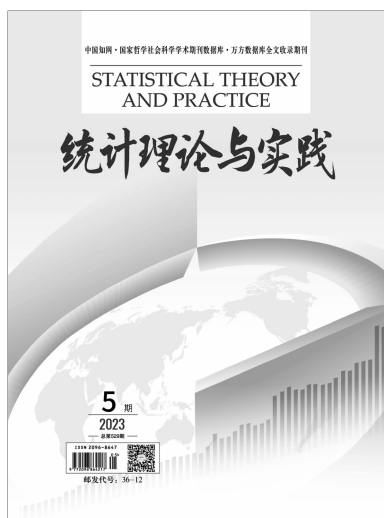




2023年第5期(总第529期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路16号1419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

● 战略研究

- 高质量发展下我国经济增长潜力的统计测度 汪彩玲 杨 群 方 羽 / 3
- 21 世纪世界经济运行回顾与前景展望 李莹莹 赵德友 / 12

● 大数据研究

- 灾难风险尾部指数及资本市场风险规避系数度量
——模型构建及国际比较 袁 靖 高 建 吴文博 / 19

● 区域发展

- 省域综合竞争力评价研究
——以山东省为例 李晓璐 / 28
- 沿黄九省(区)生态共同富裕水平测度与分析 李希亮 郭 辉 / 37

● 产业解读

- 数字农业高质量发展:现状、影响因素及启示 何闪闪 王思秀 / 44
- 河南制造业数字化转型的创新效应研究 丁世豪 祁肖阳 / 51
- 高质量发展视角下文化产业发展的成因探测
——以甘肃省为例 吴旭辉 / 57

● 实践探索

- 我国子女结构对家庭商业养老保险的影响研究
——基于对 26691 户家庭数据的实证分析 彭宇舟 / 62
- 河南省县域财政收入、GDP 与人口的时空耦合性研究 袁 宁 / 67

高质量发展下 我国经济增长潜力的统计测度

汪彩玲¹ 杨群² 方羽³

(1.河南财经政法大学 统计与大数据学院,河南 郑州 450046;2.安阳师范学院 商学院,河南 安阳,455000;
3.中国建设银行 郑州分行,河南 郑州 450012)

摘要:中国经济进入新发展阶段,经济增速明显放缓,从供给侧进行结构性改革迫在眉睫。在当前形势下,测度中国经济增长潜力,并用科学的手段对未来一段时间经济增长速度进行预测,对国家持续发展和政府政策制定具有重要意义。通过选取合适的数据构建生产函数,同时利用 HP 滤波法预测中国 2019—2030 年潜在经济增长率,得出中国经济正处于转型阶段,经济增长速度呈趋势性下降,由高速增长转向中高速增长,逐步迈入新阶段,并对此提出一些政策建议。

关键词:经济增长潜力;生产函数法;HP 滤波法;统计测度

中图分类号:F124.6

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)05-0003-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.05.001

一、引言

从“经济新常态”到“供给侧结构性改革”,再到“高质量发展”,中国经济的增长潜力一直是学者研究的热点问题。新冠疫情给中国经济带来了巨大影响,再一次激起了人们对我国经济增长潜力的讨论。经济增长潜力是判断一个经济体是否健康运行的重要参考指标,对其准确测度可以为政府制定长期经济发展目标提供依据。

经济增长潜力一般是通过测算潜在产出水平、产出缺口和潜在经济增长率三个指标来反映。潜在产出最早由美国经济学家奥肯于 1962 年提出,他将潜在产出定义为“在所有资源被充分利用时,一个经济体所能实现的最大可能产出”。统计部门无法观测到潜在产出和产出缺口,因此,对潜在产出和产出缺口的估算成了众多学者研究的重要课题。长期以来,对我国经济增长潜力的测度涌现出大量有价值的研究成果。从估算方法看,可归纳为四种:(1)统计分解趋势法(张

连成和韩蓓,2009)。该方法采用计量方法对实际产出序列进行分解,不仅操作简单而且数据容易获取,但缺乏经济理论基础,计算结果误差较大。(2)综合估计法。该方法可分为结构向量自回归估计法、多变量动态系统滤波法、动态随机一般均衡法等。该方法既有经济理论基础又有统计分析特性,因此被学者广泛使用。(3)其他变量推算法。该方法估计结果偏差较大。(4)生产函数法(吴国培和王伟斌等,2015)。该方法在经济理论上从供给角度出发,对影响产出的各种生产要素进行分析,包含了解释潜在经济增长的主要因素,是目前国际上最常用的方法,已被国际货币基金组织和各国央行所采用。但该方法也存在以下问题:一是对数据质量要求较高,数据估算问题至今未得到完全解决。二是各要素产出弹性会随着时间推移发生变化,但在估算过程中要假设生产函数弹性固定。三是要估计潜在产出水平,先要估计各生产要素的潜在水平,且要选定合理的生产函数形式。目前各要素潜在

基金项目:河南省重点研发与推广专项(软科学研究)项目“双情叠加背景下数字化赋能河南经济高质量发展路径研究”(222400410121);2022 年河南省本科高校研究性教学示范课程《统计学》;河南省新文科研究与改革实践项目“地方本科院校新商科数字化人才培养路径研究”(2021JGLX088);河南省教育厅人文社会科学研究项目“基于乡村振兴的空心村治理问题研究”(2022-ZDJH-0039)。

作者简介:汪彩玲(1979—),女,河南新郑人,博士,教授,硕士生导师,研究方向为宏观经济统计分析;杨群(1978—),男,河南信阳人,硕士,研究方向为数字赋能与低碳经济;方羽(1997—),女,河南荥阳人,硕士,研究方向为宏观经济统计。

水平的估计存在较大误差。从所利用的数据看,主要有历年 GDP、GDP 增长率、资本存量、人口数、全要素生产率等,这些指标中最难获取的数据是历年资本存量和全要素生产率,需经过相关估算才能得出。综合看,现有文献存在以下不足:一是采用方法未考虑我国经济结构逐渐转变的特征;二是仅考虑资本和劳动力的数量特征,未考虑人力资本的质量,或者仅考虑人力资本,未将其他因素纳入;三是资本存量和全要素生产率的估算存在较强假设,未基于现有实际数据进行较准确的测算。

鉴于现有研究的不足,本文拟同时采用生产函数法和 HP 滤波法对我国潜在产出和潜在经济增长率进行估算。首先,采用最新的估算方法、数据对资本存量和全要素生产率进行重新估算;其次,在生产函数中将人力资本质量纳入并进行相应估算;再次,在我国经济高质量发展的大背景下预测经济增长潜力;最后,得出结论并提出提升我国经济增长潜力的政策建议。

二、模型建立和数据计算

(一)模型建立

柯布-道格拉斯生产函数的基本形式为:

$$Y=A(t)K^{\alpha}L^{\beta}e^{\mu} \quad (1)$$

其中, Y 是实际总产出; $A(t)$ 为全要素生产率; K 是资本投入,一般指固定资产净值; L 是劳动力投入; α 是资本产出弹性; β 是劳动产出弹性; μ 为随机干扰项 ($\mu \leq 1$)。近年由于供给侧结构性改革、日益复杂的国际环境和政策变化等因素影响,我国经济结构正在逐渐发生变化,要素替代弹性不变的假设不符合现实情况。此外,该模型仅考虑资本和劳动力数量两种要素投入,忽略了劳动力质量的变动会给产出带来的影响,因此本文在上述模型的基础上,构建如下生产函数模型:

$$Y_t=A(t)K_t^{\alpha}L_t^{\beta}=A_0e^{r_1t}K_t^{\alpha}(h_tl_t)^{\beta} \quad (2)$$

其中, $\alpha+\beta=1$ ($0<\alpha<1, 0<\beta<1$); A_0 为初始技术水平; $A_0e^{r_1t}$ 表示技术水平逐年变化,且每年的变化率不同; h_t 代表投入劳动力的质量; l_t 代表从业人员; h_tl_t 代表人力资本投入; K_t 为资本投入。

对函数取对数,得:

$$\ln Y_t=\ln A_0+r_1t+\alpha \ln K_t+(1-\alpha) \ln L_t \quad (3)$$

令 $y_t=\ln Y_t$, $c=\ln A_0$, $k_t=\ln K_t$, $l_t=\ln L_t$, 构建状态空间模型如下:

$$y_t=c+r_1t+\alpha k_t+(1-\alpha)l_t+\xi_t \quad (4)$$

状态方程:

$$r_t=\theta r_{t-1}+\omega+\varepsilon_t \quad (5)$$

$$\alpha_t=\lambda \alpha_{t-1}+\phi+\eta_t \quad (6)$$

其中, y_t , k_t , l_t 在模型中称为可观测向量; r_t , α_t 称为状态向量,是不可观测变量。模型中假设两个状态向量符合 AR(1)过程, θ , ω , λ 和 ϕ 分别为相应状态向量的 AR(1)系数, ξ_t , ε_t 和 η_t 均为独立且服从正态分布的随机扰动项。

(二)数据选取

本文用生产函数法对中国经济的潜在产出进行测度,可观测的向量有三个:总产出、资本存量、人力资本质量。本文以 1952 年为基期,总产出数据采用不变价 GDP,资本投入采用资本存量数据。此外,在对人力资本进行测算时,本文不仅包括劳动力的数量还包括劳动力的质量。因此,为保证数据质量,本部分拟重点探讨对资本存量与人力资本存量的测算。

1.资本存量测度

对于资本存量的测度,本文借鉴曾五一和赵昱焜(2019)的估算方法,采用如下公式:

$$K_t=K_{t-1}+I_t-\lambda K_{t-1} \quad (7)$$

其中, K_t 是 t 期末总资本存量, I_t 是第 t 期的资本流量, λ 为全社会固定资产报废率。

对于基期资本存量的确定,贺菊煌(1992)、张军和章元(2003)、文欣(2015)等均采用 1952 年为基期推算历年资本存量,因此本文也选择 1952 年作为基期。对报废率的确定,国内外学者往往主观性较强并存在较大争议,而报废率的变化会使资本存量的计算结果产生较大差异,目前学术界常常用折旧率来代替报废率,曾五一和赵昱焜(2019)指出这种做法并不恰当,理由是折旧是根据固定资产预期使用寿命从营业收入中提取的用于补偿固定资产损耗的价值,折旧率是当期折旧占固定资产原价的比值,报废率则是当期报废的固定资产价值占固定资产原价之比。因此,不能单纯利用折旧率代替报废率。该文根据 2004 年期末总资本存量和 2005—2013 年固定资本形成额数据,利用线性规划工具求解固定资产报废率为 0.0219。本文参考该文确定的报废率数据。关于对历年投资的选取,查阅文献发现有全社会固定资产投资(陈如斌,2016)、资本形成总额、固定资本形成总额(管晓明,2014)以及新增固定资产等不同口径。全社会固定资产投资时间跨度长且各构成部分都有具体数据,但这一指标是我国统计体系中特有的指标,与国际统一的

SNA 体系并不相容,也缺乏相应的价格缩减指数。而固定资本形成总额是以全社会固定资产投资额为基础,通过一定调整计算而得,其更能准确测度我国可再生资本的变动情况。因此,本文选用固定资本形成总额作为当年投资的指标。但由于每年价格不同,需要进行价格指数平减,把名义固定资本形成总额折算成以 1952 年为基期的实际固定资本形成总额。固定资产投资价格指数普遍被认为是最合适的指标,是反映一定时期内固定资产投资额价格变动趋势和变动幅度的相对数,由建筑安装工程投资完成额,设备、工器具购置投资完成额,其他费用投资完成额三部分组成,分为固定资本流量价格指数和固定资本存量价格指数。参考曾五一和赵昱焜(2019)的做法,固定资本流量价格指数来自《中国统计年鉴》的固定资产投资价格指数。固定资本存量价格指数采用按历史价格计算的前 15 年固定资本形成合计与按不变价格计算的前 15 年固定资本形成合计。

2. 人力资本存量确定

对于人力资本存量的确定,目前有三种测算方法:一是直接使用统计部门公布的劳动人口数量,如郭庆旺和贾俊雪(2004);二是用劳动人口与人均受教育年限的乘积来计算,如张林(2013);三是以货币单位测算人力资本数量的基准水平。第一种方法不能反映人力资本质量,第二种方法的测算结果纳入生产函数时与其他经济变量量纲无法协调。因此,本文采用第三种方法测算人力资本存量。

设个体经济人消费者的预期终生效用最大化的动态规划问题如下:

$$\max_{\{K_t, C_t, H_t\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t \left[\frac{C_t^{1-\theta} - 1}{1-\theta} - \frac{H_t^{1-\eta} - 1}{1-\eta} \right] \quad (8)$$

其中, K_t 为第 t 期期初的物质资本存量, C_t 为第 t 期的消费数量, H_t 为第 t 期期初的人力资本数量, β 为贴现因子。消费者既有物质资本,也有人力资本,价格水平设为 1,预算约束条件为:

$$C_t + S_t \leq W_t H_t + R_t K_t \quad (9)$$

其中, S_t 为第 t 期的储蓄, W_t 为第 t 期的人力资本租金率, R_t 为第 t 期的物质资本租金率,各生产要素按其边际产品得到报酬。

全要素生产率服从一阶自回归过程,给定初期的物质资本存量和适当的横截条件,实现竞争型均衡时,根据库恩-塔克定理和消费者效用最大化问题的贝尔曼方程,根据理论模型的对数线性系统及前文各式得出全要素生产率测算方程为:

$$Z_{t+1} = (\bar{Z})^\alpha \left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t} \right)^{\frac{1}{\alpha}} (H_{t+1})^{\alpha-1} (Y_{t+1})^{1-\alpha} \quad (10)$$

3. 产出的确定

对于产出的确定,一般采用国内生产总值或者人均国内生产总值,本文选取国内生产总值作为产出的衡量指标。由于 2020 年的《中国统计年鉴》只公布了名义 GDP,为保证与固定资产投资价格指数的基期一致,故调整为以 1952 年为基期。通过选取国内生产总值指数,根据 1952 年的国内生产总值为 679 亿元,可以计算得到 1978—2019 年中国各年不变价 GDP。不变价 GDP 是根据 1952 年现价 GDP 乘以历年 GDP 指数推算而得,计算公式为:

第 n 年的不变价 GDP = 1952 年的 GDP $\times$ 第 n 年的 GDP 指数(以 1952 年为基期)

三、1978—2019 年中国潜在产出测算

在建立模型确立各项指标并对数据选取和计算后,通过所选取的 1978—2019 年相关指标数据,结合上文所构建的模型,利用已知数据测算资本产出弹性、劳动产出弹性、全要素生产率及潜在产出和产出缺口。

(一)对劳动产出弹性和资本产出弹性的估计

由于状态空间模型需要满足变量平稳或协整的条件,本文对取对数后的数据进行平稳性检验。先进行 ADF 单位根检验,发现所给各变量数据满足二阶单整,经过单个变量的平稳性检验,将同阶单整的变量进行协整检验,协整检验结果见表 1。

表 1 协整检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.5321	50.7530	29.7971	0.0001
At most 1	0.3856	21.1360	15.4947	0.0063
At most 2	0.0534	2.1399	3.8415	0.1435

在 5% 的显著性水平下,没有协整方程的 p 值小于 0.05,所以拒绝原假设,表明存在协整关系。原假设最多存在一个,存在两个协整方程的 p 值都大于 0.05,不拒绝原假设,可以认为序列存在协整关系。

本文通过二阶差分序列,在状态空间模型中,通过

联立量测方程和状态方程进行模型参数估计,结果如表 2 所示。可以得出资本的产出弹性 $\alpha=0.4051$,于是劳动的产出弹性为 0.5949,且可变参数的均方差都很小,统计检验结果显著,模型估计效果较好,量测方程与状态方程的 p 值都接近于 0,因此模型拟合较好。

表 2 模型参数估计结果

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-3.0160	0.1449	-20.8128	0.0000
C(2)	-6.2709	0.2509	-24.9908	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	0.0307	0.0003	88.8652	0.0000
SV2	0.4051	0.0039	104.5353	0.0000
Log likelihood	43.8348	Akaike info criterion		-2.0407
Parameters	2	Schwarz criterion		-1.9571
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.		-2.0103

(二)对全要素生产率的估计

经过上文对资本和劳动力产出弹性的估计,本文利用公式,把相关数据代入其中,可以算出每年的全

要素生产率(TFP)水平。经过计算得到 1978—2018 年中国的 TFP,进而采用 HP 滤波法,求出潜在 TFP,计算结果见表 3。

表 3 1978—2018 年中国全要素生产率的估计

年份	实际 TFP	潜在 TFP	年份	实际 TFP	潜在 TFP	年份	实际 TFP	潜在 TFP
1978	0.0534	0.0506	1992	0.0746	0.0772	2006	0.1229	0.1227
1979	0.0540	0.0520	1993	0.0799	0.0798	2007	0.1315	0.1267
1980	0.0532	0.0534	1994	0.0847	0.0826	2008	0.1347	0.1306
1981	0.0522	0.0550	1995	0.0882	0.0854	2009	0.1394	0.1343
1982	0.0531	0.0566	1996	0.0909	0.0882	2010	0.1414	0.1377
1983	0.0555	0.0584	1997	0.0933	0.0910	2011	0.1417	0.1410
1984	0.0601	0.0603	1998	0.0945	0.0939	2012	0.1439	0.1441
1985	0.0643	0.0623	1999	0.0960	0.0969	2013	0.1461	0.1472
1986	0.0661	0.0643	2000	0.0985	0.1001	2014	0.1466	0.1504
1987	0.0696	0.0664	2001	0.1009	0.1034	2015	0.1491	0.1536
1988	0.0729	0.0684	2002	0.1042	0.1069	2016	0.1505	0.1570
1989	0.0726	0.0704	2003	0.1079	0.1106	2017	0.1640	0.1606
1990	0.0664	0.0725	2004	0.1115	0.1145	2018	0.1687	0.1641
1991	0.0691	0.0747	2005	0.1164	0.1186			

从表 3 可以看出 1978—2018 年中国全要素生产率随时间的变化情况,可以看出中国 TFP 总体呈上升趋势,且实际 TFP 围绕潜在 TFP 上下波动。说明我国全要素生产率水平及科学技术水平在不断提高,资源开发利用效率改善,规模效应不断扩大,但也可以看出我国 TFP 值依旧较小,目前经济增长方式还是以投入型为主,应调整经济结构,促进技术进步。

(三)各要素增长率及对中国经济增长的贡献

上文采用 1978—2018 年的相关数据,构建了状态回归方程,并估算了相关系数。

$$GY=GA+\alpha GK+\beta GL \quad (11)$$

其中,GY 为 GDP 的增长率,GA 为全要素生产率增长率,GL 为劳动增长率,GK 为资本增长率, α 资本弹性, β 为劳动力弹性。在公式(11)的基础上计算各要素增长率和贡献率。

表 4 1979—2018 年中国各要素增长率

单位:%

年份	GDP 增长率	资本增长率	劳动增长率	年份	GDP 增长率	资本增长率	劳动增长率
1979	7.6	9.2	4.6	1999	7.7	10.9	2.8
1980	7.8	8.8	9.5	2000	8.5	10.5	2.7
1981	5.1	7.4	7.0	2001	8.3	10.8	2.3
1982	9.0	8.7	6.1	2002	9.1	11.4	2.1
1983	10.8	9.1	4.2	2003	10.0	12.6	2.0
1984	15.2	9.7	4.0	2004	10.1	13.6	2.0
1985	13.4	10.3	3.3	2005	11.4	13.9	2.2
1986	8.9	10.2	3.0	2006	12.7	13.8	2.1
1987	11.7	10.5	3.2	2007	14.2	13.8	2.1
1988	11.2	10.7	3.1	2008	9.7	16.6	1.2
1989	4.2	7.5	2.9	2009	9.4	11.6	1.8
1990	3.9	6.2	19.0	2010	10.6	14.9	5.2
1991	9.3	7.4	3.5	2011	9.6	14.4	6.1
1992	14.2	9.7	3.2	2012	7.9	14.0	1.3
1993	13.9	11.6	3.0	2013	7.8	12.2	2.3
1994	13.0	12.2	2.9	2014	7.3	13.9	2.4
1995	11.0	12.3	3.0	2015	6.9	11.8	0.8
1996	9.9	12.3	2.9	2016	6.7	11.1	2.2
1997	9.2	11.7	2.9	2017	6.8	10.2	-9.5
1998	7.8	12.0	2.9	2018	6.6	9.4	-0.1

表 5 1979—2018 年中国劳动要素和资本要素对经济增长的贡献率

单位:%

年份	各要素对经济的贡献率		年份	各要素对经济的贡献率		年份	各要素对经济的贡献率	
	劳动	资本		劳动	资本		劳动	资本
1979	36.1	49.0	1993	12.8	33.8	2007	8.9	39.5
1980	72.7	45.7	1994	13.0	38.1	2008	7.2	69.3
1981	82.1	59.1	1995	16.0	45.1	2009	11.2	50.1
1982	40.0	39.2	1996	17.2	50.5	2010	29.2	57.1
1983	23.0	34.1	1997	18.7	51.4	2011	37.7	60.9
1984	15.6	25.8	1998	22.4	62.0	2012	10.1	71.5
1985	14.7	31.2	1999	21.8	57.3	2013	17.2	63.5
1986	20.1	46.4	2000	18.6	49.9	2014	19.5	77.1
1987	16.3	36.2	2001	16.2	52.9	2015	6.5	69.4
1988	16.4	38.8	2002	13.4	50.6	2016	19.4	67.0
1989	40.5	72.6	2003	12.0	50.8	2017	-83.0	60.7
1990	289.6	64.6	2004	11.9	54.5	2018	-0.8	57.9
1991	22.1	32.0	2005	11.2	49.5			
1992	13.2	27.5	2006	9.9	44.1			

从表 4、表 5 可看出 1978—2018 年各要素增长率及其经济增长的贡献率。从不变价 GDP 增长率可看出,中国经济增长呈现不平稳的波动趋势。1979—1990

年经济增速的变动较大,说明这一时期我国的经济展不稳定,1978 年我国实行了改革开放重大战略,1982 年我国实施了家庭联产承包责任制,在这一时间

段,政策对经济发展起到了较为重要的作用;1991—2007年,中国经济增长率经历了先上升后下降再上升的过程,但增长率均超过7%,峰值达到14%以上,说明这一时期中国经济发展呈现较高速增长局面,但不够稳定;2008年全球爆发经济危机,虽然增长率有小幅下降,但我国整体经济发展态势良好;2012—2018年,经济增速明显下降,说明我国经济逐渐步入新阶段,由高速增长阶段转向高质量发展阶段,经济增速减缓在所难免。从劳动增长率和资本增长率看,两者都呈现不断波动的趋势,资本增长率波动幅度较小,劳动增长率的波动幅度较大,同时,近年出现小幅负增长的情况,需要引起重视。

(四)对潜在GDP、GDP缺口的测算

本文选取1978—2018年的相关数据,构建状态回

归生产函数,求出了相关要素的产出弹性,并采用HP滤波法计算出潜在TFP及潜在就业,而通常认为潜在资本投入就是实际资本存量。本文将这些指标代入方程,以此推算出潜在产出。通过计算出的潜在产出可以计算产出缺口及产出缺口率,计算方法如下:

产出缺口 = 实际产出 - 潜在产出

产出缺口率 = 产出缺口 / 潜在产出

产出缺口为负,表明实际经济发展水平低于潜在经济发展水平,在经济发展中各种要素没有被有效利用,会造成非自愿失业,严重时会引起很多社会问题,造成社会不稳定。产出缺口为正时,说明实际经济发展水平高于潜在经济发展水平,各种要素资源使用过度,会导致要素价格上涨,最终导致社会出现通货膨胀。

表6 1978—2018年中国产出缺口、缺口率

年份	实际产出 (亿元)	潜在产出 (亿元)	产出缺口 (亿元)	产出缺口率 (%)	年份	实际产出 (亿元)	潜在产出 (亿元)	产出缺口 (亿元)	产出缺口率 (%)
1978	3201.5	2919.6	281.9	9.7	1999	22405.8	22024.6	381.2	1.7
1979	3444.9	3277.5	167.4	5.1	2000	24310.3	24210.6	99.7	0.4
1980	3713.6	3651.3	62.2	1.7	2001	26328.0	26672.4	-344.4	-1.3
1981	3902.9	4047.0	-144.0	-3.6	2002	28723.9	29459.0	-735.1	-2.5
1982	4254.2	4472.0	-217.8	-4.9	2003	31596.2	32615.4	-1019.1	-3.1
1983	4713.7	4933.1	-219.4	-4.5	2004	34787.5	36177.6	-1390.2	-3.8
1984	5430.1	5435.5	-5.3	-0.1	2005	38753.2	40169.2	-1415.9	-3.5
1985	6157.8	5981.6	176.2	3.0	2006	43674.9	44593.3	-918.4	-2.1
1986	6705.8	6573.7	132.1	2.0	2007	49876.7	49430.3	446.4	0.9
1987	7490.4	7215.3	275.1	3.8	2008	54714.8	54639.7	75.1	0.1
1988	8329.3	7911.1	418.2	5.3	2009	59858.0	60175.4	-317.5	-0.5
1989	8679.2	8669.1	10.1	0.1	2010	66202.9	65985.3	217.6	0.3
1990	9017.7	9502.7	-485.1	-5.1	2011	72558.4	72011.7	546.7	0.8
1991	9856.3	10427.8	-571.5	-5.5	2012	78290.5	78200.7	89.8	0.1
1992	11255.9	11456.0	-200.1	-1.8	2013	84397.2	84508.2	-111.1	-0.1
1993	12820.5	12593.6	226.9	1.8	2014	90558.1	90901.8	-343.7	-0.4
1994	14487.1	13842.4	644.7	4.7	2015	96806.7	97359.7	-553.0	-0.6
1995	16080.7	15204.8	875.9	5.8	2016	103292.7	103866.4	-573.7	-0.6
1996	17672.7	16686.0	986.7	5.9	2017	110316.6	110411.6	-95.0	-0.1
1997	19298.6	18299.6	998.9	5.5	2018	117597.5	116988.0	609.5	0.5
1998	20803.9	20068.3	735.6	3.7					

从表6可以看到1978—2018年中国的实际产出、潜在产出、产出缺口、产出缺口率。可以看出产出缺口、产出缺口率呈现一定的波动周期,1978—1980年产出缺口为正值,实际产出大于潜在产出;1981—1984

年产出缺口为负值,年平均产出缺口率为-3.2%;1985—1989年产出缺口为正值;1990—1992年产出缺口为负值,年平均产出缺口率为-4.1%;1993—2000年产出缺口为正值;2001—2006年期间,产出缺口皆

为负值,且产出缺口率绝对值较上一个阶段有所下降;2007—2012年,除2009年外,产出缺口均为正值;2013—2017年产出缺口皆为负值;2018年产出缺口为正值。总体看,产出缺口率呈现正负交替状况,每个周期都有增长的趋势,且产出缺口为正值次数大致等同于负值次数。

四、2019—2030年中国经济增长潜力预测

未来中国的经济发展,机遇与挑战并存。中国的人口红利正在逐渐减小,人口老龄化问题愈加凸显,不能再遵循之前依靠廉价劳动力的发展方式,需要加大教育投入和人才培养,提高整体劳动力质量。产业结构已经发生了明显变化,2018年第二产业占GDP的比重持续下降至40.7%,2015年第三产业占GDP的比重首次超过第二产业后,2018年进一步上升到52.2%,根据各国发展经验和现阶段国情,服务业比重将进一步上升。资本投入对于我国经济发展的贡献份额依旧较大,需要进一步优化资源配置。我国如今的全要素生产率水平仍旧不高,其对经济增长的贡献份额有较大上升空间,技术对经济发展具有较大拉动作用。新常态下,中国经济增速是“换挡”而不是“失速”,只是适当降速,保持在中高速、高质量发展水平。

(一)基于生产函数法的测算

通过上文对1978—2018年我国相关已知数据的整理计算,构建了柯布—道格拉斯状态生产函数模型,以此测算出了我国的劳动力产出弹性、资本产出弹性,以及各要素的增长速度及对经济的贡献份额。本部分将结合现阶段中国经济实际情况和上部分求出的模型和相关数据,分别对其变动趋势以及对潜在经济增长的影响进行分析,在此基础上初步预测了2019—2030年中国经济的潜在增长率。

要对中国潜在经济增长率进行测算,需要知道资本存量增长率、人力资本存量增长率以及全要素生产率增长率。对于这些增长率的估算,本部分根据中国现阶段的经济形势,以及这些指标的历史数据,估算出合理的增长率,进而估算出潜在经济增长率。潜在经济增速的计算公式为:

$$g_t = g_{\text{TFP}} + \alpha_1 \times g_{k_t} + \beta_1 \times g_{l_t} \quad (12)$$

其中, g_{TFP} 、 g_{k_t} 、 g_{l_t} 分别为全要素生产率、资本存量、劳动力对应年份的增长速度, α_1 和 β_1 为资本和劳动的产出弹性。

根据1978—2018年中国劳动与资本增速历史数据,可以清晰看出资本的增速大于劳动力增速,资本的波动变化相对较为明显。从资本增速看,以按1952年为基期价格计算的资本存量变动,可以看出1979—1990年资本存量的增长率呈先下降后上升的趋势,其平均增长率为9.03%;1991—2000年的平均增长率进一步上升到10.45%,其中1991—1995年增长率缓慢回升,之后保持相对稳定;2001—2018年增长率先升后降,为了应对国际金融危机的不良影响,政府在2008年底推出4万亿投资计划,同时为了扩大内需而采取一系列的刺激措施,使2008年的资本存量增速达到近年来较高水平,不过从2010年开始呈下降趋势,由14.93%下降到2018年的9.43%。1979—2018年我国资本存量平均增长率为11.22%。因此在2019—2030年,我国资本存量增速应有所下降,但平均资本存量增速仍有望保持在10%左右,我们假设资本存量的增速将以每年0.1%的速度递减。

从劳动力增速看,由于我们国家长年实施的计划生育政策,致使人口增长缓慢,老年人口增多,人口老龄化严重,人口抚养比加重,劳动力增速缓慢,近些年劳动力的平均增速基本保持2%左右,虽然从2016年起国家逐步放开二胎政策,但根据我国现阶段实际情况,劳动力增速不会有太大变化,2019—2030年应保持每年2%的增速。

从全要素生产率增长率看,改革开放前期全要素生产率增速波动较为剧烈,而近年来增速基本趋于稳定,2011—2018年平均增速为2.26%,于是在现有政策下我们估计2019—2030年全要素生产率增长率以每年0.05%的速度递增。

本文构建模型的劳动产出弹性为0.5949,由于国家科教兴国、人才强国战略的支撑,将加大对人才的培养和教育的投入,因此劳动产出弹性将以每年0.001的速度递增,而资本产出弹性将会反方向发展。

本文根据对中国经济形势的预判以及对1978—2018年历史数据的分析,对2019—2030年各要素增速变动的推算以及资本与劳动产出弹性进行假设,预测出中国潜在经济增长率。从预测的潜在经济增长率可以看出,2019—2030年平均潜在经济增长率将在7%左右,并呈现稳步下降的趋势。

表 7 2019—2030 年中国潜在经济增长率

年份	资本增速(%)	劳动力增速(%)	TFP 增速(%)	资本产出弹性	劳动产出弹性	潜在经济增长率(%)
2019	9.3	2.0	2.8	40.4	59.6	7.7
2020	9.2	2.0	2.7	40.3	59.7	7.7
2021	9.1	2.0	2.7	40.2	59.8	7.6
2022	9.0	2.0	2.6	40.1	59.9	7.5
2023	8.9	2.0	2.6	40.0	60.0	7.4
2024	8.8	2.0	2.5	39.9	60.1	7.3
2025	8.7	2.0	2.5	39.8	60.2	7.2
2026	8.6	2.0	2.4	39.7	60.3	7.1
2027	8.5	2.0	2.4	39.6	60.4	7.0
2028	8.4	2.0	2.3	39.5	60.5	6.9
2029	8.3	2.0	2.3	39.4	60.6	6.8
2030	8.2	2.0	2.2	39.3	60.7	6.7

(二)基于 HP 滤波法的测算

本部分利用 HP 滤波法结合时间序列分析预测 2019—2030 年的潜在经济增长情况,使用 HP 滤波法的一个重要问题是平滑参数的取值,不同的取值形成不同的滤波器,决定了不同的周期方式和平滑度。在处理年度数据时,有两个比较常用的平滑参数,一个为 100,另一个为 6.25,平滑参数取 6.25 时的 HP 滤波器能更好地捕捉潜在产出的波动特点。我国经济进入新常态,产业结构发生变动,故平滑参数应采用 6.25 的滤波器的估算结果。

选取平滑参数为 100 时,分解出潜在经济增长率。对分解出的潜在经济增长率进行分析,趋势图如图 1 所示。可以观察到该时间序列的长期趋势基本有明显的波动趋势,但无明显的周期波动特征。

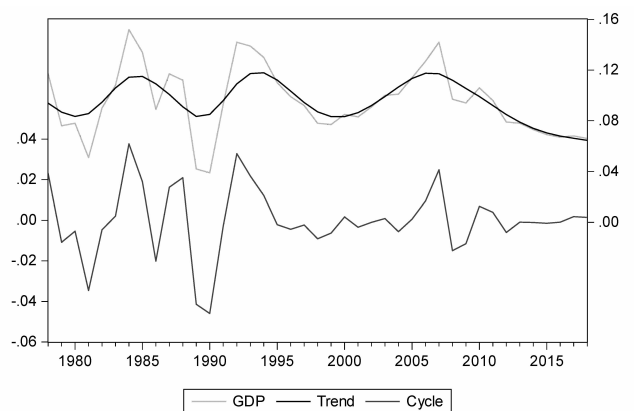


图 1 HP 滤波法趋势图($\lambda=6.25$)

然后,对潜在经济增长率进行单位根检验,发现该序列存在单位根,故对该序列进行一阶差分处理,而后进行 ADF 检验,此时序列平稳。

表 8 ARIMA(2,1,1)模型输出结果

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.4693	0.0918	16.0024	0.0000
AR(2)	-0.8309	0.0903	-9.2001	0.0000
MA(1)	0.7744	0.0977	7.9269	0.0000
R-squared	0.9631	Mean dependent var		-0.0005
Adjusted R-squared	0.9610	S.D. dependent var		0.0067
S.E. of regression	0.0013	Akaike info criterion		-10.3432
Sum squared resid	0.0001	Schwarz criterion		-10.2139
Log likelihood	199.5204	Hannan-Quinn criter.		-10.2972
Durbin-Watson stat	1.8518			

参考自相关和偏自相关系数相关图形以及模型 AIC 和 SC 数据值,选取 ARIMA (2,1,1)模型并拟合。可以看出在 5%的显著性水平下拒绝原假设,p 值接近于 0,说明参数显著。 R^2 和调整后 R^2 都在 90%以上,且

AIC 与 SC 值都相对较小。观察残差的序列相关图,自相关和偏自相关系数都在置信区间里面,说明模型的残差不存在序列相关。综上所述,ARIMA (2,1,1)模型拟合效果较好。

接下来,根据模型对 2019—2030 年的经济增长率进行预测,同时与上文生产函数法潜在经济增长率预测结果进行对比,结果如表 9 所示。

表 9 2019—2030 年中国潜在经济增长率

年份	HP 滤波法经济增长率(%)	生产函数法潜在经济增长率(%)
2019	6.5	7.7
2020	6.4	7.7
2021	6.4	7.6
2022	6.5	7.5
2023	6.6	7.4
2024	6.6	7.3
2025	6.7	7.2
2026	6.7	7.1
2027	6.6	7.0
2028	6.6	6.9
2029	6.5	6.8
2030	6.5	6.7

通过表 9 可以看出 HP 滤波法对中国潜在经济增长速度预测呈先增后减趋势,生产函数法对中国潜在经济增长速度预测基本呈现直线下降趋势,但两者都基本稳定在 6%—7% 之间。

五、结论与建议

本文基于生产函数法和 HP 滤波法对中国经济发展近况以及未来经济发展的态势做了测度分析。经过改革开放 40 余年的发展,现阶段中国经济正处于转型阶段,经济增长速度呈趋势性下降,由高速增长转向中高速增长,逐步迈入新阶段。造成经济增速下降的原因是复杂的、长期的,从供给侧看:劳动力成本上升,人口红利不断减弱,投资收益率下降带来的投资不足,全要素生产率对经济的贡献不高,意味着中国经济难以保持过去的高速增长,以往粗放型的经济高速增长模式具有不可持续性。因此,提出以下政策建议:

1. 劳动力在经济中占有很重要的地位,其对潜在增长率的影响体现在劳动力数量和劳动力质量两方面。今后,要继续推进“三孩政策”,进一步提高年轻人的生育意愿,抑制老龄化趋势,改善人口结构,促进人口长期均衡发展,增加劳动力的供给。同时,要继续加大对教育的投入力度,贯彻实施科教兴国战略,深化教育体制改革,促进教育公平与教育普及,大力提高劳动力质量,创造新的人口红利,建设人才强国和人力资源强国。

2. 创新驱动发展是中国面向未来的重大战略方

针,要加快完善创新制度体系,为技术进步提供制度保障,着力构建以企业为主体、市场为导向、产学研相结合的国家创新体系,全面提高全要素生产率。技术的创新和推广对经济增长起着重要的促进作用,要增强自主创新能力,提高科技成果转化率。一旦技术应用出现瓶颈,经济发展就很容易停滞,引进国外技术无法从根本上解决自主创新能力不足的问题。所以政府应出台相应政策,鼓励企业尤其是高新技术企业增加研发投入,提高企业的技术创新能力和核心竞争力。

3. 要继续贯彻落实供给侧结构性改革,提高劳动、资本、技术等生产要素的配置效率,对生产要素不断优化,显著促进经济增长,有效提高经济潜在增长率。要大力发展知识密集型的战略性新兴产业,如新能源、高端装备制造和新材料,这些产业发展潜能巨大,资源消耗少,综合效益强,对技术和知识要素的依赖远超其他生产要素,可以对经济发展做出重大贡献,对带动经济社会进步、提升综合国力具有重要促进作用。◆

参考文献:

- [1]张连城,韩蓓.中国潜在经济增长率分析:HP 滤波平滑参数的选择及应用[J].经济与管理研究,2009(3):22-28+86.
- [2]吴国培,王伟斌,张习宁.新常态下的中国经济增长潜力分析[J].金融研究,2015(8):46-63.
- [3]曾五一,赵昱焜.关于中国总固定资本存量数据的重新估算[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2019(2):49-59.
- [4]贺菊煌.我国资产的估算[J].数量经济技术经济研究,1992(8):24-27.
- [5]张军,章元.对中国资本存量 K 的再估计[J].经济研究,2003(7):35-43+90.
- [6]文欣.测算我国 1952 年—2013 年潜在经济增长率:基于生产函数法[J].商场现代化,2015(13):277-279.
- [7]陈如斌.中国潜在产出增长率变动原因分析[D].广州:华南理工大学,2016.
- [8]管晓明.结构转型与中国潜在增长率变动分析[J].金融理论与实践,2014(4):35-41.
- [9]郭庆旺,贾俊雪.中国潜在产出与产出缺口的估算[J].经济研究,2004(5):31-39.
- [10]张林.中国潜在 GDP 增长率的测算[D].广州:华南理工大学,2013.

