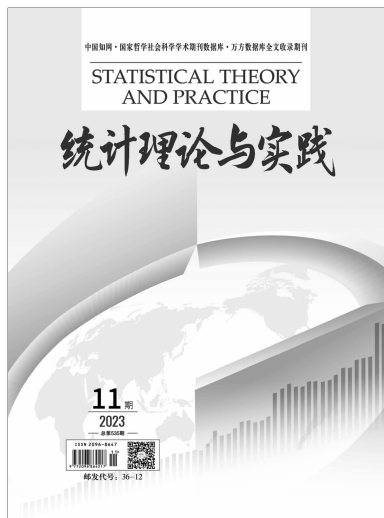




2023 年第 11 期(总第 535 期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路 16 号

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: ISSN 2096-8647  
CN 41-1458/C8

出版日期:每月 25 日

编辑部电话:(0371)65966326

发行部电话:(0371)65966326

邮政编码:450008

单册定价:15.00

订 阅:全国各地邮局(所)

(邮发代号:36-12)

网 址:<http://navi.cnki.net>

投稿邮箱:[tjllysj@vip.sina.com](mailto:tjllysj@vip.sina.com)

网络合作伙伴:博看网 [www.bookan.com.cn](http://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

## ● 数字经济

数字经济、创新驱动对城市经济韧性的影响

——基于 2011—2021 年武汉城市圈统计数据的实证分析 吴文菲 汪发元 / 3

企业数字化转型对品牌资产的影响研究

——基于营销投入和创新能力的门槛效应分析 李安琪 姚作为 / 9

江苏省数字经济发展水平综合统计测度

魏满满 孙会娟 / 18

## ● 区域发展

旅游收入、客流量与网络关注度的空间错位研究

——以广东省为例 钱慧静 / 24

中原城市群城乡融合发展的时空分异特征分析

齐伟丽 朱云章 王清雅 高 毓 / 30

基本公共服务供给、第三产业与人口流失问题研究

——基于 2012—2021 年东北地区 34 个地级市数据的实证分析 宋欣颖 宋晓冬 / 38

## ● 产业解读

河南省构建优质高效服务业新体系路径研究

贺琦楠 / 46

河北省制造业产能利用率:行业差异及优化路径

刘 静 王宝林 崔兰花 / 52

营商环境对企业技术创新效率影响的研究

——以高技术制造业为例 代涵硕 白 茹 郑文杰 / 59

## ● 实践探索

河南省数字出版产业高质量发展研究

马 昂 / 65

政府统计数据治理背景下的智慧统计体系建设思考

裴来辉 刘 畅 / 69

# 数字经济、创新驱动 对城市经济韧性的影响

## ——基于 2011—2021 年武汉城市圈统计数据的实证分析

吴文菲<sup>1</sup> 汪发元<sup>2</sup>

(1.长江大学 城市建设学院,湖北 荆州 434023;2.长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

**摘要:**为洞悉数字经济、创新驱动对城市经济的影响,研究城市经济发展的韧性,基于 2011—2021 年武汉城市圈数据,运用固定效应模型和中介效应模型,检验数字经济、创新驱动对城市经济韧性的影响效果。结果显示:数字经济、创新驱动均显著提升了武汉城市圈城市经济韧性,创新驱动在数字经济促进城市经济韧性的过程中发挥着不可或缺的中介作用。因此,应当持续提升产业数字技术水平,推动城市圈稳定发展;着力推动创新成果应用转化,引导城市圈转型升级;坚持深化区域一体发展战略,促进城市圈深度融合。

**关键词:**数字经济;创新驱动;经济韧性;武汉城市圈

中图分类号:F293

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0003-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.11.001

### 一、引言

当今国际局势日趋复杂严峻,不同国家和地区之间经济分化严重,发展中国家经济发展面临严峻挑战。同时,各种自然灾害频发,对各国经济发展的韧性提出了更高要求,中国也不例外。如何充分应用智能技术实行创新驱动,深化数字经济发展,提升城市经济韧性,成为新时代中国经济发展和城市管理研究的重要课题。为此,研究数字经济、创新驱动对城市经济韧性的影响,揭示其内在机理和规律,为政府提供决策参考,具有重大意义。

### 二、文献综述

提升城市经济韧性的根本在于转变经济发展形态,充分依靠创新驱动。不少学者围绕这一话题开展了研究,其成果主要集中在三个方面:

城市经济韧性发展变化的轨迹方面。经济发展韧性具有复杂的变化轨迹,张明斗和冯晓青(2019)<sup>[1]</sup>以长三角城市群为样本,提出长三角城市群城市韧性与

经济发展水平处于动态调适期,总体上呈稳定的波动上升态势。黄庆泉(2023)<sup>[2]</sup>的研究认为,商贸流通业聚集对提升城市经济韧性有显著正向影响,且具有较大的规模异质性。崔岚和李莹莹等(2022)<sup>[3]</sup>的研究认为,区域经济韧性并非完全随机分布,具有较强的空间正相关性。

城市经济韧性与城市产业特点密切相关方面。城市经济韧性是多种因素综合影响的结果,特别是与城市的主导产业密切相关。李田田和王丽丽等(2022)<sup>[4]</sup>的研究认为,典型旅游城市的城市韧性水平与旅游经济发展水平具有耦合性,在地域上呈现东高西低的特征。同时,城市的地理位置、经济水平直接影响城市经济发展的韧性。涂强楠和何宜庆等(2022)<sup>[5]</sup>基于九大城市群的数据进行研究,结果显示城市规模、国内大循环水平与城市经济韧性呈显著正相关,数字经济发挥了正向调节作用。

经济发展水平等因素对城市经济韧性的影响机

**基金项目:**2021 年湖北省高等学校哲学社会科学研究重大项目“武汉城市圈高质量发展创新驱动机制及辐射引领研究”(21ZD043)。

**作者简介:**吴文菲(1999—),女,湖北宜昌人,在读硕士,研究方向为城市经济发展规划;汪发元(1961—),通信作者,男,湖北天门人,硕士,教授,研究方向为区域经济、农业经济。

理方面。马德彬和沈正平(2021)<sup>[6]</sup>以京津冀城市群为研究对象,发现城市群韧性和经济发展、市场需求、社会建设、生态建设、政府调控以及对外开放水平存在相互促进的影响机理。

上述研究揭示了城市经济韧性的影响因素、影响规律和影响机理,为深入研究奠定了基础。在数字经济时代,经济发展已经从传统的生产要素驱动转变成创新驱动。因此,研究数字经济、创新驱动对城市经济韧性的影响具有鲜明的时代意义。本研究的创新点在于揭示数字经济、创新驱动对城市经济韧性的影响效果以及影响的内在机理。

### 三、理论分析与研究假设

数字经济以崭新的形态嵌入经济和社会发展的各个环节,深刻影响经济发展,同时是新型城镇化发展的重要驱动力。数字经济作为一种新的经济形态,提升了创业信息的传播渠道和速度,能有效驱动高质量创业,并通过溢出效应带动整个城市经济的稳健发展,从而提高城市经济发展的韧性。数字经济从根本上推动了经济结构的转变,激发了绿色技术创新的潜力,显著促进了城市绿色发展水平,从而提升城市经济韧性。据此,提出假设 1。

假设 1:数字经济显著促进了城市经济发展的韧性。

当今世界已进入高科技发展时代,科技创新已经内化为经济社会发展的根本动力。党的十八大以来,中国政府出台了一系列关于创新驱动的新政策,经济发展的根本动力正转换到创新驱动上来。创新驱动政策通过调节人才供给、技术供给,促进资源的合理配置,优化投资和创业环境,对城市经济韧性产生积极影响。基于创新驱动的巨大效益,部分城市开展了创新型城市试点,增加对企业的创新投入,有效抑制了实体经济金融化,给实体经济的发展注入巨大动力。而实体经济是城市经济发展的根基,只有实体经济稳定

发展,才能从根本上增强城市经济发展的韧性。据此,提出假设 2。

假设 2:创新驱动能显著提升城市经济韧性。

城市经济韧性是一个动态变化的过程,在社会的发展进步中,城市经济韧性处于不断变化之中。那么,这种发展变化与数字经济和创新驱动到底是什么关系?解析三者之间的关系,必须正确认识数字经济的发展特点。从数字经济转化为现实生产力看,数字经济核心产业发展最终要将数字技术、数字产品等应用服务于产业数字化的现实需求,其本质在于创新驱动。从数字经济的发展过程看,数字经济作为一种崭新的经济形态,不断成长壮大,其成长过程就是创新驱动的过程。创新驱动能够打破城市原有发展路径,实现经济结构的转型升级,在经济结构转型升级的过程中,数字经济快速发展,城市发展韧性不断提升。据此,提出假设 3。

假设 3:创新驱动在数字经济促进城市经济韧性中发挥着中介作用。

### 四、研究设计

#### (一)变量选取

选取城市经济韧性(UDR)、数字经济(DE)和创新驱动(ID)为核心变量。其中,以城市经济韧性为被解释变量,数字经济和创新驱动为解释变量。具体含义和计量方法如下:

1. 被解释变量:城市经济韧性(UDR)。学界关于城市经济韧性的定量研究主要基于就业与 GDP 等多个指标构建的综合指标体系。参考张明斗和代洋洋(2023)<sup>[7]</sup>的研究方法,从抵抗与恢复力、适应与调节力、创新与转型力三个维度构建由 12 个指标组成的指标体系,应用熵权法对各个指标客观赋权,得到城市经济韧性的综合评价指数,见表 1。

表 1 城市经济韧性评价指标体系

| 维度层    | 指标层         | 单位 | 属性 | 权重     |
|--------|-------------|----|----|--------|
| 抵抗与恢复力 | 人均 GDP      | 元  | +  | 0.0533 |
|        | 城镇登记失业率     | %  | -  | 0.0308 |
|        | 规模以上工业企业    | 个  | -  | 0.0203 |
|        | 城乡居民人均可支配收入 | 元  | +  | 0.0639 |
| 适应与调节力 | 金融机构存款占比    | %  | +  | 0.0372 |
|        | 社会消费品零售总额   | 亿元 | +  | 0.1585 |
|        | 财政自给率       | %  | +  | 0.0851 |
|        | 地方财政支出      | 万元 | +  | 0.1299 |

(续表)

| 维度层    | 指标层      | 单位 | 属性 | 权重     |
|--------|----------|----|----|--------|
| 创新与转型力 | 地方财政教育支出 | 亿元 | +  | 0.1178 |
|        | 科学技术支出   | 亿元 | +  | 0.2088 |
|        | 产业高级化    | %  | +  | 0.0538 |
|        | 人口城镇化率   | %  | +  | 0.0361 |

2. 核心解释变量:数字经济(DE)和创新驱动(ID)。数字经济(DE)是经济发展的新形态,由于其表现形式的多元性,应用范围的广泛性,迭代速度的快速性及内容的丰富性,学术界关于数字经济测度方法和具体指标体系的构建并无统一标准。参考李宗显和杨千帆

(2021)<sup>[8]</sup>的研究方法,选择与金融发展和互联网产业密切相关的5个指标构建数字经济的评价指标体系,运用熵权法客观赋权后,得到相关综合评价指数,见表2。

创新驱动(ID)既是解释变量,也是中介变量。关

表2 数字经济评价指标体系

| 维度层  | 指标层       | 计算方法                | 属性 | 权重     |
|------|-----------|---------------------|----|--------|
| 数字经济 | 数字金融发展    | 中国数字普惠金融指数          | +  | 0.1029 |
|      | 互联网普及率    | 互联网用户数占常住人口比重       | +  | 0.1636 |
|      | 移动电话普及率   | 移动电话用户数占常住人口比重      | +  | 0.1407 |
|      | 互联网相关产出   | 人均电信业务量             | +  | 0.2631 |
|      | 互联网相关从业人员 | 信息传输、软件和信息技术服务业从业人员 | +  | 0.3297 |

于创新驱动(ID)的衡量,常见的衡量指标包括专利申请与授权数量和高新技术产业增加值等。其中专利申请与授权数量能较好地体现知识产权的产出,被广泛运用于反映企业的创新能力,而且专利技术从一定程度上体现了区域的创新技术、创新工艺等对产业的驱动力。据此,选取专利授权数量表征创新驱动。

3. 控制变量:城市经济韧性不仅与城市经济形态密切联系,还受到城市产业结构、对外开放水平、城市人口的整体素质和金融条件等多种因素的共同作用。为此,本研究选取人口密度(PD)、经济增长(EG)、教育发展(ED)、外贸依存度(FTD)作为控制变量,分别以城市总人口与城市建设用地面积的比值、实际GDP

增长率、教育支出增长率、外商实际投资与GDP的比值表示。

## (二)数据来源及说明

选取武汉城市圈(武汉、黄石、鄂州、孝感、黄冈、咸宁、仙桃、天门、潜江)9个城市作为研究样本,选择2011—2021年为研究时间范围。从武汉城市圈9个城市统计年鉴中获取相关数据,部分缺失数据从各市统计公报中获取并补充完善,极个别缺失值采用线性插值法补全。将创新驱动和人口密度等变量取自然对数引入模型,从而消除可能存在的异方差问题,运用Stata15.0软件计算得出相应变量的基本特征值,具体见表3。

表3 变量基本特征值

| 变量     | 符号   | 观察值 | 均值      | 标准差    | 最小值      | 最大值     |
|--------|------|-----|---------|--------|----------|---------|
| 城市经济韧性 | UDR  | 90  | 0.2508  | 0.1939 | 0.0929   | 0.8592  |
| 数字经济   | DE   | 90  | 0.2439  | 0.2700 | 0.0000   | 0.9987  |
| 创新驱动   | LNID | 90  | 6.9880  | 1.5063 | 4.1431   | 10.9821 |
| 人口密度   | LNPD | 90  | 1.3783  | 0.7351 | 0.2164   | 3.0641  |
| 经济增长   | EG   | 90  | 11.0536 | 7.8707 | -11.8273 | 33.1479 |
| 教育发展   | ED   | 90  | 1.1007  | 0.1467 | 0.7067   | 1.6660  |
| 外贸依存度  | FTD  | 90  | 0.0418  | 0.0860 | -0.0022  | 0.3768  |

从表3可以看出,城市经济韧性的均值为0.2508,最大值和最小值分别为0.8592和0.0929,标准差为0.1939,表明武汉城市圈不同城市经济韧性差异显著,且经济韧性呈现较大的波动性。数字经济和创新驱动的统计量显示了相似的特征,说明数字经济和创新驱动已深深嵌入武汉城市圈各方面。

### (三)模型构建

#### 1. 固定效应模型

根据相关研究,构建以城市经济韧性(UDR)为被解释变量,数字经济(DE)和创新驱动(LNID)为解释变量的固定效应模型:

$$UDR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{it} + \alpha_2 LNID_{it} + \alpha_3 Col_{it} + \varepsilon_i + \theta_t + \mu_i + \rho_{it} \quad (1)$$

式中, $UDR_{it}$ 为*i*城市*t*时期的城市经济韧性, $DE_{it}$ 为*i*城市*t*时期的数字经济水平, $LNID_{it}$ 为*i*城市*t*时期的创新驱动, $Col_{it}$ 为*i*城市*t*时期的教育发展、外贸依存度、人口密度和经济增长等控制变量, $\alpha_i$ 为待估系数, $\varepsilon_i$ 代表个体固定效应, $\theta_t$ 代表时间固定效应, $\mu_i$ 为截距项, $\rho_{it}$ 为随机扰动项。

#### 2. 中介效应模型

在推行数字化管理和传统产业数字化转型的大背景下,数字经济以互联网为载体,全面融入城市发展各方面。与此同时,国家加强了对科技创新的投入力度,并高度重视科技创新成果的转化与应用,加速了创新带动产业数字化转型的进程。在产业结构转型升级的支持下,城市经济快速稳定增长。据此,在数字经济提高城市经济韧性的过程中,创新驱动发挥着不可或缺的重要作用。为验证这一判断,选择构建中介效应模型,检验创新驱动在数字经济对城市经济韧性

影响中是否发挥着中介作用,以及中介效应的程度。

基于上述分析,构建中介效应模型,检验创新驱动的中介效应。借鉴已有研究,采用简单中介效应模型进行线性回归分析。模型构成如下:

$$Y = (c' + ab)X + \tau_1 b + \tau_2 \quad (2)$$

式中, $c'$ 是解释变量*X*对被解释变量*Y*的直接效应, $ab$ 是解释变量*X*对被解释变量*Y*的中介效应, $\tau_1$ 、 $\tau_2$ 为残差。

选取城市经济韧性(UDR)为被解释变量,数字经济(DE)为解释变量,创新驱动(LNID)为中介变量,构建如下模型:

$$UDR_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \beta_2 Col + \tau_{it} \quad (3)$$

$$LNID_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DE_{it} + \gamma_2 Col + \tau_{it} \quad (4)$$

$$UDR_{it} = \delta_0 + \delta_1 DE_{it} + \delta_2 LNID_{it} + \delta_3 Col + \tau_{it} \quad (5)$$

式中, $UDR_{it}$ 为*i*城市*t*时期城市经济韧性, $LNID_{it}$ 为*i*城市*t*时期创新驱动水平, $DE_{it}$ 为*i*城市*t*时期数字经济水平, $Col$ 为控制变量值, $\beta_i$ 、 $\gamma_i$ 和 $\delta_i$ 为待估变量系数, $\tau_{it}$ 为随机扰动项。

### 五、实证检验

#### (一)固定效应模型检验

##### 1. 平稳性检验

为提高模型的准确性,克服可能存在的伪回归问题,借鉴已有研究,对各变量运用多种检验方法进行单位根检验,结果见表4。从表4可以看出,经过一阶差分后,序列 $D\_UDR$ 、 $D\_DE$ 和 $D\_LNID$ 都在1%的显著水平上平稳,表明 $D\_UDR$ 、 $D\_DE$ 和 $D\_LNID$ 均为一阶单整。

表4 核心变量的平稳性检验结果

| 检验方法      | LLC         | IPS         | Fisher-ADF  | Fisher-PP   |
|-----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| UDR       | -3.1551***  | -5.8422***  | 30.4979**   | 108.2936*** |
| DE        | -8.4346***  | -7.3145***  | 36.8753***  | 72.9426***  |
| LNID      | -7.9160***  | -1.8617***  | 49.2627***  | 75.9570***  |
| $D\_UDR$  | -14.6720*** | -93.5844*** | 137.0617*** | 457.4084*** |
| $D\_DE$   | -11.8832*** | -11.1540*** | 143.0427*** | 152.9963*** |
| $D\_LNID$ | -11.6036*** | -3.3134***  | 61.6870***  | 123.8241*** |

注:\*,\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。表5、表6同。

#### 2. 固定效应模型检验及结果分析

##### (1)Hausman 检验

为确定选择固定效应模型还是随机效应模型,进

一步进行Hausman检验。检验结果统计量为14.25,在5%的检验水平上显著,说明应当使用固定效应模型。为了稳妥进一步进行检验,结果显示,变量截面自相

关和组间异方差的统计量分别为 73.481 和 484.190, 均在 1% 的显著水平上拒绝原假设, 即不适合选择随机效应模型。最终决定选择固定效应模型。

### (2) 固定效应模型检验

为了分析不同解释变量对被解释变量的影响效果, 分别构建混合回归模型、个体固定效应模型、时间

固定效应模型和双固定效应模型(模型 1—模型 4)。先检验数字经济、创新驱动对城市经济韧性的影响。再进一步控制个体固定效应, 进行稳健估计和 FGLS 估计(模型 5、模型 6), 以期完全解决可能存在的自相关问题, 并通过模型获得最终影响结果, 见表 5。

表 5 不同模型的检验结果

| 解释变量           | 被解释变量 UDR             |                    |                    |                     |                     |                      |
|----------------|-----------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                | 模型 1                  | 模型 2               | 模型 3               | 模型 4                | 模型 5                | 模型 6                 |
| DE             | 0.4154***<br>(6.86)   | 0.2595**<br>(2.13) | 0.5373**<br>(2.41) | 0.2799<br>(0.88)    | 0.4994***<br>(6.35) | 0.5009***<br>(13.20) |
| LNID           | 0.0402***<br>(4.12)   | 0.0270**<br>(2.34) | 0.0163<br>(0.76)   | 0.0059*<br>(0.32)   | 0.0183***<br>(1.33) | 0.0115***<br>(1.77)  |
| Col            | √                     | √                  | √                  | √                   | √                   | √                    |
| C              | -0.1674***<br>(-1.75) | -0.1176<br>(-0.78) | -0.0566<br>(-0.39) | 0.1829***<br>(1.22) | 0.0105***<br>(0.15) | 0.0733***<br>(2.36)  |
| R <sup>2</sup> | 0.8641                | 0.6589             | 0.8451             | 0.8138              | 0.8209              | /                    |

从表 5 可以看出, 在模型 1—模型 4 中, 数字经济对城市经济韧性的系数均为正, 且在模型 1—模型 3 中分别在 5% 或 1% 的检验水平上显著; 创新驱动对城市经济韧性的系数均为正, 且在模型 1、模型 2 和模型 4 中分别在 1%、5% 和 10% 的检验水平上显著。说明数字经济、创新驱动对城市经济韧性具有显著正向影响。

### (3) 固定效应修正模型检验

为探讨检验结果的稳健性, 运用修正后的模型 5 和模型 6 经行检验。结果显示, 数字经济、创新驱动对城市经济韧性的影响系数均为正, 均在 1% 的检验水平上显著, 且拟合优度超过 80%。说明武汉城市圈数字经济、创新驱动均从整体上对城市经济韧性起到了显

著促进作用。解剖其中的作用机理, 数字经济和创新驱动在不同的程度上参与到城市经济发展的各个环节, 从而推动产业结构转型升级, 提升城市产业发展水平。

### (二) 中介效应模型检验

经过上述一系列科学的检验, 证实数字经济、创新驱动能够显著促进城市经济韧性的提升, 但其中创新驱动具体发挥着怎样的作用? 为了厘清其中的作用机理, 以创新驱动作为中介变量, 检验其在数字经济与城市经济韧性的影响关系中是否发挥着中介效应。将各个变量数据带入中介效应模型〔式(3)、式(4)、式(5)〕进行检验, 得到检验结果, 见表 6。

表 6 中介效应模型估计结果

| 变量   | UDR                  | LNID                 | UDR                  |
|------|----------------------|----------------------|----------------------|
|      | 模型〔式(3)〕             | 模型〔式(4)〕             | 模型〔式(5)〕             |
| DE   | 0.3256***<br>(17.84) | 0.0136***<br>(6.71)  | 0.3253***<br>(15.55) |
| LNID | /                    | /                    | 0.0161***<br>(7.14)  |
| Col  | √                    | √                    | √                    |
| c    | 0.3674***<br>(9.77)  | 1.1563***<br>(48.78) | 0.1735***<br>(3.82)  |

表6显示了中介效应的检验结果。在模型〔式(3)〕中,数字经济对城市经济韧性的总效应为0.3256(c),且在1%的水平上显著,说明数字经济对城市经济韧性产生了直接的显著正向影响;在模型〔式(4)〕中,数字经济对创新驱动的影响系数为0.0136(a),在1%的水平上显著,把数字经济、创新驱动同时带入模型〔式(5)〕中进行检验,数字经济的系数为0.3253(c'),创新驱动的系数为0.0161(b),且均在1%的水平上显著。这一结果说明,数字经济和创新驱动对城市经济韧性的影响同时具有显著性,并且创新驱动起到了部分中介效应,占比为 $ab/c=0.07\%$ 。

## 六、研究结论与建议

基于数字经济、创新驱动和城市经济韧性的内在逻辑关系,应用固定效应模型和中介效应模型检验分析,得出以下基本结论:

1. 数字经济显著促进了武汉城市圈经济韧性的提升。武汉城市圈的建立,形成了圈内城市间优势互补、相互促进的显著成效。随着数字经济的快速发展,数字经济已深度嵌入城市发展和管理的各个环节,对城市经济韧性具有显著的促进作用。

2. 创新驱动显著促进了武汉城市圈经济韧性的提升。武汉城市圈各级政府坚持把创新驱动融入城市生产管理、社会服务和日常生活的各个方面,有效缩减了各个城市之间资源配置差异造成的区域异质化,强化了城市经济应对外界风险的能力,使城市经济韧性增强。创新驱动已经成为促进城市圈高质量发展、强化城市经济韧性的内在驱动力。

3. 创新驱动在数字经济促进城市经济韧性的过程中发挥着不可或缺的中介作用。武汉城市圈数字经济快速发展,数字技术深刻影响城市各行各业的发展,带来了整个经济活动和经济环境的根本变化。解析其作用机理,发现创新驱动联结着数字经济与城市经济韧性,发挥着不可或缺的中介作用。

根据上述研究结论,结合武汉城市圈的发展战略,提出以下建议:

1. 持续提升产业数字技术水平,推动城市圈稳定发展。武汉城市圈在数字经济的引领下,已经发挥出城市间优势互补的作用。但在全球经济增长乏力、就业形势严峻的大背景下,仍然需要以稳经济、稳增长、

稳就业为主基调,持续提升产业数字技术水平,提高经济发展的韧性,推动城市圈稳定发展。

2. 着力推动创新成果应用转化,引导城市圈转型升级。武汉城市圈地处长江中游,具备区位优势,同时武汉高校云集,具有得天独厚的人才优势、科研优势。把这些优势转变成现实生产力需要各方面政策的激励和配合,坚持创新成果以服务经济发展为目标,着力推动创新成果应用转化,引导城市圈产业转型升级,提升城市经济发展的韧性。

3. 坚持深化区域一体发展战略,促进城市圈深度融合。武汉城市圈的发展虽然取得了显著成效,但一体化融合发展深度仍然有限。需要坚持深化区域一体化发展战略,在空间布局、道路建设一体化的基础上,加速资源配置、市场建设、经济循环一体化进程,推动区域内各要素协同发展,促进城市圈深度融合,全面提升城市圈经济发展的韧性。◆

## 参考文献:

- [1]张明斗,冯晓青.长三角城市群内各城市的城市韧性与经济发展水平的协调性对比研究[J].城市发展研究,2019,26(1):82-91.
- [2]黄庆泉.商贸流通业集聚对城市经济发展韧性的影响[J].商业经济研究,2023(9):18-21.
- [3]崔岚,李莹莹,马昂,等.全国及河南经济韧性测度研究分析[J].统计理论与实践,2022(6):55-61.
- [4]李田田,王丽丽,李丁,等.中国典型旅游城市旅游经济与城市韧性耦合协调关系[J].兰州大学学报(自然科学版),2022,58(6):749-760.
- [5]涂强楠,何宜庆,谢江林.国内大循环与经济韧性关系研究:基于九大城市群数字经济发展背景[J].江西社会科学,2022,42(10):74-85.
- [6]马德彬,沈正平.城市韧性与经济发展水平耦合协调研究:以京津冀城市群为例[J].资源开发与市场,2021,37(7):820-821+827+822-826.
- [7]张明斗,代洋洋.“两业”融合发展对区域经济韧性的影响研究:基于先进制造业与现代服务业融合视角[J].华东经济管理,2023,37(4):88-100.
- [8]李宗显,杨千帆.数字经济如何影响中国经济高质量发展? [J].现代经济探讨,2021(7):10-19.

# 企业数字化转型对品牌资产的影响研究

## ——基于营销投入和创新能力的门槛效应分析

李安琪 姚作为

(中共广东省委党校,广东 广州 510053)

**摘要:**数字时代的到来对品牌资产的概念、形式以及测度提出了挑战,考察数字化转型对品牌资产的影响显得尤为重要。基于2008—2020年沪、深A股上市公司的平衡面板数据,运用双向固定效应模型,考察了企业数字化转型与品牌资产的关系,并通过构建面板门槛回归模型,实证分析了营销投入和企业创新能力的门槛效应。研究发现:(1)企业数字化转型对品牌资产具有显著的正向影响。(2)营销投入具有双重门槛效应。在其小于第一门槛值或介于两个门槛值之间时,营销投入促进了企业数字化转型对品牌资产的正向影响,但营销投入高于第二门槛值时,过高的营销投入挤出了企业数字化转型对品牌资产的正向影响。(3)创新能力具有双重门槛效应。企业创新能力越强,企业数字化转型对品牌资产的促进作用越大。研究结论为企业在数字化转型过程中如何分配资源提供了新的思路。

**关键词:**数字化转型;品牌资产;营销投入;创新能力;门槛效应

中图分类号:F270.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0009-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.11.002

### 一、引言

数字经济是依靠大数据、云计算、区块链、人工智能等信息技术支撑的经济新形态,而企业数字化转型是依靠上述技术对自身的生产营销与经营管理进行再创新的过程(龚雅娴,2022)<sup>[1]</sup>。企业作为逐利个体,运用数字化转型技术提升品牌资产价值是其目标之一,而现有文献鲜有研究企业数字化转型与品牌资产的关系。因此,进一步分析数字化转型对品牌资产的影响对企业自身价值管理行为具有重要意义。

品牌资产是涉及企业品牌管理以及营销活动的成果。企业使用新型信息技术,一方面作用于品牌管理成本,即通过互联网渠道降低生产要素成本,提升资源配置效率,促进企业创新(黄群慧和余泳泽等,2019)<sup>[2]</sup>,从而降低品牌成本。另一方面影响企业的营销方式。企业不仅可以通过消费体验视角尝试打开品牌价值共创方式(王满四和霍宁等,2021)<sup>[3]</sup>,也可以利

用数字技术构建品牌虚拟形象,提升品牌资产(邢彦辉和樊雪琛,2020)<sup>[4]</sup>。

本文实证分析了数字化转型与品牌资产的关系,并考察了企业的营销投入与创新能力对数字化转型影响品牌资产的门槛效应,研究结果经过一系列稳健性检验后依旧可靠。此外,按照不同分类将样本分组后进行了异质性分析。本文可能的边际贡献体现在以下两方面:(1)将数字化转型与品牌资产纳入一个分析框架,补充了数字化转型的作用与品牌资产影响因素的文献。(2)通过分析营销投入和创新能力在数字化转型影响品牌资产关系中的门槛效应,为企业管理者提供借鉴。

### 二、文献综述与理论分析

#### (一)企业数字化转型与品牌资产

在快速变化的市场环境中,企业数字化转型本质上是基于企业的动态能力(Warner和Wager,2019)<sup>[5]</sup>,将

**作者简介:**李安琪(1997—),通信作者,女,河南焦作人,在读硕士,研究方向为微观经济与企业管理;姚作为(1964—),男,浙江永康人,博士,教授,研究方向为品牌理论、消费者行为、旅游经济与管理决策。

数字技术和业务流程相结合的组织变革(Liu 和 Chen 等,2011)<sup>[6]</sup>。这一变革为组织自身、顾客以及利益相关者群体都带来了颠覆性影响。

首先,从企业角度分析数字化转型对品牌资产的影响。数字化转型过程降低了企业的经营成本和营销成本,提升了企业的声誉和品牌影响力。数字化转型要求组织重新定义自身的战略和愿景,以促进在技术、人力资本、组织文化等方面的重构(Gurbaxani 和 Dunkle, 2019)<sup>[7]</sup>,促进企业产品和服务的创新、人力资源利用率的提升(张志朋和李思琦等,2023)<sup>[8]</sup>、数字化管理部门职能的优化以及企业数字化战略与企业文化的深度融合等,这势必会压缩企业经营成本和营销成本。同时,企业运用新型数字技术进行个性化营销,增强了与顾客的有效互动(吴瑶和肖静华等,2017)<sup>[9]</sup>。在此过程中,企业的数字化营销转型也极大地降低了企业的营销成本,其利用互联网为媒介工具也提高了企业的品牌影响力。

其次,从顾客角度分析数字化转型对品牌资产的影响。数字化转型的过程是企业通过运用数字技术进行业务和营销上的创新,优化流程来强化顾客体验和顾客价值(姚小涛和亓晖等,2022)<sup>[10]</sup>,通过满足顾客的需求和影响顾客的心理作用于购买意愿以及购买行为。可见,企业的经营与数字技术结合的过程,使顾客与品牌的关系更加紧密。Keller 和 Aaker(1992)<sup>[11]</sup>早就提出,强势品牌的优势在于该品牌与顾客建立了深度关系,这能够提升顾客对品牌的信任,进而增加品牌资产。现有研究中,也有学者指出在数字时代,要强化消费者体验对品牌价值创造的重要作用<sup>[3]</sup>。

最后,从利益相关者角度分析数字化转型对品牌资产的影响。需要指出的是,利益相关者角度下的品牌资产不仅仅是生产利润,更多的是关注价值创造(张焱和张锐等,2010)<sup>[12]</sup>,以及利益相关者与品牌之间的相互作用(Duncan 和 Moriarty, 1999)<sup>[13]</sup>与互动程度。现有研究中,有学者考察了企业数字化转型与各利益相关者之间的互动价值创造(白福萍和梁博涵等,2023)<sup>[14]</sup>,这有助于提升企业的竞争力(刘向东和米壮等,2022)<sup>[15]</sup>,也为本文对企业数字化转型影响品牌资产的研究提供了良好基础。

综合看,现有研究主要结合数字化转型的影响和品牌资产的部分构成进行分析,尚无直接将数字化转型与品牌资产联系起来的文献。而企业的数字化转型

是为了能够在日益激烈的市场竞争中脱颖而出的变革,对企业内部而言降低了企业的经营和营销成本,提升了与顾客以及其他利益相关者的互动,对企业外部而言改善了企业形象和声誉,提升了品牌资产。因此本文提出如下假设:

假设 H<sub>1</sub>:企业数字化转型能够提升品牌资产。

## (二)营销投入的门槛作用

营销投入往往被认为是一把双刃剑。数字化转型过程中营销活动投入加大,企业可以利用新型信息技术促进营销转型,如企业依托新型互联网技术,提升与顾客的交流与互动(Yoo 和 Donthu 等,2000)<sup>[16]</sup>,深度挖掘用户需求,并利用线上和线下相结合的方式提升顾客产品体验,促进企业与顾客、企业与利益相关者的价值共创<sup>[9]</sup>。在此基础上,顾客能够更快地了解和熟知产品,进而促进企业品牌资产提升。同时,数字化转型过程中需要企业使用大量资金进行研发以及业务全流程优化,而过多的营销投入势必会挤压这一部分资金,挤占企业既有资源,资金的使用效率无法提升,已有研究发现过度的营销活动会从不同维度降低品牌资产(江明华和董伟民,2003)<sup>[17]</sup>。因此,数字化转型对品牌资产的影响会因为营销投入的变化而变化,适当的营销投入是这个过程中应该考量的问题。因此,本文提出如下假设:

假设 H<sub>2</sub>:营销投入在企业数字化转型对品牌资产的正向影响中存在门槛效应。

## (三)创新能力的门槛作用

企业数字化转型过程中,依赖的是企业的创新能力。已有研究证明,企业数字化转型能够降低企业内部的沟通成本(戚聿东和肖旭,2020)<sup>[18]</sup>,创新能力强的企业更能节约成本,进而激励企业加大研发资金投入(赵波和郭子宇等,2023)<sup>[19]</sup>。具体而言,数字化变革与员工创新的相互作用已经被诸多学者证明,而员工创新是企业创新的缩影,企业通过与员工、顾客以及其他利益相关者之间的价值共创,提升品牌资产。因此,数字化转型需要依赖企业创新水平,并在数字化转型对品牌资产的影响中起作用。创新能力强的情况下,数字化转型对品牌资产的促进作用更大。需要指出的是,同一行业的企业创新能力以及企业不同发展阶段的创新能力千差万别。由此说明,企业数字化转型对品牌资产的影响会受到创新能力作用的影响。因此,本文提出如下假设:

假设  $H_3$ : 企业创新在企业数字化转型对品牌资产的正向影响中存在门槛效应。

### 三、数据来源及模型构建

#### (一) 数据来源

本文选取 2008—2020 年沪、深 A 股上市公司作为研究样本,对初始数据做如下筛选:剔除样本中的 ST、\*ST 公司;剔除金融类上市公司;剔除财务状况异常的公司;对企业层面的连续变量进行 1%和 99%水平的 Winsor 缩尾处理。此外,本文对标准误均按照公司层面的聚类处理。本文公司层面的财务数据均来自 CSMAR 数据库,上市公司的年报数据来自上海证券交易所和深圳证券交易所官方网站。

#### (二) 变量设置

##### 1. 自变量:企业数字化转型

现有研究对企业数字化转型的测度标准不一,对其测度的方法主要有以下四种:(1)黄群慧和余泳泽等<sup>[2]</sup>从互联网普及率、相关从业人员、相关产出和用户数四个方面测度互联网综合发展指数。(2)祁怀锦和曹修琴等(2020)<sup>[20]</sup>、王立平和李蔓丽(2023)<sup>[21]</sup>选用上市公司财务报告附注披露的年末无形资产明细项中与数字化转型相关的部分占无形资产总额的比例度量企业的数字化水平。(3)刘政和姚雨秀等(2020)<sup>[22]</sup>通过问卷调查收集数据,总结出企业数字化转型指标。(4)吴非和胡慧芷等(2021)<sup>[23]</sup>、袁淳和肖土盛等(2021)<sup>[24]</sup>利用 Python 软件对上市公司的年报和公告进行文本分析和词频统计,对词频统计结果进行对数化处理得到企业数字化转型指标。

本文参考吴非和胡慧芷等(2021)<sup>[23]</sup>的方法,按照人工智能、云计算、大数据、区块链及数字技术五大分类构建数字化转型关键词汇库,并对企业年报进行文本分析和词频统计,对词频统计数据进行处理,以此衡量企业数字化转型水平。具体步骤如下:(1)构建数字化转型的关键性词语。(2)利用 Python 软件对沪、深 A 股上市公司的年报进行爬虫,并将爬取

的文件转化为 txt 格式。(3)对所得年报进行文本分析和词频统计,并进行对数化处理,以克服原始数据的右偏分布特征,最终得到数字化转型指标。

##### 2. 因变量:品牌资产

现有文献对品牌资产的测度主要基于财务要素、市场要素、消费者要素的某一种或者将其综合起来进行考量(卢泰宏,2002)<sup>[25]</sup>。本文综合财务和市场要素,并参考邵伟和刘建华等(2022)<sup>[26]</sup>的做法,构建如下模型:

$$BE_{it} = sales_{it} - E(sales_{it}) \quad (1)$$

$$E(sales_{it}) = \beta_0 + \beta_1 sales_{it(t-1)} + \beta_2 AD_{it(t-1)} + \beta_3 PROMO_{it(t-1)} + \beta_4 \Delta Assets_{it} + \beta_5 HHI_{it} + \mu_{ind} + year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $sales_{it}$  表示  $i$  企业于  $t$  时间段所获得主营业务收入;  $E(sales_{it})$  表示  $i$  企业于  $t$  时间段所获得主营业务收入的预测值,根据计算所得;  $AD_{it(t-1)}$  和  $PROMO_{it(t-1)}$  分别表示  $i$  企业于  $t-1$  期的广告费用和促销支出,考虑到数据的可得性,本文借鉴邵伟和刘建华等的做法,采用营销投入和管理费用作为  $AD_{it(t-1)}$  和  $PROMO_{it(t-1)}$  的代理变量,变量滞后一期是为了控制营销投入和管理费用的结转效应;  $\Delta Assets_{it}$  表示  $i$  企业在  $t$  时期的总资产增长率;  $HHI_{it}$  表示  $i$  企业在  $t$  阶段的产业集中度;  $\mu_{ind}$ 、 $year$ 、 $\mu_i$  以及  $\varepsilon_{it}$  分别表示行业效应、时间效应、个体效应以及随机干扰项。

##### 3. 门槛变量:营销投入和创新能力

借鉴刘艳博和耿修林(2021)<sup>[27]</sup>、钱丽华和刘春林等(2015)<sup>[28]</sup>的研究,选用上市公司利润表中销售费用来衡量营销投入(Minvest)。创新能力(Innoate)选用上市公司专利数量的自然对数值作为代理变量。

