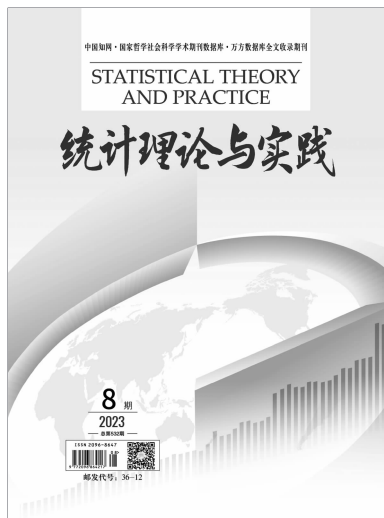




2023年第8期(总第532期)

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:tjllys@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:陈红瑜

编委会副主任:赵德友 郭学来

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:刘朝阳

主 编:刘朝阳

编辑部主任:李永娣

责任编辑:马 昂 唐建国

发行部主任:杜卫东

封面设计:王青丽

版式设计:马俊臣

●受条件所限,本刊稿件一律不退,敬请作者自留底稿。从稿件投往本刊之日起,3个月不见采用或通知,方可另行处理。
●本刊作者文责自负。投稿前,请自行检测重复率,并提供查重报告;对于侵犯他人版权或其他权利的文字、图片稿件,本刊概不承担一切连带责任。
●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

我国数字农业生态效率测度及时空演进分析	董晓芳 樊祥嘉 宋彩凤 / 3
数字技术对地方债务风险的影响研究	石 涛 / 10

● 区域发展

中国西部地区西部陆海新通道参建水平测度与评价	黄伟新 钱 林 / 16
新发展理念下中部地区高质量发展水平测度及障碍因子诊断	刘倩倩 / 25
SNA2008 框架下 R&D 资本存量测算 ——基于广西 14 个地级市的比较分析	刘新文 刘晓霞 / 31

● 产业解读

数字经济背景下环境规制对产业结构优化的影响研究	邓梦迪 袁 培 / 39
河南省沿黄城市黄河文化旅游竞争力评价研究	郭二艳 杜亚男 朱玉芳 / 45

● 大数据研究

资产负债与股票波动率的结构化效应 ——基于上证金融公司的实证研究	梁 朋 / 50
大数据背景下的银行经济预测和金融统计分析	孙小静 周东辉 / 57

● 人口统计

人口负增长对经济社会的影响研究	郭祎利 刘石开 / 61
社会资本能够降低流动人口失业发生风险吗? ——基于 2018 年流动人口动态监测数据的分析	杨胜利 王 媛 张孟阳 / 64

我国数字农业生态效率测度及时空演进分析

董晓芳 樊祥嘉 宋彩凤

(河北经贸大学 数学与统计学学院, 河北 石家庄 050061)

摘要:采用动态 DEA-Malmquist 指数法测算了 2014—2020 年我国 31 个省(区、市)数字农业生态全要素生产率及分解效率,并运用核密度估计法对我国数字农业生态全要素生产率进行时空演进分析。结果表明:由于技术效率影响,我国数字农业生态全要素生产率以年均 0.1% 的速度下降,四大区域的全要素生产率呈现东部高、东北低现象;全国核密度曲线的中心位置不断向 1 靠近,核密度曲线形状主要以单峰分布为主,东部、中部、西部三大区域数字农业生态全要素生产率不断增长,东北区域数字农业生态总体发展水平不高,地区间差距较大。

关键词:数字农业;生态效率;全要素生产率;DEA-Malmquist 指数;核密度估计

中图分类号:F302.5;F323.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0003-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.08.001

一、引言

数字农业是把数字化信息当作农业生产的新要素,借助数字信息对农业生产环境、对象及流程开展信息化管理和数字化研发的新型农业发展模式^[1]。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》提出要加快数字化发展,建设数字中国,并强调要加快推进数字乡村建设,构建面向农业农村的综合信息服务体系,把数字化应用到农业生产中。党的十八大以来,党中央以前所未有的力度抓生态文明建设,我国生态环境发生了历史性、转折性、全局性变化。党的二十大对生态文明建设提出了新的更高要求。毫无疑问,把生态文明建设和数字农业发展融合起来实现数字农业生态发展是实现我国农业高质量发展和农业农村现代化的关键。因此,研究我国数字农业生态效率,分析不同区域效率的时空演进特征,对实现农业高质量发展和全面推进乡村振兴具有重要意义。

二、文献回顾

在实现乡村振兴战略目标,推动农业高质量发展的时代背景下,数字农业生态发展已经成为热点问题。目前,国内学者对数字农业生态发展的研究大致可归纳为两种类型。

一是对数字农业发展水平进行评价。张鸿和王浩然等(2021)^[2]基于 2015—2019 年全国 31 个省(区、市)的数据,运用层次分析法和熵权法对我国数字农业高质量发展水平进行了测算,并得出我国数字农业高质量发展水平逐渐提高,但在不同的省份之间存在着明显差异的结论。肖艳和徐雪娇等(2022)^[3]使用层次分析法构建了数字农业高质量发展评价指标体系,对吉林省数字农业高质量发展水平进行了测算。王宝义(2018)^[4]基于农业生态效率和经济、资源、环境等支撑约束条件构建了农业生态化发展综合评价指标体系,基于 1996—2015 年的时序数据,对农业生态化水平进行了综合评价分析,得出 1996—2015 年我国农业生态化发

基金项目:国家自然科学基金青年项目“排序集抽样下截尾数据估计问题的研究”(11801134);河北省高等学校科学技术研究重点项目“河北省数字农业发展效率的非参数统计研究”(ZD2022062)。

作者简介:董晓芳(1981—),女,河北邯郸人,博士,教授,研究方向为效率评价、非参数统计;樊祥嘉(2000—),男,山东菏泽人,在读硕士,研究方向为效率评价、非参数统计;宋彩凤(2000—),女,河北南宫人,在读硕士,研究方向为效率评价、非参数统计。

展综合指数总体呈现波动增长趋势的结论。沈剑波和王应宽(2019)^[5]研究了农业信息化评价指标体系的特点,制定了一套相对合理的农业信息化水平评价指标体系,并使用层次分析法确定了各个指标的权重,为以后的相关研究提供了参考。

二是对农业生态效率进行测度。郑云和黄杰(2021)^[6]基于1997—2018年中国31个省(区、市)的面板数据,利用窗口DEA模型和社会分析方法分别对各省(区、市)农业生态效率和空间关联特征进行了测算和考察,得出地理相邻对农业生态效率空间关联网络的形成具有显著促进作用的结论。林锦彬和刘飞翔等(2015)^[7]使用DEA模型,构建农业生态效率综合评价指标体系,对2009—2013年福建省大田县的18个乡镇进行效率评价。李菲菲和蔡威熙(2022)^[8]使用DEA-Malmquist指数法测算了2011—2020年黄河流域的农业生态效率,并对其空间差异进行了分析,认为黄河流域农业生态效率处于增长态势的主要原因是技术进步。郑家喜和杨东(2016)^[9]使用DEA-Malmquist指数法对2005—2013年长江中游的农业生态效率进行了研究,认为其农业生态效率发展水平呈现不断增长的态势,但是不同地区之间的生态效率存在一定差距。

梳理文献发现,鲜有文献把数字农业和生态发展结合起来对数字农业生态效率进行测算和分析。因此,本文基于2013—2020年全国31个省(区、市)的面板数据,采用动态DEA-Malmquist指数法测算我国

数字农业生态全要素生产率及其分解效率,并采用核密度估计方法分析全国及四大区域数字农业生态全要素生产率的时空演进特征,提出针对性的对策建议,具有较高的理论价值和实践意义。

三、指标体系与方法选择

(一)指标体系的选取与构建

1. 指标的选取

本文在确定投入产出指标时,参考郑家喜和杨东(2016)^[9]构建的农业生态效率评价指标体系,并在此基础上加入了软件和信息技术服务业企业数量、电信业务总量、光缆线路长度等反映数字化农业环境的二级指标,构建了我国数字农业生态发展指标体系。

我国数字农业生态发展指标体系中包含3个投入一级指标:数字化农业环境、数字化农业资源投入、数字化农业生态发展;1个产出一级指标:数字化农业效益。其中,数字化农业环境是数字化农业生态发展的前提条件,主要反映农业生产过程中数字化基础设施的建设情况和信息化服务水平。数字化农业资源投入是数字化农业生态发展的动力基础,反映农业生产过程中机械、耕地和水资源的投入情况。数字化农业生态发展是主要任务,反映农业发展的可持续性,也是数字化农业高质量发展的核心。数字化农业效益是数字化农业生态发展的生产目标,反映数字资源投入和农业资源投入的回报情况。我国数字农业生态发展的投入产出指标体系如表1所示。

表1 我国数字农业生态发展的投入产出指标体系

指标	一级指标	二级指标	属性
投入指标	数字化农业环境	软件和信息技术服务业企业数量	正向
		电信业务总量	正向
		光缆线路长度	正向
		有电子商务交易活动企业数量	正向
		电子商务采购额	正向
		邮政业网点	正向
	数字化农业资源投入	农业机械总动力	正向
		农作物总播种面积	正向
		有效灌溉面积	正向
	数字化农业生态发展	农药使用量	负向
		农用化肥使用量	负向
		农用塑料薄膜使用量	负向
产出指标	数字化农业效益	农林牧渔业总产值	正向
		电子商务销售额	正向
		农产品网络零售额	正向

2. 指标处理与数据来源

由于指标的单位及属性各有不同,所以需要对各指标进行标准化处理,以消除量纲的影响。正向指标和负向指标的标准化公式如式(1)和式(2)所示:

$$\text{正向指标: } X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (1)$$

$$\text{负向指标: } X_{ij} = \frac{\max(x_{ij}) - x_{ij}}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (2)$$

公式中, x_{ij} 代表第 i 个省(区、市)第 j 项指标的值, X_{ij} 为标准化后的值。其中正向指标越大越好,负向指标越小越好^[10]。

基于数据的可得性,本文选取 2013—2020 年作为研究时段,相关基础数据来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》和 31 个省(区、市)的统计年鉴。

(二) 研究方法

1. 动态 DEA-Malmquist 指数方法

动态 DEA-Malmquist 指数方法的基本思路是使用投入产出数据构造生产前沿面函数,使用 DEA 非参数线性规划模型求出距离函数,接着利用距离函数来表示每个决策单元 t 期与 $t+1$ 期的全要素生产率变化。

全要素生产率(Tfpch)可以分解为技术效率(Effch)和技术进步率(Tech),具体计算公式如式(3):

$$\begin{aligned} \text{Tfpch} &= M(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) \\ &= \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D^t(x^t, y^t)}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \end{aligned} \quad (3)$$

在规模报酬可变的条件下, Effch 可分解为纯技术效率(Pech)和规模效率(Sech)^[11],所以全要素生产率又可以写为 $\text{Tfpch} = \text{Pech} \times \text{Sech} \times \text{Tech}$, 具体计算公式如式(4):

$$\begin{aligned} \text{Tfpch} &= \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}/\text{VRS})}{D^t(x^t, y^t/\text{VRS})} \\ &\times \left[\frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}/\text{CRS})}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}/\text{VRS})} \frac{D^t(x^t, y^t/\text{VRS})}{D^t(x^t, y^t/\text{CRS})} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &\times \left[\frac{D^t(x^t, y^t)}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \end{aligned} \quad (4)$$

公式中, $x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}$ 分别表示 t 时期和 $t+1$ 时期投入和产出指标, $D^t(x^t, y^t)$ 和 $D^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ 分别表示以 t 时期和 $t+1$ 时期为技术参照第 t 期的距离函数, $D^{t+1}(x^t, y^t)$ 和 $D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 分别表示以 t 时期和 $t+1$ 时期为技术

参照第 $t+1$ 期的距离函数。

2. 核密度估计方法

核密度估计方法是一种非参数估计方法。与参数函数相比,核密度函数能够较为准确地估计随机变量的分布情况。通过对比不同年份样本数据的概率密度函数,分析核密度函数的分布位置、分布形态等特征,可对样本数据进行时空演进分析。假定 $f(x)$ 是一组连续性随机变量的概率密度函数,则具体表达式如式(5):

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right) \quad (5)$$

其中, n 表示观察值的个数, h 表示带宽, $K(\cdot)$ 表示核函数, x_i 表示观测值, x 表示观测值的均值。

核密度函数包含 Epanechnikov 核、高斯核等类型,但高斯核应用较为广泛,所以本文采用高斯核函数来估计我国数字农业生态全要素生产率的核密度曲线。高斯核函数具体表达式如式(6):

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (6)$$

四、我国数字农业生态效率测度及时空演进的实证分析

(一) 我国数字农业生态全要素生产率的测算和结果分析

1. 我国数字农业生态全要素生产率的时间演变分析

基于 2013—2020 年全国 31 个省(区、市)数字农业生态发展的面板数据,以投入为导向,采用动态 DEA-Malmquist 指数法,使用 DEAP2.1 软件,分析数字农业生态全要素生产率及其分解效率的时间演变特征。由于动态 DEA-Malmquist 指数测算的是 $t+1$ 时期相较于 t 时期效率值的变化过程,所以在使用 2013—2020 年数据进行测算时就得到 2014—2020 年效率的变化值。表 2 给出了 2014—2020 年我国数字农业生态全要素生产率及其分解效率。需要说明的是:2014 年数字农业生态全要素生产率值为 1.007,表明 2014 年全要素生产率比 2013 年增长了 0.7%,其他年份的效率结果同理。

从整体看,2014—2020 年我国数字农业生态全要素生产率呈现略微下降趋势,平均每年下降 0.1%。根据全要素生产率的分解结果可以看出 2014—2020 年技术效率整体平均下降了 0.8%,而技术进步率上升了 0.7%,说明技术效率阻碍了全要素生产率的增长,技

技术进步率促进了全要素生产率的增长。再从技术效率的分解结果看,纯技术效率年均下降 0.3%,规模效率年均下降 0.5%,表明纯技术效率和规模效率都阻碍了技术效率的增长,但主要原因是规模效率的不足。因此要使我国数字农业生态全要素生产率水平提高,必须不断调整生态农业产业结构,使规模效率得到改善。

分年度看,数字农业生态全要素生产率呈现增长趋势的年度是 2014 年、2016 年、2019 年和 2020 年,年增长率分别是 0.7%、2.0%、7.3%和 4.8%。在这些年度,可以看到技术进步率对全要素生产率增长作出的贡献要大于技术效率作出的贡献,表明生产技术前沿面移动较为显著,我国数字农业生态发展的技术创新

投入效果较为明显。2014 年和 2016 年的技术效率值都为 1,对全要素生产率的增长没有影响,技术进步率带动了全要素生产率的增长;2019 年技术效率下降了 0.3%,但技术进步率增长较高抵消了技术效率的负面影响,并对全要素生产率增长产生了促进作用;2020 年技术效率和技术进步率都大于 1,促进了全要素生产率的增长。2015 年、2017 年和 2018 年全要素生产率都呈现出下降的趋势。2015 年、2017 年技术效率和技术进步率都对全要素生产率的增长产生了负面影响,技术进步率产生的负面影响更大;2018 年技术效率下降了 2.4%,大于技术进步率增长的比例,导致全要素生产率下降。从以上的分析得出,技术效率对全要素生产率增长产生的负面影响较大。

表 2 2014—2020 年我国数字农业生态全要素生产率及分解效率

年份	技术效率(Effch)	技术进步率(Tech)	纯技术效率(Pech)	规模效率(Sech)	全要素生产率(Tfpch)
2014	1.000	1.007	1.009	0.991	1.007
2015	0.993	0.954	1.000	0.993	0.947
2016	1.000	1.021	1.012	0.988	1.020
2017	0.961	0.959	0.958	1.003	0.922
2018	0.976	1.010	0.987	0.989	0.986
2019	0.997	1.076	1.001	0.997	1.073
2020	1.017	1.030	1.013	1.004	1.048
均值	0.992	1.007	0.997	0.995	0.999

2. 我国数字农业生态全要素生产率的个体分析

为深入了解我国各省(区、市)数字农业生态效率的动态变化,采用动态 DEA-Malmquist 指数法测算 31 个省(区、市)的数字农业生态全要素生产率及其分解结果,如表 3 所示。从表 3 可以看出,我国数字农业生态全要素生产率大于 1 的省(区、市)有 13 个,分别是北京、上海、江苏、浙江、福建、广东、湖南、重庆、四川、贵州、西藏、陕西、青海,其中东部区域有 6 个,中部区域有 1 个,西部区域有 6 个,而东北区域没有全要素生产率大于 1 的省份。这表明东部区域和西部区域数字农业生态全要素生产率增长较快,中部区域和东北区域全要素生产率增长较慢。

从全要素生产率的分解结果看,技术效率大于 1 的省(市)有 6 个,分别是贵州、甘肃、重庆、湖南、河南、上海,其中西部区域有 3 个,中部区域有 2 个,东部区域有 1 个。有 20 个省(区、市)的技术效率小于 1,其中技术效率下降最快的分别是辽宁(-5.7%)、内蒙古(-6.4%)和吉林(-4.5%)。技术进步率大于 1 的省

(区、市)有 18 个,其中东部区域有 7 个,西部区域有 8 个,中部区域 2 个,东北区域 1 个。技术进步率下降最快的是东部区域的山东(-8.0%)、西部区域的甘肃(-8.0%)和新疆(-8.6%),说明东部区域和西部区域农业生态创新和技术进步水平虽较高,但内部的区域差异也较明显。

从技术效率分解结果看,纯技术效率大于 1 的省(区、市)有 8 个,分别是贵州、甘肃、湖南、浙江、重庆、新疆、云南、上海,其中 5 个属于西部区域,2 个属于东部区域,1 个属于中部区域,说明西部区域对农业科技投入和生态农业技术的有效利用程度增长较快。11 个省(区、市)的纯技术效率不变,12 个省(区、市)的纯技术效率出现了负增长。7 个省(区、市)的规模效率大于 1,分别是江苏、河南、重庆、贵州、甘肃、内蒙古、吉林,其中西部区域占 4 个,东部、中部、东北各占 1 个。东部、中部、西部和东北规模效率排名第一的分别是江苏(1.7%)、河南(1.3%)、重庆(0.9%)和吉林(0.1%)。规模效率下降幅度最大的分别是浙江、山东和天津,都属

于东部区域,其下降幅度分别是 2.5%、2.5%和 3.8%,说明 规模效应。
东部区域应改善管理方式,提高技术水平,充分发挥

表 3 2014—2020 年我国数字农业生态全要素生产率及分解效率

区域	省(区、市)	技术效率(Effch)	技术进步率(Tech)	纯技术效率(Pech)	规模效率(Sech)	全要素生产率(Tfpch)
东部	北京	1.000	1.117	1.000	1.000	1.117
	天津	0.958	1.009	0.997	0.962	0.967
	河北	0.986	0.989	0.988	0.998	0.975
	上海	1.005	1.082	1.016	0.989	1.088
	江苏	0.982	1.037	0.965	1.017	1.018
	浙江	0.977	1.082	1.001	0.975	1.057
	福建	1.000	1.055	1.000	1.000	1.055
	山东	0.975	0.920	1.000	0.975	0.896
	广东	1.000	1.047	1.000	1.000	1.047
	海南	1.000	0.993	1.000	1.000	0.993
中部	山西	0.990	1.004	0.995	0.995	0.994
	安徽	0.996	0.983	0.997	0.999	0.980
	江西	0.975	1.009	0.977	0.998	0.984
	河南	1.013	0.979	1.000	1.013	0.991
	湖北	0.993	0.986	1.000	0.993	0.980
	湖南	1.014	0.991	1.023	0.991	1.005
西部	内蒙古	0.936	0.980	0.936	1.001	0.917
	广西	0.973	1.011	0.982	0.991	0.983
	重庆	1.023	1.004	1.014	1.009	1.027
	四川	0.993	1.036	1.000	0.993	1.029
	贵州	1.070	1.025	1.066	1.004	1.096
	云南	0.994	1.003	1.008	0.986	0.997
	西藏	1.000	1.060	1.000	1.000	1.060
	陕西	0.989	1.047	0.989	1.000	1.036
	甘肃	1.036	0.920	1.035	1.002	0.953
	青海	0.992	1.069	0.994	0.998	1.060
	宁夏	0.990	0.997	1.000	0.990	0.987
	新疆	0.996	0.914	1.012	0.985	0.910
东北	辽宁	0.943	1.006	0.964	0.979	0.949
	吉林	0.955	0.948	0.954	1.001	0.905
	黑龙江	0.999	0.966	1.000	0.999	0.966
全国	均值	0.992	1.007	0.997	0.995	0.999

(二)我国数字农业生态全要素生产率的时空演进分析

本文采用非参数核密度估计方法,使用 Matlab 软件绘制出 2014—2020 年我国总体及东部、中部、西部和东北地区数字农业生态全要素生产率的三维核密度图,分析全国及四大区域数字农业生态全要素生产率的时空演进特征。

图 1 是 2014—2020 年我国数字农业生态全要素生产率的核密度图。从核函数的分布位置看,2014—

2018 年核函数的中心点不断右移,说明我国数字农业生态全要素生产率不断增长。从核函数分布形态来看,2014—2016 年主峰高度逐年下降,2016 年之后主峰高度呈现先上升后下降的形态,说明我国数字农业生态全要素生产率的区域差异在缩小。从波峰的数量看,2014 年、2018 年的波峰数量大于 1 个,2014 年最高呈现出了 4 个波峰,其余年份波峰的数量都是 1 个,说明我国数字农业生态全要素生产率多极分化的趋势正在下降,区域差异在缩小。

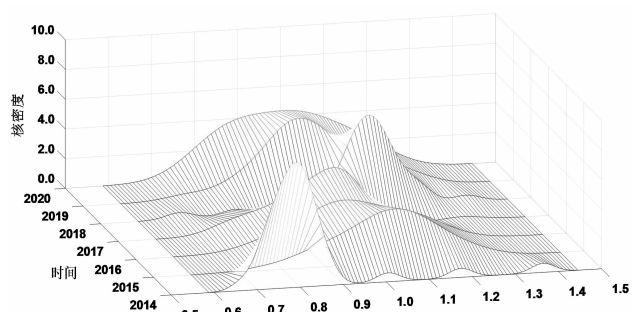


图1 我国数字农业生态全要素生产率三维核密度图

图2(a)是2014—2020年我国东部区域数字农业生态全要素生产率的核密度图。从核函数分布位置看,2014—2016年核函数中心点不断右移,表明2014—2016年东部区域整体全要素生产率不断增长;2016年后核函数中心点向左移动,并在2018年后核函数中心点呈现出稳定不变的形态,表明目前我国东部区域数字农业生态全要素生产率呈现稳定增长的态势。从分布形态看,2014—2020年核函数主峰高度的整体变化趋势是先下降后上升再下降,表明我国东部区域数字农业生态全要素生产率区域差异在波动缩小。从波峰数量来看,2014年核密度曲线呈现出多峰,2015—2020年波峰的数量都是1个,表明这几年东部区域各地区数字农业生态全要素生产率增长无明显差异。

图2(b)是2014—2020年我国中部区域数字农业生态全要素生产率的核密度图。从核密度图的分布位置看,2014—2020年核密度中心点移动变化过程是

“左—右—左—右”,但从整体看核密度中心点位置右移,表明整体上中部区域数字农业生态全要素生产率在不断增长。从分布形态看,只有在2014年和2018年主峰高度较为明显,其余年份主峰高度较低。从波峰的数量看,2014—2017年波峰的数量是1个,2017年后开始呈现出2个波峰,并且主峰的高度始终高于副峰,表明我国中部区域各地区数字农业生态全要素生产率呈现出两极分化的态势。

图2(c)是2014—2020年我国西部区域数字农业生态全要素生产率的核密度图。从核密度图的分布位置看,2014年核密度中心点集中在0.9附近,2014年之后核密度中心点逐渐向右移动,其中2017年中心点右移幅度较大,中心位置集中在1.1附近,其余年份中心点集中在1附近,表明西部区域数字农业生态全要素生产率不断增长。从分布形态看,西部区域大多数年份主峰高度都较平缓,表明西部区域各地区数字农业生态全要素生产率的差距在不断缩小。

图2(d)是2014—2020年我国东北区域数字农业生态全要素生产率的核密度图。从分布位置看,东北区域中心位置主要集中在小于1的一侧,说明东北区域数字农业生态全要素生产率在不断下降。从分布形态与波峰数量看,2014年之后,主峰高度开始下降,但是2014—2017年及2020年呈现出2个波峰,表明东北区域各省份的数字农业生态全要素生产率呈现两极分化的趋势,地区发展不平衡。

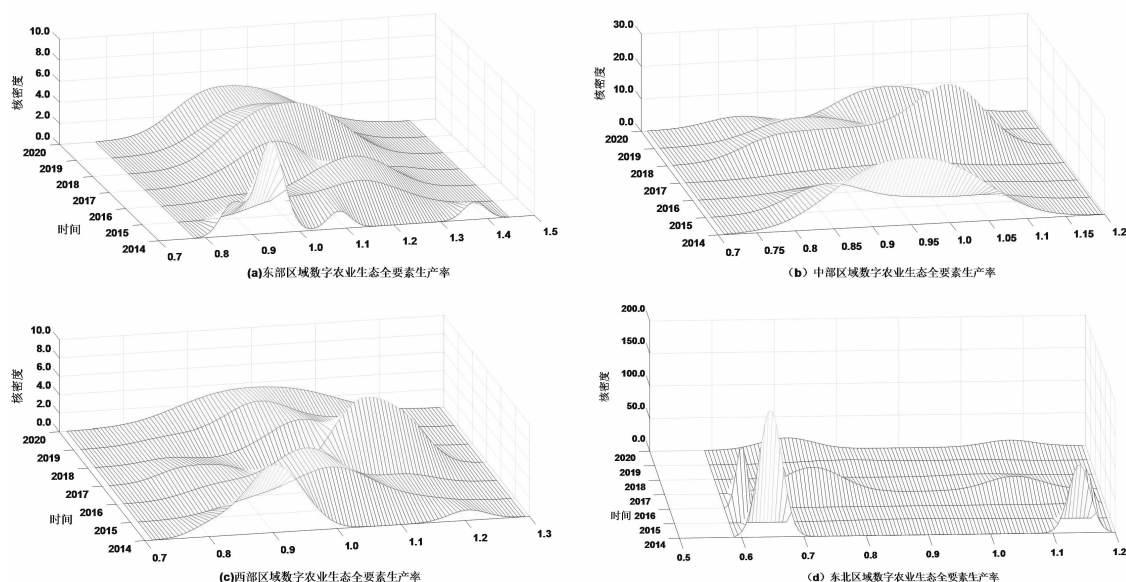


图2 我国四大区域数字农业生态全要素生产率三维核密度图

五、结论与建议

本文采用动态 DEA-Malmquist 指数法对我国 31

个省(区、市)的数字农业生态全要素生产率及分解效率进行研究,并采用核密度估计方法分析了全国及四

大区域数字农业生态全要素生产率的时空演进特征,得到主要结论如下:

第一,从整体 DEA-Malmquist 指数及分解效率看,2014—2020 年我国数字农业生态全要素生产率呈现下降趋势。下降的主要原因是技术效率出现了负增长,表明目前我国数字农业生态发展水平总体不高,投入资源没有得到充分的利用。

第二,分区域说,我国数字农业生态全要素生产率呈现增长态势的区域分别是东部和西部区域,其中东部区域增长幅度最大;数字农业生态全要素生产率呈现下降态势的区域是中部和东北区域,其中东北区域下降幅度最大。说明从西向东开始,我国数字农业生态全要素生产率呈现“高一低一高一低”的特征。

第三,从全国总体核密度曲线的变化过程看,随着时间的变化核密度曲线的中心位置不断向 1 靠近,全国数字农业生态全要素生产率下降幅度逐年递减,并且核密度曲线形状主要以单峰分布为主,表明全国数字农业生态全要素生产率多极分化趋势在下降,区域差异不断缩小。

第四,从四大区域核密度曲线变化看,东部区域数字农业生态全要素生产率呈现出稳定增长的态势;中部区域数字农业生态全要素生产率下降趋势逐年递减,地区间两极分化严重;西部区域 2017 年后核密度曲线中心点位置稳定在 1 附近,主峰高度较平缓;东北区域数字农业生态发展水平不高,两极分化严重。

基于以上结论,就提高我国整体数字农业生态全要素生产率,缩小各区域数字农业生态全要素生产率差距提出以下建议:

第一,合理调配科技资源投入,不断提高资源配置效率。我国各区域技术效率均出现了负增长,而科技创新是促进农业转型,实现数字农业生态发展的关键。因此,我国应该加大对农业科技创新的支持力度,合理分配科技资源与农业资源投入的比重,在资源投入最小情况下释放出应有的动力,不断提高技术效率水平,进而带动我国整体数字农业生态全要素生产率的增长。

第二,鼓励区域间相互合作,由外部合作带动内部均衡。全国四大区域之间数字农业生态发展水平不一致,并且中部和东北区域内部出现了两极分化趋势,所以要不断加强四大区域的交流合作,中部和东北区域要学习东部区域的先进技术和管理模式,不断优化

数字农业要素投入,缩小与东部区域的差异,进而消除区域内部的两极分化趋势。

第三,充分发挥政府主观能动性,不断创新体制机制。目前,传统农业向数字农业转变的支持力度还不够充足,实现数字农业生态发展的技术体系还不够完善,所以各区域政府部门应充分发挥主观能动性,积极采取措施,不断提高各地农业数字化水平。如政府可以鼓励农户、农业生产企业、科研机构和高校四者结合起来,不断完善产学研一体化运行机制,推动数字农业生态发展。◆

参考文献:

- [1]陈江,熊礼贵.数字农业内涵、作用机理、挑战与推进路径研究[J].西南金融,2022(10):92-102.
- [2]张鸿,王浩然,李哲.乡村振兴背景下中国数字农业高质量发展水平测度:基于 2015—2019 年全国 31 个省市数据的分析[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2021,50(3):141-154.
- [3]肖艳,徐雪娇,孙庆峰.数字农业高质量发展评价指标体系构建及测度[J].农村经济,2022(11):19-26.
- [4]王宝义.中国农业生态化发展的综合评价与系统诊断[J].财经科学,2018(8):107-120.
- [5]沈剑波,王应宽.中国农业信息化水平评价指标体系研究[J].农业工程学报,2019,35(24):162-172.
- [6]郑云,黄杰.中国农业生态效率空间关联网络特征及其驱动因素研究[J].经济经纬,2021,38(6):32-41.
- [7]林锦彬,刘飞翔,郑金贵.我国山区县农业生态效率评价与改善研究:以福建大田县为研究区域[J].科技管理研究,2015,35(23):59-63+68.
- [8]李菲菲,蔡威熙.黄河流域农业生态效率时空差异分析[J].科技与经济,2022,35(5):51-55.
- [9]郑家喜,杨东.基于 DEA-Malmquist 分析法的农业生态效率测算研究:以长江中游四省份为例[J].湖北社会科学,2016(9):65-71.
- [10]伍国勇,庞国光,汤钧惠,等.中国乡村数字经济发展水平的测度、区域差异及时空演变[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2022,23(4):15-27.
- [11]董晓芳,邢琳培.我国省际公共文化服务全要素生产率评价及区域差异分析[J].河北经贸大学学报,2022,43(6):99-108.

