主 编:刘朝阳

编辑部主任:李永娣

责任编辑:马 昂 唐建国

发行部主任:杜卫东

封面设计:王青丽

版式设计:马俊臣

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

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

●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

● 绿色发展专题

- 基于系统动力学模型的长江经济带绿色发展潜力研究 袁 靖 马 腾 于涵如 彭 燕 / 3
- 绿色技术创新、能源发展对实体经济发展的影响
——基于长江经济带 2005—2020 年数据的实证分析 欧阳友 汪发元 / 12
- 绿色金融改革创新对企业碳排放的影响研究
——基于试点地区上市公司的经验证据 吴 蕾 / 18

● 理论研究

- 现代化的共同特征与中国式现代化 赵德友 曹 雷 吴 沛 / 26
- 基于区域视角的零售数字化对城乡居民消费趋同的影响研究 肖安娜 / 30

● 人口研究

- 中国人口老龄化对碳排放影响的时空异质性研究 崔月彤 / 35
- 人口结构演进对消费的影响研究
——以山东省为例 王莎莎 马 昂 赵善胜 / 42

● 大数据研究

- 基于部分线性面板数据模型的碳排放分析和预测研究 何 萍 杨宜平 / 46
- 基于增量宽度学习的投资组合风险控制模型 陈良霞 李 博 王 琪 余 远 冯泽涛 贾 颖 / 50

● 实践探索

- 信息化下企业全面预算管理探讨 李文姝 / 58
- 乡村振兴获得感指标体系及实证研究 向继红 王方略 路婉玉 / 60
- RF-BPNN 模型在税收预测中的应用研究 陈 卓 周彦秋 宁红梅 邓皓云 凤 强 / 67

基于系统动力学模型的 长江经济带绿色发展潜力研究

袁 靖 马 腾 于涵如 彭 燕

(山东工商学院 统计学院, 山东 烟台 264005)

摘要:绿色发展是为应对全球环境问题和经济危机提出的新发展模式,绿色发展潜力是绿色发展水平的潜在增长空间,加强绿色发展潜力研究有助于识别绿色发展有效路径,促进区域更好更快实现绿色发展。通过资源利用、环境治理、环境质量、生态保护、增长质量、绿色生活 6 个方面构建绿色发展评价指标体系,采用熵值法赋予各项指标权重,得到长江经济带 11 省(市)2013—2018 年绿色发展指数;将绿色发展复杂系统划分为经济、社会、资源、生态环境 4 个子系统,通过分析子系统间和变量间的因果关系与数学关系,开发设计出长江经济带 11 省(市)2013—2060 年的绿色发展仿真模型;从产业结构优化、能源结构优化、科技进步和环境治理模式等方面选取多个调控指标,设定出 6 种不同的发展方案进行情景模拟,分析参数变化对长江经济带 11 省(市)绿色发展系统产生的影响,提出提升绿色发展潜力的合理建议。

关键词:绿色发展潜力;长江经济带;系统动力学模型

中图分类号:F124.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0003-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.01.001

一、引言

面对全球生态问题 and 经济复苏压力,绿色发展已经成为世界发展的重要趋势。党的二十大报告指出未来中国要大力推动绿色发展。由此可见,对中国各省(区、市)未来绿色发展潜力进行综合评价及最优情景设定具有重要研究意义。

长江流域是中华民族重要的起源地,长江经济带以长江流域为基底,是中国生态地位突出且发展潜力巨大的经济区域,走生态优先、绿色发展道路是其发展的应有之义。长江经济带划分为上游、中游、下游,下游地区包括上海、江苏、浙江、安徽 4 省(市),面积 35.03 万平方公里,占长江经济带总面积的 17.1%;中游

地区包括江西、湖北、湖南 3 省,面积 56.46 万平方公里,占长江经济带的 27.5%;上游地区包括重庆、四川、贵州、云南 4 省(市),面积 113.74 万平方公里,占长江经济带的 55.4%。随着长江经济带的不断开发,资源环境生态已经成为制约长江经济带发展的重要瓶颈,因而对其未来经济发展潜力进行综合评价尤为重要。

国际学术界多围绕人类社会发展和自然生态保护之间的关系来研究绿色发展,整体看,研究内容包括绿色能源优化、实现绿色发展以及绿色经济转型发展策略等方面。从绿色发展评价测度看,研究多侧重基于不同方法构建绿色发展评价指标体系测度研究对象的绿色发展水平。随着研究的不断深入,测度

基金项目:国家社会科学基金项目“碳减排政策、环境质量与经济增长的一般均衡分析级传导路径研究”(19CJL007)。

作者简介:袁靖(1977—),女,山东聊城人,博士,副教授,研究方向为金融统计分析;马腾(1995—),男,山东枣庄人,在读硕士,研究方向为应用统计分析;于涵如(1998—),女,山东淄博人,在读硕士,研究方向为应用统计分析;彭燕(1990—),通信作者,女,山西临汾人,在读硕士,研究方向为金融统计分析。

方法呈现多样化,包括指标赋权法、熵值法、数据包络分析、神经网络模型、能值法、网络层次模型、生态足迹法等。近年来,学者对中国绿色发展评价的研究较多,包括对中国省际绿色发展水平及影响因素进行研究,以及对黄河流域、京津冀等经济带的综合绿色发展水平进行评价。

学者对中国绿色发展的内涵、测度等研究日趋完善,但是对中国绿色发展潜力的研究还不够,现有的绿色发展评价研究侧重如何识别并快速提升绿色发展短板,不具备发掘深层次促进或制约区域发展潜力的能力,在绿色发展路径优化方面存在先天性缺陷,而关于绿色发展实现路径的研究则侧重于某些指标的优化,忽视了区域发展的系统性和综合性。科学判断绿色发展潜力并将之转化为现实竞争力才是国家及地区决策部门需要关注的重点,本文将绿色发展指数与系统动力学模型相结合,提出绿色发展潜力的概念和定量研究方案,以长江经济带 11 省(市)的全面经济发展数据为基础,一方面能够更加综合地评判长江经济带绿色发展潜力,为未来长江经济带绿色发展提供有益借鉴;另一方面通过分析绿色发展系统内部指标间的制约机制,探索提升绿色发展水平的有效方案,扩展了绿色发展的研究范围。

二、构建长江经济带 11 省(市)绿色发展评价指标体系

(一)绿色发展评价指标体系选取原则

1. 全面性原则。构建绿色发展评价指标体系的目的在于综合反映区域绿色发展水平,绿色发展的内涵包括经济、社会、资源、生态环境等多方面因素,因此需要保证指标选取的全面性,将绿色发展相关变量尽可能多地纳入指标体系。

2. 差异化原则。各地区自然资源禀赋、发展战略定位以及发展现状不尽相同,导致各地区绿色发展的关注重点有所差别,构建区域绿色发展评价指标体系需要结合区域发展特点选取差异化的评价指标。

3. 可操作性原则。可操作性主要表现在指标量化与数据获取的方便可靠、计算结果的可比等方面。另外,本文结合了绿色发展指数与系统动力学模型两种模型工具,因此还考虑了选取指标参与构建绿色发展系统动力学模型的融合性。

(二)构建指标体系

本文在保证指标的全面性、差异性、可操作性基础上,同时兼顾代表性、简洁性,评价指标由资源利用、环境治理、环境质量、生态保护、增长质量、绿色生活 6 个方面体现(见表 1)。

表 1 长江经济带绿色发展评价指标体系

一级指标(权重)	二级指标	计量单位	指标类型	指标代码	二级指标权重
资源利用(29.3%)	能源消费总量	万吨标准煤	*	X1	0.166
	煤炭消耗占比	%	*	X2	0.167
	地区碳排放	百万公吨	#	X3	0.166
	用水总量	亿立方米	*	X4	0.167
	单位 GDP 建设用地面积	万亩	*	X5	0.167
	工业固体废物综合利用率	%	*	X6	0.166
环境治理(16.5%)	单位 GDP 化学需氧量排放量	吨/亿元	#	X7	0.198
	单位 GDP 二氧化硫排放量	吨/亿元	#	X8	0.226
	单位工业增加值工业固体废物排放量	吨/亿元	#	X9	0.194
	人均生活垃圾清运量	万吨	#	X10	0.189
	环境污染治理投资占比	%	*	X11	0.192
环境质量(19.3%)	空气质量优良天数占比	%	*	X12	0.248
	PM2.5 浓度	微克/立方米	#	X13	0.251
	地表水水质达标率(Ⅲ类及以上)	%	*	X14	0.252
	单位耕地面积化肥使用量	千克/公顷	#	X15	0.249

(续表)

一级指标(权重)	二级指标	计量单位	指标类型	指标代码	二级指标权重
生态保护(16.5%)	森林覆盖率	%	*	X16	0.331
	森林蓄积量	亿立方米	*	X17	0.339
	自然保护区占辖区面积比重	%	*	X18	0.330
增长质量(9.2%)	人均 GDP	元	*	X19	0.201
	居民人均可支配收入	元	*	X20	0.201
	第三产业增加值占 GDP 比重	%	*	X21	0.199
	高技术产业主营业务收入占 GDP 比重	%	*	X22	0.200
	R&D 经费支出占 GDP 比重	%	*	X23	0.199
绿色生活(9.2%)	城镇化率	%	*	X24	0.333
	每万人口拥有公交车辆	标台	*	X25	0.334
	每万人口拥有卫生人员	人	*	X26	0.333

注:* 为正向指标,# 为负向指标。

(三)指标权重确定

常用的指标赋权方法有德尔菲法、层次分析法、熵值法、主成分分析法、因子分析法等,其中,熵值法是利用信息熵来判断指标有效性和价值的一种客观赋权方法。采用熵值法确定指标权重,能够深刻反映指标信息熵值的效用价值,既可以克服主观赋权法无法避免的随机性、臆断性问题,还可以有效解决多指标变量间的信息重叠问题。

本文采用熵值法确定指标权重,计算步骤如下:

1. 指标标准化

由于各指标量纲不一致,不能直接进行比较,正向指标参考式(1),逆向指标参考式(2):

$$X_{ij}^* = X_{ij} / \max(X_{ij}) \quad (1)$$

$$X_{ij}^* = \min(X_{ij}) / X_{ij} \quad (2)$$

式中, X_{ij} 为评价指标; X_{ij}^* 为评价指标标准化值; i 为指标代码编号; j 为年份。

2. 计算指标值在所属一级指标中的占比

$$p_{ij} = X_{ij} / \sum_{j=1}^m X_{ij} \quad (3)$$

3. 计算信息熵与信息熵冗余度

$$e_i = -K \times \sum_{j=1}^m (p_{ij} \times \ln p_{ij}) \quad (4)$$

$$K = 1 / \ln m \quad (5)$$

$$d_i = 1 - e_i \quad (6)$$

式中, K 是与样本数量相关的常数; m 为样本量; e_i 为第 i 项指标的信息熵; d_i 为信息熵冗余度。

4. 计算指标权重

熵值法计算指标权重的本质是比较指标的信息熵效用价值,因此采用信息熵冗余度的占比来代替指标权重,参考式(7),最终采用式(8)合成全部二级指标权重。

$$w_i = d_i / \sum d_i \quad (7)$$

$$w_i = w_i' \times e_j \quad (8)$$

式中, w_i 表示第 i 项指标在绿色发展整体系统中的权重; w_i' 表示第 i 项指标在所属一级指标中的权重; e_j 为对应的一级指标权重。

三、长江经济带 11 省(市)绿色发展指数评价

(一)数据来源

经济社会发展相关数据来源于相关年份长江经济带 11 省(市)统计年鉴,其中经济数据以 2013 年为不变价进行换算;能源利用数据来源于相关年份《中国能源统计年鉴》;废水、废气、固体废物排放数据来源于相关年份长江经济带 11 省(市)环境状况公报,其他生态环境相关数据来源于相关年份《中国环境统计年鉴》。

(二)计算绿色发展指数

采用综合加权法计算绿色发展指数:

$$G_j = \sum (w_i \times X_{ij}) \quad (9)$$

式中, G_j 表示 j 年绿色发展指数。

绿色发展指数从多方面综合反映了区域绿色发展水平,同时也是进行绿色发展潜力量化评价的基础。按照上述计算过程得到中国长江经济带 11 省(市)2013—2018 年绿色发展指数,见表 2。

表 2 长江经济带 11 省(市)绿色发展指数

上海							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.86	0.57	0.78	0.67	0.64	0.90	0.75
2014	0.91	0.68	0.85	0.74	0.67	0.90	0.81
2015	0.93	0.59	0.74	0.80	0.70	0.92	0.80
2016	0.95	0.65	0.82	0.87	0.72	0.93	0.84
2017	0.97	0.63	0.93	0.93	0.75	0.98	0.88
2018	0.99	0.73	1.00	1.00	0.77	0.87	0.92
江苏							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.90	0.70	0.77	0.97	0.63	0.82	0.82
2014	0.91	0.69	0.81	0.97	0.66	0.86	0.84
2015	0.92	0.64	0.85	0.97	0.69	0.89	0.85
2016	0.92	0.61	0.97	0.98	0.73	0.93	0.87
2017	0.95	0.66	0.99	0.98	0.76	0.97	0.90
2018	0.97	0.76	0.98	0.99	0.80	0.97	0.92
浙江							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.88	0.60	0.75	0.90	0.63	0.87	0.79
2014	0.90	0.60	0.81	0.92	0.66	0.90	0.81
2015	0.92	0.59	0.86	0.93	0.69	0.93	0.84
2016	0.93	0.67	0.92	0.97	0.73	0.95	0.88
2017	0.96	0.71	0.95	0.98	0.76	0.98	0.90
2018	0.99	0.84	0.97	1.00	0.80	0.98	0.94
安徽							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.89	0.64	0.84	0.93	0.57	0.81	0.81
2014	0.91	0.61	0.88	0.90	0.61	0.85	0.82
2015	0.92	0.64	0.91	0.91	0.66	0.87	0.84
2016	0.92	0.73	0.92	0.93	0.70	0.90	0.87
2017	0.95	0.84	0.90	0.97	0.75	0.98	0.91
2018	0.96	0.87	0.94	0.99	0.80	0.98	0.93
湖北							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.90	0.55	0.81	0.90	0.60	0.86	0.80
2014	0.88	0.60	0.80	0.92	0.64	0.90	0.80
2015	0.87	0.50	0.81	0.95	0.68	0.92	0.80
2016	0.91	0.77	0.87	0.96	0.71	0.97	0.88
2017	0.91	0.80	0.91	0.98	0.74	0.97	0.90
2018	0.94	0.90	0.98	1.00	0.79	0.95	0.94
湖南							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.89	0.45	0.80	0.92	0.58	0.75	0.76
2014	0.92	0.44	0.84	0.94	0.62	0.81	0.79
2015	0.94	0.57	0.90	0.95	0.66	0.87	0.84
2016	0.94	0.59	0.93	0.97	0.70	0.94	0.86
2017	0.97	0.73	0.96	0.96	0.75	0.95	0.91
2018	0.98	0.77	1.00	0.95	0.80	1.00	0.93

(续表)

江西							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.88	0.64	0.81	0.92	0.53	0.80	0.79
2014	0.91	0.66	0.83	0.94	0.57	0.81	0.82
2015	0.93	0.65	0.92	0.94	0.62	0.83	0.84
2016	0.91	0.74	0.91	0.92	0.68	0.85	0.86
2017	0.93	0.81	0.93	0.97	0.73	0.98	0.90
2018	0.96	0.92	1.00	0.95	0.80	0.92	0.94
重庆							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.83	0.58	0.78	0.87	0.58	0.88	0.77
2014	0.86	0.55	0.83	0.89	0.62	0.89	0.79
2015	0.91	0.52	0.90	0.91	0.67	0.90	0.82
2016	0.94	0.61	0.90	0.88	0.72	0.91	0.85
2017	0.91	0.73	0.96	0.96	0.77	0.96	0.89
2018	0.92	0.84	0.97	0.98	0.80	0.94	0.92
四川							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.77	0.61	0.83	0.94	0.57	0.91	0.78
2014	0.82	0.64	0.84	0.93	0.61	0.92	0.80
2015	0.87	0.59	0.85	0.94	0.65	0.91	0.81
2016	0.87	0.75	0.86	0.93	0.70	0.91	0.85
2017	0.91	0.80	0.91	0.96	0.75	0.97	0.89
2018	0.97	0.89	0.98	0.97	0.80	0.97	0.94
云南							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.74	0.64	0.79	0.92	0.56	0.82	0.75
2014	0.82	0.58	0.89	0.93	0.59	0.85	0.79
2015	0.90	0.56	0.93	0.95	0.64	0.88	0.83
2016	0.93	0.64	0.95	0.94	0.69	0.93	0.87
2017	0.91	0.74	0.98	0.98	0.75	0.97	0.90
2018	0.93	0.84	0.99	1.00	0.80	0.98	0.93
贵州							
年份	资源利用	环境治理	环境质量	生态保护	增长质量	绿色生活	绿色发展指数
2013	0.84	0.50	0.75	0.87	0.59	0.78	0.74
2014	0.90	0.59	0.78	0.90	0.62	0.83	0.79
2015	0.91	0.59	0.92	0.92	0.65	0.89	0.83
2016	0.88	0.69	0.94	0.90	0.69	0.93	0.85
2017	0.89	0.77	0.98	0.97	0.74	0.96	0.89
2018	0.96	0.93	0.99	0.99	0.80	0.99	0.95

本文构建的绿色发展指标体系包含资源利用、环境治理、环境质量、生态保护、增长质量、绿色生活 6 个方面。其中资源利用重点关注了水资源、土地资源、能源资源的利用效率以及可回收利用资源的再利用情况;环境治理是绿色发展的核心领域之一,反映政府和社会对环境污染治理的资金投入力度;环境质量

是环境治理的结果体现;生态保护体现了自然生态质量与生态保护投入情况;增长质量主要表现为经济总量增长以及经济发展的可持续性;绿色生活主要关注居民生活方式的绿色性。

从长江经济带 11 省(市)的绿色发展指数计算结果,可以得到以下结论:(1)2013 年 11 省(市)的绿色

发展指数存在一定差异,但经过近年来绿色发展理念的贯彻执行,到2018年11省(市)的绿色发展之间的差异明显缩小,11省(市)绿色发展指数都超过0.90,说明近年来长江经济带11省(市)注重协同发展。(2)总体看,针对资源利用、环境治理、环境质量、生态保护、增长质量、绿色生活6个方面指标,我们可以看到11省(市)的环境治理和增长质量两个一级指标计算结果增长显著,尤其是上游4个省(市),2013年重庆环境治理和增长质量两个指标计算结果均为0.58,2018年两个指标分别增长至0.84和0.80;四川两个指标计算结果由2013年的0.61和0.57,增长至2018年的0.89和0.80;云南两个指标计算结果由2013年的0.64和0.56,增长至2018年的0.84和0.80;贵州两个指标计算结果由2013年的0.50和0.59,增长至2018年的0.93和0.80。(3)从资源利用角度看,下游与中游7个省(市)比上游4个省(市)指标高,上游的重庆、四川、贵州和云南资源丰富,但是未充分开发利用。(4)环境治理方面,贵州、江西和湖北近年来表现突出。近年来长江两岸防护林体系建设造林超千万亩,通过国家湿地公园、绿色发展示范区以及退化湿地恢复等建设,长江经济带重点湖库及流域水质优良断面比例显著提高,水源涵养功能明显增强。禁渔退渔在长江流域重点水域取得阶段性成效,18万渔民全部提前退捕上岸。禁渔以来,长江水生物资源逐渐恢复,如作为长江流域生态环境“指标生物”的江豚在湖北宜昌长江三江段频现。(5)由于环境治理成效显著,长江经济带11省(市)2013—2018年环境质量大幅提升。(6)从生态保护角度看,2013—2016年上海生态保护措施不到位,但是2017年之后出台相关政策,进而有了大幅提升。(7)从绿色生活角度看,其他省市都有小幅上升,上海2018年反而下降,说明上海需要特别注意居民生活方式的绿色改善。

经济的绿色发展水平是衡量绿色发展的重要测度指标,今后长江经济带11省(市)经济发展的重要内容仍然是促进经济结构优化升级,推动经济发展绿色转型升级,培育新的经济增长点,拓展绿色发展空间,不断提高经济发展的质量和效益。

四、绿色发展系统动力学模型构建

将长江经济带区域发展系统划分为经济、社会、资源、生态环境4个子系统,通过分析子系统和变量间的因果关系与数学关系,开发设计出长江经济带11省

(市)2013—2060年绿色发展仿真模型并进行检验,检验结果表明模型运行稳健,与系统真实运行情况基本相符,能够用于长江经济带11省(市)绿色发展仿真模拟。

(一)系统边界及基本假设

2020年9月,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上提出,中国将采取更加有力的政策和措施,二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和。因此本文设定模型有效时间为2013—2060年,其中2013—2018年为模型设定与检验区间,2018—2060年为模型预测区间;设定2018—2030年为中期预测区间,2030—2060年为长期预测区间。设定时间间隔为1年。

一般而言,系统边界内包含与研究问题有关的全部对象,但由于区域绿色发展系统强调经济、社会、资源、生态环境4大子系统的整体与协调发展,涉及的指标数量众多,较难逐一列举。本文从各子系统的内涵出发,分别选择与绿色发展关联度较高的变量纳入模型:(1)经济子系统中选择GDP、产业结构、固定资产投资、财政支出、研发支出、居民收入等变量;(2)社会子系统中选择人口、城镇化率、就业、医疗卫生水平、公共交通情况等变量;(3)资源子系统中选择能耗、水耗、土地资源消耗、碳排放等变量;(4)生态环境子系统中选择水、大气、固体废物等污染物排放水平及生态环境质量、污染治理投入等变量。

(二)系统动力学流图

因果关系图只能反映指标间的相关性和反馈过程,需要进一步绘制系统动力学流图来实现对各要素运行情况的仿真模拟。长江经济带11省(市)绿色发展系统由经济、社会、资源、生态环境4个子系统构成,得到系统动力学流图^①。

(三)模型方程式

模型方程式量化描述指标间因果关系。绿色发展系统动力学模型中涉及的变量类型有水平变量、速率变量、辅助变量以及常量,各变量之间的定量关系通过模型方程予以描述,共建立95个模型方程。

五、长江经济带11省(市)绿色发展潜力情景分析

(一)绿色发展情景设定

情景分析是政策制定的基础,通过改变不同控制指标的参数,设定多个发展情景并进行模拟仿真,分析不同参数变化情况对绿色发展系统的影响,从而为提

^①系统动力学流图可咨询作者或《统计理论与实践》编辑部。

升区域绿色发展潜力提供合理建议。

情景分析一般分为单要素模拟与多要素综合模拟,单要素模拟主要分析单个控制指标变动对系统的影响,多要素模拟分析多个控制指标同时变动对系统的影响。考虑到单一指标调整对绿色发展系统影响较小,从产业结构优化、能源结构优化、固定资产投资管控、科技创新资金投入、污染治理资金投入等角度选取多个指标,设定不同的组合方案进行多要素模拟。具体调控指标包括第二产业增加值占比、第三产业增加值占比、工业增加值占比、GDP 增速、煤炭消费占比、天然气消费占比、财政支出占比、环境污染治理投资占比、工业固体废物产污系数、工业源 COD 排污系数、工业固体废物综合利用率以及研发支出增长率,这些指标在系统动力学模型中均以表函数表示。

P1(基础模式,不改变现有参数):作为基础对照组,情景方案设置延续现状发展路径,各项调控指标

参数保持现有变化趋势,不进行调整。

P2(产业结构优化模式):第二产业增加值占比减少 10%,第三产业增加值占比增加 10%,工业增加值占比减少 10%,GDP 增速变为 1.2 倍。

P3(能源结构优化模式):煤炭消费占比减少 15%,天然气消费占比增加 5%,财政支出占比变为 1.2 倍。

P4(技术进步模式):研发支出增长率变为 1.2 倍。

P5(环境治理模式):环境污染治理投资占比和工业固体废物综合利用率变为 1.2 倍,工业固体废物产污系数和工业源 COD 排污系数变为 0.8 倍。

P6(综合模式):同时进行 P2、P3、P4、P5 的 4 种调整方案。

由于长江经济带 11 省(市)模型数据初始值存在差异,因而仅列出上海市绿色发展潜力情景模拟调控指标的参数设置,如表 3 所示。其余各省(市)与之相似,但依赖于具体模型数据初始值。

表 3 上海市系统动力学模型情景模拟调控指标的参数设置结果

调控变量(单位)	指标参数设置					
	P1	P2	P3	P4	P5	P6
第二产业增加值占比(%)	26.59	16.59				16.59
第三产业增加值占比(%)	73.15	83.15				83.15
工业增加值占比(%)	24.95	14.95				14.95
GDP 增速(%)	1.84	2.21				2.21
煤炭消费占比(%)	25.88		10.88			10.88
天然气消费占比(%)	1.13		6.13			6.13
财政支出占比(%)	20.94		25.12			25.12
研发支出增长率(%)	6.99			8.38		8.38
环境污染治理投资占比(%)	0.53				0.64	0.64
工业固体废物产污系数(吨/万元)	0.19				0.15	0.15
工业源 COD 排污系数(吨/亿元)	0.83				0.67	0.67
工业固体废物综合利用率(%)	91.79				99.13	99.13

(二)长江经济带 11 省(市)绿色发展潜力情景模拟对比分析

将长江经济带 11 省(市)绿色发展潜力 6 种情景

模拟结果进行对比,中期设置为 2018—2030 年,长期设置为 2030—2060 年,结果见表 4、表 5。

据表 4、表 5 的模拟结果,可以看到:(1)长江经济

表 4 2018—2030 年长江经济带 11 省(市)绿色发展指数变化幅度模拟结果

情景	上海	江苏	浙江	安徽	湖北	湖南	江西	重庆	四川	云南	贵州
P1	1.450	0.256	0.278	0.312	0.140	0.310	0.308	0.435	0.394	0.435	0.522
P2	1.459	0.279	0.396	0.350	0.161	0.373	0.345	0.468	0.420	0.468	0.621
P3	1.462	0.282	0.304	0.327	0.162	0.325	0.316	0.450	0.418	0.450	0.535
P4	1.451	0.257	0.280	0.314	0.141	0.318	0.313	0.442	0.401	0.442	0.537
P5	1.461	0.262	0.291	0.318	0.147	0.322	0.319	0.447	0.402	0.447	0.531
P6	1.479	0.315	0.437	0.374	0.191	0.408	0.370	0.502	0.462	0.502	0.660

表 5 2030—2060 年长江经济带 11 省(市)绿色发展指数变化幅度模拟结果

情景	上海	江苏	浙江	安徽	湖北	湖南	江西	重庆	四川	云南	贵州
P1	138.746	1.830	0.966	3.292	0.540	5.230	2.601	8.005	6.710	12.766	17.796
P2	138.790	2.429	5.912	5.941	0.760	12.319	4.442	11.553	9.372	13.858	47.395
P3	138.824	1.874	1.014	3.337	0.572	5.276	2.626	8.079	6.801	12.818	17.860
P4	138.849	2.268	1.143	4.317	0.596	7.653	3.370	11.207	10.135	13.444	28.749
P5	138.909	3.243	1.201	3.430	0.609	5.299	2.662	8.056	6.772	12.809	17.873
P6	139.131	4.543	7.348	8.195	0.950	18.535	5.982	16.660	14.372	15.005	78.256

带 11 省(市)长期的绿色发展指数变化幅度均显著于中期变化幅度,上海长期绿色发展指数变化幅度均达到 138 以上,贵州长期绿色发展指数变化幅度在第六种情景模式中也达到 78.256。(2)不论是中期变化幅度还是长期变化幅度,上海的变化幅度均位列第一,接着是上游 4 的重庆、四川、贵州、云南,其次是下游的浙江、安徽和中游的湖南,变化幅度最小的是中游的江西、湖北和下游的江苏。

根据 11 省(市)绿色发展指数差异,可以得出以下结论:(1)上海作为长三角一体化发展及长江经济带发展的龙头,地处流域出海口,既是引领流域整体转型发展的桥头堡,也是这一区域与海外市场的重要枢纽。因此,上海未来的绿色发展潜力巨大。(2)长江上游 4 个省(市)(重庆、四川、贵州、云南)位于中国西南部,是长江上游地区的重要生态屏障和经济、金融、科创、航运和商贸物流中心,是长江经济带上游成渝城市群的核心城市,其生态环境位居全国前列,未来的绿色发展潜力也很大。(3)近年来长江下游和中游的江苏、浙江、安徽、湖北、湖南和江西工业规模总量大、增速快,重化工业占比偏大,第二产业发展对区域资源环境造成的负荷仍然较高,煤炭消费量占比较大,清洁能源消费占比不高,综合看,其未来绿色发展潜力需要进一步挖掘。

根据表 4、表 5 列出的 6 种情景模拟结果差异对比,得出以下结论:

(1)作为基础对照方案,该情景下绿色发展指数稳定提升,绿色发展水平存在一定上升空间,绿色发展潜力较高。但是对于长江经济带 11 省(市),基础模式下的绿色发展指数提升幅度均是 6 种模式下最小的,因而不是最优发展方案。

(2)对比产业结构优化模式、能源结构优化模式、

技术进步模式和环境治理模式,产业结构优化模式下长江经济带 11 省(市)绿色发展指数变化幅度最大,其次是技术进步模式,再次是环境治理模式,最后是能源结构优化模式。

(3)产业结构优化模式情景设置是以提高第三产业和高新技术产业产值占比,降低工业增加值占比为主要出发点,并协同带动经济增长。从结果看,该情景下产业结构明显优化,经济增长动能增强,主要是因为资源利用效率快速提升,工业污染物排放量明显降低,对绿色发展潜力提升具有明显促进效果。

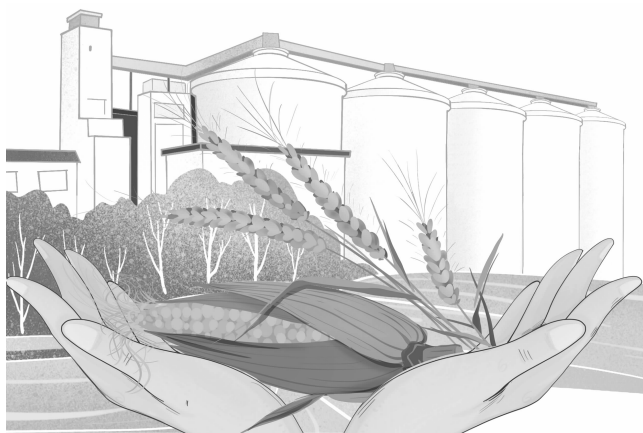
(4)技术进步模式下,科技创新能力提升对经济增长质量、清洁生产水平、环境污染治理等多方面产生正向促进作用,与前述发展方案相比较,该情景下各类指标指数均有一定幅度增长。

(5)环境治理模式下情景设置旨在通过加强环境污染治理投资、工业污染管控水平来降低污染物排放,绿色发展水平大幅度提升。

(6)能源结构优化模式情景设定目的在于优化能源结构、提升能源利用效率。从结果看,碳排放削减效果明显,符合情景设定目的,对绿色发展综合指数提升具有一定促进效果,但指数增长幅度不大,表明仅通过优化能源利用方式已较难快速提升区域绿色发展潜力,该方案适合作为其他方案的补充。

(7)综合模式情景从资金管控和政策引导两个方面进行控制,并综合考虑产业结构、能源结构、污染治理、科技创新等方面的因素进行调整。该情景方案下,长江经济带 11 省(市)绿色发展指数增长幅度最大,采用多项措施的组合方案对提升区域绿色发展质量效果最突出,是提升绿色发展潜力的最优选择。

总结上述研究结果认为,加强产业结构转型和生态环境治理投入是提升长江经济带 11 省(市)绿色发



展潜力的重点所在,应当以节能降耗减污为政策导向,通过优化产业结构、提高环境污染治理资金投入,并配合实施能源结构调整、加大技术创新等一系列组合措施,最大程度促进长江经济带11省(市)高质量绿色发展。

六、结论

本文通过构建绿色发展评价指标体系,得到了反映绿色发展综合水平的绿色发展指数,并设计了包括经济、社会、资源、生态环境4个子系统的长江经济带11省(市)的绿色发展系统动力学模型,模型检验的可靠性和稳定性较好,能够反映绿色发展各关键指标变化情况。在此基础上,从优化产业结构、能源清洁利用、促进科技创新、强化污染治理等方面设定不同的组合方案,仿真模拟了长江经济带11省(市)2018—2060年绿色发展变化趋势。研究结果表明:(1)根据绿色发展指数的计算结果,近年来长江经济带11省(市)绿色发展均取得明显成效,且各一级指标指数均有提升。(2)长江经济带11省(市)未来发展,仍需要持续推动产业结构转型升级。(3)科技创新为经济社会发展提供重要支撑,不仅能够提升劳动生产率,还能提升资源环境产出率。长江经济带11省(市)拥有较好的科技创新土壤,人才科教资源十分丰富,应大力增加绿色技术研发投入,促进绿色产业发展,进一步凸显绿色技术在优化产业结构、提升资源利用效率、促进污染减排等方面的作用。(4)未来长江经济带11省(市)应继续加大环境污染治理资金投入力度,削减污染物排放总量。(5)长江经济带11省(市)可以根据自身实际情况提升未来绿色发展潜力。◆

参考文献:

- [1]KIM S E,KIM H,CHAE Y.A new approach to measuring green growth:Application to the OECD and Korea[J].Futures,2014(63):37-48.
- [2]DULAL H B,DULAL R,Yadav P K.Delivering green economy in Asia:The role of fiscal instruments [J].Futures,2015(73):61-77.
- [3]GUO F Y,TONG L J,XU L M,et al.Spatiotemporal pattern evolution and spatial Spillover effect of green development efficiency:Evidence from Shandong province, China[J].Growth and Change,2020,51(1):382-401.
- [4]WANG Q S,YUAN X L,CAO D Y,et al.Research on Evaluation Index System for Green Manufacturing Based on PSR Model and Life Cycle[J].Applied Mechanics and Materials,2010,1012(34-35):79.
- [5]CHENG X, LONG R, CHEN H, et al.Green competitiveness evaluation of provinces in China based on correlation analysis and fuzzy rough set[J].Ecological Indicators,2018(85):841-852.
- [6]ZHANG H,GENG Z R,YIN R S,et al.Regional differences and convergence tendency of green development competitiveness in China[J].Journal of Cleaner Production,2020(254):119922.
- [7]WANG Y,HU H,DAI W J,et al.Evaluation of industrial green development and industrial green competitiveness:Evidence from Chinese urban agglomerations [J].Ecological Indicators,2021(124):107371.
- [8]WANG Y L,ZHAO N,LEI X D,et al.Green Finance Innovation and Regional Green Development[J].Sustainability,2021,13(15):8230.
- [9]江秀龙,马德武,蒲灵,等.四川省钢铁行业能耗现状及绿色发展潜力研究[J].四川冶金,2018,40(2):15-18+30.
- [10]张海琪,周志明,夏佳佳,等.基于SWOT分析的德清渔业绿色发展战略[J].浙江农业科学,2018,59(9):1705-1708+1713.
- [11]向俊霖,刘寅,王蕾,等.两种视角下成渝城市群(四川)经济发展潜力评价方法研究[J].中国农业资源与区划,2018,39(3):38-47.

