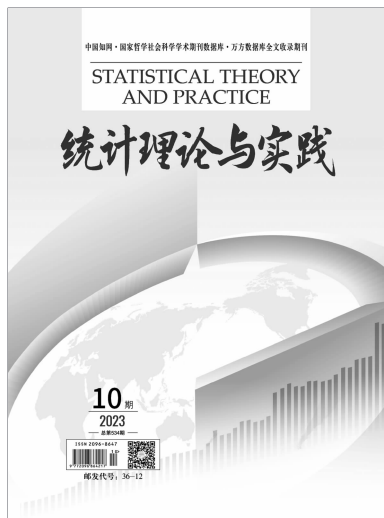




2023 年第 10 期(总第 534 期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路 16 号

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: $\text{ISSN } 2096-8647$
 $\text{CN } 41-1458/C8$

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

● 共同富裕专题

- 教育扩展对共同富裕的统计效应检验 张广龙 嗣 何启志 / 3
- 中国城市共同富裕水平测度、动态演进及影响因素研究 郑 琦 龙林茂 田亚军 / 12

● 区域发展

- 黄河流域经济－资源－环境系统承载力及耦合协调发展研究 张晓昱 董雅慧 / 22
- 河北省农村多维相对贫困的测度、分解与影响因素研究 薛子涵 温立洲 李金荣 张 哲 / 30
- 数字化转型背景下河南高质量发展路径研究 杨玉雪 / 36

● 产业解读

- 京津冀金融创新与经济增长的耦合协调度研究 杨孟阳 / 42
- 数字金融助力河南文化产业高质量发展的机制研究
——基于收入分配的中介效应视角 张安忠 / 48

● 实践探索

- 统计学的新视野：大数据与机器学习 刘敬伟 罗 君 张小成 / 55
- 乡村振兴的现实困境与推进路径研究
——以邓州市为例 冀 潜 / 61

● 数据发布

- 河南省新型城镇化质量指数：2012—2021 吴旭晓 / 64

教育扩展对共同富裕的统计效应检验

张广龙嗣 何启志

(浙江工商大学 统计与数学学院, 浙江 杭州 310018)

摘要:在理解共同富裕内涵的基础上,围绕富裕性、共同性和可持续性三大维度建立省(区、市)共同富裕指标体系,使用 2015—2021 年省(区、市)面板数据分析教育扩展对共同富裕的影响效应。在此基础上,研究教育质量和高等教育规模的调节作用,进一步探究结构异质性和区域异质性影响。研究结果表明:第一,教育扩展与共同富裕的关系呈 U 形曲线,长期教育扩展影响共同富裕发展。第二,教育扩展对共同富裕的影响受到教育质量和高等教育比的调节作用。第三,教育扩展对共同富裕的影响具有明显结构异质性和区域异质性。研究结果为实现共同富裕提供教育扩展这一新的视野,丰富了教育与共同富裕领域的研究。

关键词:共同富裕;教育扩展;教育质量;高等教育比

中图分类号:G522.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0003-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.10.001

一、引言

百年大计,教育为本。教育是实现共同富裕的重要途径。改革开放以来,中国重视教育事业,极大提升了国民受教育程度,为中国经济做出了巨大贡献。但经济飞速发展的背后,我国的教育水平差距却在不断拉大(张男星和王纾等,2014)。西南财经大学发布的中国家庭收入不平等报告指出受教育程度是影响家庭收入的主要原因(罗斯雯和彭湃,2016)。人力资本理论也认为教育对于收入水平有决定性作用,个人受教育程度差异势必导致个人收入差异,进而导致收入不平等,阻碍共同富裕(赖德胜和王琦,2022)。

目前尚没有文献专门研究教育扩展对共同富裕的影响效应,关于教育扩展与社会发展、经济增长、收入差距的关系,主要存在三种不同的观点。第一种观点认为教育扩展有利于缩小收入差距,促进收入公平。Tinbergen(1972)研究美国、荷兰、加拿大的教育水平发现教育扩展对收入分配有重要影响,平均受教育程度

的增加有助于减小收入差距。孟大虎和许晨曦(2022)计算了 2002—2018 年全国 31 个省(区、市)的教育平均年限和教育基尼系数,发现教育扩展产生了消除收入不平等、促进共同富裕的积极效应。第二种观点认为教育扩展不利于缩小收入差距。Sylwester(2002)认为教育扩展带来的教育质量提升造成教育不平等,扩大了收入分配差距。方超和罗英姿(2016)研究了教育对收入差距缩小的影响,发现教育扩展反而提升了教育不平等,并未缓解收入差距。第三种观点认为教育扩展对收入平等的影响呈倒 U 形曲线关系,教育扩展带来的影响不是短期的,而是长期的。白雪梅(2004)使用最小二乘法估计发现教育与收入不平等之间存在稳定的关系,教育不均会加剧收入不平等,教育不均和收入差距存在倒 U 形关系。孙百才(2005)从教育分配、教育收益率两个中间变量入手,验证了教育扩展和收入不平等存在倒 U 形关系。黄维海和陈娜等(2019)通过对中国 30 年教育的研究,发现教育扩展对收入不

作者简介:张广龙嗣(1998—),男,宁夏银川人,在读硕士,研究方向为社会经济统计;何启志(1974—),男,安徽合肥人,博士,教授,博士生导师,研究方向为数据分析。

平等呈先升后降库兹涅茨的倒 U 形曲线关系。虽然学者们未达成共识,但为本文提供了广阔的研究思路。实现共同富裕首先要消除收入不平等,教育扩展势必对共同富裕具有重要影响作用,探究教育扩展对收入差距的影响对实现共同富裕具有深远意义。

二、教育扩展影响共同富裕的理论分析

(一)教育扩展对共同富裕的影响

科技是国家实现技术飞跃、增强综合国力的核心动力,人才是链接教育与科技的桥梁,是教育成果转化为科技成果的关键环节,而教育是一切的起点,是培养人才、发展科技的基础。在当前国际形势下,我国缺乏核心技术竞争力严重阻碍现代化发展(郑永和和王一岩,2023)。科技的发展进步需要教育,中国当前正从劳动密集型产业模式向高新技术产业模式转型,更加需要技术型人才(黄群慧,2018)。通过教育扩展提升国民素养,提升劳动者素质,是加快产业结构转型升级、提升生产效能的关键。教育水平的提高将培养更多创新型人才,有助于中国在世界经济竞争中处于有利地位。

改革开放以来,中国推行先富带动后富政策,教育扩展呈现区域差距加大问题。由此,我们认为教育扩展在最初受经济条件制约、环境限制、资源匮乏等因素的影响下,教育扩展成果有限。因此教育扩展对共同富裕的影响是非线性的,应该是先降后升的 U 形关系,提出假设 1:

H1:教育扩展短期内不利于共同富裕,长期教育扩展对共同富裕产生促进效应,二者呈 U 形关系。

(二)教育质量在教育扩展和共同富裕之间的调节作用

教育质量是衡量教育水平的重要因素,也是决定教育对人的影响作用的关键因素。赖德胜(1997)对 49 个国家进行测算,发现教育质量不均衡已经成为影响共同富裕的尖锐矛盾。Blanden 和 Machin(2004)对英国教育的研究发现,教育质量不均和教育扩展共同加剧了不平等。教育质量不均引发学区房炒作热、课外辅导热等社会问题不利于共同富裕(李兵和张成林,2020)。教育质量均衡是扩大社会流动,保持社会和谐健康,促进社会团结进步的必要条件,也是新发展阶段走向共同富裕的前提(秦玉友,2022)。不难看出,教育质量的差异不仅限制了高质量教育发展,还破坏了

教育公平,引发一系列社会问题。因此建立教育质量评价体系、确保教育质量,是推进教育高质量发展的必要路径,故提出假设 2:

H2:教育质量在教育扩展与共同富裕之间发挥调节作用。教育质量越高,教育扩展对共同富裕的促进效应越强。

(三)高等教育比在教育扩展和共同富裕之间的调节作用

高等教育比是反映教育高质量发展普及率、覆盖率的重要因素。教育扩展有助于高等教育占比提高,推动教育高质量发展(段会冬,2023)。扩大高等教育规模可以促进经济高质量发展(赵庆年和刘克实,2022)。提高高等教育比例,将为国家培养更多高素质人才,增加人才储备,有助于解决我国技术创新不足、核心技术受制于人等难题。而且提升高等教育比可以让更多人接受高等教育,为市场提供更多高水平劳动者。王丽和李凤兰(2022)发现高等教育普及缩小了低收入群体和高收入群体之间的收入差距,提高了低收入群体子女的高考录取率。张凯宁(2014)发现高等教育比的提高有助于打破阶级固化,为低收入群体提供上升渠道。故提出假设 3:

H3:高等教育比在教育扩展与共同富裕之间发挥调节作用。高等教育比越高,教育扩展对共同富裕的促进效果越好。

三、模型构建与指标构建

(一)模型设定

本文利用 2015—2021 年中国 31 个省(区、市)的面板数据研究教育扩展、教育均衡对共同富裕的影响,选择双向固定效应模型,同时考虑省(区、市)固定效应和年份时间效应,构建教育扩展对共同富裕的影响效应模型如下:

$$CPE_{it} = \beta_0 + \beta_1 EDU_{it} + \beta_2 EDU_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i 代表省(区、市), t 代表年份, CPE 表示共同富裕指数, EDU 是衡量教育扩展水平的指标,引入平方项来考察其 U 形效应, X 代表其他控制变量, λ 表示时间效应, μ 表示个体效应, ε 为随机误差项, β_0 为常数项, β_1 、 β_2 、 β_3 为待估计系数。

(二)变量说明与指标构建

1. 被解释变量。参考陈丽君和郁建兴等(2021)、韩亮亮和彭伊等(2022)、胡鞍钢和周绍杰(2022)对共

同富裕内涵的解读,基于发展性、共享性和可持续性三个维度的共同富裕指标体系(见表1)。
三个维度,构建包括3个一级指标、6个二级指标和36

表1 共同富裕指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标权重	指标属性
富裕性	物质富裕度	城镇居民人均可支配收入	元	3.812	+
		农村居民人均可支配收入	元	3.616	+
		城镇居民人均消费支出	元	2.986	+
		农村居民人均消费支出	元	2.301	+
		城镇居民恩格尔系数	-	2.446	-
		农村居民恩格尔系数	-	2.503	-
	精神富裕度	居民人均娱乐文化消费支出	元	3.254	+
		电视广播覆盖率	%	1.387	+
		图书馆数	个	3.463	+
		数字图书馆数	个	2.912	+
		人均拥有公共图书馆藏书量	册/人	4.523	+
共同性	发展协调度	城镇化率	%	2.785	+
		城乡居民收入倍差	-	4.773	-
		泰尔指数	-	4.314	-
		基尼系数	-	4.879	-
	服务共享度	每千人医疗机构床位数	张	1.420	+
		每千人拥有执业助理或医师数	人	1.357	+
		每千人注册护士数	人	1.865	+
		每万人公共交通工具	台	1.139	+
		每万人拥有公共厕所数	个	1.763	+
		公共服务支出占比	%	2.596	+
		公共安全支出占比	%	3.199	+
		社会保障支出占比	%	2.175	+
		住房补贴	元	2.114	+
可持续性	发展质量	R&D经费投入	元	3.152	+
		专利授权数	项	3.882	+
		数字化率	%	2.131	+
		一般公共预算收入	元	3.604	+
		税收收入	元	3.162	+
	绿色发展	森林覆盖率	%	2.498	+
		人均水资源量	立方米/人	3.802	+
		造林面积	公顷	3.490	+
		城市绿化覆盖率	%	1.207	+
		垃圾无害化处理量	吨/日	3.841	+
		碳排放量	吨	0.927	-
		自然灾害经济损失	元	1.152	-

本文采用熵权法计算共同富裕综合得分。
首先建立数据矩阵。假设有 m 个评价指标,n 个评价对象,建立的数据矩阵如下:

$$X=\begin{bmatrix}x_{11}&x_{12}&\cdots&x_{1m}\\x_{21}&x_{22}&\cdots&x_{2m}\\\cdots&\cdots&\cdots&\cdots\\x_{n1}&x_{n2}&\cdots&x_{nm}\end{bmatrix}$$

(2)

由于各指标计量单位不同,无法直接用于计算,因此在正式计算前需要进行正规化处理。

正向指标:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{j\min}}{x_{j\max} - x_{j\min}} \quad (3)$$

负向指标:

$$x'_{ij} = \frac{x_{j\max} - x_{ij}}{x_{j\max} - x_{j\min}} \quad (4)$$

计算指标比重 b_{ij} :

$$b_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^n x'_{ij}} \quad (5)$$

计算第 j 个指标的信息熵 e_j :

$$e_j = -\frac{1}{\ln y} \sum_{i=1}^y (b_{ij} \times \ln b_{ij}) \quad (6)$$

计算指标的权重 W_{ij} :

$$W_{ij} = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n (1 - e_j)} \quad (7)$$

最后根据指标权重加权计算共同富裕得分 S_{ij} :

$$S_{ij} = w_j x'_{ij} \quad (8)$$

计算出 2015—2021 年中国 31 个省(区、市)的共同富裕得分及排名,见表 2。

表 2 2015—2021 年中国各省(区、市)共同富裕得分均值及排名

排名	省(区、市)	得分	排名	省(区、市)	得分	排名	省(区、市)	得分
1	上海	0.6360	12	湖北	0.3051	22	广西	0.2586
2	北京	0.6273	13	内蒙古	0.2894	23	安徽	0.2528
3	浙江	0.5144	14	湖南	0.2893	24	青海	0.2527
4	天津	0.4183	15	陕西	0.2876	25	河南	0.2461
5	江苏	0.4182	16	江西	0.2839	26	云南	0.2455
6	广东	0.4136	17	黑龙江	0.2821	27	新疆	0.2420
7	福建	0.3714	18	四川	0.2779	28	山西	0.2359
8	辽宁	0.3547	19	宁夏	0.2723	29	贵州	0.2354
9	山东	0.3196	20	河北	0.2653	30	甘肃	0.1926
10	重庆	0.3154	21	吉林	0.2641	31	西藏	0.1685
11	海南	0.3076						

2. 核心解释变量。教育扩展会扩大教育覆盖范围,增加受教育人数,延长受教育时间,进而使平均受教育年限增加。杨俊和李雪松(2007)、孟大虎和欧阳任飞等(2017)选取平均受教育年限衡量教育扩展水平,将受教育水平划分为未上学、小学、初中、高中和中专、大专及本科以上文化水平,分别赋予不同数值计算平均受教育年限。由于近年来我国高等教育的扩展,普通高校入学率明显增高。因此按照过去的教育水平划分不符合当前中国教育环境,为此本文将教育年限中大专和大学文化水平分开,加入研究生以上教育水平层次。根据《中国人口统计年鉴》,具体教育水平对应教育年

限^①的计算公式如下:

$$EDU = \sum_{i=1}^n P_i L_i \quad (9)$$

其中, P_i 为 6 岁以上受到不同级别教育的人口比例, L_i 是不同级别教育水平对应的教育年限。

3. 控制变量。参考许永洪和萧珍丽等(2019)、何春和刘荣增(2021)的研究,本文从经济发展、对外开放、科技投入、人口增长四个角度选取控制变量。经济发展选择人均 GDP 衡量;对外开放选择外商投资占 GDP 比重衡量;科技投入使用政府科技支出占政府支出比例衡量;人口增长利用人口出生率反映。

①文盲教育水平为 1,小学学历教育水平为 6,初中学历教育水平为 9,高中和职高学历教育水平为 12,大专学历教育水平为 15,大学学历教育水平为 16,研究生以上学历教育水平为 19。

以上数据来自《中国统计年鉴》和各省(区、市)统计年鉴,部分缺失数据使用线性插值法进行填补。通过 Stata14.0 软件得到本文的变量描述性统计结果如表 3。

表 3 变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	观测数	均值	方差	最小值	最大值
被解释变量	共同富裕	217	0.313	0.117	0.114	0.722
核心解释变量	教育扩展	217	10.015	0.372	9.184	11.148
调节变量	教育质量	217	2.915	1.101	1.413	7.981
	高等教育比	217	0.144	0.068	0.052	0.367
控制变量	经济发展	217	10.015	0.372	9.184	11.148
	对外开放	217	0.239	0.247	0.007	1.216
	科技投入	217	0.045	0.021	0.014	0.119
	人口增长	217	0.104	0.031	0.036	0.179

四、实证分析

(一)基准回归结果

表 4 为教育扩展影响共同富裕水平的回归结果。表 4 第(1)列是仅考虑教育扩展的回顾结果,其中教育扩展系数 -0.006,不显著,表明教育扩展对共同富裕的影响可能是非线性的;表 4 第(2)列是加入教育扩展平方项后的回归结果,教育扩展系数 -0.059,显著为负,教育扩展的平方项系数 0.003,显著为正,说明教育扩展对于共同富裕的影响呈 U 形;表 4 第(3)列是加入控制变量后的回归结果,教育扩展系数 -0.124 和教育扩展平方项系数 0.006 在 1%水平上显著,说明教育扩展对共同富裕呈现先抑制后促进的 U 形影响。为了确保分析结果的正确性和可靠性,参考 Lind 和 Mehlum(2010)对 U 形影响关系的做法,通过测试被解释变量和解释变量之间的正负影响关系,以及极值点是否存在于费勒区间内,对教育扩展和共同富裕之间是否存在 U 形关系进行检验。

表 5 为教育扩展和共同富裕 U 形关系检验的结果。教育扩展的极值点为 9.698,在 99%水平的费勒区间取值范围为[5.063, 12.782],由于极值点位于其中并且 p 值 <0.01,拒绝不存在 U 形关系的原假设,认为教育扩展和共同富裕存在 U 形关系。通过斜率 -0.063 和 0.419 可以进一步确认教育扩展初期会抑制共同富裕水平,后期会促进共同富裕,证明二者存在 U 形关系,H1 得到验证。

表 4 教育扩展影响共同富裕的回归结果

变量名称	共同富裕		
	(1)	(2)	(3)
教育扩展	-0.006 (0.007)	-0.059*** (0.022)	-0.124*** (0.029)
教育扩展平方		0.003*** (0.001)	0.006*** (0.002)
经济发展			0.229*** (0.071)
对外开放			-0.062** (0.025)
科技投入			0.179 (0.125)
人口增长			0.001 (0.001)
C	0.313*** (0.065)	0.515*** (0.102)	0.112 (0.159)
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
N	217	217	217
F	321.080	290.290	217.850
R ²	0.923	0.929	0.938

注:***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著,()中的数为标准误。表 6、表 7、表 8、表 9、表 10 同。

表 5 教育扩展和共同富裕 U 形关系检验

变量	极值点	t 值	p 值	斜率 1	斜率 2	99%水平置信区间
教育扩展	9.698	2.960	0.001	-0.063	0.419	[5.063, 12.782]

(二)稳健性检验

为了确保研究结果的稳健性,使用剔除直辖市、替换因变量和自变量的方法进行稳健性检验。首先使用剔除直辖市的方法检验稳健性。由于直辖市在政治、经济、文化、教育等领域的地位特殊,受政策倾斜较大,因此去除直辖市后重新估计结果更加具有普遍性。表6的第(1)列是剔除北京、上海、天津、重庆后的估计结果。其次使用替换因变量的方法检验稳健性。将被解释变量由熵值法构建的省(区、市)共同富裕指数替换为主成分分析法构建的省(区、市)共同富裕指数重新进行估计,表6第(2)列是替换因变量回归的结果。最后使用替换解释变量的方式检验稳健性。按照传统教育扩展的计算方式重新分组,按照文盲计分为1、小学学历计分为6、初中学历计分为9、高中和中专学历计分为12、大专及本科以上学历计分为16的规则计算出2015—2021年的教育扩展水平。表6的第(3)列为替换核心解释变量的回归结果。根据上述计算结果,教育扩展系数皆显著为负,教育扩展平方项皆显著为正,教育扩展对共同富裕影响为U形,与前文研究结果一致,再次证明了假设H1成立,也说明了本文的研究结果稳健可靠。

表6 教育扩展影响共同富裕的稳健性检验

变量名称	共同富裕		
	(1)	(2)	(3)
教育扩展	-0.124*** (0.029)	-0.710*** (0.143)	-0.094*** (0.024)
教育扩展平方	0.006*** (0.002)	0.037*** (0.008)	0.005*** (0.001)
C	-1.395** (0.600)	-20.579*** (2.947)	-0.569 (0.551)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
N	189	217	217
F	218.638	683.938	202.263
R ²	0.923	0.974	0.923

(三)内生性检验

本文使用两阶段最小二乘法和GMM估计法缓解可能存在的内生性问题。选择各级在校生人数作为工具变量,参考干春晖和郑若谷等(2011)、陈诗一和陈登科(2018)将核心解释变量的滞后项作为工具变量可以提高估计的有效性,加入教育扩展的一阶滞后项

作为工具变量。通过不可识别检验、弱工具变量检验判断工具变量选择是否合理,使用过度识别检验判断工具变量是否有效。表7的列(1)是使用二阶段最小二乘法检验内生性问题的检验结果,教育扩展系数-0.032和教育扩展平方项系数0.002显著,教育扩展与共同富裕的关系满足U形假设,其中工具变量LM统计值160.692显著,通过不可识别检验。在弱工具变量检验中结果302.165远远大于10%显著性水平下Stock-Yogo的临界值19.93,说明所选工具变量不是弱工具变量。Hansen J检验结果p值0.996不显著,接受原假设,说明所选工具变量各级在校生人数和一阶滞后的教育扩展是外生工具变量。列(2)使用GMM估计检验内生性问题,核心解释变量系数-0.033和0.002显著未变号,LM统计值16.228显著,Wald-F统计值为70.108大于临界值19.93,Hansen J检验结果p值0.997不显著,所以接受原假设,说明工具变量选取合理有效。综上所述,使用各级在校生规模和教育扩展的一阶滞后项作为工具变量控制内生性问题后,教育扩展对共同富裕影响先减后增呈现U形关系与前文一致,并且工具变量通过不可识别检验、弱工具变量检验和过度识别检验,确保了工具变量的有效性,再次说明研究结果的稳健性。

表7 教育扩展影响共同富裕的内生性检验

变量名称	共同富裕	
	(1)	(2)
教育扩展	-0.032*** (0.012)	-0.033** (0.013)
教育扩展平方	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)
C	-2.187*** (0.110)	-2.188*** (0.117)
控制变量	控制	控制
不可识别检验	160.692 [0.000]	16.228 [0.000]
弱工具变量检验	302.165 {19.93}	70.108 {19.93}
过度识别检验	0.000 [0.996]	0.000 [0.997]
N	217	217
F	840.971	497.207
R ²	0.959	0.959

注:[] 内为p值,{ } 内为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

(四)调节效应研究

本文使用生均教育经费衡量教育质量,表8第(1)列教育扩展和教育质量的交互项系数0.041显著为正,表明教育质量越高,教育扩展越有利于共同富裕,也就是说高质量的教育扩展有助于实现共同富裕。表

表 8 教育质量的调节作用

变量名称	共同富裕-熵值法	共同富裕-主成分法
	(1)	(2)
教育扩展	-0.065*** (0.025)	-0.409*** (0.125)
教育扩展的平方	0.004*** (0.001)	0.024*** (0.007)
教育质量	-0.223** (0.101)	-0.517 (0.509)
教育扩展×教育质量	0.041** (0.016)	0.209*** (0.079)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
C	-1.915*** (0.734)	-17.760*** (3.685)
N	217	217
F	199.258	594.875
R ²	0.927	0.975

表 9 高等教育比的调节作用

变量名称	共同富裕-熵值法	共同富裕-主成分法
	(1)	(2)
教育扩展	-0.058** (0.025)	-0.287** (0.126)
教育扩展的平方	0.002 (0.002)	0.012 (0.009)
高等教育比	-0.019** (0.008)	-0.056 (0.041)
教育扩展×高等教育比	0.002** (0.001)	0.009** (0.005)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
C	-0.783 (0.520)	-16.421*** (2.617)
N	217	217
F	198.148	588.111
R ²	0.927	0.974

8第(2)列替换被解释变量为主成分分析法建立共同富裕指数,教育扩展和共同富裕的交互项系数0.209在1%的显著性下显著,再次证明了教育质量的调节效应成立,验证了假设H2。

使用大学以上受教育人口占总教育人口比例衡量高等教育比,表9第(1)列中教育扩展和高等教育规模的交互项系数0.002显著为正,表明高等教育比例越高,教育扩展对共同富裕的推进效果越明显。表9第(2)列替换被解释变量为主成分分析法建立共同富裕指数,教育扩展和共同富裕的交互项系数0.009在1%的显著性下显著,高等教育比的调节效应成立,假设H3得到证实。

(五)异质性检验

为研究不同教育扩展水平对共同富裕的异质性影响,本文将教育扩展水平分成三部分:义务教育扩展,包含未上学、小学学历和初中学历人群;中级教育扩展,包含高中学历和职业技术学历人群;高等教育扩展,包含大专学历、大学学历、硕士学历和博士学历人群。

表10第(1)列和第(2)列为义务教育扩展水平对共同富裕的影响结果。义务教育扩展系数0.008显著,加入义务教育扩展平方项后系数0.024不再显著,但平方项系数未通过显著性检验。这说明义务教育扩展对共同富裕的影响是线性的,义务教育扩展有助于实现共同富裕。表10第(3)列和第(4)列是中级教育扩展对共同富裕的影响结果。中级教育扩展系数不显著,加入了中级教育扩展平方项后,中级教育扩展系数-0.051和中级教育扩展平方项系数0.005通过显著性检验,这说明中级教育扩展和共同富裕的影响关系呈U形,长远看中级教育扩展对共同富裕具有促进作用。表10第(5)列和第(6)列是高等教育扩展对共同富裕的影响结果。结果显示,高等教育扩展系数-0.013在高等教育扩展平方项加入前不显著,加入后系数变成-0.088,高等教育扩展平方项系数0.006也通过了显著性检验,说明高等教育扩展对共同富裕的影响是非线性的,高等教育扩展初期不利于共同富裕,后期会促进共同富裕,呈现U形效应。上述结果表明,普及义务教育有利于降低文盲率,提高国民文化水平,降低贫困发生率,提高人民收入水平,促进共同富裕发展。而中级教育和高等教育属于专业型教育,有助于提升劳动者素质,为国家培养高素质人才。

表 10 不同教育扩展水平对共同富裕的异质性影响

变量名称	共同富裕					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
义务教育扩展	0.008*** (0.003)	0.024** (0.012)				
义务教育扩展平方		-0.001 (0.325)				
中级教育扩展			0.041 (0.007)	-0.051** (0.018)		
中级教育扩展平方				0.005*** (0.001)		
高等教育扩展					-0.013 (0.007)	-0.088** (0.024)
高等教育扩展平方						0.006** (0.002)
C	-0.221*** (0.014)	-0.763 (0.563)	0.243*** (0.013)	-0.047 (0.495)	0.277 (0.013)	-0.299 (0.561)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	217	217	217	217	217	217
F	330.061	204.423	320.840	206.961	325.570	208.061
R ²	0.928	0.933	0.926	0.934	0.927	0.934

五、结论和建议

本文基于教育视角,通过计算各省(区、市)的教育扩展水平反映教育扩展政策的执行效果,主要结论如下:

第一,教育扩展与共同富裕呈现 U 形关系,短期内教育扩展不利于共同富裕,从长期看教育扩展对于共同富裕有显著的促进效果。

第二,教育质量和高等教育比在教育扩展与共同富裕的影响中产生调节效果。生均教育经费越高,教育质量越高,教育效果越好,有助于促进教育扩展对共同富裕的影响;高等教育比的扩大有助于高等教育普及,让更多人接受高等教育,提高社会劳动力水平,缩小低收入群体和高收入群体收入差距,有利于实现共同富裕。

第三,教育扩展与共同富裕的影响存在结构异质性和区域异质性。义务教育扩展有助于共同富裕,而普通教育扩展和高等教育扩展早期对共同富裕有不利影响,长期对共同富裕实现有积极效果,符合 U 形曲线,其中高等教育扩展对共同富裕的影响效应比普通教育教扩展的影响效应更强。

基于以上结论,提出以下建议:

第一,注重教育质量。在教育扩展的同时,需要注

重教育公平,缩小不同地区和不同学校之间的差距是维护教育公平、确保教育质量的关键,对缓解收入不平等、缩小贫富差距、实现共同富裕有重大影响。教育扩展应该减少教育水平不同导致的教育质量差异,推动公共教育发展,加大宏观调控力度,解决当下教育资源分配不均的问题。同时合理分配师资力量,确保学校设施标准化建设,为学生提供良好的学习环境。进一步推行双减政策,构建良好的教育生态,提高学校教学质量,让教育回归课堂。

第二,扩大高等教育比例。继续扩大高等教育规模,增加大学入学率,提高硕士、博士等高级人才占比,有助于提高我国整体劳动力素质,增强劳动者市场竞争力,为社会提供更多高级人才,不仅可以调节高收入人群收入,还可以保障中等收入人群扩大,缩小收入差距。提升高等教育比例可以使更多农村孩子接受高等教育,有助于提升农村人口受教育水平,从根本上提高农民收入,确保脱贫不返贫。

第三,改革教育体制,健全教育体系,增加教育投入。改革教育体制,适当延长义务教育,确保义务教育在偏远地区落实到位,保证义务教育的质量水平。建立健全教育资助系统和助学体系,拓宽教育渠道,鼓励更多学生继续深造,以学费减免、助学金、补贴等手

段解决资金困难导致的升学问题。提升政府公共教育支出,保障教育经费,推动公共教育协调发展,提高我国整体教育水平,从而促进共同富裕。◆

参考文献:

- [1]张男星,王纾,孙继红.我国高等教育综合发展水平评价及区域差异研究[J].教育研究,2014,35(5):28-36.
- [2]罗新雯,彭湃.教育水平、认知能力和金融投资收益:来自 CHFS 的证据[J].教育与经济,2016(6):77-85.
- [3]赖德胜,王琦.阅读、人力资本与收入[J].教育经济评论,2022,7(4):3-16.
- [4]TINBERGEN J.The Impact of Education on Income Distribution[J].Review of Income and Wealth,1972,18(3):255-265.
- [5]孟大虎,许晨曦.教育扩展与我国教育不平等的变化:基于教育基尼系数的考察[J].杭州师范大学学报(社会科学版),2022,44(1):50-60.
- [6]SYLWESTER K.A Model of public Education and Income Inequality with a Subsistence Constraint[J].Southern Economical Journal,2002,69(1):144-158.
- [7]方超,罗英姿.教育能够缩小劳动力的收入差距吗?:兼论中国人力资本梯度升级的问题[J].教育发展研究,2016,36(9):9-17.
- [8]白雪梅.教育与收入不平等:中国的经验研究[J].管理世界,2004(6):53-58.
- [9]孙百才.中国教育扩展与收入分配研究[J].统计研究,2005(12):20-23.
- [10]黄维海,陈娜,张晓可.教育扩展效应、人口结构效应与受教育平衡程度的波动:新中国成立以来的受教育库兹涅茨曲线[J].清华大学教育研究,2019,40(4):55-63+112.
- [11]郑永和,王一岩.科技赋能教育高质量发展:价值内涵、表征样态与推进策略[J].中国电化教育,2023(1):118-126.
- [12]黄群慧.改革开放 40 年中国的产业发展与工业化进程[J].中国工业经济,2018(9):5-23.
- [13]赖德胜.教育扩展与收入不平等[J].经济研究,1997(10):46-53.
- [14]BLANDEN J,MACHIN S.Educational inequality and the expansion of UK higher education[J].Scottish Journal of Political Economy,2004,51(2):230-249.
- [15]李兵,张成林.中小学教育资源分配不均引起的社会问题管窥[J].社科纵横,2020,35(3):127-130.
- [16]秦玉友.新发展阶段教育促进共同富裕的目标定位与战略布局[J].人民教育,2022(5):33-39.
- [17]段会冬.重识“教育普及化”:走出教育规模普及化的认识误区[J].当代教育科学,2023(1):14-22.
- [18]赵庆年,刘克.高等教育何以促进经济高质量发展:基于规模、结构和质量要素的协同效应分析[J].教育研究,2022,43(10):62-82.
- [19]王丽,李凤兰.普及化阶段高等教育对收入及收入分配的影响[J].重庆高教研究,2022,10(5):45-55.
- [20]张凯宁.高等教育与收入分配:改变命运还是阶层锁定:基于 CGSS2008 数据的实证研究[J].高等财经教育研究,2014,17(2):1-12.
- [21]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.
- [22]韩亮亮,彭伊,孟庆娜.数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕:基于我国省际面板数据的经验研究[J].软科学,2023,37(3):18-24.
- [23]胡鞍钢,周绍杰.2035 中国:迈向共同富裕[J].北京工业大学学报(社会科学版),2022,22(1):1-22.
- [24]杨俊,李雪松.教育不平等、人力资本积累与经济增长:基于中国的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2007(2):37-45.
- [25]孟大虎,欧阳任飞,孙永强.教育扩展对提升少数民族教育获得的影响研究:基于 2000 年和 2010 年全国人口普查数据的分析[J].民族研究,2017(3):27-40+123.
- [26]许永洪,萧珍丽,朱建平.教育缓解了收入分配不平衡吗[J].数理统计与管理,2019,38(4):704-718.
- [27]何春,刘荣增.教育扩展与教育分化对城镇相对贫困的影响研究[J].华中科技大学学报(社会科学版),2021,35(2):54-63.
- [28]LIND J T,MEHLUM H. With or without U? The appropriate test for a U - shaped relationship[J].Oxford bulletin of economics and statistics,2010,72(1):109-118.
- [29]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16+31.
- [30]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,53(2):20-34.