##### 4. 控制变量

本文在进行线性回归估计时,选用企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、现金比率(Cash)、股权集中度(TOP)、独立董事占比(Ind)、董事会规模(Boardsize)、所有制代理变量(Soe)等作为控制变量。回归所涉及的变量见表 1。

表 1 变量定义与度量

| 变量类型  | 变量名称    | 变量符号     | 变量定义              |
|-------|---------|----------|-------------------|
| 被解释变量 | 品牌资产    | BE       | 从财务视角定义构建品牌资产模型   |
| 解释变量  | 企业数字化转型 | Digital  | 企业数字化转型的相关词频统计取对数 |
| 门槛变量  | 营销投入    | Minvest  | 销售费用取对数           |
|       | 创新能力    | Innovate | 上市公司专利数量取对数       |

(续表)

| 变量类型 | 变量名称   | 变量符号      | 变量定义              |
|------|--------|-----------|-------------------|
| 控制变量 | 企业规模   | Size      | 公司从业人数取对数         |
|      | 资产负债率  | Lev       | 总负债/总资产           |
|      | 现金比率   | Cash      | 经营活动现金流量净额/总资产    |
|      | 股权集中度  | TOP       | 第一大股东持股数/总股数      |
|      | 独立董事占比 | Ind       | 独立董事人数/董事总人数      |
|      | 董事会规模  | Boardsize | 董事会总人数取对数         |
|      | 所有制    | Soe       | 国有企业为 1, 非国有企业为 0 |

## (三) 模型构建

为了检验企业数字化转型对品牌资产的影响,本文构建如下线性回归模型:

$$BE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \mu_{ind} + year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

考虑到企业数字化转型可能和品牌资产存在非线性关系,借鉴 Hansen(1999)<sup>[29]</sup>的门槛面板模型,分别考察营销投入和创新能力是否对企业数字化转型与品牌资产存在门槛效应。因此,本文分别构建关于营销投入和创新能力的单一门槛面板回归模型:

$$BE = \Psi_0 + \Psi_1 Digital_{it} I(\text{Minvest} \leq \gamma) + \Psi_2 Digital_{it} I(\text{Minvest} > \gamma) + \Psi_3 controls + year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$BE = \delta_0 + \delta_1 Digital_{it} I(\text{Innovate} \leq \gamma) + \delta_2 Digital_{it} I(\text{Minvest} > \gamma) + \delta_3 controls + year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,  $\gamma$  为待估计门槛值,  $I(\cdot)$  为指示函数。当  $\text{Minvest} \leq \gamma$  时,  $I$  取 1, 否则取 0。当门槛变量超过门槛值时,通过构造 F 统计量来判断门槛效应是否显著,观察 P 值取值,若  $P < 0.1$ , 则拒绝原假设,表明至少存在一个门槛值。假设两个门槛值,即  $\delta_1$ 、 $\delta_2$  为待估计门槛值,构建双重门槛面板回归模型:

$$BE = \Psi_0 + \Psi_1 Digital_{it} I(\text{Minvest} \leq \gamma_1) + \Psi_2 Digital_{it} I(\gamma_1 < \text{Minvest} \leq \gamma_2) + \Psi_3 Digital_{it} I(\gamma_2 < \text{Minvest}) + \Psi_4 controls + year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$BE = \delta_0 + \delta_1 Digital_{it} I(\text{Innovate} \leq \gamma_1) + \delta_2 Digital_{it} I(\gamma_1 < \text{Innovate} \leq \gamma_2) + \delta_3 Digital_{it} I(\gamma_2 < \text{Innovate}) + \delta_4 controls + year + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

## 四、回归分析

## (一) 变量描述性统计及相关性分析

本文变量的描述性统计见表 2。上市公司的品牌资产指标 BE 的平均值为 0.161, 并大于其中位数。这表明,在本文所选取的样本中,上市公司品牌资产呈右偏分布,部分企业的品牌资产较大。企业的数字化转型程度(Digital)的平均值为 5.189, 最小值和中位数均为 0, 说明部分企业尚未开展数字化转型或进程较慢。企业的营销投入(Minvest)的最大值和最小值分别为 24.882 和 9.952, 均大于 0, 说明企业对营销投入的意愿较强。企业创新能力(Innovate)的标准差为 367.210, 最大值和最小值分别为 7178 和 0, 说明企业创新能力差别较大。此外,本文进行了变量的相关系数检验。总

表 2 变量描述性统计

| 变量        | n    | mean   | sd      | p50    | min    | max    | VIF   |
|-----------|------|--------|---------|--------|--------|--------|-------|
| BE        | 5135 | 0.161  | 0.528   | 0.139  | -3.359 | 5.755  |       |
| Digital   | 5135 | 5.189  | 13.276  | 0      | 0      | 163    | 1.062 |
| Minvest   | 5135 | 18.819 | 1.745   | 18.759 | 9.952  | 24.882 | 1.791 |
| Innovate  | 5135 | 93.572 | 367.210 | 14     | 0      | 7178   | 1.194 |
| Size      | 5135 | 8.214  | 1.358   | 8.233  | 2.890  | 13.021 | 1.908 |
| Lev       | 5135 | 0.524  | 0.190   | 0.535  | 0.029  | 0.991  | 1.372 |
| Cash      | 5135 | 0.515  | 0.936   | 0.287  | 0.004  | 18.074 | 1.334 |
| TOP       | 5135 | 36.368 | 15.114  | 34.032 | 3.387  | 89.089 | 1.101 |
| Ind       | 5135 | 36.937 | 5.287   | 33.334 | 14.293 | 80     | 1.145 |
| Boardsize | 5135 | 9.064  | 1.805   | 9      | 3      | 17     | 1.244 |
| Soe       | 5135 | 0.636  | 0.481   | 1      | 0      | 1      | 1.128 |

体而言,各变量之间的相关系数都比较小,尽管存在相关系数的绝对值大于 0.5 的情况,但表 2 中各变量的方差膨胀因子 VIF 均远低于 10,说明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。

## (二)基准回归分析

表 3 报告了被解释变量企业数字化转型(Digital)与解释变量品牌资产(BE)的基准回归分析结果。为了验证假设 H<sub>1</sub>,在控制时间效应、个体效应的基础上,依次加入控制变量,回归结果如列(1)至列(7)所示。可以看出,无论加入何种控制变量,企业数字化转型的回归系数均显著且为正,假设 H<sub>1</sub> 得到验证。

从控制变量看,企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、股权集中度(TOP)、独立董事占比(Ind)、董事会规模(Boardsize)的回归系数均显著。具体而言,企业规模(Size)的回归系数在 1%的水平上显著,说明企业规模

越大,品牌资产越大。资产负债率(Lev)的系数显著为正,说明企业财务杠杆越大,品牌资产规模越大,能够缓解企业的融资约束,有一定的合理性。股权集中度(TOP)的回归系数在 1%的水平上显著为正,说明股权集中度越高,品牌资产的规模越容易做大。独立董事占比(Ind)的回归系数在 5%的水平上为正,说明独立董事规模占比越高,形成决议的事项越有利于企业发展,对品牌资产的扩大有一定的促进作用。同时,现金比率(Cash)对品牌资产(BE)的影响不显著,可能是因为现金的持有量在提升企业流动性的同时,也抑制了企业对建设自身品牌资产的能力,二者的影响相互抵消所致。所有制代理变量(Soe)对品牌资产(BE)的影响不显著,可能是因为国有企业与非国有企业对自身品牌资产的影响并无直接相关性。

表 3 基准回归检验结果

| 变量             | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   | (7)                   |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | BE                    | BE                    | BE                    | BE                    | BE                    | BE                    | BE                    |
| Digital        | 0.014**<br>(0.0006)   | 0.014**<br>(0.0006)   | 0.014**<br>(0.0006)   | 0.0152***<br>(0.0006) | 0.015***<br>(0.0006)  | 0.0152***<br>(0.0006) | 0.016***<br>(0.0005)  |
| Size           | 0.181***<br>(0.0092)  | 0.166***<br>(0.0094)  | 0.166***<br>(0.0094)  | 0.162***<br>(0.0093)  | 0.162***<br>(0.0093)  | 0.159***<br>(0.0093)  | 0.141***<br>(0.0091)  |
| Lev            |                       | 0.417***<br>(0.0539)  | 0.411***<br>(0.0565)  | 0.365***<br>(0.0562)  | 0.364***<br>(0.0562)  | 0.364***<br>(0.0562)  | 0.357***<br>(0.0543)  |
| Cash           |                       |                       | -0.003<br>(0.0080)    | -0.007<br>(0.0079)    | -0.007<br>(0.0079)    | -0.007<br>(0.0079)    | -0.009<br>(0.0077)    |
| Top            |                       |                       |                       | 0.007***<br>(0.0008)  | 0.007***<br>(0.0008)  | 0.007***<br>(0.0008)  | 0.007***<br>(0.0008)  |
| Ind            |                       |                       |                       |                       | 0.0026**<br>(0.0013)  | 0.004***<br>(0.0014)  | 0.004***<br>(0.0014)  |
| Boardsize      |                       |                       |                       |                       |                       | 0.016***<br>(0.0054)  | 0.016***<br>(0.0052)  |
| Soe            |                       |                       |                       |                       |                       |                       | 0.047<br>(0.0365)     |
| Cons           | -1.334***<br>(0.0757) | -1.428***<br>(0.0762) | -1.421***<br>(0.0780) | -1.619***<br>(0.0804) | -1.708***<br>(0.0924) | -1.906***<br>(0.1130) | -1.689***<br>(0.1130) |
| 时间/个体          | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    |
| n              | 5134                  | 5134                  | 5134                  | 5134                  | 5134                  | 5134                  | 5134                  |
| R <sup>2</sup> | 0.637                 | 0.642                 | 0.642                 | 0.648                 | 0.648                 | 0.649                 | 0.673                 |

注:括号中是聚类到企业层面的稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。表 4、表 5、表 6 同。

## (三)稳健性检验

### 1. 变量的稳健性

考虑到变量选取的准确性,本文采用替换核心解释变量企业数字化转型(Digital)的方法来考察变量是

否稳健性。借鉴祁怀锦和曹修琴等(2020)<sup>[20]</sup>,王立平和李蔓丽(2023)<sup>[21]</sup>的做法,选用上市公司财务报告附注披露的年末无形资产明细项中与数字化转型相关的部分占无形资产总额的比例来度量企业的数字化水

表 4 稳健性检验结果

| VARIABLES | (1)                   | (2)                  | (3)                   | (4)                  |
|-----------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
|           | BE                    | BE                   | BE                    | BE                   |
| Digital1  | 0.247***<br>(0.0447)  | 0.254***<br>(0.0471) |                       |                      |
| Digital2  |                       |                      | 0.030***<br>(0.0084)  | 0.059***<br>(0.0087) |
| Constant  | -1.847***<br>(0.1220) | 0.170***<br>(0.0060) | -1.917***<br>(0.1220) | 0.004<br>(0.0219)    |
| Controls  | 控制                    | 不控制                  | 控制                    | 控制                   |
| 时间/个体     | 控制                    | 控制                   | 控制                    | 控制                   |
| N         | 5310                  | 5310                 | 3394                  | 2394                 |
| R-squared | 0.624                 | 0.580                | 0.616                 | 0.576                |

平。表 4 列(1)和列(2)报告了以无形资产占比的数字化转型为核心解释变量,分别控制相关变量与不控制相关变量的结果,可以看出,企业数字化转型(Digital1)的系数均在 1%的水平上显著为正,再次证明了假设 H<sub>1</sub>。

#### 2. 调整时间窗口

鉴于数字化转型前后的时效性,本文以资本市场剧烈震荡的 2015 年为时间点,分为 2010—2015 年、2016—2020 年两个样本期间,分别进行回归分析,结果见表 4 列(3)、列(4)。研究表明,分时间回归后,企业数字化转型(Digital2)的系数分别为 0.030、0.059,均在 1%的水平上显著为正,说明在样本期间内,企业数

字化转型能够显著提升品牌资产,再次证明了基准回归结果是稳健的。此外,在 2016—2020 年期间,企业数字化转型(Digital2)的系数更大,说明资本市场回归理性后,数字化转型的进程加快,对品牌资产的影响更大。

#### 3. 估计方法稳健性

本文在检验估计方法稳健性时,分别采用混合 OLS 模型估计法、随机效应模型估计法检验企业数字化转型对品牌资产的影响,回归结果见表 5 列(1)、列(2)。可以看出,企业数字化转型(Digital)的回归系数分别在 5%以及 1%的水平下显著为正,本文的核心结论依旧得到支持。

表 5 内生性检验结果

| VARIABLES | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                  |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|           | BE                    | BE                    | BE                    | BE                   |
|           | 混合 OLS                | 随机效应模型                | 解释变量滞后一期              | GMM 法                |
| L.BE      |                       |                       |                       | 0.255**<br>(0.1260)  |
| L.Digital |                       |                       | 0.015**<br>(0.0069)   |                      |
| Digital   | 0.001**<br>(0.0004)   | 0.002***<br>(0.0005)  |                       | 0.080***<br>(0.0291) |
| Constant  | -1.903***<br>(0.0705) | -1.942***<br>(0.0947) | -1.998***<br>(0.1260) | 0.233<br>(0.9540)    |
| Controls  | 控制                    | 不控制                   | 控制                    | 不控制                  |
| 时间/个体     | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                   |
| N         | 5395                  | 5395                  | 4980                  | 4150                 |
| R-squared | 0.350                 | 0.128                 | 0.127                 |                      |
| AR(1)     |                       |                       |                       | 0.000                |
| AR(2)     |                       |                       |                       | 0.925                |
| Sargen    |                       |                       |                       | 0.602                |

#### 4. 内生性讨论

模型中的解释变量可能与某些不随时间变化的

误差项相关,这会导致参数估计的结果出现偏误,因此需要讨论模型的内生性问题。分别将核心解释变量企

业数字化转型(Digital)滞后一期和使用广义矩估计法(GMM法)构建工具变量,以讨论模型的内生性问题。

#### (1)将解释变量滞后一期

考虑到滞后效应缓解可能的内生性以及及时滞问题,本文将企业数字化转型(Digital)变量滞后一期进行回归,回归结果见表5列(3),滞后一期的企业数字化转型变量的回归系数在5%的水平下显著为正,与研究假设H<sub>1</sub>吻合。

#### (2)使用线性动态面板数据模型

使用广义矩估计法(GMM法),以缓解模型的内生性偏误。为保证GMM法的有效性,进行两个检验:其一是检验误差项是否二阶序列相关;二是过度识别Sargan检验。二者p值都大于0.1时,才满足要求。从表5列(4)的结果可以看出,AR(2)和Sargan检验的p值分别为0.925和0.602,因此,GMM估计结果有效,即工具变量有效。

#### (四)异质性检验

本文基于企业规模、所有制以及利润率大小,将企业分组进行异质性检验,结果见表6。具体而言,首先,生成企业规模变量的中位数,将企业规模大于中位数的企业与小于等于中位数的企业分别进行回归,结果见列(1)、列(2)。可以得出,企业数字化转型的系数均显著为正,大规模企业的数字化转型程度对提升品牌资产的能力更强。其次,列(3)、列(4)分别报告了国有企业与非国有企业的数字化转型程度对品牌资产的影响,可以看出,非国有企业数字化转型程度系数为0.002,相较于国有企业,非国有企业数字化转型程度对品牌资产的影响较大。最后,列(5)、列(6)分别报告了高利润企业的数字化转型对品牌资产的影响,从回归结果看,高利润企业的数字化转型程度系数为0.002,相较于低利润企业而言,高利润企业数字化转型对品牌资产的影响更显著。

表6 异质性检验结果

| VARIABLES    | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|--------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|              | BE                    | BE                    | BE                    | BE                    | BE                    | BE                    |
|              | 大规模企业                 | 小规模企业                 | 国有企业                  | 非国有企业                 | 高利润企业                 | 低利润企业                 |
| Digital      | 0.003***<br>(0.0009)  | 0.001**<br>(0.0007)   | 0.002**<br>(0.0007)   | 0.002**<br>(0.0010)   | 0.002***<br>(0.0007)  | 0.001*<br>(0.0009)    |
| Lev          | -0.114***<br>(0.0280) | 0.202***<br>(0.0749)  | 0.125**<br>(0.0586)   | -0.134***<br>(0.0275) | -0.261***<br>(0.0569) | -0.105***<br>(0.0242) |
| Cash         | -0.039***<br>(0.0107) | -0.064***<br>(0.0223) | -0.021*<br>(0.0119)   | -0.035***<br>(0.0128) | -0.050***<br>(0.0100) | -0.027<br>(0.0164)    |
| TOP          | 0.009***<br>(0.0016)  | 0.005***<br>(0.0010)  | 0.006***<br>(0.0010)  | 0.010***<br>(0.0015)  | 0.007***<br>(0.0012)  | 0.006***<br>(0.0014)  |
| Ind          | 0.009***<br>(0.0028)  | 0.003<br>(0.0016)     | 0.003*<br>(0.0016)    | 0.007**<br>(0.0034)   | 0.005**<br>(0.0022)   | 0.004*<br>(0.0023)    |
| Boardsize    | 0.031***<br>(0.0119)  | 0.011*<br>(0.0056)    | 0.021***<br>(0.0060)  | -0.008<br>(0.0133)    | 0.012<br>(0.0083)     | 0.016*<br>(0.0084)    |
| Soe          | -0.004<br>(0.0632)    | 0.027<br>(0.0510)     |                       |                       | -0.067<br>(0.0540)    | 0.251***<br>(0.0641)  |
| Size         |                       |                       | 0.159***<br>(0.0120)  | 0.201***<br>(0.0184)  | 0.142***<br>(0.0143)  | 0.226***<br>(0.0159)  |
| Constant     | -0.907***<br>(0.1920) | -0.118<br>(0.1150)    | -1.715***<br>(0.1410) | -2.002***<br>(0.2430) | -1.404***<br>(0.1780) | -2.326***<br>(0.1950) |
| 时间/个体        | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    | 控制                    |
| 组间差异 P 值     | 0.016**               |                       | 0.072*                |                       | 0.000***              |                       |
| Observations | 2687                  | 2678                  | 3399                  | 1980                  | 2662                  | 2664                  |
| R-squared    | 0.485                 | 0.700                 | 0.692                 | 0.535                 | 0.630                 | 0.695                 |

#### 五、进一步分析

为了进一步检验企业数字化转型(Digital)与品牌

资产(BE)的关系是否受到营销投入(Minvest)与创新  
能力(Innovate)的影响,本文运用Stata软件,进行门槛

面板模型回归。

#### (一)企业营销投入的门槛效应

表7报告了营销投入(Minvest)的门槛检验类型、F统计量、p值以及门槛值等。可以得出,营销投入的单门槛和双门槛p值均在1%的水平下显著,说明存在双门槛效应。从门槛估计值看,营销投入的两个门槛估计参数分别为0.021与0.114。此外,本文也进行了不控制相关变量和控制相关变量的门槛面板回归结果,回归结果均显著。表明在低营销投入( $\text{Minvest} \leq 0.021$ )时,在控制相关变量的基础上,企业数字化转型与品牌资产的回归系数为0.013,在1%的水平下显著,说明营销投入较低时,企业数字化转型对品牌资产有正向影响。在中等营销投入( $0.021 < \text{Minvest} \leq 0.114$ )时,企业数字化转型的系数在5%的水平下为正,说明营销投入中等时,企业数字化转型对品牌资产具有促进作用。而在高营销投入( $0.114 < \text{Minvest}$ )时,企业数字化转型的系数不显著,可能是因为营销投入过高导致企业流动性降低,营销活动效率下降,与企业数字化转型对品牌资产带来的正向作用相悖,二者影响相互

抵消所致。综上所述,企业的营销投入具有双重门槛效应,要将其控制在一定范围内,才能发挥出数字化转型对品牌资产的最大效应,这印证了假设H<sub>2</sub>。

#### (二)企业创新能力的门槛效应

表7报告了企业创新能力(Innovate)的门槛检验结果。具体而言,创新能力的单门槛和双门槛检验p值分别在1%和5%的水平下显著为正,其两个门槛估计参数分别为2.298和4.543。此外,本文在不控制变量与控制变量的情况下分别考察了企业创新对数字化转型与品牌资产关系的门槛回归结果。总体看,随着创新能力的提高,数字化转型对品牌资产提升效率增大。具体而言,当企业的创新能力较低( $\text{Innovate} \leq 2.298$ )时,数字化转型的系数在5%的水平上为正。当企业的创新能力处于中等水平( $2.298 < \text{Innovate} \leq 4.543$ )时,数字化转型对品牌资产的影响系数为0.049,在1%的水平上显著为正。当创新能力较强( $4.543 < \text{Innovate}$ )时,数字化转型的回归系数为0.073,仍在1%的水平下显著为正。这说明,创新能力越强,数字化转型对品牌资产的正向影响越大,与假设H<sub>3</sub>相符。

表7 门槛效应检验结果

| 变量       | 门槛检验类型 | F统计量     | P值    | 临界值    |        |        | 类型  | 门槛值    | 95%置信区间         |
|----------|--------|----------|-------|--------|--------|--------|-----|--------|-----------------|
|          |        |          |       | 1%     | 5%     | 10%    |     |        |                 |
| Minvest  | 单门槛效应  | 78.58*** | 0.000 | 31.654 | 18.010 | 12.771 | 门槛一 | 0.0205 | [0.0194 0.0211] |
|          | 双门槛效应  | 32.47**  | 0.010 | 31.450 | 15.976 | 11.371 | 门槛二 | 0.1144 | [0.1047 0.1205] |
| Innovate | 单门槛效应  | 26.74*** | 0.003 | 18.251 | 12.402 | 10.208 | 门槛一 | 2.2979 | [2.1242 2.4849] |
|          | 双门槛效应  | 15.41**  | 0.017 | 14.843 | 11.087 | 8.533  | 门槛二 | 4.5433 | [4.2480 4.6052] |

## 六、研究结论与对策建议

本文使用2008—2020年沪、深A股上市公司的平衡面板数据,考察了企业数字化转型与品牌资产的关系以及营销投入和创新能力的门槛效应。实证结果表明:首先,企业数字化转型对品牌资产具有显著的正向影响。在稳健性检验中,通过替换变量和改变估计方法后,结果依旧可靠。在考虑了内生性以后,研究结论依旧成立。其次,营销投入具有双重门槛效应。在其小于第一门槛值或介于两个门槛值之间时,营销投入促进了企业数字化转型对品牌资产的正向影响,但营销投入高于第二门槛值时,过高的营销投入挤出了企业数字化转型对品牌资产的正向影响,营销活动效率降低,门槛效应不再显著。创新能力具有双重门槛效应。企业创新能力越强,企业数字化转型对品牌资产的促进作用越大。最后,数字化转型对品牌资产的

影响在国有企业与非国有企业之间的差别不大;规模较大以及利润较高企业的数字化转型程度对品牌资产的影响更大。

根据以上研究结论,提出以下对策建议:

一是企业要注重全产业链创新,打造品牌核心竞争力,实现企业高质量发展。全产业链创新体现在技术创新更加包容化、管理模式更加智能化、服务更加精准化等方面。要通过信息技术等手段整合全要素、优化全流程,降低生产成本、提高全要素生产率。二是企业要制定科学的数字化营销策略,优化销售模式,提升品牌资产。要深度融合线上和线下两个渠道,创新体验式、场景式消费。随着电子商务蓬勃发展,线上消费人群占比越来越大,企业要针对不同的消费人群,制定差异化营销战略。三是企业营销要与平台经济深度融合。企业与平台经济的连接是数字化转型的一环,

利用好平台经济新模式有利于优化企业营销渠道。◆

#### 参考文献:

- [1] 龚雅娴.企业数字化转型:文献综述与研究展望[J].产经评论,2022,13(1):40-47.
- [2] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [3] 王满四,霍宁,周翔.数字品牌社群的价值共创机理研究:基于体验主导逻辑的视角[J].南开管理评论,2021,24(3):92-103.
- [4] 邢彦辉,樊雪琛.数字时代的偶像崇拜:品牌虚拟形象与受众关系视角[J].当代传播,2020(5):78-81.
- [5] WARNER K S R, WAGER M. Building dynamic capabilities for digital transformation: An ongoing process of strategic renewal[J]. Long Range Planning, 2019, 52(3): 326-349.
- [6] LIU D Y, CHEN S W, CHOU T C. Resource fit in digital transformation: Lessons learned from the CBC Bank globale-banking project[J]. Management Decision, 2011, 49 (10): 1728-1742.
- [7] GURBAXANI V, DUNKLE D. Gearing Up For Successful Digital Transformation[J]. MIS Quarterly Executive, 2019, 18(3): 209-220.
- [8] 张志朋,李思琦,朱丽.人力资源服务企业数字化转型中的组织协同管理与创新:资源编排视角的单案例纵向研究[J].科学学与科学技术管理,2023,44(2):143-164.
- [9] 吴瑶,肖静华,谢康,等.从价值提供到价值共创的营销转型:企业与消费者协同演化视角的双案例研究[J].管理世界,2017(4):138-157.
- [10] 姚小涛,元晖,刘琳琳,等.企业数字化转型:再认识与再出发[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022,42(3):1-9.
- [11] KELLER K L, AAKER D A. The Effects of Sequential Introduction of Brand Extensions[J]. Journal of Marketing Research, 1992, 29(1): 35-50.
- [12] 张焱,张锐,刘进平.品牌价值来源及其理论评析[J].预测,2010,29(5):74-80.
- [13] DUNCAN T, MORIARTY S. Brand relationships key to agency of the future[J]. Advertising Age, 1999, 70(10): 44.
- [14] 白福萍,梁博涵,刘东慧.数字化转型对企业利益相关者价值共创的影响机理与对策[J].财会月刊,2023,44(12):131-136.
- [15] 刘向东,米壮,何明钦,等.零售数字化创新与企业竞争力:基于利益相关者视角的实证研究[J].商业经济与管理,2022(5):5-17.
- [16] YOO B, DONTU N, LEE S. An examination of Selected Marketing Mix Elements and Brand Equity[J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 2000, 28(2): 195-211.
- [17] 江明华,董伟民.价格促销频率对品牌资产的影响研究[J].管理世界,2003(7):144-146.
- [18] 戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020,36(6):135-152+250.
- [19] 赵波,郭子宇,黄信灶,等.不同数字化路径对企业创新能力的影响差异:基于1035份工业企业调研问卷的研究[J].当代财经,2023(6):94-105.
- [20] 祁怀锦,曹修琴,刘艳霞.数字经济对公司治理的影响:基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J].改革,2020(4):50-64.
- [21] 王立平,李蔓丽.企业金融化、社会责任与创新投入:基于金融渠道获利能力门槛效应的再审视[J].华东经济管理,2023,37(1):50-61.
- [22] 刘政,姚雨秀,张国胜,等.企业数字化、专用知识与组织授权[J].中国工业经济,2020(9):156-174.
- [23] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(7):130-144+10.
- [24] 袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
- [25] 卢泰宏.品牌资产评估的模型与方法[J].中山大学学报(社会科学版),2002(3):88-96.
- [26] 邵伟,刘建华,崔登峰,等.慈善捐赠、研发投入、高管团队断裂带与品牌资产:来自创业板上市公司的经验证据[J].管理评论,2022,34(8):286-298.
- [27] 刘艳博,耿修林.环境不确定下的营销投入、企业社会责任与企业声誉的关系研究[J].管理评论,2021,33(10):159-170.
- [28] 钱丽华,刘春林,丁慧.慈善捐赠、广告营销与企业绩效:基于消费者认知视角的分析[J].软科学,2015,29(8):97-100.
- [29] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

# 江苏省数字经济发展水平 综合统计测度

魏满满 孙会娟

(江苏师范大学文学院 经济学院, 江苏 徐州 221132)

**摘要:**数字经济已成为地区经济、文化等高质量发展的重要推动力。首先,分类描述了江苏省苏南、苏中和苏北区域数字经济现状;其次,选取 2011—2020 年江苏省数字经济相关数据,从数字基础设施、数字生活方式、数字知识环境三个维度构建数字经济指标体系,用 TOPSIS 熵权法计算江苏省数字经济指数,并用 GM(1,1) 预测模型探究江苏省数字经济的发展趋势;最后,应用因子分析和聚类分析对 2021 年江苏省 13 市数字经济指标进行综合比较,得出以下结论:(1)近 10 年来江苏省数字经济发展突飞猛进,呈近似“指数化”增长趋势;(2)江苏省数字经济发展呈现区域异质性,苏南城市数字经济发展水平较高,苏北城市数字知识环境建设效果显著,苏中城市稳中求进、力寻创新。

**关键词:**数字经济;数字基础设施;因子分析;聚类分析

中图分类号:F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0018-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.11.003

## 一、引言

国家“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要强调要发展数字经济,迎接数字时代。江苏省作为经济大省,数字经济发展势头强劲,数据显示,2021 年江苏省数字经济规模超过 5 万亿元,占地区生产总值比重为 11.8%,其中数字经济核心产业增加值占比达 10.3%,两化融合发展水平连续七年保持全国第一,智能制造发展指数、中国软件名城数量排名全国第一,工业互联网应用位列全国第一方阵。

2016 年 G20 杭州峰会发布的《二十国集团数字经济发展与合作倡议》提出了最具代表性数字经济定义,之后引起广泛关注。余岚(2016)<sup>[1]</sup>认为数字化转型将给人们生活带来各种便利,新技术已经融入人们工作与生活的方方面面,正在改造和重构经济与商业,给未来注入无限的发展潜力。郑嘉琳和徐文华(2020)<sup>[2]</sup>提出

数字经济有助于我国经济的高质量发展,但存在区域异质性,且存在显著的环境规制和城市化门槛效应,建议大力推动我国的数字经济发展,提升创新能力,优化产业结构,加快城市化进程。何大安(2021)<sup>[3]</sup>认为如果大部分厂商能够在解析产供销的数字化数据和历史数据的基础上,对非数字化数据、现期数据和未来数据进行解析,数字经济就会突飞猛进。梁小甜和文宗瑜(2022)<sup>[4]</sup>研究了数字经济对制造业高质量发展的影响,结果表明数字经济通过增加创新投入和提升人均创利促进制造业高质量发展,不存在财务困境的企业及新产品开发经费较高的省份,数字经济与制造业高质量发展的正向关系更为显著。侯杰和李卫东等(2023)<sup>[5]</sup>发现全国和不同规模等级城市的数字经济发展水平呈稳步提升趋势,但城市之间的绝对差异有所扩大,且存在收敛趋势。

**基金项目:**江苏高校哲学社会科学研究一般项目“数字经济对农业高质量发展的影响”(2023SJYB1174)。

**作者简介:**魏满满(1990—),女,江苏丰县人,硕士,讲师,研究方向为应用统计;孙会娟(1989—),女,河南叶县人,硕士,讲师,研究方向为产业经济。

然而,目前关于江苏省数字经济发展现状及 13 市之间差异的研究甚少。因此,本文在对江苏省数字经济现状描述性分析的基础上,应用 GM(1,1)模型对江苏省数字经济发展水平进行预测,并基于因子分析和聚类分析对 2021 年江苏省的相关指标进行综合比较分析,旨在综合了解江苏省数字经济发展现状及 13 市的数字经济发展差异,以期为江苏省数字经济发展提供有益参考。

## 二、江苏省数字经济发展现状

近些年来江苏省在数字基础设施、数字化环境等方面均取得了突飞猛进的发展,苏南、苏北和苏中区域呈现各具特色的数字经济发展新态势。

(一)苏南力推核心产业,形成“高水平、重创新、强规模”的中心城市群

2021 年,南京市数字经济核心产业增加值占地区生产总值比重为 15.9%,居江苏省第一。苏州市数字经济发展水平遥遥领先,电子信息产业占 4 万亿元规上工业总产值的 28.1%,占江苏省比重超过 40%,约占全国的 10%。2022 年无锡市数字经济核心产业规模以上企业营业收入同比增长 6.2%,集成电路和软件产业突破 1800 亿元,物联网规模突破 4000 亿元。

(二)苏北力补传统特色,形成“厚基础、求创新、抓特色”的新竞争格局

徐州市作为苏北地区的中心城市,数字经济发展优势明显,2022 年实施“智改数转”项目 1608 个,数字经济发展指数位列全国城市第七、江苏省第一;两化融合发展水平达到 66.7,位居江苏省第四。连云港市抢抓建设千兆城市,初步搭建了 5G 网络、千兆光网等,在信息新基建开发模式方面有突破,加快了新基建投入步伐,在“数字+基础设施”方面形成高质量发展新

支撑。

(三)苏中力抓平稳发展,形成“求突破、稳步伐、加速度”的新发展态势

扬州市加快产业数字化转型,2021 年累计建成 81 个智能示范车间和 3 家省级智能制造示范工厂,数字农业农村发展水平为 66%,数字经济领域规模以上企业达 1000 余家。2021 年,南通市电子信息制造业业务收入达 1874 亿元,数字经济核心产业增加值占生产总值比重为 8.71%,公共数据按需共享率达 94.99%,数字安全防护指数达 90.32%,省级智能制造示范工厂和车间数量突破 100 个。

总之,苏南城市数字核心产业增加值占比名列前茅,且在数字产业创新方面成果显著;苏北城市立足自身优势,抢抓数字经济在制造业方面的先机;苏中地区在追求稳步发展的基础上加强数字经济规模建设,在数字产业化和产业数字化方面平衡发展。

## 三、江苏省数字经济发展水平预测分析

本文数据主要来源于《江苏统计年鉴》、北京大学数字普惠金融指数、国家统计局等,部分缺失数据根据已有数据推算。

(一)江苏省数字经济发展的指标体系构建

参考王晓红和李雅欣(2021)<sup>[6]</sup>的研究,考虑数据的可获得性,最终选取 2011—2020 年江苏省数字基础设施、数字生活方式、数字知识环境三个维度的数据作为一级指标来综合反映江苏省的数字经济发展水平。通过 TOPSIS 熵权法计算江苏省数字经济指数,该方法是将熵权法和 TOPSIS 法结合,以熵值法定权,以 TOPSIS 法排序,得到更加准确客观的评价结果。表 1 是构建的江苏省数字经济发展水平的评价指标体系及相关指标权重。

表 1 2011—2020 年江苏省数字经济发展水平评价指标体系

| 一级指标   | 二级指标   | 指标计算                 | 属性 | 权重(%) |
|--------|--------|----------------------|----|-------|
| 数字基础设施 | 光缆铺设   | 光缆长度/土地面积(千米/平方公里)   | 正  | 17.35 |
|        | 网络资源   | 互联网网站数/总人口(个/千人)     | 正  | 9.73  |
|        | 域名资源   | 互联网域名数/总人口(个/千人)     | 正  | 26.82 |
| 数字生活方式 | 网络普及   | 互联网普及率(%)            | 正  | 2.66  |
|        | 通信设备基础 | 移动电话普及率(部/百人)        | 正  | 6.86  |
|        | 宽带端口   | 互联网宽带接入端口数/总人口(个/百人) | 正  | 20.66 |
| 数字知识环境 | 专利成果   | 专利授权数/总人口(件/万人)      | 正  | 10.88 |
|        | 高等教育水平 | 高等学校毕业生数/总人口         | 正  | 5.03  |

## (二)TOPSIS 熵权法

步骤一:设定数字经济的初始矩阵

$$\begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \cdots & x_{mn} \end{bmatrix}$$

步骤二:应用计算极值的方法计算标准矩阵 Q

$$q_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (\text{正指标})$$

$$q_{ij} = \frac{\max(x_{ij}) - x_{ij}}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (\text{负指标})$$

则标准化矩阵为  $Q = (q_{ij})_{m \times n}$

步骤三:计算加权决策矩阵

基于标准化的矩阵 Q,得到归一化加权矩阵 N:

$$N = Q \times W = (n_{ij})_{m \times n}$$

其中, W 表示由  $\omega_i$  构成的矩阵。

步骤四:计算正理想解和负理想解

$$N^+ = \{\max N_{ij} \mid i=1, 2, \dots, m\} = \{N_1^+, N_2^+, \dots, N_m^+\}$$

$$N^- = \{\min N_{ij} \mid i=1, 2, \dots, m\} = \{N_1^-, N_2^-, \dots, N_m^-\}$$

步骤五:确定最优最劣距离

分别计算各个年份的数字经济评价向量最佳状态  $N^+$  和最差状态  $N^-$  的距离  $D_j^+$  和  $D_j^-$ 。

$$D_j^+ = \sqrt{\sum_{i=1}^m (N_i^+ - N_{ij})^2}$$

$$D_j^- = \sqrt{\sum_{i=1}^m (N_i^- - N_{ij})^2}$$

步骤六:求接近度

用  $G_i$  表示接近度,取值范围是[0, 1]。接近度的数

表 2 2011—2020 年江苏省数字经济发展指数

| 年份   | 最优距离 $D^+$ | 最劣距离 $D^-$ | 相对接近度 G |
|------|------------|------------|---------|
| 2011 | 16.231     | 0.082      | 0.005   |
| 2012 | 14.022     | 2.434      | 0.148   |
| 2013 | 13.450     | 2.873      | 0.176   |
| 2014 | 12.290     | 4.155      | 0.253   |
| 2015 | 8.663      | 7.786      | 0.473   |
| 2016 | 6.100      | 10.792     | 0.639   |
| 2017 | 5.352      | 12.369     | 0.698   |
| 2018 | 3.506      | 14.271     | 0.803   |
| 2019 | 2.455      | 15.717     | 0.865   |
| 2020 | 1.576      | 15.403     | 0.907   |

值越大,数字经济发展水平越接近最优水平。

$$G_i = \frac{D_j^-}{D_j^- + D_j^+}; j=1, 2, \dots, n$$

依据上述赋权方法,分别计算得到 2011—2020 年江苏省数字经济发展指数(见表 2)。

## (三)江苏省数字经济发展水平预测

灰色预测法是一种预测灰色系统的方法。目前常用的一些预测方法如回归分析等,需要较大的样本,对于少样本的情况会造成比较大的误差,使预测目标失效。而灰色预测模型所需的建模信息少、运算方便、建模精度高,因此有着广泛应用,是处理小样本预测问题的有效工具。

设  $X^{(0)} = (x^{(0)}(1), x^{(0)}(2), \dots, x^{(0)}(n))$  和  $X^{(1)} = (x^{(1)}(1), x^{(1)}(2), \dots, x^{(1)}(n))$ , 则 GM(1, 1) 的原始形式为:

$$x^{(0)}(k) + ax^{(1)}(k) = b$$

设  $Z^{(0)} = (z^{(0)}(1), z^{(0)}(2), \dots, z^{(0)}(n))$  和  $Z^{(1)}(k) = 0.5x^{(1)}(k) + 0.5x^{(1)}(k-1)$ , 则 GM(1, 1) 的基本形式为:

$$x^{(0)}(k) + aZ^{(1)}(k) = b$$

应用最小二乘估计方法计算出参数  $\hat{a}$  和  $\hat{b}$ , 通过对模型进行级比检验、后验比检验等,最终得到预测值。

针对数字经济指数进行 GM(1, 1) 模型构建时,首先要进行级比检验,用于判断数据序列进行模型构建的适用性。级比值为上一期数据 / 当期数据。由表 3 可见,原始数据没有通过级比检验,因此需进行平移转换

表 3 GM(1, 1) 模型级比值计算结果

| 年份   | 原始值   | 级比值 $\lambda$ | 原始值+<br>平移转换 | 转换后的<br>级比值 $\lambda$ |
|------|-------|---------------|--------------|-----------------------|
| 2011 | 0.005 | —             | 1.005        | —                     |
| 2012 | 0.148 | 0.034         | 1.148        | 0.875                 |
| 2013 | 0.176 | 0.841         | 1.176        | 0.976                 |
| 2014 | 0.253 | 0.696         | 1.253        | 0.939                 |
| 2015 | 0.473 | 0.535         | 1.473        | 0.851                 |
| 2016 | 0.639 | 0.740         | 1.639        | 0.899                 |
| 2017 | 0.698 | 0.915         | 1.698        | 0.965                 |
| 2018 | 0.803 | 0.869         | 1.803        | 0.942                 |
| 2019 | 0.865 | 0.928         | 1.865        | 0.967                 |
| 2020 | 0.907 | 0.954         | 1.907        | 0.978                 |