绿色技术创新、能源发展 对实体经济发展的影响

——基于长江经济带 2005—2020 年数据的实证分析

欧阳友¹ 汪发元²

(1.中国安能集团第一工程局公司合肥分公司,安徽 合肥 530025;2.亳州学院 经济与管理系,安徽 亳州 236800)

摘要:基于长江经济带 11 省(市)2005—2020 年的面板数据,运用熵值法测算能源发展综合指数,构建空间杜宾模型和门槛效应模型,实证研究绿色技术创新和能源发展对实体经济发展的影响。研究表明:在长江经济带,绿色技术创新和能源发展能显著促进本省(市)的实体经济发展,且具有负向空间溢出效应;在能源发展对实体经济的影响中,绿色技术创新具有门槛效应。应当强化绿色技术创新有效性,推动绿色技术创新成果在区域内的流动和应用;围绕长江大保护和产业结构升级,加速能源结构的调整与革命;统筹能源创新发展,打造绿色技术与能源的良好互动。

关键词:长江经济带;实体经济发展;绿色技术创新;能源发展

中图分类号:F202

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0012-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.01.002

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中指出,要“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上”。实体经济是我国的立身之本,中国实体经济虽已取得跨越发展,但“大而不强”问题依然十分突出。实体经济发展仍然面临技术创新瓶颈突破难、能源要素紧缺和转化效率低等问题。那么,如何解决实体经济发展的这些难题呢?二十大报告进一步指出,要“完善科技创新体系,坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”。因此,在实现由大向强的转变过程中,实体经济必须充分依靠绿色技术创新的驱动作用,积极引导能源要素投入发挥催化作用,推进产业结构转型升级,促进实体经济做大做强。长江经济带区域经济量在全国经济总量中占据较大比重,在我国实体经济发展中占据重要战略地位。因此,研究长江经济带绿色技术创新、能源发展对实体经济发展的影响,并在此基础上提出政策建议,对于完善长江经济带流域发展战略,提高实体经济发展水平,增强我国的国际竞争力具有重要意义。

的意义。

二、文献综述

在世界面临百年未有之大变局的背景下,实体经济的发展水平备受关注。学者从理论分析和实证研究两个方面进行分析认为,在实体经济发展过程中,稳定的政治经济环境提供了制度保障,技术创新提供了驱动力量,能源发展提供了要素支持,同时财政金融、环境规制、人力资本、产业升级等也发挥了重要作用。

科技创新水平一定程度上决定国家经济发展水平,创新成为发展的第一动力。关于科技创新与经济增长关系的研究一直都是热点话题,部分学者认为,科技创新驱动经济发展的整体绩效仍然偏低^[1]。但在长江经济带,科技创新能够显著促进实体经济发展,并且空间溢出效应显著^[2]。在其他实行区域一体化的地区,也显示科技创新对实体经济的发展具有显著的直接效应,以及明显的空间溢出效应^[3]。这一观点得到了应用全国 278 个地级以上城市数据研究的实证支持^[4],将科技创新和金融发展纳入同一分析框架,做进一步的研

基金项目:安徽省哲学社会科学基金一般项目“科技创新促进安徽实体经济发展及政策引导研究”(AHSKY2021D54)。

作者简介:欧阳友(1980—),男,广西柳州人,助理工程师,研究方向为新能源发展;汪发元(1961—),男,湖北天门人,硕士,教授,硕士生导师,研究方向为区域经济、农业经济。

究,结果表明,在长江经济带一体化形成的过程中,两者融合为实体经济带来了间接正向影响^[9]。科技创新包括科技投入和科技产出两个视角,研发经费投入对实体经济发展的促进作用更为显著,体现为专利授权的科技产出对实体经济发展的推动作用存在滞后性^[10]。

能源作为特殊资源,是实体经济发展中无可替代的生产要素。在向后工业化时代转变的进程中,能源要素的投入能够为经济发展提供可持续支撑^[7]。从企业效益视角出发,能源企业通过整合重组能够实现资源的优化配置,提升产业链整体经济绩效^[8]。能源消费新模型的发展能够降低企业生产成本和价格水平,提高产出和消费,增加就业和投资^[9]。能源价格上升将导致能源需求减少,进而使总消费减少,影响实体经济的发展^[10]。究其本质,能源投资与消费和经济增长之间存在长期协整关系^[11],并且无论在何种特征的发展时期,工业经济增长与能源均存在双向的冲击效应^[12]。但是在产业转型升级的大背景下,能源消耗对经济的促进作用正在缓慢降低^[13]。能源结构和生态环境对经济发展具有显著影响,伴随着能源结构的优化调整 and 生态环境的治理保护,实体发展质量逐步提升^[14]。

实体经济的发展是综合因素影响的结果。蓬勃兴起的数字产业化显著促进了工业企业全要素生产率的提高,推动了实体经济发展^[15]。数字经济的作用效果,既包括对实体经济发展的促进效应,也包括对实体经济发展的抑制效应^[16]。从短期观察,数字化水平对经济高质量发展有正向影响;从长期观察,数字经济与经济高质量发展的关系并不显著^[17]。金融支持是实体经济发展的血脉,金融支持实体经济发展具有阶段性和空间溢出性特征,空间溢出效应对区域实体经济

发展有显著的促进作用^[18]。

综上所述,关注实体经济、研究实体经济已经成为学术界的热门话题,也取得了丰富的研究成果,为本文进一步研究奠定了扎实的基础。然而,绿色技术创新是任何企业优化升级都离不开的技术支持,无论是能源企业的转型升级,还是实体经济发展壮大,都需要绿色技术创新成果的支撑。为此,把绿色技术创新、能源发展与实体经济发展纳入统一研究体系,分析各因素之间的综合影响效果,对于优化长江经济带的政策措施,推动长江经济带实体经济发展具有重要意义。本研究有两方面的独特贡献:一是在世界能源紧张的特殊时期,在研究创新与实体经济关系中,纳入能源发展,具有视角上的新颖性;二是人们多泛泛谈论科技创新的重要性,而忽视科技创新是否具有门槛,本研究检验了在能源发展影响实体经济的过程中科技创新是否具有门槛效应。

三、变量设定与模型构建

(一) 变量选取与说明

1. 核心变量

核心变量包括被解释变量和解释变量,其中被解释变量为实体经济发展(REG),解释变量包括绿色技术创新(GTI)和能源发展(ED)。参考现有文献,选择采用剔除金融业和房地产业之后的 GDP 衡量实体经济发展^[19],选取发明专利和实用新型专利数量之和衡量绿色技术创新^[20]。关于能源发展的衡量指标,参考已有研究,从能源供应、能源消费和能源效率出发,构建 3 个维度共 6 个指标的综合评价指标体系^[21],并运用熵值法对各指标进行客观赋权,以期全面衡量长江经济带的能源发展状况。详细指标体系构建见表 1。

表 1 能源发展综合评价指标体系

维度层	指标层	单位	属性	权重
能源供应 (0.246)	人均能源消费量	吨标准煤	+	0.246
能源消费 (0.571)	煤炭消费量	万吨	-	0.083
	电力消费量	亿千瓦时	-	0.086
	天然气消费量	亿立方米	+	0.402
能源效率 (0.183)	单位 GDP 能耗	吨标准煤/万元	-	0.086
	单位 GDP 电耗	千瓦时/元	-	0.097

注:“+”为正向指标,“-”为负向指标;小括号里的值为权重。

表 1 显示,在能源发展的综合评价指标体系中,能源消费所占权重最高,其次是能源供应,最后是能

源效率,分别为 0.571、0.246 和 0.183。这一结果表明,目前长江经济带的能源发展结构不够优化,存在能源

消费数量大,且转化效率低的问题。

2. 控制变量

参考已有文献,选取产业结构升级(IUP)、人力资本(HC)、财政投入(FI)和金融发展(FD)作为控制变量。在实体经济发展过程中,很多影响因素发挥了重要作用。其中,产业结构升级是实体经济发展必不可少的环节,人力资本是经济社会运行的基本要素,财政投入和金融发展能够为实体经济发展提供必要的资金支持,以及实现要素资源的优化配置。关于控制

变量的具体衡量指标,分别选取产业结构升级指数、区域就业人数、财政支出与GDP的比值和金融业增加值进行表示。指标值越大,表明各相应变量水平越高。

3. 数据来源

以长江经济带11省(市)为研究对象,选取2005—2020年为样本区间进行实证研究。数据主要来源于国家统计局和各省(市)统计局,样本中个别缺失值采用线性插值法进行补全。各变量基本描述性统计见表2。

表2 变量基本描述性统计

变量名称	符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
实体经济发展	REG	176	18639.43	15130.94	1549.20	86882.46
绿色技术创新	GTI	176	32420.04	48083.74	543.00	272795.00
能源发展	ED	176	0.44	0.17	0.17	0.79
产业结构升级	IUP	176	2.33	0.12	2.16	2.73
人力资本	HC	176	3151.59	1198.19	836.87	4889.00
财政投入	FI	176	0.20	0.07	0.09	0.40
金融发展	FD	176	1408.31	1530.76	60.30	7529.61

由表2可知,实体经济发展、绿色技术创新和能源发展的均值分别为18639.43、32420.04和0.44,标准差分别为15130.94、48083.74和0.17,表明在实体经济、绿色技术创新和能源发展方面,不同省(市)之间存在较大差距。其余各控制变量也呈现出相同的分布特点,说明长江经济带流域整体发展状况并不均衡。

(二)模型选择与构建

1. 空间杜宾模型

在经济学实证研究中,最常用的空间计量模型包括空间误差模型(SEM模型)、空间滞后模型(SLM模型)和空间杜宾模型(SDM模型),其中SDM模型同时考虑到自变量和因变量的空间相关性,具有更大优势。因此,为探究绿色技术创新、能源发展对实体经济发展的影响,构建如下空间杜宾模型:

$$\begin{aligned} \text{LNRED}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{LNGTI}_{it} + \alpha_2 \text{ED}_{it} + \alpha_3 \text{Col}_{it} + \alpha_4 \text{W}_{ij} \times \text{LNGTI}_{it} \\ & + \alpha_5 \text{W}_{ij} \times \text{ED}_{it} + \alpha_6 \text{W}_{ij} \times \text{Col}_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

式中LNRED和LNGTI为实体经济发展和绿色技术创新的自然对数形式,ED为能源发展,Col为控制变量,包括IUP、LNHC、FI和FD。 α_i 和 β_i 为待估系数, μ_i 表示空间固定效应, ν_t 表示时间固定效应, ε_{it} 代表随机误差项。 W_{ij} 为空间权重矩阵,本研究选择使用0—1邻接权重矩阵($w1$)进行相关检验,采用地理距离权重矩阵($w2$)进行稳健性检验,具体形式为:

$$w1_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{地区 } i \text{ 与地区 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

$$w2_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (3)$$

2. 门槛效应模型

为进一步探究不同绿色技术创新水平下,能源发展对实体经济的影响,以LNGTI为门槛变量构建以下门槛效应模型:

$$\begin{aligned} \text{LNRED}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{ED}_{it} \times I(\text{LNGTI}_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \text{ED}_{it} \\ & \times I(\text{LNGTI}_{it} > \gamma) + \beta_3 \text{Col}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

上式中 β_i 为待估系数, γ 为门槛值, ε_{it} 为误差项, $I(\cdot)$ 为指示函数,当括号里的条件得到满足时取1,反之取0。

四、实证分析

(一)空间杜宾模型检验

1. 相关检验

在空间计量模型中,通常采用全域莫兰指数(I)检验研究对象的空间自相关性,以验证构建空间模型的前提条件。如果 $I > 0$,则表示研究对象空间正相关;如果 $I < 0$,则表示空间负相关;如果 $I = 0$,则空间无关。采用stata15.0软件计算2005—2020年长江经济带实体经济发展(LNRED)的全域莫兰指数,具体结果见表3。

表 3 实体经济发展的莫兰指数

年份	I	z	年份	I	z
2005	0.264**	1.764	2013	0.189*	1.406
2006	0.269**	1.789	2014	0.180*	1.365
2007	0.268**	1.782	2015	0.179*	1.358
2008	0.261**	1.746	2016	0.186*	1.397
2009	0.258**	1.737	2017	0.199*	1.463
2010	0.238*	1.644	2018	0.198*	1.463
2011	0.230*	1.607	2019	0.154	1.243
2012	0.214*	1.534	2020	0.117	1.074

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

表 3 显示,2005—2020 年的长江经济带实体经济发展各年的全域莫兰指数均为正值。这一结果表明,长江经济带实体经济发展存在空间自相关,相邻地区之间的实体经济发展能够相互联系和影响,而非相对独立。因此,选择构建空间计量模型,研究绿色技术创新和金融发展对实体经济发展的影响是十分必要且合适的。

进一步选择构建具体的空间模型之前,需要进行一系列检验。先采用 LM 检验判断模型的具体类型,结果均在 5%检验水平上显著,说明应选择 SDM 模型。再通过 Wald 检验和 LR 检验判断 SDM 模型能否简化为 SLM 模型和 SEM 模型,两种检验结果都在 1%检验水平上显著拒绝了原假设,说明 SDM 模型更合适。详细检验结果见表 4。

表 4 模型选择相关检验结果

检验类型	原假设	显著度	结果
LM 检验	SEM 模型	4.341**	SDM 模型
	SEM 模型(robust)	5.300**	
	SLM 模型	6.039**	
	SLM 模型(robust)	6.998**	
Wald 检验	SDM 能简化成 SLM 或 SEM	48.67***	拒绝
LR 检验	SLM 模型优于 SDM 模型	46.03***	拒绝
	SEM 模型优于 SDM 模型	89.01***	拒绝

基于中国经济增长的特点,随机效应模型会忽略地区差异和时期影响,因此选择固定效应模型更适合。具体对空间固定效应模型、时间固定效应模型和双固定效应模型进行选择时,先将 3 个模型的 σ^2 、log-likelihood 和 R^2 参数进行对比择优。如表 5 所示,虽然双固定效应模型的整体拟合优度 R^2 最小,但 σ^2 和 log-likelihood 的结果最好,因此选择双固定效应模型。再通过 LR 检验,结果均在 1%显著水平上拒绝空间固定效应模型和时

点固定效应模型,优于双固定效应模型的原假设。基于以上检验结果,最终确定构建具有空间和时点双固定的空间杜宾模型。

表 5 固定效应模型比较

模型	σ^2	log-likelihood	R^2
双固定效应模型	0.0015	320.9408	0.8612
时点固定效应模型	0.0117	141.2411	0.9763
空间固定效应模型	0.0024	260.2136	0.9846

2. 模型结果分析

使用 Stata15.0 计量软件,采用极大似然估计法对方程(1)进行估计,结果见表 6。

表 6 空间杜宾模型估计结果

变量	系数	
	w1	w2
LNGTI	0.0500*** (3.25)	0.0870*** (5.09)
ED	0.2690*** (2.89)	0.1365* (1.70)
IUP	-0.9639*** (-7.17)	-0.14481*** (-10.03)
LNHC	-0.3649*** (-3.78)	-0.5098*** (-6.69)
FI	-0.8760*** (-3.83)	-0.8802*** (-3.76)
FD	-0.0001* (-6.74)	-0.0001*** (-8.48)
R^2	0.8612	0.8185
W*LNGTI	-0.1496*** (-2.98)	-0.0573 (-0.59)
W*ED	-0.3612** (-2.38)	-0.6506** (-2.32)
W*IUP	-1.2238*** (-3.97)	-4.0336*** (-5.87)
W*LNHC	-0.1601 (-0.88)	-0.7672 (-2.55)
W*FI	-0.2475 (-0.58)	1.0867 (1.15)
W*FD	-0.0001*** (-3.21)	-0.0001** (-2.28)
σ^2	0.0015***	0.0013***

注:小括号内为 z 统计量。

如表 6 所示,在引入 0—1 邻接权重矩阵(w1)和地理距离权重矩阵(w2)进入模型时,拟合优度均大于 0.8,说明模型整体拟合能力很好。具体看,绿色技术创新的系数分别为 0.0500 和 0.0870,能源发展的系数分别为 0.2690 和 0.1365,且均在不同检验水平上显著。这一结果说明绿色技术创新和能源发展对实体经济发展均具有显著的正向影响。绿色技术创新体现为发

明专利和实用新型专利,这些实质性创新成果能够直接应用于实体产业部门的生产实践中,提升生产效率和产出质量。同时,作为实体产业的重要投入要素,能源的高水平发展能够直接影响实体经济发展。

$W \times LNGTI$ 的系数在两个模型中均为负值,且在模型(1)中通过了 1% 的检验水平,说明本省(市)的绿色技术创新对相邻省(市)的实体经济发展具有抑制作用。这可能是因为技术创新自身的竞争性与区位优势性,导致相邻省(市)间尚未形成良好的技术互动,存在抑制的关系。 $W \times ED$ 的两个系数均为负值,且都通过了 5% 的检验水平,说明能源发展对相邻省(市)具有消极作用。一次能源的有限性导致不同省(市)之间存在能源竞争现象,因此能源发展具有显著的负向空间溢出效应。其余各控制变量对实体经济发展均具有不同程度的影响,因非本文研究重点,在此不做详细描述。

(二) 门槛效应检验

为进一步研究不同绿色技术创新水平下能源发展对实体经济发展的影响,引入绿色技术创新($LNGTI$)作为门槛变量,对方程(2)进行 1000 次迭代,搜寻点为 400 的门槛效应检验,结果见表 7。

表 7 门槛模型估计结果

变量		系数	F 值/t 值	P 值
绿色技术创新 ($LNGTI$)	门槛值 γ	6.4379**	49.79(F 值)	0.011
能源发展 (ED)	($LNGTI \leq \gamma$)	0.8900**	2.58(t 值)	0.027
	($LNGTI > \gamma$)	1.8345***	5.38(t 值)	0.000
C		-1.8930	-0.44	0.666

表 7 显示,以绿色技术创新为门槛变量时,能源发展对实体经济发展的促进作用通过了单门槛检验,其门槛值为 6.4379,通过了 5% 的显著水平检验。当绿色技术创新水平低于 6.4379 时,能源发展对实体经济的影响系数为 0.8900;而当绿色技术创新水平高于 6.4379 时,能源发展对实体经济发展的促进作用有所上升,为 1.8345,系数都在 5% 检验水平上显著。模型拟合优度为 0.8978,说明整体拟合能力很好。基于以上分析,能源发展对实体经济发展起到促进效果,并受到绿色技术创新水平的门槛效应调节,当处于较高的绿色技术创新水平时,能源发展对实体经济发展的正向影响效应也会有所增大。从样本统计量看,当前长江经济带整体的绿色技术创新水平 ($LNGTI$) 为 9.4574,大于 6.4379,表明长江经济带当前的绿色技术创新水平,能够实现能源发展对实体经济发展的最大效用。但是根据 SDM 模型的估计结果可知,在现有条

件下,能源发展对实体经济的促进效应并未完全显现。

五、结论与建议

(一) 基本结论

基于长江经济带 11 省(市)2005—2020 年数据,通过构建空间杜宾模型和门槛效应模型,实证分析长江经济带绿色技术创新、能源发展对实体经济发展的影响,可以得出以下结论:

1. 绿色技术创新和能源发展都能够显著促进本省(市)的实体经济发展。以发明专利和实用新型专利为代表的绿色技术创新,能够直接应用于企业生产实践的有效科研成果,无论转化率高,都有利于提高生产要素的产出效率,促进产业结构升级,进而推动经济增长。能源作为现代经济不可或缺的资源投入,实体经济发展也对其具有很强的依赖性,因此,本省(市)的能源产业发展与实体经济息息相关。

2. 绿色技术创新和能源发展的负向溢出效应显著。在长江经济带流域内,带有非物化形态的技术交流、技术交易和成果转化等,无论是在文化上还是市场机制上尚不健全,加上各类成果本身的生产实用价值存在诸多不足,影响了绿色创新成果的转化和应用。把长江经济带作为一个整体来观察,完整的产业链尚未形成,仍然存在着省(市)各自为政的问题。而能源经济的发展一方面会放大区域内虹吸效应的效果,对相邻省(市)的优质资源和生产要素产生吸引力,另一方面增加了相邻省(市)实体经济对能源发展的依赖,延缓了相邻省(市)实体经济的优化升级,进而形成负向空间溢出效应。

3. 在能源发展对实体经济的影响中,绿色技术创新具有门槛效应。当绿色技术创新水平较低时,应用于能源产业的创新研发技术较少或者效率不高,不能够最大化激发能源产业对经济发展的促进作用。而当绿色技术创新水平达到较高水平时,能源产业借助绿色技术和基础研发,实现能源结构的优化和能源效率的提高,进而实现能源发展对实体经济的促进作用达到帕累托最优。

(二) 政策建议

长江经济带实体经济发展需要在构建国内国际双循环新发展格局的过程中,着力推动整个产业链的优化升级,带动实体经济从传统的劳动密集型向科技密集型转变,从以国际市场为主转向以国内市场 and 产业发展为主。力争经过一个时期的调整,形成产业链上产业节点的合理布局,实现整个产业链的高级化,从而掌握经济发展的主动权,形成经济发展的国内国际

良性循环。因此,为进一步提升实体经济,本文从绿色技术创新和能源发展视角,提出以下建议:

1. 强化绿色技术创新有效性,推动绿色技术创新成果在区域内的流动和应用。完善长江经济带整个流域的技术市场,健全技术交易机制,使整个技术在全流域流动起来;提高技术创新的针对性,提升技术创新成果的生产应用价值,真正把科技创新作为第一生产力落到实处、见到实效,从而实现资源驱动向科技创新驱动的转变。

2. 围绕长江大保护和产业结构升级,加速能源结构的调整与革命。能源作为经济发展的重要投入要素,在实体经济发展过程中具有不可替代的作用。但是长江经济带作为一个特殊的区域,需要共抓大保护,着力点在于推动经济高质量发展。经济高质量发展,既体现在整个产业结构的升级上,也体现在产业链各个节点的高级化上。因此,能源结构需要围绕长江经济带产业结构优化升级,加速进行结构调整,服务并服从于实体经济的发展。

3. 统筹能源创新发展,打造绿色技术与能源的良好互动。在绿色经济竞争发展的大背景下,促进能源绿色创新转型,提高利用效率、减少资源消耗和污染排放,是完成粗放型向集约型发展的重要一步。因此,政府部门应当联合市场、企业,积极引导绿色技术进入能源相关产业,利用现有绿色技术成果创新发展能源发展方式,淘汰产能落后产业,实现产业结构升级。同时,侧重可再生能源的技术创新工作,通过绿色技术创新降低成本、扩大规模、提高效率和供给能力,实现可再生能源有效替代传统化石能源,进而推动经济高质量发展。◆

参考文献:

- [1]肖仁桥,沈路,钱丽.新时代科技创新对中国经济高质量发展的影响[J].科技进步与对策,2020,37(4):1-10.
- [2]黄寰,王伟,尹涛涛.科技创新、环境规制与经济高质量发展的空间效应研究:以长江经济带为例[J].华中师范大学学报(自然科学版),2020,54(4):567-575.
- [3]汪发元,张东晴.科技创新、工业集聚与实体经济发展:基于安徽省16个城市2010—2020年数据的实证分析[J].重庆社会科学,2022(9):103-116.
- [4]上官绪明,葛斌华.科技创新、环境规制与经济高质量发展:来自中国278个地级及以上城市的经验证据[J].中国人口·资源与环境,2020,30(6):95-104.
- [5]汪发元,郑军.科技创新、金融发展与实体经济增长:基于长江经济带的动态空间模型分析[J].经济经纬,

2019,36(4):157-164.

- [6]刘超,马玉洁,史同飞.我国实体经济发展困境与新动能探索研究:基于金融创新和技术创新视角[J].现代财经(天津财经大学学报),2019,39(12):3-19.
- [7]罗朝阳,李雪松.产业结构升级、技术进步与中国能源效率:基于非动态面板门槛模型的实证分析[J].经济问题探索,2019(1):159-166.
- [8]王雨佳.能源产业链整合与企业生产效率:以煤电纵向一体化为例[J].北京理工大学学报(社会科学版),2019,21(4):29-38.
- [9]唐绍祥,姜峰.能源消费新模式对宏观经济的作用机制和影响分析[J].宏观经济研究,2020(10):145-153+163.
- [10]周潮,郭卫香,孙慧.能源冲击与中国宏观经济波动:基于存量流量一致性投入产出模型的数值实验[J].中国人口·资源与环境,2021,31(1):68-77.
- [11]汪潇,汪发元.能源工业投资、能源消费对经济增长的影响[J].统计与决策,2019,35(20):133-136.
- [12]董煜.工业经济增长与能源消费的动态关联性研究[J].工业技术经济,2020,39(7):100-106.
- [13]杜颖,雷菁.能源消耗、污染排放与区域经济增长关系的空间变化特征研究[J].生态经济,2020,36(10):167-172.
- [14]徐维祥,徐志雄,刘程军.能源结构、生态环境与经济发展:门槛效应与异质性分析[J].统计与信息论坛,2020,35(10):81-89.
- [15]宋旭光,何佳佳,左马华青.数字产业化赋能实体经济发展:机制与路径[J].改革,2022(6):76-90.
- [16]王儒奇,陶士贵.数字经济如何影响实体经济发展:机制分析与中国经验[J].现代经济探讨,2022(5):15-26.
- [17]陆欣童.数字经济助力中国经济高质量发展研究[J].统计理论与实践,2022(1):39-44.
- [18]潘海峰,程文,张定胜.金融支持实体经济发展的效率测度及其空间效应分析[J].统计与决策,2022,38(8):139-143.
- [19]张林.金融发展、科技创新与实体经济增长:基于空间计量的实证研究[J].金融经济研究,2016,31(1):14-25.
- [20]贾军,张伟.绿色技术创新中路径依赖及环境规制影响分析[J].科学与科学技术管理,2014,35(5):44-52.
- [21]潘苏楠,李北伟,聂洪光.能源约束视角下中国经济可持续发展路径探究[J].经济问题探索,2020(2):158-169.

绿色金融改革创新 对企业碳排放的影响研究

——基于试点地区上市公司的经验证据

吴 蕾

(新疆财经大学 金融学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:以 2017 年我国建立绿色金融改革创新试验区政策为准自然实验,根据 2014—2019 年我国 A 股上市工业企业的面板数据,采用 PSM-DID 方法分析绿色金融改革创新试验区政策对工业企业碳排放强度的影响。实证结果表明,绿色金融改革创新试点政策能够有效降低试点地区工业企业的碳排放强度;进一步分析机制结果,该试点政策可以通过促进企业绿色技术创新来有效降低碳排放,尤其体现在研发产出方面;通过异质性分析得出,该政策对非国有企业以及重污染企业的碳排放抑制影响更强。在此基础上,提出促进绿色金融市场的发展建议,以期为企业的长远发展和绿色低碳转型提供经验支持。

关键词:绿色金融;碳排放;工业企业;绿色技术创新

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0018-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2023.01.003

一、引言

2020 年 9 月,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上提出,中国将力争在 2030 年前实现碳达峰,在 2060 年前实现碳中和。之后,习近平总书记多次强调,要把碳达峰、碳中和纳入生态文明建设整体布局中,加大对绿色发展的金融支持。这些都充分体现出中国坚持绿色低碳发展的战略决心,和主动应对气候变化、推动构建人类命运共同体的大国责任和担当。因此,以低污染、低能耗、低排放、高效率为特征的低碳经济和绿色经济必将成为中国经济发展的趋势。

中共中央政治局在 2015 年 9 月审议通过的《生态文明体制改革总体方案》中,首次提出构建绿色金融体系的战略。随后,中国人民银行等七部委在 2017 年 6 月发布的《建设绿色金融改革创新试验区总体方案》中提出,选择浙江、江西、广东、贵州、新疆五省

(区)中的部分地方建设有不同侧重点和不同特色的绿色金融改革创新试验区。绿色金融改革创新试验区的设立,一方面通过优胜劣汰机制,以环境绩效与经济绩效相结合,促使高耗能高污染与低附加值生产企业退出市场;另一方面,通过奖励机制,促使更多企业通过绿色技术创新等措施进行绿色转型,从而更好地达到节能减排的目的。

目前,国内外大量学者的研究集中于对绿色金融和碳排放二者单独研究,绿色金融对碳排放的影响在宏观层面的研究也较为丰富。王梦媛和方厚政(2021)^[1]、赵娜(2021)^[2]研究发现,绿色信贷对绿色技术创新有较显著的促进作用,增加了企业绿色专利的数量,研发投入是最主要的影响渠道。苏东蔚和连莉莉(2018)^[3]通过 2012 年实施的《绿色信贷指引》为事件构造准自然实验,进行该政策对重污染企业投融资行为影响的研究,发现绿色信贷对经济发展存在明显的融资惩罚效

基金项目:国家自然科学基金地区科学基金项目“能源商品金融化、价格冲击与中国-中亚经济合作研究”(71764028);新疆社会科学基金项目“新疆绿色技术创新的金融支持体系研究”(21BJY062)。

作者简介:吴蕾(1997—),女,新疆伊犁人,在读硕士,研究方向为公司金融。

应和投资抑制效应。Caroline(2021)^[4]通过研究发现企业绿色债券等绿色金融工具在改善气候和经济发展方面均有显著促进作用。张婕和王凯琪等(2022)^[5]通过PSM-DID等方法验证碳排放权交易政策的减排效果,发现该政策对处于政府高度干预及国有经济发达区域制度环境下的高耗能企业效果更显著。杨林京和廖志高(2021)^[6]认为绿色金融发展和结构调整优化可以显著降低碳排放,但是能源结构的不合理可能会阻碍产业结构的优化升级。

与我国绿色金融改革创新试验区政策有关的研究,主要有以下两类:一是从宏观角度分析,俞毛毛和马妍妍(2022)^[7]提出设立绿色金融试验区有助于提高地区出口质量,对于污染较严重的省(区),该影响更为显著,其中江西、新疆、浙江三个省(区)的出口质量受到的影响更为明显。Huang和Xue等(2021)^[8]研究发现绿色投资通过促进绿色技术创新,进而实现碳减排的目标。二是从微观角度分析,李戎和刘璐茜(2021)^[9]认为该政策的实施有助于提高企业长期借款占比和改善企业债务结构以达到提升企业绿色创新能力的效果。对重污染企业而言,沈璐和廖显春(2020)^[10]提出该政策可以通过提高重污染企业的融资约束倒逼企业履行社会责任,尤其在非国有、未持股金融机构、市场化程度较低地区的企业中更显著。孙莹和孟瑶(2021)^[11]认为绿色金融改革创新试验区试点政策的实施对企业绿色发明专利和绿色实用新型专利的申请上存在诱发作用,总体上提升了企业绿色技术创新能力。

通过梳理国内外相关文献可以看出,有关绿色金融对碳排放的影响已有不少研究,但是总体上关于绿色金融政策对工业企业碳排放的微观效应的定量分析研究较少,尤其是对绿色金融改革创新试点政策净效应的微观检验。围绕以上研究,本文的创新点在于:第一,基于微观视角,从企业碳排放强度的角度出发检验设立绿色金融改革创新试验区的微观政策效应,有助于丰富与该政策相关的实证研究,进一步探讨绿色金融政策创新在碳排放方面带来的深远影响。第二,通过绿色金融改革创新试验区的设立这一外生事件构造准自然实验,有助于减少内生性问题对实证结果的干扰,为绿色金融改革创新试验区政策与工业企业碳排放强度关系的研究提供可靠的经验证据。第

三,通过异质性分析,有助于从更多不同角度和条件分析政策的实施对企业碳排放的影响效果,并为差异化绿色金融政策的制定和实施提供参考。

二、理论分析与研究假设

绿色金融对实现“双碳”目标具有重要意义。陈智莲和高辉等(2018)^[12]认为绿色金融的出现将过去一味追求经济增长而忽视生态环境保护的传统发展方式改变为追求生态与经济相适应的绿色低碳发展方式。季凯文和罗璐慧(2022)^[13]认为积极的绿色金融政策可以有效促进工业企业绿色创新的投入,并倒逼工业企业创新产出增加。王元龙和马昀等(2011)^[14]认为完善构建绿色金融体系,有助于中国经济发展方式的转变,是推动绿色和可持续发展的必由之路。

毛彦军和徐文成(2019)^[15]认为我国目前绿色金融体系建设在绿色金融政策的激励约束、绿色金融组织体系的完善、绿色金融产品和服务创新等方面已取得一些成就,一定程度上对碳减排效果起到积极作用。影响碳排放的因素有很多,政策的设立不仅具有导向作用,可以引导工业企业积极履行社会责任,引导调整高耗能高排放产业向绿色环保友好型产业发展,而且有一定的调控和分配作用,根据区域各自的发展特征,设立有侧重点的发展目标,使资源更多地流向绿色低碳型企业。所以,政策的建立对碳排放存在一定的影响,在研究政策对碳排放影响净效应的同时,为差异化绿色金融政策的制定和实施提供参考,有助于政策在全国范围内推广。

围绕以上研究,本文提出如下假设:

H1:绿色金融改革创新试验区的设立能够有效降低试点地区工业企业的碳排放强度。

H2:绿色金融改革创新试验区的设立能够通过促进企业绿色技术创新从而有效降低试点地区工业企业的碳排放强度。

三、研究设计

(一)数据来源与处理

本文选取2014—2019年A股上市公司的数据为初始样本。从产业结构看,工业部门是碳排放的主要来源,所以本文主要以A股上市公司中的工业企业数据为基础进行研究。进行数据处理,为使其更具有代表性:①剔除ST、*ST、PT类公司数据,以及金融类上市公司的数据,只保留工业部门上市企业;②剔除存

在数据缺失的变量样本;③剔除资产负债率小于0或大于1的企业样本;④剔除2017年及以后上市的企业样本;⑤为了避免极端值对实证结果的干扰,对连续型变量进行双侧1%和99%的缩尾处理。处理后,最终得到2014—2019年共1954个公司的年度观测值。相关上市公司财务数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。

(二)构建模型

本文根据Rosenbaum和Donald(1983)^[16]提出的PSM法,通过企业规模(lnsize)、资产负债率(lnlev)、固定资产比例(lnfasset)、流动比例(lnliq)、总资产收益率(roe)、经营性净现金流量(cf)、资本密集度(lncapital)、股权集中度(lntop1)8个企业特征变量对实验组和控制组企业进行匹配,可观测变量的数值时期为2014年。PSM法的思想核心源于匹配估计量,即通过企业特征变量,将实验组和控制组中实施绿色金融改革创新试点政策概率接近的两个工业企业进行匹配,以确保干预效应估计是建立在企业之间不同结果的基础上。

本文将绿色金融改革创新试点政策的冲击视为准自然实验,采用双重差分DID模型,对实验组和控制组的政策实施效果进行对比分析,从而实现政策效果的量化。为了避免由于不同省(区)城市发展不均衡等原因,导致实验组和控制组样本的差分结果产生偏差,本文先用倾向匹配得分法对样本可观测变量进行匹配,为每一个实验组样本找到唯一对应的控制组样本,使实验样本能够通过平稳性检验,再利用DID方法检验政策效果。为了检验假设,本文设定以下基本模型来检验绿色金融政策对政策试点地区企业碳排放强度的净效应:

$$\ln ci_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{treated} \cdot \text{time} + \sum \beta_k \cdot \text{control} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中,被解释变量 $\ln ci_{it}$ 表示第*i*个企业第*t*年的碳排放强度;交互项 $\text{treated} \times \text{time}$ 作为解释变量,其待估计系数 β_1 为绿色金融政策对企业碳排放强度影响的净效应,是DID方法估计的核心,也是重点。如果该系数显著为负,解释变量与被解释变量之间是负相

关关系,即绿色金融改革创新试点政策有助于降低工业企业碳排放。 control 为可能影响企业碳排放强度的其他控制变量; v_t 、 u_i 分别表示年份固定效应和地区固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

(三)变量度量

1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业碳排放强度($\ln ci$),作为衡量工业企业的碳减排效果。根据Chapple和Clarkson等(2013)^[17]、沈洪涛和黄楠(2019)^[18]对碳排放的衡量,计算公式见式(2)、式(3)。其中1吨标准煤的二氧化碳折算系数为2.493^①。行业方面的相关数据分别来源于《中国工业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》。为了避免异方差问题对实证结果产生影响,本文在以上测算方法的基础上对 ci 进行对数化处理,得到企业碳排放强度 $\ln ci$ 。

$$\text{企业二氧化碳排放量 } cq = \frac{\text{行业能源消耗总量} \times \text{企业主营成本} \times 2.493}{\text{行业主营成本}} \quad (2)$$

$$\text{企业二氧化碳排强度 } ci = \frac{\text{企业二氧化碳排放量}}{\text{企业主营收入}} \quad (3)$$

2. 解释变量

本文的解释变量是交互项 $\text{treated} \times \text{time}$,其待估计系数是绿色金融政策对企业碳排放强度影响的净效应。 treated 为政策虚拟变量,表示该企业所在省份是否属于政策试点省份而受到政策的影响:当 $\text{treated}=1$ 时表示为该企业属于试点地区范围内;当 $\text{treated}=0$ 时表示为非试点地区企业。 time 表示年份虚拟变量,本文的绿色金融政策试点开始时间为2017年,因此年份为2017年及以后,则 $\text{time}=1$,否则为0。

3. 控制变量

考虑到企业自身层面的其他因素对碳排放存在潜在影响,尽可能衡量绿色金融政策的净效应,使倾向得分匹配中得到好的结果。本文参考张颖和吴桐(2018)^[19]、王梦媛和方厚政的做法,选取一些企业层面的影响因素作为控制变量,其具体定义和说明见表1。

①由国家统计局标准折标煤系数计算方法可知,1吨标准煤完全燃烧产生的CO₂的C排放系数(吨碳/吨标准煤),国家发展和改革委员会能源研究所推荐值为0.67,日本能源经济研究所参考值为0.68,美国能源部能源信息署参考值为0.69,此处按照0.68进行计算。1吨碳在氧气中燃烧后产生大约3.667吨二氧化碳(C的分子量为12,CO₂的分子量为44,44/12=3.67),所以1吨标准煤的CO₂折算系数为0.68×3.667=2.493。

表 1 控制变量定义与说明

控制变量名称	变量符号	变量定义
企业规模	lnsize	企业期末总资产的自然对数
资产负债率	lnlev	期末总负债/总资产的自然对数
固定资产比例	lnfasset	固定资产总值/总资产的自然对数
流动比率	lnliq	企业流动资产/流动负债的自然对数
总资产收益率	roa	企业净利润/总资产
经营性净现金流量	cf	经营活动现金流净额/流动负债
资本密集度	lncapital	期末总资产/营业收入的自然对数
股权集中度	lntop1	第一大股东持股比例的自然对数

四、实证结果

(一)倾向得分匹配效果检验

本文进行倾向得分匹配的实验组为 2017 年开始实施绿色金融改革创新试点政策省(区)内的 610 家工业企业,控制组为不属于该省(区)范围内的 1344 家工业企业,共计 1954 家企业。通过 Logit 模型估计倾向得分,采用核匹配法计算并确定权重,施加了共同支持条件。

何靖(2016)^[20]认为 PSM 的“条件独立性条件”需要得到满足才可以体现可靠性,即要求匹配后的实验组和控制组企业在可观测变量,企业特征变量上不存在显著差异。如果两组存在显著差异,则说明企业特征变量的选取或者匹配方法的选择不合适,匹配不成

功,无法进行后续分析。匹配后新样本平衡性检验结果见表 2。从表 2 可以看出,通过倾向得分匹配处理,实验组和控制组在企业规模(lnsize)、资产负债率(lnlev)、流动比率(lnliq)等 8 个企业特征变量方面的差异大幅减少,各变量匹配后的标准偏差的绝对值均显著小于 10。从 T 检验的结果来看,t 统计量均不显著,因此,本文选取的企业特征变量在实验组和对照组之间不存在显著差异。图 1 为 PSM 匹配后协变量偏差图,其中·表示匹配前实验组和控制组的差异度,×表示匹配后两组的差异度,图中显示经过核匹配后变量的标准差缩小了,均小于 10%。以上结果均表明实验组和对照组企业在 2017 年实施绿色金融改革创新试点政策的概率接近,可以进行相互比较,核匹配方

表 2 倾向得分匹配前后各变量的平衡性检验

变量		均值		标准偏差	T 检验	
		实验组	控制组		t 值	P>t
lnsize	匹配前	22.113	22.262	-13.2	-6.10	0.000
	匹配后	22.113	22.121	-0.7	-0.30	0.765
lnlev	匹配前	-1.0351	-0.9817	-10.1	-4.70	0.000
	匹配后	-1.0351	-1.0296	-1.0	-0.42	0.677
roa	匹配前	0.0345	0.0298	7.5	3.58	0.000
	匹配后	0.0345	0.0341	0.8	0.34	0.733
lnliq	匹配前	0.5775	0.5188	9.4	4.3	0.000
	匹配后	0.5775	0.5717	0.9	0.38	0.708
lnfasset	匹配前	-1.7036	-1.641	-8.5	-3.99	0.000
	匹配后	-1.7036	-1.6798	-3.2	-1.32	0.186
lncapital	匹配前	0.6282	0.7161	-16.4	-7.59	0.000
	匹配后	0.6282	0.6399	-2.2	-0.92	0.355
cf	匹配前	0.2157	0.1963	6.5	2.99	0.003
	匹配后	0.2157	0.2078	2.6	1.04	0.298
lntop1	匹配前	3.3894	3.4161	-6.2	-2.88	0.004
	匹配后	3.3894	3.3932	-0.9	-0.35	0.725