21 世纪世界经济运行回顾与前景展望

李莹莹¹ 赵德友²

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

摘要:21 世纪以来,世界经济由传统的工业经济向知识经济转变,以互联网为核心的信息技术革命赋予了世界经济许多新特征,叠加全球金融危机、新冠疫情冲击及俄乌冲突影响,世界经济形势发生新变化。回顾并分析 21 世纪世界经济运行态势,并对未来经济发展前景进行预测和展望,有助于更好地把握经济运行特点和规律,为经济长期向好发展奠定坚实基础。

关键词:世界经济;GDP;人均 GNI;贸易;投资

中图分类号:F113

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)05-0012-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.05.002

一、引言

21 世纪至今的二十余年,世界经济格局的部分发展脉络已日渐清晰。肇始于美国华尔街的全球金融危机表明,西方的经济和金融体系不仅不足以成为统一全球的范式,而且具有重大的内在缺陷。而广大新兴市场和发展中经济体,选择适合各自国情的发展方式,较好地应对了危机的冲击,成为推动世界经济复苏的积极力量。

21 世纪第一个十年,没有大规模战乱和自然灾害侵袭,世界经济虽然明礁暗流不断,甚至遭遇美国互联网泡沫破裂和金融海啸两场危机的惊涛骇浪,但总体保持增长,全球总产出增加,国际贸易扩大,国际产业分工合作不断深化,全球化和区域化不断向纵深发展。

21 世纪第二个十年,全球经济面临众多突发事件的威胁和冲击。大宗商品价格波动、中美贸易摩擦、新冠疫情等都对世界经济造成了重大影响。世界经济由平稳增长突变为显著的负增长,呈现“三高一低”格局,全球供应链、产业链运行不稳不畅,世界经济复苏面临挑战。

历史长河时而风平浪静,时而波涛汹涌,但总会奔涌向前。站在历史前进的十字路口,世界各国必须共同凝聚促进发展的国际共识,在效益、安全和韧劲平衡中寻找多边供应方案,培育全球发展新动能,构建全球发展伙伴关系,共创普惠平衡、协调包容、合作共赢、共同繁荣的发展格局,推动世界经济早日走出危机阴影,让发展成果更多更公平地惠及各国人民。

二、世界经济运行回顾

选取世界 GDP、人均 GNI、货物和服务贸易进出口总额、外商直接投资、对外直接投资指标对 21 世纪世界经济运行态势及发展特点进行回顾分析。

(一)世界 GDP

1997 年东南亚金融危机之后,经过三年的经济复苏,自 2000 年起,世界经济一直维持较高的增长速度。21 世纪第一个十年,世界 GDP 自 2001 年增长 2.0%连续三年提速至 4.5%,并在之后的三年保持在 4%以上的增速,直至 2008 年爆发全球金融危机,世界经济遭到重创,GDP 增速降至 2.0%,影响持续到 2009 年,当年 GDP 年增速跌至负增长,增速为 -1.3%,是 21 世纪以来 GDP 首次负增长。进入 21 世纪第二个十年,世界

作者简介:李莹莹(1995—),女,河南周口人,硕士,研究实习员,研究方向为应用统计学;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。

经济逐步摆脱全球金融危机的影响,2011—2019 年世界 GDP 基本维持在 3%左右的中低速发展,总体发展走势平稳。直至 2019 年末,新冠疫情暴发并快速席卷全球,对 2020 年全球经济产生巨大影响,对世界 GDP 增速影响突出。2020 年 GDP 增速为 -3.3%,比 2009 年低 2 个百分点,是继 2008 年金融危机后全球经济的又一次负增长。2021 年,世界 GDP 增速回升至 5.8%,经济复苏态势良好。

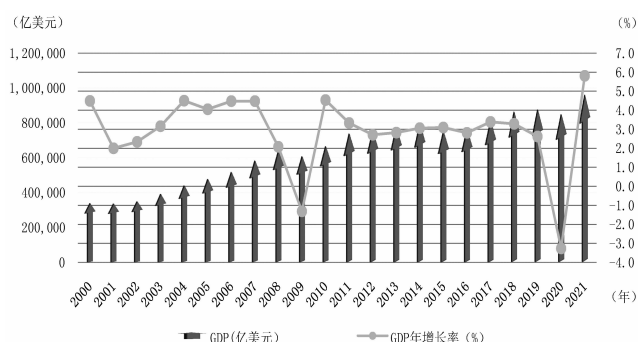


图 1 2000—2021 年世界 GDP 总量及增速

(二)世界人均 GNI

21 世纪前二十年,世界人均 GNI 在波动中上升。从总量看,2000 年世界人均 GNI 仅为 5522 美元,2014 年上升至 11023 美元,2015 年、2016 年小幅降低,后继续保持上升趋势,2020 年增加至 11099 美元,总量增加明显。从增速看,2000 年世界人均 GNI 增速为 2.9%,2007 年为 2.4%,2008 年受金融危机影响增速急剧下滑,且影响持续到 2009 年,两年增速分别为 -0.3% 和 -1.7%。此后增速回升并保持平稳波动,2019 年为 1.7%,2020 年受新冠疫情影响,增速快速下滑至 -4.1%,为近二十年最低水平。2021 年增速回升至 4.9%,回弹较为明显。

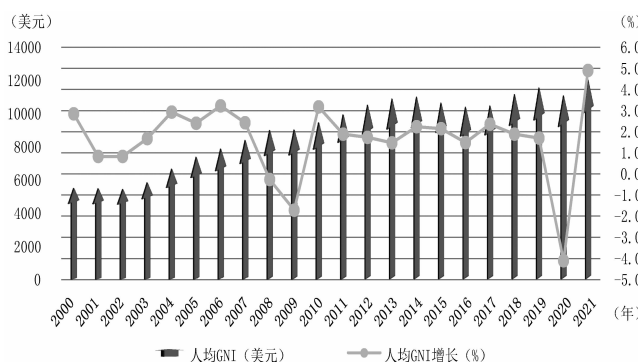


图 2 2000—2021 年世界人均 GNI 及增速

(三)世界贸易

2000—2008 年,世界贸易处于快速增长期,世界货物和服务贸易进出口总额从 164373.09 亿美元快速上涨至 407302.32 亿美元,名义增长 1.48 倍。2008 年爆发全球金融危机,2009 年世界货物和服务贸易进出口总额骤降至 324721.62 亿美元,比上年同期名义下降 20.3%,经济危机对世界贸易影响较大。2010 年后世界贸易缓慢回升,2015 年和 2016 年小幅下降后上升。受疫情影响,世界货物和服务贸易进出口总额由 2019 年的 504883.84 亿美元下降至 2020 年的 455654.15 亿美元,名义下降 9.8%。2021 年经济复苏状态下,贸易总额增长至 54286.60 亿美元,名义增长 11.8%,复苏势头强劲。

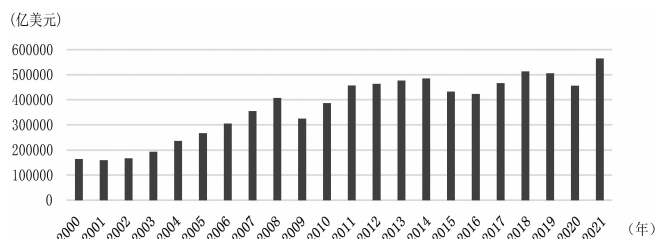


图 3 2000—2021 年世界货物和服务贸易进出口总额

(四)世界投资

2000—2007 年,世界投资快速发展。外商直接投资(FDI)和对外直接投资(OFDI)均呈快速上升趋势。2000—2007 年 FDI、OFDI 分别名义增长 99.7%、127.7%,发展态势良好。2008 年受金融危机影响,世界投资急速下滑,FDI 和 OFDI 分别下降 21.0%和 18.5%,且影响持续到 2009 年,继 2008 年下滑后,2009 年 FDI、OFDI 又分别下降 41.5%、48.2%,下滑幅度进一步扩大。2010—2017 年,世界投资缓慢复苏。2010—2017 年 FDI、OFDI 分别名义增长 12.8%、16.7%,增速较为缓

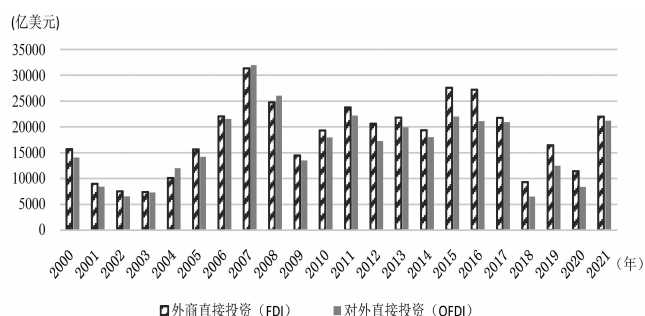


图 4 2000—2021 年世界外商直接投资和对外直接投资

慢。并且 2018 年世界投资骤降,FDI、OFDI 分别下降 57.4%、69.0%,下降幅度巨大。2019 年世界投资小幅回升,但 2020 年遭遇疫情,投资再次下滑,FDI、OFDI 分别下降 30.5%、32.8%,世界投资遭受重创。2021 年,FDI、OFDI 分别上升 92.7%、153.4%,投资呈快速复苏态势。

三、区域经济动态比较

选取 GDP、人均 GNI 指标,对世界排名前二十位国家、主要经济体的经济运行情况进行动态比较分析,有助于了解世界经济运行轨迹及发展特点,更好把握经济运行态势,及时调整经济发展策略。

(一)GDP 动态比较

1. 世界排名前二十位国家 GDP 动态比较

按照 GDP 总量进行排名,对世界 GDP 排名前二十位国家的 GDP 总量及位次变化进行动态比较分析,探究世界 GDP 运行规律及结构特点。

表 1 主要年份 GDP 排名前二十的国家

排名	2000 年	2010 年	2020 年
1	美国	美国	美国
2	日本	中国	中国
3	德国	日本	日本
4	英国	德国	德国
5	法国	法国	英国
6	中国	英国	印度
7	意大利	巴西	法国
8	加拿大	意大利	意大利
9	墨西哥	印度	加拿大
10	巴西	加拿大	韩国
11	西班牙	俄罗斯	俄罗斯
12	韩国	西班牙	巴西
13	印度	澳大利亚	澳大利亚
14	荷兰	韩国	西班牙
15	澳大利亚	墨西哥	墨西哥
16	阿根廷	荷兰	印度尼西亚
17	瑞士	土耳其	荷兰
18	土耳其	印度尼西亚	瑞士
19	瑞典	瑞士	土耳其
20	俄罗斯	沙特阿拉伯	沙特阿拉伯

总体看,世界排名前二十位国家 GDP 总量占世界比重较高。2000 年占比为 84.2%,2010 年为 79.4%,2020 年为 80.7%,世界少量国家产出约占全球 80%的经济总量,全球国家间经济差距悬殊。2000—2020 年,

美国 GDP 占比一直居世界首位,中国超越日本,居第二位,德国、英国、法国、意大利、加拿大等国家位次出现下降,韩国、俄罗斯、印度尼西亚等国家位次有不同程度提升。

分国家看,美国 GDP 总量远超其他经济体,2000 年 GDP 总量占世界比重为 30.3%,2010 年为 22.6%,2020 年为 24.6%,GDP 占比一直高于 20%,位次均居世界首位;日本 GDP 总量居世界位次不断下降,2000 年 GDP 总量占世界比重为 14.7%,居世界第二位,之后占比一直下降,2020 年降至 5.9%,排名降至第三位,被中国赶超,且 GDP 总量仅为中国的 1/3 左右;中国 GDP 总量占世界比重位次快速上升,2000 年 GDP 总量占世界比重为 3.6%,居世界第 6 位,2000 年以后,GDP 总量和占世界比重均不断上升,2020 年 GDP 总量占世界比重上升至 17.3%,居世界第二位,20 年间 GDP 名义增长 12.1 倍;印度 GDP 总量占世界比重位次快速上升,2000 年 GDP 占比为 1.4%,居世界第 13 位,2020 年上升至 3.1%,居世界第 6 位,20 年间 GDP 名义增长 5.7 倍,规模快速扩大。

2. 主要经济体 GDP 动态比较

选取欧盟、东盟、金砖五国、七国(G7)集团、二十国(G20)集团几个主要经济体进行 GDP 动态比较分析。

欧盟 GDP 总量上升较为缓慢,占世界比重不断降低。2000 年 GDP 总量为 72761 亿美元,占世界比重为 21.5%,处于较高水平。2020 年 GDP 总量为 153001.42 亿美元,占世界比重下降为 18.0%,比重明显降低,并且被金砖五国超过。

东盟 GDP 总量较小,占世界比重较低。2000 年 GDP 总量为 6143.55 亿美元,占世界比重仅为 1.8%。2020 年 GDP 总量为 30814.57 亿美元,仅略高于金砖五国 2000 年的 GDP 总量水平,占世界比重为 3.6%,GDP 总量和比重一直处于较低水平。

金砖五国 GDP 总量不断增长,占世界比重快速上升。2000 年 GDP 总量为 27466.54 亿美元,占世界比重为 8.1%,处于较低水平。2020 年 GDP 总量为 206276.92 亿美元,占世界比重上升至 24.3%,超越欧盟,在主要经济体中排第三位,并且与二十国集团的差距不断减小。

七国集团 GDP 总量增长较慢,占世界比重快速下

降。2000 年 GDP 总量为 220865.06 亿美元,占世界比重为 65.3%,处于较高水平。2020 年 GDP 总量为 387054.81 亿美元,占世界比重下降至 45.6%,降幅达 30.2%,下降极为明显。

二十国集团 GDP 总量远高于其他经济体,占世界比重小幅下降。2000 年 GDP 总量为 302616.66 亿美元,占世界比重为 89.4%,占比极高。2020 年 GDP 总量为 731884.61 亿美元,占世界比重小幅下降至 86.2%,但仍处于极高水平。

3. 各地区 GDP 动态比较

按照地域,对东亚与太平洋地区、中东与北非地区、北美地区、南亚地区、拉丁美洲与加勒比海地区、撒哈拉以南非洲地区、欧洲与中亚地区的 GDP 进行动态比较分析。

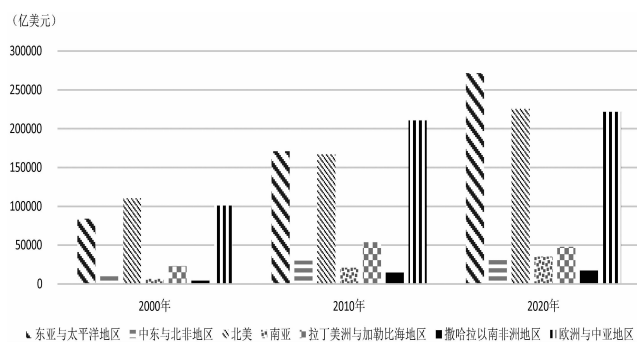


图 5 2000—2020 年主要年份各地区 GDP 总量

东亚与太平洋地区 GDP 增长较快,2000 年 GDP 为 83731.37 亿美元,在各地区中排名第三,2020 年 GDP 名义增长 2.24 倍,排名上升至首位;北美地区 GDP 增长较慢,2000 年 GDP 为 109992.02 亿美元,排名第一,2020 年 GDP 名义增长 1.05 倍,排名降至第二位,虽呈上升趋势,但与其他地区相比上升速度较慢;欧洲与中亚地区 GDP 增长速度不断趋缓,2000 年 GDP 排名第二,2000—2010 年 GDP 名义增长 2.1 倍,2010 年 GDP 排名第一,2010—2020 年 GDP 名义增长 1.1 倍,上升速度明显降低,且被东亚与太平洋地区、北美地区超过,排名降至第三位;其他地区 GDP 水平较低,且上升速度较为缓慢,这些地区 GDP 总量与排名前三的地区差距悬殊。例如,2020 年 GDP 总量相对较高的拉丁美洲与加勒比海地区,GDP 总量为 47431.54 亿美元,仅为首位东亚与太平洋地区 GDP 总量的 17.5%,不同地区间经济产出差距巨大。

(二) 人均 GNI 动态比较

1. 世界排名前二十位国家人均 GNI 动态比较

按照人均 GNI 进行排名,对人均 GNI 世界排名前二十国家的人均 GNI 总量及位次变化进行分析,探究各国人均 GNI 运行规律及结构特点。

瑞士、卢森堡、挪威等国家人均 GNI 一直居世界前列,瑞士 2020 年人均 GNI 为 82620 美元,居世界首位,为世界平均水平的 7.4 倍。美国、丹麦、瑞典等国家人均 GNI 居世界前 10 位,其中,瑞典 2020 年人均 GNI 为 54290 美元,居世界第 10 位,为世界平均水平的 4.9 倍。日本、德国、新西兰等国家人均 GNI 居世界前 20 位,日本 2020 年人均 GNI 为 40810 美元,居世界第 20 位,为世界平均水平的 3.7 倍。

表 2 主要年份人均 GNI 排名前二十的国家

排名	2000 年	2010 年	2020 年
1	卢森堡	挪威	瑞士
2	瑞士	瑞士	卢森堡
3	日本	卢森堡	挪威
4	挪威	卡塔尔	爱尔兰
5	美国	丹麦	美国
6	丹麦	瑞典	丹麦
7	瑞典	荷兰	冰岛
8	冰岛	奥地利	卡塔尔
9	阿联酋	芬兰	新加坡
10	英国	美国	瑞典
11	荷兰	比利时	澳大利亚
12	奥地利	澳大利亚	荷兰
13	芬兰	新加坡	芬兰
14	巴哈马	爱尔兰	奥地利
15	德国	德国	德国
16	比利时	加拿大	比利时
17	法国	法国	加拿大
18	爱尔兰	日本	以色列
19	新加坡	科威特	新西兰
20	加拿大	英国	日本

2. 各地区人均 GNI 动态比较

按照地域,对东亚与太平洋地区、中东与北非地区、北美地区、南亚地区、拉丁美洲与加勒比海地区、撒哈拉以南非洲地区、欧洲与中亚地区的人均 GNI 进行动态比较分析。

北美地区的人均 GNI 水平较高,其人均 GNI 在 2000 年已达 3.47 万美元,2021 年上升至 6.82 万美

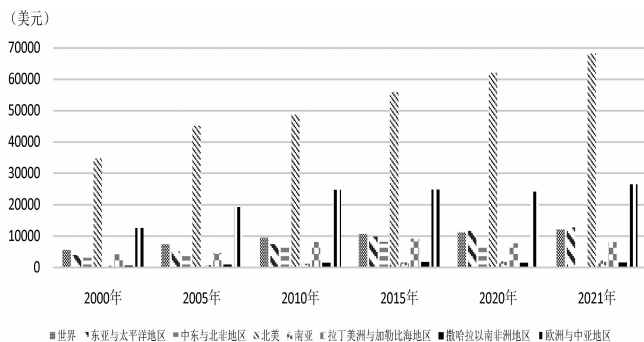


图6 2000—2021年主要年份各地区人均GNI

元,远高于其他地区及世界平均水平;欧洲与中亚地区的人均GNI水平位居第二位,2000—2021年,人均GNI由1.26万美元上升至2.64万美元,但与北美地区仍有较大差距;其他地区人均GNI水平较低,除中东与北非地区、东亚与太平洋地区外,其他地区的人均GNI均未超过1万美元,不同地区间贫富差距巨大。

3. 不同收入水平国家人均GNI动态比较

按照收入水平,对高收入国家、中等收入国家、中高收入国家、中低收入国家、低收入国家的人均GNI进行动态比较分析。

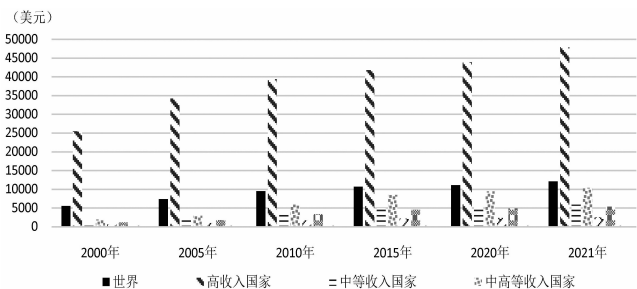


图7 2000—2021年主要年份各收入水平国家人均GNI

高收入国家的人均GNI水平较高,其人均GNI在2000年已达2.54万美元,2021年上升至4.79万美元,远高于其他地区及世界平均水平。其他收入水平国家的人均GNI均低于世界平均水平,其中,中高收入国家的人均GNI于2021年首次突破1万美元,达1.04万美元。低收入国家2021年人均GNI为721.62美元,仅为高收入国家的1.5%,收入差距悬殊。

四、当前世界经济运行特点

当前,世界之变、时代之变、历史之变正以前所未有的方式展开,世界进入新的动荡变革期。疫情阴霾未散,局部冲突硝烟又起,冷战思维和集团政治回潮,单边主义、保护主义抬头,经济全球化遭遇逆流,和平赤字、发展赤字、安全赤字、治理赤字加重,世界经济

复苏步履维艰,全球发展面临挑战。

(一)世界经济呈现“三高一低”特点

一是高成本。石油、天然气等大宗商品价格高企,美欧等一些发达经济体面临四十年来最严重的通货膨胀。许多国家的CPI达到历史新高,油气、食品价格大幅攀升,低收入家庭生活困难。二是高利息。为了应对通货膨胀,美联储采取了激进的加息政策,导致全球资金流动出现新动向,影响汇市、股市等金融市场的稳定,其外溢效应也使其他经济体面临升息压力。三是高风险。一些欧洲国家面临能源危机,不少发展中国家面临粮食危机。全球供应链、产业链运行不畅,美国股市、债市、房市风险增加,并可能产生外溢效应。四是低增长率。在疫情和前述一系列因素的综合作用下,世界经济增长速度回调,国际组织纷纷下调对未来经济增长的预测。

(二)疫情加速世界经济重心“东移”

面对疫情“黑天鹅”,各经济体采取了不同策略,应对疫情是否得力成为影响经济表现的决定性因素,能够严格控制疫情蔓延的国家经济复苏更为强劲。与欧美发达国家“集体熄火”不同,以中国为代表的亚洲国家和地区较为成功地控制住了疫情,为经济复苏奠定了基础。中国经济表现“一枝独秀”,在世界主要经济体中率先实现正增长,也是唯一保持货物贸易正增长的主要经济体,更在2020年跃升为当年全球最大的外资流入国。

(三)经济全球化在曲折中发展

当今世界,经济全球化是不可阻挡的历史大势。实践充分证明,经济全球化促进了贸易大繁荣、投资大便利、人员大流动、技术大发展,将人类社会前所未有地紧密联系在一起,促进了世界经济的快速发展,其成果也惠及各国人民。但是,一些发达国家担忧自身发展地位,凭借其掌握的生产力、资本和高新科学技术等先进资源,挑动经济争端,设置贸易壁垒,催生“逆全球化”现象,尤其是乌克兰危机发生后,美国等西方主要经济体对俄罗斯实施极限制裁,给经济全球化发展带来新的挑战。

(四)全球产业链供应链重构加速

近年来,受逆全球化、贸易保护主义抬头、新冠疫情等多重因素叠加影响,全球产业链供应链安全稳定运行受到重大冲击。俄乌冲突使本已受到重挫的全球

产业链供应链遭遇新的打击。过去全球产业链供应链配置的内在逻辑是效率优先。如今,主要经济体纷纷出台政策措施加强对产业链供应链的“国家干预”,未来受到安全因素的影响和推动,全球产业链会呈现多元化、短链化、集聚化等新趋势,保障产业链供应链安全成为关系国家长远发展的战略考虑。

(五) 新技术革命发展迅猛

新技术革命迅猛推进,数字化转型不断深化。数字化转型不仅深刻改变了人们的生活方式,而且正在深刻地改变着人类的生产方式。第四次工业革命呼之欲出,数字技术快速迭代,数字经济决定一个国家未来在全球经济格局中的地位,数字经济的国际竞争日益激烈。当前,欧美等发达国家对新科技企业监管整顿愈发严格,极力限制新兴市场和发展中国家的科技企业发展,对新科技企业的创新研发和营收增长都造成严重不良影响,对世界经济复苏造成较大障碍。工业革命浪潮下,世界各国的创新企业培育和创新技术变革日益成为国际竞争的关键因素。

五、世界经济运行前景展望

(一) 联合国预测

2022年5月19日,联合国发布2022年《世界经济形势与展望》中期报告,预测世界经济2022年将增长3.1%,2023年将增长3.1%,分别较之前预测下调0.9个和0.4个百分点。

发达经济体增速预测值被下调。联合国预测,发达经济体增速预测值2022年为2.8%,2023年为2.1%,分别下调0.9个和0.4个百分点。其中,美国增速预测值2022年为2.6%,2023年为1.8%,分别下调0.9个和0.6个百分点;欧元区增速预测值2022年为2.7%,2023年为2.3%,分别下调1.3个和0.2个百分点;日本增速

预测值2022年为2.7%,2023年为2.2%,分别下调0.6个和0.5个百分点。

发展中经济体增速预测值被下调。联合国预测,发展中经济体增速预测值2022年为4.1%,2023年为4.5%,分别下调0.4个和0.2个百分点。其中,中国增速预测值2022年为4.5%,2023年为5.2%,分别下调0.7个和0.3个百分点;印度增速预测值2022年为6.4%,2023年为6.0%,分别下调0.3个和0.1个百分点;俄罗斯增速预测值2022年为-10.6%,2023年为0,分别下调13.3个和2.3个百分点。

(二) 世界银行预测

2022年6月7日,世界银行发布《全球经济展望》报告,预测世界经济2022年将增长2.9%,2023年将增长3.0%,分别较之前预测下调1.2个和0.2个百分点。

部分发达经济体增速预测值被下调。世界银行预测,发达经济体增速预测值2022年为2.6%,2023年为2.2%,分别下调1.2个和0.1个百分点。其中,美国增速预测值2022年为2.5%,2023年为2.4%,分别下调1.2个和0.2个百分点;欧元区增速预测值2022年为2.5%,2023年为1.9%,分别下调1.7个和0.2个百分点;日本增速预测值2022年为1.7%,下调1.2个百分点,2023年为1.3%,上调0.1个百分点。

部分新兴市场和发展中经济体增速预测值被下调。世界银行预测,新兴市场和发展中经济体增速预测值2022年为3.4%,2023年为4.4%,分别下调1.2个和0.2个百分点。其中,中国的增速预测值2022年为4.3%,2023年为5.2%,分别下调0.8个和0.1个百分点;印度增速预测值2022年为7.5%,下调1.2个百分点,2023年为7.1%,上调0.3个百分点;俄罗斯增速预测值2022年为-8.9%,2023年为-2.0%,分别下调11.3个和3.8个百分点。

(三) 国际货币基金组织预测

2022年10月11日,国际货币基金组织发布《世界经济展望》报告,预测全球经济2022年将增长3.2%,与此前预测持平;2023年将增长2.7%,较此前预测下调0.2个百分点。

部分发达经济体增速被下调。国际货币基金组织预测,发达经济体增速预测值2022年为2.4%,2023年为1.1%,分别较之前预测值下调0.1个和0.3个百分点。其中,美国增速预测值2022年为1.6%,下调0.7



个百分点;欧元区经济增速预测值 2022 年为 3.1%,上调 0.5 个百分点,2023 年为 0.5%,下调 0.7 个百分点;日本增速预测值 2022 年为 1.7%,与之前预测持平,2023 年为 1.6%,下调 0.1 个百分点。

部分新兴市场和发展中经济体增速预测值被小幅下调。国际货币基金组织预测,新兴市场和发展中经济体增速预测值 2022 年为 3.7%,较之前预测值上调 0.1 个百分点。2023 年为 3.7%,下调 0.2 个百分点。其中,中国的增速预测值 2022 年为 3.2%,2023 年为 4.4%,下调 0.1 个和 0.2 个百分点;印度增速预测值 2022 年为 6.8%,下调 0.6 个百分点,2023 年为 6.1%,预期保持不变;俄罗斯增速预测值 2022 年为 -3.4%,2023 年为 -2.3%,分别上调 2.6 个和 1.2 个百分点。

综上所述,世界三大经济组织的最新经济预测均较为悲观,其对 2022 年和 2023 年全球经济预测值、发达经济体增速预测值、新兴市场和发展中经济体增速预测值均出现不同程度的下调。由此可见,世界经济复苏前景仍存在较大的不确定性,世界各国应携手并进,为全球经济复苏提供动力。

六、促进世界经济平稳运行的若干思考

(一)保持全球和谐稳定

一是团结协作,共同维护世界安全发展。秉持安全不可分割原则,坚持共同、综合、合作、可持续的安全观,摒弃冷战思维和集团政治,共同构建均衡、有效、可持续的安全架构。二是守望相助,共同促进全球可持续发展。相互尊重主权、安全、发展利益,加强国际合作,坚持对话协商,推动国家合作提速换挡。抵制冷战思维和集团对抗,加快实现更加强劲、绿色、健康的全球可持续发展。三是包容并蓄,共同扩大开放融合。坚持包容普惠、互利共赢,畅通资金技术流动渠道,汇聚世界经济增长合力。践行多边主义,维护多边贸易体制,消除贸易壁垒,构建开放型世界经济。

(二)树立人类共同体意识

一是尊重别国发展。坚持多边主义,尊重各国主权和领土完整,不干涉别国内政,坚持以和平方式解决国家间的分歧和争端,支持一切有利于和平解决危机的努力。二是不以意识形态作为国际发展关系的准则。坚持重视各国合理安全关切,秉持安全不可分割原则,构建均衡、有效、可持续的地区安全架构。三是鼓励区域经济贸易一体化。坚持遵守《联合国宪章》宗

旨和原则,摒弃冷战思维,反对单边主义。积极践行合作共赢理念,不断深化对外开放,推动经济全球化向开放、包容、普惠、平衡、共赢方向发展。

(三)推进全球高质量发展

一是坚持发展优先。坚持将发展置于全球宏观政策框架突出位置,加强主要经济体政策协调,构建更加平等均衡的全球发展伙伴关系,推动多边发展合作进程协同增效,积极培育全球发展新动能。二是坚持创新驱动。激发创新潜能和市场活力,促进创新要素全球流动,携手实现跨越发展。深化国际创新交流合作,让科技创新成果为更多国家和人民享用。三是坚持可持续发展。完善全球环境治理,积极应对气候变化,加快绿色低碳转型。加大发展资源投入,重点推进减贫、粮食安全、数字经济等领域合作,构建全球发展命运共同体。

(四)进一步完善国际治理体系

一是树立公平正义的国际法理念。坚持主权平等、公平正义,依法行使权利,反对歪曲国际法,促进合作共赢。坚持引领国际法治和全球治理建设,推动构建持久和平、共同繁荣的世界。二是严格遵守《联合国宪章》宗旨和原则。坚定维护以联合国为核心的国际体系和以国际法为基础的国际秩序,恪守国际关系基本准则,维护世界贸易组织规则,积极践行共同、综合、合作、可持续的新安全观。三是推动国际关系民主化法治化合理化。尊重各国平等参与处理国际事务的权力,反对霸权主义与强权政治,完善发展领域的国际法体系和全球治理机制,秉持共商共建共享的全球治理观。

(五)同心协力应对危害人类安全的重大问题

一是共同应对全球流行病。团结一心、守望相助,加强国际合作,开展经验分享,推动联合科研攻关。提前预防,加大投入,将更多资源用于加强卫生系统建设,在全球范围内加强疫苗、药物、诊断工具、个人防护装备等的生产与分发,携手应对共同威胁和挑战,维护全球公共卫生安全。二是共同应对全球气候变化。减少温室气体排放,提高能源利用率,发展再生能源和代替能源,加强国际技术和资金合作,走低碳经济发展道路,减少碳排放。做好温室气体的循环利用,开发高碳能源、高碳化肥,利用水合物技术处理温室气体,推进全球经济绿色发展。◆

灾难风险尾部指数 及资本市场风险规避系数度量

——模型构建及国际比较

袁靖 高建 吴文博

(山东工商学院 统计学院; 山东 烟台 264005)

摘要:通过构建 Power-Law 分布宏观灾难风险股权溢价模型,将宏观灾难数据库更新至 2021 年,对比了我国与美国、英国、加拿大、法国等世界 7 个主要发达经济体的尾部风险指数及资本市场风险规避系数。研究发现:(1)我国灾难风险尾部特征明显,已有文献对我国灾难发生概率校准值明显低估;(2)模型能够有效解释“股权溢价之谜”;(3)对比世界 7 个主要发达经济体,我国宏观灾难风险尾部指数最小,风险规避系数较大,说明我国宏观灾难风险对资本市场冲击效应最强;(4)2009—2021 年我国股权溢价平均值比 1996—2021 年小,风险尾部指数增大,风险规避系数减小,说明近年来我国宏观灾难风险冲击减弱,居民增加投资相对减少了预防性储蓄。

关键词:尾部指数;灾难风险;股权溢价;风险规避系数

中图分类号:F830

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)05-0019-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.05.003