中国城市共同富裕水平测度、动态演进及影响因素研究

郑琦 龙林茂 田亚军

(兰州财经大学 统计学院, 甘肃 兰州 730020)

摘要: 共同富裕是中国式现代化的重要内容,从共同水平和富裕水平两大维度出发,构建测度市域共同富裕发展水平指标体系,利用熵值法测算 2011—2021 年我国 249 个城市的共同富裕发展水平,并利用 Dagum 基尼系数、Kernel 密度估计及 β 收敛对共同富裕的差异情况、动态演进及影响因素进行分析。研究发现:我国城市共同富裕发展水平呈现“良性追赶”态势,区域间差异始终是共同富裕发展水平总体差异的主要来源;从共同富裕发展水平的动态演进看,全国及各重大战略区域的核密度曲线呈整体右移态势,部分区域出现两极分化的情况;全国各城市及重大战略区域均存在 β 绝对收敛与 β 条件收敛,且受数字经济、创新创业水平、人力资本水平及产业结构的影响。

关键词: 共同富裕;水平测度;动态演进;中国式现代化

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)10-0012-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2023.10.002

共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。2022 年,我国基尼系数为 0.47,高于国际警戒线,反映出我国贫富差距仍然较大,可见贫富差距是实现共同富裕道路上的“绊脚石”。为此,中国各地政府工作报告中明确指出多措并举扎实推动共同富裕。习近平总书记在党的二十大报告中指出:“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,坚持把实现人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点,着力促进全体人民共同富裕,坚决防止两极分化。”我国“十四五”时期经济社会发展主要目标包括“全体人民共同富裕迈出坚实步伐”,2035 年远景目标包括“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”。在此背景下,实现共同富裕的基础日渐牢固。

当前共同富裕评价指标尚未统一,且共同富裕具有发展性与历史性,因此测算共同富裕发展水平具有

一定的复杂性。现有研究多从省域数据出发进行测算,鲜有基于地市级数据测算。本文试图从共同富裕的“共同水平”“富裕水平”两大视角出发,构建合理、有效的指标体系测算中国各城市的共同富裕发展水平,并在此基础上分析共同富裕发展水平的差距来源与演进趋势,探究共同富裕的影响因素。

一、文献综述

当前,学界对共同富裕的内涵特征、测度以及实现路径展开了广泛的研究,虽达成部分共识,但仍存在一定分歧。

对共同富裕的内涵特征而言,学界普遍认为共同富裕是“富裕”基础上的“共同”,“共同”目标下的“富裕”(李实,2021),是二者的有机统一。从覆盖范围和性质看,普遍认为共同富裕是全体人民的共同富裕,不是一部分人的富裕,也不是整齐划一的平均主义,更

作者简介: 郑琦(1998—),男,四川成都人,在读硕士,研究方向为计量经济学方法与应用;龙林茂(1996—),男,广东广州人,在读硕士,研究方向为经济统计分析;田亚军(1995—),男,河南周口人,在读硕士,研究方向为数字经济与乡村振兴。

不是绝对平均主义富裕,而是建立在全体人民富裕的基础上有合理差别的普遍富裕(李军鹏,2021)。从共同富裕的发展看,共同富裕是循序渐进的过程(李金昌和余卫,2022),即先富带动后富,最终达到全体人民共同富裕(齐红倩和张佳馨,2022)。从共同富裕包含的层面看,新时代共同富裕是物质、精神文化以及生态文明富裕的有机统一(张占斌和毕照卿,2022)。从共同富裕的建设看,共同富裕是共建共享的(杨文圣和李旭东,2022),通过全体人民辛勤劳动创造,不是“福利主义”的“懒汉”富裕,拒绝“搭便车”行为。总之,共同富裕是一个动态演进的过程,由人民群众共建共享,最终达到全体人民共同富裕的过程,这种富裕涵盖生活、精神、生态文明等方面,是建立在合理差别上的富裕。

对共同富裕的测度,学界展开了积极探索,主要包含以下几种测算思路:一是通过构建单一指标对共同富裕进行衡量,如通过人均收入(苏红键,2022)、人均GDP(万广华和江葳蕤等,2022)。二是构建综合指标体系衡量共同富裕发展水平,有学者直接从共同和富裕两维度构建指标体系(金正连,2022;向云和陆倩等,2022),但其采用的二级指标均有差异。同时,基于共同富裕的丰富内涵,学者们多角度对共同富裕进行测算,如从发展性、共享性、可持续性角度(韩亮亮和彭伊等,2022;陈丽君和郁建兴等,2021);也有学者基于生产效率、总体富裕、成果共享等(郭卫军和张衍春,2023),或基于CHFS微观数据从物质富裕、精神富裕及社会共享(张金林和董小凡等,2022)等角度构建指标体系衡量共同富裕的发展水平。

就实现路径而言,学界展开了广泛研究,主要观点有:一是由于社会主义初级阶段的最根本任务是解放和发展生产力,故应大力发展生产力来促进共同富裕(逢锦聚,2021);二是以“有效市场”“有为政府”“有爱社会”的三轮驱动(唐任伍和孟娜等,2022),充分发挥市场力量、制度力量、精神力量和道德力量等(袁媛,2022),推动地区平衡发展以及城乡融合发展;三是鼓励一部分地区、人民先富起来,然后带动越来越多的人富起来,最终达到共同富裕,且社会主义制度是实现共同富裕的制度保障(张景星和王婷,2014);四是新时代要从收入分配制度改革、高质量发展以及还权赋能三个角度推动共同富裕的实现(韩文龙和蒋枢泓,

2022),且共同富裕是我国高质量发展的重要组成部分,要将共同富裕贯彻到高质量发展的各个领域(李培林,2021);五是以益贫式增长实现共同富裕(范从来,2017),还需大力推动民营经济发展,巩固共同富裕的重要基础;六是在数字经济时代,学者从理论与实证角度出发,认为数字经济对共同富裕的实现有促进作用(夏杰长和刘诚,2021)。

虽然学界对共同富裕的内涵和测度展开了广泛研究,但是对共同富裕发展水平的测度标准尚未统一。同时,现有研究主要集中于省(区、市)层面,而共同富裕的发展水平每个城市都存在较大差异,如果仅衡量省(区、市)层面的共同富裕发展水平,不利于发现各省(区、市)内发展的差异。基于此,本文基于全国249个城市数据,从共同富裕的共同水平和富裕水平出发,构建包含物质富裕、精神文化富裕以及生态文明等的指标体系,并利用Dagum基尼系数、Kernel密度估计及收敛来研究中国城市共同富裕水平差异、动态演进及影响因素。

二、共同富裕水平测度:逻辑、体系与方法

(一)共同富裕测度逻辑与数据来源

构建指标体系时,在结合已有研究及中国式现代化要求的基础上,从富裕水平和共同水平两大维度出发衡量共同富裕的发展水平。

对城市富裕水平的衡量不仅要涵盖物质生活富裕,还应充分考虑人民群众的全面发展、城市公共基础设施的建设、城市的生态环境。因此在构建指标体系时,应充分考虑物质富裕、公共服务、精神文化、生态环境、社会保障等方面。富裕水平的提升以物质富裕为重要前提,主要涵盖人均GDP、GDP增速、人均社会消费品零售额、人均财政预算收入。对精神文化的衡量主要通过每万人拥有图书量、博物馆数。对生态环境的度量主要从人均公园绿地面积、污水集中处理率、建成区绿化覆盖率、生活垃圾无害化处理率等方面。对城市公共服务水平的衡量应当涵盖医疗条件、城市道路等基础设施的建设及公共交通等方面,主要包括每百万人拥有医院数、每千人执业医师数、人均城市道路面积、每千人实有公共汽车数、每千人实有出租车数。优良的社会保障能给人民群众提供较好的民生需求,应当注重社会保障的普惠性,可用在岗职工工资总额占GDP的比重、基本养老保险参保人数占总

人口比重、基本医疗保险参保人数占总人口比重、失业保险参保人数占总人口比重等指标进行衡量。

“共同”的主体是每个人,体现为不同区域之间、不同城市之间以及城市中市辖区与非市辖区的“共同”。增进城市共同水平应努力缩小市辖区与非市辖区的差距以及城市与所在省(区、市)的差距。对城市中区域内差距,从市辖区人均 GDP 比值、市辖区 GDP 增速比值、市辖区人均财政预算收入比值、市辖区人均财政预算支出比值、市辖区人均科学技术支出比值、市辖区人均教育支出比值等指标来衡量。对区域间差

距,从人均 GDP 比值、GDP 增长率比值、人均财政预算收入比值、人均财政预算支出比值、人均科学技术支出比值、人均教育支出比值等指标来衡量。

本文研究数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省(区、市)统计年鉴、Wind、CSMAR 数据库,部分缺失值通过线性插值法、均值插值法进行补充,得到 2011—2021 年全国 249 个城市的数据,构建包含 2 个一级指标、7 个二级指标、31 个三级指标的指标体系,见表 1。

表 1 共同富裕指标体系

一级指标	二级指标	具体指标	单位	指标方向	权重
富裕水平	物质富裕	人均 GDP	元	+	0.0296
		GDP 增速	%	+	0.0013
		人均社会消费品零售额	元	+	0.0384
		人均财政预算收入	元	+	0.0732
	公共服务	每百万人拥有医院数	个	+	0.0520
		每千人执业医师数	人	+	0.0180
		人均城市道路面积	平方米/人	+	0.0519
		每千人实有公共汽车数	辆	+	0.0884
		每千人实有出租车数	辆	+	0.0658
	精神文化	每万人拥有图书量	册	+	0.0700
		博物馆数	个	+	0.0670
	生态环境	人均公园绿地面积	平方米/人	+	0.0608
		污水集中处理率	%	+	0.0027
		建成区绿化覆盖率	%	+	0.0018
		生活垃圾无害化处理率	%	+	0.0024
	社会保障	在岗职工工资总额占 GDP 的比重	%	+	0.0164
		基本养老保险参保人数占总人口比重	%	+	0.0457
		基本医疗保险参保人数占总人口比重	%	+	0.0586
		失业保险参保人数占总人口比重	%	+	0.0681
共同水平	区域内差距	市辖区人均 GDP 比值	%	-	0.0001
		市辖区 GDP 增速比值	%	-	0.0001
		市辖区人均财政预算收入比值	%	-	0.0028
		市辖区人均财政预算支出比值	%	-	0.0001
		市辖区人均科学技术支出比值	%	-	0.0004
		市辖区人均教育支出比值	%	-	0.0015
	区域间差距	人均 GDP 比值	%	+	0.0264
		GDP 增速比值	%	+	0.0106
		人均财政预算收入比值	%	+	0.0471
		人均财政预算支出比值	%	+	0.0182
		人均科学技术支出比值	%	+	0.0692
		人均教育支出比值	%	+	0.0111

(二) 研究方法

1. 熵值法

为测算城市共同富裕水平,减少评价的主观性,本文采用熵值法对指标进行赋权,得到共同富裕发展水平得分,具体计算过程如下:

(1)数据无量纲化与非负处理。由于各个指标计量单位不同,先对数据进行无量纲化处理,使处理后的数据介于0—1之间。为避免0值情况对后续计算的影响,所有数据统一加0.00001。

$$\text{正向指标: } X'_{ij} = \frac{X_{ij} - \min X_j}{\max X_j - \min X_j} + 0.00001 \quad (1)$$

$$\text{负向指标: } X'_{ij} = \frac{\max X_j - X_{ij}}{\max X_j - \min X_j} + 0.00001 \quad (2)$$

其中, i 代表年份, j 代表各个指标, k 代表全国各个城市, $\max X_j$ 、 $\min X_j$ 表示第 j 个指标的最大值和最小值。

(2)计算第 k 个城市第 i 年第 j 个指标的比重:

$$P_{ijk} = \frac{X'_{ijk}}{\sum_{i=1}^{11} \sum_{k=1}^{249} X'_{ijk}} \quad (3)$$

(3)计算第 j 个指标的熵值:

$$e_j = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^{11} \sum_{k=1}^{249} (P_{ijk} \ln P_{ijk}) \quad (4)$$

(4)计算第 j 个指标的权重:

$$a_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^{31} 1 - e_j} \quad (5)$$

(5)计算综合得分:

$$S_{ik} = \sum_j a_j P_{ijk} \quad (6)$$

2. Dagum 基尼系数

Dagum 基尼系数是衡量地区间收入差距不平等的重要指标,通过基尼系数及分解可直观分析地区差异及来源。其思路是按子群划分将总体基尼系数分解为区域内、区域间以及超变三部分,能够较好地分析城市共同富裕的区域差异及差异来源。本文借鉴张卓群和张涛等(2022)划分国家重大战略区域的思路,将中国相关地级市划分为京津冀、成渝、长江中游、长三角、粤港澳、黄河流域六大区域,并对 Dagum 基尼系数进行分解计算。

3. Kernel 密度估计

为了探究共同富裕发展水平的分布特征及动态演进过程,本文进一步采用 Kernel 密度估计法来分析中国城市共同富裕空间分布的位置、形状、延性等特

征,通过比较不同时期全国及各个区域的分布动态和演进变化,把握其分布的动态特征。Kernel 密度估计法的表达式为:

$$\hat{f}(x_0) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right) \quad (7)$$

其中, n 是观测值数量; $K(\cdot)$ 为核函数; h 为带宽,带宽越小估计偏差越小。

4. β 收敛

β 收敛表示相对落后地区因具有更快的增长率会逐渐赶上发达地区,达到以同样增长率发展的收敛状态。 β 收敛分为 β 绝对收敛和 β 条件收敛,其中 β 绝对收敛指在其他因素不变的条件下,随时间推移各区域的共同富裕发展水平逐渐收敛到同一水平, β 条件收敛指在控制了其他影响因素后,各区域的共同富裕最终会收敛到各自的稳态水平。考虑到各区域间的互动性及经济资源要素跨区域流动性不断增强,在对全国整体及各区域共同富裕水平收敛性进行分析时,有必要纳入空间效应。因此,构建 β 绝对收敛的空间模型:

$$\ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(cp_{it-1}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) + \theta W_{ij} \ln(cp_{it-1}) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(cp_{it-1}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(cp_{it-1}) + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda W_{ij} \varepsilon_{it} + \sigma_{it} \quad (10)$$

构建条件 β 收敛的空间模型:

$$\ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(cp_{it-1}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) + \theta W_{ij} \ln(cp_{it-1}) + \delta X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(cp_{it-1}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{cp_{it}}{cp_{it-1}}\right) + \delta X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\ln\left(\frac{res_{it}}{res_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(res_{it-1}) + \delta X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda W_{ij} \varepsilon_{it} + \sigma_{it} \quad (13)$$

其中, cp 表示共同富裕; $\ln(cp_{it}/cp_{it-1})$ 表示子群 j 在 t 时期的共同富裕发展水平增长速度; μ_i 和 η_t 分别为个体和时间固定效应; ε_{it} 是随机误差项; α 、 β 和 δ 为待估参数, $\beta < 0$ 意味着存在 β 收敛; ρ 和 λ 为空间相关

系数,反映邻近地区的相关变量对本地区的影响; W_{ij} 为空间权重矩阵(本文采用空间邻接矩阵)的元素; X_{it} 为控制变量。

三、测度结果、区域差异与动态演进分析

(一)中国城市共同富裕发展水平测度结果

基于以上指标体系和测算方法,得到2011—2021年全国249个城市共同富裕发展水平以及两大维度的指数。结果显示,2011—2021年,共同水平高于富裕水平和共同富裕发展水平,其中共同富裕发展水平的年均增长率为3%,富裕水平的年均增长率为4%,两者变化趋势基本一致,可知在2011—2021年,富裕水平对共同富裕发展水平影响较大,可见富裕是实现共同富裕的重要前提。虽然共同富裕水平和富裕水平整体呈上升趋势,但2020年两者均存在较为明显的下降,原因可能是新冠疫情对生产生活造成了巨大影响,使经济发展放缓,导致共同富裕水平和富裕水平下降。2011—2021年间共同水平变化趋势基本为一条直线,说明样本期内各区域内与区域间的共同水平基本未受到经济发展的影响。

将中国相关城市划分为京津冀、成渝、长江中游、长三角、粤港澳、黄河流域六大区域,单独测算2011—2021年六大区域共同富裕发展水平的发展变化,结果如图1所示。

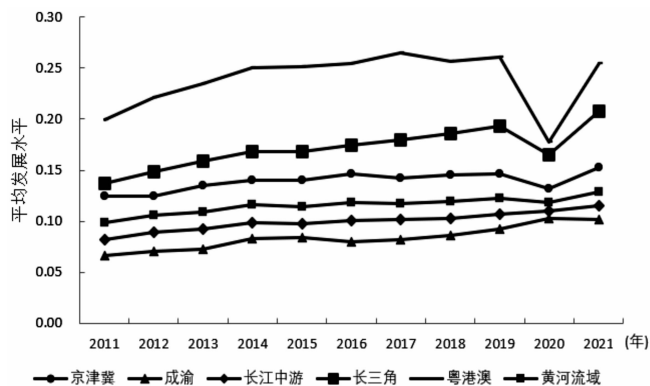


图1 共同富裕发展水平的年平均变化

结果显示,各大区域共同富裕发展水平呈整体上升趋势,其中粤港澳>长三角>京津冀>黄河流域>长江中游>成渝,说明中国共同富裕发展水平较好的区域主要集中在沿海地区、东部地区,呈“东高西低”态势。从年平均增长率看,成渝年平均增长率(4.3%)>长三角(4.2%)>长江中游(3.4%)>黄河流域(2.7%)>

粤港澳(2.4%)>京津冀(2.1%),呈良性追赶态势,可以预见,中国区域间共同富裕发展水平差距会不断缩小。从各区域的具体变化趋势看,2020年粤港澳、长三角地区出现较大幅度下降,原因可能是这两个地区制造业较为发达,新冠疫情导致许多工厂停工停产,工人失去收入来源,故共同富裕发展水平出现下降趋势。

(二)共同富裕的区域差异及来源分析

为了探究各区域共同富裕发展水平的差异及差异的来源,本文利用Dagum基尼系数分解探讨总体差异及变动趋势。

1. 各区域内部的共同富裕发展水平差异

利用Dagum基尼系数计算出全国249个城市和各重大战略区域共同富裕发展水平组内差异程度,结果如图2所示。

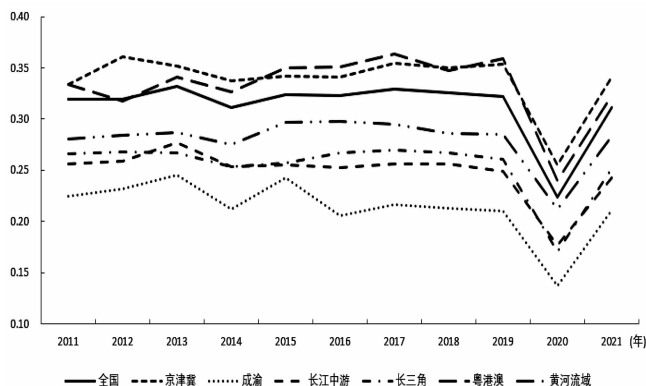


图2 共同富裕发展水平的组内差异变化

从全国层面看,我国共同富裕发展水平的基尼系数较高,样本期内的均值高于0.31,说明我国各城市间存在较为明显的不均衡现象。从各区域间的对比看,京津冀和粤港澳组内差异大于全国差异,其余地区均小于全国差异。对京津冀来说,北京和天津产生了虹吸效应,人才、资金流入这两个城市,导致区域内差异较大;对粤港澳来说,区域内的广州、深圳等城市基本实现了以高端制造业和现代服务业为支柱的高级产业结构,而大湾区以外的城市仍依赖于传统产业,从而造成经济发展差距较大。长江中游、长三角、黄河流域三区域内基尼系数较大幅度上升,三大区域内基尼系数年平均变化率在0.5%左右,说明长江中游、长三角、黄河流域三大区域随着经济的发展,区域间差距基本上维持在相同水平。成渝地区区域内基尼系数最小,说明成渝地区共同富裕发展水平差异较其他区

域小,得益于2016年提出的《成渝城市群发展规划》,2016年其基尼系数有明显下降趋势,降幅达15%。从样本期发展历程看,2020年基尼系数出现大幅降低,各区域降幅均在25%以上,原因可能是新冠疫情对大城市造成的影响相较于小城市更大,出现“共穷”假象,导致基尼系数下降,造成区域内差距缩小,到2021年基本回归到2019年的水平,说明区域内各城市的发展基本回归正常。

2. 各区域之间的共同富裕发展水平差异

使用组间基尼系数测算中国各重大战略区域共同富裕发展水平之间的差异程度。从整体趋势看,面积呈先扩大再缩小趋势,说明我国共同富裕发展水平分化趋势先扩大后缩小。2011—2017年,一些区域从优化产业结构、发挥自身优势来实现经济的发展,而另一些区域受制于历史包袱发展缓慢,导致区域间的发展水平差距有扩大的趋势。2018—2021年,由于国家财政政策支持以及小康社会的全面建成,经济发展相对落后的区域走上了发展的快车道,缩小了区域间发展的差距。

从区域间差异的数值看,相互邻接的区域之间基尼系数小于相距较远区域之间的基尼系数,这可能是由于城市间溢出效应使相互邻接的区域之间基尼系数较小。其中,成渝与长江中游之间的基尼系数最小,在样本期均值仅为0.24,而京津冀和粤港澳之间的基尼系数最大,在样本期均值达到0.37,原因可能是相邻区域间的经济发展、资源禀赋、政策倾向大致相同,因此共同富裕发展水平也大致相同。且东部地区区域间基尼系数整体较小,如京津冀和长三角,虽然两区域并未邻接,但在样本期均值仅为0.29,原因可能是东部地区经济整体发展较好,其共同富裕发展水平较中西部地区发展良好,因而东部地区区域间基尼系数较小。

从区域间差异的时变趋势看,2011—2017年,京津冀与其他区域之间的增幅显著,其中与粤港澳之间的年均增长幅度达到1.72%,远高于其余区域间的基尼系数年均增长幅度。从2011—2021年看,各区域间的差距都呈下降趋势,其中降幅最大的是京津冀与成渝之间的基尼系数,年均降幅达1.07%,再次说明成渝经济群相关规划的实施对成渝地区的经济发展有着重要影响,推动了成渝区域内协调发展。

3. 共同富裕发展水平的总体差异及分解

为探究共同富裕发展水平差异来源,继续利用Dagum基尼系数将样本数据的整体差异分解为组内贡献与组间总贡献(由于组间超变密度可视为组间总差异的一部分,故将其加总)两部分,并计算两者的贡献率。各部分的绝对数值及所占份额如图3所示。

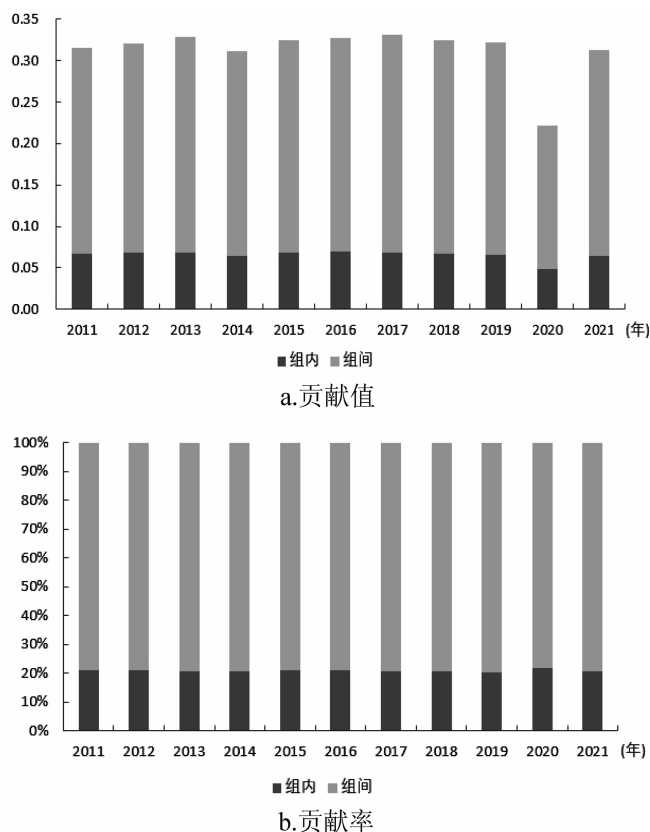


图3 共同富裕的空间差异及来源

从图3(a)可以看出,共同富裕发展水平的差异呈波动态势,2014年和2020年有较为明显的下降,其他年份呈现上升趋势,且产生差异的来源主要是区域间差距,两者的变动趋势与整体差异的变动趋势基本一致。从图3(b)差异的贡献率看,样本年间组内差异的贡献率基本维持在20%,组间贡献率达到80%,进一步印证了组内差异和组间差异的变动趋势与整体差异的变动趋势基本一致,且差异的来源主要是区域间差距的观点,故而减小区域间的发展差距是实现共同富裕的重要抓手。

(三) 共同富裕发展水平的动态演进

为描述各区域共同富裕发展水平绝对差异变化的时变演进过程,使用Kernel密度估计方法刻画各区域的分布特征。具体结果见图4。

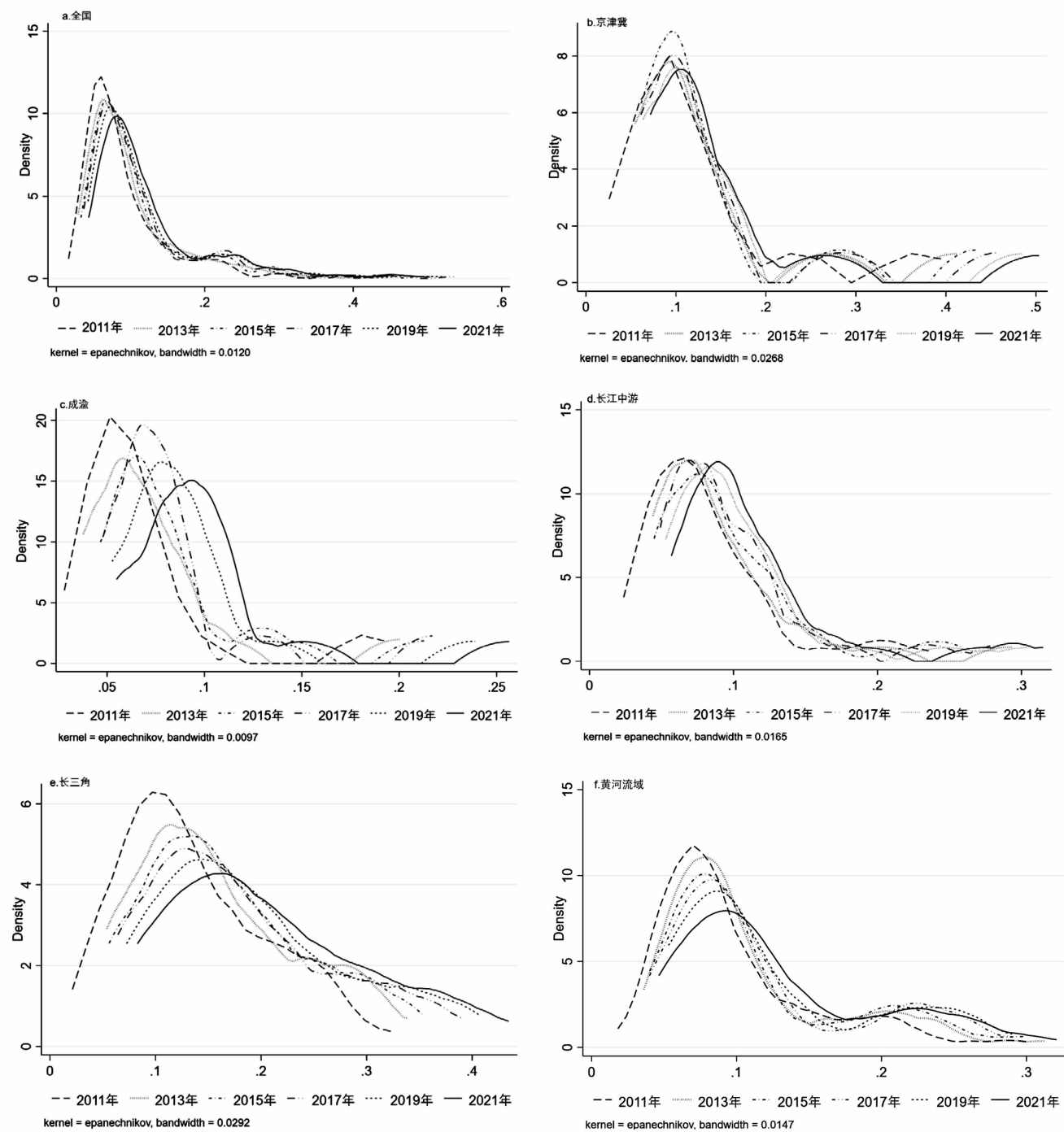


图4 共同富裕发展水平的动态演进

从 Kernel 密度估计曲线的分布位置看,全国层面的共同富裕发展水平核密度曲线表现出整体右移的态势,表明我国各城市的共同富裕发展水平整体向好。各大区域的核密度曲线均出现不同幅度的右移,说明这些区域的经济快速发展,为全面建成小康社会作出了重要贡献,为全面实现共同富裕奠定了坚实基础。需要注意的是,虽然共同富裕发展水平的核密度

曲线均呈现右移趋势,但右移幅度较小,应防范共同富裕水平降低的风险。

从核密度曲线的波峰看,全国层面核密度曲线表现为波峰高度下降且宽度变大,意味着样本城市共同富裕发展水平的离散程度增强,原因可能是各城市发展基础不同,经济发展路径与发展方针也大不相同,实现高质量发展与推进共同富裕发展的难易程度也

存在较大差异。京津冀区域出现侧峰,说明区域内两极分化较为严重,主峰在 2015 年上升且宽度变小,说明 2015 年京津冀共同富裕发展水平离散程度减弱。成渝地区的核密度曲线表现为主峰高度先下降后上升再下降,说明随着经济发展,区域内差距随之增大,但随着成渝地区双城经济圈的确定,区域内共同富裕发展水平差距进一步缩小。对长江中游而言,其核密度曲线的主峰高度基本趋于一致,没有出现侧峰且主峰的宽度有所缩小,说明样本期内共同富裕发展水平的离散程度趋于一致。对长三角地区而言,核密度曲线表现为主峰高度下降且宽度变大,说明区域内共同富裕发展水平差异在样本期内逐渐增大。由于黄河流域包含城市较多,区域内各城市的发展不尽相同,可能是导致其核密度曲线出现侧峰,出现两极分化现象的

原因。

从核密度曲线的分布延展性看,全国及京津冀、成渝、长江中游、长三角、黄河流域等重大战略区域的核密度曲线均存在显著的右拖尾现象,表明区域内部分城市的共同富裕发展水平显著高于同一区域内其他城市。比如京津冀的北京、天津,成渝地区的成都、重庆,粤港澳地区的广州、深圳等,无论是经济发展水平还是共同富裕发展水平都远高于区域内其他城市。这些城市应当发挥带头作用,通过溢出效应缩小区域内差距,实现均衡发展,最终实现共同富裕。

四、共同富裕影响因素分析

本文采用绝对收敛与条件收敛来研究共同富裕的影响因素,结果见表 2。

表 2 国家重大战略区域共同富裕发展水平 β 绝对收敛

区域	全国	京津冀	成渝	长江中游	长三角	粤港澳	黄河流域
模型	SEM	SEM	SAR	OLS	SEM	SDM	SEM
β	-0.8694*** (-44.95)	-1.1374*** (-11.83)	-0.4599*** (-4.91)	-0.8134*** (-13.47)	-0.9800*** (-14.92)	-0.9844*** (-7.35)	-0.7234*** (-19.57)
ρ	0.0973*** (21.03)	0.1065*** (4.00)	0.3471*** (0.01)	-	0.1408*** (0.01)	0.0808 (0.77)	0.070*** (5.77)
V	0.0001	0.0002	0.0002	-	0.0003	0.0014	0.0014
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.4239	0.5191	0.0071	0.4197	0.3804	0.5257	0.3964

注:括号内的数值为 z 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。表 3 同。

根据检验结果,全国及各重大战略区域均存在 β 绝对收敛,所有地区收敛系数 β 均在 1%的置信水平下显著为负。说明从长期看,全国及各重大战略区域的共同富裕发展水平会收敛于各自的稳态水平,共同富裕发展水平长期收敛的趋势已经显现。除此之外,全国及各重大战略区域共同富裕发展水平的收敛速度各有不同,黄河流域相对较快,各区域当中也存在一定的空间效应。全国及各重大战略区域表现出不同的空间效应。各模型的 ρ 在 1%的水平下显著为正,表明在区域内本城市共同富裕发展水平变化率同时受其他城市共同富裕发展水平和变化率的正向空间溢出影响。长江中游适用普通面板模型开展 β 绝对收敛分析,不存在空间效应。需要注意的是,上述关于全国及各重大战略区域的 β 绝对收敛分析,是假定了各地

区的数字经济发展水平、创新创业水平、人力资本水平和产业结构等因素相似,但基于事实,需要通过 β 条件收敛开展进一步的研究。

为进一步探究数字经济、创新创业水平、人力资本水平和产业结构等因素对共同富裕发展水平的影响,将其作为控制变量加入模型,进行 β 条件收敛分析,结果见表 3。

根据检验结果,全国及各重大战略区域均存在 β 条件收敛并且在 1%的置信水平下显著,从长期看,全国及各重大战略区域共同富裕发展水平收敛于各自稳态水平的趋势依然存在。全国及各重大战略区域表现出的空间效应与 β 绝对收敛分析相比基本一致。此外,上述 β 收敛分析在加入控制变量之后,所有模型的 R² 较绝对 β 收敛分析均出现一定幅度上升,说明控

表 3 国家重大战略区域共同富裕发展水平 β 条件收敛

区域	全国	京津冀	成渝	长江中游	长三角	粤港澳	黄河流域
模型	SEM	SEM	SAR	OLS	SEM	SDM	SEM
β	-0.7725*** (0.0239)	-1.3600*** (-14.96)	-0.9470*** (-8)	-1.1112*** (-17.07)	-1.2091*** (-18.64)	-1.6267*** (-10.77)	-0.8318*** (-21.82)
数字经济	0.0001*** (10.88)	0.0001** (2.15)	0.0002*** (4.47)	0.0001*** (3.91)	0.0003*** (6.75)	-0.0013*** (-2.63)	0.0001*** (5.14)
创新创业水平	-0.0001 (0.0009)	-0.0003 (-1.07)	0.0000 (0.01)	-0.0002 (-0.83)	-0.0007** (-2.12)	0.0046* (1.84)	0.0001 (0.43)
人力资本水平	-0.0036*** (-3.05)	-0.0025 (-0.82)	-0.0032 (-0.82)	0.0053* (1.94)	0.0011 (0.35)	0.0699*** (0.0132)	-0.0010 (-0.97)
产业结构	-0.0065*** (-3.79)	0.0025 (0.72)	-0.1278** (-2.13)	-0.0051 (-0.384)	0.0034 (0.44)	-0.0309 (-0.75)	-0.0022 (-1.26)
ρ	0.3002*** (1291.78)	0.0820** (2.57)	0.3423*** (31.19)	- -	0.1022*** (7.35)	-0.1252 (-1.19)	0.0517*** (3.88)
V	0.0002	0.0001	0.0002	-	0.0002	0.0008	0.0001
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.6342	0.6539	0.219	0.5487	0.6422	0.7152	0.4686

制变量的选取科学有效。从经济意义看,全国各重大战略区域共同富裕发展水平的影响因素具有显著差异。以全国为研究对象,数字经济水平、创新创业水平、人力资本水平、产业结构对共同富裕发展水平变化率整体上具有一定的正向影响,即相关政策的倾斜力度均能够有效促进共同富裕发展水平向上收敛。全国及各重大战略区域表现出不同的空间效应。除粤港澳区域外,全国其他区域的数字经济水平对共同富裕发展水平都具有较为显著的正面影响;创新创业水平对全国各地区的共同富裕发展水平的影响显著性较弱;人力资本水平对共同富裕发展水平在全国整体上有一定的负向影响,但单从粤港澳区域看,其影响具有一定的正面效应;产业结构对共同富裕发展水平在全国整体具有一定的负向影响,且对成渝地区的负向冲击较为显著。粤港澳地区作为改革开放的先行区域,其对共同富裕发展水平的贡献主要在人力资本水平与创新创业水平方面。与此同时,各控制变量对全国其他区域的共同富裕发展水平的影响效果比较一般。

五、结论与建议

本文基于全国 249 个城市数据,测算共同富裕的发展水平,使用 Dagum 基尼系数、Kernel 密度估计和空间收敛模型对全国及各重大战略区域共同富裕发展

水平的区域差异、动态演进及影响因素展开研究,得到如下结论:

第一,从区域差异看,粤港澳 > 长三角 > 京津冀 > 黄河流域 > 长江中游 > 成渝,成渝年平均增长率(4.3%)> 长三角(4.2%)> 长江中游(3.4%)> 黄河流域(2.7%)> 粤港澳(2.4%)> 京津冀(2.1%),呈现良性追赶的态势。从 Dagum 基尼系数测算结果看,区域间差异始终是共同富裕发展水平总体差异的主要来源,相互邻接区域由于溢出效应的作用,基尼系数小于相距较远区域之间的基尼系数,且京津冀和粤港澳组内差异大于全国差异,其余地区均小于全国差异。

第二,从共同富裕发展水平的动态演进看,全国及各国家重大战略区域的核密度曲线表现出整体向右移动的态势,说明各城市的共同富裕发展水平整体向好;全国、长三角主峰高度下降且宽度变大,表明区域内差异程度变大;黄河流域与京津冀出现侧峰,表明出现两极分化;全国各区域核密度曲线均存在显著的右拖尾现象,表明区域内部分城市的共同富裕发展水平显著高于同一区域内其他城市。

第三,从收敛特征看,全国各城市及各大战略区域均存在 β 绝对收敛与 β 条件收敛。在 β 绝对收敛,全国及各重大战略区域共同富裕发展水平的收敛速

度各有不同,黄河流域相对较快。各区域当中存在一定的空间效应,且全国及各重大战略区域表现出不同的空间效应。在 β 条件收敛,全国及各重大战略区域共同富裕发展水平收敛于各自稳态水平的趋势依然存在,且受到数字经济发展水平、创新创业水平、人力资本水平及产业结构的影响。

基于研究结论,提出如下政策建议:

第一,发挥各区域比较优势。共同富裕发展较好的区域应当继续坚持发展优势产业,将本区域优势产业做大做强。共同富裕相对落后的区域应当找准短板痛点,尽力消除抑制本区域发展的阻碍因素,同时结合自身优势找准合适的发展道路,积极吸引外商投资、大力引入特殊人才等都有利于区域经济的发展。

第二,发挥共同富裕高水平地区的溢出与带动作用,实现先富带动后富。共同富裕发展水平较好的城市应当积极发挥带头作用,进行部分产业、资金及人才的转移,帮助发展相对落后的区域。发展相对落后的区域应当向发展较好的城市学习成功经验。同时,发展较好的区域应当树立全国一盘棋思想,注重区域内城市、区域间的协调发展。◆

参考文献:

- [1]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021,56(11):4-13.
- [2]李军鹏.共同富裕:概念辨析、百年探索与现代化目标[J].改革,2021(10):12-21.
- [3]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.
- [4]齐红倩,张佳馨.共同富裕进程中先富地区消费增长的空间溢出效应[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022,42(4):10-22.
- [5]张占斌,毕照卿.新时代共同富裕思想的逻辑进路、核心要义与精神实质[J].北京工业大学学报(社会科学版),2022,22(5):31-44.
- [6]杨文圣,李旭东.共有、共建、共享:共同富裕的本质内涵[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022,42(1):10-16.
- [7]苏红键.地区收敛与共同富裕:进程、归因及其实现

- [J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2022,43(7):99-107.
- [8]万广华,江葳蕤,赵梦雪.城镇化的共同富裕效应[J].中国农村经济,2022(4):2-22.
- [9]金正连.共同富裕的理论方位与实践路径[J].区域经济评论,2022(4):16-21.
- [10]向云,陆倩,李芷萱.数字经济发展赋能共同富裕:影响效应与作用机制[J].证券市场导报,2022(5):2-13.
- [11]韩亮亮,彭伊,孟庆娜.数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕:基于我国省际面板数据的经验研究[J].软科学,2023,37(3):18-24.
- [12]陈丽君,郁建兴,徐丽娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,37(4):5-16+2.
- [13]郭卫军,张街春.中国共同富裕水平的测度与区域时空差异研究[J].经济问题探索,2023(4):1-24.
- [14]张金林,董小凡,李健.数字普惠金融能否推进共同富裕?:基于微观家庭数据的经验研究[J].财经研究,2022,48(7):4-17+123.
- [15]逢锦聚.中国共产党带领人民为共同富裕百年奋斗的理论与实践[J].经济学动态,2021(5):8-16.
- [16]唐任伍,孟娜,叶天希.共同富裕思想演进、现实价值与实现路径[J].改革,2022(1):16-27.
- [17]袁媛.新时代共同富裕的科学内涵、本质特征与实现路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2022,28(4):28-38.
- [18]张景星,王婷.论实现共同富裕的所有制基础[J].社会科学战线,2014(6):265-266.
- [19]韩文龙,蒋枢泓.新发展阶段实现共同富裕的理论逻辑与实现路径[J].社会科学战线,2022(4):95-102.
- [20]李培林.准确把握共同富裕的是与不是[J].探索与争鸣,2021(11):5-7+177.
- [21]范从来.益贫式增长与中国共同富裕道路的探索[J].经济研究,2017,52(12):14-16.
- [22]夏杰长,刘诚.数字经济赋能共同富裕:作用路径与政策设计[J].经济与管理研究,2021,42(9):3-13.
- [23]张卓群,张涛,冯冬发.中国碳排放强度的区域差异、动态演进及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(4):67-87.