法合适且估计结果可靠,可以进行下一步双重差分实证研究。

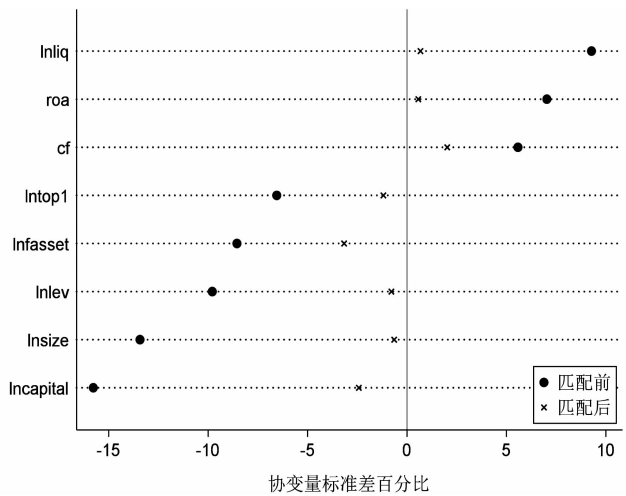


图 1 PSM 匹配后协变量偏差图

(二) 双重差分检验

本文在对全样本进行倾向得分匹配处理的基础上,构建固定效应双重差分模型,即通过一阶差分的方式消除变量的时间变化影响,对式(1)进行回归检验。因为政策虚拟变量 $treated$ 具有时间不变性,所以在检验分析过程中会被自动删除,这对估计结果及其显著性不会产生任何影响。绿色金融改革创新政策对工业企业碳排放影响的平均处理效应如表 3 所示。其中第(1)列为企业在个体和时间双向固定效应下得到的回归结果, $treated \times time$ 的系数在 1%的水平下显著

表 3 政策对工业企业碳排放的平均处理效应

变量	(1)	(2)
$treated \times time$	-0.3343***	-0.2686***
	(-5.6177)	(-4.6711)
time	-0.0078	0.1143*
	(-0.1491)	(1.9115)
_cons	-5.4472***	3.4621***
	(-25.4212)	(2.9116)
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
R^2	0.0570	0.1267
企业数	1890	1890

注:括号中的值为双尾检验 t 值;***、**、* 分别为在 1%、5%、10%水平上显著; $treated$ 变量具有时间不变性,回归结果中为自动删除。下表同。

为负。第(2)列是在上一步的基础上加入了企业的特征变量,估计结果仍显著为负。结果表明,绿色改革创新试点政策实施之后,试验区省(区)内的工业企业的碳排放得到了有效抑制。因此,可以认为绿色金融改革创新试点政策能够有效降低试点地区工业企业的碳排放强度,验证了前文假设 H1。

(三) 稳健性检验

参照 Bakke 和 Mahmudi 等(2016)^[21]的做法,对上述研究结论进行稳健性检验,从而排除实验组与控制组工业企业在绿色金融改革创新试验区政策实施之前已经存在的固有差异及其他遗漏变量对前文研究的干扰。本文将绿色金融创新改革试验区政策实施的年份提前两年,即从 2017 年提前至 2015 年,政策考察期依旧是 2014—2019 年,再次检验该政策对工业企业碳排放的影响。在安慰剂检验过程中,对实验组和控制组的处理与前文基本研究一致,旨在保持对实验组和控制组工业企业的选择与前文研究一致。如表 4 所示,第(1)列为不加控制变量,第(2)列为加入控制变量。不论是否加入控制变量,本文观察的核心变量 $treated \times time$ 的系数均不显著。由此可知,上文基准分析双重差分检验估计结果稳健可靠。

表 4 安慰剂检验

变量	(1)	(2)
$treated \times time$	0.1161	0.1149
	(1.0289)	(1.0452)
time	0.1100	0.1392
	(1.4497)	(1.6211)
_cons	-4.9518***	0.9408
	(-17.8202)	(0.5712)
控制变量	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
R^2	0.0384	0.0890
企业数	1914	1891

五、进一步分析

(一) 机制分析

绿色金融改革创新试点政策的实施对企业在绿色发明专利和绿色实用新型专利的申请上存在诱发作用,总体上促进了企业绿色技术创新能力。因此,本文在模型(1)的基础上,引入绿色技术创新($tech$)做进一步分析,机制检验模型如下:

$$\ln ci_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{treated} \cdot \text{time} \cdot \text{tech} + \sum \beta_x \cdot \text{control} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

绿色技术创新(tech)的测度可以分为研发投入和研发产出,运用企业研发投入资金的自然对数(lnrd)作为研发投入的衡量指标。参考已有文献可知研发产出可以通过企业绿色专利^①申请数量来衡量,专利一般包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利,而绿色专利只包括前两种。因此,本文用绿色发明专利申请数量(lninv1)和绿色实用新型专利申请数量(lninv2)来作为研发产出的衡量指标。考虑到样本企业存在绿色专利申请数量为0的年份,以及绿色专利申请数量存在厚尾分布现象,对两种绿色专利申请数量分别加1后取自然对数处理。

1. 基于研发投入

表5为以研发投入(lnrd)作为企业绿色技术创新的衡量指标研究绿色金融改革创新试点政策对企业碳排放机制分析的回归结果。从表5可以看出,虽然该绿色金融政策可以通过促进企业增加研发投入金额的方式来抑制企业的碳排放强度,但是抑制作用不显著。可能的原因是,企业研发资金的投入对企业碳排放的抑制作用存在滞后性,无法在投入的当期就产生明显的效果,也可能是企业研发投入并非完全用作绿色技术创新相关研究,而是用作其他方面的创新研究投入,因此该抑制作用不显著。

表5 机制分析——研发投入

变量名	(1)	(2)
treated×time×lnrd	-0.0063 (-1.4507)	-0.0002 (-0.0583)
time	0.0994 (1.5371)	0.2520*** (3.3647)
_cons	-6.5286*** (-14.4146)	11.6037*** (5.4671)
控制变量	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
R ²	0.0145	0.1032
企业数	1881	1881

2. 基于研发产出

表6为以绿色发明专利申请数量(lninv1)和绿色

实用新型专利申请数量(lninv2)作为衡量研发产出的指标研究绿色金融改革创新试点政策对企业碳排放机制分析的回归结果,其中第(1)列以绿色发明专利申请数量(lninv1)衡量研发产出,第(2)列以绿色实用新型专利申请数量(lninv2)作为衡量。结果显示,该回归结果分别在1%和5%的水平上显著,即绿色改革创新试验区的设立显著增加企业绿色发明专利和绿色实用新型专利申请数量,从而显著降低企业碳排放强度,其中以绿色专利申请数量作为机制,该政策对企业碳排放的抑制效果更加显著。因此,绿色金融改革创新试验区的设立能够通过促进企业绿色技术创新而有效降低试点地区工业企业的碳排放强度,即假设H2得证。

表6 机制分析——研发产出

变量名	(1)	(2)
treated×time×lninv1	-0.1991*** (-3.0893)	-
treated×time×lninv2	-	-0.1459** (-2.1281)
time	-0.1053** (-2.1386)	-0.1161** (-2.3638)
_cons	-5.3976*** (-25.1121)	-5.3963*** (-25.0979)
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
R ²	0.0545	0.0540
企业数	1881	1881

(二)异质性分析

1. 基于企业所有制的特征分析

本文根据企业所有制性质把全样本分为国有企业组与非国有企业组,其中非国有企业组包括民营企业 and 外资企业等,通过这种分组方式检验绿色金融改革创新试点政策对不同所有权类型企业在碳减排方面的差异化影响。由表7中(1)、(2)列的实证结果可以看出,在控制其他影响因素的基础上,非国有企业交互项treated×time的系数均在1%的水平下显著,说明该绿色金融政策显著促进非国有企业进行碳减排,其中非国有企业交互项treated×time的系数-0.4283的绝对值大于国有企业交互项treated×time的系数

^①绿色专利包括绿色发明专利和绿色实用新型专利两种类型,不包括外观设计专利。绿色专利这两种类型,相比于非绿色专利而言申请难度更大。

-0.2751 的绝对值,说明相较于国有企业,绿色金融改革创新试点政策对非国有企业碳减排影响更大。这可能是因为非国有企业更灵活,不论是企业结构还是资金投入,均可以根据政策的要求进行灵活调整,以达到更好的碳减排效果。

2. 基于企业污染程度的特征分析

重污染企业在工业企业中占有很大比例,排放的废弃物对环境和空气等产生很大影响,因此重污染企业也是建立绿色金融改革创新试点政策关注的重点对象。通过研究重污染企业碳排放强度的状况来进一步分析该试点政策的碳减排效果,进而为试点的推广及政策的修订完善提供一些有价值的参考。本文参照李百兴和王博等(2018)^[2]的做法,在环境保护部 2010 年 9 月公布的《上市公司环境信息披露指南》基础上,使用证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类标准指引》进行划分,挑选出煤炭业、采矿

业、纺织业、制革业、造纸业、石化业、制药业、化工业、冶金业、火电业等 16 个重污染行业的企业,其余企业属于非重污染行业企业。通过按照企业污染程度不同进行分组的方式来检验绿色金融改革创新试点政策对分属不同行业类型企业在碳减排方面的差异化影响。

由表 7 中(3)、(4)列的实证结果可以看出,在控制其他影响因素的基础上,重污染和非重污染企业的交互项 $treated \times time$ 的系数均在 1%的水平下为显著,说明该绿色金融政策显著促进两类企业的碳减排,其中重污染企业交互项 $treated \times time$ 系数的绝对值大于非重污染企业,说明相较于非重污染企业,绿色金融改革创新试点政策对重污染企业碳减排影响更显著。可能是因为重污染企业大都具有较强的政策敏感性并且积极履行社会责任,说明绿色金融改革创新试点政策对重污染企业能够起到优胜劣汰的作用,引导重污染企业向环境友好型企业发展。

表 7 企业特征异质性分析回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	重污染企业	非重污染企业
$treated \times time$	-0.2751*** (-3.0276)	-0.4283*** (-5.9185)	-0.3314*** (-3.7576)	-0.2862*** (-3.7930)
$time$	0.0064 (0.0860)	0.1924** (2.2687)	-0.0855 (-1.0176)	0.3625*** (4.2795)
$_cons$	-11.8549*** (-6.5926)	7.7901*** (5.0465)	-5.8543*** (-3.4272)	8.5419*** (5.1536)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.0227	0.1794	0.0591	0.1708
企业数	661	1313	906	1020

六、结论与启示

本文以 2017 年我国建立绿色金融改革创新试验区政策为准自然实验,根据 2014—2019 年我国 A 股上市工业企业的面板数据,采用 PSM-DID 方法分析了建立绿色金融改革创新试验区政策对工业企业碳排放强度的影响。实证结果发现,绿色金融改革创新试点政策能够有效降低试点地区工业企业的碳排放强度;机制分析表明,该试点政策可以通过促进企业绿色技术创新有效降低碳排放,尤其体现在研发产出方面;由异质性分析可知,该政策对非国有企业以及

重污染企业的碳排放抑制影响更强。绿色金融改革创新试点政策显著促进工业企业碳减排的原因可能在于:一是绿色金融试点政策对不同经济发展水平地区的侧重点不同;二是绿色金融试点政策可以促进产业结构调整;三是绿色金融试点政策能够促进能源结构优化。

根据本文研究结论,得出以下实践启示:

第一,绿色金融改革创新试验区政策应在更大范围内推广。由本文研究结论可知,虽然政策效果可能具有时滞性,但目前来看该政策能显著降低工业企

业,尤其是重污染企业的碳排放强度。因此,应该积极促进各省(区)探索适合本地区的绿色金融发展模式与路径,积极促进高污染高能耗企业通过加强绿色技术创新、增加绿色金融资产投资、降低融资约束等方式,实现绿色低碳转型。

第二,政府应着力完善建立绿色金融体系。适度扩大绿色信贷规模,大力促进绿色金融工具创新,不断完善相关法律法规,制定相关风险防控制度,加强对绿色金融市场的监管,积极引导工业企业实现绿色低碳转型。

第三,企业应当主动适应绿色金融政策,提高对绿色金融政策的敏感性,充分发挥自主创新能力,加大企业绿色技术创新投入,合理配置各类资源,争取更多政策红利,促进企业实现低碳绿色转型。◆

参考文献:

- [1]王梦媛,方厚政.绿色金融能否促进高环境风险企业绿色技术创新? :基于中国上市公司绿色专利数据的证据[J].浙江金融,2021(12):59-66+20.
- [2]赵娜.绿色信贷是否促进了区域绿色技术创新? :基于地区绿色专利数据[J].经济问题,2021(6):33-39.
- [3]苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J].金融研究,2018(12):123-137.
- [4]CAROLINE F. Corporate green bonds[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(2): 499-516.
- [5]张婕,王凯琪,张云.碳排放权交易机制的减排效果:基于低碳技术创新的中介效应[J].软科学,2022,36(5):102-108.
- [6]杨林京,廖志高.绿色金融、结构调整和碳排放:基于有调节的中介效应检验[J].金融与经济,2021(12):31-39.
- [7]俞毛毛,马妍妍.绿色金融政策与地区出口质量提升:基于绿色金融试验区的合成控制分析[J].中国地质大学学报(社会科学版),2022,22(2):123-141.
- [8]HUANG Y M, XUE L, KHAN Z S. What abates carbon emissions in China: Examining the impact of renewable energy and green investment [J]. Sustainable Development, 2021, 29(5): 823-834.
- [9]李戎,刘璐茜.绿色金融与企业绿色创新[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2021,74(6):126-140.
- [10]沈璐,廖显春.绿色金融改革创新与企业履行社会责任:来自绿色金融改革创新试验区的证据[J].金融论坛,2020,25(10):69-80.
- [11]孙莹,孟瑶.绿色金融政策与绿色技术创新:来自绿色金融改革创新试验区的证据[J].福建论坛(人文社会科学版),2021(11):126-138.
- [12]陈智莲,高辉,张志勇.绿色金融发展与区域产业结构优化升级:以西部地区为例[J].西南金融,2018(11):70-76.
- [13]季凯文,罗璐蕙.绿色金融促进工业企业绿色转型的作用机理[J].金融教育研究,2022,35(2):35-43.
- [14]王元龙,马昀,王思程,等.中国绿色金融体系:构建与发展战略[J].财贸经济,2011(10):38-46+135.
- [15]毛彦军,徐文成.金融供给侧结构性改革视角下绿色金融体系建设路径研究:以绿色金融改革创新试验区为例[J].征信,2019,37(12):79-84.
- [16]ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [17]CHAPPLE L, CLARKSON P M, GOLD D L. The Cost of Carbon: Capital Market Effect of the Proposed Emission Trading Scheme (ETS) [J]. Abacus, 2013, 49(1): 1-33.
- [18]沈洪涛,黄楠.碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J].财贸经济,2019,40(1):144-161.
- [19]张颖,吴桐.绿色信贷对上市公司信贷融资成本的影响:基于双重差分模型的估计[J].金融与经济,2018(12):8-12.
- [20]何靖.延付高管薪酬对银行风险承担的政策效应:基于银行盈余管理动机视角的PSM-DID分析[J].中国工业经济,2016(11):126-143.
- [21]BAKKE T E, MAHMUDI H, FERNANDO C S, et al. Salas. The causal effect of option pay on corporate risk management[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 120(3): 623-643.
- [22]李百兴,王博,卿小权.企业社会责任履行、媒体监督与财务绩效研究:基于A股重污染行业的经验数据[J].会计研究,2018(7):64-71.

现代化的共同特征与中国式现代化

赵德友¹ 曹 雷² 吴 沛³

(1.河南省统计局,河南 郑州 450008;2.河南省社会科学院 统计与管理科学研究所,河南 郑州 451450;

3.河南省统计资料管理应用中心,河南 郑州 450008)

摘要:党的二十大提出了以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴的重大命题。世界上既不存在定于一尊的现代化模式,也不存在放之四海而皆准的现代化标准。在分析世界现代化三次大推进浪潮和典型案例的基础上,总结了各国现代化超越社会制度、超越时空的共同特征,分析了中国式现代化的鲜明特色,揭露了资本主义现代化的腐朽本质,申明了中国式现代化与西方资本主义现代化具有截然不同的政治属性。

关键词:中国式现代化;共同特征;中国特色

中图分类号:F124.1;D61

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0026-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.01.004

党的二十大提出了以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴的重大命题。习近平总书记指出:“中国式现代化,是中国共产党领导的社会主义现代化,既有各国现代化的共同特征,更有基于自己国情的中国特色。”

一、各国现代化的共同特征

各国现代化具有超越社会制度、超越时空的共同特征。纵观世界现代化三次大推进的浪潮和典型案例,不难看出各国现代化都体现为以科技创新、工业化、城镇化、市场化、全球化促进生产力快速发展,进而实现强国富民的过程。

(一)科技创新是实现现代化的第一动力

第一次世界现代化浪潮发生在18世纪下半叶到19世纪中叶,是发端于英国并逐步向西欧扩散的第一次工业革命进程。1785年,瓦特制成的改良型蒸汽机投入使用,大大推动了机器的普及和发展,人类社会进入“蒸汽时代”。机器生产代替了手工劳动,生产力得到突飞猛进的发展,国民财富急剧积累。英国、法国等首批完成工业革命的国家快速实现了现代化。

第二次世界现代化浪潮发生在19世纪下半叶至20世纪初,其主要标志是电气化。1866年,德国人西门子制成了发电机。1870年,比利时人格拉姆发明了电动机。一系列与电有关的重大发明使电力成为补充和取代蒸汽的新动力,人类进入“电气时代”。电灯、电话、电报、电梯的发明、应用使人们生活发生翻天覆地的变化。第二次工业革命促进了生产力飞跃发展,美国、德国、英国、法国、日本等成为世界现代化的领军国家。

第三次世界现代化浪潮发生在20世纪50年代至今,突出表现为信息化、智能化和绿色化。1946年第一台电子计算机问世,1983年美国正式启用因特网(Internet)。随着移动终端设备技术的不断迭代、移动互联网应用的持续发展,以智能手机及平板电脑为代表的智能移动终端日益普及,从1G到5G,实现了通信技术与互联网的真正融合。西欧、北美、日本等相继进入现代化的高级阶段,广大亚非拉国家和地区也全力踏上追赶型现代化道路。

改革开放后,我国强调科学技术第一生产力的地位,从海底深潜到航天工业,从家用电器到高铁、核电、特高压变压器等重型工业,从工业互联网到电子商务,以科学技术的突破带动生产力的提升,进入经济发展的快车道。党的十八大以来,我国加快推进科技自立自强,一些关键核心技术实现突破,载人航天、探月探火、深海深地探测、超级计算机、卫星导航、量子信息、核电技术、新能源技术、大飞机制造、生物医药等取得重大成果,进入创新型国家行列。

(二)工业化是实现现代化的必由之路

第一次工业革命以机器和蒸汽动力为手段,工业产品领域大幅度扩展,工业经济高速发展。英国工业纺织品、望远镜、枝形吊灯、热气球、蒸汽机等新产品不断涌现,综合国力大幅提升,成为名副其实的世界强国。

第二次工业革命的标志是电气化,工业生产效率更加快捷,工业生产领域更加广泛。欧美的钢铁、玻璃、水泥等建材工业取得突破性发展,商用汽车、铁

作者简介:赵德友(1963—),男,河南夏邑人,博士,一级巡视员,高级统计师,硕士生导师,研究方向为应用经济学、应用统计学;曹雷(1985—),男,河南济源人,硕士,高级统计师,研究方向为经济统计、新型城镇化和现代化监测;吴沛(1993—),女,河南驻马店人,硕士,助理统计师,研究方向为应用统计学。

路、造船业等新兴工业快速发展。电灯、电话、电报、电梯、打字机等的生产使用,使社会生活发生了翻天覆地的变化。

早在新中国成立初期,我国就确定了以工业化推进现代化的路子。改革开放首先从农业开局,以深化国有企业改革破局,乡镇工业企业迅猛发展。据测算,1979—2000年我国GDP年均增长9.7%,其中工业拉动5.4个百分点,贡献率达55.4%。当前,我国建成了门类齐全、独立完整的工业产业体系,在500种主要工业产品中,有四成以上产品的产量位居世界第一,2021年钢铁、电解铝、汽车产量分别占世界的53%、57%、33%。

(三)城市化是实现现代化的重要引擎

在第一次工业革命推动下,19世纪英国的城市化进程十分迅速,一大批工业城市,如格拉斯哥、曼彻斯特、伯明翰、利兹、纽卡斯尔等迅速成长起来。1801—1851年,英国城市人口占总人口的比重由26%增至45%,到1900年上升至75%,成为世界上第一个城市化国家。19世纪以来,法、德、美等国也相继完成工业革命,城市化进程在西方国家大幅度铺开,城市数量和规模得到空前发展。英、德、法、西、葡、荷、美等欧美国家向亚非地区众多的沿海城市推行殖民主义扩张。非洲的阿克拉、南亚的卡拉奇、东南亚的新加坡等开始畸形繁荣,开启了近代城市化进程。

19世纪下半叶,随着第二次工业革命的持续推进,过去的一些城镇快速发展为功能齐全的城市。美国工业革命的完成,加快了纽约、洛杉矶、旧金山等城市的高速发展。随着工业革命的不断深化,出现了一些以产业功能定位的城市,如以汽车工业立城的底特律,以钢铁、玻璃、建材立城的匹兹堡,以航运、会展、建筑立城的芝加哥等。

改革开放以来,我国城镇化进程明显加快,从1978年到2021年,我国城镇人口从1.72亿人增加到9.14亿人,城镇化率从17.9%上升到64.7%,比世界平均水平高8.1个百分点。上海、天津、广州、杭州、厦门等沿海城市成为对外开放的桥头堡和承接工业转移的主阵地。深圳、苏州等城市,依靠对港澳开放和承接工业化国家的产业转移优势后来居上。随着产业梯次向内地推进,出现了重庆、成都、郑州、宝鸡等中西部地区大型城市。

(四)市场化配置资源是实现现代化的基本方法

市场决定资源配置是市场经济的一般规律,市场经济本质上就是市场决定资源配置的经济。1776年,“经济学之父”亚当·斯密首次出版的《国富论》是西方古典经济学的奠基之作,他推崇采取自由放任的经济模式,充分利用市场“看不见的手”,限制政府“看得见的手”。资本主义国家将古典经济学视为宏观经济管理的不二法宝,普遍采用市场经济模式,这种状况一直延续到现在。

党的十一届三中全会后,我国形成了计划和市场

都是经济手段的重大共识,逐步发展商品经济。党的十四大将我国经济体制改革的目标明确为建立社会主义市场经济体制,是一个重大突破。党的十八届三中全会首次明确“使市场在资源配置中起决定性作用”。党的十九届四中全会将“社会主义市场经济体制”明确为中国特色社会主义基本经济制度。

党的十九届五中全会强调:“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用,推动有效市场和有为政府更好结合。”党的二十大强调要构建高水平社会主义市场经济体制,重申充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用。

(五)深度参与全球化是实现现代化的必要途径

第一次工业革命后,英国及部分西欧国家一方面缺乏原材料及劳动力,另一方面工业产品需要向外销售,于是开展大规模的对外贸易。新航道的发现和航海业的发展为对外贸易提供了方便,形成全球化最早的雏形。

第二次工业革命后,随着航海和航空运输业的快速发展,世界产业链、供应链不断扩展,资源、产品、人才在全球快速流动,地球成为地球村,全球化初具规模。

第二次世界大战后,美国、德国、日本、韩国等迅速实现现代化的国家,都实行出口导向型战略,参与全球产业链、供应链布局,利用全球化加快本国现代化进程。

改革开放后,我国把对外开放作为基本国策,实行由点到线、由线到面的全方位对外开放,促进了中国逐渐融入全球化进程。2001年中国加入WTO,对外贸易规模大幅度扩张,迅速成为世界上开放程度较高的国家,2020年货物贸易依存度为31.6%,比1978年提高21.9个百分点。

(六)政府宏观调控是实现现代化的必要手段

市场不是包医百病的灵丹妙药,各国都有市场无法解决的问题。一是一些产品无法用市场法则进行生产,应由政府提供。二是市场不能解决由于厂商或居民的产出引起的其他居民或厂商无法补偿成本的“外部不经济”问题。三是市场不能有效应对地震、泥石流、飓风、洪水、重大流行疫情等问题。

西方资本主义国家推崇完全自由的市场经济,但发现市场不能解决经济社会发展的所有问题,特别是19世纪30年代美国大萧条后,凯恩斯经济学粉墨登场,它在不否定自由市场经济的同时,强调政府宏观经济干预的必要性,出台了一系列财政政策和货币政策拯救国家经济。

中国特色社会主义脱胎于计划经济。计划经济时期,政府宏观调控方法较多,应用市场经济方法较少。党的十八大以来,我国认识到宏观调控的核心问题是处理好政府和市场的关系,在强调使市场在资源配置中起决定性作用的同时,更加注重政府宏观调控,努

力更好发挥政府作用。

二、中国式现代化具有鲜明的中国特色

党的二十大报告指出：“中国式现代化是人口规模巨大的现代化，是全体人民共同富裕的现代化，是物质文明和精神文明相协调的现代化，是人与自然和谐共生的现代化，是走和平发展道路的现代化。”

(一)人口规模巨大的现代化

根据有关资料，迄今为止，世界上实现现代化的国家和地区不超过30个，总人口不超过10亿人。2021年，典型现代化国家美国总人口为3.2亿人，日本为1.3亿人，德国为8313万人，法国为6750万人，英国为6733万人，它们都没有达到10亿人口的规模。

作为发展中大国，中国用几十年时间走完了发达国家几百年走过的发展历程，创造了世所罕见的经济快速发展和社会长期稳定奇迹，特别是党的十八大以来，9899万农村贫困人口实现脱贫，在14亿多人口的东方大国全面建成了小康社会，踏上全面建设社会主义现代化国家新征程。

党的二十大强调我国14亿多人口要整体迈入现代化社会，其规模超过现有发达国家的总和，将彻底改写现代化的世界版图，必将成为人类历史上前所未有的壮举。

(二)全体人民共同富裕的现代化

1992年，邓小平在南方谈话中指出：“社会主义的本质是解放生产力，发展生产力，消灭剥削，消除两极分化，最终达到共同富裕。”

党的十八大以来，习近平总书记结合历史和现实、理论和实践、国内和国际，深刻阐明了实现共同富裕是关系党执政基础的重大政治问题。强调我国现代化是全体人民共同富裕的现代化，共同富裕是中国式现代化的重要特征；强调决不能允许贫富差距越来越大、穷者愈穷富者愈富；强调必须坚决防止两极分化，实现社会和谐安定。

党的十九大列出了实现共同富裕时间表，到2035年，“全体人民共同富裕迈出坚实步伐”；到2050年，“全体人民共同富裕基本实现”。

党的二十大重申中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化，强调要“着力维护和促进社会公平正义，着力促进全体人民共同富裕，坚决防止两极分化”。

(三)物质文明和精神文明相协调的现代化

早在1980年，邓小平就指出：“我们要建设的社会主义国家，不但要有高度的物质文明，而且要有高度的精神文明。”1982年9月，党的十二大提出了两个文明一起抓的战略方针，强调：“物质文明建设是精神文明建设不可缺少的基础；精神文明对物质文明建设不但起巨大的推动作用，而且保证它的正确发展方向。两个文明建设互为条件，互为目的。”

党的十八大以来，习近平总书记就物质文明和精神文明协调发展发表一系列重要论断，强调中国特色

社会主义“是物质文明和精神文明全面发展的社会主义”，我国现代化“是物质文明和精神文明相协调的现代化”。

党的十八大以来，中国经济社会发展成就非凡、举世瞩目，经济实力实现历史性跃升，为实现中国式现代化提供雄厚的物质支撑。同时坚持马克思主义在意识形态领域的指导地位，用习近平新时代中国特色社会主义思想武装全党、教育人民，用社会主义核心价值观凝聚共识、汇聚力量，用社会主义先进文化、革命文化、中华优秀传统文化培根铸魂、启智润心，精神文明建设焕发出更加灿烂的光辉。

党的二十大指出：“中国式现代化是物质文明和精神文明相协调的现代化。物质富足、精神富有是社会主义现代化的根本要求。”

(四)人与自然和谐共生的现代化

新中国成立以来，党中央高度重视节约资源、保护环境。改革开放后，党中央将节约资源和保护环境确立为我国的基本国策。从“十五”规划开始，历次五年规划都将节约资源和保护环境明确为经济社会发展主要目标任务，而且均为约束性指标。2007年，党中央将节能减排作为对省级领导干部综合考核评价的重要内容，实行问责制和一票否决制。党的十八大将生态文明建设纳入“五位一体”总体布局。

党的十八大以来，习近平总书记作出一系列关于生态文明建设的重要论述，从理论和实践层面阐明了人与自然和谐共生的关系，创立了习近平生态文明思想，指出“我们既要绿水青山，也要金山银山。宁要绿水青山，不要金山银山，而且绿水青山就是金山银山。”进一步丰富和拓展了中国式现代化的内涵与外延。

2018年5月，党中央召开全国生态环境保护大会，提出坚决打赢蓝天保卫战，着力打好碧水保卫战，扎实推进净土保卫战，确定了打好“三大保卫战”的时间表、路线图。

“十四五”规划充分体现了更加重视生态文明建设的战略导向，20个规划目标中，绿色生态指标达5个，占比达1/4，而且全部是约束性指标。

党的二十大提出了建设生态文明四大战略任务，即加快发展方式绿色转型、深入推进污染防治、提升生态系统多样性稳定性持续性和积极稳妥推进碳达峰碳中和等。

(五)走和平发展道路的现代化

近代以来，外敌入侵、内部战乱给中国人民带来了巨大灾难，中国人民深知和平来之不易，始终坚定维护世界和平。新中国成立之初，中国就提出了互相尊重主权和领土完整、互不侵犯、互不干涉内政、平等互惠、和平共处五项基本原则。

党的十八大提出要倡导“人类命运共同体”意识。习近平总书记曾表示，国际社会日益成为一个你中有我、我中有你的“人类命运共同体”，面对世界经济的

复杂形势和全球性问题,任何国家都不可能独善其身。

当今世界逆全球化思潮抬头,单边主义、保护主义明显上升,局部冲突和动荡频发,世界进入新的动荡变革期。在拷问世界向何处去的关键时刻,2022年4月,习近平主席提出了全球安全倡议,为世界和平开出了一份标本兼治、系统综合的良方。

党的二十大重申:中国将高举和平、发展、合作、共赢旗帜,在坚定维护世界和平与发展中谋求自身发展,以自身发展更好维护世界和平与发展。

三、中国式现代化与西方资本主义现代化具有截然不同的政治属性

2022年7月27日,习近平总书记在省部级主要领导干部专题研讨班上强调:“我们推进的现代化,是中国共产党领导的社会主义现代化,必须坚持走中国式现代化推进中华民族伟大复兴,既不走封闭僵化的老路,也不走改旗易帜的邪路,坚持把国家和民族发展放在自己力量的基点上、把中国发展进步的命运牢牢掌握在自己手中。”

(一)摒弃了西方以资本为中心的现代化

在资本主义国家,现代化是以资本为中心的,对资本的控制力度较小,资本可以掌控很多东西。美国很多重要领域,如交通、通信、煤炭、电网等领域有很多都是私人掌控,被资本裹挟。

党的十八大以来,我国充分肯定资本同劳动力、土地、技术、数据等生产要素共同为社会主义市场经济繁荣发展作出了贡献。同时,强调资本具有逐利本性,如不加以规范和约束,就会给经济社会发展带来不可估量的危害。必须规范和引导资本发展,建立健全资本发展的法律制度,为各类资本健康运行设立“红绿灯”,防止资本无序扩张,防止垄断。党的二十大强调要健全资本市场功能,依法规范和引导资本健康发展。

(二)摒弃了两极分化的现代化

基尼系数是经济学界公认的衡量一个国家收入分配差异程度的统计指标。当基尼系数 <0.2 时,表示收入分配绝对平均,得分为0;当 $0.2 \leq$ 基尼系数 <0.3 时,表示收入比较平均,此时基尼系数越大,得分越高;当 $0.3 \leq$ 基尼系数 <0.4 时,表示收入分配在合理区间内,得分为100;当 $0.4 \leq$ 基尼系数 <0.5 时,表示收入分配差距较大,此时基尼系数越大,得分越低;当基尼系数 ≥ 0.5 时,表示收入分配差距悬殊,得分为0。

美国人口普查局公布的数据显示,2021年美国基尼系数达0.494,又创新高,已经接近收入分配差距悬殊临界点0.5的水平。最富有的5%家庭占有全社会23.5%总收入,比2020年增加0.5个百分点。排在前10%的家庭收入中值为211956美元,排在后10%的家庭收入中值为15660美元,高低倍差达13.53倍。

改革开放后,我们党深刻认识到贫穷不是社会主义,允许一部分人、一部分地区先富起来。党的十八大以来,党中央把逐步实现全体人民共同富裕摆在更加重要的位置上,打赢脱贫攻坚战,为促进共同富裕创

造了良好条件。党的十九届五中全会把扎实推动共同富裕确立为改善人民生活品质的重要举措。

党的二十大重申中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,强调到2035年,“人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”。

(三)摒弃了物质主义膨胀的现代化

欧美资本主义国家在工业快速发展的过程中,社会财富急剧集聚,大量的富人阶层出现,导致物质主义膨胀。一些西方国家拜金主义、享乐主义、极端利己主义泛滥,出现信仰缺失、精神空虚、道德沦丧、价值观迷失等问题。

我国历来把物质文明和精神文明作为中国式现代化的重要内容,坚持“两手抓,两手都要硬”。党的二十大强调:“物质贫困不是社会主义,精神贫乏也不是社会主义。”对大力发展社会主义先进文化,建设社会主义精神文明进行了系统部署。

(四)摒弃了对外扩张掠夺的现代化

西方资本主义国家走的是对外扩张、掠夺的现代化道路。第一次工业革命至第二次世界大战前,美国、英国、德国、法国、日本、西班牙、葡萄牙等国家通过对外殖民,对美洲和大洋洲等新大陆的财富进行疯狂掠夺,积累了大量不义之财,奠定了这些国家现代化的物质基础。二战后,美国为了维护霸权,在世界各地建立军事基地,攫取霸权利益。21世纪前20年,美国先后发动伊拉克、利比亚、阿富汗等战争,大发战争横财。

中国式现代化是走和平发展道路的现代化,中国始终是世界和平的建设者、国际秩序的维护者。党的二十大重申:中国不走一些国家通过战争、殖民、掠夺等方式实现现代化的老路,坚决反对一切形式的霸权主义和强权政治,无论发展到什么程度,中国永远不称霸、永远不搞扩张。

走中国式现代化道路,是实现中华民族伟大复兴的战略路径,是伟大而艰巨的事业,前途光明,任重道远。全国各族人民必须踔厉奋发、锐意进取、勇毅前行,自觉用党的二十大精神统一思想 and 行动,撸起袖子加油干,不断夺取全面建设社会主义现代化国家新胜利,为实现中华民族伟大复兴而团结奋斗。◆

参考文献:

- [1]习近平.高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗[M].北京:人民出版社,2022.
- [2]习近平.扎实推动共同富裕[J].求是,2021(20):4-8.
- [3]中共中央党史和文献研究院.习近平关于社会主义精神文明建设论述摘编[M].北京:中央文献出版社,2022.
- [4]习近平.携手迎接挑战,合作开创未来:在博鳌亚洲论坛2022年年会开幕式上的主旨演讲[N].人民日报,2022-4-22.