表 4 模型估计结果

| 发展系数 a  | 灰色作用量 b | 后验差比 C 值 | 小误差概率 p 值 |
|---------|---------|----------|-----------|
| -0.0675 | 1.060   | 0.043    | 1.000     |

表5 向后5年期的预测结果

| 年份  | 2021  | 2022  | 2023  | 2024  | 2025  |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| 预测值 | 1.143 | 1.293 | 1.453 | 1.624 | 1.808 |

换,即在原始值基础上加入平移转换值 1.000,最终平移转换后的数据级比检验值均在标准范围区间 [0.834,1.199]内,意味着数据适合进行 GM(1,1)模型构建。

从表4可知,后验差比C值为0.043,小于0.350,意味着模型精度等级非常好。另外,小误差概率p值为1.000大于0.950,意味着模型精度很好。由于灰色预测法适合短期预测,于是仅计算如表5所示的向后5年的预测值,并绘制如图1所示的条形图。

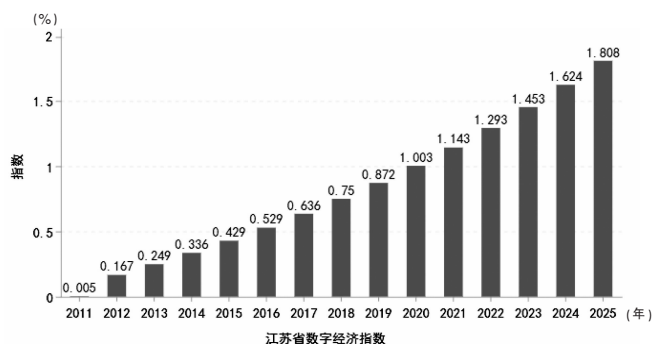


图1 江苏省数字经济发展水平趋势图

由图1可知,2014年之前江苏省的数字经济发展指数均小于0.4,处于初级发展水平。自从2015年全国各地开始重视并加速推进数字经济发展后,数字经济呈现近似指数化增长趋势,2020年数字经济指数超过1,按照此趋势预测向后5年的指数,到2025年江苏省数字经济发展指数可以达到1.808。虽然灰色预测法存在一定的估计误差,但这种短期预测可给江苏省数字经济的发展提供参考,综合来看江苏省数字经济发展突飞猛进,取得了显著成效。

#### 四、江苏省13市数字经济综合实力比较

为更精确了解江苏省13市数字经济发展的差异,进一步建立因子分析模型和聚类分析模型综合评价各个城市的数字经济发展水平。参考苏冰杰和卢方元等(2022)<sup>[7]</sup>的研究,基于数据的可获取性,又选取了2021年江苏省13市的计算机服务与软件从业人员占比、人均电信业务总量、人均邮政业务总量、数字普惠金融指数等指标(见表6)建立实证模型,应用因子分析法和聚类分析法分别对13市的数字经济指标进行综合比较分析。

表6 江苏省13市数字经济指标选取

| 数字经济指标 | 指标说明           |
|--------|----------------|
| X1     | 发明专利授权率        |
| X2     | 每百人互联网用户数      |
| X3     | 计算机服务与软件从业人员占比 |
| X4     | 人均电信业务总量       |
| X5     | 人均邮政业务总量       |
| X6     | 每百人移动电话用户数     |
| X7     | 数字普惠金融指数       |
| X8     | 各类专业技术人员数      |

#### (一) 因子分析

因子分析模型是研究如何以最少的信息丢失将众多的原始变量浓缩成少数几个因子,然后使用最终所浓缩的因子来解释原始变量信息的一种多元统计测度方法。当原始变量之间相关性比较高时,由于多重共线性问题的存在可以借助因子分析方法实现变量的降维,既可以解决多重共线性问题,又可以尽可能地避免“维数灾难”。

建立因子得分模型如下:

$$F_1 = -0.097 \times X_1 + 0.194 \times X_2 + 0.084 \times X_3 + 0.189 \times X_4 + 0.178 \times X_5 + 0.189 \times X_6 + 0.179 \times X_7 + 0.071 \times X_8$$

$$F_2 = 0.815 \times X_1 - 0.130 \times X_2 + 0.257 \times X_3 - 0.054 \times X_4 - 0.020 \times X_5 - 0.049 \times X_6 - 0.015 \times X_7 + 0.339 \times X_8$$

$$F = 0.67 \times F_1 + 0.15 \times F_2$$

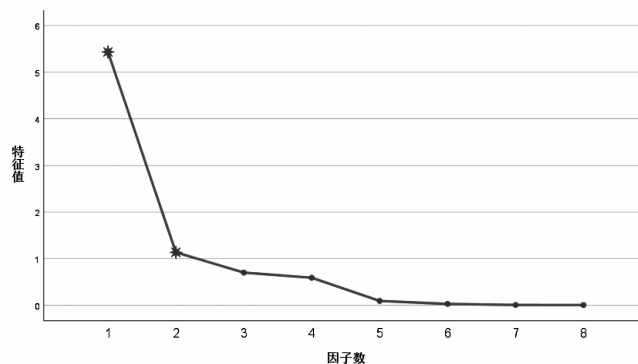


图2 因子分析碎石图

进行KMO和巴特利特检验,得出KMO取值为0.829,适合做因子分析,再结合图2判断选取两个因子比较合适,最终因子分类的结果是人均电信业务总量、人均邮政业务总量、每百人移动电话用户数、数字

表 7 各个因子得分及综合排名情况表

| 城市  | F1    | F2    | F     | F1 排名 | F2 排名 | 综合排名 |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| 苏州  | 1.86  | 0.50  | 1.32  | 1     | 4     | 1    |
| 南京  | 1.58  | 1.42  | 1.27  | 2     | 2     | 2    |
| 无锡  | 1.22  | -1.41 | 0.61  | 3     | 12    | 3    |
| 常州  | 0.75  | -1.02 | 0.35  | 4     | 11    | 4    |
| 南通  | -0.27 | 1.62  | 0.06  | 6     | 1     | 5    |
| 扬州  | -0.50 | 0.84  | -0.21 | 8     | 3     | 6    |
| 镇江  | -0.04 | -1.60 | -0.27 | 5     | 13    | 7    |
| 徐州  | -0.63 | 0.47  | -0.35 | 9     | 5     | 8    |
| 泰州  | -0.48 | -0.64 | -0.42 | 7     | 10    | 9    |
| 盐城  | -0.79 | -0.05 | -0.54 | 11    | 8     | 10   |
| 连云港 | -0.75 | -0.38 | -0.56 | 10    | 9     | 11   |
| 淮安  | -0.94 | 0.15  | -0.61 | 12    | 6     | 12   |
| 宿迁  | -0.99 | 0.10  | -0.65 | 13    | 7     | 13   |

普惠金融指数和每百人互联网用户数归为第一个因子,记为 F1,解释的是数字基础设施、数字产业化和产业数字化。计算机服务与软件从业人员占比、各类专业技术人员数和发明专利授权率归为第二个因子,记作 F2,主要解释数字知识环境。计算得到各个因子得分及综合因子得分,并将其进行排序,见表 7。

根据表 7 的综合得分排名表和图 3 的因子得分散点图可知,苏南、苏中和苏北城市数字经济发展存在区域异质性。苏南城市综合因子得分均在平均得分以上,而苏中和苏北城市还在平均得分以下。综合数字基础设施、数字产业化和产业数字化及数字知识环境来看,排名前三的分别是苏州、南京和无锡,其次是常州、南通、扬州和镇江。从 F1(数字经济基础设施、数字经济产业化和产业数字化)来看,排在前三名的仍是苏州、南京和无锡,其他城市的名次均和综合得分相差不大。从 F1 的得分来看,南京、苏州、无锡、常州都在平均水平以上,而徐州分数为 -0.63,和平均水平有较大差距。镇江在 F1 因子上得分是 -0.04, F2 因子上得分为 -1.60,表明镇江综合水平在苏南地区排名较为落后,尤其是数字知识环境方面得分在 13 市中为最后一名。此外无锡和常州在 F2 的得分也较为落后,表明苏南地区的部分城市还需要加大数字知识环境建设,应在技术人员引进、专利申请和软件服务等方面加大支持力度。在 F2(数字知识环境)方面,第一名是南通,其次是南京、扬州和苏州。徐州排在第 5,而徐州在综合排名和 F1 上得分较低。淮安、宿迁也较为靠前,说明苏北地区在数字知识环境方面排名比较靠前,与

徐州、淮安等地近几年出台的人才引进政策密不可分。

综上,南京和苏州在 F1、F2 和综合得分上均名列前茅,南通的综合水平也较高,苏南城市在数字经济赛道上赛出了较高水平;苏中城市在努力与时俱进,稳中求进,加强创新;苏北地区力补短板,找到了自身发展优势,数字知识环境的建设效果显著。

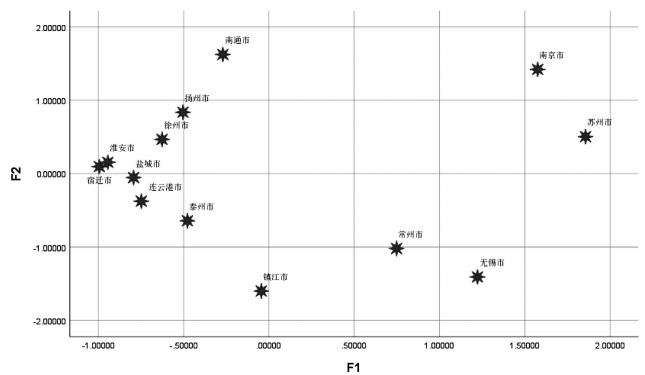


图 3 江苏省 13 市两因子得分变量散点图

## (二) 聚类分析

聚类分析是研究“物以类聚”的一种多元统计分析方法。通过系统聚类的方法将江苏省 13 市按照数字相关经济指标进行聚类,结果见表 8。

表 8 江苏省 13 市数字经济指标数据聚类分析结果

| 分类 | 城市                 |
|----|--------------------|
| 1  | 南京                 |
| 2  | 苏州、无锡、常州           |
| 3  | 泰州、扬州、南通           |
| 4  | 徐州、镇江、盐城、连云港、淮安、宿迁 |

表8的聚类分析结果表明,江苏省13市数字经济发展水平客观上可分为4类。其中,南京自成1类,苏州、无锡、常州为第2类,南通、扬州、泰州为第3类,剩余城市为第4类,这也和上述因子分析所得结论基本一致。

## 五、结论与建议

### (一) 结论

本文共选择了两个层面的数据集,一是选取2011—2020年江苏省数字经济相关数据,利用TOPSIS熵权法计算数字经济指数,并建立了较为精确的GM(1,1)模型,对所得指数预测未来5年的数值,旨在了解近年来江苏省数字经济发展的综合水平。二是对2021年苏南、苏北和苏中三个区域进行了现状描述,并收集了2021年江苏省13市发明专利授权率、数字普惠金融指数等8个指标构建了因子分析和聚类分析模型,得出如下结论。

1. 总体看,2011—2020年江苏省数字经济发展水平逐年提升,呈现近似“指数化”增长趋势,在2020年超过1,预测在2024年将超过1.5,可见江苏省数字经济发展态势良好。

2. 苏南城市在数字产业创新方面成果显著,尤其是核心产业增加值占比方面名列前茅,形成了“高水平、重创新、强规模”的数字经济中心城市群。苏北城市精准定位自身优势,抢抓数字经济在制造业上的先机,形成了“厚基础、求创新、抓特色”的新竞争格局。苏中城市在追求稳步发展的基础上加强数字经济规模建设,在数字基础设施、数字化产业和产业数字化方面平衡发展,形成了“求突破、稳步伐、加速度”的新发展态势。

3. 江苏省13市数字经济发展差异较大,呈现苏南、苏中和苏北发展不平衡的区域差异性。其中,苏南城市数字经济综合建设水平突出,苏中城市稳中求进,苏北城市数字知识环境建设效果显著。

### (二) 建议

#### 1. 加大统筹部署,营造良好环境

政府部门应当积极谋划全省数字经济发展的新思路、新措施,根据需要制定本省数字经济发展的新规划,将数字经济发展全面纳入江苏省经济高质量发展的规划中,为数字经济发展营造更加有利的环境。及时掌握数字经济发展新动态,以治理数字化为保障,以产业数字化、数字产业化作为核心,以数据资源价值化为基础,大力加强数字基础设施建设。注重数字技术创新,构建数字经济全要素发展体系,协调解决各

区域在数字经济发展过程中遇到的难题。

#### 2. 建立各城市数字经济专题合作群

江苏省数字经济发展区域不平衡性突出。每个城市需要理清在数字经济建设方面的优势和不足,通过苏南、苏中和苏北之间的相互合作,推动本地区在数字基础设施等要素中的发展。积极向其他城市借鉴发展经验,强化与周边地区的协作,建成数字经济专题合作群,实现数字经济建设经验分享互动,促成苏南、苏北和苏中之间的区域联动合作效应。

#### 3. 促进数字经济基础要素均衡发展

提高网络服务质量水平,推动数字经济发展。强化移动5G、通信网络、大数据等建设力度,加快升级传统互联网数据中心,加快高速宽带网络等的建设速度。通过加大政府政策支持、提升政策服务效能等措施促进数字经济基础要素的深度发展,进而缩小苏南、苏中、苏北地区的数字经济发展差距。

#### 4. 注重跨领域交流协作

各区域应不断创新,寻求数字经济新时代改革创新之路,积极融入“数字丝绸之路”建设,加快数字经济境外合作园区建设。加强与长三角地区、“一带一路”沿线地区在数字基础设施、数字金融、智慧物流、数字贸易等领域的交流合作,扩大数字经济领域开放程度,推进各区域数字产业协同发展。◆

## 参考文献:

- [1]余岚.数字经济时代,企业的财富来自何处? [J].大数据时代,2016(3):10-13.
- [2]郑嘉琳,徐文华.数字经济助推我国经济高质量发展的作用机制研究:基于区域异质性视角的分析[J].价格理论与实践,2020(8):148-151.
- [3]何大安.中国数字经济现状及未来发展[J].治理研究,2021,37(3):5-15+2.
- [4]梁小甜,文宗瑜.数字经济对制造业高质量发展的影响[J].统计与决策,2022,38(11):109-113.
- [5]侯杰,李卫东,张杰斐,等.城市数字经济发展水平的分布动态、地区差异与收敛性研究[J].统计与决策,2023,39(13):10-15.
- [6]王晓红,李雅欣.数字经济对经济高质量发展的影响研究:基于2013—2018年省级面板数据[J].经济视角,2021,40(1):44-53.
- [7]苏冰杰,卢方元,朱峰,等.中国数字经济发展水平:时空特征、动态演化及影响因素[J].运筹与管理,2022,31(9):161-168.

# 旅游收入、客流量 与网络关注度的空间错位研究

## ——以广东省为例

钱慧静

(广东海洋大学 商学院, 广东 湛江 524088)

**摘要:** 高质量发展背景下, 旅游收入、客流量和旅游网络关注度不匹配是制约旅游业高质量发展的突出问题。基于空间错位理论, 运用重力模型、空间错位指数等方法, 以广东省 21 个省辖市为研究对象, 分析旅游收入、客流量和旅游网络关注度之间的空间错位现象。研究发现: 客流量、旅游收入和旅游网络关注度的重心有不同程度的错位, 客流量、旅游收入和旅游网络关注度的重心都有向广东省东部偏移的趋势; 负向错位省辖市多于正向错位省辖市, 其中广州、佛山、韶关、茂名、清远呈现为正向错位, 其余 16 个省辖市呈现负向错位; 广东省大部分省辖市属于低错位区, 且主要分布于经济相对不发达的粤东西北部; 旅游收入与客流量、网络关注度与客流量之间均存在明显的空间错位。针对以上研究, 从深挖旅游资源、加强宣传营销和以地域特色促进区域协调发展等方面提出对策建议。

**关键词:** 空间错位理论; 旅游空间错位指数; 重力模型

中图分类号: F592

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)11-0024-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.11.004

### 一、前言

随着社会发展, 人们的旅游消费需求不断升级, 呈现高品质、重体验的特点, 越来越多的游客愿意为高品质的产品和服务买单。但是, 人们旺盛的旅游需求和落后的旅游供给之间矛盾日益凸显。面对新的发展环境和形势, 如何推动旅游产业转型升级, 实现高质量发展是当下最重要的现实需求。旅游业高质量发展的核心是贯彻新发展理念, 实现从量到质的转变, 即实现旅游资源吸引力与客流量的协调, 达到客流量与旅游收入的协调。旅游网络关注度一定程度上代表了旅游资源的吸引力, 然而游客的网络关注度并不等同于游客量, 马丽君和孙根年等(2011)<sup>[1]</sup>研究发现游客网络关注度与客流量在时空变化上具有较强的相关性。旅游客流量既反映了旅游目的地的接待规模, 也是目的地收入的重要基础, 通过测算游客量与旅游收入的匹配度, 可以了解游客在旅游地的消费能力是否得到有效释放<sup>[2]</sup>。一般情况下, 旅游网络关注度高的旅游地, 其客流量规模会比较大, 与此相对应, 带来的旅游收入也较多。但从实际情况看, 网络关注度高或旅游人数

多的旅游目的地, 与其旅游收入并不匹配, 存在一定的旅游空间错位现象。

### 二、研究综述

空间错位理论最初由 Kain 提出, 早期国外学者关于空间错位理论的实证研究主要针对种族不平等, 尤其是空间错位对黑种人就业的影响<sup>[3-5]</sup>, 聚焦工作与居住的错位情况导致的弱势群体低收入、高失业率现象<sup>[6]</sup>。国内关于空间错位理论的研究起步较晚, 且主要集中在通勤行为、职住分离、居住-就业空间关系等方面<sup>[7]</sup>。目前, 空间错位理论已经被引入各个行业, 关于旅游行业空间错位的研究也日益增多。旅游空间错位的研究大多集中在旅游业相关要素间的空间错位, 如王雪菡和贺蔚等(2021)<sup>[8]</sup>以粤港澳大湾区为例, 研究了旅游资源和旅游经济两个要素的错位发展现象, 发现随着错位程度变小, 两者发展越来越协调。王钦安和郭爽等(2019)<sup>[9]</sup>利用错位理论研究了安徽省旅游收入与资源、经济、人口等影响因素的空间错位发展关系。陈乔和程成等(2017)<sup>[10]</sup>研究了广西壮族自治区内东盟客流量与景区、酒店的空间错位发展情况及其演变格局变化。

**作者简介:** 钱慧静(1990—), 女, 河南濮阳人, 硕士, 助教, 研究方向为旅游目的地管理和营销、旅游资源规划与开发、旅游数字化。

夏赞才和李志远(2020)<sup>[2]</sup>研究了四川省旅游资源、收入和客流三要素之间的空间错位关系,发现旅游资源、收入和客流之间有不同程度的错位。近年来,学者们对于旅游空间错位的研究拓展到探索旅游业与其他行业的空间错位上。吴耿安和刘巍等(2018)<sup>[10]</sup>以中国31个省(区、市)为研究对象,探究了旅游产业、文化产业与经济发展水平间的空间错位现象。李凌雁和翁钢民(2016)<sup>[11]</sup>研究了西部地区旅游、文化和经济发展水平之间的空间错位时空演变规律。宋小龙和米文宝等(2022)<sup>[12]</sup>以宁夏为研究对象分析了旅游业和生态环境之间的空间错位现象。也有学者从多种视角开展旅游空间错位研究,汪丽和孙海文等(2021)<sup>[13]</sup>从供需视角分析了西安市内A级景点与游客实际游览景点的空间错位分布特征,发现游客游览景点与A级景点存在数量上的供需不匹配,游客实际到访景点数量更多且分布更为集中。韩丽颖和魏峰群等(2021)<sup>[14]</sup>从规模视角探究了关中平原城市群城市规模和旅游规模发展的状态,发现各城市的城市规模和旅游规模在等级和空间上基本同步,少数城市出现错位,且空间错位程度有增强趋势。吴寒青和张鑫等(2023)<sup>[15]</sup>基于高质量发展视角,从创新协调、绿色生态和开放共享三个维度构建高质量发展评价指标体系,分析了安徽省旅游发展时空错位现象及其影响因素。在研究对象方面也呈现多样化,彭坤杰和贺小荣等(2021)<sup>[16]</sup>、胡瑶和游细斌等(2019)<sup>[17]</sup>、王雪菡和贺蔚等(2021)<sup>[7]</sup>、汪丽和孙海文等(2021)<sup>[13]</sup>、翁钢民和陈林娜(2014)<sup>[18]</sup>分别以长江经济带、江西省、粤港澳大湾区、西安市、全国为研究区域探究旅游空间错位现象。综上可知,关于旅游空间错位研究的成果虽日益丰富,但大多集中在旅游内部相关要素间的空间错位,从旅游网络关注度角度研究的成果并不多见。基于此,本文引入旅游网络关注度,以广东省为例,研究旅游收入、客流量和网络关注度间的空间错位现象,为推动广东省旅游业高质量发展提供一定的决策参考。

### 三、数据来源与研究方法

#### (一)数据来源

本文客流量、旅游收入的数据来自2012—2020年《广东统计年鉴》;网络关注度数据来自百度指数,收集了广东省21个省辖市以“省辖市名+旅游”和各省辖市热门景点名称作为搜索关键词,时间段从2011年1月1日到2019年12月31日,数据涵盖PC端和移动端,依次以各关键词进行全国范围搜索得来。所有数据计算前统一采用均值法进行无量纲化处理。

#### (二)研究方法

##### 1. 重心模型

重心概念来源于牛顿力学,指区域空间上存在的某一点受到的各方向的力量对比保持相对平衡。重心模型反映的是以地理空间为载体的经济事物的区位关系和组织形态,反映了客体和现象的空间集聚规模和集聚形态。本文计算重心坐标的公式如下:

$$X = \frac{\sum_{i=1}^n E_i X_i}{\sum_{i=1}^n E_i}, Y = \frac{\sum_{i=1}^n E_i Y_i}{\sum_{i=1}^n E_i} \quad (1)$$

其中, $X_i$ 、 $Y_i$ 分别代表*i*市重心的横纵坐标,实际计算中使用各省辖市的行政中心坐标表示; $E_i$ 为*i*市旅游网络关注度指数或客流量指数或旅游收入指数; $X$ 和 $Y$ 表示各要素重心的经度和纬度。

##### 2. 空间错位指数

借鉴相关研究,利用空间错位指数揭示广东省21个省辖市客流量、旅游收入和旅游网络关注度空间错位程度的差异及演变趋势,具体计算公式如下:

$$SMI_i = \frac{1}{P} \left( \left( \frac{E_i}{E} \right) P - p_i \right) \times 100 \quad (2)$$

$$SMI_i = \frac{1}{P} \left( \left( \frac{D_i}{D} \right) P - p_i \right) \times 100 \quad (3)$$

$$SMI = \frac{1}{P} \left\{ \left[ \left( \frac{E_i}{E} + \frac{D_i}{D} \right) / 2 \right] \times P - p_i \right\} \times 100 \quad (4)$$

其中, $SMI_i$ 是旅游收入-客流量空间错位指数, $SMI_i$ 是旅游网络关注度-客流量空间错位指数, $SMI$ 是广东省21个省辖市的空间错位指数, $E_i$ 是*i*市旅游收入指数, $E$ 是广东省旅游收入指数的总值, $D_i$ 是*i*市旅游网络关注度值, $D$ 是广东省旅游网络关注度总值, $p_i$ 是*i*市客流量指数, $P$ 是广东省客流量指数总值。

### 四、结果分析

#### (一)基于重心模型的宏观错位演化分析

将广东省21个省辖市的行政中心经纬度代入公式(1)中计算得出客流量、旅游收入和旅游网络关注度的重心,通过可视化处理绘制出2011—2019年广东省21个省辖市客流量-旅游收入-旅游网络关注度重心演变轨迹图(如图1)。可以看出,客流量、旅游收入和旅游网络关注度重心在纬度上存在较大差异,三者之间错位现象明显。随着时间的推移,客流量、旅游收入和旅游网络关注度的重心都有向东偏移的趋势,说明广东省东部旅游发展形势较好,旅游吸引力大,关注度较高。其中客流量重心偏移幅度最大,旅游收入重心偏移幅度较小,且两者之间的重心距离逐渐增大,错位程度随时间推移逐渐变大。

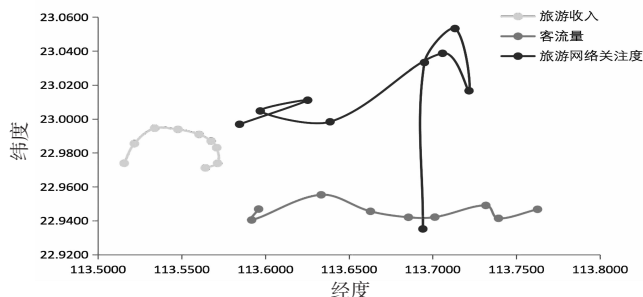


图1 2011—2019年  
客流量—旅游收入—旅游网络关注度重心演变轨迹图

(二)基于空间错位指数的客流量—旅游收入—旅游网络关注度错位演化分析

运用重力模型从宏观上研究了区域间空间错位

的关系,但重力模型并不能准确体现各要素间的具体错位关系。为了更好地探究客流量与旅游收入、客流量与旅游网络关注度之间的错位关系,利用空间错位指数模型作进一步分析。

### 1. 整体分析

通过公式(4)计算得到2011—2019年广东省21个省辖市空间错位指数,计算结果见表1。根据空间错位指数的绝对值,将广东省21个省辖市划分为3个类型,分别为高错位( $5 \leq SMI \leq 11$ )、中错位( $2 \leq SMI < 5$ )、低错位( $0 \leq SMI < 2$ )。结合旅游收入指数、客流量指数和旅游网络关注度指数,从不同角度对空间错位情况进行分析。

表1 2011—2019年广东省21个省辖市空间错位指数

| 地区 | 2011年 | 2012年 | 2013年 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 广州 | 5.08  | 7.02  | 7.68  | 7.65  | 10.66 | 9.22  | 9.46  | 9.58  | 9.17  |
| 深圳 | -1.44 | -1.57 | -1.88 | -1.95 | -1.43 | -2.48 | -3.04 | -2.81 | -3.05 |
| 珠海 | -0.18 | -0.87 | 0.29  | 0.24  | -0.74 | 0.22  | 0.50  | 0.67  | 5.68  |
| 汕头 | -0.30 | -0.11 | -0.28 | 0.27  | 0.82  | 1.30  | 1.44  | 1.10  | 1.09  |
| 佛山 | 0.84  | 0.93  | 1.05  | 1.01  | 0.88  | 1.09  | 1.07  | 1.23  | 0.89  |
| 韶关 | 2.36  | 2.20  | 2.33  | 2.21  | 2.20  | 1.96  | 2.43  | 1.90  | 1.34  |
| 河源 | -0.34 | -0.25 | -0.53 | -0.60 | -0.88 | -0.93 | -1.19 | -1.29 | -1.57 |
| 梅州 | -0.67 | -0.89 | -1.22 | -1.17 | -1.53 | -1.68 | -1.61 | -1.32 | -1.66 |
| 惠州 | -0.44 | 0.12  | 0.44  | 1.15  | 1.55  | 2.50  | 1.36  | 1.01  | 0.49  |
| 汕尾 | -0.08 | -0.12 | -0.27 | -0.31 | -0.49 | -0.49 | -0.38 | -0.20 | -0.29 |
| 东莞 | -2.73 | -2.00 | -2.03 | -1.70 | -1.86 | -1.49 | -1.62 | -1.33 | -1.25 |
| 中山 | 0.74  | 0.31  | 0.14  | 0.05  | -0.17 | -0.20 | -0.34 | -0.25 | -0.32 |
| 江门 | -1.02 | -1.07 | -1.11 | -1.41 | -1.32 | -1.41 | -1.25 | -1.52 | -1.67 |
| 阳江 | -0.14 | -0.20 | -0.39 | -0.88 | -1.24 | -1.34 | -1.19 | -1.10 | -1.31 |
| 湛江 | -1.18 | -1.98 | -1.84 | -1.85 | -2.20 | -1.99 | -1.85 | -1.82 | -1.67 |
| 茂名 | 1.72  | 1.65  | 1.54  | 1.43  | 0.78  | 0.78  | 0.56  | 0.37  | 0.00  |
| 肇庆 | -1.37 | -1.49 | -0.92 | 0.07  | -0.11 | 0.16  | 0.38  | 0.54  | 0.03  |
| 清远 | 0.54  | 0.31  | 0.19  | 0.23  | 0.19  | 0.26  | 1.02  | 1.33  | 0.72  |
| 潮州 | -0.18 | -0.29 | -0.48 | -0.86 | -1.11 | -1.19 | -1.57 | -1.93 | -2.68 |
| 揭阳 | -0.14 | -0.35 | -1.11 | -1.75 | -2.12 | -2.42 | -2.51 | -2.54 | -2.28 |
| 云浮 | -1.06 | -1.35 | -1.60 | -1.84 | -1.88 | -1.89 | -1.69 | -1.64 | -1.65 |

(1)从错位正负情况分析。从表1可以看出,空间错位指数有正有负,广州、佛山、韶关、茂名、清远呈现正向错位,说明这些省辖市旅游收入和旅游网络关注度水平高于客流量发展水平。其中广州一直处于正向高错位状态,作为国内一线城市,广州近年来稳居国内热门旅游目的地之一,不仅旅游吸引力大,且旅游者的消费能力强,2019年广州旅游收入位居全省第一,为4454.58亿元。深圳、河源、梅州、汕尾、东莞、江门、阳江、湛江、潮州、揭阳、云浮始终呈现负向错位状态。这些地区的旅游收入和网络关注度水平低于实际

旅游客流量,说明来这些省辖市的旅游者消费能力有待挖掘,且旅游网络关注度有待进一步提高。其中深圳的错位指数绝对值呈现明显的增长趋势,错位程度愈加严重,深圳旅游者消费活力仍有待释放,旅游网络关注度有待进一步提高。汕头、惠州表现为负向错位向正向错位变化,随着人们生活水平的提高和网络的普及,旅游收入和旅游网络关注度的增长速度高于客流量。中山的错位指数则表现为由正到负,旅游收入和旅游网络关注度发展水平逐渐滞后于客流量的增长。珠海、肇庆的空间错位指数出现了由负转正转负再转

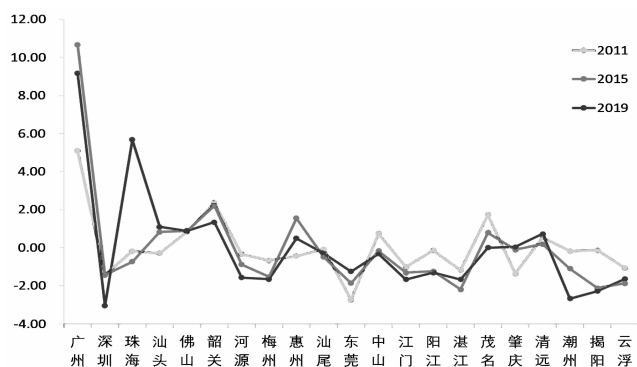


图2 2011年、2015年、2019年  
广东省21个省辖市空间错位指数变动图

正的情况,且由负转正再次出现负的情况仅在2015年出现,但其负错位指数绝对值均小于1,并未影响整体变化趋势,经分析也未发现明显异常情况。

(2)从错位等级划分情况分析。广东省大部分省辖市属于低错位区,且主要分布在经济相对不发达的粤东西北部,中高错位省辖市数量较少,尤其是高错位省辖市数量,基本常年只有广州一个。广州错位指数逐年升高,2011—2019年,广州市的错位指数从5.08上升到9.17,这是由于广州作为我国的“超一线”城市,始终具有较高的网络关注度,旅游高消费人群比重大,造成旅游网络关注度和旅游收入发展与客流量水平差距越来越大,错位指数上升明显。中错位省辖市数

量整体变动不大,2011年中错位省辖市只有2个,2019年增加到3个。在中错位城市中,韶关、东莞连续多年保持在中错位的位置,其中韶关到2018年才降为低错位。与之相反,深圳自2016年从低错位转变为中错位以来,基本保持在中错位梯队中,且其错位指数绝对值呈逐年上升趋势,主要是因为深圳旅游收入和客流量发展不匹配。一个地区的旅游收入受多种因素如逗留时间、消费支出等影响,深圳由于其独特的地理位置,是游客赴香港购物的中转地,游客在深圳的逗留时间一般较短,是其旅游收入和客流量出现错位的原因之一。

## 2. 客流量和旅游收入空间错位演变分析

将旅游客流量指数与旅游收入指数代入公式(2)计算旅游收入和客流量空间错位指数,计算结果见表2。从表中可以看出,广州、佛山属于正向错位区域,旅游收入的发展水平优于客流量发展水平。广州作为国内经济发达地区,旅游基础设施完善,旅游产品类型丰富,极大地刺激了旅游者的消费欲望,带来较高的旅游收入。邻近广州的佛山,因坐拥“世界美食之都”的顺德,靠美食旅游闻名全国,如今品鉴美食已成为旅游过程中不可或缺的一环,佛山美食文化成为拉动地区旅游消费增长的重要引擎,极大地促进了旅游收入的增长。除广州、佛山外,其余省辖市均为负向错位区域,旅游

表2 2011—2019年广东省21个省辖市旅游收入与客流量空间错位指数表

| 地区 | 2011年 | 2012年 | 2013年 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 广州 | 14.88 | 15.43 | 16.07 | 15.85 | 16.01 | 15.87 | 16.00 | 16.12 | 16.64 |
| 深圳 | -0.06 | -0.64 | -0.91 | -1.33 | -1.13 | -1.22 | -1.16 | -1.25 | -1.33 |
| 珠海 | -1.69 | -1.75 | -1.61 | -2.07 | -2.52 | -2.57 | -2.09 | -1.58 | -1.33 |
| 汕头 | -1.55 | -1.66 | -1.64 | -1.52 | -1.13 | -0.71 | -0.52 | -0.49 | -0.66 |
| 佛山 | 2.11  | 2.50  | 2.71  | 2.71  | 2.56  | 2.59  | 2.55  | 2.49  | 2.25  |
| 韶关 | -1.05 | -0.96 | -1.05 | -0.85 | -0.60 | -0.49 | -0.47 | -0.41 | -0.39 |
| 河源 | -1.21 | -0.57 | -0.70 | -0.64 | -0.74 | -0.89 | -1.21 | -1.20 | -1.29 |
| 梅州 | -0.68 | -0.95 | -1.03 | -0.69 | -0.81 | -0.80 | -0.80 | -0.83 | -0.88 |
| 惠州 | -1.54 | -1.61 | -1.81 | -1.57 | -1.52 | -1.63 | -1.92 | -1.82 | -1.84 |
| 汕尾 | -0.62 | -0.66 | -0.72 | -0.75 | -0.82 | -0.82 | -0.82 | -0.70 | -0.69 |
| 东莞 | -1.76 | -1.04 | -0.80 | -0.60 | -0.83 | -0.79 | -0.79 | -0.57 | -0.54 |
| 中山 | 0.40  | 0.20  | 0.09  | -0.08 | -0.22 | -0.45 | -0.61 | -0.72 | -0.81 |
| 江门 | -1.49 | -1.49 | -1.35 | -1.34 | -1.06 | -1.11 | -0.98 | -1.22 | -1.08 |
| 阳江 | -0.52 | -0.62 | -0.64 | -0.73 | -0.85 | -0.91 | -0.74 | -0.76 | -0.76 |
| 湛江 | -1.87 | -2.42 | -2.36 | -2.08 | -1.86 | -1.54 | -1.51 | -1.63 | -1.39 |
| 茂名 | 0.26  | 0.14  | 0.08  | -0.01 | 0.07  | 0.20  | 0.27  | 0.27  | 0.22  |
| 肇庆 | -2.24 | -1.98 | -1.53 | -0.58 | -0.45 | -0.37 | -0.42 | -0.43 | -0.45 |
| 清远 | 0.14  | 0.00  | -0.07 | -0.24 | -0.22 | -0.17 | -0.06 | -0.09 | -0.13 |
| 潮州 | -0.35 | -0.50 | -0.62 | -0.84 | -0.98 | -0.97 | -1.50 | -1.85 | -2.32 |
| 揭阳 | -0.47 | -0.50 | -0.98 | -1.43 | -1.60 | -1.85 | -1.92 | -2.04 | -2.04 |
| 云浮 | -0.69 | -0.93 | -1.10 | -1.23 | -1.30 | -1.38 | -1.29 | -1.28 | -1.18 |

客流量发展水平优于旅游收入水平,虽然游客数量众多,但游客逗留时间短,旅游消费水平低,在今后的发展中可以不断完善旅游产品,增强旅游体验项目,延长游客停留时间,实现游客从“走进来”到“留下来”的转变,激发旅游消费活力,有效提升旅游收入水平。

### 3. 客流量和旅游网络关注度空间错位演变分析

将旅游客流量指数与旅游网络关注度指数代入公式(3)计算旅游网络关注度和客流量空间错位指数,计算结果见表3。从表3可以看出,始终处于正向错位的城市有珠海、汕头、韶关、惠州、清远,这些省辖市的旅游网络关注度水平高于客流量水平,旅游吸引力相对较强,但并没有吸引到足够数量的游客。其中韶关一直处于正向较高错位状态,客流量和旅游网络关注度空间错位指数最高达到5.77。分析发现,韶关旅游资

源数量众多且品质较好,是广东省唯一拥有世界自然遗产的城市,具有较高的旅游网络关注度。由于韶关整体处于观光型旅游市场,旅游产品亟待转型升级,高关注度并未带来较高的客流量,但近年来客流量水平和旅游网络关注度水平间差异逐渐缩小,2019年两者的空间错位指数已经降低为3.07。与之相反,珠海、汕头、惠州、清远4个省辖市的旅游网络关注度和客流量空间错位指数整体呈上升趋势,旅游网络关注度发展水平快于客流量发展水平,其中珠海和惠州作为粤港澳大湾区发展潜力较大的两个城市,受到了较大关注。一直处于负向错位的城市有深圳、佛山、梅州、东莞、江门、湛江、潮州、云浮,这些省辖市的客流量水平高于旅游网络关注度水平,说明这些省辖市游客关注度水平有待进一步提升,游客规模有很大的增长空间。

表3 2011—2019年广东省21个省辖市旅游网络关注度与客流量空间错位指数表

| 地区 | 2011年 | 2012年 | 2013年 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 广州 | -4.72 | -1.40 | -0.71 | -0.56 | 5.31  | 2.57  | 2.93  | 3.05  | 1.69  |
| 深圳 | -2.82 | -2.50 | -2.85 | -2.56 | -1.73 | -3.73 | -4.92 | -4.38 | -4.77 |
| 珠海 | 1.34  | 0.02  | 2.19  | 2.55  | 1.04  | 3.01  | 3.09  | 2.93  | 12.68 |
| 汕头 | 0.95  | 1.43  | 1.09  | 2.06  | 2.78  | 3.31  | 3.41  | 2.69  | 2.85  |
| 佛山 | -0.44 | -0.64 | -0.60 | -0.70 | -0.80 | -0.41 | -0.41 | -0.02 | -0.47 |
| 韶关 | 5.77  | 5.36  | 5.71  | 5.27  | 5.01  | 4.40  | 5.33  | 4.20  | 3.07  |
| 河源 | 0.53  | 0.06  | -0.36 | -0.56 | -1.03 | -0.97 | -1.16 | -1.37 | -1.85 |
| 梅州 | -0.66 | -0.83 | -1.41 | -1.65 | -2.25 | -2.57 | -2.43 | -1.81 | -2.44 |
| 惠州 | 0.66  | 1.85  | 2.70  | 3.88  | 4.62  | 6.62  | 4.64  | 3.84  | 2.83  |
| 汕尾 | 0.45  | 0.42  | 0.17  | 0.13  | -0.15 | -0.16 | 0.06  | 0.30  | 0.10  |
| 东莞 | -3.71 | -2.96 | -3.27 | -2.81 | -2.89 | -2.19 | -2.45 | -2.09 | -1.96 |
| 中山 | 1.08  | 0.42  | 0.19  | 0.17  | -0.12 | 0.04  | -0.06 | 0.23  | 0.16  |
| 江门 | -0.54 | -0.65 | -0.88 | -1.48 | -1.58 | -1.71 | -1.52 | -1.83 | -2.27 |
| 阳江 | 0.24  | 0.22  | -0.14 | -1.02 | -1.64 | -1.76 | -1.63 | -1.44 | -1.86 |
| 湛江 | -0.49 | -1.53 | -1.32 | -1.62 | -2.54 | -2.43 | -2.18 | -2.01 | -1.94 |
| 茂名 | 3.18  | 3.16  | 2.99  | 2.87  | 1.49  | 1.37  | 0.86  | 0.47  | -0.22 |
| 肇庆 | -0.49 | -1.00 | -0.30 | 0.73  | 0.23  | 0.70  | 1.18  | 1.50  | 0.52  |
| 清远 | 0.94  | 0.62  | 0.46  | 0.70  | 0.60  | 0.70  | 2.09  | 2.76  | 1.57  |
| 潮州 | -0.02 | -0.08 | -0.33 | -0.88 | -1.24 | -1.40 | -1.63 | -2.01 | -3.04 |
| 揭阳 | 0.20  | -0.21 | -1.24 | -2.06 | -2.64 | -2.98 | -3.10 | -3.04 | -2.52 |
| 云浮 | -1.44 | -1.76 | -2.10 | -2.45 | -2.47 | -2.40 | -2.08 | -1.99 | -2.12 |

## 五、结论与建议

### (一) 研究结论

本文以广东省21个省辖市作为研究区域,研究了客流量、旅游收入和旅游网络关注度的空间错位现象,研究发现:(1)基于重力模型,广东省21个省辖市的客流量、旅游收入和旅游网络关注度有明显的空间错位现象,客流量、旅游收入和旅游网络关注度的重心都有向广东省东部偏移的趋势,客流量重心偏移幅度最大,旅游收入重心偏移幅度较小,旅游网络关注

度重心整体呈由东北向东南方向迁移趋势。(2)基于空间错位指数模型,广东省整体上存在旅游空间错位现象,负向错位省辖市多于正向错位省辖市,其中广州、佛山、韶关、茂名、清远呈现正向错位,其余16个省辖市呈现负向错位;从空间错位程度看,广东省大部分省辖市属于低错位区,且主要分布在经济相对不发达的粤东西北部,中高错位省辖市数量较少,尤其是高错位省辖市数量最少,基本常年只有广州市一个。(3)广东省21个省辖市旅游收入与客流量、旅游网络

关注度与客流量之间均存在明显的空间错位。广州、佛山旅游收入的发展水平优于客流量发展水平,珠海、汕头、韶关、惠州、清远 5 个省辖市的旅游网络关注度水平高于客流量水平,其中珠海、汕头、惠州、清远 4 个省辖市的旅游网络关注度和客流量空间错位指数整体呈上升趋势。

## (二) 对策建议

第一,深度挖掘旅游资源,培育旅游新业态。围绕旅游消费新需求,依托“旅游+”效应,充分挖掘当地旅游资源,不断丰富旅游产品,打造沉浸式、重体验、互动性强的旅游新场景、新业态。提升旅游吸引力的同时延长游客停留时间,推动游客“流量”变“留量”,激发旅游消费潜力,降低客流量与旅游收入的空间错位程度,有效促进广东省各省辖市间旅游收入与客流量协调发展。

第二,加大旅游宣传营销,提升网络关注度。数字时代,旅游者旅游活动过程很大程度上受其所接收到的网络信息影响,尤其是作旅游决策前,旅游者往往会收集大量的旅游信息作为参考。因此,针对旅游网络关注度水平较低的省辖市如梅州、东莞、江门、湛江、潮州、云浮等,一是要做好自身旅游信息的对外传播,如丰富官方旅游网站内容,创建多类型官方旅游多媒体账号进行宣传推广等。二是应加强多渠道的网络营销,紧跟时事热点制造热门旅游话题或打造特色网红景点,快速有效提升网络关注度,增强旅游吸引力。

第三,发挥地域特色,促进区域旅游协调发展。针对在客流量、旅游收入和网络关注度三方面发展水平都较低的粤东西北部省辖市,应充分利用地方资源和特色,打造特色旅游产品和标志性品牌,以特色促发展。如韶关加大以丹霞山为代表的自然旅游资源开发力度,完善旅游交通,丰富旅游产品;阳江发挥依山傍海的地理优势,推进海洋旅游、休闲旅游发展。加强与旅游发展形势较好的东部省辖市互动,实现区域协调联动,开发特色旅游主题线路,充分发挥广州、深圳、佛山等省辖市的带动作用,推动广东省区域旅游协调发展。◆

## 参考文献:

- [1] 马丽君,孙根年,黄芸玛,等.城市国内客流量与游客网络关注度时空相关分析[J].经济地理,2011,31(4):680-685.
- [2] 夏赞才,李志远.旅游资源、收入与客流的空间错位分析:以四川省为例[J].经济论坛,2020(4):87-94.
- [3] MASTERS S H. Black - white income differentials:

Empirical studies and policy implications[M].New York: Academic Press,1975.