一、引言及文献综述

股权溢价等于股票市场指数收益率减去无风险资产收益率。Mehra 和 Prescott(1985)利用美国历史股票数据进行实证研究,发现 1889—1978 年美国的股票市场收益率(年平均)约为 6.98%,而同时期的美国无风险利率约为 0.8%,股权溢价高达 6.18%。假设基于消费的资本资产定价模型(CCAPM)成立,则要求消费者风险规避系数必须达到 30—40,远远高于经济学家认为的不高于 10 的风险规避系数区间,Mehra 和 Prescott 将其称为“股权溢价之谜”。之后 Campbell (2003)系统研究了美国、英国、德国、日本、法国、加拿大等 12 个发达经济体的股市,发现大部分股市存在“股权溢价之谜”。

灾难风险是指发生概率较小,但是一旦发生会带来很大经济损失的灾难性事件带来的风险。这里的灾

难性事件不仅包括我们通常理解的严重自然灾害,还包括人为造成的灾难,因此灾难事件的冲击包括严重经济金融危机、世界大战和区域性战争、严重自然灾害等事件对经济社会带来的冲击。

灾难风险主要通过两种渠道影响到股票市场:一是灾难实际发生造成对实体经济的重大损害,进而传递到股票市场,导致股票价格的下跌和预期收益率的上升;二是投资者对灾难风险的预期,即使灾难风险实际上并没有发生,投资者基于对历史上发生灾难的认知,担心未来灾难可能发生,从而要求有一个更高的风险溢价。随着经济全球化的不断深入,我国宏观经济结构调整和资本市场定价机制改革,我国股票市场更容易受到国内外经济金融危机的冲击,此外近年来严重自然灾害也较为频繁,因此灾难风险对我国股市收益的影响在不断增加。

基金项目:国家自然科学基金项目“巨灾风险的宏观经济动态效应及防范机制研究”(71603243)。

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;高建(1997—),男,江西上饶人,在读硕士,研究方向为应用统计分析;吴文博(1996—),通信作者,男,山东潍坊人,在读硕士,研究方向为金融统计分析。

学者普遍认为宏观经济与资本市场波动联系紧密,而灾难风险则重点关注宏观经济的尾部风险对资本市场波动的影响效应。灾难风险模型的一个重要突破是放弃了与事实不符的正态分布冲击的假设,将带有严重尾部特征的非正态分布冲击作为建模的出发点,而灾难风险的罕见性和极端损失性为基于真实数据对灾难风险的度量带来了严重的挑战。Barro(2006)基于20世纪主要发达经济体的宏观经济数据首次估计出灾难风险的概率,此后大量文献基于Barro和Ursua(2008)估计的参数研究灾难风险对股市收益的影响,包括Gabaix(2012)将Reitz(1988)的假设和数据生成过程结合在一起,分析发现罕见灾难可以解释宏观金融中的9个难题。Wachter(2013)将Epstein-Zin偏好纳入相关研究中,发现灾难风险还可以较好地解释股票波动之谜。我国学者对灾难风险的研究较少,相关研究主要包括两个方面:一是将灾难风险与真实经济周期(RBC)理论相结合,探讨灾难风险在经济周期中的作用机制(陈彦斌和霍震等(2009)、庄子罐和崔小勇等(2012)、陈国进和晁江锋等(2014)、赵向琴和袁靖等(2017)、郭栋(2020)、丁志帆和孔存玉(2020)、史本叶和杨善然(2021))。二是采用灾难风险模型对我国资本市场(包括股票市场和债券市场)资产价格波动进行研究(袁靖和陈国进(2015)、陈国进和许秀等(2015)、赵向琴和袁靖(2016))。

以上基于灾难风险对股权溢价进行研究的文献存在一些不容忽视的缺点:一是对于灾难风险的刻画仅仅采用灾难概率(即发生灾难事件的次数与数据有效值的比值,Barro(2006)将产出缩减超过9.5%的事件认定为灾难事件),而风险的尾部指数才是刻画其风险的最优度量指标,正是由于尾部特征导致宏观灾难风险冲击的不确定性加大。二是以往文献对于灾难概率的校准值均采用Barro(2006)基于2009年之前42个国家和地区历史数据的计算结果,而2008年的金融危机使世界大部分国家在持续多年的增长后,出现经济增速明显放缓,居民消费增长速度下降;之后的欧债危机使欧洲大部分国家经济、进出口及就业受到重创;2016年英国公投退出欧盟、特朗普当选美国总统、意大利公投宪改失败总理辞职三大事件,导致全球资本市场巨幅波动,2016年因此被称为“黑天鹅”元年;2020年全球暴发了新冠疫情,给经济增加了新的不确定性。可见2009年之后的宏观经济灾难风险对

资本市场波动的冲击更加凸显。

本文首先构造宏观灾难风险的股权溢价模型,对Barro和Ursua(2008)构建的宏观灾难数据库中的41个经济体(除台湾外)的宏观经济灾难风险事件及灾难风险概率进行对比分析,在此基础上将数据库更新至2021年,并就41个经济体的宏观经济灾难风险事件及灾难风险概率再次进行对比分析;接着根据模型估计41个经济体的宏观灾难风险尾部指数及资本市场风险规避系数,并着重对我国与7个主要发达经济体(美国、英国、加拿大、法国、德国、意大利、日本)进行对比分析。本文可能的贡献在于:一是随着经济全球化的不断深入,世界经济越来越多地暴露在国际经济金融危机冲击的风险中,严重自然灾害冲击也愈加频繁,在这样的背景下,需要及时对灾难分析数据库进行更新,本文对Barro和Ursua(2008)构建的研究灾难数据的权威数据库进行了更新,更新后的数据将为今后世界灾难风险研究提供最新数据来源;二是以往文献对于灾难风险的刻画仅仅采用灾难概率校准值,而本文基于灾难尾部指数对我国宏观经济灾难风险概率进行了准确计算,为后续宏观灾难风险研究提供了更科学依据;三是采用能较好拟合经济和金融尾部风险的Power-Law分布首次度量了世界各经济体的宏观风险尾部指数及资本市场风险规避系数,为今后采用灾难风险模型度量高杠杆带来的不确定风险冲击及冲击下的最优财政货币政策奠定了基础。

二、理论模型

(一)灾难风险股权溢价模型构建

最早考虑灾难风险解决资本资产定价问题的学者Barro(2006)在Lucas-Tree模型的基础上,将一个表征灾难风险的不对称跳跃项引入代表性消费者的消费过程中,通过求消费者效用函数的欧拉方程结合包含灾难项的消费过程,推导出无风险利率与股权溢价公式,从理论上定量分析了罕见灾难对股权溢价的影响,认为其构建的罕见灾难风险模型能够很好地解释“股权溢价之谜”。

本文根据Mehra和Prescott(1985)、Barro(2011)对股权溢价及灾难的分析模型,采用了扩展的Lucas-Tree模型:初期没有投资和折旧, t 时期产出为GDP(Y_t),产出全部被消费,即 $C_t=Y_t$, t 期的资产到 $t+1$ 期产生分红, t 期的资产价格为 P_t ,则一期净收益 r_{t+1}^e 的计算公式为:

$$r_{it}^e = \frac{Y_{t+1}}{P_{it}} \quad (1)$$

假设无风险资产(通常设定为政府债券)收益为 r^f , 并假定经济体中有大量相同的消费者, 消费者偏好相同且能够生存无穷期, 消费者效用函数采用 CRRA (相对风险厌恶系数不变) 效用形式, 代表性消费者最大化一生效用, 即:

$$U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} [e^{-\rho i} u(C_{t+i})] \quad (2)$$

$$U(C) = \frac{C^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (3)$$

$\rho \geq 0$ 为时间偏好系数, $\gamma > 0$ 为相对风险规避系数。代表性消费者进行最优化决策, 根据效用函数, 可知其相对风险厌恶系数为:

$$\gamma = \frac{-C_t u''_C(C_t)}{u'_C(C_t)} \quad (4)$$

根据效用最大化一阶条件可表达为:

$$u'(C_t) = e^{-\rho} E_t[u'(C_{t+1}) R_{it}] \quad (5)$$

其中, R_{it} 为资产的一期总收益。由 $C=Y, r_{it}=r_{it}^e$ 得到:

$$(Y_t)^{-\gamma} = e^{-\rho} \left(\frac{1}{P_{it}} \right) E_t[(Y_{t+1})^{-\gamma}] \quad (6)$$

由此得到资产一期价格为:

$$P_{it} = e^{-\rho} (Y_t)^{\gamma} E_t[(Y_{t+1})^{-\gamma}] \quad (7)$$

产出为带有漂移的随机过程:

$$\log(Y_{t+1}) = \log(Y_t) + g + u_{t+1} + v_{t+1} \quad (8)$$

其中, u_{t+1} 为独立的正态分布, 均值为 0, 方差为 σ^2 。根据 Rietz(1988) 和 Barro(2011) 的研究, 这里将灾难融入模型, v_{t+1} 代表灾难, 灾难发生的概率为 p , 一旦灾难发生产出会缩减的比例为 b , 往往 p 很小但是 b 很大, 即灾难一旦发生会对经济造成很大影响。

$$\begin{cases} v_{t+1}=0 & \text{概率 } 1-p \\ v_{t+1}=\log(1-b) & \text{概率 } p \end{cases} \quad (9)$$

根据以上公式得到预期产出 g^* :

$$g^* = g + \frac{1}{2} \sigma^2 - p \cdot E(b) \quad (10)$$

将以上公式无限期迭代得到资产收益率及无风险资产收益率关于消费及灾难的表达式:

$$r^e = \rho + \gamma g^* - \frac{1}{2} \gamma(\gamma-1) \sigma^2 - p[E(1-b)^{1-\gamma} - 1 - (\gamma-1)E(b)] \quad (11)$$

$$r^f = \rho + \gamma g^* - \frac{1}{2} \gamma(\gamma+1) \sigma^2 - p[E(1-b)^{-\gamma} - 1 - \gamma E(b)] \quad (12)$$

最后得到股权溢价:

$$r^e - r^f = \gamma \sigma^2 + p[E(1-b)^{-\gamma} - E(1-b)^{1-\gamma} - E(b)] \quad (13)$$

(二) Power-Law 分布下灾难风险模型构建及估计方法

Power-Law 分布(幂律分布)最早是由 Pareto(1897) 提出并研究的, 其应用主要是在经济学领域。Pareto 提出了著名的 80-20 法则, 类似的规则在互联网时代又被重新发现, 例如互联网上只有 1% 的用户在发布新的内容, 99% 的用户都只是在浏览。Gabaix(2009) 论证了 Power-Law 分布可以用来较好地拟合经济和金融的尾部风险, Barro(2011) 采用 Power-Law 分布拟合了灾难风险。

定义 Power-Law 分布:

$$f(z) = A z^{-(\alpha+1)} \quad A > 0, \alpha > 0 \quad (14)$$

其中, α 为小概率事件尾部指数, α 越小则事件的厚尾特征越强。假设初始值为 z_0 , 则 $A = \alpha z_0^\alpha$ 。采用 Power-Law 分布拟合灾难风险发生导致产出缩减比例系数 $b, z = \frac{1}{1-b}$ 。

将 Power-Law 分布的灾难带入股权溢价得到:

$$r_e - r_f = \gamma \sigma^2 + p \left[\left(\frac{\alpha}{\alpha-\gamma} \right) z_0^\gamma - \left(\frac{\alpha}{\alpha+1-\gamma} \right) z_0^{\gamma-1} + \left(\frac{\alpha}{\alpha+1} \right) \left(\frac{1}{z_0} \right) - 1 \right] \quad (15)$$

对于公式(15)中的参数 α 和 γ , 本文采用极大似然估计。由公式(14), 对于收集的 N 个独立可观测数据 $(z_1, z_2, \dots, z_N)$, 估计 α 的对数极大似然函数为:

$$\log(L) = N[\alpha \log(z_0) + \log(\alpha)] - (\alpha+1)[\log(z_1) + \dots + \log(z_N)] \quad (16)$$

参照 Barr 和 Urusao(2011) 的研究, 对灾难引发产出缩减比例设置门槛值 0.095, 即产出缩减超过 9.5% 的事件认定为灾难, 计算得到 z_0 的初始值为 1.105, 采用 bootstrap 方法根据灾难数据首先估计灾难尾部风险指数 α 的 95% 置信区间, 将估计的 α 的值代入公式(14)再估计相对风险规避系数 γ 的 95% 置信区间。

三、世界经济体灾难风险事件统计及灾难风险概率对比

(一) 2009 年之前的数据来源及整理说明

在研究灾难的文献中, 灾难事件包括经济灾难(1929—1933 年的经济大萧条及历次金融危机等)、战争(一战、二战及西班牙内战等)、自然灾害(地震、飓风等)及疾病灾害(黑死病、禽流感等)。

根据 Barro 和 Urusa(2011)收集的 42 个经济体的历史 GDP 及各国最终消费支出数据, 本文将 GDP 及消费增长或下降超过 9.5% 定义为灾难事件, 计算得到南非的消费没有受到灾难事件冲击, 哥伦比亚的 GDP 也没有受到灾难事件冲击。由于台湾是我国领土不可分割的一部分, 因而未将其单独列出, 最后剩下 39 个经济体。因为历史数据收集的可得性, 每个国家和地区的时间维度有差异, 比如我国的数据时间维度是 1890—2009 年, 美国是 1790—2009 年, 英国是 1830—2009 年, 法国是 1820—2009 年, 德国是 1851—2009 年, 意大利是 1861—2009 年, 日本是 1870—2009 年。

(二) 2009 年之前 39 个经济体灾难事件描述及灾难风险概率计算分析

整理 39 个经济体的 GDP 增长率, 共有 5832 个数据, 对于 GDP 增长或下降超过 9.5% 的灾难事件, 39 个经济体共有 604 次灾难事件发生, 灾难发生概率为 10.4%; 整理 39 个经济体消费增长率, 共有 4833 个数据, 对于消费增长或下降超过 9.5% 的灾难事件, 39 个经济体一共有 494 次灾难事件发生, 灾难发生概率为 10.2%, 两者非常相近。Barro(2006, 2009)使用灾难模型研究股权溢价对灾难概率的校正值为 0.05, 而实际的灾难概率可能更高。

表 1 39 个经济体灾难相关数据

	GDP 增长率 数据有效值	GDP 灾难 数据有效值	消费增长率 数据有效值	消费灾难有效值	GDP 灾难概率 (%)	消费灾难概率 (%)
阿根廷	135	16	135	23(4)	11.9	17.0
澳大利亚	190	24(7)	109	9	12.6	8.3
奥地利	144	17	90	11	11.8	12.2
比利时	164	11	97	13	6.7	13.4
巴西	160	8	109	19	5.0	17.4(6)
加拿大	140	10	140	9	7.1	6.4
智利	150	16	110	25(3)	10.7	22.7(3)
中国	120	30(5)	58	9	25.0(2)	15.5(9)
丹麦	192	7	166	11	3.6	6.6
埃及	116	7	116	14	6.0	12.1
芬兰	150	9	150	14	6.0	9.3
法国	190	18	186	15	9.5	8.1
德国	159	20(8)	159	15	12.6	9.4
希腊	177	43(1)	72	10	24.3(4)	13.9
冰岛	140	14	65	11	10.0	16.9(7)
印度	141	7	91	3	5.0	3.3
蒙古国	130	9	50	6	6.9	12.0
意大利	149	8	149	3	5.4	2.0
日本	140	20(8)	136	12	14.3(10)	8.8
韩国	99	16	99	12	16.2(9)	12.1
墨西哥	115	3	111	9	2.6	8.1
马来西亚	110	20(8)	103	20(5)	18.2(8)	19.4(5)
荷兰	203	13	199	15	6.4	7.5
新西兰	150	10	132	13	6.7	9.8
挪威	181	7	180	5	3.9	2.8
秘鲁	114	9	114	7	7.9	6.1
菲律宾	103	14	100	3	13.6	3.0
葡萄牙	149	8	125	5	5.4	4.0
俄罗斯	150	30(5)	64	25(3)	20.0(6)	39.1(1)

(续表)

	GDP 增长率 数据有效值	GDP 灾难 数据有效值	消费增长率 数据有效值	消费灾难有效值	GDP 灾难概率 (%)	消费灾难概率 (%)
新加坡	100	42(2)	102	15	42.0(1)	14.7(10)
西班牙	160	7	160	19	4.4	11.9
斯里兰卡	140	6	50	5	4.3	10.0
瑞典	210	8	210	15	3.8	7.1
瑞士	159	10	159	25(3)	6.3	15.7(8)
土耳其	135	25(6)	135	27(2)	18.5(7)	20.0(4)
英国	180	2	180	3	1.1	1.7
乌拉圭	140	32(3)	50	4	22.9(5)	8.0
美国	220	17	176	7	7.7	4.0
委内瑞拉	127	31(4)	87	28(1)	24.4(3)	32.2(2)

注:括号内为这一数据在一列数据中的位次。

1. GDP 灾难数据有效值排名第一的希腊,2008 年金融危机中已累计背负 2500 多亿欧元的巨额债务,相当于每个欧盟公民分摊 500 欧元之多。欧债危机爆发以来,希腊就业形势一片惨淡,失业率常年保持在 20%以上,作为经济支柱的旅游行业也遭遇重创,成为国际货币基金组织历史上第一个出现债务违约的发达经济体。消费灾难数据有效值排名第一位的委内瑞拉,拥有全球最高的通货膨胀,不切实际的高福利及油价暴跌造成委内瑞拉货币急剧贬值,民众收入大幅下降,失业率不断抬升,大量资本加速外逃,在危机面前,政府缺乏有效、有力的应对措施。根据数据计算得到的结论与世界实际经济发展状况相一致。

2. 我国 GDP 增长或下降超过 10%的灾难次数较多,有 30 次,世界排名第五,相比较而言,我国消费水平变化较平稳。对于 GDP 灾难概率,计算得到 25.0%,世界排名第二,灾难概率较大;消费灾难概率为 15.5%,世界排名第九位。对于灾难概率,陈彦斌和霍震等(2009)模拟我国居民财产分布时采用的灾难风险概率为 3.0%,陈国进和晁江锋等(2014)设定为 1.7%,赵向琴和袁靖等(2017)设定为 5.0%,显然以往文献采用的我国灾难风险概率校准值偏低。

(三) 2009—2021 年数据来源及整理说明

Barro 和 Urusa(2011)的数据库仅截至 2009 年,国内外学者对于灾难风险模型的应用研究中,灾难概率校准值均采用 Barro 和 Urusa(2011)的计算值。由于

2008 年金融危机后世界宏观经济及资本市场波动加剧,因此本文将数据库更新至 2021 年。根据世界经济数据库,对于 GDP 数据及最终消费支出数据,统一采用世界银行的 GDP 实际数据及最终消费支出实际数据。

(四) 2009—2021 年 41 个经济体灾难事件描述及灾难风险概率计算分析

将 Barro 和 Urusa(2011)的数据库更新至 2021 年,再加上南非和哥伦比亚,对宏观灾难风险事件及灾难风险概率进行计算。由于时间维度一致(2009—2021 年),因而对灾难数据有效值及灾难概率进行计算^①,得到如下结论:

1. 大部分经济体在 2009—2021 年之间宏观经济波动没有超过 9.5%。

2. 较大经济波动为正向波动的经济体包括蒙古国、印度、马来西亚、秘鲁、菲律宾、土耳其、乌拉圭及斯里兰卡。2008 年蒙古国国内生产总值为 28.56 亿美元,人均国内生产总值为 1064 美元;2010 年,在国际矿产品价格的影响下,经济快速复苏,国内生产总值增长 6.1%;2011 年,蒙古国国民生产总值同比增长 17.3%。因而蒙古国的较大经济波动均为正向波动。2008 年以来,受国际金融危机影响,斯里兰卡外汇储备大量减少,茶叶、橡胶等主要出口商品收入和外国短期投资下降,国内军事冲突结束后,政府采取了一系列积极应对举措,国际货币基金组织向斯里兰卡提

^①由于篇幅所限,计算结果在文中省略。

供 26 亿美元临时信贷安排,斯里兰卡当前宏观经济逐步回暖,呈现出良好发展势头,因而斯里兰卡的 1 次较大经济波动也是正向波动。

3. 较大经济波动为负向波动的国家包括阿根廷、巴西、希腊、俄罗斯、新加坡及委内瑞拉。2008 年受金融危机影响,新加坡的金融、贸易、制造、旅游等多个产业遭到冲击,经济增长 1.1%,2009 年跌至 -2.1%。随后政府采取积极应对措施,加强金融市场监管,努力维护金融市场稳定,提升投资者信心并降低通胀率,并推出新一轮刺激经济政策。2010 年新加坡经济增长 14.5%,但 2011 年受欧债危机影响,经济增长又明显放缓。

4. 我国的较大经济波动均为正向波动。2008 年 9 月,全球金融危机全面爆发后,中国经济增速快速回

落,出口出现负增长。为了应对危局,我国政府于 2008 年 11 月推出了进一步扩大内需、促进经济平稳较快增长的十项措施,因而我国 GDP 及消费在 2009 年及 2010 年较 2008 年均出现大幅增长,但 2010 年之后有所回落。

四、灾难风险尾部指数及消费者风险规避系数度量

(一) Power-Law 分布灾难风险股权溢价模型的适用性检验

由于 41 个经济体的股权溢价计算基准(即各经济体股票市场指数及真实债券收益率选择)存在差别,只能逐一计算,不能计算其平均值,因而参考 Barro 和 Urusa(2011)的研究,设定 41 个经济体股权溢价均值为 0.05,对于 41 个经济体的 GDP 灾难数据,采用 bootstrap 方法估计和的 95%置信区间,结果见表 2。

表 2 41 个经济体灾难风险尾部指数及相对风险规避系数估计结果

数据	参数	点估计值	标准差	95%置信区间
GDP	α	6.95	0.76	[5.68, 8.63]
GDP	γ	4.61	0.32	[4.29, 4.93]

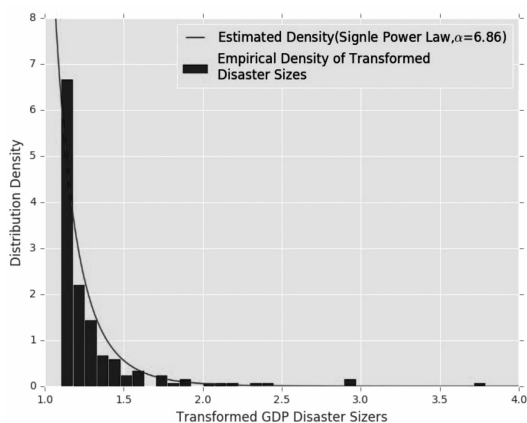


图 1 GDP 灾难数据直方图
及采用 Power-Law 分布拟合曲线

估计结果显示,全世界灾难风险呈现一定的尾部特征,Power-Law 分布拟合效果较好,尾部指数为 6.95,风险规避系数估计值为 4.61,与已有文献的设定值(3 或 4)相近。

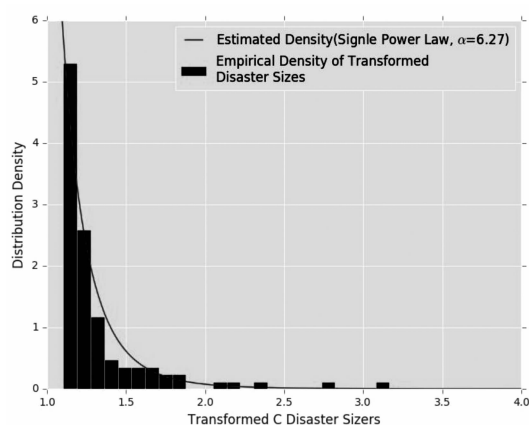


图 2 消费灾难数据直方图
及采用 Power-Law 分布拟合曲线

本文采用消费灾难数据做稳健型检验,对于 41 个经济体的消费灾难数据,采用 bootstrap 方法估计 α 和 γ 的 95%置信区间,结果见表 3。

表 3 41 个经济体灾难风险尾部指数及相对风险规避系数估计结果

数据	参数	点估计值	标准差	95% 置信区间
C	α	6.38	0.80	[5.02, 8.17]
C	γ	3.77	0.49	[3.28, 4.26]

估计结果显示,Power-Law 分布拟合效果仍然较好,尾部指数为 6.38,风险规避系数估计值为 3.77,与已有文献的设定值(3 或 4)相近,与 GDP 灾难数据估计结果相近。因此,采用 Power-Law 分布研究灾难风险股权溢价是合适的。

(二)33 个经济体宏观经济尾部风险指数估计结果对比分析

采用 Power-Law 分布灾难风险股权溢价模型,对世界各经济体宏观经济尾部风险指数及资本市场相对风险规避系数进行估计。由于我国及 7 个主要发达经济体(美国、英国、加拿大、法国、德国、意大利、日本)将在接下来着重讨论,因此这里仅对剩下的 33 个经济体的估计结果说明如下:

1. 对于宏观经济灾难风险尾部风险指数拟合值,希腊的尾部风险指数最小,为 2.17,尾部指数越小意味着宏观灾难风险分布厚尾特征越明显,也意味着希腊宏观经济灾难风险冲击最大;挪威的尾部风险指数

最大,为 7.23,其宏观经济灾难风险概率在 41 个经济体中仅高于英国,其余经济体的尾部风险指数估计结果在(2.17,7.23)区间内,模型的尾部风险指数估计结果与各经济体经济波动相一致。

2. 对于资本市场风险规避系数估计值,希腊的风险规避系数估计值最大,为 7.21;挪威的风险规避系数估计值最小,为 3.28;其余经济体的资本市场风险规避系数估计结果在(3.28,7.21)区间内。由于希腊的宏观经济灾难风险冲击最强,因而资本市场消费者风险规避系数最大;挪威的宏观经济灾难风险冲击最弱,因而资本市场消费者风险规避系数最小。与宏观经济灾难风险尾部风险指数估计结果相一致。

(三)我国及 7 个主要发达经济体的股权溢价比较
根据美国、英国、加拿大、法国、德国、意大利、日本 7 个主要发达经济体的历史真实股票收益率与真实债券收益率的均值数据,计算 7 个经济体的股权溢价,结果见表 4。

表 4 7 个主要发达经济体真实股票收益率、真实债券收益率与股权溢价

	真实股票收益率	真实债券收益率	差值(股权溢价)
加拿大	0.074(0.165)	0.024(0.024)	0.050(0.168)
法国	0.091(0.254)	0.019(0.029)	0.072(0.252)
德国	0.098(0.261)	0.018(0.015)	0.080(0.260)
意大利	0.067(0.283)	0.016(0.034)	0.051(0.279)
日本	0.095(0.262)	0.012(0.037)	0.083(0.253)
英国	0.097(0.242)	0.018(0.033)	0.079(0.250)
美国	0.089(0.180)	0.014(0.021)	0.076(0.175)
均值	0.087(0.235)	0.017(0.028)	0.070(0.234)

注:括号内为标准差。真实股票收益率代表本文的资产预期收益率,真实债券收益率代表无风险利率,股权溢价等于资产的预期收益率与无风险资产收益率之差。真实股票收益率与真实债券收益率等于每年的相应名义值与消费者价格指数相除。

数据显示,日本和德国的历史股权溢价最高,加拿大和意大利的历史股权溢价最低,美国、英国和法国的历史股权溢价居中。

采用中国经济数据库中我国上证 A 股股票收益率数据,关于股票市场收益率,考虑以流通股市值为权重加权平均,考虑配股、送股、拆细的影响以及红利再投资。股票收益率的计算方法通常有两种:一是采用对数收益率,二是采用百分比收益率。由于对数收益率具有很多良好的统计特征,因此在有关金融资产

定价领域多采用对数收益率的形式,故本文将上述收益率结果再换算成对数收益率形式。对于无风险利率,参考廖理和江毅慧(2003)、朱世武和郑淳(2003)、刘仁和和郑爱明(2007)、杜海凤和王晓婷(2011)、赵向琴和袁靖(2016)的研究,为了便于比较计算结果,本文也选用一年期银行存款利率代表无风险利率。如果在一年中该利率发生变化,则按时间对其进行加权,然后再减去通货膨胀率(CPI 环比数据),从而得到无风险实际利率。

由于我国股市 1992 年刚成立,规章制度及投资者股市操作不规范,因此本文剔除 1992—1995 年的数据,计算 1996—2021 年我国股权溢价算术平均值,并对股票实际对数收益率及实际无风险利率进行计算,并由此计算出 1996—2021 年我国股权溢价平均值为 0.0865。相比之下,我国股权溢价比 7 个主要发达国家的历史股权溢价均高出很多。

(四)我国及 7 个主要发达经济体的灾难风险尾部指数及资本市场风险规避系数估计结果对比

根据我国及 7 个主要发达经济体的真实历史股权溢价及 GDP 灾难数据,采用 Power-Law 分布 bootstrap 方法估计 α 和 γ 的值,结果见表 5。

表 5 我国及 7 个主要发达经济体的灾难风险尾部指数及资本市场风险规避系数估计结果

国家	参数	点估计值	标准差
美国	α	6.82	0.66
	γ	4.52	0.17
加拿大	α	6.91	0.51
	γ	4.36	0.22
英国	α	8.02	0.37
	γ	3.66	0.37
法国	α	6.77	0.56
	γ	4.78	0.19
德国	α	6.31	0.48
	γ	4.96	0.27
意大利	α	7.74	0.33
	γ	3.91	0.39
日本	α	5.69	0.59
	γ	5.02	0.16
中国	α	4.63	0.73
	γ	5.86	0.31

1. 对于“股权溢价之谜”,采用灾难模型框架估计风险规避系数位于合理区间,说明 Power-Law 分布灾难风险模型较好地解释了“股权溢价之谜”。

2. 对于灾难尾部指数拟合值,我国灾难发生尾部指数最小,意味着我国灾难数据分布厚尾特征最明显;日本其次,与灾难概率计算结果相一致;英国的灾难概率最小,因为英国经济发展一直比较平稳,因而英国的灾难发生尾部指数最大,其厚尾特征不明显;美国、加拿大及法国尾部指数计算值与世界水平相近。

3. 在对“股权溢价之谜”进行研究时,没有考虑灾

难事件时,刘仁和和郑爱明(2007)的风险规避系数计算结果为 255.05,赵向琴和袁靖(2016)的计算结果为 213.25,与经济学家认为不高于 10 的相对风险厌恶系数范围相差太大。因此,在考虑灾难的“股权溢价之谜”研究时,风险规避系数拟合值较合理。

4. 对于相对风险规避系数,我国消费者相对风险规避系数最大,说明我国消费者面对未来不确定性预防性储蓄倾向更强;日本其次,与灾难概率计算结果相一致;英国的消费者相对风险规避系数仍是最小;美国、加拿大及法国计算值与世界水平相近。这与袁靖和陈国进(2021)采用灾难风险对我国及其他 7 个国家的预防性储蓄研究结论相一致。

5. 根据 Barro (2006、2009)的研究,灾难幅度的分布呈典型的非正态厚尾分布。Reitz (1988)和 Barro (2006、2009)在估计模型时采用校准方法,对一个可能以每年 1.7%的概率发生,损失为当年 GDP 的 25% 的灾难,社会愿意减少每年近 20% 的 GDP 来消除这种潜在的灾难。由此可知,当未来的经济周期波动可能造成消费的大幅下降时,即便这一概率很小,人们也愿意牺牲相当大的福利来消除它,这一现象被称为“预防性储蓄”。由分析结果可知,我国灾难概率偏大,灾难风险尾部指数偏小,说明我国灾难风险尾部特征更明显,从而导致消费者对未来不确定性的风险规避系数更高,股权溢价更高。

(五)2009—2021 年我国宏观灾难风险尾部指数及资本市场风险规避系数估计

根据最新数据,计算出 2009—2021 年我国股权溢价平均值为 6.86%,而 1996—2009 年的计算结果为 8.99%,相比较而言,2009—2021 年我国的股权溢价平均值比 1996—2009 年的值低很多(一部分原因是 2015 年夏季股灾及 2016 年熔断机制后股市再暴跌导致这期间的股票收益率低)。采用 Power-Law 分布灾难风险股权溢价模型重新计算出 2009—2021 年我国的宏观灾难风险尾部指数提高至 5.79,资本市场风险规避系数下降至 4.79,说明近几年我国宏观经济运行较平稳,灾难风险冲击减小,而消费者风险规避系数减小则说明我国居民加强投资减少了预防性储蓄。

五、结论

近年来,随着银行借贷、伞形信托、融资融券、场外配资等杠杆资金入市,我国金融杠杆水平迅速攀

升。2014 年至今,杠杆驱动股票市场经历了股价泡沫的快速膨胀和破裂,导致 2014—2021 年股票收益下降进而股权溢价减小。与此同时我国名义 GDP 增速明显放缓,在经济下行与产能过剩的双重压力下,我国宏观经济杠杆风险也日益凸显。本文估计的近年资本市场消费者风险规避系数增大说明我国消费者对资本市场的投资风险追逐意识增强,有可能导致居民利用资本市场进行投资的债务杠杆率上升,杠杆驱动的资产价格泡沫往往会大幅提高金融危机的系统性风险,对金融部门和实体经济形成长期的负面冲击,因而如何采用灾难风险模型度量高杠杆带来的不确定风险冲击及冲击下的最优财政货币政策将是后续研究方向。◆

参考文献:

- [1]MEHRA R,PRESCOTT E C.The Equity Premium: A Puzzle[J].Journal of Monetary Economics,1985(15): 145-161.
- [2]CAMPBELL J Y.Consumption - Based Asset Pricing [M].Amsterdam:Elsevier,2003.
- [3]BARRO R J.Rare Disasters and Asset Markets in the Twentieth Century[J].Quarterly Journal of Economics, 2006,121(3):823-866.
- [4]BARRO R J,URSUA J F.Consumption Disasters since 1870[J].Brookings Papers on Economic Activity, 2008:255-335.
- [5]GABAIX X.Variable Rare Disasters:An Exactly Solved Framework for Ten Puzzles in Macro -Finance [J].The Quarterly Journal of Economics,2012,127(2): 645-700.
- [6]RIETZ T.The Equity Risk Premium:A Solution[J]. Journal of Monetary Economics,1988,22(1):133-136.
- [7]WACHTER J A.Can Time -Varying Risk of Rare Disasters Explain Aggregate Stock Market Volatility? [J]. The Journal of Finance,2013,68(3):987-1035.
- [8]GABAIX X.Power Laws in Economics and Finance [J].Annual Review of Economics,2009(1):255-293.
- [9]BARRO R J,JIN T.On the Size Distribution of Macroeconomic Disasters[J].Econometrica,2011,79(5): 1567-1589.
- [10]陈彦斌,霍震,陈军.灾难风险与中国城镇居民财产分布[J].经济研究,2009,44(11):144-158.
- [11]庄子罐,崔小勇,龚六堂,等.预期与经济波动:预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗? [J].经济研究, 2012,47(6):46-59.
- [12]陈国进,晁江锋,武晓莉,等.罕见灾难风险和中国宏观经济波动[J].经济研究,2014,49(8):54-66.
- [13]赵向琴,袁靖,陈国进.灾难冲击与我国最优财政货币政策选择[J].经济研究,2017,52(4):34-47.
- [14]袁靖,陈国进.罕见灾难、不确定性冲击和国债风险溢价:基于非线性 DSGE 模型[J].统计与信息论坛,2015, 30(5):50-56.
- [15]陈国进,许秀,赵向琴.罕见灾难风险和股市收益: 基于我国个股横截面尾部风险的实证分析[J].系统工程理论与实践,2015,35(9):2186-2199.
- [16]赵向琴,袁靖.罕见灾难风险与中国股权溢价[J].系统工程理论与实践,2016,36(11):2764-2777.
- [17]廖理,江毅慧.中国股票市场风险溢价研究[J].金融研究,2003(4):23-31.
- [18]朱世武,郑淳.中国资本市场股权风险溢价研究[J].世界经济,2003(11):62-70+80.
- [19]刘仁和,郑爱明.风险厌恶、跨期替代与股权溢价之谜[J].上海经济研究,2007(8):67-72.
- [20]杜海凤,王晓婷.股权溢价研究[J].经济论坛,2011 (8):104-108.
- [21]袁靖,陈国进.习惯形成、灾难风险和预防性储蓄: 国际比较与中国经验[J].当代财经,2017(2):40-51.
- [22]史本叶,杨善然.BGG-DSGE 模型下罕见灾难风险宏观经济效应研究:兼论新冠肺炎疫情的宏观经济影响[J].吉林大学社会科学学报,2021,61(2):116-127+ 237.
- [23]郭栋.灾难风险经济冲击效应与货币政策机制选择研究:基于 DSGE 模型的新冠肺炎疫情经济模拟[J].国际金融研究,2020(8):24-34.
- [24]丁志帆,孔存玉.灾难风险冲击与结构性财政政策的收入分配效应研究[J].财贸经济,2020,41(12):53- 67.