数字技术对地方债务风险的影响研究

石 涛

(河南省社会科学院 经济研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:防范化解地方债务风险是“十四五”时期地方政府风险治理的关键议题。基于 2011—2021 年我国 30 个省(区、市)的面板数据,运用空间计量模型分析数字技术对地方债务风险的影响及调节机制,得出如下结论:地方债务风险在经济距离空间上存在显著的正向相关关系,空间聚集效应明显;数字技术对地方债务风险产生显著的负向关系,数字技术的债务治理效应在各省(区、市)内部相关地区更为明显;经济发展对地方债务风险产生显著的负向影响,这种负向影响在本地较为明显,在邻近省(区、市)则产生正向影响;固定资产投资水平和城镇化率对地方债务风险产生显著的正向影响;财政分权在数字技术对地方债务风险的影响中产生明显的正向调节作用。为此,要持续控制地方债务规模,推进数字技术治理创新,夯实经济高质量发展基石,不断降低地方债务风险水平,守住不发生系统性风险底线。

关键词:数字技术;地方债务风险;财政分权

中图分类号:F812.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0010-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.08.002

一、引言

地方债是宏观调控的重要工具,也是推动地方经济社会发展的重要载体,在稳定经济增长、补齐地方经济发展短板中发挥巨大作用。近年来,地方政府持续发行地方债,地方债务规模逐渐扩张。财政部数据显示,2021 年全国地方政府债务余额为 30 万亿元, Wind 统计口径下地方城投债规模约为 13 万亿元,二者相加为 43 万亿元,占当年 GDP 的 37.4%;发行地方政府债券、城投债分别为 7.5 万亿元、5.1 万亿元,合计占当年 GDP 的 11.0%。从存量和增量看,地方债务负担较重,局部地方债务风险仍需警惕(杨志勇,2023),加强防范地方债务风险十分紧迫。2023 年,中央经济工作会议明确指出要压实省级政府防范化解隐性债务主体责任,加大存量隐性债务处置力度,优化债务期限结构,降低利息负担,稳步推进地方政府隐性债务和法定债务合并监管,坚决遏制增量、化解存量,为化解地方债务风险指明了方向。在此背景下,研究地方债务风险化解问题,对于守住不发生系统性风险底线

具有重要的现实意义。

当前,地方债务风险问题研究一直是学界研究的热点,研究内容主要集中在以下几个方面:一是地方债务风险的测度。贾晓俊和顾莹博(2017)通过构建地方债务风险预警模型,利用 AHP 分析法,认为 2012 年我国地方债务风险呈现增大趋势且地方债务风险的区域异质性较为突出。马恩涛和姜超(2022)基于经济、财政和债务三个方面搭建了较为全面的地方债务风险测度体系,利用 AHP-TOPSIS 方法测算了我国省级政府债务风险程度,同样认为我国地方政府债务风险水平稳步上升。二是地方债务风险的空间影响。唐云锋和张帆等(2021)利用 Dagum 基尼系数等计量方法,发现我国地方债务风险的区域间差异呈现下降趋势,本地或邻近地区金融风险会诱发地方债务风险,地方债务风险呈现明显的空间效应。方意和黄杏等(2023)则从城投债的空间分布角度进行分析,认为我国城投债风险的空间分布与地方经济发展水平高度相关,表现出“西高东低”的格局,同时短期溢出效应是地方债务风险总

基金项目:河南省社会科学院 2023 年度基本科研费项目“数字技术驱动地方债务风险效能的对策研究”(2023E20);2022 年“中原英才计划——中原青年拔尖人才”项目。

作者简介:石涛(1986—),男,湖北黄梅人,博士,副研究员,研究方向为金融风险与大数据治理。

溢出的关键因素。三是影响地方债务风险的要素。冀云阳和付文林等(2019)认为土地融资会加重城市的债务负担,投资回报率和投资效率是加重地方债务风险的关键要素。钟宁桦和陈姗姗等(2021)从“隐性担保”角度分析了地方债务风险的演化,认为城投债的融资成本比非国有企业发行的债券约低四成,存量城投债的“隐性担保”预期不降反升,这种“隐性担保”预期与地方融资平台的财务风险呈现明显的正向关系。崔惠玉和吕炜(2023)认为减税降费与城投债之间呈现明显的非线性关系,这种非线性的平衡点在地方财政压力处于中低水平、金融风险等级低以及经济发展水平高的地区更低,减税降费抑制地方债务规模扩张的时效更长。同时,还有学者从政治资源诅咒(江涛和薛媛,2017)、人口老龄化(刘禹君,2019)、关键少数(张鹏飞和吴宏慧,2023)等角度探索了影响地方债务风险的要素。

“十四五”时期,国家明确提出要加快数字政府建设,不断提高政府在数智化决策上的数字治理能力,提升治理能力现代化水平。地方政府债务作为地方经济发展的重要一环,是地方经济社会大数据治理的重要方面。有学者从数字经济发展的视角探讨了数字经济与地方政府债务风险之间的关系,认为数字化发展有利于推进地方债务风险治理,尤其是约束金融分权、提高地方财政透明度更加有利于降低地方债务风险的增量,这为本文的研究提供了有益的参考。

由此可见,学界围绕地方政府债务风险的研究已经取得了一定进展,但是较少有学者从数字技术的视角分析其如何影响地方债务风险,尤其是这种影响的作用机制以及空间效应,难以科学地反映数字技术抑制地方债务风险的客观事实以及治理的关键要点。为此,本文基于2011—2021年中国30个省(区、市,不含港澳台及西藏)的样本面板数据,运用空间计量模型实证分析数字技术影响地方债务风险的作用方向及空间效应,并从财政分权等角度分析其影响机制,以期客观反映地方债务风险发展的客观现实,为找准地方债务风险治理发力点提供决策参考。

二、研究设计和数据来源

(一)模型设计

考虑到区域之间在经济地理空间上的紧密联系,本文构建了如下模型检验数字技术水平对地方债务风险的影响:

$$\text{prisk}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{digit}_{i,t} + \rho W_{ij} \times \text{prisk}_{i,t} + \beta Z + \mu_i + v_t + \tau_{i,t} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W_{ij} \varepsilon_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

式(1)中, i 表示省(区、市), t 表示年份。被解释变量 prisk 表示地方债务余额占 GDP 比重,解释变量 digit 表示地方数字技术水平, Z 表示地区控制变量。 α 和 β 表示相应变量系数, ρ 表示空间滞后项系数。 W 表示空间权重矩阵,采用省份之间的经济距离矩阵计算而得。 v_t 为年份固定效应, μ_i 为省份固定效应,分别控制随年份变换不可测要素以及不同地区间差异对地方债务风险的影响。

为分析数字技术水平影响地方债务风险的机制,在式(1)的基础上,参考其他学者做法,设定 M 为调节变量,有:

$$\text{prisk}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{digit}_{i,t} + \theta M + \gamma M \times \text{digit}_{i,t} + \rho W_{ij} \times \text{prisk}_{i,t} + \beta Z + \mu_i + v_t + \tau_{i,t} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W_{ij} \varepsilon_{it} + \eta_{it} \quad (4)$$

式(3)中, θ 和 γ 表示相应变量系数。

(二)变量选择

被解释变量。地方政府债务包括显性债务和隐性债务。其中,城投债是地方政府隐性债务的重要表现形式,是当前地方政府债务风险的主要来源。为更好地反映地方债务风险水平,以显性债务和隐性债务水平之和占 GDP 比重来表示地方债务风险规模。

解释变量。当前,有学者从多个角度测算了数字技术水平,包括蚂蚁金服集团和北京大学联合发布的数字普惠金融指数等,部分学者采用熵值法对数字技术水平进行了综合测算。考虑到数据的权威性,采用北京大学测算的数字技术水平指数作为解释变量的测度值。

控制变量。考虑到地方债务风险受到地方经济社会发展差异的影响,为了减少遗漏变量导致的潜在内生性问题,参考徐林和侯林岐等(2022)学者的研究成果,本文控制了经济发展水平、人力资本、固定资产投资水平、科技研发水平等因素。一是经济发展水平。经济发展水平越高,地方政府的偿债能力越强,越能够减少债务风险,为此,以人均 GDP(rgdp)来衡量地方经济发展水平。二是人力资本。人力资本越高,尤其是高素质人才越多,越能够更好地促进经济发展,合理管控债务水平,减少债务风险,以每十万人高等学校平均在校生数(aedu)来衡量人力资本。三是固定资产投资水平。社会投资规模高,会增强对债务融资方式的

依赖,扩大债务风险,以固定资产投资总额占 GDP 比重(rfixed)来衡量固定资产投资水平。四是科技研发水平。地区科技研发水平越高,经济发展的内生动力越足,从而能够为减少债务风险提供有效的保障,以研究与试验发展经费投入强度(rrd)来衡量地方科技研发水平。五是城镇化水平。城镇化水平高,会刺激通过债务融资方式来推进城市建设产生债务风险,同时,也会因为城镇化建设促进经济发展而抹平债务风险,以城镇化率(rurban)来衡量地方城镇化水平。六是失业率。地方失业率高,表明地方经济发展状态不佳,会诱发地方债务风险,以城镇登记失业率(rumply)来衡量地方失业率。

(三)数据说明

除特殊说明外,本文所用数据均来自《中国统计年鉴》《中国金融统计年鉴》《中国财政统计年鉴》以及 EPS 数据库。考虑到地方债务统计数据公告时间,样本数据时间选择从 2011 年开始,结合数据可得性,构建了我国除港澳台及西藏外 30 个省(区、市)2011—2021 年的面板数据样本。同时,部分样本变量的缺失值采用 5 年移动平滑补充,对部分变量采用对数化处理以减少方差的影响。表 1 为主要变量的描述统计结果。

表 1 主要变量的描述统计结果

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
lnrisk	3.244	0.465	2.388	5.007
lndigit	5.556	0.681	2.026	6.136
lnpfiscal	-4.394	0.914	-7.496	-2.126
lnpfinan	-0.200	0.691	-2.024	1.041
lnrumply	1.153	0.229	0.182	1.528
lnaedu	7.841	0.287	6.931	8.633
lnrfixed	4.344	0.483	1.884	5.259
lnrrd	0.351	0.598	-0.889	1.876
lnrurban	4.068	0.198	3.556	4.495
lnrgdp	10.875	0.444	9.706	12.123

三、实证结果分析

(一)地方债务风险水平的莫兰指数分析

表 2 显示了 2011—2021 年地方债务风险水平的莫兰指数及相关统计值。从表 2 可以看出,2014—2021 年地方债务风险水平的莫兰指数值均为正值,且至少在 5%的置信水平上显著,表明地方债务风险水平在经济距离空间上存在明显的正向相关关系,即地方债务风险水平在经济距离空间上不是随机分布的,而是呈现明显的聚集状态。

表 2 2011—2021 年地方债务风险水平的莫兰指数及相关统计值

年份	莫兰指数	Z 值	年份	莫兰指数	Z 值
2011	-0.011*	1.306	2017	0.051***	3.040
2012	-0.009*	1.323	2018	0.071***	3.700
2013	-0.003*	1.468	2019	0.118***	5.347
2014	0.006**	1.718	2020	0.124***	5.613
2015	0.018**	2.055	2021	0.116***	5.291
2016	0.030***	2.402			

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的置信水平上显著。

(二)基准回归模型分析

依据空间面板的 Hausman 检验结果,采用固定效应 SDM 模型进行基准回归估计。同时,为更好地显示模型估计结果的稳定性,采用逐步回归方式进行分析,表 3 显示了基准回归模型的估计结果。表 3 中,模型(1)至模型(8)中,估计结果的空间相关性系数 Spatial rho 至少在 5%的置信水平上显著为正,表明地方债务风险水平具有显著的空间依赖性。

变量数字技术水平至少在 10%的置信水平上显著为负,表明数字技术水平的提高可以减少地方债务风险水平。数字技术水平提高,尤其是数字政府、智慧政务等政务数字基础设施和数字监管创新机制的建立,提升了地方政府债务管理能力和数字基础设施硬件水平,可以有效提高地方债务风险识别预警的速度,降低地方债务风险水平治理的成本,加快地方债务风险治理的效率,从而有利于地方债务风险水平的下降。

变量人均 GDP 的系数均在 1%的置信水平上显著为负,表明经济发展水平的提高有利于降低地方债务风险水平。经济发展水平的提高,意味着地方政府财政收入的提高,一方面增强了地方政府的债务偿还能力,另一方面有利于地方债务进入良性循环状态,从而降低债务风险水平。空间滞后项系数 $W \times \lnrgdp$ 至少在 10%的置信水平上显著为正,经济距离相近省份经济发展水平的提高,将会导致本地地方债务风险水平的上升。经济距离邻近省份经济发展水平的提高,会对本地经济发展产生虹吸效应,加剧地方经济间发展的非均衡性,促使本地财政收入下降而诱发地方债务风险。变量固定资产投资总额占 GDP 比重的系数在 1%置信水平上显著为正,表明固定资产投资水平的提高会导致地方债务风险水平的提高。固定资产投资水平的提高,将会导致地方政府债务规模的扩张,进而推动地方债务风险水平的上升。空间滞后项系数 $W \times \lnrfixed$

表 3 基准回归模型估计结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Indigit	-0.225*** (-3.310)	-0.124*** (-2.850)	-0.131*** (-3.000)	-0.127*** (-3.180)	-0.124*** (-3.110)	-0.093** (-2.160)	-0.100** (-2.330)	-0.078* (-1.710)
lnrgdp		-0.979*** (-14.680)	-0.969*** (-14.380)	-0.950*** (-14.910)	-0.961*** (-15.020)	-1.039*** (-14.850)	-1.029*** (-14.830)	-1.122*** (-15.470)
lnaedu			-0.018 (-0.420)	-0.008 (-0.190)	-0.008 (-0.200)	-0.049 (-1.070)	-0.063 (-1.380)	-0.063 (-1.340)
lnrfixed				0.133*** (5.100)	0.135*** (5.170)	0.129*** (4.950)	0.113*** (4.270)	0.033 (1.220)
lnrrd					-0.009 (-0.160)	-0.040 (-0.670)	-0.022 (-0.370)	-0.033 (-0.520)
lnrurban						0.514** (2.250)	0.441* (1.930)	0.363 (1.400)
lnrumply							-0.143 (-0.680)	-0.249 (-0.370)
_cons	1.843*** (9.800)	-3.070*** (-5.430)	-4.138*** (-6.080)	-7.175*** (-9.770)	-5.663*** (-5.190)	-5.764*** (-5.310)	-5.200*** (-4.480)	0.324 (0.130)
W×Indigit	0.314*** (4.420)	0.071 (1.510)	0.077 (1.620)	-0.023 (-0.510)	-0.017 (-0.380)	-0.044 (-0.910)	-0.034 (-0.710)	0.055 (0.890)
W×lnrgdp		1.475*** (20.090)	1.403*** (18.200)	1.450*** (20.350)	1.364*** (16.060)	1.118*** (6.900)	1.096*** (6.830)	0.669* (1.900)
W×lnaedu			0.240*** (2.770)	0.267*** (3.300)	0.234*** (2.850)	0.204** (2.300)	0.186** (2.120)	0.106 (0.550)
W×lnrfixed				0.536*** (7.140)	0.490*** (6.270)	0.450*** (5.610)	0.458*** (5.630)	-0.116 (-0.450)
W×lnrrd					0.266* (1.960)	0.293** (2.140)	0.272** (2.020)	0.879*** (2.870)
W×lnrurban						0.601 (1.250)	0.640 (1.340)	1.153 (1.290)
W×lnrumply							0.057 (0.390)	0.672*** (2.960)
Spatial rho	0.279*** (4.700)	0.371*** (6.900)	0.372*** (6.990)	0.260*** (4.880)	0.215*** (3.670)	0.161*** (2.600)	0.181*** (2.890)	0.314** (2.200)
R ²	0.035	0.312	0.324	0.347	0.339	0.357	0.360	0.306
N	330	330	330	330	330	330	330	330

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%置信水平上显著，括号内为 t 值。表 4、表 5 同。

在 1%的置信水平上显著为正，经济距离相近省份固定资产投资水平的提高，将会导致本地地方债务风险水平的上升。经济距离邻近省份固定资产投资水平的提高，同样会对本地的金融资源产生虹吸效应，导致地方政府依赖债务方式进行融资而扩大债务风险。变量城镇化率的系数在 5%或 10%的置信水平上显著为正，表明城镇化水平的提高会导致地方债务风险水平的提高。城镇化水平的提高，会刺激地方政府利用债务方式加大对道路交通等传统基础设施和 5G 等新型基础设施的建设力度，扩大债务规模而诱发债务风险。

(三)空间效应分析

表 4 显示了基于经济距离矩阵的数字技术影响地方债务风险水平的空间总效应、直接效应和间接效

应系数。

表 4 中，数字技术水平的总效应和直接效应在 1%和 5%置信水平上显著为负，表明数字技术对地方债务风险水平产生显著的负向影响。同时，随着数字技术水平的提高，省（区、市）内部相关地区的地方债务风险水平也会随之下降。经济发展水平的直接效应和间接效应在 1%置信水平上分别显著为负和显著为正，表明随着经济发展水平的提高，省（区、市）内部相关地区的地方债务风险水平会随之下降，而外部相关地区的地方债务风险水平会随之上升，本地的债务风险抑制效应和外部竞争风险催化效应突出。固定资产投资水平、城镇化率的总效应、直接效应和间接效应均至少在 10%的置信水平上显著为正，表明固定资产投资

水平和城镇化率的提高,对省(区、市)全域、本地和经济邻近地区的地方债务风险水平均起到促进作用。

表 4 数字技术影响地方债务风险水平的空间效应估计结果

变量名	总效应	直接效应	间接效应
Indigit	-0.163*** (-6.270)	-0.100** (-2.340)	-0.063 (-1.270)
lnrgdp	0.074 (0.360)	-0.998*** (-14.350)	1.072*** (5.700)
lnrumply	-0.097 (-0.530)	-0.144 (-0.780)	0.048 (0.280)
lnaedu	0.153 (1.490)	-0.052 (-1.200)	0.205 (0.100)
lnrfixed	0.705*** (5.960)	0.130*** (4.890)	0.575*** (5.440)
lnrrd	0.292 (1.400)	-0.013 (-0.230)	0.305 (1.080)
lnrurban	1.350** (2.290)	0.469** (2.060)	0.881* (1.660)

四、财政金融分权的影响

地方债务是补充地方财力不足的重要方式,这种债务方式的产生很大程度上源于地方金融资源的信贷配给以及财政事权和财权的不一致,为此,从财政

表 5 财政分权和金融分权的调节作用估计结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
Indigit	0.071*** (4.200)	0.257*** (4.720)	0.071*** (3.450)	0.337*** (5.330)
lnpfinan×Indigit	-0.019 (-1.000)		-0.031 (-1.320)	
lnpfinan	-0.215* (-1.660)		-0.242 (-1.530)	
lnpfiscal×Indigit		0.040*** (3.270)		0.059*** (4.120)
lnpfiscal		-0.143** (-2.030)		-0.208** (-2.530)
lnrumply	-0.263*** (-3.840)	-0.254*** (-3.820)	-0.256*** (-3.100)	-0.224*** (-2.880)
lnaedu	-0.163*** (-3.010)	-0.203*** (-3.870)	-0.151** (-2.330)	-0.220*** (-3.600)
lnrfixed	-0.011 (-0.340)	0.001 (0.040)	-0.041 (-1.050)	-0.022 (-0.600)
lnrrd	0.015 (0.220)	-0.010 (-0.140)	0.122 (1.410)	0.109 (1.220)
lnrurban	1.666*** (6.840)	1.553*** (5.670)	1.975*** (6.580)	1.872*** (5.800)
lnrgdp	-0.790*** (-9.760)	-0.838*** (-10.420)	-0.729*** (-7.330)	-0.743*** (-7.750)
_cons	3.499*** (4.930)	4.273*** (4.490)	3.237*** (3.590)	3.894*** (3.430)
Spatial rho	0.840*** (18.660)	0.790*** (13.770)	0.319*** (4.540)	0.153** (2.050)
R ²	0.199	0.051	0.254	0.012
N	330	330	330	330

金融权力的差异来分析财政分权和金融分权如何调节数字技术对地方债务风险的影响。参考现有研究(张彤和王文甫,2023),以地方财政支出占财政总支出的比重来衡量财政分权(lnpfiscal),以地方金融从业人员占金融机构从业人员的比重来衡量金融分权(lnpfinan)。基于空间自回归模型,表 5 显示了财政分权和金融分权的调节作用估计结果。

如表 5 所示,列(2)中,财政分权和数字技术水平的交叉项 lnpfiscal×Indigit 的系数在 1%的置信水平上显著为正,表明数字技术水平对地方债务风险的影响,会随着财政分权的提高而逐步提高。在地方事务性发展刚性支出下,地方财政预算内支出难以有效地支撑地方事权责任支出,中央转移支付成为地方财政缺口的重要来源,可以有效缓解地方财政收入的不足。同时,在地方财政自主权日益扩大的情况下,地方政府采取过度投资等与地方发展实际不匹配的债务融资方式来获得财政收入,从而导致地方经济结构扭曲,减弱数字技术的治理效能。列(4)中,基于省(区、市)质点地理距离矩阵的估计结果显示,lnpfiscal×Indigit 的系数同样在 1%的置信水平上显著为正,进一步证实了财政分权的正向调节作用。

五、结论与启示

基于 2011—2021 年我国 30 个省(区、市)的面板数据,运用空间计量模型分析了数字技术对地方债务风险的影响及调节机制,得出如下结论:

一是样本地区地方债务风险在经济距离空间上存在显著的正向相关关系,经济距离上的空间聚集效应明显。

二是数字技术水平的提高有利于降低地方债务风险,数字技术的债务治理效应突出,同时,这种治理效应应在省份内部相关地区更为明显。

三是经济发展水平的提高有利于降低地方债务风险水平,经济发展水平的抑制效应在本地较为突出,但是经济发展水平的区域虹吸效应较为突出,对邻近省份地方债务风险产生正向影响。同时,固定资产投资水平和城镇化率的提高会导致地方债务风险水平的提高,这种债务风险的刺激作用对全域、本地或邻近省份均较为突出。

四是财政分权在数字技术对地方债务风险的影响中产生明显的正向调节作用,财政分权水平的提高会减弱数字技术的债务风险治理效能。

防范化解地方债务风险水平,是“十四五”时期地方政府治理的重要议题。基于上述结论,得出四点启示:

一是持续加强地方债务风险防控力度,不断降低地方债务风险水平。当前,国家已经在控制债务风险增量上取得了显著成效,但仍然存在隐形债务风险、借贷存量风险以及其他“灰犀牛”风险的影响,需要持续推进地方债务风险治理,尤其是在“十四五”时期仍然要将地方债务风险治理作为国家治理的重要议题。可从顶层设计上系统设计房地产等资产风险及债务风险的周期性、区域性兼备的治理机制,突出坚持以科技自主创新形成经济发展的内生动力,扭转经济虚拟化的倾向,弱化债务风险等重要地方金融风险形成的逻辑基础,持续降低地方债务风险水平。

二是持续增强数字技术的债务治理能力。要持续推进债务风险治理的数字基础设施建设。逐步加大5G、大数据、云技术、区块链等新型基础设施的建设力度,尤其是利用区块链打破不同部门的数据壁垒,搭建地方债务风险治理大数据中心,为地方债务风险治理提供有效的载体支撑。要持续加强地方债务风险治理的数字技术模式和制度创新。持续搭建适合地方债务风险治理的数字技术预警机制,包含科技企业、政府等多主体参与的多元治理机制,提高地方债务风险的识别、响应、处置能力,为地方债务风险治理提供有效的技术支撑。此外,搭建省际地方债务风险联席会议平台,以产业链、供应链构建债务风险防控化解链,严防债务风险外溢。

三是以经济高质量发展夯实化解债务风险的基石。当前,我国宏观经济稳中向好、经济基本面长期向好的趋势没有改变,但是,全球经济发展环境仍然面临巨大挑战,需要巩固经济恢复向好的发展态势,处理好稳增长和防风险的关系,夯实经济发展的基础。尤其是要将实体经济发展放在重要位置,用好用足地方债务功能,将服务实体经济高质量发展作为地方发展的重要方向,为实体经济发展提供更为有效的债务服务。同时,在经济高质量发展过程中,要逐步加大债务融资的管理和运行模式创新,在再担保、债务能力化解等方面加大创新力度,打造适应经济高质量发展需要的债务服务机制,从而形成经济高质量发展与地方债务发展之间的良性循环。

四是适度控制地方债务规模。当前财政权力的扩展使地方政府债务扩张力度加大,需要适度控制地方债务扩张趋势。要强化属地责任,完善落实地方债务责任机制,将地方债务增量纳入政府考核体系,从制度上加大对地方债务规模的控制力度。要通过税收返还、

专项拨款、奖励补助等中央财政转移支付方式,加大对地方财力的补充,减轻地方债务压力。同时,建立中央债务风险应急救助机制,防止地方债务风险扩散。◆

参考文献:

- [1]杨志勇.地方政府债务风险:形势、成因与应对[J].人民论坛,2023(9):68-73.
- [2]贾晓俊,顾莹博.我国各省份地方债风险及预警实证研究[J].中央财经大学学报,2017(3):16-24.
- [3]马恩涛,姜超.基于AHP-TOPSIS法的我国地方政府债务风险测度研究[J].南开经济研究,2022(6):47-68.
- [4]唐云锋,张帆,毛军.地方债务风险溢出效应及其影响的测度分析[J].数量经济技术经济研究,2021,38(9):139-158.
- [5]方意,黄杏,贾妍妍.地方政府债务风险溢出效应研究[J].经济理论与经济管理,2023,43(3):40-53.
- [6]冀云阳,付文林,杨寓涵.土地融资、城市化失衡与地方债务风险[J].统计研究,2019,36(7):91-103.
- [7]钟宁桦,陈姗姗,马惠娴,等.地方融资平台债务风险的演化:基于对“隐性担保”预期的测度[J].中国工业经济,2021(4):5-23.
- [8]崔惠玉,吕炜,徐颖.减税降费与地方债务风险:基于城投债的证据[J].经济学家,2023(3):58-67.
- [9]江涛,薛媛.基于政治资源诅咒效应的地方政府债务风险形成机制及治理[J].理论探讨,2017(5):88-93.
- [10]刘禹君.人口老龄化、房价波动与地方债务风险[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2019,42(2):86-92.
- [11]张鹏飞,吴宏慧.抓住“关键少数”防范债务风险:基于地方政府融资平台新增债务的分析[J].经济学报,2023,10(1):193-229.
- [12]徐林,侯林岐,程广斌.财政分权、晋升激励与地方政府债务风险[J].统计与决策,2022,38(12):141-145.
- [13]张彤,王文甫.财政分权、金融分权与经济结构性失衡[J].财经论丛,2023(2):14-23.
- [16]联合国.2010年国际商品贸易统计:概念和定义[R/OL].(2011)[2023-6-4].[https://unstats.un.org/unsd/trade/eg-imts/IMTS%202010%20\(Chinese\).pdf](https://unstats.un.org/unsd/trade/eg-imts/IMTS%202010%20(Chinese).pdf).
- [17]LANDEFELD S.Handbook for a System of Extended International and Global Accounts(SEIGA)[R/OL].(2015)[2023-6-4].<https://unstats.un.org/unsd/trade/events/2016/newyork-egm/documents/core/Overview%20of%20Major%20of%20Issues%20for%20SEIGA%20-%20Nov%202015.pdf>.