基于区域视角的零售数字化 对城乡居民消费趋同的影响研究

肖安娜

(湖北经济学院 法商学院,湖北 武汉 430205)

摘要:数字经济的兴起带动了全行业的大规模改革,零售作为最贴近居民消费生活的行业处在改革浪潮中。近年来,城乡居民的人均消费支出呈现稳健上升态势,农村地区居民消费支出涨幅更大,但目前我国城乡居民消费水平仍存在很大差距,在零售数字化改革和国家扩大内需的背景下,平衡城乡居民消费水平成了亟须解决的现实问题。以2015—2020年全国31个省(区、市)为研究对象,在相关理论分析的基础上构建回归及中介效应模型,分析零售数字化对城乡居民消费差异的影响及作用路径,并进行区域性检验。实证结果显示:零售数字化有效促进城乡居民消费趋同,且社会保障上的财政支出会对零售数字化影响城乡居民消费趋同产生一定的遮掩效应。另外,区域的异质性检验证实不同区域间零售数字化效应存在较大差异,需要进一步引导其均衡发展。

关键词:零售数字化;数字经济;城乡居民消费差异;区域性差异

中图分类号:F724.6

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0030-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.01.005

一、引言

中国互联网络信息中心的《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至2021年12月,我国互联网普及率达73.0%。我国现有行政村已全面实现“村村通宽带”,贫困地区通信难等问题得到历史性解决。2021年农村网民规模已达2.84亿,农村互联网普及率为57.6%,较2020年提升1.7个百分点,城乡互联网普及率差异较2020年12月缩小0.2个百分点。信息技术赋能了网络零售业的快速发展,网络购物、直播平台、社区电商等新的零售数字化转型模式不断涌现,一方面能够促进农村产业的数字化发展,另一方面也有利于销售行业打开下沉市场,加强城乡居民消费的融合发展。受新冠肺炎疫情影响,产业的数字化转型与发展加速,进一步推动了零售数字化的产业变革。2021

年我国消费品的网络零售额达13.1万亿元,同比增长14.1%,在社会消费品零售总额中占比近30%,数字化零售对我国消费市场产生重大影响。

当前全国迎来数字经济发展的浪潮,在零售数字化转型过程中,零售业发展带动了农村居民就业和致富,农村居民收入稳步增长,农村居民消费水平也不断提高,对于扩大内需和构建双循环新发展格局具有重要意义。消费作为经济增长的一大拉动力,在经济下行同时叠加疫情冲击的影响下,必须将稳定及扩大内需作为战略。进入深度城市化发展进程的中后期,诸多小城镇与农村将走向何方?城乡差距问题逐渐成为制约我国经济均衡可持续发展的难题。消费差距作为城乡差距的直接表现,近年来我国城乡居民的总体消费水平显著提升,但农村居民的消费水平和消费结

基金项目:湖北经济学院校级项目“基于区域差异视角的零售行业数字化与城乡居民消费趋同的实证研究”(2022K11)。

作者简介:肖安娜(1988—),女,湖北荆门人,硕士,讲师,研究方向为财务管理理论与实务。

构亟待提升和优化,农村地区消费能力不足,城乡消费差距问题依然突出。因此,研究零售数字化与城乡居民消费差距的关系和作用路径、区域之间的影响差异有助于缩小城乡消费差距,释放县域、村镇的消费潜力。

二、理论假设

(一)零售数字化对城乡居民消费的影响

刘长庚和张磊等(2017)基于2002—2013年我国电商发展与居民消费之间的关系展开研究,结果显示电商的大规模发展对消费规模有显著促进作用,但是电商的发展在城乡收入差距的间接作用下扩大了城乡消费差距。马静(2021)认为,零售数字化是零售环节线上线下的融合,在数字化技术发展的前提下,能够促进各生产要素的融合,是促进消费的重要条件。杨晓燕(2021)提出零售数字化能够显著促进我国的内需扩张,经过区域性检验后这一作用有从东部向西部梯度递减、城乡逆向递增的趋势。

零售数字化通过线上线下资源的整合,实现了产业链的全面改造。数字资源和技术的使用,使网络零售更加高效,打破了区域限制,为居民提供了更多元的消费选择。近年来零售数字化在诸多应用场景的创新也催生了直播带货、社区团购等新业态。直播零售能够实现买卖双方的在线沟通,商品展示更加直观,相比于其他平台或者App的电商零售方式,消费者更容易接受,且多元化的消费选择也能带动农村居民的消费需求,这对于下沉消费市场的扩张有显著效果。

基于以上研究,提出假设1:零售数字化能有效促进城乡居民消费趋同。

(二)零售数字化、社会保障水平与城乡居民消费趋同

李丹丹(2018)研究了我国电子商务的发展对城乡居民消费差异的作用机制,并提出以下结论:电子商务不仅无法推进城乡消费趋同,而且会拉大城乡居民消费差距;同时电子商务将通过城乡居民收入差距间接影响城乡居民消费差距;区域差异性研究结果显示东部地区电子商务能直接或间接显著推动城乡居民消费差距的缩小,这与中部地区电子商务仅能在直接影响机制下作用于城乡居民消费差异的结果不一致。

基于相关学者的研究,考虑到当前政策对于城乡

发展一体化的引导,政府在推进城乡融合方面发挥了重要的作用。其中,社会保障水平的高低会直接影响居民的消费安全感。不同省(区、市)在城乡社会保障方面的政策支持力度存在较大差异,是否会影响城乡居民消费差异也亟待研究。

综上,提出假设2:数字化转型通过社会保障水平的提升促进城乡居民消费趋同。

三、研究设计

(一)数据来源与变量设定

以2015—2020年为研究区间,选取我国省域数据作为研究的样本对象(不包括港澳台地区),构建面板数据模型。相关的变量指标数据来源于国家统计局官网、《中国统计年鉴》、各省(区、市)统计年鉴、Wind数据库等。

1. 关键变量

城乡消费差距(Consume-dis)沿用大部分学者的研究指标,采用城镇居民人均消费支出与农村居民人均消费支出的比值来衡量;零售数字化水平(Digital)则采用网络零售渗透指数来衡量。

2. 中介变量

在确定零售数字化影响城乡居民消费的作用机制时,选择社会保障水平(Security),即地方社会保障及就业的相关支出作为中介变量进行衡量,并将相关数据进行对数处理。

3. 控制变量

考虑到存在其他影响城乡居民消费差异的因素,选取5个影响因素作为控制变量:城乡居民收入差距(Income-dis),即城乡人均可支配收入比值;城镇化水平(City),即城镇化率;对外开放水平(Open),以进出口总额占GDP的比重来衡量;交通便利化水平(Traffic),以人均等级公路里程确定;政府干预(Government),以财政公共支出占GDP的比重衡量。

(二)研究模型

根据前文提出的假设,构建线性回归模型确定零售数字化对城乡居民消费差异的影响,验证零售数字化与城乡居民消费趋同之间的关系,具体模型如下:

$$\text{模型 1: } \text{Consume-dis}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital}_{it} + \alpha_2 \text{City}_{it} + \alpha_3 \text{Income-dis}_{it} + \alpha_4 \text{Open}_{it} + \alpha_5 \text{Government}_{it} + \alpha_6 \text{Traffic}_{it} + \varepsilon_{it}$$

同时,为了研究数字化零售影响城乡居民消费差

异的作用机理,构建中介效应检验模型:

$$\text{模型 2: Security}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Digital}_{it} + \beta_2 \text{CONTROLS}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{模型 3: Consume-dis}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital}_{it} + \alpha_2 \text{Security}_{it} + \alpha_3 \text{CONTROLS}_{it} + \varepsilon_{it}$$

上述 3 个模型中,CONTROLS 表示相关的控制变量, α_0 、 β_0 为常数项, α 、 β 为影响系数, ε 为随机误差

项, $t(t=1,2,\cdots T)$ 表示不同省(区、市)数据的时间序列, $i(i=1,2,\cdots N)$ 则代表不同省(区、市)。

四、实证分析

(一)描述性统计

回归模型的相关变量描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	最小值	最大值	均值	标准偏差
Digital	0.0078	0.6633	0.1478	0.1537
Consume-dis	1.5098	3.2025	2.0867	0.2987
Income-dis	1.8417	3.4455	2.5067	0.3505
City	0.2575	0.8960	0.5909	0.1234
Open	0.0287	0.9692	0.2075	0.2132
Government	0.1068	1.3538	0.2926	0.2006
Traffic	0.0005	0.0270	0.0043	0.0041

变量的描述性统计结果显示,Digital 的均值约 0.1478,相比最大值有较大差异,说明当前零售数字化的发展情况存在较大的不均衡性,不同省(区、市)的差异较大。

(二)实证结果

1. 总效应检验

表 2 零售数字化对城乡居民消费差异的回归结果

变量	模型 1 Coefficient(t-Statistic)
C	0.681*** (6.564)
Digital	-0.370*** (-3.058)
City	-0.073 (-0.762)
Income-dis	0.451*** (11.356)
Open	0.631*** (6.933)
Government	0.940*** (6.764)
Traffic	-7.722 (-1.084)
R-squared	0.740
Adjusted R-squared	0.731
F-statistic	84.981
Prob(F-statistic)	0.000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

回归结果显示,主效应模型的调整 R^2 为 73.1%,拟合结果优良,零售数字化(Digital)系数为 -0.370,在 1%置信水平上显著,模型 1 通过假设检验,说明零售

数字化发展有利于缩小城乡居民消费差异,能够正向促进城乡居民消费趋同。零售数字化对于农村居民的消费结构及消费需求产生显著的影响。受疫情影响,生鲜到家、社区团购等零售业态持续高速发展,农村电商、实体网络零售等领域也在快速增长。电商直播等零售新业态的兴起,使零售数字化趋势更为明显。通过重新建造零售渠道、供应链、销售方式和组织等,推动线上线下的深度融合,借助数字化技术打造全新的应用场景,从而实现产品供应优化升级。从需求侧来说,零售数字化带来的多样化购物选择、便利化的购物体验有效刺激了消费市场扩容。

控制变量中,城镇化水平(City)系数为 -0.073,意味着在城镇化推进过程中,能够促进城乡消费趋同。虽然交通便利化水平(Traffic)结果不显著,但系数为负也说明国家大力发展道路基建、构建物流网能够有效推进数字化零售进入下沉市场,进而改善城乡居民消费差异。收入差距是造成消费差距的重要因素之一,城乡居民收入差异(Income-dis)系数为 0.451 并通过了 1%的置信水平,说明城乡居民收入差距增加会进一步加大城乡居民消费差异。另外,对外开放水平(Open)及政府干预(Government)均会加大城乡居民消费差异。由于经济发展的差异,城镇的对外开放水平高于农村,加大了城乡居民间的收入差异,从而扩大了城乡居民消费差异。政府干预会加大城乡居民消费

差异可能是不同地域财政支持力度上的差异所致。

2. 中介效应检验

对于中介变量的检验采用 SPSS 26.0 软件进行,具体结果见表 3。

表 3 中介效应检验结果

	模型 2 Security	模型 3 Consume-dis
Digital	0.7488** (2.1413)	-0.4249*** (-3.5396)
Security		0.0734*** (2.8977)
Bootstrap 95%置信区间		[0.0084,0.1198]
R-squared	0.5125	0.7519

由表 3 可知,模型 2 的拟合程度较高,社会保障水平(Security)通过 5%的置信水平,零售数字化能促进社会保障水平的提升。中介变量(Security)在模型 3 中通过 1%置信水平,系数为 0.0734,说明社会保障水平的提升抑制了城乡居民消费的趋同性。总效应模型

中零售数字化(Digital)为 -0.370,而模型 3 中零售数字化(Digital)为 -0.4249。直接效应下,零售数字化弥合城乡居民消费差异的作用更加明显,而在引入中介变量社会保障水平(Security)后,却正向加大了城乡居民消费的差异性,间接效应缓解了直接效应,使零售数字化影响城乡居民差异趋同的作用变小,意味着产生了一定程度的遮掩效应。之所以产生这样的结果,可能是不同区域政府在社会保障和就业支出方面的差异较大。一般而言,城镇社会保障体系的投入力度要大于农村,对于城镇居民的消费刺激作用强于农村,扩大了城乡居民消费差异。因此,考虑到中介变量的遮掩效应,从国家层面说,必须注意不同区域间社会保障水平的均衡性建设,才能加强零售数字化发展对于城乡居民消费趋同的促进作用。

3. 区域异质性检验

考虑到不同省(区、市)在资源、财政支出、人口分布等方面存在一定差异,因此将样本分为东部、中部、西部地区分别展开异质性检验。具体结果见表 4。

表 4 区域异质性检验

Variable	东部地区	中部地区	西部地区
C	0.354(1.443)	1.242*** (3.600)	0.566(1.443)
Digital	-0.219* (-1.667)	-1.470*** (-2.713)	-0.859 (-1.020)
City	0.089(0.576)	-0.100(-0.877)	-0.019 (-0.084)
Income-dis	0.484*** (5.695)	0.356*** (3.279)	0.463*** (4.447)
Open	0.705*** (4.520)	-0.486 (-0.584)	1.448** (2.290)
Government	0.449(1.571)	1.153*** (3.729)	0.785** (2.633)
Traffic	91.300* (1.932)	-59.667*** (-4.178)	4.101 (0.292)
R-squared	0.556	0.625	0.757
Adjusted R-squared	0.515	0.577	0.730
F-statistic	35.498	13.071	27.529
Prob(F-statistic)	0.000	0.000	0.000

表 4 的结果显示,零售数字化促进城乡居民消费趋同存在较大的区域性差异。东部地区、中部地区零售数字化能显著推进城乡居民消费趋同,影响系数分别为 -0.219 和 -1.470,说明中部地区的作用效果比东部地区更为明显。这与样本的观测时间有关,东部地区零售数字化水平最高,经济发展最强劲,拥有数量最多的电商企业,东部地区零售数字化对于城乡居民消费趋同的作用已先于观测期得到释放。因此,考虑

到零售数字化对于不同区域的渗透有先行时序因素的影响,当前样本的观测期间数据显示中部地区深入渗透的零售数字化对于消费趋同的影响力度要强于先发的东部地区。西部地区数字化零售的影响系数并不显著,结合西部地区当前的数字化发展情况,数字化零售弥合城乡居民消费的作用还未发挥。相对东部沿海较发达地区,中西部地区网络零售市场还有较大的市场潜力未被释放,一方面由于深入内陆,物流基

基础设施建设尚未完善,另一方面由于数字化技术与资源分配不均,西部地区经济发展相对东部地区和中部地区存在一定的迟滞性,并未对城乡居民消费差异减弱发挥应有的作用。但近年来西部地区下沉销售市场逐步打开,以2020年的网络零售额增速为例,西藏高达69.7%,展现出了较强的发展势头。随着零售数字化在西部地区的逐渐深入渗透,也将发挥促进城乡居民消费趋同的作用。

五、结论与建议

(一) 结论

“十四五”规划指出,我国具有扩大内需促进国内大循环的市场优势,消费市场和消费能力巨大。因此要重视消费需求在促进国内大循环、拉动经济增长中的重要作用,进一步释放城乡居民消费潜力,把扩大消费需求作为扩大内需和促进国内大循环的战略重点。通过实证验证了零售数字化能够有效推动城乡消费趋同、促进城乡一体化发展,但加大社保方面的财政支出会产生遮掩效应,一定程度上弱化了零售数字化缩小城乡消费差异的作用。区域异质性检验的结果证实了不同地域间零售数字化影响城乡居民消费趋同性的程度存在差异,当前西部地区零售数字化的作用并未充分释放。

(二) 建议

1. 继续推进数字化在零售行业不同领域的深入渗透

数字化改革是挖掘消费潜力、提高零售行业效率的有效途径。拉动内需是“十四五”时期的重点工作之一,数字化带来的变革将创造新的经济增长点。零售

数字化相比传统零售业创新产生了很多新的零售业态,已成为缩小城乡消费差距,挖掘村镇、县域消费潜力的重要因素。因此,要顺应数字化改革浪潮,深入推进数字技术在零售行业各个领域的场景应用,从而提高零售数字化水平,实现城乡融合发展。

2. 均衡完善社会保障体系

前文验证了加大社保财政支出力度反而会削弱零售数字化对于城乡居民消费差异的趋同影响,因此,需要推动社会保障体系的均衡建设,调节收入分配、纾解社会矛盾、推动经济发展,使其发挥缩小城乡消费差异的效用。同时,通过国家对农村发展相关政策的引导,提高农村居民的收入水平,优化农村居民的消费结构,释放更多的消费需求,从而进一步缩小城乡消费差距。

3. 加强西部地区的零售数字化建设

从多方面推进西部地区的零售数字化建设,能够一定程度弥合地域限制以及消费场景限制,对于西部地区的经济发展是机遇。一方面要加快西部地区的基础设施建设,提升物流、配送、数字技术应用、互联网支付等领域的建设力度,从而优化零售数字化的发展环境;另一方面要注重平台建设,为西部地区零售数字化新业态的发展提供基础。通过不断推进农村零售数字化转型,培育新型消费需求,从而促进城乡一体化发展。◆

参考文献:

- [1]中国互联网络信息中心.中国互联网络发展状况统计报告[R/OL].(2022-02-25)[2022-07-22].http://www.cnnic.net.cn/NMediaFile/old_attach/P020220721404263787858.pdf.
- [2]刘长庚,张磊,韩雷.中国电商经济发展的消费效应研究[J].经济理论与经济管理,2017(11):5-18.
- [3]马静.零售数字化对缩小城乡消费差距的影响及区域异质性分析[J].商业经济研究,2021(17):64-67.
- [4]杨晓燕.内外双循环背景下零售数字化撬动内需扩大机制研究:理论与实证[J].商业经济研究,2021(3):14-17.
- [5]李丹丹.电子商务对我国城乡居民消费差距影响的实证研究[D].广州:华南理工大学,2018.



中国人口老龄化 对碳排放影响的时空异质性研究

崔月彤

(山西财经大学 统计学院, 山西 太原 030006)

摘要: 基于 2000—2019 年我国 31 个省(区、市)的面板数据,利用贝叶斯层次时空模型,从时空角度深入剖析人口老龄化对碳排放的动态变化关系和区域差异。结果表明:老龄化对碳排放的影响具有时空异质性,在时间维度上表现出阶段性特征,影响关系发生了由促进效应向抑制效应的转变;在空间维度上表现出“中—西—东”依次递减的阶梯形特征,与中西部的促进效应相反,东部地区已表现出老龄化对碳排放的缓解趋势。为此,建议采用分时段、分区域的方式精准施策,积极发展低碳老龄化产业,重视从人口角度制定减排政策,在应对老龄化问题的同时尽早实现碳达峰、碳中和目标。

关键词: 人口老龄化;碳排放;时空异质性;贝叶斯层次时空模型

中图分类号:X24,C924.24

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0035-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2023.01.006

一、引言

在日益突出的全球变暖趋势下,我国将碳达峰碳中和上升为国家重要战略,成为目前经济社会可持续发展的关键任务,这也是解决资源环境约束突出问题、应对气候变化、构建人类命运共同体的必然要求。

由于经济发展、工业化和城镇化进程、资源禀赋、人口结构的变化,我国碳排放总量呈现不同的变化轨迹,特别是在人口老龄化程度加深的过程中,人口结构和能源系统之间存在着复杂的关系,老龄化对碳排放的影响不容忽视。因此,考虑到我国区域发展的不平衡性,从时空角度深入剖析人口老龄化对碳排放的动态变化关系和区域差异,一方面有助于认识老龄化因素在气候变化中的作用,为制定减排降碳政策提供新的思路,另一方面能为减排降碳政策纵向规划和横向布局提供实证参考,进一步推动我国人口、环境的可持续均衡发展。

二、文献综述

随着全球老龄化进程的加快,探讨老龄化与碳排放的关系成为新的学术视角。

从外文文献看,国外学者最先对人口规模与碳排放的影响展开研究(Knapp 和 Mookerjee,1996^[1];Albrecht 和 Francois 等,2002^[2];Puliafito 和 Puliafito,等,2008^[3]),随后学者将关注点放在了老龄化与碳排放的影响关系上。Dalton 和 O'Neill 等(2008)^[4]运用 PET(人口—环境—技术)模型,从家庭层面分析了美国老龄化对碳排放的影响,结果表明人口老龄化在未来会降低美国的碳排放水平。O'Neill 和 Dalton 等(2010)^[5]发现老龄化可以减少高达 20%的碳排放,特别是工业化国家地区,主要通过对劳动力供应的影响来影响碳排放。Hassan 和 Salim(2015)^[6]的研究表明人口老龄化程度增加 1%,人均 CO₂ 排放能降低 1.55%。Liddle 和 Lung(2010)^[7]通过研究不同年龄组对环境的影响,发现 65—70 岁年龄组有增加碳排放的作用。Menz 和 Welsch(2012)^[8]对 1960—2005 年 26 个 OECD 国家进行了研究,也得到了相同的结论。Wang 和 Wang(2021)^[9]基于面板阈值回归模型发现,随着老龄化程度的加深,高、中、低收入群体的产业结构和城市化与碳排放之间存在非线性关系。

作者简介: 崔月彤(1994—),女,山西阳泉人,在读博士,研究方向为社会经济统计方法应用。

从中文文献看,老龄化已纳入碳排放影响因素研究中,研究结论主要包括以下三方面:第一种结论是我国人口老龄化对 CO₂ 排放量具有负效应(李楠和邵凯等,2011^[10];田成诗和郝艳等,2015^[11])。第二种结论是老龄化是驱动碳排放增长的主要因素(尹向飞,2011^[12];齐欣,2016^[13];吴昊和车国庆,2018^[14];李昌宝和高莉等,2010^[15])。第三种结论是老龄化与碳排放之间存在非线性关系,如刘辉煌和李子豪(2012)^[16]引入 LMDI 因素分解法和 GMM 方法发现老龄化与碳排放呈现倒 U 型关系,且目前我国人口老龄化并未跨过倒 U 型拐点,主要通过生产渠道促进碳排放。李飞越(2015)^[17]基于 SYS-GMM 等计量方法进行研究,发现老龄化与碳排放之间存在倒 U 型关系。但也有学者认为老龄化与碳排放之间存在 U 型或 N 型关系(王芳和周兴,2012^[18];杨恺钧和杨甜甜,2018^[19])。

综上所述,现有对人口老龄化与碳排放影响关系的研究存在以下不足:一是多从全国视角研究老龄化对碳排放的影响,较少涉及对两者关系的区域差异研究。二是目前常见的研究方法多为基于大样本对总体进行推断的传统统计和计量方法,对于具有小样本特性和空间自相关特性的空间数据而言具有一定的局限性,模型结果可能存在偏差。因此,本文的贡献可能体现在以下两方面:一是研究视角有所创新,考虑到人口老龄化与碳排放的关系存在时间、空间以及程度上的差别,由此本文在研究老龄化与碳排放的时空演化规律基础上,采用分时段、分区域的方式对两者的关系进行了多方位对比分析。二是研究方法有所创新,本文采用近年来广受关注的贝叶斯时空方法,充分考虑先验信息和时空因素,同时解决了空间数据小样本和自相关的问题,弥补了传统方法的不足。

三、模型构建与数据来源

(一)模型构建

1. STIRPAT 模型

Ehrlich 和 Holdren(1971)^[20]提出了经典的 IPAT 模型,即 $I=A \times P \times T$,其中 A 表示财富,P 表示人口规模,T 表示技术水平。该模型综合反映了人口、财富与环境之间的相互关系,但具有一定的局限性,在实际中很难实现这三个影响因素的弹性为 1,而且也无法对参数进行估计和检验。其后,Dietz 和 Eugene(1997)^[21]在此基础上提出了 STIRPAT 模型:

$$I=aP^bA^cT^de \quad (1)$$

式(1)中,a 为基础截距项,b、c、d 分别为财富 A、人口 P 和技术 T 的影响系数,e 为随机误差项。对式(1)两边取对数可得到如下形式:

$$\ln I=\ln a+b \ln P+c \ln A+d \ln T+e \quad (2)$$

这种形式更好地反映了各影响变量对环境(碳排放)的弹性大小。STIRPAT 模型可以对各个因素进行适当的分解,对相应的 STIRPAT 模型进行扩展引入老龄化变量及其他控制变量,以此作为实证模型的理论基础。

2. 贝叶斯层次时空模型

在 STIRPAT 理论框架基础上,考虑老龄化与碳排放关系的时空特性,引入贝叶斯层次时空模型进行分析。贝叶斯层次时空模型不仅能加入时空交互效应反映变量的时空演化特征,而且也能加入影响因素反映时空变量间的影响关系(韩秀兰和李俊明,2018^[22])。贝叶斯层次时空模型在贝叶斯层次模型的基础上加入了空间效应变量,对包含空间信息的数据具有良好的解释性,并且贝叶斯模型基于总体、样本和先验信息进行统计推断,以概率分布的形式给出参数估计,在一定程度上克服了传统模型的缺陷。

贝叶斯层次模型包括 3 部分:数据模型、过程模拟、超参数模型。根据贝叶斯层次模型的构造方法,考虑空间自相关性和不确定性,将反映空间效应的空间解释变量 $s(i)$ 加入模型,并纳入影响因素,基于 STIRPAT 理论框架构建碳排放量 y_{it} 与老龄化率 old_{it} 及其他影响变量的贝叶斯层次时空模型,研究老龄化对碳排放的影响。贝叶斯层次时空模型结构如下:

$$\text{数据模型: } y_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma_y^2), \mu_{it} \sim N(\theta_{it}, \sigma_\mu^2) \quad (3)$$

过程模拟:

$$\ln \theta_{it} = \alpha + s(i) + (b_0 t^* + v_i) + b_{it} t^* + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln \theta_{it} = \alpha + s(i) + \beta_1 \ln old_{it} + \beta_2 \ln x_{it2} + \cdots + \beta_j \ln x_{itj} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln \theta_{it} = \alpha + s(i) + \beta_{1,r(i)} \ln old_{it} + \beta_{2,r(i)} \ln x_{it2} + \cdots + \beta_{j,r(i)} \ln x_{itj} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

参数模型:

$$\alpha \sim dflat(), \beta_j \sim dflat() \quad (7)$$

$$S_{[1 \dots N]} \sim \text{car.normal}(\text{adj}[, \text{weights}[, \text{num}[, \text{prec.s}]) \quad (8)$$

$$\phi_i \sim \text{dnorm}(0, \text{prec.e}) \quad (9)$$

$$\text{prec.s} \sim \text{Gamma}(0.01, 0.01) \quad (10)$$

式(3)中, y_{it} 表示碳排放量, μ_{it} 、 θ_{it} 、 σ_y^2 、 σ_μ^2 分别为相应似然分布的期望和方差。式(4)表示时空演化过程, 式中($b_0t^*+v_t$)描述了总体时间变化趋势; b_{lit}^* 描述了局部变化趋势; $s(i)$ 为空间解释变量, 描述相对稳定的空间效应, 包括了空间非结构效应和结构效应, 即 $s(i) = \phi_i + S_i$, 相应地可以分为热点 $\{p[\exp(s_i) > 1] > 0.8\}$ 、温点 $\{0.2 \leq p[\exp(s_i) > 1] \leq 0.8\}$ 、冷点 $\{p[\exp(s_i) > 1] < 0.2\}$ 三个区域。式(5)表示总体回归函数。式(6)表示分区域回归函数, 函数中包括核心变量老龄化率 old_{it} , 以及其他影响碳排放量的变量 $x_{it2}, \dots, x_{itj}$; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j$ 为 j 个变量所对应的影响系数; $r(i)$ 代表 i 省(区、市)所属的区域编号, 本文将我国除港澳台之外的 31 个省(区、市)按地理位置分为东部、中部、西部三个区域, 各影响因素的参数反映了不同区域因素对碳排放的

影响程度; ε_{it} 为高斯噪声随机变量。式(7)—(10)给出了时空参数的先验形式, 其中 α 、 β_j 为无信息先验, $S_{it1}, \dots, S_{itN}$ 是条件自回归模型。由于模型中包含多个参数和超参数, 后验分布计算存在高维联合概率密度函数的估计问题, 因此本文采用基于 Gibbs 抽样的 MCMC 方法进行模型估计。

(二) 变量说明与数据来源

1. 被解释变量

被解释变量为碳排放量。碳排放量(单位: 百万吨)由公式 $y = \sum_1^8 E_i \times a_i \times f_i$ 测算, 式中 E_i 代表第 i 类能源消费量, a_i 表示第 i 类能源的折标煤系数, f_i 表示能源的碳排放系数。其中, 折标煤系数、各能源消费量数据来自历年《中国能源统计年鉴》, 碳排放系数采用 IPCC 测度数据(见表 1)。

表 1 碳排放系数和折标煤系数

能源种类	煤炭	焦炭	原油	汽油	煤油	柴油	燃料油	天然气
碳排放系数(吨碳/吨标准煤)	0.756	0.855	0.586	0.554	0.571	0.592	0.619	0.448
折标煤系数(千克标准煤/千克)	0.714	0.971	1.429	1.471	1.471	1.457	1.429	1.330

2. 核心解释变量

核心解释变量为老龄化率(old)。使用 65 岁及以上人口占总人口的比重代表我国人口老龄化水平。在老龄化程度逐渐加深的过程中, 人们的消费水平、生活消费模式会发生改变, 对能源的需求也有所变化, 而且人口年龄结构变化可能导致我国劳动力发生改变, 进而影响生产, 对碳排放产生影响。

3. 控制变量

本文选取以下变量作为控制变量, 数据均来自历年《中国统计年鉴》。

(1) 人均 GDP($pgdp$): 通过一个地区核算期内实现的国内生产总值与该地区常住人口相比进行计算, 衡量了人们的生活水平, 也代表了该地区的经济发展水平, 所有数据定基在 2000 年, 采用 GDP 平减指数消除通货膨胀因素。

(2) 人口总量(pop): 该地区的常住人口数量。

(3) 城镇化率(urb): 城镇人口数占总人口数的比重, 是衡量一个地区经济社会水平的重要标志。

(4) 第二产业比重(ind): 第二产业增加值占 GDP 的比重, 代表了该地区的工业化程度, 也反映了一个

地区的产业结构。

四、实证结果与分析

(一) 老龄化、碳排放的时空差异

由于我国区域发展的非均衡性, 老龄化与碳排放均存在明显的时空差异特征。根据贝叶斯层次时空模型中的时空演化过程, 可清晰地描述我国人口老龄化与碳排放的变化趋势与演化过程。图 1 描绘了 2000—2019 年我国老龄化与碳排放的总体变化趋势, 可以看出, 我国老龄化率与碳排放量均呈上升趋势, 但表现

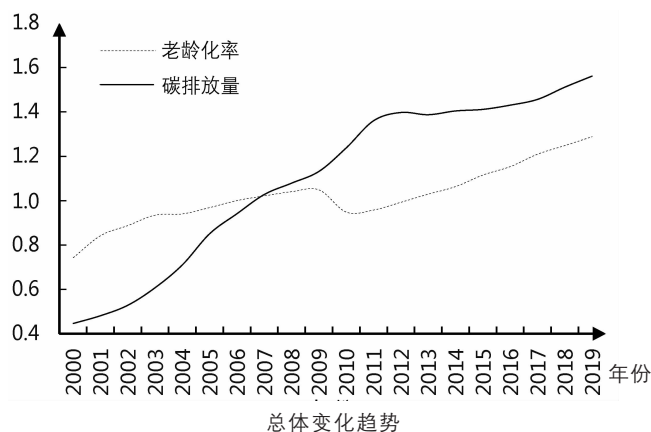


图 1 2000—2019 年老龄化率、碳排放量总体变化趋势

出不同的阶段特征。2000—2010年,我国碳排放量增长较快,2011年后碳排放量增速虽然开始放缓,但未出现拐点,说明目前我国碳减排压力仍然很大,老龄化

化率在这两个阶段均保持快速增长态势。

进一步观察老龄化与碳排放的空间差异与局部变化趋势,详见表2。

表2 2000—2019年我国老龄化、碳排放的时空格局与局部变化趋势

地区		老龄化	碳排放
东部	热点	辽宁、山东、(江苏)、北京、天津、上海、浙江	江苏、山东、河北、辽宁、浙江
	温点	河北、福建	福建、上海、广东
	冷点	广东、海南	海南、北京、天津
中部	热点	安徽、湖北、湖南	河南、山西
	温点	吉林、黑龙江、河南、江西	安徽、江西、吉林、黑龙江、湖北、湖南
	冷点	(山西)	
西部	热点	重庆、四川	内蒙古
	温点	贵州、陕西、广西	陕西、新疆、(西藏)、四川、贵州、云南
	冷点	内蒙古、甘肃、宁夏、(青海)、云南、西藏、新疆	广西、宁夏、(重庆)、(甘肃)、(青海)

注:表格中加粗的省(区、市)表示位于强增长区,括号内的省(区、市)表示位于温和增长区,其余省(区、市)表示位于弱增长区。

我国人口老龄化呈现“东高西低”的区域发展特征。从省域角度看,老龄化热点区域集中在东部经济发达地区和中南部及西南省(区、市),温点区域以热点区域为中心向周边扩散,冷点区域分布在中国北部和西部偏远地区。东部沿海高老龄化地区增速开始放缓,中部及西南高老龄化区域局部增速加快,热点区域逐步向内陆地区转移,区域差异进一步缩小。

我国碳排放大致形成“东高西低、北高南低”的空间特征。从省域角度看,碳排放热点区域集中在东北能源大省和东部沿海地区,温点和冷点区域成片聚集在中西部。大部分省(区、市)碳排放量局部增速趋于平缓,碳排放强增长区分散在北部和华东地区部分省市,具有温点和热点地区弱增加、冷点地区强增加趋势。

综合看,东部地区老龄化和碳排放热点区域多、

增速低,中部地区老龄化和碳排放温点和热点区域多,但老龄化局部增速高、碳排放增速低,西部地区老龄化冷点区域多、增速高,而碳排放温点区域多,增速低。因此,老龄化与碳排放均存在一定的空间聚集特征,且具有明显的区域差异。

(二)时间视角:人口老龄化对碳排放的阶段影响

通过老龄化与碳排放时空特征分析,发现老龄化与碳排放之间具有一定的联系和差异。本文将老龄化率、人均GDP、人口总量、城镇化率、第二产业比重这5个变量作为影响因子,应用贝叶斯层次时空模型探究老龄化对碳排放的影响。如前文所述,老龄化与碳排放放在时间上的趋势特征是不同的,分阶段研究更能凸显两者的动态关系,因此将2000—2019年划分为2000—2005年、2006—2011年和2012—2019年3个时间段进行研究,最终模型回归结果见表3。

表3 分阶段模型影响系数估计结果

变量	影响系数估计值		
	2000—2005年	2006—2011年	2012—2019年
人均GDP (pgdp)	0.398(0.268, 0.528) $P(\beta_{pgdp} > 0) = 1.00$	0.694(0.549, 0.837) $P(\beta_{pgdp} > 0) = 1.00$	0.799(0.638, 0.960) $P(\beta_{pgdp} > 0) = 1.00$
人口总量 (pop)	0.171(0.001, 0.324) $P(\beta_{pop} > 0) = 0.98$	0.179(0.004, 0.338) $P(\beta_{pop} > 0) = 0.98$	0.086(-0.094, 0.249) $P(\beta_{pop} > 0) = 0.83$
老龄化率 (old)	0.467(0.282, 0.652) $P(\beta_{old} > 0) = 1.00$	0.059(-0.114, 0.231) $P(\beta_{old} > 0) = 0.75$	-0.393(-0.571, -0.216) $P(\beta_{old} < 0) = 1.00$
城镇化率 (urb)	0.472(0.249, 0.692) $P(\beta_{urb} > 0) = 1.00$	0.086(-0.281, 0.454) $P(\beta_{urb} > 0) = 0.68$	0.009(-0.388, 0.407) $P(\beta_{urb} > 0) = 0.52$

(续表)

变量	影响系数估计值		
	2000—2005 年	2006—2011 年	2012—2019 年
第二产业比重 (ind)	0.566(0.338,0.790) $P(\beta_{ind}>0)=1.00$	0.449(0.284,0.616) $P(\beta_{ind}>0)=1.00$	0.682(0.545,0.818) $P(\beta_{ind}>0)=1.00$

注:括号中的数值为 95%可信区间。

从模型结果看,在 2000—2019 年整个研究期内,我国人口老龄化对碳排放的影响具有阶段性特征,随着时间的推移,老龄化对碳排放的影响呈由正效应转为负效应的倒 U 型趋势。具体看,在 2000—2005 年这一阶段,2000 年我国刚刚迈入老龄化社会,老龄化对碳排放的促进作用较强,影响系数为 0.467 [95%CI: (0.282,0.652)]。在 2006—2011 年这一阶段,随着老龄化程度的持续加深,对碳排放的正向效应逐步弱化且变得不显著,影响系数变为 0.059 [95%CI: (-0.114, 0.231)]。在 2012—2019 年这一阶段,影响系数开始由正转负,变为 -0.393 [95%CI: (-0.571, -0.216)],老龄化对碳排放的作用发生变化,促进效应转为抑制效应。究其原因,在老龄化初期,人口增长和人口结构变动带来的人口红利会带动经济快速增长,虽然在老龄化趋势下我国劳动人口比例有所下降,但劳动群体仍是我国主要消费主体,并不会对社会的生产和消费产生抑制作用,而且家庭规模逐渐小型化,会增加人均生活用能,生活质量的提高带动老年人外出概率的增加,交通能源消耗也相应增加,对碳排放产生促进效应。随着老龄化程度的不断加深,人口红利正在逐步消失,社会发展更加关注劳动生产效率的提高,传统劳动密集型产业逐步向资本和技术集约型产业发展,老龄化推动了产业结构的转型升级和技术水平的进步,从而减少了对化石能源的需求,对碳排放的促进

效应缩小。同时随着低碳理念的普及,老年群体的消费模式更倾向于低碳化,老龄化的抑制作用开始逐渐凸显。

从控制变量看,人均 GDP 对碳排放始终存在显著的正相关关系,其对碳排放的影响程度越来越大,逐渐成为影响碳排放增长的主要因素;人口规模的扩大必然带动消费的增加,同时也会消耗更多的能源来满足电力、工业、交通等需求,从而产生更多的碳排放量,对碳排放具有促进效应;城镇化水平对碳排放的正效应却在逐渐弱化,这说明城镇化初期基础设施建设带来了更多的碳排放,随后城镇化进程带来的集聚效应对碳排放开始发挥抑制作用,正向促进作用明显减小;第二产业比重对碳排放的正向效应先减小后增大,成为仅次于人均 GDP 的第二大影响因素,这说明目前我国工业化水平的提高仍会带来较大高污染、高耗能的资源环境代价。

(三)空间视角:人口老龄化对碳排放的分区域影响

我国东、中、西部地区社会经济发展不平衡,不同区域老龄化水平与碳排放程度存在的关系也会有所不同,因此,分区域探讨老龄化对碳排放的影响是有必要的。分区域贝叶斯层次时空模型考虑了不同区域之间的差异性和相关性,更加客观地解释了老龄化对碳排放影响的区域差异。分区域模型回归结果见表 4。

表 4 分区域模型影响系数估计结果

变量	影响系数估计值		
	东部	中部	西部
人均GDP (pgdp)	0.720(0.627,0.810) $P(\beta_{pgdp}>0)=1.00$	0.392(0.249,0.537) $P(\beta_{pgdp}>0)=1.00$	0.999(0.839,1.145) $P(\beta_{pgdp}>0)=1.00$
人口总量 (pop)	0.267(0.126,0.408) $P(\beta_{pop}>0)=1.00$	1.031 (0.869,1.189) $P(\beta_{pop}>0)=1.00$	0.911(0.756,1.077) $P(\beta_{pop}>0)=1.00$
老龄化率 (old)	-0.065(-0.233,0.105) $P(\beta_{old}<0)=0.78$	0.162(-0.179,0.498) $P(\beta_{old}>0)=0.90$	0.119(-0.130,0.372) $P(\beta_{old}>0)=0.92$
城镇化率 (urb)	0.334 (0.054,0.617) $P(\beta_{urb}>0)=0.99$	0.258(-0.101,0.609) $P(\beta_{urb}>0)=0.92$	-1.144 (-1.628,-0.669) $P(\beta_{urb}<0)=1.00$