黄河流域经济—资源—环境系统 承载力及耦合协调发展研究

张晓昱^{1,2} 董雅慧¹

(1.郑州大学 商学院,河南 郑州 450001;2.郑州大学 黄河生态保护与区域协调发展研究院,河南 郑州 450001)

摘要:把握经济—资源—环境系统(简称ERE系统)的承载力,探究其内部系统的耦合协调状况,有助于推动经济高质量发展,推动资源高效利用和生态环境保护进程。利用黄河流域9省(区)数据,分析2011—2021年间经济、资源和环境子系统的承载力以及ERE系统承载力,通过耦合协调度模型分析ERE系统耦合协调度。结果显示:黄河流域9省(区)的ERE系统承载力总体呈现不断上升趋势,承载力水平存在差距,但总体处于较低的水平,系统内部的耦合协调度不高。提出要进一步推动黄河流域的高质量发展,提高资源利用效率,加大环境保护的力度等对策建议。

关键词:ERE系统;承载力;耦合协调度模型;协调发展

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0022-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.10.003

一、引言

黄河流域是我国重要的生态屏障及经济地带,承担着生态安全、经济社会发展的重任,在贯彻新发展理念、构建新发展格局、推动高质量发展过程中发挥着重大作用。随着经济不断发展,黄河流域面临着资源短缺和环境恶化难题,经济发展与资源、环境保护之间的冲突日益尖锐。如何在提高资源利用效率和优化环境的条件下实现经济的高质量发展,是黄河流域各省区现阶段面临的困境之一。在此背景下,资源和环境现状与经济社会发展相适应成为重大议题。

近年来,国内外学者对资源环境承载力与经济、资源和环境的协调发展展开了系列研究。学者对经济—资源—环境系统承载力的研究主要集中于评价方法、指标体系的构建以及承载力的测算等实证研究方面。宾津佑和唐小兵等(2022)^[1]以广东沿海经济带为研究

对象,基于海洋资源—环境—经济系统承载力评价指标体系,利用极差非零标准化、熵值法、状态空间模型以及耦合协调度函数模型,对2008—2018年广东沿海经济带海洋资源—环境—经济系统承载力时空耦合特征进行比较分析。Shen和Shu等(2020)^[2]将城市资源环境视为一个系统,引入了城市负荷和城市载体的新概念,测量城市资源承载力的指标体系兼顾了城市负荷和城市载体。陈先鹏和吴次芳等(2020)^[3]的研究方法综合了主成分分析和系统动力学,增强了评价结果的客观性和科学性。Bao和Wang等(2022)^[4]构建综合资源环境承载力指标和系统动力学模型来模拟其历史条件和未来情景,强调了社会经济因素和生态环境因素之间的联系。王亮和刘慧(2019)^[5]选择北京作为研究对象,使用的研究方法为“PS-DR-DP”理论模型,将资源环境承载力分解,根据模型的形状来表现承载

基金项目:河南省教育厅人文社科项目“河南省沿黄河流域生态环境与经济协调发展研究”(2021-ZZJH-371);河南科技智库调研课题项目“沿黄河流域城市(河南段)生态保护和高质量协同发展调查研究”(HNKJZK-2022-03B);郑州大学经济学管理学新兴学科孵化研究基地项目(101/32610168);2021年郑州大学骨干教师培育计划(2021ZDGGJS034)。

作者简介:张晓昱(1985—),女,河南商丘人,博士,讲师,研究方向为统计与能源计量;董雅慧(1997—),女,山西临汾人,在读硕士,研究方向为统计与能源计量。

力状态的变化,对北京 5 年内的资源环境承载力进行了测算和分析。Huang 和 Rui 等(2021)^[6]以黄土高原的 24 个代表性城市为研究对象,基于熵权 TOPSIS 方法对该地区的资源环境承载力进行实证分析,并建立诊断模型识别制约其改善的障碍因素。余茹和成金华(2019)^[7]以京津冀地区的 13 个城市作为研究对象,围绕资源环境承载力进行实证研究,并对不同城市提出针对性的建议。同时,一些学者以经济、资源和环境之间的耦合关系以及协调发展作为研究内容。王维和于洁(2019)^[8]分析了资源、环境和经济协调发展的作用机理,建立评价体系,并对长江经济各子系统协调发展的时空分布进行分析。惠调艳和郭筱(2019)^[9]的研究对象为西部地区,研究方法为耦合度和耦合协调度模型,对该地区 ERE 系统协调发展水平的时空差异及其变化趋势进行了分析。杨慧芳和张合林(2022)^[10]认为黄河流域生态和经济两个子系统的耦合协调度呈现“中度协调—良好协调—高度协调”的演变趋势。张晓昱和祁绩(2020)^[11]以河南省为研究对象,通过耦合协调度模型和空间自相关指数对城市经济、环境和社会

三个子系统之间的关系进行分析。王丽娜和张玉宗(2021)^[12]利用耦合协调度模型及莫兰指数,对河南省的经济与生态之间的关系进行评价。朱沁夫和巩慧琴(2020)^[13]运用耦合协调度模型和层次分析法,以海南省作为研究对象,对其经济、资源和环境子系统之间的协调发展进行实证研究。

总体说,学者们针对资源和环境两个子系统的承载力以及经济、资源和环境子系统之间耦合协调关系的单一研究较多,对于承载力与耦合协调关系的统筹研究较少。因此,本文建立指标体系,运用熵权法和耦合协调度模型对黄河流域 9 省(区)的 ERE 系统承载力和耦合协调度进行测算,并将两者结合起来进行分析,可为黄河流域今后经济发展、资源利用和环境保护提供理论参考。

二、指标体系与研究方法

(一)指标体系的构建

本文据数据可得性和指标代表性原则,综合考虑黄河流域各省(区)经济发展、资源条件以及环境条件的现实状况,同时参考了相关研究^[14-15],构建了包括经

表 1 经济—资源—环境系统承载力指标体系

目标层	准则层	指标层	单位	属性	权重
经济	经济规模	地区生产总值	亿元	+	0.0744
		固定资产投资总额	亿元	+	0.0728
		人均 GDP	元	+	0.0253
	经济结构	第二产业占 GDP 比重	%	+	0.0056
		第三产业占 GDP 比重	%	+	0.0158
		财政收入占 GDP 比重	%	+	0.0326
	对外开放水平	进口总额	万美元	+	0.1390
		出口总额	万美元	+	0.1439
		贸易竞争力指数	%	+	0.0134
资源	资源水平	人均水资源	立方米	+	0.1696
		人均粮食产量	千克	+	0.0591
		人均公园绿地面积	平方米	+	0.0191
	资源消耗	能源消费总量	万吨标准煤	-	0.0199
		人均用水量	立方米	-	0.0156
环境	环境保护	森林覆盖率	%	+	0.0435
		城市建成区绿化覆盖率	%	+	0.0128
		耕地灌溉面积	千公顷	+	0.0597
	环境压力	二氧化硫排放量	万吨	-	0.0154
		工业颗粒物排放量	万吨	-	0.0095
		化肥施用量	万吨	-	0.0204
		人口密度	人/平方公里	-	0.0324

济、资源、环境 3 个子系统,7 个二级指标、21 个三级指标的指标体系。所选指标既有正向指标,也有负向指标,涵盖了 3 个子系统的基本层次和方方面面。经济子系统中包括经济规模、经济结构和对外开放水平 3 个方面:经济规模包括地区生产总值、固定资产投资总额和人均 GDP 共 3 个指标,且均为正向指标,反映经济实力与发展水平;经济结构包括第二产业占 GDP 比重、第三产业占 GDP 比重和财政收入占 GDP 比重 3 个指标,均为正向指标,反映产业发展结构;对外开放水平包括进口总额、出口总额和贸易竞争力指数 3 个指标,均为正向指标,反映外贸发展现状。资源子系统包括资源水平和资源消耗 2 个方面:资源水平包括人均水资源、人均粮食产量和人均公园绿地面积 3 个指标,均为正向指标,反映资源禀赋情况;资源消耗包括能源消费总量和人均用水量 2 个指标,均为负向指标,反映在经济发展过程中消耗的资源量。环境子系统包含环境保护和环境压力 2 个方面:环境保护包括森林覆盖率、城市建成区绿化覆盖率和耕地灌溉面积 3 个指标,反映政府对生态环境治理和保护的高度重视程度以及政策实施情况;环境压力包括二氧化硫排放量、工业颗粒物排放量、化肥施用量和人口密度 4 个指标,均为负向指标,反映人口压力和经济活动对生态环境的破坏程度。具体指标体系见表 1。

(二)数据来源

本文选取了 2011—2021 年黄河流域 9 省(区)的数据,数据均来源于各省(区)的统计年鉴以及《中国统计年鉴》,部分数据根据已有数据计算整理而得。

(三)研究方法

1. 数据归一化

为了避免不同数据的单位量级不同所带来的影响,首先采用归一法对数据进行标准化处理。

对于正向指标,处理方法为:

$$r_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{\cdot j})}{\max(x_{\cdot j}) - \min(x_{\cdot j})} \quad (1)$$

对于负向指标,处理方法为:

$$r_{ij} = \frac{\max(x_{\cdot j}) - x_{ij}}{\max(x_{\cdot j}) - \min(x_{\cdot j})} \quad (2)$$

其中, x_{ij} 表示第 i 个评价对象关于第 j 个指标的原始数值, r_{ij} 表示第 i 个评价对象关于第 j 个指标进行标准化处理后的数值, $\max(x_{\cdot j})$ 为 $x_{\cdot j}$ 的最大值, $\min(x_{\cdot j})$ 为 $x_{\cdot j}$ 的最小值。

2. 熵权法

本文采用熵权法计算经济、资源和环境子系统中各个指标的权重,对其进行客观赋权,可以有效避免层次分析法等主观赋权方法带来的主观性。

3. ERE 系统综合承载力

根据上述方法确定的各个指标的权重以及经过标准化处理后的数据,可以得到经济、资源、环境 3 个子系统的承载力以及 ERE 系统综合承载力。

经济子系统承载力为:

$$W_1 = \sum_{j=1}^{m_1} w_j r_j \quad (3)$$

资源子系统承载力为:

$$W_2 = \sum_{j=m_1+1}^{m_2} w_j r_j \quad (4)$$

环境子系统承载力为:

$$W_3 = \sum_{j=m_2+1}^m w_j r_j \quad (5)$$

其中, w_j 表示根据熵权法计算得出的第 j 个指标的权重, m_1 为经济子系统中指标的个数, m_2 为资源子系统中指标的个数。

ERE 系统综合承载力为:

$$T = \alpha W_1 + \beta W_2 + \gamma W_3 \quad (6)$$

其中, α 、 β 和 γ 为待定系数,由于这 3 个系统有同样的重要程度,因此将这 3 个系数都设定为 1/3。当计算 3 个子系统之间两两耦合协调关系时,系数取 1/2。

4. 耦合协调度模型

耦合协调度可以表示两个及两个以上系统之间相互作用和相互影响的协调发展程度,通过耦合协调度的计算,可以分析得出 3 个子系统之间的关系以及是否协调发展。

在上文指标计算的基础上,可以得到反映经济、资源和环境 3 个子系统两两之间的协调关系的耦合度模型,模型的函数形式如下:

$$C = \left[\frac{W_1 \times W_2}{\left(\frac{W_1 + W_2}{2} \right)^2} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

综合考虑 3 个子系统之间的协调关系,可以得到经济-资源-环境系统的耦合度模型,模型的函数形式如下:

$$C = \left[\frac{W_1 \times W_2 \times W_3}{\left(\frac{W_1 + W_2 + W_3}{3} \right)^3} \right]^{\frac{1}{3}} \quad (8)$$

反映各子系统之间协调发展水平的耦合协调度为:

$$D=\sqrt{C \times T} \quad (9)$$

为了明确黄河流域各省(区)经济、资源和环境 3 个子系统的内部协调程度,根据已有的研究基础,本文将协调程度划分为四级:耦合协调度处于 0 到 0.29 之间时,为失调衰退阶段;耦合协调度处于 0.30 到 0.49 之间时,为过渡阶段;耦合协调度处于 0.50 到 0.69 之间时,为基本协调阶段;耦合协调度处于 0.70 到 1.00 之间时,为高度协调阶段。

三、结果分析

(一)ERE 系统指标的权重分析

运用熵权法对经济、资源和环境 3 个子系统的各项指标进行赋权,结果见表 1。可以看出,在经济子系统中,权重占比最大的前三位分别为进口总额、出口总额和地区生产总值。表明在经济发展过程中,对外开放水平和经济总量发挥着重要的作用,对经济发展的影响较大。在资源子系统中,权重占比最大的前三位分别为人均水资源、人均粮食产量和能源消费总量。表明在资源子系统中,水资源和粮食产量的多少在资源水平中占据着重要位置,能源消费总量体现了人们日

常生活中的活动以及工业活动中对能源的消耗,降低能源消费、提高能源使用效率对提升资源子系统承载力具有较大影响。在环境子系统中,耕地灌溉面积、森林覆盖率和人口密度占据较大权重。表明扩大耕地灌溉面积和提高森林覆盖率是提高黄河流域环境子系统承载力的有效途径。

(二)ERE 子系统的承载力分析

1. 经济子系统承载力分析

表 2 为黄河流域 9 省(区)的经济子系统承载力。可以看出,黄河流域 9 省(区)经济子系统的承载力随着时间的增长呈现不断上升的趋势,并且各地区之间存在着显著的差异。其中,山东在经济子系统的承载力显著高于其他省(区),并且随着时间增长其综合评价价值不断增加。这得益于山东是黄河流域内唯一的沿海省份,经济基础较好,经济发展态势良好,经济发展水平在流域内处于领先地位。青海、宁夏的经济子系统承载力则显著低于其他省(区),增长幅度较为微弱。青海、宁夏位于黄河流域上游地区,地处内陆,经济发展水平有待提高。总体说,黄河流域下游地区的经济发展水平较高,其次是中游地区,上游地区则相对较差。

表 2 经济子系统承载力

年份	青海	四川	甘肃	宁夏	内蒙古	陕西	山西	河南	山东
2011	0.0314	0.0890	0.0495	0.0345	0.0645	0.0609	0.0497	0.0801	0.2445
2012	0.0339	0.1053	0.0564	0.0395	0.0692	0.0661	0.0603	0.1018	0.2636
2013	0.0376	0.1173	0.0598	0.0450	0.0764	0.0773	0.0680	0.1183	0.2920
2014	0.0419	0.1279	0.0647	0.0491	0.0780	0.0870	0.0733	0.1324	0.3104
2015	0.0473	0.1228	0.0735	0.0509	0.0821	0.0975	0.0741	0.1484	0.2989
2016	0.0441	0.1279	0.0722	0.0509	0.0843	0.0953	0.0746	0.1570	0.3060
2017	0.0392	0.1490	0.0634	0.0516	0.0841	0.1084	0.0687	0.1720	0.3326
2018	0.0413	0.1738	0.0646	0.0507	0.0789	0.1241	0.0781	0.1872	0.3599
2019	0.0400	0.1875	0.0614	0.0471	0.0824	0.1274	0.0791	0.1971	0.3605
2020	0.0403	0.2071	0.0600	0.0473	0.0804	0.1314	0.0805	0.2108	0.3771
2021	0.0423	0.2390	0.0648	0.0521	0.0935	0.1500	0.0967	0.2458	0.4744
平均值	0.0399	0.1497	0.0628	0.0472	0.0794	0.1023	0.0730	0.1592	0.3291

2. 资源子系统承载力分析

表 3 为黄河流域 9 省(区)的资源子系统承载力。可以看出,黄河流域 9 省(区)资源子系统的承载力随着时间增长变化的幅度不大,但各个省(区)之间存在着显著差异。其中,青海和内蒙古的资源子系统承载

力显著高于其他省(区),该地区的资源保护状况处于较高水平。青海和内蒙古虽经济基础不如中下游省份,但随着高质量发展理念的深入贯彻实施,其利用自身的自然资源优势推动绿色发展,资源保护成效显著。山西的资源子系统承载力在黄河流域内最低,这

是因为山西煤炭资源丰富,主要通过开采煤炭等产业带动经济发展,是以资源消耗为主的粗放型发展方式,因此山西需要重视产业结构优化与转型。

表 3 资源子系统承载力

年份	青海	四川	甘肃	宁夏	内蒙古	陕西	山西	河南	山东
2011	0.1609	0.0683	0.0503	0.0462	0.0814	0.0580	0.0354	0.0459	0.0487
2012	0.1892	0.0758	0.0543	0.0479	0.0891	0.0526	0.0367	0.0456	0.0482
2013	0.1442	0.0710	0.0579	0.0494	0.1144	0.0509	0.0374	0.0458	0.0357
2014	0.1707	0.0724	0.0571	0.0501	0.1007	0.0511	0.0381	0.0472	0.0475
2015	0.1338	0.0689	0.0554	0.0498	0.1040	0.0506	0.0387	0.0486	0.0473
2016	0.1376	0.0718	0.0573	0.0511	0.0993	0.0492	0.0404	0.0496	0.0481
2017	0.1663	0.0730	0.0611	0.0514	0.0943	0.0531	0.0392	0.0523	0.0482
2018	0.1948	0.0794	0.0641	0.0546	0.1025	0.0499	0.0388	0.0524	0.0485
2019	0.1803	0.0775	0.0594	0.0475	0.1052	0.0515	0.0354	0.0484	0.0448
2020	0.2079	0.0848	0.0705	0.0531	0.1058	0.0526	0.0399	0.0557	0.0483
2021	0.1789	0.0802	0.0655	0.0519	0.1279	0.0544	0.0397	0.0572	0.0494
平均值	0.1695	0.0748	0.0594	0.0503	0.1022	0.0522	0.0381	0.0499	0.0468

3. 环境子系统承载力分析

表 4 为黄河流域 9 省(区)的环境子系统承载力。可以看出,黄河流域 9 省(区)的环境子系统承载力呈现上升趋势,但上升幅度较小,这是由于生态环境系统具有复杂性,一旦遭到破坏,需要较长时间修复和调节,难以在短期内实现较大提升。其中,四川的环境子系统综合评价价值最高,该地区的生态环境状况处

于较高的水平。青海、宁夏和甘肃的环境子系统综合评价价值则相对较低。青海、宁夏和甘肃的生态环境脆弱,自然灾害频发,主要通过资源开采带动经济发展,需重视生态环境保护与产业结构优化与转型。总体说,黄河流域中下游地区的环境子系统承载力高于上游地区。

表 4 环境子系统承载力

	青海	四川	甘肃	宁夏	内蒙古	陕西	山西	河南	山东
2011	0.0794	0.1228	0.0850	0.0825	0.1096	0.1154	0.0764	0.0974	0.0914
2012	0.0815	0.1249	0.0872	0.0857	0.1111	0.1164	0.0778	0.0993	0.0937
2013	0.0796	0.1248	0.0896	0.0857	0.1104	0.1153	0.0813	0.0950	0.0913
2014	0.0795	0.1243	0.0878	0.0853	0.1124	0.1171	0.0826	0.0977	0.0908
2015	0.0784	0.1271	0.0878	0.0855	0.1142	0.1182	0.0844	0.0989	0.0923
2016	0.0805	0.1327	0.0924	0.0887	0.1220	0.1234	0.0935	0.1099	0.0990
2017	0.0820	0.1361	0.0944	0.0889	0.1238	0.1240	0.0965	0.1131	0.1049
2018	0.0847	0.1399	0.0958	0.0908	0.1275	0.1244	0.1026	0.1159	0.1099
2019	0.0856	0.1398	0.0950	0.0909	0.1211	0.1240	0.1007	0.1161	0.1109
2020	0.0870	0.1444	0.0987	0.0933	0.1286	0.1275	0.1057	0.1220	0.1144
2021	0.0864	0.1453	0.0996	0.0940	0.1247	0.1256	0.1068	0.1227	0.1164
平均值	0.0823	0.1329	0.0921	0.0883	0.1187	0.1210	0.0917	0.1080	0.1014

4. ERE 系统的承载力分析

在分析经济、资源和环境 3 个子系统各自发展水平的基础上,本文对经济-资源-环境系统承载力的发展水平进行了进一步分析(见表 5)。

据表 5 可以看出,2011—2021 年黄河流域各省(区)的经济-资源-环境系统承载力总体呈现不断上升趋势,都有不同程度的提升,但黄河流域内各省(区)之间的承载力存在着显著差异,且整体都处于较低水

表 5 经济-资源-环境系统承载力

年份	青海	四川	甘肃	宁夏	内蒙古	陕西	山西	河南	山东
2011	0.0906	0.0934	0.0616	0.0544	0.0852	0.0781	0.0538	0.0745	0.1282
2012	0.1016	0.1020	0.0660	0.0577	0.0898	0.0784	0.0583	0.0822	0.1351
2013	0.0871	0.1044	0.0691	0.0600	0.1004	0.0812	0.0623	0.0864	0.1397
2014	0.0974	0.1082	0.0699	0.0615	0.0970	0.0850	0.0647	0.0924	0.1495
2015	0.0865	0.1062	0.0722	0.0621	0.1001	0.0888	0.0657	0.0986	0.1462
2016	0.0874	0.1108	0.0740	0.0636	0.1018	0.0893	0.0695	0.1055	0.1510
2017	0.0958	0.1194	0.0730	0.0640	0.1008	0.0952	0.0681	0.1125	0.1619
2018	0.1069	0.1310	0.0748	0.0653	0.1030	0.0995	0.0732	0.1185	0.1728
2019	0.1020	0.1349	0.0719	0.0619	0.1029	0.1009	0.0717	0.1206	0.1721
2020	0.1118	0.1454	0.0764	0.0646	0.1050	0.1038	0.0754	0.1295	0.1799
2021	0.1025	0.1548	0.0766	0.0660	0.1153	0.1100	0.0810	0.1419	0.2134
平均值	0.0972	0.1191	0.0714	0.0619	0.1001	0.0918	0.0676	0.1057	0.1591

平。下游河南、山东的平均增长率为 6.68%、5.36%，中游山西、陕西的平均增长率为 4.24%、3.50%，上游内蒙古、宁夏、甘肃、四川、青海的平均增长率为 3.18%、1.99%、2.26%、5.24%、1.75%。通过比较 9 省(区)的平均增长率可以得出，ERE 系统承载力水平增长最快的是河南，其次是山东，增长最慢的为青海。表明黄河流域各省(区)ERE 系统的承载力水平总体处于不断发展、不断完善的过程中，处于上升阶段，流域内各省(区)在经济发展、资源利用和环境保护方面仍然有很大的进步空间。黄河流域各省(区)ERE 系统承载力总体呈现随时间增长不断上升的趋势，各省(区)之间存

在着较大的差异性。其中，山东的 ERE 系统承载力遥遥领先，流域内其他省(区)与之差距较大，表明山东经济发展水平较高，资源利用和环境保护情况较好，总体发展较好。宁夏和山西的 ERE 系统承载力则显著低于流域内其他省(区)，综合发展水平较低，应作为提升的重点区域。

5. ERE 系统的耦合协调关系

根据表 1 所列的各项指标及具体权重，将 2011—2021 年黄河流域 9 省(区)的数据带入耦合协调度模型中，计算经济-资源-环境系统的复合耦合协调度，结果见表 6。

表 6 耦合协调度计算结果

年份	青海	四川	甘肃	宁夏	内蒙古	陕西	山西	河南	山东
2011	0.2716	0.3012	0.2441	0.2255	0.2884	0.2723	0.2263	0.2665	0.3207
2012	0.2839	0.3161	0.2538	0.2335	0.2969	0.2719	0.2359	0.2779	0.3255
2013	0.2749	0.3183	0.2602	0.2399	0.3143	0.2772	0.2432	0.2831	0.3137
2014	0.2878	0.3237	0.2621	0.2438	0.3097	0.2836	0.2476	0.2912	0.3319
2015	0.2814	0.3200	0.2664	0.2451	0.3149	0.2890	0.2496	0.2989	0.3305
2016	0.2807	0.3268	0.2694	0.2476	0.3173	0.2886	0.2560	0.3081	0.3367
2017	0.2849	0.3376	0.2674	0.2486	0.3153	0.2990	0.2526	0.3171	0.3448
2018	0.2967	0.3528	0.2711	0.2512	0.3178	0.3028	0.2603	0.3231	0.3525
2019	0.2918	0.3559	0.2650	0.2426	0.3189	0.3055	0.2561	0.3217	0.3485
2020	0.3001	0.3693	0.2734	0.2483	0.3210	0.3096	0.2641	0.3357	0.3574
2021	0.2946	0.3751	0.2740	0.2516	0.3380	0.3175	0.2725	0.3464	0.3738
平均值	0.2862	0.3361	0.2643	0.2434	0.3139	0.2925	0.2513	0.3063	0.3396

由表 6 可以看出，黄河流域各省(区)的经济-资源-环境系统耦合协调度在 2011—2021 年间总体上都

实现了不同程度的上涨，各省(区)经济-资源-环境系统的协同发展水平有所上升，但总体仍然处于较低

水平,同时各省(区)之间也存在显著差异。其中,青海、甘肃、宁夏和山西的 ERE 系统耦合协调关系始终处于失调衰退阶段;内蒙古在 2013 年前处于失调衰退阶段,在 2013 年进入了过渡阶段;陕西在 2018 年前处于失调衰退阶段,在 2018 年进入了过渡阶段;河南在 2016 年前处于失调衰退阶段,在 2016 年进入了过渡阶段;四川和山东则始终处于过渡阶段,保持着不断上升的趋势。

黄河流域经济-资源-环境系统耦合协调度不高有诸多原因。从经济与资源的关系看,黄河流域内资源型城市较多,长期以来形成了依靠传统资源型产业的经济体系和产业结构,对资源的过度开采和利用导致生态环境的恶化。虽然近年来黄河流域致力于转型发展,但仍然存在产业层级较低的问题,传统资源型产业占比过高,高耗能高污染产业较多,制约经济的高质量发展。从经济与环境的关系看,长期以来黄河流域生态环境具有脆弱性和不稳定性的特点,面临着干旱和洪涝的双重挑战,环境的承压能力较弱。生态环境的修复和保护需要投入大量的资金,而这些资金的投入又依赖于经济的发展,二者具有相互促进的关系。从资源与环境的关系看,黄河流域各省(区)的资源利用情况和环境保护情况都处于较低水平,对资源的过度开采和利用会导致生态环境恶化。黄河流域各省(区)的能源资源以传统能源为主,开采和使用过程中会对生态环境带来较大的破坏,二者相辅相成又相互制约。

总体看,经济、资源和环境 3 个子系统的耦合协调度呈现不断上升的趋势。近年来,黄河流域各省(区)不断出台相关政策措施来深入推进经济、资源和环境 3 个子系统的统筹发展,在保护生态环境和资源节约的基础上努力实现高质量发展,有利于经济社会发展和环境保护以及资源节约的协调发展。未来黄河流域的经济、资源和环境 3 个系统的耦合协调度具有较大的上升空间。

四、结论与建议

(一)研究结论

本文建立指标体系和耦合协调度模型,对 2011—2021 年黄河流域 9 省(区)的经济-资源-环境系统的承载力以及子系统之间的耦合协调度进行测算,得到以下结论:

第一,黄河流域 9 省(区)的 ERE 系统承载力总体呈现不断上升趋势,承载力水平存在差距,整体上说下游优于中上游,呈现“东部发达,西部落后”的空间分布特征。并且随着时间的推移,下游与中上游的发展水平差距逐渐扩大。

第二,黄河流域各省(区)经济-资源-环境 3 个子系统的耦合协调度不断上升,但仍处于较低水平。黄河流域各省(区)的耦合协调度在 2011—2021 年一直处于上升状态,但是即使是耦合协调度最高的山东目前仍处于过渡阶段。黄河流域高质量发展的基础比较薄弱,整体协调发展水平仍然较低。

(二)对策建议

黄河流域是我国重要的生态屏障及经济带,黄河流域的经济发展、资源利用和环境保护的协调发展对于我国贯彻新发展理念、构建新发展格局具有重大作用。本文根据上述结论提出以下建议:

第一,促进产业结构的优化升级。黄河流域内资源型城市较多,传统资源型产业是地区的经济支柱产业,在工业中占据着主导地位,对经济的平稳增长和社会稳定具有重要意义。但是传统资源型产业容易受到资源数量和环境条件的约束,为了可持续发展,应将发展重心向经济效益更高的技术密集型产业转移,出台相关政策来对新兴产业进行扶持。黄河流域目前处于产业转型的关键时期,应将资源开发向绿色高效利用转变,不断推动产业布局优化升级,培养创新主体,加快发展新兴产业,实现产业更新和换代。与此同时,也不能放弃传统优势产业,要着力于实现传统资源型产业的转型升级,将其延伸至更多层面,推动以新兴产业为支撑、以传统优势产业为基础的新型产业结构的形成。通过产业升级与产业链条延伸,逐渐消除资源过度开发所带来的产业结构单一和环境污染等问题,从而推动经济高质量发展。

第二,经济发展要以绿色发展为前提。总体说,黄河流域的环境子系统承载力在 3 个子系统中处于最低水平,表明黄河流域的环境承压能力较差。黄河流域的生态系统具有复杂性和脆弱性,不同地区的生态环境情况存在差异。良好的生态环境是高质量发展的基础,经济发展应将绿色发展作为前提。各省(区)政府应出台相关政策,深入落实生态环境保护措施,关停并且整治一些高耗能高污染的企业,从源头上进行污



污染防治,淘汰低效率的落后产能并且促进产业向绿色化、高效化和信息化的方向发展。将环境保护放在经济、资源和环境3个子系统统筹发展的重要位置,在合理利用资源和优化环境水平的同时实现经济的高质量发展。

第三,促进能源产业的转型发展,推动新能源的开发和利用。黄河流域内的山西、内蒙古、陕西等省(区)是能源资源生产大户,煤炭资源丰富。同时,这些地区也是能源资源消费大户,过多的高耗能行业以及以煤炭为主的能源消费结构使其大气污染严重,空气质量较差,开发和利用清洁能源刻不容缓。政府应出台相关政策鼓励、扶持清洁能源的开发和利用,以减少过度使用传统能源带来的危害,改善黄河流域的生态环境与资源利用现状。

第四,实现居民日常生活的绿色化。引导居民在日常生活中实现生活方式的绿色化,培养居民的环保意识,践行绿色出行、节约用水用电、减少使用一次性用品、垃圾分类等环保措施。有关部门应开展宣传活动,让绿色生活的观念深入人心,呼吁居民从身边的小事做起,为全社会的绿色发展贡献力量,促进绿色环保理念的传播与践行,在全社会营造绿色发展的氛围。◆

参考文献:

[1] 宾津佑,唐小兵,白福臣.广东沿海经济带海洋资源-环境-经济系统承载力时空耦合研究[J].海洋通报,2022,41(1):82-91.

[2] SHEN L, SHU T, LIAO X, et al. A new method to evaluate urban resources environment carrying capacity

from the load-and-carrier perspective[J]. Resources, Conservation and Recycling, 2020, 154(3): 104616.

[3] 陈先鹏,吴次芳,方恺.资源环境承载力研究范式的分化与比较[J].中国土地科学,2020,34(12):17-24.

[4] BAO C, WANG H J, SUN S. Comprehensive simulation of resources and environment carrying capacity for urban agglomeration: A system dynamics approach[J]. Ecological Indicators, 2022, 138(5): 108874.

[5] 王亮,刘慧.基于PS-DR-DP理论模型的区域资源环境承载力综合评价[J].地理学报,2019,74(2):340-352.

[6] HUANG H, RUI W, WANG J, et al. Temporal and spatial evolution and obstacle diagnosis of resource and environment carrying capacity in the Loess Plateau[J]. PloS one, 2021, 16(8): 1-24.

[7] 余茹,成金华.2003~2017年京津冀资源环境承载力评价:基于熵权法的13个城市面板数据研究[J].技术经济与管理研究,2019(2):109-115.

[8] 王维,于洁.长江经济带社会-经济-资源-环境协调机理及其时空格局[J].首都师范大学学报(自然科学版),2019,40(5):73-83.

[9] 惠调艳,郭筱.西部地区经济-资源-环境协调发展水平测度[J].统计与决策,2019,35(11):124-128.

[10] 杨慧芳,张合林.黄河流域生态保护与经济高质量发展耦合协调关系评价[J].统计与决策,2022,38(11):114-119.

[11] 张晓昱,祁绩.区域经济、环境与社会耦合协调转型机制及空间分异研究:以河南省为例[J].统计理论与实践,2020(5):44-53.

[12] 王丽娜,张玉宗.河南省经济高质量发展与生态环境保护的联动耦合路径研究[J].统计理论与实践,2021(7):36-45.

[13] 朱沁夫,巩慧琴.海南经济、资源和环境耦合协调发展研究[J].江淮论坛,2020(2):73-78.