中国西部地区西部陆海新通道 参建水平测度与评价

黄伟新¹ 钱 林²

(1.广西科技大学 经济与管理学院,广西 柳州 545006;2.北部湾大学 经济管理学院,广西 钦州 535011)

摘要:根据《西部陆海新通道总体规划》,构建西部地区陆海新通道参建水平的评价指标体系,采用熵值法和主成分分析法综合确定各级指标权重并测算西部地区陆海新通道的参建水平,计算系统耦合协调度判定各地区推进陆海新通道建设任务时的协调程度。结果表明:陆海新通道核心覆盖区总体建设水平和各项建设任务协调程度均高于辐射延展带;核心覆盖区内各地参建水平均有提升,但贵州成为本区段协调发展的短板;辐射延展带各地参建水平有升有降,且区域内各地通道建设任务协调程度良莠不齐。据此建议通道沿线各地区既要明确各自定位和加强自身建设,也要完善合作机制,促进协同发展。

关键词:西部陆海新通道;参建水平;综合测评;耦合协调度

中图分类号:F124.4

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0016-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.08.003

一、引言

西部陆海新通道(也称“陆海新通道”)是中新(重庆)战略性互联互通示范项目框架下,中国与新加坡等东南亚国家合作打造的陆海贸易新通道。该通道作为国家战略中唯一的南北向经济走廊,其建设源起中国西部大开发(李牧原,2019)^[1]。自2015年11月中新互联互通项目落户重庆,近几年在重庆、广西等西部省(区、市)积极参与推进下,这条连接“一带”和“一路”的国际物流大通道已成为深化我国陆海双向开放,推进西部大开发形成新格局,推动区域经济高质量发展的国家战略骨干通道。

2019年10月,为进一步发挥西部地区毗邻北部湾港的区位优势,提升西部地区与新加坡等东南亚国家的互联互通水平,推动西部大开发,国家印发了《西部陆海新通道总体规划》。2022年7月,西部12个省

(区、市)与海南省,以及广东省湛江市、湖南省怀化市在重庆签署《合作共建西部陆海新通道框架协议》,确立了“13+2”合作共建陆海新通道的格局。发展至今,西部地区通过参与通道建设,已可利用公路、铁路、水路、航空等多种运输方式,向南经过广西、云南等沿海沿边口岸,通过新加坡、万象、曼谷等东南亚地区主要物流节点,通达东南亚、南亚等区域;向北与中欧班列连接,利用兰渝铁路及西北地区主要物流节点,通达欧洲、南亚、中亚等地区;向东与长江黄金水道衔接,利用武汉、长沙、合肥、南昌、上海等主要物流节点,通达长江经济带各地和海外地区。但由于不同地区发展理念各异、利益诉求不同,难免出现虽重视陆海新通道发展,但参与通道建设的侧重点、支持力度以及推进程度各异的情况。事实上,学界也注意到西部地区参与陆海新通道建设所要关注的问题。比如,张金萍和强

基金项目:国家社会科学基金项目“中国西部地区优化合作机制参建国际陆海贸易新通道研究”(19BGL284)。

作者简介:黄伟新(1986—),男,广西宾阳人,博士,高级经济师,研究方向为区域合作与通道可持续创新;钱林(1997—),女,湖北荆州人,在读硕士,研究方向为港口物流与东盟港口城市经贸合作。

宁娟(2020)探讨了重庆在共建西部陆海新通道中面临的机遇与挑战^[2]。刘昭然(2020)分析了贵州推进西部陆海新通道情况^[3]。宁坚(2020)指出四川在参与西部陆海新通道建设中面临物流成本偏高等问题,通过分析对比成都至河内不同运输方式的成本效率,针对性地提出西部陆海新通道物流降本增效的对策建议^[4]。姚勤华(2017)指出云南应充分发挥与边界地区相连的地理优势,建立以昆明为中心的海陆空立体交通网,建设成为内外衔接的大通道^[5]。陈光和冉淑青等(2021)对陕西等8省份的通道贸易能力进行了比较分析^[6]。胡必松(2017)通过研究陕渝铁水联运通道建设的架构方案,从社会经济发展、能源供应和铁水联运格局方面论证了通道建设的必要性^[7]。马志妍和刘德光(2020)提到兰州作为内陆主要货源地节点和主要铁路枢纽节点,由此形成大量人才流、信息流、物流、商流等重要通道的贯通,将充分发挥出甘肃在“大通道”区位优势^[8]。马静(2020)探讨了西部陆海新通道背景下青海口岸通道建设的对策^[9]。刘娴(2019)探讨了广西建设西部陆海新通道的现状、问题及对策^[10]。赵光辉和谢柱军等(2020)论证了广西响应建设西部陆海新通道的现实性与可能性^[11]。司志阳和王芳等(2021)采用主成分分析和引力模型等方法构建广西物流网络体系,提出广西应依托西部陆海新通道建设,通过优化产业支撑,完善口岸功能,搭建供应链服务平台来发展现代物流业^[12]。赵明飞和昌亭等(2021)运用BCC数学模型,对西部陆海新通道各地区的运输效率和交通运输业的发展水平进行测评,并分析重庆交通运输业发展的优势和劣势^[13]。王景敏和崔利刚(2021)从时间、空间两个维度测算分析了西部陆海新通道沿线省份物流效率情况及其动态演进,并识别出影响物流效率的重要因素^[14]。余川江和龚勤林等(2022)在开放型通道经济发展模式视角下提出了空间融合扩展的全面开放、产业互补发展的协同增长、贸易物流发展的双向畅通和区域协调机制创建的政策沟通等西部陆海新通道发展路径^[15]。

综上所述,现有研究和实践均表明中国西部地区已经积极参与到通道的建设中,并针对各自条件制定相应方案推动西部陆海新通道建设,但是关于西部陆海新通道沿线地区参建水平的实证研究较少,对西部地区参与通道建设开展综合测评的研究尚未起步。因

此,本研究在物流通道建设理论基础上,借鉴物流通道建设评价指标体系设计思路和测评方法,构建涵盖《西部陆海新通道总体规划》建设内容的指标体系,综合测度与评价西部各省(区、市)参与通道建设的水平及其系统耦合协调度,以此凝聚合力推动西部陆海新通道高质量发展。

二、西部地区陆海新通道参建水平指标体系构建与评价模型

(一)评价指标体系构建

2019年8月,国家发展改革委印发《西部陆海新通道总体规划》,从加快运输通道建设、加强物流设施建设、提升通道运行与物流效率、促进通道与区域经济发展、加强通道对外开放合作5个方面对通道建设作出了总体规划。结合规划的主要内容,综合考虑西部地区参与陆海新通道建设的具体情况,遵循科学性、系统性、代表性、可行性及相对独立性原则,本研究构建了西部地区陆海新通道参建水平评价指标体系(见表1)。

表1中,评价指标体系的5个一级指标分别对应《西部陆海新通道总体规划》的5个方面建设内容。其中,运输通道建设的4个二级指标分别对应总体规划要求沿线地区和相关部門在合作加快运输通道建设时涉及的提高干线运输能力、加强港口分工协作、提升综合交通枢纽功能、加强与周边国家设施联通4个较为具体的内容。物流设施建设的3个二级指标对应总体规划关于加强通道物流设施建设涵盖的优化物流枢纽布局、完善物流设施及装备、提升物流信息化水平等内容。通道运行与物流效率的2个二级指标、通道与区域经济融合发展的3个二级指标以及通道对外开放合作的3个二级指标同样根据总体规划要求设定。至于指标体系中34个三级指标的选取及测量,是在对二级指标进行理论剖析和结合总体规划具体建设内容和发展目标的基础上,从沿线地区参与通道建设的核心关键指标及其所能贡献的比例来设定。比如以公路为代表的干线运输能力建设理论上应该是主要修建高速公路,而不是一些低级别的公路。由于物流通道建设要形成的是纵横交错且畅通无阻的交通网络,因此要测量沿线地区在高速公路运输能力建设中的参与程度,可以通过计算本地区高速公路总里程在西部陆海新通道沿线所有省(区、市)高速公路总里程的

表 1 西部地区陆海新通道参建水平评价指标体系及指标权重

一级指标	二级指标	三级指标	熵值法分析结果			主成分分析结果	
			信息熵值	信息效用值	三级指标权重	综合得分系数	三级指标权重
运输通道建设 (29.45%)	干线运输能力 (31.48%)	本地高速公路里程数占通道全线比重(3.23%)	0.9975	0.0025	3.18%	0.156	3.27%
		本地铁路里程数占通道全线比重(2.82%)	0.9979	0.0021	2.72%	0.139	2.92%
		本地航道总长度占通道全线比重(3.23%)	0.9972	0.0028	3.58%	0.137	2.87%
	港口分工协作水平(10.87%)	本地生产用码头泊位数占通道全线比重(3.20%)	0.9974	0.0026	3.25%	0.150	3.15%
	综合交通枢纽功能(29.35%)	本地所有枢纽城市公路网密度(3.17%)	0.9976	0.0024	3.00%	0.159	3.33%
		本地所有枢纽城市公路货运水平(2.87%)	0.9978	0.0022	2.73%	0.143	3.01%
		本地所有枢纽城市航空货运量占全省比重(2.61%)	0.9978	0.0022	2.73%	0.119	2.49%
	与周边国家设施联通 (28.30%)	本地对外开放口岸数占通道全线比重(4.94%)	0.9945	0.0055	6.96%	0.139	2.92%
		本地国际机场数占通道全线比重(3.40%)	0.9969	0.0031	3.92%	0.137	2.87%
物流设施建设 (24.45%)	物流枢纽布局建设 (28.36%)	本地国家级物流枢纽数占通道全线比重(4.75%)	0.9946	0.0054	6.85%	0.126	2.65%
		本地物流服务水平(2.19%)	0.9986	0.0014	1.81%	0.122	2.56%
	物流设施及装备完善 (46.23%)	本地物流基础设施投资水平(3.04%)	0.9975	0.0025	3.14%	0.140	2.93%
		本地移动电话普及率(2.23%)	0.9984	0.0016	2.07%	0.113	2.38%
		本地人均耗电量*(2.99%)	0.9979	0.0021	2.61%	0.161	3.37%
		本地人均能耗量*(3.06%)	0.9978	0.0022	2.74%	0.161	3.37%
	物流信息化水平(25.41%)	本地电子商务交易额占通道全线比重(3.53%)	0.9970	0.0030	3.86%	0.152	3.19%
		本地互联网域名数占通道全线比重(2.69%)	0.9981	0.0019	2.41%	0.142	2.97%
通道运行与物流效率 (15.71%)	物流运输组织效率 (80.59%)	本地公路货物周转量占通道全线比重(3.47%)	0.9970	0.0030	3.85%	0.147	3.08%
		本地铁路货物周转量占通道全线比重(3.09%)	0.9973	0.0027	3.43%	0.131	2.74%
		本地海铁联运班列开行数占通道全线比重(2.75%)	0.9981	0.0019	2.41%	0.147	3.09%
		本地航空货运量占通道全线比重(3.36%)	0.9972	0.0028	3.61%	0.148	3.11%
	通关便利化程度(19.41%)	本地进口货物通关时间*(1.47%)	0.9993	0.0007	0.85%	0.100	2.09%
		本地出口货物通关时间*(1.58%)	0.9996	0.0004	0.47%	0.128	2.69%
通道与区域经济融合发展 (14.51%)	通道经济发展 (40.18%)	本地物流与经济耦合协调度指数(3.37%)	0.9965	0.0035	4.44%	0.110	2.30%
		本地人均 GDP(2.46%)	0.9983	0.0017	2.22%	0.128	2.69%
	枢纽经济培育 (44.55%)	本地枢纽城市 GDP 占通道沿线所有枢纽城市的比重(3.52%)	0.9972	0.0028	3.51%	0.168	3.52%
		本地枢纽城市人均 GDP(2.95%)	0.9979	0.0021	2.63%	0.156	3.27%
	营商环境改善 (15.27%)	本地市场化指数(2.22%)	0.9988	0.0012	1.52%	0.139	2.91%
通道对外开放合作 (15.88%)	贸易开放合作 (35.96%)	本地进口贸易额占 GDP 比重的区位熵指数(2.62%)	0.9982	0.0018	2.33%	0.138	2.90%
		本地出口贸易额占 GDP 比重的区位熵指数(3.10%)	0.9977	0.0023	2.90%	0.157	3.29%
	投资开放合作 (29.12%)	本地外资企业数占比的区位熵指数(2.26%)	0.9986	0.0014	1.78%	0.130	2.73%
		本地对外投资额占 GDP 比重的区位熵指数(2.37%)	0.9985	0.0015	1.90%	0.135	2.84%
	旅游开放合作 (34.92%)	本地国际旅游人数占通道全线比重(3.04%)	0.9978	0.0022	2.77%	0.158	3.31%
		本地国际旅游外汇收入占通道全线比重(2.51%)	0.9986	0.0014	1.82%	0.152	3.19%

注：*表示评价指标体系中该指标为负向指标，其余为正向指标。三级指标中括号内数值为熵值法和主成分分析法计算权重的平均值。二级指标中括号内数值为该指标相对于一级指标的权重，该数值和一级指标括号内的数值均由三级指标中括号内权重计算得到。

比重来表示。至于不需要计算本地区在通道全线比重的指标,可以根据理论与实践综合考虑而定。比如枢纽经济培育下设 2 个指标,其中本地枢纽城市人均 GDP 衡量的是本地区物流枢纽承载城市经培育后的经济发展水平,本地枢纽城市 GDP 占通道沿线所有枢纽城市的比重则衡量本地区物流枢纽承载城市经培育后省份的枢纽城市在通道全线的竞争力。

由于总体规划的发展目标之一是实现通道与区域经济融合发展,因此通道经济发展下设了本地物流与经济耦合协调度指数^①和本地人均 GDP 两个指标,前者能够衡量通道建设与区域经济的耦合协调度,后者则可以衡量本地区参与通道建设所实现的经济发展水平。然后,在衡量贸易开放度和投资开放度中,已有研究一般使用贸易额占 GDP 比重衡量地区贸易开放水平,使用外资企业数占地区企业总数比重衡量外资开放水平,使用对外投资额占 GDP 比重衡量对外投资开放水平。由于区位熵^②能够衡量某一区域要素的空间分布情况,因此本研究引入本地进口贸易额占 GDP 比重的区位熵指数、本地出口贸易额占 GDP 比重的区位熵指数衡量本地区在西部陆海新通道贸易开放中的参与程度,利用本地外资企业数占比的区位熵指数、本地对外投资额占 GDP 比重的区位熵指数衡量本地区在西部陆海新通道投资开放中的参与程度。

(二)评价指标权重确定、综合得分与系统耦合协调度计算

使用 SPSSAU 在线统计分析平台的熵值法和主成分分析法来确定上述指标体系中每个三级指标的权重。由于这两种方法在计算指标权重前要对指标的原始数值进行标准化处理,同时本研究设定的指标中既有正向指标又有负向指标,因此在 SPSSAU 输入数据之前,采用极差归一化的方法对原始数据矩阵进行无

量纲标准化处理。其中:

$$\text{正向指标标准化公式为: } y_{ij}^+ = c + \frac{x_{ij}^+ - x_{j\min}^+}{x_{j\max}^+ - x_{j\min}^+} \times d$$

$$\text{负向指标标准化公式为: } y_{ij}^- = c + \frac{x_{j\max}^- - x_{ij}^-}{x_{j\max}^- - x_{j\min}^-} \times d$$

两式中,常数 c 的作用是对数据进行平移,常数 d 的作用在于对数据进行缩放,根据本文数据情况,取 $c=60$ 、 $d=40$,那么各指标值标准化后取值范围为 $[60, 100]$ 。原始数据经过上述方法进行无量纲标准化处理,导入 SPSSAU 在线统计分析平台,选择熵值法计算得到各三级指标信息熵值、信息效用值和权重,选择主成分分析法计算得到的各三级指标综合得分系数和权重,如表 1 所示。为尽可能客观确定西部地区陆海新通道参建水平各级指标的权重,本研究取表 1 给出的熵值法和主成分分析法所得指标权重的平均值为指标体系三级指标的最终权重,在此基础上,计算得到指标体系一级指标的权重,以及二级指标相对于其上一级指标的权重。

本研究使用如下公式计算西部地区陆海新通道参建水平的综合评价值:

$$S_i^t = \sum_{j=1}^n w_j y_{ij}^t$$

式中, S_i^t 为 i 地区第 t 年的综合评价得分, w_j 为第 j 个三级指标权重, y_{ij}^t 表示第 t 年 i 地区第 j 个三级指标经平移处理后的无量纲化值。特别地,当 $n=34$ 时,计算得到的是第 t 年 i 地区的综合得分;当 n 等于某一级指标或二级指标下辖三级指标个数时,计算得到的是第 t 年 i 地区一级指标或二级指标的综合得分。最后,根据上述公式计算得到各地区一级指标和二级指标的综合得分,结合表 1 给出的一级指标和二级指标权重,测算出西部地区参与陆海新通道各项建设任务的耦合协调度。

①本地物流与经济耦合协调度指数计算公式为: $D = \sqrt{C \times T}$ 。式中, D 表示耦合协调度; C 表示耦合度,其计算公式为: $C = \left[\frac{f(x) \times f(y)}{\left[\frac{f(x) + f(y)}{2} \right]^2} \right]^{\frac{1}{2}}$ 。

f(x) 表示物流系统发展水平,用本地运输仓储邮政业增加值表示; f(y) 表示地区经济发展水平,用本地 GDP 表示。T 为综合评价指数,计算公式为: $T = 0.5f(x) + 0.5f(y)$ 。

②区位熵的计算公式为: $LQ_{ij} = \frac{q_{ij}/q_i}{q_j/q}$ 。具体到本研究中,式中各参数的含义不一致。以本地进口贸易额占 GDP 比重的区位熵指数为例,分子 q_{ij}/q_i 表示 j 地区进口贸易额占 GDP 比重,分母 q_i/q 表示陆海新通道沿线所有省(区、市)进口贸易额占通道全线 GDP 总和的比重。

(三)数据来源及处理

本文选取的研究样本涉及 2016—2020 年西部陆海新通道沿线西部 12 个省(区、市)的 34 项指标统计数据。鉴于海南全省也在总体规划中,因此在计算指标体系中相对指标的时候也涵盖了海南省的相关数据。上述指标所需的数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国口岸年鉴》《中国港口年鉴》,以及 EPS 数据库和各省(区、市)国民经济和社会发展统计公报、统计年鉴等。部分缺失数据,采用拉格朗日插值法填补。

三、西部地区陆海新通道参建水平的测评

(一)总体分析

表 2 给出了西部地区陆海新通道参建水平综合

评价价值及其系统耦合协调度。总体看,西部地区陆海新通道整体建设水平呈现上升趋势。截至 2020 年,西部地区通道整体建设水平达到 75.24,较 2019 年小幅下降,主要原因在于新冠疫情的暴发,极大限制了地区货物和人员流动,影响地区商贸及投资活动,但即便如此,西部地区通道全线建设水平也比 2016 年高出 2.47。与此同时,在国家大力支持中新(重庆)战略性互联互通示范项目推动下,西部陆海新通道建设全线系统耦合协调度也有所提升,从 2016 年的 0.56 上升到 2020 年的 0.62,耦合协调度等级也从原来的勉强协调变为初级协调。

表 2 2016—2020 年西部地区陆海新通道参建水平的综合得分及系统耦合协调度

		2016 年		2017 年		2018 年		2019 年		2020 年	
		综合评价值	耦合协调度	综合评价值	耦合协调度	综合评价值	耦合协调度	综合评价值	耦合协调度	综合评价值	耦合协调度
通道全线		72.77	0.56	73.52	0.59	74.08	0.60	75.76	0.64	75.24	0.62
核心覆盖区	广西	75.01	0.70	75.98	0.74	76.05	0.74	78.31	0.80	77.71	0.78
	云南	74.75	0.67	76.55	0.74	77.50	0.79	78.98	0.82	81.16	0.89
	贵州	71.43	0.51	72.72	0.50	72.03	0.48	72.88	0.49	73.53	0.47
	重庆	76.07	0.71	78.07	0.78	78.75	0.80	81.49	0.85	81.09	0.84
	四川	79.84	0.85	80.60	0.84	80.70	0.84	83.94	0.90	83.01	0.88
	均值	75.42	0.69	76.78	0.72	77.01	0.73	79.12	0.77	79.30	0.77
辐射延展带	陕西	73.82	0.64	74.67	0.66	76.03	0.68	78.26	0.73	77.20	0.68
	甘肃	69.82	0.47	70.27	0.48	71.52	0.53	73.67	0.57	72.26	0.54
	宁夏	67.90	0.27	68.96	0.33	68.20	0.30	68.86	0.29	68.19	0.24
	青海	66.73	0.31	67.16	0.30	68.04	0.33	68.02	0.32	68.67	0.36
	西藏	68.48	0.25	68.47	0.33	69.68	0.37	69.87	0.40	68.47	0.33
	内蒙古	76.91	0.73	74.83	0.66	75.98	0.68	77.74	0.74	76.65	0.70
	新疆	72.50	0.59	73.91	0.66	74.50	0.67	77.15	0.75	74.93	0.67
	均值	70.88	0.47	71.18	0.49	71.99	0.51	73.37	0.54	72.34	0.50

注:耦合协调度等级划分标准为:[0,0.1)为极度失调,[0.1,0.2)为严重失调,[0.2,0.3)为中度失调,[0.3,0.4)为轻度失调,[0.4,0.5)为濒临失调,[0.5,0.6)为勉强协调,[0.6,0.7)为初级协调,[0.7,0.8)为中级协调,[0.8,0.9)为良好协调,[0.9,1.0]为优质协调。

(二)核心覆盖区与辐射延展带比较分析

从表 2 可知,西部陆海新通道核心覆盖区总体参建水平一直在上升,截至 2020 年其总体参建水平均值达到 79.3,比 2016 年高 3.88;核心覆盖区陆海新通道建设系统耦合协调度为 0.77,达到中级协调,主要原因在于核心覆盖区的建设基础较好。随着《西部陆海新通道总体规划》的发布,通道建设上升为国家战略,

核心覆盖区的建设步伐进一步加快。在此背景下,核心覆盖区的系统耦合协调度有所提升,耦合协调度等级从 2016 年的初级协调变为 2020 年的中级协调。相比之下,辐射延展带总体参建水平比核心覆盖区要低,而且两者之间均值的差已从 2016 年的 4.54 扩大到 2020 年的 6.96,存在差距扩大趋势。但该区域总体还是呈现提升态势,只是增幅相对较低,且在 2019 年

达到峰值后下降,该区段通道建设系统耦合协调度也在濒临失调和勉强协调之间徘徊。

(三)具体省(区、市)比较分析

图1展示的是2020年西部各省(区、市)陆海新通道参建水平及其一级指标情况。由图1可知,以秦岭—淮河为界,总体而言,除贵州外,陆海新通道南线的通道参建水平高于北线。关于规划要求的加快运输通道建设、加强物流设施建设、提升通道运行与物流效率、促进通道与区域经济融合发展、加强通道对外开放合作5项任务,西部各省(区、市)均着重于运输通道建设,然后是物流设施建设。其他3个方面工作,各省(区、市)因地制宜,在参建工作中各有侧重,比如四川在提升通道运行与物流效率方面最突出,重庆在促进通道与区域经济融合发展方面表现较好,云南在加强通道对外开放及国际合作中最具代表性。

结合表2的分析可以发现,陆海新通道南线5个省(区、市)中,贵州参建水平最低,而且该省通道建设系统耦合协调度一直在濒临失调和勉强协调之间徘徊,远低于南线其他地区。同一区域内的云南,近五年通道建设水平一直在提升,且通道建设系统耦合协调度从最初的初级协调提升到良好协调。北线所有省(区、市)中,除陕西外,沿边省份内蒙古、新疆的通道参建水平较高,而且其通道建设系统耦合协调度均达到初级协调。其他省(区、市)的通道参建水平较低且进步缓慢,如西藏、宁夏和青海的综合得分均低于70,同时这些省(区、市)的通道建设各项任务也不够协调,2020年的耦合协调度仍低于0.4,处于轻度失调或中度失调状态。

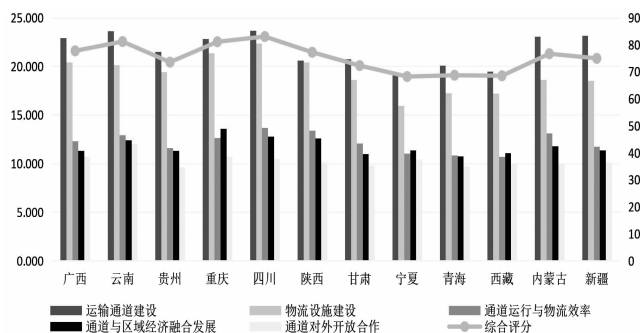


图1 西部地区陆海新通道参建水平

(四)分项指标分析

1. 运输通道建设水平分析

从图2中2020年西部各省(区、市)运输通道各

分项指标建设水平看,广西、贵州、四川、陕西、甘肃将提升区内的干线运输能力作为首要工作;云南、内蒙古则在干线运输能力建设和与周边国家设施联通两项工作上同时发力;新疆作为向西开放门户,其首要工作是推进与周边国家设施联通。其他地区中,重庆作为陆海新通道的核心区,把参与运输通道建设的重点放在加强本地区的综合交通枢纽功上;宁夏、青海、西藏重点加强本地区综合交通枢纽功能的原因在于受本地区经济实力限制,其更多扮演着陆海新通道辐射延展带中转地角色。至于港口分工协作水平,鉴于陆海新通道沿线地区水路贯通难度较大,所以各省(区、市)在该指标的投入建设力度相对而言都是最低的。各省(区、市)在运输通道各分项指标建设情况的差异,导致了西部省(区、市)间陆海新通道运输通道系统耦合协调度不同。其中,核心覆盖区的贵州、重庆运输通道系统耦合协调度介于0.5—0.6之间,云南、广西处于0.6—0.7之间,四川运输通道系统耦合协调度最高,为0.71。辐射延展带各省(区、市)的运输通道系统耦合协调度,除甘肃处于勉强协调区间,其余省(区、市)都低于0.5,说明辐射延展带绝大部分地区在推动运输通道建设时没有很好地协调推进各项建设任务。

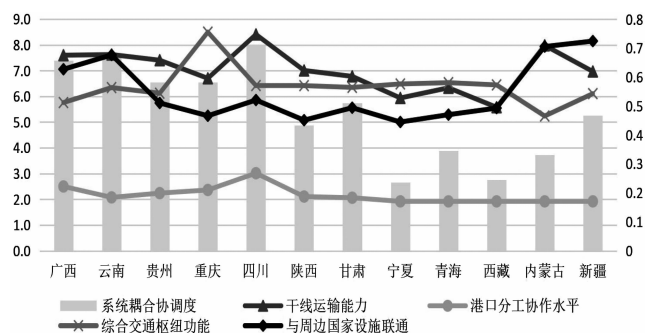


图2 西部地区陆海新通道运输通道系统耦合协调度及分项指标建设水平

2. 物流设施建设水平分析

图3给出的是2020年西部地区陆海新通道物流设施系统耦合协调度及分项指标建设情况。从图3可知,陆海新通道沿线地区在推进物流设施建设时,都将本地区的物流设施及装备完善作为首要任务,其次是物流枢纽布局建设,最后是本地区的物流信息化水平。但由于各地区对各项任务的投入力度及进程把控上存在差异,使各地区的物流设施系统耦合协调度出现

较大差距,具体表现在:陆海新通道核心覆盖区各省(区、市)的物流设施系统耦合协调度均大于 0.7,其中四川更是高于 0.9,说明该区段在物流设施及装备完善、物流枢纽布局建设、物流信息化水平等方面能够协调推进,一定程度上实现了陆海新通道物流设施系统的协调。在辐射延展带,陕西物流设施系统耦合协调度达到初级协调,为 0.77;甘肃、新疆分别为 0.58、0.51,实现勉强协调;其余省(区、市)均没有实现各项任务之间的协调推进,宁夏更是处于严重失调状态。

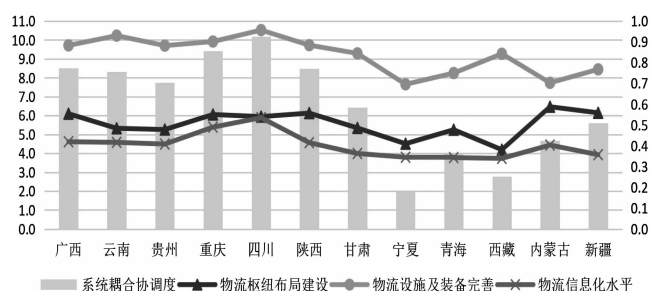


图3 西部地区陆海新通道物流设施系统耦合协调度及分项指标建设水平

3. 通道运行与物流效率分析

从图4可知,2020年西部陆海新通道沿线各省(区、市)的通关便利程度几乎可以连成一条直线,说明通道沿线各省(区、市)进出口通过时间几乎一致,货物无论从沿线哪个口岸办理进出关手续都能获得较为相近的便利化体验。但对物流运输组织效率而言,各省(区、市)之间存在一定的差异,表现为:一是核心覆盖区的物流运输组织效率整体高于辐射延展带;二是核心覆盖区内部,物流运输组织效率从沿海沿边地区到成渝两地由低变高,并以四川最高;三是辐射延展带的物流运输组织效率陕西、内蒙古较高,宁夏、青海、西藏等地都较低。基于上述情形,整条陆海新通道只有宁夏、青海、西藏的通道运行与物流效

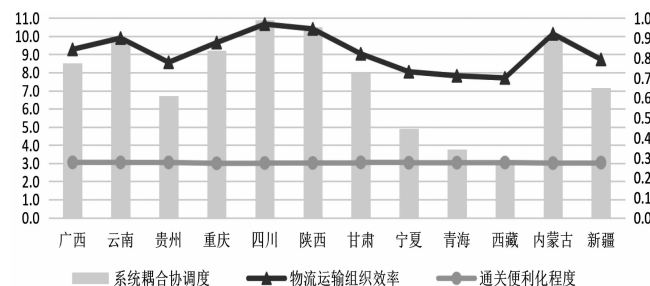


图4 西部地区陆海新通道运行与物流效率系统耦合协调度及分项指标建设水平

率系统耦合协调度低于 0.5。其他省(区、市)通道运行与物流效率系统耦合协调度最低的是贵州,为 0.61;最高为四川,超过了 0.9,处于优质协调状态。

4. 通道与区域经济融合发展分析

图5展示了2020年西部陆海新通道与区域经济融合发展情况。从图5可知,陆海新通道沿线各省(区、市)营商环境改善总体较为接近,但核心覆盖区略高于辐射延展带。在通道经济发展方面,重庆的通道经济发展表现最好,其次为陕西和内蒙古,最后两位是贵州和新疆。在枢纽经济培育方面,重庆由于位处陆海新通道关键节点,其枢纽经济培育成效最为显著;四川与重庆毗邻,拥有多个国家物流枢纽承载城市,加上成渝两地产业综合实力较强,其枢纽经济培育值得其他地区学习。在通道与区域经济融合发展的耦合协调度方面,青海、西藏的营商环境改善与枢纽经济培育都较低,其通道与区域经济融合发展的系统耦合协调度均处于 0.3—0.4 之间,促进通道与区域经济融合发展各项任务协调情况不甚理想。其他省(区、市)通道与区域经济融合发展系统耦合协调度最低的是甘肃,但也接近 0.6,重庆则达到 0.95,这些地区在促进通道与区域经济融合发展各项工作中的表现值得肯定。

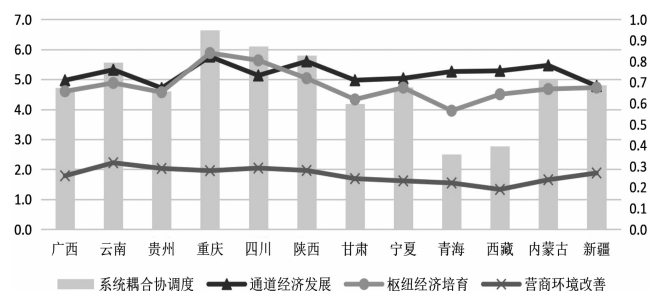


图5 西部地区陆海新通道与区域经济融合发展系统耦合协调度及分项指标建设水平

5. 通道对外开放合作分析

从图6可知,2020年西部陆海新通道沿线各省(区、市)投资开放合作水平基本一致,说明整条陆海新通道沿线的投资开放合作是在沿线各省(区、市)的齐步推进下提升的。在贸易开放合作领域,宁夏在内陆开放型经济试验区建设方面探索多年,其在陆海新通道的贸易开放合作中扮演重要角色。在旅游开放合作中,云南旅游资源丰富,拥有国家级旅游景区232个,还有3个国家生态旅游示范区、3个国家旅游度假区,

因此在参与陆海新通道旅游开放合作中具有示范作用。但由于西部地区整体开放水平较低,贸易、投资以及旅游三大领域之间未能形成相互促进的良好格局,所以陆海新通道沿线各省(区、市)的通道对外开放合作系统耦合协调度都很低。比如云南、重庆的通道对外开放合作系统耦合协调度在所有省(区、市)中居于前二,但也只介于 0.5—0.6 之间,属于勉强协调水平,其余省(区、市)则都在 0.5 以下,贵州、甘肃更是处于严重失调状态。

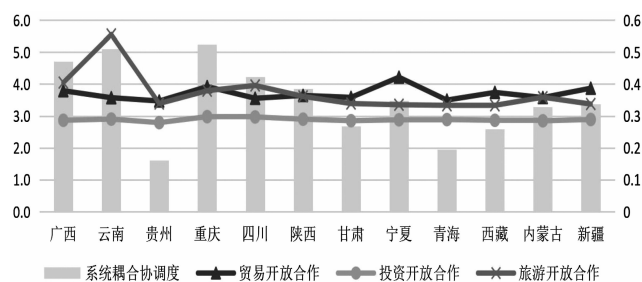


图6 西部地区陆海新通道对外开放合作系统耦合协调度及分项指标建设水平

四、结论与建议

(一) 研究结论

本研究根据《西部陆海新通道总体规划》，构建了西部地区陆海新通道参建水平的评价指标体系，采用熵值法和主成分分析法综合确定各项指标权重，并测算 2016—2020 年西部地区陆海新通道参建水平及其系统耦合协调度，得出以下主要结论：

第一，西部地区陆海新通道整体建设水平呈现上升趋势，通道建设系统耦合协调度有所提升，已从初始的勉强协调提升为初级协调。

第二，西部陆海新通道核心覆盖区总体参建水平稳步提升，且该区段通道建设系统耦合协调度已处于中等协调。相比之下，辐射延展带总体参建水平比核心覆盖区低，且与核心覆盖区存在差距扩大趋势，同时该区段通道建设系统耦合协调度也在濒临失调和勉强协调之间徘徊。

第三，西部各省(区、市)陆海新通道参建水平有高有低。核心覆盖区内，四川参建水平最高，且本区段通道系统最稳定协调；贵州参建水平最低，通道建设各项任务协调度一直在濒临失调和勉强协调之间徘徊；云南通道建设水平一直在提升，且通道建设各项任务实现良好协调；重庆和广西通道建设虽受疫情影

响严重，通道参建水平小有回落，但总体表现仍居于前列。辐射延展带中，陕西是核心覆盖区(不含贵州)外通道参建水平最高的省份；随后依次是内蒙古、新疆，其通道建设系统耦合协调度达到初级协调；其他省份的通道参建水平较低且提升缓慢，通道建设各项任务也不够协调。

第四，西部地区陆海新通道的各项建设任务，所有省(区、市)均是先加强运输通道建设，然后是物流设施建设。至于规划要求的提升通道运行与物流效率、促进通道与区域经济融合发展、加强通道对外开放合作，各省(区、市)因地制宜，在参建工作中各有侧重。

(二) 对策建议

根据上述结论，结合陆海新通道建设目标和西部地区实际情况，提出如下建议：

第一，明确各地区在通道建设发展中的战略定位，注重协同发展。虽然西部陆海新通道建设和发展有其总体目标和任务要求，但将这些目标和任务拆解到各省(区、市)的时候，要想让每个省(区、市)全心投入通道建设，最基础的工作就是找准各省(区、市)在通道建设中的战略定位。为此，需要全面剖析各省(区、市)所面临的内外部环境，结合本地区实际，找准自身在通道建设中的发展定位，保证各省(区、市)在参与通道建设过程中，合理分配资源，有目的、分阶段地参与通道建设。同时，由于陆海新通道建设强调整体运行顺畅高效，任何一个环节或者区段存在短板都将影响通道运行效率，所以还需要各省(区、市)明确自身发展定位，在参建过程中就陆海新通道总体规划中分阶段要解决的重点难点任务，克服困难，会同国家相关部委以及其他省份协同推进。比如运输通道建设方面，要加快推进具有运输承载力的基础设施建设，积极推进铁路扩能改造项目，改扩建局部线路，增建复线、支线及联络线，打通“卡脖子”路段和“断头路”。在物流设施建设方面，应尽快建设一体化公共信息服务平台，提供高效优质的信息服务，推动物流降本增效，实现沿线地区物流信息互通共享。在通道运行与物流效率方面，要推动运输方式一体衔接，构建多种运输方式衔接紧密、高效便捷的多式联运系统，加快实现集装箱资源共享共用，提升陆海联运衔接顺畅度。在通道与区域经济融合发展方面，各地区应该在做优做实自身特色产业的基础上，加强与毗邻地区的产业关联及分



工协作,增强辐射带动力,推动地区间的产业优势互补与协同创新发展。在通道开放合作方面,既要鼓励各地区提升已有开放平台的特色和水平,也要加强地区之间开放平台的合作,以此共享通道开放合作的成果。

第二,完善沿线地区协作机制,增强良性互动。一是依托现有合作基础,重点建立健全区域之间利益协调与补偿机制、政策协调机制、风险联合防范工作机制、基础设施联通协调机制和投融资合作对接机制,明确不同省(区、市)在西部陆海新通道建设中的重点和优先顺序,共同商讨利益分享、补偿方案,防止各行其是、“一窝蜂”而上,提高西部陆海新通道建设的效率。二是西部陆海新通道沿线地区应该深入谋划,团结协作建立一个专门服务于通道沿线各地的数据共享信息平台。这个平台不仅能吸引技术、资金、人才等各类发展要素,还可以帮助企业灵活进入市场、开拓市场而无须过多考虑地理位置等因素,避免资源配置效率不高、要素流动不畅等问题,推动西部陆海新通道高水平发展。三是由于一些难点问题具有跨部门的特征,因此需要在不同地区和行政主体之间建立协调发展机制,重视用多个部门联合的方式共同解决西部陆海新通道建设协作的政策、管理问题,同时提高西部陆海新通道建设省部际联席会议和西部陆海新通道省际协商合作联席会议召开的频率。

第三,加强宣传引导,形成共建共享陆海新通道的良好氛围。陆海新通道建设是系统工程,不可能一蹴而就,也不会一帆风顺,加强舆论宣传引导能够激起通道沿线地区参与建设的热情,也能够吸引更多社会力量参与通道建设和共享通道建设成果,形成全社会关注和支持陆海通道建设的良好局面。◆

参考文献:

[1]李牧原.西部陆海新通道的前世今生与当下行动[J].