省域综合竞争力评价研究

——以山东省为例

李晓璐

(国家开发银行 山东省分行, 山东 济南 250001)

摘要: 山东是全国经济大省, 经济总量和实体经济规模位居全国前列, 其经济的高质量发展对全国起着重要的推动作用。山东省“十四五”规划纲要中提出山东将聚焦“走在前列、全面开创”, 经过五年努力, 山东主要领域现代化进程走在全国前列, 新时代现代化强省建设取得突破性进展, 到 2035 年, 基本建成新时代现代化强省。运用因子分析法, 建立较为科学合理的指标体系, 定量评价山东在全国的综合竞争力, 从全国视角, 评判山东的优势、差距与短板弱项, 为推动山东建设新时代现代化强省提供决策参考。

关键词: 现代化强省; 综合竞争力; 因子分析; 双循环

中图分类号: F299.27; F127

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)05-0028-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.05.004

一、引言

中国是世界唯一拥有全部 41 个工业大类的国家, 山东是中国唯一拥有全部 41 个工业大类的省。靠实体经济立省的山东, 在全国经济版图中具有举足轻重的地位, 是中国庞大经济体系的强大“稳定器”之一。习近平总书记对山东发展提出“三个走在前”的重要指示要求, 这是对山东工作的明确要求, 也是殷切期望和嘱托。作为经济大省的山东如何充分发挥优势, 增强对全国发展的带动作用, 把握好山东在全国版图中的准确定位, 挖掘山东在竞争中的比较优势, 提高山东综合竞争力是必须要考虑的问题。

比较优势理论与竞争理论是研究省域竞争力的基本理论。大卫·李嘉图在对绝对优势理论进行深入分析的基础上, 提出了比较优势理论。该理论认为两个国家的产品在劳动生产率差距上存在差异, 产品之间必然有优劣之分, 应遵循“两优相权取其重、两劣相权取其轻”的原则进行分工和贸易。比较优势理论是对国家间的贸易进行分析得到的, 对省域经济获取竞争优势有着重要的参考和借鉴作用。省域经济在竞争中要发挥自身优势资源的价值, 生产出其他区域无法生产或者质量较高的产品, 便具有竞争优势。对山东综合竞争力进行研究, 需充分借鉴这一理论, 准确识别

山东在全国经济发展中具有的比较优势与劣势, 在此基础上对其竞争力的提升提出建议, 以促进山东省域经济的发展。迈克尔·波特提出“国家竞争力钻石模型”, 指出国家的竞争力由要素条件、需求因素、企业战略、组织和竞争状况、相关和辅助行业五个要素以及政府作用和机遇两个外生因素组成, 同时强调了先进生产要素在社会向创新驱动发展阶段中的作用。竞争理论为省域综合竞争力研究提供了重要的理论基础。竞争优势理论中对影响因素的分析及提出的研究方法和模型, 对省域竞争力评价体系的构建具有重要的指导意义。但迈克尔·波特的竞争理论主要聚焦于国家之间的产业和市场竞争, 并没有系统地对省域等领域做出细致研究。本文围绕山东省综合竞争力开展研究, 把研究层次确定为省域经济, 以竞争力评价的方式找出在提升山东省综合竞争力过程中存在的问题, 以推动山东更好服务全国大局, 扛牢大省担当。

二、山东省综合竞争力评价

(一) 构建评价指标体系

走在前、开新局, 是习近平总书记对山东工作的明确要求, 是山东必须肩负起的光荣使命。实现走在前, 事关山东发展, 也事关全国大局。山东是经济大省、文化大省、人口大省, 在全国发展大局中占有重要位置。

作者简介: 李晓璐(1991—), 女, 山东济南人, 硕士, 经济师, 研究方向为区域经济与金融发展。

在全面建设社会主义现代化国家新征程中,作为东部沿海省份,山东有责任为全国发展大局作出更大贡献。

基于此,准确测度和评价山东省域综合竞争力,对山东乃至全国都有着极为重要的理论和现实意义。本

文在参考相关学者论述和文献资料的基础上,结合山东实际,从经济、创新、双循环、资源基础、生态环境五个维度,选取 42 项指标,构建评价指标体系(见表 1),对全国 31 个省(区、市)竞争力进行综合测算评价。

表 1 省域综合竞争力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
经济竞争力	综合效益	X1-GDP(亿元)
		X2-一般公共预算收入
		X3-人均 GDP(元)
		X4-人均一般公共预算收入(元)
	资本实力	X5-金融机构人民币年末存款余额(亿元)
		X6-金融机构人民币年末贷款余额(亿元)
	居民收入	X7-居民人均可支配收入(元)
创新竞争力	创新基础	X8-有效发明专利数(件)
		X9-每十万人拥有大专以上学历人数(人)
		X10-全部企业 R&D 人员(人)
		X11-规上工业企业研发机构(个)
		X12-众创空间数量(个)
	创新投入	X13-新产品研发经费支出(亿元)
		X14-规上工业引进技术经费支出(亿元)
		X15-规上工业技术改造经费支出(亿元)
		X16-研发投入强度(%)
双循环竞争力	国际循环	X17-技术市场成交额(亿元)
		X18-经济外向度(%)
		X19-货物进出口总额(亿元)
		X20-外商投资企业货物进出口总额占进出口的比重(%)
	国内循环	X21-国际旅游收入(百万美元)
		X22-旅客周转量(亿人公里)
		X23-货物周转量(亿吨公里)
		X24-人均邮电业务总量(元)
		X25-每百家企业拥有网站数(个)
		X26-有电子商务交易活动的企业占比(%)
		X27-社会消费品零售额总额(亿元)
		X28-网上零售额(亿元)
资源基础竞争力	自然资源	X29-森林覆盖率(%)
		X30-水资源总量(亿立方米)
	人力资源	X31-年末常住人口(万人)
	主要产品	X32-人均发电量(千瓦时/人)
		X33-钢材产量(万吨)
		X34-水产品总产量(万吨)
		X35-粮食产量(万吨)
生态环境竞争力	污染物排放	X36-废水中化学需氧量排放(万吨)
		X37-废气中颗粒物排放(万吨)
		X38-单位 GDP 用水量(立方米/万元)

(续表)

一级指标	二级指标	三级指标
生态环境竞争力	污染治理	X39-城市污水日处理能力(万立方米)
		X40-城市生活垃圾无害化处理能力(吨/日)
		X41-城镇环境基础设施建设投资(万元)
		X42-工业污染治理完成投资(万元)

(二)确定竞争力模型

采用因子分析法,通过对42项评价指标数据标准化处理、因子分析法适用性判定(KMO和Bartlett检验)、提取公因子、因子旋转等步骤,建立因子和研究项之间的关系等式,确定包括经济竞争力、创新竞争力、双循环竞争力、资源基础竞争力、生态环境竞争力

五个维度的评价模型。

(三)计算竞争力得分

将评价指标数据代入竞争力模型,测算得出全国31个省(区、市)五个维度竞争力和综合竞争力得分(见表2)。

表2 全国31个省(区、市)分维度竞争力得分及综合竞争力得分

地区	经济竞争力		创新竞争力		双循环竞争力		资源基础竞争力		生态环境竞争力		综合竞争力	
	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名
北京	1.43	3	0.74	4	0.61	5	-0.64	25	0.94	4	3.08	5
天津	0.07	9	-0.07	13	-0.15	16	-0.94	29	0.23	13	-0.87	17
河北	-0.07	12	-0.03	9	-0.10	13	0.53	7	-0.79	29	-0.46	14
山西	-0.38	20	-0.31	19	-0.48	27	-0.50	22	-1.50	30	-3.17	29
内蒙古	-0.28	19	-0.47	23	-0.44	23	-0.30	18	-1.95	31	-3.44	30
辽宁	-0.12	15	-0.16	16	-0.22	17	0.24	13	-0.71	27	-0.97	18
吉林	-0.54	25	-0.40	20	-0.50	28	-0.44	21	-0.12	19	-2.00	23
黑龙江	-0.57	27	-0.50	25	-0.56	31	-0.06	16	-0.42	24	-2.11	24
上海	1.47	2	0.53	5	1.30	2	-0.82	28	0.52	5	3.00	6
江苏	1.42	4	1.59	2	1.09	3	0.95	3	1.22	2	6.27	2
浙江	1.11	5	1.01	3	0.90	4	0.90	4	1.21	3	5.13	3
安徽	-0.09	13	0.15	7	0.09	8	0.18	14	0.20	14	0.54	11
福建	0.20	7	-0.06	11	0.15	7	0.73	5	0.36	7	1.38	7
江西	0.27	18	-0.23	18	-0.23	18	0.25	12	0.09	17	-0.39	13
山东	0.55	6	0.50	6	0.31	6	1.48	2	0.29	10	3.13	4
河南	0.01	10	-0.14	15	-0.03	10	0.47	8	0.47	6	0.78	8
湖北	-0.05	11	0.12	8	-0.08	11	0.43	9	0.29	9	0.71	10
湖南	-0.11	14	-0.03	9	-0.13	14	0.41	11	0.25	11	0.39	12
广东	1.77	1	3.02	1	2.28	1	1.90	1	1.82	1	10.79	1
广西	-0.47	22	-0.41	21	-0.27	20	0.42	10	0.23	12	-0.50	15
海南	-0.56	26	-0.63	30	-0.33	21	-0.53	23	0.13	15	-1.92	21
重庆	-0.17	16	-0.19	17	-0.09	12	-0.41	20	0.30	8	-0.55	16
四川	0.08	8	-0.06	11	0.02	9	0.59	6	0.11	16	0.74	9
贵州	-0.50	23	-0.52	26	-0.34	22	-0.29	17	-0.32	23	-1.97	22
云南	-0.40	21	-0.48	24	-0.23	18	0.07	15	-0.73	28	-1.77	20
西藏	-0.72	31	-0.69	31	-0.50	28	-0.77	26	-0.02	18	-2.71	26
陕西	-0.25	17	-0.12	14	-0.14	15	-0.34	19	-0.25	21	-1.10	19
甘肃	-0.70	29	-0.45	22	-0.45	24	-0.81	27	-0.30	22	-2.71	25
青海	-0.71	30	-0.61	29	-0.46	25	-1.08	31	-0.71	26	-3.56	31
宁夏	-0.65	28	-0.52	26	-0.47	26	-1.04	30	-0.20	20	-2.88	27
新疆	-0.51	24	-0.58	28	-0.55	30	-0.61	24	-0.64	25	-2.89	28

三、山东省优势与差距分析

总体看,山东省综合竞争力得分 3.13,居全国第 4 位,广东(10.79)、江苏(6.27)和浙江(5.13)综合得分居全国前三位,山东处于四强之内,属于整体竞争力较强省份。需要指出的是,站在全国看山东,山东省正面临着“前有标兵、后有追兵、左右有强兵”的局势,优势突出,短板弱项也很明显。对标京津冀、长三角、成渝、长江中游城市群的主要省(市),逐项比较分析,聚焦山东发展优势,厘清发展中的短板弱项,山东省优势与不足突出表现为“五大矛盾”。

(一)总量优势与人均指标相对不足之间的矛盾

评价结果显示,山东省经济竞争力得分 0.55,居全国第 6 位。但从分值看,明显低于前 5 位,广东得分最高为 1.77,上海、北京、江苏和浙江得分依次为 1.47、1.43、1.42 和 1.11。

从优势看,山东省总量优势比较明显,GDP 总量居

全国第 3 位,一般公共预算收入居全国第 5 位,金融机构本外币贷款余额居全国第 4 位。

从不足看,山东省人均指标差距大是主要不足,主要表现为“四低”。一是人均 GDP 低。2021 年,山东省人均 GDP 为 81727 元,居全国第 8 位,低于京津冀、长三角、珠三角主要省(市),分别是江苏、浙江和广东的 59.6%、72.3%和 83.2%,分别是北京和天津的 44.4%和 71.9%。二是人均可支配收入低。2021 年,山东省居民人均可支配收入为 35705 元,居全国第 7 位,与浙江、江苏和广东相比,分别低 21836 元、11793 元和 9288 元。三是人均消费支出低。2021 年,山东省人均消费支出为 22821 元,分别是浙江、江苏和广东的 62.2%、72.6%和 72.2%。四是人均一般公共预算收入低。2021 年,山东省人均一般公共预算收入为 7163 元,居全国第 7 位,分别为上海和北京的 22.9%和 26.4%,分别是浙江、江苏和广东的 56.7%、60.8%和 64.4%(见表 3)。

表 3 2021 年部分省(市)人均指标排名

地区	人均 GDP(元)		人均一般公共预算收入(元)		居民人均可支配收入(元)	
	总量	排名	总量	排名	总量	排名
北京	183980	1	27101	2	75002	2
天津	113732	4	15594	3	47449	5
上海	173630	2	31225	1	78027	1
江苏	137039	3	11776	5	47498	4
浙江	113032	5	12634	4	57541	3
安徽	70321	9	5723	9	30904	9
江西	65560	11	6226	8	30610	11
湖北	86416	7	5632	11	30829	10
湖南	69440	10	4909	12	31993	8
山东	81727	8	7163	7	35705	7
广东	98285	6	11119	6	44993	6
四川	64326	12	5701	10	29080	12

(二)科技创新得分位次靠前与创新投入相对不足之间的矛盾

评价结果显示,山东省创新竞争力得分 0.50,居全国第 6 位,位次靠前,表明山东有较好的创新基础和创新能力。但分值大幅低于前 3 位省份,广东创新竞争力得分最高为 3.02,江苏为 1.59、浙江为 1.01,分值均高于山东省(见表 4)。

从优势看,山东省的有效发明专利、企业 R&D 人员、技术市场交易额优势明显,总量位次居前。2020 年山东省有效发明专利为 78926 件,居全国第 4 位;全

部企业 R&D 人员 41.8 万人,居全国第 4 位;技术市场交易额 1904 亿元,居全国第 4 位。

从不足看,山东省与苏浙粤等创新强省相比,仍然存在较大差距,主要体现在“三少一低”。一是工业创新投入相对较少。从规上工业引进技术经费支出看,2020 年山东省为 10.3 亿元,居全国第 8 位,仅相当于广东、上海和江苏的 4.9%、10.6%和 49.5%。从规上工业技术改造经费支出看,山东省为 221.6 亿元,居全国第 5 位,仅为广东的 33%、江苏的 61.8%。从规上工业企业研发机构设置看,山东省 5536 个,居全国第 5 位,

表 4 2021 年部分省(市)创新竞争力得分及排名

地区	创新竞争力	
	得分	位次
北京	0.74	4
天津	-0.07	13
上海	0.53	5
江苏	1.59	2
浙江	1.01	3
安徽	0.15	7
江西	-0.23	18
湖北	0.12	8
湖南	-0.03	9
山东	0.50	6
广东	3.02	1
四川	-0.06	11

但仅分别为广东、江苏和浙江的 19.6%、28.9%和 30.9%。二是企业研发人员相对较少。2020 年,山东省全部企业研发人员 41.84 万人,居全国第 4 位,与前 3 位的广东、江苏和浙江相比,分别少 61.7 万人、36.0 万人和 26.3 万人。三是研发成果转化相对较少。2021 年,山东省的国内专利授权数 33 万件,居全国第 4 位,比前三位的广东、江苏和浙江分别少 54.2 万件、31.1 万件和 13.5 万件。其中,山东省的发明专利授权数 3.6 万件,居全国第 5 位,比前 4 位的广东、北京、江苏和浙江分别少 6.7 万件、4.3 万件、3.3 万件和 2.1 万件。四是研发投入强度相对较低。2020 年,山东省研发经费投入

强度为 2.30%,低于全国 2.40%的平均水平,居全国第 9 位。

(三)双循环相对畅通与电商拓展不足之间的矛盾

评价结果显示,山东省双循环竞争力得分为 0.31,居全国第 6 位,属于内外循环相对畅通的省份,广东(2.28)、上海(1.30)、江苏(1.09)、浙江(0.90)、北京(0.61)分居前 5 位。

从优势看,山东省进出口货物贸易额较大,进出口总额居全国第 6 位;消费能力较强,社会消费品零售总额居全国第 3 位。

从不足看,山东省进出口带动力相对不足、电子商务和物流开拓不足等问题依然存在,具体体现在“三个不足”。一是进出口总额与苏浙粤相比明显不足。2021 年,山东省进出口总额仅相当于广东的 35.4%、江苏的 56.2%、浙江的 70.7%;进出口总额占 GDP 的比重为 35.3%,居全国第 8 位,分别低于广东、浙江和江苏 31.2 个、21.1 个和 9.5 个百分点。二是外商投资企业进出口带动作用明显不足。山东省外商投资企业货物进出口总额占进出口的比重仅为 20.0%,居全国第 17 位,比全国平均水平低 15.9 个百分点,远远低于江苏、广东。三是电商开拓明显不足。2021 年,山东省网上零售额 5409.1 亿元,居全国第 7 位,仅为广东的 19.0%、浙江的 30.7%和江苏的 49.8%。从快递量看,2021 年山东省快递量 56 亿件,仅为广东的 19.0%、浙江的 24.6%和江苏的 65.0%(见表 5)。

表 5 2021 年部分省(市)双循环竞争力指标排名

地区	货物进出口总额 (亿元)		经济外向度 (%)		外商投资企业货物进出口 总额占进出口比重(%)		社会消费品零售 总额(亿元)		网上零售额 (亿元)	
	总量	位次	总量	位次	总量	位次	总量	位次	总量	位次
北京	30438.4	5	75.6	2	22.2	15	14867.7	12	11881.1	4
天津	8567.4	9	54.6	5	50.3	5	3769.8	26	1732.0	15
上海	40610.4	4	94.0	1	61.6	2	18079.3	11	13783.6	3
江苏	52130.6	2	44.8	6	52.5	4	42702.6	2	10870.8	5
浙江	41429.1	3	56.4	4	16.0	21	29210.5	4	17634.6	2
安徽	6920.2	13	16.1	15	25.4	12	21471.2	8	3049.8	11
江西	4980.4	18	16.8	14	22.9	14	12206.7	15	2163.9	14
湖北	5374.4	17	10.7	23	18.6	18	21561.4	7	3415.9	9
湖南	5988.6	14	110.0	20	8.9	23	18596.9	10	2164.3	13
山东	29304.1	6	35.3	3	20.0	17	33714.5	3	5409.1	7
广东	82680.3	1	66.5	3	38.2	10	44187.7	1	28467.2	1
四川	9513.6	3	17.7	13	40.2	9	24133.2	6	3389.1	8

(四) 经济发展内在要求与资源环境保护之间的矛盾

评价结果显示,山东省资源基础竞争力得分 1.48,居全国第 2 位,分值明显高于第 3 位江苏(0.95)和第 4 位浙江(0.90)。生态环境竞争力得分 0.29,居全国第 10 位,且分值远远低于前 3 位的广东(1.82)、江苏(1.22)和浙江(1.21)。表明山东省资源基础厚实与环境承载

力之间的矛盾比较突出。

从优势看,山东省人力资源、自然资源、主要产品产量等资源基础优势突出。2021 年山东常住人口超过 1 亿人,居全国第 2 位,钢材、水产品、粮食产量居全国前 3 位,其他行业如石油化工、有色金属、建材、农副产品加工、纺织服装、通用及专用机械制造等多年来在全国处于相对领先地位(见表 6)。

表 6 2021 年部分省(市)资源基础竞争力指标排名

地区	年末常住人口(万人)		钢材产量(万吨)		水产品总产量(万吨)		粮食产量(万吨)	
	总量	位次	总量	位次	总量	位次	总量	位次
北京	2189	26	203.4	28	16.6	25	37.8	31
天津	1373	27	5991.7	6	27.3	19	249.9	26
上海	2489	23	1941.4	20	22.8	22	94.0	30
江苏	8505	4	15701.9	2	493.8	5	3746.1	8
浙江	6540	8	3451.8	15	599.1	4	620.9	23
安徽	6113	9	3820.3	12	236.5	11	4087.6	4
江西	4517	13	3480.9	14	269.5	9	2192.3	13
湖北	5830	10	3852.1	11	483.2	6	2764.3	11
湖南	6622	7	2979.7	16	266.1	10	3074.4	10
山东	10170	2	10667.6	3	854.4	2	5500.7	3
广东	12684	1	5111.2	8	884.5	1	1279.9	18
四川	8372	5	3496.3	13	166.5	12	3582.1	9

从不足看,山东生态环境竞争力得分居全国第 10 位,排名相对靠后,废气、废水、固体废物排放量相对较大,具体表现为“不优、不易”。一是产业体系不优。山东省产业结构偏重、能源结构偏煤特征比较突出,

污染物排放量大,仍是“心头之痛”。山东省主营业务收入排在前列的轻工、化工、机械、冶金等,多为资源型产业,能源原材料产业占比在 40%以上,而广东、江苏两省的第一大行业,均为计算机通信等先进装备制

表 7 2021 年部分省(市)生态环境竞争力指标排名

地区	废水中化学需氧量排放(万吨)		废气中二氧化硫排放(万吨)		废气中颗粒物排放(万吨)	
	总量	位次	总量	位次	总量	位次
北京	4.87	31	0.14	31	0.54	31
天津	15.52	27	0.85	27	1.28	27
上海	7.51	30	0.58	28	0.98	28
江苏	119.49	10	8.86	13	12.58	16
浙江	49.87	23	4.33	25	7.16	23
安徽	120.04	8	8.55	15	11.73	17
江西	109.57	12	8.75	14	10.97	19
湖北	156.75	2	9.21	12	13.36	14
湖南	151.82	6	8.49	16	15.02	12
山东	156.28	3	16.53	4	21.59	9
广东	158.08	1	9.79	11	13.47	13
四川	135.82	7	13.58	8	19.21	10

造业。2021 年中国互联网企业 100 强中,山东无 1 家企业上榜,广东上榜企业 14 家、江苏和福建 7 家、浙江 6 家。滴滴打车、支付宝、微信等具有引领作用的创新模式,原创都不在山东。二是“三废”改善不易。从生态环境看,山东省的废水中化学需氧量、废气中二氧化硫和颗粒物排放量分别居全国第 3 位、第 4 位、第 9 位,污染物排放居全国前列。江苏和广东同山东类似,同属排放量较多的省份,但污染物排放比山东省少。2021 年,两省二氧化硫排放量比山东省分别少 7.67 万吨、6.74 万吨;颗粒物排放量比山东省分别少 9.01 万吨、8.12 万吨(见表 7)。

(五)城市间相对均衡发展“与‘双子星’龙头突破之间的矛盾

山东地处南北交界地带,区位优势明显,资源禀赋突出,战略位置显要,在国家发展大局中扮演着十分重要的角色。但是,山东省 16 个地级市中没有像广

州、深圳、杭州、苏州这样在全国响当当的超大城市,整体竞争力和凝聚力相对较弱。

从优势看,经过多年接续奋斗,山东发展在多个方面形成比较优势,这些优势是山东发展的信心所在、底气所在、潜力所在。同时,16 个地级市之间的发展也较为均衡。

从不足看,缺乏超级城市,济南和青岛的龙头带动作用不够。在全国 15 个副省级城市中,济南和青岛主要经济指标如地区生产总值、规上工业增加值增速、社会消费品零售总额等多居中游,个别指标排名靠后。

一是城市规模竞争力弱。全国范围内,多个省份有“双子星”城市,即经济强市与省会城市“平起平坐”的情况。山东“双子星”(济南、青岛)与江苏(苏州、南京)、浙江(杭州、宁波)、广东(深圳、广州)“双子星”城市相比,在 GDP 总量、人均 GDP、人口数量等方面还有很大的差距(见表 8)。

表 8 2021 年鲁苏浙粤四省中“双子星”城市主要指标

省份	城市	GDP(亿元)	位次	人口(万人)	位次	人均 GDP(万元)	位次
山东	济南	11432.2	8	920.2	8	12.42	8
	青岛	14136.5	7	929.1	5	15.22	5
江苏	苏州	22718.3	3	1284.8	3	17.68	1
	南京	16355.3	5	942.3	7	17.36	2
浙江	杭州	18109.0	4	1220.4	4	14.84	7
	宁波	14594.9	6	954.4	6	15.29	4
广东	深圳	30664.9	1	1768.2	2	17.34	3
	广州	28232.0	2	1881.1	1	15.01	6

二是城市吸引力不强。根据最新公布的《中国城市引力指数榜 100 强》和《中国小康城市前 100 强城市排名》,济南和青岛与苏浙粤三省“双子星”城市相

比,排名位次落后。两市在城市引力指数 100 强中分别排名 21 位、15 位,苏浙粤“双子星”城市引力指数 100 强排名均在前 10 位以内,两者存在较大差距(见表 9)。

表 9 鲁苏浙粤四省中“双子星”城市引力指数和小康城市全国排名

省份	城市	中国城市引力指数 100 强排名位次	中国小康城市前 100 强城市排名位次
山东	济南	21	32
	青岛	15	22
江苏	苏州	6	3
	南京	7	6
浙江	杭州	5	2
	宁波	10	7
广东	深圳	2	1
	广州	4	9

三是规上工业企业少。济南、青岛规模以上工业企业合计只有 6071 家,大大少于苏浙粤三省“双子星”城市企业数量,仅为广州和深圳的 34.7%、南京和

苏州的 40.1%、杭州和宁波的 41.7%。在港澳台商投资和外商投资企业方面,济南、青岛与苏州、宁波、深圳、广州也存在较大差距(见表 10)。

表 10 2020 年鲁苏浙粤四省中“双子星”城市规上工业企业情况

省份	城市	工业企业数	位次	内资企业	位次	港澳台商投资企业	位次	外商投资企业	位次
山东	济南	2215	8	2073	8	60	8	82	8
	青岛	3856	6	3031	6	186	6	639	4
江苏	苏州	11900	1	7955	2	1119	2	2826	1
	南京	3231	7	2685	7	183	7	363	7
浙江	杭州	5992	5	5248	4	284	5	460	6
	宁波	8571	3	7237	3	648	4	686	2
广东	深圳	11255	2	9019	1	1641	1	595	5
	广州	6208	4	4912	5	652	3	644	3

四是科创水平偏低。从科技创新情况看,2020 年济南和青岛专利授权数合计为 94369 件,仅为苏州和南京的 43.9%、广州和深圳的 58.5%、杭州和宁波的

61.7%。在发明专利授权数方面,济南、青岛与杭州、广州、南京、苏州同样存在较大差距(见表 11)。

表 11 2020 年鲁苏浙粤四省中“双子星”城市科技创新情况

省份	城市	专利授权数(件)	位次	发明专利(件)	位次
山东	济南	36673	7	5294	7
	青岛	57696	6	8634	5
江苏	苏州	138861	2	9909	4
	南京	76323	4	14897	3
浙江	杭州	92399	3	17327	1
	宁波	60520	5	5331	6
广东	深圳	4574	8	173	8
	广州	155835	1	15077	2

四、提升山东省综合竞争力的对策建议

(一)聚焦创新驱动,以勇当科创先锋的魄力推进科教兴省,持续提升创新竞争力

一是持续推动全省科技研发能力再上新台阶。大力争取国家战略科技力量在山东布局,积极参与国际大科学计划和工程,建设一批国际国内联合实验室,加大对大学和科研院所支持力度,提升基础研究和应用基础研究能力。完善人才、资本、信息、技术等创新要素自由流动政策体系,支持各市共建科技研发和转化基地。二是提升企业技术创新能力。强化领军企业创新引领作用,推动大型工业企业研发机构全覆盖,引导全部规模以上工业企业建立研发中心,强化校企合作、企企合作,打造产学研协同创新网络。三是优化人才引育工作。以更大力度、更强决心、更优环境强化

人才工作,实现人才集聚与经济发展的互促共赢。发挥高校带动作用,深化高水平大学、高水平学科建设,全面提升全省科技、教育实力。

(二)聚焦协调联动,以集团化前进的步伐促进区域协调发展,持续提升区域竞争力

一是“自强”发力,努力打造在全国叫得响的超级城市。深入实施“强省会”战略,打造黄河流域生态保护和高质量发展示范标杆。支持青岛以更高水平“搞活一座城”,建设新时代社会主义现代化国际大都市。强化济青双城联动,充分发挥济青双核在山东省域中的产业增长极作用,努力打造在全国叫得响的超级城市。二是“自强”推动,加快“三圈”一体化发展。一方面,对内一体互补。以济南为中心,辐射带动淄博、泰安、聊城、德州、滨州、东营六市一体发展。推进青潍日

同城化和烟威同城化发展。推动临沂、枣庄、济宁、菏泽四市强化城市功能,全面优化提升城市承载能力和建设品质。另一方面,对外共建共享。深化省会经济圈与郑州都市圈合作,支持胶东经济圈建立黄河流域城市陆海联动开放发展合作机制。共同谋划鲁豫对接通道建设,推动两省重大交通基础设施互联互通。支持菏泽、聊城等市与河南商丘、濮阳等市建设产业承接转移示范区,打造两省合作桥头堡。三是“共强”合作,实现区域协同发展的双赢。推动聊城、德州、滨州、东营积极承接北京、天津非都市功能的产业转移;南下连接长三角,主动对接上海,提高鲁沪上下游产业链的发展深度。借鉴飞地经济模式,大力引进粤港澳大湾区产业人才和高水平创新团队,推动传统产业转型升级,提升产业附加值。

(三)聚焦绿色发展,以坚决有力的实际行动促进人与自然和谐共生,持续提升生态环境竞争力

一是降碳增效。推动高耗能高排放行业绿色低碳转型,积极参与碳市场建设和将要出台的碳边境调节机制,增强企业碳排放管理意识,推进生产工艺减碳技术改造,完善企业层面碳排放计量监测设备,加强碳排放管理人才培养和队伍建设。二是扩绿提质。打造山水林田湖草沙生命共同体。坚持保护优先、自然恢复为主,构建生态廊道和生物多样性保护网络,筑牢生态安全屏障。

(四)聚焦开放带动,以勇立潮头的姿态加快构建新发展格局,持续提升双循环竞争力

一是放大国家级战略平台效应。以青岛为龙头,推动与烟潍威日四市强核聚群、抱团发展,共建中日韩地方经贸合作先行区、胶东滨海科创大走廊和黄河流域开放门户。发挥胶东经济圈战略优势地位,构建

“中心引领、轴带展开、湾区带动、多点支撑”的陆海统筹发展布局。二是深化对外务实合作。与“一带一路”沿线国家和地区加强交流合作,携手打造数字丝绸之路、创新丝绸之路、健康丝绸之路和人文丝绸之路。深入对接《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP),在货物贸易、服务贸易等领域深度合作,依托中国—东盟中小企业合作委员会等平台,拓展东盟市场。充分利用“齐鲁号”中欧班列、陆海新通道等物流和贸易通道,推广“班列+”商业模式,提高运贸产一体化水平。

(五)聚焦共享共富,以高质量发展成果增进民生福祉,持续提升经济社会竞争力

一是多渠道增加财政收入。积极培植、涵养财源,强化收入征管,调整优化支出结构,努力做大蛋糕。二是多渠道提高居民收入。持续抓好山东省《进一步提高居民可支配收入若干政策措施》文件的落实落细,切实增加低收入者收入,扩大中等收入群体,努力提高居民人均可支配收入,不断缩小城乡居民收入差距,努力分好蛋糕。三是多渠道安置就业。通过扩大众创空间数量、发放企业稳岗补贴、鼓励适龄青年参军入伍、扶持高校毕业生自主创业等举措积极扩大创业就业。四是加快城市更新步伐。既为扩大内需,提振经济发展,提供有效动力,也为补齐城市建设短板,解决“城市病”问题,提升城市品质、优化城市功能,提升居民幸福感及满足感,提供有力支撑。◆

参考文献:

- [1]亚当·斯密.国民财富的性质和原因的研究[M].郭大力,王亚南,译.北京:商务印书馆,1972.
- [2]迈克尔·波特.竞争论[M].高等第,译.北京:中信出版社,2003.
- [3]马汴京.我国地区经济差距影响因素实证研究[D].武汉:华中科技大学,2011.
- [4]倪鹏飞.中国城市竞争力理论研究与实证分析[M].北京:中国经济出版社,2001.
- [5]宫诚举.中国省域经济竞争力的综合评价[J].统计与决策,2020,36(6):91-95.
- [6]全国经济综合竞争力研究中心福建师范大学分中心课题组.《中国省域经济综合竞争力发展报告(2017—2018)》概览[J].全球化,2019(8):116-120.