(续表)

变量	影响系数估计值		
	东部	中部	西部
第二产业比重 (ind)	1.369(1.191,1.553) $P(\beta_{ind}>0)=1.00$	0.482(0.280,0.681) $P(\beta_{ind}>0)=1.00$	0.769(0.547,0.989) $P(\beta_{ind}>0)=1.00$

注:括号中的数值为 95%可信区间。

模型估计结果显示,老龄化对碳排放的影响存在明显的区域异质性。东部地区老龄化对碳排放具有抑制效应,中西部地区与之相反,老龄化对碳排放具有促进效应,且不同地区影响程度不同。

在东部地区,老龄化对碳排放的影响系数为 -0.065 [95%CI:(-0.233,0.105)], 老龄化已表现出碳减排效应,但作用力度较小。究其原因,东部地区老龄化程度相比中西部地区严重,老年人受教育水平普遍较高,自身素质较高,在增加生活能源消耗的同时更加注重低碳消费;此外,东部地区经济发展较快,产业结构较为合理,在老龄化发展趋势下老龄产业迅速发展,所带来的产业结构优化效应减少了对能源消费的需求,加之人才集聚以及老年劳动力素质的提升促进了技术升级,最终会减少碳排放。

在中部和西部地区,影响系数分别为 0.162[95%CI:(-0.179,0.498)]和 0.119[95%CI:(-0.130,0.372)],这表明老龄化程度的加深会促进中西部地区碳排放的增加。可能的原因在于以下两方面:一是中西部地区老龄化程度较低,初期人口红利还未消失,源于人口和经济增长的能源消耗呈上升趋势;二是由于老年人身体机能退化待在家中和空闲的时间增多,导致在家用电器的使用和采暖照明需求上的能源消费更高,由此在生活用能方面的碳排放会增多。从影响程度上看,中部地区老龄化对碳排放的促进作用强于西部地区,这可能是因为中部地区老年人就业率普遍高于西部,一定程度上弥补了老龄化带来的劳动力供给不足,这些劳动力在生产及消费中对经济增长作出贡献的同时,也增加了能源消耗,而西部地区人口外流现象严重,年轻劳动人口相对减少,劳动生产率及经济活力较低,抵消了部分老龄化对碳排放的促进效应,影响程度弱于中部地区。

从控制变量看,人均 GDP、人口总量、第二产业比重这 3 个变量在不同区域均具有正效应,但影响程度不同。经济增长的正向效应呈“西 - 东 - 中”依次递减趋势,人口规模的正向效应呈“中 - 西 - 东”依次递减

趋势,工业化水平的正向效应呈“东 - 西 - 中”依次递减趋势。城镇化率对碳排放的影响也存在区域差异,在中部和东部地区具有正效应,在西部地区具有负效应。这说明我国经济的发展、人口规模的扩大以及传统工业的发展产生了高能耗、高排放,城镇化水平较高的中东部地区还没有形成技术先进、低碳环保的发展模式,西部地区城镇化发展缓慢,还没有产生较多的碳排放。

五、结论与建议

本文在探究 2000—2019 年我国人口老龄化与碳排放时空差异的基础上,采用贝叶斯层次时空模型深入剖析了老龄化与碳排放的影响关系,并进行了分时段、分区域对比分析,研究发现:(1)我国老龄化高速增长的态势仍然存在,碳排放已呈现增速放缓态势,老龄化与碳排放均呈现“东 - 中 - 西”依次递减的空间格局。(2)从时间维度看,我国人口老龄化对碳排放的影响具有阶段性特征,随着时间的推移,老龄化对碳排放的促进效应逐渐减弱,随后转变为显著的抑制效应,整体存在倒 U 型变化趋势。(3)从空间维度看,老龄化对碳排放的影响存在区域异质性,影响程度存在“中 - 西 - 东”依次递减的阶梯式特征,与中西部相反,东部地区已呈现出老龄化对碳排放的缓解趋势。

因此,在应对老龄化和气候问题的过程中,应该考虑如下问题:

第一,注重政策的灵活性与差异性,针对各区域精准施策。各区域应结合自身实际,注重老龄化对该区域碳排放的作用,对碳减排政策进行分时段、分区域管理。对于东部地区,进一步扩大老龄化带来的碳减排效应,大力发展新能源、新技术,尤其是在老龄化背景下积极发展养老服务产业,比如针对老年人的医疗护理、休闲养生、生活娱乐等相关服务;对于中西部地区,在城镇化和工业化进程中,应转变传统的经济发展模式和产业结构,向第三产业和高技术密集型产业发展,降低能源消耗和污染,改善气候问题。

第二,积极应对老龄化发展趋势,从人口发展角

度制定节能低碳政策。研究表明经济因素仍是影响碳排放的主要因素,但人口老龄化对碳排放具有显著影响,这表明碳减排政策不仅要从经济、能源方面入手,还要重视人口因素对碳排放的影响,转变人们的消费模式和消费理念,提高低碳意识,倡导绿色消费、低碳生活,促进人口结构变化与低碳发展相协调,在应对老龄化问题的同时尽早实现我国碳达峰、碳中和的发展目标。◆

参考文献:

- [1]KNAPP T,MOOKERJEE R.Population Growth and Global CO₂ Emissions:A Secular Perspective [J].Energy Policy,1996,24(1):31-37.
- [2]ALBRECHT J,FRANCOIS D,SCHOORS K.A Shapley Decomposition of Carbon Emissions Without Residuals[J].Energy Policy,2002,30(9):727-736.
- [3]PULIAFITO S E,PULIAFITO J L,GRANO M C. Modeling Population Dynamics and Economic Growth as Competing Species:An Application to CO₂ Global Emission[J].Ecological Economics,2008,65(3):602-615.
- [4]DALTON M,O'NEILL B,PRSKAWETZ A,et al. Population Aging and Future Carbon Emissions in the United States [J]. Energy Economics,2008,30(2):642-675.
- [5]O'NEILL B C,DALTON M,FUCHS R,et al.Global Demographic Trends and Future Carbon Emissions [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2010,107(41):17521-17526.
- [6]HASSAN K,SALIM R.Population Ageing,Income Growth and CO₂ Emission Empirical evidence from high income OECD countries [J].Journal of Economic Studies,2015,42(1):54-67.
- [7]LIDDLE B,LUNG S.Age-structure,Urbanization, and Climate Change in Developed Countries:Revisiting STIRPAT for Disaggregated Population and Consumption-related Environmental Impacts [J].Population and Environment,2010,31(5):317-343.
- [8]MENZ T,WELSCH H.Population Aging and Carbon Emissions in OECD Countries:Accounting for Life-cycle and Cohort Effects [J].Energy Economics, 2012,34(3):842-849.
- [9]WANG Q,WANG L.The Nonlinear Effect of Population Aging,Industrial Structure,and Urbanization on Carbon Emissions:A Panel Threshold Regression Analysis of 137 Countries[J].Journal of Cleaner Production,2021 (287):125381.
- [10]李楠,邵凯,王前进.中国人口结构对碳排放量影响研究[J].中国人口·资源与环境,2011,21(6):19-23.
- [11]田成诗,郝艳,李文静,等.中国人口年龄结构对碳排放的影响[J].资源科学,2015,37(12):2309-2318.
- [12]尹向飞.人口、消费、年龄结构与产业结构对湖南碳排放的影响及其演进分析:基于 STIRPAT 模型[J].西北人口,2011,32(2):65-69+82.
- [13]齐欣.中国人口老龄化对碳排放的影响研究[D].北京:北京交通大学,2016.
- [14]吴昊,车国庆.中国人口年龄结构如何影响了地区碳排放?:基于动态空间 STIRPAT 模型的分析[J].吉林大学社会科学学报,2018,58(3):67-77+204-205.
- [15]李昌宝,高莉,杨德草.人口老龄化背景下中国碳排放的影响因素研究:基于 PET 模型的实证分析[J].江西财经大学学报,2010(5):32-44.
- [16]刘辉煌,李子豪.中国人口老龄化与碳排放的关系:基于因素分解和动态面板的实证分析[J].山西财经大学学报,2012,34(1):1-8.
- [17]李飞越.老龄化、城镇化与碳排放:基于 1995-2012 年中国省级动态面板的研究[J].人口与经济,2015(4): 9-18.
- [18]王芳,周兴.人口结构、城镇化与碳排放:基于跨国面板数据的实证研究[J].中国人口科学,2012(2):47-56+111.
- [19]杨恺钧,杨甜甜.老龄化、产业结构与碳排放:基于独立作用与联动作用的双重视角[J].工业技术经济, 2018,37(12):117-125.
- [20]EHRILICH P R,HOLDREN J P.Impact of Population Growth:Complacency concerning this component of man's predicament is unjustified and counterproductive[J].Science,1971,171(3977):1212-1217.
- [21]DIETZ T,EUGENE A.Effects of Population and Affluence on CO₂ Emissions[J].Proceedings of the National Academy of Sciences,1997,94(1):175-179.
- [22]韩秀兰,李俊明.中国城市房价时空特征与影响机制研究:基于贝叶斯分域时空模型的实证[J].数理统计与管理,2018,37(5):940-950.

人口结构演进对消费的影响研究

——以山东省为例

王莎莎¹ 马 昂² 赵善胜³

(1.山东省统计局,山东 济南 250001;2.河南省社会科学院 统计与管理科学研究所,河南 郑州 451450;

3.山东省统计科学研究所,山东 济南 250001)

摘要:人口是消费活动的主体,人口结构在深层次上影响居民消费水平与结构变迁,从需求侧角度考量人口结构对消费需求的影响,具有重要的现实意义。依托第七次全国人口普查数据,利用灰色关联分析法,衡量山东省人口结构演进与消费规模结构的关联程度,进而得出人口结构演进带来“婴童经济”“银发经济”“她经济”“城市经济”等八种消费经济,并在挖潜相关消费供给方面进行路径探索。

关键词:人口结构;消费规模;消费供给;灰色关联分析法

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0042-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.01.007

一、山东省人口结构演进情况

根据第七次全国人口普查(以下简称“七人普”)结果,山东省人口结构发生了重大演变,主要表现在以下方面:一是年龄结构呈现“两升一降”。“七人普”数据显示,山东省0—14岁和60岁及以上人口占比分别达到18.8%和20.9%,比2010年分别提高3.0个和6.2个百分点。二是性别结构失衡缓解。“七人普”数据显示,山东省新出生人口性别比为112.0,较2010年下降7.5个百分点,降幅高于全国平均水平0.65个百分点。三是教育结构提质优化。“七人普”数据显示,山东省拥有大学文化程度(大专及以上学历)人口为1460.3万人,比2010年增长75.3%。与2010年相比,每10万人中拥有大学文化程度的由8694人上升为14384人。四是家庭结构呈现规模小型化。“七人普”数据显示,山东省共有家庭户3518.4万户,平均家庭户人口为2.70人,比2010年的2.98人减少0.28人。五是城乡结构呈现城镇化进程加快。“七人普”数据显示,山东省常住人口中,居住在城镇的人口为6401.4万人,占63.1%;与2010年相比,城镇人口增加1639.3

万人,城镇人口比重提高13.3个百分点。六是收入结构呈现城乡差距进一步缩小。2021年,山东省农村居民人均可支配收入同比增长10.9%,自2010年起连续12年快于城镇居民人均可支配收入增速,较2012年增长118.7%。城乡居民收入倍差逐年下降,从2012年的2.58:1缩小到2021年的2.26:1。七是区域结构呈现中心城市集聚态势。“七人普”数据显示,济南、青岛、临沂“三圈”中心城市常住人口10年间分别增加112万人、139万人、97万人,增量居山东省前三位;占山东省总人口的29.9%,比2010年提高1.9个百分点。

二、山东省人口结构演进与消费规模结构关联分析

(一)灰色关联分析计算方法

灰色关联度分析(Grey Relation Analysis, GRA)是一种多因素统计分析方法,主要研究在“部分已知信息、部分未知信息”的“小样本”“贫信息”的灰色系统中,某个要素受其他因素影响的相对强弱。计算步骤如下:

第一步:确定分析序列

将反映系统行为特征的序列称为参考序列(母序

作者简介:王莎莎(1984—),女,山东济南人,硕士,统计师,研究方向为宏观经济;马昂(1994—),男,河南舞阳人,助理编辑,研究方向为经济社会统计;赵善胜(1982—),男,山东日照人,硕士,高级统计师,研究方向为经济统计。

列),记号为 Y ;将影响系统行为特征的序列称为比较序列(子序列),记号为 X_i 。具体如下:

$$Y=\{Y(t),t=1,2,\cdots,n\}$$

$$X_i=\{X_i(t),t=1,2,\cdots,n;i=1,2,\cdots,m\}$$

其中, t 代表序列的长度, i 表示比较序列的个数。

第二步:序列变量的无量纲化

由于参考序列与比较序列的变量数据单位可能不统一,因此直接研究影响变动趋势是不科学的,需要进行无量纲化处理,本文使用均值化法对原数据进行无量纲化,得到新的序列。

第三步:计算参考序列和比较序列的关联系数

关联系数表示在各个时间节点上参考序列与比较序列的关联程度,记作 $\varepsilon_i(t)$,计算公式如下:

$$\varepsilon_i(t)=\frac{\min_i\min_t|Y(t)-X_i(t)|+\rho\max_i\max_t|Y(t)-X_i(t)|}{|Y(t)-X_i(t)|+\rho\max_i\max_t|Y(t)-X_i(t)|}$$

其中, $|Y(t)-X_i(t)|$ 表示在 t 时刻各个参考序列和比较序列的绝对差,分子为绝对差的最大值与最小值; ρ 为分辨系数,一般取值范围为 $0<\rho<1$,本文取 $\rho=0.5$ 。

第四步:计算关联度

将参考序列与比较序列的关联系数进行均值处理。计算公式如下:

$$\gamma_i=\frac{1}{n}\sum_{t=1}^n\varepsilon_i(t),i=1,2,\cdots,m$$

(二)指标选取与数据说明

本文选取数据范围为第六次全国人口普查以来,即 2010—2021 年山东省人口及消费相关数据。

1.反映系统特征的参考序列包括消费规模和消费结构指标。消费规模包括社会消费品零售总额,记为 $Y_1(t)$;消费结构包括各类发展类消费品零售额(见表 1)占限额以上消费品零售总额比重,共分为化妆品、金银珠宝类,教育文化娱乐类,中西药品类,汽车、通信器材类 4 类,分别记为 $Y_2(t)$ 、 $Y_3(t)$ 、 $Y_4(t)$ 、 $Y_5(t)$ 。

结构演进指标。共有 10 项变量,包括人口自然增长率、0—14 岁人口所占比重、65 岁以上人口所占比重、女性人口所占比重、大专及以上学历人口所占比重、平均家庭户规模、常住人口城镇化率、农村居民人均可支配收入占城镇居民人均可支配收入比重、“三圈”中心城市人口所占比重、山东省 16 市人口离散系数,分别记为 $X_1(t)$ 、 $X_2(t)$ 、 $\cdots$ 、 $X_9(t)$ 、 $X_{10}(t)$ 。

关联分析结果。根据以上灰色关联分析计算方法,分别得到山东省人口结构演进与消费规模及发展类消费结构的关联度矩阵,详见表 1。

表 1 关联度矩阵

人口结构演进		社会消费品 零售总额	化妆品、 金银珠宝类	教育文化 娱乐类	中西 药品类	汽车、通信 器材类
一级指标	二级指标					
增量结构	人口自然增长率	0.649	0.642	0.636	0.633	0.648
年龄结构	0—14 岁人口所占比重	0.811	0.908	0.926	0.787	0.885
	65 岁以上人口所占比重	0.903	0.819	0.890	0.826	0.819
性别结构	女性人口所占比重	0.789	0.949	0.856	0.742	0.857
教育结构	大专及以上学历人口所占比重	0.902	0.779	0.857	0.813	0.912
家庭结构	平均家庭户规模	0.780	0.926	0.837	0.737	0.841
城乡结构	常住人口城镇化率	0.832	0.877	0.944	0.810	0.886
收入结构	农村居民人均可支配收入占城镇居民人均可支配收入比重	0.796	0.920	0.900	0.780	0.867
区域结构	“三圈”中心城市人口所占比重	0.805	0.938	0.885	0.760	0.869
	山东省 16 市人口离散系数	0.802	0.940	0.880	0.757	0.866

注:基础数据来自相关年份《中国统计年鉴》《山东统计年鉴》。

三、人口结构演进带来的“八大消费经济”

从关联分析结果看,除人口增量结构对消费规模影响偏小以外,人口年龄结构、性别结构、教育结构、家庭结构、城乡结构、收入结构、区域结构都对消费规

模结构影响较大。自 2016 年因“二孩”政策刺激生育带来两年人口突增后,人口自然增长率逐年下降,2021 年降至 0.02‰,简单靠“人口红利”难以强力拉动消费,需从人口结构演进入手,引领消费转型升级。

(一)年龄结构演进带来“婴童经济”和“银发经济”,两头消费不断走高

关联分析显示,0—14岁人口所占比重、65岁以上人口所占比重对消费规模的影响程度分居10项指标第4位、第1位,其中,0—14岁人口所占比重对教育文化娱乐类消费影响程度居第2位;65岁以上人口所占比重对中西药品类消费影响程度居第1位。从新生儿看,山东省近十年出生人口基本在100万人左右,2016年“二孩”政策放开之后,出现短期生育高峰,连续两年出生人口在170万以上。据中国儿童产业研究中心调查,80%的家庭儿童支出占家庭总支出的30%—50%,婴儿潮的来临将催生国内“婴童经济”,直接推动母婴、教育等市场消费需求的高速增长。从老年人看,老龄化趋势短期内难以逆转,近十年山东省65岁及以上人口占比逐年攀升,2020年60—65岁人口占比仍在5%以上,老龄化人口规模还将进一步扩大。与此同时,山东省是全国唯一60岁以上老年人口数量超过2000万的省份,未来老年市场前景广阔,消费市场将继续放量需求。

(二)性别结构演进带来“她经济”,女性消费不断走高

关联分析显示,女性人口所占比重对消费规模的影响程度弱于大部分结构变化,居第8位;但对化妆品、金银珠宝类消费影响程度最大。2021年,以女性群体为主的限额以上服装、化妆品和金银珠宝类消费品零售额分别比上年增长21.6%、19.3%和69.7%,比全部限额以上消费品零售总额分别高5.8个、3.5个和53.9个百分点。据国家统计局山东调查总队专项调查显示,女性每月网购超过5次的比例达到51.8%,比男性高出14.5个百分点。女性消费群体较强的购买力加之巨大的女性消费群体规模,未来将是消费增长的重要驱动力。

(三)教育结构演进带来“新经济”,新兴消费不断走高

关联分析显示,大专及以上学历人口所占比重对消费规模的影响程度居第2位;同时对汽车、通信器材类消费影响程度最大。教育水平提升不仅带来“人才红利”,同时也带来中高收入群体壮大及更多个性化新消费需求。2021年,限额以上可穿戴智能设备、智能家电、智能手机零售额分别比上年增长21.1%、26.0%、64.6%,两年平均分别增长25.2%、42.8%、52.8%。据国

家统计局山东调查总队专项调查显示,中高收入人群总消费占全体居民消费支出总量的60.1%。

(四)家庭结构演进带来“小经济”,便捷消费不断走高

关联分析显示,平均家庭户规模对消费规模的影响程度居第9位,虽位次不高,但影响程度仍接近0.8。“七人普”数据显示,家庭户中一人户和二人户占比达到52.0%,比2010年提升11.1个百分点。家庭结构小型化、年轻化,催生“近场”型中小业态零售模式,同时餐饮方式实现“从厨房到餐馆再到外卖”的转变。五年间,山东省连锁零售总店数增加近50家,门店总数达到1.8万家,增加0.6万家。

(五)城乡结构演进带来“城市经济”,发展消费不断走高

关联分析显示,常住人口城镇化率对消费规模的影响程度居第3位;同时对教育文化娱乐类,中西药品类,汽车、通信器材类三类发展型消费影响程度分居第1位、第3位、第2位。城镇化进程扩大了城市居民消费群体,加速了城市消费结构转型。城镇居民每百户家用汽车、空调、移动电话、健身器材10年时间增长207.9%、50.9%、18.9%、48.3%。此外,城镇居民在中高档乐器、空气净化器、吸尘器等品质消费也日益增多,远高于农村居民。未来城镇化进程带来的人口流动将成为教育文化、医疗服务、旅游休闲、品质生活等发展消费的重要推动力。

(六)收入结构演进带来“美丽经济”,绿色消费不断走高

关联分析显示,农村居民人均可支配收入占城镇居民人均可支配收入比重对消费规模的影响程度居第7位,影响程度接近0.8,对教育文化娱乐类发展型消费影响程度居第3位。随着生态文明和美丽乡村建设的持续推进,乡村优美环境凸显出休闲旅游的巨大魅力,催生出活力十足的“美丽经济”,一批田园综合体、农旅特色小镇、乡村旅游特色村等逐渐兴起。截至2021年底,山东省共有全省精品旅游特色村(省级乡村旅游重点村)125个,41个村庄入选全国乡村旅游重点村名录,居全国前列。

(七)区域结构演变带来“区域经济”,特色消费不断走高

济南、青岛集聚了大量优质教育、金融、文化资源,夜经济、步行街、新零售、首店经济等繁荣发展。

2021年,济南和青岛实现社会消费品零售总额两年平均增长7.7%和7.9%,分别高于全省0.3个和0.5个百分点。临沂作为山东省人口最多、面积最大的地区中心城市,是国家重要的物流周转中心和商贸批发中心,货物运输量稳居山东省首位。

四、基于人口结构演进的消费需求转型升级路径探索

当前,我国经济发展面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力,其中推进消费需求转型升级是应对需求收缩的突破口,而人口结构演变带来的消费新趋势新变化带给我们新的启示:应始终坚持问题导向,从供需两端齐发力,针对不同群体精准施策,分类破解制约居民消费的体制机制障碍,持续扩大消费规模,积极发挥消费市场优势。

(一)大力挖潜育儿和养老服务消费供给

针对“一老一小”消费特点,精准施策,不断回应“养”“育”之需。一是以消费年龄和领域为划分依据,提升品类细分化、品质化、多元化。应对新消费需求,加快发展婴儿护理、母婴产品、少儿培训、亲子体验等消费市场。二是创新智慧养老模式,推进养老事业和产业协同发展,高质量建设居家社区机构相协调、医养康养相结合的现代智慧养老服务体系。

(二)大力挖潜悦己型女性消费供给

以悦己、情感、个体、休闲需求引导女性消费模式创新转型。深耕“她”领域,聚焦细分市场纵深化发展,不断创新创造时尚美妆、个护、母婴、运动健康、旅游等消费产品模式。解析“她”需求,倒逼产品定制化生产。建立充分的客户触达体系,精准匹配消费者需求,走个性化生产路线。

(三)大力挖潜线上线下相融合新兴消费供给

借助互联网、大数据、云计算等技术,培育壮大消费增长新动能,实现消费扩容升级。积极拓展线上商品供给模式。鼓励企业运用物联网、大数据等科技手段实现商品宣传和供给的电商化,通过开设网站、网店、直播带货、社交电商、微商直销、线上拼团等新模式,扩大商品宣传力度,拓展商品受众群体,打破时空限制,发展“网上商超”。积极拓展消费体验场景。推动零售、娱乐、医疗、教育培训等领域广泛应用增强现实(AR)、虚拟现实(VR)等现代技术,培育和发展主题游乐、旅游度假、文化创意、商业零售、体育休闲等中高

端业态。

(四)大力挖潜便捷型新零售消费供给

在疫情常态化防控下,加快实体零售业数字化转型和拓展全渠道步伐。贴近用户需求,深耕“最后一公里”社区流量。鼓励无接触购物、社区团购等新服务,推动传统商超拓展精细化、小型化和社区化服务。积极顺应变革,加快城市数字化转型。大力发展快递网购、餐饮外卖、预制菜、生鲜配送等新业态,重塑商业生态,实现深度赋能。

(五)大力挖潜“无后顾之忧”城市消费供给

当前,城市人口的预防性投资与储蓄倾向较强,为防止城市进入“低消费意愿”状态,应加大社会保障体制改革。坚持“房住不炒”理念,加快培育和规范发展住房租赁市场,鼓励和支持居民将多余房源在市场出租,让居民在获取经济收益的同时创造良好的社会效益;对长期住房租赁行为,建议政府给予适当税费减免。坚持“底线保障”思维,进一步加大财政对社会保障的投入,提高基本公共服务均等化水平,减轻居民个人和家庭在住房、教育、医疗、养老、育幼等方面的支出压力,完善兜底体系。

(六)大力挖潜产业文旅相融合绿色消费供给

以拓展农民增收带动绿色消费产品有效供给。做大做强特色农业促农增收,纵深推进“一县一业”“一村一品”,大力发展高品质、高附加值、高集约度、高科技农业。通畅产销对接促农增收,推行以销定产的供需模式,持续倒逼生产端优化升级,推动产品分级和标准化,提升生产效率和产品品质。延伸消费场景促农增收,积极引导农村通过社交电商、直播带货等方式销售农产品,切实提升农产品购买转化率。产业融合促农增收,将乡村旅游串点连线带面,鼓励文旅、民俗等资源丰富的乡镇推动商旅文体娱融合发展。

(七)大力挖潜城市多元特色空间消费供给

针对山东省各城市的特点,优化布局,在品牌联播、市场营销、产品互推和游客导流等领域开启深度合作。山东省可以紧抓济南、青岛建设国际消费中心城市机遇,大力发展首店经济、品牌经济、时尚经济、定制经济、夜间经济、直播电商等新业态,擦亮“夜泉城”“海滨城”经济名片。此外可以分别建立省会、胶东、鲁南经济圈传统文化、海滨文化和红色文化旅游合作机制,互为客源地,积极发挥三大经济圈优势。◆

基于部分线性面板数据模型的碳排放分析和预测研究

何 萍^{1,2} 杨宜平^{1,2}

(1.重庆工商大学 数学与统计学院,重庆 400067;2.重庆工商大学 经济社会应用统计重庆市重点实验室,重庆 400067)

摘要:运用部分线性固定效应面板数据模型对碳排放进行分析和预测。以 2014—2018 年中国各省(区、市,不含西藏、港澳台)的面板数据为样本,选取 10 个对碳排放有显著影响的解释变量,首先采用主成分分析法进行降维处理,再利用得到的主成分拟合部分线性固定效应面板数据模型,采用指数平方损失估计方法对模型的参数分量和非参数分量进行估计,接着对中国各省(区、市)2019 年的碳排放量进行预测,通过与线性回归模型进行比较并得出结论。

关键词:碳排放量;影响因素;部分线性模型

中图分类号:O212.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0046-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.01.008

一、引言

气候变化是人类面临的全球性问题。经济的快速发展依赖于能源的消耗,从而产生大量的二氧化碳。目前,中国是世界上碳排放量最大的国家之一。为了应对环境问题,承担大国在全球环境保护中的责任,中国提出力争 2030 年前碳排放达到峰值,努力争取 2060 年前实现碳中和的目标,这也是 2020 年中央经济工作会议确定的八项重大任务之一,对于加速中国经济和能源转型、推动经济高质量发展具有重要意义。

目前,国内外学者对碳排放的研究主要集中于对碳排放的影响因素研究及预测上。如邱立新和徐海涛(2018)^[1]研究了工业结构、城市化水平、外贸程度及能源强度 4 个变量对碳排放影响的时空差异。黄明强和连宇新(2018)^[2]运用灰色关联分析法研究了福建省经济增长水平、能源结构、产业结构、能源强度、贸易密度和城市化率与碳排放量的关系,并且通过情景预测探讨了福建省碳排放趋势。宋丽美和徐峰(2021)^[3]基于乡村振兴背景,对农村人居环境的碳排放进行测算并研究了碳排放的影响因素。郑颖和逯非等(2020)^[4]通过经济发展情况和二氧化碳排放特征,将我国城市

分为四类,运用对数平均迪氏指数法对比分析了四类城市二氧化碳排放量的影响因素。韩楠和罗新宇(2022)^[5]对京津冀碳达峰进行了预测。胡茂峰和郑义彬等(2022)^[6]对湖北省交通运输碳达峰进行了预测。

本文选取 10 个对碳排放有影响的因素作为解释变量。考虑到解释变量数量较多,模型构建比较复杂,以及多个变量之间可能存在共线性问题,我们采用主成分分析法对变量进行降维处理。分析发现,不是所有获得的主成分都与碳排放量存在线性关系,因此考虑构建部分线性模型来进行后续研究。部分线性模型自 Engle 提出以来就得到了广泛应用,田凤平和周先波等(2014)^[7]利用部分线性面板数据模型,研究了基于产出缺口和通货膨胀关系的菲利普斯曲线在我国的表现情况。朱晋伟和梅静娴(2015)^[8]利用部分线性面板数据模型研究了高技术企业创新绩效的影响因素。Lv 和 Zhu(2014)^[9]采用固定效应部分线性面板数据模型研究 42 个非洲国家医疗保健支出与 GDP 的关系,结果表明医疗保健在非洲是必需品。

目前对碳排放进行研究的模型主要有 Kaya 恒等式^[10-11]、IPAT 模型^[12-13]、STIRPAT 模型^[14-15]、LMDI 分解^[16-17]

基金项目:重庆市自然科学基金项目“高维混合效应模型的稳健统计分析及应用”(cstc2021jcyj-msxmX0079);重庆市教委人文社科一般项目“社会保障视域下城乡融合研究:测度、影响及对策”(21S1GH118);重庆市社科规划委托项目“面板数据模型的稳健统计分析及应用”(2019WT58)。

作者简介:何萍(1996—),女,四川泸州人,在读硕士,研究方向为非参数统计;杨宜平(1981—),通信作者,女,湖北荆州人,博士,教授,研究方向为高维数据分析、非参数半参数模型研究。

等,而利用部分线性面板数据模型进行分析及预测碳排放的文献较少。因此,本文拟对碳排放及影响因素构建部分线性固定效应面板数据模型,采用稳健的指数平方损失估计方法来估计参数和非参数部分。

二、部分线性固定效应面板数据模型构建及估计方法

考虑如下部分线性固定效应面板数据模型:

$$Y_{it}=X_{it}^T\beta+g(U_{it})+\alpha_i+e_{it}, i=1,2,\cdots,n; t=1,2,\cdots,T$$

其中, Y_{it} 是响应变量, $X_{it}=(x_{it,1}, x_{it,2}, \cdots, x_{it,p})^T$ 是 p 维协变量, $\beta=(\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_p)$ 是未知的参数向量, $g(\cdot)$ 是未知光滑函数, U_{it} 为一维协变量, α_i 为不可观测的不随时间变化的均值为 0 的个体固定效应, e_{it} 为均值为 0 的模型误差。

借鉴 Zhu 和 You 等(2014)^[18]的方法,通过引入辅助线性回归来消除固定效应,因为 α_i 是不随时间变化的个体效应,因此可认为:

$$E(\alpha_i | X_{it}, \bar{X}_i)=E(\alpha_i | \bar{X}_i), t=1,2,\cdots,T$$

其中, $\bar{X}_i=\frac{1}{T}\sum_{t=1}^T X_{it}$, 即 α_i 的变化完全取决于 $\bar{X}_i$ 。

因此我们进一步假定 $E(\alpha_i | \bar{X}_i)$ 是 $\bar{X}_i$ 的线性方程,即 $E(\alpha_i | \bar{X}_i)=\bar{X}_i^T\lambda$ 。Zhu 和 You 等(2014)^[18]认为这种线性假设是合理的,在固定效应模型中, α_i 经常被假设与协变量 $\{X_{it}, 1 \leq t \leq T\}$ 呈线性相关。因此有:

$$E(\alpha_i | X_{it}, \bar{X}_i)=\bar{X}_i^T\lambda$$

于是,模型可写成:

$$Y_{it}=Z_{it}\theta+g(U_{it})+\varepsilon_{it}, i=1,2,\cdots,n; t=1,2,\cdots,T$$

其中, $Z_{it}=(X_{it}^T, \bar{X}_i^T)^T$, $\theta=(\beta^T, \lambda^T)^T$, $\varepsilon_{it}=\alpha_i-\bar{X}_i^T\lambda+e_{it}$ 且 $E(\varepsilon_{it} | X_{it}, \bar{X}_i)=0$ 。

记 $Y_i=(Y_{i1}, Y_{i2}, \cdots, Y_{iT})^T$, $Z_i=(Z_{i1}^T, Z_{i2}^T, \cdots, Z_{iT}^T)^T$, $\varepsilon_i=(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \cdots, \varepsilon_{iT})^T$, $g(U_i)=(g(U_{i1}), g(U_{i2}), \cdots, g(U_{iT}))^T$ 。

于是模型可写为:

$$Y_i=Z_i\theta+g(U_i)+\varepsilon_i, i=1, \cdots, n$$

接着,利用 B 样条函数来近似非参数 $g(u)$ 。定义 $B(u)=(B_1(u), B_2(u), \cdots, B_L(u))^T$ 是阶数为 M 的 B 样条基函数,其中 $L=K+M$, K 为内部节点数。令 $\gamma=(\gamma_1, \gamma_2, \cdots, \gamma_L)^T$ 为未知样条系数向量,则有 $g(u) \approx B(u)\gamma$ 。此时模型可写为:

$$Y_i \approx Z_i\theta+B(U_i)\gamma+\varepsilon_i$$

其中, $B(U_i)=(B(U_{i1}), B(U_{i2}), \cdots, B(U_{iT}))^T$ 。

为了获得参数分量估计,引入投影矩阵 $Q_i=I_T-B(U_i)[B^T(U_i)B(U_i)]^{-1}B^T(U_i)$, I_T 是 $T \times T$ 维单位矩阵。显然 $Q_iB(U_i)=0$, $Q_iQ_i^T=Q_i$, 因此将 Q_i 左乘模型,可得:

$$Q_iY_i \approx Q_iZ_iY_i\theta+Q_i\varepsilon_i$$

记 $\tilde{Y}_i=Q_iY_i$, $\tilde{Z}_i=Q_iZ_i$, $\tilde{\varepsilon}_i=Q_i\varepsilon_i$, 则:

$$\tilde{Y}_i \approx \tilde{Z}_i\theta+\tilde{\varepsilon}_i, i=1,2,\cdots,n$$

本文采用指数平方损失估计方法对参数分量和非参数分量进行估计。指数平方损失估计方法最早由 Wang 和 Jiang 等(2013)^[19]提出,是一种稳健的估计方法。即当数据出现尖峰、厚尾、异常点等情形时,指数平方损失估计不会受到离群值的影响,所获得的估计是稳健的。

因此,基于模型,利用指数平方损失函数可得到参数 θ 的稳健估计:

$$\hat{\theta}=\underset{\theta}{\operatorname{argmax}} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \exp \left\{ -\frac{(\tilde{Y}_{it}-\tilde{Z}_{it}\theta)^2}{h_1} \right\}$$

其中, $\tilde{Y}_{it}$ 是 $\tilde{Y}_i$ 的第 t 个元素, $\tilde{Z}_{it}$ 是 $\tilde{Z}_i$ 的第 t 行。 $h_1 > 0$ 是调节参数,主要控制着估计的稳健性,在此借鉴 Wang 和 Jiang 等(2013)^[19]的方法选择最优的 h_1 。

基于 $\hat{\theta}$, 用同样的方法可得到估计值 $\hat{\gamma}$:

$$\hat{\gamma}=\underset{\gamma}{\operatorname{argmax}} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \exp \left\{ -\frac{(Y_{it}-Z_{it}\hat{\theta}-B(U_{it})\gamma)^2}{h_2} \right\}$$

因此,可得到非参数部分的估计 $\hat{g}(u)=B(u)\hat{\gamma}$ 。

三、变量选取与数据说明

(一)碳排放量测算

为研究碳排放情况,首先需要测算各省(区、市)每年二氧化碳排放量。本文借鉴苏永娟和陈修治等(2013)^[20]的方法测算各省(区、市)每年的碳排放量。计算公式如下:

$$CO_2=\sum_{i=1}^8 K_i E_i \frac{44}{12}$$

其中, i 表示某类能源,本文选取 8 类主要能源,包括:原油、煤炭、煤油、柴油、焦炭、天然气、燃料油、汽油; K_i 表示以万吨标准煤计算的某类能源的碳排放系数; E_i 表示以万吨标准煤计算的能源 i 的消耗量; $44/12$ 是气化系数。见表 1。

表 1 各类能源的碳排放系数

	原油	煤炭	煤油	柴油	焦炭	天然气	燃料油	汽油
标准煤折算系数(吨标准煤/吨)	1.4286	0.7143	1.4714	1.4571	0.9714	1.3300	1.4286	1.4714
碳排放系数(万吨碳/万吨标准煤)	0.5857	0.7559	0.5714	0.5921	0.8550	0.4483	0.6185	0.5538

(二) 变量选取

本文以碳排放量为被解释变量,选取各省(区、市)人口规模、城镇化率、GDP、产业结构、居民人均可支配收入、财政情况、绿色专利授权数、城市生活垃圾无害化处理率、造林总面积、对外开放程度作为影响碳排放

放的因素,即解释变量。其中,以发明专利和实用新型专利授权量衡量绿色专利授权数,以第二产业增加值占 GDP 的比重衡量产业结构,以财政收入占 GDP 的比重衡量财政情况,以进出口总值占 GDP 的比重衡量对外开放程度。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测数	最大值	最小值	平均值	标准差
碳排放量(Y)	150	127702.174	4391.082	42914.462	29178.252
人口规模(X ₁)	150	12348	576	4619.387	2848.865
城镇化率(X ₂)	150	0.893	0.402	0.597	0.115
GDP(X ₃)	150	97277.770	2303.320	26287.651	20118.938
产业结构(X ₄)	150	0.541	0.186	0.423	0.078
居民人均可支配收入(X ₅)	150	64182.600	12184.700	24315.473	10117.336
财政情况(X ₆)	150	0.327	0.103	0.160	0.045
绿色专利授权数(X ₇)	150	321767	467	41568.653	51608.081
城市生活垃圾无害化处理率(X ₈)	150	1.000	0.589	0.949	0.079
造林总面积(X ₉)	150	704054	899	232812.960	174232.261
对外开放程度(X ₁₀)	150	1.216	0.017	0.250	0.267