- [4] GALSTER G. Residential segregation and interracial economic disparities: A simultaneous equation's approach [J]. Journal of Urban Economics, 1987, 21(1): 22-44.
- [5] 程晓丽,胡文海.安徽省旅游发展空间错位的模型分析[J].地球信息科学学报,2015,17(5):607-613.
- [6] 李朝军.基于空间错位测度模型的旅游资源与地区经济发展关系研究[J].西南大学学报(自然科学版),2022,44(10):81-90.
- [7] 王雪菡,贺蔚,李赞鹏.粤港澳大湾区旅游资源与旅游经济发展的空间错位研究[J].测绘地理信息,2021,46(S1):155-158.
- [8] 王钦安,郭爽,吴俏.基于错位理论的安徽省旅游业绩与影响因素空间组合分析[J].地域研究与开发,2019,38(6):91-96.
- [9] 陈乔,程成,田芮凡.东盟旅桂“客流量-景区-酒店”空间错位及演变[J].经济地理,2017,37(9):192-199.
- [10] 吴耿安,刘巍,郑向敏.旅游、文化产业与经济发展水平的空间错位分析[J].地域研究与开发,2018,37(3):80-84.
- [11] 李凌雁,翁钢民.基于空间错位的我国西部地区旅游、文化与经济发展的演变分析[J].地理与地理信息科学,2016,32(2):121-126.
- [12] 宋小龙,米文宝,李陇堂,等.宁夏旅游经济与生态环境系统空间错位研究[J].干旱区地理,2022,45(2):593-605.
- [13] 汪丽,孙海文,刘慕华.供需视角下的西安市 A 级景区与游客到访景点空间错位研究[J].资源开发与市场,2021,37(9):1122-1129+1031.
- [14] 韩丽颖,魏峰群,李星周.同步与错位:规模视角下关中平原城市群城市与旅游协同发展研究[J].浙江大学学报(理学版),2021,48(5):617-628.
- [15] 吴寒青,张鑫,刘倩倩.高质量发展背景下安徽省旅游发展时空错位及影响因素分析[J].湖南师范大学自然科学学报,2023,46(1):81-90.
- [16] 彭坤杰,贺小荣,鲁玉莲.长江经济带旅游产业—区域经济—生态环境系统空间错位及影响因素研究[J].地理与地理信息科学,2021,37(5):117-123.
- [17] 胡瑶,游细斌,彭晓曦,等.空间错位视角下江西省旅游发展时空演化研究[J].湖南城市学院学报(自然科学版),2019,28(2):38-44.
- [18] 翁钢民,陈林娜.区域旅行服务、交通区位与旅游经济的空间错位研究[J].地理与地理信息科学,2014,30(4):90-94.

# 中原城市群 城乡融合发展的时空分异特征分析

齐伟丽 朱云章 王清雅 高 毓

(河南科技大学 商学院,河南 洛阳 471000)

**摘要:**中原城市群作为城乡融合发展的区域空间重要单元,区域内部地区间的城乡融合发展水平是落实乡村振兴战略、促进中部崛起的重要体现。以中原城市群城乡系统为研究对象,利用2011—2021年中原城市群30个城市的相关资料和数据,运用熵值法、耦合协调度模型及Moran's I指数,实证分析中原城市群城乡融合发展的时空分异特征。十年来,中原城市群内各地区城乡融合发展水平缓慢上升,耦合协调度模型有助于滤去“虚高”耦合度;郑州市新型城镇化水平远超其他城市,乡村振兴水平较低,而邢台市、邯郸市乡村振兴水平最高,但新型城镇化指数较低;前期中原城市群各城市城乡融合发展水平存在正的空间自相关性,但集聚程度逐年减弱,后期总体空间关联程度较弱,2018年以来呈现负的空间依赖性,高一低(HL)型和低-高(LH)型区域占比增加。

**关键词:**中原城市群;城乡融合发展;熵值法;耦合协调度模型;Moran's I指数

中图分类号:F299.27;F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0030-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.11.005

## 一、引言

习近平总书记指出,我国经济发展的空间结构正在发生深刻变化,中心城市和城市群正在成为承载发展要素的主要空间形式。突破城市行政区划谋求城市群范围的城乡融合发展,正在成为构建新发展格局背景下促进农业农村现代化、缩小地区发展差距、提升城市群竞争力的重要路径。中原城市群作为城乡融合发展的区域空间重要单元,其区域内部地区间的城乡融合发展水平是落实乡村振兴战略、促进中部地区崛起的重要体现。所以,测度中原城市群城乡融合发展水平,分析中原城市群城乡融合发展的时空特征意义重大。

关于城乡融合发展,国内研究主要基于复合论与系统论视角进行分析。复合论思想从目标导向入手强调城乡总体的多维融合,陈志钢和茅锐等(2022)<sup>[1]</sup>认为城乡融合发展是基于供给制度创新和空间结构优

化的经济、社会、环境全面融合的发展。杨志恒(2019)<sup>[2]</sup>认为城乡融合发展是以城镇与乡村资源要素流动为主线,通过产业、设施、制度、生态维度的融合来实现。魏后凯(2020)<sup>[3]</sup>认为城乡融合是一个多层次、多领域、全方位的概念,包括要素、产业、居民、社会和生态各方面的内容。系统论思想则强调城乡融合发展是城市与乡村两种不同社会形态的系统,在保持各自发展特色的基础上相互促进、相互补充、协调发展的结果。方创琳(2022)<sup>[4]</sup>、叶超和于洁(2020)<sup>[5]</sup>认为城镇与乡村作为城乡融合发展的子系统,具有协同性、互补性和融合性的特点。与之相对应,目前国内城乡融合发展评价指标体系也可归纳为两类:一类是复合论评价体系,基于社会、经济、人口<sup>[6]</sup>等评价城乡融合发展的主要维度,随着人们对城乡关系认识的加深,空间<sup>[7]</sup>、生态<sup>[8]</sup>、生活<sup>[9]</sup>、产业<sup>[10]</sup>等维度不断被引入城乡融合发展指标体系,提

**作者简介:**齐伟丽(1996—),女,河南周口人,在读硕士,研究方向为经济统计与决策;朱云章(1976—),通信作者,男,河北隆尧人,博士,副教授,研究方向为区域发展与金融支持;王清雅(1997—),女,河南南阳人,在读硕士,研究方向为区域经济学;高毓(1998—),女,安徽宿州人,在读硕士,研究方向为非参数统计学。

高了城乡融合评价的全面性和系统性。另外,部分学者<sup>[11-12]</sup>基于新发展理念,从创新、协调、绿色、开放、共享 5 个维度构建城乡融合发展指标体系。另一类是系统论评价体系,刘金凤和吴文恒等(2023)<sup>[13]</sup>、马逸岚和胡光伟等(2023)<sup>[14]</sup>、阮美娟(2023)<sup>[15]</sup>、梅志宇和赵映慧等(2022)<sup>[16]</sup>把城市与乡村视为城乡融合发展的两个子系统,考察两者间的耦合协调度。

城市群研究成果丰硕,主要集中于城市职能及其关系的探讨,重点放在国家或省域间经济的作用和联系,对城市群内部城乡融合发展的探讨相对薄弱,而关于中原城市群城乡融合发展综合水平的定量研究更

是少之又少。鉴于此,本文坚持定性与定量相结合,采用熵值法、耦合协调度和空间格局分析法,就中原城市群城乡融合发展的时空分异特征进行实证研究,考察十年来中原城市群城乡融合发展水平的时空演进,探讨中原城市群城乡融合发展的空间相关性,提出促进城乡融合发展的对策建议。

## 二、指标、数据与方法

### (一) 指标体系的构建与数据来源

借鉴孙群力和周镖(2021)<sup>[17]</sup>的研究,构建包含新型城镇化与乡村振兴 2 个子系统、8 个维度层的指标体系,如表 1 所示。

表 1 城乡融合发展水平指标体系

| 目标层            | 系统层   | 维度层   | 指标层                  | 单位     | 指标方向 |
|----------------|-------|-------|----------------------|--------|------|
| 城乡<br>融合<br>发展 | 新型城镇化 | 人口城镇化 | 城市人口占总人口比例           | %      | 正向   |
|                |       |       | 城市人口密度               | 人/平方公里 | 正向   |
|                |       |       | 城市居民人均可支配收入          | 元      | 正向   |
|                |       |       | 城镇登记失业率              | %      | 正向   |
|                |       | 经济城镇化 | 二产增加值占 GDP 比重        | %      | 正向   |
|                |       |       | 三产增加值占 GDP 比重        | %      | 正向   |
|                |       |       | 财政科技投入               | 亿元     | 正向   |
|                |       |       | 人均 GDP               | 元      | 正向   |
|                |       | 环境城镇化 | 工业二氧化硫排放量            | 万吨     | 负向   |
|                |       |       | 污水处理率                | %      | 正向   |
|                |       |       | 人均公园绿地面积             | 平方米    | 正向   |
|                |       |       | 生活垃圾无害化处理率           | %      | 正向   |
|                |       | 居住城镇化 | 每万人拥有公共交通工具          | 台      | 正向   |
|                |       |       | 燃气普及率                | %      | 正向   |
|                |       |       | 人均城市道路面积             | 平方米    | 正向   |
|                |       |       | 城镇固定资产投资/城镇人口        | 元/人    | 正向   |
|                | 乡村振兴  | 产业振兴  | 农林牧渔增加值/总人口          | 元/人    | 正向   |
|                |       |       | 农林牧渔总产值/总人口          | 元/人    | 正向   |
|                |       |       | 农业机械总动力/乡村人口         | 千瓦时/人  | 正向   |
|                |       |       | 用电量/乡村人口             | 千瓦时/人  | 正向   |
|                |       | 生态宜居  | 化肥使用量/农作物播种面积        | 吨/公顷   | 负向   |
|                |       |       | 对生活垃圾进行处理的行政村占比      | %      | 正向   |
|                |       |       | 农村绿化率                | %      | 正向   |
|                |       |       | 卫生厕所普及率              | %      | 正向   |
|                |       | 文化休闲  | 农村义务教育学校专任教师本科以上学历比例 | %      | 正向   |
|                |       |       | 有线电视覆盖率              | %      | 正向   |
|                |       |       | 教育文化娱乐支出占比           | %      | 正向   |
|                |       |       | 乡村文化站个数              | 个      | 正向   |
|                |       | 生活富裕  | 城镇居民收入/乡村居民收入        | -      | 负向   |
|                |       |       | 农村居民恩格尔系数            | %      | 负向   |
|                |       |       | 农村居民人均住房面积           | 平方米    | 正向   |
|                |       |       | 乡村医生和卫生员/乡村人口        | 人/千人   | 正向   |

## (二)数据来源

本文选取 2011—2021 年中原城市群 30 个城市的年度数据,构建城乡融合发展指标体系,数据来源于 EPS 数据库、《中国区域经济统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《河北经济年鉴》及相关省份的统计年鉴,个别缺失数据利用趋势函数补齐。

## (三)研究方法

## 1. 熵值法

熵值法是一种客观赋权方法,它克服了主观赋权法的主观偏见,提高了权重的可信赖性,使整体结果更具说服力。为了能够实现对不同年份进行比较,本文借鉴杨丽和孙之淳(2015)<sup>[18]</sup>的做法,加入时间变量,对熵值法进行改进,使分析结果更加合理。改进后,具体模型如下:

## (1)指标选取

设有  $r$  个年份,  $n$  个城市,  $m$  个指标, 则  $x_{\theta ij}$  为第  $\theta$  年城市  $i$  的第  $j$  个指标值。

## (2)指标标准化处理

鉴于不同指标有不同的单位和量纲,需进行标准化处理:

正向指标标准化:

$$x'_{\theta ij} = \frac{x_{\theta ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)} \quad (1)$$

负向指标标准化:

$$x'_{\theta ij} = \frac{\max(x_j) - x_{\theta ij}}{\max(x_j) - \min(x_j)} \quad (2)$$

## (3)确定指标权重

$$y_{\theta ij} = \frac{x'_{\theta ij}}{\sum_{\theta} \sum_i x'_{\theta ij}} \quad (3)$$

(4)计算第  $j$  项指标的熵值

$$e_j = -k \sum_i y_{ij} \ln(y_{ij}) \quad (4)$$

其中,  $k > 0$ ,  $k = \ln(rn)$ 。

(5)计算第  $j$  项指标的信息效用值

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

## (6)计算各指标权重

$$w_j = \frac{g_j}{\sum_j g_j} \quad (6)$$

(7)计算各城市新型城镇化水平与乡村振兴水平综合得分

$$H_{\theta ij} = \sum_j (w_j x'_{\theta ij}) \quad (7)$$

## 2. 耦合协调度模型

农村是国之根基,更是城市稳定发展的重要基础,能为城市提供充足的劳动力、物资等基础;城市又能反哺农村,推动农村现代化的进程,为农村发展提供技术、资本等支持。可以认为,城乡融合发展是耦合协调发展程度的体现。城镇化与乡村振兴作为城乡融合发展的子系统相互影响、相互渗透,共同提高城乡融合发展的广度与深度。同时,二者耦合协调发展状态也是城乡融合发展水平的具体体现。因此,本文选用耦合协调度模型测度整个系统的融合发展水平。

$$C = \left\{ U_1 * \frac{U_2}{U_1 + U_2} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (8)$$

式中,  $C$  是两个系统的耦合度,表示两个子系统间相互影响和相互作用的程度,其值介于 0—1,各子系统越离散,  $C$  值越小,反之,  $C$  值越大;  $U_1$  和  $U_2$  分别代表城镇化子系统和乡村振兴子系统对城乡融合发展水平的贡献;  $n$  为子系统的个数,本文  $n=2$ 。

由于耦合度仅能表征系统间的相互作用和影响程度,无法反映彼此间的融合程度,当城市和乡村子系统的发展水平较低时,二者较高的关联度也会造成耦合度伪高的问题。因此,在耦合度模型的基础上进一步借助耦合协调度模型测度城乡融合发展水平,具体的运算公式如下:

$$D = \sqrt{C * T}, T = \alpha U_1 + \beta U_2 \quad (9)$$

式中,  $D$  表示城乡融合发展水平;  $T$  表示新型城镇化水平和乡村振兴水平的综合评价指数,反映了两个子系统整体发展水平对协调度的贡献;  $\alpha$ 、 $\beta$  为待定系数,考虑到城镇化与乡村振兴对我国经济发展水平同等重要,因此待定系数设为 0.5。

参照已有研究,本文将耦合度划分为 6 个类型:  $C = 0$  表示处于无关、无序发展状态,  $0 < C \leq 0.3$  表示处于一定水平耦合阶段,  $0.3 < C \leq 0.5$  是拮抗阶段,  $0.5 < C \leq 0.8$  是磨合阶段,  $0.8 < C < 1$  表示处于高水平耦合阶段,  $C = 1$  表示处于良性共振耦合并有序发展状态。其中,耦合度值越小,表明所处耦合水平越低;反之,其所处耦合水平越高。

同时,参照蒋辉和张康洁等(2017)<sup>[19]</sup>的研究,把城市与乡村的耦合协调度划分为 10 种类型,其耦合协调值越大,表明协调性越好。

表2 城乡耦合协调度划分类型

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

### 3. 空间格局分析方法

本文利用全局 Moran's I 指数和局部 Moran's I 指数进行空间关联性研究。其中,全局 Moran's I 指数用来反映研究对象在整个研究领域内的关联度情况,局部 Moran's I 指数用来测算某城市与其周围城市间是否存在关联性。其中,全局 Moran's I 指数取值范围为 $[-1, 1]$ ,负值说明该空间内城乡融合发展水平值分布呈负相关,正值则代表具有正的相关性,0 代表不存在相关性;值越小,表示自相关性越弱。可以通过局部 Moran's I 指数进行 HH、HL、LH、LL 型四种空间自相关类型划分。

$$\text{Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (10)$$

$$\text{Local Moran's } I_i = \left[ \frac{x_i - \bar{x}}{s^2} \right] \cdot \sum_j \omega_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (11)$$

式中, $x_i$ 、 $x_j$  分别表示不同城市单位 i 与 j 的城乡融合发展水平; $\bar{x}$  表示城乡融合发展水平的均值; $\omega_{ij}$  是空间权重矩阵,表示中原城市群的空间关系; $s^2$  是  $x_j$  的离散方差;n 是各城市单元总数。

### 三、测度结果与分析

#### (一) 城乡发展的综合水平分析

对中原城市群各城市城乡、新型城镇化、乡村振兴发展现状进行比较分析,然后从时间序列上对城乡综合发展水平、新型城镇化发展水平、乡村振兴发展水平进行趋势与比较分析,了解各市城乡系统的总体水平及发展态势。

由表 3 排名看,邯郸、郑州、邢台、洛阳的城乡融合发展水平较高,远超排名较后的运城、长治、平顶山。以

2021 年为例,就城市城镇化发展水平而言,处于前五位的是郑州、洛阳、蚌埠、晋城、济源,从时间序列看,各城市总体均呈现上升趋势。就乡村振兴水平而言,邢台发展水平最高,邯郸、聊城、菏泽、开封次之,长治、运城、许昌、宿州、平顶山发展水平相对较低。

表3 2021 年各城市城乡综合发展水平排名

| 城市  | 新型城镇化指数 | 乡村振兴指数 | 城乡融合标准化结果 | 城乡融合发展水平排名 |
|-----|---------|--------|-----------|------------|
| 邯郸  | 0.272   | 0.720  | 100.000   | 1          |
| 郑州  | 0.631   | 0.313  | 99.866    | 2          |
| 邢台  | 0.244   | 0.735  | 96.118    | 3          |
| 洛阳  | 0.466   | 0.349  | 94.913    | 4          |
| 蚌埠  | 0.354   | 0.399  | 91.031    | 5          |
| 济源  | 0.347   | 0.373  | 88.353    | 6          |
| 菏泽  | 0.226   | 0.618  | 88.353    | 7          |
| 开封  | 0.287   | 0.438  | 87.149    | 8          |
| 三门峡 | 0.326   | 0.381  | 87.015    | 9          |
| 漯河  | 0.336   | 0.367  | 86.747    | 10         |
| 聊城  | 0.202   | 0.679  | 86.212    | 11         |
| 驻马店 | 0.282   | 0.408  | 84.471    | 12         |
| 亳州  | 0.288   | 0.391  | 83.936    | 13         |
| 新乡  | 0.283   | 0.398  | 83.802    | 14         |
| 晋城  | 0.348   | 0.316  | 82.865    | 15         |
| 焦作  | 0.319   | 0.328  | 81.526    | 16         |
| 淮北  | 0.305   | 0.326  | 80.054    | 17         |
| 鹤壁  | 0.332   | 0.293  | 79.116    | 18         |
| 商丘  | 0.268   | 0.350  | 78.313    | 19         |
| 南阳  | 0.237   | 0.394  | 77.644    | 20         |
| 周口  | 0.258   | 0.333  | 75.636    | 21         |
| 信阳  | 0.228   | 0.378  | 75.234    | 22         |
| 许昌  | 0.309   | 0.268  | 74.163    | 23         |
| 阜阳  | 0.236   | 0.347  | 74.029    | 24         |
| 安阳  | 0.257   | 0.304  | 72.825    | 25         |
| 濮阳  | 0.260   | 0.285  | 71.218    | 26         |
| 宿州  | 0.272   | 0.271  | 70.950    | 27         |
| 平顶山 | 0.234   | 0.274  | 67.068    | 28         |
| 长治  | 0.310   | 0.210  | 65.730    | 29         |
| 运城  | 0.238   | 0.246  | 64.257    | 30         |

2011—2021 年,郑州的新型城镇化指数在数量、增长速度上均远超其他城市,呈较快增长趋势,乡村振兴指数虽总体呈上升趋势,但增速较慢,且波动较大,数值远低于新型城镇化指数。从乡村振兴发展水平看,邢台、邯郸、聊城、菏泽与其他城市的区别度较大,

在较高水平呈较快增长趋势。相比而言,邯郸与邢台的新型城镇化发展水平在较低水平上呈较慢的增长趋势。其他城市在新型城镇化发展水平与乡村振兴水平上没有很大的区分度,均表现为较低的水平。由表4可知,中原城市群各市城乡综合发展水平整体呈上升趋势,且除郑州、安阳近几年缓慢降低外,其余城市城

乡综合发展水平均呈稳步上升趋势。此外,近年来虽然长治、运城城乡综合发展水平总体呈上升趋势,但仍低于中原城市群平均水平。从具体数值看,中原城市群各城市目前城乡发展综合指数均不高于0.5。综合而言,中原城市群各城市新型城镇化、乡村振兴、城乡综合发展水平有待进一步提升。

表4 2011—2021年各城市城乡发展水平综合评价结果

| 城市  | 2011年 | 2012年 | 2013年 | 2014年 | 2015年 | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 | 2020年 | 2021年 |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 郑州  | 0.24  | 0.27  | 0.32  | 0.31  | 0.36  | 0.42  | 0.45  | 0.43  | 0.51  | 0.50  | 0.47  |
| 开封  | 0.17  | 0.24  | 0.21  | 0.23  | 0.27  | 0.25  | 0.27  | 0.28  | 0.32  | 0.29  | 0.36  |
| 洛阳  | 0.20  | 0.19  | 0.23  | 0.22  | 0.23  | 0.29  | 0.30  | 0.32  | 0.37  | 0.40  | 0.41  |
| 平顶山 | 0.15  | 0.18  | 0.19  | 0.22  | 0.24  | 0.22  | 0.21  | 0.28  | 0.25  | 0.24  | 0.25  |
| 安阳  | 0.20  | 0.19  | 0.26  | 0.26  | 0.24  | 0.25  | 0.24  | 0.31  | 0.32  | 0.30  | 0.28  |
| 鹤壁  | 0.22  | 0.19  | 0.24  | 0.22  | 0.23  | 0.22  | 0.24  | 0.24  | 0.33  | 0.30  | 0.31  |
| 新乡  | 0.26  | 0.25  | 0.24  | 0.28  | 0.30  | 0.32  | 0.31  | 0.29  | 0.34  | 0.34  | 0.34  |
| 焦作  | 0.21  | 0.22  | 0.22  | 0.26  | 0.30  | 0.27  | 0.31  | 0.31  | 0.33  | 0.31  | 0.32  |
| 濮阳  | 0.21  | 0.21  | 0.22  | 0.24  | 0.24  | 0.21  | 0.32  | 0.28  | 0.29  | 0.30  | 0.27  |
| 许昌  | 0.21  | 0.20  | 0.21  | 0.26  | 0.23  | 0.22  | 0.24  | 0.32  | 0.31  | 0.33  | 0.29  |
| 漯河  | 0.19  | 0.21  | 0.18  | 0.20  | 0.24  | 0.24  | 0.27  | 0.33  | 0.27  | 0.28  | 0.35  |
| 三门峡 | 0.21  | 0.22  | 0.24  | 0.26  | 0.24  | 0.25  | 0.25  | 0.23  | 0.26  | 0.32  | 0.35  |
| 南阳  | 0.19  | 0.17  | 0.17  | 0.23  | 0.23  | 0.22  | 0.22  | 0.27  | 0.26  | 0.30  | 0.32  |
| 商丘  | 0.18  | 0.21  | 0.19  | 0.23  | 0.19  | 0.22  | 0.26  | 0.28  | 0.28  | 0.29  | 0.31  |
| 信阳  | 0.17  | 0.15  | 0.16  | 0.16  | 0.23  | 0.20  | 0.19  | 0.25  | 0.27  | 0.27  | 0.30  |
| 周口  | 0.16  | 0.14  | 0.15  | 0.20  | 0.18  | 0.25  | 0.23  | 0.28  | 0.30  | 0.28  | 0.30  |
| 驻马店 | 0.16  | 0.18  | 0.18  | 0.18  | 0.21  | 0.25  | 0.25  | 0.29  | 0.30  | 0.29  | 0.35  |
| 济源  | 0.21  | 0.21  | 0.25  | 0.25  | 0.25  | 0.31  | 0.32  | 0.33  | 0.30  | 0.32  | 0.36  |
| 淮北  | 0.21  | 0.22  | 0.23  | 0.20  | 0.25  | 0.30  | 0.27  | 0.29  | 0.29  | 0.32  | 0.32  |
| 亳州  | 0.15  | 0.16  | 0.23  | 0.22  | 0.20  | 0.26  | 0.21  | 0.22  | 0.26  | 0.31  | 0.34  |
| 宿州  | 0.18  | 0.20  | 0.20  | 0.24  | 0.21  | 0.22  | 0.26  | 0.25  | 0.26  | 0.32  | 0.27  |
| 蚌埠  | 0.25  | 0.29  | 0.26  | 0.30  | 0.27  | 0.27  | 0.33  | 0.27  | 0.36  | 0.32  | 0.38  |
| 阜阳  | 0.16  | 0.15  | 0.14  | 0.22  | 0.23  | 0.26  | 0.25  | 0.27  | 0.27  | 0.26  | 0.29  |
| 聊城  | 0.25  | 0.31  | 0.36  | 0.32  | 0.34  | 0.30  | 0.37  | 0.34  | 0.36  | 0.40  | 0.44  |
| 菏泽  | 0.25  | 0.28  | 0.30  | 0.30  | 0.33  | 0.30  | 0.34  | 0.39  | 0.37  | 0.40  | 0.42  |
| 长治  | 0.19  | 0.18  | 0.22  | 0.24  | 0.20  | 0.21  | 0.25  | 0.27  | 0.22  | 0.26  | 0.26  |
| 晋城  | 0.16  | 0.21  | 0.23  | 0.19  | 0.24  | 0.18  | 0.22  | 0.21  | 0.21  | 0.34  | 0.33  |
| 运城  | 0.15  | 0.16  | 0.15  | 0.22  | 0.22  | 0.17  | 0.22  | 0.22  | 0.26  | 0.29  | 0.24  |
| 邢台  | 0.34  | 0.34  | 0.33  | 0.33  | 0.35  | 0.38  | 0.39  | 0.42  | 0.42  | 0.44  | 0.49  |
| 邯郸  | 0.34  | 0.34  | 0.37  | 0.40  | 0.39  | 0.45  | 0.41  | 0.39  | 0.43  | 0.44  | 0.50  |

## (二)城乡发展的耦合度与耦合协调度分析

对新型城镇化发展水平与乡村振兴发展水平加权计算得到的城乡综合发展水平,是把城镇与乡村视为两个相互独立的系统,与城乡融合的内涵尚有差距。

耦合度主要用于测量各系统之间相互影响、相互作用的协同程度,一定程度上能够较好地解释城乡系统达到临界状态后会转向何种结构。

由图1可知,目前中原城市群30个城市城乡融合

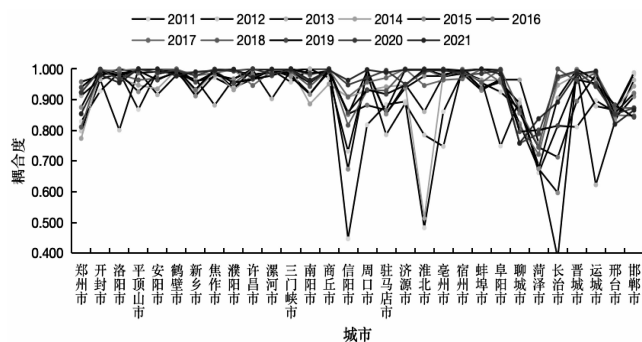


图1 2011—2021年  
中原城市群各城市城乡融合发展耦合度

发展的耦合度总体处于高水平耦合阶段,部分处于磨合阶段。2011—2021年中原城市群30个城市耦合度均值分别为0.879、0.893、0.924、0.929、0.920、0.940、0.953、0.950、0.946、0.959、0.958,其值一直在缓慢增加,耦合度等级较高。2011年,有11个城市城乡融合发展水平的耦合度低于平均值,其中信阳、淮北、菏泽远低于平均水平,信阳最低为0.447,漯河最高为0.999。到2021年,仍有7个城市城乡融合发展水平耦合度低于平均水平。总体看,城乡融合发展水平的耦合度低于平均水平的城市在逐年减少。

由于耦合度只能评估系统之间相互作用的绝对强度,仅反映发展的相似性,不能很好反映要素发展的总体水平和协调度,因此有必要引入耦合协调度来描述这种作用的利弊。

2021年,除郑州、洛阳、邢台、邯郸为中级协调,长治、运城为濒临失调,中原城市群其余城市均为勉强协调或初级协调。其中,濒临失调或耦合协调度更差的城市从2011年的28个城市(邢台、邯郸除外)降至2018年的7个城市(鹤壁、三门峡、信阳、亳州、宿州、晋城、运城)。并且,伴随着中原城市群城乡各方面的协调发展,2021年濒临失调及耦合协调程度更差的城市已基本消除。2011—2021年濒临失调及耦合协调程度更差的城市数量分别为28个、26个、25个、22个、22个、19个、14个、7个、5个、1个、2个;2021年中原城市群中级协调型城市占比仅为13.33%,且涵盖郑州、洛阳两个中原城市群中心城市。由此可见,中原城市群耦合协调程度总体向好发展,但仍处于较低水平。

### (三)城乡融合发展的时空关联分析

根据全局Moran's I指数与局部Moran's I指数结果,从空间角度分析中原城市群总体城乡融合发展水

平的关联度及各城市与周围城市间的关联程度。

鉴于数据的可得性,在做空间自相关分析时暂不考虑济源示范区。利用STATA计算出2011—2021年中原城市群城乡融合发展的全局Moran's I值。从时间序列看,2011—2015年中原城市群城乡融合发展水平的全局Moran's I值大于0且在95%显著水平下显著,表明城乡融合发展在空间上呈现集聚分布态势,具有空间关联性。但全局Moran's I值呈下降态势,表明程度有所减弱。由于Moran's I指数不显著并不能判定城乡融合发展与其他城市无关,因为这种相关性可能只存在于部分地区,或者正负相互抵消,导致统计上不显著,因此2016年、2018—2021年Moran's I值虽然在95%水平下检验不显著,但仍可以说明城乡融合发展存在一定的空间自相关性,城乡融合空间集聚现象已经客观存在。

表5 2011—2021年中原城市群  
城乡融合发展全局自相关情况

| 年份   | Moran's I | 显著性 p |
|------|-----------|-------|
| 2011 | 0.086     | 0.000 |
| 2012 | 0.040     | 0.019 |
| 2013 | 0.072     | 0.002 |
| 2014 | 0.052     | 0.007 |
| 2015 | 0.034     | 0.028 |
| 2016 | -0.022    | 0.354 |
| 2017 | 0.009     | 0.109 |
| 2018 | -0.002    | 0.182 |
| 2019 | -0.008    | 0.222 |
| 2020 | -0.020    | 0.328 |
| 2021 | -0.055    | 0.301 |

Moran's I指数统计量只能显示中原城市群城乡融合发展存在空间集聚,不能显示相应的空间集聚特征,因此,使用局部Moran's I指数弥补其不足。根据局部Moran's I指数的统计结果,在95%显著性水平下可以区别出局部空间格局类型。其中HH型代表该城市与相邻城乡融合发展水平高的城市间相互推动;HL型表示该城市城乡融合发展水平高但阻碍了邻近其他城市城乡融合发展水平的提高;LH型表示虽然该城市城乡融合发展水平不高,却对邻近城市的城乡融合发展水平具有促进作用;LL型表示自身城乡融合发展水平不高且与邻近城市相互制约。表6为由局部

表 6 2011—2021 年中原城市群城乡融合发展水平局部空间格局类型的变化

| 年份   | HH 型                             | HL 型                         | LH 型                                 | LL 型                         |
|------|----------------------------------|------------------------------|--------------------------------------|------------------------------|
| 2011 | 郑州、焦作、安阳、濮阳、鹤壁、新乡、聊城、菏泽、邢台、邯郸    | 洛阳、许昌、三门峡、漯河、蚌埠              | 开封、平顶山、长治、晋城、运城                      | 驻马店、周口、信阳、商丘、南阳、宿州、淮北、亳州、阜阳  |
| 2012 | 郑州、焦作、濮阳、新乡、聊城、菏泽、邢台、邯郸、宿州、开封、晋城 | 三门峡、漯河、蚌埠、商丘、淮北              | 长治、运城、安阳、鹤壁、许昌                       | 驻马店、周口、信阳、南阳、亳州、阜阳、洛阳、平顶山    |
| 2013 | 安阳、濮阳、鹤壁、新乡、聊城、菏泽、邢台、邯郸、晋城       | 许昌、三门峡、蚌埠、淮北、亳州、郑州           | 开封、长治、运城、焦作、宿州                       | 驻马店、周口、信阳、商丘、南阳、阜阳、平顶山、漯河    |
| 2014 | 郑州、焦作、安阳、新乡、聊城、菏泽、邢台、邯郸、开封、长治    | 许昌、三门峡、蚌埠、宿州                 | 晋城、运城、鹤壁、洛阳、淮北、濮阳                    | 驻马店、周口、信阳、商丘、南阳、亳州、阜阳、平顶山、漯河 |
| 2015 | 郑州、焦作、新乡、聊城、菏泽、邢台、邯郸、开封          | 蚌埠、淮北                        | 平顶山、运城、安阳、鹤壁、许昌、洛阳、濮阳、晋城             | 驻马店、周口、信阳、商丘、南阳、亳州、阜阳、漯河、三门峡 |
| 2016 | 焦作、新乡、聊城、邢台、邯郸、开封、亳州、蚌埠          | 洛阳、三门峡、淮北、郑州、阜阳              | 平顶山、长治、晋城、运城、鹤壁、许昌、宿州、濮阳、信阳、商丘、菏泽    | 驻马店、周口、南阳、漯河、安阳              |
| 2017 | 焦作、濮阳、新乡、聊城、菏泽、邢台、邯郸、开封          | 洛阳、漯河、蚌埠、淮北、郑州               | 平顶山、长治、晋城、运城、安阳、鹤壁、许昌、宿州             | 驻马店、周口、信阳、商丘、南阳、亳州、阜阳、三门峡    |
| 2018 | 郑州、焦作、新乡、聊城、菏泽、邢台、邯郸、开封、漯河、许昌    | 洛阳、商丘、淮北、安阳                  | 平顶山、长治、晋城、鹤壁、濮阳、周口、南阳、亳州             | 驻马店、信阳、宿州、阜阳、三门峡、运城、蚌埠       |
| 2019 | 焦作、安阳、鹤壁、新乡、聊城、菏泽、邢台、邯郸、开封、许昌    | 洛阳、蚌埠、郑州                     | 平顶山、长治、晋城、宿州、濮阳、商丘、漯河                | 驻马店、周口、信阳、南阳、淮北、亳州、阜阳、运城、三门峡 |
| 2020 | 新乡、聊城、邢台、邯郸、晋城、三门峡               | 洛阳、蚌埠、淮北、郑州、许昌、菏泽            | 开封、平顶山、长治、运城、安阳、鹤壁、焦作、濮阳             | 驻马店、周口、信阳、商丘、南阳、宿州、亳州、阜阳、漯河  |
| 2021 | 焦作、新乡、聊城、邢台、邯郸、开封                | 洛阳、三门峡、漯河、蚌埠、亳州、郑州、菏泽、驻马店、晋城 | 平顶山、长治、运城、安阳、许昌、宿州、濮阳、商丘、周口、信阳、南阳、阜阳 | 淮北、鹤壁                        |

Moran's I 指数散点图汇总得到的结果。

由表 6 可知,2011—2015 年平均有 18 个市处于第一、第三象限,占比 61.49%,表明中原城市群城乡融合发展主要呈现出高—高(HH)、低—低(LL)的空间集聚特征,进一步印证了全局 Moran's I 指数所表明的城乡融合发展呈现全局正的空间自相关性的初步判断。自 2018 年以来,城乡融合发展呈现出负的空间自相关性,尤其是 2021 年,高—低(HL)型、低—高(LH)

型区域占比达到最大。开封、新乡、焦作、邢台、邯郸多为 HH 型,城乡融合关联性较强,空间溢出作用明显;洛阳、蚌埠多为 HL 型,自身城乡融合发展集聚水平较高,但与之相邻的亳州、宿州、南阳、平顶山等城乡融合发展集聚水平不高,即高集聚地区被低集聚地区包围,空间溢出效应不明显;鹤壁、平顶山、濮阳、长治、运城多为 LH 型,本身城乡融合发展集聚水平不高,与周边地区存在一定差距,若加强区域间城乡合作,可以

受到来自郑州、洛阳、邯郸等周边地区的辐射带动;驻马店、信阳、周口、南阳、阜阳多为 LL 型,城乡融合发展集聚水平与空间溢出水平均不高。

#### 四、结论与启示

本文运用熵值法、系统耦合协调度模型、Moran's I 指数等定量研究方法,探讨了 2011—2021 年中原城市群 30 个城市城乡融合发展水平的时空特征,得到结论如下:中原城市群内各城市城乡融合发展水平缓慢上升,整体看,郑州、洛阳、邢台、邯郸城乡融合发展水平较高,中原城市群总体新型城镇化水平、乡村振兴水平、城乡融合水平向好发展,但目前仍处于初级阶段。中原城市群内各城市早期城乡融合发展具有正的空间依赖性,呈现出显著空间集聚特征,相当部分区域为高-高(HH)型和低-低(LL)型,但集聚程度逐年减弱,2018 年以来呈现出负的空间依赖性,2021 年高-低(HL)型和低-高(LH)型区域占比达到最大。

根据以上结论,得到进一步提升中原城市群城乡融合发展水平的启示如下:中原城市群各城市提升城乡融合发展的侧重点差异明显,以郑州、洛阳为代表的新型城镇化水平较高的城市,促进乡村振兴是其提升城乡融合发展须重点加强的薄弱环节;以邯郸、邢台为代表的乡村振兴水平较高的城市,提高城镇化水平是其提升城乡融合发展须补上的主要短板;其他城市在两方面都有较大提升空间,亟须强化中原城市群内部的会商协调机制,破除城市间城乡融合发展的障碍。◆

#### 参考文献:

- [1]陈志钢,茅锐,张云飞.城乡融合发展与共同富裕:内涵、国际经验与实现路径[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2022,52(7):68-78.
- [2]杨志恒.城乡融合发展的理论溯源、内涵与机制分析[J].地理与地理信息科学,2019,35(4):111-116.
- [3]魏后凯.深刻把握城乡融合发展的本质内涵[J].中国农村经济,2020(6):5-8.
- [4]方创琳.城乡融合发展机理与演进规律的理论解析[J].地理学报,2022,77(4):759-776.
- [5]叶超,于洁.迈向城乡融合:新型城镇化与乡村振兴

结合研究的关键与趋势[J].地理科学,2020,40(4):528-534.