[14] 任娇,尹诗杰,曹源圆.典型资源型地区山西省经济-资源-环境系统承载力及协调发展研究[J].生态科学,2020,39(6):146-154.

[15] 盖美,聂晨,柯丽娜.环渤海地区经济-资源-环境系统承载力及协调发展[J].经济地理,2018,38(7):163-172.

河北省农村多维 相对贫困的测度、分解与影响因素研究

薛子涵¹ 温立洲¹ 李金荣¹ 张 哲²

(1.河北经贸大学 财政税务学院,河北 石家庄 050061;2.北京师范大学 经济与资源管理研究院,北京 100875)

摘要:基于2018年中国家庭追踪调查(CFPS)河北省的抽样数据,构建多维相对贫困测度指标体系,使用A-F双界法测算分析河北省农村的多维相对贫困情况。研究发现:河北省农村的多维相对贫困程度较高,细分到各维度指标,教育、收入、资产三个维度的贡献程度较高;相对贫困家庭在平均受教育年限方面面临的相对剥夺情况最为严重,在自评健康和现金及存款方面面临的相对剥夺情况次之;医疗负担、自然灾害是导致农户陷入多维相对贫困的重要原因,增加教育支出、改善村落到县城的交通情况可以减少农户陷入多维相对贫困的概率。

关键词:多维相对贫困;乡村振兴;河北省;A-F双界法

中图分类号:F061.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0030-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.10.004

一、引言

贫困问题一直是困扰人类社会的难题。2020年,我国实现了九千多万农村贫困人口全部脱贫,12.8万个贫困村全部退出贫困序列,832个贫困县全部摘帽,绝对贫困现象在我国基本消失,标志着我国的脱贫攻坚战取得了全面胜利,为世界减贫事业贡献了中国经验和中国方略。

然而,随着贫困理论研究的深入和减贫事业的发展,贫困的内涵已不再局限于以基本生存需要为主的绝对贫困,判断标准不再局限于收入和消费的角度,而是拓展为以解决贫困人口发展能力为主的相对贫困^[1],识别标准也向多维贫困发展。在我国实现全面脱贫的时代背景下,巩固和扩大脱贫攻坚成果、建立解决相对贫困的长效机制成了新阶段我国反贫困的主要议题。与绝对贫困相比,相对贫困的个体能够解决自身的基本生存需求,但是生活水平在社会公认的基本生活水平之下^[2],具有致贫因素复杂、发生维度广等特点^[3],

因此相对贫困的识别要扩展到健康、教育、社会保障等更多维度进行深入分析。

河北省与京津接壤,产业发展相对落后,部分区域生态环境脆弱,在全面脱贫以前是贫困发生率较高的省份,也是贫困治理的重点省份。根据河北省扶贫开发办公室公开的数据,到2020年底,河北省累计脱贫228.1万人,彻底消除了绝对贫困现象。但是这些脱贫人口之前贫困的原因大部分是疾病、残疾、缺乏劳动能力等,要保障这些人口不会返贫还需要依赖社会保障政策进行兜底。因此,就河北省农村的多维相对贫困情况进行深入研究对于防止规模性返贫、巩固脱贫攻坚成果、促进乡村振兴具有重要意义。

二、数据来源、研究方法 with 指标体系

(一)数据来源

本研究选取的数据来自2018年中国家庭追踪调查(CFPS)中家庭经济库、成人库和少儿库的数据,由于本文仅研究河北省农村家庭的多维贫困问题,所以

基金项目:国家级大学生创新创业训练计划项目“多维视角下河北省农村相对贫困识别、影响机理与对策研究”(202211832008)。

作者简介:薛子涵(2002—),女,黑龙江七台河人,研究方向为人口贫困与税收制度;温立洲(1971—),女,河北怀来人,博士,教授,研究方向为政府预算管理与实践;李金荣(1973—),女,河北易县人,博士,教授,研究方向为税收制度与管理;张哲(2000—),通信作者,男,河北河间人,在读硕士,研究方向为人口贫困与乡村振兴。

对样本数据的省份和城乡特征进行了筛选。在进行不同样本库的匹配、拼接及去除有关指标变量缺失的样本家庭后,一共得到 439 户河北省农村家庭的样本数据,共计 1386 人。

(二) 多维相对贫困识别方法: A-F 双界法

多维相对贫困不仅能够宏观层面反映相对贫困的广度和深度,也能在微观层面反映个体能力的被剥夺情况。目前,学界普遍借助 A-F 双界法来识别多维相对贫困。A-F 双界法除了能够识别样本的多维相对贫困状况,还可以对样本整体的多维相对贫困发生率(H)、相对贫困深度(A)、多维相对贫困指数(MRPI)等进行结构分解从而得出各个维度指标对相对贫困的贡献率。具体而言,A-F 双界法的计算步骤如下:

第一步,确定反映多维相对贫困的维度指标。假设有 d 个指标,一共选取了 n 个样本,则可以得到样本数据的矩阵 $X_{n \times d}$ 。用 x_{ij} 表示第 i 个样本在第 j 维度上的取值, $i=1,2,\dots,n$; $j=1,2,\dots,d$ 。

第二步,根据矩阵 $X_{n \times d}$ 来确定相对贫困剥夺矩阵 $g_{n \times d}^0$ 。在确定剥夺矩阵时,要确定每个维度的福利剥夺临界值 z_j 。当 x_{ij} 小于临界值 z_j 时,该样本在此维度上处于相对贫困状态,将其在此维度上的相对贫困状态 g_{ij}^0 赋值为 1,反之赋值为 0。

第三步,根据剥夺矩阵 $g_{n \times d}^0$ 对样本的多维相对贫困状态进行识别。指定第 j 个指标的权重为 w_j ($0 < w_j < 1$),第 i 个样本所有指标的加权分数即为其加权剥夺总分,用 c_i 表示,且 $0 \leq c_i \leq 1$;接着给出 k 临界值,用于确定样本的多维贫困状态,若 $c_i > k$,则样本 i 处于 k 维相对贫困状态,即被视为多维相对贫困;反之则未处于 k 维相对贫困状态,即不属于多维相对贫困。

第四步,计算多维相对贫困指数 MRPI。多维相对贫困指数 MRPI 可以被拆分为广度与深度两部分,相对贫困广度用多维贫困发生率 H 来表示,相对贫困深度用多维相对贫困人口平均被剥夺份额 A 表示,二者相乘即为多维相对贫困指数 MRPI。具体公式如下:

$$MRPI = H \times A = \frac{q}{n} \times \frac{\sum_{i=1}^n c_i(k)}{q} = \frac{\sum_{i=1}^n c_i(k)}{n} \quad (1)$$

$$H = \frac{q}{n} \quad (2)$$

$$A = \frac{\sum_{i=1}^n c_i(k)}{q} \quad (3)$$

其中, q 为处于多维相对贫困状态的样本数量, n 为样本总数, $c_i(k)$ 表示当取 k 维度作为多维相对贫困的判定维数时,第 i 个样本的剥夺加权分值。

第五步,将多维相对贫困指数 MRPI 进行分解,得出各个维度对多维相对贫困的贡献程度。具体而言,第 j 个指标的贡献程度 M_{0j} 的计算公式如下:

$$M_{0j} = \frac{w_j CH_j}{n \times MRPI} \times 100 \quad (4)$$

其中, w_j 表示第 j 个指标的权重, CH_j 表示第 j 个指标下被剥夺的样本数。

(三) 指标选取与权重设置

本文结合关于中国多维相对贫困问题的研究^[1,4-6],设置了收入、教育、生活质量、资产、健康、住房 6 个维度共计 9 个指标,并结合现实情况设计了临界值,从多个角度全面反映河北省农村家庭的多维相对贫困情况。权重设置上,本文采用联合国开发计划署(UNDP)《2010 年人类发展报告》中的权重设置方法,既可以降低主观因素对权重的影响,又可以保证不同维度对家庭长期生存和发展的重要性^[7]。

表 1 指标选取及权重

维度	指标	临界值	权重
收入	家庭人均纯收入	若低于样本家庭中位数的 40%(4000 元),赋值为 1,否则为 0。	1/6
教育	家庭 16 岁以上成员 平均受教育年限	若平均受教育年限不足 9 年,赋值为 1,否则为 0。	1/6
生活质量	做饭清洁用水	若做饭用水为井水、雨水和窖水的,赋值为 1,否则为 0。	1/12
	做饭清洁燃料	若做饭燃料为柴草、煤炭的,赋值为 1,否则为 0。	1/12
资产	现金及存款	若家庭现金及存款低于 2018 年度农村低保标准(4833 元),赋值为 1,否则为 0。	1/12
	耐用消费品	若家庭耐用消费品总值低于 1000 元,赋值为 1,否则为 0。	1/12
健康	自评健康	若家庭成员中有健康自评为“不健康”的,赋值为 1,否则为 0。	1/12
	医疗保险	若家庭中任一成员没有任何类型的医疗保险,赋值为 1,否则为 0。	1/12
住房	房屋产权	若家庭未拥有其所住房屋产权,赋值为 1,否则为 0。	1/6

三、多维相对贫困测算与指标分解

(一) 河北省农村家庭单维相对贫困的情况

表2显示了河北省农村家庭各个维度上的相对贫困发生率。从单维贫困的测算结果看,单维贫困发生率最低的是房屋产权,发生率为11.85%;发生率最高的是家庭16岁以上成员平均受教育年限,发生率达71.53%,说明在所有维度中,河北省农村家庭受到的教育剥夺最严重,家庭16岁以上成员平均受教育年限高于义务教育的样本家庭不足三成。尽管近年来农村家庭的教育问题得到巨大改善,但是农村家庭16岁以上成员的教育问题依然不能忽视。识别传统贫困最重要的收入指标,家庭人均纯收入的发生率仅为17.31%,表明仍有17.31%的家庭处于收入的相对贫困当中。从生活质量维度看,分别有27.79%的河北省农村家庭做饭时不能使用清洁用水和清洁燃料,表明河北省农村清洁用水和清洁燃料供给和保障问题需要重视。从资产维度看,有49.43%的农村家庭的现金及存款总额低于4833元;有23.23%的农村家庭耐用消费品总值不足1000元。在健康维度中,有16.86%的家庭成员未持有任一类型医保。总体上看,未来河北省农村的相对贫困治理应当重点关注农村的人力资本问题,合理投入资源改善河北省农村家庭的资产状况,也应当重视农村人口的健康问题,充分提升农村的医疗水平和社会保障水平。

表2 2018年河北省农村家庭单维贫困情况

指标	该维度贫困发生率(%)
家庭人均纯收入	17.31
家庭16岁以上成员平均受教育年限	71.53
做饭清洁用水	27.79
做饭清洁燃料	27.79
现金及存款	49.43
耐用消费品	23.23
自评健康	40.32
医疗保险	16.86
房屋产权	11.85

(二) 河北省农村家庭多维相对贫困的整体情况

采用A-F双界法测度2018年439户农村家庭的多维相对贫困情况,结果见表3。当仅考虑一个维度时,多维贫困发生率86.33%,平均剥夺份额为36.65%,多维相对贫困指数MRPI为0.316;当K取值为2时,多维相对贫困发生率为69.25%,平均剥夺份额为41.58%,多维相对贫困指数MRPI为0.288;当K取值为3时,

多维相对贫困发生率为51.71%,平均剥夺份额为47.21%,多维相对贫困指数MRPI为0.244。可以看出,随着考虑维度的增加,多维相对贫困发生率H和多维相对贫困指数MRPI随之下降,而平均剥夺份额A则随之上升。当K取值为7时,多维贫困发生率H不足1%,多维相对贫困指数MRPI可以忽略不计;当K取值为9时,多维相对贫困发生率为0。测算结果与已有研究相吻合,说明本研究的测算较为科学。

表3也反映出河北省农村家庭的多维相对贫困情况比较严重。当维度临界值 $K \leq 3$ 时,河北省农村家庭的多维相对贫困发生率在50%以上,平均被剥夺份额也较高,且在K取值为4以上时平均被剥夺份额在50%以上,总体而言处于较高水平。

表3 2018年河北省农村家庭多维相对贫困的整体情况

K	相对贫困 发生率 H(%)	平均被剥夺 份额 A(%)	多维相对贫困 指数 MRPI
1	86.33	36.65	0.316
2	69.25	41.58	0.288
3	51.71	47.21	0.244
4	24.37	58.33	0.142
5	14.81	63.72	0.094
6	6.83	70.00	0.048
7	0.05	87.50	0.004
8	0.02	91.67	0.002
9	0	-	-

(三) 河北省农村多维相对贫困指标的指标分解

对多维相对贫困指数分解就要测算每个指标对多维相对贫困的贡献率,通过比较指标间贡献率的大小可以更详细分析多维相对贫困的原因。

表4显示了K取不同数值下9个指标对多维相对贫困的贡献率。当K=1时,导致多维相对贫困的最大原因是家庭16岁以上成员平均受教育年限,其次是现金及存款、自评健康和家庭人均纯收入三个因素。当K=2、K=3时,各指标贡献率的大小排序没有变化,评价家庭16岁以上成员平均受教育年限依然是对多维相对贫困贡献最大的指标,但是比重有所下降。当K=4时,家庭人均纯收入的贡献比重上升幅度较大,而评价家庭16岁以上成员平均受教育年限的贡献比重下降幅度较大,其余指标变化幅度较小。当K取值为5及以上时,根据前面测算结果,多维相对贫困发生率较低,可以认为这种情形下为“极端的多维相对贫困”。K=5时,除家庭16岁以上成员平均受教育年限以外,

家庭人均纯收入是导致多维相对贫困的重要因素,贡献率上升至 19.32%。在 $K=6$ 的情况下,家庭人均纯收入贡献率已和家庭 16 岁以上成员平均受教育年限贡献率相当,二者合计占比超过 40%。在 $K=7$ 、 $K=8$ 的情形下,各个指标的贡献率分布较为均匀,但是家庭人均纯收入、家庭 16 岁以上成员平均受教育年限和住房产权三个指标贡献率较高,但是这两种情况下的多维相对贫困家庭数量极少,不具备代表性。

整体看,伴随着维度剥夺临界值 K 的增加,家庭 16 岁以上成员平均受教育年限、自评健康和住房产权

的贡献比重逐渐下降,而家庭人均纯收入、耐用消费品、做饭清洁水源与做饭清洁燃料的贡献率整体逐渐上升,而现金及存款、医疗保险的贡献率呈现先上升后下降的特征。从各指标贡献率的绝对值看,教育和收入是导致多维相对贫困最主要的两个维度,其次是资产。说明治理相对贫困依然需要从增加农民收入、促进农村人力资本积累和改善农村家庭资产情况入手。此外自评健康的贡献率维持在 10% 左右,说明治理相对贫困也需要着手提升农村基层医疗水平,改善农民健康情况。

表 4 多维贫困指数分解

(单位:%)

K	家庭人均 纯收入	家庭 16 岁以上成 员平均受教育年限	做饭清 洁水源	做饭清 洁燃料	现金 及存款	耐用 消费品	自评健康	医疗保险	住房产权
1	9.12	37.67	6.96	7.08	12.42	6.06	10.26	4.20	6.24
2	10.02	35.86	6.99	7.65	12.59	6.13	10.68	4.02	6.06
3	11.35	32.81	7.31	8.16	13.30	6.84	10.19	3.65	6.38
4	16.02	27.50	7.74	7.74	12.82	8.41	9.21	4.14	6.41
5	19.32	26.16	7.24	8.25	12.47	9.05	8.65	3.62	5.23
6	20.63	23.81	7.94	9.13	11.90	10.71	7.54	2.78	5.56
7	19.05	19.05	4.76	9.52	9.52	4.76	4.76	4.76	19.05
8	18.18	18.18	0.00	9.09	9.09	9.09	9.09	9.09	18.18

四、多维相对贫困影响因素的实证分析

(一) 变量选取

为分析河北省农村家庭多维相对贫困的影响因素,挖掘多维相对贫困的致贫机理,本文选取农户的多维相对贫困状态、农户的户主特征、家庭特征与农户所处的村落特征进行实证分析。

1. 农户多维相对贫困状态。参照现有文献流行做法,将 $K=3$ (即权重临界值为 1/3) 设置为判定农户是否处于多维相对贫困状态的临界值^[8-9],若农户在该临界值上,则为多维相对贫困赋值为 1,否则为 0,因此该变量为二值变量。

2. 农户特征变量。在农户特征变量方面,分别选取了户主特征和家庭特征,其中户主特征包括户主年龄、户主性别、户主婚姻状态和户主健康情况,家庭特征包括家庭人口数量、社会网络、是否从事个体私营、是否从事农林牧副渔、是否享有政府补助、是否拥有集体土地、家庭医疗支出负担和家庭教育支出负担。在户主特征变量中,户主年龄、户主性别、户主婚姻状态会影响家庭日常的经济行为与决策,户主的健康情况同样会影响家庭的经济状况和发展能力^[10]。在家庭特征变量中,社会网络采用人情礼支出的对数值作为代

理变量,因为礼金数额的大小通常能反映一个家庭社会网络的规模大小^[11-12]。家庭人口数量既反映了一个家庭的劳动力数量,又体现了一个家庭的负担,是影响一个家庭经济情况和发展能力的重要因素;社会网络的大小反映了该家庭能够获取的社会资本支持程度;此外是否享有政府补助、是否分得集体土地会增加家庭经济收入,缓解相对贫困状态;同样是否从事个体私营或农林牧副渔、家庭医疗支出负担和家庭教育支出负担也有可能影响到多维相对贫困。

3. 村居特征变量。农户生活村庄的自然、经济条件也有可能影响农户的多维贫困状态。本文选取的村庄特征变量包括村庄与集镇距离、村庄与县城距离、是否处于自然灾害区。这些变量中,与集镇距离和与县城距离可能会影响农户的就业机会和经济机会,处于自然灾害区可能会使农户所受到的各种剥夺加深,从而影响多维相对贫困状态。

(二) 模型设定

由于本研究的被解释变量为农户的多维相对贫困状态,是一个二值变量,因此本文根据研究需要将模型设定为二元 Logistic 模型。同时为了加强实证分析结果的稳健性,也将使用二元 Probit 模型进行估计,

以更科学地估计多维相对贫困的影响因素。

$$MRPK_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, $MRPK_i$ 为第 i 个农户的多维相对贫困状态, 处于多维相对贫困状态为 1, 否则为 0; β_0 是截距项; X 代表农户的户主特征变量、家庭特征变量和村居特征变量; ε_i 为随机扰动项。

(三) 实证分析结果

表 5 显示了模型的 Logit 和 Probit 估计结果和边

际效应。两个模型的 p 值均为 0.000, 说明模型通过了统计检验, 整体有效。两个模型估计结果仅在回归系数和边际效应上有细微差异, 并且伪 R^2 值接近, 说明两个模型回归结果相差不大, Logit 模型的估计结果较为稳健。

1. 户主特征变量。户主年龄对农户的多维相对贫困有负面影响, 其回归系数和边际效应均为正值, 说明户主年龄越大, 农户越有可能陷入多维相对贫困; 户主的婚姻状态和健康水平对农户的多维相对贫困有正面

表 5 多维相对贫困影响因素的回归结果

变量	Logit 模型		Probit 模型	
	回归系数	边际效应	回归系数	边际效应
户主年龄	0.036*** (0.010)	0.007*** (0.002)	0.022*** (0.006)	0.007*** (0.002)
户主性别	-0.360 (0.254)	-0.067 (0.047)	-0.213 (0.150)	-0.066 (0.046)
户主婚姻状态	-0.815** (0.398)	-0.152** (0.073)	-0.501** (0.233)	-0.155** (0.071)
户主健康水平	-0.237** (0.099)	-0.044** (0.018)	-0.142** (0.058)	-0.044** (0.018)
家庭人口数量	0.070 (0.073)	0.013 (0.014)	0.047 (0.044)	0.014 (0.014)
社会网络	-0.052 (0.047)	-0.010 (0.009)	-0.032 (0.028)	-0.010 (0.009)
是否从事个体私营	-0.092 (0.476)	-0.017 (0.089)	-0.048 (0.275)	-0.015 (0.085)
是否从事农林牧副渔	-0.095 (0.287)	-0.018 (0.053)	-0.072 (0.173)	-0.022 (0.054)
是否享有政府补助	0.200 (0.252)	0.037 (0.047)	0.131 (0.149)	0.041 (0.046)
是否拥有集体土地	-0.488 (0.418)	-0.091 (0.078)	-0.302 (0.250)	-0.094 (0.077)
医疗支出负担	2.745*** (0.762)	0.511*** (0.137)	1.664*** (0.440)	0.517*** (0.132)
教育支出负担	-2.014*** (0.734)	-0.375*** (0.132)	-1.214*** (0.444)	-0.377*** (0.134)
距离集镇距离	-0.020 (0.020)	-0.004 (0.004)	-0.012 (0.012)	-0.004 (0.004)
距离县城距离	0.035*** (0.011)	0.006*** (0.002)	0.020*** (0.006)	0.006*** (0.002)
是否处于自然灾害区	0.734** (0.296)	0.137** (0.053)	0.436** (0.174)	0.135** (0.053)
截距项	-0.682 (0.840)	-	-0.402 (0.506)	-
观测者	398	398	398	398
Pseudo R^2	0.202		0.203	
Wald $\chi^2(15)$	85.21		100.23	
P-value	0.000		0.000	

注: **、*、* 分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著; 括号内为稳健标准误。

影响,其回归系数和边际效应为负值。此外,户主性别的回归系数不显著,说明户主性别对家庭的多维相对贫困状态没有显著影响。

2. 家庭特征变量。在家庭特征变量中,家庭人口数量、社会网络、是否从事个体私营、是否从事农林牧副渔、是否享有政府补助、是否拥有集体土地的回归系数均不显著,说明这些因素都没有显著影响家庭的多维相对贫困状态。家庭医疗支出负担对农户的多维相对贫困造成了显著的消极影响,其系数和边际效应为正值,并且边际效应较大,说明医疗负担极大地提升了家庭陷入多维相对贫困的概率,表明农户陷入多维相对贫困在很大程度上是“因病”。家庭教育支出负担对农户的多维相对贫困状态产生了正面影响,其回归系数和边际效应均为负值,并且边际效应也比较大,体现出农户增加对教育的投入将一定程度减少其陷入多维相对贫困的概率,从侧面体现出人力资本积累的重要性。

3. 村庄特征变量。是否处于自然灾害区的回归系数和边际效应均显著为正,说明位于自然灾害发生概率高的村落会极大增加农户陷入多维相对贫困的概率,体现出“因灾致贫”是多维相对贫困治理需要重点关注的因素。此外,与县城距离的回归系数和边际效应显著为正,说明村庄距离县城越远,农户陷入多维相对贫困的概率就越大。距离集镇距离的回归系数不显著,说明其对村里农户多维相对贫困的影响不大。

五、研究结论与对策建议

本文利用 A-F 双界法测度了河北省农村家庭多维相对贫困的广度、深度和强度,分解了各指标对多维相对贫困的贡献程度,并使用二值选择模型挖掘了多维相对贫困的致贫因素。研究发现:第一,河北省农村地区的多维相对贫困程度处于相对较高的水平,教育和收入在所有维度中对多维相对贫困指数的贡献程度较大。第二,河北农村家庭的家庭 16 岁以上成员平均受教育年限、自评健康和现金及存款三个指标面临的相对剥夺情况最为严重。第三,家庭医疗支出负担大、居住村庄位于自然灾害区、居住村庄距离县城远显著提升了河北省农户陷入多维相对贫困的概率,因病、因灾是家庭陷入多维相对贫困的重要因素。

基于以上研究结论,本文提出以下对策建议:第一,河北省应重视农村地区多维相对贫困的治理,破解农民在生产、生活以及发展中面临的难题,减缓农户在教育、家庭资产、生活质量等方面面临的相对剥夺状况,将贫困治理思路转向培养农户的内生发展动力,而

不是单纯给予补贴与扶持。第二,重视农村地区的教育问题,在农村普及和推广成人教育、继续教育、职业教育和技能教育,促进河北省农村成年人的社会资本积累。改善农村教育基础设施,提高农村儿童入学率,增加农村儿童接受优质教育的机会。第三,关注河北省农户的抗风险能力和抗逆力,避免其“因灾致贫”“因病致贫”,扩大医保报销范围并提高医保额度,缓解农户的医疗负担。第四,加强河北省农村交通基础设施建设,完善公共交通网络和商品流通物流体系,缩短农村到县城的往返时间和经济距离,增加农村的经济机会。◆

参考文献:

- [1]汪三贵,孙俊娜.全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准:基于 2018 年中国住户调查数据的分析[J].中国农村经济,2021(3):2-23.
- [2]童星,林闽钢.我国农村贫困标准线研究[J].中国社会科学,1994(3):86-98.
- [3]高强,孔祥智.论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2020,41(3):2+120-128.
- [4]沈扬扬,SABINA A,詹鹏.中国多维贫困的测度与分解[J].南开经济研究,2018(5):3-18.
- [5]王小林,SABINA A.中国多维贫困测量:估计和政策含义[J].中国农村经济,2009(12):4-10+23.
- [6]李春根,陈文美.共同富裕目标下农村相对贫困家庭多维贫困测度及分解[J].当代财经,2022(5):3-12.
- [7]张栋浩,尹志超,隋钰冰.金融普惠可以提高减贫质量吗?:基于多维贫困的分析[J].南方经济,2020(10):56-75.
- [8]刘魏,王小华.地权稳定与农户多维相对贫困:缓解途径与作用机制[J].山西财经大学学报,2020,42(12):15-29.
- [9]沈扬扬,詹鹏,李实.扶贫政策演进下的中国农村多维贫困[J].经济学动态,2018(7):53-66.
- [10]王智波,李长洪.好男人都结婚了吗?:探究我国男性工资婚姻溢价的形成机制[J].经济学(季刊),2016,15(3):917-940.
- [11]杨汝岱,陈斌开,朱诗娥.基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J].经济研究,2011,46(11):116-129.
- [12]马光荣,杨恩艳.社会网络、非正规金融与创业[J].经济研究,2011,46(3):83-94.

数字化转型背景下 河南高质量发展路径研究

杨玉雪

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:在全面把握高质量发展内涵的基础上,首先构建地区高质量发展水平测度指标体系,基于2012—2021年河南省数据,利用熵值法计算得出2012—2021年河南省高质量发展指数和数字化发展指数;其次利用SPSS软件对所得指数进行线性回归分析,得出河南数字化发展指数每提升1个单位,河南高质量发展指数将提升0.433个单位的结论;随后分别测度河南数字化发展水平对高质量发展五个维度的影响程度;最后立足河南数字化转型发展实际,针对性地提出坚持政策引领、做好顶层规划,夯实数字基础设施、激发发展动能,优化产业布局、全面推动转型,注重人才培养、提供人才保障等对策建议,以切实推动河南在数字化转型驱动下实现高质量发展。

关键词:数字化转型;高质量发展;熵值法;回归分析

中图分类号:F49;F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0036-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.10.005

一、引言

地区的高质量发展离不开经济的高质量发展,经济的高质量发展依托产业的高质量发展。产业的高质量发展不仅体现为产值平稳上升,还要实现生产效率持续提高,即保持合理增速的前提下更加重视发展质量,使产业布局更加优化、产业结构更加合理,顺利实现产业升级,并显著提高产业效益。当前,蓬勃发展的数字技术处于创新变革活跃期,创新成果赋能作用日益显现。数字经济能够推动以工业为主导的传统产业转型升级,提高地区产业结构高级化水平和合理化水平,是加快地区高质量发展的关键因素之一。数字技术与实体经济融合发展,能够碰撞形成叠加效应、聚合效应、倍增效应,激发经济发展的新动能和新活力,在全面建设社会主义现代化国家新征程中,必须牢牢抓住发展数字经济这一重大机遇。2021年河南省第十一次党代会提出全面实施“十大战略”,实施数字化转型战略是其重要组成部分,并提出要全方位打造数字强省。

河南自然资源丰富、劳动力密集,传统产业在得天独厚的条件下不断发展升级成为支柱产业。但随着社会生产方式不断升级,行业重组步伐不断加快,河南当前绝大多数传统产业发展短板逐渐显现,发展后劲不足,传统产业面临的发展桎梏在短期内不会发生根本性改变,这无疑制约了河南的高质量发展,对传统产业进行数字化转型迫在眉睫。根据国家互联网信息办公室发布的《数字中国发展报告(2021年)》,河南在数字基础设施建设方面和京沪浙苏津粤渝等地共同位居全国第一梯队,发展数字经济的基础支撑体系较为夯实。中国信息通信研究院发布的《河南省数字经济发展报告(2022)》显示,2021年河南数字经济规模突破1.7万亿元,连续六年稳居全国前十。可见河南实现高质量发展的数字化转型基础相对较好,潜力巨大。

二、文献综述

近年来学者开始研究数字经济与产业结构优化升级的关系,包括但不限于地区数字经济发展、产业的数字化转型,以及数字经济促进地区经济社会发展等方

基金项目:河南省社会科学院2023年度基本科研费项目“数字化转型推动河南高质量发展路径研究”(23E48)。

作者简介:杨玉雪(1992—),女,河南新乡人,硕士,研究实习员,研究方向为产业经济、区域经济。

面,如 Heo 和 Lee(2019)^[1]认为数字经济通过数字的产业化发展促进地区产业结构升级。林浩和陈春晓等(2020)^[2]认为数字化信息技术能够有效促进数字经济和实体经济融合发展,为产业结构优化升级提供新动能。陶冶(2021)^[3]指出,实施数字化转型,能够有效推动新技术、新业态和实体经济深度融合,实现地区经济发展质量和效率变革。钟涛和魏遥等(2022)^[4]构建线性计量模型,分析得出数字经济能够有效促进长江经济带产业结构向高度化、合理化升级。李英杰和韩平(2021)^[5]、任群罗和汪海燕(2022)^[6]、钟晓君和胡凯玲等(2023)^[7]均研究得出数字经济对产业结构升级能够产生积极影响。

在数字经济推动实现高质量发展方面,有学者认为数字经济是新时代地区高质量发展的新引擎,转变了传统经济发展模式,有利于现代产业体系的构建,能提升区域经济韧性,显著推动工业、制造业、农业等发展,提高了社会经济的产出效能,有助于推动地区高质量发展。丁亮(2023)^[8]运用面板回归模型和联立方程模型,实证得出数字经济通过推动产业集聚促进区域经济韧性提升。严金强和武艺扬(2023)^[9]认为数字经济通过融合实体经济助推现代化产业体系建设,同时数字经济的普惠性让更多人共享发展成果。

通过对文献进行梳理我们发现当前学术界在数字经济领域开展的研究已经非常丰富,为本文的研究提供了一定的理论依据,但针对特定地域开展的研究相对匮乏,尤其是在立足河南省情开展的针对性分析研究方面数量明显较少。本文在已有文献的基础上,基于河南省发展实际,定量研究河南数字化转型对高质量发展及其不同维度的影响,以期为新时期河南“两个确保”的实现提供理论支撑。

三、研究设计

(一)研究方法

熵值法属于一种客观赋值法,其利用数据携带的信息量大小进行权重的计算,最终得到较为客观的指标权重。其中,熵越小,数据携带的信息量越大,权重越大;熵越大,信息量越小,权重越小。

1. 无量纲化处理

为避免指标之间因量纲不同而不可比,进行计算之前需要对指标进行无量纲化处理,以消除量纲影响。

若为正项指标,则:

$$X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_j\}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} + 0.0001$$

若为负项指标,则:

$$X_{ij} = \frac{\max\{x_j\} - x_{ij}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} + 0.0001$$

其中, X_{ij} 表示第*i*年第*j*项指标经过无量纲化后的标准化值, x_{ij} 为第*i*年第*j*项指标的原始数据, $\min\{x_j\}$ 表示第*j*项指标的最小值, $\max\{x_j\}$ 表示第*j*项指标的最大值。因无量纲化处理后各项指标数值的区间范围为[0,1],此时为了消除数据后续无法计算的影响,将整体数据进行非负平移,即全体无量纲化处理后的数据均加上0.0001。

2. 权重计算

计算第*i*个地区在第*j*项指标所占的比重 P_{ij} :

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}}$$

计算第*j*项指标的熵值 e_j :

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

计算第*j*项指标的差异系数 g_j :

$$g_j = 1 - e_j$$

计算第*j*项指标的权重 w_j :

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

(二)指标体系构建

创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念是对我国经济高质量发展的高度概括。其中,创新发展反映了推动地区高质量发展的引领性动力和战略性支撑,协调发展反映了城乡以及区域之间的平衡性,绿色发展反映了以效率、和谐、持续为目标的经济增长和社会发展方式,开放发展反映了地区内外联动程度,共享发展反映了以人为核心的社会公平发展问题,是共同富裕的体现。根据高质量发展的内涵,本文依据科学性、典型性、可比性等原则,从高质量发展五大维度出发,选取19个具体指标,构建了地区高质量发展综合评价指标体系(见表1)。

本文数据主要来源于《河南统计年鉴》以及河南省国民经济和社会发展统计公报,个别缺失数据采用插值法补齐。

表 1 地区高质量发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标属性
地区高质量发展	创新发展	每万人发明专利授权量(X_1)	项	+
		研究经费投入强度(X_2)	%	+
		技术交易活跃度(X_3)	%	+
		新产品销售收入占工业产值比重(X_4)	%	+
	协调发展	常住人口城镇化率(X_5)	%	+
		第三产业增加值占 GDP 比重(X_6)	%	+
		城乡居民人均可支配收入比(X_7)	-	-
		城乡居民人均消费支出比(X_8)	-	-
	绿色发展	工业固体废弃物综合利用率(X_9)	%	+
		单位 GDP 能耗(X_{10})	吨标准煤/万元	-
		地表水达到或好于Ⅲ类水体比例(X_{11})	%	+
		城市人均公园绿地面积(X_{12})	平方米	+
	开放发展	人均进出口总值(X_{13})	元	+
		外贸依存度(X_{14})	%	+
		外资开放度(X_{15})	%	+
	共享发展	人均 GDP(X_{16})	元	+
		人均一般公共预算支出(X_{17})	元	+
		每百个初中生的专任教师数(X_{18})	人	+
		每万人拥有卫生技术人员数(X_{19})	人	+

(三)被解释变量

根据构建的地区高质量发展指标体系,采用熵值法测算各指标权重,并根据所得权重与无量纲化处理后的数据相乘进行加权求和,最终计算得出 2012—2021 年河南高质量发展指数,将其作为实证研究的被解释变量 Hq 。

(四)解释变量

为了全面了解河南数字经济发展情况,掌握当前河南发展的数字化程度,参考黄敏(2022)^[10]、石涛(2023)^[11]的研究,分别选取反映信息基础设施的互联网宽带接入端口、互联网普及率两个指标,反映市场

信息化发展情况的信息技术服务收入、有电子商务交易活动的企业数比重两个指标,以及北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数共五个指标,同样利用熵值法进行赋权并加权求和,测算得出 2012—2021 年河南数字化发展指数,将其作为实证研究的解释变量 $Digi$ 。

四、实证分析

(一)整体回归分析

利用 SPSS 软件构建回归模型来考察河南数字化发展程度对河南高质量发展的影响,线性回归结果见表 2。

表 2 数字化发展对高质量发展的回归结果

	非标准化系数		标准化系数	t	p	共线性诊断	
	B	标准误	Beta			VIF	容忍度
常数	-0.017	0.077	-	-0.220	0.832	-	-
Digi	0.443	0.067	0.919	6.581	0.000**	1.000	1.000
R²				0.844			
调整 R²				0.825			
F				F(1,8)=43.304,p=0.000			
D-W 值				0.463			

注:**表示在 5%的置信水平下显著。

将河南数字化发展指数(Digi)作为自变量,将河南高质量发展指数(Hq)作为因变量进行线性回归分析,从表2可以看出,回归模型公式为: $Hq = -0.017 + 0.443 \times Digi$ 。

模型 $R^2=0.844$,意味着河南数字化发展指数可以解释河南高质量发展指数 84.4%的变化原因,所选变量拟合程度较好。对模型进行 F 检验时发现模型通过 F 检验($F=43.304, p=0.000<0.05$),说明模型构建有意义,河南数字化发展指数对河南高质量发展指数具有一定的影响关系。河南数字化发展指数的回归系数为