(三) 数据来源

本文选取除港澳台、西藏以外的 30 个省(区、市)作为研究对象,研究时间为 2014—2019 年。用于测算碳排放量的能源消费数据来自 2014—2019 年的《中国能源统计年鉴》《中国统计年鉴》;人口规模、城镇化率、GDP、第二产业增加值占 GDP 的比重、居民人均可支配收入、城市生活垃圾无害化处理率、造林总面积、发明专利和实用新型专利授权量、进出口总值占 GDP 的比重取自《中国统计年鉴》和各省(区、市)统计年鉴;财政收入占 GDP 的比重来源于财政部和国家税务总局,由 EPS DATA 整理而得。

四、主成分分析

对于选取的 10 个解释变量,利用 R 软件进行主成分分析,由分析结果可以算出,前三个主成分的累计贡献率达 83.58%,已经包含了数据的大部分信息,因此可选择前三个主成分进行分析。由特征向量矩阵可知三个主成分的表达式为:

$$P1=0.427X_2+0.232X_3-0.213X_4+0.450\ln X_5+0.289X_6+0.312\ln X_7+0.161X_8-0.340\ln X_9+0.438X_{10}$$

$$P2=0.534\ln X_1+0.459\ln X_3+0.293X_4-0.334X_6+0.428\ln X_7+0.166X_8+0.276\ln X_9$$

$$P3=0.223\ln X_1+0.145\ln X_3-0.245X_4+0.118\ln X_7-0.910X_8+0.129X_{10}$$

对上述三个主成分进行多元线性回归,模型如下:

$$\ln Y_{it}=\alpha_i+\beta_1 P1_{it}+\beta_2 P2_{it}+\beta_3 P3_{it}+\varepsilon_{it}, i=1,2,\cdots,30, t=1,2,\cdots,5$$

从表 3 可以看出,在 5%的置信水平上,第一主成

表 3 多元线性回归结果

变量	系数	P> t
P1	-0.0992	0.0348**
P2	0.4071	1.66e-10***
P3	0.0789	0.7275
p-value	2.2e-16	
F-statistic	56.42	

注:***、**、*表示系数在 1%、5%、10%的水平下显著。

分和第二主成分对碳排放量的影响显著,说明第一主成分和第二主成分与碳排放量存在显著线性关系,而第三主成分在 10%的置信水平上不能通过检验,说明第三主成分与碳排放量之间不存在显著的线性关系。因此可猜测第一主成分和第二主成分对碳排放量为线性影响,第三主成分对碳排放量为非线性影响。

五、建模分析

基于上述分析,可以把第一主成分和第二主成分作为线性部分的协变量,将第三主成分作为非线性部分的协变量,构建部分线性固定效应面板数据模型对碳排放进行分析,具体模型如下:

$$\ln Y_{it}=\beta_1 P1_{it}+\beta_2 P2_{it}+g(P3_{it})+\alpha_i+\varepsilon_{it}, i=1,2,\cdots,30, t=1,2,\cdots,5$$

其中, Y_{it} 表示某省(区、市)某年的碳排放量, β_1 、 β_2 表示系数, $P1_{it}$ 表示第一主成分, $P2_{it}$ 表示第二主成分, $P3_{it}$ 表示第三主成分, $g(\cdot)$ 表示未知的非参数函数, α_i 为个体固定效应, ε_{it} 为模型误差。

我们采用部分线性固定效应面板数据模型的指

数平方损失估计方法来估计系数 β_1 、 β_2 和非参数函数 $g(\cdot)$, 可得到 β_1 、 β_2 的估计值分别为 0.0823、-0.0815, 以及非参数分量的估计, 由此可得到拟合方程为:

$$\ln(Y_{it}) = 0.0823P1_{it} - 0.0815P2_{it} + \hat{g}(P3_{it})$$

将利用指数平方损失估计方法得到的拟合方程应用到 2019 年的数据中, 可得到 2019 年碳排放量的预测值。通过部分线性固定效应面板数据模型得到的 30 个省(区、市)的平均预测误差为 4.77%, 其中 5 个地区的预测误差处于 5%—10% 之间, 只有 3 个地区的预测误差在 10%—15% 之间。一般预测误差在 10% 以内均属于优秀预测, 由此可认为本文所采用的模型和估计方法对碳排放的预测是较好的。同时我们利用线性回归模型对 2019 年的碳排放量进行预测, 得到的 30 个省(区、市)的预测平均误差为 37.22%, 所有省(区、市)的预测误差均超过 30%。因此, 与线性回归模型相比, 部分线性模型在碳排放量的分析与预测上是非常有效的。

六、结论

气候问题是全球关注的热点问题, 而二氧化碳的排放是导致气候问题日趋严重的主要原因, 因此对碳排放量的分析与预测是非常有必要的。本文对中国除港澳台、西藏外的 30 个省(区、市)的碳排放量进行分析预测, 首先应用主成分分析方法降维, 再构建部分线性固定效应面板数据模型, 采用指数平方损失估计方法对模型进行估计, 研究证明: 部分线性固定效应面板数据模型的指数平方损失估计方法预测效果要优于线性回归模型。我们认为, 主要原因在于部分线性模型既含参数分量, 又含非参数分量, 比参数模型更具有解释性和灵活性; 同时指数平方损失估计方法能够很好地解决当数据存在异常值时估计不稳健的问题, 从而获得稳健的估计。◆

参考文献:

- [1] 邱立新, 徐海涛. 中国城市群碳排放时空演变及影响因素分析[J]. 软科学, 2018, 32(1): 109-113.
- [2] 黄明强, 连宇新. 福建省碳排放影响因素分析及情景预测[J]. 数学的实践与认识, 2018, 48(1): 216-222.
- [3] 宋丽美, 徐峰. 乡村振兴背景下农村人居环境碳排放测算与影响因素研究[J]. 西部人居环境学刊, 2021, 36(2): 36-45.
- [4] 郑颖, 逯非, 刘晶茹, 等. 我国典型城市化石能源消费 CO_2 排放及其影响因素比较研究[J]. 生态学报, 2020, 40(10): 3315-3327.
- [5] 韩楠, 罗新宇. 多情景视角下京津冀碳排放达峰预测与减排潜力[J]. 自然资源学报, 2022, 37(5): 1277-1288.
- [6] 胡茂峰, 郑义彬, 李宇涵. 多情景下湖北省交通运输碳排放峰值预测研究[J]. 环境科学学报, 2022, 42(4): 464-472.
- [7] 田凤平, 周先波, 杨科. 基于面板数据的中国菲利普斯曲线的非参数估计及分析[J]. 数理统计与管理, 2014, 33(5): 810-820.
- [8] 朱晋伟, 梅静娴. 不同规模企业间创新绩效影响因素比较研究: 基于面板数据半参数模型[J]. 科学学与科学技术管理, 2015, 36(2): 83-91.
- [9] LV Z K, ZHU H M. Health Care Expenditure and GDP in African Countries: Evidence from Semiparametric Estimation with Panel Data[J]. The Scientific World Journal, 2014(3): 1-6.
- [10] 潘晨, 李善同, 刘强. 消费视角下中国各省份碳排放驱动因素探究[J]. 经济与管理, 2022, 36(3): 58-66.
- [11] 戴小文, 何艳秋, 钟秋波. 基于扩展的 Kaya 恒等式的中国农业碳排放驱动因素分析[J]. 中国科学院大学学报, 2015, 32(6): 751-759.
- [12] 朱宇恩, 李丽芬, 贺思思, 等. 基于 IPAT 模型和情景分析法的山西省碳排放峰值年预测[J]. 资源科学, 2016, 38(12): 2316-2325.
- [13] 张乐勤, 陈素平, 荣慧芳, 等. 基于 IPAT 模型的安徽省不同情景碳排放趋势测度分析[J]. 地理与地理信息科学, 2012, 28(2): 60-64+93.
- [14] 赵慈, 宋晓聪, 刘晓宇, 等. 基于 STIRPAT 模型的浙江省碳排放峰值预测分析[J]. 生态经济, 2022, 38(6): 29-34.
- [15] 李艳红. 基于 STIRPAT 模型的财政分权对碳排放的影响测度[J]. 统计与决策, 2020, 36(18): 136-140.
- [16] 刘丽娜, 王春好, 袁子薇, 等. 区域农业碳排放 LMDI 分解和脱钩效应分析[J]. 统计与决策, 2019, 35(23): 95-99.
- [17] 李佛关, 吴立军. 基于 LMDI 法对碳排放驱动因素的分解研究[J]. 统计与决策, 2019, 35(21): 101-104.
- [18] ZHU L, YOU J, XU Q. Statistical inference for single-index panel data models [J]. Scandinavian Journal of Statistics, 2014, 41(3): 830-843.
- [19] WANG X, JIANG Y, HUANG M, et al. Robust Variable Selection with Exponential Squared Loss [J]. Journal of the American Statistical Association, 2013, 108(502): 632-643.
- [20] 苏泳娴, 陈修治, 叶玉瑶, 等. 基于夜间灯光数据的中国能源消费碳排放特征及机理[J]. 地理学报, 2013, 68(11): 1513-1526.

基于增量宽度学习的投资组合风险控制模型

陈良霞² 李 博^{1,2} 王 琪² 余 远¹ 冯泽涛¹ 贾 颖¹

(1.山东工商学院 计算机科学与技术学院,山东 烟台 264005;2.山东工商学院 统计学院,山东 烟台 264005)

摘要:在线投资组合研究成为近年的热点,引起很多来自不同领域研究人员的关注。然而,金融市场的现有模型并未考虑增量学习、资产波动风险以及在特征值水平上消除系统噪声等问题。在宽度学习的基础上提出了一种在线增量学习模型,可以采用增量的方式进行在线学习。并提出了一种基于随机矩阵理论的去噪方法,从特征值维度上去消除系统噪声。实验结果表明,所提出的模型不仅能够在累积财富指标方面取得较好的效果,同时在其他指标如夏普比率、信息比率和卡尔马比率上均优于现有的常用模型。因此,该模型可以在有效控制风险的同时产生良好的累积收益。

关键词:在线投资组合选择;宽度学习系统;累积回报;风险控制

中图分类号:TP315.69

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0050-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.01.009

一、引言

投资组合是对各种金融资产进行资金的最优配置^[1-2],目标是在风险最小化的同时产生稳定的收益。除了金融,投资组合选择还在多个领域得到广泛研究,如人工智能、机器学习和统计学等。传统的投资组合选择方法通常来源于两种经典的方法:马科维茨均值方差模型^[3]和凯利理论^[4]。由哈里·马科维茨提出的马科维茨模型基于均值-方差组合选择框架,适用于单周期投资组合选择。而凯利资本增长理论关注的是多期投资组合选择和预期收益最大化,但没有考虑风险控制。随着高性能计算机的发展,这两个理论引起了研究人员越来越多的关注,在线投资组合选择也成为近几年投资组合研究领域的热点。

近年来,研究人员开发了很多新的投资组合选择策略,特别是针对在线投资组合^[5]。这些模型适用于在线场景,因为它们不仅具有实时交易特性,而且侧重

多期投资组合选择。在线投资组合进行的实时交易需要投资者作出决定和调整资本分配,以产生较高的财富回报。

根据在线投资组合选择的具体应用,交易策略被分为四类^[6]。第一类称为基准模型。相应的策略包括统一买入并持有(UBAH)、最佳股票(Best Stock)、统一恒定再平衡(UCRP)和最佳恒定再平衡(BCRP)。统一买入并持有策略在交易期开始时购置资产,并将资产配置推迟到交易期结束。最佳股票策略是买入并持有策略的一个子模型,在该策略中,最好的股票是通过追溯历史获取的。统一恒定再平衡策略是一种固定比例的策略,用于在每个期间开始时重新平衡预设的投资组合。而最佳恒定再平衡策略是一种恒定再平衡的投资组合策略,在该策略中,根据交易日的结果对投资组合进行修改,以使累积财富最大化。第二类称为“追随赢家”,因为它试图渐近达到与最优策略相同的增

基金项目:山东工商学院教改项目“课程思政视域下人工智能专业课程改革研究”。

作者简介:李博(1980—),男,辽宁锦州人,博士,副教授,主要研究方向为机器学习;陈良霞(1997—),女,广西玉林人,在读硕士,研究方向为机器学习;王琪(1996—),女,山西晋城人,在读硕士,研究方向为机器学习;余远(1974—),通信作者,男,山东烟台人,博士,讲师,研究方向为机器学习与大数据;冯泽涛(1977—),男,山东聊城人,硕士,讲师,研究方向为金融大数据;贾颖(1979—),女,内蒙古呼和浩特人,硕士,讲师,研究方向为金融大数据。

长率。这些方法假设之前成功的股票将在接下来的一段时间内仍然表现良好。第三类是“追随失败者”，它基于这样一种观点，即当前时期的赢家在下一时期可能不会成功。虽然这一想法似乎缺乏依据，但在实际交易环境中，这一策略往往会取得优异的表现。

由于前三个类别中的模型不挖掘数据集上的隐藏模式，第四类（模式匹配策略）试图基于相似的历史模式和趋势预测资产在特定时间窗口内的后续分布。该策略假设相似的历史模式将产生相似的结果，然后作出相应的决定。此外，最近几年的一些研究工作结合了互联网上不同利益相关者的信息和每日价格来预测股票收益^[7]。在机器学习模型流行后，导致了人们对投资组合选择的兴趣与日俱增。然而，以上模型没有考虑增量学习和系统风险。考虑到市场的不确定性，如庄家操作等因素，仅利用模式识别方法是不够的。此外，尽管这些在线投资组合选择模型是多样化的，但它们都未将资产波动视为风险。

针对上述问题，本文提出了一种新的收益-风险控制模型。首先，本文提出了一个增量宽度学习模型，该模型以增量的方式进行在线学习，比目前提出的其他模型更灵活。其次，基于随机矩阵理论^[8-10]，本文提出了一种消除系统风险噪声的方法。最后，本文没有像其他很多文献一样使用每日收盘价，而是使用了30分钟和60分钟的高频交易数据。因为这样选择不仅符合实际情况，而且使用每日收盘价作为样本数据集的研究还忽略了一个关键因素——股票每日价格的波动性。

二、投资组合概述

投资组合问题可以表达如下：考虑金融市场中的各种资产，用价格向量 $p=[p^1, p^2, \dots, p^m]^T$ 来表示 t^{th} 时期的价格，其中 $t=1, 2, \dots, n$, n 表示周期数， m 表示资产数即相对价格向量的维数。如前所述，该周期为30或60分钟的短间隔。 m 维相对价格向量由 $x_t \in R^m$ 表示，其中 $x_t=p_t/p_{t-1}$ 。在第 t 个周期开始时，将资产分配给投资组合向量 b_t 。 b_t 的第 i^{th} 个元素 (b_t^i) 表示投资于第 i^{th} 种资产的资金比例。因此，每个投资组合都应该满足约束： $b_t \in \{b: b \geq 0, b^T \mathbf{1}=1\}$ 。投资者可以使用过去时期的历史数据在这段时间内重新配置 b_t ，将投资组合维持到收盘时间。因此，收益 S_t 将增加因子 $b_t x_t$ ，其初始值为 $S_0=1$ 。在 n 个周期后的最终累积财富可表示为：

$$S_n \in \left\{ S_0 \prod_{t=1}^n b_t x_t \right\}.$$

通常，在线投资组合选择的主要目标是通过使用

统计或人工智能模型开发新的投资组合策略，以实现累积财富的最大化。投资者必须同时使用适当的指标将风险降低。投资组合算法整体框架见算法1。

算法 1. 在线投资组合框架

1. 第1步：初始值 b_1 和 $S_0=1$
2. 第2步：输入历史相对价格序列 $x_t \in R_+^m$
3. 第3步：For $t = 1, 2, \dots, n$
4. 从市场获取相对价格 x_t
5. 计算周期返回 $b_t x_t$ ，并更新累计值 $S_t=S_{t-1} \times b_t x_t$
6. 设置更新投资组合模型
7. 使用模型学习投资组合 b_{t+1}
8. End for
9. 第4步：输出最终的累积财富等指标

三、模型简介

(一) 增量宽度学习系统

宽度学习的模型架构见图1^[11]。该算法的输入是一个相对价格矩阵 $X \in R^{m \times k}$ 。其中 k 是周期窗口长度，其相应的输出是预测的相对价格向量。令 Z_t 是 t^{th} 的映射特征， H_t 是 t^{th} 的增强征，则 $A=[Z \mid H]$ 是块矩阵。宽度学习模型可以表示为 $AW=Y$ 的映射，因此有 $W=A^{-1}Y$ ，其中 Y 是标签矩阵。本文在宽度学习的基础上提出了一种增量宽度学习模型，可以在增强特征方向进行维度扩展。考虑增强特征的维度扩展， $A^h=[Z \mid H^{h+1}]$ 则可以表示为：

$$A^{h+1}=[A^h \mid H^{h+1}] \quad (1)$$

其中， h 是 H 的维数。因此对于矩阵 $\begin{bmatrix} A & B \\ B^T & D \end{bmatrix}$ ，能够得到以下式子^[12]：

$$\begin{bmatrix} I & O \\ -B_2^T A_2^{-1} & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A & B \\ O & D \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I & O \\ B^T & D \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I & O \\ \frac{B^T}{2} & I \end{bmatrix} \quad (2)$$

其中， $A_2=A+BB^T+\frac{1}{4}BDB^T$ 和 $B_2=B(I+\frac{D}{2})$ 。由此可得：

$$\begin{bmatrix} A & B \\ B^T & D \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} I & O \\ \frac{B^T}{2} & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I & -(A_2^T)^{-1} B_2 \\ O & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A_2 & O \\ O & D-B_2^T A_2^{-1} B_2 \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中,

$$\begin{cases} C_1 = A_2^- + (A_2^-)^T B_2 D_2^- B_2^T A_2^- \\ C_2 = C_1 \frac{B}{2} - (A_2^-)^T B_2 D_2^- \\ C_3 = \frac{B^T C_1 B}{4} - \frac{B^T (A_2^-)^T B_2 D_2^-}{2} - \frac{D_2^- B_2^T A_2^- B}{2} + D_2^- \\ D_2 = D - B_2^T A_2^- B_2 \end{cases} \quad (4)$$

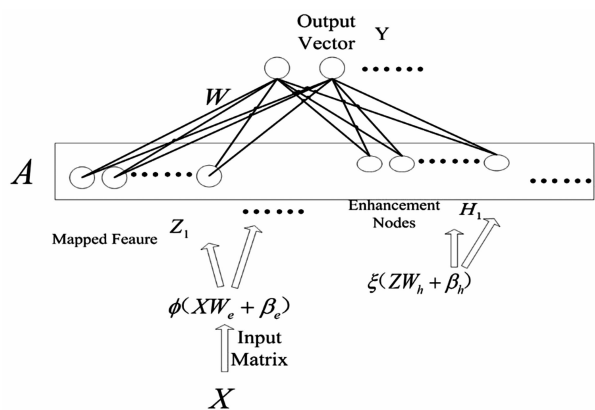


图1 宽度学习架构

图1中, ϕ 是线性函数, ξ 是线性或非线性函数, W_e 和 W_h 是正态分布的权重收益率。宽度学习模型不需要使用反向传播算法来更新权重。因此, 可以独立设置映射特征和增强节点的数量 A^{h+1} 的广义逆的特殊解可以表示如下: $((A^{h+1})^T A^{h+1})^{-1} (A^{h+1})^T$, 则有:

$$(A^{h+1})^{-1} = [A^h | H^{h+1}]^{-1}$$

$$\begin{bmatrix} (A^h)^T A^h & (A^h)^T A^{h+1} \\ (A^{h+1})^T A^h & (A^{h+1})^T A^{h+1} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} (A^h)^T \\ (A^{h+1})^T \end{bmatrix} \quad (5)$$

令 $A = (A^h)^T A^h$, $B = (A^h)^T H^{h+1}$, $D = (H^{h+1})^T H^{h+1}$, 则有:

$$\begin{aligned} [A^h | H^{h+1}]^{-1} &= \begin{bmatrix} A & B \\ B^T & D \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} (A^h)^T \\ (A^{h+1})^T \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} C_1 (A^h)^T + C_2 (H^{h+1})^T \\ C_1^T (A^h)^T + C_3 (H^{h+1})^T \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, C_1, C_2, C_3, D_2 由式(4)定义。新的权重由下式得出:

$$W^{h+1} = \begin{bmatrix} C_1 (A^h)^T Y^h + C_2 (H^{h+1})^T Y^h \\ C_2^T (A^h)^T Y^h + C_3 (H^{h+1})^T Y^h \end{bmatrix} \quad (7)$$

因此, 该模型可以通过增量学习来学习到新的权重。本文使用宽度学习的目的是在均值方差模型中产生价格序列并消除系统风险。它使用协方差作为风险控制因子, 该因子由使用之前的历史数据计算得出。

(二) Bootstrap 方法

Bootstrap 方法用于扩展预测数据矩阵。假设增量宽度学习模型产生了一个相对价格矩阵 $X_p \in R^{M \times K}$, 它可以扩展到 $X_p \in R^{M \times K(N \times M)}$, 相关矩阵 C_p 可以通过 X_p 确定。

(三) 风险控制模型

本文中, 我们提出了一种新的风险控制模型, 如式(8):

$$\begin{cases} \max E(r_p) = b^T x \\ \min(\text{risks}) = \delta_1 \sigma + \delta_2 \lg(b^T \Sigma b) \\ \text{s.t. } \sum_{i=1}^m b_i = 1 \end{cases} \quad (8)$$

其中, $E(r_p)$ 代表投资组合的平均回报, b 是投资组合向量, x 是平均相对价格向量, σ 是投资组合方差, δ_1 和 δ_2 是不同风险比重系数, Σ 是资产的协方差矩阵, 由预测的相对价格序列计算而得。函数 $\lg(\cdot)$ 的作用是对结果的放缩。目前一些研究工作的重点是改进方差, 使用随机矩阵理论分析资产相关性, 并将随机噪声视为系统风险或外部市场影响。然而, 这些研究并没有利用预测数据从协方差矩阵中去除噪声。

首先计算随机矩阵特征值的分布。对于 $C_A = \frac{1}{N} A A^T$, 其中 $A \in R^{M \times N}$ 是具有正态随机序列的随机矩阵, 在 $M \rightarrow +\infty$ 和 $N \rightarrow +\infty$ 两个条件下 (假设 $y = N/M > 1$ 是固定的), C_A 的特征值 λ 的分布遵循 M-P 定律^[13-14]:

$$P_C(\lambda) = \begin{cases} \frac{y}{2\pi\lambda\sigma^2} \frac{\sqrt{(\lambda_{\max} - \lambda)(\lambda - \lambda_{\min})}}{\lambda} \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases} \quad (9)$$

其中, $\lambda_{\max} = \left(1 + \sqrt{\frac{1}{y}}\right)^2$, $\lambda_{\min} = \left(1 - \sqrt{\frac{1}{y}}\right)^2$ 。进而通过将预测相对价格矩阵的相关系数矩阵 C_p 和 C_A 的特征值进行比较, 可以将矩阵 C_p 分成两部分 (真实相关信息和随机噪声), 随机矩阵的特征值即被认为是随机噪声。本文分析了预测相关价格相关矩阵的经验特征值, 以从 C_p 中去除噪声。由最大和最小特征值确定的理论界限使我们能够将信息与噪声区分开来。因此, 对应于噪声的特征值包含很少真实信息。重新排列特征值 $\lambda_1^p, \lambda_2^p, \dots, \lambda_K^p$ 和 $\lambda_1^c, \lambda_2^c, \dots, \lambda_K^c$, 其中 λ_i^p 是 C_p 的特征值, λ_i^c 是 C_A 的特征值, $i=1, 2, \dots, K, \lambda_1 < \lambda_2 < \dots < \lambda_K$ 。然后将 $[\lambda_1^c \dots \lambda_K^c]$ 中的特征值视为随机噪声并替换为最小特征值。

(四) 完备性

假设 $y_i = \frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i}$, 则:

$$\begin{aligned}\rho(x_i, x_j) &= \frac{E(x_i - E(x_i))(x_j - E(x_j))}{\sigma_i \sigma_j} \\ &= E\left(\frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i}\right)\left(\frac{x_j - \mu_j}{\sigma_j}\right) \\ &= \rho(y_i, y_j)\end{aligned}\quad (10)$$

其中, μ_i 和 σ_i 分别是 x_i 的均值和标准差。因此, C_p 可以通过 X_p 直接计算。

需要注意的是, 在计算协方差的过程中, 随机矩阵需要满足 $M \rightarrow +\infty$ 和 $N \rightarrow +\infty$ 。但是, 这个条件是不切实际的。因此本文虽然采用了 Bootstrap 方法, 但仍需要提供样本和总体协方差的估计。给定特定样本 (x

和 y) 和总体 (X 和 Y), 样本均值可以表示为 $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

和 $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$, 总体均值可以表示为 $E[X] = \mu_x$ 和 $E[Y] = \mu_y$ 。

另外, $E[\bar{x}] = \mu_x$ 和 $E[\bar{y}] = \mu_y$ 是无偏估计, 且能够得到:

$$\text{Cov}(x_i, y_j) = \begin{cases} \text{Cov}(x_i, y_i) & i=j \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (11)$$

其中, x_i 和 y_j 是成对数据。因此:

$$\begin{aligned}E[\bar{x}\bar{y}] - \mu_x\mu_y &= E[\bar{x}\bar{y}] + E[\bar{x}\mu_y] - E[\mu_x\bar{y}] - \mu_x\mu_y \\ &= E[(\bar{x} - \mu_x)(\bar{y} - \mu_y)] \\ &= \text{Cov}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_j\right) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{Cov}(x_i, y_i)\end{aligned}\quad (12)$$

$$\text{进而: } E[\bar{x}\bar{y}] = \frac{1}{n} + \text{Cov}(\bar{x}, \bar{y}) + \mu_x\mu_y \quad (13)$$

因此样本协方差的期望可以表示如下:

$$\begin{aligned}E[\text{Cov}(x, y)] &= E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})\right] \\ &= E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i y_i - \bar{x} y_i + \bar{y} x_i)\right] \\ &= \frac{1}{n-1} (n \text{Cov}(X, Y) - \text{Cov}(X, Y)) \\ &= \text{Cov}(X, Y)\end{aligned}\quad (14)$$

根据推导结果可知, 在本文研究背景下, 样本协方差是总体协方差的无偏估计。这种完备性在前述文献中未探讨过。

四、实验结果

(一) 数据集获取

本研究中使用的数据集见表 1。选择的股票数据

集来源于深圳证券交易所的 3 个不同指数: 中小企业板创新指数 (SMEBII)、创业板创新指数 (GEBII) 和大数据 50 指数 (BG50I)。每只股票采集两种不同频率的数据 (每 30 和每 60 分钟的股票价格变动)。例如, SMEBII-30min 数据集中的股票价格是中小企业板创新指数中每只股票每日每间隔 30 分钟期间的收盘价。

考虑到时间成本和资产的管理成本, 我们每个指数选择了 20 只股票, 3 个指数共 60 只股票。因此, 本文采集了来自 3 个指数、2 种频率的 60 只股票的高频价格数据构成了本文使用的全部 6 个数据集。

表 1 使用来自深圳股票交易所的 6 个真实数据集

数据集	区域	时间跨度	周期
SMEBII-30min	CN	1/1/2017—12/31/2019	6570
SMEBII-60min	CN	1/1/2017—12/31/2019	3650
GEBII-30min	CN	1/1/2017—12/31/2019	6570
GEBII-60min	CN	1/1/2017—12/31/2019	3650
BG50I-30min	CN	1/1/2017—12/31/2019	6570
BG50I-60min	CN	1/1/2017—12/31/2019	3650

(二) 评价指标

本文用 5 个不同指标评估所提出的方法。

1. 特征值分布, 用于比较和预测随机相关矩阵的特征值的相似性。

2. 累积财富 (CW)^[15], 描述了在特定时间段内获得或损失的总投资的累积回报。如前述章节所述, CW 是评估模型性能的最重要指标。

3. 夏普比率 (SR)^[16], 描述了每个波动期 (投资组合的标准偏差) 超过无风险利率的平均回报。它允许投资者更直接地评估与承担活动相关的风险与利润, 定义如下:

$$SR = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{R_t - R_f}{\sigma_t} \quad (15)$$

其中, R_f 是无风险利率, σ_t 是 t^{th} 当期投资组合权重的标准差。风险调整后的回报通常随着 SR 的增加而增加。

4. 信息比率 (IR)^[17], 通常被用作衡量投资者相对于基准产生超额回报的能力。它通过在计算中加入风险标准偏差来考虑性能的一致性, 定义为:

$$IR = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{R_t - R_b}{\sigma_t} \quad (16)$$

其中, R_b 是基准回报。在本文的研究中, 最佳股票 (Best Stock) 被用作基准。较高的信息比率表示较好的性能, 相反较低的值表示较低的性能。

5. 卡尔马比率(CR)^[18],用于确定相对于回撤(下行)风险的回报,其定义为:

$$CR = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{R_{t+1} - R_t}{R_t} \quad (17)$$

(三)对比方法

为了对提出的模型进行分析和比较,本文利用4种策略对数据集进行了模拟实验。对其中一些模型进行了总结和实现。上述4种策略描述如下:

1. 基准模型

最佳股票 (Best Stock): 购买之前表现最好的股票。

统一买入持有(UBAH):在开始时购买资产,一直持有资产到结束。

最佳恒定再平衡投资组合(BCRP):将投资组合设置为事后最大化终端财富的投资组合。

统一恒定再平衡投资组合(UCRP):在每个期初重新平衡当前投资组合的固定比例。

2. 关注获胜者

在线牛顿步进法(ONS):采用 L2 范数作为正则化约束项的 BCRP。

3. 追随失败者

置信加权均值回归(CWMR):采用高斯分布对投资组合进行建模,并使用均值回归原理更新分布。

在线移动平均回归(OLMAR):基于均值回归预测下一个相对价格。

4. 模式匹配 / 机器学习

局部自适应学习(LOAD)^[19]:使用局部回归来估计资产的价格趋势。

(四)特征值分布比较

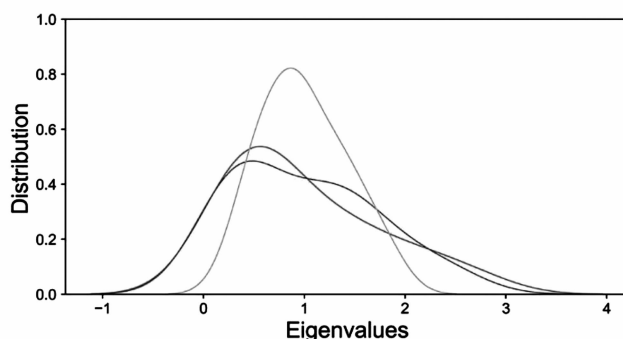
本文计算了经验相关矩阵的特征值以研究其特性。图2提供了真实或经验特征值和理论特征值分布的比较。通过将经验相关矩阵的特征值与随机相关矩阵的特征值进行比较,从经验相关矩阵中提取无噪声的信息。图2表明对于同一数据集,不同频率的经验分布是相似的。然而,这些数据并不符合随机相关矩阵的理论分布。这一发现表明不同资产之间存在相关性(真实信息),并不依赖于频率。相比之下,由于两个分布之间的重叠,不同资产的相关性也存在噪声。

从图2可以看出,一些经验特征值超出了理论特征值分布,这些是与相关矩阵(真实信息)对应的无噪声特征值。因此,符合理论特征值分布的经验特征值对应于随机噪声。例如,在图2(A)SMEBII数据集中,

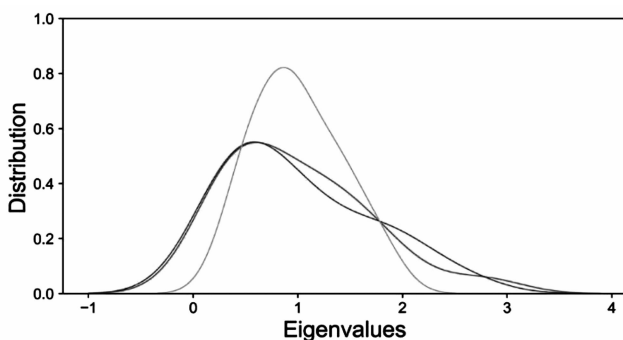
两个频率下(30和60分钟)有35%的特征值是无噪声的。同理,在图2(B)GEBII数据集中,30分钟频率下和60分钟频率下分别有25%和35%的特征值是无噪声的。此外,在图2(C)BG50I中,30分钟频率下和60分钟频率下分别有40%和35%的特征值是无噪声的。

(五)累积财富

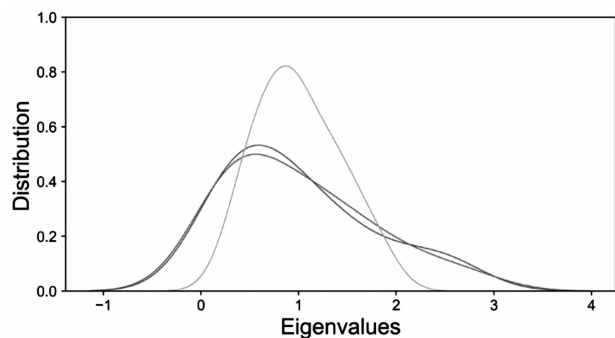
最终的累积财富结果见表2。任何一个模型都不可能所有期间实现正的相对回报。但相对来说,一些模型例如本文提出的模型和OLMAR模型,比其他模型产生了更多的正向回报。然而,在少数期间内仅略高于1.0的相对回报可能会导致累积财富的大幅增加。因此,这一指标对于累积财富的发展至关重要。



A: SMEBII



B: GEBII



C: BG50I

图2 不同数据集在不同频率的经验分布图

数据结果表明，尽管本文提出的模型在BG50I-30min 数据集中的领先优势相对较小，但该模型在所有数据集上都取得了最佳性能，尤其体现在以下三个数据集上：SMEBII-30min、SMEBII-60min 和 GEBII-60min。因此，与其他模型相比，所提出的模型可以更好地从数据集中提取统计特性或模式；此外，OLMAR（在 3 个数据集上排名第二）、CWMR（在 3 个数据集上排名第二）等模型也取得了良好但非均衡的性能；基准模型在所有数据集中均产生了较低的累积财富；机器学习模型 LOAD 在数据集上表现不佳。

如前所述，每个周期回报的小幅提升可以导致最终巨大的累积财富收益。例如表 2 所示，若 BG50I-30min 数据集的初始投资为 1000 元，应用本文提出的模型在投资周期结束时会产生约 10.5 万元的收益。本文研究中使用了高频数据，虽然中国股市遵循 T+1 交易制度，即投资者不能在一天内多次买卖，但是高频交易数据的实验使投资者可以在一天的任意 30 分钟之内进行一次交易。相对于其他论文中使用的收盘价，本文的实验设置更接近实际股票市场用户的交易行为，且所提出的模型产生了较高而稳健的最终累积财富（在 6 个数据集中均排名第一）。

(六) 夏普比率

在真实的金融市场中，高累积财富回报往往伴随着高风险。因此，投资者通常会尝试平衡风险与收益。夏普比率是一个重要的指标，已被广泛用于评估风险调整后的回报。表 3 给出了不同模型的 SR 计算结果。所提出的模型在所有数据集上明显优于其他模型（在所有数据集排名第一）。

(七) 信息比率

表 4 给出了不同模型的信息比率。与夏普比率不同，信息比率用于评估相对于基准回报（不包括风险）的超额回报。实验结果表明，本文模型同样取得了最好的结果（在所有数据集中均排名第一）。其他几个模型在特定数据集上也表现良好（例如 OLMAR 模型和 CWMR 模型分别在 3 个数据集上排名第二）。

(八) 卡尔马比率

卡尔马比率(CR)是用于比较平均复合回报率和最大回撤风险的指标。一般来说，卡尔马比率的值越高，模型性能越好。表 5 所列结果表明，本文提出的模型优于其他模型（在所有数据集上排名第一）。相比之下，其他几个模型也取得了较好效果，例如 OLMAR 模型（在 2 个数据集并列排名第一，在 1 个数据集上排

表 2 6 个数据集的累积财富

方法	中小企业板-30 分	创业板-30 分	大数据-30 分	中小企业板-60 分	创业板-60 分	大数据-60 分
Best Stock	0.7823	1.0304	1.4231	0.7816	1.0295	1.4211
UBAH	1.0325	1.1329	0.9304	1.0320	1.1327	0.9304
BCRP	1.0248	1.2373	1.4231	1.0250	1.2478	1.4211
UCRP	1.1285	1.2287	1.0382	1.1259	1.2258	1.0342
ONS	1.3208	1.1426	1.5617	1.3075	1.1263	1.5464
CWMR	6.6966	32.2211	31.7125	14.6909	12.4316	29.8165
OLMAR	35.0057	69.9664	103.9424	13.1126	9.2023	14.2295
LOAD	1.2371	1.8318	1.2835	3.0063	3.7633	2.5370
Proposed	48.5077	72.8913	105.3691	19.9421	17.6149	31.7416

表 3 6 个数据集的夏普比率

方法	中小企业板-30 分	创业板-30 分	大数据-30 分	中小企业板-60 分	创业板-60 分	大数据-60 分
Best Stock	4.4720	4.4724	4.4728	4.4719	4.4726	4.4734
UBAH	39.1768	28.5059	52.6639	39.1756	28.5434	52.8248
BCRP	6.4253	5.1789	4.4728	6.4218	5.2166	4.4734
UCRP	1.0000	1.0001	1.0000	1.0001	1.0001	1.0001
ONS	12.2308	8.7136	10.0357	12.2155	8.7197	10.0942
CWMR	4.9407	4.9616	5.0199	5.0839	5.1116	5.2048
OLMAR	4.5118	4.5075	4.5390	4.5159	4.5195	4.5494
LOAD	4.5345	4.5539	4.5358	4.5340	4.5301	4.5267
Proposed	56.1563	106.6416	118.9917	51.1094	54.1566	105.1756