- [6]叶超,庄良,吴佩瑾.长三角地区城乡融合发展的时空格局[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2021,42(4):43-51.
- [7]张汉霞,余斌,李小月,等.长江中游城市群城乡融合时空格局及障碍因素研究[J].湖北大学学报(自然科学版),2023,45(3):373-383.
- [8]肖薇薇,王晓霞,郝瑞.乡村振兴战略背景下陕西省城乡融合测度研究[J].江西农业学报,2022,34(10):214-219.
- [9]张露匀,杜英,丁磊.甘肃省城乡融合发展评价与空间格局演化[J].生产力研究,2023(2):37-41+83.
- [10]屈迪,贺建风.乡村振兴背景下电子商务能否促进城乡融合? [J].产经评论,2022,13(3):148-160.
- [11]杨阿维.新发展理念视域下城乡融合发展水平测度[J].商业经济研究,2021(2):190-192.
- [12]赵华,丁凡.新时代城乡融合发展水平的测度研究:基于新发展理念的视角[J].南大商学评论,2019(4):26-42.
- [13]刘金凤,吴文恒,万贇,等.近 20 年黄河流域城乡耦合协调的演化特征及影响因素[J].水土保持研究,2023,30(3):413-422+429.
- [14]马逸岚,胡光伟,冯海丽,等.长株潭城市群乡村振兴与新型城镇化耦合协调度评价 [J]. 河南科学,2023,41(4):604-611.
- [15]阮美娟.宁锡常试验区城乡融合发展水平测度及路径研究[J].江西农业学报,2023,35(1):191-197.
- [16]梅志宇,赵映慧,薛睿.黑龙江省新型城镇化与乡村振兴融合发展评价与时空格局[J].国土与自然资源研究,2022(6):54-59.
- [17]孙群力,周鏢.财政分权、农村金融服务与城乡融合水平:基于城镇化与乡村振兴视角[J].农村经济,2021(3):93-100.
- [18]杨丽,孙之淳.基于熵值法的西部新型城镇化发展水平测评[J].经济问题,2015(3):115-119.
- [19]蒋辉,张康洁,张怀英,等.我国三次产业融合发展的时空分异特征[J].经济地理,2017,37(7):105-113.

# 基本公共服务供给、第三产业 与人口流失问题研究

## ——基于 2012—2021 年东北地区 34 个地级市数据的实证分析

宋欣颖<sup>1</sup> 宋晓冬<sup>2</sup>

(1. 华中师范大学 政治与国际关系学院, 湖北 武汉 430079; 2. 信永中和会计师事务所, 辽宁 沈阳 110000)

**摘要:**以 2012—2021 年东北 34 个地级市为基础,应用双固定面板模型、调节效应模型和门槛效应模型,对基本公共服务供给质量、第三产业发展状况和人口流失状况三者之间的作用机制进行探讨和实证检验。结果表明:(1)总体上基本公共服务供给质量提升能够有效促进人口流失状况正向调整,且第三产业发展状况在基本公共服务供给质量对人口流失状况的影响中具有正向调节效应;(2)该正向调节效应存在区域异质性,第三产业发展状况的调节效应在省会城市以及计划单列市不显著,而其他城市显著;(3)该正向调节效应存在单门槛效应,随着第三产业发展状况达到门槛值,基本公共服务供给正向调整人口流失状况的程度也会增强。

**关键词:**基本公共服务;第三产业;人口流失;民生福祉

中图分类号:D630;C924.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0038-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.11.006

### 一、引言和文献回顾

我国东北地区一直面临较为严重的人口流失问题。Yang 和 Dunford(2017)<sup>[1]</sup>基于 2000 年至 2010 年的人口数据研究发现,东北地区城市收缩和户口收缩的概率很高。陆丰刚(2021)<sup>[2]</sup>对 1999—2018 年东北地区人口流失数据的研究提出,东北地区人口流失问题已成惯性趋势。国内已有的人口研究集中于不同地区人口流失的特征、影响因素以及对经济发展的影响,并认为人口流失的结果是多种因素共同作用产生的。魏后凯和李玟等(2022)<sup>[3]</sup>、付明辉和刘传江等(2023)<sup>[4]</sup>的研究证明基本公共服务能够帮助打造更具吸引力的城市,是影响人口迁移的重要因素之一。对于基本公共服务的研究,国内学者则较多关注其与财政分权、地方政府财政能力、经济发展、流动人口定居意愿等之间关系的研究,针对基本公共服务与人口流失关系的分

析尚不多见。王玮和郑悦(2019)<sup>[5]</sup>认为,产业结构变化与人口流动有重要的联动关系,第三产业发展状况通过产业结构变化对税收产生影响进而作用于基本公共服务供给质量。基于此,本文将研究基本公共服务供给对人口流失程度的影响,以及因第三产业发展状况差异对前者产生的调节效应。

### 二、理论基础和研究假设

#### (一)公共服务与人口流失

人口作为生产要素的一种,其流动性有助于市场经济的发展,但是在现实中人口流动也确实会带来一些发展问题。根据 Zelinsky(1971)<sup>[6]</sup>的人口移动理论,经济社会阶段性的发展过程中必然会出现城市间以及城市内部的人口迁移。2021 年辽宁、吉林、黑龙江的常住人口均处于负增长状态,就是很典型的例子。这种背景下,为了实现经济质量和速度同步,地方政府

**作者简介:**宋欣颖(2000—),女,辽宁鞍山人,在读硕士,研究方向为中国政治;宋晓冬(1995—),女,辽宁鞍山人,硕士,研究方向为财政学。

经常会为了人才而进行竞争,并出台针对性的人才政策。

根据蒂布特选择理论:理性人更加趋向于迁移到基本公共服务更能满足其需求以及收益更高的地方。同时,随着中国发展进入新阶段,人们对美好生活的需要日益增长,对包括卫生、教育、文化等在内的基本公共服务的要求逐渐提高,不平衡的基本公共服务供给使其更加趋向于迁移到基本公共服务供给质量相对更高的城市。因此在人才竞争日益激烈的背景下,提供具有吸引力的公共服务对于缓解人口流失问题具有重要意义。在此提出假设1:

假设1:基本公共服务供给质量能够显著降低人口流失程度。

## (二)第三产业发展状况的调节作用

受各种因素影响,我国各地区的产业结构发展状况不一。经济新常态下,第三产业发展水平成为衡量产业结构发展状况的重要标志。东北34个地级市中,第三产业发展状况会通过影响基本公共服务供给质量和居民个体收益对基本公共服务供给与人口流失之间的关系发挥作用,即使同处于东北地区且基本公共服务供给质量相似的情况下,由于不同地级市的第三产业发展状况存在差异,其基本公共服务供给质量对人口流失问题的缓解程度也可能不同。因此本文在对基本公共服务以及人口流失之间的关系进行研究过程中,以第三产业发展状况衡量产业结构现状,并探讨其在基本公共服务供给与人口流失之间发挥的调节作用。在此提出假设2:

假设2:第三产业发展状况会对基本公共服务供给质量与人口流失程度之间的关系产生调节作用。

## 三、模型设定与变量选取

### (一)模型设定

利用面板数据检验东北三省34个地级市的公共服务供给质量对人口流失状况的正向效应,根据Hausman检验结果的显著程度选择使用随机效应方法或固定效应回归。构建模型(1):

$$PLD_{it} = \beta_0 + \beta_1 PS_{it} + \beta_2 SI_{it} + \sum_{j=3}^{j=5} \beta_j Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中, $i$ 表示地级市, $t$ 表示年份; $PLD_{it}$ 表示 $i$ 城市 $t$ 年人口流失状况; $PS_{it}$ 表示 $i$ 城市 $t$ 年公共服务供给质量; $SI_{it}$ 为调节变量,表示 $i$ 城市 $t$ 年服务业发展状况; $Control_{it}$ 表示控制变量集合,包括地方财政能力

发展趋势(FLCDT)、地方经济发展趋势(LED T)、工资水平发展趋势(WLDT); $\mu_i$ 表示不随时间变化的个体效应; $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。

基于第三产业发展状况在基本公共服务供给质量增进人口净迁移过程中的影响,本文在模型(1)中引入公共服务供给质量与第三产业发展状况的交互项 $PS_{it} \times SI_{it}$ 来分析第三产业发展状况对基本公共服务供给质量和人口流失状况之间关系的调节效应。构建调节效应模型(2):

$$PLD_{it} = \beta_0 + \beta_1 PS_{it} + \beta_2 SI_{it} + \beta_3 PS_{it} \times SI_{it} + \sum_{j=4}^{j=6} \beta_j Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

如果 $PS_{it} \times SI_{it}$ 的回归系数 $\beta_3$ 不显著,则说明基本公共服务供给质量和第三产业发展状况的交互作用没有显著影响人口净迁移率的高低;如 $PS_{it}$ 的回归系数 $\beta_1$ 不显著或显著为负,而 $PS_{it} \times SI_{it}$ 的回归系数 $\beta_3$ 显著,则表明基本公共服务供给质量自身对改善人口流失状况的作用不明显,必须与第三产业发展结合才能产生显著的促进效应;如果 $SI_{it}$ 的回归系数 $\beta_2$ 不显著,而 $PS_{it} \times SI_{it}$ 的回归系数 $\beta_3$ 依然显著,则意味着基本公共服务供给自身就能直接促进人口净迁移率提升,而不依赖于第三产业发展。

为了进一步研究地方第三产业发展状况差异的调节效应,借鉴Hansen门槛回归模型,构建单门槛模型(3):

$$PLD_{it} = \beta_0 + \beta_1 PS_{it} I(SI_{it} \leq \gamma) + \beta_2 PS_{it} I(SI_{it} > \gamma) + \beta_3 SI_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中, $\gamma$ 为门槛值; $I$ 为示性函数,当符合示性函数中的条件时,示性函数取值为1,否则为0,其他符号含义与模型(1)(2)相同。若为多门槛效应模型,则在(3)的基础上拓展即可。

### (二)变量选取和数据说明

本文选择2012—2021年东北三省34个地级市的数据进行研究,被解释变量、核心解释变量、调节变量和控制变量数据来源为各年度《中国城市统计年鉴》以及《辽宁统计年鉴》《吉林统计年鉴》《黑龙江统计年鉴》,个别缺失数据用插值法进行填补。本文使用Stata17.0进行实证分析。

#### 1. 被解释变量

人口流失程度(PLD):本文借鉴相关研究通过公

式“本年末人口数－上年末人口数(1+人口自然增长率)”(李拓和李斌,2015;白极星和周京奎等,2016;杨晓军,2017)<sup>[7-9]</sup> 测算 2011—2021 年东北地区 34 个地级市户籍人口迁移数据,得到这一时期人口净迁移人数,并将计算得到人口净迁移率用以测度人口流失状况,人口净迁移率越高则人口流失状况越好(见表 1)。

表 1 人口流失测度指标体系

| 一级指标   | 二级指标   | 三级指标       |
|--------|--------|------------|
| 人口流失状况 | 净人口迁移率 | 年末户籍人口(万人) |
|        |        | 年初户籍人口(万人) |
|        |        | 人口自然增长率(‰) |

表 2 公共服务供给质量评价指标体系

| 一级指标     | 二级指标         | 三级指标             | 权重     |
|----------|--------------|------------------|--------|
| 公共服务供给质量 | 基本医疗卫生服务供给状况 | 每千人医院数(个)        | 0.1040 |
|          |              | 每千人医生数(人)        | 0.0282 |
|          |              | 每千人床位数(个)        | 0.0295 |
|          |              | 人均卫生健康财政支出(元)    | 0.0765 |
|          |              | 卫生健康财政支出(万元)     | 0.0827 |
|          | 基本公共教育服务供给状况 | 生均普通小学数量(个)      | 0.0442 |
|          |              | 生均普通中学数量(个)      | 0.0441 |
|          |              | 普通小学生师比(教师=1)    | 0.0250 |
|          |              | 普通中学生师比(教师=1)    | 0.0090 |
|          |              | 人均教育财政支出(元)      | 0.0421 |
|          |              | 教育财政支出(万元)       | 0.0815 |
|          | 基本公共文化服务供给状况 | 每百人公共图书馆藏书量(册)   | 0.0825 |
|          | 社会保障和就业      | 人均社会保障和就业财政支出(元) | 0.0804 |
|          | 公共基础设施       | 社会保障和就业财政支出(万元)  | 0.0737 |
|          |              | 人均公路里程(公里)       | 0.0896 |
|          |              | 人均高速公路里程(公里)     | 0.1069 |

### 3. 调节变量

第三产业发展状况(SI):已有学者提出地区吸引力与第三产业的聚集程度正相关,且第三产业能够帮助提升公共服务质量并对公共服务的缺失具有弥补作用,因而选取第三产业从业人数作为调节变量,并参考王磊和张英博(2023)<sup>[12]</sup>用地级市每万人中从事第三产业的从业人员数量来表示。

### 4. 控制变量

基于宏观角度,人口流失状况还受其他因素的影响。(1)地方财政能力发展趋势(FLCDT):地方财政能力是公共服务供给的重要保障,而根据陈浩和罗力菲(2022)<sup>[13]</sup>的看法,存在财政能力越强,公共服务水平越

### 2. 核心解释变量

公共服务供给状况(PS):公共服务水平主要通过推动生活场景营造以提高民众生活质量来降低人口流失程度,本文参考朱德云和刘慧(2022)<sup>[10]</sup>、李琼和李松林等(2022)<sup>[11]</sup>,并基于数据可获得性以及东北三省 34 个地级市公共服务供给的现实情况,综合考虑包括基本医疗卫生、基本公共教育、基本公共文化、社会保障和就业、基本公共设施五个方面的公共服务供给能力,利用熵值法测度 2012—2021 年间东北三省 34 个地级市公共服务供给质量的指标权重及综合得分(见表 2)。

高的可能,并且政府财政能力增强会对人口居留意愿产生正向溢出。而地方财政能力的发展趋势则是改善其供给质量的重要因素,参考辛方坤(2014)<sup>[14]</sup>、华迎迎和高丽娜(2023)<sup>[15]</sup>用人均财政收入衡量地方财政能力,并根据研究的实际需要将人均财政收入增长率作为控制变量。(2)地方经济发展趋势(LED T):吴垠(2020)<sup>[16]</sup>的研究证明东北人口正在从欠发达地区流向经济发展水平更高以及更具发展潜力的城市,因此本文将地方经济发展趋势作为基本公共服务、第三产业与人口流失问题研究的调节变量。借鉴陆丰刚和何寅平(2019)<sup>[17]</sup>做法,用人均 GDP 来衡量经济发展水平,同时将人均 GDP 增长率作为衡量地方经济发展趋势

的指标。(3)工资水平(WL):根据移民理论,收入差异是人口迁移的主要原因。将平均工资水平加入模型中作为控制收入水平的变量(见表3)。

表3 变量描述性统计

| Variable | Obs | Mean      | Std.dev. | Min     | Max     |
|----------|-----|-----------|----------|---------|---------|
| PLD      | 340 | 1.41e-17  | 1        | -1.2359 | 7.7025  |
| PS       | 340 | 0.265691  | 0.1152   | 0.0761  | 0.7014  |
| IS       | 340 | 1.12e-17  | 1        | -0.9595 | 8.4974  |
| FLCDT    | 340 | 1.56e-18  | 1        | -1.3339 | 12.2014 |
| LEDT     | 340 | -7.37e-18 | 1        | -1.5699 | 10.1091 |
| WL       | 340 | 3.53e-17  | 1        | -2.0356 | 3.4812  |

#### 四、实证结果与分析

(一)基本公共服务供给与人口流失之间关系的实证结果

经检验模型存在序列相关以及异方差,应用稳健豪斯曼检验选择随机或固定效应模型,稳健豪斯曼检验统计量为 10.40,  $p$  值为 0,表明固定效应比随机效应更有效,因而本文选择固定效应作为基准回归,同时运用时间虚拟变量进行 test 检验,得到的结果显示  $p$  值为 0,显著拒绝不具有时间效应的原假设,因此运用双固定效应模型,同时控制时间和个体效应以消除其影响。由于所选择的变量对应数据的单位各不相同,为了规避量纲不同对结果带来的干扰,将数据标准化之后再进行回归分析。表4报告了模型(1)的回归结果,

基于全样本下,列(1)未加入调节变量,基本公共服务供给质量综合得分的系数为 6.3314,且在 5%水平下显著,说明基本公共服务供给质量的提高能显著正向调整人口流失状况,列(2)、列(3)将 34 个地级市分为省会城市和计划单列市以及除此之外的 30 个地级市进行分组回归,由回归结果(见表4)可知,三类城市之间虽然在显著性水平上存在差异,但公共服务供给质量综合得分系数均为正。列(4)在列(1)的全样本数据基础上加入第三产业发展状况,公共服务系数供给质量的系数为正且在 5%的水平上显著,说明“基本公共服务供给质量的提高能正向调整人口流失状况”的结论稳健,假说 1 成立。

表4 基准模型回归结果

| 变量             | 全样本                   | 省会城市和计划单列市         | 其他地级市                 | 全样本                  |
|----------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|
|                | (1)                   | (2)                | (3)                   | (4)                  |
| PS             | 6.3314**<br>(2.66)    | 3.6717<br>(1.50)   | 6.9307**<br>(2.70)    | 4.6416**<br>(2.61)   |
| SI             |                       |                    |                       | 0.3056**<br>(2.40)   |
| Constant       | -1.7272***<br>(-3.21) | -2.5256<br>(-2.23) | -1.6687***<br>(-3.23) | -1.2333**<br>(-2.70) |
| Control        | Yes                   | Yes                | Yes                   | Yes                  |
| Robust         | Yes                   | Yes                | Yes                   | Yes                  |
| R <sup>2</sup> | 0.4643                | 0.5761             | 0.4787                | 0.5125               |
| N              | 340                   | 30                 | 300                   | 340                  |

注: \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ ,下同。

(二)基本公共服务供给、第三产业发展和人口流失之间关系的实证结果

由表4可知通过基本公共服务供给质量提高调

整人口流失状况的效果存在区域异质性,这种差异是否与第三产业发展状况有关,即第三产业发展状况的调节效应是否存在,由模型(2)进行检验,表5为基于

模型(2)考察第三产业发展状况对基本公共服务供给质量与人口流失状况关系的调节效应回归结果。列(1)显示全样本下交乘项( $PI \times SI$ )系数以及核心解释变量( $PS$ )系数即调节效应  $\beta_3$  以及主效应  $\beta_1$  均为正且显著,表明第三产业发展状况不仅直接影响人口流失状况,而且在二者关系中存在正向调节效应,第三产业发展状况的优化会显著增强公共服务供给质量对人口流失状况的正向调整作用,假设 2 得到验证。第三产业的发展在一定程度上通过提高地方财政收入以及弥补政府公共服务供给质量不足,有利于吸引人口流入或遏制人口流失。除此之外,公共服务供给质量的系数大于第三产业发展状况的系数,表明当前在东北三省 34 个地级市,基本公共服务供给对人口流失状况正向调整的促进作用大于第三产业发展的拉动作用。

分地区讨论后,表 5 显示调节效应同样存在区域异质性。一是第三产业对基本公共服务供给质量与人口流失状况的正调节效应仅在除了省会城市或者计划单列市之外的地级市显著,在属于省会或计划单列市的沈阳、长春、哈尔滨、大连不显著(见表 5)。

表 5 调节效应分区域的实证结果

| 变量             | 全样本                | 省会城市               | 其他地级市              |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                | (1)                | (2)                | (3)                |
| PS             | 3.6531*<br>(1.99)  | 3.0997<br>(1.54)   | 3.8536*<br>(1.81)  |
| SI             | -0.0921<br>(-0.77) | -1.6580<br>(-2.04) | -0.0173<br>(-0.13) |
| PS×SI          | 0.9241**<br>(2.66) | 5.0218<br>(1.88)   | 0.8153**<br>(2.23) |
| Constant       | -1.1703<br>(-2.67) | -2.2729<br>(-2.89) | -1.0577<br>(-2.34) |
| Control        | Yes                | Yes                | Yes                |
| Robust         | Yes                | Yes                | Yes                |
| R <sup>2</sup> | 0.5463             | 0.6215             | 0.5568             |
| N              | 340                | 30                 | 340                |

### (三) 内生性和稳健性检验

#### 1. 内生性处理

为了解决内生性问题以及缓解内生性影响,以保证估计结果的有效性,借鉴陈浩和罗力菲(2022)<sup>[13]</sup>,使用工具变量解决内生性问题以缓解内生性影响。由于

年降水量以及地形起伏度会增加基本公共服务建设的成本,进而对公共服务供给质量提升的难度产生影响,但是对人口流失状况没有直接的影响,因此本文将基本公共服务质量的滞后二阶项(L2.PS)以及年降水量(MAP)和地形起伏度(R)作为工具变量。同时基于模型序列相关以及异方差的影响,对 2SLS、两步 GMM 以及迭代 GMM 系数估计值进行比较,结果见表 6。经检验,选取的工具变量在三种模型中均有效,且能够显著拒绝不可识别、弱工具变量的原假设。表 6 显示了工具变量估计的回归结果,在使用年降水量以及地形起伏作为工具变量之后,2SLS、两步 GMM 以及迭代 GMM 中核心解释变量系数估计值均在 5% 的显著性水平下为负,说明基本公共服务供给质量提升的难度越大则人口流失状况越严重,与上文得出的结论一致。

表 6 内生性处理

| 变量             | (1)                 | (2)                 | (3)                 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                | 2sls                | gmm                 | igmm                |
| PS             | -1.239**<br>(0.560) | -1.266**<br>(0.527) | -1.256**<br>(0.526) |
| SI             | 0.302<br>(0.185)    | 0.355**<br>(0.148)  | 0.351**<br>(0.148)  |
| Control        | yes                 | yes                 | Yes                 |
| Constant       | 0.392**<br>(0.172)  | 0.387**<br>(0.160)  | 0.385**<br>(0.159)  |
| N              | 272                 | 272                 | 272                 |
| R <sup>2</sup> | 0.143               | 0.139               | 0.140               |

#### 2. 稳健性检验

为检验模型(1)、模型(2)的稳健性,本文引入因变量的滞后项  $PS_{it-1}$  和  $PS_{it-2}$  作为解释变量建立动态面板模型,并在模型中使用被解释变量和解释变量的高阶滞后项作为工具变量进行内生性控制,采用两段系统 GMM 方法对模型(4)进行估计以减少模型自身的设定误差,最后验证回归结果的稳健性。动态面板模型设定如下:

$$PLD_{it} = \beta_1 PLD_{it-1} + \beta_2 PLD_{it-2} + \beta_3 PS_{it} + \beta_4 SI_{it} + \beta_5 Control_{it} + \mu_i + \sum_{it} \quad (4)$$

$$PLD_{it} = \beta_1 PLD_{it-1} + \beta_2 PLD_{it-2} + \beta_3 PS_{it} + \beta_4 SI_{it} + \beta_5 PS_{it} \times SI_{it} + \beta_6 Control_{it} + \mu_i + \sum_{it} \quad (5)$$

其中  $PLD_{it-1}$  以及  $PLD_{it-2}$  为被解释变量人口流失

状况的滞后一阶和滞后二阶,  $PS_{it}$  为核心解释变量: 公共服务供给质量,  $SI_{it}$  为调节变量: 第三产业发展状况,  $PS_{it} \times SI_{it}$  为核心解释变量与调节变量的交互项。Control<sub>it</sub> 表示控制变量: 地方财政能力发展趋势(FLCDT)、地方经济发展趋势(LEDIT)、工资水平(WL)。

内生性分析结果表明, 模型(4)、模型(5)对内生性问题的控制是有效且稳健的。首先, Sargan 检验  $p$  值大于 0.1, 在 10% 显著性水平上接受模型恰好识别的原假设, 表明两阶段系统 GMM 估计中设置的工具变量不存在过度拟合问题。Arellano-Bond 残差自相关检验中, 一阶滞后项的系数估计值均在 5% 显著性水平上拒绝系数为零的原假设, 二阶滞后项的系数估计值均在 10% 显著性水平上不拒绝系数为零的原假设, 两阶段系统 GMM 估计方法不允许存在二阶序列相关、允许存在一阶序列相关, 结果表明估计结果有效, 残差不存在高阶自相关问题。

两阶段系统 GMM 估计结果反映了人口流失状况的滞后性(见表 7)。在没有加入交互项的表中, 人口流失状况提升首先受到当期公共服务供给质量的正向显著影响, 证明了假设 1。其次受到其自身滞后一期的影响, 影响程度在 56.1% 左右。对于第三产业发展状况, 与静态面板模型的估计结果一致,  $SI$  的系数虽然为正, 但与静态面板数据相比, 其系数和显著性上都明显降低, 说明东北三省的地级市中, 第三产业的发展能够在一定程度上弥补和改善基本公共服务供给的缺失, 进而改善人口流失状况, 但受制于长期的人口流失状况影响以及市场尚不完善, 并不能直接起到缓解人口流失的作用, 或者作用比较有限(系数低于 0.1)。

在加入基本公共服务供给质量与第三产业发展状况的交互项后, 人口流失状况受自身滞后一期的影响程度对比之前更低。与静态面板数据相比, 交互项的系数更大, 显著性更高但仍为正, 因而第三产业发展正向调节基本公共服务供给与人口流失状况之间关系的结论可靠, 在证明假设 2 的同时也说明基本公共服务质量的提升和第三产业发展相结合能够吸引

表 7 动态面板模型估计结果

|         | (1)                   | (2)                   |
|---------|-----------------------|-----------------------|
| L.PLD   | 0.5610***<br>(0.129)  | 0.4010***<br>(0.122)  |
| L2.PLD  | 0.0302<br>(0.110)     | -0.0307<br>(0.0951)   |
| PS      | 3.7890***<br>(1.259)  | 2.1090**<br>(1.067)   |
| SI      | 0.0957*<br>(0.0512)   | -0.4740***<br>(0.127) |
| PS×SI   |                       | 1.7740***<br>(0.528)  |
| Control | yes                   | yes                   |
| _cons   | -0.9940***<br>(0.335) | -0.5900**<br>(0.282)  |
| Sargan  | 33.4085<br>(0.9325)   | 32.2513<br>(0.9502)   |
| AR(1)   | -2.5830<br>(0.0098)   | -2.4151<br>(0.0157)   |
| AR(2)   | -0.2560<br>(0.7980)   | -0.7590<br>(0.4479)   |

东北三省地级市人口回流, 进一步证明了基本公共服务供给质量与第三产业的结合发展有助于推动人口流失状况正向调整。综上, 模型(4)、模型(5)与模型(1)、模型(2)得到的结论基本一致, 验证了模型(1)、模型(2)的稳健性。

#### (四) 门槛效应分析

为了进一步分析第三产业发展状况是否对于基本公共服务供给促进人口流失状况正向调整存在非线性效应, 根据模型(3)对第三产业发展状况的门槛效应进行检验, 得出  $F$  值和  $p$  值(见表 8)。整体看, 第三产业发展状况的单门槛效应在 5% 显著性水平上通过检验, 未通过双门槛显著性检验, 说明第三产业对通过基本公共服务供给质量提高促进人口流失状况正向调整具有单门槛效应。

表 8 门槛效应检验结果

| 门槛变量 | 单门槛检验 |        | 双门槛检验 |        | 门槛估计值  |                  |
|------|-------|--------|-------|--------|--------|------------------|
|      | F 统计量 | p 值    | F 统计量 | p 值    | 估计值    | 置信区间             |
| SI   | 22.48 | 0.0433 | 7.05  | 0.4467 | 0.2149 | [0.1265, 0.2580] |

表 9 为各门槛变量门槛效应值参数估计结果。可知,第三产业发展对通过基本公共服务供给质量提高促进人口流失状况正向调整具有非线性的正向调节作用,且随着门槛变量跨越门槛值,影响更强烈。不同发展状况下,第三产业发展对通过基本公共服务供给质量提高正向调整人口流失状况的影响作用不同,但均在 5%水平上显著为正。当发展状况指数(SI) $\leq 0.2149$ 时,基本公共服务供给质量综合得分每提高 1%,人口流失状况正向调整 2.8130%,对人口流失问题的缓解作用较低;当发展状况指数(SI) $> 0.2149$ 时,每 1%基

本公共服务供给质量综合得分的提高带来人口流失状况 4.5514%的正向调整。以上分析说明,随着第三产业的不断发展,基本公共服务供给质量提高对人口流失状况正向调整的推动作用呈现出存在“正向边际递增效应”,应关注第三产业发展速度和规模,才能保证基本公共服务供给效用最大化以发挥正向调整人口流失状况的作用。

第三产业对基本公共服务供给质量与人口流失状况之间关系的正调节效应仅在省会城市或者计划单列市之外的地级市显著,在属于省会和计划单列市的沈阳、长春、哈尔滨、大连不显著。表 10 展示了省会城市及计划单列市之外的地级市中没有跨过门槛值的地级市,这些城市通过第三产业发展推动基本公共服务供给促进人口流失状况提升的作用有较大的发展空间,应将促进第三产业发展与基本公共服务供给质量提升相结合,利用政策激励社会资本进入以发展第三产业,使基本公共服务供给正向调整人口流失状况的作用最大化。

表 9 门槛模型回归估计结果

| 变量                    | 系数        | t 值   |
|-----------------------|-----------|-------|
| PS(SI $\leq 0.2149$ ) | 2.8130**  | 2.25  |
| PS(SI $> 0.2149$ )    | 4.5514**  | 2.31  |
| FLCDT                 | 0.1327*   | 1.77  |
| LEDT                  | 0.0303    | 0.72  |
| WLDT                  | 0.2983*** | 4.26  |
| cons                  | -0.8310** | -2.27 |

表 10 2021 年各地级市门槛通过情况

| 门槛区间             | 参数估计   | 地级市                                                             | 数量 |
|------------------|--------|-----------------------------------------------------------------|----|
| SI $\leq 0.2149$ | 2.8130 | 鞍山市、抚顺市、本溪市、丹东市、锦州市、营口市、阜新市、辽阳市、盘锦市、铁岭市、朝阳市、葫芦岛市、齐齐哈尔市、鸡西市、七台河市 | 15 |
| SI $> 0.2149$    | 4.5514 | 吉林市、四平市、辽源市、通化市、白山市、松原市、白城市、鹤岗市、双鸭山市、大庆市、伊春市、佳木斯市、牡丹江市、黑河市、绥化市  | 15 |

## 五、研究结论与政策启示

本文以 2012—2021 年东北三省 34 个地级市的面板数据作为样本,将基本公共服务供给质量、第三产业发展状况和人口流失状况纳入分析框架,借助双固定面板模型进行基准回归,探索 34 个地级市基本公共服务、第三产业发展状况、人口流失状况的影响作用机制,并得出以下结论。

第一,基本公共服务供给质量提升显著正向调整人口流失状况,但是这一作用在不同类型的城市中存在差异,在属于省会城市或者计划单列市的地级市中,基本公共服务供给质量提升无法显著正向调整人口流失状况,而其他地级市能够显著改善人口流失状况。

第二,第三产业发展状况在基本公共服务对人口流失状况的影响路径中具有调节作用。第三产业发展可以通过促进公共服务供给质量提升以及弥补其不

足,正向调整人口流失状况,但由于第三产业的发展状况存在差异,其调节效应在省会城市以及计划单列市不显著,在其他地级市显著。

第三,依托门槛模型的实证研究表明第三产业发展状况存在单门槛。第三产业发展状况跨过门槛值之后,基本公共服务供给质量的系数显著提升,基本公共服务质量提升对人口流失状况正向调整的促进效应增强。

结合研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,加强转移支付,提高省会城市以及计划单列市外其他地级市的基本公共服务供给质量水平。政府资金是保证基本公共服务供给质量能够提升的重要因素,因此需要丰富资金来源以加快这些地级市的基本公共服务建设,从而释放改善人口流失状况的正向调整动力。一是加强中央到地方的纵向转移支付,



降低东北三省的财政负担,通过调整国民收入分配格局,减少其发展基本公共服务的压力。二是提升东北三省横向转移支付,着重发展相对落后的普通地级市的基本公共服务,减少民生福祉差异。

第二,发挥区域比较优势,推动实现第三产业、制造业协同发展。根据研究,第三产业发展可以通过优化产业结构增加地方财政收入,以提升基本公共服务供给质量并对基本公共服务供给具有弥补作用。因此,政府应综合考虑地方实际情况及比较性的资源优势,推动第三产业与原有的制造业协调发展。一是优化营商环境,推动资本进入本地第三产业市场,提质并丰富公共服务供给。二是综合利用政府宏观调控与市场导向作用,引导市场深化优势产业发展,使其与第三产业发展相结合,推进发展模式转变。

三是多管齐下,推动影响人口流失的基本公共服务供给质量与其他相关要素的协同提升。地级市人口流失程度与当地经济发展环境密不可分,因而在提升基本公共服务供给质量的同时也要重视优化经济发展的整体环境。地方政府应当出台鼓励优质企业发展的政策,为当地企业提升核心竞争力创造有利条件,进而释放市场活力,为当地的经济高质量发展提质增速。◆

#### 参考文献:

- [1] YANG Z, DUNFORD M. City shrinkage in China: Scalar processes of urban and hukou population losses[J]. Regional Studies, 2017, 52(8): 1111-1121.
- [2] 陆丰刚. 人口流失影响了东北地区经济增长吗?: 基于东北地区户籍人口流失测算数据[J]. 人口与发展, 2021, 27(5): 98-110+120.
- [3] 魏后凯, 李功, 杨沫. 东北县域人口流失的特征、原因及应对措施[J]. 社会科学战线, 2022(8): 89-95.

- [4] 付明辉, 刘传江, 董延芳. 基本公共服务如何影响农业转移人口定居意愿: 基于城市劳动力需求冲击及房价异质性分析[J/OL]. 农业技术经济: 1-20 (2023-03-14) [2023-08-11]. <https://doi.org/10.13246/j.cnki.jae.20230314.001>.
- [5] 王伟, 郑悦. 产业结构演进对东北三省人口流动的影响及对策分析[J]. 学术交流, 2019(6): 101-109.
- [6] ZELINSKY W. The hypothesis of the mobility transition[J]. Geographical Review, 1971, 61(2): 219-249.
- [7] 李拓, 李斌. 中国跨地区人口流动的影响因素: 基于286个城市面板数据的空间计量检验[J]. 中国人口科学, 2015(2): 73-83+127.
- [8] 白极星, 周京奎, 佟亮. 人口流动、城市开放度与住房价格: 基于2005-2014年35个大中城市面板数据经验研究[J]. 经济问题探索, 2016(8): 19-27.
- [9] 杨晓军. 户籍制度改革对大城市劳动力流入的影响: 以中国的123个大城市为例[J]. 城市问题, 2017(1): 68-75.
- [10] 朱德云, 刘慧. 中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域差异及收敛性研究[J]. 宏观经济研究, 2022(10): 143-160.
- [11] 李琼, 李松林, 白杏, 等. 粤港澳大湾区基本公共服务与经济发展耦合协调的时空特征[J]. 地理科学进展, 2022, 41(9): 1688-1701.
- [12] 王磊, 张英博. 城市道路、生活性服务业与消费促进: 基于中国2013—2019年地级市面板数据的研究[J]. 华东经济管理, 2023, 37(2): 75-83.
- [13] 陈浩, 罗力菲. 财政能力、公共服务供给与流动人口居留意愿[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(10): 197-208.
- [14] 辛方坤. 财政分权、财政能力与地方政府公共服务供给[J]. 宏观经济研究, 2014(4): 67-77.
- [15] 华迎迎, 高丽娜. 人口老龄化、地方财政能力对医疗卫生资源供给的影响[J]. 卫生经济研究, 2023, 40(1): 9-13.
- [16] 吴垠. 人口结构变化、城镇化刘易斯转折与区域人口流动趋势: 从整体到分区的统计分析[J]. 政治经济学评论, 2020, 11(5): 95-155.
- [17] 陆丰刚, 陈寅平. 市场化进程加速了人口流动吗?: 人口流动的市场化陷阱[J]. 人口与发展, 2019, 25(1): 2-11.