0.443($t=6.581, p=0.000<0.01$),说明回归方程有意义,河南数字化发展指数对河南高质量发展指数产生显著的正向影响,河南数字化发展指数每提升 1 个单位,河南高质量发展指数将提升 0.433 个单位。

(二)分维度回归分析

将河南数字化发展指数(Digi)作为自变量,分别将河南高质量发展创新、协调、绿色、开放、共享五个维度的分指数作为因变量,分别记为 Inno、Coor、Green、Open、Share,进行线性回归分析,回归结果见表3。

表3 数字化发展对高质量发展不同维度的回归结果

	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
变量	Inno	Coor	Green	Open	Share
Digi	0.143	0.093	0.104	0.018	0.084
R^2	0.720	0.938	0.781	0.234	0.950
t 值	4.533	11.038	5.341	1.561	12.329
(p 值)	(0.002**)	(0.000**)	(0.001**)	(0.157)	(0.000**)
F 值	20.550	121.847	28.523	2.437	152.009
D-W 值	0.509	0.553	0.520	1.003	0.787

注:**表示在 5%的置信水平下显著。

从回归结果可以得到,河南数字化发展对河南高质量发展的创新发展维度、协调发展维度、绿色发展维度以及共享发展维度均在 5%的置信水平下显著,数字化发展程度对河南高质量发展的开放发展维度不显著。

从创新发展维度看,对模型进行 F 检验时发现模型通过 F 检验($F=20.550, p=0.002<0.05$),模型构建有意义,变量之间拟合程度较高,河南数字化发展可以解释高质量创新发展 72.0%的变化原因,并对其产生显著的正向影响,河南数字化发展水平每提高 1 个单位,高质量的创新发展维度将提高 0.143 个单位。

从协调发展维度看,对模型进行 F 检验时发现模型通过 F 检验($F=121.847, p=0.000<0.05$),模型构建有意义,变量之间拟合程度很好,河南数字化发展可以解释高质量协调发展 93.8%的变化原因,并对其产生显著的正向影响,河南数字化发展水平每提高 1 个单位,高质量的协调发展维度将提高 0.093 个单位。

从绿色发展维度看,对模型进行 F 检验时发现模型通过 F 检验($F=28.523, p=0.001<0.05$),模型构建有意义,变量之间拟合程度较高,河南数字化发展可以解释高质量绿色发展 78.1%的变化原因,并对其产生

显著的正向影响,河南数字化发展水平每提高 1 个单位,高质量的绿色发展维度将提高 0.104 个单位。

从开放发展维度看,对模型进行 F 检验时发现模型并没有通过 F 检验($F=2.437, p=0.157>0.05$),说明数字化发展并不会对河南的高质量开放发展维度产生显著影响,究其原因可能是在构建指标体系时,指标选取未涉及一些跨境交易、对外平台等外向型指标,指标体系不够全面所致。

从共享发展维度看,对模型进行 F 检验时发现模型通过 F 检验($F=152.009, p=0.000<0.05$),模型构建有意义,变量之间拟合程度在高质量发展五个维度里最好,河南数字化发展可以解释高质量共享发展 95.0%的变化原因,并对其产生显著的正向影响,河南数字化发展水平每提高 1 个单位,高质量的共享发展维度将提高 0.084 个单位。

(三)回归结果具体分析

综合看,河南数字化发展主要通过创新维度和绿色维度发挥作用,协调维度次之,最后是共享维度。数字化发展是数据要素在信息与技术的交互作用下,不断催生出新产业、新业态、新模式,是传统产业在数字经济的加持下进行的数字化、信息化、智能化的全面

转型升级。

对创新发展来讲,数字化大幅提升能提高生产效率,促进地区产业结构优化升级的同时显著加快区域产业结构的高级化进程。数字化发展能够为创业活动提供技术支持,而且能够丰富信息获取渠道,减少信息不对称以降低创新创业活动门槛。数字化转型能够使企业之间的合作创新更紧密,借助开放式平台共享数据和资源,有助于企业形成创新联盟。对绿色发展来讲,数字化转型优化资源要素配置效率,减少经济发展对自然资源的损耗和对生态环境的污染,数字技术的深入参与带来生产效率和节能降碳“双提升”,对绿色低碳转型起到助推、放大、倍增效应。对协调发展来讲,推进数字乡村建设能够推动农业农村现代化,探索具有本地特色的数字乡村发展路径,促进城乡协调一体化。数字平台经济能有效打破地区间的分散孤立状态,为相对欠发达区域的特色产品和服务输入输出提供渠道和机会,使区域发展更加协调。对共享发展来讲,数字化发展能够促进弱能力人群的就业和交易、促进低教育人群的参与和提升。资料显示,超过 3/4 的美团外卖骑手来自农村,1/4 来自原国家级贫困县,借助数字化平台这些人员可快速实现就业;再如电商平台,世界银行数据显示,淘宝村家庭收入水平远远高于非淘宝村家庭收入。数字化发展还有助于促进线上教育资源、医疗资源等公共基础资源实现异地共享,能够使偏远欠发达地区的人民群众受益。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文采用客观赋权的熵值法对河南数字化发展及高质量发展指标体系进行权重确认,用线性加权的方法计算得出 2012—2021 年河南数字化发展指数以及高质量发展指数,根据计算所得数据进行回归相关分析,得出如下结论:

第一,党的十八大以来河南的数字化发展和高质量发展均呈增长态势,其中,2021 年河南数字化发展指数是 2012 年的 989.16 倍,年均提高 99.31%;2021 年河南高质量发展指数是 2012 年的 11.81 倍,年均提高 28.01%。

第二,样本期内,河南数字化发展水平和河南高质量发展水平呈显著正相关关系,河南数字化发展指数每提升 1 个单位,河南高质量发展指数将提升 0.433 个单位。

第三,从高质量发展五大维度看,河南数字化发展对创新发展维度、协调发展维度、绿色发展维度以及共享发展维度均在 5% 的置信水平下显著正相关,河南数字化发展水平每提高 1 个单位,创新发展将提高 0.143 个单位,协调发展将提高 0.093 个单位,绿色发展将提高 0.104 个单位,共享发展将提高 0.084 个单位。

(二)对策建议

根据前文的研究结论,基于数字化转型视角,立足河南发展实际,提出新时期加快推动河南实现高质量发展的对策建议。

第一,坚持政策引领,做好数字化转型顶层规划。进一步优化政府的服务职能,提高数字化转型发展相关政策规划制定的精准度和可实施性。一是做好政策指引。参考国家层面以及借鉴我国数字化转型发展较好的浙江、广东、上海等省(市)的数字化发展政策规划,基于河南省情,因地制宜出台促进河南数字化转型发展的系列政策规划、指导意见等,并制定与之相应的具体实施方案或细化措施,切实保证政策规划能够有效实施、落地生效。二是做好资金保障。统筹联合多个相关职能部门,聚集财税、金融等多方面的政策力量,强化财政在数字化转型领域的专项资金统筹,引导各级财政资金加大对产业数字化转型领域的投入;优化数字经济金融服务质量和效率,强化数字产业资金供给,拓宽数字经济主体融资渠道,打好数字转型发展的资金保障组合拳。三是做好配套支持。由政府部门牵头成立联合工作小组,制定数字化转型发展保障工作实施方案,统筹做好产业数字化转型进程中可能涉及的市场审批、创新要素投入、土地使用以及能源消耗等资源优化配置,并做好重点支持。

第二,夯实数字基础设施,激发数字化发展新动能。加快河南数字化新型基础设施建设,系统谋划综合性数字信息基础设施战略布局,筑牢河南数字化发展基石,打通河南高质量发展的数字“主干道”。一是统筹好当前河南数字化基础设施的增量和存量、新型基础设施与传统基础设施的关系,提升传统数字基础设施覆盖的广度和深度,系统优化基础设施空间布局、功能配置、规模结构,推动传统基础设施数字化升级,加速传统基础设施的智能化改造升级。二是加快培育数据要素市场,畅通数据流动的“信息高速公路”。建设升级河南数据中心,加速推动 5G、云计算、区块链、

工业互联网等数字技术的应用,加速关键技术的融合发展,催生数字经济时代下展现河南特征、体现河南特色的新价值、新模式、新业态和新产业。三是打造开放创新、合作共赢的数字基础设施建设生态。创新河南数字化领域的投融资模式,积极构建数字新基建的创新生态,注重加强同省外乃至国际上数字经济发展研究顶尖科研院校、科研机构的合作力度,加快补齐河南关键领域创新能力不足的短板。

第三,优化产业布局,全面推进数字化转型升级。深度优化产业结构布局,大力发展数字化产业,推动传统产业转型升级仍然是当前提高河南高质量发展的重要手段之一。一是大力推进制造业产业数字化。推进智能制造工程,对接沿海发达省份的制造业数字化发展平台,导入成熟的数字化发展方案,规避数字化转型陷阱,降低数字化转型成本,加快制造业向高端跨越、向智能升级,合理优化河南产业布局。二是聚焦布局未来产业,激发战略性新兴产业新动能。加速构建具备自主技术支撑的新兴产业体系,力争早日在新一代信息技术、生物技术、智能终端、新材料、节能环保等领域形成一批支柱产业,将河南建设成为全国战略性新兴产业和未来产业发展的新高地。三是立足河南不同省辖市资源禀赋,打造全方位、差异化、立体化的新兴产业布局。加快豫中地区布局新一代信息技术、高端装备制造等新兴产业;豫东地区布局新能源汽车、电子信息、节能环保等新兴产业;豫西地区布局资源综合利用、储能等新兴产业;豫南地区布局高端装备制造、新材料等新兴产业;豫北地区布局生物医药、新能源汽车及零部件等新兴产业。

第四,注重人才培养,为数字化发展提供人才保障。当前数字经济的快速发展对人才提出了更高的要求,河南数字化转型发展进程中的高端专业技能人才仍相对欠缺。一是以解决当前河南数字化转型发展进程中存在的困点、难点、堵点为导向,瞄准数字经济发展的前沿领域和关键核心技术,高标准引进掌握原创性引领性技术的高层次战略型人才;加快布局建设一批数字领域高技能人才集聚平台,打造中原数字人才创新制高点。二是建设数字职业技能培养全民教育体系,推进数字技能继续教育和普通教育有机衔接,优化人才储备,将河南丰富的人口优势和劳动力资源有效

利用起来,健全“就业+学习”一体化,培养适应当前数字化转型发展的应用型、复合型实用人才。三是深化政府部门、高等院校、科研院所与企业之间的合作,通过建设企业数字培训基地、增设数字经济专业等方式,鼓励河南现有高校根据市场的人才需求,开设相应的培训课程,并联合开展数字化项目实践,为培育复合型数字人才队伍夯实基础。◆

参考文献:

- [1]HEO P S,LEE D H.Evolution of the linkage structure of ICT industry and its role in the economic system:the case of Korea[J].Information Technology for Development, 2019,25(3):424-454.
- [2]林浩,陈春晓,秦永彬.工业互联网:我国实体经济与数字经济融合发展的路径选择[J].贵州大学学报(社会科学版),2020,38(5):85-94.
- [3]陶冶.以数字化转型助推河南现代化建设[J].企业观察家,2021,123(12):94-95.
- [4]钟涛,魏遥,李雨霖.数字经济对产业结构优化升级的影响研究:基于长江经济带省级面板数据的实证分析[J].怀化学院学报,2022,41(2):43-50.
- [5]李英杰,韩平.数字经济发展对我国产业结构优化升级的影响:基于省级面板数据的实证分析[J].商业经济研究,2021,817(6):183-188.
- [6]任群罗,汪海燕.数字经济产业发展对产业结构优化升级的影响[J].哈尔滨师范大学社会科学学报,2022,12(1):63-67.
- [7]钟晓君,胡凯玲,刘德学.数字经济赋能服务业结构升级:理论机制与实证检验[J].统计与决策,2023,39(12):11-16.
- [8]丁亮.数字经济、产业集聚与区域经济韧性[J].现代管理科学,2023,340(3):132-140.
- [9]严金强,武艺扬.数字经济赋能高质量发展的理论机理与实践路径:基于马克思社会再生产“四环节”理论框架[J].上海经济研究,2023,417(6):53-67.
- [10]黄敏.数字经济对我国经济高质量发展的影响研究[J].海峡科技与产业,2022,35(11):22-24+32.
- [11]石涛.数字技术对地方债务风险的影响研究[J].统计理论与实践,2023(8):10-15.

京津冀金融创新 与经济增长的耦合协调度研究

杨孟阳^{1,2}

(1.对外经济贸易大学 统计学院,北京 100029;2.河北金融学院 大数据科学学院,河北 保定 071051)

摘要:以京津冀为研究对象,分析 2013—2019 年三地金融创新与经济增长水平的耦合协调发展情况。首先,分别构建金融创新、经济增长的评价指标体系,运用熵权 TOPSIS 方法综合测度京津冀的金融创新水平与经济增长水平。其次,根据总指数计算二者的耦合协调发展系数,发现北京市的整体耦合度和协调度较高,天津市的耦合度略优于河北省,天津市和河北省的协调度与金融创新增长水平走势一致,均在轻度失调和勉强协调之间徘徊。最后,根据研究结论提出相应的对策建议,以期为京津冀金融与经济协同发展提供参考依据。

关键词:金融创新;经济增长;耦合协调度;熵权 TOPSIS 法

中图分类号:F061.5;F222.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0042-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.10.006

一、引言

京津冀一体化提出以来,三地的经济协同发展一直是各界关注的话题。区域经济发展与金融发展水平息息相关,金融业的现代化发展依赖于金融创新水平,提升金融创新水平能够促进金融业发展、推进金融供给侧结构性改革,因此发挥金融创新与经济增长的协同效应,是金融和经济持续健康、高质量发展的有效举措。近年来学界对京津冀经济与金融问题进行了广泛深入研究,但是缺乏金融创新与经济增长的协调关系研究。在京津冀协同发展的政策背景下,京津冀金融创新与经济增长水平的差距是否缩小?二者的耦合性和协调性发展有着怎样的变化特征?这些问题有待进一步探讨。

二、文献综述

国外关于金融创新与经济增长关系有大量实证研究成果。Motsatsi(2016)^[1]运用自回归分布滞后模型证实了金融部门发展对经济增长具有正向作用。Bara

和 Mudzingiri(2016)^[2]基于自回归分布滞后模型实证分析了金融创新在经济增长中发挥的积极作用。Bernier 和 Plouffe(2019)^[3]以金融业的研发支出代表金融创新水平,评估了金融创新与经济增长之间的关系,结果表明金融创新没有对经济增长产生负面影响。Nazir 和 Tan 等(2021)^[4]以中国、印度、巴基斯坦为例,探讨了金融创新与经济增长之间的因果关系,认为金融创新对短期和长期的经济增长均有积极影响。

国内学者研究金融与经济之间的关系,大多基于金融发展、金融结构、金融规模或者金融效率而展开。武志(2010)^[5]的经验分析认为金融增长能够促进经济增长,而经济增长是金融发展的格兰杰原因。陆静(2012)^[6]探讨了我国省域间金融发展与经济增长的协整关系,发现金融发展能够明显推动经济增长。黄智淋和董志勇(2013)^[7]、杨友才(2014)^[8]的研究均认为我国金融发展与经济增长之间存在非线性关系,前者认为二者的相关方向取决于通货膨胀率,后者认为金融

基金项目:河北省教育厅人文社会科学青年基金项目“京津冀金融创新与经济增长质量的耦合协调度研究”(SQ201108)。

作者简介:杨孟阳(1990—),女,河南长垣人,在读博士,讲师,研究方向为经济统计分析。

发展水平越高,对经济增长的促进作用越大。刘晓光和苟琴等(2019)^[9]分析了金融机构对经济增长与波动的影响作用机制,进一步估计出了金融结构对经济增长和波动的净影响。周力和张宁(2016)^[10]、卢方元和李彦龙(2016)^[11]先后实证检验了金融发展规模、效率对经济增长的影响,二者得到的结论基本一致。

国内对金融创新与经济增长的耦合性研究并不多。喻平和严卉靓(2016)^[12]以湖北省为例,运用因子分析法分别评价了金融创新与经济增长水平,并将灰色关联分析法引入协调度模型,实证分析了湖北省金融创新与经济增长的耦合关系,认为二者处于基本协调状态。谢廷宇和叶存军(2017)^[13]运用熵值法计算了我国金融创新与经济增长质量的综合指数,分析二者之间的协调关系,研究表明我国金融创新水平与经济增长质量的协调度并不理想。宇超逸和王雪标(2021)^[14]实证检验指出金融创新对经济增长质量的影响存在

门槛效应,金融与实体经济匹配度越高则促进作用越明显。

综上所述,关于金融创新与经济增长耦合性的研究整体较少,已有研究大多基于全国层面,鲜有关于京津冀地区的研究。本文实证分析了京津冀地区金融创新与经济增长水平的互动关系,在该视角下探讨京津冀协同发展情况,分析当前京津冀金融创新与经济增长质量之间耦合协调度的现状,并给出相应的对策建议,对金融创新与区域经济发展的研究具有一定的参考价值,对京津冀持续推进金融供给侧改革、优化产业结构也具有重要的现实意义。

三、评价指标体系的构建

(一)金融创新水平评价指标体系的构建

遵循科学性、全面性、相关性以及可操作性等基本原则,构建适合京津冀区域金融发展特色的金融创新指标体系,具体见表1。

表1 京津冀地区金融创新水平评价指标体系

一级指标	二级指标	计算公式	指标属性
金融创新质量	上市公司平均市值(亿元)	上市公司总市值/上市公司总个数	正
	银行业不良贷款率(%)	不良贷款余额/总贷款余额 *100%	逆
	社会融资规模占比(%)	社会融资规模/GDP*100%	正
金融创新结构	金融机构存贷款比率(%)	金融机构存款余额/金融机构贷款余额	正
	人民币贷款占比(%)	人民币贷款/社会融资规模 *100%	正
	非金融企业境内股票融资占比(%)	非金融企业境内股票融资/社会融资规模 *100%	正
金融创新能力	金融业从业人员占比(%)	金融业从业人员/就业人员 *100%	正
	银行业资产比率(%)	银行业总资产/GDP	正

表2 京津冀地区经济增长水平评价指标体系

一级指标	二级指标	计算公式	指标属性
经济增长效率	劳动生产率(元/人)	GDP/就业人员	正
	资本形成率(%)	资本形成总额/GDP*100%	正
	第二三产业贡献率(%)	第二三产业增加值增量/GDP 增量 *100%	正
	GDP 增长率(%)	(本年 GDP/上年 GDP-1)*100%	正
经济增长规模	职工平均工资(元/人)	职工工资总额/职工平均人数	正
	城镇人均可支配收入增长率(%)	(本年城镇家庭年均每人可支配收入/上年相应数据-1)*100%	正
	固定资产投资占比(%)	全社会固定资产投资总额/GDP*100%	正
经济增长协调性	城乡居民恩格尔系数比(%)	城镇居民恩格尔系数/农村居民恩格尔系数 *100%	逆
	城镇化水平(%)	城镇人口/总人口 *100%	正
	教育支出占比(%)	教育支出/一般公共预算支出 *100%	正
经济增长可持续性	生活垃圾无害化处理率(%)	--	正
	GDP 能耗(亿元/万吨标准煤)	GDP/能源消费总量	正
	研发投入占比(%)	R&D 经费内部支出/GDP*100%	正

(二) 经济增长水平的评价指标体系

本文以经济高质量发展理念为指导思想,参考任保平和韩璐等(2015)^[15]的研究,构建了包含经济增长效率、经济增长规模、经济增长协调性以及经济增长可持续性四个方面的经济增长水平评价指标体系,具体见表 2。

四、京津冀金融创新水平与经济增长水平的测度

(一) 数据来源与处理

本文所需数据主要来源于国家统计局网站、北京市证监局官网、河北省证监局官网、中经网统计数据库,2014—2020 年的《北京统计年鉴》《天津统计年鉴》《河北统计年鉴》,以及京津冀相关年份的《金融运行报告》等。其中天津市的恩格尔系数用食品烟酒消费支出/人均消费性支出计算,个别指标的缺失值采用移动平均法进行插值处理。

(二) 熵权 TOPSIS 及计算步骤

熵权 TOPSIS 方法是一种结合了熵值法与 TOPSIS 法的综合评价方法,既考虑了熵值法客观赋权,又结合了 TOPSIS 逼近理想解的排序,使评价结果更贴近实际情况。具体步骤如下:

第一,将原始指标正向化和无量纲化处理。综合评价中涉及多项不同性质的指标,其计量单位往往不统一,因此在计算综合指标前,首先需要对各项指标进行无量纲化处理,即把指标的绝对值转化为相对值,解决各项不同质的指标值的同质化问题。本文评价矩阵中各元素的无量纲化处理方法为:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n x_{ij}^2}} \quad (1)$$

第二,计算第 j 项指标下第 i 年占该项指标的比重:

$$p_{ij} = \frac{z_{ij}}{\sum_{i=1}^n z_{ij}} \quad i=1,2,\dots,n; j=1,2,\dots,m \quad (2)$$

第三,计算第 j 项指标的熵值:

$$e_j = \frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln(p_{ij}), 0 \leq e_j \leq 1 \quad (3)$$

第四,计算各项指标的权重,得到加权观测值:

$$w_j = \frac{1-e_j}{\sum_{j=1}^m (1-e_j)} \quad (4)$$

$$r_{ij} = w_j * z_{ij} \quad (5)$$

第五,定义最大值 q_j^+ 和最小值 q_j^- ,并计算欧氏距离:

$$q_j^+ = (\max r_{i1}, \max r_{i2}, \dots, \max r_{im}) \quad (6)$$

$$q_j^- = (\min r_{i1}, \min r_{i2}, \dots, \min r_{im}) \quad (7)$$

则计算第 i 个评价对象与最大值的欧式距离为:

$$d_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (q_j^+ - r_{ij})^2} \quad (8)$$

第 i 个评价对象与最小值的欧式距离为:

$$d_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (q_j^- - r_{ij})^2} \quad (9)$$

第六,计算评价对象的综合得分,并归一化处理:

$$S_i = \frac{s_i}{\sum_{i=1}^n s_i} \quad (10)$$

其中, $s_i = \frac{d_i^-}{d_i^+ + d_i^-}$ 为未归一化的综合得分。

(三) 测度结果

1. 京津冀金融创新水平的综合测度

计算金融创新水平的综合得分,代表金融创新水平总指数,并绘制成京津冀金融创新水平走势图,见图 1。

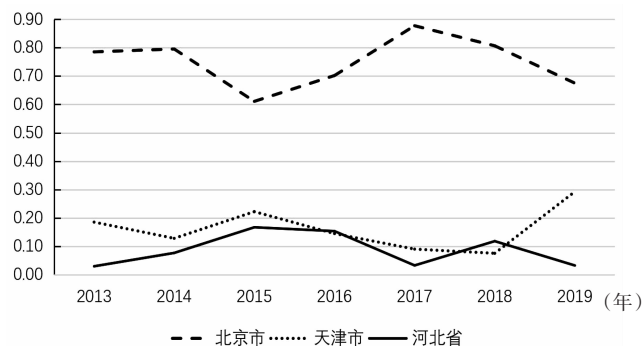


图 1 2013—2019 年京津冀地区金融创新水平走势图

从图 1 可以看出,2013—2019 年北京市的金融创新水平遥遥领先于天津市和河北省,除了 2015 年和 2019 年明显下降之外,整体基本保持平稳。天津市的金融创新水平基本在 0.1—0.3 之间徘徊,2019 年达到最高点,整体水平不高。河北省的金融创新水平整体偏低,2013 年是最低点,此后迅速上升,2014 年可能是京津冀协同发展的重要时间节点,《京津冀协同发展规划纲要》编制完成,因此在京津冀协同发展的推动下,河

北省的金融创新水平提升。从图 1 可以看出,2015 年、2017 年北京市的金融创新水平分别在最低点和最高点,而天津市和河北省几乎是在相应的最高点和最低点,与北京市呈现相反趋势,是由于本文所使用的熵权 TOPSIS 法是一种综合评价方法,也说明了京津冀协同发展战略在提出伊始发挥了较大作用。

2. 京津冀地区经济增长水平的综合测度

对京津冀地区经济增长水平进行综合评价,计算得到经济增长水平的综合得分,代表经济增长水平总指数,并绘制京津冀经济增长水平走势图,见图 2。

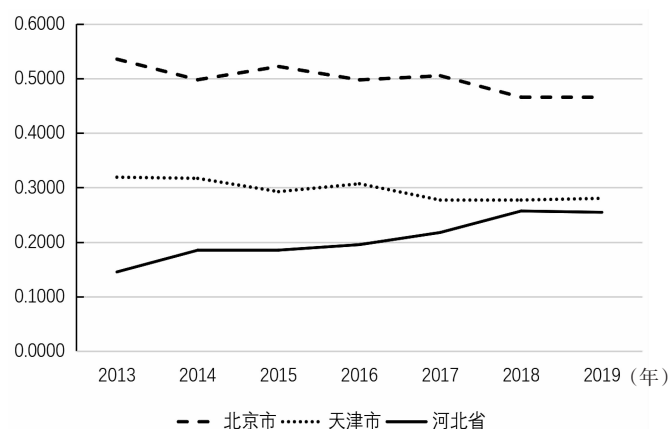


图 2 2013—2019 年京津冀地区经济增长水平走势图

从图 2 可以看出,北京市的经济发展水平整体较高,呈现出缓慢的小幅度下降趋势。天津市的经济发展水平明显低于北京市,呈现出先缓慢下降后趋于稳定的状态。河北省的经济发展水平最低,整体发展趋势与北京市和天津市相反,2013 年以来呈现出缓慢上升的趋势,并在 2019 年达到最高点。这与实际情况相符合,因为本文所用的熵权 TOPSIS 法是基于相对位置而言的,说明在京津冀协同发展战略支持下,以及 2017 年

雄安新区的成立,给河北省的经济发展带来重大利好,逐步缩小了与北京市、天津市的差距。

五、京津冀地区金融创新与经济增长的耦合协调度分析

耦合度这一概念最早是在物理学领域应用,引入社会科学领域后,应用于经济增长、金融发展、金融创新、科技进步、技术创新、环境质量等之间的关系研究,且大多是研究两个系统之间的协调发展情况。

(一) 耦合度

根据丛晓男(2019)^[6]对耦合度模型表达形式及其性质的阐释,参考杨孟阳和唐晓彬(2023)^[17]的研究,定义本文所用耦合度的计算公式为:

$$C=2 \times \sqrt{\frac{F \times E}{(F+E)^2}} \quad (11)$$

其中,F 代表金融创新水平总指数,E 代表经济增长水平总指数。

(二) 协调度

协调度衡量的是两个系统之间发展是否协调以及协调的程度,其模型为:

$$D=\sqrt{C \times T} \quad (12)$$

其中,D 代表协调度,值越高代表系统之间发展的协调程度越高;C 代表耦合度;T 代表综合度,是对两个系统的总指数采用简单算术平均法进行计算得到(谢廷宇和叶存军,2017)^[13]。

(三) 耦合协调度分析

根据上文计算的金融创新总指数和经济增长总指数,以及耦合度和协调度公式,计算得到京津冀地区的金融创新与经济增长水平的耦合度和协调度系数,具体见表 3。

表 3 京津冀地区金融创新与经济增长的耦合度和协调度系数

年份	北京市		天津市		河北省	
	耦合度	协调度	耦合度	协调度	耦合度	协调度
2013	0.9820	0.8053	0.9641	0.4931	0.7498	0.2560
2014	0.9732	0.7932	0.9054	0.4488	0.9101	0.3452
2015	0.9969	0.7515	0.9906	0.5049	0.9987	0.4194
2016	0.9854	0.7687	0.9332	0.4591	0.9928	0.4161
2017	0.9631	0.8159	0.8606	0.3975	0.6732	0.2903
2018	0.9635	0.7829	0.8199	0.3801	0.9289	0.4174
2019	0.9829	0.7485	0.9998	0.5352	0.6326	0.3013

由表3可知,2013—2019年北京市的金融创新与经济增长整体耦合度最好,维持在0.96以上,这与北京市的金融创新水平、经济增长水平较高的实际情况相符。天津市的金融创新与经济增长整体耦合度表现较好,维持在0.81以上且有五年超过0.9。河北省的金融创新与经济增长耦合度整体表现最差且不太稳定,

究其原因,京津冀协同发展战略的实施,刺激了河北省的金融和经济发展,但无论是金融创新水平还是经济增长水平与北京市、天津市相比均较弱,二者之间的耦合度还不稳定。

结合本文所得的协调度系数,将京津冀金融创新与经济增长的协调度划分为五个等级,具体见表4。

表4 协调度系数的等级划分

协调度	[0,0.2)	[0.2,0.4)	[0.4,0.6)	[0.6,0.8)	[0.8,1]
协调等级	严重失调	轻度失调	勉强协调	中度协调	良好协调

图3为京津冀金融创新与经济增长协调度发展走势图。可以发现,北京市的金融创新与经济增长协调度整体处于较高水平,且基本维持在0.8左右,属于中度协调或者良好协调状态。天津市的金融创新与经济增长的协调度整体略优于河北省,2013—2016年较为平稳,处于勉强协调状态,之后呈现下降趋势,2017—2018年为轻度失调,2019年上升为勉强协调状态,这与天津市的金融创新水平走势基本一致。河北省的金融创新与经济增长协调度整体偏低且波动较大,2013年处于最低值,这期间的金融创新水平和经济增长水平都相对较低,此后几年随着金融创新水平与经济增长水平的上升,二者协调度基本呈现上升趋势,从开始的轻度失调转变为勉强协调,整体走势与金融创新水平较为一致,其中2017年和2019年出现小幅下降,处于轻度失调状态。

整体而言,京津冀三地的金融创新与经济增长协调度与实际情况相符。北京市的金融创新与经济增长均处于较高水平,因此二者是较好的协调状态。天津

市的金融创新与经济增长整体水平均与北京有一定差距,且开始处于相对稳定水平,随后缓慢下降然后又上升,因此二者的协调度并不理想,从勉强协调转变为轻度失调,整体状态略好于河北省。河北省的金融创新与经济增长开始处于较低水平,随后呈现先升后降的趋势,二者的协调度也从轻度失调转为勉强协调状态,逐步缩小了与北京、天津的差距,虽然整体协调状态略弱于天津市,但发展趋势较好。

六、结论与建议

(一)研究结论

区域金融创新可以极大提升金融市场的活跃度,促进地区金融产业发展,进而推进产业结构升级,促进区域经济增长。本文构建包含金融创新质量、金融创新结构、金融创新能力3个一级指标的金融创新指标体系,综合测度了京津冀的金融创新水平总指数,发现天津市和河北省的金融创新水平与北京市有较大的差距。构建包含经济增长效率、经济增长规模、经济增长协调性以及经济增长可持续性4个一级指标的经济增长指标体系,综合测度京津冀的经济增长水平总指数,发现河北省的经济增长水平与北京市、天津市的差距逐步缩小。通过计算京津冀金融创新与经济增长之间的耦合协调度系数,分析当前京津冀金融创新与经济增长之间耦合协调度的现状,结果表明北京市的整体耦合度和协调度都较好,天津市的耦合度略优于河北省,天津市和河北省的协调度与金融创新水平走势一致,均在轻度失调和勉强协调之间徘徊。

(二)对策建议

1. 推进金融科技创新,优化京津冀金融产业布局在大数据、云计算、5G、人工智能以及区块链高速

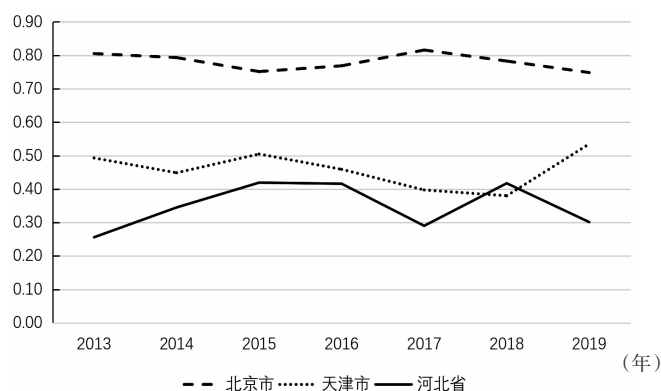


图3 2013—2019年京津冀地区金融创新与经济增长的协调度发展走势图

发展的数字化时代,全球开放互联、信息共享,传统的金融业务模式受到冲击,金融数字化转型成为行业亟须解决的难题。要合理利用高新技术手段,加速金融与科技融合,大力发展科技金融,创新金融产品和服务,统筹金融资源,重塑金融价值链和金融生态,提升金融配置效率,优化京津冀金融产业链布局,有效解决京津冀金融创新发展中面临的问题,引导金融科技健康有序发展,助力经济高质量发展。

2. 培养金融科技人才,深化京津冀金融合作

金融科技的发展,需要能适应国际化竞争的高素质金融科技人才队伍,因此不断完善金融科技人才环境,夯实金融科技发展的人才基础是关键。一是明晰金融科技人才认定政策,加大对其支持力度。金融科技与传统金融相比,对金融人才要求更高,要明确金融科技人才的评价标准,细化人才选用方向,加大对不同级别金融科技人才的支持力度,确保金融科技稳定健康发展。二是完善金融科技人才培养体系,有效利用京津冀高校、研究机构和金融科技企业资源,理论与实践相结合全方位培养金融科技人才,将京津冀建成金融科技人才高地。

3. 发挥区域金融经济优势,助力京津冀协同发展

北京市作为首都,在金融与经济发展上具有独特优势,要深入贯彻落实京津冀协同发展战略,带动天津市、河北省的金融创新发展,充分发挥金融发展对经济增长的促进作用。京津冀三地要充分把握雄安新区建设这一重大机遇,尤其是河北省要依托雄安新区建设,辐射带动周边县市的经济和金融发展,逐步缩小与北京市、天津市的发展差距,实现三地金融与经济的高质量发展。同时,要建立区域性金融经济数据信息共享平台,在更高水平、更深层次、更宽领域实现京津冀协同发展。◆

参考文献:

- [1]MOTSATSI J M.Financial Sector Innovation and Economic Growth in the Context of Botswana[J].International Journal of Economics and Finance,2016,8(6): 291-301.
- [2]BARA A,MUDZINGIRI C.Financial Innovation and Economic Growth:Evidence from Zimbabwe[J].Investment Management and Financial Innovations,2016,13(2):65-75.

- [3]BERNIER M,PLOUFFE M.Financial Innovation, Economic Growth,and the Consequences of Macroeconomic Policies[J].Research in Economics,2019,73(2): 162-173.
- [4]NAZIR M I,TAN Y,NAZIR M R.Financial Innovation and Economic Growth:Empirical Evidence from China,India and Pakistan[J].International Journal of Finance & Economics,2021,26(4):4857-6487.
- [5]武志.金融发展与经济增长:来自中国的经验分析[J].金融研究,2010(5):58-68.
- [6]陆静.金融发展与经济增长关系的理论与实证研究:基于中国省际面板数据的协整分析[J].中国管理科学,2012,20(1):177-184.
- [7]黄智淋,董志勇.我国金融发展与经济增长的非线性关系研究:来自动态面板数据门限模型的经验证据[J].金融研究,2013(7):74-86.
- [8]杨友才.金融发展与经济增长:基于我国金融发展门槛变量的分析[J].金融研究,2014(2):59-71.
- [9]刘晓光,苟琴,姜天予.金融结构、经济波动与经济增长:基于最优产业配置框架的分析[J].管理世界,2019,35(5):29-43+198.
- [10]周力,张宁.金融发展规模、效率和结构对经济增长的影响[J].统计与决策,2016(8):158-161.
- [11]卢方元,李彦龙.金融发展规模、效率与经济增长关系的实证检验[J].统计与决策,2016(12):145-147.
- [12]喻平,严卉靓.金融创新与经济增长的耦合关系:基于湖北省数据的例证[J].武汉理工大学学报(社会科学版),2016,29(6):1148-1156.
- [13]谢廷宇,叶存军.金融创新与中国经济增长质量的耦合性研究[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2017,53(5):34-41.
- [14]宇超逸,王雪标.金融创新对经济高质量发展的实证检验[J].统计与决策,2021,37(9):88-92.
- [15]任保平,韩璐,崔浩萌.进入新常态后中国各省区经济增长质量指数的测度研究[J].统计与信息论坛,2015,30(8):3-8.
- [16]丛晓男.耦合度模型的形式、性质及在地理学中的若干误用[J].经济地理,2019,39(4):18-25.
- [17]杨孟阳,唐晓彬.数字金融与经济高质量发展的耦合协调度评价[J].统计与决策,2023,39(3):126-130.