表 4 6 个数据集的信息比率

方法	中小企业板-30 分	创业板-30 分	大数据-30 分	中小企业板-60 分	创业板-60 分	大数据-60 分
Best Stock	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
UBAH	0.0016	-0.0007	-0.0090	0.0029	-0.0013	-0.0159
BCRP	0.0004	0.0002	0.0000	0.0008	0.0005	0.0000
UCRP	0.0001	0.0000	-0.0001	0.0001	0.0000	-0.0002
ONS	0.0017	0.0000	0.0000	0.0030	-0.0001	0.0001
CWMR	0.0034	0.0054	0.0052	0.0085	0.0070	0.0086
OLMAR	0.0053	0.0061	0.0059	0.0071	0.0059	0.0060
LOAD	0.0007	0.0010	-0.0001	0.0036	0.0034	0.0017
Proposed	0.0821	0.0415	0.0592	0.0851	0.1139	0.0971

表 5 6 个数据集的卡尔马比率

方法	中小企业板-30 分	创业板-30 分	大数据-30 分	中小企业板-60 分	创业板-60 分	大数据-60 分
Best Stock	0.0000	0.0001	0.0002	0.0000	0.0001	0.0003
UBAH	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
BCRP	0.0000	0.0001	0.0002	0.0001	0.0002	0.0003
UCRP	0.0000	0.0001	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001
ONS	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002	0.0001	0.0003
CWMR	0.0007	0.0011	0.0011	0.0016	0.0015	0.0020
OLMAR	0.0012	0.0014	0.0015	0.0015	0.0014	0.0016
LOAD	0.0000	0.0003	0.0002	0.0007	0.0009	0.0007
Proposed	0.0013	0.0014	0.0015	0.0019	0.0017	0.0020

表 6 模型在 6 个数据集上平均一个期间的运行时间

方法	中小企业板-30 分	创业板-30 分	大数据-30 分	中小企业板-60 分	创业板-60 分	大数据-60 分
Best Stock	0.0015	0.0011	0.0013	0.0012	0.0017	0.0015
UBAH	0.0017	0.0021	0.0010	0.0016	0.0021	0.0025
BCRP	0.0018	0.0016	0.0017	0.0011	0.0014	0.0020
UCRP	0.0018	0.0017	0.0018	0.0019	0.0026	0.0027
ONS	0.7033	0.8065	0.7057	0.7045	0.8618	0.7475
CWMR	0.0027	0.0023	0.0027	0.0020	0.0028	0.0023
OLMAR	0.0025	0.0026	0.0029	0.0023	0.0025	0.0026
CORN	7.1233	9.3455	13.4732	6.1046	5.4637	10.4756
LOAD	0.0033	0.0031	0.0036	0.0035	0.0031	0.0037
Proposed	831	710	649	881	945	704

名第二)、CWMR 模型（在 1 个数据集上排名并列第一,在 2 个数据集上排名第二）。这些结果表明,本文提出的模型在卡尔马比率度量上取得了最好的效果。

(九)运行时间

表 6 给出了各个模型的运行时间。从表中结果可以看出,虽然本文提出的模型耗时最多,因为它必须在每个期间训练多个 BLS 模型。但是,数据集是基于 30 或 60 分钟。如果本文提出的模型能够让投资者在 30 分钟或者 60 分钟内作出决策,那么模型的运行时间能够满足决策的要求。

五、分析与讨论

本研究中使用高频数据集的原因可以解释如下:

(1)大多数现有研究均基于每日收盘价^[20-21],但事实上,交易者经常在每个交易日的不定时间买卖股票。尽管他们当日不能多次交易股票,但交易者可以在交易时间段的任何时间(在 30 或 60 分钟内)作出交易决定。(2)本文认为仅使用每日收盘价会忽略价格波动等关键因素,因此,使用高频数据集为训练集提供了更多信息,能更有效地预测相对价格。本文没有采用 15 分钟、5 分钟、1 分钟甚至秒级的数据,因为发现太

短的时间间隔内相对价格波动性较弱。(3)由于其他研究中使用的数据集年代较久,例如 NYSE(O)数据集时间跨度为 1962/07/03 到 1962/12/31,NYSE(N)数据集时间跨度为 1985/01/01 到 2010/06/30,SP500 数据集时间跨度为 1998/01/02 年至 2003/01/31,MSCI 数据集时间跨度为 2006/04/01 至 2010/03/31,因此本文制作了新的数据集。另外,因为存在系统风险和不确定性,仅靠模式匹配不足以分析股市中的一些股票。例如庄家的操作或者外部因素的干扰可以视为是市场噪声,这些因素都存在于真实的中国股票市场中。本文所提出的模型表现良好的主要原因是它可以进行增量学习并使用随机矩阵理论消除了系统风险。

六、结论

本研究提出了一种新的风险控制模型。首先在宽度学习系统的基础上提出了可以进行增量学习的在线学习模型。其次基于随机矩阵理论提出了一种消除噪声的方法。最后,使用特征值分布、累积财富、夏普比率、信息比率、卡尔马比率等指标来评估所提出的模型性能。结果表明,本文提出的模型在几种指标上均优于现有常用模型。因此,本文提出的模型可以在有效控制风险的同时产生高累积收益。◆

参考文献:

- [1]余湄,殷方盛,何沁莲.期权隐含信息在投资组合优化中的应用研究[J].计量经济学报,2022,2(1):141-149.
- [2]邢国东,杨善朝,官政.关于相依风险投资组合风险价值的界[J].数学年刊A辑(中文版),2021,42(1):105-114.
- [3]张琳琳,尹亦闻,张宗新.投资过程中的非 Markowitz 风险偏好分析及最优选择[J].复旦大学学报(社会科学版),2019,61(6):165-175.
- [4]包宇.基于 Kelly 准则的投资组合研究[D].北京:对外经济贸易大学,2020.
- [5]戴宏亮,梁楚欣.基于价格趋势驱动的元学习算法在线投资组合策略[J].计算机科学,2021,48(S2):608-615.
- [6]吴婉婷,朱燕,黄定江.在线投资组合选择的半指数梯度策略及实证分析[J].计算机应用,2019,39(8):2462-2467.
- [7]BARDHAN A,VAGHELA D.Performance Analysis of Indian Stock Market via Sentiment Analysis and Historical Data[J].Data Science and Intelligent Applications, 2021,18:2-31.
- [8]李蓉,任喜梅,钟春晓,等.基于高维随机矩阵的癌症基因网络识别方法[J].计算机仿真,2021,38(3):175-179.
- [9]刘彦旭,刘保国,冯伟,等.不确定双圆盘转子系统振动响应分析[J].航空动力学报,2021,36(3):488-497.
- [10]李碧桓,李知艺,鞠平.基于随机矩阵理论的低压配电网边-云协同故障检测方法[J].中国电机工程学报,2022,42(1):25-37.
- [11]YAO H,YANG M,CHEN T,et al.Depth-based Human Activity Recognition via Multi-level Fused Features and Fast Broad Learning System[J].International Journal of Distributed Sensor Networks,2020,16(2):1550147720 90783.
- [12]许赞,孙乐平.分块矩阵广义逆的几种表达式:英文[J].上海师范大学学报(自然科学版),2007(5):15-21.
- [13]谢赤,胡珏,王钢金.基于随机矩阵理论的股市网络拓扑性质研究[J].运筹与管理,2018,27(1):144-152.
- [14]崔彦婷.A 股市场随机矩阵应用研究[D].衡阳:南华大学,2018.
- [15]张永,龙婉容,杨兴雨,等.基于在线算法的改进指数梯度投资组合策略[J].中国管理科学,2022,30(9):49-60.
- [16]刘媛媛.求解非因子回报和夏普比率的 ADMM 算法[D].南宁:广西大学,2020.
- [17]单超.基于信息比率加权的多因子选股策略绩效评价[D].济南:山东大学,2020.
- [18]LI J Y,QIAN N,HUA S Y,et al.Optimization of Optical Signal-to-Distortion Ratio in a Channel-Interleaved Photonic ADC via a Coherent Multi-Frequency RF Driver[J].Chinese Optics Letters,2021,19(8):143-148.
- [19]HAO G,AN Z Y.A Local Adaptive Learning System for Online Portfolio Selection.Knowledge-Based Systems,2019(186):104958.
- [20]片坤,徐晓钟,张益铭.一种改进的组合 SOFM-SVR 股票价格预测模型[J].计算机应用与软件,2010,27(5):172-175+178.
- [21]刘大海,王治宝,孙洪军,等.基于 Agent 的股票价格行为仿真[J].计算机工程,2004(19):168-170.

信息化下企业全面预算管理探讨

李文姝

(黄河勘测规划设计研究院有限公司,河南 郑州 450003)

摘要:在现代企业中,财务预算管理是一种非常重要的企业管理方式,对企业建立现代化管理制度,提高管理水平和效率,增强核心竞争力有着重要意义。全面预算管理是利用预算对企业内部各部门、各单位的各种财务及非财务资源进行分配、考核、控制,以便有效地组织和协调企业的生产经营活动,完成既定的经营目标。全面预算管理的管理形式,不仅可以为实现企业战略目标提供有力支持,同时可以有效促进企业可持续发展。然而在现实的企业管理工作中,很多管理者并不重视企业内部预算管理,也没有把预算管理纳入提升企业整体管理水平的体系中去。通过介绍全面预算管理的定义、总结企业全面预算管理的意义和作用,归纳应注意的问题,最后分析黄河勘测规划设计院全面预算管理实践过程中的具体措施。

关键词:全面预算管理;信息化;企业管理

中图分类号:C935

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0058-02

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.01.010

一、企业全面预算管理的意义

企业是组织社会化大生产的营利组织,也是市场经济活动的主体。全面预算管理不仅可以为企业战略目标的实现提供保障,同时可以有效促进企业可持续发展。在激烈的市场竞争中,企业要想获得更加长远的发展,就需要打破之前传统保守的职能管理界限,把企业的日常经营管理活动和长远发展目标进行融合,形成可以促进企业长远发展的管理目标。因此,企业需要对资金筹集、预算使用等进行全面规划,制定出适合企业自身发展的计划,从而提高企业整体管理效率,实现企业经济利益最大化。

1. 全面预算管理有利于企业战略发展目标的实现。全面预算单位抽象工作目标的具体化,以企业战略为基础,把企业的发展战略目标分解,进行精细化管理,并把精细化后的目标分配到企业各部门和经营环节中,安排专门的部门和人员负责,推动企业高效、低耗地实现发展战略目标。全面预算管理作为企业战略执行的利器,不仅可以作为协调各部门工作的重要手段,而且可以作为各部门业绩考核的标准。

2. 全面预算管理有利于企业资源优化配置。全面预算管理作为财务管理中的重要方式之一,其本质在于通过进行全面预算管理,使企业在分配消耗内部资源的时候资源利用率得到有效提高,最终实现企业经营与管理价值的最大化。通过全面预算的编制和执行修正,企业可以在有限资源的限制下,进行最优的安排分配,提高企业资源使用效率,避免资源浪费和低

效使用。通过自上而下、自下而上不断磨合修订,将预算指标层层分解细化,落实分配到各责任单位,将经济效益目标分解落到实处,为增加企业的经济效益提供有力保证。全面预算管理可以结合考核和奖惩制度,在预算执行的监督考核过程中,重点关注关键预算指标营业收入以及费用成本的变化趋势和实现形式,使企业预算执行主体对市场环境的变化和节约成本造成的影响作出有效的反应,约束并激励相关责任主体在提高收入的同时降低相关成本费用。

3. 全面预算管理有利于提高企业的内部管理水平。全面预算管理将企业视作一个全面的整体,打破了传统的职能管理界限,让企业管理者、职能部门和各业务单位子目标与企业整体目标趋于一致,从而使企业的战略目标与管理者的经营管理行为趋同。这种管理思想无疑需要企业管理有一条从上到下的主线,贯穿企业各职能部门的管理工作和各业务单位的生产经营活动,从而提高企业整体的生产效率。特别是规模相对较大的企业,业务范围广、人员数量多、分支机构复杂,更需要科学有效的管理体系以及高质量的管理方式,才能使企业健康有序地发展下去。

4. 全面预算管理有利于监控与考核,降低经营风险。预算管理作为过程中的控制,分为事前控制、事中控制和事后控制。通过预算执行情况,管理层可以在监控流程中控制和把握业务执行情况,规范业务流程,预先发现生产经营活动中的潜在风险,为经营者提供有效的监控手段,便于经营者提前采取相应的风险防范和

作者简介:李文姝(1989—),河南郑州人,中级会计师,研究方向为财务管理、会计信息化建设。

化解措施,使风险得以规避。

二、企业全面预算管理应注意的问题

1. 预算编制和执行缺乏全面性、科学性、合理性。首先,很多企业推行预算管理制度时并没有全面参与,多由财务以及相关部门独自完成财务预算的编制和调整工作,管理层和员工对全面预算管理缺乏完整性认知,财务预算管理缺乏应有的权威性和全面性,相关部门配合度较差,无法发挥财务预算的监督控制作用。预算编制应经过反复修订编制后形成最终的预算目标,并由企业决策层审批通过之后,形成企业正式预算,逐级下达各部门并严格监督执行和考核。其次,预算编制过程中设计的财务指标往往相对单一,对非财务指标重视不足,根据当前的财务结果生搬硬套地推算财务指标,在实际的执行过程中机械套用理论公式,极大地影响了企业决策管理的正确性和有效性,不利于企业的长远发展。最后,设置的预算评价指标缺乏合理性,脱离客观实际和不断变化的外部因素,使预算和实际生产经营“两层皮”,形同虚设,影响企业正常运转。

2. 预算管理只做静态管理,不重视动态管理。静态预算指标具有盲目性、滞后性和变通性,实行预算的动态管理不仅能够根据客观实际情况变化及时修正调整预算目标,而且能与日常管理相衔接,使管理人员始终从动态变化的角度把握企业近期的预算目标和长期的战略规划。但要避免预算过繁过细,而且应考虑影响预算执行的内部因素,同时重视外部环境因素的客观变化。

3. 预算管理考核监督机制不健全,管理目标不清晰。很多企业花大力气制定了复杂的预算指标,却没有严格按照预算要求执行和考核,使编制的预算形同虚设,浪费人力物力财力。企业管理者在执行能力与管理水平上存在差异,会使企业预算管理的进度受到严重影响。全面预算管理是一种必须全员参与、全面覆盖、全程跟踪控制的管理模式,若没有相应的考核机制来确保其落实到位,预算工作将无法执行下去,财务预算管理将变得毫无意义。所以,为了保证全面预算管理各项指标的圆满完成,一定要制定明确可行的监督及考核办法,使管理者和员工的奖惩措施与企业的战略发展目标相统一,调动起全体员工的主观能动性和工作积极性。严格考核措施并不仅仅是为了比较预算指标和预算执行情况,也是为了对全体员工的工作作出客观的评判,使员工更加积极地为了企业战略目标的最终实现而努力。

三、黄河勘测规划设计院推进全面预算管理的相关措施

1. 建立健全信息化平台,保证基础数据的全面、准

确、及时。以绩效大数据平台为抓手,以强化绩效管理为核心,持续推动公司生产经营要素的全过程管理和以项目为基础单元的全覆盖管理。协调组织各生产单位、相关经营及财务部门做好合同梳理和高管大数据基础数据填报,并定时更新相关数据。做好平台跟踪使用及后续功能的优化,实现部门互动、上下联动,确保数据准确、及时,切实提升信息化管理水平。

2. 遵循“全面参与、全面管理、过程控制”的基本原则,深化全面预算管理。组织协调公司相关预算管理部门汇总并审核各单位和上报部门的预算,形成预算初稿。财资部联合人力部、市场部等相关职能部门对公司年度预算编制有关内容进行审核确定,完成年度预算汇总编制初步工作,形成年度预算初稿,待公司管理层研究审批后发布执行。

3. 做好预算执行分析和动态管控。年末以预算控制指标为依据,公司统一组织考核。完成成本分析工作,建立预算执行动态管控机制,从严控制成本支出。做好重要设备、软件的引进决策,并对重要设备、软件的引进进行不定期评估。预算管理动态化,突出重点,管大头、管变数。抓好落实,抓好预算管理、财务分析等工作,加强协同管理,提升绩效管理精细化水平。规范支出管理,从严管控成本,树立长期艰苦奋斗、过“紧日子”的意识。避免生搬硬套,对预算进行定期的检查和修订,如果实际情况已经发生了重大变化,及时调整或重新制定相应预算,保证预期目标的实现。

4. 相关管理部门建立健全预算监督考核机制,确保预算执行落到实处。建立完善信息反馈制度,及时跟踪监控企业预算执行情况,定期组织召开预算执行分析会,研究通报成本费用支出情况,发现并分析预算执行过程中产生的偏差,商讨制定对应的控制措施。通过精益化绩效管理,及时洞悉问题,改进管理,以问题为导向,精准施策,靶向管理。建立科学、公正的预算考核机制,每年对各部门的预算执行情况进行对照考评,各部门之间互评打分,秉持公正、客观、科学的原则,使全面预算管理的激励和约束作用真正发挥出来。

四、总结

综上所述,全面预算管理工作作为企业财务管控过程中的重要执行手段,对现代化企业的管理和发展具有非常重要的影响。要实现全面预算管理,必须不断完善企业全面预算管理流程和相关预算管理组织机构,确保企业全面预算管理这一科学管理方式的作用能够真正发挥出来。要通过实施科学有效的管理让全面预算系统真正成为企业的战略工具,为企业发展战略的实现提供坚实保障。◆

乡村振兴获得感指标体系及实证研究

向继红¹ 王方略¹ 路婉玉²

(1.河南省社情民意调查中心,河南 郑州 450008;2.河南大学 欧亚国际学院,河南 开封 475001)

摘要:选取“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕、人才振兴”六个指标构建乡村振兴获得感评价指标体系,采用电话访问方式对河南省 614 位城乡居民开展问卷调查,结果显示当前全省乡村居民对乡村生活的整体评价(包括出行、就医、教育、就业、环境、购物等方面)是 78.61 分;通过有序 Logistic 模型回归分析得出对产业兴旺、生态宜居、治理有效、生活富裕和人才振兴评价较高的群体,乡村生活获得感也相应较高;通过随机森林模型分析得出生态宜居是影响乡村居民获得感的核心指标;最后提出提高乡村振兴战略知晓度、加强乡村振兴组织领导、加大产业扶持力度等对策建议。

关键词:乡村振兴;产业兴旺;乡风文明;获得感

中图分类号:F328

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0060-00

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.01.011

本次研究于 2021 年 8 月采用随机抽样方式,通过计算机辅助电话对河南省 18 个省辖市(示范区)的乡村居民开展问卷调查,按照置信水平为 95%,误差水平低于 4%的标准,设计调查样本 600 个,最终共获取有效问卷 614 份。对调查数据进行信度检验结果显示 Cronbach's Alpha 系数值为 0.946,高于 0.9,表明问卷信度为十分可信。对调查问卷进行效度检验结果显示 KMO 统计量为 0.956,同时 Bartlett's 球形检验的显著性概率为 0.000,表明问卷具有良好的效度。

一、乡村振兴获得感评价指标设置

2015 年 2 月 27 日,在中央全面深化改革领导小组第十次会议上,习近平总书记提出“让人民群众有更多获得感”。选取乡村居民对“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕、人才振兴”六个方面的现状评价作为指标,通过乡村居民感受到的生活水平的提高、社会保障待遇的提高、人居环境的美化等来直接体现“获得感”。本次调查在总体层面上设计了四个指标——“知晓度”“重视程度”“推进现状”和“主观感受”来描述乡村振兴工作的总体情况。最终构成了乡村振兴获得感评价指标体系,如表 1 所示。

表 1 乡村振兴获得感评价指标体系

评价指标	
总体评价	乡村振兴战略知晓度
	当地党委政府对乡村振兴战略的重视程度
	乡村振兴战略工作推进情况
	乡村居民生活主观感受
直接体现	产业兴旺
	生态宜居
	乡风文明
	治理有效
	生活富裕
	人才振兴

二、乡村振兴获得感评价现状

(一)乡村振兴战略的知晓度

调查显示,受访乡村居民对乡村振兴战略的知晓度是 72.64%。深入分析发现,乡村振兴战略知晓度在不同人群和不同地域间存在较大差异。乡村振兴战略的主战场在农村,实施主体是农民,必须要得到广大农民的理解、认同和参与,因此提升乡村振兴的知晓度极为重要。

作者简介:向继红(1969—),女,湖北洪湖人,高级统计师,研究方向为社会统计、民意调查;王方略(1994—),女,河南禹州人,硕士,统计师,研究方向为社会统计、民意调查;路婉玉(2002—),女,安徽萧县人,研究方向为金融数学、数学应用。

分性别看,男性的知晓度是 75.34%,高于女性 (65.48%)9.86 个百分点;分年龄看,60 岁以上人群知晓度最高(81.40%),其次是 36—60 岁人群(75.57%),35 岁以下人群知晓度最低(66.37%),低于老年群体15.03 个百分点;分学历看,高中及以上学历人群的知晓度是 82.45%,初中学历是 68.11%,小学学历是 46.81%,无学历人群是 18.18%;分地域看,豫东、豫北的知晓度偏低,分别是 64.04%、69.04%,豫中、豫南、豫西分别是 77.69%、78.02%、79.27%,相对较高。

除知晓度外,为便于比较各项指标评价/满意度的结果高低,根据问卷回答赋值分别计算评价得分和满意度得分,以分值形式呈现评价结果和满意度结果。

得分计算公式:评价/满意度=回答“非常好/非常满意”的比例×100+回答“比较好/比较满意”的比例×80+回答“一般”的比例×60+回答“不太好/不太满意”的比例×30+回答“很不好/很不满意”的比例×0,回答“不了解、不清楚”的不纳入计算。

(二)乡村振兴战略重视程度及推进情况

河南是农业大省、人口大省,域内有近 20 万个自然村,4.6 万多个行政村。河南农村好不好,事关新时代农耕文化的复兴,事关河南农民富、农业强的农业农村现代化大局,事关全面建设社会主义现代化强国的全局。

调查显示,在知晓乡村振兴战略的 446 位受访乡村居民中,对当地党委、政府对于乡村振兴工作的重视程度的评价为 81.97 分,其中回答“非常重视”的受访者有 206 位,占 46.19%,回答“比较重视”的有 108 位,占 24.22%。

受访乡村居民对当地乡村振兴战略推进情况的评价为 81.42 分,其中回答“非常好”的受访者有 221

位,占 49.55%,回答“比较好”和“一般”的受访者分别是 72 位、112 位,占 16.14%、25.11%。

(三)乡村生活整体评价

剔除 3 个回答“不清楚”的样本后,调查显示 611 位受访乡村居民对乡村生活的整体评价为 78.61 分,接近比较好的水平,分别有 238 位、196 位受访者回答“非常好”“比较好”,占总数的 38.76%、31.92%,回答“一般”“不太好”“很不好”的受访者比例分别为 20.85%、4.72%、3.26%。

分性别看,男性的评价(78.83 分)高于女性(78.02 分)0.81 分。分年龄看,36—60 岁受访者对乡村生活整体评价最高(80.87 分),其次是 60 岁以上受访者(77.91 分),35 岁以下受访者评价最低(75.23 分)。分学历看,基本呈现依次升高的状态,无学历受访者的评价最低为 68.00 分,小学学历受访者为 77.45 分,高中及以上学历受访者为 78.28 分,初中学历受访者的评价最高(79.64 分)。分地域看,整体呈现豫南(83.30 分)高于豫北(78.43 分),豫东(78.93 分)高于豫西(78.27 分),豫中(75.54 分)塌陷的情况。

(四)乡村振兴战略实施情况评价

乡村振兴战略实施以来,河南省各级政府高度重视,紧紧围绕“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的乡村振兴战略总要求,全面推进农业提质增效、农村文明进步、农民增收致富。

调查结果显示,从六大方面看,受访乡村居民对乡风文明的满意度最高(80.11 分),对治理有效、生态宜居、人才振兴的满意度分别是 75.88 分、75.03 分、72.18 分,对生活富裕、产业兴旺的满意度相对较低,分别是 67.27 分、67.60 分,具体回答情况见表 2。

表 2 受访乡村居民对乡村振兴实施情况的评价(单位:%)

	产业兴旺	生态宜居	乡风文明	治理有效	生活富裕	人才振兴
非常满意	26.38	36.64	40.07	35.83	17.10	26.06
比较满意	19.71	24.59	31.43	26.06	25.41	25.73
一般	31.60	27.52	22.64	26.71	44.30	35.50
不太满意	10.26	5.70	3.09	4.40	8.31	5.86
很不满意	7.00	4.89	2.28	4.56	3.75	3.42
不清楚	5.05	0.65	0.49	2.44	1.14	3.42
合计	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

生态宜居方面,虽然整体满意度已经处于较高水平,但根据河南省统计局 2021 年 6 月在全省范围内开

展的《2020 年河南省公众生态环境满意度调查》显示,农村在生态环境的多个方面与城镇还有一定差距,尤

其在厕所改造、污水处理等方面差距分别达到 10.60 个、7.81 个百分点,具体见表 3。

表 3 城乡居民对生态环境各项满意率(单位:%)

	城镇	农村
污水处理	87.80	79.99
公共厕所卫生条件/家用厕所建设和改造	86.58	75.98

数据来源:《2020 年河南省公众生态环境满意度调查》。

《2020 年河南省公众生态环境满意度调查》显示,在村庄环境方面,乡村居民较为不满的选项是“道路(没硬化、路面坑坑洼洼、无路灯、路灯亮灯率低)/交通不便”(46.97%)和“生活垃圾(乱堆乱放、无垃圾桶、清理不及时、牲畜粪便)”(28.70%)。

根据河南省统计局开展的《2020 年度河南省基本公共服务满意度调查》,乡村居民基本公共服务方面的满意度处于相对较低水平,尤其在看病就医、交通出行、社会治安、困难救助、儿童关爱保护等方面,满意度低于市区和县城居民,说明提升乡村基本公共服务水平具有必要性和紧迫性,具体见表 4。

表 4 乡村居民各分项满意度得分表(单位:分)

分项	农村	市区	县城
看病就医	73.31	75.32	77.79
交通出行	82.01	83.28	84.96
社会治安	91.97	92.40	93.59
困难救助	79.74	84.76	86.66
儿童关爱保护	87.50	87.59	88.81

数据来源:《2020 年度河南省基本公共服务满意度调查》。

针对满意度较低的“看病就医”“困难救助”,需要加大资源投入力度,尽量满足乡村居民的改善期望,提高满意度。

三、影响居民乡村振兴获得感提升的短板

(一) 乡村振兴战略知晓度有待提升

调查显示,年龄越小、学历越低的人对乡村振兴战略的知晓度越低,知晓度低会影响乡村居民对于乡村振兴的参与度,影响其抓住乡村振兴带来的发展和致富的机会。尤其是 35 岁以下的乡村居民作为有发展潜力的青年人才,知晓度仅为 66.37%,更要提高这

类人群对乡村振兴的知晓度,以便更好地把握乡村振兴带来的机遇。2020 年《河南统计年鉴》数据显示,河南省初中以下学历人群占比接近半数,因此提高知晓度要持续引导低学历人群加深对乡村振兴的理解,让这部分人群能弄清楚乡村振兴的具体含义,积极主动配合乡村振兴战略的实施。

(二) 乡村产业支撑不足

农业是国民经济的基础。近年来,河南省深入推进农业供给侧结构性改革,持续扩大农业对外开放,不断提高农业创新力、竞争力和全要素生产率,推进建设现代农业强省。但仍存在产业支撑不足,现代农业生产、经营和服务体系建立不完全,特色产业尚未形成优势等问题。生活富裕是乡村振兴的根本,发展支柱产业最终是为了提高农民收入,提高社会保障水平,努力实现生活富裕。让农民有持续稳定的收入来源,是乡村振兴的目标所向,也是社会和谐的根本要求。

调查显示,在回答“您所在的乡村是否有能带领村民增收致富的支柱产业”时,62.73%的受访者回答“没有支柱产业”,27.09%的受访者回答支柱产业是“经济农作物种植”。

2020 年《河南统计年鉴》数据显示,近十年来,乡村居民家庭人均可支配收入虽然呈现逐年增长趋势,但城乡差距仍然维持在 2 倍以上,并且增长率逐渐稳定。从城乡居民收入比来看,2010—2014 年下降幅度达到 0.29,2015—2019 年仅下降 0.10,说明虽然收入差距没有进一步扩大,但也没有明显缩小。

2020 年《河南统计年鉴》数据显示,在乡村居民家庭收入构成中,工资性收入占 32.28%,经营性收入占 42.33%,财产性收入占 24.06%,转移性收入占 16.02%,说明大部分家庭还是将外出务工作为主要谋生手段,与本次调查结果较为一致。在回答“家庭的收入来源”时,54.44%的受访者回答“外出务工”,42.76%的受访者回答“务农(种植、养殖等)”,27.80%的受访者回答“乡镇企业务工/家庭式作坊/个体”。

(三) 移风易俗工作仍要持续推进

乡风文明是乡村振兴的重要保障。近年来河南省深入挖掘农村传统道德教育资源,用好农村基层各类宣传载体和文化阵地,生动活泼地开展社会公德、职业道德、家庭美德、个人品德教育,引导农民群众继承和弘扬优良传统,不断推动乡风文明建设。

调查中,在回答“哪些社会风气还需要持续改善”

时,30.95%的受访者回答“治理红白事大操大办”,21.96%的受访者回答“治理赌博”。说明扭转不良习俗、改变陈规陋俗是场持久战,需要常抓不懈,久久为功,以推动农村全面进步、农民全面发展,谱写新时代乡村全面振兴新篇章。

(四)村干部模范带头作用需进一步加强

乡村注重乡土人情、道德规范的情感认同,村两委的党员干部是乡村振兴的组织者和服务者,能够正面影响村民的价值取向和发展方向,很好地带动和组织发展能力较弱的村民有机融入项目、基地或合作社,推动形成“培育一个、影响一片、带动一方”的示范效应。

调查显示,回答所在村的村两委党员干部模范带头作用“一般”“不太好”“很不好”的受访者共有226位,占总数的36.81%;回答“不太好”“不好”的受访者共62位,占10.10%。乡村振兴要进一步加强村干部的模范带头作用,继续推动把党员干部的高威信、高道德、高修养转化为乡村治理的重要手段,有效化解各类乡村社会矛盾,带动村民积极投入到乡村振兴的发展大局中。

(五)农民作为乡村振兴主体要积极参与自治

乡村自治是乡村社会最基本的治理方式,能够充分体现村民的自我意识和自律能力。要坚持以农民为主体,充分激发乡村的内生动力,让农民既是乡村振兴的受益者,又是实践者,构建农民共建共治共享的治理格局。

调查显示,受访乡村居民对村里落实三务公开的评价为72.39分,回答“非常好”“比较好”的受访者分别有205位、97位,共占49.19%,回答“一般”的受访者有150位,占比为24.43%;对村民积极参加本村事务的评价为79.54分,回答“非常好”的有267位,占比为43.49%,回答“比较好”“一般”的分别占18.40%、27.52%。随着城乡关系的变化,村民利益分化突出,青壮年农民大规模、频繁地流动到城市或经济发达地区。乡村精英外流,造成农村人口结构空心化,村民参与自治的积极性和能力不足,严重影响村民自治质量。

调查显示,从学历看,低学历的受访乡村居民对三务公开和村民自治的评价较低,说明村民自治要考虑农村的具体情况,积极鼓励全体村民参与聚焦谋划、沟通交流,让所有村民有意愿、有权利、有渠道发声。

(六)人才振兴仍面临许多困境

实施乡村振兴战略的另一主要困难是人才缺乏,在现代农业不断发展的今天,电商、休闲农庄等新业态出现,如果没有与之相适应的高素质农民、技术人才、管理人才的支撑,乡村振兴就是一句空话。

调查显示,受访乡村居民反映要提高村民收入,完善教育和医疗体系,推动产业发展等最需要引进的分别是“各类农业技术人才”“教师”“互联网和电商类人才”,占比均超过30.00%。要深刻认识到产业振兴对乡村振兴的影响力,认识到城市和农村是命运共同体,除了吸引专业人才到农村参与乡村振兴和现代农业建设,还要就地培养对农村有感情的外出人员返乡创业,抓住时代机遇,反哺家乡,汇集培育一批生于农村、长于农村的优秀人才。

(七)教育和看病就医成为乡村居民的重点期盼

总体看,乡村振兴工作取得了一定成效,多个方面的工作成果都获得了群众较好的评价。但一些受访者也在就业增收、公共交通、教育养老、医疗保障等方面期盼乡村振兴工作能够进一步提升。

调查显示,受访乡村居民对下一步乡村振兴工作的重点期盼主要有3项,分别是教育、看病就医和卫生、自然环境,占比均超过30.00%。习近平总书记指出:“越穷的地方越难办教育,但越穷的地方越需要办教育,越不办教育就越穷。这种马太效应,实际上也是一个‘穷’和‘愚’互为因果的恶性循环。”通过教育培训、实例引导等方式,开拓乡村居民的眼界和视野,推动其转变思想意识和行为方式,训练其创新创业的思维能力,让乡村居民有能力增收致富。要加强农村医疗健康事业建设,保障乡村居民获得更加便捷、安全、持久的基本医疗卫生服务,进一步方便乡村居民看病就医、治疗疑难杂症。

(八)找到推进乡村振兴和城镇化的平衡点

在回答“是否有移居城镇打算”时,46.58%的受访者回答“没打算”,31.60%的受访者回答“有打算”,21.82%的受访者回答“不确定”。

根据2020年《中国统计年鉴》数据显示,2019年全国的城镇化率是60.60%,河南城镇化率仅53.21%,排在全国第25位,具体见表5。

2021年9月河南省委工作会议提出要实施“以人为核心的新型城镇化战略”,加快转变城镇化发展方式。河南省城镇化的进一步推进为乡村振兴带来新的

表 5 近十年河南城镇化率与全国城镇化率差距

年份	河南省 (%)	全国 (%)	与全国差距
2019	53.21	60.60	-7.39
2018	51.71	59.58	-7.87
2017	50.16	58.52	-8.36
2016	48.50	57.35	-8.85
2015	46.85	56.10	-9.25
2014	45.20	54.77	-9.57
2013	43.80	53.73	-9.93
2012	42.43	52.57	-10.14
2011	40.57	51.27	-10.70
2010	38.50	49.95	-11.45

数据来源:2020 年《中国统计年鉴》。

机遇和挑战,一方面城镇化推进给城市带来了繁荣与发展,另一方面大量中青年人口由农村转移到城市,使农村的人口、性别结构失衡。城镇化是现代化的标志,是经济社会发展的结果,随着经济发展,乡村人口会持续向城镇迁移,因此未来农村人口比重必然会不断下降。在城镇化推进过程中,不能以牺牲农民利益为代价,要通过乡村振兴让农民收入达到社会劳动者的平均收益水平,让农民生活普遍摆脱低收入状况,让农村生活设施和生活条件与城镇不再存在根本性差异,才是城镇化和乡村振兴的共同胜利。

表 7 相关分析结果

		重视程度	整体评价
Kendall's tau-b	重视程度	Correlation Coefficient	1
		Sig.(2-tailed)	0.574163
		N	427
	整体评价	Correlation Coefficient	0.574163
		Sig.(2-tailed)	0.000001
		N	427

(三)党委、政府对乡村振兴推动工作与乡村生活整体评价之间关联关系分析

通过列联表对党委、政府推动乡村振兴工作情况与乡村生活整体评价进行关联分析,由于推动工作评价和整体评价均为有序分类数据,进行 Kendall's tau-b

四、影响人民群众对乡村振兴获得感评价因素分析

(一)是否知道乡村振兴战略与乡村生活整体评价之间关联关系分析

通过列联表对是否知道乡村振兴战略与乡村生活整体评价进行关联分析,进行卡方检验后的结果见表 6,可以得到如下结论:一是“是否知道乡村振兴战略”与“对当前乡村生活整体评价”显著相关;二是“知道/听说过”乡村振兴战略的受访者对当前在乡村生活整体评价更高。

表 6 卡方检验结果

Pearson Chi-Square	24.212
df	4
p-value	7.24284E-05

(二)党委、政府对乡村振兴工作的重视程度与乡村生活整体评价之间关联关系分析

通过列联表对党委、政府对乡村振兴工作的重视程度与乡村生活整体评价进行关联分析,由于重视程度和整体评价均为有序分类数据,进行 Kendall's tau-b 相关分析,结果见表 7。可以得到如下结论:一是“认为当地党委政府对乡村振兴工作的重视程度”与“对当前乡村生活整体评价”显著相关;二是认为当地党委政府对乡村振兴工作重视程度越高的受访者对当前在乡村生活整体评价越高。

相关分析,结果见表 8。可以得到如下结论:一是“当地党委、政府的乡村振兴推动工作”与“对当前乡村生活整体评价”显著相关;二是对当地党委、政府乡村振兴推动工作的评价越高的受访者对当前在乡村生活的整体评价越高。

表 8 相关分析结果

		整体评价	推动工作评价
Kendall's tau-b	整体评价	Correlation Coefficient	1
		Sig.(2-tailed)	0.550663
		N	611
	推动工作评价	Correlation Coefficient	0.550663
		Sig.(2-tailed)	0.000001
		N	431

(四) 乡村生活整体评价与各分项指标之间关联关系分析

1. 有序 Logistic 回归分析

由于乡村生活整体评价为有序多分类的变量,可以通过构建有序 Logistic 回归模型,分析产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕、人才振兴六个指标对乡村生活整体评价的影响。各分项指标在问卷中为分类变量,因此在建立 Logistic 模型时需要将其处理成虚拟变量,各指标中“很不满意/很不好”为参照类别。具体结果见表 9。