# 河南省构建 优质高效服务业新体系路径研究

贺琦楠

(河南省社会科学院 科研管理部,河南 郑州 451464)

**摘要:**构建优质高效服务业新体系是推动河南经济高质量发展的重要举措。为了深层次探究河南构建优质高效服务业新体系的路径,从数字化、融合化、品质化、绿色化、国际化发展角度分析了新体系建设的重要特征,基于河南省现代服务业发展的基本情况,构建了现代服务业综合评价体系,并运用耦合协调度模型对产业融合发展水平进行测度,最后从推进数字化改革、构建促进产业融合政策体系、强化质量效益提升、打造一流营商环境四个方面提出建设路径。

**关键词:**服务业新体系;现代服务业;产业融合;耦合协调度模型

中图分类号:F719

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0046-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.11.007

## 一、引言

服务业发展水平是衡量一个地区、一个城市经济发展程度的重要指标。党的二十大报告提出,要构建优质高效的服务业新体系,推动现代服务业同先进制造业、现代农业深度融合。这为进一步提升服务业水平,推进我国现代服务业高质量发展指明了方向和道路。河南省十一届四次全会提出要全面建设社会主义现代化河南,推进中国式现代化的河南实践。2023年3月发布的《河南省2023年国民经济和社会发展规划》明确指出,要构建优质高效服务业新体系。

加快发展服务业是国民经济发展到一定阶段的一般规律,经济发展的进程必然伴随着产业结构的演进升级。党的十八大以来,党和国家将服务业发展摆在经济发展的重要位置,给予高度重视,出台一揽子政策措施,服务业发展呈现出稳步增长的良好态势,成为国民经济的重要组成部分,是支撑和拉动经济发展的主动力。近十年,河南省服务业增加值从2013年的10290.49亿元逐步上升至2022年的30062.23亿元,年复合增速达12.65%,比全国同期平均水平高2.9个

百分点。现代服务业加速崛起,成为推动产业整体转型升级、生产生活方式转变的重要力量。

迈上全面建设社会主义现代化国家新征程,河南省亟须建设更加充满生机、高效优质的现代化产业体系。随着新一轮科技革命和产业升级,加快现代服务业发展,深化现代服务业改革,成为推动河南经济高质量发展的重要举措。

## 二、高效优质服务业新体系的科学内涵

### (一)准确把握现代服务业发展的新趋势

党的十八大以来,我国服务业在吸纳就业、税收贡献、促进固定资产投资等方面的贡献显著提升,支撑起中国经济的半壁江山。党的二十大报告指出:高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。没有坚实的物质技术基础,就不可能全面建成社会主义现代化强国。高质量发展是中国式现代化的本质要求,而服务业高质量发展取得新突破是未来几年的主要目标任务之一。现代服务业具有高附加值、高技术等特点,在新一轮科技革命和产业革命深入推进的背景下,加快发展现代服务业、提升现代服务业发展能

**基金项目:**河南省社会科学院2023年度基本科研费项目“河南构建优质高效服务业新体系路径研究”(23E96)。

**作者简介:**贺琦楠(1993—),女,河南郑州人,硕士,经济师,研究方向为应用经济学。

级,有助于提高经济运行质量和效益<sup>[1]</sup>。

进入新阶段,在加快发展的重要战略机遇期,需要顺应趋势、主动求变、抢占先机,准确把握现代服务业发展的新趋势。一是高品质生活呼唤新供给。随着城乡居民收入水平不断提高,居民消费从温饱型向舒适型、享受型消费升级,更加注重消费品质和层次,对生活服务业发展提出了更专业化、精细化的要求。二是数字化转型激发新活力。在新一轮科技变革和产业革命条件下,服务业新产业、新业态、新模式不断涌现,成为经济发展的突出亮点。尤其是数字经济渗透到产业链供应链全过程,成为重组要素资源、重塑经济结构、改变竞争格局的关键力量。三是融合发展打开新空间。随着产业不断向高级演进,产业间加速渗透、交叉和重组,引发产业功能形态、组织方式和商业模式发生新变革,产业界限日趋模糊,融合发展成为全球经济竞争的新趋势,三次产业加速融合发展将为服务业现代化打开更加广阔的空间。四是绿色发展带来新机遇。在新发展理念指导下,“双碳”战略加快推进,绿色技术的创新应用和推广普及,推动经济社会的生产、流通和消费等领域发生广泛而深刻的系统性变革,绿色发展将为服务业加速现代化进程带来新机遇。五是制度型开放扩大新领域。我国稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放<sup>[2]</sup>,社会资本市场准入有序放宽,非基本公共服务加速市场化产业化,基本公共服务供给模式多元化等,将进一步带动服务业的现代化发展进程。

## (二)充分理解构建优质高效服务业新体系的内涵

党的二十大提出构建优质高效的服务业新体系,使新时代新阶段服务业的发展有了更加清晰具体的发展方向。构建优质高效的服务业新体系,强调充分发挥市场的主导作用,持续深化体制机制改革,营造良好环境,推动服务业实现量和质的同步提升。

一是要全面理解新体系提出的背景,从整个经济体系中来定位和理解现代服务业新体系。“新”应重点体现在服务业和其他产业进行融合与协作的新突破,主要发力点包括建设制造强国、质量强国、航天强国等。党的二十大报告提出,推动战略性新兴产业融合集群发展,构建新一代信息技术、人工智能、生物技术、新能源、新材料、高端装备、绿色环保等一批新的增长引擎。这些引擎大多跟现代服务业相关,而先进制造业的发展,与生产性服务业的增长密切相连。构

建优质高效的服务业新体系,推动现代服务业同先进制造业、现代农业深度融合,它们是一个整体。在生活性服务业方面的发展尚存在明显的结构性问题,这应该作为构建优质高效服务业新体系的一个重点方向。生产性服务业方面,可以说在现代化建设当中发展明显滞后,其中最典型的是科技服务。

二是要正确把握服务业新体系优质高效的内涵。首先,优质主要体现在通过优化服务业结构,专业化的高端生产性服务业、多元化的高品质生产性服务业占比持续提升。生产性服务业贯穿了价值链的许多环节,推动了一、二、三产业的加速融合,目前生产性服务业是河南经济发展的短板和弱项。对此,要不断进行产业升级,采用转型、剥离、升级等方式逐步促进生产性服务业高端化专业化发展。生活性服务业反映了人民对美好生活的向往,需要不断向精细化和高品质转变,形成高品质、智能化、便利化的服务体系,扩大有效供给,拉动消费,通过消费升级带动产业升级。其次,要不断提升服务业效率,着力提升存量资源的利用能力,从配置和利用效率出发,加强要素自由流动,鼓励企业通过资源交易、转让等方式促进存量资源有序流动,为服务业高质量发展提供动力源泉。

## 三、高效优质服务业新体系的特征

构建优质高效的服务业新体系,需要进一步强化政策引导,推动服务业数字化、融合化、品质化、绿色化、国际化发展<sup>[3]</sup>,推动现代服务业同先进制造业、现代农业深度融合,提升服务业供给质量和品质效率,引导生产性服务业向专业化和价值链高端延伸,推动生活性服务业向高品质和多样化升级。

数字化发展特征。优质高效服务业新体系,是建立在强大技术支持及数字化智能化快速发展基础上的新体系。一方面,数字经济赋予了服务业新的属性,改变了服务业传统的经营管理模式,服务业已经构建围绕数字化平台的新模式与业态,推动服务供应方式和消费模式发生颠覆式变革,有效降低交易成本,革命性地提高了经济的运行效率。另一方面,借助数字技术和相关基础设施,数字化技术将生产过程分解为许多专业化环节,推动了不同地区根据区位特征、人力优势、资源禀赋布局优势产业,将全球更有效地连接为统一整体,跨境服务快速发展,极大推进了全球化进程,开放促进竞争,竞争提升效率,数字经济也将社会经济生活提高到新的阶段,成为全球化的支点,

推动了经济、政治和文化的全球一体化。

融合化发展特征。构建优质高效服务业新体系,需要形成三次产业融合发展的良好格局。进入工业化后期,经济循环畅通需要各产业有序链接、高效畅通,围绕产业的全生命周期谋划发展各类生产性服务业,围绕人的全生命周期谋划发展各类生活性服务业,不断推进现代服务业服务生产的能力,为实体产业的产品质量变革、生产效率变革、品牌价值打造等提供精准化、精细化服务,进而向专业化和价值链高端延伸,形成生产与服务相互促进的良性循环。服务业尤其是现代服务业在拉动经济中的作用愈发重要。河南先后在2020年及2021年开展了两个批次先进制造业高质量发展和现代服务业融合试点,并积极开展融合创新试点的示范,力争打造一批深度融合型企业 and 平台。

品质化发展特征。构建优质高效服务业新体系,需要引导生产性服务业向专业化和价值链高端延伸,促进生活性服务业向高品质和多样化升级。我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,社会主要矛盾已经转化为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。服务业直接面向群众提供物质和精神生活消费产品及服务,其质量高低直接关系到人民群众的获得感、幸福感、安全感。要不断提升专业化高端化、精细化、品质化水平,将深化服务业供给侧结构性改革作为补齐经济发展短板、培育经济持续增长新动力的重要举措。

绿色化发展特征。我国当前经济发展进入新常态,生态文明建设是主要特征之一,绿色发展和低碳发展是实现生态文明建设的重要途径。我国服务业的资源消耗水平相对较高,在大力发展服务业的同时,应努力减轻其对资源的消耗,减轻服务业增长产生的生态环境压力,实现服务业的绿色发展,才能适应新常态下的经济发展模式。服务业绿色转型是新常态下服务业

发展的重点,绿色服务业强调在不损害人类需求的前提下,通过绿色服务替代传统服务,减少资源、能源的消耗,减缓对生态环境的压力。绿色服务业的发展对生态文明的建设具有显著的促进作用,是我国转变经济增长方式和经济结构的重要支撑。

国际化发展特征。服务业国际化发展是高水平对外开放的重要组成部分。服务业开放能够激发国内市场主体内生动力和创新活力,推动高质量发展。我国正在积极融入服务业开放合作的潮流中,服务业高速发展成为吸引贸易和投资的重要因素。服务贸易是连接全球价值链分工的纽带,服务业高水平对外开放,有助于提供更多高端化、品质化、专业化的优质服务供给,激发国内市场主体内生动力和创新活力。同时,伴随着跨境贸易的加速推进,高水平的服务供给能够带来更加顺畅高效的流通体系,为服务贸易的便利化、自由化提供条件,有助于进一步支撑现代化产业体系高质量发展,实现产业结构优化升级。

#### 四、河南构建优质高效服务业新体系相关评价指标测算

##### (一) 产业整体状况

随着经济的发展,产业结构不断发生变化,第一产业呈现稳定波动趋势,第三产业比重开始上升,当经济发展水平进一步提升时,第二产业增速逐步慢于第三产业,第三产业比重进一步上升,最终第三产业成为三次产业中占比最大的产业,经济学界把这一变化规律称为“配第-克拉克定律”。2016—2021年,河南省第二产业增加值占GDP比重下降了6.6个百分点。第三产业增加值占GDP比重提升了7.0个百分点。第二产业比重变化趋势与第三产业总体上呈相反走势,表明河南省经济增长方式已经逐步向第三产业转变(见表1)。

表1 2016—2021年河南省三次产业增加值占GDP比重

(单位:%)

| 年份     | 2016年 | 2017年 | 2018年 | 2019年 | 2020年 | 2021年 |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 第一产业比重 | 10.1  | 9.2   | 8.6   | 8.6   | 9.9   | 9.7   |
| 第二产业比重 | 47.2  | 46.7  | 44.1  | 42.9  | 41.0  | 40.6  |
| 第三产业比重 | 42.7  | 44.0  | 47.2  | 48.5  | 49.2  | 49.7  |

与先进地区对比,2021年河南省第三产业增加值为28878亿元,远低于广东、江苏等省份,仅为广东省的41.7%。河南省第三产业增加值占比为49.7%,与发

达地区还有一定差距,远低于北京81.7%、上海73.7%的增加值占比。

表 2 2021 年河南省与部分地区三次产业增加值情况

| 地区 | 地区生产总值(亿元) | 第一产业增加值(亿元) | 第二产业增加值(亿元) | 第三产业增加值(亿元) | 第一产业增加值占比(%) | 第二产业增加值占比(%) | 第三产业增加值占比(%) |
|----|------------|-------------|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------|
| 广东 | 124369.7   | 5003.7      | 50219.2     | 69146.8     | 4.02         | 40.38        | 55.60        |
| 江苏 | 116364.2   | 4722.4      | 51775.4     | 59866.4     | 4.06         | 44.49        | 51.45        |
| 山东 | 83095.9    | 6029.0      | 33187.2     | 43879.7     | 7.26         | 39.94        | 52.81        |
| 浙江 | 73515.8    | 2209.1      | 31188.6     | 40118.1     | 3.00         | 42.42        | 54.57        |
| 河南 | 58887.4    | 5620.8      | 24331.6     | 28934.9     | 9.54         | 41.32        | 49.14        |
| 上海 | 43214.9    | 100.0       | 11449.3     | 31665.6     | 0.23         | 26.49        | 73.27        |
| 北京 | 40269.6    | 111.3       | 7268.6      | 32889.6     | 0.28         | 18.05        | 81.67        |

## (二) 综合评价指数测算

为进一步分析河南省现代服务业发展的现状,本文借鉴王天宇和吕俊松等(2022)<sup>[4]</sup>的处理方法,测算河南省现代服务业的综合评价指数。从产业规模、经济效益、成长潜力三个维度着手,并考虑公开来源数据的相关限制,构建以下指标体系(见表3),相关数据均来源于2017—2022年的《河南统计年鉴》。

表 3 河南省现代服务业综合评价指标体系

| 一级指标  | 二级指标 | 三级指标           |
|-------|------|----------------|
| 现代服务业 | 产业规模 | 营业收入 $x_1$     |
|       |      | 固定资产投资占比 $x_2$ |
|       |      | 平均就业人数 $x_3$   |
|       | 经济效益 | 利润总额 $x_4$     |
|       |      | 劳动生产率 $x_5$    |
|       | 成长潜力 | 增加值增速 $x_6$    |
|       |      | 固定资产投资增速 $x_7$ |
|       |      | 平均就业人数增速 $x_8$ |

首先对原始数据进行标准化处理。为了消除数量级或量纲产生的测量差异,先采用组间极差法对指标原始数据进行标准化处理。指标矩阵为:  $X=(x_{ij})_{m \times n}$ , 假设评价对象为  $m$  个,评价指标为  $n$  项,则  $i=1,2,\dots,m$ ;  $j=1,2,\dots,n$ 。之后将矩阵进行标准化处理得到  $v_{ij}$ 。由于综合评价指数的所有指标均为正向指标,由此得到计算公式如下:

$$v_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)} \quad (1)$$

接着使用 CRITIC 法对各项指标进行客观权重赋权处理,同时消除变异和关联性对测算产生的影响,进一步进行以下计算:

对信息量进行测算。若  $C_j$  代表了第  $j$  项指标所含有的信息量,则:

$$C_j = \delta_j f_j \quad (2)$$

$$\delta_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m (v_{ij} - \bar{v}_j)^2}{m-1}} \quad (3)$$

$$f_j = \sum_{i=1}^m (1 - r_{ij}) \quad (4)$$

其中,  $\delta_j$  表示第  $j$  个指标的标准差,代表指标的对比强度;  $r_{ij}$  代表第  $i$  个指标与第  $j$  个指标的相关系数;  $f_j$  反映第  $j$  个指标与剩余指标的冲突性。

同时,运用 CRITIC 法计算各项指标的权重,设定  $\mu_j$  表示第  $j$  个指标的权重,公式如下:

$$\mu_j = \frac{C_j}{\sum_{j=1}^n C_j} \quad (5)$$

最后,使用加权求和法对各项指标进行处理,得到评价指数结果:

$$G(x) = \sum_{j=1}^n \mu_j x_j \quad \sum_{j=1}^n \mu_j = 1 \quad (6)$$

其中,  $y_i$  为现代服务业各项指标中第  $j$  个指标的权重;  $G(x)$  为现代服务业的综合评价指数。

依次进行上述测算步骤,最终得到 2016—2021 年河南省现代服务业综合评价指数(见表4)。

表 4 河南省现代服务业综合评价指标权重

| 一级指标  | 二级指标 | 三级指标     | 指标权重   |
|-------|------|----------|--------|
| 现代服务业 | 产业规模 | 营业收入     | 0.0985 |
|       |      | 固定资产投资占比 | 0.1342 |
|       |      | 平均就业人数   | 0.1134 |
|       | 经济效益 | 利润总额     | 0.1245 |
|       |      | 劳动生产率    | 0.1010 |
|       | 成长潜力 | 增加值增速    | 0.1292 |
|       |      | 固定资产投资增速 | 0.1708 |
|       |      | 平均就业人数增速 | 0.1283 |

根据综合评价指标权重测算结果,现代服务业评价体系中权重最大的指标为固定资产投资增速,权重

值为 0.1708;其次为固定资产投资占比、增加值增速、平均就业人数增速,分别为 0.1342、0.1292、0.1283;权重最小的指标为营业收入,数值仅为 0.0985。说明固定资产投资增速、固定资产投资占比、增加值增速、平均

就业人数增速等指标均对现代服务业的发展贡献程度较大。测算结果表明固定资产投入相关指标及劳动力投入相关指标均对现代服务业发展起到了重要作用。

表 5 2016—2021 年河南省现代服务业综合评价指数测算结果

|             | 2016 年 | 2017 年 | 2018 年 | 2019 年 | 2020 年 | 2021 年 |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 现代服务业综合评价指数 | 0.3943 | 0.5947 | 0.3786 | 0.6018 | 0.4808 | 0.5576 |

从 2016—2021 年河南省现代服务业综合评价指数测算结果看,指数整体呈波动向上趋势(见表 5)。2016 年的现代服务业指数仅为 0.3493,2018 年的综合评价指数为 0.3786,而 2019—2021 年的指数平均值为 0.5467,较 2016—2018 年的平均值 0.4558 上涨了 19.94%,表明近年来河南省现代服务业的发展水平整体提高。但是,从数据中可以看出 2018 年、2020 年现代服务业综合评价指数呈现回落趋势。

### (三)融合发展水平测度

构建优质高效的服务业新体系的关键在于推动现代服务业同先进制造业、现代农业深度融合。现代服务业体系是否有效促进实体产业发展,是检验服务业是否优质高效的标准之一。本文在综合评价指数测算的基础上,进一步参考物理学中容量耦合概念和容量耦合系数模型,测算现代服务业与先进制造业的融合发展水平。

首先按照测量现代服务业综合评价指数的步骤,测算先进制造业综合评价指数。

$$G(y)=\sum_{j=1}^n \gamma_j y_j \quad \sum_{j=1}^n \gamma_j=1 \quad (7)$$

其中, $y_j$ 代表综合评价指标体系中制造业的各项指标,指标设置与现代服务业指标设置相同。 $G(y)$ 代表先进制造业综合评价指数结果。

接着根据结果测算现代服务业与先进制造业的协调耦合度,具体如下:

$$C=\frac{2\sqrt{G(x) \cdot G(y)}}{G(x)+G(y)} \quad (8)$$

$$P=\alpha G(x)+\beta G(y) \quad (9)$$

$$M=\sqrt{C \cdot P} \quad (10)$$

其中, $M$ 代表现代服务业与先进制造业发展的耦合程度。 $M$ 的数值越高,代表现代服务业与先进制造业融合发展程度更好。 $\alpha$ 、 $\beta$ 分别代表先进制造业与现代服务业对经济的贡献程度。耦合协调度的取值范围

为 0—1,按照均匀分布法,将耦合指数划分为十个区间,详见表 6。

表 6 耦合协调度和其对应的协调程度

| 耦合协调度              | 协调等级 |
|--------------------|------|
| $0 < M < 0.1$      | 极度失调 |
| $0.1 \leq M < 0.2$ | 严重失调 |
| $0.2 \leq M < 0.3$ | 中度失调 |
| $0.3 \leq M < 0.4$ | 轻度失调 |
| $0.4 \leq M < 0.5$ | 靠近失调 |
| $0.5 \leq M < 0.6$ | 勉强协调 |
| $0.6 \leq M < 0.7$ | 初级协调 |
| $0.7 \leq M < 0.8$ | 中级协调 |
| $0.8 \leq M < 0.9$ | 良质协调 |
| $0.9 \leq M < 1$   | 优质协调 |

按照上述步骤,耦合协调度的计算结果见表 7。

表 7 2016—2021 年河南省先进制造业与现代服务业的耦合协调度

| 年份   | 先进制造业<br>综合评价指数 | 现代服务业<br>综合评价指数 | 耦合度    | 耦合协调度  |
|------|-----------------|-----------------|--------|--------|
| 2016 | 0.8767          | 0.3943          | 0.9252 | 0.7371 |
| 2017 | 0.6708          | 0.5947          | 0.9982 | 0.7899 |
| 2018 | 0.2053          | 0.3786          | 0.9550 | 0.5435 |
| 2019 | 0.3971          | 0.6018          | 0.9788 | 0.7134 |
| 2020 | 0.2955          | 0.4808          | 0.9711 | 0.6284 |
| 2021 | 0.5609          | 0.5576          | 1.0000 | 0.7476 |

从上述测算结果看,2016 年、2017 年、2019 年及 2021 年耦合协调度指数均表现为中级协调状态,2018 年表现为勉强协调状态,2020 年表现为初级协调状态。整体看,近年来先进制造业与现代服务业耦合度整体呈现初、中级协调状态,但并未表现出显著好转趋势,距离良质协调及优质协调还有较大的发展距离。

综上看,河南省现代服务业仍然面临着发展基础

薄弱,发展动力不足,结构有待进一步优化等问题。同时,河南省先进制造业与现代服务业的融合程度依然较低,仍有较大的提升空间。进一步提升河南省服务业发展动力及效率,推动服务业结构调整,推动先进制造业与现代服务业的高度融合,是河南省未来构建优质高效服务业新体系的重中之重。

### 五、河南省构建优质高效服务业新体系的路径

路径一:推进数字化改革,形成创新突破典型经验,实现河南现代服务业数字化跃升。依靠数字技术创新,结合现代服务业的新业态新模式,不断拓宽数字化应用场景。一是强化数字技术落地运用,充分发挥市场经济在资源配置中的决定性作用,以河南现代物流运输、金融服务、商务服务等重要服务行业的探索试点引领带动整个服务业的数智化进程,积极培育和壮大市场主体,形成多层次市场主体互助共促的新局面。二是聚焦生活性服务业数字化场景,提高城市公共服务水平,在智慧交通、数字文旅、在线医疗、线上教育等领域不断提升社会公共服务效率及品质,打造典型数字化应用试点与城市数字化服务重点平台,推广数字化改革典型经验,构建数字化改革评价指标,数字赋能推进河南服务业重点平台数字化转型。

路径二:构建促进“两业”融合政策体系,立足智能制造发展需求,推动资源高效利用和价值共享。虽然河南在融合发展中不断探索创新,融合范围不断拓展,但是产业间的协同效应仍然受到制约,融合发展效益没有充分释放和提升。持续推动先进制造业和服务业相融相长,一要全力打造多元化的融合发展主体。从“链主”及“专精特新”入手,聚焦行业“领头羊”及产业发展“顶梁柱”,精准配位,以大带强,打造多个融合发展生态圈,推动多个中小企业加入“两业”融合范围,全力支持领军行业发展。选取融合基础较好的区域,构建多个融合示范区,以郑州高端装备制造、新能源汽车等产业为中心,发挥南阳医药及光电产业、平顶山新材料产业、新乡生物医药及起重等产业的比较优势,打造多点开花、多产业支撑的融合格局。二是大力引进“两业”融合专项人才,搭建企业、科研院所、高校、金融机构要素对接平台。推动智力要素聚集,为融合提供靶向支持,推进项目对接、技术对接、需求对接、人才对接,提高产业的协作配套程度,推动由单一

制造向集聚制造与服务的产业链集合。

路径三:着力强化质量效益提升,打造具有核心竞争力及品牌影响力的领军服务品牌。一是完善政策环境,大力推动服务业监管体制和市场准入制度的改革和创新,转变服务业行业企业小、散、乱格局,推动现代企业运行制度,强化资金支持,深化与先进地区的合作,建设一批具有核心影响力和行业优势的服务业示范基地,提升现代服务业开发区发展水平,培养一批基础条件好、带动能力强、发展势头盛的金融、物流、商贸、信息等领域的领军企业。二是优化政绩考核制度,打破唯产值论的发展评价体系,将量的增长与结构优化摆在同等重要的位置,完善现代服务业质量评价体系,将现代服务业发展质量指标视为重要的考核评价指标,带动政府部门在规划制定及招商引资时重视服务业发展质量。

路径四:打造一流营商环境,培育服务业新业态新模式,持续推进服务业改革开放与体制创新。一是逐渐转变政府职能,进一步简化对服务业企业的各项审批流程,特别是在公共服务领域,更多引入市场化竞争机制,合理区分在教育、医疗、文化等领域的供给功能,充分推动市场培育和筛选服务业企业的作用,充分优化市场资源配置。二是进一步推进服务业领域改革开放,打破服务业行业存在的地方垄断、行业垄断及行政干预,推动形成统一、开放、竞争、有序的服务业市场环境,支持更多的市场主体参与竞争,充分释放市场资本的活力。根据新的发展不断修正、完善服务业市场的有效人才保障、服务业监管等政策。◆

### 参考文献:

- [1]张国云.构建长三角优质高效的服务业新体系[J].浙江经济,2022(12):17-20.
- [2]欧阳洁.持续推进服务业扩大开放[N].人民日报,2023-02-01(19).
- [3]郑栅洁.加快建设以实体经济为支撑的现代化产业体系[J].中国产经,2023(13):38-45.
- [4]王天宇,吕俊松,李佳鑫.安徽先进制造业与现代服务业融合发展探究:基于耦合协调度模型视角[J].统计科学与实践,2022(10):20-23+50.

# 河北省制造业产能利用率： 行业差异及优化路径

刘 静<sup>1</sup> 王宝林<sup>1</sup> 崔兰花<sup>2</sup>

(1.河北工业大学 马克思主义学院,天津 300401;2.河北工业大学 图书馆,天津 300401)

**摘要:**基于 2009—2020 年河北省制造业行业数据,首先运用生产函数法对制造业产能利用率进行测算,其次运用 Dagum 基尼系数方法对其产能利用率的行业差异来源做进一步分析。研究发现,重工业间产能利用率差异变化大于轻工业间产能利用率差异变化,超变密度和重轻工业内差异是行业差异的最重要来源,重轻工业间差异的贡献率较小。提出建立制造业产能优化的长效机制、面向具体产业和特定企业等优化产能的路径。

**关键词:**产能利用率;行业差异;生产函数法;Dagum 基尼系数

中图分类号:F427

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0052-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.11.008

## 一、引言

党的二十大报告指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,推进新型工业化,加快建设制造业强国。制造业作为国民经济的支柱产业,在高质量发展阶段,不断提高制造业的发展水平和质量是推动供给侧结构性改革的重要抓手,也是中国建设制造强国的先决条件。而要实现制造业的高质量发展,首要解决的便是掣肘产业转型升级的制造业产能过剩问题<sup>①</sup>。

20 世纪 90 年代以来,我国钢铁、水泥等传统制造业领域出现产能过剩,随着 2008 年美国次贷危机的爆发,除传统产业产能过剩外,新兴产业也出现产能过剩的局面。在此背景下,国务院陆续颁布相关政策以化解产能过剩问题,各省(区、市)政府也相继出台治理产能过剩问题的具体方案。那么,地方制造业的产能利用率经历了一个怎样的变化过程?不同行业产能

过剩程度如何?轻重工业行业产能利用率因产业性质差异存在什么区别?如何进一步优化制造业产能?为此,本文以河北省制造业 28 个行业为研究对象,分别对制造业整体、重工业和轻工业产能利用率情况进行分析,评估前期的去产能效果,提出进一步优化的路径,对推动河北省制造业高质量发展具有重要的理论意义和实践价值。

## 二、文献回顾

关于制造业产能利用率的研究,学者多从产能过剩的成因及对策角度展开。其中产能过剩的成因主要包括经济周期波动、企业竞争策略和政府产能干预三方面。(1)经济周期波动。Esposito(2001)<sup>②</sup>分析了钢铁行业产能与宏观经济发展的关系,得出两者波动情况大体一致的结论。孙巍和何彬等(2008)<sup>③</sup>基于要素窖藏行为,运用随机动态优化方法分析了产能过剩形成机理。(2)企业竞争策略。国外一些学者通过构建理论模型提出现有厂商为了阻止新厂商的进入而维持较高

**基金项目:**河北省社会科学基金项目“面向碳达峰目标的河北钢铁产业产能优化及调控政策研究”(HB21YJ006)。

**作者简介:**刘静(1984—),女,河北晋州人,博士,馆员,研究方向为产业经济、低碳发展;王宝林(1976—),女,河南南阳人,博士,教授,研究方向为智慧生态;崔兰花(1984—),女,吉林龙井人,硕士,馆员,研究方向为技术创新。

产能的结论(Spence(1979))<sup>[4]</sup>。另有学者从机制设计的视角,引入“多个现有厂商-多阶段”博弈模型,研究了企业产能投资战略性动因如何引发产能过剩(Yang和Anderson(2014))<sup>[5]</sup>。国内学者林毅夫和巫和懋等(2010)<sup>[6]</sup>提出投资“潮涌现象”,该分析架构成为研究和解释中国产业投资与宏观经济波动的主流范式。一些学者沿用该范式,认为在产业升级中由于投资潮涌,不可避免地出现产能过剩。(3)政府产能干预。刘航和孙早(2014)<sup>[7]</sup>提出由于城镇化的加快,地方政府为投资者提供土地、贷款、税收方面的优惠政策,导致企业过度投资和行业产能过剩。王立国和高越青(2014)<sup>[8]</sup>提出地方政府为了维持地区稳定和经济发展,会对本应淘汰的企业给予更优惠的补贴政策,使其继续经营运作,形成行政性退出壁垒,最后成为“僵尸企业”。产能过剩的对策主要基于产能波动成因分析或产能政策效果评价提出,包括减少政府干预、将供求关系交由市场自我调节、解决地方财政压力、完善产能退出机制等(赵昌文和许召元等(2015);Liu和Chen等(2017))<sup>[9-10]</sup>。

从文献梳理可以看出,以上研究均是以制造业存在产能过剩为前提,对制造业产能利用率的行业差异分析研究略显不足,而合理把握制造业产能利用率的行业特征可以为治理产能过剩问题提供有效支撑。

### 三、测算方法和数据处理

#### (一)生产函数法

生产函数法的具体表现形式很多,本文使用的是柯布-道格拉斯函数。由于制造业的能源要素投入非常重要,因此把能源要素也考虑在内,所使用的生产函数基本形式如下:

$$Y_t = f(K_t, L_t, E_t) e^{-\mu} = A K_t^\alpha L_t^\beta E_t^\gamma \quad \mu \geq 0; t=0, 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中,  $Y_t$  是产出水平,  $K_t$  表示资本投入,  $L_t$  表示劳动力投入,  $E_t$  表示能源投入,  $A$  表示技术指标,  $\alpha, \beta, \gamma$  分别表示资本、劳动和能源的产出弹性,并满足  $0 \leq \alpha, \beta, \gamma \leq 1$ , 且  $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。

假设生产规模报酬不变,式(1)两边取对数得到:

$$\ln Y_t - \ln E_t = \ln A + \alpha(\ln K_t - \ln E_t) + \beta(\ln L_t - \ln E_t) - \mu \quad (2)$$

则实际的边界生产函数为:

$$\ln Y_t^* - \ln E_t = \ln A + \alpha(\ln K_t - \ln E_t) + \beta(\ln L_t - \ln E_t) \quad (3)$$

其中,  $Y_t^*$  表示理论的最大产出水平。

令  $\ln A = a$ , 并假设有一随机变量  $\xi$ , 满足  $E(\xi) = \mu$ , 则(2)式可以转化为:

$$\ln Y_t - \ln E_t = (a - \xi) + \alpha(\ln K_t - \ln E_t) + \beta(\ln L_t - \ln E_t) + (\xi - \mu) \quad (4)$$

再用最小二乘法对(4)式进行估计得到:

$$\ln \hat{Y}_t - \ln E_t = (a - \hat{\mu}) + \hat{\alpha}(\ln K_t - \ln E_t) + \hat{\beta}(\ln L_t - \ln E_t)$$

$$\text{即 } \ln \hat{Y}_t / E_t = (a - \hat{\mu}) + \hat{\alpha} \ln K_t / E_t + \hat{\beta} \ln L_t / E_t \quad (5)$$

根据边界生产函数的特征可以得到:

$$\max(\ln Y_t - \ln \hat{Y}_t) = \max\{\ln Y_t - [(a - \hat{\mu}) + \hat{\alpha} \ln K_t + \hat{\beta} \ln L_t + (1 - \hat{\alpha} - \hat{\beta}) \ln E_t]\} \quad (6)$$

将(6)式作为  $\mu$  的估计值,再将其带入  $\hat{\alpha} = (a - \hat{\mu}) + \hat{\mu}$ , 得到  $\hat{\alpha}$  的值。于是边界生产函数具体形式可以表示为  $\hat{Y}_t = \hat{\alpha} K_t^{\hat{\alpha}} L_t^{\hat{\beta}} E_t^{\hat{\gamma}} e^{-\hat{\mu}}$ , 最后根据  $CU = \text{实际产能} / \text{最佳生产能力}$ , 计算出产能利用率。

#### (二)数据处理

为正确认识河北省制造业行业间产能利用率差异,本文将河北省制造业分为重工业和轻工业两部分,具体见表2。

1. 产出指标用各行业的工业总产值表示,为了剔除价格因素对指标的影响,以2009年为基期运用工业品出厂价格指数对历年工业总产值进行平减。

2. 劳动投入指标用各行业历年工业从业人员年平均数表示。

3. 能源投入指标用各行业以万吨标准煤计算的能源消耗总量表示。

4. 资本投入指标用各行业的固定资本存量表示,本文参考张军和章元(2003)<sup>[11]</sup>的做法,用永续盘存法测算河北省制造业分行业资本存量,公式为:

$$K_{t,i} = K_{t-1,i}(1 - \delta_{t,i}) + I_{t,i} \quad (i=1, 2, \dots, 28) \quad (7)$$

其中,  $K_{t,i}$  表示第  $t$  年第  $i$  个行业的名义资本存量,  $I_{t,i}$  表示第  $t$  年第  $i$  个行业的资本流量,  $\delta_{t,i}$  表示第  $t$  年第  $i$  个行业的经济折旧率。

数据来源于2010—2021年的《中国工业经济统计年鉴》《中国统计年鉴》《河北经济年鉴》《中国能源统计年鉴》。

#### 四、河北省制造业产能利用率行业差异分析

##### (一)制造业产能利用率测度结果

采用 Eviews 软件中的个体固定效应模型对

2009—2020 年河北省制造业 28 个行业产能利用率进行估计,结果见表 1。

表 1 个体固定效应模型 OLS 估计结果

| 变量             | 回归系数      | 标准差         | T 统计量     | 伴随概率 P 值 |
|----------------|-----------|-------------|-----------|----------|
| C              | 2.938481  | 0.084757    | 34.66936  | 0.0000   |
| $\ln(K_t/E_t)$ | 0.460604  | 0.025554    | 18.02444  | 0.0000   |
| $\ln(L_t/E_t)$ | 0.473496  | 0.029767    | 15.90672  | 0.0000   |
| Fixed Effects  |           |             |           |          |
| Z1-C           | 0.497605  | Q1-C        | 0.410641  |          |
| Z2-C           | -0.596599 | Q2-C        | 0.020663  |          |
| Z3-C           | 0.065483  | Q3-C        | -0.115305 |          |
| Z4-C           | 0.301695  | Q4-C        | 0.838597  |          |
| Z5-C           | 0.142452  | Q5-C        | -0.033268 |          |
| Z6-C           | -0.037707 | Q6-C        | -0.146133 |          |
| Z7-C           | -0.105263 | Q7-C        | 0.212359  |          |
| Z8-C           | -0.008483 | Q8-C        | -0.082020 |          |
| Z9-C           | -0.103818 | Q9-C        | -0.309196 |          |
| Z10-C          | -0.252091 | Q10-C       | -0.122311 |          |
| Z11-C          | 0.052281  | Q11-C       | -0.177882 |          |
| Z12-C          | 0.258295  | Q12-C       | -0.125753 |          |
| Z13-C          | 0.225540  | Q13-C       | -0.404827 |          |
| Z14-C          | -0.402744 |             |           |          |
| Z15-C          | 0.404182  |             |           |          |
| R-squared      | 0.983604  | F-statistic | 575.9153  |          |

平均生产函数的相应表达式为:

$$\ln \hat{Y}_i/E_i = 2.938481 + 0.460604 \ln K_i/E_i + 0.473496 \ln L_i/E_i + 0.497605 D_1 - 0.596599 D_2 + 0.065483 D_3 + \cdots - 0.404827 D_{28} \quad (8)$$

其中虚拟变量  $D_1, D_2, \dots, D_{28}$  的定义为:

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{如果属于第 } i \text{ 个个体, } i=1, 2, \dots, 28 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

通过式(8)计算得到  $\ln \hat{Y}_i$ , 然后利用式(6)计算出样本产出水平观测值与平均生产函数估计值之差,取最大值加到平均生产函数的常数项上,由此得到边界生产函数。利用  $CU = \text{实际产能} / \text{最佳生产能力}$ , 得到

各行业产能利用率。

##### (二)制造业产能利用率行业分析

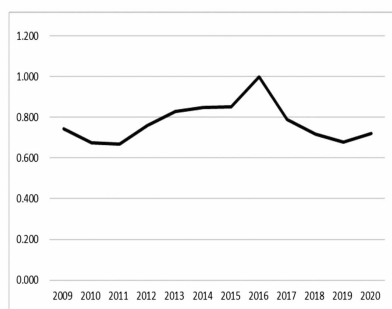
从行业比较研究看(见表 2), 样本期间河北省重工业产能利用率均值(80.6%)低于轻工业产能利用率均值(81.7%)。2009—2020 年河北省重工业产能利用率均值低于 79%的有废弃资源综合利用业, 金属制品业, 化学原料及制品制造业, 交通运输设备制造业, 有色金属冶炼及压延加工业, 计算机、通信和其他电子设备制造业, 电气机械和器材制造业。2009—2020 年轻工业产能利用率均值低于 79%的有化学纤维制造业、烟草制造业、印刷复制业、造纸制品业。

表 2 河北省制造业分行业产能利用率

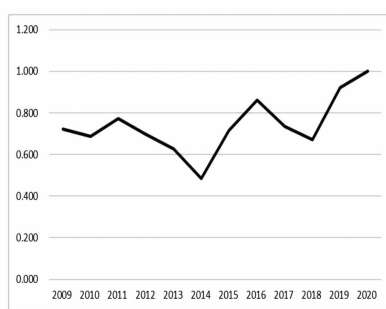
| 重工业         | 产能利用率(%) | 轻工业        | 产能利用率(%) |
|-------------|----------|------------|----------|
| Z1 石油加工及炼焦业 | 0.875    | Q1 农副食品加工业 | 0.855    |
| Z2 非金属矿物制品业 | 0.885    | Q2 食品制造业   | 0.901    |

(续表)