中国远洋海运,2019(10):38-39.

[2]张金萍,强宁娟.重庆市在共建“西部陆海新通道”中面临的机遇与挑战[J].对外经贸,2020(4):47-49.

[3]刘昭然.西部陆海新通道推进情况分析:以贵州省为例[J].大陆桥视野,2020(12):36-38.

[4]宁坚.促进四川南向物流降本增效,推动西部陆海新通道高质量发展[J].交通建设与管理,2020(4):49-53.

[5]姚勤华.中缅交通互联互通现状与前景分析:以云南基础设施建设为视角[J].社会科学,2017(5):25-37.

[6]陈光,冉淑青,方心.提升陕西国际贸易通道能力的路径研究:基于八省份的比较分析[J].对外经贸实务,2021(10):26-30.

[7]胡必松.陕渝铁水联运通道研究[J].铁道标准设计,2017,61(6):24-29.

[8]马志妍,刘德光.陆海新通道背景下甘肃及西部产业经济融合发展的路径选择[J].全国流通经济,2020(16):144-145.

[9]马静.西部陆海新通道背景下青海省口岸通道建设的对策研究[J].中国管理信息化,2020,23(11):227-228.

[10]刘娟.建设西部陆海新通道:中国广西的现状、问题及对策[J].东南亚纵横,2019(6):67-76.

[11]赵光辉,谢柱军,任书玉.西部陆海新通道枢纽经济效益分析[J].东南亚纵横,2020(2):94-102.

[12]司志阳,王芳,王巍,等.西部陆海新通道背景下广西现代物流体系构建研究[J].物流研究,2021(1):21-30.

[13]赵明飞,昌亭,况野.陆海新通道建设14省区市经济一体化资源配置效率实证研究:对重庆市交通运输业的效率对比分析[J].统计理论与实践,2021(2):10-16.

[14]王景敏,崔利刚.西部陆海新通道沿线省份物流效率的时空演进及影响因素:基于沿线省份面板数据的实证分析[J].重庆理工大学学报(自然科学),2021,35(12):243-255.

[15]余川江,龚勤林,李宗忠,等.开放型通道经济发展模式视角下“西部陆海新通道”发展路径研究:基于国内省域分析和国际竞争互补关系分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2022,28(1):65-80.

新发展理念下中部地区高质量发展水平测度及障碍因子诊断

刘倩倩

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要: 在全面把握高质量发展科学内涵的基础上, 首先构建中部地区高质量发展水平测度指标体系, 使用熵权-TOPSIS 法计算 2012—2021 年中部地区高质量发展综合指数, 量化中部六省高质量发展水平; 然后使用障碍度模型计算中部地区各省高质量发展的影响因素, 挖掘各省高质量发展的主要障碍因子。得出中部地区整体高质量发展水平向好, 但省际高质量发展水平存在不均衡现象以及绿色性和开放性对中部地区高质量发展的制约程度逐渐加深等结论, 并根据研究结果提出推动中部地区高质量发展的对策建议。

关键词: 中部地区; 高质量发展; 熵权-TOPSIS 法; 障碍度模型; 新发展理念

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)08-0025-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.08.004

一、引言

中国特色社会主义进入了新时代, 中国经济发展也进入了新时代, 基本特征是我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。实现经济高质量发展是当前和今后一个时期确定发展思路、制定经济政策、实施宏观调控的根本要求, 是开启全面建设社会主义现代化国家新征程的关键一招。

党的十八届五中全会提出了“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念, 引领中国在破解发展难题上增强动力, 不断朝着更高质量、更有效率、更加公平、更可持续的方向前进。创新是实现高质量发展的不竭动力, 协调是实现高质量发展的内在要求, 绿色是实现高质量发展的必要条件, 开放是实现高质量发展的有效途径, 共享是实现高质量发展的必然选择。

党的二十大报告提出, 实现高质量发展, 是中国式现代化的本质要求之一, 同时指出, 高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。准确认识中国经济高质量发展的科学内涵, 对全面建设社会主义现代化国家具有重要意义。

2021 年 7 月 22 日, 《中共中央 国务院关于新时代推动中部地区高质量发展的意见》正式发布, 提出推动中部地区加快崛起, 在全面建设社会主义现代化国家新征程中作出更大贡献。党的二十大报告同时提出, 实施区域协调发展战略、区域重大战略、主体功能区战略、新型城镇化战略, 优化重大生产力布局, 构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系, 促进中部地区加快崛起。

中部地区资源环境承载力较高、发展潜力空间较大, 在构建新发展格局中具有承东启西、连南接北的独特优势。因此, 测度新发展理念下中部地区高质量发展水平及障碍因子, 能够为中部地区高质量发展提供借鉴, 对推动区域协调发展, 形成高质量发展新格局具有重要的理论和现实意义。

二、文献回顾

比较评价各个区域经济发展水平及差异程度, 是应用经济学和应用统计学研究的重要课题, 近年对高质量水平的研究在不断深入。付争江和郑之琦等(2023)使用灰色关联度模型对陕西省数字经济高质量发展水

基金项目: 河南省社会科学院 2023 年度基本科研费项目“新发展理念下中部地区高质量发展水平测度及障碍因子诊断”(23E46)。

作者简介: 刘倩倩(1997—), 女, 河南郑州人, 硕士, 研究实习员, 研究方向为应用统计。

平进行研究,得出社会民生对数字经济高质量发展贡献度最大的结论。廖雯茜和邹祖萍(2023)以四川省为例,对四川省农业高质量发展的现状进行分析。姜月和翟有龙(2023)以四川省 183 个县域为基本空间单元,在构建县域高质量评价指标体系与评价模型的基础上,采用泰尔指数、变异系数等方法,对 2009 年、2016 年、2020 年四川省县域高质量发展的时空演化进行分析。可以看出,量化区域经济高质量发展水平是当前的热点研究课题,现有研究进行了积极探索并取得了一定成果,本文在相关研究的基础上,以中部地区为例,构建中部地区高质量发展水平评价指标体系,并使用熵权-TOPSIS 法和障碍度诊断模型进行实证分析,为中部地区高质量发展提供理论参考。

三、研究方法

本文主要使用熵权-TOPSIS 法以及障碍度诊断模型对中部地区高质量发展水平进行实证分析。

(一)熵权-TOPSIS 法

熵权法是一种客观赋值法,可以有效减少主观赋值带来的误差;TOPSIS 法能够找出多个方案中的最优方案;熵权-TOPSIS 法将二者结合,综合客观评价目标对象。计算步骤如下:

步骤一,用熵权法确定指标权重。

$$e_j = -k \sum_{i=1}^m \left[\left(y_{ij} / \sum_{i=1}^m y_{ij} \right) \times \ln \left(y_{ij} / \sum_{i=1}^m y_{ij} \right) \right]$$

$$W_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n (1 - e_j)}$$

步骤二,测算评价指标的正理想解和负理想解。

$$\text{正理想解: } D_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (v_{ij} - v_j^+)^2}$$

$$\text{负理想解: } D_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (v_{ij} - v_j^-)^2}$$

步骤三,计算相对接近度。

$$N_i = \frac{D_i^-}{D_i^+ + D_i^-}$$

其值越大,表明指标越接近理想值,地区高质量发

展水平也就越高。

(二)障碍度模型

障碍度模型用于诊断影响事物发展的障碍因子。将障碍度模型引入高质量发展水平评价中,能够有效探索中部地区高质量发展中的阻力因素,为中部地区高质量发展路径选取提供借鉴。障碍度模型采用障碍度指标对分类指标和基础指标进行研究。因子贡献度表示单一指标对总目标的贡献大小,一般可用各项指标权重 W_i 表示;指标偏离度 I_i 为各项指标实际值与最优目标值之间的差距;障碍度 O_i 表示各方面或各指标对高质量发展影响程度的高低。计算公式如下:

$$O_i = \frac{I_i \times W_i}{\sum I_i \times W_i}$$

为科学研究新发展理念下中部地区高质量发展水平及障碍因子,在全面把握中部地区经济高质量发展科学内涵的基础上,建立中部地区经济高质量发展测度模型。首先构建中部地区高质量发展水平评价指标体系,使用熵权-TOPSIS 法计算中部地区高质量发展水平综合指数,量化中部六省高质量发展水平。然后使用障碍度模型计算中部地区各省高质量发展的影响因素,挖掘各省高质量发展的主要障碍因子。

四、中部地区高质量发展水平实证分析

(一)构建指标体系

五大发展理念是相互联系、有机统一的整体,其中任意一个发展理念贯彻不到位,其他发展进程都会受到影响。

基于新发展理念的内涵和中部地区高质量发展水平现状,本文从创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展、有效水平 6 个维度入手,在考虑指标的连续性和可获取性的基础上,以科学性、典型性、可比性、动态性为选取原则,共选取 19 个二级指标构建中部地区高质量发展水平测度指标体系,见表 1。

数据主要来源于《中国统计年鉴》、中部地区各省统计年鉴以及国民经济和社会发展统计公报等,部分缺失数据采取插值法进行补齐。

表 1 中部地区高质量发展水平测度指标体系

一级指标	二级指标	计量单位	指标类型
创新发展	R&D 经费投入强度	%	正向指标
	每万人发明专利授权量	件	正向指标
	技术市场成交额占 GDP 比重	%	正向指标

(续表)

一级指标	二级指标	计量单位	指标类型
协调发展	第三产业增加值占 GDP 比重	%	正向指标
	常住人口城镇化率	%	正向指标
	城乡居民收入倍差	农村=1	负向指标
绿色发展	万元 GDP 能耗	吨标准煤/万元	负向指标
	万元 GDP 用水量	吨/万元	负向指标
	万元 GDP 化学需氧量(COD)排放量	吨/万元	负向指标
	森林覆盖率	%	正向指标
开放发展	人均货物进出口总额	元	正向指标
	外贸依存度	%	正向指标
	人均旅游收入	万元	正向指标
共享发展	人均住户存款年末余额	元	正向指标
	城乡居民社会养老保险参保人数占比	%	正向指标
	万人口卫生技术人员数	人	正向指标
有效水平	地区生产总值指数	-	正向指标
	人均地区生产总值	元	正向指标
	居民人均可支配收入	元	正向指标

(二)指标权重确定

在多指标综合测度中,权重值直接影响综合指数的测度结果。科学合理地确定各板块及各指标的权

重,是决定综合测度结果质量的关键问题。本文对各项指标进行无量纲化处理后,使各指标间具有可比性,再采取熵权法确定各指标的权重,计算结果见表 2。

表 2 熵值法权重计算结果汇总

指标	信息熵值	信息效用值	权重系数
R&D 经费投入强度	0.9541	0.0459	5.19%
每万人发明专利授权量	0.9133	0.0867	9.80%
技术市场成交额占 GDP 比重	0.8804	0.1196	13.52%
第三产业增加值占 GDP 比重	0.9652	0.0348	3.94%
常住人口城镇化率	0.9747	0.0253	2.86%
城乡居民收入倍差	0.9759	0.0241	2.72%
万元 GDP 能耗	0.9751	0.0249	2.82%
万元 GDP 用水量	0.9784	0.0216	2.44%
万元 GDP 化学需氧量(COD)排放量	0.9656	0.0344	3.90%
森林覆盖率	0.9438	0.0562	6.36%
人均货物进出口总额	0.9511	0.0489	5.53%
外贸依存度	0.9603	0.0397	4.49%
人均旅游收入	0.9367	0.0633	7.16%
人均住户存款年末余额	0.9422	0.0578	6.54%
城乡居民社会养老保险参保人数占比	0.9458	0.0542	6.13%
万人口卫生技术人员数	0.9631	0.0369	4.17%
地区生产总值指数	0.9927	0.0073	0.83%
人均地区生产总值	0.9455	0.0545	6.17%
居民人均可支配收入	0.9521	0.0479	5.42%

由表2可以看出,技术市场成交额占GDP比重指标的权重系数最大,为13.52%,是19个指标中唯一大于10%的指标,说明技术市场成交额占GDP比重在中部地区高质量发展水平测度中占有重要地位。每万人发明专利授权量的权重系数为9.8%,在19个指标中排名第2。排名前两位的指标均属于创新发展一级指标层,验证了创新是高质量发展的第一动力,高质量创新才能引领高质量发展。

(三)中部六省高质量发展优化度分析

高质量发展作为新发展阶段重点贯彻落实的发展主题,对我国经济社会发展具有重要意义。为了全面测度中部地区高质量发展现状及变化趋势,以熵权法计算的各指标权重值对数据进行加权分析,对19个指标进行TOPSIS评价,计算出各评价对象与最优方案的接近程度,即相对接近度(C值)。相对接近度越高,越接近最优值,说明该地区高质量发展水平越优,计算结果见表3。

表3 2012—2021年中部六省相对接近度

年份 \ 省份	山西	河南	安徽	湖北	江西	湖南
2012年	0.152	0.189	0.263	0.227	0.256	0.211
2013年	0.190	0.207	0.288	0.305	0.268	0.247
2014年	0.207	0.227	0.314	0.370	0.288	0.267
2015年	0.246	0.252	0.366	0.441	0.304	0.294
2016年	0.288	0.287	0.414	0.471	0.333	0.332
2017年	0.323	0.317	0.427	0.515	0.370	0.384
2018年	0.379	0.352	0.476	0.553	0.406	0.429
2019年	0.403	0.383	0.524	0.615	0.445	0.495
2020年	0.353	0.402	0.580	0.663	0.463	0.548
2021年	0.431	0.456	0.754	0.744	0.545	0.675

总体看,中部六省相对接近度自2012年以来呈上升趋势,各地区之间增速差异较大。湖北增速最快,在十年间相对接近度提高了0.517;安徽紧随其后,相对接近度提高了0.491;湖南为0.464;其余省份相对接近度提高高度都在0.270左右,其中河南最低,十年间与最优解的相对接近度仅提高了0.267。

分省看,中部地区高质量发展水平存在不均衡现象。2012—2021年,安徽、湖北两省领跑地位明显,在2021年相对接近度均达到0.7以上,高质量发展水平较优。山西、河南两省的相对接近度分别只有0.431、0.456,没有达到0.5的水平线,高质量发展水平亟待提升。

表4 2012—2021年中部六省相对接近度排名

年份 \ 省份	山西	河南	安徽	湖北	江西	湖南
2012年	6	5	1	3	2	4
2013年	6	5	2	1	3	4
2014年	6	5	2	1	3	4
2015年	6	5	2	1	3	4
2016年	5	6	2	1	3	4
2017年	5	6	2	1	4	3
2018年	5	6	2	1	4	3
2019年	5	6	2	1	4	3
2020年	6	5	2	1	4	3
2021年	6	5	1	2	4	3

从发展趋势看,2012—2021 年安徽、湖北两省处在第一梯队,安徽 10 年间相对接近度在中部地区均排名前 2 名,在 2021 年为第 1 名;湖北 2013 年的相对接近度从第 3 名跃升为第 1 名,在 2021 年又变为第 2 名,

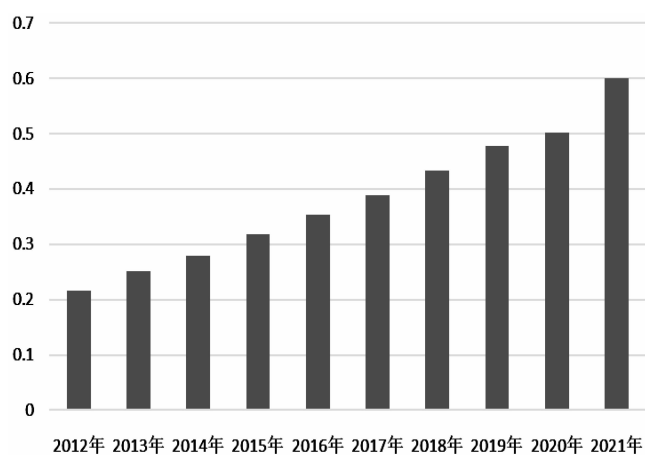


图 1 2012—2021 年中部地区高质量发展相对接近度

与安徽发生了名次对换。江西、湖南处于第二梯队,其中江西从 2012 年的第 2 名跌至 2021 年的第 4 名,位次发生较大滑落;湖南从 2012 年的第 4 名上升为 2021 年的第 3 名。山西、河南为第三梯队,10 年间位次均为第 5 位、第 6 位,与中部地区其他省份相比与最优解的相对接近度差距较大,需要不断补齐短板,提升高质量发展水平。

根据熵权-TOPSIS 法结果得出 2012—2021 年中中部地区高质量发展相对接近度,可以看出,10 年间中部地区高质量发展水平稳步上升,发展势头迅猛,中部地区高质量发展情况持续向好。

(四)中部地区高质量发展障碍度分析

根据指标体系,以及熵权法权重计算结果,使用障碍度模型计算得出 2012—2021 年中中部地区及各省高质量发展障碍度。2012—2021 年中中部地区高质量发展水平指标层障碍度见表 5。

表 5 2012—2021 年中中部地区高质量发展水平指标层障碍度

年份	有效水平	共享发展	开放发展	绿色发展	协调发展	创新发展
2012 年	0.1361	0.1630	0.1731	0.1222	0.0895	0.3161
2013 年	0.1348	0.1670	0.1768	0.1159	0.0846	0.3209
2014 年	0.1330	0.1655	0.1779	0.1132	0.0799	0.3305
2015 年	0.1326	0.1669	0.1854	0.1150	0.0712	0.3289
2016 年	0.1305	0.1695	0.1964	0.0921	0.0666	0.3449
2017 年	0.1226	0.1727	0.1884	0.0911	0.0636	0.3616
2018 年	0.1134	0.1738	0.1860	0.0899	0.0556	0.3813
2019 年	0.1030	0.1714	0.1765	0.0960	0.0552	0.3979
2020 年	0.1054	0.1451	0.2228	0.1427	0.0450	0.3390
2021 年	0.0777	0.1619	0.2246	0.1934	0.0588	0.2836

从表 5 可以看出,6 个准则层对中部地区高质量发展的障碍度变化趋势不尽相同。有效水平、协调发展和创新发展对中部地区的障碍度波动减小,说明 10 年间中部地区高质量发展水平提升有效,协调发展制约程度下降,创新水平提升取得一定成效。但绿色发展和开放发展的障碍度呈上升趋势,说明绿色性和开放性对中部地区高质量发展的制约程度逐渐加深。

2012—2021 年,创新发展准则层和开放发展准则

层的障碍度在中部地区均排名第 1 位和第 2 位,说明创新发展和开放发展 10 年来一直是中部地区高质量发展的主要制约因素,应针对中部地区创新发展和开放发展的短板进行提升,为中部地区高质量发展增添动力。

根据障碍度制约模型,计算 2012—2021 年中中部地区高质量发展障碍度,结果见表 6。

表 6 2012—2021 年中中部地区高质量发展障碍度

省份	有效水平	共享发展	开放发展	绿色发展	协调发展	创新发展
安徽	0.1213	0.1206	0.1731	0.1443	0.0632	0.3774
山西	0.1237	0.1223	0.1818	0.1146	0.0711	0.3866

(续表)

省份	有效水平	共享发展	开放发展	绿色发展	协调发展	创新发展
江西	0.1337	0.1491	0.1937	0.1589	0.0789	0.2857
河南	0.1018	0.2385	0.2619	0.1292	0.0501	0.2185
湖北	0.1209	0.2074	0.1177	0.0653	0.0694	0.4192
湖南	0.1120	0.1561	0.2165	0.0907	0.0693	0.3553

湖北、安徽虽然在中部地区的高质量发展水平相对领先,但是创新发展的障碍度仍然较高,分别达到了0.4192、0.3774,提升创新发展水平刻不容缓。高质量发展水平相对落后的山西的主要制约因素也是创新发展,为0.3866。与山西不同,河南高质量发展的主要制约因素为开放发展,障碍度为0.2619,且开放发展对河南的制约程度在中部六省中是最高的,要提升河南的高质量发展水平,应从主要短板开放发展着手。

从上述实证分析可以得出以下结论:一是中部地区整体高质量发展水平向好,但各省份之间高质量发展水平存在不均衡现象;安徽、江西高质量发展水平在中部地区处在第一梯队,山西、河南的高质量发展水平相对落后。二是绿色性、开放性对中部地区高质量发展的制约程度逐渐加深,河南的主要制约因素是开放发展,其余省份的主要制约因素是创新发展。

五、推动中部地区高质量发展的对策建议

根据实证分析结果,对推动中部地区高质量发展提出如下对策建议:

一是完整、准确、全面贯彻新发展理念。新发展理念是实现中国经济高质量发展的“金钥匙”,是推动我国实现更高质量、更有效率、更加公平、更可持续发展的必由之路。中部六省应完整、准确、全面贯彻新发展

理念。新发展理念是行动指南,各地在贯彻实施中,要根据自己的资源禀赋和各自承担的国家战略职责以及在全国区域经济发展中的定位,针对性地选择贯彻新发展理念的具体路径。

二是因地制宜探寻本省高质量发展之路。高质量发展关系我国社会主义现代化建设全局,是对经济社会发展方方面面的总要求。每个地方有每个地方的特色,经济发展水平不同,资源禀赋差异很大,要从实际出发,坚持因地制宜,选择适合本地区的高质量发展之路。中部地区要立足全国粮食生产基地、能源原材料基地、现代装备制造及高技术产业基地和综合交通运输枢纽定位,加快构建以实体经济特别是先进制造业为支撑的现代产业体系,增强城乡区域发展协调性,推动内陆高水平开放。同时要保障好长江、黄河安澜,使大江大河更好造福中华民族。

三是促进区域协调发展。要打破行政区划藩篱,提高中部地区产业集聚与关联度,促进城市间功能互补,降低生产生活成本,提升区域综合实力和竞争优势。支持多平台先行先试,支持行政区划管理模式创新,探索利益补偿机制等多种试点。◆

参考文献:

[1]付争江,郑之琦,屈小娥.数字经济高质量发展指标体系构建及实证分析:来自陕西省的经验证据[J].统计与决策,2023(13):28-32.

[2]廖雯茜,邹祖萍,高睿源.农业高质量发展现状、问题及对策研究:以四川省为例[J].经营与管理,2023(7):1-11.

[3]姜月,翟有龙,李谦.四川省县域高质量发展时空演化特征分析[J].内江师范学院学报,2023,38(6):88-95.

[4]杜伟岸,王凯博.知识产权运用、产业转型升级与经济高质量发展[J].武汉理工大学学报(社会科学版),2023,36(2):80-91.



SNA2008 框架下 R&D 资本存量测算

——基于广西 14 个地级市的比较分析

刘新文^{1,2,3} 刘晓霞^{2,3}

(1.广西大学 经济学院,广西 南宁 530004;2.北部湾大学 北部湾海洋发展研究中心,广西 钦州 535011;

3.北部湾大学 经济管理学院,广西 钦州 535011)

摘要:基于 SNA2008 框架,采用永续盘存法对 2009—2020 年广西 14 个地级市的 R&D 资本存量进行测算及比较分析。研究发现:广西 14 个地级市 R&D 资本存量规模随时间的推移总体呈现递增趋势,但在各地级市之间 R&D 资本存量存在明显的不平衡性和区域性差异。广西 R&D 资本存量主要集中在柳州市、南宁市和桂林市,北海市、玉林市和河池市等 11 个地级市与上述 3 市的差距进一步扩大。除防城港市以外,广西各地级市 R&D 资本存量年平均增长率处于 9.23%—28.44%之间。钦州市、百色市和来宾市等部分地级市虽然拥有较高的 R&D 资本存量年平均增长率,但由于其基数较小,R&D 资本存量规模仍然偏低。

关键词:SNA2008;R&D 资本存量;永续盘存法

中图分类号:F222

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0031-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.08.005

一、引言

“十四五”规划纲要明确指出:“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,把科技自立自强作为国家发展的战略支撑。”党的二十大报告将科技、教育和人才进行统筹部署,强调科教兴国、人才强国。创新已成为我国科技革命和产业变革的中坚力量。研究与试验发展(简称“R&D”)活动的规模和强度作为反映一国或地区科技实力和核心竞争力的重要指标,受到广泛关注。随着 R&D 活动对技术进步和经济增长的作用被得到证实^[1-3],关于 R&D 活动的相关研究逐渐向纵深发展,特别是 R&D 资本存量作为理想指标而引起广泛关注。

纵观国外有关 R&D 资本存量的研究,除探究 R&D 投入对经济增长的作用外,主要集中在 R&D 资本存量的测算上,并以 2008 年联合国制定的国民经济核算体系(简称“SNA2008”)将 R&D 支出资本化核算作为分界线。R&D 支出资本化核算以前,R&D 支出被认为是中间消耗。此时国外学者主要采取永续盘存法对 R&D 资本存量进行测算,如 Griliches(1980;1998)^[4-5]、Goto 和 Suzuki(1989)^[6]、Coe 和 Helpman(1995)^[7]、Kim 和 Park(2003)^[8]等。R&D 支出资本化核算以后,R&D 支出作为固定资本形成纳入 GDP。对 R&D 资本化测算主要体现在美国、加拿大、荷兰等经济合作与发展组织国家的官方统计机构中^[9]。

基金项目:国家社会科学基金项目“中国西部地区优化合作机制参建国际陆海贸易新通道研究”(19BGL284);广西高校中青年教师科研基础能力提升项目“广西推进新型城镇化与乡村振兴双轮驱动机制及路径研究”(2021KY0412);钦州市科学研究与技术开发计划项目“多视角下钦州市 R&D 测算及增长效应研究”(20198524)。

作者简介:刘新文(1986—),男,湖南永州人,在读博士,讲师,研究方向为产业经济与跨境电子商务;刘晓霞(1990—),通信作者,女,广西钦州人,高级工程师,研究方向为产业经济。

国内学者对 R&D 资本存量的相关研究,尤其是对 R&D 资本存量的测算起步较晚,且大都借鉴国外已有成果的测算思路及方法,代表性的文献有吴延兵(2006)^[10]、邓进(2007)^[11]、李小胜(2007)^[12]、王俊(2009)^[13]等的研究。由于上述研究普遍采用 R&D 支出代替 R&D 投资,测算结果存在一定不足。近年来,随着 SNA2008 的颁布,我国部分学者也基于 SNA2008 框架对 R&D 资本存量的测算进行了有益探讨^[3,9,14]。

2016 年,国家统计局启动实施 GDP 统一核算办法,逐步推进 R&D 支出核算改革,于 2017 年正式颁布了《中国国民经济核算体系(2016)》(简称“CSNA2016”)。CSNA2016 参照 SNA2008 引入“知识产权产品”概念,将研究与开发、计算机软件与数据库、娱乐等知识产权产品纳入资本形成总额范畴。反映在我国学术界,基于 SNA2008 框架下的 R&D 资本存量测算的研究逐渐增多。他们从时间序列^[15-16]、省级^[17-20]、行业^[21-22]等层面对 R&D 资本存量测算展开了卓有成效的探讨。由于我国 R&D 资本化核算尚处于起步阶段,上述相关研究及其成果远远不能满足我国 R&D 资本化核算的需要。尤其是我国 R&D 投入因经济发展水平等因素在省级或地区间存在差异,对某一省份或地区 R&D 资本存量的测算及相关研究更是匮乏。

已有研究结果显示,广西 R&D 投入强度增长符合国际 R&D 强度增长模式,呈现“S”形增长,并即将进入快速增长阶段^[23]。值得注意的是,在关注广西 R&D 投入强度时,有可能忽略了由 R&D 投入所带来的 R&D 资本存量规模及其差异等系列问题。此外,在 SNA2008 框架下,还未见有专门就某一省份下辖地级市 R&D 资本存量的测算。鉴于此,本文基于 SNA2008 框架,采用永续盘存法对 2009—2020 年广西 14 个地级市的 R&D 资本存量进行测算比较,不仅为我国地级市层面 R&D 资本存量的测算做出了有益的尝试,也为我国推进 R&D 资本化核算提供了 SNA2008 框架下地级市 R&D 资本存量规模及特征证据。

二、R&D 资本存量及测算方法

(一) R&D 资本存量

R&D 资本存量是 R&D 资本化核算非常重要的概念。一直以来,由于学术界、实务界很难测度 R&D 活动及其产出,在国民经济核算中往往将 R&D 支出视为中间消耗,在 GDP 核算中予以扣除。事实上,随着世界