数字金融助力河南文化产业 高质量发展的机制研究

——基于收入分配的中介效应视角

张安忠

(郑州航空工业管理学院 经济学院, 河南 郑州 450046)

摘要:为探究数字金融助力河南文化产业高质量发展的内在机制,在理论分析的基础上,构建个体固定效应面板数据模型和中介效应模型进行实证检验,结果发现:数字金融通过改善城乡收入差距而间接作用于河南文化产业高质量发展;数字金融各维度中,覆盖广度对缩小河南城乡收入差距的作用最大;数字金融基础设施越好、教育支持度越高的地区,数字金融对缩小河南城乡收入差距的作用就越大,越有助于推动文化产业的高质量发展。因此,应当采取夯实数字金融基础设施、加强数字金融知识的普及教育和建立多层次数字金融服务体系等措施,提升数字金融的覆盖广度和使用深度,推动数字金融的发展,更好助力河南文化产业高质量发展。

关键词:数字金融;文化产业;高质量发展;收入分配

中图分类号:F832;G124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0048-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2023.10.007

一、引言

河南是华夏文明的重要发祥地之一,孕育了姓氏文化、中医文化、诗词文化等众多文化种类。中原文化是中华文化的重要组成部分,在中华文化中具有举足轻重的地位。河南是文化资源大省,有“伸手一摸就是春秋文化,抬脚一踩就是秦砖汉瓦”之称,但其文化产业化发展水平相对落后,突出表现在文化产业投入力度小、文化资源开发不足、高端文化人才稀缺、文化创意能力不强、文化精品稀少、文化品牌价值低等方面。因此,加强对河南文化产业高质量发展的研究是一项迫在眉睫的任务。

自习近平总书记提出“文化产业高质量发展”以来,便受到国内学者的高度重视,开展了大量学术研究,形成了丰富的研究成果。魏鹏举(2020)^[1]认为文化产业高质量发展是中国特色现代文化产业体系的重

要支撑,蕴含了支柱产业特质、优质文化供给升级、文化消费持续繁荣以及文化贸易能力增强等诸多产业内涵。李培峰(2019)^[2]认为文化产业高质量发展是推动国民经济高质量发展的重要举措,是提高文化供给品质、增强人民群众文化获得感幸福感的必然要求,是提升国家文化软实力的必由之路。袁渊和于凡(2020)^[3]以经济高质量发展的五大理念为指导思想,构建了与之相契合的指标体系对文化产业高质量发展水平进行了评价研究,结果发现我国文化产业高质量发展指数整体较低,区域间差异明显。

数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式^[4],凭借其独特的技术优势、“长尾效应”优势和基础设施优势,数字金融突破了传统金融服务经济发展的瓶颈,更好地发挥了金融支持实体经济的作用。在

基金项目:河南省社科联调研课题“数字金融助力河南省文化产业高质量发展的机理及实现路径研究”(SKL—2021—2456)。

作者简介:张安忠(1971—),男,河南信阳人,硕士,副教授,研究方向为区域经济、数字金融。

数字金融对文化产业的影响研究方面,钟媛(2017)^[5]以机器学习为手段,建立了一套具有一定适用性和可操作性的版权资产价值评估模型。袁煌和潘宇(2014)^[6]尝试在文化企业价值评估中利用大数据方式测度除传统价值影响因素之外的消费者市场评价因素,从而更全面考量文化企业价值的影响因素。郑坚和周尚波(2014)^[7]提出一种基于反馈神经网络的电影票房预测模型,既解决了电影票房预测精度过低的问题,又能较准确地给出票房预测的波动范围,能够为电影的投资和放映提供有价值的参考。

总体看,国内外学者对文化产业进行了多角度的研究,取得了较为丰硕的成果,奠定了本文研究的坚实基础;但对文化产业高质量发展的研究则尚处于起步阶段,从数字金融的角度对文化产业高质量发展进行研究的文献很少,现有的研究大多从数字金融某单项功能的角度展开,鲜有从数字金融对文化产业高质量发展作用机制角度展开研究,这为本研究提供了切入点。本文从数字金融的收入分配视角来探讨其对河南文化产业高质量发展的作用机制,在此基础上提出切实有效的措施,促进河南文化产业高质量发展水平有效提升。

二、理论分析与研究假设

文化产业具有数量多、分布广、规模小、资产轻、管理弱等特点,难以获得传统金融的支持,而数字金融利用互联网、大数据、云计算、人工智能等数字化技术能够有效克服传统金融服务中存在的信息不对称、交易成本高、文化资产定价难等问题,能够为文化产业提供高效的金融服务。数字金融借助移动互联网技术提升了金融服务的触达能力,使偏远地区的文化企业和从业人员也能享受到金融的产品和服务,增加了文化产业的金融供给,有利于缓解文化产业发展的融资约束;数字金融借助于数字技术使金融交易在线实现,降低了交易成本,有利于降低文化企业的融资成本;数字金融利用大数据技术精准获得客户,还能有效缓解金融信息的不对称问题,能更好地将资金配置到优秀的文化企业中去,从而提高了资金的配置效率。基于此,提出假设1:

H1:数字金融的发展有助于促进文化产业的高质量发展。

数字金融对文化产业高质量发展的影响很大程

度上取决于收入差距的缩小,数字金融便捷的支付形式能有效刺激文化消费,拉动文化产品和服务的销售,提高收入水平;数字金融缓解了由于信息不对称所带来的金融服务“门槛”,解决了文化产业融资难、融资贵等难题,降低了融资成本,增加了文化供给,提高了文化产业收入和效益;数字金融突破了地方金融供给的限制,可直接通过移动终端完成投资、理财、保险等金融服务,有助于文化群体享受便捷的金融服务,进而能够增加个人收入,缩小收入差距。据此,提出假设2:

H2:数字金融能有效缩小收入差距,进而驱动文化产业高质量发展。

从供给侧看,数字金融之所以能够更好地满足文化产业的金融服务需求,关键在于数字技术较好解决了传统金融服务存在的缺陷,是数字技术支撑了数字金融的有效运行。因此,各地信息基础设施,尤其是互联网基础设施的建设情况会影响数字金融的发展水平,进而影响数字金融在改善收入水平差距上的作用效果。从需求侧看,文化产业对数字金融的有效需求程度受文化从业人员数字金融素养的影响,毕竟数字金融兼具较强的技术性和较深的金融知识性,文化产业从业人员具备一定的科技知识和金融知识才能正常地使用数字金融,否则会影响数字金融的使用深度,而数字金融消费者的金融素养离不开教育的支持。基于此,提出假设3:

H3:数字基础设施越好、教育支持度越高的地区,数字金融对改善收入差距的作用越显著。

三、模型设定及变量选取

(一)模型设定

基于前文的理论分析,数字金融通过影响城乡收入差距进而对文化产业高质量发展产生影响。因此,本文以城乡收入差距为中介变量构建中介效应模型来检验本文的理论假说。为了避免遗漏其他地区特征变量对模型结果可能产生的影响,拟建立个体固定效应面板数据模型进行回归分析。模型具体表达式如下:

$$hq_{it} = a_0 + a_1 df_{it} + a_2 Contral_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$tl_{it} = b_0 + b_1 df_{it} + b_2 Contral_{it} + \gamma_i + \mu_{it} \quad (2)$$

$$hq_{it} = c_0 + c_1 df_{it} + c_2 tl_{it} + c_3 Contral_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i 代表地区; t 代表年份; hq_{it} 代表文化产业高质量发展指数; df 代表数字金融指数; tl 代表泰尔指

数,用于衡量收入差距;Contral 代表系列控制变量,包括数字金融基础设施发展水平(df_i)、经济发展水平(pgdp)、服务业发展水平(sli)、人口受教育程度(edu)、科技支持水平(tei)、文化教育支持水平(cei); λ 、 γ 代表个体固定效应项; ε 、 μ 代表随机扰动项。为缓解异方差问题,将经济发展水平和人口受教育程度取对数。模型(1)将就数字金融对河南文化产业高质量发展的影响进行检验,模型(2)将就数字金融对城乡收入差距的影响进行检验,模型(3)将数字金融、城乡收入差距和文化产业高质量发展同时纳入模型进行检验。最后,采用 Bootstrap 法检验收入差距的中介效应是否存在以及其类型。

(二) 变量选取与描述性统计

1. 被解释变量

(1)文化产业高质量发展指数。在借鉴其他学者研究基础上构建河南文化产业高质量发展指标体系,并采用熵权法确定权重进行综合评价,得到河南文化产业高质量发展综合指数。

(2)泰尔指数。相较于基尼系数,泰尔指数考虑了人口变动因素,能动态反映城乡收入差距的变化,因此,选用泰尔指数作为本文研究的中介变量。

2. 核心解释变量

核心解释变量选用数字金融发展指数,该指数包

括覆盖广度(cb)、使用深度(ud)和数字化程度(dl)三个分维度指数。

3. 控制变量

(1)人均 GDP。代表经济发展水平,随着经济发展程度的提高,会促进产业升级和消费升级,对文化产品的需求增加,进而会拉动文化产业的发展。

(2)人口受教育程度。人力资本是文化产业高质量发展的重要生产要素,用人口平均受教育年限来衡量地区人力资本现状。

(3)服务业发展水平。服务业是文化产业发展的基础,为文化产业提供投入品和市场,服务业发展水平用服务业增加值占 GDP 比重来度量。

(4)科技支持水平。文化产业也是创新性产业,科技创新水平离不开政府的支持,用政府科技支出占财政支出的比重来衡量科技支出水平。

(5)文化教育支持水平。文化产业离不开政府对文化教育的支持,这里用政府对文化教育的支出占财政支出的比重来度量。

(6)数字金融基础设施发展水平。一般而言,数字金融发展水平越高,数字金融基础设施越完善。参考他人的研究,用人均发明专利授权数衡量数字金融基础设施。

各变量的解释说明如表 1 所示。

表 1 变量选取与定义

变量名称	变量含义	度量方式
hqc	文化产业高质量发展	文化产业高质量发展指数
tl	城乡收入差距	泰尔指数
df(cb、ud、dl)	数字金融	数字金融指数(覆盖广度、使用深度、数字化程度指数)
lnpgdp	经济发展水平	人均 GDP 取对数
lnedu	人力资本	人口平均受教育年限取对数
sli	服务业发展水平	服务业增加值/地区 GDP
tei	科技支持水平	政府科技支出/财政支出
cei	文化教育支持水平	文化教育支出/财政支出
dfl	数字金融基础设施发展水平	地区发明专利授权数/地区总人口

4. 数据来源与描述性统计

数字金融发展指数来自北京大学数字金融研究中心发布的第三期数据(2011—2020),文化产业高质量发展指数借鉴丁仕潮和胡方晨等(2020)^[8]的方法,采用熵权—线性加权函数法对 2014—2020 年河南 17

个省辖市文化产业高质量发展水平进行评价,得出各市文化产业高质量发展综合指数,其他数据均来自《河南统计年鉴》。表 2 展示了各变量的描述性统计,可以看出,河南各地文化产业高质量发展水平具有明显差异,最小值为 0.0779,最大值达到 0.7011,标准差为

表 2 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
hqc	119	0.2161	0.1218	0.0779	0.7011
tl	119	0.0719	0.0247	0.0203	0.1279
df	119	2.0727	0.4286	1.1952	3.0047
cb	119	1.9828	0.4237	1.1960	3.1336
ud	119	1.9602	0.5013	0.9579	2.6953
dl	119	2.5743	0.4435	1.4885	3.1414
lnpgdp	119	10.7022	0.3408	10.0268	11.5264
lnedu	119	1.8603	0.0418	1.7699	1.9769
sli	119	0.4020	0.0722	0.2333	0.5904
tei	119	0.0152	0.0075	0.0040	0.0402
cei	119	0.0129	0.0033	0.0067	0.0239
dfi	119	1.2529	1.4456	0.0921	7.4530

0.1218。数字金融发展水平差距更为显著,最小值为 1.1952,最大值为 3.0047,标准差为 0.4286。不同地区的城乡收入差距也呈现明显的差异,各地区数字金融基础设施发展水平的差异最大,但差异在诸多变量中是最小的。

四、实证检验及结果分析

(一)数字金融对河南文化产业高质量发展的路径检验

表 3 为河南数字金融、城乡收入差距和文化产业高质量发展的中介效应估计结果。模型(1)的估计结果表明,在 1%的显著性水平下,数字金融对河南文化产业高质量发展水平有显著促进作用,数字金融发展指数每提高 1 个百分点,能够促进文化产业高质量发展水平指数提升 0.053 个百分点。模型(2)的估计结果表明,在 1%显著性水平下,数字金融与城乡收入差距存在明显的负相关,即数字金融发展有利于缩小城乡收入差距。模型(3)的结果表明,数字金融对文化产业高质量发展的影响系数为 0.019,但没有通过显著性检验,城乡收入差距对文化产业高质量发展的影响系数为 -1.642,且通过了 1%的显著性检验,说明缩小城乡收入差距能够促进文化产业高质量发展。综合起来,数字金融具有的包容性、共享性特征有助于改善收入差距,进而促进文化产业高质量发展。因此,假设 1、假设 2 得到证实。控制变量中,数字金融基础设施发展水平和文化教育支出水平分别在 1%和 10%的显著性水平下对河南文化产业高质量发展具有正向的促进作用。

表 3 数字金融、城乡收入差距与文化产业高质量发展

解释变量	(1)	(2)	(3)
	hqc	tl	hqc
df	0.053*** (0.014)	-0.020*** (0.003)	0.019 (0.016)
tl			-1.642*** (-0.467)
dfi	0.017*** (0.004)	0.004*** (0.001)	0.023*** (0.004)
lnpgdp	0.014 (0.031)	0.007 (0.006)	0.026 (0.030)
sli	-0.070 (0.070)	-0.029** (0.014)	-0.118* (0.067)
lnedu	0.061 (0.071)	-0.006 (0.015)	0.051 (0.067)
tei	0.560 (0.406)	-0.147* (0.084)	0.318 (0.390)
cei	1.199* (0.706)	-0.139 (0.146)	0.971 (0.670)
_cons	-0.173 (0.346)	0.061 (0.072)	-0.074 (0.328)
个体固定效应	控制	控制	控制
N	119	119	119
R ²	0.732	0.821	0.760

注:括号内为稳健标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。表 4、表 6 同。

(二)数字金融各维度对河南文化产业高质量发展影响的路径检验

为进一步探讨数字金融对河南文化产业高质量发展的作用机制,本文将数字金融各维度纳入模型,

表 4 数字金融各维度与城乡收入差距

解释变量	被解释变量 tl		
	(1)	(2)	(3)
cb	-0.026*** (0.003)		
ud		-0.005*** (0.002)	
dl			-0.011*** (0.002)
dfi	0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002*** (0.001)
lnpgdp	0.009 (0.006)	-0.015** (0.007)	-0.008 (0.006)
sli	-0.003 (0.015)	-0.067*** (0.016)	-0.057*** (0.014)
lnedu	-0.017 (0.013)	-0.025 (0.017)	0.015 (0.017)
tei	0.013 (0.080)	-0.157 (0.102)	-0.222** (0.090)
cei	0.014 (0.138)	-0.218 (0.176)	-0.115 (0.153)
_cons	0.055 (0.064)	0.315*** (0.073)	0.179*** (0.066)
个体固定效应	控制	控制	控制
N	119	119	119
R ²	0.844	0.745	0.804

并进行了实证检验。表 4 列示了数字金融各维度对缩小河南城乡收入差距的作用。从表 4 可见,在 1%显著性水平下,数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度对缩小城乡收入差距均具有明显的促进作用。其中,覆盖广度的作用最大,说明加强对数字金融的宣传推广,扩大数字金融的覆盖面,提升农村弱势群体获取金融资源支持的能力,从而提升这部分人群的收入水平,更加有利于缩小城乡收入差距,进而促进河南文化产业的高质量发展。

(三)收入分配的中介效应检验

由表 3 模型(3)的检验结果可知,数字金融对文化产业高质量发展的作用系数不显著,表明数字金融只是通过缩小收入差距而间接作用于文化产业高质量发展,城乡收入差距具有完全中介效应。为进一步检验中介效应结论的稳健性,本文采用 Bootstrap 法 500 次迭代检验城乡收入差距在数字金融和文化产业高质量发展之间的中介效应,来增强中介效应结果的说服力。检验结果见表 5,城乡收入差距的直接效应的百分位法与偏差校正百分位法均在 95%的置信区间上包括 0,未通过检验,而间接效应的百分位法与偏差校正百分位法均在 95%的置信区间上不包括 0,通过检验。进一步验证了完全中介效应的存在,与上文的估计结果保持一致,再次证明数字金融对文化产业高质量发展的影响能够通过收入差距的缩小而发挥重要传导作用。

表 5 Bootstrap 中介效应检验

自变量	中介变量	解释内容	百分位 95%置信区间		偏差校正 95%置信区间	
			下限	上限	下限	上限
df	tl	直接效应	-0.0079	0.0593	-0.0088	0.0449
		间接效应	0.0049	0.0644	0.0049	0.0604
cb		直接效应	-0.0338	0.0256	-0.0343	0.0232
		间接效应	0.0178	0.0755	0.0249	0.0798
ud		直接效应	-0.0014	0.0244	-0.0014	0.0244
		间接效应	0.0020	0.0153	0.0053	0.0165
dl		直接效应	-0.0016	0.0323	-0.0024	0.0307
		间接效应	0.0052	0.0331	0.0055	0.0343

(四)数字金融的收入分配作用机制分析

理论上而言,数字金融基础设施越完善、政府对教育的支持程度越高,越有利于数字金融的广泛使用,对缩小城乡收入差距的效果越好。为证实这一结

论,本文借鉴梁双陆和刘培培(2018)^[9]的研究思路,将样本分别按照基础设施水平和教育支持度进行排序,然后各分为两组进行检验,结果见表 6。从表 6 结果可见,在 1%显著性水平下,数字金融对城乡收入差距的

影响系数都显著为负,即数字金融的发展对城乡收入差距均具有显著的改善作用。从系数的绝对值看,数字金融基础设施好的地区、教育支持度高的地区,数字金融对缩小城乡收入差距的作用更大,这说明数字金融基础设施的完善增加了数字金融的覆盖广度,而教

育支持度的提升能够提升消费者的金融素养,从而提高金融获取能力,二者合力促进数字金融使用的广度和深度,进而有利于缩小城乡收入差距,驱动文化产业高质量发展,假设 3 得到证实。

表 6 数字金融对城乡收入差距的作用机制

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	基础设施差	基础设施好	教育支持度低	教育支持度高
df	-0.016*** (0.004)	-0.028*** (0.006)	-0.019*** (0.004)	-0.026*** (0.005)
dfi	0.004 (0.006)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.003** (0.001)
lnpgdp	-0.013 (0.009)	0.022* (0.011)	0.011 (0.009)	0.010 (0.014)
sli	0.002 (0.018)	-0.029 (0.029)	-0.040* (0.020)	0.006 (0.022)
lnedu	-0.003 (0.020)	-0.008 (0.023)	-0.002 (0.022)	-0.010 (0.021)
tei	0.028 (0.110)	-0.375** (0.139)	-0.542*** (0.130)	-0.031 (0.150)
cei	-0.135 (0.207)	0.037 (0.237)	0.971*** (0.344)	-0.277 (0.315)
_cons	0.248** (0.105)	-0.090 (0.124)	0.009 (0.107)	0.028 (0.142)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
N	65	54	65	54
R ²	0.827	0.778	0.862	0.823

五、结论与政策建议

(一) 结论

基于 2014—2020 年河南省 17 个省辖市数据,建立个体固定效应面板数据模型和中介效应模型来检验数字金融对河南文化产业高质量发展的影响及作用机制,主要结论有:第一,数字金融对河南文化产业高质量发展具有显著的正向促进作用,而且是通过改善城乡收入差距而间接作用于文化产业高质量发展水平,因此,应当大力发展数字金融,以缩小城乡收入差距,助力河南文化产业高质量发展。第二,数字金融各维度中,覆盖广度对缩小河南城乡收入差距的作用最大,意味着对推动河南文化产业高质量发展的贡献最大,因此,发展数字金融应当以提高数字金融覆盖广度为重中之重。第三,数字金融基础设施好的地区,

数字金融对缩小河南城乡收入差距的作用就越大,因为数字金融基础设施会直接影响数字金融的覆盖广度,因此,应加强数字金融基础设施建设,以促进数字金融覆盖广度的提升。第四,教育支持度越高的地区,数字金融对缩小河南城乡收入差距的作用就越大,因为教育程度决定着数字金融消费者的金融素养,进而决定着数字金融的使用深度,因此,应当加大对数字金融知识普及教育的支持力度,以促进数字金融的推广使用。

(二) 政策建议

第一,加强数字金融基础设施建设,夯实数字金融发展的基石。各级政府应当加强互联网、通信基站等基础设施的建设,尤其是补齐农村通信基础设施发展滞后的短板。数据和信息是数字金融的核心要素,

加强数据和信息基础设施建设,关键要打破“信息孤岛”现象,为此,应当尽快建立统一的数据信息交易市场,搭建数据交易平台,制定数据市场交易制度,促进数据信息规范流动和有效使用。还要加大对大数据、人工智能、云计算等数字金融底层技术的研发力度,提升数字金融技术水平及应用程度,尤其是要开发适应农村群众使用的数字技术,使数字金融的应用界面简洁明了、易于操作。对此,政府应当采取政策措施鼓励民间金融和科技企业参与到数字金融技术研发和基础设施投资建设中来,构建多层次金融科技投资体系,加大数字金融的投资力度。

第二,开展数字金融知识普及教育,提升数字金融的使用深度。应采取多种措施加强数字金融知识的普及教育,一是要在农村及社区开展数字金融知识普及教育,提高文化从业(或潜在从业)人员的数字金融知识水平,增强其对数字金融的认知,也可在开展电商培训的同时增加与之紧密关联的数字金融知识的教育。二是要推动数字金融知识进教材、进课堂,从义务教育阶段就开始普及数字金融基础知识,全面提升社会民众的数字金融意识和素养。三是搭建数字金融推介平台,通过微信、支付宝、京东及各类社交或电商平台推送数字金融知识,拓展数字金融知识的传播渠道。四是金融机构在办理金融业务时有针对性地对受众人群开展数字金融知识教育,尤其是对文化产业从业者,他们是数字金融潜在的使用者,通过传播数字金融知识,能够有效地将他们转化为客户。

第三,打造多层次数字金融服务体系,增加数字金融的有效供给。一是鼓励大型金融机构面向经济相

对落后地区和农村地区的文化产业开展数字金融业务。大型金融机构具有实力雄厚、信用水平高的特点,深受民众的信赖,但受到经营惯性使然,目前仍主要面向经济相对发达的城市开展业务,因此,应通过税收优惠、改革经营业绩评价制度等方式鼓励大型金融机构开展面向落后地区和农村地区的数字金融业务。二是引导农村金融机构加快数字化转型。农村金融机构具有较强的地缘优势,人头熟、软信息资源丰富,但人员、资本和技术水平无法和大型金融机构相比,因此,政府应当在人才、技术和资金方面给予相应的支持,帮助农村金融机构快速实现数字化转型。三是推动保险行业数字化转型。文化产业的高风险特点迫切需要保险业为其提供风险保障,建议政府采取措施推动保险业数字化转型。总之,只有构建起多层次金融服务体系,才能为河南文化产业高质量发展提供高效的数字金融服务。◆

参考文献:

- [1]魏鹏举.中国文化产业高质量发展的战略使命与产业内涵[J].深圳大学学报(人文社会科学版),2020,37(5):48-55.
- [2]李培峰.新时代文化产业高质量发展:内涵、动力、效用和路径研究[J].重庆社会科学,2019(12):113-123.
- [3]袁渊,于凡.文化产业高质量发展水平测度与评价[J].统计与决策,2020,36(21):62-66.
- [4]黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.
- [5]钟媛.基于机器学习的版权金融化价值评估模型研究[J].上海经济研究,2017(6):72-81.
- [6]袁煌,潘宇.大数据在文化企业价值评估中的应用:以电影票房收入预测为例[J].中国资产评估,2014(10):10-14.
- [7]郑坚,周尚波.基于神经网络的电影票房预测建模[J].计算机应用,2014,34(3):742-748.
- [8]丁仕潮,胡方晨,魏引娣.文化产业高质量发展的评价体系构建与实证研究[J].安庆师范大学学报(社会科学版),2020,39(6):60-67.
- [9]梁双陆,刘培培.数字普惠金融、教育约束与城乡收入收敛效应[J].产经评论,2018,9(2):128-138.



统计学的新视野：大数据与机器学习

刘敬伟¹ 罗 君¹ 张小成²

(1.茅台学院 工商管理系,贵州 仁怀 564507;2.贵州财经大学 大数据应用与经济学院,贵州 贵阳 550025)

摘要:大数据与机器学习已广泛应用于不同的学科领域。特别是近年来,机器学习算法与方法在统计学领域的应用越来越多。通过对相关文献进行梳理,探讨大数据的概念、特点、优势、挑战以及大数据与机器学习的关系,分析大数据与机器学习在统计学中的作用和重要性,并对机器学习与统计学之间的差异做进一步讨论。

关键词:大数据;机器学习;统计学;统计学习

中图分类号:C81

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0055-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.10.008

随着科技进步和发展,数据量急剧增长,大数据概念和大数据分析应运而生。大数据指无法使用传统数据处理工具进行分析且结构复杂的大量数据的集合。广泛使用大数据分析的主要原因是连续生成和存储大量高维或非结构化数据的成本比以前低得多。当今时代每天都会产生大量信息,加上计算机硬件和软件的发展,人们能够更细致地考察和分析这些海量数据。借助数据挖掘、数据转换、数据合并以及机器学习算法等,这些数据在不同领域得到应用。人们更有可能获得关于所研究事物的详细资料和信息,也在不断开发新技术和新方法,以便更好地进行大数据分析。

大数据应用的目的是通过适当方法对海量数据和高维数据进行估计,了解变量之间的关系,寻找隐藏的数据结构,并揭示总体重要的共同特征。大数据能以不同的格式从不同渠道获取,除了已知的统计数据库,如统计年鉴,也可以是基于计算机的数据,如科学实验数据、传感器数据、图片、视频等,还可以是基于人工的数据,如社交媒体、个人博客和网站网页等。美国科技基金会联邦大数据委员会(Tech America Foundation Federal Big Data Commission)将不同来源的大数据定义为:“大数据描述了高速生成的海量复杂

数据,需要先进的技术与方法来实现对信息的收集、存储、传输、管理和分析。”可以看出,大数据考虑了要处理数据的规模、结构和复杂性,也正是由于这些特性,它不同于常用的数据类型。

在天文学、生物学和遗传学领域得到广泛应用的大数据,已经开始在金融、医疗、营销和人工智能等其他领域发挥决定性作用,说明大数据具有广阔的应用前景。鉴于每个部门独特的动态变化,大数据的使用也因部门而异,基于此,收集什么样的数据以及如何使用这些数据也有所不同。随着大数据在众多领域广泛应用,近年来,大数据和大数据分析的概念在统计学领域开始受到关注,并不断发展出新的统计技术与方法。用于大数据分析的机器学习,由于其视角和难度不同,在统计学领域中的应用相对较慢。现有研究表明,人们对大数据和机器学习在统计学中的应用越发感兴趣,有学者认为从长远看,日益重要的大数据必将为统计学研究开辟新视野。为了在统计学中应用大数据、进行大数据分析并发展新的统计方法,清楚地解释大数据的概念并正确理解机器学习就显得非常重要。

本文通过梳理相关文献,分析大数据的特征、优势和挑战,考察大数据和机器学习在统计学领域的地位

基金项目:贵州省高等学校教学内容和课程体系改革项目“大数据背景下基于机器学习的统计学课程建设与实践研究”(2021358)。

作者简介:刘敬伟(1970—),男,河南舞阳人,博士,教授,研究方向为经济统计与计量分析;罗君(1995—),女,通信作者,四川南充人,硕士,讲师,研究方向为企业管理、商业数据分析;张小成(1978—),男,湖南怀化人,博士,教授,研究方向为大数据应用与金融工程。

和重要性,论证大数据和机器学习将成为统计学新视野的观点。

一、大数据的概念与特征

(一)大数据的概念

Abaker(2015)为大数据下过一个简单定义:大数据是用传统数据库技术难以存储、处理和分析的数据量,意味着量大、高维,这些数据表示为具有大量的解释变量和观测值。大数据分为以下三种:结构化数据、非结构化数据和半结构化数据,这三种数据类型的获得源不同。结构化数据是按照预先定义的模式存储在文件中作为固定栏下记录的信息,以非常系统的方式创建和处理,如表格或其他形式,添加、删除、更新、存储、查询和分析这些数据很简单,结构化查询语言(SQL)通常用来查询结构化数据。非结构化数据是以非标准的、未知形式写入的数据,此类数据来源于如电子邮件、视频、图像、文本文件、社交媒体的帖子等。半结构化数据是关系数据库中不可用的信息,这些数据很难存储、检索和分析,执行这些操作需要专门的软件。

(二)大数据的特征

大数据有几个不同的重要特征。Laney(2001)将大数据的特征定义为数量性(Volume)、多样性(Variety)和速度性(Velocity)等几个组成部分,大数据的概念一般通过考虑这三个基本特征来研究,这三个特征在文献中也被称为3V维度。随着研究的深入,除了这几个特征,可变性(Variability)、准确性(Veracity)和价值性(Value)也被作为大数据的特征在文献中被广泛讨论,从而形成6V维度的特征。

大数据的关键特征是数据的数量性,即数据量。在大数据几个特征中数据量排第一,无论是用户生成还是机器自动生成的数据,通常用TB、PB或EB等单位来衡量数据量。大数据的速度特征(speed feature)是需要处理的数据频率,意味着数据正在以前所未有的速度生成、存储或更新。多样性是数据中的结构异质性,也表示数据来源的多样性(diversity)。可变性(variability)是确定数据的结构是否规则和可靠,即使在极其不确定和不可预测的情况下,可变性是数据含义的变化而非数据的异质性。准确性(veracity)是与某些类型数据相关的信度水平,包括可靠性(reliability)、精确性(accuracy)和精准度(precision)。准确性是表明数据集的可靠性和无差错程度的属性。价值性是从数据中可得到的价值及意义,数据的价值属性直接关系最终的研究目的。因此必须确保所做分析基于正确数据,且在

分析结束时数据仍具有价值并得到明显改进。

大数据的其他特征,如有效性(Validity)、波动性(Volatility)、可视化(Visualization)和脆弱性(Vulnerability)在相关文献中也有提到。有效性特征与准确性特征类似,表明数据对其预期用途的准确度和有效性。波动性指数据的有效时长和存储时间。可视化指包含许多数据变量的复杂图形。脆弱性指数据来源的不足。除了这些10V特征,还可以增加复杂性(complexity)特征。复杂性指数据处理的难度和困惑。讨论大数据的这些特征,有助于了解大数据的优势和挑战,为可能遇到的困难提供解决措施。

二、大数据的优势与挑战

与传统数据不同,大数据具有自身的特点,是许多数据源的综合,数据源彼此间没有共同特征,且来自不同的总体。大数据分析的一个主要优势是可以从单个大群体中获得额外信息,而不是从统计总体中单独的一个子群体中获得。大数据的大样本容量使我们能够发现与统计总体的子群体相关的隐藏模式,从而有机会运用需要复杂统计技术的子群体数据对变异性进行建模。大数据分析的另一个优势是数据源是实时更新的,这一特征使判断正在发生的经济趋势成为可能。此外,使用大样本数据集还可以解决由有限观测值引起的统计问题,也有机会获得关于研究对象更详细的信息。

大数据除上述优势外,也面临着困境和挑战。从大数据的定义和特征可以理解,这些数据不同于分析中常用的数据类型。由于大数据的特性,此类数据的收集、存储、共享、传输、可视化和分析是大数据面临的重要挑战之一。另一个挑战是处理数据时可能出现的问题,如RAM限制等内存问题,在处理过程中解决时间问题,以及消除索引等数据结构化问题。

大数据样本容量大和维度高的特点使传统的统计方法不再适用,有待发展新的统计和计算方法。由于大数据的规模和样本量很大,使用大数据会遇到一些困难。首先是大数据的高维性可能产生的噪声累积、虚假相关和随机内生性问题,以及变异性(异质性)和偏差问题。其次是大数据的高维和大样本特征结合在一起时,可能出现分析的计算成本高和规则的算法不稳定等问题。如果在使用大数据时不考虑适当的方法而是基于传统方法进行预测,上述情形就会导致模型选择不一致。大数据很难用标准的数据处理方法进行检验,小样本的统计方法不适合大数据,因此,

发展新的统计方法以克服可能遇到的困境非常重要且有必要。新的方法将新的统计思想和算法、机器学习结合起来,能够成功解决大数据使用中最常遇到的变异性、噪声积累、虚假回归和内生性等问题。

三、机器学习

机器学习是人工智能的一个分支,由建模和算法组成,这些算法使用数学和统计学方法从现有数据中推断,并通过这些推断对未知事物进行预测。机器学习的主要目的是作出精确预测,而估计函数通常难以解释且与特定概率模型相关。机器学习是一个广泛的领域,包括人工智能、计算机视觉和统计学习等,统计学习是机器学习的一个子集,在统计学中有很好的应用,是数据分析中不同预测方法和规范方法的总称,这些方法是现代经济中大多数智能服务和应用的基石。

从事大数据分析的研究人员使用各种机器学习算法获取所需信息并进行预测,这些算法根据数据的学习路径分为有监督学习和无监督学习两类进行预测。无监督学习指用来寻找数据中先前未知的结构与关系的方法,目的是在数据中找到相似的样本集,并对数据中的底层结构或分布进行建模,以了解有关数据的更多信息。有监督学习指基于训练数据集创建机器学习模型的过程,从训练数据中寻找算法学习过程,然后用测试数据对学习过程进行监督。有监督机器学习主要关注预测和估计问题,分为回归和分类两个部分:回归是用于估计定量变量的有监督学习,分类是将观察结果划分为定性类别以建模和预测定性变量的有监督学习。

对于有监督学习,有不同的机器学习方法,如LASSO、Ridge、随机森林、回归树、支持向量机以及矩阵因子等。统计学中的大多数应用都属于有监督学习,统计学方法与有监督机器学习之间的区别在于,很多有监督机器学习方法都依赖于数据驱动的模式选择。对于有监督学习方法,数据集通常分为训练数据和测试数据两部分。训练数据是由算法决定的观测值组成的数据,使用这些数据是通过所讨论的算法进行推断并创建模型,测试数据用来确定使用训练数据获得的模型与真实值的接近程度。机器学习可用于传统数据集以及大数据的预处理和估计,在低维数据和高维数据中都有应用。

四、大数据、机器学习与统计学

虽然大数据已经在很多领域得到普遍应用,在统计学领域的应用却相对迟缓,在经济与统计分析中使

用大数据还存在一定的局限性,原因是社会科学领域中与大数据和大数据分析相关的概念还未被广泛接受。事实上大数据为更好、更细致地衡量经济趋势,对不同的主题开展新研究、发展新方法以及进行更强大、更准确的分析提供了重要机会。根据 Einav 和 Levin (2014)的说法,大数据将影响经济学家提出的问题类型,通过允许更多的变异性,随时间推移对经济活动进行更详细的分析来提供更多信息。

不同领域针对大数据开展的研究相对丰富,但在经济学和统计学领域的研究尚在起步阶段,而大数据的特征正是统计学研究的重要源泉,有学者指出,大数据将对未来经济学和统计学产生重要影响。近年来大数据在统计学领域的应用受到重视,也发展出一些新的统计方法,以大数据为主题的理论研究和实践应用的学术会议也在逐渐增多。