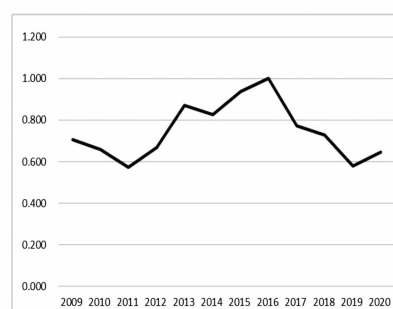
| 重工业                  | 产能利用率(%) | 轻工业             | 产能利用率(%) |
|----------------------|----------|-----------------|----------|
| Z3 黑色金属冶炼及压延加工业      | 0.883    | Q3 饮料制造业        | 0.896    |
| Z4 有色金属冶炼及压延加工业      | 0.727    | Q4 烟草制品业        | 0.662    |
| Z5 金属制品业             | 0.722    | Q5 纺织业          | 0.802    |
| Z6 通用设备制造业           | 0.855    | Q6 纺织服装、服饰业     | 0.793    |
| Z7 专用设备制造业           | 0.856    | Q7 皮革、毛皮、羽绒及制品业 | 0.899    |
| Z8 仪器仪表制造业           | 0.864    | Q8 木材加工业        | 0.895    |
| Z9 化学原料及制品制造业        | 0.754    | Q9 家具制造业        | 0.862    |
| Z10 医药制造业            | 0.835    | Q10 造纸制品业       | 0.789    |
| Z11 橡胶和塑料制品业         | 0.842    | Q11 印刷复制业       | 0.784    |
| Z12 交通运输设备制造业        | 0.751    | Q12 文教体育用品制造业   | 0.855    |
| Z13 电气机械和器材制造业       | 0.765    | Q13 化学纤维制造业     | 0.630    |
| Z14 计算机、通信和其他电子设备制造业 | 0.761    | 轻工业均值           | 0.817    |
| Z15 废弃资源综合利用业        | 0.719    |                 |          |
| 重工业均值                | 0.806    |                 |          |



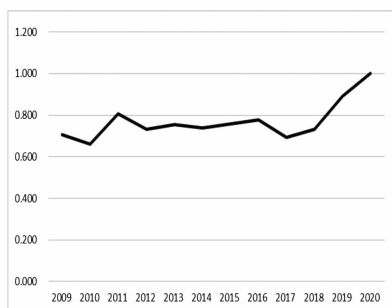
化学原料及制品制造业



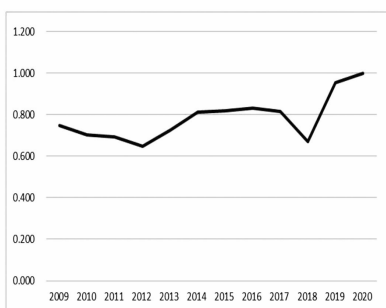
金属制品业



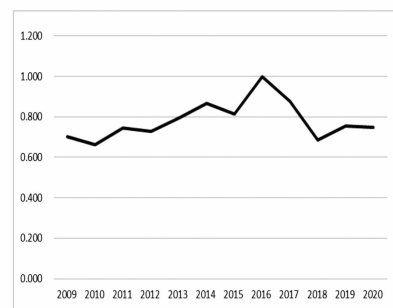
有色金属冶炼及压延加工业



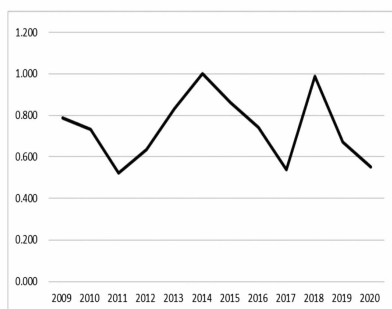
交通运输设备制造业



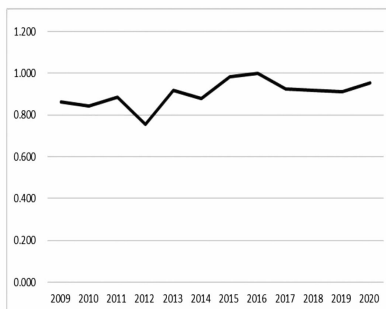
电气机械和器材制造业



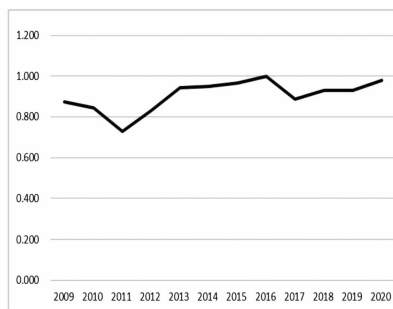
计算机、通信和其他电子设备制造业



废弃资源综合利用业



黑色金属冶炼及压延加工业



非金属矿物制品业

图1 2009—2020年河北省重工业部分行业产能利用率时间演化图

从重工业细分行业看(见图1),废弃资源综合利用业、有色金属冶炼及压延加工业、化学原料及制品制造业在2009—2012年产能利用率较低,2013—2016年产能利用率逐步提高至79%以上,2017—2020年产能利用率又下降。主要原因在于,21世纪以来国家出台对有色行业、化工行业产能进行重点调控的政策后,河北省相继出台了一系列淘汰落后产能的举措,包括清理整顿已建成违规产能、压减过剩产能、努力扩大有效需求等。自2013年开始,废弃资源综合利用业、有色金属冶炼及压延加工业和化学原料及制品制造业产能利用率扭转跌势,呈现产业结构逐步优化的趋势。但从时间期限看,去产能政策短期效果比较明显,长期效果变弱,样本观测后期仍然存在大量落后产能,因此继续淘汰落后产能是提高这些行业产能利用率较为有效的途径。金属制品业、交通运输设备制造业、电气机械和器材制造业在2009—2018年产能利用率较低,2019—2020年产能利用率逐步提高至79%以上。说明这些行业在样本观测期通过采取淘汰落后产能、调整优化产业结构等一系列措施后,产能

过剩情况有所改善。计算机、通信和其他电子设备制造业作为新兴技术产业在样本观测期内产能利用率呈现先上升后下降的趋势,说明该产业近年来产能利用率不高,仍然存在产能过剩问题。

除此之外,由于河北省是钢铁、水泥和平板玻璃产能大省,因而再重点对黑色金属冶炼及压延加工业和非金属矿物制品业做进一步分析。这两个行业的产能利用率在样本观测期呈前期先上升,中期小幅波动后下降,后期又回升的趋势。究其原因,黑色金属冶炼及压延加工业中的钢铁、非金属矿物制品业中的水泥和平板玻璃是河北省治理产能过剩的重点行业。近年来,河北省对钢铁、水泥和平板玻璃行业实施坚决遏制产能盲目扩张、等量淘汰落后产能的政策,随着政策效果的显现,产能过剩情况得到改善,产能利用率随之上升。之后由于生产设备、生产工艺的污染物排放、能耗等技术指标高于其他行业平均水平,又造成一部分落后产能<sup>[12]</sup>。近年这种情况得到改善后,产能利用率又有所回升。

从轻工业细分行业看(见图2),化学纤维制造业

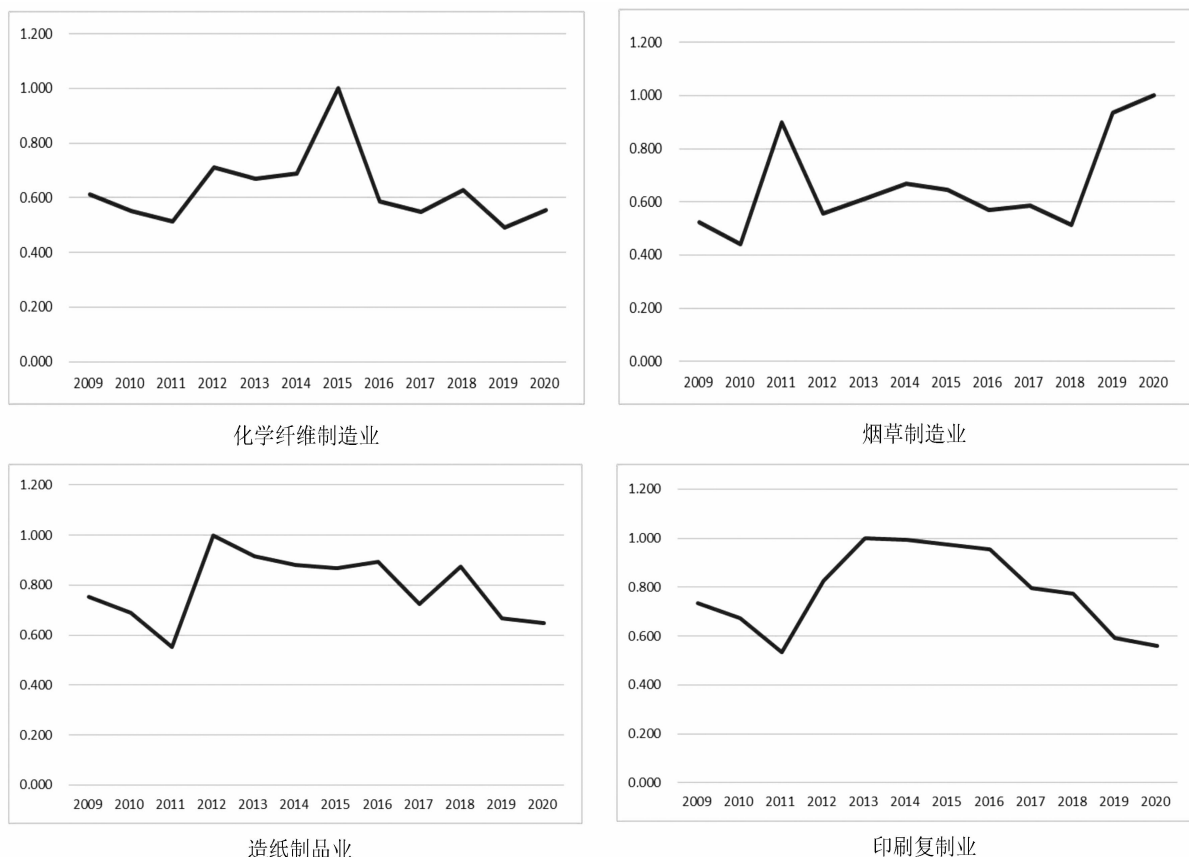


图2 2009—2020年河北省轻工业部分行业产能利用率时间演化图

在样本观测期间产能利用率较低,产能过剩情况较为严重。烟草制造业在 2009—2018 年产能利用率较低,2019—2020 年产能利用率逐步提高至 79%以上。印刷复制业和造纸制品业在 2009—2011 年产能利用率较低,2012—2016 年产能利用率逐步提高至 79%以上,2017—2020 年又出现产能利用率下降的趋势。主要原因在于,对化学纤维制造业、烟草制造业、印刷复制业和造纸制品业等市场化竞争程度较高的劳动密集型轻工业而言,随着中国加入 WTO,轻工业面临的市场竞争日趋激烈,企业不断通过技术创新以保持市场份额。但由于轻工业具有分散经营、数量庞大的特点,只有少数企业具有竞争优势,行业内大多数企业技术水平不高,由此拉低了整个行业的产能利用率。同时,由于近年劳动力成本上升,各行业倾向于节约劳动资本来达到降低成本的目的,由此提高了劳动密集型行业的资本密集程度,使产能利用率降低<sup>[13]</sup>。

#### 五、河北省制造业产能利用率行业差异来源分析

为进一步揭示河北省制造业产能利用率行业差异及来源,本文利用 Dagum 基尼系数方法<sup>[14]</sup>,借鉴黄秀路和葛鹏飞等(2018)<sup>[15]</sup>的研究,将行业差异分解为重轻工业内、重轻工业间和超变密度,对重轻工业差异来源进行分析,分析结果见表 3、图 3。

表 3 2009—2020 年  
河北省制造业产能利用率行业差异演变

| 年份   | 重轻工业内差异 |        | 重轻工业间差异 |
|------|---------|--------|---------|
|      | 重工业     | 轻工业    | 重-轻     |
| 2009 | 0.0427  | 0.0751 | 0.0616  |
| 2010 | 0.0489  | 0.0990 | 0.0805  |
| 2011 | 0.0553  | 0.0872 | 0.0747  |
| 2012 | 0.0478  | 0.0753 | 0.0721  |
| 2013 | 0.0546  | 0.0690 | 0.0668  |
| 2014 | 0.0482  | 0.0579 | 0.0692  |
| 2015 | 0.0446  | 0.0645 | 0.0615  |
| 2016 | 0.0507  | 0.0721 | 0.0671  |
| 2017 | 0.0715  | 0.0831 | 0.0789  |
| 2018 | 0.0732  | 0.0924 | 0.0859  |
| 2019 | 0.0759  | 0.1063 | 0.0943  |
| 2020 | 0.0851  | 0.1095 | 0.1038  |

第一,重轻工业内差异。从纵向时间变化看,重工业基尼系数从 2009 年的 0.0427 上升到 2020 年的 0.0851,增长了将近一倍,其中 2009—2016 年间重工

业的基尼系数变化相对稳定,2016—2020 年间重工业基尼系数差异逐渐扩大。轻工业基尼系数在 2009—2020 年间呈上升-下降-上升变化趋势,从 2009 年的 0.0751 上升到 2020 年的 0.1095,增长了 45.8%。样本期间内,重工业间产能利用率差异变化大于轻工业间产能利用率差异变化。第二,重轻工业间差异,2009—2020 年重轻工业间差异呈波动上升的发展趋势。从 2009 年的 0.0616 上升到 2020 年的 0.1038,增长了 68.5%。说明随着经济的发展,重轻工业间的差异在拉大。

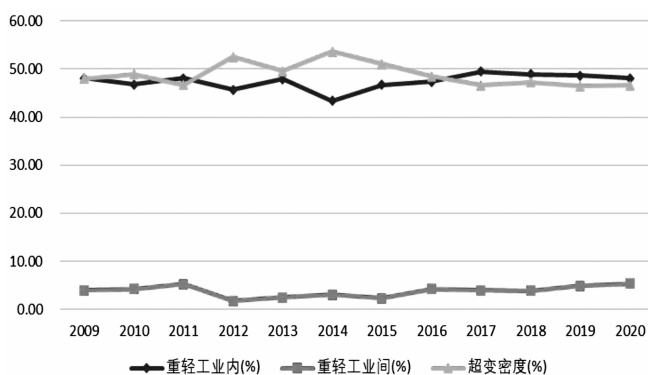


图 3 2009—2020 年河北省  
重轻工业差异来源贡献度变化趋势

分析重轻工业差异的来源,从图 3 可以看出,2009—2020 年间河北省制造业产能利用率重轻工业内、重轻工业间和超变密度基尼系数贡献度均值分别为 47.42%、3.76%和 48.82%,超变密度和重轻工业内差异是行业差异的最重要来源,重轻工业间差异的贡献率较小。从时间趋势看,重轻工业内、重轻工业间和超变密度波动不一致,其中重轻工业内差异呈先降后升,重轻工业间差异变化相对稳定,且对总体差异贡献率一直较低;超变密度呈先升后降的变化趋势。说明河北省制造业产能利用率的差异在重轻工业间表现不明显,更应关注重轻工业内的差异,在制定产能政策和优化产能路径的时候,除了关注重工业产能问题,也不要忽视轻工业的发展状况,而且要掌握重轻工业内具体行业的实际情况,对具体行业实施有针对性的产能优化措施。

#### 六、优化河北省制造业产能利用率的路径

本文利用生产函数法测度了 2009—2020 年河北省制造业 28 个行业的产能利用率,并从行业层面对河北省产能利用率动态变化情况进行分析。运用 Dagum

基尼系数方法对河北省制造业产能利用率行业差异来源做进一步分析,得出重工业间产能利用率差异变化大于轻工业间产能利用率差异变化,超变密度和重轻工业内差异是行业差异的最重要来源,重轻工业间差异的贡献率较小的结论。

针对上述结论,提出如下产能优化路径:(1)进一步改革创新,建立制造业产能优化长效机制。从河北省制造业运行情况看,优化产能首先需要建立健全以市场为基础的资源配置机制,以公平竞争为前提,以市场竞争力为基准,充分发挥市场作用,通过动态竞争提高行业集中度,优化产业组织结构和企业核心竞争力,利用市场自发的调节作用完成对落后产能的清理,从而使生产更具规模效应。完善各行业产能利用率预警体系和监测机制,并建立统一联网的投资项目信息库,建立信息监督预警机制,及时更新各行业产能利用率状况、市场供需等信息,加强动态监测。(2)地方政府要面向具体产业和特定企业优化产能。地方政府的产能优化方案,要充分体现行业差异性,除了关注钢铁、水泥、平板玻璃等重工业行业外,还应关注化学纤维、烟草、造纸和印刷复制业的产能情况,重轻工业一起抓。宏观层面,需要加快推进政府转型,推动要素资源配置的市场化改革,减少地方政府对要素市场的行政干预,使资源与制成品价格保持相对合理。微观层面,需要加快推进国企改革,健全现代企业产权制度和治理结构,让企业真正成为市场主体。废弃资源综合利用业、有色金属冶炼及压延加工业、化学原料及制品制造业去产能政策在短期内效果比较明显,在长期内效果变弱,政府需要结合具体行业实际,制定工业产业升级计划,有目标地实施创新驱动,倒逼落后产能退出。对于化学纤维业、烟草制造业、印刷复制业、造纸制品业等轻工业,要加大技术创新力度,在提升产品附加值、双向延伸产业链条上下功夫,着力提高产品市场竞争力。在支持企业扩大规模资本的同时进一步发展劳动密集型产业,实现劳动密集型工业与资本密集型工业良性互补。◆

#### 参考文献:

- [1]于斌斌,孙波约,胡雅静.生产性服务业资源配置与制造业产能过剩治理:机制与检验[J].现代财经,2022,42(9):94-113.
- [2]ESPOSITO F.The Management Strategy for the Root of Excess Capacity in Steel Industry[J].The Journal of Industrial Economics,2001,36(5):65-78.
- [3]孙魏,何彬,武治国.现阶段工业产能过剩“窖藏效应”的数理分析及其实证检验[J].吉林大学社会科学学报,2008(1):68-75+159.
- [4]SPENCE M A.Entry capacity investment and oligopolistic pricing[J].Journal of Economics,1979,19(1):534-544.
- [5]YANG S S,Anderson E J.Competition through capacity investment under asymmetric existing capacities and costs[J].European Journal of Operational Research,2014,237(1):217-230.
- [6]林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J].中国经济学,2010(00):354-387.
- [7]刘航,孙早.城镇化动因扭曲与制造业产能过剩:基于2001—2012年中国省级面板数据的经验分析[J].中国工业经济,2014(11):5-17.
- [8]王立国,高越青.建立和完善市场退出机制有效化解产能过剩[J].宏观经济研究,2014(10):8-21.
- [9]赵昌文,许召元,袁东,等.当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究:基于实地调研及微观数据的分析[J].管理世界,2015(4):1-10.
- [10]LIU M,CHEN M,HE G.The origin and prospect of billion-ton coal production capacity in China[J].Resources,Conservation and Recycling,2017(125):70-85.
- [11]张军,章元.对中国资本存量K的再估计[J].经济研究,2003(7):35-43+90.
- [12]刘明,张雅亭.中国制造业产能过剩的测度与分析[J].中国发展,2019,19(5):8-16.
- [13]杨立勋.中国工业行业产能利用率测度分析[J].北京理工大学学报(社会科学版),2018,20(5):90-96.
- [14]DAGUM C.A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[J].Empirical Economics,1997,22(4),515-531.
- [15]黄秀路,葛鹏飞,武宵旭.中国工业产能利用率的地区行业交叉特征与差异分解[J].数量经济技术经济研究,2018,35(9):60-77.

# 营商环境 对企业技术创新效率影响的研究 ——以高技术制造业为例

代涵硕 白茹 郑文杰

(河南财经政法大学 统计与大数据学院, 河南 郑州 450046)

**摘要:**基于 2011—2020 年 A 股高技术制造业上市企业的样本数据,利用三阶段 DEA 模型,对高技术制造业的企业技术创新效率进行测算,并运用 Tobit 模型实证分析了营商环境与企业技术创新效率的关系。研究发现:高技术制造业企业的技术创新效率较低,主要原因是规模效率水平落后。高技术制造业企业的技术创新效率随营商环境的优化不断提升,所存在的影响效应具有异质性。非国有高技术制造业的技术创新效率受营商环境优化的影响程度较大,中部区域和东北区域高技术制造业营商环境优化的影响效应较为显著。

**关键词:**营商环境;技术创新效率;高技术制造业;三阶段 DEA 模型

中图分类号:F273.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0059-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2023.11.009

## 一、引言

技术创新是实现高质量发展的核心。国家的技术创新水平与企业的技术创新效率密切相关,持续推进科技创新可以为经济发展注入新的动力,促进经济结构优化升级,提升生产效率。由于要素价格的上涨以及资源、环境的约束,许多企业面临利润率越来越低、资源越来越分散、竞争越来越激烈等问题。原先依靠高投入推动创新的发展模式已经难以为继,亟须寻求新的途径来提升企业的技术创新效率。而高技术制造业是制造业核心能力的集中体现,探究营商环境对高技术制造业技术创新效率的影响作用在理论上和实践上都有重大意义。

有关研究认为,营商环境应包括对企业经营管理有重要影响的法律法规、政策制度等要素。营商环境是影响企业技术创新的重要因素,营商环境优化对企业劳动生产率、企业创新效率和 TDI 等的作用已被国内外学者证实。因此,本文在高技术制造业的企业技术创新效率方面,运用三阶段 DEA 模型对高技术制造业的创新效率进行测度,在此基础上运用 Tobit 模型对

营商环境和技术创新效率相互作用的机制进行实证分析,并对不同类型企业的产权差异和地区差异进行检验。

## 二、理论分析

营商环境优化是促进经济高质量发展的重要制度动力,可以为企业的技术创新提供良好的制度环境支持,从而推动企业加大研发投入,提高创新产出,促进其创新水平的不断提升。

目前国内关于营商环境与企业技术创新的文献主要集中于理论分析层面和实证检验层面,较少关注两者间的作用机制。一是企业的管理效率方面。在一个公开透明的政策环境中,企业为了获得竞争优势,会把重点放在提高管理效率上,进而提升企业的创新绩效。二是企业的制度性交易成本方面。较为高效的政策环境能帮助企业减少寻租行为,降低与生产活动无关的制度性交易成本,从而提高企业创新投入。三是企业的信息交易成本方面。营商环境优化可以减少市场的信息不对称,即降低信息交易成本,降低企业的创新风险,进而保证企业有更多资金投入创新活动中。四

**作者简介:**代涵硕(2000—),男,河南许昌人,在读硕士,研究方向为应用统计学;白茹(1999—),女,河南驻马店人,在读硕士,研究方向为应用统计学;郑文杰(2000—),女,河南信阳人,在读硕士,研究方向为应用统计学。

是市场要素建设方面。良好的营商环境有助于促进市场要素的自由流动与合理配置,为企业技术创新提供必要的技术、人才和资金支持。目前,对于营商环境和企业技术创新效率之间关系的研究,主要侧重于通过外部环境中的某一具体因素来探究营商环境如何影响企业技术创新效率。但是,资源依赖理论认为,企业与其外部环境之间存在不可分割的联系,外部环境对企业的影响是深远而广泛的,企业的技术创新效率不可避免地受到营商环境这一综合环境系统的影响。基于以上分析,本文认为营商环境通过政策环境、政务环境、市场环境和技术环境等方面对企业技术创新效率产生影响。

### 三、研究设计

#### (一)研究方法

##### 1. 一阶段:传统的 DEA 模式

本文以投资为基础对高技术制造业的技术创新能力进行了初步测算,把侧重点放在一定产出水平下企业创新投入变量的冗余与否以及效果。本研究选择具有以投入为导向、规模可变性和可回报性的 BCC 模型。

##### 2. 二阶段:SFA 模型的构建

第一个步骤是对松弛变量进行 SFA 回归分解,以构建包含环境变量、随机变量和管理变量三个参数构成的函数:

$$s_{ni}=f(z_i; \beta_n)+v_{ni}+\mu_{ni}; i=1, 2, \dots, I; n=1, 2, \dots, N \quad (1)$$

其中,  $s_{ni}$  为第  $i$  个决策单元第  $n$  个创新投资的松弛值;  $z$  和  $\beta$  表示环境变量及其系数;  $v$  代表随机扰动项,并假设其符合正态分布;  $\mu$  表示无效的管理,并假定其服从在零点上被截断的正态分布;  $v+\mu$  表示干扰项的合成。

第二个步骤是将合成得到的扰动项分离出来:

$$E(\mu | \varepsilon) = \sigma^* \left[ \frac{\varphi\left(\frac{\lambda\varepsilon}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\lambda\varepsilon}{\sigma}\right)} + \frac{\lambda\varepsilon}{\sigma} \right] \quad (2)$$

其中,  $E(\mu | \varepsilon)$  代表无效率管理的期望;  $\varepsilon=v+\mu$  代表综合扰动项;  $\sigma^*=\frac{\sigma\mu\sigma\nu}{\sigma}$ ,  $\sigma=\sqrt{\sigma_\mu^2+\sigma_\nu^2}$ ,  $\lambda=\frac{\sigma_\mu}{\sigma_\nu}$ ;  $\varphi(\cdot)$ 、

$\Phi(\cdot)$  分别代表服从标准正态分布的概率密度函数和分布函数。推导出随机扰动项的期望如下:

$$E(v_{ni} | v_{ni}+\mu_{ni})=s_{ni}-f(z_i; \beta_n)-E(\mu_{ni} | v_{ni}+\mu_{ni}) \quad (3)$$

第三个步骤是通过极大似然法对未知的参数进行估计,目的是把所有的决策单元都放在同质环境下。公式如下:

$$X_{ni}^A=X_{ni}+[\max(f(Z_i; (\widetilde{\beta}_n)))-f(Z_i; (\widetilde{\beta}_n))]+[\max(v_{ni})-v_{ni}] \quad (4)$$

其中,  $X^A$  代表进一步调整过的创新投入;  $X$  是调整之前的创新投入。

#### 3. 三阶段:经调整后的数据包络分析模型

把原来的投入变量数值替换为调整后的投入变量,在创新产出变量不变的基础上再运用 BCC 模型,测算出排除非经营性因素影响的实际企业技术创新效率。

#### (二)变量选择

##### 1. 创新投入变量

选择 R&D 人员和 R&D 经费来测度企业的技术创新投入,并使用永续盘存法,将“R&D 经费支出”的流量,转换成存量指标:

$$k_{it}=E_{i(t-1)}+(1-\delta)k_{i(t-1)} \quad (5)$$

其中,  $k$  是本期 R&D 经费的支出存量;  $E$  是实际 R&D 经费支出;  $\delta$  代表 15% 的折旧率。从公式(5)获得高技术制造业的 R&D 经费支出存量,其平均增长率用  $g$  表示,基期 R&D 经费支出存量可以用如下公式计算:

$$k_{i0}=\frac{E_{i0}}{g_i} \quad (6)$$

##### 2. 创新产出变量

企业的创新成果主要有技术成果和收入成果。在此基础上,与技术创新效率有关的指标主要是专利授权数、新产品的产值。新产品的产值在企业的年度报告中很少出现,鉴于数据的可获得性,本文采用营业收入作为收益性产出指标的替代变量。

在数据包络分析模型中,投入变量与产出变量必须具有正相关关系,所以本文首先对企业的创新投入与创新产出之间的相关性进行检验。结果发现,创新投入与创新产出之间的相关性是正向的。因此,本研究选取该变量是合理的。

表 1 技术创新投入和技术创新产出的相关性分析

| 变量     | R&D 人员  | R&D 经费  | 收益性产出   | 技术性产出  |
|--------|---------|---------|---------|--------|
| R&D 人员 | 1.0000  |         |         |        |
| R&D 经费 | -0.0535 | 1.0000  |         |        |
| 收益性产出  | -0.0303 | 0.4347  | 1.0000  |        |
| 技术性产出  | -0.0144 | -0.0039 | -0.0016 | 1.0000 |

### 3. 环境变量

本文主要选择了三个环境变量:(1)政府补助。政府补助对企业技术创新效率的影响在学术界尚未形成统一的看法,因此需要继续对其进行研究。(2)经营年限。企业的研发和管理经验会随着企业经营年限的增加而逐步充实,对提高企业技术创新效率有很大帮

助。(3)企业规模。企业的规模大小对创新效率有不同程度的影响。在此基础上,本文提出了一种 Z-score 的规范化计算方法,同时采用无量纲化方法对 3 项指标数据进行处理。三阶段 DEA 模型中变量的定义和具体描述见表 2。

表 2 三阶段 DEA 模型变量的名称与定义

| 变量类型   | 变量名称   | 变量单位 | 变量定义                     |
|--------|--------|------|--------------------------|
| 创新投入变量 | R&D 人员 | 人    | 技术人员数量                   |
|        | R&D 经费 | 万元   | 研发经费支出存量                 |
| 创新产出变量 | 技术性产出  | 项    | 专利授权数量                   |
|        | 收益性产出  | 万元   | 营业收入                     |
| 环境变量   | 政府补助   | 万元   | 企业获得的各项政府补贴总额            |
|        | 经营年限   | 年    | 企业从注册到当年的时间,注册开始之年按 1 年算 |
|        | 企业规模   | 万元   | 年末总资产                    |

### (三)Tobit 模型的设定和变量的选取

因为计算出的技术创新效率在[0,1]之间取值,一般的 OLS 回归可能会导致估计产生偏差,所以本文用 Tobit 模型进行验证。基本模型如下:

$$TE_{it} = \beta_0 + \beta_1 ENV_{it-1} + \beta_j \sum Controls_{it} + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中,  $TE_{it}$  表示企业技术创新效率;  $ENV_{it-1}$  作为解释变量,代表在省级范围内企业的营商环境优化指数;  $\sum Controls_{it}$  代表所有控制变量的总和;  $\varepsilon_i$  是随机误差项;下标  $i$  代表企业,  $t$  代表年份,  $s$  代表企业所在省份;  $\beta_0$  是固定的常数项;  $\beta_1, \beta_j (j=2,3,4,5,6)$  是需要估计的参数,当  $\beta_1$  为正数时,意味着营商环境的优化可以使高技术制造业的技术创新效率得到明显提升。

#### 1. 因变量

TE 代表技术创新效率,本文采用三阶段的数据包络分析模型,被解释变量为经调整后的技术创新效率

值,取值范围为[0,1],取值越大,说明企业的技术创新效率越高。

#### 2. 自变量

ENV 代表企业的营商环境优化指数,其在[1,5]之间取值。数据利用熵权法进行“地区营商-政策环境指数”测算。

#### 3. 控制变量

本文选取了五个控制变量:用资产收益率代表盈利能力 ROA;以资产负债比率表示企业的偿债能力 DEBT;以营业总收入增长率来表示企业的成长能力 GROWTH,以此来测度企业的技术转化能力;通过托宾 Q 值的计算,得到新的投资机会 Q;通过对一家企业最大股东持股比例的分析,来衡量企业的股权集中度 SHARE。Tobit 模型各变量的定义和描述见表 3。

表 3 Tobit 模型的变量说明

| 变量类型 | 变量名称     | 变量符号   | 变量说明                 |
|------|----------|--------|----------------------|
| 因变量  | 技术创新效率   | TE     | 三阶段 DEA 模型调整后的技术创新效率 |
| 自变量  | 营商环境优化指数 | ENV    | 企业注册地所在省份的经营环境总指数评分  |
| 控制变量 | 盈利能力     | ROA    | 净利润/平均资产总额           |
|      | 偿债能力     | DEBT   | 负债总额/资产总额            |
|      | 成长能力     | GROWTH | 营业收入的年度增长率           |
|      | 投资机会     | Q      | 现金流比率                |
|      | 股权集中度    | SHARE  | 股权制衡度                |

### (四)样本筛选与数据来源

本文主要研究对象为 2011—2020 年中国 A 股市场的高技术制造业上市企业,并剔除负债比资产大的企业、政府补贴为负的企业以及回归中缺少关键变量的企业。本文的主要数据来源于国家统计局、WTO 数

据库及 CSMAR 数据库等。

### (五)提出假设

根据上述研究设计,提出的研究假设如表 4 所示,将在下文进行验证。

表 4 研究假设

| 假设 | 假设内容                            |
|----|---------------------------------|
| H1 | 高技术制造业企业的技术创新效率会随营商环境的优化而提升     |
| H2 | 营商环境对高技术制造业企业技术创新效率的影响效应具有产权异质性 |
| H3 | 营商环境对高技术制造业企业技术创新效率是影响效应具有区域异质性 |

#### 四、实证分析

##### (一)有关技术创新效率的 DEA 测算

##### 1. 第一阶段:通用方法的 DEA 测算

对 2011—2020 年高技术制造业上市企业的技术创新效率进行测算。结果表明,在 2011—2020 年间,各企业的技术创新效率水平处于较低状态,技术创新效率、纯技术效率和规模效率的均值分别是 0.222、0.408 和 0.545。

##### 2. 第二阶段:利用 SFA 回归进行测算

建立 SFA 回归模型,将政府补助、经营年限和企业规模作为解释变量,实证分析结果见表 5。结果表明,各环境变量均通过显著性水平为 1%的检验,模型单边似然比检验的 LR 值都高于混合分布的检验标准值,说明当前的 SFA 模型对成本函数的拟合优度较高,但仍需排除环境因素、随机噪声的影响。

表 5 第二阶段 SFA 回归结果

|                | R&D 人员冗余          | R&D 经费冗余              |
|----------------|-------------------|-----------------------|
| 常数项            | -22.70***(-18.25) | -12897.23***(-328.97) |
| 政府补助           | 33.15*** (4.09)   | -4225.28***(-152.25)  |
| 经营年限           | -29.15***(-6.59)  | -28149.44***(-472.82) |
| 企业规模           | -66.15***(-4.07)  | 1357.69*** (35.13)    |
| Log-likelihood | -2237.88          | -22181.834            |
| LR             | 2405.73***        | 863.07***             |

注:括号内为 t 值,\*\*\*表示在 1%的显著性水平下显著。

分析各个环境变量在技术创新效率中的作用,R&D 人员冗余受到政府补助的积极影响,R&D 经费冗余受到政府补助的消极影响,说明政府补助强化了

研发人员冗余,却有利于 R&D 经费的高效使用。经营年限对 R&D 人员冗余以及 R&D 经费冗余都存在负向的影响,一定程度上表明研发技术人员的经验水平随企业经营时间的增加而增加,研发经费也会得到有效分配,从而使技术创新效率得到提升。企业规模负向影响 R&D 人员冗余,正向影响 R&D 经费冗余,表明企业规模的扩大会改善研发人员的冗余程度,不过也会导致研发投入的浪费。

不同的创新投入中,各环境变量作用的方向和强度是不同的。为更好地减少估计结果的偏差程度,将调整第一阶段的创新投入变量,以便将所有企业的技术创新效率置于相同标准下进行对比。

##### 3. 第三阶段:创新投入调整后的测算

重新测算调整后的样本企业数据,与调整前的数据进行对比,发现高技术制造业的技术创新效率有显著不同。从整体角度出发,技术创新效率均值从 0.222 上升至 0.397,由此可得,调整创新投入变量前的技术创新效率出于环境因素的负向影响而被影响。将企业技术创新效率拆分来看,纯技术效率均值较调整之前上升至 0.872,规模效率均值在调整后降低至 0.456。

##### (二)Tobit 模型结果

##### 1. 描述性统计分析

模型相关变量的描述性统计分析见表 6。高技术制造业企业的技术创新效率 TE 的最小值是 0.019,最大值为 1.000,说明技术创新效率水平因企业而异。营商环境优化指数 ENV 的最小值为 0.028,最大值为 0.309,表明不同省份和区域之间营商环境的发展水平参差不齐。成长能力 GROWTH 的均值和标准差分别

表 6 主要变量的描述性统计

| 变量     | 观察值  | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值     |
|--------|------|--------|--------|--------|---------|
| TE     | 1000 | 0.098  | 0.205  | 0.019  | 1.000   |
| ENV    | 1000 | 0.097  | 0.048  | 0.028  | 0.309   |
| ROA    | 1000 | 9.138  | 11.028 | -0.539 | 26.773  |
| DEBT   | 1000 | 39.210 | 13.943 | 9.334  | 107.545 |
| GROWTH | 992  | 0.335  | 0.449  | -0.953 | 5.393   |
| Q      | 996  | 1.852  | 1.927  | 0.153  | 14.680  |
| SHARE  | 1000 | 28.956 | 5.493  | 9.832  | 126.952 |

为0.335和0.449,体现了企业有一定能力储备的发展空间。投资机会Q的均值为1.852,说明企业在市场份额上有相当富余的占比。股权集中度SHARE的均值为28.956,表明高技术制造业企业的股权集中程度处于较高水平。

## 2. 模型回归结果分析

根据公式(7),对营商环境优化与高技术制造业企业技术创新效率的作用影响进行实证研究,回归结

果见表7。第一列展示了所有企业的模型回归结果,第二列表示添加控制变量之后的结果。第一列和第二列中营商环境优化指数的估计值分别为0.026和0.081,分别在5%和10%的水平上显著,一定程度体现了营商环境优化对企业技术创新效率具有正向影响,营商环境优化指数每增加1%,企业技术创新效率平均提高约0.081%,这一结论验证了假设H1,证明高技术制造业企业的技术创新效率会随营商环境的优化而提升。

表7 实证结果和产权分类子样本回归结果

|        | 全部企业          | 全部企业              | 国有企业              | 非国有企业             |
|--------|---------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| ENV    | 0.026**(2.25) | 0.081*(1.89)      | 0.058(0.19)       | 0.032*(2.17)      |
| ROA    |               | 0.001*** (2.37)   | 0.025*** (3.06)   | 0.001*** (4.79)   |
| DEBT   |               | 0.002*** (3.01)   | 0.005*** (2.32)   | 0.001*** (2.01)   |
| GROWTH |               | 0.001(0.15)       | 0.001(0.10)       | 0.001(0.29)       |
| Q      |               | -0.003*** (-0.91) | -0.053*** (-2.78) | -0.032*** (-3.97) |
| SHARE  |               | 0.001*(0.90)      | 0.013*(0.92)      | 0.001(0.87)       |
| _cons  | 0.113*(1.65)  | -0.120(-6.25)     | 0.141(0.81)       | -0.117(-5.46)     |

注:括号中为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

## 3. 稳健性检验

将高技术制造业企业所在地区的开埠通商年限设定为工具变量,以在一定程度上解决内生性问题。原因在于各地区的营商环境会受到开埠通商历史年限的作用,并且将开埠通商年限作为历史数据,一般不会对研究年份内的高技术企业创新效率产生影响。结果显示,在考虑内生性影响之后,营商环境优化指数与高技术制造业的企业技术创新效率依旧呈显著正相关。

## 五、模型异质性分析

### (一) 股权异质性分析

根据数据分类整理出国有企业、民营企业以及其他企业的子样本,将民营企业以及其他企业归为非国有企业。由表7可知,对非国有企业进行子样本实证回归后,在10%的显著性水平上,技术创新效率随营商环境的优化而提高,但是在国有高技术制造业的样

本实证回归中,技术创新效率受营商环境的影响并不明显。说明营商环境的影响具有股权异质性,且营商环境的优化对非国有高技术制造企业的的影响更深刻,假设H2得到证实。

### (二) 区域异质性分析

将高技术制造业企业所在区域划分为东部区域、中部区域、西部区域和东北区域,探究营商环境优化与不同区域的高技术制造业企业之间的联系。由表8可知,在东北区域、中部区域的样本实证结果中,营商环境指数同高技术制造业上市企业的创新效率之间存在正相关关系,东部区域、西部区域存在的影响机制未达到目标要求。进一步从表8分析可得,中部区域、东北区域的营商环境优化对高技术制造业企业技术创新效率的影响贡献高于东部区域和西部区域,说明营商环境的优化对高技术制造业企业创新效率的影响具有区域异质性,假设H3得到证实。

表8 不同地域子样本回归结果

|        | 东部区域             | 中部区域              | 西部区域            | 东北区域           |
|--------|------------------|-------------------|-----------------|----------------|
| ENV    | 0.077(2.32)      | 1.200** (2.69)    | 0.418(1.52)     | 1.019** (1.26) |
| ROA    | 0.009*** (8.74)  | 0.005*** (1.98)   | 0.018*** (4.28) | -0.020(-0.24)  |
| DEBT   | 0.027*** (2.07)  | 0.064(2.22)       | 0.014*** (6.75) | 0.010(0.92)    |
| GROWTH | 0.001(0.33)      | 0.001(0.03)       | 0.001(0.14)     | 0.001(0.40)    |
| Q      | -0.22*** (-5.62) | -0.049*** (-2.29) | -0.022(-0.17)   | -0.018(-1.60)  |
| SHARE  | 0.009** (3.7)    | -0.012(-1.52)     | 0.009(1.17)     | 0.075* (3.58)  |
| _cons  | -0.145(-1.44)    | -0.016(-0.25)     | -0.074(-1.32)   | -0.181*(-0.69) |

注:括号中为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

## 六、结论及建议

### (一) 结论

本文利用 2011—2020 年 A 股高技术制造业上市企业的样本数据,采用三阶段 DEA 模型,测度我国高技术制造业企业的技术创新效率,并通过 Tobit 模型,对营商环境优化和高技术制造业企业技术创新效率之间的联系进行深入分析。研究发现,中国高技术制造业企业的技术创新效率较低,主要原因是规模效率水平的落后,其技术创新效率可以随着营商环境的优化而不断提升。营商环境优化对高技术制造业企业技术创新效率的影响效应具有异质性。根据产权的不同,非国有高技术制造业企业的技术创新效率受营商环境优化的影响程度更大。根据所在区域不同,相对于东部区域和西部区域,中部区域和东北区域的营商环境优化对高技术制造业企业的技术创新效率影响更大。

### (二) 建议

#### 1. 政府层面

营商环境是发展经济的“先手棋”、招商引资的“强磁场”、释放活力的“稳定器”。营商环境的优化对企业创新效率的提升有促进作用。政府部门要在简政放权、营造“兴商”发展环境的基础上,聚力公平正义,夯实“安商”发展保障。严格规范公正文明执法,破除对市场主体的不合理门槛和限制,避免在执法过程中简单化、一刀切。大力提升“双随机、一公开”监管水平,建立健全有利于各类创新产业、创新业态、创新技术、创新模式发展的监管规则,全力打造公平有序的营商环境。要聚力提升效能,各级政府部门应强化主动服务意识,打通服务企业的“最后一公里”,加快数字共享云平台建设,打破信息壁垒,推进“互联网+政务服务”,让企业好办事、能办事、办成事。同时,开通绿色通道,实行帮办代办,开展预约和延时服务,优化简化办事流程,提升行政审批效率。

#### 2. 企业层面

创新是企业发展的原动力。高技术制造企业是促进自主创新的生力军,对我国经济社会高质量发展具有重要意义。企业要针对多样化的市场需求和激烈的市场竞争,转变发展理念,增强创新意识,加快向创新型企业转变,并结合外部市场环境,加快推进产品、服务更新迭代,加大创新力度,满足社会的多元化需求。要积极顺应时代趋势,将科技创新作为核心竞争力,将推动创新效率提出的各项措施落到实处、见到实效,为

实现高水平科技自立自强、促进经济高质量发展、实现中国式现代化提供有力支撑。◆

### 参考文献:

- [1] 李氏,戴永务.互联网发展与营商环境优化:基于面板工具变量法的分析[J].大连理工大学学报(社会科学版),2022,43(2):24-36.
- [2] 颜悦.营商环境优化推动区域创新效率提升:基于中国省级面板数据的实证分析[J].价值工程,2022,41(28):166-168.
- [3] 付振坤,何文彬.“专精特新”企业创新效率测度及提升:基于三阶段 DEA 模型[J].北方金融,2022(6):60-65.
- [4] 谢梦瑶.经济政策不确定性、营商环境与企业技术创新[D].开封:河南大学,2022.
- [5] 安帅.营商环境、企业创新效率和创新质量[D].济南:山东大学,2022.
- [6] 王磊,景诗龙,邓芳芳.营商环境优化对企业创新效率的影响研究[J].系统工程理论与实践,2022,42(6):1601-1615.
- [7] 李志广,李姚矿.城市创新创业环境有助于企业创新效率提升吗:来自科创板上市公司的经验证据[J].科技进步与对策,2022,39(4):101-111.
- [8] 熊凯军.营商环境、政府支持与企业创新产出效率:基于技术比较优势的视角[J].首都经济贸易大学学报,2020,22(6):83-93.
- [9] 阳镇,陈劲,凌鸿程.地区关系文化、正式制度与企业二元创新[J].西安交通大学学报(社会科学版),2021,41(5):52-64.
- [10] 雷挺,栗继祖.营商环境优化如何激发企业的创新活力:内在机制及创新边界[J].山西财经大学学报,2020,42(12):30-39.
- [11] 冯涛,张美莎.营商环境、金融发展与企业技术创新[J].科技进步与对策,2020,37(6):147-153.
- [12] FRIED H O, LOVELL C A K, SCHMIDT S S, et al. Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2002(17): 157-174.
- [13] JONDROW J, LOVELL C A K, MATEROV I S, et al. On the estimation of technical inefficiency in stochastic frontier production model[J]. Journal of Econometrics, 1982, 19(2/3): 233-238.