沿黄九省(区) 生态共同富裕水平测度与分析

李希亮¹ 郭 辉²

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

摘要:基于2013—2020年沿黄九省(区)的数据,从发展性、共享性和可持续性三个维度出发,构建生态共同富裕评价指标体系,采用熵权-CRITIC法确定各指标权重,对沿黄九省(区)生态共同富裕水平进行测度。在此基础上,对生态共同富裕水平进行时空分析,并针对2020年沿黄九省(区)生态治理发展水平进行分析。结果表明,山东和陕西的生态共同富裕水平明显领先于其他地区,且山东在大多数年份位居第一;九省(区)的生态共同富裕水平存在差异,但在2013—2020年间均有较大提升;九省(区)的生态治理力度在很大程度上决定了其生态共同富裕水平。提出采取多元化治理手段提高生态治理发展水平、发挥黄河下游带动作用缩小区域发展差距等政策建议。

关键词:黄河流域;生态共同富裕;熵权-CRITIC法

中图分类号:F126

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)05-0037-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.05.005

一、引言

黄河是中华民族的母亲河,黄河流域是中华文明的主要发源地。长期以来,黄河流域作为重要的生态廊道依次流经我国北方的西部、中部和东部地区,为生态文明建设做出了重要贡献。党的二十大报告指出要“推动黄河流域生态保护和高质量发展”,高质量发展的根本目的是共同富裕,共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,是马克思主义中国化、时代化的鲜明表现。这是一个长期的历史过程,厚植于中华优秀传统文化当中,既展现了人类社会几千年来孜孜以求的美好理想,又体现了中国共产党不懈奋斗的主要目标。因此,要在高质量发展中促进共同富裕,推动黄河流域实现生态和经济共赢。

习近平总书记强调要共同抓好大保护,协同推进大治理,加强生态保护力度,保障黄河长治久安,促进全流域高质量发展,改善人民群众生活,促进共同富裕。随着黄河流域生态保护和高质量发展上升为国家

战略,推动黄河流域实现“绿”“富”共赢,是实现黄河流域生态保护和共同富裕需要探索的时代命题。

生态共同富裕是指全体人民群众在努力克服生态环境发展不平衡、不充分的基础上共同享有优美生态环境和令人富足幸福的生态产品。黄河流域存在生态环境脆弱、经济发展不平衡不充分等问题,为了改善这一现状,我国实施黄河流域生态保护和高质量发展战略,以此践行“绿水青山就是金山银山”的发展理念,促进了黄河流域生态共同富裕。本文站在黄河流域生态文明和共同富裕协同发展的角度,对生态共同富裕评价指标进行研究和完善,并对沿黄九省(区)生态共同富裕发展水平进行测度与分析。

党的二十大报告中多次提及“共同富裕”,相关理论思想比过去的研究成果更加丰富,内涵也得到了很大延伸,反映了时代特征。结合二十大报告,本文一方面丰富和完善了已有研究的评价体系,补充了对共同富裕测度评价的相关研究;另一方面,已有文献对生

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

作者简介:李希亮(1978—),男,山东平度人,博士,教授,硕士生导师,研究方向为金融随机分析与大数据分析;郭辉(1998—),通信作者,男,山东青岛人,在读硕士,研究方向为大数据分析。

态共同富裕的实际测度研究不够充分,特别是针对特定区域的研究较少,成果不丰富。故本文对黄河流域生态共同富裕发展水平进行的测度与分析,丰富了相关领域的研究。

本文基于构建的生态共同富裕评价指标体系,对黄河流域九省(区)生态共同富裕水平进行测度研究,能为黄河流域这一特定区域制定共同富裕政策提供更加具体详细的参考。从实践层面为实现“绿”“富”共赢提出针对性建议,从而加快黄河流域实现共同富裕的进程。

关于共同富裕,包括生态共同富裕的测度评价研究,近年来已经取得了一些积极进展。2021 年以前,陈正伟和张南林(2013)从收入分配角度将共同富裕分解为富裕度和共同度^[1]。宋群(2014)基于分别反映我国发展总体水平、差距存在与消除以及与国际水平比较这三类指标,构建包括基础指标、核心指标、辅助指标的指标体系^[2]。申云和李京蓉(2020)基于农村居民物质生活和精神生活两类指标对我国共同富裕测度进行评价^[3]。2021 年以后,学者对共同富裕的理论研究

及实证分析更加深入。李金昌和余卫(2022)将共同富裕的综合评价问题区分为过程性评价和结果性评价,认为对共同富裕的评价既要为建设过程提供方向和建议,又要对建设成果予以考察^[4]。刘培林和钱滔等(2021)构建的共同富裕评价指标体系,将共同富裕问题分为总体富裕和发展成果共享两个维度^[5]。孙豪和曹肖烨(2022)、陈子曦和青梅等(2022)从富裕性和共享性两大维度对省域共同富裕水平进行测度^[6-7]。陈丽君和郁建兴等(2021)、谭燕芝和王超等(2022)在指标体系中加入可持续性这一维度,包括生态指标^[8-9],在遵循指标选取原则之上,使指标体系更加科学完整。

综上,目前对共同富裕的相关研究较少,大多停留在理论层面,且鲜有关于生态共同富裕水平测度的研究。鉴于此,本文在已有文献的基础上,选取更倾向于生态和可持续性的指标建立指标体系,对生态共同富裕水平进行测度,为研究共同富裕提供了新的视角。

二、指标体系构建

本文构建的生态共同富裕评价指标体系如表 1 所示。

表 1 生态共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标性质
发展性	富裕度	人均可支配收入占人均 GDP 的比重	%	正向
		人均社会消费品零售总额	万元	正向
		恩格尔系数	%	负向
	共同度	基尼系数	-	负向
		常住人口城镇化率	%	正向
		城乡居民收入倍差	-	负向
共享性	公共服务	人均教育经费支出	万元/人	正向
		每千人拥有执业医师数	人	正向
		每千人医疗机构床位数	张	正向
		住房保障强度	%	正向
		社会保障支出占 GDP 的比重	%	正向
可持续性	生态治理	森林覆盖率	%	正向
		单位 GDP 能耗	吨标准煤/万元	负向
		城市园林绿地面积	万公顷	正向
		生活垃圾无害化处理率	%	正向
		工业二氧化硫排放总量	万吨	负向
		造林总面积	万公顷	正向
		工业污染治理完成投资额	亿元	正向
	高质量发展	R&D 经费投入强度	%	正向
		每万人口专利授权数	件	正向
		城镇登记失业率	%	负向

三、生态共同富裕水平测度

(一)数据来源

本文的研究范围为沿黄九省(区),分别为青海省、四川省、甘肃省、宁夏回族自治区、内蒙古自治区、山西省、陕西省、河南省和山东省。时间跨度为 2013—2020 年。研究所用数据主要来源于各省(区)统计年鉴、《中国统计年鉴》、EPS 全球统计数据平台等。

本文在数据搜索的过程中,发现个别年份存在数据缺失的问题,对于缺失值采用均值法补全。

(二)研究方法

本文首先运用极差法对原始数据进行标准化处

理,然后分别采用熵权法与 CRITIC 法对各指标标准化处理后的值计算权重,进而加权平均得到组合权重,最后将组合权重与各指标标准化值相乘求和得到各年份各省(区)生态共同富裕水平得分。

(三)测度结果

根据上述研究方法及步骤,首先采用熵权-CRITIC 组合权重法确定各评价指标权重(见表 2),通过加权计算综合得分,得到的生态共同富裕水平测度结果见表 3。

根据所得组合权重,纵向看,二级指标中生态治理指标占比最高,为 41.800%;富裕度、共享度和高

表 2 评价指标权重

一级指标	二级指标	三级指标	熵权-权重(%)	CRITIC-权重(%)	组合权重(%)
发展性 (25.064%)	富裕度 (13.314%)	人均可支配收入占人均 GDP 的比重	2.749	5.229	3.989
		人均社会消费品零售总额	4.629	4.200	4.415
		恩格尔系数	4.734	5.087	4.911
	共同度 (11.750%)	基尼系数	3.547	5.664	4.606
		常住人口城镇化率	2.206	4.063	3.135
		城乡居民收入倍差	3.340	4.680	4.010
共享性 (19.728%)	公共服务 (19.728%)	人均教育经费支出	4.233	4.232	4.233
		每千人拥有执业医师数	2.317	3.637	2.977
		每千人医疗机构床位数	3.806	3.907	3.857
		住房保障强度	2.735	4.433	3.584
		社会保障支出占 GDP 的比重	4.649	5.507	5.078
可持续性 (55.208%)	生态治理 (41.800%)	森林覆盖率	6.153	6.131	6.142
		单位 GDP 能耗	7.591	6.309	6.950
		城市园林绿地面积	8.463	4.658	6.561
		生活垃圾无害化处理率	0.543	2.933	1.738
		工业二氧化硫排放总量	10.575	5.415	7.995
		造林总面积	6.783	5.211	5.997
		工业污染治理完成投资	8.286	4.550	6.418
	高质量发展 (13.408%)	R&D 经费投入强度	4.527	5.504	5.016
		每万人口专利授权数	5.832	3.048	4.440
		城镇登记失业率	2.302	5.603	3.953

质量发展占比差别不大,分别为 13.314%、11.750%和 13.408%。三级指标中,占比最高的是工业二氧化硫排放总量,为 7.995%。相比其他指标,森林覆盖率、单位 GDP 能耗、城市园林绿地面积等生态指标几乎均高于其他三级指标。横向看,CRITIC 权重法在大部分指标上均较熵权法得出的权重高。因此,取加权平均所得权重是有意义的。总体说,组合得出的权重具有更好的效果。

据测度结果可知,2013 年沿黄九省(区)生态共同富裕水平平均值为 33.31,超过均值的省(区)分别是山东、陕西、内蒙古、四川和山西。2014 年评分均值为 36.40,与 2013 年相比,沿黄九省(区)生态共同富裕水平总体有所提升,但山西和四川排名有所下降,低于均值水平;河南评分增长了 6.57,高于当年的均值水平。2015 年评分最高的是陕西,比山东高出 1.2 分,增长速度为 14.06%,增速最快。相反,增速最慢的是宁

表 3 2013—2020 年沿黄九省(区)生态共同富裕水平测度结果

省(区)	2013 年		2014 年		2015 年		2016 年	
	评分	排名	评分	排名	评分	排名	评分	排名
山西	33.41	5	31.81	7	35.75	6	40.72	6
内蒙古	35.72	3	37.96	3	39.90	5	45.17	4
山东	43.06	1	47.76	1	49.26	2	56.45	1
河南	29.98	6	36.55	4	41.09	3	43.68	5
四川	34.15	4	36.30	5	40.79	4	47.63	3
陕西	40.31	2	44.24	2	50.46	1	53.60	2
甘肃	26.96	9	30.82	8	33.79	8	40.56	7
青海	28.50	7	28.83	9	33.14	9	35.97	9
宁夏	27.70	8	33.30	6	34.25	7	36.09	8
均值	33.31		36.40		39.83		44.43	

(续表)

省(区)	2017 年		2018 年		2019 年		2020 年	
	评分	排名	评分	排名	评分	排名	评分	排名
山西	45.94	6	46.92	6	51.01	5	48.68	7
内蒙古	47.81	5	48.94	5	47.96	7	50.52	5
山东	60.05	1	60.11	1	63.46	1	61.00	1
河南	49.54	4	50.09	4	52.07	4	57.52	4
四川	50.60	3	54.38	3	55.67	3	59.42	2
陕西	52.65	2	57.16	2	57.64	2	59.18	3
甘肃	42.88	7	43.75	7	47.70	8	44.55	8
青海	41.16	8	42.50	8	48.18	6	49.32	6
宁夏	36.97	9	39.13	9	41.91	9	41.63	9
均值	47.51		49.22		51.73		52.42	

夏,增速为 2.85%。2015—2016 年是沿黄九省(区)生态共同富裕得分增长速度最快的阶段,评分从 39.83 增长到 44.43,增速为 11.55%,向着生态共同富裕的目标进一步迈进。2017 年与 2018 年相比,评分均值由 47.51 增到 49.22,但是沿黄九省(区)的排名没有发生变化。青海生态共同富裕水平在往年的排名中并不理想,但在 2019 年评分有大幅度上涨,位次从第 8 名提高至第 6 名。沿黄九省(区)生态共同富裕得分的均值从 2013 年的 33.31 增长到 2020 年的 52.42,年均增长 6.69%。总体说,山东和陕西为生态共同富裕的提升做出了不小的贡献。

四、生态共同富裕水平分析

(一)沿黄九省(区)生态共同富裕水平时空分析

首先,为了直观显示九省(区)生态共同富裕水平随时间变化的趋势,基于 2013—2020 年沿黄九省(区)生态共同富裕水平得分绘制如图 1 所示的趋势图。

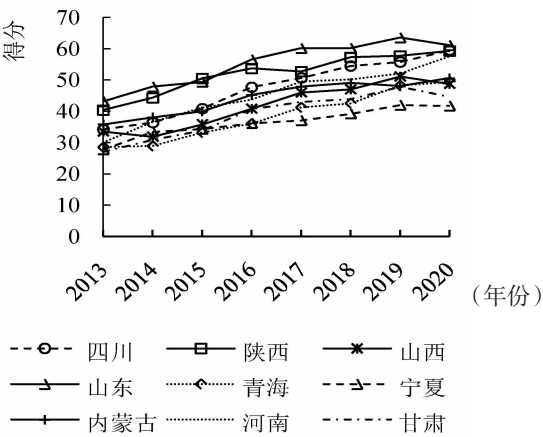


图 1 2013—2020 年沿黄九省(区)生态共同富裕水平得分趋势图

由图 1 可知,山东和陕西的生态共同富裕水平明显领先于其他地区,山东在大多数年份位居第 1 名,这是因为山东建立了大气环境质量生态补偿机制,并在

全国率先出台了《关于推进普惠金融发展的实施意见》等政策并大力实施“齐鲁创业·乐业山东”等行动。然而这种趋势在 2015 年有所波动,陕西在 2015 年超过了山东,原因是陕西在此期间出台了《重污染天气应急预案》《陕西省土壤环境保护和综合治理工作实施意见》等政策,并积极融入“一带一路”倡议,促进了陕西生态共同富裕水平的提高,从而位居第 1,但与山东相比差距不大。从总体情况看,四川和河南的生态共同富裕水平提升较快。宁夏的生态共同富裕水

平发展相对缓慢,内蒙古、山西、甘肃、青海四省区的生态共同富裕水平比较相近,位于居中水平,但增速相对较快,大部分年份均能保持稳定增长,内蒙古在 2018 年有所下降,山西和甘肃在 2019 年有所波动。

为更加直观地反映各省(区)生态共同富裕水平的差异性,根据前文的测度结果,利用 ArcGIS10.7 软件,采用自然断点分级法对沿黄九省(区)2013 年、2016 年、2020 年的生态共同富裕水平得分的空间格局进行可视化处理,如图 2 所示。

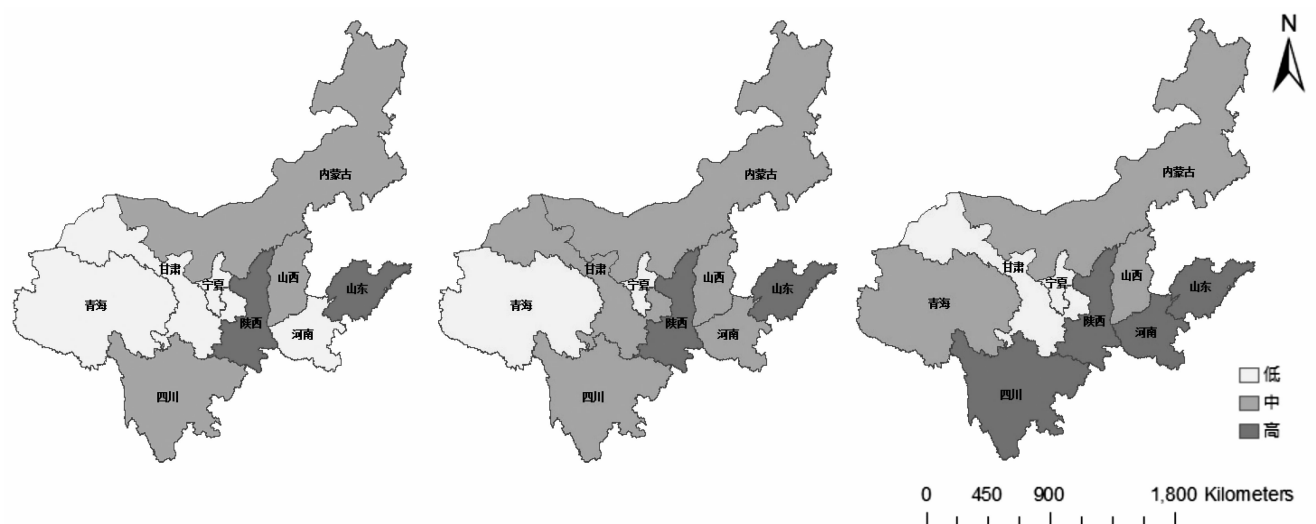


图 2 2013 年、2016 年、2020 年沿黄九省(区)生态共同富裕水平得分空间分布图

注:基于自然资源部标准地图服务系统审图号 GS(2019)1697 的标准底图制作。

由图 2 可知,沿黄九省(区)2013 年生态共同富裕水平较低的有青海、甘肃、宁夏、河南,2016 年生态共同富裕水平较低的为青海、宁夏;2013 年和 2016 年,生态共同富裕水平较高的有山东和陕西,2020 年时增加为山东、陕西、四川、河南。总体说,这两个阶段都朝着生态共同富裕的方向努力,也取得了可观的成果,大多数省(区)的生态共同富裕水平得到了提升。由于东部沿海贸易港口众多,经济较为发达,且东部地区气候、资源等条件优于中西部,天然的生态指标相对较好,故生态共同富裕水平较高;而中西部则得益于国家西部大开发、“引进来”和“走出去”等政策,使生态共同富裕水平稳步提升。

(二)2020 年沿黄九省(区)生态治理发展水平分析

沿黄九省(区)不同地区的自然资源条件、经济发展基础和生态环境状况存在较大差异,因此同一年份不同地区的生态共同富裕水平也存在差异。通过对沿

黄九省(区)生态治理指标进行省域比较,分析九省(区)指标的区域差异,寻找促进九省(区)生态共同富裕发展的有效途径。各评价指标得分如表 4、图 3 所示。

森林覆盖率得分最高的是陕西,最低的是青海,分别为 6.142 和 0.031。陕西位处黄土高原,为改善水土流失、土地沙漠化的问题,国家支持大量植树造林,形成了较高的森林覆盖率。青海属于高原气候,水资源短缺,不适合树木生长。森林覆盖面积越大,生态功能越完善,越能为实现生态共同富裕起到促进作用。

单位 GDP 能耗得分最高的是河南,最低的是宁夏,分别为 6.936 和 0.354。由于工业结构中高耗能产业比重较大,耗能装备技术水平低,造成河南单位 GDP 能耗较高。宁夏地处中国西部内陆,生态环境脆弱,作出“宁可牺牲 GDP,也不能牺牲环境”的承诺,积极发展低碳经济,故其单位 GDP 能耗较低。单位 GDP 能耗不仅反映经济发展对能源的依赖程度,而且反映城乡

表 4 2020 年沿黄九省(区)生态治理指标得分

省(区)	森林覆盖率	单位 GDP 能耗	城市园林绿地面积	生活垃圾无害化处理率	工业二氧化硫排放总量	造林总面积	工业污染治理完成投资
山西	2.440	3.614	1.318	1.738	7.519	1.599	1.281
内蒙古	2.703	1.863	1.620	1.735	6.942	4.717	0.688
山东	1.949	6.449	6.561	1.738	7.346	0.524	2.346
河南	3.037	6.936	2.981	1.735	7.891	1.097	0.643
四川	5.317	6.779	3.195	1.738	7.504	2.192	1.097
陕西	6.142	6.595	1.553	1.735	7.851	2.031	0.872
甘肃	0.935	5.148	0.647	1.738	7.839	2.176	0.141
青海	0.031	3.718	0.093	1.717	7.995	1.783	0.000
宁夏	1.149	0.354	0.563	1.738	7.829	0.073	0.261

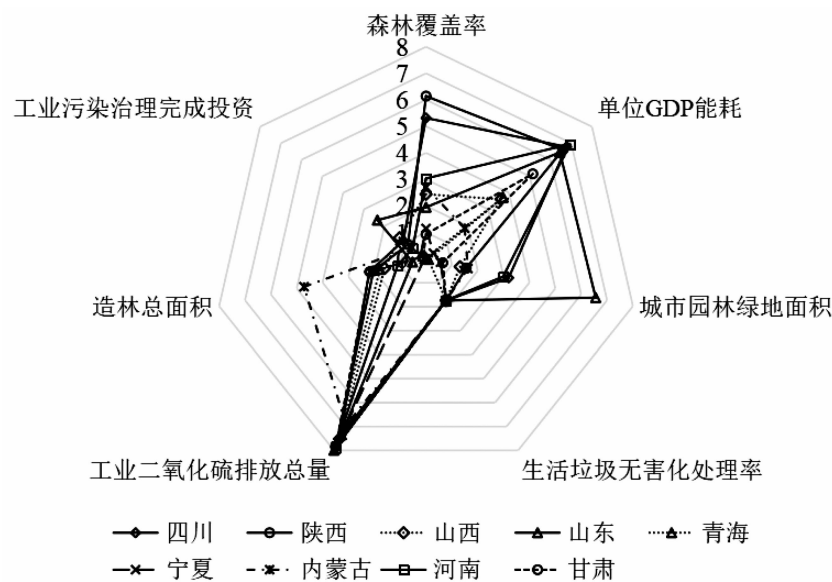


图 3 2020 年沿黄九省(区)生态治理指标得分雷达图

差距,让共同富裕看得见摸得着。

城市园林绿地面积得分最高的山东,最低的是青海,分别为 6.561 和 0.093。山东遵循习近平总书记关于建设公园城市的重要指示,推进建立公园城市建设政策标准体系,开展省级公园城市建设试点,故城市园林绿地面积得分较高。青海一方面由于资金短缺,大部分资金都投入到了规格较低的苗木,从而影响了绿化效果;另一方面,选择规格较高的苗木,虽然绿化效果明显,但是存活率不高,往往造成了社会资源的浪费。对城市来说,园林和绿地面积越高,民生的保障水平也会提高,共同富裕的目标更容易感知,更能够体现出生态共同富裕的发展水平。

生活垃圾无害化处理率九个省(区)得分相差不大,均在 1.735 上下浮动,究其原因收运能力不强,

公民环保意识薄弱,设备不够先进,技术不够强。提高生活垃圾无害化处理率,更有助于建设无废城市,促进资源可持续循环利用,助力生态环境不断提升,向生态共同富裕不断迈进。

工业二氧化硫排放总量内蒙古得分最低,为 6.942,其他省(区)相差不大,平均得分为 7.722。2020 年内蒙古工业二氧化硫排放总量为 22.392 万吨,对生态治理产生不利影响,所以得分较低。其他省(区),以山东为例排放总量为 15.287 万吨,对生态危害相对较小,所以得分偏高。低排放有利于生态治理,对生态共同富裕起促进作用。

造林总面积得分最高的是内蒙古,最低的是宁夏,分别为 4.717 和 0.073。内蒙古始终坚持生态优先,把生态建设作为最重要的基础建设来抓,使造林总面积

大幅度提高。宁夏特殊的地理位置、气候特点和自然植被情况决定了造林成活率、保存率和成林率低,导致造林总面积较低。

工业污染治理完成投资得分最高的是山东,为2.346;最低的是青海,为0.000。山东扩大生态环保投资,推进绿色低碳循环发展,山东半岛城市群绿色发展等政策推动绿色投资比例的提升,减少对环境的破坏,提高绿色经济发展水平,逐步贴合生态共同富裕目标。青海环境优良,污染较少,相较于工业污染治理来说,更需要加大其他方面的投资,比如共建园林城市、植树造林等,因此青海工业污染完成治理投资得分最低。对工业污染治理完成投资额来说,该项得分较高表明相关省(区)对工业污染治理的支持力度大,高度重视治理成果,保护生态环境,从而促进生态与经济协调发展。

总体说,在生态治理指标当中得分越高的省(区),其生态共同富裕度往往越高,反之则生态共同富裕度往往越低。

五、结论及启示

发展性、共享性和可持续性衡量生态共同富裕的重要维度。本文通过建立生态共同富裕指标体系,测度了2013—2020年沿黄九省(区)的生态共同富裕水平,在此基础上,对2013—2020年生态共同富裕水平进行时空分析,并对2020年生态治理发展水平进行分析,得到主要结论如下:

1. 测度结果表明,山东和陕西的生态共同富裕水平明显领先于其他地区,山东在大多数年份位居第一名,四川和河南的生态共同富裕水平提升最快,宁夏的生态富裕水平发展相对缓慢。

2. 九省(区)的生态共同富裕水平存在差异,2013年生态共同富裕水平较低的有青海、甘肃、宁夏、河南,到2016年时为青海、宁夏;2013年和2016年,生态共同富裕水平较高的只有山东和陕西,到2020年时增加为山东、陕西、四川、河南。

3. 九省(区)的生态共同富裕发展水平一定程度上由生态治理力度决定,生态治理力度较大的省(区),其生态共同富裕水平往往越高。

根据以上结论,本文提出以下政策建议:

1. 深刻理解生态共同富裕的理论内涵,探索更加平衡协调的发展路径,在关注富裕度和共享度高质量

提升的同时,解决三个维度发展不均衡的问题。从各指标的权重看,应采取多元化的治理手段,着重提高生态治理发展水平。

2. 进一步发挥黄河下游地区的带动作用,加快上中下游要素的有效流动,夯实发展动力基础,实现资源的有效融合。着重解决上中下游地区发展差距大造成的两极分化问题,加大对上游地区的支持与帮扶力度,缩小区域发展差距,增强平衡性。◆

参考文献:

- [1]陈正伟,张南林.基于购买力平价下共同富裕测算模型及实证分析[J].重庆工商大学学报(自然科学版),2013,30(6):1-5.
- [2]宋群.我国共同富裕的内涵、特征及评价指标初探[J].全球化,2014(1):35-47+124.
- [3]申云,李京蓉.我国农村居民生活富裕评价指标体系研究:基于全面建成小康社会的视角[J].调研世界,2020(1):42-50.
- [4]李金昌,余卫.共同富裕统计监测评价探讨[J].统计研究,2022,39(2):3-17.
- [5]刘培林,钱滔,黄先海,等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021,37(8):117-129.
- [6]孙豪,曹肖烨.中国省域共同富裕的测度与评价[J].浙江社会科学,2022(6):4-18+155.
- [7]陈子曦,青梅,杨玉琴.中国共同富裕逻辑、测度、时空动态及收敛研究[J].四川轻化工大学学报(社会科学版),2022,37(3):1-20.
- [8]陈丽君,郁建兴,徐银娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,37(4):5-16+2.
- [9]谭燕芝,王超,陈铭仕,等.中国农民共同富裕水平测度及时空分异演变[J].经济地理,2022,42(8):11-21.
- [10]马成文,遇秋橙.区域共同富裕水平测度分析[J].对外经贸,2022(10):53-57+103.
- [11]张立,张丽.长三角城市共同富裕测度及协同发展水平评价研究[J].宁波大学学报(人文科学版),2022,35(5):86-94.
- [12]钞小静,任保平.新发展阶段共同富裕理论内涵及评价指标体系构建[J].财经问题研究,2022(7):3-11.
- [13]申庆元.黄河流域中心城市高质量发展水平测度分析[J].人民黄河,2023,45(1):19-24+40.

数字农业高质量发展:现状、影响因素及启示

何闪闪 王思秀

(新疆财经大学 信息管理学院,新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:以新发展理念推动数字农业高质量发展是实现乡村振兴的必由之路。为探究我国数字农业高质量发展水平,运用 AHP-熵值法和综合评价法,从生产资源、绿色生产、信息投入、生产效益和社会效益 5 个角度构建指标测度体系,对 2013—2020 年我国 31 个省(区、市)的面板数据进行测算,并建立计量回归模型进行实证分析。结果表明:(1)我国数字农业发展水平总体波动上升;(2)不同省(区、市)发展水平参差不齐,按地区划分大致概括为:华东>华南>西南>华中>华北>西北>东北;(3)农业在国民经济中所占比重、机械化水平、农村居民人均可支配收入等因素对农业生产总值有显著促进作用;(4)财政投入、农业机械化水平、农村居民人均可支配收入和第一产业增加值指数等指标对数字农业发展水平有一定的连锁影响效应。受地域差异影响,各地的特色资源优势和发展模式有待进一步开发和探索;加大对关键影响因素的投入,同时解决财政投入、农业机械化水平等不足问题,是实现数字农业高质量发展的重要突破口。

关键词:数字农业;高质量发展;乡村振兴;水平测度

中图分类号:F325

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)05-0044-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.05.006

我国已经进入经济高质量发展阶段,此时需求条件、要素条件已实现转变,应着重提升各方面发展的质量和效益。新一代数字技术目前正在全球范围加速渗透,促进各个行业和领域实现数字化转型^[1]。互联网、物联网、人工智能等新一代数字技术加快了城镇发展的步伐^[2],改变了人们生产生活的各个方面,更在乡村治理、经营模式、农业产业数字化以及数字产业化等方面进行了积极探索^[3]。农业农村农民问题是实现农村现代化的本质性问题,更关系到国家的现代化^[4],因此,加快传统农业数字化转型是推进农业农村现代化的关键,在这特殊时期如何把握新的发展阶段,实现农业农村高效益、高质量发展是目前应探寻的方向和目标。

当前我国粮食需求不断增加,保障粮食供给首先

要稳住粮食生产,着力提高单产和品质^[5]。在耕地面积保持不变的情况下,我国农业产业生产和发展的负担进一步加重,也给解决“三农”问题和实现乡村振兴带来了一定困难。数字农业的提出正是顺应时代发展趋势,保障国家粮食安全,从农业大国迈向农业强国,抢占数字农业市场高地,构建新发展格局的必经之路。推进数字农业发展是在脱贫攻坚取得胜利的基础上,防止返贫和有效衔接乡村振兴战略目标的重要抓手。而数字农业高质量发展对加速传统农业产业数字化转型升级,推进农业农村现代化,实现乡村振兴和共同富裕具有重要意义。

一、文献概述

随着乡村振兴战略的实施和数字农业建设试点项目的深入推进,数字农业作为解决“三农”问题、实

基金项目:国家社会科学基金项目“全域旅游视域下新疆旅游产业与农村电子商务融合发展研究”(19XGL023);新疆维吾尔自治区社会科学基金项目“‘东数西算’背景下新疆算力基础设施建设与数字经济发展的关系研究”(22BTQ067)。

作者简介:何闪闪(1996—),女,河南商丘人,在读硕士,研究方向为系统工程与决策科学;王思秀(1981—),男,江苏徐州人,硕士,教授,研究方向为信号分析、智能决策与管理。

现乡村振兴战略目标的重要抓手,正逐渐引起各界的关注。但是学术界对数字农业高质量发展的研究较少,目前国内学者对其的研究主要涉及以下几个方面。

农业高质量发展内涵。目前我国农业经济已经迈向更高质量、更高效、更可持续的发展之路,但是关于高质量发展仍没有明确的标准,国内学者对农业高质量发展也各有见解。有学者认为实现高质量发展这一重大战略举措,应以五大新发展理念为指引^[6-7],从宏观、中观、微观三个层面进一步理解其内涵和发展机制^[8]。也有学者认为农业高质量发展是经济高质量发展的重要组成部分^[9],中国农业不应该是数量保障型,更应该是质量型和福利型^[10]。针对农产品质量、生产经营体系质量和产业效益^[11],在发展方式和发展思路应上应对传统农业做出转变,构建现代化农业生产经营体系。

农业高质量发展实践困境和突破路径。数字农业高质量发展仍面临许多挑战,主要体现在数字农业渗透率低、信息共享机制不健全、农业人口技术素质较低、缺乏对农业产业软件和技术的高度重视、农村信息基础设施不健全、数字环境差、缺乏系统性的治理体系和生态体系等方面^[12-15]。因此,学者们从各个角度寻找数字农业高质量发展的突破路径。孙竹梅和刘同山等(2021)^[16]对143家新型农业经营主体进行调研,分析了农业产业数字化转型升级情况。胡树林和朱玉琴等(2021)实证测算了数字经济、农业现代化和新型城镇化两两之间的耦合度和协调度。

农业高质量发展评价指标。鉴于目前对高质量发展没有明确的评价标准,不同学者对数字农业高质量发展水平测度指标构建差异较大。沈剑波和王应宽(2019)^[17]基于高质量发展的经济和统计内涵,以创新、协调、绿色、开放、共享为一级指标,构建了15个二级指标和33个具体指标测算中国沿边省区经济高质量发展水平。刘鹏凌和李想等(2021)^[18]从产品质量、产业效益、生产效率、绿色发展和社会效益5个方面,建立了15项具体指标,对中部六省农业高质量发展水平进行综合评价。张淑英和夏心旻(2012)^[19]构建了包括农业产出效益、科技进步、产业经营、设施装备、生态环境和支持保障6个一级指标,18个二级指标的评价体系。

综上,当前对中国农业高质量发展的探讨主要集中在高质量发展内涵、实践困境、突破路径和传统农业产业数字化转型及评价指标构建等方面,而关于数字农业高质量发展方面的研究有待深入和加强,关于数字技术在农业方面的应用,农业生态化、信息化、精准化以及农业产业融合化等方面也有待完善和重点

关注。

二、研究设计

(一)指标体系构建

在中央颁布的一系列政策和既有文献对农业高质量发展的研究基础上,依据乡村振兴的时代背景,为探究我国数字农业高质量发展水平,以新发展理念为总抓手,以数字化转型为导向,以数字农业高质量发展为目标,构建数字农业高质量发展指标体系,包括生产资源、绿色生产、信息投入、生产效益和社会效益5个一级指标和16个具体指标,形成数字农业高质量发展水平测度体系。

(二)测度方法

为测度中国数字农业高质量发展水平,在对系列政策和相关文献的研究基础上,以我国除港、澳、台外的31个省(区、市)为研究对象,结合熵值法和综合评价法构建测度指标体系,依据2013—2020年农村地区的面板数据进行实证测算。根据测算结果,再重点对比分析数字农业高质量发展水平相对较低的地区。测度方法概括为:(1)根据已构建的指标体系对收集的数据建立决策矩阵,补齐缺失数据。(2)负向指标正向化。由于各项指标的计量单位以及方向都存在不统一的情况,所以对所有负向指标做取负变换使之变为正向指标,使全部属性指标统一为效益性。(3)标准化和归一化。(4)用熵值法衡量各指标的有效信息量,同时计算各指标的权重,从而得出各指标层的相对重要程度。(5)对各指标做相关性分析。鉴于样本有多个不同特征,要考察各个指标之间的相关性,借此度量两个指标变量的相关关系。

1. 对数据进行标准化处理。鉴于已对所有负向指标做正向化处理,只需要对决策矩阵统一进行标准化:

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

其中, X_{ij} 为第*i*个样本的第*j*个指标的测度值;样本个数*i*=1,2,⋯,*m*;指标个数*j*=1,2,⋯,*n*;min(X_{ij})和max(X_{ij})分别为 X_{ij} 中的最小值和最大值。*R*归一化后的每一列($r_{1j}, r_{2j}, \dots, r_{mj}$)表示各样本对信息量的概率分布。

2. 数据归一化。对 X_{ij} 做比例尺度变换,计算公式如下:

$$r_{ij} = \frac{d_{ij}}{\sum_{i=1}^m d_{ij}} \quad (2)$$

其中, d_{ij} 为标准化处理后的 X_{ij} ,当且仅当 $d_{ij}=0$ 时,才有 $r_{ij}=0$ 。

3. 计算决策矩阵关于属性的熵,公式如下:

$$E_j = -k \sum_{i=1}^n r_{ij} \ln(r_{ij}) \quad (3)$$

其中, $k=1/\ln(m)$, m 是样本个数; $0 \leq r_{ij} \leq 1$, 如果 $r_{ij}=0$, 则定义 $r_{ij} \ln(r_{ij})=0$; $0 \leq E_j \leq 1$, E_j 越小越能判别样本的优劣。

4. 计算属性指标 X_j 对样本的区分度,公式如下:

$$F_j = 1 - E_j \quad (4)$$

其中, $0 \leq F_j \leq 1$ 。

5. 计算指标 X_j 的权重以及综合得分,公式如下:

$$W_j = \frac{F_j}{\sum_{j=1}^n F_j} \quad (5)$$

$$U_j = \sum_{j=1}^n d_{ij} W_j \quad (6)$$

表 1 数字农业高质量发展指标体系

准则层(B)	指标层(C)	解释	属性	权重	排名
B1 生产资源	C11 种植面积	千公顷	+	0.14036	5
	C12 机械化水平	年末农业机械总动力(亿瓦)	+	0.14545	4
	C13 第一产业就业比重	第一产业就业人数/第三产业就业总人数	+	0.01493	12
	C14 财政投入	一般公共预算收入(亿元)	+	0.15215	3
B2 绿色生产	C21 化肥施用强度	化肥施用量/耕地面积	-	0.02684	9
	C22 农药施用强度	农药施用量/耕地面积	-	0.04112	7
	C23 农村用电强度	农村用电量/耕地面积	+	0.16470	2
B3 信息投入	C31 农村宽带接入比重	农村宽带接入用户数/宽带接入用户数	+	0.01430	13
	C32 农村计算机使用比重	每百人使用计算机	+	0.01637	11
	C33 农村移动电话使用比重	每百人使用移动电话	+	0.01098	15
B4 生产效益	C41 第一产业增加值指数	%	+	0.00209	16
	C42 土地生产率	第一产业增加值/土地面积	+	0.04320	6
B5 社会效益	C51 农村居民人均消费支出	元	+	0.01238	14
	C52 农村居民人均可支配收入	元	+	0.02223	10
	C53 农业在国民经济中所占比重	第一产业增加值/地区生产总值	+	0.02723	8
	C54 电子商务销售额	企业信息化及电子商务情况	+	0.16567	1

(三)数据来源

为确保研究的可靠性、准确性和真实性,本文涉及的 2013—2020 年各省(区、市)的面板数据均来自于国家统计局、各省(区、市)的统计年鉴以及中经网统计数据库等,对部分统计缺失的数据,采用拉格朗日线性插值法进行补齐。

三、测度结果和实证分析

(一)数字农业高质量发展现状和趋势

基于已构建的农业高质量发展指标体系,采用熵值法计算各指标权重和综合指数,然后根据计算结果对 2013—2020 年我国数字农业高质量发展水平进行测度。表 1 的测度结果显示电子商务销售额、农村用电强度、财政投入和机械化水平权重相对较大,排名靠前,表明这些指标对地区数字农业发展水平影响较大。由图 1 可见,我国农业发展综合指数在 2014 年出现最高值(4.4682);2015—2017 年开始逐年递减,这是由于 2015 年中央首次提出实行“数字农业”,我国数字农业的发展正处于初步探索阶段,相关战略部署和

发展模式正在积极探索中,尚没有明确的方向、技术和政策引导;在 2017 年,农业农村部开始组织开展数字农业建设试点项目,经过探索和试验,数字农业高质量发展指数从 2018 年开始有所改善,虽然综合得分涨幅较小,但是总的来看,我国各地区数字农业建设还处于持续探索阶段,数字农业高质量发展水平呈波动上升的趋势。所以,在现阶段供给侧结构性改革、产业布局优化调整、传统农业向数字农业转型升级的关键时刻,农业产业发展成果不能一蹴而就,需要在