各经济体 R&D 投入的不断增加,人们逐渐认识到,R&D 活动及其成果不仅能够生产中为所有者带来经济利益,而且对国家或地区经济发展具有重要的推动作用^[24]。随着《弗拉斯卡蒂手册》对 R&D 基本定义与常规、R&D 机构与功能分类、R&D 人员与经费测度等一系列问题进行规范和标准化,R&D 活动及其产出核算逐渐成熟。基于此,SNA2008 首次将 R&D 活动支出作为“资本形成”纳入国民经济核算账户体系,将 R&D 活动产出作为固定资产项目下的“知识产权产品”列入资产负债表^[25],从而在 SNA1993 的基础上,扩充了资产的边界,将 R&D 支出不再作为中间消耗处理,而是作为固定资产形式纳入 GDP。

当然,R&D 活动及其产出的资本化是有条件的资本化。SNA2008 认为“R&D 的价值应该由它未来预期可提供的经济利益决定。原则上,不向其所有者提供经济利益的 R&D 不形成固定资产,而应视作中间消耗。”可见,只有能够给所有者带来经济利益的 R&D 活动及其产出才能够将其进行资本化处理,而那些未能给所有者带来经济利益的 R&D 活动及其产出不能进行资本化处理,而应视作中间消耗^[3],进行费用化处理。归根结底,SNA2008 将 R&D 活动确定为投资活动,进而其产出形成固定资产或 R&D 出口。根据固定资产的本质属性,R&D 投资活动通过若干期的作用,进而累积形成 R&D 资本存量。因此,R&D 资本存量即 R&D 活动及其产出形成固定资产在某一时点的存量,是对历年 R&D 投资进行累加并扣除已消耗部分后的结果^[18]。

(二) R&D 资本存量测算方法

学术界关于 R&D 资本存量的测算主要有永续盘存法、Griliches 法和 BEA 法。其中,永续盘存法和 BEA 法由于更符合客观经济发展的内在逻辑^[9],得到更多学者的青睐。永续盘存法由 Goldsmith 教授于 1951 年提出,其实质是通过过去购置的并估算出使用年限的资产进行累加而完成的。该方法一经提出,便成为测算资本存量的主要方法^[10,18,26-27]。BEA 法则是由美国经济分析局于 2007 年对美国 R&D 资本存量进行估算时提出的^[28]。与永续盘存法的区别在于对当期的 R&D 投资进行折旧处理,并假定当年的 R&D 投资仅有 1/2 形成了资本存量,该方法也得到学术界的采用。基于此,本文主要采用被广泛使用的永续盘存法对广西 14

个地级市的 R&D 资本存量进行测算与比较分析。其基本公式如下:

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

其中, K_t 为 t 期固定资本存量, K_{t-1} 为 $t-1$ 期固定资本存量, I_t 为 t 期新增的固定资产即固定资产投资, δ 为固定资产折旧率。测算 R&D 资本存量时, 其公式为:

$$RK_t = (1 - R\delta)RK_{t-1} + RI_t \quad (2)$$

其中, RK_t 、 RK_{t-1} 分别为 t 期、 $t-1$ 期不变价年末 R&D 资本存量, RI_t 为 t 期不变价 R&D 投资, $R\delta$ 为 R&D 资本折旧率。

三、R&D 资本存量的测算

(一) 当期 R&D 投资的估算

在 SNA2008 中, 当生产出的 R&D 产品能够为所有者带来经济利益, 则其价值构成 R&D 投资, 即实现“R&D 产出→R&D 投资”转换。否则, 被认定为中间消耗。R&D 投资经累积形成 R&D 资本存量, 实现“R&D 投资→R&D 资本存量”的转换。显然, 要确定 R&D 投资, 首先就是要确定 R&D 产出。R&D 活动的起点为 R&D 经费支出(如 R&D 经费内部支出), 并经“R&D 经费支出→R&D 投入→R&D 产出”全过程。因此, 需将 R&D 经费内部支出进行适当转换得到 R&D 产出。

借鉴已有研究成果, 本文对 R&D 经费内部支出转换为 R&D 产出时做简化处理, 仅就软件 R&D 支出、土地价值、资本性支出进行剔除, 并对固定资本消耗进行处理, 不考虑生产税净额调整、资本回报调整和其他调整, 也不考虑 R&D 产品进出口的影响, 其计算方法如公式(3)所示。究其原因, 一是 R&D 产品只有很少一部分进入市场交易, 并且市场价格获取困难, 基于市场交易产生的生产税净额和资本回报等数据更是难以获取^[17, 20, 22]。二是我国的 R&D 产品进出口规模较小, 细分至广西 14 个地级市, R&D 产品进出口规模则更小, 资料来源有限^[16, 20]。三是已有研究表明, 生产税净额、资本回报调整和 R&D 产品进出口的处理对 R&D 投资序列测算结果的影响并不大^[21]。

$$\begin{aligned} \text{R\&D 投入} &= \text{R\&D 经费内部支出} - \text{资本性支出} + \text{固定资本消耗} - \text{软件 R\&D 支出} - \text{土地价值} = \text{R\&D 产出} \end{aligned} \quad (3)$$

根据 SNA2008, 实现“R&D 产出→R&D 投资”转换的依据是, R&D 产品能够为所有者带来经济利益。然而, 现实中 R&D 活动的成功与否由于其具有周期

不定、确定性不高等特点难以界定。且不成功的 R&D 活动也可能为生产者提供经验, 为未来的成功打下基础, 存在获得预期收益的可能性^[20]。因此, 借鉴已有学者的做法, 本文将 R&D 产出视为全部转化为 R&D 投资, 即:

$$\text{R\&D 产出} = \text{R\&D 投资} \quad (4)$$

基于以上分析和公式(3)、(4), 在对当期 R&D 投资进行估算时, 需分别确定软件 R&D 支出、土地价值、固定资本消耗等指标数值, 下面依次论述。

首先, 由于《第二次广西科学研究与试验发展 R&D 资源清查主要数据公报》仅公布了广西 14 个地级市 2009 年 R&D 经费内部支出和 R&D 人员折合全时当量的数据, 缺少 2009 年日常性支出、人员劳务费、资产性支出、仪器和设备等指标数值。因此, 本文参照江永宏和孙凤娥(2016)^[3]的处理思路, 用 2010 年广西 R&D 经费内部支出按支出用途占比直接计算 2009 年的数值。

其次, 对软件 R&D 支出的估算。目前国内学者的普遍做法是, 利用《2009 第二次全国 R&D 资源清查资料汇编》中 2009 年软件业 R&D 经费内部支出等基础数据进行估算行业或区域层面软件 R&D 支出。《中国电子信息产业统计年鉴(软件篇)》提供了广西 2008—2015 年、2017 年和 2019 年软件企业研发经费数据。《2009 第二次全国 R&D 资源清查资料汇编》汇报了 2009 年企业 R&D 经费内部支出按支出用途分, 软件企业 R&D 经费内部支出为 778312 万元。其中, 日常性支出为 727453 万元, 资产性支出为 50860 万元。因此, 本文的做法是: 第一, 利用插值法对 2016 年、2018 年和 2020 年广西软件企业研发经费进行补齐, 进而获得广西 2008—2020 年软件企业研发经费数据。第二, 利用 2009—2020 年广西软件企业研发经费、广西及 14 个地级市 R&D 经费内部支出数据, 剥离出广西 14 个地级市软件 R&D 经费内部支出。第三, 利用全国层面软件企业 R&D 经费内部支出中日常性支出、软件企业 R&D 经费内部支出数据, 计算 2009 年广西软件企业 R&D 经费内部支出中日常性支出与软件企业 R&D 经费内部支出比值, 并以该比值及剥离出的历年广西 14 个地级市软件 R&D 经费内部支出数据, 推算出广西 14 个地级市历年软件 R&D 经费内部支出中日常性支出和资产性支出数据。

再次,对土地价值的估算。借鉴江永宏和孙凤娥(2016)^[9]、徐嵩婷和靳俊娇等(2021)^[16]、侯睿婕和陈钰芬(2018)^[17]、陈钰芬和侯睿婕等(2020)^[20]的研究,将广西14个地级市历年R&D资产性支出向下调整5%,以剔除土地价值。

最后,对固定资本消耗的估算。固定资本消耗是指已有固定资产在R&D活动使用过程中产生的消耗^[17]。其计算公式为:

$$\text{固定资本消耗} = \text{固定资本存量} \times \text{折旧率} \quad (5)$$

对固定资本消耗估算的基本思路是:采用永续盘存法对广西14个地级市历年R&D资产性支出所形成的固定资本存量进行测算,并确定固定资产折旧率,进而计算出固定资本消耗。根据对永续盘存法的论述及公式(1),此处固定资产投资为R&D经费内部支出中剔除软件R&D支出、土地价值之后的资产性支出。固定资产折旧率参考江永宏和孙凤娥(2016)^[9]、侯睿婕

和陈钰芬(2018)^[17]、陈钰芬和侯睿婕等(2020)^[20]的研究,假定固定资产中仪器和设备的折旧率为19.3%,其他固定资产的折旧率为10.2%,并以两类资产在固定资产中的占比为权重进行加权,进而计算出广西14个地级市固定资产折旧率在11.69%—19.30%之间。由于缺乏广西地级市层面固定资产投资价格指数,本文拟用广西固定资产投资价格指数进行替代。初始固定资本存量则以第1期不变价固定资产投资除以固定资产年平均增长率与固定资产折旧率之和表示。其中,固定资产年平均增长率为2009—2020年不变价新增固定资产年平均增长率,年平均增长率采用几何平均法进行计算。得出广西14个地级市历年固定资本存量后,利用公式(5)计算得出固定资本消耗。经上述处理和计算,最终得到2009—2020年广西14个地级市当期R&D投资,见表1。

表1 广西14个地级市当期R&D投资估算结果

单位:万元

地级市	2009年	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年
南宁	136887.4	178207.5	265304.7	236114.2	346245.3	405259.1	456753.0
柳州	169154.6	202008.2	245387.1	352127.7	391177.2	370611.4	552247.6
桂林	75963.6	102473.3	149950.8	174334.8	152591.2	159489.5	148128.7
梧州	11334.6	12618.6	28363.5	24557.6	17021.6	30517.5	35402.9
北海	4128.3	8260.9	26423.2	28724.6	31655.7	40101.7	24603.4
防城港	1237.2	1364.8	38842.9	67779.0	68727.6	79227.6	65932.2
钦州	2598.8	2752.5	34592.7	31219.7	16841.5	32121.6	25248.7
贵港	6641.0	8005.0	10196.5	12296.9	10831.8	11443.6	28881.5
玉林	32861.4	46399.8	60511.1	57956.0	18625.2	76825.9	84637.3
百色	2969.5	6496.1	5063.3	22394.6	20380.3	28090.9	31200.4
贺州	3119.8	4612.8	3996.6	5350.3	13938.3	9348.9	11060.7
河池	4272.3	6464.1	9561.7	10415.2	16317.4	33612.2	30846.0
来宾	1428.1	2903.1	4988.0	24774.3	6400.8	4686.6	5699.6
崇左	7786.7	13147.8	13963.0	12760.3	14038.2	13314.3	22603.7
全区合计	460383.3	595714.5	897145.1	1060805.2	1124792.1	1294650.8	1523245.7

注:表中估算结果均为现价。

(二)R&D资本折旧率

学术界关于R&D资本折旧率的确定尚未形成统一标准。国外关于R&D资本折旧率的测算主要有生产函数法、专利更新法、专利摊销法和市场估值法^[29]。但正如王孟欣(2011)^[14]、杨林涛和韩兆洲等(2015)^[9]、孙凤娥和江永宏(2018)^[18]、徐嵩婷和连港惠(2019)^[22]所说,上述方法均建立在一定的假设条件上,且存在一

定的限制因素或缺陷。国内外学术界对这四种方法的优劣众说纷纭。

由于数据资料匮乏,难以采用上述方法对我国R&D资本折旧率进行测算。从国内已有研究成果看,学者主要采用以下方法对R&D资本折旧率进行测算:一是直接设定R&D资本折旧率为固定常数^[9-10,30]。二是根据R&D资产相对效率和残值率,并采用代表几何

折旧模式的余额折旧法计算 R&D 资本折旧率^[3,18-19]。三是采用知识生产函数测算 R&D 资本折旧率^[13]。四是考虑 R&D 资产产品役龄 - 价格、役龄 - 效率的关系推算 R&D 资本折旧率^[15-16,22]。基于上述分析,本文确定 R&D 资本折旧率时,参照已有研究成果和我国 R&D 资产使用实情,假定广西 14 个地级市 R&D 资产使用寿命为 10 年,残值率为 10%,利用几何折旧法计算出广西 14 个地级市 R&D 资本折旧率为 20.6%。

(三) R&D 资产价格指数

R&D 资产价格指数主要用于将 R&D 投资转换为不变价的 R&D 投资,进而消除价格波动对 R&D 资本存量价值的影响^[22]。从各国的实践看,还未见专门对 R&D 资产价格指数的编制、发布。SNA2008 提供了虚拟价格指数和投入类价格指数两种方法用于计算 R&D 资产价格指数。但由于数据资料的可获得性,一部分学者和相关统计机构采用相关价格指数进行替代或构造,如 Jaffe (1972)^[61]、Griliches (1980)^[6]、吴延兵 (2006)^[10]、杨林涛和韩兆洲等 (2015)^[9]、孙静和徐尔含 (2017)^[30]。另一部分学者则采用投入类价格指数法来构造 R&D 资产价格指数,即是对总成本中的中间消耗缩减指数、劳动者报酬缩减指数和固定资本折旧缩减指数的加权平均^[3,16,22,24]。遗憾的是,广西 14 个地级市由于缺少地级市层面固定资产投资价格指数、工业生产者购进价格指数等指标数据,并不能采用投入类价格指数法来构造 R&D 资产价格指数。囿于广西地级市层面数据资料的可获得性,本文借鉴杨林涛和韩兆洲等 (2015)^[9]、孙静和徐尔含 (2017)^[30] 的研究,以 GDP 缩减指数替代 R&D 资产价格指数,并以 2009 年作为基期,计算广西 14 个地级市的 GDP 缩减指数。

(四) 初始 R&D 资本存量

目前关于初始 R&D 资本存量的确定大都采用推算法,即假定 R&D 资本存量的增长率与实际 R&D 投资的增长率相等^[6,9,19],进而得出初始 R&D 资本存量。因此,本文在计算初始 R&D 资本存量时,借鉴已有研究成果,采取以下公式对其进行推算:

$$RK_0 = RI_1 / (Rg_1 + R\delta_1) \quad (6)$$

其中, RK_0 为初始年份不变价格 R&D 资本存量, RI_1 为第 1 期不变价 R&D 投资, Rg_1 为 2009—2020 年不变价 R&D 投资年平均增长率, $R\delta_1$ 为 R&D 资本折旧率。

四、样本选择与数据来源

(一) 样本选择

从已有统计资料看,广西 R&D 经费内部支出数据最早可追溯至 1996 年,但有关广西 14 个地级市层面 R&D 经费内部支出按支出用途细分的数据,2011 年才经广西壮族自治区科学技术厅网站正式对外公布。此外,《第二次广西科学研究与试验发展(R&D)资源清查主要数据公报》公布了 2009 年 14 个地级市 R&D 经费内部支出及 R&D 人员折合全时当量的数据。因此,从广西地级市层面数据看,不仅缺少 2008 年及以前各年度 R&D 经费内部支出、R&D 人员折合全时当量以及日常性支出、资本性支出等细分数据,也缺少 2008 年及以前年份财政科技支出、科技活动经费内部支出及细分支出等关键指标数据,难以借鉴已有研究采用相关指标数据对 2008 年及以前年份进行替代、估算或推算。因此,本文在对 R&D 资本存量进行测算时,所选取的时间跨度为 2009—2020 年。

(二) 数据来源

本文采用的数据主要来自历年《广西统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国电子信息产业统计年鉴(软件篇)》,以及《广西科技统计数据》《2009 第二次全国 R&D 资源清查资料汇编》《第二次广西科学研究与试验发展(R&D)资源清查主要数据公报》等。少数数据来自 EPS 数据库和广西壮族自治区统计局网站。

五、R&D 资本存量的测算结果及比较分析

(一) 主要测算结果分析

根据上述关键参数,本文运用公式(2)测算了 2009—2020 年广西 14 个地级市 R&D 资本存量,具体测算结果见表 2。

从表 2 可以得出以下结论:从地级市层面看,2009—2020 年广西 14 个地级市 R&D 资本存量随时间推移总体呈现出递增趋势,但各地级市之间 R&D 资本存量存在明显的不平衡和区域性差异,如表 2、图 1 所示。广西 R&D 资本存量主要集中在柳州市、南宁市和桂林市,在全区分别排名一、二、三位,如表 2、图 2 所示。以 2020 年为例,柳州市(1589310.8 万元)、南宁市(1460209.9 万元)和桂林市(728883.1 万元) R&D 资本存量占全区 R&D 资本存量的比值达到 74.42%,其他 11 个地级市 R&D 资本存量仅占比 25.58%。其余 11 个地级市中,R&D 资本存量突破 10 亿及以上的

表 2 采用永续盘存法的广西 14 个地级市 R&D 资本存量测算结果

单位:万元

地级市	2009 年	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年	2020 年	年平均增长率
南宁	455532.0	534055.4	735022.7	836268.2	1011942.3	1270951.6	1460209.9	11.17%
柳州	578108.6	645056.3	762043.2	967479.8	1175607.0	1321124.9	1589310.8	9.63%
桂林	276030.5	319368.9	430064.7	541679.5	663769.1	733704.0	728883.1	9.23%
梧州	39084.9	43031.1	69514.0	87844.8	80120.6	87959.7	110408.0	9.90%
北海	11538.1	17177.3	49216.7	72305.5	86408.9	112783.5	112096.7	22.96%
防城港	1937.6	2798.1	46322.6	113630.1	186611.5	249098.8	280309.6	57.18%
钦州	6482.5	7627.9	39986.5	73469.2	70921.1	81025.2	101764.8	28.44%
贵港	20414.9	23543.5	30074.3	37160.0	38178.1	41193.8	68043.1	11.57%
玉林	111925.9	132538.1	170928.3	177544.0	181333.7	245000.2	296799.7	9.27%
百色	6978.8	11435.1	15181.0	32521.6	49294.0	69860.5	94774.5	26.76%
贺州	10096.6	12396.4	17502.9	19712.6	29167.2	32897.3	40066.2	13.35%
河池	11402.0	14991.5	23767.6	32723.0	39709.4	65933.5	82426.9	19.70%
来宾	4260.3	5945.4	9053.6	42622.0	35554.8	32210.8	31034.4	19.78%
崇左	25281.4	31608.2	40280.0	49956.6	61687.9	63730.7	80979.2	11.16%
全区合计	1559074.1	1801573.3	2438957.9	3084916.9	3710305.5	4407474.6	5077107.0	11.33%

注:表中的测算结果为以 2009 年价格表示的不变价。

有玉林市(296799.7 万元)、防城港市(280309.6 万元)、北海市(112096.7 万元)、梧州市(110408.0 万元)和钦州市(101764.8 万元)。贵港市(68043.1 万元)、百色市(94774.5 万元)、贺州市(40066.2 万元)、河池市(82426.9 万元)、来宾市(31034.4 万元)、崇左市(80979.2 万元)的 R&D 资本存量均低于 10 亿元,其 R&D 资本存量合计仅占全区 R&D 资本存量的 7.83%。从图 1 的变化趋势看,北海市、玉林市、河池市等 11 个地市与南宁市、柳州市和桂林市 R&D 资本存

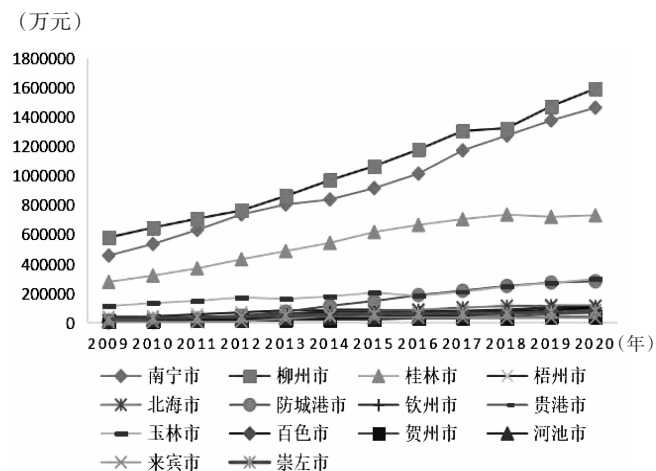


图 1 2009—2020 年广西 14 个地级市 R&D 资本存量变化趋势

量的差距会进一步扩大。进一步发现,R&D 资本存量规模与地级市经济总量规模相适应,但也存在个例,如 2020 年防城港市 GDP 为 732.81 亿元(排名第 13 位),R&D 资本存量达到 280309.6 万元(排名第 5 位)。

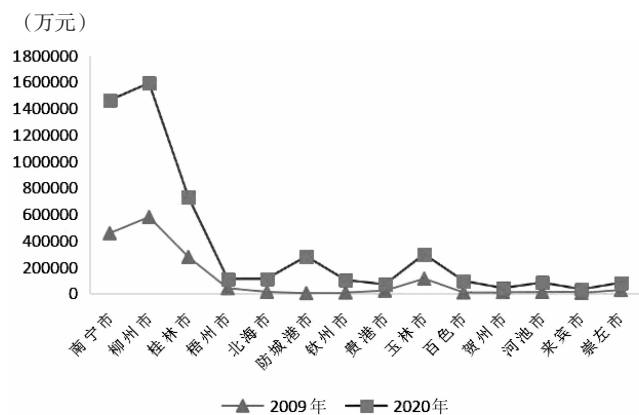


图 2 2009 年、2020 年广西 14 个地级市 R&D 资本存量

从年平均增长率看,2009—2020 年广西 14 个地级市中除防城港市 R&D 资本存量年平均增长率达到 57.18%,其他 13 个地级市 R&D 资本存量年平均增长率均处于 9.23%—28.44%之间。具体而言,R&D 资本存量年平均增长率排名前 4 位的分别是防城港市(57.18%)、钦州市(28.44%)、百色市(26.76%)和北海市(22.96%),其年平均增长率均突破 20%。

R&D 资本存量年平均增长率低于全区年平均增长率(11.33%)的有南宁市(11.17%)、崇左市(11.16%)、梧州市(9.90%)、柳州市(9.63%)、玉林市(9.27%)和桂林市(9.23%)。其他地级市 R&D 资本存量年平均增长率则介于 11.33%—20.0%之间。从 14 个地级市年平均增长率可以发现,经济发展水平较好的地级市,并不拥有较高的年平均增长率;经济发展水平落后的地级市,并不意味着其年平均增长率一定低。该结论与李颖(2019)^[19]对我国 31 个省(区、市)R&D 资本存量进行测算所呈现的经济发展与 R&D 资本存量年平均增长率的特征一致。当然,钦州市、百色市和来宾市等部分地级市虽然有较高的 R&D 资本存量年平均增长率,但由于基数较小,其 R&D 资本存量规模并不大。

(二)对测算结果的进一步比较

与 BEA 法测算结果的比较。除采用永续盘存法对广西 14 个地级市 R&D 资本存量进行测算外,进一步采用 BEA 法进行测算。本文研究发现,采用永续盘存法测算的广西 14 个地级市 R&D 资本存量虽然都高于采用 BEA 法测算的 R&D 资本存量,但两种方法所测算的广西 14 个地级市的 R&D 资本存量增长变化趋势基本保持一致,且各地级市之间 R&D 资本存量的不平衡性和区域性差异也基本一致。限于文章篇幅,本文不再详述采用 BEA 法对广西 14 个地级市 R&D 资本存量进行测算的具体过程及测算结果。

与既有文献测算结果的比较。既有文献涉及广西 R&D 资本存量测算的并不多,主要散见于对我国 31 个省(区、市)的测算中,如孙凤娥和江永宏(2018)^[18]、李颖(2019)^[19]、陈钰芬和侯睿婕等(2020)^[20]的研究。本文将所测算的广西 14 个地级市的 R&D 资本存量合计,并与既有文献测算结果比较发现,广西全区 R&D 资本存量增长趋势与上述等人的研究大致相同,其 R&D 资本存量规模与陈钰芬和侯睿婕等(2020)^[20]的测算结果

较为接近,略高于孙凤娥和江永宏(2018)^[18]的测算结果,远高于李颖(2019)^[19]的测算结果,R&D 资本存量年平均增长率也存在一定差异。导致上述差异的原因有可能是测算方法、样本选择期间、关键参数确定及数据处理等方面的不同。与既有文献的对比,不仅从侧面验证了广西 14 个地级市测算结果的合理性和恰当性,也反映出其差异性。该测算结果为本文后续研究以及政府职能部门决策提供了参考依据。

六、结论

本文基于 SNA2008 框架,在充分讨论当期 R&D 投资、R&D 资本折旧率、R&D 资产价格指数和初始 R&D 资本存量等关键参数的基础上,采用永续盘存法对 2009—2020 年广西 14 个地级市 R&D 资本存量进行测算及比较分析,并探究其差异性。本文通过研究得出以下结论:

一是广西 14 个地级市 R&D 资本存量规模随时间的推移总体呈现出递增趋势,但各地级市之间 R&D 资本存量存在明显的不平衡性和区域性差异,如广西 R&D 资本存量主要集中在柳州市、南宁市和桂林市,北海市、玉林市和河池市等 11 个地级市与上述 3 市的差距会进一步扩大。二是除防城港市以外,广西各地级市 R&D 资本存量年平均增长率均处于 9.23%—28.44%之间。经济发展水平较好的地级市并不拥有较高的年平均增长率,而经济发展水平落后的地级市其年平均增长率不一定低。三是钦州市、百色市和来宾市等地级市虽然拥有较高的 R&D 资本存量年平均增长率,但由于其基数较小,R&D 资本存量规模仍然偏低。

基于上述结论,建议广西各地级市要立足资源禀赋和比较优势,借助政府、企业等各种渠道持续加大 R&D 经费支出规模,注重 R&D 经费内部结构的调整,提高 R&D 人员投入效率。同时,需进一步提高 R&D 投资与 R&D 内部经费支出的比值,不断提升广西各地级市 R&D 投资和 R&D 资本存量规模,努力缩小两者在各地级市之间的差距。要通过多种举措不断促进 R&D 资本存量对经济增长的贡献,从而实现以科技创新驱动广西经济高质量发展。◆

参考文献:

- [1]ROMER P M.Increasing Returns and Long-Run Growth[J].Journal of Political Economy,1986,94(5):



1002-1037.

[2] LUCAS R E. On the Mechanics of Economic Development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1): 3-42.

[3] 江永宏, 孙凤娥. 中国 R&D 资本存量测算: 1952—2014 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(7): 112-129.

[4] GRILICHES Z. R&D and the Productivity Slowdown[J]. American Economic Review, 1980, 70(2): 343-348.

[5] GRILICHES Z. R&D and Productivity[M]. Chicago: University of Chicago Press, 1998.

[6] GOTO A, SUZUKI K. R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries[J]. Reviews of Economics and Statistics, 1989, 71(4): 555-564.

[7] COE D T, HELPMAN E. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859-887.

[8] KIM T, PARK C R. R&D, Trade, and Productivity Growth in Korean Manufacturing[J]. Review of World Economics, 2003, 139(3): 460-483.

[9] 杨林涛, 韩兆洲, 王昭颖. 多视角下 R&D 资本化测算方法比较与应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(12): 90-106.

[10] 吴延兵. R&D 存量、知识函数与生产效率[J]. 经济学(季刊), 2006(4): 1129-1156.

[11] 邓进. 中国高新技术产业研发资本存量和研发产出效率[J]. 南方经济, 2007(8): 56-64.

[12] 李小胜. 中国 R&D 资本存量的估计与经济增长[J]. 中国统计, 2007(11): 40-41.

[13] 王俊. 我国制造业 R&D 资本存量的测算: 1998—2005[J]. 统计研究, 2009(4): 13-17.

[14] 王孟欣. 美国 R&D 资本存量测算及对我国的启示[J]. 统计研究, 2011(6): 58-63.

[15] 徐蔼婷, 靳俊娇, 祝瑜晗. 一种 R&D 资本存量的综合测算方法及应用研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(12): 145-164.

[16] 徐蔼婷, 靳俊娇, 祝瑜晗. 我国研究与试验发展资本存量测算: 基于财富与生产双重视角[J]. 统计研究, 2021(5): 15-28.

[17] 侯睿婕, 陈钰芬. SNA 框架下中国省际 R&D 资本

存量的估算[J]. 统计研究, 2018(5): 19-28.

[18] 孙凤娥, 江永宏. 我国地区 R&D 资本存量测算: 1978—2015[J]. 统计研究, 2018(2): 99-108.

[19] 李颖. 中国省域 R&D 资本存量的测算及空间特征研究[J]. 软科学, 2019(7): 21-26+33.

[20] 陈钰芬, 侯睿婕, 吴诗莹. 不同活动类型研发资本存量的估算: 2009—2016[J]. 科学学研究, 2020(6): 1028-1037.

[21] 王亚菲, 王春云. 中国行业层面研究与试验发展资本存量核算[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(1): 94-110.

[22] 徐霏婷, 连港慧. 面向知识经济的五大行业 R&D 资本存量测算研究[J]. 现代经济探讨, 2019(10): 9-18.

[23] 刘新文, 刘晓霞. 广西 R&D 投入强度预测: 基于灰色 GM(1,1) 模型[J]. 生产力研究, 2022(9): 55-60.

[24] 洪倩茹. 浙江省 R&D 资本存量测算及其经济增长贡献: 基于 SNA2008[J]. 科技经济市场, 2018(7): 44-47.

[25] 任文静. R&D 资本化对我国国民经济核算体系的影响研究: 基于 SNA2008 的分析[D]. 保定: 河北大学, 2014.

[26] GOLDSMITH R W. A Perpetual Inventory of National Wealth[J]. Studies in Income and Wealth, 1951, 14(3): 5-73.

[27] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.

[28] SLIKER B K. 2007 R&D Satellite Account Methodologies: R&D Capital Stocks and Net Rates of Return[J]. Bureau of Economic Analysis/National Science Foundation R&D Satellite Account Background Paper, 2007(12): 2-19.

[29] MEAD C I. R&D Depreciation Rates in the 2007 R&D Satellite Account[J]. Bureau of Economic Analysis, 2007(11): 1-13.

[30] 孙静, 徐尔含. 中国 R&D 资本化核算存在的问题与再测算[J]. 统计与决策, 2017(10): 5-9.

[31] AFFE S A. A Price Index for Deflation of Academic R&D Expenditure[R]. Washington DC: The National Science Foundation(NSF) Working Paper, 1972.