大数据统计学家试图在不受数据约束的情况下,从更广泛的范围考虑内在原因来研究相关问题。考虑到机器学习在分析高维数据中的必要性,专家试图结合统计学与机器学习来提供更多的信息,这样在收集和分析大型数据集、建立变量之间关系并加以比较时,可以保证所需要的计算能力和算法精度达到最高。在获得经济计量与统计结果的同时,对大数据和高维数据的处理也成了可能。

由于机器学习的适用范围和存在困难,统计学领域大数据研究仍相对较少,但机器学习和统计学的结合使用已经引起人们的广泛关注,尤其随着最近几年机器学习算法的改进更是如此。统计学应用机器学习算法和方法时最重要的是了解统计学和机器学习之间的区别。统计学主要侧重估计因果效应和识别因果关系,机器学习提供的算法工具可以汇总数据中的各种关系,并基于模型选择做出适当的估计。简单来说,机器学习主要包括降维、模型选择和数据分析等。此外,统计分析主要针对观察值数量大于变量数量的情况进行,机器学习不仅可以分析此类数据,也使在观察值数量等于或少于解释变量数量的情况下进行数据分析成为可能。以上这些差异,尤其是机器学习不关注因果关系这一事实导致统计学家与机器学习及其算法保持距离。

斯坦福大学的 Athey 教授是支持在统计学领域使用机器学习的重要人物之一,并在该领域进行了许多理论研究。他简要概述了机器学习和因果推断之间的关系,创建了包括统计学习算法在内的研究框架,为统

计学领域通过机器学习进行因果推断作出重要贡献。为了强调机器学习在统计学领域应用的重要性,Athey(2018)将机器学习定义为“机器学习是计算机科学诸多子领域的集合,也是计算机科学、工程学、统计学和社会科学中越来越多地应用和发展的一系列主题。”“机器学习是一个开发应用于数据集的算法设计的领域,其核心主题包括估计、回归、分类和聚类。”尽管机器学习方法在经济学和统计学文献中占有相对有限的地位,但基于在统计学领域收集大数据的可能性以及分析大数据的愿望,人们对这些方法的兴趣显著增加。在统计分析中,机器学习在降维、模型选择和数据分析等方面作用很大,且在机器学习的框架内考虑因果关系这一事实也促进了新统计方法的发展。近年来,与因果推断相关的统计学出现了新发展和新方法,机器学习在统计学中变得越来越重要。

五、大数据和机器学习在统计学领域的主要研究方向和未来展望

(一)主要研究方向

虽然经济学、统计学领域关于大数据和机器学习的研究起步较晚,但文献中也涌现出一些有趣的研究。Varian(2014)指出,在进行经济分析时集中起来的计算机更有可能执行大量的操作,例如数据收集和编辑、个性化和定制、预测和分析,同时强调通过计算机分析大数据的能力对经济研究结果的呈现意义重大。Varian(2014)定义了一些使用、管理和分析大数据的工具,指出机器学习在其工作中的重要性,强调将来通过计算机专家和统计学家的合作,能够取得非常好的成果。Einav和Levin(2014)广泛讨论了大数据如何改变商业、政府和经济的其他领域,并给出不同案例开展讨论,重点讨论了不断发展中的数据源和更详细的数据将给经济实践和分析带来的变化。在同年发表的其他研究中,他们认为,更详细全面的数据可以更好地量化经济影响和结果,从而提供新的研究问题。Einav和Levin(2014)强调,大数据将改变经济学家和统计学家处理应用研究和研究中使用统计工具的方式。Fan和Han(2014)讨论了大数据的挑战,他们通过解决大数据的数量和高维度困难,引起人们对复杂性、噪声数据和异质性等问题的关注。Taylor(2014)分析了如何使用大数据统计学方法来阐明经济问题,大数据将如何发展和改变经济模型,以及经济学与其他学科的合作。

有关机器学习的文献中,许多研究作了政策预测,

如Jiang和Li(2016)、Athey和Wager(2021)、Dudik和Erhan等(2014)。Athey(2017)总结了在政策实施中使用估计方法时出现的几个问题。据了解,最近的研究主要集中在通过修正和开发新的统计技术进行因果推断,特别是在机器学习算法中。Hastie和Tibshirani(2009)讨论了大数据中的非参数方法,LASSO方法是有监督机器学习中最重要方法之一,它是一种惩罚回归模型,由于大数据的高维性,这些估计方法在大数据研究中得到普遍使用。Belloni和Chernozhukov等(2015)展示了在他们的工作中将机器学习方法应用于经济学因果推理的例子。除此之外,其研究中还加入了人工神经网络和深度学习等概念,并强调了机器学习的必要性。

Belloni和Chernozhukov(2014)对LASSO方法提出了改进,借助这种改进,得到能够获得有效置信区间的条件。他们在研究中展示了真实数据集中可能出现的偏差量,还强调了预测建模和因果效应估计之间的区别。随机森林也是重要的机器学习方法之一,Wager和Athey(2017)在他们的研究中强调,虽然随机森林的结构看起来很复杂,且与标准的统计学方法有很大不同,但它与k近邻等非参数方法密切相关。此外,他们对随机森林方法进行了修正,使该方法能够以真实条件期望函数为中心给出渐近估计,并得到渐近方差的一致估计量。Wager和Athey(2018)引入了因果森林的思想,因果森林是机器学习中使用的大量树的平均值。Athey和Tibshirani(2019)还建议用广义随机森林替代局部广义矩或局部最大相似度方法。在另一项研究中,Athey(2018)定义了机器学习并讨论其优劣势,将机器学习与用于因果推断的传统统计学工具进行了比较。

(二)主要研究趋势与展望

根据以上文献梳理与分析,当前大数据和机器学习在统计学领域的研究热点及未来主要研究趋势可以归纳为如下方面:1.大数据分析。随着信息技术的发展,越来越多的数据被产生和收集,大数据分析正在成为统计学的一个重要方向,它涉及如何从大规模、复杂的数据集中抽取有用的信息。2.机器学习与统计学的融合。统计学和机器学习之间的边界正在逐渐模糊,两者的结合能够更好地处理复杂的预测和分类问题。3.深度学习。尽管深度学习更多被视为人工智能领域的一部分,但其在统计学中也有应用,特别是在处理高维度、非线性数据时。4.贝叶斯方法的复兴。贝叶

斯方法在处理不确定性和复杂数据结构时具有独特的优势,随着计算能力的提高,贝叶斯方法在统计学中的应用越来越广泛。5.因果推断。因果推断试图从数据中推断出因果关系,而不仅仅是相关关系,这在很多领域都有应用,例如公共卫生、经济学和社会科学。6.计算统计。随着计算能力的提高,计算统计学正在成为统计学的重要分支,涉及使用计算机模拟和其他数值方法解决统计问题。7.隐私保护和数据安全。随着数据收集和分析的增加,如何保护个人信息和数据安全成为重要问题,包括开发新的、对隐私友好的统计方法,如差分隐私。8.可解释性和透明度。在机器学习和深度学习中,统计模型的可解释性和透明度越来越重要,统计学家正在寻找方法来理解和解释这些复杂模型。9.统计学在非传统领域的应用。统计学方法被应用于越来越多的非传统领域,如社会网络分析、基因组学和神经科学。10.自动化和 AI 驱动的统计分析。随着人工智能和自动化技术的进步,更多的统计分析将被自动化,如自动特征选择、自动模型选择和自动超参数调优等正在被研发应用。11.高维统计。在许多领域如生物信息学和网络分析,统计学家常常需要处理高维数据,高维统计研究如何从高维数据中提取有用信息,同时避免诸如“维度灾难”等问题。12.稳健统计。稳健统计研究如何创建对异常值和模型假设的小偏差具有弹性的方法,随着数据质量和数据一致性问题的增加,该领域的重要性正在增强。13.在线学习和数据流统计。在线学习指模型在新数据到来时进行更新,而不是一次处理所有数据,这种方法对处理大规模数据流和时变数据特别有用。14.时间序列分析的新方法。新的时间序列分析方法,如复杂的非线性模型和多元时间序列模型正在被开发和应用。15.统计学软件和编程语言。编程语言和软件工具,如 R 和 Python 正在持续发展以帮助统计学家更有效地进行数据分析,同时新的统计学软件也在不断出现。16.图形模型。包括贝叶斯网络和马尔科夫随机场等,可用于表示变量之间的复杂依赖关系,这些模型在处理高维数据和非线性关系时尤其有用。17.优化统计学。优化方法在统计学中的应用正在扩大,尤其在参数估计和模型选择中,最近凸优化、随机优化和分布式优化等方法的应用领域正在扩大。18.神经网络和深度学习的统计理论。尽管深度学习在实践中取得了巨大成功,但其统计理论基础仍不清楚,理解神经网络的统计属性和学习动态是一个重要的研究方向。19.元分析和系统评估。元分

析和系统评估是复杂研究综述的重要工具,这些方法可将来自不同研究的结果进行汇总,并评估研究质量和偏倚。20.生存分析或事件史分析的新方法。生存分析或事件史分析是统计学重要分支,复杂协变量模型和多事件模型等新方法正在不断被开发和应用。

六、结语

与其他领域一样,在统计学领域能收集到关于不同测量变量的大量数据。大数据分析能够揭示与经典数据应用及预测方法的差异以及带来的新问题。鉴于大数据的样本量大、高维度等特点,在统计学领域需要使用机器学习等提供的方法和算法开展研究。在统计分析中使用机器学习方法和算法的同时,要明白统计学与机器学习之间的差异。为克服这些差异更好地使用大数据,开发新机器学习算法和方法很重要。

统计学中的大数据研究可能开创一个全新而有趣的领域。近年来,统计学领域的学术研究、学术会议等明显表现出了对大数据和机器学习的兴趣。大数据统计学和大数据计量经济学课程已经开始在硕博士课程中开设。从这种日益增长的兴趣中可以看出,除了统计学中现有的大数据应用,新的机器学习算法和方法将得到广泛应用。有了这些新的机器学习算法和方法,统计学研究将在大数据的使用上得到广泛应用,利用更详细的信息进行分析,并利用从不同来源获得的信息得出不同的结果。

通过统计学与机器学习的跨学科合作,建立一种通用语言揭示相关研究十分重要,将在不同领域发现更多可能。开发符合统计学研究目的的算法和方法,将对在统计学领域更广泛地进行大数据分析发挥重要作用。本文梳理最新研究文献的进展,为大数据与机器学习在统计学的研究开辟了新视野。◆

参考文献:

- [1]CHEN H,CHIANG R H,STOREY V C.Business Intelligence and Analytics;From Big Data to Big Impact [J]. MIS quarterly,2012,36(4),1165-1188.
- [2]BADAoui F,AMAR A,HASSOU L,et al.Dimensionality Reduction And Class Prediction Algorithm With Application To Microarray Big Data[J].Journal of Big Data,2017(4):1-11.
- [3]ABAKER I,HASHEM T,YAQOOB I,et al.The Rise Of “Big Data” On Cloud Computing;Review And Open Research Issues[J].Information Systems,2015(47):98-115.

- [4]RAGHUPATHI W.Big Data Analytics in Health-care:Promise and Potential[J].Health Information Science and Systems,2014(2):2-10.
- [5]LANEY D.3D Data Management:Controlling Data Volume, Velocity And Variety [J].Application Delivery Strategies,2001(6):70-72.
- [6]SCHROECK M,SHOCKLEY R,SMART J,et al. Analytics:The Real-World Use of Big Data:How Innovative Enterprises Extract Value From Uncertain-data [J].Social Sciences Research Journal,2012,7(2):41-53.
- [7]OWAIS S S,HUSSEIN N S.Extract Five Categories CPIVW from the 9V's Characteristics of the Big Data [J].International Journal of Advanced Computer Science & Applications,2016,1(7):254-258.
- [8]TAYLOR L,SCHROEDER R,MEYER E.Emerging Practices And Perspectives on Big Data Analysis in Economics:Bigger and Better or More of The Same?[J]. Big Data & Society,2014,1(2):1-10.
- [9]BICKEL P,RITOV Y,TSYBAKOV A.Simultaneous Analysis of Lasso And Dantzig Selector [J].Annals of Statistics.2009,37(4):1705-1732.
- [10]FAN J,LIAO Y.Endogeneity in High Dimensions[J]. Annals of Statistics,2014,6(1):872-917.
- [12]VARIAN H R.Big Data:New Tricks for Econometrics[J].Journal of Economic Perspectives,2014,28(2):3-28.
- [13]MULLAINATHAN S,SPIESS J.Machine Learning: An Applied Econometric Approach[J].Journal of Economic Perspectives,2017,31(2):87-106.
- [17]EINAV L,LEVIN J.The Data Revolution and Economic Analysis [J].Innovation Policy and the Economy, 2014,7(2):41-53.
- [18]ATHEY S.Beyond prediction:Using Big Data For Policy Problems[J].Science,2017,355(2):483-485.
- [19]ATHEY S,IMBENS G.A Measure of Robustness to Misspecification[J].American Economic Review,2015,105(5):476-80.
- [20]BELLONI A,CHERNOZHUKOV V,HANSEN C. Inference on Treatment Effects After Selection Amongst High-Dimensional Controls [J].Review of Economic Studies,2014,81(2):608-650.
- [21]CHERNOZHUKOV V,HANSEN C,SPINDLER M.Post-selection and Post-regularization Inference in Linear Models With Many Controls and Instruments[J]. The American Economic Review,2015,105(5):486-490.
- [22]VARIAN H R.Beyond Big Data [J].Business Economics,2014,49(1):27-31.
- [23]EINAV L,LEVIN J.The Data Revolution and Economic Analysis[J].Innovation Policy and the Economy, 2014,14(1):1-24.
- [26]FAN J,HAN F,LIU H.Challenges of Big Data Analysis[J].National Science Review,2014,1(2):293-314.
- [27]ATHEY S,WAGER S.Policy Learning With Observational Data [J].Econometrica,Econometric Society, 2021,89(1):133-161.
- [28]DUDIK M,ERHAN D,LANGFORD J,et al. Doubly Robust Policy Evaluation and Optimization [J]. Statistical Science,2014,29(4):485-511.
- [29]TIBSHIRANI R.Regression Shrinkage and Selection via The LASSO[J].Journal of the Royal Statistical Society,1996,58(1):267-288.
- [31]ATHEY S,TIBSHIRANI R,WAGER S.Generalized random forests[J].The Annals of Statistics,2019,47(2): 1148-1178.
- [33]BELLONI A,CHERNOZHUKOV V,HANSEN C. High-dimensional Methods and Inference on Structural and Treatment effects[J].Journal of Economic Perspective, 2014,28(2):29-50.
- [35]WAGER S,ATHEY S.Estimation and Inference of Heterogeneous Treatment Effects using Random Forests [J].Journal of the American Statist Association,2018,113(523):1228-1242.
- [36]ATHEY S,TIBSHIRANI J,WAGER S.Generalized random forests[J].The Annals of Statistics,2019,47(2): 1148-1178.
- [37]GANDOMI A,HAIDER M.Beyond the Hype:Big Data Concepts, Methods, and Analytics [J].International Journal of Information Management,2015,35(2):137-144.
- [38]洪永森,汪寿阳.大数据、机器学习与统计学:挑战与机遇[J].计量经济学报,2021,1(1):17-35.
- [39]田茂再.大数据时代统计学重构研究中的几个热点问题[J].统计研究,2015,32(5):3-12.

乡村振兴的现实困境与推进路径研究

——以邓州市为例

冀 潜

(邓州市统计局,河南 邓州 474150)

摘要:实施乡村振兴战略,是解决新时代我国社会主要矛盾、实现“两个一百年”奋斗目标和中华民族伟大复兴中国梦的必然要求。近年来,邓州市通过项目带动、资金促动、特色拉动等举措,推动乡村振兴产业高质量发展;积极推进“厕所革命”,完善垃圾处理治理体系,环境卫生状况得到了根本改善;多措并举推进乡风文明建设,农村居民精神面貌持续好转;着力提升治理水平,群众安全感显著增强;不断强化农村基础设施建设,农民收入持续增长。但同时存在着产业发展思路不够清晰、公益事业投入不足、人才比较缺乏、文化建设较为乏力、社会治理水平不高等问题。为此提出认真搞好产业规划,进一步加大公益事业投入,创新人才机制,大力促进乡村文化繁荣,努力构建现代治理体系等建议。邓州市在推进乡村振兴中遇到的问题具有普遍性,其工作举措和努力方向对其他地区具有一定的借鉴意义。

关键词:乡村振兴;产业兴旺;乡风文明;邓州市

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0061-03

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.10.009

乡村是具有自然、社会、经济特征的地域综合体,兼具生产、生活、生态、文化等多重功能,与城镇互促互进、共生共存,共同构成人类活动的主要空间。乡村兴则国家兴,我国人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾在乡村最为突出。全面建设社会主义现代化强国,最艰巨最繁重的任务在农村,最广泛最深厚的基础在农村,最大的潜力和后劲也在农村。实施乡村振兴战略,是解决新时代我国社会主要矛盾、实现“两个一百年”奋斗目标和中华民族伟大复兴中国梦的必然要求,具有重大的现实意义和深远的历史意义。

习近平总书记在党的二十大报告中指出,要全面推进乡村振兴,坚持农业农村优先发展,扎实推动乡村产业、人才、文化、生态、组织振兴。2023年中央一号文件对全面推进乡村振兴重点工作进行了具体安排部署。可以说,乡村振兴是今后很长一段时期内农村发展的主旋律。

邓州地处豫西南,是传统的人口大县、农业大县。近年来,该市多措并举推进乡村振兴战略,取得了显著成绩,但也存在一些突出问题,需要采取有效措施加以解决。本文在对邓州市进行深入调研的基础上,

剖析乡村振兴战略实施中的现实困境,找准下一步的推进路径和努力方向,具有很强的现实意义。

一、乡村振兴取得的成绩

(一)产业发展方面。产业兴旺是实现乡村振兴的基石。2022年以来,邓州市通过项目带动、资金促动、特色拉动等举措,推动乡村振兴产业高质量发展。

一是项目带动。首先,强化项目库谋划建设。聚焦“过渡期”巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接工作,强化巩固拓展脱贫攻坚成果和乡村振兴项目库谋划建设,确保项目早实施、快开工、早见效、早受益,有效提升衔接资金的使用效率。2023年度项目库共计纳入56个项目,涉及资金总量2.7亿元。二是资金促动。2022年邓州市共投入产业发展资金1.33亿元,占衔接资金总规模的71.55%。加大金融扶持政策落实力度,支持产业快速发展。2022年金融扶持贷款规模4.47亿元,带动脱贫户、监测户8415户;发放精准扶贫扶持企业贷款1.33亿元,带动1331户农户增加收入。设立信贷风险补偿基金8000万元,有力支持扶贫贷款持续投放,各类扶贫信贷风险得到有效监控。三是特色拉动。研究出台了支持肉牛、奶牛产业发展的项目实施方案,延伸支持肉牛、奶牛产品精深加工和副产品

作者简介:冀潜(1966—),男,河南邓州人,高级统计师,研究方向为农业统计、统计监测评价指标体系构建与统计法制。

综合利用,并以肉牛、奶牛产业为主题推动一、二、三产业融合发展。随着各种产业发展措施的落实,邓州市农业发展的基础条件得到一定改善,种植大户、养殖大户数量及其经营规模不断攀升,农业现代化发展的路子越来越清晰。

(二)生态宜居方面。生态宜居是实现乡村振兴的保障。邓州市近年来积极推进“厕所革命”,卫生厕所普及率逐年提高。积极开展小城镇环境综合整治,拆除违章建筑和违规经营摊点,建设一批道路、污水、垃圾、游园广场等基础设施工程。2022 年新建美丽小镇 3 个、“四美乡村”示范村 36 个,“五美庭院”30500 户,农村面貌焕然一新。与环保公司合作,实现了生活垃圾收集、转运、处理一条龙服务,农村环境卫生状况得到了根本改善。

(三)乡风文明方面。乡风文明是实现乡村振兴的灵魂。2022 年以来,邓州市多措并举,推进乡风文明建设。一是稳步推进公共文化服务体系建设。目前,全市各乡镇全部建成综合文化站;626 个村(社区)综合性文化服务中心配备了图书阅览室、文化活动室、数字资源室、多功能教室等。二是文化惠民活动丰富多样。秉承公共文化“走基层”常态化的工作理念,举办形式多样的文艺活动,为广大群众带来丰富多彩的视听盛宴;邓州市图书馆充分发挥公共文化服务主阵地作用,通过线上线下结合,持续开展“五彩时光亲子悦读”“湍韵手工坊”“我们的节日——文化进万家”等全民阅读系列活动。三是文化遗产传承保护更加有力。2022 年组织评选并认定第二批市级非物质文化遗产项目 40 个,市级代表性传承人 96 人;组织指导罗卷戏、心意六合拳、老梆子、黄酒酿造技艺、邓窑等“非遗”传习所的打造,推动全市非遗项目创造性转化、创新性发展。随着乡风文明建设各项举措深入推进,全市居民群众精神面貌持续好转,乡村振兴氛围更加浓厚。

(四)治理有效方面。治理有效是实现乡村振兴的核心。邓州市不断加强农村基层组织建设,强力推进“五星”支部创建,2022 年共确定“五星”支部 8 个,“四星”支部 67 个、“三星”支部 121 个,并强力推进党组织软弱涣散村(社区)集中整顿。持续建强村级班子,坚持选准选好选强村级“领头雁”,坚持探索实行村干部“即缺即配”制度,坚持培养发展年轻党员。建立市乡村三级决策事项清单,抓实村务(居务)监督委员会制度,提升治理水平。实施“天眼”“雪亮”等工程,通过技防、物防、人防措施相结合,群众的安全感显著提升。

(五)生活富裕方面。生活便利富裕是乡村振兴的必然目标。2022 年以来,邓州市不断强化农村基础设

施建设,提升基础设施水平。一是推进城乡交通一体化建设,20 户以上自然村通硬化路率达到了 100%。二是推进农村信息基础设施升级,建成了 5G 基站 190 个。三是推进应急广播体系建设,完成 1 个市级平台、25 个乡镇平台、107 个脱贫村级平台、620 个自然村级终端建设。目前,全市各行政村客运班车通达率接近 100%,快递物流服务通达率已达 100%,群众生活越来越便利。随着产业的稳步发展,农村居民的收入也在稳步提高,2022 年全市农民人均纯收入达 20411.4 元,同比增长 6.5 %。

二、乡村振兴的现实困境

(一)产业规划不够明晰。邓州作为农业大市,近年来现代农业发展取得了一定成绩,但农村二、三产业还比较落后。目前农村产业发展方面存在的突出问题是三次产业发展的整体空间布局缺失;已有的规划基本是农业方面,且规划的合理性、科学性和系统性不够。部分乡村发展定位不准确,“一乡一业”“一村一品”的特色不够鲜明,产业发展中还存在着土地、资金等要素制约较为严重的问题。

(二)公益事业投入不足。农业基础设施建设欠账较多,水利设施老化现象较为严重。近年来,邓州市虽然实施了高标准农田改造项目、水利设施建设项目等,但从整体看,田网、路网、渠网等配套设施还不完善,且部分设备缺乏运营维护资金,不能正常运转。乡村信息基础设施建设整体滞后,无法充分满足群众生产生活发展的需要。

(三)人才比较缺乏。从农村产业发展看,有文化、懂技术、会经营的新型职业农民数量偏少,能够承接网络经济时代的旅游文化产业、电商产业的复合型人才更少。从农村技术支持看,缺少能够长期扎根农村、从事农业技术推广的“土专家”“田秀才”。农村教育、卫生等方面的人才也存在着数量不足、学历层次不高、服务能力不强的问题。

(四)文化建设较为乏力。乡村文化建设投入不足,农民文化娱乐项目还不够丰富,活动没有实现制度化、体系化。对乡村文化品牌打造重视不够,精品不多。现有民间优秀传统文化弘扬不力,现代文化与乡土文化没有有机融合。移风易俗力度不够,人情攀比、厚葬薄养等陈规陋习还没有根除。

(五)社会治理水平不高。农村基层组织力量薄弱,村“两委”班子成员综合素养有待提高,且年龄普遍偏大,知识结构、专业结构、梯次结构不合理现象突出。对学历高、能力强的年轻人的吸引力较弱,缺乏科学合理的激励政策,难以调动农村广大年轻人的积极性。

三、乡村振兴的推进路径

为破解难题,扎实推进乡村振兴战略,可从以下五个方面重点发力。

(一)认真搞好产业规划。摸清乡村两级在人才、技术、产品、市场等方面的优势和不足,在此基础上,厘清适合本乡、本村产业发展的思路,宜农则农、宜工则工、宜商则商,走出一条立足自身、各具特色、优势明显、前景广阔的发展之路。一是立足邓州农业大市实际,优化农业发展空间布局,合理规划休闲农业产业带,科学制定花生、红薯、小杂粮、水产、中药材五大产业集群发展战略,推动乡村振兴产业高质量发展。二是优化畜牧业结构,做强生猪产业,大力发展标准化规模养殖,提升生猪产业装备化、集约化、智能化水平。做大牛羊产业,深入推进奶业振兴,扩大牛羊养殖规模,推进“种养+全产业链”协同发展。三是优化农产品加工业布局,以油料、果品、蔬菜、菌类和中药材为重点,强化标准引领和技术指导。大力开发农产品精深加工、高附加值产品,抢占中高端市场。四是在城市周边打造近郊乡村游憩地,发展乡村康养、休闲农庄、观光牧场、创意农业、会展培训等项目。发挥景区客流集聚优势,建设特色餐饮、住宿等项目,打造景区周边游客承接地。五是以农业生产和农村生活便利为目的,发展乡村生产性服务业,拓展乡村生活性服务业,大力发展农村电子商务,全面提升农村生活品质。

(二)进一步加大公益事业投入。一是配套完善田网、路网、渠网等农业基础设施,保证大多数耕地能够做到“旱能浇、涝能排”,彻底扭转“靠天吃饭”的局面。二是进一步加大对农村生态工程、文化工程、治安工程等的投入力度,不仅前期要建设好,后期还要运行好、管理好、维护好,使其充分发挥应有的功能。三是强化乡村信息基础设施建设,加快农村光纤、宽带、移动互联网、数字电视网发展。四是建立和推广应用农业农村大数据体系,推动物联网、大数据、人工智能、区块链等新一代信息技术与农业生产经营深度融合,大力发展智慧农业。

(三)创新人才机制。人才是实现乡村振兴的关键一环,没有人才的振兴,其他振兴无从谈起。一是调整完善土地使用及信贷资金发放制度,破解产业发展瓶颈,支持农民工、大中专毕业生、退役军人、科研人员和工商业主等返乡入乡创业。二是合理提高乡村干部的福利待遇,进一步完善激励机制,不断推进乡村干部队伍职业化、年轻化和知识化。三是积极培养引进教育、文化、医疗等方面的人才,为农村居民提供优质服务。

(四)大力促进乡村文化繁荣。乡风文明是实现乡村振兴的重要标志之一。一是大力倡导邻里互助、尊老爱幼等传统美德,推动社会主义核心价值观以及民族的、科学的、大众的社会主义主流文化向乡村社会延伸。持续推进移风易俗,开展专项文明行动,革除高价彩礼、人情攀比、厚葬薄养、铺张浪费等陈规陋习。二是挖掘和传承优秀传统文化,提升农民精气神。培育良好家风、淳朴民风,提高乡村社会文明程度。通过政策支持引导,复兴农耕乡土文化,让乡情情感回归。三是实施公民道德建设工程,深化群众性精神文明创建活动,让精神引领和道德力量深度融入乡村生活。四是加大对乡村公共文化服务体系的投入,健全开展群众性文化活动机制,满足群众多样化、多层次、多方面的精神文化需求。

(五)努力构建现代治理体系。新时期实施乡村振兴战略,必须不断提高乡村的治理能力。一是壮大集体经济收入。除依靠专项资金、光伏发电等政策性措施外,还要积极探索利用土地集中流转、集体资产租赁、兴办集体企业等方式,不断壮大集体经济收入,为乡村治理奠定良好经济基础。二是增强治理主体责任意识,提升“第一书记”治理水平,引导乡镇政府下沉衔接乡村治理事务,培育“新乡贤”,形成政府治理、社会参与和群众自治的合作共治格局。三是完善乡村治理法律法规。制定村规民约、开展乡村活动,都应建立在遵守法律法规的基础之上。要强化民主法治示范村创建,提高群众的学法用法意识。四是加强群防群治力量建设,提升农村社会治安防控体系信息化、智能化水平。深化农村网格化管理服务,推进农村基层管理服务精细化。巩固充实乡村群众调解队伍,创新完善乡村矛盾多元化、一站式解决机制。五是加强乡村应急管理、交通消防安全体系建设,加强农村自然灾害、公共卫生、安全隐患等重大事件事故的风险评估、监测预警和应急处置。◆

参考文献:

- [1]王健睿.新时代解决“三农”问题的关键:乡村振兴战略研究述评[J].河南科技学院学报,2020,40(3):23-30.
- [2]高俊才,吴维海,杨萍.基层乡村振兴战略现状和实施意见[J].中国产经,2018(8):62-69.
- [3]张小科,董黎明,杨玉雪.新发展格局下河南推进乡村振兴战略研究[J].统计理论与实践,2022(3):49-56.
- [4]杨赫.黑龙江省主导产业助力乡村振兴战略研究[J].北方经贸,2023(4):1-5.

河南省新型城镇化质量指数： 2012—2021

吴旭晓

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:推动新型城镇化高质量发展,让更多民众共享更高品质的城市美好生活是全面建设社会主义现代化河南的核心主题;要切实有效推动城镇化高质量发展,必须准确把脉河南省新型城镇化质量的实际状况。从人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化、环境城镇化、空间城镇化5个维度构建指标体系,运用反熵权法与修正 G_1 法相结合的耦合赋权法测度分析2012—2021年河南省新型城镇化质量。研究结果显示:党的十八大以来河南省新型城镇化质量稳步提高,质量提升速度快于数量扩张速度;郑州新型城镇化质量综合指数一直稳居河南省第一位,其余省辖市(示范区)的排名出现不同程度波动;河南省“一圈四区”新型城镇化质量在空间上呈现核心突出、西北高东南低的分布特征;新型城镇化质量的主要短板集中在人口城镇化和空间城镇化两个维度。

关键词:新型城镇化;质量指数;耦合赋权;区域演进;河南省

中图分类号:F299.22;F061.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)10-0064-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.10.010

一、引言及文献梳理

《河南省新型城镇化规划(2021—2035年)》提出:“面向2035年,为确保高质量建设现代化河南、确保高水平实现现代化河南,必须坚定不移、积极稳妥地推进实施以人为核心的新型城镇化战略。”河南省不仅是经济大省、人口大省和农业大省,也是城镇化水平滞后于全国平均水平的省份之一。因此,在持续缩小河南省城镇化规模与全国落差的同时,加速提升新型城镇化质量,实现中心城市“起高峰”,成为河南省现代化进程中必须完成的现实任务。

党的十八大报告明确新型城镇化概念之后,如何有效测评新型城镇化质量就成为国内专家学者研究的焦点之一。归纳起来主要划分为两个层级:一是省域层级。王宾和杨琛等(2017)^[1]从经济、社会、生态、人居和城乡5个子系统出发构建指标体系,运用熵权扰动属性模型对2001—2013年我国省(区、市)新型城镇化质量进行测评;赵娜(2021)^[2]从经济、创新、协调、绿色、开放、共享6个维度选取指标,利用改进熵值法对2008—2017年我国30个省(区、市)新型城镇化质

量进行评估。蒋正云和胡艳(2021)^[3]从人口发展、经济增长、社会建设、城乡统筹和生态环境5个方面选取指标,运用熵值协调函数对2006—2018年我国31个省(区、市)新型城镇化质量进行测度分析。黄敦平和陈洁(2021)^[4]从宏观经济、产业结构、人口质量、生态环境、公共服务以及城乡统筹6个维度选取指标,运用因子分析法对2019年我国31个省(区、市)新型城镇化质量进行评估。赵永平和熊帅(2022)^[5]从人口发展、经济发展、基础设施、公共服务、城乡融合和生态环境质量6个方面出发构建指标体系,对2008—2016年我国30个省(区、市)新型城镇化质量进行测度。何育静和张臣臣(2023)^[6]从经济发展、社会发展、生态环境、公共资源和创新能力5个维度选取指标,应用熵权-TOPSIS模型测度分析2011—2020年我国30个省(区、市)新型城镇化质量。二是市域层级。曹文明和刘赢时等(2018)^[7]从经济、人口、环境、社会和城乡协调5个维度选取指标,应用因子分析法对2013年湖南省14个地市新型城镇化质量进行测度。王文举和田永杰(2020)^[8]从人口、经济、社会、生态以及土地城镇

基金项目:2022年度河南省哲学社会科学规划项目“河南新型城镇化高质量发展的创新与开放‘双强引擎’构建及协同效应研究”(2022BJJ055)。

作者简介:吴旭晓(1976—),男,广西平南人,博士,研究员,研究方向为资源与环境管理、区域经济、科技创新与政策仿真等。

化 5 个维度选取指标,运用熵权法对 2005—2016 年河南省各地市新型城镇化质量进行评估。史欢欢和林影等(2020)^[9]从经济发展、社会进步、居民生活、生态环境和科教文卫 5 个维度出发构建指标体系,将改进的熵值法和层次分析法相结合,对 2017 年江苏省 13 个地市新型城镇化质量进行评价。马胜春和赵思悦等(2023)^[10]从人口发展、经济发展、居民生活、城乡协调、社会共享和绿色发展 6 个维度选取指标,应用层次分析法和改进的熵值法对 2011—2020 年我国西部 8 省(区)77 个地市和新型城镇化质量进行测评。欧进锋和许抄军等(2023)^[11]从经济发展、基础设施、城乡统筹、绿色低碳和创新发展等维度构建指标体系,利用组合赋权法对 2009—2020 年广东省 21 个地市新型城镇化质量进行评价分析。

以上研究成果表明,单一指标无法有效反映新型城镇化内涵,新型城镇化质量评价需要从多维度进行,但从哪些维度选择指标目前尚未形成统一意见。熵值法是运用较多的评价方法,主客观组合赋权法已

经成为近年来新型城镇化质量评价的主流方法。

因此,本文在综合借鉴现有研究成果的基础上,坚持以人民为中心、以质量为导向,从人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化、空间城镇化和环境城镇化 5 个维度出发构建指标体系,运用反熵权法(Anti—Entropy)与修正 G_1 法相结合的耦合赋权法确定指标权重,对党的十八大以来河南省 18 个省辖市(示范区)新型城镇化质量进行系统评估,剖析河南省新型城镇化发展现状、区域演进趋势及存在的主要短板,试图为河南省现代化进程中高质量推进城镇化建设提供数据支撑。

二、新型城镇化质量指数评价体系构建

1. 指标体系

遵循系统性、可比性、典型性、科学性等原则,基于新型城镇化内涵、基本特征,以相关文献^[12]为基础,从人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化、空间城镇化和环境城镇化 5 个维度选取 26 个指标来描述新型城镇化质量,具体情况见表 1。

表 1 新型城镇化质量指数评价指标体系

维度	具体指标			
	内容	单位	类型	权重
人口城镇化	常住人口城镇化率	%	正向	0.285
	城镇从业人员占比	%	正向	0.285
	城镇登记失业率	%	逆向	0.145
	每万人在校大学生人数	人	正向	0.285
经济城镇化	非农产业增加值占生产总值比重	%	正向	0.236
	二三产业固定资产投资占比	%	正向	0.176
	人均地区生产总值	元	正向	0.236
	城乡居民收入比	—	逆向	0.176
	城乡居民消费支出比	—	逆向	0.176
社会城镇化	用水普及率	%	正向	0.209
	燃气普及率	%	正向	0.113
	每万人拥有卫生技术人员数	人	正向	0.209
	人均公共图书馆藏书量	册	正向	0.178
	万人公共厕所数	座	正向	0.113
	普通初中生师比	—	逆向	0.178
空间城镇化	市区经济密度	亿元/平方公里	正向	0.236
	城市开发强度	%	正向	0.236
	市区人口密度	人/平方公里	正向	0.169
	人均城市道路面积	平方米	正向	0.135
	建成区绿化覆盖率	%	正向	0.112
	人均公园绿地面积	平方米	正向	0.112
环境城镇化	市区污水处理率	%	正向	0.146
	市区生活垃圾无害化处理率	%	正向	0.146
	建成区排水管道密度	公里/平方公里	正向	0.146
	万元地区生产总值电耗	千瓦时/万元	逆向	0.281
	环境规划强度	%	正向	0.281