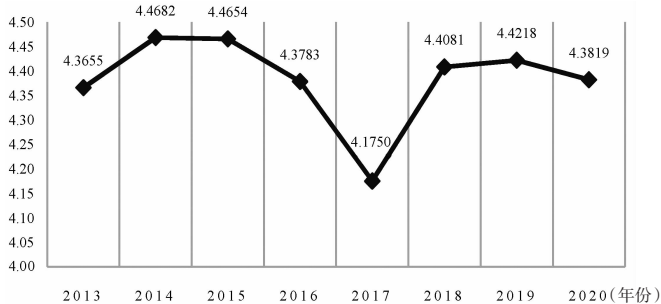


图 1 2013—2020 年数字农业高质量发展趋势

政策的正确导向和支持下,顺应产业发展规律,稳步推进数字农业发展壮大。

在综合测度我国数字农业发展现状的基础上,进一步分析各省(区、市)近年来数字农业的总体发展情况,对全国 31 个省(区、市)的面板数据按年份划分,再分别对各年份数据计算综合指数并进行加权汇总,结果见图 2。经计算,31 个省(区、市)2013—2020 年的综合指数均值为 0.92046,全国共有 13 个省(市)的综合指数位于平均水平之上。综合指数排名前 13 的分别是江苏(1.2575)> 广东(1.2454)> 贵州(1.2175)> 浙江(1.1978)> 北京(1.180)> 山东(1.1203)> 河北(1.031)> 黑龙江(1.0144)> 福建(1.0105)> 上海(1.0033)> 四川(0.99947)> 青海(0.9562)> 河南(0.9542)。综合指数越大,说明数字农业高质量发展水平越高。研究发现,排名靠前的这些地区更能顺应我国农业发展趋势,通过颁布并落实一系列政策文件,坚持改革创新,使数字农业高质量发展水平稳步上升。如贵州高度重视数字农业,通过山区农业机械化、农业数字化和特色农业品牌化等方式助力数字农业高质量发展,实现了数字农业高质量发展水平高速增长,跻身前三。而山西、天津、西藏、吉林和新疆等地数字农业发展水平较低,不仅受地理位置、气候等自然因素的影响,也在于传统农业数字化转型缓慢、创新力度不足、发展和治理模式有待改进和持续探索等。按照全国七大地理区

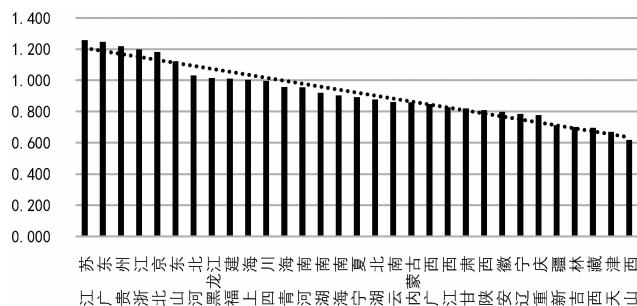


图2 2013—2020年各省(区、市)数字农业高质量发展综合指数

域划分,对七个区域中各省份的综合指数汇总求均值并进行排序,数字农业高质量发展水平区域排名可概括为:华东(1.0301)> 华南(0.9424)> 西南(0.9417)> 华中(0.9168)> 华北(0.8706)> 西北(0.8371)> 东北(0.8328)。可见,我国各地区数字农业高质量发展水平良莠不齐,需要持续探索和研究数字农业高质量发展新模式、新业态。

(二)指标子系统对比分析

基于对我国数字农业高质量发展的时间和空间上的分析,进一步对数字农业高质量发展各指标子系统进行分析,以发现适合各省(区、市)发展的道路和模式,结果见表2。对各指标子系统按省份进行排名发现,综合总得分排名前13位中,河南、山东、河北、黑龙江、四川、湖南和安徽等地在生产资源(B1)指标上占有较大优势。从绿色生产(B2)指标上看,贵州、青海、宁夏、江苏以及西藏等地所得权重排名比较靠前。从信息投入(B3)方面看,北京、江苏、广东、福建、河北和浙江等地权重较大,说明这些地区在农村宽带、农村计算机和农村移动电话使用等方面投入较大,农业信息化水平相对较高,数字农业发展潜力巨大,而西藏、新疆、上海、山西、辽宁和黑龙江等地权重相对较小,农业信息化水平较低。生产效益(B4)有两个具体指标,分别是第一产业增加值指数和土地生产率,表2显示湖南、福建、浙江、北京和广东等地权重相对较大,生产效益较内蒙古、山西、宁夏、黑龙江和吉林等地更有优势。在社会效益(B5)方面,上海、北京、浙江、广东、山东和江苏等地排名比较靠前,说明这些地区在农村居民人均消费支出、农村居民人均可支配收入、农业在国民经济中所占比重以及电子商务销售额等指标上有明显的优势。可见,要想实现数字农业高质量发展,需要各个指标协同作用,综合考虑地区、气候和人文等方面因素,合理开发和利用各地特色资源,从而实现资源和信息的高效可持续利用,进而推进乡村振兴。

表2 31个省(区、市)各指标子系统指数

	综合得分	排名	B1 生产资源	排名	B2 绿色生产	排名	B3 信息投入	排名	B4 生产效益	排名	B5 社会效益	排名
北京	1.1800	5	0.1869	15	0.0260	30	0.2472	1	0.2561	4	0.4638	2
天津	0.6686	30	0.0292	31	0.1408	23	0.1359	25	0.1117	15	0.2509	9
河北	1.0310	7	0.2518	3	0.1981	14	0.2284	5	0.1098	16	0.2429	11
山西	0.6158	31	0.1344	22	0.1698	19	0.1121	28	0.0466	30	0.1529	27
内蒙古	0.8579	19	0.2013	11	0.2896	7	0.1397	24	0.0431	31	0.1842	23
辽宁	0.7837	25	0.1430	21	0.1519	21	0.1133	27	0.1454	6	0.2300	13
吉林	0.7004	28	0.1625	18	0.1154	26	0.1647	18	0.0568	27	0.2011	21
黑龙江	1.0144	8	0.2495	4	0.3181	6	0.1254	26	0.0508	28	0.2705	7

(续表)

	综合得分	排名	B1 生产资源	排名	B2 绿色生产	排名	B3 信息投入	排名	B4 生产效益	排名	B5 社会效益	排名
上海	1.0033	10	0.0416	30	0.2715	8	0.1011	29	0.0618	26	0.5273	1
江苏	1.2575	1	0.2008	12	0.3577	4	0.2311	2	0.1446	7	0.3233	6
浙江	1.1978	4	0.0984	24	0.1975	15	0.2202	6	0.2665	3	0.4153	3
安徽	0.7958	24	0.2247	7	0.1268	25	0.1733	17	0.0736	24	0.1974	22
福建	1.0105	9	0.0878	28	0.0688	29	0.2297	4	0.3746	2	0.2496	10
江西	0.8254	21	0.1435	20	0.1827	17	0.1955	11	0.0880	21	0.2157	17
山东	1.1203	6	0.3081	2	0.1479	22	0.1876	13	0.1239	11	0.3528	5
河南	0.9542	13	0.3323	1	0.1380	24	0.1981	9	0.0753	23	0.2106	20
湖北	0.8764	17	0.2117	9	0.1015	27	0.1798	14	0.1223	12	0.2610	8
湖南	0.9196	14	0.2380	6	0.1526	20	0.2020	8	0.1078	17	0.2192	16
广东	1.2454	2	0.1795	16	0.2150	12	0.2307	3	0.2435	5	0.3767	4
广西	0.8468	20	0.1960	14	0.0945	28	0.2106	7	0.1343	8	0.2114	18
海南	0.9018	15	0.0939	26	0.0035	31	0.1780	15	0.3846	1	0.2418	12
重庆	0.7755	26	0.1149	23	0.2389	11	0.1437	23	0.1032	18	0.1749	24
四川	0.9947	11	0.2406	5	0.2615	9	0.1641	19	0.1178	14	0.2106	19
贵州	1.2175	3	0.2001	13	0.5409	1	0.1604	21	0.0959	20	0.2202	15
云南	0.8600	18	0.2179	8	0.1713	18	0.1441	22	0.0998	19	0.2269	14
西藏	0.6945	29	0.0914	27	0.3394	5	0.0508	31	0.1256	10	0.0873	31
陕西	0.8075	23	0.1552	19	0.2398	10	0.1770	16	0.1183	13	0.1173	29
甘肃	0.8181	22	0.2074	10	0.1922	16	0.1918	12	0.0636	25	0.1632	25
青海	0.9562	12	0.0792	29	0.4724	2	0.1621	20	0.1278	9	0.1147	30
宁夏	0.8920	16	0.0976	25	0.4040	3	0.1965	10	0.0495	29	0.1444	28
新疆	0.7117	27	0.1744	17	0.2025	13	0.0998	30	0.0785	22	0.1565	26
平均值	0.9205	-	0.1708	-	0.2107	-	0.1708	-	0.1291	-	0.2392	-

(三)实证分析

1. 模型设定与变量选取

农业生产不仅受地理、环境和气候等自然因素的影响,也会受到政策、技术和经济等人为因素影响。鉴于上文对各省(区、市)数字农业高质量发展水平的测度和分析,了解到受不同指标因素的影响,各个地域环境的数字农业发展水平具有较大差异。考虑到数据的可得性和成果的可取性,选取农业在国民经济中所占比重(nzb)、农业机械化水平(jx)、财政投入(cz)、农村用电强度(yd)、农村计算机使用比重(jsj)和农村居

民人均可支配收入(zp)6个解释变量,用农业总产值(y)表示数字农业高质量发展水平,作为被解释变量。面板变量为省份(province1),时间变量为年份(year)。为验证数字农业高质量发展的影响因素,建立以下面板数据模型:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln nzb + \beta_2 \ln jx + \beta_3 \ln cz + \beta_4 \ln yd + \beta_5 \ln jsj + \beta_6 \ln zp + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $i=1,2,\dots,31$,代表31个省(区、市); $t=2013, 2014, \dots, 2020$,表示年份; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_6$ 为偏弹性系数; μ_i 表示各省份的固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

表3 变量描述性统计结果

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
省(区、市)(province1)	248	16.00	8.96	1.00	31.00
年份(year)	248	2016.50	2.30	2013.00	2020.00
农业机械化水平(jx)	248	3340.62	2910.73	94.00	13353.00
财政投入(cz)	248	5384.65	2931.61	922.48	17430.79
农村用电强度(yd)	248	297.51	434.25	1.10	2011.00
农村计算机使用比重(jsj)	248	25.94	13.94	0.19	75.00
农村居民人均可支配收入(zp)	248	13648.72	5338.48	5588.78	34911.30
农业在国民经济中所占比重(nzb)	248	9.92	8.55	0.27	118.60
农业总产值(y)	248	2450.43	3386.56	52.23	37722.10

2. 回归结果分析

首先对选取的变量和数据整理后进行单位根检验和协整检验,获取平稳的变量序列之后构造回归模型。分别采用混合效应模型 ME、固定效应模型 FE 和随机效应模型 RE 三种模型进行回归分析,结果见表4。混合回归结果显示多个影响因素的系数为正,且在1%水平上显著。由于不同地区受环境和人为条件的影响,可能存在不随时间而变的遗漏变量,为保证影响因素的有效性,因此考虑固定效应模型,结果显示 F 检验的 p 值为 0.000,故拒绝所有的原假设,认为 FE 优于混合回归模型。进一步用 LSDV 法来考察,发现不少省份的虚拟变量在 5%水平上显著。用豪斯曼检验 FE 与 RE,检验结果为 26.84,p 值为 0.00,在 1%水平上显著,拒绝与解释变量不相关的原假设,FE 更有效率。因此,回归结果表明农业在国民经济中所占比重(nzb)、农业机械化水平(jx)、农村居民人均可支配收入(zp)等多个因素的系数显著为正,表明对数字农业高质量发展有显著影响,有利于数字农业的发展。

农村计算机使用比重(jsj)和农村用电强度(yd)等因素在 OLS 估计和 FGLS 估计中也有显著作用,不可忽略其对数字农业发展的作用。上文提到,数字农业在我国正处于起步阶段,在一系列新业态、新模式等

方面的探索下,仍需因地制宜,综合考虑地域条件的不同影响因素,从而为我国数字农业高质量发展提供新的方向和思路。

四、结论与启示

(一) 结论

数字农业高质量发展是推进数字乡村建设、缩短城乡数字鸿沟的重要驱动力。基于目前乡村振兴的时代背景,在相关文献和政策的研究基础上,结合 AHP-熵值法和综合评价法对 2013—2020 年 31 个省(区、市)的面板数据进行统计分析。结果表明:(1)近年来我国数字农业高质量发展水平整体处于波动上升的状态。(2)各个省份之间发展水平差异较大,按地区划分大致概括为:华东>华南>西南>华中>华北>西北>东北。(3)农业在国民经济中所占比重、农业机械化水平、农村居民人均可支配收入等因素对农业生产总值有显著促进作用,在数字技术快速渗透的生产环境下,数字技术的引入、信息资源投入和生产效率等方面都有待进一步改进。(4)财政投入、农业机械化水平、农村居民人均可支配收入和第一产业增加值指数等相关性较强的指标对我国各地区的数字农业发展具有系列连锁影响效应。

(二) 启示

现阶段数字农业高质量发展存在空间差异性,受地域差异的影响,各地的特色资源优势和发展模式的进一步开发探索将是推进我国农业农村现代化、实现乡村振兴的重要路径;加大对机械化水平等关键影响因素的投入,同时解决财政投入、农村居民人均可支配收入和第一产业增加值指数等相关性较强的指标的不足问题,也将是实现数字农业高质量发展的重要突破口。因此,为提升我国数字农业高质量发展水平,未来需着力解决以上问题。基于本文对各指标数据分析的结果,提出以下对策建议。

1. 开发地区优势资源。由于不同省(区、市)的地理位置、气候条件和文化等方面具有差异性,首先要立足特色,充分开发自身优势资源,进而完善人、财、机械等基础性生产资源。一是加大财政用于“三农”工作的支出,建立财政投入标准体系,充分发挥政府在数字农业发展中的引导作用;二是增加农业农村的道路设施和农田水利工程等基础设施建设,建立持续稳定的投入增长长效机制;三是加大机械性生产农具、物质技术

表 4 数字农业高质量发展影响因素回归结果

	OLS	FE_robust	FE_trend	FE	RE
lnnzb	0.810*** (8.60)	0.593 (1.49)	0.410 (1.62)	0.593*** (4.32)	0.762*** (10.61)
lnjx	0.234** (3.30)	0.484** (2.91)	0.275 (1.59)	0.484* (2.59)	0.310*** (4.47)
lnecz	0.723*** (5.28)	-0.605 (-1.36)	0.107 (0.42)	-0.605 (-1.65)	0.594*** (4.38)
lnyd	0.179*** (3.87)	0.175 (1.41)	0.067 (0.69)	0.175 (1.10)	0.193*** (4.17)
lnjsj	0.235*** (4.40)	0.0001 (0.01)	0.070 (1.85)	0.000 (0.01)	0.148** (2.65)
lnzp	0.263 (1.40)	1.839*** (4.61)	1.099 (1.20)	1.839*** (5.25)	0.521*** (3.48)
cons	-6.323*** (-4.49)	-10.770*** (-4.14)	-7.399 (-0.94)	-10.770*** (-5.86)	-7.968*** (-7.35)
N	248	248	248	248	248

注:括号内是 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上统计显著。

装备以及动力设施等固定资产的投入,保障农业科技创新的物质条件,为数字农业持续稳定发展提供坚实基础。

2. 秉持绿色生态理念,提高农产品绿色生产质量。农业绿色发展正是落实新发展理念,加快乡村治理,实现农业绿色化、社会生态化、人民生活可持续化发展的重要举措。一是建立绿色农业标准体系,制定农药使用、农产品生产等国家标准、行业标准和生产道德标准;二是促进数字技术向传统农业的渗透,加快科技赋能,开发利用农业数字化监测和分析、智能灌溉、土壤检测和生态种养等系统;三是完善农业生产研发体系,科学融合生物学、土壤学、地理学、管理学等学科,以及计算机、遥感和人工智能等技术,推动科技、科研、人文等融入农业发展。

3. 促进产业融合发展,加大农业农村信息投入。近年来中央陆续颁发了一系列政策支持农业科技创新,鼓励积极探寻生产新业态、新模式。一是优化产业布局,实现数字农业规模化种植、专业化生产、集约化管理,企业化经营;二是推进农村产业融合,集农业生产、销售、供应链、乡村文旅于一体,实现“数字农业+”战略;三是加大农业农村信息投入,建立健全农村产业大数据平台建设,加强数字技术、关联性分析、溯源技术等在农村中的应用,实现数据驱动数字农业高质量发展。

4. 创新经营管理模式,提高数字农业生产效益和社会效益。长期确保农业供给,根本出路在于农业科技创新。一是创新经营管理模式,积极探寻数字农业发展新模式、新业态、新动能,为解决“三农”问题注入强劲动力;二是顺应产业发展规律,把提高资源利用率、土地生产率、数字技术与农业结合率作为重点目标;三是培养农业科技人才,提高农业专业技术人员比重,提高其生产素质、职业技能和经营能力。◆

参考文献:

- [1]刘洋,董久钰,魏江.数字创新管理:理论框架与未来研究[J].管理世界,2020,36(7):198-217+219.
- [2]胡树林,朱玉琴,余希慧.数字经济与农业现代化和新型城镇化耦合协调分析:以成都市为例[J].西南科技大学学报(哲学社会科学版),2021,38(4):23-32.
- [3]冯朝睿,徐宏宇.当前数字乡村建设的实践困境与突

破路径[J].云南师范大学学报(哲学社会科学版),2021,53(5):93-102.

[4]中共中央 国务院《关于实施乡村振兴战略的意见》[EB/OL].(2018-02-04)[2022-02-15].http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.html.

[5]中共中央 国务院《关于加快推进农业科技创新持续增强农产品供给保障能力的若干意见》[EB/OL].(2019-06-30)[2022-2-15].<http://www.farmer.com.cn/2019/06/30/99840194.html>.

[6]徐光平,曲海燕.“十四五”时期我国农业高质量发展的路径研究[J].经济问题,2021(10):104-110.

[7]王喜成.试论推动高质量发展的路径和着力点[J].河南社会科学,2018,26(9):1-6.

[8]赵剑波,史丹,邓洲.高质量发展的内涵研究[J].经济与管理研究,2019,40(11):15-31.

[9]王兴国,曲海燕.科技创新推动农业高质量发展的思路与建议[J].学习与探索,2020(11):120-127.

[10]张露,罗必良.规模经济抑或分工经济:来自农业家庭经营绩效的证据[J].农业技术经济,2021(2):4-17.

[11]钟钰.向高质量发展阶段迈进的农业发展导向[J].中州学刊,2018(5):40-44.

[12]李恩付,刘飞,刘玲.科技赋能数字农业助力实现乡村振兴战略目标[J].财富时代,2021(7):26+28.

[13]高宇,王文强,初小兵,等.数字农业的现状及未来发展方向[J].农业与技术,2021,41(11):172-175.

[14]孙九林,李灯华,许世卫,等.农业大数据与信息化基础设施发展战略研究[J].中国工程科学,2021,23(4):10-18.

[15]刘元胜.农业数字化转型的效能分析及应对策略[J].经济纵横,2020(7):106-113.

[16]孙竹梅,刘同山,孙东宝,等.农业产业数字化转型的难点及对策分析:基于枣庄市143家新型农业经营主体的调研[J].中国农机化学报,2021,42(3):122-128.

[17]沈剑波,王应宽.中国农业信息化水平评价指标体系研究[J].农业工程学报,2019,35(24):162-172.

[18]刘鹏凌,李想,尹路,等.安徽省农业高质量发展水平测度及障碍因子研究[J].山西农业大学学报(社会科学版),2021,20(5):21-28.

[19]张淑英,夏心旻,徐志全,等.农业现代化评价指标体系构建研究[J].调研世界,2012(7):41-47.

河南制造业数字化转型的创新效应研究

丁世豪 祁肖阳

(河南理工大学 财经学院, 河南 焦作 454003)

摘要:采用 2005—2017 年河南制造业细分行业的面板数据,实证考察了数字化转型的创新效应。研究结果表明:从整体看,河南制造业数字化转型对创新具有明显的促进作用;从行业看,数字化转型推动了劳动密集型行业创新,对资本技术密集型行业的创新效应不明显;从投入看,软件数字化转型的创新效应大于硬件数字化转型的创新效应;综合看,硬件数字化转型的创新效应主要体现在劳动资源密集型行业,软件数字化转型主要推动了资本技术密集型行业创新。

关键词:制造业;数字化转型;创新效应

中图分类号:F272;F273.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)05-0051-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.05.007

一、文献综述

制造业数字化转型即数字化、网络化、智能化技术在制造业的扩散与应用(孔存玉和丁志帆,2021),相关研究围绕定性和定量分析展开。随着研究的不断深入,定性分析由最初的概念界定延伸至价值维度、驱动模式等理论层面的探讨(Li 和 Su 等,2018;肖旭和戚聿东,2019;李永红和黄瑞,2019),定量分析则由数字化转型的水平测度过渡到经济绩效等方面的研究。具体而言,数字化转型的经济绩效研究涉及以下几个方面:一是经济增长,张伟和王韶华(2022)指出数字化转型对制造业 GDP 具有拉动作用且表现出明显的行业差异,但未对其内在机理进行剖析。二是全要素生产率,刘飞(2020)、宋清华和钟启明等(2022)从微观企业层面实证检验了数字化转型对制造业生产率的直接影响和间接机制,提出要重视与数字化转型互补的中介因素。三是出口技术复杂度,党琳和李雪松等(2021)验证了数字化转型对制造业出口技术复杂度的提升作用,李宏和乔越(2021)认为这一作用主要通过扩大本地市场规模和赋能新产品两条途径实现。四是全球价值链,张晴和于津平(2021)检验了不同来

源的数字化投入对全球价值链的影响差异,强调只有国内来源的数字化投入才能显著提升制造业企业的全球价值链分工地位。五是企业创新绩效,张吉昌和龙静(2022)以高新技术企业为样本,发现数字化转型能够显著促进创新绩效,但在一定程度上依赖企业的吸收能力。

通过梳理上述文献可以发现,虽然最新研究已经开始关注数字化转型对创新的影响,但相关文献较少。本文的创新之处在于:(1)区别于微观企业层面,本文以制造业细分行业为研究对象,揭示数字化转型在创新过程中的行业异质性规律;(2)区别于整体数字化转型水平测度,本文将数字化转型划分为硬件和软件数字化转型,考察其创新效应的投入异质性。

二、变量选取与模型构建

(一)变量选取

1. 被解释变量

创新产出(nv)。新产品以及专利常被用以衡量创新产出,专利可以反映自主知识产权,新产品更能反映知识的成果转化和现实应用。鉴于数据可得性,本文采用制造业各行业的新产品产值为指标,单位为亿元。

基金项目:河南省哲学社会科学规划青年项目“双循环格局下进口推动制造业高质量发展的机制及优化路径研究”(2021CJJ138);河南省重点研发与推广专项(软科学研究)项目“河南制造业数字化转型的创新效应及其高质量发展路径研究”(222400410303)。

作者简介:丁世豪(1988—),男,河南郑州人,博士,讲师,研究方向为产业数字化转型;祁肖阳(1998—),男,河南郑州人,在读硕士,研究方向为数字经济。

2. 核心解释变量

数字化转型(md)。采用通信设备、计算机及其他电子设备制造业以及信息传输、软件和信息技术服务业在各制造业行业的增加值投入之和衡量行业数字化转型水平,并将其划分为硬件数字化转型和软件数字化转型。硬件数字化转型(hd)以通信设备、计算机及其他电子设备制造业的增加值投入衡量,软件数字化转型(sd)以信息传输、软件和信息技术服务业的增加值投入衡量,单位为亿元。

3. 控制变量

盈利能力(pm)。盈利能力是现金流状况的直观反映,与创新呈正相关关系。成本费用利润率是利润总额与成本费用总额的比率,其值越大表明经济效益越好,采用该指标度量行业的盈利能力。

经济发展水平(el)。一般来说,行业的创新水平与其所处的经济发展阶段相对应,经济发展水平越高,创新意愿和创新能力越强。工业增加值可以较好地体现行业的经济实力,因此采用该指标衡量经济发展水平,单位为亿元。

税收负担(tb)。较高的税收负担会降低收益留存率,并进一步降低经营收益预期,从而对创新活动产生负面影响,因此采用企业税赋与主营业务收入之比

衡量税收负担。

资产负债率(dr)。高负债率不但会加重经营资金周转困难,而且会致使行业无力承担研发所需的高额经费,从而降低创新动机,抑制创新活动,采用负债与总资产之比予以衡量。

行业规模(kl)。适度的行业规模对创新具有促进作用,采用人均资产即总资产与全部从业人员数之比衡量,单位为亿元/万人。

(二) 数据说明

本文采用2005—2017年河南制造业细分行业的面板数据,其中,核心解释变量数据由2005年、2010年、2015年《河南投入产出延长表》与2007年、2012年、2017年《河南投入产出表》整理而来,中间年份数据根据前后年份数据的年均增长率计算得出,其他变量数据来源于《河南统计年鉴》。以上统计资料的行业划分标准有差异,为了数据收集的一致性,将《河南统计年鉴》中的28个制造业行业进行归类并处理,使之与《河南投入产出表》中的部门分类相对应,共得到16个制造业细分行业^①。上述主要变量的描述性统计如表1所示,可以发现各变量数据存在较大的内部差异,这可能是行业间的发展不平衡所致。

表1 主要变量描述统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
nv	208	201.487	416.779	0.014	3014.490
md	208	63.376	279.537	0.047	2653.160
hd	208	59.345	279.295	0.013	2651.688
sd	208	4.031	7.337	0.023	58.059
rf	208	5.527	5.731	0.143	27.501
rh	208	0.637	0.697	0.003	2.883
pm	208	0.080	0.030	-0.054	0.156
el	208	14.046	16.457	0.072	68.778
tb	208	0.041	0.016	0.005	0.112
dr	208	0.475	0.130	0.187	0.831
kl	208	52.748	34.056	7.324	180.982

(三) 模型构建

鉴于变量观测值差异较大,宜取其对数进入模型

以降低样本异方差程度。基于本文研究目的,构建多元线性回归模型:

^①16个制造业细分行业包括:食品制造及烟草加工业,纺织业,纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业,木材加工及家具制造业,造纸印刷及文教体育用品制造业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,化学工业,非金属矿物制品业,金属冶炼及压延加工业,金属制品业,通用、专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械及器材制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业,仪器仪表及文化办公用机械制造业,其他制造业。

$$\ln v_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln md_{it} + \alpha_2 \ln X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

式中, i,t 分别代表行业、年份, μ 表示残差项, X 包含各控制变量,该模型可用于检验制造业数字化转型对其创新的影响方向与程度。

三、实证检验及结果分析

(一) 基准回归结果分析

为同时控制个体效应和时间效应,运用双向固定效应模型进行回归。表2报告了基准回归结果,模型(1)仅包含核心解释变量,模型(2)—(6)在其基础上逐项加入各控制变量。在引入控制变量前后,核心解释变量即数字化转型的回归系数值有所减小,但符号均为正,且在1%的水平上显著,表明数字化转型与创新呈正相关关系,意味着制造业数字化转型对其创新具有明显的促进作用。

对控制变量的解释,盈利能力的回归系数显著为正,表明其对行业创新能力提升具有正向影响,这可

能是因为行业盈余越高,可支配的现金流越多,越能够为创新活动提供有力的资金支持。经济发展水平的系数为正,且通过了1%的显著性检验,表明制造业的创新产出一定程度上依赖行业自身的经济发展,原因在于经济发展水平越高的行业,其创新意愿和能力越强。税收负担的系数显著为负,表明过高的税收负担对行业创新产生了明显的抑制作用,这是由于税负压缩了研发投入的空间,降低了创新动机,不利于创新活动的开展。资产负债率的回归系数显著为正,与预期不符,对此可能的解释是在现实生产运营中,负债融资是获得创新投资的重要方式之一,适度的负债率有助于创新活动的顺利进行。行业规模的系数为负,但未通过显著性检验,表明其未对行业创新产生明显影响,这可能是因为就行业整体而言,河南制造业的创新行为对行业规模变动不敏感,从侧面印证了“产业创新滞后于产业规模”的现象。

表2 基准回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
lnmd	0.386*** (0.078)	0.290*** (0.074)	0.269*** (0.072)	0.249*** (0.071)	0.214*** (0.072)	0.214*** (0.073)
lnpm		0.590* (0.311)	0.563* (0.300)	0.719** (0.306)	0.827*** (0.307)	0.824*** (0.308)
lnel			0.413*** (0.112)	0.360*** (0.113)	0.364*** (0.112)	0.367*** (0.113)
lnrb				-0.436** (0.205)	-0.418** (0.203)	-0.433* (0.221)
lnr					0.955** (0.429)	0.918* (0.482)
lnkl						-0.052 (0.311)
constant	1.921*** (0.183)	3.854*** (0.918)	3.693*** (0.887)	2.930*** (0.949)	3.809*** (1.017)	3.896*** (1.145)
Industry FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R ²	0.624	0.626	0.653	0.662	0.672	0.672

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著,括号内为相应的标准误。

(二) 稳健性检验

为验证前文回归结果的稳健性,本文分别以指标替换、数据处理、运用新方法等方式进行了四组稳健性检验,在每组检验中,又分别采用个体固定效应模型、双向固定效应模型进行回归,一是解决遗漏变量问题,二是通过结果对比侧面反映回归的稳健性。表3

展示了稳健性检验结果,可以发现两种模型下的回归结果较为相近。第I组检验替换了被解释变量指标。新产品销售值能够反映出市场对新产品的接受程度,并以此折射出创新成果的实用性,故以其代替新产品产值作为度量被解释变量的指标。回归结果显示,数字化转型的系数显著为正,与基准回归结果相近。第

Ⅱ组检验替换了核心解释变量指标。前文度量数字化转型的指标属于绝对量,此处采用相对量指标予以替代,故以通信设备、计算机及其他电子设备制造业,信息传输、软件和信息技术服务业在各制造业行业的中间投入之和占总投入的比重表示核心解释变量,新变量的回归系数符号与显著性未发生变化。第Ⅲ组检验剔除了异常样本点以弱化极端值的影响。由于制造业各行业发展不平衡,创新能力有强弱之分,且数字化转型水平有高低之别,不同行业的相关数据具有一定程度的差异,因此前文回归结果可能会受到极端值影响。为检验是否存在该问题,对创新产出和数字化转型指标进行1%的双侧截尾处理,即将相应指标上下1%的极端值剔除,然后进行重新估计。根据估计结果,

数字化转型的系数依然为正,且通过显著性检验,说明极端值未对估计结果产生实质性影响。第Ⅳ组检验采用面板工具变量法以处理可能存在的内生性问题。虽然前文得出了数字化转型有助于制造业创新的结论,但也应考虑是否存在行业创新能力越强则越能推动数字化转型的情形,即创新反向促进了数字化转型,如此则二者互为因果关系会导致估计结果偏差。因此,选取核心解释变量的滞后一期作为工具变量,并运用两阶段最小二乘法(2SLS)重新进行回归,发现数字化转型的系数符号及显著性与前文一致,这意味着内生性问题并不影响估计结果的稳健性。一系列检验结果表明回归结果具有稳健性,“数字化转型促进了制造业行业创新”这一结论成立。

表3 稳健性检验结果

变量	I		II		III		IV	
lnmd	0.267*** (0.064)	0.184** (0.072)	0.077*** (0.015)	0.063*** (0.016)	0.323*** (0.060)	0.235*** (0.066)	0.555*** (0.090)	0.441*** (0.095)
lnpm	0.664*** (0.226)	0.921*** (0.306)	0.538** (0.226)	0.550* (0.312)	0.401* (0.210)	0.869*** (0.279)	0.768*** (0.280)	0.999*** (0.326)
lnel	0.441*** (0.099)	0.427*** (0.113)	0.450*** (0.097)	0.378*** (0.111)	0.345*** (0.092)	0.314*** (0.100)	0.398*** (0.115)	0.338*** (0.124)
lntb	-0.315 (0.212)	-0.429* (0.220)	-0.202 (0.214)	-0.240 (0.226)	-0.038 (0.218)	-0.155 (0.229)	-0.238 (0.206)	-0.367* (0.211)
lnlr	1.032** (0.474)	1.204** (0.479)	-0.164 (0.514)	0.208 (0.524)	0.352 (0.463)	0.535 (0.448)	0.332 (0.497)	0.462 (0.498)
lnkl	0.583** (0.255)	-0.002 (0.309)	0.621** (0.247)	-0.032 (0.305)	0.482** (0.240)	-0.230 (0.280)	0.201 (0.288)	-0.335 (0.352)
constant	1.847*** (0.693)	4.259*** (1.137)	1.094 (0.671)	3.196*** (1.142)	2.007*** (0.653)	5.546*** (1.036)	2.707*** (0.805)	4.799*** (1.260)
Industry FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year FE	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y
R ²	0.621	0.662	0.644	0.685	0.607	0.671	0.572	0.629

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著,括号内为相应的标准误。

(三)异质性分析

为了从投入异质性角度考察数字化转型的创新效应,将数字化转型划分为硬件数字化转型、软件数字化转型,并作为核心解释变量代入模型进行回归,结果如表4所示。模型(7)、(9)分别仅包含硬件数字化转型、软件数字化转型一个解释变量,模型(8)、(10)分别在其基础上纳入了控制变量,各变量的系数符号及显著性与基准回归所得结果基本一致。与引进其他变量之前的回归结果对比可见,硬件数字化转型、软件数字化转型回归系数的数值虽然有所减小,但其符号

均为正,且都通过了1%水平的显著性检验,表明制造业硬件数字化转型和软件数字化转型均明显促进了行业创新。对两组模型进行横向对比看,软件数字化转型的回归系数值略高于硬件数字化转型的系数值,可能意味着软件数字化转型的创新效应较硬件数字化转型的创新效应更大。为验证这一猜想,在模型(11)、(12)中同时纳入硬件数字化转型和软件数字化转型两个变量,并对二者的回归系数进行纵向对比。可以发现,在引入其他变量前后,硬件数字化转型和软件数字化转型回归系数的符号和显著性均未改变,与模型

(7)—(10)的回归结果较为相近,且软件数字化转型的创新效应大于硬件数字化转型的创新效应。软件数字化转型的系数值相比硬件数字化转型的系数值较大,表明软件数字化转型的创新效应。

表 4 基于投入异质性回归结果

变量	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
lnhd	0.322*** (0.066)	0.194*** (0.062)			0.275*** (0.065)	0.164*** (0.062)
lnsd			0.349*** (0.077)	0.241*** (0.071)	0.290*** (0.075)	0.210*** (0.071)
lnpm		0.768** (0.309)		0.956*** (0.306)		0.856*** (0.303)
lnrf		0.350*** (0.113)		0.385*** (0.112)		0.355*** (0.111)
lntb		-0.449** (0.220)		-0.472** (0.218)		-0.423* (0.215)
lnr		0.810* (0.487)		1.257*** (0.472)		0.940* (0.478)
lnkl		-0.141 (0.310)		0.111 (0.313)		0.037 (0.309)
constant	2.391*** (0.203)	4.201*** (1.140)	2.190*** (0.191)	4.003*** (1.134)	2.514*** (0.198)	4.120*** (1.115)
Industry FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R ²	0.621	0.674	0.615	0.677	0.650	0.690

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著,括号内为相应的标准误。

表 5 基于行业异质性回归结果

变量	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)
lnmd	0.344*** (0.087)		0.165 (0.101)	
lnhd		0.319*** (0.117)		0.073 (0.092)
lnsd		0.124 (0.097)		0.350*** (0.107)
lnpm	0.482 (0.370)	0.357 (0.370)	1.123*** (0.403)	1.033*** (0.383)
lnel	0.327*** (0.104)	0.317*** (0.102)	0.686*** (0.204)	0.645*** (0.198)
lntb	-0.162 (0.454)	0.026 (0.459)	-0.218 (0.286)	-0.189 (0.272)
lnr	-1.532*** (0.539)	-1.439*** (0.532)	2.688*** (0.830)	2.512*** (0.795)
lnkl	-0.956** (0.439)	-0.843* (0.436)	1.017** (0.421)	1.079** (0.407)
constant	5.138*** (1.422)	5.745*** (1.416)	2.696** (1.175)	2.443** (1.113)
Industry FE	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y
R ²	0.762	0.772	0.670	0.711

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上显著,括号内为相应的标准误。

为了从行业异质性角度考察数字化转型的创新效应,将制造业按照要素配置形式划分并对其进行分组回归^①,结果如表5所示。模型(13)—(14)、模型(15)—(16)分别列出了劳动资源密集型行业、资本技术密集型行业的回归结果。就模型(13)、(15)看,数字化转型对劳动密集型行业创新具有显著的促进效应,但这一效应在资本技术密集型行业不明显。导致该结果的原因可能在于,数字化转型加速了数字要素对劳动力的替代,并弥补了技术不足的缺陷,提高了劳动资源密集型行业的创新效率;而资本技术密集型行业的技术门槛相对较高,数字技术只有具备一定规模和深化程度才能嵌入机器设备,因此其数字化转型的创新效应尚未显现。

模型(14)结果显示,对劳动资源密集型行业而言,硬件数字化转型能够对创新产生明显的正向影响,而软件数字化转型的创新效应不明显。根据模型(16)的回归结果,硬件数字化转型未能对资本技术密集型行业产生明显的创新效应,而软件数字化转型明显促进了行业创新。因此,综合投入与行业异质性看,硬件数字化转型有助于劳动资源密集型行业创新,而软件数字化转型主要推动了资本技术密集型行业创新。

四、结论及建议

本文考察了河南制造业数字化转型的创新效应,得出以下结论:第一,从整体看,河南制造业数字化转型明显推动了行业创新。第二,分行业看,数字化转型推动了劳动密集型行业创新,对资本技术密集型行业的创新效应却不明显;从投入看,软件数字化转型的创新效应大于硬件数字化转型的创新效应。第三,结合行业和投入异质性看,硬件数字化转型的创新效应主要体现在劳动资源密集型行业,而软件数字化转型主要推动了资本技术密集型行业创新。

在数字经济不断推进的背景下,河南必须坚持数字经济与实体产业深度融合的发展方向,以数字化转型为抓手,实现制造业创新的动力转换。由于河南制造业数字化转型是一个漫长复杂的过程,且其创新效应的异质性及机制不容忽视,因此,本文研究结论所蕴含的政策启示值得关注:(1)加强数字化转型与创新驱动发展战略布局。推动数字要素的优化配置和数字

技术的共生共享,对传统制造业实施全方位、全链条的改造,系统提升河南制造业数字化转型水平,强化制造业创新的内生动力。(2)夯实新型数字基础设施建设,搭建数字技术服务管理平台。加大硬件数字设备投资,推进5G基站、大数据中心、工业互联网等新型基础设施不断完善;统一数字技术标准,规范平台运营行为,破除数据流动壁垒,并建立合理的数据监管机制。◆

参考文献:

- [1]孔存玉,丁志帆.制造业数字化转型的内在机理与实现路径[J].经济体制改革,2021(6):98-105.
- [2]LI L,SU F,ZHANG W,et al.Digital transformation by SME entrepreneurs:A capability perspective[J].Information Systems Journal,2018,28(6):1129-1157.
- [3]肖旭,戚聿东.产业数字化转型的价值维度与理论逻辑[J].改革,2019(8):61-70.
- [4]李永红,黄瑞.我国数字产业化与产业数字化模式的研究[J].科技管理研究,2019,39(16):129-134.
- [5]张伟,王韶华.中国制造业数字化投入的异质性经济效应研究[J].经济体制改革,2022(1):103-110.
- [6]刘飞.数字化转型如何提升制造业生产率:基于数字化转型的三重影响机制[J].财经科学,2020(10):93-107.
- [7]宋清华,钟启明,温湖炜.产业数字化与企业全要素生产率:来自中国制造业上市公司的证据[J].海南大学学报(人文社会科学版),2022,40(4):74-84.
- [8]党琳,李雪松,申烁.制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度提升[J].国际贸易问题,2021(6):32-47.
- [9]李宏,乔越.数字化转型提高了制造业出口技术复杂度吗?:基于国家信息化发展战略的拟自然实验[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2021,44(5):108-118.
- [10]张晴,于津平.制造业投入数字化与全球价值链中高端跃升:基于投入来源差异的再检验[J].财经研究,2021,47(9):93-107.
- [11]张吉昌,龙静.数字化转型、动态能力与企业创新绩效:来自高新技术上市企业的经验证据[J].经济与管理,2022,36(3):74-83.