数字经济背景下环境规制对产业结构优化的影响研究

邓梦迪 袁 培

(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:环境规制能够倒逼技术创新,影响消费行为和投资行为,进而作用于产业结构优化。数字经济的发展赋予这一作用更深层次的内涵。在探讨环境规制影响产业结构优化理论机理的基础上,基于2011—2020年中国30个省(区、市)的面板数据构建双向固定效应模型检验环境规制对产业结构优化的影响;从数字基础设施、数字技术应用和数字技术创新三个维度搭建数字经济指标体系,借助调节效应模型检验数字经济在环境规制推动产业结构优化过程中的调节作用。研究结果表明:环境规制显著促进了产业结构优化,且结论通过稳健性检验;异质性分析发现,经济发展水平的差异和环境规制强度的差异会影响环境规制对产业结构优化的作用;调节效应显示数字经济能够显著促进环境规制对产业结构优化的影响。

关键词:数字经济;环境规制;产业结构优化;调节效应

中图分类号:X32;F121.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0039-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.08.006

一、引言

党的二十大报告提出要推动产业结构调整优化,促进各类资源节约利用,推动绿色低碳产业发展,倡导绿色消费方式,助推生产方式和生活方式的绿色低碳转型。改革开放以来,粗放型发展模式带来严峻的环境问题,“双碳”目标下更为产业结构调整带来挑战,也为产业结构优化带来机遇。“三高一低”的生产模式将无法适应经济高质量发展,亟待产业结构优化以实现生态环境与经济发展“双赢”。同时,空气质量超标问题仍旧存在,仍有水域被判定为污染,湖泊水质富营养化状况不容乐观,环境质量仍需改善。党的十八大以来,环境治理迈向新台阶,相关行业发展受到环境规制的影响。而数字经济发展为环境规制手段的革新和参与主体多元化提供了新的契机。厘清环境规制对产业结构优化的影响以及数字经济发展背景下环境规制对产业结构优化的影响,能够为相关部门提升环境规制水平,加快数字化应用和数字化转型步伐,找准

产业结构优化路径提供理论参考和现实借鉴。

二、文献综述

国内外有关环境规制、产业结构优化和数字经济的研究比较丰硕。诸如环境规制方面的研究,涵盖环境规制定义、内涵以及分类^[1]等。在影响研究方面,涉及绿色技术创新^[2]、科技金融效率^[3]、企业绿色投资^[4]以及碳排放^[5]等。与产业结构优化有关的研究多集中于相关概念辨析、作用机制以及影响因素方面,包括产业结构调整^[6]、产业结构升级^[7]、产业结构优化对经济高质量发展和经济增长的影响^[8]、产业结构优化对碳排放的影响^[9]等。对于数字经济的研究包含定义、指标测度、空间分布、作用机理与影响因素等,涉及全要素生产率^[10]、共同富裕^[11]、生态效率^[12]和城乡收入差距^[13]等视角。而关于环境规制与产业结构优化的关系研究很少锁定数字经济的视角,更多是对二者协调发展和影响研究,或将二者结合经济增长、绿色金融和经济高质量发展等视角展开讨论。

基金项目:国家社会科学基金项目“和谐共融目标下新疆城乡经济社会一体化问题研究”(15BJL109);新疆维吾尔自治区社会科学基金项目“新时代推进西部大开发新格局形成背景下新疆城乡基本公共服务供给均等化问题研究”(20BJL061)。

作者简介:邓梦迪(1994—),女,山东临沂人,在读硕士,研究方向为环境经济与生态补偿;袁培(1980—),女,新疆昌吉人,博士,教授,研究方向为区域经济发展、城乡经济。

综上所述,学界有关环境规制对产业结构优化的研究较多,但是鲜有文献将数字经济纳入环境规制对产业结构优化的框架进行统一分析。而数字经济时代,数字技术的快速发展提供了环境规制新的治理模式以及新的多方参与渠道,数字技术的应用可以提高环境规制效果。因此本文将研究视角锁定在数字经济视域下的环境规制对产业结构优化的影响。本文的边际贡献在于:第一,将数字经济纳入环境规制对产业结构优化影响的理论分析框架,探究数字经济的调节作用下,环境规制对产业结构优化的影响有何变动,能够丰富相关研究。第二,从产业结构合理化和产业结构高级化两方面讨论环境规制对产业结构优化的影响。第三,检验数字经济在环境规制影响产业结构优化中的作用,以期对环境规制数字化创新、环境规制体系设计优化、产业结构优化数字赋能等方面提供借鉴。

三、影响机理和假说

(一)环境规制影响产业结构优化的机理

首先,在环境规制作用下,企业的环境污染治理成本将会上升,短期内企业治理成本增加。部分企业追求长远利益,试图加大技术创新投入实现远期技术创新带来的收益,以抵消短期内环境治理的成本,故而环境规制能够促进技术创新。当技术创新浪潮影响整个行业,高技术行业增加,最终带来产业结构优化。其次,环境规制会影响人们的消费行为,主要表现在主动影响和被动影响两个方面。一方面,环境规制带来的成本上升会促使企业将部分成本转嫁于消费者,造成商品价格上涨,消费者被动转向消费替代商品,增加环保型商品的消费;另一方面,随着环境规制的实施,消费者的环保意识逐渐增强将主动消费环保型商品,最终导致环保型商品生产规模扩大,带动产业结构优化。最后,环境规制能够引导投资转向环保型行业,从而导致环保型行业市场集中度提升,进而影响产业结构优化。因此,基于如上分析,提出假说:

H0:环境规制促进了产业结构优化。

(二)数字经济的调节效应机理

数字经济的蓬勃发展为数字赋能环境规制带来契机,也为产业结构调整与优化带来数字化、智能化发展的机遇。数字时代,环境治理模式将经历革新,数字技术加持于环境规制不仅促进了环境信息在部门间的高效传递、解决信息不对称问题,还使环境监管

方式得到优化,创新多方参与的环境治理渠道,提升环境治理绩效。伴随数字技术的发展,数据的不断积累能够加快技术进步,助力企业技术创新提速,提高资源配置效率,引发生产方式的变革,推动传统行业提质升级,促进产业结构优化。此外,数字经济的发展能够重塑消费和投资,基于大数据平台能够分析消费者偏好,推动私人订制与柔性生产的线上对接,消费结构的升级引导产业结构的转变。数字技术可以帮助投资者低成本、高效率地筛选出更具投资价值的产品,投资结构的改变推动产业结构调整。因此,提出如下假说:

H1:数字经济的发展促进了环境规制对产业结构优化的作用。

四、研究设计

(一)模型设定

基于以上影响机理分析,本文设置如下既控制个体效应又控制时间效应的双向固定效应模型:

$$INDO_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \alpha \sum CONTROL_{i,t} + \omega_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中,INDO 代表产业结构优化水平,涵盖产业结构合理化水平和产业结构高级化水平两个方面;ER 代表环境规制强度;CONTROL 代表控制变量,包括固定资产投资水平、经济集聚水平、政府干预程度、人口密度以及工业化水平; α 、 β 代表回归系数; ω_i 代表个体固定效应; φ_t 代表时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项; i 代表省份; t 代表年份。

(二)变量选取

1. 被解释变量:产业结构优化

产业结构优化包括产业结构合理化、产业结构高级化两个方面。综合已有研究,本文使用泰尔指数的倒数度量产业结构合理化,采用第三产业增加值与第二产业增加值之比衡量产业结构高级化(INDH)。其中,产业结构合理化公式表示为:

$$INDR = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right)} \quad (2)$$

式中, Y_i 表示第 i 产业增加值, Y 表示地区生产总值, L_i 表示第 i 产业从业人员, L 表示地区从业人员。

2. 解释变量:环境规制

环境规制的概念为多主体通过多元化渠道参与,使用有形手段与无形意识相结合的方式约束环境污染行为的力量,最终目的是保护环境、减少污染物排

放。使用环境规制强度表征,具体公式如下:

$$ER_i = \frac{1}{\frac{1}{3} \sum_{j=1}^3 \frac{E_{ij} \sum Y_i}{Y_i \sum E_{ij}}} \quad (3)$$

其中,i表示省(区、市),j表示污染物排放量,E_{ij}表示i省(区、市)j污染物的排放量,ΣE_{ij}表示地区j污染物排放量,Y_i表示i省(区、市)地区生产总值,ΣY_i表

示国内生产总值。

3. 调节变量:数字经济

本文从数字基础设施、数字技术应用和数字技术创新三个维度,使用14个二级指标,依据科学性、可操作性、可比性、可量化性等原则搭建数字经济评价指标体系,最终通过熵值法计算数字经济发展水平(见表1)。

表1 数字经济评价指标体系

总指标	一级指标	权重	指标说明	权重
数字经济	数字基础设施	0.2291	长途光缆线路长度(千米)	0.0284
			移动电话基站数(万个)	0.0477
			移动电话普及率(部/百人)	0.0205
			互联网宽带接入端口数(万个)	0.0477
			互联网宽带接入用户(万户)	0.0497
			移动电话交换机容量(万户)	0.0351
	数字技术应用	0.4185	互联网域名数(万个)	0.1097
			互联网网站数(万个)	0.1003
			互联网上网人数(万人)	0.0396
			每百人使用计算机数(台)	0.0280
			软件业务收入(万元)	0.1409
	数字技术创新	0.3524	专利申请授权数(件)	0.1090
			规模以上工业企业 R&D 经费支出(万元)	0.0934
			技术合同成交额(万元)	0.1500

4. 控制变量

固定资产投资水平用固定资产投资额占GDP比重衡量;经济集聚水平用实际GDP与省份面积之比衡量;政府干预程度用衡量财政支出占GDP比重衡量;人口密度用地区总人口与省份面积之比衡量;工业化

水平用工业增加值占GDP比重衡量。

(三)数据来源

本文使用的数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》,部分缺失的数据采用插值法补齐。主要变量的描述性统计见表2。

表2 主要变量的描述性统计

变量名称	变量代码	样本量	最大值	最小值	均值	标准差
产业结构合理化	INDR	300	122.5598	1.3100	10.3727	12.6816
产业结构高级化	INDH	300	5.2440	0.5271	1.3245	0.7287
环境规制	ER	300	40.1380	0.1511	2.2800	4.2400
数字经济	DT	300	0.8070	0.0113	0.1452	0.1330
固定资产投资水平	INVEST	300	1.5600	0.2190	0.8400	0.2880
经济集聚水平	JJ	300	4.9626	0.0025	0.3609	0.7990
政府干预程度	GOV	300	0.7300	0.1300	0.2640	0.1140
人口密度	RK	300	0.3898	0.0008	0.0473	0.0703
工业化水平	GYH	300	0.4935	0.1177	0.3370	0.0789

五、实证结果分析

(一)基准回归分析

表3为环境规制对产业结构优化的影响基准回

归结果。从表3可以看出,(1)、(2)列是加入控制变量前的结果,(3)、(4)列是加入控制变量后的结果。可以发现未加控制变量时,环境规制对产业结构合理化是

表 3 基准回归结果

变量	(1) INDR	(2) INDH	(3) INDR	(4) INDH
ER	0.430*** (4.640)	0.029*** (9.130)	0.514*** (3.810)	0.025*** (6.490)
INVEST			3.195* (2.000)	-0.151*** (-3.360)
JJ			-9.349* (-1.700)	0.261*** (3.230)
GOV			6.118 (0.440)	1.691*** (2.910)
RK			1060.220 (1.200)	1.459 (0.150)
GYH			-13.866 (-0.820)	-3.169*** (-4.110)
AREA	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
CONSTANT	7.212*** (11.160)	0.966*** (31.850)	-37.158 (-0.940)	1.767** (2.340)
OBS	300	300	300	300
ADJ.R-SQ	0.221	0.779	0.244	0.900

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平下显著;括号内为经聚类稳健标准误调整的 t 值。表 4、表 5、表 6、表 7 同。

显著正向促进作用,环境规制对产业结构高度化的影响是显著正向;加入控制变量后,环境规制对产业结构合理化和高级化的影响仍旧是正向作用,且显著性水平并未发生变化,可以得出环境规制促进了产业结构优化的结论,从而验证了假说 H0。结合前文理论分析,环境规制能够激发产业技术创新,远期收益大于短期环境治理成本,因此能促进部分行业技术创新。另外,环境规制能够主动或者被动地影响人们的消费行为,促进环境保护在公众间的宣传,从而产生思想认识

方面的影响,主动或被动引导绿色环保消费;此外,环境规制有助于改变投资观念,进而倒逼产业结构优化。至此,环境规制促进产业结构优化的理论机理得以验证。

控制变量方面,固定资产投资水平能够显著促进产业结构合理化,而对产业结构高级化呈现显著的负向作用。原因可能在于固定资产投资反映投资规模 and 方向,不同部门间的合理投资能优化资源配置,促进产业间的协调发展,进而影响产业结构合理化。但是如若投资过于侧重某一领域,反倒会加剧产业间的不平衡,从而抑制产业结构高级化。经济集聚显著抑制了产业结构合理化,但显著促进了产业结构高级化。可能因为部分发展较快的产业创造更多的 GDP,而有些产业较为落后,即使总体经济发展水平较高,但更多是主导产业的贡献,出现了产业间发展的不协调。政府干预能够正向促进产业结构合理化和高级化,因此政府的宏观调控尤为重要。工业化水平显著抑制了产业结构高级化,第三产业落后于第二产业的发展显然不能实现产业结构优化,需要走新型工业化道路。

(二)稳健性检验

表 4 为稳健性检验结果。在表 4 中,(5)、(6)列是解释变量环境规制滞后一期的结果,(7)、(8)列是增加控制变量的回归结果,(9)、(10)列是剔除异常年份 2020 年的回归结果。当考虑环境规制对产业结构优化的影响具有滞后性时,环境规制仍显著促进了产业结构优化。增加区域人口占实际 GDP 比值、发电总量与区域人口之比以及工业污染治理投资完成额占主营业务成本比重三个控制变量后,环境规制仍显著促进产业结构优化。剔除 2020 年数据后,回归结果仍显示环境规制显著地促进了产业结构优化。

表 4 稳健性检验

变量	(5) INDR	(6) INDH	(7) INDR	(8) INDH	(9) INDR	(10) INDH
ER	0.352** (2.360)	0.028*** (7.560)	0.473*** (3.420)	0.024*** (6.120)	0.201*** (3.110)	0.026*** (5.190)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AREA	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CONSTANT	-69.162 (-1.280)	1.821** (2.170)	-23.355 (-0.710)	1.589 (1.610)	10.391 (1.060)	1.882*** (2.930)
OBS	270	270	300	300	270	270
ADJ.R-SQ	0.260	0.899	0.246	0.903	0.242	0.904

(三)异质性分析

1. 经济发达程度的异质性

表5是基于经济发达程度差异的异质性分析。在表5中,(11)、(12)列代表东部地区回归结果,(13)、(14)列代表中西部地区回归结果。环境规制对东部地区产业结构优化呈显著正向影响,可能的原因在于东部地区率先发展,无论是经济实力还是地理位置对优质资源的吸引力都高于中西部地区,经济增长较快,环境规制能倒逼企业技术创新,既实现环境保护,又促进产业结构优化。至于中西部地区,环境规制显著抑制了其产业结构优化,可能的原因是该地区经济发展水平较为落后,缺乏先进的技术和优质的资源,环境规制会加大该地区的压力,不能倒逼企业成功技术创新,无法促进产业结构优化。

表5 基于经济发达程度差异的异质性分析

变量	(11) INDR	(12) INDH	(13) INDR	(14) INDH
ER	0.504** (3.160)	0.019** (2.630)	-0.839*** (-3.870)	-0.027* (-2.050)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes
AREA	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
CONSTANT	-61.531 (-0.910)	0.372 (0.310)	15.523 (0.950)	2.495*** (4.770)
OBS	110	110	190	190
ADJ.R-SQ	0.284	0.869	0.445	0.976

2. 环境规制强度的异质性

表6是基于环境规制强度差异的异质性分析。在表6中,(15)、(16)列代表高强度环境规制结果,(17)、(18)列代表低强度环境规制结果。高强度环境规制能够显著提升产业结构优化水平,而低强度环境规制对产业结构合理化和高级化的作用不显著。环境规制力度大的多集中于东部地区,而中西部地区的环境规制强度较小,东部地区足以承担环境治理成本带来的巨大压力。实施大力度环境规制能够显著提升产业结构优化水平,而低强度环境规制地区的环境规制强度本身不宜过高,否则会抑制当地产业结构优化。资源型地区的发展需要依托资源优势,但是如果对资源的开发和利用缺乏技术条件,会造成环境污染,不利于当地产业结构优化。

表6 基于环境规制强度差异的异质性分析

变量	(15) INDR	(16) INDH	(17) INDR	(18) INDH
ER	0.502*** (3.220)	0.022*** (4.820)	0.457 (0.370)	0.023 (0.430)
CONTROLS	Yes	Yes	Yes	Yes
AREA	Yes	Yes	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes	Yes	Yes
CONSTANT	-62.029 (-0.790)	2.272*** (3.490)	11.132 (0.730)	2.751*** (6.840)
OBS	151	151	149	149
ADJ.R-SQ	0.244	0.883	0.370	0.979

(四)数字经济的调节效应

数字经济能够赋能环境规制手段的革新、环境治理的多方协同以及环境治理渠道的多样化。构建如下调节效应模型:

$$\text{INDO}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ER}_{i,t} + \beta_2 \text{DT}_{i,t} + \beta_3 (\text{ER}_{i,t} * \text{DT}_{i,t}) + \beta \sum \text{CONTROL}_{i,t} + \omega_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中,DT代表数字经济发展水平,ER_{i,t}*DT_{i,t}反映数字经济的调节效应大小,具体调节效应回归结果见表7。

表7 数字经济的调节效应

变量	(19) INDR	(20) INDH
ER	0.336 (0.280)	0.023*** (2.940)
DT	22.518 (0.920)	1.159** (2.360)
ER*DT	0.075** (2.390)	0.129*** (4.400)
CONTROLS	Yes	Yes
AREA	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes
CONSTANT	-26.164 (-0.800)	1.929** (2.540)
OBS	300	300
ADJ.R-SQ	0.248	0.929

结果显示,交乘项ER_{i,t}*DT_{i,t}呈现与主回归系数相同的符号且均显著,即数字经济发展能够促进环境规制对产业结构优化的正向影响作用,验证了假说H1。数据作为数字经济的核心要素,有着低成本、可复制、高效传播等特点,不仅使信息传递更加便捷,也提高了信息透明度,减少了信息不对称。上升到环境规制层面,则能够实现环境信息共享,且针对环境污染行为能够实现数字化监督,进而提高环境监管效率。以

互联网为代表的数字技术加快了产业技术创新的步伐,大数据技术能够分析海量消费者偏好,实现个性化需求与企业生产的柔性对接,节省成本,提高效率。高新技术发展拉动高科技产品的消费需求和投资需求,需求带动生产,进而提高高技术行业市场集中度,促进产业结构优化。

六、研究结论和对策建议

(一)研究结论

本文基于对政策背景的把握,对环境质量现实与产业结构调整步入关键期的考虑,选取中国 2011—2020 年 30 个省(区、市)的面板数据,实证检验了环境规制对产业结构优化的影响,并探究数字经济在环境规制对产业结构优化影响中的作用。研究表明:环境规制能够显著促进产业结构合理化和高级化。当考虑环境规制的滞后效应、增加控制变量以及剔除异常年份数据后,仍然显示这一促进作用。但是,异质性分析中发现经济发展水平不同和环境规制强度不同都会影响这一结果:经济发达地区的环境规制可以显著促进产业结构优化,但经济欠发达地区环境规制不能促进产业结构优化;环境规制强度大的地区能够显著促进产业结构优化,在环境规制力度小的地区则不显著。将数字经济纳入模型系统后,发现数字经济发展与环境规制的结合能够显著起到促进产业结构优化的作用。

(二)对策建议

第一,优化环境规制体系设计,以数字化赋能环境治理。环境政策的制定者应当因地制宜,做好顶层设计。对东部地区来说,应当继续加强环境规制,以倒逼产业实现技术创新从而节约资源、保护环境。对中西部地区来说,环境规制力度大反而对产业结构优化不友好,可以依托本地优势承接产业转移,借鉴吸收先进技术以提升本地产业结构合理化、高级化水平,同时倡导数字化治理模式。

第二,依托数字资源,提高区域间优质资源的良性互动,助力产业结构优化。东部地区经济较为发达,拥有优质人才、管理经验和技术等资源,而中西部地区相对来说对优质资源的吸引力不足,这就容易导致区域间经济发展不平衡、产业发展不协调。借助数字经济的浪潮,以数据整合多方优质资源实现产业间资源的合理配置,使资源在产业间实现良性互动,依托数字平台、数字技术等促使资源应用到所需之处,促进产业结构调整与优化。

第三,推进数字基础设施建设,鼓励数字技术应用。增强数字经济发展不足地区的数字基础设施建设力度,加大对数字化水平落后地区的数字化教育和宣传,通过网络宣讲、社区广播等多种途径加大对数字化知识的普及。鼓励企业投资和升级数字基础设施,倡导数字技术应用,为技术创新研发提供经费支持,构建数字驱动的实体经济形态,促进产业结构优化。◆

参考文献:

- [1] 张晓敏, 郭娜, 吴佳, 等. 环境规制内涵、表征及应用述评[J]. 环境工程技术学报, 2021, 11(6): 1250-1257.
- [2] 张鑫, 徐枫. 环境规制对绿色技术创新的影响: 基于政府干预视角的区域异质性分析[J]. 城市问题, 2022(9): 55-64.
- [3] 彭诚. 环境规制会影响科技金融效率吗?: 来自中国省级行政区的经验证据[J]. 东岳论丛, 2022, 43(9): 68-80.
- [4] 张济建, 于连超, 毕茜, 等. 媒体监督、环境规制与企业绿色投资[J]. 上海财经大学学报, 2016, 18(5): 91-103.
- [5] 徐鹏, 包存宽. 环境规制对碳排放影响研究进展及未来展望[J]. 科技管理研究, 2022, 42(10): 41-47.
- [6] 林淑君, 郭凯明, 龚六堂. 产业结构调整、要素收入分配与共同富裕[J]. 经济研究, 2022, 57(7): 84-100.
- [7] 王倩. 数字经济、新型城镇化与产业结构升级[J]. 工业技术经济, 2023, 42(3): 73-81.
- [8] 弓媛媛, 周俊杰. 环境规制、产业结构优化与经济高质量发展: 以黄河流域沿线地级市为例的研究[J]. 生态经济, 2021, 37(9): 52-60.
- [9] 龚海林, 周子龙. 产业结构高级化对碳排放的影响效应分析: 基于面板门槛模型的实证分析[J]. 江西师范大学学报(自然科学版), 2017, 41(4): 348-353.
- [10] 孙光林, 李婷, 莫媛. 数字经济对中国农业全要素生产率的影响[J]. 经济与管理评论, 2023, 39(1): 92-103.
- [11] 王赞新. 数字经济对共同富裕的影响: 理论机制与实践演化: 基于劳动过程与价值增值过程的分析[J]. 中州学刊, 2023(3): 27-35.
- [12] 何维达, 温家隆, 张满银. 数字经济发展对中国绿色生态效率的影响研究: 基于双向固定效应模型[J]. 经济问题, 2022(1): 1-8+30.
- [13] 乐洋, 郜栋玺, 张毅, 等. 政府干预下数字经济对城乡收入差距的影响[J]. 深圳大学学报(理工版), 2023, 40(3): 296-307.

河南省沿黄城市 黄河文化旅游竞争力评价研究

郭二艳 杜亚男 朱玉芳

(河南农业大学 林学院, 河南 郑州 450000)

摘要:河南是中华文明的重要发祥地,自古以来伴黄河而生,黄河文化资源十分丰富。以生态位理论为基础,选取郑州、洛阳、开封、安阳、焦作、濮阳、三门峡、新乡8个沿黄城市,进行黄河文化旅游资源整合。从经济社会、区域环境、旅游市场和旅游资源四个维度,选取22个指标构建旅游竞争力生态位评价指标体系,通过测评可知郑州、洛阳属于极强区,开封、焦作属于较强区,安阳、新乡、濮阳和三门峡属于一般区。最后针对不同区域提出发展经济、完善交通、联动区域等对策,助推河南黄河文化旅游带的建设。

关键词:生态位;黄河文化旅游;文旅融合;竞争力

中图分类号:F592.7

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0045-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.08.007

黄河文化是中华文明的重要组成部分,如何发展好黄河文化,提高黄河文化的国际影响力十分重要。2019年党中央将黄河流域生态保护和高质量发展上升为重大国家战略^[1]。习近平总书记在黄河流域生态保护和高质量发展座谈会上强调,要推进黄河文化遗产的系统保护,深入挖掘黄河文化蕴涵的时代价值,讲好“黄河故事”,延续历史文脉,坚定文化自信,为实现中华民族伟大复兴的中国梦凝聚精神力量^[2]。近年来,关于打造黄河文化旅游带以及沿黄地区黄河文化的研究较多,并取得一定的成果。但当前研究大多都以竞争优势理论和比较优势理论为指导,以关联性、可度量性、可比性、导向性为基本原则,多选用标准差、变异系数、洛伦茨曲线、基尼系数、皮尔逊相关系数、因子分析法等对区域旅游经济差异的现状进行描述^[3],基于生态位理论构建城市旅游竞争力评价模型的研究较少。本文基于生态位理论深入探究黄河文化,有利于在保护生态环境的基础上推动文旅融合发

展,助推黄河流域高质量发展^[4]。

一、相关概念及理论阐述

生态位理论在1924年由格林内尔首创,国内将生态位定义为在一定的生态环境里,某种物种的生存、发展、衰退和消亡过程中拥有的对资源的利用能力。用生态位宽度的数值来表示竞争力的大小,生态位宽度数值越大则竞争力越强,因为生态位宽度是各种资源被生物单元所利用的数量。生物单元的长期积累所呈现出的状态对环境的现实影响力或支配力是生态位的态势。2001年黄芳最早把生态位理论应用于旅游中,为旅游方面的研究提供新的独特视角和研究方法^[5]。本文基于生态位理论的态势理论对黄河文化旅游竞争力进行评价研究,通过“态”和“势”两者的综合,可以全面体现不同城市的黄河文化旅游发展竞争力在区域黄河文化旅游发展中的地位和作用,及对其他城市黄河文化旅游竞争力的影响情况^[6]。

竞争力是研究对象在同类竞争者中显示的能力,

基金项目:2022年度河南省高等学校重点科研项目“河南省黄河文化旅游带空间结构特征及保护研究”(22A630019);2022河南农业大学哲学社会科学类科研创新基金重点项目“黄河流域文化旅游业高质量发展的路径研究”(SKJJ2022A02);2021年河南省哲学社会科学规划项目“鄂豫皖革命文化保护利用片区红色旅游发展模式研究”(2021BSH006);2023年度河南农业大学教育教学改革研究与实践项目“文化视角下高校旅游管理专业课程思政教学的创新路径研究”(2023XJGLX026)。

作者简介:郭二艳(1979—),女,河南许昌人,在读博士,副教授,研究方向为旅游文化、生态旅游、森林旅游;杜亚男(2000—),女,河南许昌人,研究方向为旅游文化;朱玉芳(1962—),通信作者,女,河南长葛人,硕士,教授,研究方向为旅游经济管理、大学生思想政治教育。

是一种相对指标。目前在有关竞争力的文献中,尚未有统一的关于竞争力的定义。我国对竞争力的研究直到2001年才被张金昌系统归纳,他认为竞争力是被研究对象在资源、能力和外部环境上所呈现出来的差异性^[7]。关于旅游竞争力的研究是随着对竞争力研究领域的不断扩展而产生的。本文对黄河文化旅游竞争力的研究重点包括两个方面:一是通过研究河南省8个沿黄城市的黄河文化旅游竞争力,对弘扬黄河文化、促进黄河文化旅游产业发展提供理论依据。二是通过建立黄河文化旅游竞争力评价指标体系,对8个城市的竞争力进行定量分析。

二、河南省沿黄地区黄河文化旅游发展概况

河南伴黄河而生,近年来随着河南旅游业的发展,“奏响黄河主旋律,高举黄河文化和黄河风光的大旗”成为河南旅游业发展的主题,河南各地市开始着手立足于地方黄河文化发展旅游业。本文根据中国非物质文化遗产网、中国知网、万方数据库和百度百科进行资料搜集工作,主要搜集了郑州、洛阳、开封、安阳、焦作、濮阳、三门峡、新乡8个城市的黄河文化资源,包括物质文化资源和非物质文化资源,通过量化其数据,分析其黄河文化旅游竞争力。

1. 总体特征

一是资源丰富,种类多样。河南省作为沿黄重要省(区),拥有独具特色的中原文化、圣贤文化、宗教文化、武术文化、古都文化、石窟文化、姓氏文化等黄河文化资源,种类丰富多样。二是历史悠久,文化厚重。河南位于黄河之畔,四大古都使河南拥有深厚的历史积淀,河南的地上文物数量居全国第二,地下文物数量居全国第一,馆藏文物数量占据全国的1/8^[8],文化资源数量多且历史文化厚重。三是品位高,分布广,影响力强。河南省现有黄河文化资源中,具有世界影响力的有登封少林寺、洛阳龙门石窟、安阳殷墟等,这些文化资源在国际上享有盛誉,是中国的旅游名片。具有国内影响力的文化资源更是数不胜数,可以说河南是黄河文化的集大成地。

2. 差异性特征

河南省黄河文化旅游资源地理空间呈现西北多、东南少、数量分布相对集中的特征。从流域看,黄河文化资源在流经河南境内的黄河中段,如洛阳、郑州、开封等地较为丰富,在河南省内的开端和结尾城市比较稀疏,分布相对集中。

三、河南省沿黄地区黄河文化旅游竞争力评价指标体系的构建

1. 构建评价指标体系

本着公正、客观的原则,通过搜集河南省8个沿黄城市(郑州、洛阳、开封、安阳、焦作、濮阳、三门峡和新乡)的指标数据,从经济社会、区域环境、旅游市场和旅游资源四个维度建立河南省沿黄地区黄河文化旅游竞争力生态位评价指标体系。在4个一级指标下建立22个二级指标,并根据这22个指标搜集相关数据^[9]。

表1 河南省沿黄地区
黄河文化旅游竞争力生态位评价指标体系

系统层	维度	变量要素层
A 黄河文化旅游竞争力生态位评价指标体系	B1 经济社会	C1 地区生产总值
		C2 人均地区生产总值
		C3 居民消费水平
		C4 居民人均可支配收入
	B2 区域环境	C5 城市表演团体数量
		C6 城市交通状况
		C7 博物馆数量
		C8 文化馆数量
		C9 公共图书馆数量
		C10 文娱产品宣传
	B3 旅游市场	C11 旅游业总收入
		C12 旅游星级饭店数
		C13 入境旅游人次
		C14 入境旅游收入
		C15 国内旅游人次
		C16 国内旅游收入
	B4 旅游资源	C17 旅游资源丰富度
		C18 旅游资源知名度
		C19 旅游资源的稀缺度
		C20 历史文化价值
		C21 艺术观赏价值
		C22 科学考察价值

数据来源:河南省统计局官网、各市统计局官网、河南省文化和旅游厅官网。

2. 数据测算

根据生态位理论以及前文分析,沿黄地区不同城市黄河文化旅游竞争力可以用生态位的宽度数值表示,生态位的“态”和“势”表示不同城市黄河文化资源的影响力。

(1) 生态位宽度的测定

根据已经建立的生态位评价模型和态势分析的需要,从经济社会、区域环境、旅游市场和旅游资源四个维度进行生态位宽度的测定,通过以下公式进行具

体计算^[10]：

$$B_i = \frac{Y_i^2}{N_{ij}^2} = \frac{1}{\sum_{j=1}^R P_{ij}^2} = \frac{\left(\sum_{j=1}^R N_{ij}\right)^2}{\sum_{j=1}^R N_{ij}^2} \quad (1)$$

其中, B_i 为第 i 个城市的黄河文化旅游竞争力生态位宽度; P_{ij} 表示第 i 个城市的黄河文化旅游竞争力利用第 j 种资源状态所占它利用全部资源状态的比重; R 为资源总数。

(2) 生态位的态势分析

依据生态位的态势理论以及前文所建指标体系, 将两种存在性的指标即旅游资源和区域环境定义为“态”, 将两种有影响性的指标即经济社会和旅游市场定义为“势”, 并根据公式 2 进行评价:

$$N_i = \frac{S_i + A_i P_i}{\sum_{j=1}^n (S_j + A_j P_j)} \quad (2)$$

其中, N_i 表示城市 i 的生态位; S_i 和 P_i 表示城市 i 的态和势; S_j 和 P_j 表示城市 j 的态和势; A_i 和 A_j 表示量纲转换系数; n 表示城市个数; $S_j + A_j P_j$ 表示绝对生态位。令 A_i 和 A_j 都等于 1, 各个城市生态位的取值范围均在 0—1 之间, 且总和为 1。