(1)人口城镇化

主要从城镇化水平、就业状况及人口素质等视角选取指标。城镇化水平用常住人口城镇化率反映,就业状况用城镇从业人员占比以及城镇登记失业率来描述,人口素质用每万人在校大学生人数来代替。

(2)经济城镇化

主要从经济非农化和共同富裕两个角度来考量。经济非农化用非农产业增加值占生产总值比重、二三产业固定资产投资占比来衡量,共同富裕用人均地区生产总值、城乡居民收入比、城乡居民消费支出比来描述。

(3)社会城镇化

主要从日常生活、医疗、文化、卫生、教育等角度选取指标。日常生活水平以用水普及率和燃气普及率来反映,医疗、文化、卫生、教育等基本公共服务分别用每万人拥有卫生技术人员数、人均公共图书馆藏书量、万人公共厕所数、普通初中生师比来描述。

(4)空间城镇化

主要从生产、生活、生态“三生”空间质量等视角来选取指标。生产空间质量用市区经济密度和城市开发强度来衡量,生活空间质量用市区人口密度和人均城市道路面积来描述,生态空间质量用建成区绿化覆盖率和人均公园绿地面积来反映。

(5)环境城镇化

主要从环境治理、环境设施、环境效率、环境规制等方面选取指标。环境治理水平用市区污水处理率和市区生活垃圾无害化处理率来反映,环境设施用建成区排水管道密度来描述,环境效率用万元地区生产总值电耗表示,环境规制是环境规制强度的简称,一般用节能环保财政支出与工业增加值之间的比值来衡量。

2. 评价模型

(1)指标无量纲化

为了实现不同属性指标之间的合成,需要对指标原始数据进行正向无量纲化处理。具体说,指标 x_{ij} 标准化按照下式进行:

$$a_{ij} = \begin{cases} \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} & (\text{正向指标}) \\ 1 - \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} & (\text{逆向指标}) \end{cases}$$

(2)指标耦合赋权

为避免传统熵权法的弊端,本文运用反熵权法(Anti-Entropy)与修正 G_1 法耦合来确定指标权重。该

方法求权重的基本步骤如下:

首先,计算指标反熵值。

$$\Psi_i = - \sum_{j=1}^m q_{ij} \ln(1 - q_{ij}), q_{ij} = a_{ij} / \sum_{j=1}^m a_{ij}$$

其中, Ψ_i 是指标反熵值; q_{ij} 是中间变量; a_{ij} 是指标 x_{ij} 标准化后数值。

其次,根据反熵值计算出各指标的相对重要系数 $r_k (k=m, m-1, \dots, 3, 2)$ 。

根据评价目标对准则层下属各指标 x_i 从高到低进行重要性排序,得到指标之间的序关系:

$$x_1^* > x_2^* > \dots > x_{m-1}^* > x_m^*$$

接着,确定指标 x_{k-1} 与 x_k 之间相对重要系数 r_k 。

$$r_k = \begin{cases} \Psi_{k-1} / \Psi_k & (\Psi_{k-1} \geq \Psi_k) \\ 1 & (\Psi_{k-1} \leq \Psi_k) \end{cases}$$

最后,根据 r_k 值计算第 m 个指标相对于准则层的权重 w_m 。

$$w_m = \left(1 + \sum_{k=2}^m \prod_{i=k}^m r_i \right)^{-1}$$

由 w_m 可以推算出准则层下属各指标的权重 w_k :

$$w_{k-1} = r_k w_k$$

(3)质量指数测度

维度指数计算公式如下:

$$B_j = \sum_{i=1}^m a_{ij} w_i$$

其中, B_j 是第 j 维度质量指数; w_i 是第 j 维度下属第 i 指标权重; a_{ij} 是指标 x_{ij} 标准化值。

综合指数计算公式如下:

$$A = \sum_{j=1}^5 B_j w_j$$

其中, A 是新型城镇化质量综合指数; B_j 是第 j 维度质量指数; w_j 是第 j 维度权重。

3. 数据来源

本文所涉及的新型城镇化质量指数评价指标的原始数据主要来源于 2013—2022 年的《河南统计年鉴》,大部分指标数据在原始数据基础上计算得到。

三、新型城镇化质量指数评价与分析

本文计算了河南省 18 个省辖市(示范区)的新型城镇化质量指数,考虑到全省区域间的资源禀赋和经济社会发展水平之间的差异,按照河南省“十四五”规划提出的五大区域对 18 个省辖市(示范区)的新型城镇化质量指数进行分类对比分析。五大区域分别为:郑

州都市圈核心区(郑州、开封、平顶山、新乡、焦作、许昌、漯河)、豫北跨区域协同发展示范区(安阳、濮阳、鹤壁)、豫南高效生态经济示范区(南阳、信阳、驻马店)、豫东承接产业转移示范区(商丘、周口)、豫西转型创新发展示范区(洛阳、济源、三门峡)。为了表述方便,在下文分析中简称为“一圈四区”,即郑州都市圈、豫北示范区、豫南示范区、豫东示范区和豫西示范区。

1. 省辖市(示范区)新型城镇化维度指数

以2021年为例,分析河南省18个省辖市(示范区)的人口、经济、社会、空间和环境城镇化指数,图1(a)一(e)依次展示了由高到低排序的18个省辖市(示范区)5个维度的城镇化指数。

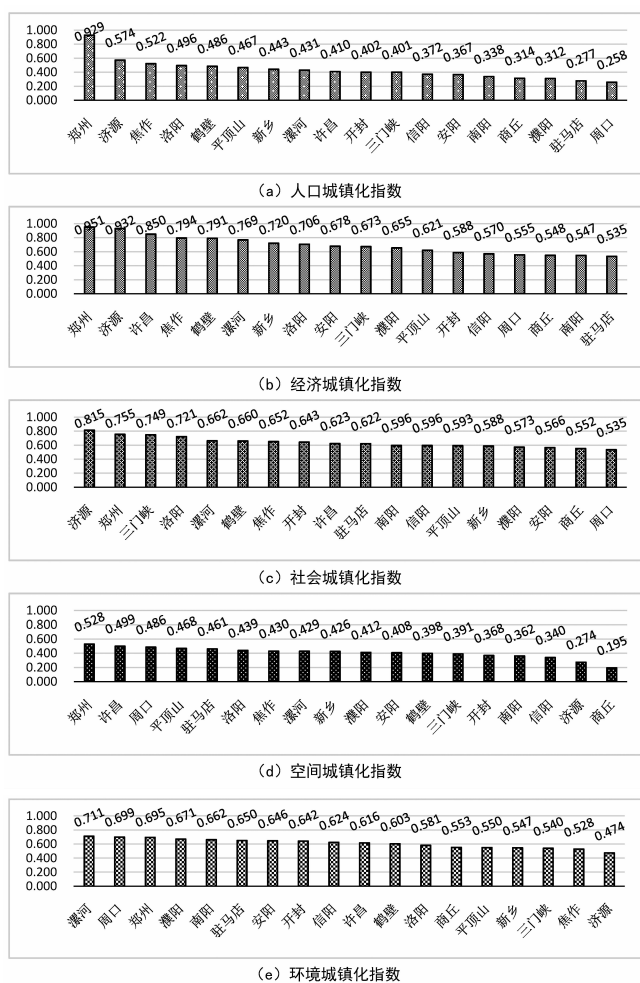


图1 2021年河南省

18个省辖市(示范区)5个维度城镇化指数

(1)人口城镇化指数

2021年人口城镇化指数在5个维度中相对偏低,全省平均值只有0.433。其中,郑州人口城镇化指数居于全省第一位,高达0.929,郑州也是全省人口城镇化指数唯一超过0.6的城市;济源和焦作排在第二、三位,

分别为0.574、0.522;周口和驻马店人口城镇化指数低于0.3,居于后两位。郑州、济源、焦作、洛阳、鹤壁、平顶山和新乡人口城镇化指数高于全省平均水平,其余省辖市低于全省均值。

(2)经济城镇化指数

2021年经济城镇化指数全省平均值达到0.694,在5个维度中排第一位。其中,郑州和济源经济城镇化指数在0.9以上,许昌也达到0.85。焦作、鹤壁、漯河、新乡、洛阳在0.7—0.8之间,安阳、三门峡、濮阳、平顶山在0.6—0.7之间,其余省辖市在0.5—0.6之间。经济城镇化指数高于0.6的数量占比达到66.7%。

(3)社会城镇化指数

2021年社会城镇化指数全省平均值为0.639,在5个维度中排第二位。济源排在省辖市(示范区)中第一位,社会城镇化指数达到0.815;郑州、三门峡、洛阳排在第二、三、四位,社会城镇化指数在0.7—0.8之间;漯河、鹤壁、焦作、开封、许昌和驻马店排在第五至十位,社会城镇化指数在0.6—0.7之间;其余省辖市在0.5—0.6之间。社会城镇化指数高于0.6的省辖市(示范区)数量占比是55.6%。

(4)空间城镇化指数

2021年没有一个省辖市(示范区)空间城镇化指数超过0.6,全省平均值只有0.406,排在5个维度末位。其中,郑州居于全省第一位,空间城镇化指数仅有0.528;许昌、周口、平顶山、驻马店、洛阳、焦作、漯河、新乡、濮阳、安阳排在第二至十一位,空间城镇化指数在0.4—0.5之间;济源和商丘居于后两位,分别只有0.274和0.195;其余省辖市排在第十二至十六位,空间城镇化指数在0.3—0.4之间。

(5)环境城镇化指数

2021年环境城镇化指数全省平均值为0.611,在5个维度中排第三位。漯河居于全省第一位,环境城镇化指数为0.711;周口、郑州、濮阳、南阳、驻马店、安阳、开封、信阳、许昌和鹤壁排在第二至十一位,环境城镇化指数在0.6—0.7之间;济源居于最后一位,环境城镇化指数仅有0.474;其余省辖市排在第十二至十七位,环境城镇化指数在0.5—0.6之间。环境城镇化指数高于0.6的省辖市(示范区)数量占比为61.1%。

2. 河南省新型城镇化质量指数综合分析

2012—2021年河南省新型城镇化质量综合指数及维度指数时序演变情况见表2。从时序演变趋势看,河南省人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化指数和

表2 2012—2021年河南省新型城镇化质量综合指数、维度指数及城镇化率时序演变

年份	维度指数					综合指数	城镇化率(%)
	人口城镇化	经济城镇化	社会城镇化	空间城镇化	环境城镇化		
2012	0.209	0.472	0.416	0.305	0.460	0.372	41.99
2013	0.228	0.503	0.470	0.319	0.466	0.397	43.60
2014	0.247	0.521	0.477	0.335	0.490	0.414	45.05
2015	0.271	0.547	0.485	0.321	0.526	0.430	47.02
2016	0.286	0.563	0.500	0.321	0.557	0.445	48.78
2017	0.316	0.587	0.541	0.349	0.583	0.475	50.56
2018	0.322	0.622	0.560	0.369	0.610	0.497	52.24
2019	0.352	0.656	0.581	0.395	0.632	0.523	54.01
2020	0.416	0.662	0.611	0.402	0.625	0.543	55.43
2021	0.433	0.694	0.639	0.406	0.611	0.557	56.45

综合指数呈现稳步提升态势,空间城镇化指数除了在2015—2016年出现横盘,其余年份也表现出稳步提升趋势。环境城镇化指数在2012—2019年实现稳步提升,2020—2021年表现出下滑态势。

2012—2021年在新型城镇化5个维度中,经济城镇化一直处于领先地位;环境城镇化在2012—2020年居于第二位,2021年下跌到第三位;社会城镇化的情况与环境城镇化相反,在2012—2020年居于第三位,2021年上升到第二位;人口城镇化在2012—2019年居于第五位,2020—2021年上升到第四位;空间城镇化由2012—2019年的第四位下滑到2020—2021年的第五位。与2012年相比,2021年人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化、空间城镇化和环境城镇化分别提升了107.74%、47%、53.51%、33.13%和32.73%,人口城镇化提升的比例最高,其次是社会城镇化。

2012—2021年河南省新型城镇化质量综合指数一直滞后于城镇化率,表明河南省城镇化“量”的扩张领先于“质”的提升。可喜的是质量提升速度快于数量扩张速度,“质”与“量”之间的落差由2012年的4.79个百分点下降到2021年的0.75个百分点。同时要看到,河南省城镇化无论是城镇化率还是质量指数仍然比较低,均存在较大的提升空间。

2012—2021年河南省各省辖市(示范区)新型城镇化质量综合指数及其排名结果见表3。除了郑州、开封、焦作、许昌、三门峡、商丘、济源,其余11个省辖市新型城镇化质量综合指数呈现稳步提升态势。为了突出重点,本文仅对部分省辖市(示范区)进行具体分析。2012—2021年郑州新型城镇化质量综合指数一直稳居全省第一位,2012年质量指数为0.577,2013—

2017年质量指数在0.6—0.7之间,2018—2021年一直在0.7—0.8之间;郑州新型城镇化质量指数在2019年出现微调,主要是受空间城镇化指数和环境城镇化指数的影响,空间城镇化指数由2018年的0.505下降到2019年的0.491,环境城镇化由0.879下滑到0.786;2020年有明显回落,主要是受经济城镇化指数和环境城镇化指数拖累,经济城镇化指数、环境城镇化指数分别由2019年的0.962、0.786下滑到2020年的0.933、0.672。许昌新型城镇化质量综合指数在2012—2014年、2016年落在0.4—0.5之间,2015年、2017—2020年处于0.5—0.6之间,2021年提升到0.600,总体跃升两个台阶;在2012—2015年、2020年居于全省第二位,2018年位居全省第三,2016年位居全省第五,2017年、2019年和2021年均排在全省第四位;许昌新型城镇化质量综合指数在2016年出现回调的原因是社会城镇化指数出现下滑,由2015年的0.520下降到2016年的0.515。三门峡新型城镇化质量指数高开低走,2012—2018年处在0.4—0.5之间,并分别在2015年和2018年出现两次回调,2015年主要是受社会城镇化指数、空间城镇化指数和环境城镇化指数叠加下滑的影响,2018年主要因为经济城镇化指数和空间城镇化指数下滑;2019—2021年处于0.5—0.6之间;其排名变化为:3(2012—2014年)→7(2015年)→6(2016年)→7(2017年)→12(2018年)→10(2019年)→8(2020—2021年)。济源新型城镇化质量综合指数实现两级跳,2012—2016年处在0.4—0.5之间,2017—2020年处在0.5—0.6之间,2021年超过0.6;受空间城镇化指数和经济城镇化指数下滑的影响,2016年济源新型城镇化质量指数出现小幅度回调;其排名变化

表 3 2012—2021 年河南省 18 个省辖市(示范区)新型城镇化质量综合指数及排名

排名	2012 年		2013 年		2014 年		2015 年		2016 年	
	地区	综合指数	地区	综合指数	地区	综合指数	地区	综合指数	地区	综合指数
1	郑州	0.577	郑州	0.600	郑州	0.629	郑州	0.662	郑州	0.685
2	许昌	0.468	许昌	0.480	许昌	0.496	许昌	0.500	焦作	0.502
3	三门峡	0.466	三门峡	0.478	三门峡	0.487	济源	0.491	鹤壁	0.495
4	济源	0.460	济源	0.476	济源	0.478	焦作	0.483	济源	0.486
5	焦作	0.438	焦作	0.460	焦作	0.465	鹤壁	0.478	许昌	0.479
6	新乡	0.404	新乡	0.422	漯河	0.425	漯河	0.432	三门峡	0.475
7	鹤壁	0.398	鹤壁	0.414	新乡	0.425	三门峡	0.430	洛阳	0.447
8	安阳	0.390	漯河	0.412	鹤壁	0.419	安阳	0.430	濮阳	0.445
9	漯河	0.381	安阳	0.410	安阳	0.419	新乡	0.429	安阳	0.445
10	平顶山	0.365	洛阳	0.388	洛阳	0.406	洛阳	0.419	漯河	0.441
11	开封	0.356	濮阳	0.369	开封	0.405	濮阳	0.417	新乡	0.441
12	洛阳	0.352	平顶山	0.366	濮阳	0.383	开封	0.402	开封	0.417
13	濮阳	0.326	信阳	0.360	平顶山	0.373	平顶山	0.392	平顶山	0.415
14	信阳	0.318	开封	0.357	信阳	0.365	周口	0.385	信阳	0.387
15	周口	0.272	周口	0.317	周口	0.350	信阳	0.383	周口	0.384
16	驻马店	0.268	驻马店	0.304	驻马店	0.331	驻马店	0.348	驻马店	0.378
17	南阳	0.251	南阳	0.274	南阳	0.299	南阳	0.336	商丘	0.348
18	商丘	0.214	商丘	0.265	商丘	0.297	商丘	0.323	南阳	0.347

(续表)

排名	2017 年		2018 年		2019 年		2020 年		2021 年	
	地区	综合指数	地区	综合指数	地区	综合指数	地区	综合指数	地区	综合指数
1	郑州	0.699	郑州	0.759	郑州	0.758	郑州	0.751	郑州	0.772
2	鹤壁	0.535	焦作	0.555	焦作	0.580	许昌	0.580	济源	0.614
3	焦作	0.533	许昌	0.543	漯河	0.566	漯河	0.578	漯河	0.601
4	许昌	0.519	鹤壁	0.539	许昌	0.558	济源	0.570	许昌	0.600
5	济源	0.516	济源	0.534	鹤壁	0.551	洛阳	0.567	洛阳	0.589
6	漯河	0.491	漯河	0.522	济源	0.548	鹤壁	0.564	鹤壁	0.588
7	三门峡	0.485	洛阳	0.499	洛阳	0.523	焦作	0.557	焦作	0.585
8	洛阳	0.482	濮阳	0.483	安阳	0.508	三门峡	0.538	三门峡	0.551
9	濮阳	0.476	开封	0.482	新乡	0.507	安阳	0.535	新乡	0.545
10	安阳	0.464	安阳	0.479	三门峡	0.507	新乡	0.533	平顶山	0.540
11	新乡	0.458	新乡	0.478	平顶山	0.501	开封	0.523	安阳	0.533
12	开封	0.447	三门峡	0.475	商丘	0.500	濮阳	0.512	开封	0.529
13	平顶山	0.429	平顶山	0.451	开封	0.494	平顶山	0.509	濮阳	0.524
14	商丘	0.419	商丘	0.450	濮阳	0.492	驻马店	0.503	驻马店	0.509
15	驻马店	0.412	周口	0.446	周口	0.470	商丘	0.502	周口	0.507
16	信阳	0.402	驻马店	0.424	驻马店	0.460	周口	0.493	南阳	0.501
17	周口	0.397	信阳	0.424	信阳	0.449	南阳	0.483	信阳	0.500
18	南阳	0.385	南阳	0.399	南阳	0.445	信阳	0.480	商丘	0.432

为:4(2012—2014 年)→3(2015 年)→4(2016 年)→5 年)。洛阳新型城镇化质量综合指数低开高走,并上了两个台阶,2012—2013 年处在 0.3—0.4 之间,2014—

2018 年上升到 0.4—0.5 之间,2019—2021 年上升到 0.5—0.6 之间;排名变化为:12(2012 年)→10(2013—2015 年)→7(2016 年)→8(2017 年)→7(2018—2019 年)→5(2020—2021 年)。南阳新型城镇化质量综合指数虽然一直不高,但也实现了三级跳,2012—2014 年处在 0.2—0.3 之间,2015—2018 年提升到 0.3—0.4 之间,2019—2020 年上升到 0.4—0.5 之间,2021 年超过 0.5;但排名一直较低:17(2012—2015 年)→18(2016—2019 年)→17(2020 年)→16(2021 年)。商丘新型城镇化质量综合指数比较特殊,虽然一直不高,但也实现了三级跳,且出现拐头情况;2012—2014 年处在 0.2—0.3 之间,2015—2016 年上升到 0.3—0.4 之间,2017—2018 年提升到 0.4—0.5 之间,2019—2020 年再提高至 0.5—0.6 之间,但在 2021 年回落到 0.432,主要原因在于空间城镇化指数和环境城镇化指数出现较大幅度的回落,分别由 2020 年的 0.524 和 0.623 下跌至 2021 年的 0.195 和 0.553。

河南省五大区域新型城镇化质量综合指数阶段性特征见图 2。无论是党的十九大之前的时间段(2012—2016 年),还是之后的时间段(2017—2021 年),五大区域新型城镇化质量综合指数均值在空间上都呈现核心突出、西北高东南低的分布特征。与党的十九大之前相比,党的十九大之后“一圈四区”新型城镇化质量综合指数均获得较大幅度的提升,分别提升了

10.1、10.3、12.2、14.7、8.4 个百分点,提升比例依次达到 22.21%、24.74%、36.92%、46.36%、18.64%。豫东示范区新型城镇化质量综合指数提升幅度、比例均在五大区域中排在首位,这也是豫东示范区在党的十九大之后赶超豫南示范区的原因所在。

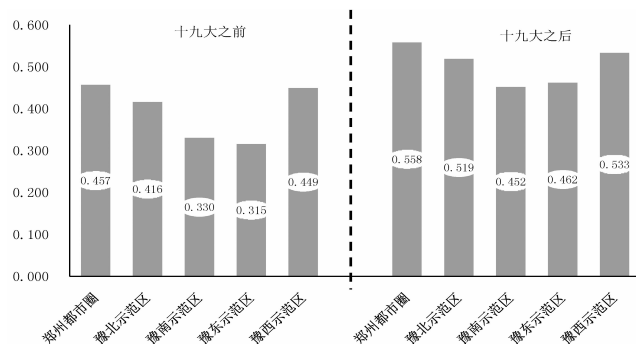


图2 河南省区域新型城镇化质量综合指数阶段异质性

分别以对应年份全省城镇化率和综合指数的均值为分界线,大于平均值为高,低于平均值为低,将各省辖市(示范区)划分为 4 种类型,即 LL 型(综合指数和城镇化率都低于全省平均值)、LH 型(综合指数低于全省平均值,城镇化率高于全省平均值)、HL 型(综合指数高于全省平均值,城镇化率低于全省平均值)、HH 型(综合指数和城镇化率都高于全省平均值)。为了节省篇幅,表 4 仅列出 2021 年各省辖市(示范区)综合指数与城镇化率分布矩阵。

表 4 2021 年河南省 18 个省辖市(示范区)综合指数与城镇化率分布矩阵

	低综合指数(L)	高综合指数(H)
高城镇化率(H)	新乡、三门峡	郑州、济源、洛阳、鹤壁、焦作
低城镇化率(L)	平顶山、安阳、开封、南阳、濮阳、信阳、商丘、驻马店、周口	漯河、许昌

表 4 显示,2021 年 LL 型省辖市(示范区)数量最多,占总数 50%;其次是 HH 型,占总数 27.78%;LH 型与 HL 型省辖市数量相同,均占总数 11.11%。平顶山、安阳、周口等 LL 型省辖市面临“质”“量”双提升压力,要积极对标 HH 型省辖市,既要注重提升城镇化质量综合指数,也要提高城镇化率;LH 型的新乡和三门峡的工作重点是加快提升新型城镇化质量综合指数;HL 型的漯河和许昌需要加速城镇化进程,在保“质”的基础上实现“量”的扩张,提升城镇化率;郑州、济源、焦作等 HH 型省辖市(示范区)要以国内先进地区的现代化城市为标杆,争取“量”与“质”再上新台阶。

3. 新型城镇化质量综合指数及维度指数区域演进 河南省“一圈四区”新型城镇化质量综合指数及

分维度指数演进情况见表 5。受篇幅所限,表 5 仅列出典型年份数据。从演进态势看,2012—2021 年河南省区域新型城镇化质量综合指数及维度指数总体稳步向好,但也存在极个别区域在个别年份出现下降情况。

就人口城镇化而言,“一圈四区”均呈现持续走高演变态势。区域排序由高到低依次为郑州都市圈、豫西示范区、豫北示范区、豫南示范区、豫东示范区。

从经济城镇化看,“一圈四区”均呈现上升演变态势。在具体排名上,2018 年郑州都市圈为第一、豫西示范区为第二,其余 3 年豫西示范区为第一、郑州都市圈为第二;豫北示范区一直位居第三;在 2018 年和 2021 年,豫东示范区为第四、豫南示范区为第五,其余 2 年豫南示范区为第四、豫东示范区为第五。

表 5 河南省新型城镇化质量综合指数和维度指数区域演进

指数	区域	2012 年	2015 年	2018 年	2021 年
人口城镇化	郑州都市圈	0.281	0.337	0.395	0.515
	豫北示范区	0.189	0.276	0.334	0.388
	豫南示范区	0.099	0.161	0.208	0.329
	豫东示范区	0.051	0.126	0.152	0.286
	豫西示范区	0.273	0.321	0.367	0.490
经济城镇化	郑州都市圈	0.543	0.601	0.702	0.756
	豫北示范区	0.489	0.582	0.633	0.708
	豫南示范区	0.316	0.414	0.468	0.551
	豫东示范区	0.276	0.388	0.518	0.552
	豫西示范区	0.574	0.626	0.647	0.770
社会城镇化	郑州都市圈	0.493	0.532	0.580	0.645
	豫北示范区	0.424	0.482	0.530	0.599
	豫南示范区	0.265	0.371	0.468	0.605
	豫东示范区	0.205	0.357	0.490	0.543
	豫西示范区	0.521	0.575	0.682	0.762
空间城镇化	郑州都市圈	0.329	0.346	0.395	0.450
	豫北示范区	0.266	0.307	0.349	0.406
	豫南示范区	0.235	0.268	0.316	0.388
	豫东示范区	0.301	0.363	0.471	0.340
	豫西示范区	0.362	0.301	0.313	0.368
环境城镇化	郑州都市圈	0.488	0.541	0.634	0.613
	豫北示范区	0.489	0.563	0.655	0.640
	豫南示范区	0.479	0.564	0.618	0.645
	豫东示范区	0.383	0.534	0.611	0.626
	豫西示范区	0.400	0.410	0.502	0.532
综合指数	郑州都市圈	0.427	0.471	0.541	0.596
	豫北示范区	0.371	0.442	0.500	0.548
	豫南示范区	0.279	0.356	0.416	0.503
	豫东示范区	0.243	0.354	0.448	0.469
	豫西示范区	0.426	0.447	0.502	0.584

就社会城镇化看,“一圈四区”均呈现持续提高演变态势。豫西示范区一直位居首位,郑州都市圈一直位居第二;在 2021 年,豫南示范区为第三、豫北示范区为第四,其余 3 年情况相反,豫北示范区为第三、豫南示范区为第四;豫东示范区除 2018 年外一直为第五。

从空间城镇化看,郑州都市圈、豫北示范区、豫南示范区和豫东示范区均呈现逐步提升演变趋势;豫西示范区表现出先下降后上升演变态势,即由 2012 年的 0.362 下降到 2015 年的 0.301,再上升到 2018 年的 0.313,最终提升到 2021 年的 0.368。2021 年郑州都市

圈位居第一,其余 3 年位居第二;2012 年豫北示范区排在第四,2015 年和 2018 年排在第三,2021 年上升到第二;豫南示范区由 2012 年、2015 年的第五名上升到 2018 年的第四名,再到 2021 年的第三名,排名稳步上升;豫东示范区在 2012 年位居第三,2015 年和 2018 年位居第一,2021 年又回落到第三;豫西示范区在 2012 年位居第一,2015 年跌到第四,2018 年下行至第五,2021 年回升至第四。

从环境城镇化看,郑州都市圈和豫北示范区均呈现先上升后回落演变态势。郑州都市圈排名变化表现出波动式下滑趋势:2→3→2→4;豫北示范区在 2021

年位居第二,其余3年位居第一;豫南、豫东和豫西示范区环境城镇化指数均呈现不断提升变化趋势。豫南示范区排名变化表现出波动式上升趋势:3→1→3→1;豫东示范区排名变化整体表现出下滑趋势:5→4→4→3;豫西示范区在2012年位居第四,其余3年位居第五。

从新型城镇化质量综合指数看,“一圈四区”均呈现持续走高态势。郑州都市圈一直位居第一;豫西示范区一直位居第二;豫北示范区一直稳居第三;豫南

示范区在2018年排在第五,其余3年排在第四;豫东示范区在2018年排在第四,其余3年排在第五。

4. 新型城镇化质量指数的制约短板分析

为了找准提升各省辖市(示范区)新型城镇化质量的发力点,根据系统理论中的“木桶效应”,得分值最低的维度就是该省辖市(示范区)新型城镇化高质量发展的短板。囿于篇幅所限,表6仅列出各省辖市(示范区)新型城镇化质量制约短板类型演变的部分年份数据。

表6 河南省18个省辖市(示范区)新型城镇化质量制约短板类型演变

2012年		2015年		2018年		2021年	
人口城镇化	空间城镇化	人口城镇化	空间城镇化	人口城镇化	空间城镇化	人口城镇化	空间城镇化
开封	郑州	开封	郑州	洛阳	郑州	平顶山	郑州
洛阳	鹤壁	洛阳	鹤壁	平顶山	开封	安阳	开封
平顶山	济源	平顶山	焦作	安阳	鹤壁	濮阳	洛阳
安阳		安阳	漯河	新乡	焦作	许昌	鹤壁
新乡		新乡	济源	濮阳	三门峡	南阳	新乡
焦作		濮阳		许昌	济源	周口	焦作
濮阳		许昌		漯河		驻马店	漯河
许昌		三门峡		南阳			三门峡
漯河		南阳		商丘			商丘
三门峡		商丘		信阳			信阳
南阳		信阳		周口			济源
商丘		周口		驻马店			
信阳		驻马店					
周口							
驻马店							

表6显示,2012—2021年河南省各省辖市(示范区)的核心短板主要集中在人口城镇化和空间城镇化两个维度。空间城镇化是核心短板的省辖市(示范区)数量逐年提升,2012年郑州、鹤壁、济源的核心短板是空间城镇化,2015年增加了焦作和漯河,2018年增添了开封和三门峡,2021年增加了洛阳、新乡、商丘和信阳。与之相对应,人口城镇化是核心短板的省辖市(示范区)数量逐年下滑,依次为15个、13个、12个、7个,占总数的比重分别为83.33%、72.22%、66.67%、38.89%。2021年空间城镇化是核心短板的省辖市(示范区)数量超过了人口城镇化是核心短板的省辖市(示范区)数量。因此,提升城市生产、生活、生态“三生”空间质量成为当前河南省新型城镇化进程中实现中心城市“起高峰”战略目标的核心政策靶向。

四、主要结论与对策建议

1. 主要结论

基于党的十八大以来河南省18个省辖市(示范区)新型城镇化质量的综合指数及5个维度指数测算结果,得到以下主要结论:

(1)2021年河南省18个省辖市(示范区)新型城镇化5个维度发展不充分不均衡特征比较明显,均值由高到低依次为经济城镇化指数、社会城镇化指数、环境城镇化指数、人口城镇化指数、空间城镇化指数。

(2)2012—2021年河南省新型城镇化质量综合指数呈现逐年稳步提升态势,城镇化“量”的扩张领先于“质”的提升,但质量提升速度快于数量扩张速度;河南省新型城镇化无论是城镇化率还是质量指数仍然比较低,均存在较大的提升空间。

(3)2012—2021年,除了郑州、开封、焦作、许昌、三门峡、商丘、济源,其余省辖市新型城镇化质量综合指数呈现逐年稳步提升态势;郑州新型城镇化质量综合指数一直稳居全省第一位,其余省辖市(示范区)的排名出现不同程度的波动。

(4)党的十九大前后两个阶段,河南省“一圈四区”新型城镇化质量综合指数均获得较大幅度的提升,豫东示范区新型城镇化质量综合指数无论是提升幅度还是比例均在五大区域中排在首位;区域新型城镇化质量综合指数均值在空间上都呈现核心突出、西北高东南低的分布特征。

(5)河南省“一圈四区”的新型城镇化质量综合指数以及人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化3个维度指数均呈现持续走高演变态势;豫西示范区空间城镇化指数表现出先降后升演变态势,其余区域均呈现逐步提升演变趋势;郑州都市圈和豫北示范区环境城镇化指数呈现先上升后回落演变态势,其余区域均呈现不断提升的趋势。

(6)2012—2021年各省辖市(示范区)的核心短板主要集中在人口城镇化和空间城镇化两个维度。空间城镇化是核心短板的省辖市(示范区)数量逐年提升,人口城镇化是核心短板的省辖市(示范区)数量逐年下滑,2021年空间城镇化是核心短板的省辖市(示范区)数量超过了人口城镇化是核心短板的省辖市(示范区)数量。

2. 对策建议

河南省城镇化正处在动力转换和发展模式转型的关键期,推动全省城镇化高质量发展,让更多人民群众享有更高品质的城市生活是全面建设社会主义现代化河南的核心主题和必然选择。根据上文研究结论,提出以下对策建议:

(1)坚持系统思维,实现多元协同共进。协调有效市场和有为政府的作用,以数字化为引领,以新型工业化和现代服务业为支撑,夯实农业现代化基础,促使人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化、环境城镇化和空间城镇化耦合联动,保障“产-城-人”协同共生。

(2)坚持“一圈四区”协调发展,优化规模结构。鼓励人口、科技、信息、资金等生产要素充分自由流动,提升郑州都市圈的辐射带动能级;协同推进传统产业提质和新兴产业壮大,以经济城镇化和社会城镇化为先导,引领人口城镇化提速增效,实现豫东和豫南示

范区新型城镇化“量”“质”双升。

(3)坚持以人为本,补短板强弱项。在推进城镇化进程中兼顾存量提质与增量稳进,从宜居宜业、绿色低碳、安全韧性、公共服务均等普惠共享等方面提升城市内涵及品质;在城市更新中重塑各省辖市(示范区)城区空间格局,优化城市“三生”空间结构,提升空间城镇化质量,把城市建设为充满生机活力、人文关怀和幸福感的人间乐园。◆

参考文献:

- [1]王宾,杨琛,李群.基于熵权扰动属性模型的新型城镇化质量研究[J].系统工程理论与实践,2017,37(12):3137-3145.
- [2]赵娜.新型城镇化发展质量的测度与评价[J].统计与决策,2020,36(22):57-60.
- [3]蒋正云,胡艳.中国新型城镇化高质量发展时空格局及异质性演化分析[J].城市问题,2021(3):4-16.
- [4]黄敦平,陈洁.我国新型城镇化质量综合评价[J].统计与决策,2021,37(12):170-173.
- [5]赵永平,熊帅.市场化、产业集聚与新型城镇化质量[J].统计与信息论坛,2022,37(1):13-21.
- [6]何育静,张臣臣.空间视角下数字经济对新型城镇化质量影响研究[J].区域经济评论,2023(3):53-63.
- [7]曹文明,刘赢时,杨会全.湖南新型城镇化质量综合评价研究[J].湖南社会科学,2018(2):155-159.
- [8]王文举,田永杰.河南省新型城镇化质量与生态环境承载力耦合分析[J].中国农业资源与区划,2020,41(4):21-26.
- [9]史欢欢,林影,陈俊梁.新型城镇化发展质量综合评价研究:以江苏13市为例[J].农业经济,2020(9):72-74.
- [10]马胜春,赵思悦,胡娟.西部地区新型城镇化发展质量评价及其空间溢出效应分析[J].统计与决策,2023,39(5):61-64.
- [11]欧进锋,许抄军,陈东.广东省新型城镇化高质量发展水平演变及其影响因素[J].经济地理,2023,43(3):78-87.
- [12]吴旭晓.新型城镇化统计监测指标体系研究[M]//谷建全,王建国,王新涛,等.河南城市发展报告:2015.北京:社会科学文献出版社,2015.