# 河南省数字出版产业高质量发展研究

马 昂

(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:**数字出版产业作为一种新兴产业,在国家大力推进数字中国建设,深入实施文化数字化战略,大力发展数字经济的背景下,迎来了历史性发展机遇。在把握数字出版产业高质量发展内涵及河南省数字出版产业发现现状的基础上,运用 SWOT 分析法,探讨了河南省数字出版产业发展的优势和劣势、面临的机遇和挑战。最后,提出转变传统观念,抢占发展先机;树立正确导向,推出内容精品;立足中原文化,打造品牌 IP;加强科技引领,提升创新水平;加强人才引育,健全激励机制等促进河南省数字出版产业高质量发展的对策建议。

**关键词:**数字出版;媒体融合;文化数字化;高质量发展

中图分类号:G230.7

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0065-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.11.010

## 一、引言

数字出版是指利用数字技术进行内容编辑加工,并通过网络传播数字内容产品的一种新型出版方式,其主要特征为内容生产数字化、管理过程数字化、产品形态数字化和传播渠道网络化,具有意识形态和产业经济的双重属性。在国家大力推进数字中国、文化强国建设,深入实施文化数字化战略,大力发展数字经济的背景下,数字出版产业发展迎来了历史性机遇。《2021—2022 中国数字出版产业发展年度报告》显示,2021 年在新冠肺炎疫情的影响下,我国的数字出版产业仍比 2020 年增长 8.33%,全年整体规模达到 12762.64 亿元,保持了较快增长。

河南是出版大省,以中原出版传媒集团为代表的“出版豫军”在全国享有盛誉,但是随着数字技术的快速发展,河南出版业数字化转型步伐相对滞后,大而不强、守而不进、亮而不响等问题较为突出。因此,河南亟须紧抓数字经济发展的战略性机遇,在理念、内容、体制机制、传播方式等方面进行创新,推动传统出版与数字出版的深度融合,不断完善数字出版产业链,全力推动数字出版产业高质量发展。不仅有利于增强文化软实力,助力文化强省建设,还有利于优化产业结构,促进数字经济发展,为竞位争先异常激烈的区域经济发展注入新的动力。

## 二、河南省数字出版产业的 SWOT 分析

SWOT 分析法,又称为态势分析法或优劣势分析法,

是将与研究对象密切相关的各种主要优势(strength)、劣势(weakness)以及面临的机遇(opportunity)和威胁(threat)等,通过调查列举出来,并从中得出一系列相应结论的方法。

### (一)优势(strength)分析

#### 1. 文化大省,具有丰富的出版资源

文化是出版的内容,出版是文化的载体。河南历史悠久,文化灿烂,是中华文明的重要发祥地和黄河文化起源形成的核心区域,厚重的中原文化蕴藏着丰富的出版资源,为河南省大力发展数字出版产业奠定了坚实基础。中国古代四大发明均源自河南,中国八大古都河南占 4 个,老子、庄子、墨子、杜甫、张仲景等均诞生于河南。河南还是一片红色热土,有着光荣的革命历史和革命传统,形成了以大别山精神、红旗渠精神、焦裕禄精神为代表的精神丰碑,是中国共产党人精神谱系的重要组成部分,革命人物、革命事迹等,也都是宝贵的出版资源。

#### 2. 人口大省,市场前景广阔

人口是构成市场的主要要素和经济发展的重要基础,人口规模直接决定市场容量。河南是人口大省,数据显示,截至 2021 年末,河南户籍人口 11533 万人,全国排名第一;常住人口 9883 万人,仅低于广东和山东,全国排名第三。此外,河南的居民人均可支配收入由 2015 年的 17124 元增至 2021 年的 26811 元,名义增长了 56.6%;居民人均消费支出由 2015 年的 11835

**基金项目:**河南省社会科学院 2023 年度基本科研费项目“河南省数字出版产业高质量发展研究”(23E47)。

**作者简介:**马昂(1994—),男,河南舞阳人,经济师,研究方向为经济社会统计。

元增至2021年的18391元,名义增长了55.4%。庞大的人口规模和快速增长的消费水平为河南经济社会发展提供了丰富的劳动力资源和强大的市场需求。此外,河南还是中部开放强省,连接东西贯通南北大枢纽、“四条丝路”大通道的地位凸显,在打造国内大循环的重要支点、国内国际双循环的战略链接方面成效显著,可以更好地利用省内市场和省外市场、更好地融入国内循环和国际循环。

### 3. 出版强省,出版业整体实力较强

河南是传统出版强省,在全国出版版图中占据重要地位,为出版产业的数字化转型提供了优势条件。2021年河南出版图书9670种,总印数达44653万册,文化及相关产业增加值2590.66亿元。近年来,河南还推出了一批主旋律突出、正能量强劲的精品力作,获第五届中国政府出版奖10项、第八届中华优秀出版物奖6项。河南出版的龙头企业中原出版传媒集团在全国也有较大影响力,连续多次入选“全国文化企业30强”“中国服务业企业500强”。此外,河南已经培育了一批数字出版项目,积累了丰富的数字出版经验,出版新业态得到大力发展,融合出版取得显著成效。“书香河南公共文化平台”顺应数字阅读、碎片化阅读等趋势,整合多个数字阅读平台资源免费向公众开放,成为河南推广全民阅读的重要阵地。中原出版传媒集团投资建设的中原数字出版产业园,项目建成后,将塑造涵盖数字产品创意、制作、出版、销售、平台运营的一体化数字出版产业链。中原出版传媒集团还积极参与郑州数据中心建设,着力打造数字商品交易板块,将有力促进河南数字出版产品的开发和迭代。

### (二)劣势(weakness)分析

#### 1. 顶层设计不完善,政策支持力度不够大

从国家层面看,近年来,国家高度重视数字出版产业发展,下发《关于加强和改进出版工作的意见》和《关于加快推进媒体深度融合发展的意见》,并陆续出台了一系列支持数字出版产业发展的政策文件,为数字出版产业发展明晰了产业发展路径、规范了产业发展行为、奠定了发展基础。从省级层面看,北京、上海、广东、江苏等省市纷纷出台了数字出版相关政策和规划,对当地的数字出版产业发展进行总体谋划和科学布局。如江苏相继出台了《关于加快江苏数字出版产业发展的意见》《促进文化产业竞争力提升行动计划(2022—2025年)》等,有力促进了江苏省数字出版产业的发展。河南虽然高度重视数字经济发展,把实施数字化转型战略作为现代化河南建设的“十大战略”之一,但在文化产业数字化转型方面整体比较滞后,缺乏专门的数字出版产业发展规划和政策,数字出版产业发展的顶层设计还不够完善。

#### 2. 传统出版业的数字化转型较为滞后

河南虽然是传统出版强省,但不是数字出版强省,传统出版企业在数字化转型中暴露的短板比较明显。一是体制机制上,目前,河南省传统出版企业实现数字化转型的机制障碍仍然存在,现行出版管理体制偏重于传统的文化事业型的管理模式,与企业管理机制的相互适应还不够充分。出版企业内部也没有真正树立互联网思维,没有形成整体转型和融合发展的格局,传统与数字“两张皮”现象较为严重。二是内容生产上,数字出版的内容比较局限于对传统出版内容的简单数字化升级,缺乏全流程创新意识,内容资源的设计、生产跟不上新的数字技术发展,特色不够突出。三是平台载体上,建设国家数字出版基地是国家推动数字出版产业发展的重大举措,全国已经挂牌成立了14家,中部六省中,安徽、湖南、湖北、江西均有布局,而河南仅洛阳落户了武汉华中数字出版产业基地的一个分园区,显示出河南在数字出版产业高端平台载体上的落后。虽然中原出版传媒集团已在中牟布局建设中原数字出版产业园,并申请挂牌“中原国家数字出版基地”,但离建成入驻和发挥效益尚需时日。

#### 3. 数字出版人才匮乏

人才是提升数字出版产业竞争力的关键支撑。数字经济时代,传统出版单位内人才结构不合理,传统出版从业人员的思维和技能已经滞后于新时代数字出版业的发展需求,有出版专业背景、精通数字出版技术、善于互联网运营的专业化复合型数字出版人才比较匮乏,难以适应新时期数字出版产业高质量发展的需求。究其原因,一是出版企业对数字出版人才的培养力度不够,原有出版人才的思维转型不够彻底,对新技术的掌握也不够熟练,难以适应数字出版产业发展的新趋势和新要求。二是河南开设出版专业课程的高校较少,培养数字出版专业人才的高校更是缺乏,且高校与企业缺乏沟通和联系,造成产、学、研之间的断裂,培养出来的学生缺乏实践经验,专业性和实践性不强,不能满足企业的需求。

### (三)机遇(opportunity)分析

#### 1. 数字经济为产业发展带来战略性机遇

数字经济的高速发展是当今时代最鲜明的特征之一。数据显示,2012—2022年,我国数字经济规模从11万亿元增长到50.2万亿元,占国内生产总值比重由21.6%提升至41.5%。《数字经济发展战略纲要》《网络强国战略实施纲要》《“十四五”数字经济发展规划》等的出台,形成了推动我国数字经济发展的强大合力。随着数字经济的发展,其对包括数字出版产业在内的一系列产业的引领支撑作用日益增强,成为稳增长促转型的重要引擎。河南将紧抓数字经济发展的政策利好

和战略机遇,在开发数字出版产品、构建数字出版平台、扩展内容传播渠道、拓展新技术新业态等方面重点发力,进一步提高数字出版产业的影响力、传播力和竞争力。

## 2. 数字技术进步为产业发展带来关键支撑

数字出版是出版与技术高度融合形成的新型产业形态,科学技术的进步和新技术的涌现助推数字出版产业不断实现新的跃升。党的十八大以来,党中央把科技创新摆在国家发展全局的核心位置,深入实施创新驱动战略,坚定不移走中国特色自主创新之路,取得了系列重大科技创新成果。如5G、大数据、人工智能等技术赋能选题策划、生产制作、宣传营销、售后服务等全流程,深刻改变了数字出版的生产与运营,极大拓展了数字出版产品与服务的边界,显著提升了用户的消费体验。河南也将创新驱动、科教兴省、人才强省战略作为“十大战略”之首,成立了国家新闻出版署出版融合发展(郑州)重点实验室和数字出版应用智能部署重点实验室,有力引领和支撑了数字出版产业的技术创新和融合发展。

## 3. 数字版权保护水平的提升为产业发展营造良好氛围

近年来,我国数字出版产业保障体系持续深化完善,标准化建设和知识产权保护水平显著提升,使数字出版产业发展的软环境进一步优化,为产业的高质量发展提供了有力支撑。数字出版标准体系建设方面,《数字版权保护可信计数技术规范》等国家标准和《知识关联服务编码 KLS》等行业标准相继出台,使数字出版领域的标准化工作迈上新台阶。数字版权保护方面,《中华人民共和国著作权法》的修订完成和《中华人民共和国民法典》的颁布,强化了对数字版权的法律保护,使侵犯版权行为的打击力度进一步增强。此外,相关部门相继实施“清朗”“净网”“护苗”等专项整治行动,使网络环境更加风清气正。大数据、人工智能、区块链等在数字版权保护中的应用越来越广泛,推动数字版权市场健康有序发展。

### (四)威胁(threats)分析

#### 1. 区域竞争态势异常激烈

数字出版产业作为新兴的朝阳产业,在优化产业结构、拉动经济增长、重塑区域竞争格局等方面发挥着重要作用。各地也高度重视数字出版产业发展,纷纷谋篇布局,出台了一系列政策举措,扶持帮助数字出版产业发展,甚至出现了内容加工同质化、产品生产快餐化、IP竞争白热化的局面,区域竞争日益激烈。河南作为传统出版大省,出版企业数字化转型步伐整体较慢,在数字出版技术创新、产品研发、品牌打造等方面还有较大提升空间。近年来,河南虽然出台了一

些举措支持数字出版产业的发展,但与北京、上海、江苏、湖北等省市相比还有较大差距,面临着不进则退、慢进则退的局面。

## 2. 数字出版产业链发展不完善

作者、出版企业、平台运营商、消费者等主体构成了我国数字出版产业链的各个环节,其中上游主要负责内容生产,中游主要负责数字终端的研发,下游主要负责数字出版物的集成,上中下游之间的产业融合度和协同度还有待进一步提升。上游的出版企业虽然拥有丰富的内容资源,但是由于中下游的技术垄断,上游出版企业仍在产业链中处于弱势地位,影响其内容的设计生产和对市场的把控程度,制约其专业优势的发挥,进而导致内容参差不齐、产品效益降低等问题。此外,由于产业链中各主体的利益分配不合理,导致各主体之间协同意识不强,过分追逐自身利益的最大化,甚至会滋生恶性竞争现象,降低各主体的积极性和创造性,最终影响产业链的整体效率。

## 3. 数字文化安全问题凸显

互联网技术的快速发展打破了时空界限,使内容的复制、转载等更为方便快捷,加速了数字产品的传播,一些不法人员为了获得经济利益,非法窃取他人的劳动成果,给数字版权保护带来挑战。再加上数字出版产业涉及新闻出版、网信、文化旅游、市场监管等多个部门,尚未形成一套完善的数字版权保护体系,联合执法监管机制不够健全,公众的数字版权保护意识相对薄弱,使数字版权的保护难度仍然较大。此外,数字出版物同样兼具传统出版物的政治、文化、意识形态等属性,不仅能满足人们的精神文化需求,还能深刻影响人们的思想认同和价值追求,如果不加强引导和监管,就会催生新的国家文化安全问题,加剧数字文化风险。

## 三、推动河南省数字出版产业高质量发展的对策建议

### 1. 转变传统观念,抢占发展先机

长期以来,出版单位求稳观念根深蒂固,数字化转型难度较大。数字经济时代,要勇于尝试和创新,深刻把握数字出版产业发展的总体要求、基本规律和内在逻辑,把融合发展理念和数字化意识融入选题策划、编辑加工、出版传播的各个环节,建立健全符合数字出版发展趋势的运营管理机制,全方位推进资源要素的深度融合。政府部门要高度重视河南省数字出版产业的整体发展和战略布局,培育壮大数字出版市场主体,加大财政资金支持力度,遴选实施一批数字出版项目,助推中原出版传媒集团、中原大地传媒股份有限公司等领军企业持续做大做强,呵护其他各具特色的中小型数字出版企业健康成长。同时,要加强

数字出版平台载体建设,加快中原数字出版产业园的建设步伐,并结合河南省实际和企业优势找准园区定位和特色,合理规划功能布局,充分发挥其要素集聚优势和示范引领作用。

## 2. 树立正确导向,推出内容精品

数字出版产业是内容产业,是社会主义核心价值观的重要载体和意识形态的重要阵地。一要坚持正确价值导向。要始终坚持以社会主义核心价值观为引领,正确处理数字出版产业的意识形态属性和产业属性、社会效益和经济效益之间的关系,严格落实意识形态工作责任制,顺应时代发展趋势,履行数字出版的社会责任,确保数字出版物能坚持正确的政治方向和出版导向。二要树立精品意识,坚持质量第一。要大力实施精品战略,提升优质内容资源的开发利用水平,不断优化数字出版的内容结构和产品结构,增强数字出版产品的吸引力、感染力和影响力。三要加强数字内容风险防控。要树立底线思维,增强风险防控意识,加强对数字出版内容和出版全流程的审核把关,加强数字出版风险防控体系建设,积极营造良好数字内容生态。

## 3. 立足中原文化,打造品牌 IP

立足区域文化优势,推出差异化特色化品牌化的数字出版产品,是数字出版产业做大做强的关键。一要讲好河南故事。要加强对河南文化资源的挖掘、整理和开发,精心策划体现区域特色的优质 IP,不断开发新产品,开拓新市场,塑造新优势,实施一批展现河南文化成就、代表河南文化形象的重大数字出版工程,努力讲好新时代厚重河南的故事、红色河南的故事和奋进河南的故事。二要加强品牌建设。要基于特色内容和优质产品,积极开拓数字阅读市场、短视频市场、动漫游戏市场、在线教育市场和知识服务市场等,构建河南省数字出版产品矩阵和产业联盟,努力打造在全国立得住、叫得响、卖得好的拳头产品和知名品牌。三要加强传播能力建设。要创新数字出版内容呈现传播方式,大力推广互动式、服务式、场景式传播,增强优质内容的影响力和感染力。

## 4. 加强科技引领,提升创新水平

提升科技创新水平,推动数字出版产业高端化、智能化发展是产业高质量发展的原动力。一要营造良好创新生态。政府、出版企业、高校和科研院所应该加强协作,优化数据、资金、技术、人才等创新要素的配置,搭建数字出版技术协同创新中心和科技服务平台,强化行业基础性、前瞻性、应用性研究,构建企业为主体、市场为导向、政产学研用相衔接的协同创新体系。二要发挥行业创新主体作用。数字出版企业应该结合自身业务发展需要和产业发展趋势,依托省内

现有研究平台和产业园区等创新载体,改变以往技术外包的形式,加大资金投入力度,不断提升自主创新能力和水平,提升企业的核心竞争力。三要进一步提升数字版权保护水平。要进一步研究开发版权保护技术,深化大数据、云计算、人工智能、区块链等技术在版权保护领域的应用,提高数据的安全性,利用先进的技术科学规范行业发展秩序。

## 5. 加强人才引育,健全激励机制

人才是数字出版产业高质量发展的根本。一要健全人才培养体系。当前,要将人才建设摆在突出位置,既要注重数字出版领域的名家大家等领军人才培养,又要注重从业人员整体能力和素质的提升,重点培养一批政治素养过硬、专业技能精深、创新能力突出的复合型技能型人才,为数字化融合发展提供人才支撑。同时,要加强校企合作,通过互聘导师、共建实训基地出版社等方式,开展“订单式”培养。二要加大人才引进力度。依托河南招才引智创新发展大会等平台,多措并举引进人才,吸引一批高学历、懂技术、善运营的年轻人才充实到数字出版队伍中去,为企业发展注入活力。三要健全人才评价激励机制。健全出版专业人才发现、评价、考核、激励机制,完善数字编辑职称评审制度,完善按知识、技能、管理等按贡献参与分配的办法和以市场为导向奖励机制,全面激发数字出版人才的干事动力和创新活力。◆

## 参考文献:

- [1]陈丹,章萌,侯欣洁.数字出版概念的演化与界定[J].数字出版研究,2022,1(1):38-45.
- [2]胡丽娜,刘天乔.基于SWOT分析的数字出版产业发展对策研究:以湖北省为例[J].湖北社会科学,2018(5):53-58.
- [3]马少华.数字出版产业发展新趋势及高质量发展路径[J].出版广角,2022(14):58-61.
- [4]汪振军,穆毅.融合发展背景下出版产业如何创新:兼对河南出版产业的一些思考[J].新闻爱好者,2017(3):52-55.
- [5]张晓天.中原出版传媒集团数字化转型研究[D].郑州:河南财经政法大学,2020.
- [6]杨方铭,刘满成,童安慧.数字出版产业高质量发展评价体系构建与测度[J].中国出版,2023(2):42-47.
- [7]甄增荣,武春霞,李玥.数字出版产业的区域性及发展对策:河北省出版产业的比较优势与政策供给[J].出版发行研究,2017(6):47-50.
- [8]魏玉山.我国数字出版产业20年回顾[J].数字出版研究,2022,1(1):1-10.

# 政府统计数据治理背景下的 智慧统计体系建设思考

裴来辉 刘 畅

(深圳市维度数据科技股份有限公司,广东 深圳 518000)

**摘要:**“数据驱动发展”成为时代主题。政府虽然掌握了 80% 的数据,但是现实中政府数据受制于治理难等问题,应用程度依然偏低。政府统计数据作为核心数据之一,其治理及应用具有重要意义,既能带动政府数据的治理从而促进市场中数据要素价值的释放,又构成统计现代化改革的智慧应用基础。通过分析政府统计数据的内涵和专业特性,指出政府统计数据治理的关键环节;分析构建现代化统计系统中的智慧内涵,指出政府统计数据治理应落脚在数据应用上;最后介绍了目前政府统计数据在智慧统计体系中的具体应用形式和智慧统计体系建设的建议。对于数字政府建设背景下政府统计数据的治理、助力统计现代化改革有一定的启示和借鉴意义。

**关键词:**智慧统计;政府统计;统计现代化;数据治理

中图分类号:F222;C829.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)11-0069-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.11.011

## 一、引言

数字经济时代,数据与资本、劳动力、土地、技术共同构成新的生产要素,带来了生产方式变革,创造了新的业态。2022 年 12 月 2 日,《中共中央 国务院关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作用的意见》出台,初步搭建起我国数据基础制度的“四梁八柱”,促进数据要素价值加快释放。而政府统计数据作为数据要素中不可忽视的重要组成部分,在加快培育数据要素市场中有着重要的示范作用。在此背景下,推动政府统计数据治理,构建现代化智慧统计体系,成为各级政府规划中数字政府建设的重要内容,在国家治理体系和治理能力现代化中处于牵一发而动全身的重要地位。

## 二、政府统计数据治理需要考虑专业特性

### (一)政府统计数据的内涵

依据联合国统计署《政府统计基本原则》的描述,政府统计为“政府、经济部门和公众提供有关经济、人

口、社会和环境状况的数据”,公正不偏地编纂“有实际用途的官方统计结果并加以公布”。政府统计数据是政府为了履行职能,通过统计机构和相关部门根据科学的统计方法制度依法组织实施统计活动,获得的与经济社会相关的数量化信息。它是重要的决策依据,有着“晴雨表”“风向标”“测量仪”“指示器”的作用,是公共资产也是公共资源,是政府治理的工具,也是政府治理的对象,是最重要的公共产品之一。

### (二)政府统计数据的特性

虽然政府统计数据与其他企业数据、大数据均是以数据搜集、整理、分析、应用为生产流程,但是由于核心目标的差异导致政府统计数据区别于其他大数据关注对象,其具有清晰的业务特性,主要表现在三个方面。

1. 有明确的业务场景。政府数据均是根据政府职能确定的相关业务范围进行采集,政府统计数据区别于其他部门数据,有明确的统计方法制度、精准的指标

**作者简介:**裴来辉(1989—),男,湖北荆州人,硕士,研究方向为社会经济数据治理、统计数字化转型、智慧统计平台建设;刘畅(1991—),女,湖北荆门人,研究方向为统计数字化转型、GDP 核算、智慧统计平台建设。

定义、法定的分类标准以及有规律的采集频次,有非常强的业务特性。比如规模以上工业产值根据规模以上工业统计方法制度调查得到,对调查频次、调查对象范围、产值定义均有清晰的规范,脱离方法制度理解“规模以上”“工业”“产值”的概念就可能出现口径不一的问题。

2. 包含大量的分析数据。政府统计数据不仅包含第一手数据,更包含大量经过处理、加工、汇聚而形成的数据、信息、知识、智慧。以规模以上工业增加值增速为例,它是对规模以上工业企业上报的产值结合行业增加值率进行加工,在计算增速时既需要考虑价格因素的可比性,还需要考虑产业活动单位的地域情况,最终还会参考规模以上工业企业的能耗税收及实际经营情况等,是典型的分析数据。

3. 数据维度立体性强。政府统计数据是典型的面板数据,包含较长的时间维度和较多的横截面维度,比如数据的主体、区域等。以数据主体为例,每一条政府统计数据关联的用户信息都很重要,且与业务制定和设定的数据采集规则密切相关,每个企业和项目主体都可能对数据进行一定程度加工,同时数据收集者也是数据构建的参与者。这些维度构成立体的政府统计数据面板。

### (三)政府统计数据治理的目的

《DAMA 数据管理知识体系指南》中指出数据治理是对数据资产管理行使权力和控制的活动集合,是一项系统性工程,包含角色与职责、流程与规则、质量和数量,核心是数据流动。政府统计数据治理则是对政府统计数据资源充分挖掘、盘活,根本目的是提升政府统计数据的价值。

### (四)政府统计数据治理的关键环节

目前国内对政府数据治理流程的研究结论主要是从顶层设计建立起统筹协调的机构,到摸清各部门数据家底、建立统一数据资源平台实现数据融合,再到建立内部需求对接机制实现共享、建立对外开放模型实现开放,最后实现市场化的利用,数据安全贯穿始终。随着政府数据化转型的加快,这一整套流程在各地都有不同程度的实践和落地,《中国政府开放数据利用研究报告(2022)》提到全国 333 个地级行政区中建成公共数据开放平台的地区已达 58%,虽然还未完全成熟,各地建设效果也存在差异,但都是很有意义

的尝试。这部分尝试大多借鉴参考了国际国内先进企业通用的数据治理经验,偏重技术,当政府统计数据归集其中时会发现有许多无法兼容的问题,其根本原因在于忽略了政府统计数据的专业特性。

政府数据的治理对专业性提出了更高的要求,需要考虑四大关键环节。

1. 数据集成管理充分考虑流程再造。20 世纪 80 年代西方国家将企业管理中的“流程再造”理论引入了公共管理领域,有美国学者创造性地提出了将广泛应用于商业领域的流程再造理论引入政府治理领域中的观点,主要包含环节流程再造、组织结构重组与信息资源整合等环节,在政府数据治理中主要需要考虑环节流程再造和信息资源整合。政府统计数据来源大致可以归纳为三大类,第一类是来源于业务系统,主要是国家联网直报平台的数据;第二类是来源于部门统计数据,有相对固定的采集频次和报送方式;第三类可以统一归纳为外源数据,包括上级部门反馈的各类加工汇总数据、协调的部门数据、不定期实地调查的企业信息以及部分互联网数据等,渠道多样,对接方式和频次不固定,数据格式没有统一标准,还存在一些非结构化数据。政府统计数据集成管理需要通盘考虑数据流转,按照不同地区政府数据流转的要求和业务流程,借助数据归集类平台支撑,进行贴近工作场景的数据采集流程简化和重组,同时明确数据采集主体和修改权限,构建有序、合理、持久运转的数据采集规范。

2. 数据清洗充分考虑妥善处理数据缺失问题。政府统计数据采集在很多情况下会出现数据值缺失,例如新入库企业没有上年同期数值,这是符合统计方法制度的正常上报情况,在对这种不完整数据清洗时需要分辨正常数据缺失状况,根据不同的业务场景和需求选择适当的处理办法。

3. 数据规范管理充分考虑符合业务的标准化处理。目前数据治理技术中通用的数据规范办法主要是规则处理引擎和标准代码库映射,一般遵循行业或者国家标准。但是在政府统计数据规范化管理的过程中会发现其业务特性太强,直接影响应用中数据的通用性、共享性、可移植性及数据分析的简便可靠性。这就需要根据统计业务规范去建立标准代码库,导致政府统计数据治理产生较高的业务门槛。需要在专业人员

的参与下建立统计元数据管理规范 and 标准,建立标准统一、动态管理的统计数据资源目录,也就是“一数一源一标准”,实现各类统计指标的唯一识别和统计数据精准入库。

4. 政府统计数据的流转需要充分兼顾数据共享和数据安全。数据只有流通到最需要的地方,实现多元优质数据根据业务需求在特定场景汇聚融合才能释放更大的价值。政府统计数据分析中越来越多地考虑引用外部数据,同时越来越多的机构、部门和公众对于政府统计数据的需求日益凸显,安全获取、解析和交换数据需要考虑政府统计数据的特殊性。《中华人民共和国统计法》第三章第六条规定“统计调查中获得的能够识别或者推断单个统计调查对象身份的资料,任何单位和个人不得对外提供、泄露,不得用于统计以外的目的。”针对政府统计数据的特殊性更要强调数据安全有序、合法合规流通,比如考虑隐私计算“原始数据不出域”“数据可用不可见”的流通范式、利用区块链技术增强数据保密能力等。

### 三、现代化智慧统计体系的内涵

党的十九届五中全会作出推进统计现代化改革的重大部署,《“十四五”时期统计现代化改革规划》明确规划了完善统计标准和指标体系、健全统计调查制度体系、优化统计数据采集体系、完善国民经济核算体系、健全统计监测服务体系、健全统计法治监督体系、深化统计体制改革和对外开放、推进统计信息化建设、健全统计工作保障机制等9个方面内容,其核心是要求现代化的统计体系必须面向需求、面向治理、面向应用,是从实际出发、符合社会经济发展要求、与国家治理体系和治理能力现代化相适应的,在当前数字经济时代背景下集中体现在“智慧”一词。

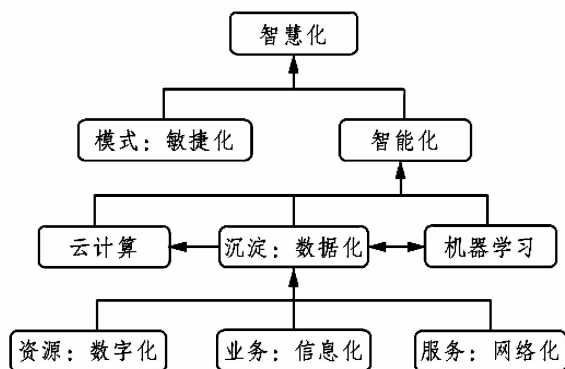


图1 智慧相关词源

“智慧”一词有典型的中国传统文化底蕴。在中国古代,智慧不仅指聪明才智,还代表了把握真理的能力。习近平总书记指出:“运用大数据、云计算、区块链、人工智能等前沿技术推动城市管理手段、管理模式、管理理念创新,从数字化到智能化再到智慧化,让城市更聪明一些、更智慧一些,是推动城市治理体系和治理能力现代化的必由之路,前景广阔。”可以看到在城市治理过程中,数字化到智能化再到智慧化是一个层层推进和提升的过程。

现代化的智慧统计体系是借助互联网的全感知、全连接、全场景、全智能的特性和新型技术设备,结合区块链、云计算、大数据、人工智能、数字孪生、ChatGPT等技术优势,催生新的统计思想、理论和方法,更大程度激发数据整理、统计分析、监测、质量控制、风险防范等不同场景下的统计服务能力,以实现科学决策、智能管理、个性化精准服务的统计体系。

### 四、政府统计数据治理在构建现代化智慧统计体系中的应用

政府统计数据治理的落脚点是服务于构建现代化智慧统计体系,让“以数据治理”成为可能,在技术潜力不断释放的智慧城市、智慧统计信息化平台建设中衍生出许多具体的应用场景。

1. 多元数据库。创建多通路数据集成入口,对统计部门工作中使用的各类数据进行统一归集处理,对统计数据进行回溯和管理。在存储方面,探索与互联网特征相适应、与信息安全要求相匹配的数据存储方案,稳步推动分布式数据库应用,实现数据高效存储和弹性扩展;同时预留对外共享的服务接口,探索进行数据加密处理后的数据共享、交换、流通。

2. 智能名录库。在目前统计系统的基本单位名录库建设基础上,与市场监管、税务、能耗、金融、征信、电信、互联网等业务数据紧密结合,进一步提高统计标准和统计数据质量,实现名录库信息的及时更新、实时更新,描绘更加立体、生动、准确的企业画像,根据指标对比和条件设置对名录库进行智能分类,动态更新储备库、“准四上库”、风险提示库等,并不断扩大基本单位名录库的应用范畴。

3. 模型算法库。通过建模方法进行估算和推断,寻找数据特征、相关关系和变化规律,在此基础上进行汇总和推断;通过数据挖掘和机器学习等技术,沉淀统计工作中涉及的模型算法工具,支撑数据加工、数据

分析和深度挖掘。在目前实践中比较典型的模型算法有主要宏观经济指标预测模型、企业达标预测模型、园区活跃度监测模型、企业动迁预测模型等。

4. 统计产品生产平台。通过报表自动引擎和智能机器人(RPA技术)实现统计年鉴、统计月报、领导干部手册、主要经济指标简析等统计产品自动生成。探索实现数据智能化分析,从宏观、中观、微观各层面论证分析结论。

5. 数据质量提升平台。通过设定不同数据审核规则,对多元数据进行比对,通过数理统计分析开展数据质量可靠性评估,应用算法模型对数据进行预审,提升数据质量。

6. 经济预测预警平台。运用经济数据推算预测模型,结合主要经济指标的核算办法,从行业、产业、企业生产经营及就业、物价、居民收入、结构调整、质量效益、区域对比等方面深入分析经济运行态势,在宏观层面数据下追踪微观主体运行状态,预测未来重点指标数据走向,按照历史数据进行宏观、中观、微观三级数据的预测分析,寻找影响经济发展的正向因素,识别负向因素,通过落地到企业层面来实现经济数据调度,生成智能化调度清单,辅助领导和部门对经济工作进行指挥调度。

7. 经济数据可视化空间化。结合GIS和数字孪生技术,动态可视化呈现各项经济指标的历史趋势、内部结构、关联信息和在地图上的具体点位,直观感知、生动演绎经济数据反映的具体内涵、空间区位、发展态势,满足演示、汇报、会议等多种形式,促进信息的深度洞察和深层挖掘。

8. 办公移动化。打造手机端智慧应用,建立移动驾驶舱,支持随时查数找数,实现数据生产进度监测、数据审核过程跟踪、统计产品及时查看、主要经济指标实时更新等功能。

### 五、构建现代化智慧统计体系的举措

针对数字政府建设、统计数字化和智慧统计建设的发展趋势,结合不同区域对智慧统计建设的实践经验,对智慧统计建设提供几点建议。

1. 建设统一的统计数据资源管理中心。建立统计元数据管理规范 and 标准,对统计部门工作中使用的各类数据进行统一归集处理,实现不同类型统计和经济

数据的快速接入,经数据集成、抽取、转换、加载、融合后形成归集库、基础库和主题库,实现统计数据回溯和管理,构建宏观、中观、微观的统计数据库,为智慧统计应用提供统一的数据支撑。

2. 建设统一的内部工作门户和外部服务门户。建设智慧统计内部工作门户,基于不同用户的使用特点,为各级统计工作人员、统计机构、政府部门、相关单位等政务公共网用户提供智慧统计服务平台使用入口,按角色权限提供统计生产、管理和服务等各种功能,为用户提供更好的统计服务门户和平台。

3. 建设统一的智慧统计业务应用体系。根据实际需要进行应用完善和升级。建设统计生产应用体系,包括统计制度设计子系统、统计数据采集子系统、统计数据评估子系统、统计数据加工子系统、统计产品发布子系统等;建设统计管理体系,包括基本单位名录管理应用、统计队伍管理应用、统计执法管理应用、统计工作督管理子系统、数据质量评估应用等;建设统计服务平台,包括智慧统计一张图应用、宏观经济分析预警预测应用、经济数据共享应用等。◆

### 参考文献:

- [1]马建堂.大数据:大变革、大机遇[J].决策探索,2015(9):22-23.
- [2]许宪春.数字经济、数字化技术和数据资产在经济社会发展中的作用[J].经济研究参考,2020(24):96-100.
- [3]许宪春,张美慧,张钟文.数字化转型与经济社会统计的挑战和创新[J].统计研究,2021,38(1):15-26.
- [4]余芳东.大数据在政府统计中的应用、瓶颈及融合路径[J].调研世界,2018(11):3-11.
- [5]漆威,黄恒君.大数据在政府统计中的角色定位及应用路径探讨[J].调研世界,2016(4):60-64.
- [6]张文红,陆思诚.国家治理的政府统计融入机制:从共治理念到集成模式[J].统计与信息论坛,2022,37(6):3-10.
- [7]黄恒君.政府统计生产体系中的大数据融入探讨:基于数据源和数据质量的分析[J].统计研究,2019,36(7):3-12.
- [8]吴信东,董丙冰,堵新政,等.数据治理技术[J].软件学报,2019,30(9):2830-2856.