因为用来评价的指标涉及 8 个城市不同维度的不同数据, 因此评价指标有不同的量纲。为了能够对黄河文化旅游竞争力进行合理评价, 需要对各个评价指标进行标准化处理。具体处理公式见公式 3:

$$a'_i = \frac{a_i}{\max a_i} \quad (3)$$

其中, a_i 是处理前的指标要素值, 即原始指标要素值; $\max a_i$ 表示在该类指标要素中的最大值; a'_i 表示标准化处理后的数值。

四、河南省沿黄地区黄河文化旅游竞争力不同维度生态位宽度结果分析

1. 经济社会维度生态位宽度结果分析

原始数据进行归一化处理后带入公式(1)进行计算, 得到河南省 8 个沿黄城市黄河文化旅游竞争力在经济社会维度的生态位宽度分值及排名。通过计算发现, 河南省沿黄 8 个城市在经济社会维度上的生态位宽度数值有很大差别。经济社会维度上郑州的生态位分值(4.0000)排在第一位, 该维度的竞争力最强。8 个城市经济社会维度平均值为 3.3446, 排名最后的濮阳(2.9561)距离平均值有一定差距。郑州和濮阳的差值达到了 1.0439, 说明濮阳在经济社会方面相较于省会郑州有很大差距。

表 2 8 个沿黄城市黄河文化旅游竞争力
经济社会维度生态位宽度分值及排名

城市	经济社会维度分值	排名
郑州	4.0000	1
洛阳	3.7000	2
开封	3.1838	5
安阳	3.0873	7
焦作	3.4216	3
濮阳	2.9561	8
三门峡	3.1258	6
新乡	3.2820	4

2. 区域环境维度生态位宽度结果分析

河南省 8 个沿黄城市黄河文化旅游竞争力在区域环境维度的生态位分值及排名如表 3 所示。排在第一名的是洛阳(5.1368), 洛阳无论城市表演团体数量、博物馆数量还是文化馆数量都处于领先地位, 可以看出洛阳在区域环境维度方面具有较强的优势。第二名是郑州(4.5271), 与洛阳相差 0.6097, 差距较为明显。郑州虽同为古都, 但在区域文化环境方面仍有欠缺。8 个城市区域环境维度生态位的平均值为 4.0072, 最差的焦作(2.9474)距离平均值有较大差距, 焦作应依托特色发展城市优势文化环境要素, 增加城市竞争优势。

表 3 8 个沿黄城市黄河文化旅游竞争力
区域环境维度生态位宽度分值及排名

城市	区域环境维度分值	排名
郑州	4.5271	2
洛阳	5.1368	1
开封	4.2945	3
安阳	3.8346	5
焦作	2.9474	8
濮阳	3.9993	4
三门峡	3.7581	6
新乡	3.5599	7

3. 旅游市场维度生态位宽度结果分析

河南省 8 个沿黄城市黄河文化旅游竞争力在旅游市场维度的生态位分值及排名如表 4 所示。前三名为洛阳(5.7654)、焦作(5.6970)、开封(5.4148), 后两名为濮阳(4.9250)、安阳(4.7181), 有 4 个城市的数值低于平均值(5.2226)。在旅游市场的抽样要素中, 洛阳的入境旅游人次远高于其他城市, 具有很强的优势。作为省会的郑州在旅游市场维度的数值为 5.2267, 略超过平均值, 处于中等地位, 其欠缺之处主要是入境旅游入次数方面。居于最后的是安阳(4.7181), 其在各个要素方面都较落后。分析发现, 安阳本身不缺少影响力大的黄河文化旅游资源, 只是在利用方面存在欠缺, 未得到应有的发展。

表 4 8 个沿黄城市黄河文化旅游竞争力
旅游市场维度生态位宽度分值及排名

城市	旅游市场维度分值	排名
郑州	5.2267	4
洛阳	5.7654	1
开封	5.4148	3
安阳	4.7181	8
焦作	5.6970	2
濮阳	4.9250	7
三门峡	5.0274	5
新乡	5.0059	6

4. 旅游资源维度生态位宽度结果分析

河南省 8 个沿黄城市的旅游资源维度的生态位分值及排名如表 5 所示。排在第一名的是洛阳(5.8618),第二名为郑州(5.2314),排在最后的为濮阳(3.4091),有 3 个城市的生态位数值低于平均值(4.6885)。旅游资源主要体现在资源的丰富度、知名度和稀缺度上,洛阳黄河文化旅游资源的丰富度和知名度均位于前列,资源优势明显。

表 5 8 个沿黄城市黄河文化旅游竞争力
旅游资源维度生态位宽度分值及排名

城市	旅游资源维度分值	排名
郑州	5.2314	2
洛阳	5.8618	1
开封	4.5372	6
安阳	5.1261	3
焦作	4.8566	5
濮阳	3.4091	8
三门峡	3.5926	7
新乡	4.8936	4

5. 河南省沿黄地区黄河文化旅游竞争力生态位结果分析

将 8 个城市的态势数值代入公式 2,得出不同城市黄河文化旅游竞争力的生态位及排名。通过观察数据可以发现,这 8 个城市的生态位差异明显,呈现层次变化。有 6 个城市的生态位数值在平均值(0.1250)

表 6 8 个沿黄城市黄河文化旅游竞争力
生态位分值及排名

城市名称	城市生态位	排名
郑州	0.2048	2
洛阳	0.2182	1
开封	0.1189	3
安阳	0.0961	5
焦作	0.1054	4
濮阳	0.0845	7
三门峡	0.0807	8
新乡	0.0914	6

之下,排名前两位的洛阳、郑州的生态位数值明显高于其他城市,具有明显的优越性。

依据生态位大小差异可以将河南省 8 个沿黄城市分为 3 个区:极强区是洛阳、郑州,较强区是开封、焦作,一般区是生态位分值在 0.1000 以下的剩余 4 个城市,其生态位数值普遍比较小,分别为安阳、新乡、濮阳、三门峡。

(1) 极强区

极强区包括洛阳(0.2182)和郑州(0.2048),其黄河文化旅游竞争力生态位数值位列 8 个沿黄城市的前两位,并且数值达到 0.2000 以上,具有明显的竞争优势。在四个维度中,洛阳在区域环境维度指标、旅游市场维度指标和旅游资源维度指标中均位居 8 个城市的首位,特别是在区域环境维度方面遥遥领先其他城市,具有很大的优势,也影响着洛阳旅游市场维度的数值。不过,虽然洛阳整体的生态位数值较高,但是在旅游市场维度方面,洛阳旅游人次数量可观,旅游收入并不高,说明洛阳缺乏高层次、有特色的旅游产品,旅游相关产业发展有较大空间。

位居第二名的是河南省会郑州,其数值和洛阳的差值仅有 0.0134,说明两个城市的竞争力差距不大。郑州相较于洛阳的优势主要在经济社会维度上,郑州由于区位和省会优势,在经济社会维度上位居首位,在区域环境维度、旅游资源维度方面都是第二位,仅次于洛阳。但是郑州在旅游市场维度方面仅位居第四位,相对居中。通过统计数据发现,郑州在星级酒店数量和旅游总收入方面处于领先地位,主要是旅游人次数量相对处于劣势,旅游吸引力较弱。

(2) 较强区

较强区是开封(0.1189)和焦作(0.1054),其分别位于河南省 8 个沿黄城市综合生态位的第三和第四名,存在一定的竞争优势,但也有短板。开封在经济社会、区域环境和旅游市场维度上位于 8 个城市中等靠前,但其 A 级旅游景区数量相对其他沿黄城市较少,资源丰富度欠缺,缺乏竞争力。焦作在区域环境维度过于靠后,使其黄河文化旅游竞争力生态位被削减。焦作在城市交通方面相对于其他城市差距较大,在城市整体的区域文化环境方面相对落后,城市文化氛围较淡,城市表演团体数量、博物馆、图书馆数量较少。

(3) 一般区

一般区分别为安阳(0.0961)、新乡(0.0914)、濮阳(0.0845)、三门峡(0.0807),位于河南省 8 个沿黄城市的后四名,竞争优势不明显。安阳在旅游资源方面有一定优势,但在其他三个维度方面相对落后。新乡在

四个维度上均位于中游偏后位置,没有明显的优势,其总体数值相对较差。濮阳只在区域环境方面拥有一定的竞争优势,其他方面均处于后排。三门峡在区域环境、旅游资源维度处于倒数,其他两个维度处于中等偏后位置,其黄河文化旅游竞争力较弱。

五、提升河南省沿黄地区黄河文化旅游竞争力发展的策略

1. 发展城市经济,增加居民收入

城市经济的发展是城市竞争力的重要标志,是其他城市功能发挥作用的重要物质基础和根本保障。提高城市黄河文化旅游竞争力首先需要发展城市经济,提高城市的生产总值和人均生产总值。处于极强区的郑州,作为河南省会城市其经济实力位居首位,为增强其综合竞争力需要发挥省会城市的优势,用经济优势弥补其他层面的不足。处于一般区的濮阳、安阳和新乡等沿黄城市,要积极招商引资,发展地区特色产业,让资金活起来,助推经济发展。

2. 完善交通体系,增强文化氛围

交通是一个城市发展的命脉,对城市各行各业的发展尤为关键。交通与城市经济的发展程度紧密相关,处于一般区的濮阳、安阳和三门峡等城市,应通过完善城市交通网络增强城市通达性。同时应充分利用城市现有的黄河文化资源,发展城市的文化事业,相应增加博物馆、文化馆、图书馆数量,增强文化氛围,打造城市文化名片。

3. 发展旅游产业,推动产业转型升级

城市的发展正迎来转型升级期。河南是农业大省,即使是处于极强区的郑州,第一产业在地区 GDP 中仍占据较大的比重,需要对城市产业结构进行优化升级,通过大力发展旅游产业进行城市产业优化。在产业大发展大变革的当下,三个区域都要抢抓转型升级的机遇,积极进行产业优化升级。特别是处于一般区的相对落后的城市,可以结合自身区域特色,大力发展旅游业等第三产业,加快文旅融合的步伐,推动第三产业快速发展。

4. 利用特色优势,打造地域品牌

提高黄河文化旅游的竞争力需要充分利用地区特色优势,促进黄河文化与旅游产业相融合,形成全方位、多元化、宽领域的黄河文化旅游新格局。处于极强区和较强区的城市,要巧妙地使地域文化和黄河文化进行融合碰撞,发挥本地特色优势,更好地弘扬黄河文化,赋予城市更多的生机与活力。如极强区郑州的黄河文化融入少林武术、寻根祭祖等元素,打造“少

林武术游”“文化寻根游”;较强区开封的“宋文化”融入黄河文化,打造“开封宋都黄河游”;一般区濮阳的“杂技文化”融入黄河文化,打造“黄河沿岸,杂技之乡”;新乡的“太极文化”融入黄河文化,打造“黄河太极养生游”等。这种既有地域特色,又有品牌优势的发展方式,可以在当前同质化的旅游竞争中突出重围,促进黄河文化旅游竞争力的提高。

5. 进行区域联动,推动竞合发展

打造有国际影响力的黄河文化旅游带,是实现黄河流域生态保护和高质量发展,传承弘扬黄河文化,推动文旅融合发展的有效途径。沿黄城市不仅存在竞争关系,更存在区域联合共促发展的关系。河南可以拓宽思路模式,积极推进郑汴洛“三座城、三百里、三千年”的世界级文化旅游目的地建设,以郑汴洛为核心实现对周边城市的辐射带动作用。其他几座城市也要对当前城市旅游形象定位进行再梳理、再创造,提炼文旅口号,形成特有的城市形象,实现区域联动竞合发展。◆

参考文献:

- [1]孙广源.生态文明视域下驻马店市社会体育发展现状与对策研究[D].郑州:河南农业大学,2021.
- [2]陈梦.新媒体环境下黄河流域中原地区非物质文化遗产传播研究[D].郑州:郑州大学,2021.
- [3]王少华.基于生态位理论的河南省城市旅游竞争力评价与研究[J].河南大学学报(自然科学版),2013,43(5):533-539.
- [4]高山.科技创新视角下金融发展对沿黄生态经济带绿色经济增长影响分析[D].兰州:兰州财经大学,2021.
- [5]陈娟.基于旅游生态位理论的旅游竞争态势研究:以西双版纳为例[J].绿色科技,2013(4):271-273.
- [6]苏章全,明庆忠,李庆雷.基于旅游生态位理论的旅游区发展策略研究:以滇中大昆明国际旅游区为例[J].旅游学刊,2010,25(6):37-44.
- [7]江璇.安徽省高等教育竞争力评价研究[D].南昌:江西财经大学,2020.
- [8]李东芳.主题公园的 SWOT 分析及对策:以河南为视角[J].河南教育学院学报(哲学社会科学版),2010,29(4):61-64.
- [9]王领.基于生态位理论的旅游发展空间格局研究[D].成都:四川师范大学,2018.
- [10]唐振海.基于生态位的区域物流竞争力研究[D].西安:长安大学,2016.

资产负债与股票波动率的结构化效应

——基于上证金融公司的实证研究

梁 朋

(四川工业科技学院 电子信息与计算机工程学院, 四川 德阳 618500)

摘要:在结构化 GARCH 模型中引入 MIDAS 方法,建立结构化 GARCH-MIDAS 模型,研究股票波动率与杠杆乘数的关系。基于 2006—2022 年方正证券的股票收益率及上证 180 金融股指数的混频数据,使用结构化 GARCH 模型讨论我国股票市场的结构化特征,并推算出杠杆乘数,以此来表示资产负债率。实证研究发现:中国股票市场具有结构化特征,杠杆乘数与股票波动率具有同步性,过高的债务水平抑制了股票收益率的增长。在此基础上,使用代表结构化信息的杠杆乘数替换 GARCH-MIDAS 模型中的已实现波动率,结构化 GARCH-MIDAS 模型较好地解释了杠杆乘数对股票波动率的影响,说明结构化 GARCH 模型具有稳健性。

关键词:股票波动率;资产负债率;杠杆乘数;GARCH-MIDAS 模型

中图分类号:F832.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0050-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.08.008

一、引言

股票波动率研究是当前金融领域的热点问题之一。股票波动率的准确描述,对金融风险管理、金融资产定价等一系列问题有重大意义。Engle (1982)^[1]和 Bollerslev (1986)^[2]分别提出了 ARCH 模型和 GARCH 模型,本着“让数据说话”的特征,很好地刻画了金融资产收益率的波动聚集特征和异方差性,被广泛应用于各种金融问题之中。然而,ARCH 模型和 GARCH 模型有着共同的缺点:模型的建立过程中忽略了影响股票收益率的主体因素,变量选取较为单一,未能考虑上市公司资产负债信息对股票收益率的影响。

传统的 GARCH 模型未能利用上市公司的资产负债信息和宏观经济因素,没有解释波动率形成的原因。掌握股票波动率的成因有助于股票市场政策的制定,合理引导股票市场良好发展。随着混频技术的兴起,学者们把 GARCH-MIDAS 模型(Engle 和 Ghysels 等, 2013)^[3]中的已实现波动率替换成影响因素,改进后的

GARCH-MIDAS 模型的解释能力变强且有较好的预测能力。但目前研究的影响因素选择主要是一些宏观经济变量,对上市公司的资产负债因素研究不足,针对中国市场的研究也相对较少。

二、文献综述

(一)结构化 GARCH 模型的演变过程

股票价格体现了股票持有者对上市公司未来利润的期望,利润是公司资产价值的体现,而资产负债表最能反映上市公司一段时间的盈利状况,因此,挖掘资产负债信息对股价波动的影响很有必要。

对资产负债与公司股票关系的研究始于 Merton (1973)^[4]。Merton 认为公司的股权是一种期权,对资产价格作出随机性假定,在风险中性世界中推导出 BSM 期权定价公式,以此来讨论公司资产价值与债券价值的关系。Merton 模型简单易实现,但往往低估了债券收益率利差。此后,有学者改进了 Merton 模型,重新考虑了违约边界的外生性,允许公司在债务到期之前违

基金项目:2022 年四川工业科技学院校级科研项目“杠杆乘数、交易信息与股票波动率的关系——基于多因子结构 GARCH 模型的研究”(GKY22A27)。

作者简介:梁朋(1984—),男,陕西乾县人,在读博士,助教,研究方向为数据分析、生物医药统计。

约。Kim 和 Ramaswamy 等(1993)^[5]、Longstaff 和 Schwarz (1995)^[6]将随机利率引入违约外生性边界的 Merton 模型中。Tauren(2023)^[7]在模型中加入固定杠杆和随机跳跃过程。从违约边界的内生性出发,Leland(1994)^[8]提出了一种最优资本结构模型,允许税收及破产成本的存在。Leland 和 Toft(1996)^[9]研究了固定负债结构模型,考虑了债务期限有限的情形。上述 Merton 模型及其扩展模型,都假设了公司资产具有随机的漂移率和波动率,以刻画公司资产的行为变化,利用 BSM 期权定价的基本思想研究了公司资产价值、资本负债结构等金融问题,这类模型被称为结构化模型。这些研究大多认为股票波动率不变,采用隐含波动率来描述股票波动率。而在股票市场中,波动率具有波动聚集的特点,呈现出时变的特征。

针对股票波动率的这些特征,Schaefer 和 Strebulaev(2008)^[10]利用结构化方法对时变的股票波动率建模,考虑了衍生品交易中的套期保值比率,发现采用该研究结论进行投资决策的实际情况较好。Engle 和 Siriwardane(2018)^[11]将结构化方法引入到 GARCH 模型中,解释了美国金融市场股票波动率来源于资产波动及资产负债的杠杆乘数,并对系统性风险重新进行了测度。

(二)股票价格的影响因素

影响我国股票市场的因素众多,包含宏观经济、市场政策及市场主体因素。众多影响因素中,考虑资产负债变化对股价波动影响的分析较少。针对资产负债对股价影响的研究,主要有两个方面:

一是从流动性出发,在缩减资产负债规模的背景下,研究资本流通渠道及货币政策选择对股价的影响。如史代敏(2002)^[12]认为上市公司在保证投资者收益的同时,应合理构建公司资产负债结构以提高经营业绩。刘澜飏和贾飙等(2014)^[13]根据中央银行资产负债表讨论了当前负债的结构特点,认为利率受负债规模调整的影响,进而影响股票市场。肖卫国和兰晓梅(2017)^[14]利用时变向量自回归模型(TVP-VAR)研究了美联储货币政策正常化对我国经济的溢出效应,发现通过资本流通渠道的资产负债规模缩减对股价有显著影响。葛奇(2017)^[15]认为资产负债表的缩减会导致基准利率的提高,从而产生流动性方面的影响使股价下跌。

二是从会计准则出发,通过公司财务报表的会计

信息,研究股价形成的引导机制。如李增泉(2005)^[16]对上市公司的股价同步性与公司所有权的关系进行研究,发现持股比例和股价同步性有着显著的非线性关系,国有控股公司和非国有控股公司的股价同步性有显著差异。金智(2010)^[17]发现会计信息的质量影响股价的同步性,建议资本市场加强会计准则改革和会计信息监管。孙光国和杨金凤等(2013)^[18]对上市公司的财务报告进行质量评价,挖掘更多信息指导投资决策。从已有文献看,研究者考虑了参与股票市场主体行为的特征,从银行财政和会计准则的角度研究了中国市场股票波动率的形成机制。但是目前基于资产负债的角度研究中国市场的较少,针对资产负债表的季度数据,缺乏混频模型和理论的经验实证及计量分析。

三、结构化 GARCH 模型及 GARCH-MIDAS 模型

(一)结构化 GARCH 模型及其估计方法

为了考察资产负债因素对股票波动率的影响,Engle 和 Siriwardane(2018)^[11]提出了结构化 GARCH 模型:

$$\begin{cases} r_{E,t} = LM_{t-1} r_{A,t}, r_{A,t} = \sqrt{h_{A,t}} \varepsilon_{A,t} \\ h_{A,t} = \omega + \alpha \left(\frac{r_{E,t-1}}{LM_{t-2}} \right)^2 \beta h_{A,t-1} \end{cases} \quad (1)$$

其中, $r_{E,t}$ 为股票收益率; $r_{A,t}$ 为公司资产收益率; LM_t 表示杠杆乘数,在模型(1)中反映了公司资产收益对股票收益的放大作用; $\varepsilon_{A,t}$ 为扰动项,通常认为服从标准正态分布、t 分布或广义误差分布。

杠杆乘数 LM_t 的计算需要使用公司的资产负债数据,计算如下:

$$LM_t = \left[\Delta_t^{BSM} g^{BSM} \left(E_t/D_t, 1, \sigma_{f_{A,t}}, \tau \right) \frac{D_t}{E_t} \right]^\phi \quad (2)$$

其中, g^{BSM} 为 BSM 公式中期权价格 f 的反函数, D_t 为未偿债务的当前账面价值, $\sigma_{f_{A,t}}$ 为资产的随机波动率, τ 为债务期限。

考虑到杠杆乘数及市场信息的滞后性,模型中杠杆乘数滞后一期。因此,当 $\phi=0$ 时,模型退化为 GARCH(1,1)模型;当 $\phi=1$ 时,模型成为完全含有杠杆乘数的结构化 GRACH 模型;当 $\phi \in (0,1)$ 时,资产负债对股票波动呈现不完全影响。这些情况都体现了资产负债的变化会加剧股票价格的波动,资产波动率成为股票波动率的一种来源。当结构化的参数 $\phi < 0$

时,说明股票价格的波动背离了资产波动,这种背离可能体现为市场的不稳定及可能存在的泡沫;当 $\phi > 1$ 时,资产的波动会进一步加大对股票波动的影响。

对此模型的估计,需要推算出杠杆乘数。本文的计算如下:

选择中国银行同业拆借利率(Chibor)作为无风险利率,利用 GARCH 模型拟合资产波动率 $\sigma_{A,t}^f$,使用 BSM 公式计算出期权价格 f :

$$f = PN(d_1) - X \exp[-r(\tau)]N(d_2) \quad (3)$$

其中, d_1 、 d_2 分别为 BSM 公式中正态分布变量的累积概率的分位点, τ 为到期期限。

根据中国股市涨停板限制的特点设置执行价格的下限为 $X=0.9P$,到期日 $\tau \in [1, 30]$ 。实际处理时,发现执行价格与到期日不会对最终的估计结果产生本质影响。取一系列不同的执行价格与到期日时,参数估计结果并没有显著变化。

利用股票价格及计算出的期权价格,得到股票的 delta 值:

$$\Delta_{t-1}^{BSM} = \frac{\Delta f}{\Delta P} \quad (4)$$

进一步计算出期权价格:

$$f_{t-1}^{-1} = \frac{A_{t-1}}{D_{t-1}} = \frac{E_{t-1}/D_{t-1} + e^{-r\tau}N(d_2)}{N(d_1)} = g^{BSM}(E_{t-1}/D_{t-1}, 1, \sigma_{A,t-1}^f, \tau) \quad (5)$$

最后计算出杠杆乘数 LM_t 。

假设贴现因子是到期期限的分段连续函数,把利率曲线分成段,应用多项式样条插值、指数样条插值、B 样条插值、光滑样条插值或 VRP 方法,使数据频率匹配。研究发现,不同的插值方法对估计结果影响不大。这里对负债采取线性插值的方法,使负债数据与收益率数据匹配。

采用极大似然估计参数,对数似然函数计算得到:

$$\log(L) = -\frac{1}{2} \sum_{t=2}^T \left[\log(2\pi) + \log(LM_{t-1}^2 h_{A,t}) + \frac{(r_{E,t})^2}{LM_{t-1}^2 h_{A,t}} \right] \quad (6)$$

(二)混频技术下的股票波动率模型——结构化 GARCH-MIDAS 模型的建立

为进一步验证结构化 GARCH 模型的稳健性,本文利用带杠杆乘数的 GARCH-MIDAS 模型重新估计,

通过拟合效果说明结构化 GARCH 模型的合理性。由于资产负债表对应的是季度数据,而 GARCH 模型常用于对日收益率的建模,这样就存在数据频率的不一致问题。MIDAS 模型解决了数据频率的问题(Forsberg 和 Ghysels, 2007)^[19]。随后,在 GARCH-MIDAS 模型中纳入对股票波动率的各种影响因素。本文利用这一模型,建立 GARCH-MIDAS 模型如下:

$$\begin{cases} r_{i,t} = \sqrt{\tau \cdot h_{i,t}} \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} : D(0, 1) \\ h_{i,t} = \omega + \alpha r_{i,t}^2 \beta h_{i,t-1} \\ \tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_1, \omega_2) LM_{t-k} \end{cases} \quad (7)$$

$$\text{其中, } \varphi_k(\omega_1, \omega_2) = \frac{x_k^{\omega_1-1} (1-x_k)^{\omega_2-1}}{\sum_{i=1}^N x_k^{\omega_1-1} (1-x_i)^{\omega_2-1}} \text{ 为 Beta 多项}$$

式,用杠杆乘数代替已实现波动率,一般取 $\omega_2=1$; τ_t 反映了由长期成分资产负债对股票波动率的贡献。

采用极大似然估计参数,对数似然函数计算得到:

$$\log(L) = -\frac{1}{2} \sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^N \left[\log(2\pi) + \log(\tau_t h_{i,t}) + \frac{(r_{i,t})^2}{\tau_t h_{i,t}} \right] \quad (8)$$

四、股票市场的结构化特征度量及股票波动率的来源

2007 年 1 月 30 日中国证监会出台了《上市公司信息披露管理办法》,上市公司资产负债表的季度公告得到规范。本文选取上海证券交易所 57 家金融公司 2006 年 6 月 30 日至 2022 年 9 月 30 日的股票日数据及相应的资产负债表。除去数据量过少的江苏租赁(600901)、财通证券(601108)和成都银行(601838),剩余 54 家金融公司,相关数据来源于 Wind 数据库。

(一)结构化 GARCH 模型的实证研究

1. 结构化 GARCH 模型估计

本文以方正证券(601901)为例,选取 2011 年 10 月 8 日至 2022 年 9 月 29 日股票数据及资产负债表,数据来源于 Wind 数据库。

图 1 该股收益率在 2015 年初至 2016 年初出现了剧烈波动,股票的实际价格在这一时段变化巨大。图 2 对应的杠杆乘数在 2015 年初至 2016 年初表现出急剧增长的特点,印证了杠杆乘数会放大股票波动率这一观点。

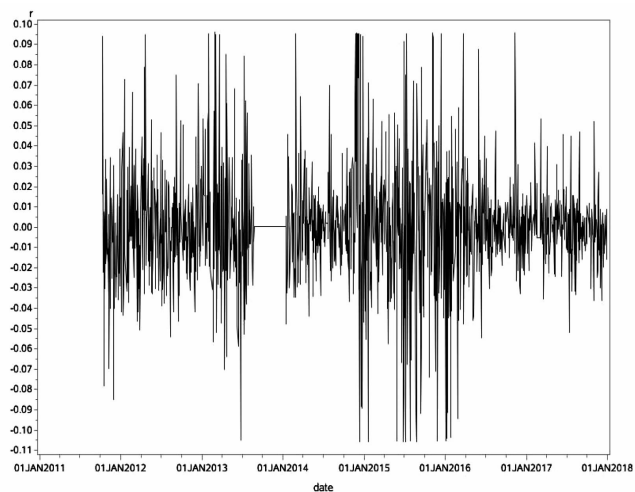


图 1 方正证券股票收益率

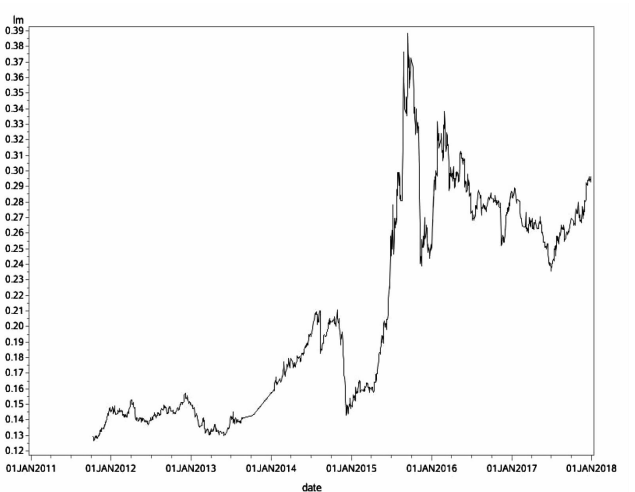


图 2 方正证券的杠杆乘数

利用 MATLAB 软件,一般 GARCH 模型与结构化 GARCH 模型估计结果对比见表 1:

从表 1 可以看出,除了截距项不显著,其余参数的统计量均大于 5%显著性水平下的临界值 1.96。比

表 1 方正证券的一般 GARCH 模型与结构化 GARCH 模型估计结果对比

一般 GARCH 模型				结构化 GARCH 模型			
参数	估计值	统计量	对数似然函数	参数	估计值	统计量	对数似然函数
ω	0.0000	0.0002	3552.1	ω	0.0001	1.5198	3559.6
α	0.1014	13.9500		α	0.1125	9.0444	
β	0.8986	149.9800		β	0.8855	90.2604	
—	—	—		φ	0.9082	4.6996	

表 2 上证金融公司的结构化参数估计结果

股票代码	估计值	标准差	t 统计量	股票代码	估计值	标准差	t 统计量	股票代码	估计值	标准差	t 统计量
600000	0.632	0.067	9.398	600837	0.155	3.138	0.049	601336	0.203	0.237	0.855
600015	0.594	0.117	5.078	600908	0.101	0.153	0.655	601375	0.513	0.524	0.979
600016	0.795	0.099	8.058	600909	0.100	0.060	1.670	601377	0.735	3.508	0.209
600030	0.606	0.059	10.310	600919	1.000	0.319	3.137	601398	0.929	0.083	11.210
600036	0.417	0.196	2.126	600926	0.010	0.650	0.015	601555	0.877	0.882	0.995
600061	0.663	0.103	6.424	600958	0.501	0.567	0.883	601601	0.418	0.182	2.301
600109	1.000	0.077	13.000	600999	1.000	0.213	4.703	601628	0.389	0.122	3.184
600155	0.652	0.062	10.470	601009	0.778	0.035	2.206	601688	0.027	0.229	0.117
600291	0.043	0.041	1.052	601099	0.470	0.375	1.254	601788	0.125	0.320	0.391
600318	0.030	0.259	0.118	601128	0.067	0.317	0.211	601818	0.458	0.186	2.468
600369	0.695	153.6	0.005	601166	0.659	9.519	0.069	601878	1.000	0.538	1.860
600390	0.046	0.130	0.357	601169	0.167	0.052	3.210	601881	0.250	0.959	0.260
600599	1.000	0.194	5.153	601198	0.474	0.498	0.951	601901	0.908	0.215	4.222
600621	0.481	0.264	1.820	601211	0.685	0.619	1.107	601939	0.475	0.084	5.630
600643	1.000	0.327	3.058	601229	1.000	0.490	2.034	601988	0.374	0.089	4.189
600695	0.317	0.822	0.385	601288	0.606	0.244	2.489	601997	0.904	92.950	0.010
600705	1.000	0.119	8.433	601318	0.322	0.364	0.885	601998	0.342	0.069	4.998
600816	0.100	0.334	0.299	601328	0.582	0.056	10.380	603323	0.000	0.000	0.000