表 9 有序 Logistic 模型回归结果

	变量	估计值	p 值
常数项	[Q4_1]	-7.49739	4.07815E-18
	[Q4_2]	-4.87846	6.6972E-09
	[Q4_3]	-2.53825	0.001498902
	[Q4_4]	-1.12264	0.149497555
回归系数	[Q6_1]	-1.74877	0.001667705
	[Q6_2]	-0.98816	0.040040690
	[Q6_3]	-1.17727	0.006277922
	[Q6_4]	-0.76958	0.084849886
	[Q7_1]	-2.70482	1.34055E-05
	[Q7_2]	-1.46630	0.013056501
	[Q7_3]	-0.86301	0.112047200
	[Q7_4]	-0.70339	0.228159514
	[Q8_1]	-0.60035	0.360418013
	[Q8_2]	-0.13186	0.838307784
	[Q8_3]	0.17114	0.781852429
	[Q8_4]	0.63696	0.410739371
	[Q13_1]	-1.38231	0.046379303
	[Q13_2]	-0.56870	0.381913931
	[Q13_3]	-0.49806	0.399154081
	[Q13_4]	-0.90260	0.157597021
	[Q15_1]	-1.96598	0.000808632
	[Q15_2]	-1.00183	0.039154718
	[Q15_3]	-0.66310	0.145637755
	[Q15_4]	-0.95340	0.073216588
	[Q17_1]	-2.25325	0.000472258
	[Q17_2]	-2.20597	0.000119778
	[Q17_3]	-1.40343	0.006184819
	[Q17_4]	-1.25755	0.027713872

模型回归结果显示,在 0.05 的显著性水平下,乡风文明指标的 Q8_1、Q8_2、Q8_3、Q8_4 变量不显著;其余指标 Q6_1、Q6_2、Q6_3、Q7_1、Q7_2、Q13_1、Q15_1、

Q15_2、Q17_1、Q17_2、Q17_3、Q17_4 变量显著。由此说明,产业兴旺满意度高的受访者对乡村生活的整体评价更高;生态宜居满意度高的受访者对乡村生活的整体评价更高;乡风文明对乡村生活整体评价没有显著影响;治理有效满意度高的受访者对乡村生活的整体评价更高;生活富裕满意度高的受访者对乡村生活的整体评价更高;人才振兴满意度高的受访者对乡村生活的整体评价更高。

2. 随机森林模型分析

为了更好地确定乡村生活整体评价的影响指标的重要性排序,将“产业兴旺”“生态宜居”“乡风文明”“治理有效”“生活富裕”“人才振兴”六个指标作为自变量,以“当前乡村生活整体评价”为因变量,构建随机森林模型,用此模型可以得到六个影响指标的重要性排序。

随机森林模型可以通过 Gini 值平均降低量(MeanDecreaseGini)来确定变量的重要性,各个变量的重要性评分结果见表 10。

表 10 Gini 值平均降低量

变量	MeanDecreaseGini
产业兴旺	47.85
生态宜居	61.71
乡风文明	36.31
治理有效	52.68
生活富裕	31.61
人才振兴	38.17

Gini 指数代表节点的纯度,Gini 值平均降低量(MeanDecreaseGini)表示所有树的变量分割节点平均减小的不纯度,该值越大表示变量的重要性越大。将所有变量的重要性进行排序,结果如图 1 所示。

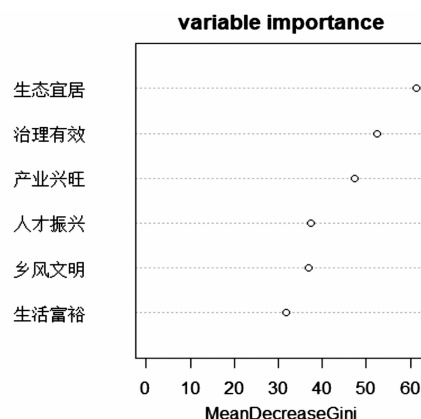


图 1 指标重要性排序

结合图1、表10的结果可以看出,生态宜居的MeanDecreaseGini值明显高于其余五个指标,为61.71;治理有效和产业兴旺两个指标的MeanDecreaseGini值比较高,分别为52.68、47.85;人才振兴、乡风文明和生活富裕三个指标的MeanDecreaseGini值较低,在31—39之间,且生活富裕明显低于其余五个指标。影响乡村生活整体评价的六个指标的重要性依次为生态宜居、治理有效、产业兴旺、人才振兴、乡风文明、生活富裕。由此说明,生态宜居是影响乡村生活整体评价的核心指标;治理有效和产业兴旺属于重要指标;人才振兴、乡风文明和生活富裕属于次重要指标。

五、对策与建议

(一)创新宣传方式,提高乡村振兴战略知晓度

在传统宣传基础上,应多渠道创新优化宣传方式,提高乡村居民知晓度。使用乡村居民经常接触到的媒体,用其容易接受的语言、喜闻乐见的方法,将对乡村振兴战略的解读分解为老百姓容易接受和理解的方式方法,争取让每个人都能理解乡村振兴的内涵,避免出现“知其然不知其所以然”的情况,引导群众在享受乡村振兴战略成果的同时提高主人翁意识,自发支持和参与乡村振兴建设,更好地提高乡村居民对乡村生活的评价和获得感。

(二)加强乡村振兴组织领导,积极为民排忧解难

持续加强农村基层党组织建设,充分发挥党组织在乡村振兴工作中的领导作用。农村基层党组织是党在农村全部工作和战斗力的基础,要在各方面工作中发挥领导作用,组织群众发展乡村产业,增强集体经济实力,带领群众共同致富;动员群众参与乡村治理,维护农村和谐稳定;教育引导群众革除陈规陋习,弘扬公序良俗,培育文明乡风;密切联系群众,提高服务群众能力,把群众紧密团结在党中央周围,筑牢党在农村的执政基础。

(三)加大产业扶持力度,多措并举促进农民增收致富

继续深入推进农业供给侧结构性改革,一是通过加大产业扶持力度,培育具有地域特色的农产品品牌;二是积极发展具有本区特色的农村生态旅游、乡村休闲旅游和民俗体验旅游;三是激活农民拥有的住房、土地资源、大棚设施、集体资产等资源要素的内在价值,增加农民财产性收入;四是根据农民意愿和能力水平,吸纳农民就近就地就业,组织富余劳动力前

往发达地区外出务工,让务工收入成为农民增收的稳定来源。

(四)以人才振兴为关键,全面推进乡村振兴

打造一支助推乡村振兴的优秀人才队伍。一是强化乡村教育投入,优化教育资源配置,加大乡村教师招聘力度,提高教师待遇,全面提升乡村师资力量;二是注重人才兴农,着力扶持培养一批农村科技人才、专家学者、能工巧匠、城市精英等,培育掌握先进农业生产技术,善于从事农产品经营的新型职业农民,推动乡村振兴。

(五)生态宜居持续发力,增加农民获得感

持续注重乡村振兴战略总要求中的生态宜居方面,进一步提升美丽乡村建设,让乡村宜居宜业。农村基础设施建设相对滞后,污水、垃圾、畜禽粪便处理不到位,造成水体污染;环境监管基础薄弱,还有不少“散乱污”企业隐藏在乡村;化肥、农药过度施用,造成土壤污染;同时,乡村居民的生态环境意识有待提高,生产生活方式需要改变。推进乡村生态宜居还需要持续发力,切实改善农村的生产生活条件,建设人与自然和谐共生的美丽宜居乡村。◆

参考文献:

- [1]张艳萍.乡村振兴战略下中国城乡关系的重构[J].农业经济,2018(12):68-70.
- [2]陈丽莎.论新型城镇化战略对实现乡村振兴战略的带动作用[J].云南社会科学,2018(6):97-102.
- [3]高菲菲.乡村振兴视域下山东省沿海地区农民获得感现状及提升对策研究[D].烟台:烟台大学,2019.
- [4]葛笑如,刘硕.十九大以来的乡村振兴研究文献综述[J].山西农业大学学报(社会科学版),2018,18(1):1-8.
- [5]罗其友,伦闰琪,杨亚东,等.我国乡村振兴若干问题思考[J].中国农业资源与区划,2019,40(2):1-7.
- [6]张月瀛.乡村振兴战略背景下农村集体经济发展路径思考[J].商业经济,2018(12):107-109.
- [7]谭金芳,张朝阳,孙育峰,等.乡村振兴战略背景下人才战略的理论内涵和制度构建[J].中国农业教育,2018(6):17-22+93.
- [8]张海鹏,郜亮亮,闫坤.乡村振兴战略思想的理论渊源、主要创新和实现路径[J].中国农村经济,2018(11):2-16.

RF-BPNN 模型 在税收预测中的应用研究

陈卓¹ 周彦秋¹ 宁红梅² 邓皓云¹ 凤强¹

(1.广西科技大学理学院,广西柳州 545000;2.大庆市大同区统计局,黑龙江大庆 163000)

摘要: 税收对于平衡财政收支、宏观调控具有十分重要的意义。通过对税收收入的预测和分析,政府部门可以合理制定相关政策和税率,有助于维持国家经济的平稳运行。以广东省为研究对象,采用 LASSO-SVR、RF-SVR、LASSO-BPNN、RF-BPNN 四种组合模型对广东省 2012—2021 年的年税收收入数据进行对比预测。组合模型结合了变量筛选、线性和非线性的特点,简化模型的同时提高了泛化能力。通过数据拟合与模型参数调整,得出在所用的所有模型中,RF-BPNN 模型的精度优于其他模型的结论,为今后的税收预测研究提供了新的思路。

关键词: 税收收入预测;LASSO 算法;随机森林算法;支持向量回归;BP 神经网络

中图分类号:F812.42

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)01-0067-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.01.012

一、引言

税收是国家调控经济最有效又最常用的手段之一,税收收入在保障财政收入、配置基础资源、调整产业结构等方面扮演着重要角色。税收收入预测是以经济的客观规律和相关政策为依据,分析历史税收收入数据和影响税收收入的因素,运用经济学知识和相关预测方法,估计未来特定时期的税收收入,并加以分析^[1]。当前,税收收入预测方向的研究文献较少,且集中在使用单一历史数据对未来进行预测,忽视了影响税收收入的重要因素。因此,对影响税收收入的因素进行分析并预测税收收入具有重大意义。

本文结合已有文献研究,选取广东省作为研究对象,以广东省 2012—2021 年的年度税收收入数据为基准,对影响税收收入的因素进行分析,使用 LASSO 算法以及随机森林算法对收集到的 6 个指标进行筛选,通过组合方式将筛选算法分别与支持向量回归、BP 神经网络进行结合,建立四种税收收入预测模型,在不同模型的预测效果中展开对比研究,以预测结果的误差为判断依据对模型进行评价。

本文的创新点在于,在研究方法方面,通过查阅相关文献,以往研究者使用的方法不外乎是 ARIMA 模型和 GM(1,1)模型等传统时间序列预测模型。本文结合经典统计学和机器学习两个方面,以广东省年度税收收入为研究对象,分析影响税收收入的诸多因素,建立 LASSO-SVR、LASSO-BPNN、RF-SVR 和 RF-BPNN 四种多变量税收收入预测模型。

二、文献综述

税收收入数据具有时序性,加之受到国家经济 and 政策等因素影响,呈现非线性特点。传统的税收收入预测方法主要有多元回归预测、时间序列模型、指数平滑法、灰色理论法等^[2-4]。孙杨(2019)^[5]以重庆市民营经济为研究对象,分析影响税收收入的因素,对变量进行主成分筛选,按不同的税种构建主成分回归的指数平滑模型,采用三次指数平滑对不同税种的数值进行预测分析。随着计算机技术的大放异彩,税收收入预测研究方面出现了很多机器学习的分析预测方法,例如 SVM^[6]、BP 神经网络^[7]、LSTM^[8]等。田永青和杨斌等(2002)^[9]分析影响税收收入的各种因素,通过多次多元

基金项目: 吉林省社会科学基金项目“乡村振兴战略下吉林省异质性农民收入的融合分析及对策研究”(2019c24);广西壮族自治区自然科学基金项目“大数据下超高维复杂数据降维分析的方法、理论与应用”(2020AC19151)。

作者简介: 陈卓(1997—),女,河南开封人,在读硕士,研究方向为应用统计;周彦秋(1984—),男,广西柳州人,博士,副教授,研究方向为应用统计;宁红梅(1979—),女,黑龙江大庆人,统计师,研究方向为应用统计;邓皓云(1997—),男,江西吉安人,在读硕士,研究方向为应用统计;凤强(1992—),男,安徽芜湖人,在读硕士,研究方向为应用统计。

线性拟合,剔除对税收收入影响较小的指标。针对 BP 神经网络存在的局部最优、训练慢效率低等问题,构建基于 RBF 神经网络的税收收入预测模型,对山东省真实数据进行实证分析,证明了该模型的有效性。张吉刚和梁娜(2007)^[10]在总结传统统计量和代数方法的基础上,采用新型 Elman 神经网络,建立反映国内生产总值与税收之间非线性映射关系的税收收入预测模型,以某经济特区的实际数据进行仿真训练,结果表明 Elman 神经网络较传统统计量方法的预测误差精度提高了 4%。张淑娟和邓秀勤等(2017)^[11]考虑影响税收收入的各种线性和非线性因素,使用更为稳定的 LS-SVM 模型对税收收入进行预测,并使用 PSO 算法对 LS-SVM 预测模型的参数 C 和 γ 进行超参数寻优,经过与网格搜索、遗传算法等方法优化的 SVM 相比,证明基于 PSO 算法的 LS-SVM 模型在税收预测上的精确性和稳定性更优。

三、相关理论

(一)影响因素

1. 地区生产总值。地区生产总值是指地区内全部常住单位在一定时期的生产生活的最终成果^[12]。收入法公式为:地区生产总值=L+S+G+Y,其中 L 是劳动报酬;S 是生产税净额;G 是固定资产折旧;Y 是营业盈余。从公式可以看出,税收收入与地区生产总值之间是正相关,税收收入和地区生产总值相互影响。

2. 规模以上工业增加值。规模以上工业增加值是从事工业活动的企业在一定时期内进行生产得到的总值,剔除了生产过程中的消耗与价值转移额,包含增值税部分。收入法公式为:工业增加值=L+S+G+Y,其中 L 是劳动报酬;S 是生产税净额;G 是固定资产折旧;Y 是营业盈余。从公式可以看出,税收收入与规模以上工业增加值之间是正相关,税收收入和规模以上工业增加值相互影响。

3. 金融机构(含外资)本外币存款余额。金融机构本外币存款余额是指截至特定时间点金融机构在人民币和外币商的持有额度。一般来说,存款余额越高,居民用于消费的部分就越少,增值税随之降低,存款余额与税收收入之间呈负相关。

4. 地方一般公共预算收入。地方一般公共预算收入是指一个地区的财政收入上交完省级和中央财政之后,剩余的收入。公式为:地方一般公共预算收入=T+F,其中 T 为各类税收,包括增值税、消费税、进出口税、企业所得税和个人所得税等;F 为非税收收入,包括专项收入、行政事业性收费收入等。该指标和税收

性质较为相似,有密切的关系。

5. 居民消费价格指数。居民消费价格指数是指一定时期内该地区居民在生活中消费和服务支出价格的变动趋势和程度的相对数。公式为:居民消费价格指数=(当前期价格/基期价格)*100%,该指标反映地区的消费水平,消费会产生增值税和消费税。居民消费价格指数上涨,增值税随之增加,两者之间为正相关。

6. 财政支出。财政支出指对筹集而来的资金进行经济建设和其他事项的使用。财政支出源于财政收入,而税收收入作为财政收入的一部分,税收收入会影响到财政支出。反之,财政支出对税收收入也有反作用,倘若财政支出较大,出现财政赤字,会通过增加税收的形式进行财政收入与支出的平衡。

(二)LASSO 算法

LASSO 算法是统计学中一种可以实现变量精简的估计算法。Robert Tibshirani^[13]在 1996 年首次提出 LASSO 算法。该算法是改良的最小二乘法,通过最小化残差的平方和,从而产生系数为 0 的变量并将其剔除,实现降维。

假设存在数据(X,Y),其中 $X=(X_1, X_2, \dots, X_i)$ 是 i 个指标的值,对应的 $Y=(Y_1, Y_2, \dots, Y_j)$ 是 j 个响应变量,将 X 中的数据标准化处理。

$$B_{Lasso} = \arg \min \left\{ \left| Y - \sum_{j=1}^i X_j B_j \right| \right\} \text{ s.t. } \sum_{j=1}^i |B_j| \leq t \quad (1)$$

式中, B_j 为最小二乘估计;t 为调整参数,通过控制调整参数 t 可以实现对总体回归系数的压缩,t 值通过交叉验证法来估计。

上述表达式等价于:

$$B_{Lasso} = \arg \min \left\{ \left| Y - \sum_{j=1}^i X_j B_j \right|^2 + a \sum_{j=1}^i |B_j| \right\} \quad (2)$$

式中,a 是 L_1 正则化参数,a 越大,压缩力度越大。

(三)随机森林算法

随机森林(Random Forest, RF)^[14]于 2001 年提出,一般用于数据分类或回归,其主要思想是从原始数据中采取自助法有放回的采样获得 k 个子集,对每个子集训练出不同的决策树,得到 k 个回归结果,最后对所有组合的结果取平均值。

鉴于随机森林采取有放回采样方式,因此存在部分数据无法参与训练而被浪费,这部分数据被称为袋外数据(Out of Bag, OOB)。随机森林对特征进行评估的步骤如下:

1. 对每一颗决策树,选择相应的袋外数据,计算袋外数据误差,记为 eOOB1。

2. 随机对袋外数据中所有样本的特征 x_i 加入噪声干扰,再次计算袋外数据误差,记为 e_{OOB2} 。

3. 假设森林中有 N 棵树,则特征 x_i 的重要性 $= \sum (e_{OOB2} - e_{OOB1}) / N$ 。

综上,当特征 x_i 加入随机噪声后,袋外数据的准确率大幅度下降,即 e_{OOB2} 增大,说明特征 x_i 对于最终的预测结果有很大影响,进而说明特征 x_i 重要。通过计算每个特征的重要性并排序,得到一个新的特征集,对新的特征集重复上述过程,直到剩下目标特征个数,最后得到各个特征集并计算对应的袋外误差率,选择袋外误差率最低的特征集。

(四) 支持向量回归

支持向量回归(Support Vector Regression, SVR)建立在 SVM 算法基础之上,其不依赖输入数据维度的性质,使其拥有较高的预测精度。通过核函数进行非线性变换,把数据 x_i 映射到高维特征空间,继而在高维特征空间里进行线性回归,寻找能够准确表明 x_i 与 y 存在关系的函数 $f(x_i)^{[15]}$,即 SVR 函数:

$$f(x_i) = w^T x_i + b \quad (3)$$

对于所有落入间隔带 (2ε) 内的数据,不计其误差,不敏感损失函数 ε 的表达式为:

$$\text{Loss}_\varepsilon(f(x_i) - y_i) = \begin{cases} 0, & |f(x_i) - y_i| \leq \varepsilon \\ |f(x_i) - y_i| - \varepsilon, & \text{其他} \end{cases} \quad (4)$$

式中, y_i 为原始数据 x_i 映射到高维特征空间中的代表值。

根据结构风险最小化原则,并引入松弛变量 ξ_i 和 ξ_i^* 得到如下公式:

$$\min \left\{ \frac{1}{2} \|w\|^2 + C \sum_{i=1}^n (\xi_i + \xi_i^*) \right\} \quad \xi_i^*, \xi_i \geq 0, i=1, 2, \dots, n$$

$$\text{s.t. } y_i - w^T \Phi(x) - b \leq \varepsilon + \xi_i^*, -y_i + w^T \Phi(x) + b \leq \varepsilon + \xi_i \quad (5)$$

式中, C 为惩罚参数。

通过引入拉格朗日乘子 a 和 a^* , 将上述问题转化为对偶问题:

$$\begin{aligned} \max = & \sum_{i=1}^n y_i (a_i^* - a_i) - \sum_{i=1}^n (a_i^* - a_i) \varepsilon - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (a_i - a_i^*) (a_i - a_j^*) K(x_i, x_j) \\ \text{s.t. } & \sum_{i=1}^n (a_i - a_i^*) = 0, 0 \leq a_i \leq C, 0 \leq a_i^* \leq C, i=1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (6)$$

式中,当 $a_i - a_i^*$ 非零时,对应的训练样本为支持向量。求解此二次规划问题可求出 a 的值,同时求得 w 的值:

$$w = \sum_{i=2}^n (a_i - a_i^*) \phi(x_i) \quad (7)$$

满足 KKT 条件计算出偏差 b :

$$b = y_i - \varepsilon - \sum_{i=1}^n (a_i - a_i^*) K(x_j, x_i^*) a_i, a_i^* \in [0, C] \quad (8)$$

最后得到回归函数 $f(x)$ 的表达式:

$$f(x) = \sum_{i=1}^n (a_i - a_i^*) K(x_i, x) + b \quad (9)$$

式中, $K(x_i, x)$ 为满足 Mercer 条件的核函数,负责对输入数据进行非线性变换。

SVR 核函数中使用最多的是带有宽度为 σ 的径向基核函数(RBF)。RBF 函数为:

$$f(x_{\text{RBF}}) = \sum_{i=1}^n [(a_i - a_i^*) \times \exp(-\|x_i - x\|^2 / 2\sigma^2)] + b \quad (10)$$

(五) BP 神经网络

BP 神经网络一般由输入层、隐藏层和输出层构成。其中输入层输入 x_i , 隐藏层输出 z_i , 输出层输出 y , 层与层之间为全连接形式,层内的节点互不相连。

BP 神经网络的训练实质是不断调整层与层之间的权值与阈值。首先从输入到输出进行正向传播,计算预测值与实际值的误差;然后进行反向传播,目的是调整权值与阈值,通过多次迭代实现降低误差。其数学形式为:

给定训练集 $D = \{(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_i, y_i)\}$, 其中 $x_i \in \mathbb{R}^n$, 表示具有 n 个指标的输入, $y_i \in \mathbb{R}^m$ 表示 m 维的输出。

设置 BP 神经网络的输入层、隐藏层和输出层分别有 n, q, m 个节点, 隐藏层中第 h 个节点的阈值为 y_h , 则有:

$$\alpha_h = \sum_{i=1}^n v_{ih} x_i \beta_j = \sum_{h=1}^q w_{hj} b_h \quad (11)$$

式中, α_h 是隐藏层第 h 个节点接收的输入; v_{ih} 是输入层第 i 个节点与隐藏层第 h 个节点的连接权重; β_j 是隐藏层第 j 个节点接收的输入; b_h 是隐藏层中第 h 个节点的输出; w_{hj} 是隐藏层第 h 个节点与输出层第 j 个节点的连接权重。

以激活函数 Sigmoid 为例,对 (x_k, y_k) , 设 $\hat{y}^k = (\hat{y}_1^k, \hat{y}_2^k, \dots, \hat{y}_m^k)$ 为网络的实际输出, 则有:

$$\hat{y}_m^k = f(\beta_j - \theta_j) \quad (12)$$

式中, θ_j 表示输出层第 j 个神经元的阈值。

则 (x_k, y_k) 上的均方差 E_k 可以表示为:

$$E_k = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m (\hat{y}_j^k - y_j^k)^2 \quad (13)$$

BP 神经网络在学习过程中,每一次迭代会更新参数,其任意参数 v 的更新式可以表示为:

$$v \leftarrow v + \Delta v \quad (14)$$

设神经网络学习率为 η ($0 < \eta < 1$), 再由一系列的推导公式可得:

$$g_j = \hat{y}_j^k (1 - \hat{y}_j^k) (y_j^k - \hat{y}_j^k) e_h = b_h (1 - b_h) \sum_{j=1}^l w_{hj} g_j \quad (15)$$

最后可得新的权值更新公式:

$$\Delta w_{hj} = \eta g_j b_h \Delta \theta_j = -\eta g_j \Delta v_{ih} = \eta e_h x_i \Delta \gamma_{ih} = -\eta e_h \quad (16)$$

四、实证研究

(一) 数据处理

通过查阅相关文献和资料, 本文选取了税收收入预测中常用的 6 个自变量指标。所有指标的数据来源于《广东统计年鉴》, 选取 2012—2021 年共 10 年的数据。表 1 展示了本文选取的对税收收入有影响的 6 个指标和年度税收收入数据的描述性统计。

表 1 各指标描述表

指标	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
x_1	10	86930.74	22709.001	57067.92	124369.67
x_2	10	30869.07	4377.88	21988.06	37453.05
x_3	10	188873.66	63069.04	105099.55	293169.22
x_4	10	10421.39	2664.18	6228.20	14103.43
x_5	10	102.19	0.75	100.80	103.40
x_6	10	13494.35	3973.84	7387.86	18222.73
y	10	8215.19	1973.59	5073.70	10784.00

表 1 中, x_1 为地区生产总值(亿元), x_2 为规模以上工业增加值(亿元), x_3 为金融机构(含外资)本外币存款余额(亿元), x_4 为地方一般公共预算收入(亿元), x_5 为居民消费价格指数, x_6 为财政支出(亿元), y 为税收收入(亿元)。

通过观察表 1 中各指标的情况, 各指标的单位和数量级并不完全一致, 为了方便变量筛选和模型建立, 规避数据量纲不一致带来的其他影响, 将自变量数据归一化。公式为:

$$x_i' = \frac{x_i - x_{i,\min}}{x_{i,\max} - x_{i,\min}} \quad (17)$$

式中, x_i' 是归一化后的指标数据; x_i 是影响税收收入的指标; $x_{i,\min}$ 是指标的最小值; $x_{i,\max}$ 是指标的最大值。

由于因变量的数量级过大, 本文对因变量数据进行对数处理。公式为:

$$y \rightarrow \ln y \quad (18)$$

式中, $y \rightarrow$ 是对数化后的税收收入数据。

为了评价预测模型的拟合效果, 需要选择合适的评价指标来衡量模型。本文的评估指标为 MAPE、RMSE 和 R^2 , 其公式如式(19)、式(20)和式(21)所示:

$$MAPE = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m \frac{|\bar{y}_t - y_t|}{X_t} \times 100\% \quad (19)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^m (\bar{y}_t - y_t)^2}{m}} \quad (20)$$

$$R^2 = 1 - \frac{(1 - R^2)(n - 1)}{n - p - 1} \quad (21)$$

式中, $\bar{y}_t$ 表示 t 时刻预测的税收收入, y_t 为 t 时刻实际的税收收入, m 表示样本总量, n 为样本量, p 为自变量个数, $n - p - 1$ 是 SSE 的自由度, $n - 1$ 是 SST 的自由度。

(二) 特征筛选

1. LASSO 特征筛选。利用 R 软件对各个变量因子进行 LASSO 降维, 选出对因变量税收收入影响较大的一些因素, 筛选结果如表 2 所示。

表 2 各特征相关系数表

指标	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6
相关系数	0.0000	0.0725	-0.0815	0.2827	0.0141	0.0648

通过相关系数的大小排序, 选取 x_2 、 x_3 、 x_4 、 x_5 、 x_6 几个指标, 由于 x_5 和 x_6 相关系数较小, 故将其剔除, 最后保留了 x_2 规模以上工业增加值、 x_3 金融机构(含外资)本外币存款余额和 x_4 地方一般公共预算收入 3 个指标作为预测模型的解释变量。

2. 随机森林特征筛选。利用 Python 的 Scikit-learn 库对影响税收收入的 6 个因素进行特征降维, 依据重要性排序结果筛选出 3 个特征。经过多次训练, 各特

征重要性排序结果如图 1 所示。

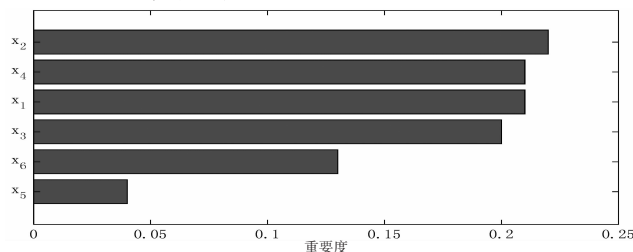


图 1 影响税收收入特征重要性排序

从图 1 可以看出, x_6 的重要程度与前 4 个变量存在较大差异, 为了和 LASSO 算法进行对比, 选择重要程度排序前 3 的 x_2 规模以上工业增加值、 x_4 地方一般公共预算收入和 x_1 地区生产总值这 3 个指标作为预测模型的解释变量。

(三)SVR 预测与评价

通过 LASSO 算法以及随机森林算法对变量进行筛选, 分别将 x_2 、 x_3 、 x_4 以及 x_1 、 x_2 、 x_4 的数据作为 SVR 的输入分别进行训练。设置核函数为径向基核函数, 其表达式如式(10)所示。设置惩罚系数 C 为 1, 当残差小于 0.001 时停止训练。采取五折交叉检验的方式, 将数据集划分为 5 个规模一致的互斥子集, 每次使用 4 个子集作为训练集, 剩下的 1 个子集作为测试集, 进行 5 次轮换训练, 最后将 5 次训练的误差结果取均值作为整个训练过程的误差。

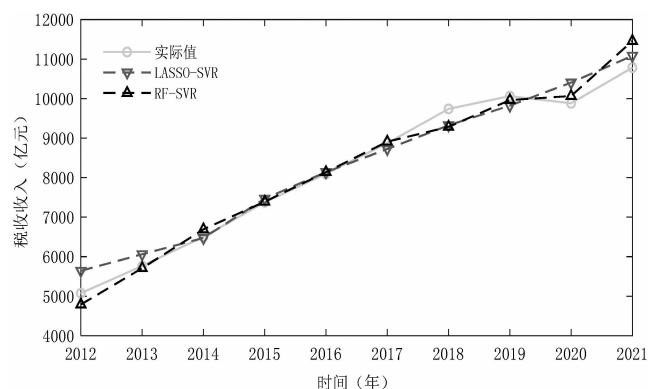


图 2 支持向量回归拟合结果图

从图 2 可以看出, 结合 LASSO 算法和随机森林算法的 SVR 模型在 2014—2017 年表现优异, 重合率较高, 但 2012 年、2013 年、2020 年、2021 年与实际值差异较大。相对来说, RF-SVR 的预测值较 LASSO-SVR 的预测值与实际值更贴近, 说明其预测效果略优于 LASSO-SVR。进一步通过评价指标来量化模型的预测精度, 支持向量回归的评价指标如表 3 所示。

表 3 支持向量回归评价指标

模型	RMSE	MAPE(%)	R^2
LASSO-SVR	248.398	2.456	0.979
RF-SVR	296.665	2.655	0.981

从表 3 可知, LASSO-SVR 和 RF-SVR 的 MAPE 都较小, 说明两个模型在税收收入预测上表现都很好。LASSO-SVR 在 RMSE 和 MAPE 上都优于 RF-SVR, 但是在拟合优度 R^2 上都略逊于 RF-SVR, 综合说明 RF-SVR 的预测误差更小, 精度更高。

(四)BP 神经网络预测与评价

通过 LASSO 算法以及随机森林算法对变量进行筛选, 分别将 x_2 、 x_3 和 x_4 以及 x_1 、 x_2 和 x_4 的数据作为 BP 神经网络的输入进行分别训练。设置输入层神经元为 3 个, 输出层神经元为 1 个; 根据隐藏层计算公式设置隐藏层神经元为 8 个, 学习效率为 0.1%, 激活函数选择 Sigmoid, 对数据进行拟合。图 3 为选取不同特征筛选方法时, BP 神经网络的拟合效果。

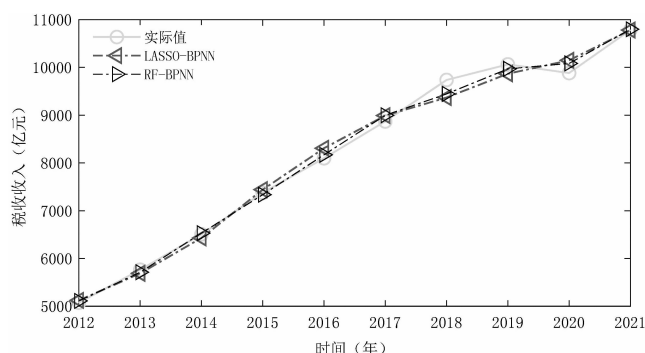


图 3 BP 神经网络拟合结果图

从图 3 可以看出, 结合两种特征筛选算法的 BP 神经网络的拟合效果均较好, 仅在 2018 年出现了较大的预测误差。其中 RF-BPNN 的预测值较 LASSO-BPNN 的预测值与实际值更贴近, 说明其预测效果略优于 LASSO-BPNN。进一步通过评价指标量化模型的预测精度, BP 神经网络的评价指标见表 4。

表 4 BP 神经网络评价指标

模型	RMSE	MAPE(%)	R^2
LASSO-BPNN	179.2467	1.669	0.990
RF-BPNN	127.5913	1.097	0.995

从表 4 可知, LASSO-BPNN 和 RF-BPNN 的 MAPE 都非常小, 说明两个模型在税收收入预测上表现都很好。RF-BPNN 无论是在 RMSE 和 MAPE 上, 还是在拟合优度 R^2 上都略优于 LASSO-BPNN, 说明 RF-BPNN 在税收收入预测中的表现更好。

(五)结果对比

本文在税收收入预测方面选择了多种模型进行预测, 为了实现对税收收入的精准预测, 将不同模型的拟合效果进行对比, 选择效果更好的模型对广东省未来三年的年税收收入进行预测。图 4 是不同预测模型的拟合效果。

从图 4 可以看出, 相对 SVR 来说, BP 神经网络在首尾年份的预测上也表现出较高的精度。在所有拟合曲线中与税收收入实际值曲线贴合最紧密的是

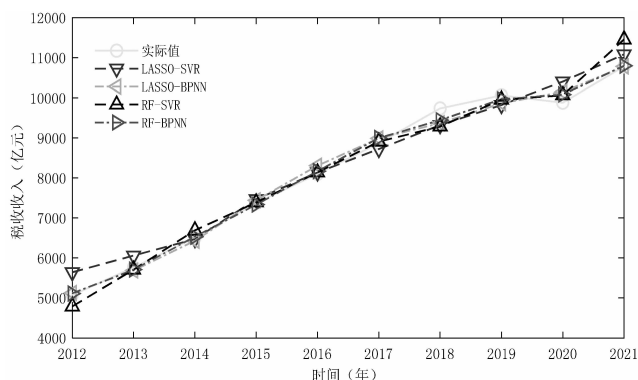


图4 不同模型拟合效果对比图

RF-BPNN,该曲线多次与实际值曲线相交,在2012—2017年时几乎处处重合,说明RF-BPNN组合模型的拟合效果优于其他组合模型。进一步通过评价指标度量模型的预测效果,结果见表5。

表5 不同模型的评价指标

模型	RMSE	MAPE(%)	R ²
LASSO-SVR	248.398	2.456	0.979
RF-SVR	296.665	2.655	0.981
LASSO-BPNN	179.2467	1.669	0.990
RF-BPNN	127.5913	1.097	0.995

从表5可以看出,RF-SVR模型的MAPE为2.655%,在所有模型中最大,说明其预测精度最低。RF-BPNN模型的MAPE为1.097%,在所有模型中最小,说明其预测精度最高。不同特征筛选算法的组合模型存在差异,但总体来说BP神经网络在税收收入预测方面的表现要优于SVR,且在本文中机器学习中的随机森林算法略优于传统的LASSO算法。

五、结论

税收与人们的生产生活息息相关,对税收收入进行预测和分析,有利于为相关部门提供调整税收政策的理论依据。本文从传统统计学方法和机器学习方法入手,采取特征筛选算法对预测模型进行优化,提出四种组合模型对广东省税收收入进行年度预测。结论如下:

1. 本文提出的四种组合模型融入了影响税收收入的多种指标,结合线性和非线性特征来进行税收收入的趋势预测。通过LASSO算法和随机森林算法对指标进行筛选,简化模型结构的同时提高了训练速度和泛化能力。

2. 不同特征筛选算法的组合模型存在差异,但总体来说BP神经网络在税收收入预测方面的表现优于SVR,且机器学习中的随机森林算法略优于传统的

LASSO算法。

3. 在税收收入预测的相关文献中,使用不同特征筛选算法进行组合,进而对税收收入进行预测的较少,本文具有一定的参考意义。◆

参考文献:

- [1]李青,丁源.税收预测体系构建的思考[J].税务研究,2016(6):62-66.
- [2]冷建飞,高旭,朱嘉平.多元线性回归统计预测模型的应用[J].统计与决策,2016(7):82-85.
- [3]张梦瑶,崔晋川.基于时间序列法的国税月度收入预测模型研究[J].系统科学与数学,2008,28(11):1383-1390.
- [4]寇铁军,金双华.灰色系统理论在税收预测中的应用研究[J].数量经济技术经济研究,2001(12):86-89.
- [5]孙杨.基于主成分回归的指数平滑模型的重庆民营经济的税收预测[D].重庆:重庆大学,2019.
- [6]常青,刘强.基于支持向量机的税收预测模型的研究[J].计算机工程与设计,2007(7):1653-1654+1694.
- [7]张绍秋,胡跃明.基于BP神经网络的税收预测模型[J].华南理工大学学报(自然科学版),2006(6):55-58.
- [8]文豪,陈昊.基于LSTM循环神经网络的税收预测[J].计算机科学,2020,47(S2):437-443.
- [9]田永青,杨斌,朱仲英.基于RBF神经网络建立税务预测模型的研究[J].计算机工程,2002(5):22-24+27.
- [10]张吉刚,梁娜.基于Elman神经网络的税收预测模型[J].统计与决策,2007(11):13-14.
- [11]张淑娟,邓秀勤,刘波.基于粒子群优化的最小二乘支持向量机税收预测模型研究[J].计算机科学,2017,44(S1):119-122.
- [12]孙玉栋.影响我国税收收入快速增长的因素及其数量分析[J].经济理论与经济管理,2008(6):31-35.
- [13]TIBSHIRANI R.Regression Shrinkage and Selection via the Lasso[J].Journal of the Royal Statistical Society, 1996,58(1):267-288.
- [14]BREIMAN L.Random Forests[J].Machine Learning, 2001,45(1):5-32.
- [15]SHI W,WANG N,XIN A,et al.Quantifying the Independent Influences of Land Cover and Humidity on Microscale Urban Air Temperature Variation in Hot Summer:Methods of Path Analysis and Genetic SVR[J].Atmosphere,2020,11(12):1377.