①劳动资源密集型行业包括:食品制造及烟草加工业,纺织业,纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业,木材加工及家具制造业,造纸印刷及文教体育用品制造业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,非金属矿物制品业,金属冶炼及压延加工业,金属制品业;资本技术密集型行业包括:化学工业,通用、专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械及器材制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业,仪器仪表及文化办公用机械制造业,其他制造业。

高质量发展视角下 文化产业发展的成因探测 ——以甘肃省为例

吴旭辉

(甘肃省社会科学院 杂志社,甘肃 兰州 730070)

摘要:使用 2019 年和 2020 年的数据,应用熵权 TOPSIS 法对甘肃省文化产业发展水平进行评价,应用地理探测器模型对甘肃省文化产业驱动因素进行分析,实证研究得出以下结论:(1)在甘肃省各市、县(市、区)中,兰州处于全省文化产业发展领先地位,且城关区发展水平最高;少数民族地区文化产业整体发展水平较低。(2)从文化产业驱动要素看,居民消费水平对甘肃省文化产业发展的影响最大,人口密度的影响最小,且各指标之间的交互影响均大于单因子的影响作用。为促进甘肃省文化产业高质量发展,应继续加强省会城市和核心地带文化产业的作用,推动数字文化产业发展,并且要加快推进共同富裕的步伐,提高居民的生活质量,进而提升其文化消费支出能力。

关键词:文化产业;高质量发展;驱动因素;甘肃省

中图分类号:G124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)05-0057-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.05.008

一、引言

发展文化产业是满足人民多样化、高品位文化需求的重要基础,也是激发文化创造活力、推进文化强国建设的必然要求。因此,“十四五”时期在追求经济高质量发展过程中,不断提升文化产业发展质量,提高文化产业竞争力是非常重要的。国家《“十四五”文化产业发展规划》明确提出,到 2025 年,文化产业体系 and 市场体系更加健全,基于此,对甘肃省文化产业发展水平的评价具有极强的时代意义。

对文化产业的研究,王广振(2013)在其所著的《地方文化产业发展策略系统研究》中对文化产业下了较为完整的定义^[1]。国家统计局在《文化及相关产业分类(2012)》中把文化产业进行详细划分,这一界定为文化产业的研究划定了范围,研究中学者们通常会在这种分类标准内将文化产业分为不同维度。比如,王波和吴子玉(2016)在研究江苏省文化产业竞争力水平时,把文化产业分为文化资源水平、文化产业发展水平、文化创新能力水平等^[2]。赵彦云和余毅等(2013)在对中国文化产业竞争力评价和分析时,把文化产业

分为文化实力、文化市场、文化生产等 7 个维度^[3]。此外,部分学者在研究中没有对文化产业进行分类,而是选取与文化产业相关的指标分析其发展水平。可见,根据研究目的和数据的可获得性,学者在研究过程中对文化产业的划分维度会略有不同,但是随着文化产业的高质量发展,对文化产业发展水平的评价开始从创新、协调、开放等方面展开^[4]。此外,现有研究除了对文化产业发展水平进行评价外还会研究其他影响因素^[5]。

本文研究贡献在于:(1)以甘肃省 87 个市、县(市、区)为研究对象,分析不同地区文化产业发展水平及优劣势,为促进区域文化产业协调发展提供研究方向。(2)用地理探测器模型研究推动甘肃省文化产业的主要因素和次要因素,以及各因素间的交互作用对甘肃省文化产业的推动水平,为促进文化产业高质量发展提供理论依据。

二、研究设计

(一)研究方法

本文主要使用熵权 TOPSIS 法和地理探测器模型

作者简介:吴旭辉(1992—),男,甘肃静宁人,硕士,编辑,研究方向为经济计量及应用。

对甘肃省文化产业发展水平和驱动因素进行分析,因此对这两种方法做简要说明。

1. 熵权 TOPSIS 法

熵权 TOPSIS 法在确定各样本的综合得分时分两步,首先是基于熵权法求各指标的权重,计算原理是指标离散程度越大,最终所求得的权重越大,该指标对综合评价的影响也越大。其次,利用 TOPSIS 法求各样本的综合发展水平,在计算中会根据有限个样本与理想化目标的接近程度进行排序,可以对原始数据信息进行充分利用,能够较为准确地求解出样本之间的差距。

2. 地理探测器模型

本文采用地理探测器中的单因子方法分析各指标对甘肃省文化产业空间分异的解释力,利用交互分析方法计算各指标之间的交互作用对文化产业发展水平的贡献能力,最终计算结果用 q 统计量表示,其计算公式为:

$$q=1-\frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2}$$

其中, q 为各指标对甘肃省文化产业发展水平的影响值; N_h 和 N 分别表示指标包含的单元数和全区的单元数; σ_h^2 和 σ^2 分别表示分析的要素层和全区 Y 值(文化产业发展水平)的方差。 q 取值区间为 $[0, 1]$,其值越大说明各影响指标对被解释变量的解释能力越强,反之则越弱。

(二)评价指标体系构架及影响因素

1. 评价指标体系构建

在分析甘肃省各市、县(市、区)文化产业发展水平时,主要从文化产业资源、文化产业共享、文化产业活动、文化产业实力 4 个维度进行,各维度包含的二级指标及权重如表 1 所示。

表 1 甘肃省各市、县(市、区)文化产业发展水平指标体系构建

一级指标	二级指标	指标说明	权重
文化产业资源	文化机构	公共图书馆、博物馆、艺术表演场馆、艺术展览场馆、非物质文化遗产场馆、文化企业单位、群众文化机构总和	0.0471
	从业人员	公共图书馆、博物馆、艺术表演场馆、艺术展览场馆、非物质文化遗产场馆、文化企业单位、群众文化机构从业人员总和	0.0570
	资产	公共图书馆、博物馆、艺术表演场馆、艺术展览场馆、非物质文化遗产场馆、文化企业单位、群众文化机构总资产	0.0773
	支出	文化产业财政支出/财政总支出	0.0594
	人力资源	普通中学及中专在校人数	0.0251
	文化企业面积	文化企业房屋使用面积	0.0553
	群众文化服务业	文化服务惠及人次(万人次)	0.0294
文化产业共享	艺术表演业	国内演出观众人次(万人次)	0.0777
	展览参观人次	非物质文化遗产展览参观人次	0.0702
	演出参观人次	非物质文化遗产类演出参观人次	0.0539
	展览场次	非物质文化遗产展览场次	0.0490
文化产业活动	演出场次	非物质文化遗产演出场次	0.0931
	文化服务次数	群众文化机构提供文化服务次数	0.1070
	艺术表演演出场次	艺术表演总演出场次	0.0618
	文化产业增加值占 GDP 比重	文化产业增加值/GDP	0.0377
文化产业实力	文化产业增加值占第三产业增加值比重	文化产业增加值/第三产业增加值比重	0.0440
	企业项目数	行政主管部门项目数	0.0550

2. 影响因素选取

研究文化产业影响因素时主要从 6 个方面进行,具体为:一是经济发展水平。通常经济发展水平越高,对文化产业的推动作用就越强,用人均地区生产总值表示。二是居民消费水平。居民消费水平与文化产品销量之间具有较强的关联性,居民用于文化产品的消

费支出越多,文化产业发展动力就越足,用居民消费支出表示。三是科技水平。科技水平对文化产业的改造升级有一定的推动作用,用专利申请数表示。四是互联网普及率。互联网的快速发展,为不同人群了解各地区文化产业状况拓展了渠道,同时为文化产品的销售创造了条件,用互联网用户数表示。五是交通基

基础设施。交通基础设施建设与各地旅游业的发展有较强的关联性,通常交通基础设施水平越好,消费者旅游路线越便捷,用交通用地面积占国土面积的比值表示。六是人口密度。人口密度大虽然加重了地区的承载力,但是对文化产业而言,人口密度大会加强文化资源的传播速度和使用频率,用地区总人口数除以地区面积表示。

(三)数据来源

数据主要来源于2020年和2021年的《甘肃统计年鉴》以及甘肃省文化和旅游厅的相关资料。

三、甘肃省各市、县(市、区)文化产业发展水平评价

(一)甘肃省各市、县(市、区)文化产业发展水平分析

1. 文化产业综合发展水平评价

计算得到2019年甘肃省各市、县(市、区)的文化产业综合指数及排名。从结果可以看出,甘肃省87个市、县(市、区)的文化产业发展水平差异较大,且总体水平较低。第一,甘肃省大部分地区文化产业没有达到平均水平,其综合指数均值为0.1576,达到平均水平的市、县(市、区)有38个,占总研究区域的43.7%,占比较低。第二,省会城市带动作用明显。排名前10的地区中,兰州占4个,且城关区居领先地位。第三,区域差异明显。城关区文化产业综合指数为0.3435,约是排名最后的古浪县的6倍,且属于同一市(州)的不同县(市、区)文化产业发展水平存在一定差距。在兰州市中,皋兰县文化产业发展水平最低,文化产业综合指数数值为0.2132,比城关区低0.1303;在庆阳市中,西峰区文化产业发展水平最高,排名第4,华池县文化产业发展水平最低,排名第84,文化产业综合指数相差0.2550,差距较大。

为了较为直观地展示各区域文化产业发展水平,利用ArcGis软件,采用自然断点法将文化产业综合指数分为高、中、低3个等级,甘肃省各市、县(市、区)的分布等级如图1所示。从图1可以看出:第一,文化产业发展水平高的地区总共包含24个市、县(市、区),占总研究区域的27.6%,其平均发展水平为0.2568;第二,文化产业发展处于中等水平的地区总共包含35个县(市、区),占总研究区域的40.2%,其平均发展水平为0.1488;第三,文化产业发展处于低水平的地区总共包含28个县(市、区),占总研究区域的32.2%,其平均发展水平为0.0836。从分布等级看,处于高、中、低地区的文化产业平均发展水平差异较大,高水平地区文化产业平均发展水平比中等级地区高0.1080,是低等级地区的3倍,并且处于中等水平的地区居多,说

明甘肃省文化产业发展水平较好,但是处于低水平地区的文化产业发展水平总体较低,拉低了甘肃省文化产业的平均水平。此外,在同一市(州)中不同县(市、区)之间文化产业发展水平差异较大,比如酒泉市三个等级都有包含。另外,甘南藏族自治州和临夏回族自治州文化产业发展水平整体偏低。综合来看,甘肃省各地区文化产业发展特色有:一是省会兰州具有强劲的文化产业发展实力,处于全省文化产业发展领先地位。二是甘肃省各地形成了数个文化产业发展优势区,假以时日或许可以成为当地未来产业振兴的孵化基地。三是少数民族地区文化产业整体发展水平较低,在后续发展中应有相关的政策倾斜,突出其文化特色。省会城市文化产业发展突出,究其原因主要有:一是其聚焦了众多文化资源,比如黄河文明、名胜古迹等。二是政策支持较强,注重文旅融合发展。比如为了突出文化特色,兰州市制定了《兰州市文化旅游产业发展(2020—2022)三年攻坚行动方案》,并且这种倾向在不断加强。2022年,兰州市在文旅发展上按下快进键,在文旅产业上强龙头、壮筋骨,着力增强在“强省会”战略中的贡献。

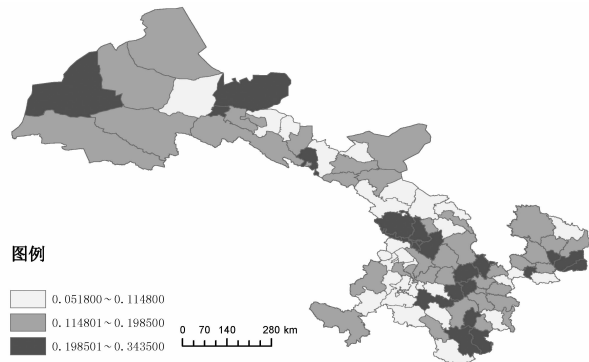


图1 甘肃省各市、县(市、区)文化产业综合指数得分分布图

2. 文化产业各维度发展水平评价

为了进一步详细了解甘肃省各市、县(市、区)的文化产业发展水平及其发展中的优势、短板所在,本文进行了地方文化产业发展分类要素评估。

从计算结果可知:第一,从分项指标看,用以综合衡量文化产业发展水平的四类要素指数——文化产业资源指数、文化产业共享指数、文化产业活动指数和文化产业实力指数发展水平存在差异,其平均发展水平分别为0.1723、0.1442、0.0923和0.1949,对比可知文化产业实力指数发展最好,文化产业资源指数次之,但是达到高水平的区域较少,中等水平的地区居多,文化产业共享指数位居第三,文化产业活动指数发展水平最低,原因可能是低水平地区较多,拉低了整体水平,且发展水平与其他各分项指标差距明显。

可以认为甘肃省文化产业实力对文化产业的贡献最为突出,文化产业活动的作用最弱,在后续发展其他指标的同时,更应该突出文化产业活动的发展。第二,从各市(州)的分项指标看,兰州市和嘉峪关市各分项指标整体发展水平较好。不同市(州)的分项指标发展水平不均衡,如兰州、嘉峪关、平凉、酒泉、张掖等市各分项指标发展水平与整体一致;陇南市文化产业资源平均发展水平要高于文化产业实力;庆阳市文化产业共享平均发展水平要高于文化产业资源;定西市文化产业共享发展水平最好等。第三,分市(州)、县(市、区)看,城关区、嘉峪关市、七里河区、安宁区、西固区等地各分项指标发展较为均衡,并且城关区和嘉峪关市发展最好,提升了甘肃省各项分指标的平均水平。广河、通渭等县各分项指标发展水平差异较大。另外,在同一市(州)中不同县(市、区)之间各分项指标的发展不均衡,发展水平最高的地区与发展水平最低的地区差异较大。因此,在后续发展中,突出各地区特色文化发展的同时,需要强化各分项指标发展的均衡性,从而提升各地区文化产业的整体实力。受疫情影响,甘肃的文化产业发展受到了较大冲击,尤其是文化企业利润,2019年文化企业总利润额为35255.2万元,2020年则亏损21187万元。具体看,疫情对文化企业各领域影响水平存在差异,对文化艺术业和文化休闲娱乐业的影响较大,对动漫业和文化相关产品影响较小。

(二)甘肃省数字文化产业发展水平评价

基于2019年和2020年数据,重点分析疫情前后甘肃数字文化产业发展水平变化情况。互联网的发展扩大了文化资源的传播速度,也丰富了文化资源的传播形式,方便了消费者了解各地区不同种类文化。与2019年相比,2020年数字文化产业发展展示出了新的特色,重点是促进网络音乐的大力发展。从数字文化产业资源看,网络音乐、网络动漫、网络表演的从业人员、机构数、总资产呈现不同的变化形式,网络动漫和网络表演的各项指标都出现了下降,而网络音乐的各

项指标出现了不同程度的增长,其中总资产增幅最大,由2019年的2458万元增长到了2020年的3649.7万元。网络音乐各项资源出现的正向增长促使其文化产业影响力出现了较大提升,与2019年相比,2020年注册用户数增加了76.38万个,文化产品数增加了9644个,知识产权种数增加了831个,总利润由2019的17.8万元增加到了2020年的174.6万元。总体来说,2020年数字文化产业中网络音乐出现了较快发展,主要是因为网络音乐与其他数字文化产业相比,其运营成本更低,传播速度更快。

(三)甘肃省文化产业驱动因素分析

通过地理探测器模型来分析文化产业驱动因素及其差异。在进行分析之前,首先用ArcGis软件中的自然断点法对各自变量进行离散化处理,经过多次测试,把解释变量分为5类时对应的q值最大,此时满足地理探测器对所选指标进行最佳分类的要求。

从单因子探测结果看,所选指标对文化产业发展均有显著影响(见表2)。根据q值大小,各指标的影响力排序为居民消费水平>互联网普及率>科技水平>交通基础设施>经济发展水平>人口密度,说明高质量发展阶段,居民消费水平对甘肃省文化产业发展的影响最大,人口密度的影响最小,出现这种现象的原因主要是党的十八大以来,居民的生活质量得到了显著提高,消费者大幅增加了在文化产品方面的消费,因此其对文化产业的影响力越来越大。人口密度对文化产业发展影响力度不大,主要是因为地区发展中,虽然人口密度较大的地区对文化产品的需求较大,但是各地区人口相对较为稳定,对文化产品的需求也趋于稳定,所以不会对文化产业发展形成较大推动力。从各指标的交互作用看,大多数指标之间的交互作用呈现双因子增强型,少部分指标间的交互作用呈现非线性增强型,且各指标之间的交互影响均大于单因子的影响作用,说明指标之间的交互作用更有助于推动文化产业的发展。

表2 甘肃省各市、县(市、区)文化产业发展驱动因素

指标	经济发展水平	居民消费水平	科技水平	互联网普及率	交通基础设施	人口密度
经济发展水平	0.463***					
居民消费水平	0.611 [#]	0.573***				
科技水平	0.632 [#]	0.641 [#]	0.492**			
互联网普及率	0.659 [#]	0.759 [#]	0.681 [#]	0.525***		
交通基础设施	0.639 [#]	0.508	0.594 [#]	0.628 [#]	0.451**	
人口密度	0.695 [#]	0.589 [#]	0.607 [#]	0.646 [#]	0.319	0.378***

注:**和***分别表示在5%和1%的显著性水平上单因素影响显著;#表示双因素影响效果显著。

四、结论及对策建议

(一) 结论

本文使用 2019 年和 2020 年的数据,用熵权 TOPSIS 法对甘肃省文化产业发展水平进行了评价,应用地理探测器模型对甘肃省文化产业驱动因素进行了分析,实证研究得出以下结论:

1. 对甘肃省 87 个市、县(市、区)文化产业发展水平分析可知:一是在文化产业综合发展水平中,兰州市具有强劲的文化产业发展实力,处于全省领先地位。二是甘肃省各地形成了数个文化产业发展优势区,如庆阳市的西峰区、陇南市的武都区、天水市的武山县,假以时日或许可以成为当地产业振兴的孵化基地。三是少数民族地区(甘南藏族自治州和临夏回族自治州所属区域)文化产业整体发展水平较低,在后续发展中应有相关的政策倾斜,突出其文化特色。从分项指标看,文化产业实力要素最强,文化产业活动要素最弱。从地方差异看,一方面各地分类要素发展不均衡是常态,但也有一些地区发展较为均衡,比如兰州市的城关区、七里河区、安宁区和西固区,以及嘉峪关市,尤其城关区和嘉峪关市最为出色;另一方面各分项指标下发展水平最高的地区与最低的地区差距较大,如酒泉市下辖敦煌市和瓜州县差异较为明显。

2. 从文化产业驱动要素看,居民消费水平对甘肃省文化产业发展的影响最大,人口密度的影响最小。从各指标的交互作用看,大多数指标之间的交互作用呈现双因子增强型,少部分指标间的交互作用呈现非线性增强型,且各指标之间的交互影响均大于单因子的影响作用,说明各指标之间的关联性越来越强,促进文化产业高质量发展不能简单地提高某个单项指标的发展水平,要注意各项指标的联动性。

(二) 对策建议

1. 继续加强省会城市和核心地带文化产业发展,使其带动周边地区文化高质量发展,进而提升甘肃省整体文化产业实力。本文以 2019 年数据为例,对甘肃省各市、县(市、区)文化产业发展水平进行了评价,得出甘肃省省会城市文化产业发展优势明显,并且已经基本形成核心地带,因此在后续发展中要构建以强带弱的发展格局。首先,兰州市作为甘肃省省会城市聚集了全省最优质的文化资源,决定着全省文化产业的发展方向,并且其具有独特的黄河文化,在后续发展中应该继续加强对黄河文化的发展,加强文旅的融合性,增强其吸引力。其次,河西走廊文化特色鲜明,

丝绸之路的千年往事值得继续探索,尤其是敦煌文化。最后,加强少数民族地区特色文化产业的发展。在少数民族地区聚集了较多的非物质文化遗产,对推动地区文化底蕴的发展意义重大,但是本文研究发现少数民族地区文化产业整体水平较低,要在这些地区加强政策支持,突出民族特色。

2. 推动传统文化和数字文化产业的融合发展。互联网为文化产业的发展添加了新动能,为文化产业增加了传播渠道,加快了传播速度,尤其对文化产品的发展具有较强的推动作用。疫情以来,虽然网络音乐发展势头较猛,但是其没有推动数字文化产业的整体实力,因此促进网络动漫和网络表演业的发展极为重要。疫情暴发以来,文旅产业的融合发展受到了较大冲击,也降低了文化产业发展的可持续性,因此利用数字文化产业增强文化产业韧性非常重要。加强数字文化产业的发展,主要是利用互联网促进文化表演业、非物质文化遗产、文化产品等的传播。

3. 加快推进共同富裕的步伐,提高居民生活质量,进而提升文化消费支出能力。用地理探测器模型研究得出经济发展水平、居民消费水平、科技水平、互联网普及率、交通基础设施、人口密度等指标对文化产业的发展具有较强的推动作用,各指标的交互作用效果更为明显,并且单因素分析结果显示居民消费水平的提升对文化产业具有较大的推动作用。“十四五”规划把共同富裕纳入其中,说明我国已经到了扎实推动共同富裕的阶段,但是甘肃省城乡居民可支配收入差距依然明显,推进共同富裕的脚步依然艰巨。为了促进文化产业高质量发展,促进区域协调发展,推动城乡融合,加快乡村振兴的步伐非常必要。◆

参考文献:

- [1]王广振.地方文化产业发展策略系统研究[M].福州:福建人民出版社,2013.
- [2]王波,吴子玉.城市文化产业竞争力综合评价方法研究:基于范数灰关联度确定权重的江苏样本分析[J].经济问题,2016(4):79-83.
- [3]赵彦云,余毅,马文涛.中国文化产业竞争力评价和分析[J].中国人民大学学报,2006(4):72-82.
- [4]李锦宏,肖林.文化产业高质量发展的区际比较与动态演进[J].统计与决策,2022,38(4):88-93.
- [5]王家庭,梁栋.中国文化产业效率的时空分异与影响因素[J].经济地理,2021,41(4):82-92.

我国子女结构 对家庭商业养老保险的影响研究

——基于对 26691 户家庭数据的实证分析

彭宇舟^{1,2}

(1. 外交学院 国际经济学院, 北京 100037; 2. 伦敦政治经济学院 经济系)

摘要:运用中国家庭金融调查数据(2017)研究子女结构对家庭商业养老保险参与的影响。研究表明:第一,有子女的家庭参与家庭商业养老保险的积极性较低。其中,有男孩的家庭相比于有女孩的家庭,对商业养老保险的需求更弱。第二,相对于非独生子女家庭而言,独生子女家庭参加商业养老保险的程度更高。第三,子女中男孩的比例以及第一个孩子是否为男孩,对家庭商业养老保险的参与度没有显著影响。因此,需要进一步降低生育养育成本,提升家庭商业养老保险参与度;创新金融产品,提供差异化的金融服务,特别是为独生子女家庭提供更精准的金融服务;加大宣传,提高人们对商业养老保险的认知度。

关键词:子女结构;商业养老保险;金融服务

中图分类号:F842

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)05-0062-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.05.009

一、引言

为有效应对人口老龄化对我国经济社会发展带来的风险挑战,“十四五”规划纲要明确提出,要发展多层次、多支柱养老保险体系。2021年11月中共中央、国务院印发的《关于加强新时代老龄工作的意见》中也指出,要促进和规范发展第三支柱养老保险。党的二十大报告再一次明确强调,要发展多层次、多支柱养老保险体系。可以说,发展商业养老保险是我国积极应对人口老龄化、健全多层次社会保障体系的重要努力方向。

从国际上看,随着各国人口老龄化问题的日益严峻和养老医疗保障财政支出压力的加剧,发展商业保险逐渐成为各国政府应对人口老龄化的有效对策。比如,随着人口老龄化程度的不断加深,美国、英国、日本等发达国家社会整体对保障型保险的需求增加,终身寿险和年金保险获得了快速发展,各国政府还通过税收优惠政策鼓励养老保障类保险消费。对我国而

言,作为多层次养老体系中最具发展潜力的组成部分,发展商业养老保险不仅能有效增加养老保障供给,更好地满足老年群体多层次、多方面的养老需求,还能变储蓄养老为投资养老,完善新型养老保障路径,最大程度维护老年人的养老话语权和自主权。但是,目前我国第一支柱养老保险一枝独大,而第二、第三支柱养老保险发展严重滞后已成为业内的基本共识。如何推动第二支柱养老保险,尤其是第三支柱养老保险(包括商业养老保险)快速发展已成为近几年社会保障领域的热门研究话题。然而,做大做强第三支柱养老保险并非易事。2018年5月1日,政府启动了为期一年的个人税收递延型商业养老保险试点工作,但截至2020年4月底,累计实现保费收入仅有3亿元,参保人数仅4.76万人。可见,发展第三支柱养老保险的效果并不明显,其进一步发展受到诸多因素的影响。因此,探寻我国商业养老保险发展的制约因素,破解阻碍商业养老保险发展的难题,是本研究的主要出

基金项目:国家社会科学基金哲学社会科学领军人才项目“积极应对人口老龄化国家战略的制度框架研究”(22VRC102)。

作者简介:彭宇舟(2002—),女,重庆涪陵人,研究方向为养老金融。

发点。

从我国实际看,随着居民风险管理意识的逐步增强,商业保险日益成为家庭金融投资工具中的重要组成部分。因此,积极发展、优化商业养老保险成为推动第三支柱养老保险的重要支撑。传统研究主要关注居民经济属性对保险参与的影响,比如教育程度、金融知识、家庭财富、风险偏好和人格特征等因素,而本研究将关注点放在家庭人口结构上。因为在生育政策不断调整的背景下,我国家庭子女性别以及性别结构对家庭生育意愿、资产配置、教育投资、养老规划等无疑会产生重要影响。长期以来,我国普遍存在较为严重和典型的性别偏好问题。在子女抚育过程中,“重男轻女”“传宗接代”等传统思想始终潜移默化地影响着家庭决策。那么,子女结构是否影响商业养老保险参与意愿?子女数量特征和性别特征对商业养老保险的参与有何差异?这是本研究要回答的问题。

二、文献综述与研究假设

对家庭商业养老保险参与行为的影响因素,已有文献主要从家庭特征、人口结构特征以及家庭户主或主要决策者特征3个方面进行分析。其中,在家庭经济特征方面,现有文献普遍认为家庭收入和总资产均与家庭保险参与存在正向关系(樊纲治和王宏扬,2015;秦芳和王文春等,2016;李丁和丁俊菰等,2019)。人力资本保护、资产配置动机是家庭购买商业保险的两大动力,而家庭当前财富与未来收入对家庭寿险需求有着重要影响(SHI和WANG等,2015)。家庭的投资结构将影响家庭对人寿保险的需求和对定期寿险、终身寿险的选择(刘素春和刘昕怡等,2020)。在社会特征方面,宋涛和吴玉峰等(2012)构建了社会互动与农民商业养老保险购买意愿的理论模型,回归分析发现社会互动对保险购买意愿没有影响。吴玉峰和边佳利等(2022)基于大众传媒和社会互动双重视角的研究发现,社会互动提供了隐性和显性的保险信息获取渠道,从而推动居民的商业养老保险购买,并扩大了社区购买率对居民保险购买的影响。在家庭户主特征方面,户主年龄的增加、受教育程度的提高和金融素养的提升都将加大家庭保险参与倾向(吴雨和杨超等,2017)。户主风险规避倾向也会影响家庭商业保险与风险性金融资产的配置(江世银和曹嘉宝等,2021)。Fagereng

和Gottlieb等(2017)认为家庭对金融市场的参与决策与其生命周期有关。综上所述,家庭商业养老保险参与的影响因素是多样的,但家庭人口结构对家庭商业养老保险的相关研究仍缺乏对家庭子女数量与性别结构层面的讨论。

为此,本研究提出假设:家庭子女结构的确对家庭参与商业养老保险产生了影响,且由于家庭子女数量和性别结构不同,会产生不同的投资需求,进而影响商业养老保险的参与度。基于此,本文以子女数量特征和性别特征为核心解释变量,研究子女结构对家庭参与商业养老保险的影响。

三、实证检验分析

(一)模型构建

考虑到是否参与家庭商业养老保险为二元离散变量问题,本文采用Probit模型,设置虚拟变量以有效避免线性概率回归模型中被解释变量预测值不符合现实的情况。模型设定如下:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma C + \varepsilon$$

其中,Y为二元虚拟因变量,表示家庭是否购买商业养老保险;X代表子女结构的解释变量;C为控制变量; ε 为模型截距项。

(二)变量选取与数据来源

对于被解释变量Y,家庭任意成员参与了商业养老保险就视为家庭参与了商业养老保险,Y变量取值为1,否则为0。

对于解释变量,本文参照王韧和夏昱等(2022)的做法,并结合本研究需要,设置了反映子女性别特征和数量特征的变量。其中“是否有男孩”“是否有女孩”“男孩占比”“第一个孩子是否为男孩”为反映性别特征的变量;“是否为独生子女家庭”为反映数量特征的变量。这五个变量构成核心解释变量。

对于控制变量,参照已有文献,一部分为体现户主特征的指标:性别、年龄、婚姻、身体状况、金融认知能力、受教育水平;另一部分为体现家庭特征的指标:家庭成员人数、收入情况、家庭拥有的住房数量。

本文采用2017年中国家庭金融调查数据^①作为数据样本进行分析。考虑到代际问题,筛选出户主年龄大于20岁的家庭作为有效样本数据,最终保留了26691户家庭数据。

^①该数据来源于中国家庭金融调查与研究中心。

表 1 变量说明

变量分类	变量名称	变量说明
被解释变量	Insured	是否购买商业养老保险,未购买=0,购买=1
核心解释变量	Boy	是否有男孩
	Girl	是否有女孩
	Boyratio	男孩比例
	Firstboy	第一个孩子是否为男孩,是=1,否=0
	Onlychild	是否为独生子女家庭,是=1,否=0
控制变量	Gender	女=0,男=1
	Marriage	单身=0,已婚=1
	Age	受访当年的年龄
	Health	不健康=0,健康=1
	Education	文盲/半文盲=0,小学=1,初中=2,高中/中专/技校/职高=3,大专/本科=4,硕士以上=5
	Finability	未持有金融产品=0,持有金融产品=1
	People	家庭人口数量
	Familyinc	参照全国平均水平,确定人均收入高低。人均收入低=0,人均收入高=1
	House	拥有的房产数量

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	p25	p50	p75	最大值
Insured	26691	0.2503	0.4332	0	0	0	1	1
Boy	26691	0.7631	0.4252	0	1	1	1	1
Girl	26691	0.5602	0.4964	0	0	1	1	1
Boyratio	26691	0.5993	0.4037	0	0.33	0.5	1	1
Age	26691	48.6503	15.7164	20	35	49	61	94
Gender	26691	0.4968	0.5000	0	0	0	1	1
Education	26691	1.3096	1.2607	0	0	1	2	5
Marriage	26691	0.9000	0.3001	0	1	1	1	1
Health	26691	0.8303	0.3754	0	1	1	1	1
People	26691	4.2693	1.9994	1	3	4	5	21
House	26691	0.5001	0.9722	0	0	0	0	7
Finability	26691	0.0571	0.2321	0	0	0	0	1
Familyinc	26691	0.2753	0.4467	0	0	0	1	1
Firstboy	26691	0.6279	0.4834	0	0	1	1	1
Onlychild	26691	0.5071	0.5000	0	0	1	1	1

如表 2 所示,通过对所选家庭样本的相关变量进行分析发现,我国商业养老保险的购买率较低,仅有 25.03%的家庭有成员购买了商业养老保险。从孩子性别看,样本平均家庭男孩比例约达六成,高于男女比例,且区别较为明显。除此以外,有男孩的家庭占比(76.31%)远高于有女孩的家庭占比(56.02%)。

(三)基准回归结果

表 3 报告了子女中是否有男孩、子女中是否有女

孩和男孩比例对家庭购买商业养老保险的影响。结果表明,从子女数量特征的变量看,独生子女家庭相比于非独生子女家庭,更倾向于增加家庭商业养老保险参与。从子女结构特征的变量看,在 5%的置信水平下,对所有家庭来说,子女中有男孩和子女中有女孩都会对家庭商业养老保险的参与带来显著反向影响,即降低了家庭商业养老保险参与度。其中,是否有男孩所带来的影响略大于是否有女孩。另外,子女中男孩所

表 3 基准回归结果

变量	(1) Insured	(2) Insured	(3) Insured	(4) Insured	(5) Insured
Boy	-0.0998** (0.0436)				
Girl		-0.0877** (0.0375)			
Boyratio			0.0158 (0.0460)		
Firstboy				0.0028 (0.0386)	
Onlychild					0.1505*** (0.0385)
Age	0.1313*** (0.0027)	0.1312*** (0.0027)	0.1311*** (0.0027)	0.1311*** (0.0027)	0.1315*** (0.0027)
Gender	-0.2372*** (0.0374)	-0.2406*** (0.0374)	-0.2392*** (0.0374)	-0.2390*** (0.0374)	-0.2391*** (0.0374)
Education	-0.2073*** (0.0343)	-0.2067*** (0.0343)	-0.2064*** (0.0343)	-0.2064*** (0.0343)	-0.2107*** (0.0344)
Marriage	-0.8460*** (0.0959)	-0.8507*** (0.0958)	-0.8496*** (0.0958)	-0.8494*** (0.0958)	-0.8439*** (0.0960)
Health	0.1162*** (0.0449)	0.1163*** (0.0449)	0.1173*** (0.0449)	0.1173*** (0.0449)	0.1131** (0.0449)
People	-0.0192** (0.0096)	-0.0212** (0.0097)	-0.0198** (0.0096)	-0.0197** (0.0096)	-0.0220** (0.0097)
House	0.0985*** (0.0199)	0.0958*** (0.0199)	0.0976*** (0.0199)	0.0978*** (0.0199)	0.0955*** (0.0199)
Finability	0.8479*** (0.0820)	0.8594*** (0.0818)	0.8610*** (0.0818)	0.8603*** (0.0818)	0.8331*** (0.0822)
Familyinc	0.7345*** (0.0452)	0.7377*** (0.0451)	0.7423*** (0.0450)	0.7421*** (0.0450)	0.7134*** (0.0456)
Constant	-7.4611*** (0.1985)	-7.4715*** (0.1977)	-7.5344*** (0.1978)	-7.5276*** (0.1972)	-7.6050*** (0.1981)
Observations	26691	26691	26691	26691	26691

注:括号内为标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的置信水平下显著。

占比例和第一个孩子是否为男孩对家庭商业养老保险的参与并无显著影响。

传统解释变量中,针对户主特征进行研究,户主的性别、年龄、婚姻、身体状况、认知能力和受教育水平均对家庭参与商业养老保险有显著影响。总的来说,男性户主的家庭商业养老保险参与度低于女性户主,而年龄较大、受教育程度较低、未婚、身体健康程度较好的人群家庭商业养老保险的参与度较高,这类

人群可能目前生活水平较低或者维持未来生活水平的能力较低,因此对养老问题较为关注,导致商业养老保险的购买率提高。除此以外,金融认知能力的提高也会增强家庭商业养老保险参与,这说明购买商业养老保险是符合金融认识的投资,加强金融知识的宣传教育能够帮助人们获取相关信息,提高家庭商业养老保险参与度。针对家庭特征,在 5%的置信水平下,家庭成员人数、收入情况和家庭拥有的住房数量均对

家庭商业养老保险参与有显著影响,收入较高、拥有房屋数量较多会提高家庭商业养老保险的购买,说明经济水平越高的家庭,越愿意购买家庭商业养老保险,为以后的养老生活做好准备。而对于家庭人数,人口数量越多的家庭反而越不愿意购买家庭商业养老保险,这可能是因为他们更愿意依靠家庭成员之间的互相帮助进行养老。

四、研究结论及对策建议

(一)研究结论

本文在生育政策调整和居民金融资产管理意识提升的背景下,通过梳理现有研究,以子女结构为核心解释变量,探讨了其对家庭商业养老保险参与度的影响,得出以下结论:

1. 子女中有男孩和子女中有女孩都会对家庭商业养老保险的参与带来显著反向影响,即降低了家庭商业养老保险参与度。说明目前我国养育教育成本较高,抚养子女会导致家庭可支配收入减少,从而降低对商业养老保险的需求。

2. 有男孩的家庭,相比于有女孩的家庭更愿意将资金投入在其他资产上,从而降低对商业养老保险的需求。

3. 独生子女家庭较非独生子女家庭而言,参加商业养老保险的程度更高。说明目前我国独生子女家庭的养老压力很大,除了传统的家庭养老,人们还希望通过购买商业养老保险保证未来的养老质量。

(二)对策建议

1. 降低生育养育成本,提升家庭商业养老保险参与度。在“三孩”政策已经放开的背景下,政府应进一步完善生育休假、生育保险等社会保障政策,完善优生优育服务,降低生育养育成本,避免过高生育养育成本挤占家庭其他投资,提升家庭商业养老保险的参与能力。

2. 创新金融产品,提供差异化的金融服务。针对商业养老保险市场中出现的家庭子女性别差异特征,金融机构要根据家庭子女情况,并针对家庭生命周期的不同阶段提供精细化、个性化的金融产品和服务,既要包含养老功能,还要兼顾保值增值功能,提升商业养老保险的参与度。特别是对于独生子女家庭,要为他们提供更为精准化的金融服务,进一步提高其参与度。

3. 加大金融知识宣传,提高人们对商业养老保险的认知度。要进一步加大人口老龄化国情教育,引导

人们尤其是年轻人对未来养老提前谋划。同时,开展多种形式的活动,加大养老金融知识的宣传和普及,提升人们对商业养老保险的知晓率。◆

参考文献:

- [1]樊纲治,王宏扬.家庭人口结构与家庭商业人身保险需求:基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究[J].金融研究,2015(7):170-189.
- [2]秦芳,王文春,何金财.金融知识对商业保险参与的影响:来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J].金融研究,2016(10):143-158.
- [3]李丁,丁俊菰,马双.社会互动对家庭商业保险参与的影响:来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J].金融研究,2019(7):96-114.
- [4]SHI X J, WANG H J, XING C B. The role of life insurance in an emerging economy: human capital protection, assets allocation and social interaction [J]. Journal of banking & finance, 2015, 50(1): 19-33.
- [5]刘素春,刘昕怡,刘娟,等.基本医疗保险对商业健康保险的影响:促进或抑制[J].中国软科学,2020(11):172-181.
- [6]宋涛,吴玉峰,陈婧.社会互动、信任与农民购买商业养老保险的意愿[J].华中科技大学学报(社会科学版),2012,26(1):99-106.
- [7]吴玉峰,边佳利,聂建亮.大众传媒、社会互动与商业养老保险购买[J].中国经济问题,2022(1):94-106.
- [8]吴雨,杨超,尹志超.金融知识、养老计划与家庭保险决策[J].经济学动态,2017(12):86-98.
- [9]江世银,曹嘉宝,付会敏.子女对中老年家庭风险金融资产参与的影响研究:基于子女的数量效应与代购效应视角[J].武汉金融,2021(12):82-88.
- [10]FAGERENG A, GOTTLIEB C, GUIISO L. Asset market participation and portfolio choice over the life-cycle [J]. The journal of finance, 2017, 72(2): 705-750.
- [11]王韧,夏昱,徐珏瑶,等.子女结构与家庭商业保险:来自中国家庭金融调查的证据[J].中国软科学,2022(7):183-192.
- [12]齐传钧.中国第三支柱养老保险做大做强的可能性分析[J].华中科技大学学报(社会科学版),2021,35(3):66-74.

河南省县域财政收入、GDP与人口的时空耦合性研究

袁 宁

(河南大学 经济学院, 河南 开封 475004)

摘要: 财政收入、GDP 和人口是反映区域经济社会发展的重要指标。使用 Arcgis10.5 软件, 基于 2009—2020 年河南省 158 个县域单元的财政收入、GDP 和常住人口数据, 借助标准差椭圆、重心耦合性分析方法对其分布的时空演变特征及耦合性进行分析, 得出以下结论: 河南省县域经济发展不均衡, 各变量的时空分布存在差异, 其中, 财政收入和 GDP 的分布呈中心—外围模式, 人口的分布圈层结构不太明显; 财政收入的标准差椭圆面积最小, 空间分布相对不均匀, 向中心区域集中最为显著, 人口的面积最大, 空间分布相对分散; 财政收入和 GDP 平均中心的位置处于基准中心的西偏北方向, 且财政收入中心与基准中心的偏离度更大, 人口中心处于基准中心的南偏东方向; 从演化趋势看, 三者均向基准中心靠近, 耦合性有所增强, 其中, 财政收入与 GDP 的联动性强, 与人口的联动性弱; 三要素间的变动一致性指数年际波动比较大。最后, 提出相应的对策建议。

关键词: 县域经济; 财政收入; 中心—外围; 标准差椭圆; 耦合性

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)05-0067-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.05.010

一、引言与文献综述

财政收入、GDP 和人口是反映区域经济社会发展的重要指标, 三个变量之间存在密切联系。就财政收入与 GDP 而言, 经济基础决定财政收入, GDP 的增长必然带来财政收入的提高; 财政收入是政府提供公共产品和公共服务的保障, 为 GDP 的增长创造有利条件, 二者存在作用与反作用的关系。就 GDP 与人口而言, 人口分布与经济发展存在明显的正向关联效应^[1], GDP 的增长往往意味着更多的就业机会和更高的收入水平, 从而吸引人口的流入, 带动人口的增长, 而人口增长能够为经济发展提供劳动力和人才^[2], 是推动经济发展的重要动力。就财政收入与人口而言, 人口主要通过经济因素间接影响财政收入, 人口增长对财政收入的作用有限^[3], 财政收入的增长可以吸引人口的流入, 财政收入与人口规模相关性显著为正^[4]。因此, 研究财政收入、GDP 和人口时空变化的耦合性对促进区域经

济发展协调性具有重要意义。在关于空间尺度选择方面, 以大区域和省域为单位的宏观、中观尺度的研究不能揭示区域内部财政收入、GDP 与人口演变格局, 不利于探究各变量微观尺度的演变规律, 而政策的执行离不开微观基础, 因此, 微观视角的研究对分析政策是否落到实处具有重要意义。在微观层面, 县域是非常好的视角, 县级政府在国家治理体系中具有重要地位, 自古就有“郡县治天下安”的说法, 在城乡协调发展、乡村振兴政策背景下, 研究县域经济格局变化具有重要意义。

河南省地处中原, GDP 总量连续多年排在全国第 5 位, 是中部崛起的重要力量, 是中原城市群建设的核心, 因此, 本文以河南省县域为研究单元。在既有文献中, 研究者主要基于县域经济空间格局演变^[5-6]、空间集聚和空间差异^[7-11]、城镇化^[12]等方面对河南省县域经济展开了研究, 所采用的研究变量大多是 GDP、人均

基金项目: 河南省财政学会 2022—2023 年度课题“河南省县域财政收入的时空演化特征及政策启示”。

作者简介: 袁宁 (1979—), 女, 河南开封人, 博士, 副教授, 研究方向为财税理论、区域经济。

GDP、居民收入、城乡收入比等,鲜有涉及财政收入和人口的。研究方法上,主要采用空间相关性检验、重心迁移模型、基尼系数、面板数据计量等方法,都是基于统计数据的分析,几乎没有涉及空间统计数据,研究各项指标空间分布方面的成果比较少。本文结合地理信息技术,利用 Arcgis10.5 软件,运用标准差椭圆方法和重心耦合性分析方法来研究,对河南省县域财政收入、GDP 与人口的时空分布特征及其耦合协调性进行分析,以期为县域经济的协调发展和中部崛起战略的深入实施提供决策支撑和理论依据。

二、研究方法和数据来源

(一)研究方法

1. 标准差椭圆方法

基于空间统计的标准差椭圆 (Standard deviation ellipse, SDE) 方法能够精确地刻画地理要素空间分布的中心性、展布性、方向性、离散性等特征^[13],最早由 Lefever 在 1926 年提出^[14],其主要参数有中心点、面积、长轴、短轴和方位角。其中,中心点表示全部地理要素在空间上的中心位置;面积能够反映要素空间集聚状况,面积越小,表明要素越向中心点集聚;长轴和短轴分别表示地理要素在空间上的分布方向和分布范围,长短半轴的值差距越大,表示要素的方向性越明显;方位角是以 X 轴的正北方向为基准顺时针旋转和椭圆长轴形成的夹角。

2. 基于重心的耦合性分析

利用各指标的分布重心,可以进行两个指标间的耦合性分析,具体可通过计算重心的空间重叠性、重心变动一致性指数来反映。其中,重心的计算公式如下:

$$X_i = \frac{\sum_{i=1}^n w_i X_i}{\sum_{i=1}^n w_i}; Y_i = \frac{\sum_{i=1}^n w_i Y_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (1)$$

式中, (x_i, y_i) 表示研究要素的空间坐标; w_i 表示权重,在本研究中分别为各县域的财政收入、GDP 和人口; (X_i, Y_i) 表示重心坐标。

空间重叠性(S)是从静态视角衡量重心之间的耦合态势,用两个指标 R 和 P 重心间的空间距离来度量,两者的空间距离越远表示耦合性越低,反之则耦合性越高。具体计算公式如下:

$$S = K \times \sqrt{(X_R - X_P)^2 + (Y_R - Y_P)^2} \quad (2)$$

式中, (X_R, Y_R) 、 (X_P, Y_P) 表示相同年份不同指标重

心的经纬度坐标;K 表示地理坐标与平面投影坐标之间的转换率,一般取 111.111km。

变动一致性指数(C)是从动态视角空间变动一致性,分析不同指标重心移动轨迹的方向一致性程度,来评判重心间耦合态势,具体用两个变量的重心相对于上一时间点所产生位移的矢量夹角 θ 来表示, θ 越大则变动越不一致。由于 θ 的取值范围为 $0^\circ \leq \theta \leq 180^\circ$, 因此,其余弦值 C 取值为常数, $-1 \leq C \leq 1$ 。当 $C=1$ 时,表示二者方向相同; $C=-1$ 时,表示二者的方向相反。设重心较上一年度经度和纬度的变化量分别为 ΔX 和 ΔY , 则不同指标重心变动一致性指数计算公式为:

$$C = \cos \theta = \frac{\Delta X_R \Delta X_P + \Delta Y_R \Delta Y_P}{\sqrt{(\Delta X_R^2 + \Delta Y_R^2)(\Delta X_P^2 + \Delta Y_P^2)}} \quad (3)$$

式中, $(\Delta X_R, \Delta Y_R)$ 、 $(\Delta X_P, \Delta Y_P)$ 分别表示财政收入、GDP 或人口重心在经度和纬度上移动的年际变化量; $\Delta X = X_j - X_{j-1}$, $\Delta Y = Y_j - Y_{j-1}$; j 表示年份。

(二)数据来源

河南省位于北纬 $31^\circ 23' - 36^\circ 22'$ 、东经 $110^\circ 21' - 116^\circ 39'$ 之间,东接安徽、山东,北接河北、山西,西连陕西,南临湖北,总面积 16.7 万平方千米。河南省地处沿海开放地区与中西部地区的接合部,处于中国经济由东向西梯次推进发展的中间地带,是中原崛起和中原城市群建设的中坚力量。

本研究的地域范围为整个河南省,根据 2020 年行政区划划分的 53 个市辖区、22 个县级市(其中济源市为省直辖县级市)、83 个市辖县,共 158 个分析单元,以下统称县域。空间数据来源于国家基础地理信息数据库的河南省县级行政区划图,其他数据来自相关年份的《中国县域经济统计年鉴(县市卷)》和《河南统计年鉴》。本文的研究对象财政入口径为各县域的一般公共预算收入;人口为各县域的常住人口。根据数据的可得性,本文选择的研究期间为 2009—2020 年。

三、基于标准差椭圆的分析

利用 Arcgis10.5 软件,计算各年度各项指标的标准差椭圆(以下简称椭圆),得到表 1 和图 1。为了方便比较,计算出基准标准差椭圆,其面积为 7.79 万平方公里,中心位置在 $(34.28^\circ \text{N}, 113.75^\circ \text{E})$ 长轴约 179 公里,短轴约 167 公里,扁率仅为 0.06,比较接近于正圆,方向性不是很明显,其方位角为 76.62° ,大致呈东(略偏北)—西(略偏南)方向分布。

表 1 河南省财政收入、GDP 与人口的标准差椭圆主要指标

年份	财政收入				GDP				常住人口			
	椭圆面积	中心经度	中心纬度	扁率	椭圆面积	中心经度	中心纬度	扁率	椭圆面积	中心经度	中心纬度	扁率
2009	6.15	113.42	34.43	0.19	7.04	113.64	34.31	0.12	7.94	113.93	34.09	0.11
2010	6.21	113.43	34.43	0.19	7.07	113.63	34.32	0.12	7.78	113.89	34.13	0.11
2011	6.31	113.48	34.42	0.20	6.99	113.63	34.32	0.12	7.85	113.89	34.12	0.10
2012	6.32	113.50	34.41	0.21	6.97	113.63	34.33	0.12	7.80	113.89	34.13	0.11
2013	6.34	113.53	34.40	0.22	6.98	113.66	34.33	0.12	7.78	113.88	34.13	0.11
2014	6.36	113.57	34.39	0.21	6.93	113.68	34.32	0.11	7.77	113.88	34.13	0.10
2015	6.43	113.59	34.39	0.20	6.91	113.69	34.32	0.11	7.75	113.88	34.14	0.10
2016	6.49	113.59	34.38	0.21	6.87	113.69	34.32	0.11	7.75	113.88	34.14	0.10
2017	6.47	113.58	34.39	0.20	6.81	113.69	34.33	0.11	7.74	113.88	34.14	0.10
2018	6.54	113.60	34.40	0.19	6.78	113.69	34.32	0.11	7.71	113.88	34.14	0.10
2019	6.64	113.61	34.39	0.18	6.49	113.72	34.31	0.11	7.70	113.87	34.14	0.10
2020	6.33	113.62	34.41	0.19	6.51	113.73	34.30	0.11	7.45	113.90	34.18	0.10

注:标准差椭圆的计算基于 Arcgis10.5,投影坐标系为 GCS_WGS_1984,本初子午线为 Greenwich。选择 1 个标准差的椭圆,椭圆的面积经换算而得,单位为万平方公里。

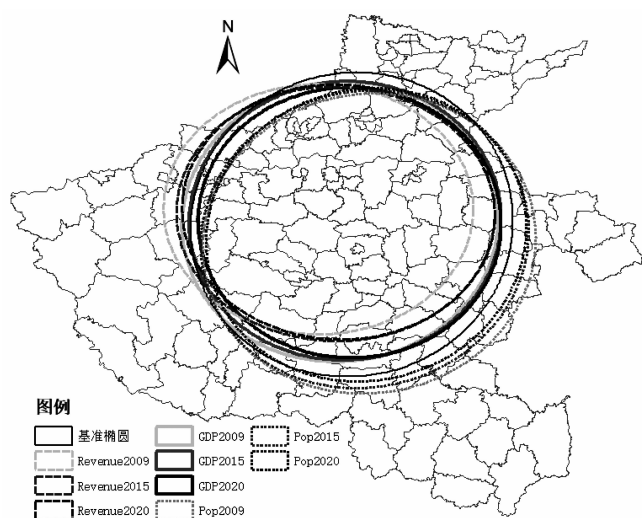


图 1 河南省财政收入、GDP 与人口的标准差椭圆

(一)标准差椭圆面积的比较

从三项指标的标准差椭圆面积看,财政收入椭圆的面积最小,相当于基准椭圆面积的 78.95%—85.24%,表明其空间分布相对不均匀,向中心区域集中最为显著;GDP 的面积居中,相当于基准椭圆面积的 83.31%—90.76%;人口的面积最大,相当于基准椭圆面积的 95.64%—101.93%,表明其分布相对分散,集中性不强。从演变趋势看,2009—2020 年三者面积逐步接近,其中,财政收入的椭圆面积在逐步扩大,增加了约 3%,GDP 和人口的面积在逐年缩小,分别减少了 7.5%和 6%,表明财政收入的空间分布相对稳定,GDP 和人口

的空间分布发生了较大变化,向中心集中的趋势比较明显。

(二)标准差椭圆方向性的比较

受河南省地形图的限制,三项指标的标准差椭圆扁率都比较小,方向性比较弱,均大致呈东西分布,其中,财政收入的扁率最大,在 0.18—0.22 之间,长轴与短轴相差最大,方向性最为突出,呈东西方向分布;GDP 和人口的扁率均在 0.10—0.12 之间,方向性不是很明显,略呈东西向分布。就方位角而言,财政收入椭圆与基准椭圆相差最大,人口椭圆与基准椭圆最为接近。从趋势上看,三项指标的标准差椭圆方向性变化都不大,相对比较稳定,其中,财政收入的方向性变化最小,最为稳定。

(三)标准差椭圆中心的比较

从中心位置看,较基准椭圆而言,财政收入和GDP 的中心都在基准中心的西偏北方向,且财政收入中心更靠西北,与基准中心相距最远,而人口中心在基准中心的东南方向。

从移动距离看,财政收入中心向东偏移了 18.31 公里,向南偏移了 3.05 公里,总体移动了 18.56 公里,其位置从新密市移动到新郑市,多数年份在经度上的移动距离大于在纬度上的移动距离,说明东西差距大于南北差距;GDP 中心向东偏移了 8.65 公里,向南移动了 1.27 公里,总体上移动了 8.74 公里,其位置由新郑市东南移动到长葛市北,其东西差距大于南北差距;人

口中心向北移动了 9.56 公里,向西移动了 2.71 公里,总体移动了 9.93 公里,与前两者不同,其南北向差距大于东西向差距。可见,财政收入中心移动距离最长,移动速度最快,其次是人口中心,最后是 GDP 中心,前者明显高于后两者。2009—2020 年,财政收入中心与基准中心的距离由 34.98 公里缩短至 18.58 公里;GDP 中心与基准中心的距离由 11.07 公里缩短至 2.75 公里;人口中心与基准中心的距离由 26.20 公里缩短至 17.35 公里。

从移动方向看,三者中心有集聚的趋势,总体上都在向基准中心靠拢。但是三者的移动轨迹相差很

大。财政收入和 GDP 中心总体上向东略偏南移动,人口中心向北略偏西移动。财政收入中心 2009—2016 年快速向东南方向移动,之后在波动中向东北移动;GDP 中心在 2009—2011 年先向西北方向移动,2012 年又向北偏东方向移动,之后总体上向东偏南方向移动;人口中心 2009—2010 年大幅度向西略偏北移动,经过 2011 年的小幅回调后,2012—2019 年继续向西略偏北移动,2020 年又转向东偏北方向移动。

四、基于重心迁移的耦合性分析

根据前文的公式计算出各年县域财政收入、GDP 与人口重心的空间重叠性与变动一致性指数,见表 2。

表 2 河南省财政收入、GDP 与人口重心的空间重叠性与变动一致性指数

年份	财政收入与 GDP		财政收入与人口		GDP 与人口	
	空间重叠性	变动一致性指数	空间重叠性	变动一致性指数	空间重叠性	变动一致性指数
2009	27.81	—	67.71	—	40.03	—
2010	25.62	-0.83	60.33	-0.97	34.82	0.95
2011	20.22	-0.59	56.72	0.52	36.58	-1.00
2012	17.24	0.14	52.63	-0.79	35.50	0.51
2013	16.50	0.99	49.06	-0.74	32.77	-0.64
2014	14.51	1.00	45.12	-0.69	30.81	-0.63
2015	12.91	0.89	42.54	-0.82	29.70	-0.99
2016	12.84	-0.89	42.16	0.05	29.54	-0.51
2017	13.24	0.93	42.92	1.00	29.96	0.92
2018	12.83	0.19	41.59	-0.04	28.78	-0.99
2019	15.31	0.98	39.85	-0.95	24.71	-0.86
2020	17.31	-0.62	39.77	0.97	22.56	-0.41

注:空间重叠性单位为公里,变动一致性指数取值范围为 $[-1,1]$;"—"为无数据。

(一)各指标重心间距离缩短,空间重叠性逐年增强

由表 2 可知,2009—2020 年财政收入与 GDP、财政收入与人口、GDP 与人口之间的重心距离总体上逐年下降,空间重叠性不断增强。其中,财政收入与 GDP 重心的距离最小,空间重叠性最强,表明财政收入受 GDP 的影响最大;GDP 与人口之间的重心距离居中;而财政收入与人口的重心距离最远,表明空间重叠性最弱,二者相关性最弱。

就变化趋势而言,财政收入与 GDP 重心的空间重叠性先是不断增强后有所下降,二者距离由 2009 年的 27.81 公里下降至 2018 年的 12.83 公里,2019 年后又开始拉大,2020 年增至 17.31 公里,在图形中表现为翘尾。财政收入与人口重心的空间重叠性不断增强,二者距离由 2009 年的 67.71 公里下降到 2020 年的 39.77 公里,距离明显缩小,减少了接近 30 公里。GDP 与人口重心的重叠性在波动中不断增强,二者距

离由 2009 年的 40.03 公里在波动中下降至 2020 年的 22.56 公里。这些数据表明,随着经济的发展,各要素重心分布趋于接近,联动性不断增强。

(二)各指标重心的变动一致性指数差异较大,动态耦合不一致

由表 2 可知,财政收入与人口、GDP 与人口的变动一致性指数的波动趋势比较接近,财政收入与 GDP 的变动一致性指数与前两者多数年份相反。财政收入与 GDP 重心的变动一致性指数均值为 0.20,总体上存在一定的耦合性;财政收入与人口重心、GDP 与人口重心的变动一致性指数均值分别为 -0.22、-0.33,呈较不匹配状态,特别是 GDP 与人口重心的耦合性最弱。计算 2015—2020 年各指数的均值,依次为 0.25、0.04 和 -0.47,可以看出,财政收入与 GDP 的耦合度小幅提升,财政收入与人口的耦合度由不协调向低度协调转变,GDP 与人口的耦合度呈下降趋势。

从年际变化看,该指数多数相邻年份的符号变化较大。就财政收入与 GDP 的变动一致性指数而言,2010 年和 2011 年变动方向差异较大;2012 年变动方向趋于一致,2013—2015 年变动方向接近完全相同,这表明在 2012—2015 年经济发展对财政收入的贡献率较大,经济发达地区也是财政收入较高地区;随后在 2016 年出现逆转,变动方向差异较大;2017 年又接近于同方向变动;2018 年变动方向小幅一致;2019 年基本一致;2020 年趋近于逆向变动。财政收入重心与人口重心变动一致性指数在不断波动,在 2010 年变动方向几乎相反,2011 年接近一致,2012—2015 年的变动方向又呈相反趋势,在随后的年份中,在垂直、相同和相反中波动。经济重心与人口重心变动一致性指数在一致与相反之间形成多次波动,在 2013—2016 年形成一个波谷(完全反方向移动),2017 年迅速成为波峰(完全同方向移动),随后又是一个小的波谷,在研究期间,波谷的频次明显要多于波峰。这些数据表明,各指标间变动一致性指数的趋势不明显,规律性不强。

总之,财政收入与 GDP 的空间重叠性最强,财政收入与人口的空间重叠性最弱。各指标间的变动一致性指数多阶段波浪式推进演变轨迹,表现为时而相背时而接近的趋势。其中,财政收入与人口一致性指数同 GDP 与人口的一致性指数变动轨迹接近,财政收入与 GDP 同二者多数年份相背而驰。

五、财政收入—经济—人口空间耦合的原因分析

为了探讨三项指标间不同空间耦合关系的原因,通过研究各变量在 2009—2020 年的空间分布特征,发现各变量的时空分布存在明显差异。

就财政收入的时空分布而言,呈现出典型的“中心—外围”格局,最高组和较高组始终集中在省会郑州市一带,周边各县域除了个别资源丰富地区(如济源市和永城市),财政收入规模较小。在地理分布上,表现为西部和北部县域的财政收入普遍较高,而东部和南部县域较低,从而表现为财政收入重心偏向西北。就空间演化而言,在“中心—外围”总体格局不变的情况下,2020 年东部和南部县域最低组的数量明显减少,财力水平有所增强,表现为重心向东南方向移动。在此过程中,省会的中心地位不断加强,就郑州市所辖的 12 个县域而言,研究期间除了登封市、新密市、巩义市和上街区的财政收入相对规模出现小幅度的下降,其余都增长比较明显,郑州市各县域财政收入总和占全省县级财政收入总和的比重由 22.46% 波动

上升至 25.22%,增加了 2.76 个百分点,总量也由 142 亿元增至 653 亿元,在 18 个省辖市(示范区)中增长最多。可见,财政收入无论是相对规模还是绝对规模都在向省会集聚。

就 GDP 的时空分布而言,最高组和较高组大都集中在郑州市及周围。以 2020 年为例,GDP 前 10 县域中有 8 个属于郑州,另外 2 个是与郑州相邻的禹州市和长葛市,这 10 个县域的 GDP 都超过 760 亿元,合计值占全省总量的 22%,经济实力非常强,形成中心地带;而处在河南省边沿地区的安阳县、台前县、南乐县、卢氏县、新县、南召县、桐柏县等地的 GDP 规模普遍偏小,均不足 200 亿元。可见,各县域 GDP 的空间分布也呈“中心—外围”格局,但其圈层结构没有财政收入的明显。在研究期间,郑州市各县域 GDP 总和占全省总和的比重由 15.54% 上升至 21.41%,均小于同期财政收入的相对规模。但是,GDP 向省会集聚的速度较快,在研究期间,郑州市各县域 GDP 总量由 3061 亿元增加至 11785 亿元,占比提高了近 6 个百分点,中心区域的增速明显高于同期全省平均增速。

就常住人口的时空分布而言,与财政收入和 GDP 的分布存在显著不同,尚未形成“中心—外围”格局。人口大县的分布比较分散,多集中在郑州市、周口市、商丘市、南阳市等地,人口少的县多集中在陇海铁路以北以及洛阳市、三门峡市一带,人口重心在基准中心的东南方向。从时间演化看,人口的空间分布变化比较明显,向省会地区集中的趋势较为显著。在研究期间,郑州市各县域常住人口总量由 717 万人增至 1211 万人,占全省的比重由 7.91% 上升至 12.69%,增加了近 5 个百分点。尽管如此,以郑州市下辖县域为代表的中心区域的人口占比明显小于同期财政收入和 GDP 的占比,反映出人口的集聚过程比财政收入和 GDP 的集聚滞后。

由此可见,各县域财政收入、GDP 和常住人口均有向省会地区集聚的趋势,由此导致重心重叠性不断增强,总体耦合性不断增强。但是,由于各县域财政收入、GDP 和常住人口的变化受到不同因素的影响,因而变动一致性指数出现一定的波动性。

六、研究结论与对策建议

(一) 研究结论

通过对河南省 158 个县域 2009—2020 年的财政收入、GDP 和人口时空演变的研究,并利用分布重心分析三者之间的耦合性,本文得出以下结论:

1. 财政收入、GDP、人口在河南省各县域间分布不

均,区域间经济社会发展不平衡。GDP分布受区位、资源等因素的影响比较大,省内经济发展水平整体上西北高东南低;财政收入受经济发展和财政体制影响较大,经济发达县域的财政收入能力也比较强,但财政收入的空间分布与GDP的空间分布存在明显差异,县域财政收入受税收制度、财政管理体制的影响比较显著;人口分布受自然条件、路径依赖等方面的影响,人口与GDP、财政收入的联动性较弱。

2. 财政收入和GDP的空间分布呈“中心-外围”模式,且中心地区的集聚地位不断加强。人口分布尚未形成明显的圈层结构,人口大县的分布比较分散。尽管伴随经济的发展,人口从经济发展水平低的东部和南部地区向经济发展水平高的省会及其周边地区移动,但是人口集聚滞后于经济集聚。

3. 财政收入和GDP分布的中心处于基准中心的西偏北方向,且财政收入中心与基准中心的偏离度更大;人口中心处于基准中心的南偏东方向。从演化趋势上看,三者均向基准中心靠近。

4. 财政收入、GDP与人口的空间耦合性总体上不断增强。其中,财政收入与GDP的联动性最强,空间重叠性最高,与人口的耦合度偏低,表明财政收入受经济因素的影响大于人口因素的影响。由于受不同因素的影响,三者重心在变动速度和方向上存在差异性,就变动一致性指数而言,财政收入与GDP的均值高于两项,从中可以看出财政收入与GDP的协调性相对较高。

(二) 对策建议

1. 稳定县域政府的财源,加强财力建设。在现有分税制下,存在财权上移、事权下移的现象,地方政府往往缺乏主体税种,作为基层政府的县级政府财政问题比较突出,因此,保障县域政府的财力势在必行。就空间分布而言,河南省县域财政收入的中心集聚现象明显,各县域财政收入能力差别比较大,这会影响县域的经济发展、地方基本公共服务的供给,进一步加剧地区间的不均衡,不利于区域经济的协调发展。因此,应积极建设地方税源,规范中央和省级政府对县域的转移支付制度,保障县域财力均衡。

2. 加快增长极的建设。无论是财政收入、GDP还是常住人口,都在不断向省会地区集聚,郑州市所辖县域的发展速度明显高于周边地区。鉴于省会在政治、经济、人才、交通等方面的优势,应继续发挥郑州市的增长极作用,不断提升经济密集性和辐射力。同时,还应该大力建设洛阳、南阳副中心城市,争取实现多个增长极。

3. 出台有利于人口集聚的政策。人口的集聚明显滞后于经济的集聚,经济活动以人口为基础,河南省的人口中心集聚不明显,呈多点集聚状态,与财政收入和GDP的耦合性较差。这与河南省的农业人口过多且城镇化率较低有关。因此,为加快人口的集聚,各中心城市应制定人才和劳动力吸引计划,优化人口的空间布局。◆

参考文献:

- [1] 宾津佑,唐小兵,李民.湖南省县域人口与经济发展空间耦合分布研究[J].湖南师范大学自然科学学报,2018,41(3):1-8.
- [2] 钟业喜,陆玉麒.鄱阳湖生态经济区人口与经济空间耦合研究[J].经济地理,2011,31(2):195-200.
- [3] 舒成,曹志文.分税制改革后中国财政收入重心变迁[J].经济地理,2017,37(12):138-144.
- [4] 朱伟.财政收入与人口、教育和社会卫生保障空间相关性分析[J].信阳师范学院学报(自然科学版),2017,30(3):417-421.
- [5] 张雪峰,刘芬.河南县域经济空间格局演变及空间集聚的增长机制研究[J].安徽农业科学,2007(30):9771-9773.
- [6] 高军波,谢文全,韩勇,等.1990~2013年河南省县域人口、经济和粮食生产重心的迁移轨迹与耦合特征:兼议与社会剥夺的关系[J].地理科学,2018,38(6):919-926.
- [7] 彭宝玉,覃成林.河南县域经济实力评价及空间差异分析[J].地域研究与开发,2007,26(1):45-49.
- [8] 孟德友,陆玉麒.基于基尼系数的河南县域经济差异产业分解[J].经济地理,2011,31(5):799-804.
- [9] 赵文亮,王春涛,陈文峰,等.基于县域单元的河南农民收入区域分异时空格局[J].地域研究与开发,2012,31(4):56-60.
- [10] 程金龙.河南省县域城乡收入差异及演化格局[J].华东经济管理,2017,31(9):60-67.
- [11] 常迎辉,朱庆伟,苏德国,等.2005—2019年河南省县域经济空间差异及影响因素探测[J].测绘通报,2022(2):149-153.
- [12] 陈志伟.金融发展对河南县域城镇化的影响[J].经济经纬,2015,32(3):7-12.
- [13] 赵璐,赵作权.基于特征椭圆的中国经济空间分异研究[J].地理科学,2014,34(8):979-986.
- [14] LEFEVER D W. Measuring geographic concentration by means of the standard deviational ellipse[J].The American Journal of Sociology,1926,32(1):88-94.