注:表中仅给出了 φ 的估计值。

较看,一般 GARCH 模型与结构化 GARCH 模型的相同参数估计结果相近,对波动率聚集的解释一致,结构化 GARCH 模型的对数似然函数较大。结构化参数等于 0.9082,表明公司的资产波动充分影响股票价格的波动。同时在描述性统计中,利用市值与负债计算出来的杠杆乘数,表现出与股价波动的同步性。综上,通过对个股的研究,发现结构化 GARCH 模型不仅解释了股票波动率的来源问题,并且从估计结果来看也优于一般 GARCH 模型。同时,上证金融公司的结构化参数估计结果显示(见表 2),其中有 27 家公司的参数估计结果不显著(t 统计量小于 1.96),对 50% 的金

公司而言,结构化 GARCH 模型的结果要优于一般的 GARCH 模型。

2. 指数的结构化 GARCH 模型估计

本文选择上证 180 金融股指数作为上证市场所有金融公司的代表,选取 2006 年 10 月 8 日至 2022 年 9 月 29 日的指数数据。邢学艳和姚亚伟等(2014)^[20]在研究银行业资产负债的传导机制时采用了央行公布的总体数据。本文借鉴这一方法,考虑到上市公司的规模不同,选择规模较大的 5 家金融公司的资产负债总和来代替总体资产负债。

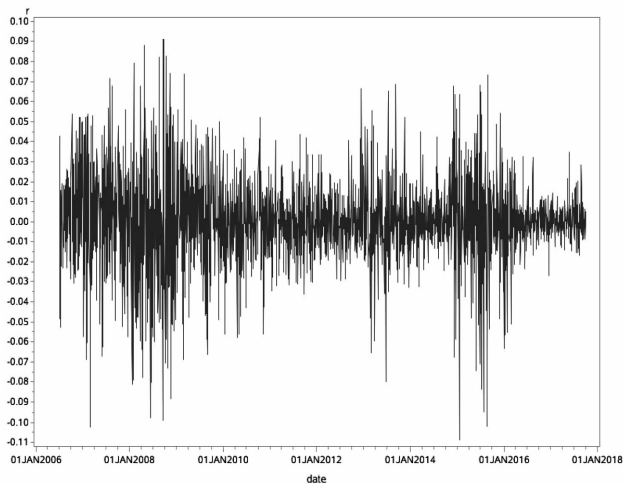


图 3 上证 180 金融股指数收益率

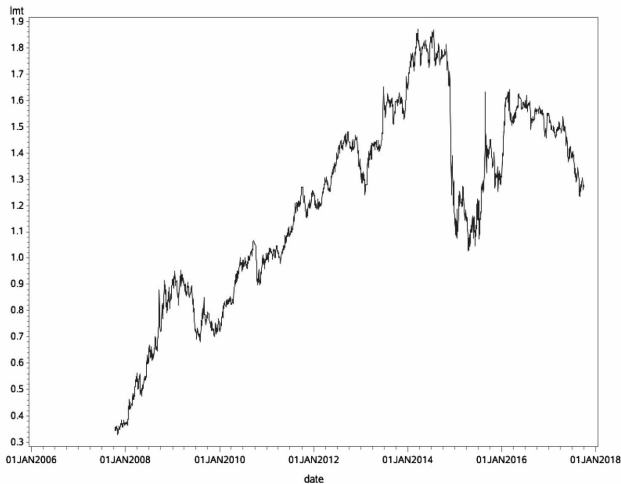


图 4 上证市场中金融业的杠杆乘数

从图 3 可以看出,2008 年中和 2016 年初分别出现较为严重的下跌,此时波动较大,并且 2008 年的波动持续时间较长。图 4 中杠杆乘数与收益率有一定的关联性。杠杆乘数在 2008 年中、2016 年初分别有急

剧上升的趋势,这与上证 180 金融股指数收益率相一致。

利用 MATLAB 软件,对上证 180 金融股指数收益率的对比估计结果见表 3:

表 3 指数的一般 GARCH 模型与结构化 GARCH 模型估计结果对比

一般 GARCH 模型				结构化 GARCH 模型			
参数	估计值	t 统计量	对数似然函数	参数	估计值	t 统计量	对数似然函数
ω	0.0000	2.4024	6470.6	ω	0.0000	2.2169	6474.3
α	0.0517	7.2617		α	0.0511	2.1048	
β	0.9472	141.2222		β	0.9475	136.2951	
—	—	—		φ	0.1665	2.8976	

从表 3 可以看出,估计参数的统计量均大于 5% 显著性水平下的临界值 1.96。比较看,一般 GARCH 模型与结构化 GARCH 模型的相同参数估计结果相近,对波动率聚集的解释一致,而结构化 GARCH 模型的对数似然函数较大。结构化参数等于 0.1665,表明公司

的资产波动对股票价格的波动有影响。在描述性统计中,杠杆乘数表现出与股价波动的同步性。综上,通过对上证 180 金融股指数的研究,发现结构化 GARCH 模型能解释股票波动率的来源,估计结果优于一般 GARCH 模型,整体金融市场具有一定的结构化特征。

(二)结构化 GARCH 模型的稳健性——带杠杆乘数的 GARCH-MIDAS 模型的实证
在此前的基础上,本文确定了结构化特征参数,并

计算出杠杆乘数。利用 MATLAB 软件,对 2006 年 10 月 8 日至 2017 年 12 月 29 日的上证 180 金融股指数的混频数据估计见表 4。

表 4 结构化 GARCH-MIDAS 模型的估计结果

参数	ω	α	β	θ	m	ω_1
估计值	0.0001	0.1063***	0.8065***	0.1760***	0.0130***	9.1252***
t 统计量	0.1451	6.5709	27.3890	15.3470	9.4879	5.3977

注:*** 表示在 1%的显著性水平下显著。

从估计结果看,结构化 GARCH-MIDAS 模型解释了股票波动率的来源,代表资产负债的杠杆乘数是其来源之一,除波动方程中的截距项外,各参数在 1% 显著性水平下是显著的。从模型拟合效果看,结构化

GARCH-MIDAS 模型中的杠杆乘数成分对波动率的解释比较理想,进一步说明了结构化 GARCH 模型具有一定的稳健性(见图 5、图 6)。

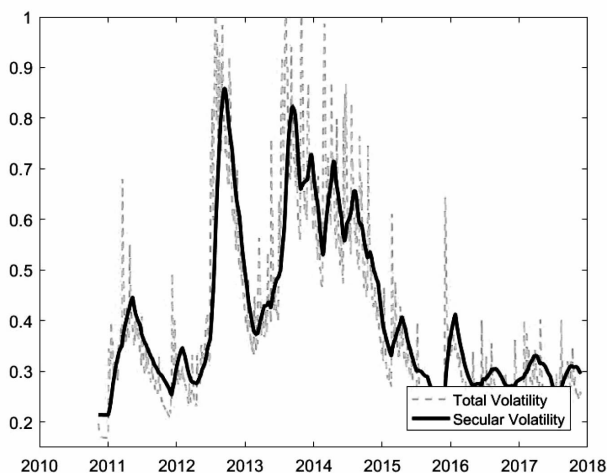


图 5 一般 GARCH-MIDAS 模型的拟合效果

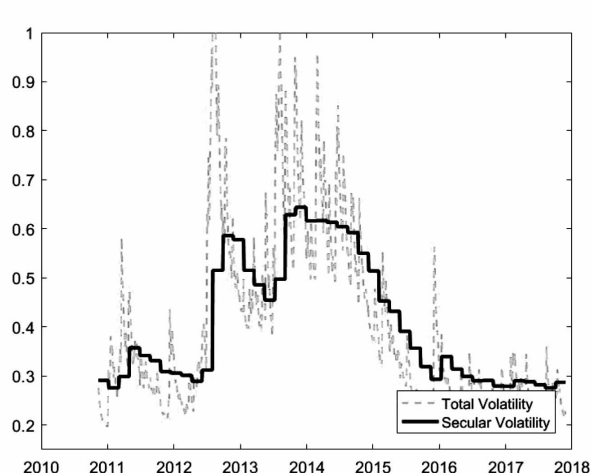


图 6 杠杆乘数对波动率的拟合效果

五、公司负债对股票收益率的溢出效应

金融危机期间,公司通过银行贷款或发行债券来增加负债以影响公司的现金流,但隐性增加了公司的财务风险,可能导致目标公司在未来破产。如果公司增加负债引起股票投资者对公司未来预期的担忧,将导致公司股票价格的剧烈波动。本文研究的结构化 GARCH 模型说明了杠杆乘数是引起股票波动率的原因,为了进一步考察公司负债对股票收益率的溢出效应,建立如下回归:

$$r_{E,t} - r_{A,t} = a + b \times \frac{D_{i,t}}{E_{i,t}} + e_t \quad (9)$$

这里,债务市值比反映了对公司超额收益率的度量,对 2006 年 10 月 8 日至 2017 年 12 月 29 日的上证 180 金融股指数估计如表 5 所示。

表 5 公司负债对股票收益率的溢出效应

估计量	估计值	t 统计量	R ²
b	-0.019*	-1.720	0.104

注:* 表示在 10%的显著性水平下显著。

表 5 表明,较高的债务市值比抑制了股票收益率的成长,过高的债务水平不利于公司股票的成长。当前市场下,依靠增加债务解决公司的融资问题具有负外部性。

六、结论

本文选择上海证券交易所的金融公司股票,利用结构化 GARCH 模型研究了公司资产与股票波动率的关系,并利用加入杠杆乘数的 GARCH-MIDAS 模型进一步研究了股票波动率中这一成分的贡献。从理论上

讲,股票波动率由杠杆乘数与资产波动率两部分构成,杠杆乘数由市值与负债计算出来,蕴含公司资产负债信息,解释了股票波动率的来源。

首先,描述性统计发现股价的剧烈波动伴随着杠杆乘数的急剧上涨,验证杠杆乘数扩大股票波动的理论结果。其次,通过对方正证券的实证分析,发现该股呈现出较强的结构化特征,公司资产的变化影响了股票价格的变化,结构化 GARCH 模型要优于传统 GARCH 模型。最后,对上证 180 金融股指数的研究发现,我国金融市场具有结构化特征,但相较于所研究个股不那么强烈,同样结构化 GARCH 模型要优于传统 GARCH 模型,结构化 GARCH-MIDAS 模型也支持这一结论,通过研究公司负债对股票收益率的溢出效应,发现债务水平是抑制股票成长的一个因素。

综上所述,作为主体行为因素的资产负债影响了股票价格的波动,通过对金融公司资产负债的调控,可以减少金融市场的急剧波动,有利于监管机构实施风险控制。影响股票价格波动的因素众多,结构化方法只研究了其中一种,这为后续对其他因素的研究提供了新的思路。◆

参考文献:

- [1]ENGLE R F.Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation[J].Econometrica,1982,50(4):987-1007.
- [2]BOLLERSLEV T.Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J].Journal of Econometrics,1986,31(3):307-327.
- [3]ENGLE R F,GHYSELS E,SOHN B.Stock market volatility and macroeconomic fundamentals[J].The Review of Economics and Statistics,2013,95(3):776-797.
- [4]MERTON R C.On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates[J].The Journal of Finance,1973,29(2):449-470.
- [5]KIM I J,RAMASWAMY K,SUNDARESAN S.Does Default Risk in Coupons Affect the Valuation of Corporate Bonds? A Contingent Claims Model[J].Financial Management,1993,22(3):117-131.
- [6]LONGSTAFF F,SCHWARTZ E.Valuing Risky Debt: A New Approach[J].Journal of Finance,1995,50(3):789-820.
- [7]TAUREN M P.A Model of Corporate Bond Prices with Dynamic Capital Structure[J].SSRN Electronic Journal, (1999)[2023-03-29].<https://www.researchgate.net/signup.SignUp.html>.
- [8]LELAND H.Corporate Debt Value, Bond Covenants, and Optimal Capital Structure[J].Journal of Finance,1994,49(4):1213-1252.
- [9]LELAND H E,TOFT K B.Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads[J].Journal of Finance,1996,51(3):987-1019.
- [10]SCHAEFER S M,STREBULA E V I A.Structural models of credit risk are useful:Evidence from hedge ratios on corporate bonds[J].Journal of Financial Economics,2008,90(1):1-19.
- [11]ENGLE R F,SIRIWARDANE E N.Structural GARCH: The Volatility-Leverage Connection[J].Review of Financial Studies,2018,31(2):449-492.
- [12]史代敏.股票市场参与主体的行为模式与市场波动[J].财贸研究,2002(3):66-69+74.
- [13]刘澜飏,贾飙,张靖佳.美国广义量化宽松政策退出路径分析:一个中央银行资产负债表视角[J].经济学动态,2014(12):21-32.
- [14]肖卫国,兰晓梅.美联储货币政策正常化对中国经济的溢出效应[J].世界经济研究,2017(12):38-49+133.
- [15]葛奇.从量化宽松到量化紧缩:美联储缩减资产负债表的决定因素及其影响[J].国际金融研究,2017(9):45-56.
- [16]李增泉.所有权结构与股票价格的同步性:来自中国股票市场的证据[J].中国会计与财务研究,2005(3):57-100.
- [17]金智.新会计准则、会计信息质量与股价同步性[J].会计研究,2010(7):19-26+25.
- [18]孙光国,杨金凤,郑文婧.财务报告质量评价:理论框架、关键概念、运行机制[J].会计研究,2013(3):27-35+95.
- [19]FORSBERG L,GHYSELS E.Why do absolute returns predict volatility so well? [J].Journal of Financial Econometrics,2007,5(1):31-67.
- [20]邢学艳,姚亚伟,茆训诚.货币乘数存在吗:基于我国银行业资产负债数据的信贷传导机制有效性分析[J].南方经济,2014(9):45-58.

大数据背景下的银行经济预测和金融统计分析

孙小静¹ 周东辉²

(1.中原银行,河南 郑州 450001;2.西平县统计局,河南 驻马店 463900)

摘要:银行发展过程中需要关注大数据技术的使用,以此对金融信息数据等进行分析规划,提高数据处理水平,完善金融数据模型及系统的构建。随着科技不断发展,大数据技术已经融入各行各业的发展中,银行需要认识到这一技术的重要性,在对数据进行挖掘的过程中保障数据安全,构建合理的数据库。主要对大数据背景下的银行经济预测及金融统计分析进行了研究,旨在为银行发展提供参考。

关键词:大数据;银行经济;预测;金融统计

中图分类号:F832.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0057-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.08.009

一、引言

银行做出的经济预测直接关乎其未来的发展方向,金融统计也会影响金融产品的调整。这一状况下,若是经济预测及金融统计出现了失误,会导致银行经济效益受损。基于此,需重点关注大数据技术与银行工作的结合,利用大数据等技术完善经济预测工作。大数据技术能够更好地对数据加以管理和使用,银行要重点发挥大数据的优势,为银行发展奠定基础。

二、大数据与银行经济的关系

1. 银行宏观调控的智能化建设

大数据的出现带动银行发展进入智能化阶段,传统的银行管理方式已经不再适用于当下发展。在大数据的推动下,银行能够将各项业务转向信息化处理方式,并将原本的手工操作转向半手工状态,最终实现智能化处理。大数据技术具有灵活性特征,例如能够利用结构化数据做好数据优化工作,能够自动完成数据收集工作。该方式下银行经济预测及金融统计等工作会得到进一步发展。

2. 银行信息服务与决策基础

目前,我国银行在数据处理方面正朝着集约化方向发展,金融数据的共享将成为未来的重要发展方向,这为大数据的融入提供了充分条件。另外,银行扮演的角色也在慢慢发生改变,成为政府、企业之间的重要数据枢纽。一方面大数据的合理使用能够为银行未来决策提供参考依据,另一方面从大数据角度进行分析,银行服务能力的提升对其未来发展同样具有推动作用,关乎信息数据的使用效果。总体讲,两者之间的共同发展使银行的信息服务能力有了提升,银行工作人员要重点关注大数据技术,为未来发展提供保障。

3. 金融风险的监控和调控

通过对银行内的各项数据进行挖掘,银行系统监管会更加全面,同时能够对各项操控方式进行有效规范。利用大数据等技术能够有效了解业务中存在的异常状况,对其进行合理控制。在发现风险时能够及时处理并优化,为银行后续发展提供支持。

作者简介:孙小静(1985—),女,河南许昌人,硕士,研究方向为金融管理;周东辉(1978—),男,河南西平人,统计师,研究方向为经济社会统计。

三、银行运用大数据进行分析的重要性

1. 提高风险预测能力

随着大数据的不断发展,该技术不再局限于对过去数据进行总结,还能够对未来短期内的市场经济发展进行预测。大数据技术能够通过对经济数据的分析,找到经济运转的规律,以此对未来所可能发生的风险进行预测。将该技术运用到银行工作中,能够有效提高银行的竞争力,更好地预测风险,保障自身的平稳发展。

2. 实现金融数据管理统计的智能化

利用大数据技术能够对金融系统中的各项数据进行整合,并对数据结构进行合理优化,有效提高金融工作效率。对于不同数据的智能化管理,能够保证银行更宏观地看待各种金融数据,据此完成预测工作。总之,金融数据管理的智能化能够更好地带动银行发展。

3. 提高风险规避能力

使用大数据技术,银行能够根据大数据分析内容对未来发展进行合理布局,同时能够防范多种市场风险。例如大数据技术能够更好地对银行结构进行完善,也能够对其资金结构等进行合理分析,可以根据大数据分析找到潜在风险并加以规避,使金融风险对银行的影响降到最低。

四、大数据在银行经济预测和金融统计中的应用条件

1. 银行金融统计不断发展

随着我国银行业的不断发展,银行经济预测和金融统计工作得到了快速发展,为大数据在银行领域的应用奠定了基础。2018年我国曾推出相应的金融业工作指导意见,为经济预测和金融统计工作奠定了基础。在国家引导、社会发展的推动下,我国金融统计范围快速扩大,金融发展目标变得明确。以金融统计标准为先导,将大数据运用到金融信息服务中,能够有效提高数据库水平,进而为大数据的使用创造更多条件。

2. 金融数据信息优势凸显

银行拥有大量的数据资源,例如客户信息、金融交易信息等,这些资源具有较强的大数据特征。当下随着数据库的完善及数据储存技术的提高,大数据在银行中的应用具有了更多优势。

3. 银行金融统计系统的完善

通过较长时间的探索,金融业的发展体系得到了完善,其中信贷收支统计等工作更加规范,银行在金融调控方面越来越具有优势。这一背景下,将大数据融入银行经济预测中,能够真正提高银行在经济信息方面的运用水平,能够保证其精细化发展,逐渐实现银行信息的实时报送。总体讲,银行的快速发展为大数据融入其中提供了条件,大数据的使用同样为银行未来的发展奠定了基础。在经济预测和金融统计工作中,大数据能够为其提供更加真实客观的数据支持,能够及时发现运营中的风险,及时对发展进程进行调控。

五、银行经济预测和金融统计对大数据运用的现状

1. 技术和统计方式较为落后

当前,银行具有的数据挖掘、分析等技术较为落后。银行原本的统计预测机制较为稳定,难以在短时间内进行更新、完善。相对讲,传统型的数据分析技术已经无法适应时代发展需求,难以满足人们对金融产品的需求。银行管理者大多并未足够重视大数据在银行业中的运用,所以无法充分发挥大数据的优势,大数据技术与日常工作中的经济预测和金融统计工作等难以融合。

2. 信息采集合法性和数据管理安全性问题

银行在发展过程中通常会面临合法性及安全性问题,合法性主要指的是对用户信息的数据化处理,安全性则指的是用户信息存在泄露风险。尽管银行具有相应的录像系统,却无法保证其安全性。数据时代下,银行的各项业务及操作都需要利用计算机系统,对数据进行传输的过程中同样面临着较多风险。

3. 缺少标准和对非结构化数据的运用

银行构建数据库系统及平台时,并未对其中的数据管理建立相应的规范,且银行大数据运用较为落后,难以建立统一的数据模型结构标准,也就无法将数据转变为统一的存储格式,数据分类较为困难。此外银行工作人员大多并不具备较强的数据管理经验,数据管理体系无法在短时间内建立。若是运用较为传统的方式完成数据处理,又很难对数据进行系统性分析,使大数据技术难以发挥作用。总体来讲,大数据用于银行发展中依然存在着较多问题,这些问题制约着银行未来的发展。因此,银行需要重点关注数据信息

的统计与规范,保证数据的收集和使用都符合相应标准,进而利用大数据来完善自身业务。

六、大数据时代银行经济预测和金融统计的发展策略

1. 科学规划大数据发展战略

金融数据和客户信息统计是银行工作的重点,想要提高银行的竞争力,需要从宏观角度对相应内容进行战略布局、顶层设计。为了更好地实现经济预测及金融统计目标,银行需要把数据开发当作重要工作内容。当下我国不少银行在数据分析处理等方面并未建立较为完善的系统结构,所以发展过程中首先要做好数据开发工作,基于此再完善技术选择、系统构建等工作,保证银行业的稳定发展。对大数据进行顶层设计时,可以先对数据平台加以完善优化。银行可以组建较为专业的数据研发部门,以此完成数据平台建设,并利用这一平台对后期数据处理进行优化。另外,还需对银行内的数据库等进行统一管理,建立明确的优化目标,为发展奠定基础。

2. 加强经济预测和金融统计功能的研发

银行发展过程中,需要重视与大数据技术之间的业务对接,以此保证大数据更好地融入银行业务中,促进大数据与金融的完美融合。例如瑞士银行深入运用了大数据技术,对银行内经济状况进行一系列分析,并以此做出了经济走向预测,为银行的发展奠定了基础。再比如日本银行利用大数据技术对金融报告进行了一系列分析,为发展提供了良好条件。所以,我国银行同样需要重视经济预测及金融统计分析等多种功能,做好数据研发工作,建立系统完善的数据平台。

3. 构建数据模型预测系统

银行数据分析工作中需要重点对系统分析方式加以优化,做好数据统计与互联网技术的结合,利用数据库等完成数据模型构建工作,为银行后续发展提供参考。银行数据模型的构建首先需要保证数据的精确性、真实性,获取的信息资料必须完整。基于此银行可以利用数据模型完成客户画像工作,分析潜在客户并对当下客户流失的原因进行合理分析。银行数据模型能够与互联网技术等加以结合,分析用户对金融产品的具体使用状况,并通过扩大数据来源等方式保证数据的全面性,以此保证最终预测结果的准确性。为了保证数据模型预测的合理性,银行可以利用 DATA

等技术,对银行当下的发展状况及用户需求进行统计。此外在发展过程中需要重视数据采集及处理的规范性,在这一基础上完成数据分析工作,对银行未来的发展方向进行分析。再者金融统计功能的不断完善下,银行内数据统计将会更加完整与精确,这为后期预测的有效性奠定了基础,能够为银行发展提供更加客观真实的数据支持。

4. 提高银行的数据处理和分析技术

银行在发展过程中需要重视数据处理技术的研究,真正掌握优化数据处理的方式,将大数据充分用于银行发展中,成为银行经济预测及金融统计的重要工具。这一过程中,银行同样可以根据不同的服务项目完成平台布局与建设工作。这一系统中需要包含最基本的数据采集功能,同时需要做好数据处理工作,保证能够将所收集到的数据进行合理分类与统计,通过对这些数据的处理记录做好分析工作。此外银行需要对已经处理结束的数据进行深入挖掘,做好后期预测工作。良好的大数据技术能够更好地帮助银行找到潜在客户,并掌握客户在金融数据处理方面的行为模式。在这一状况下银行能够优化自身业务,提高服务的针对性。数据处理也称为数据加工,该技术是对平台上所具有的经济数据进行分析,并对实时数据加以整合。在系统中可以融入相应的智能分析功能,以此完成经济数据预测工作,加强风险控制。银行在数据处理中同样需要重视其他技术的合理融入,例如物联网技术等,以此加强金融信息的管理和利用,为后续发展奠定基础。

5. 建立数据库并对数据进行标准化管理

银行以往在进行经济预测时需要参考大量数据,金融统计同样需要对各种数据信息进行分析,这些数据的处理工作是较为复杂且困难的。且随着当下数据量的不断增加,银行需要重视数据库的建设工作,以此对不同数据进行分类处理。数据库建立的核心应该是银行总行的数据,之后再由不同分行将各自的数据导入其中,按照银行层级划分数据库层级。该状况下同样可以对一些特殊数据进行加密保护。银行总行可以对所有支行数据进行集中处理,该方式能够为后期经济发展预测做出更加合理的总结。同时银行能够利用各支行数据进行金融统计工作,为今后发展奠定基础。银行数据总体来讲可以分为三个主要部分,其一

便是金融统计数据库,其二可以划分为数据分析库,其三应设置为经济预测模型库。

此外银行发展过程中同样需要增强数据库设置的规范化及标准化。保证标准统一能够提高数据管理的高效性,同时能够建设出合理的共享平台。另外规范化处理能够保证数据的有效性,其在经济预测中将充分发挥作用。在标准化建设方面,应该明确所有工作人员的责任,划分好数据采集标准,采用统一数据架构完善工作。实际工作中,银行可以细化数据处理标准,以此对金融产品、交易金额等数据进行科学划分。同时能制定更加合理的风险管理标准,以促进银行的标准化发展。

6. 构建数据信息共享平台

银行发展过程中需要建立合理的数据共享平台。在建设过程中可与其他单位互相合作,例如证券、互联网等单位,据此做好数据交换等工作。另外银行能够利用数据共享这一方式拓展自己的数据来源,该方式能够为后期经济预测提供更全面的数据,带动银行的发展。此外银行同样可以与电商平台建立合作,收集各个平台的数据资料,做好网络数据收集与线下数据收集。良好的数据收集能够为后期数据处理提供依据,做好数据共享同样可以帮助银行更好地发展下去,所以银行需要重视这一工作,充分发挥数据共享的作用。总体来讲,大数据时代,银行需要转变传统的经营方式,进一步利用各项数据分析工具完成数据处理与优化工作,利用数据分析系统对未来市场经济发展进行预测,并找到最优的发展方向。银行工作人员需要充分认识大数据时代下数据处理的重要性,严格

遵守各项标准和流程,规范自身行为,为今后发展奠定基础。

7. 参考其他银行经验,建立分析与预警模式

在银行发展过程中,需要重点吸收其他银行的成功经验,以此对数据和信息处理工作进行完善与优化。在这一基础上完善数据库预警模式,为未来发展奠定基础。同时银行本身需要对更多关键性信息进行整合,保证信息处理的完善性及标准性。同时要做好模型构建工作,建立不同的分类预警系统,保证银行能够更好地做好宏观调控工作,促进银行工作的开展。此外银行需要重点对工作人员的能力进行把控,促使其不断学习新的知识,提高自身专业能力,更好地掌握银行内各项业务。同时需要重点帮助员工学习信息技术,提高其信息素养,真正为银行发展奠定人才基础。总体来讲,银行发展依然受到较多不良因素影响,而在大数据时代下,利用多种技术完成信息处理,并做好发展规划,便能够更好地应对各种风险。在该过程中银行工作人员需要重视大数据的作用,充分发挥大数据的优势。

综上所述,银行若想在经济预测和金融统计中得到有效发展,就需对传统的工作模式加以创新,真正将大数据融入日常工作中,做好数据收集与处理等工作。银行在市场经济发展中面临多种风险,应对不当会导致自身收益受损。在大数据背景下,银行能够更好地收集并利用多种数据,完成经济预测工作,该过程能够为银行后期决策提供数据支持,使银行作出正确决策,这对银行发展非常有利。◆

参考文献:

- [1]王方春.强监管时代对商业银行金融统计工作的思考[J].甘肃金融,2022(11):12-13+20.
- [2]方芳.大数据技术在商业银行金融统计中的运用发展路径[J].全国流通经济,2022(2):157-159.
- [3]任彤庆.以大数据提升银行金融统计能力[J].中国外资,2021(15):68-69.
- [4]王亚辉.大数据环境下农业银行经济预测和金融统计分析[J].山西农经,2021(4):184-185.
- [6]唐宏飞.“大数据”时代人民银行经济预测和金融统计研究[J].上海金融,2016(2):85-89.



人口负增长对经济社会的影响研究

郭祎利¹ 刘石开²

(1.嵩县统计局,河南 洛阳 471400;2.南京师范大学泰州学院,江苏 泰州 225300)

摘要:中国面临的人口负增长问题,是由人口再生产方式的长期积累导致的。对基准(出生)人口比例、人口净再生产率、人口内在增长率以及人口惯性等人口再生产指标和孩次递进人口预测模型进行了总结和介绍。通过对中国总和生育率的分析,提出要制定积极应对人口负增长的发展战略,科学有效地应对人口变化带来的挑战,以确保人口的长期稳定增长和经济社会的可持续发展。

关键词:人口负增长;人口再生产;人口红利

中图分类号:C924.24

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)08-0061-03

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.08.010

一、引言

人口数量是经济社会发展的关键因素,其变化趋势和过程会对整体经济结构产生深远影响,从而改变经济社会发展的总体格局。人口的变动不仅反映自然界的特征,而且还反映社会环境的特征,其不仅受到自然界的限制,还受到社会环境的限制。研究人口状况和变化趋势不仅具有重要的社会学意义,而且还可以为我们提供有效的战略指导。尽管中国拥有先进的户籍管理制度、人口普查等多种人口调查体系,人口数据的准确性得到了大幅提升,但仍需要深入探讨人口负增长的程度、持续时间及其带来的潜在影响。研究人口数量和结构的重点在于探索其发展趋势,并将其作为理论分析与实践检验的依据。虽然有较多研究已经探讨了中国人口的变化趋势,包括数量和结构上的变化及趋势,但是,目前较少有研究去揭示中国人口的负增长特征。目前,虽然已经有一些研究聚焦于特定时期死亡人口的变化,但是对于人口转变,尤其是对于人口再生产特征长期影响的研究仍然相当匮乏。尽

管政府采取了一系列的鼓励生育政策,以及其他有助于促进人口增长的措施,但是目前的人口增速依然不理想,而且人们的生育意愿正在逐渐减弱。因此,通过对中国人口负增长特征的前瞻性研究,深入分析人口再生产性质的根本性变化,探讨人口负增长的机制、发展潜力以及其影响因素,将为我们更好地理解经济社会发展的基础变量提供重要的参考,不仅可以有效地推动人口的长期均衡发展,而且可以为政策制定提供重要的依据。

二、人口负增长相关研究

根据总人口平衡方程,影响人口变动的因素主要包括出生、死亡、迁入和迁出。其中,出生和死亡是人口自然变动,迁入和迁出则属于机械变动。自然变动和机械变动都可能成为人口负增长的原因。中国的国际净迁移人口数量很少,这一数量与中国的总人口数量之间存在显著差距,因此可以忽略不计。因此,探究中国人口再生产过程的主要问题就转化为了探究人口自身的再生产过程。我们需要研究人口的出生和死亡情

作者简介:郭祎利(1981—),女,河南洛阳人,统计师,研究方向为人口统计调查方法体系;刘石开(2000—),男,山西吕梁人,研究方向为经济管理。

况,以及其背后的各种影响因素,从而更好地理解人口再生产的过程。

1. 人口再生产指标可以用来反映人口系统的持续发展和内部结构的稳定性,从而更好地预测未来的变化趋势。进行研究时,除了要考察当前人口的总体情况和结构特点,还应该充分利用其优势和发展潜力。通过对人口再生产的测量,可以更好地了解人口系统中潜在的负面影响,并预测其发展趋势。人口再生产测量的主要统计指标包括:①基准(出生)人口比例。该比例可以用来衡量一个国家的人口数量,并且可以用来预测一个国家未来的发展趋势。②人口净再生产率。人口净再生产率是衡量一个国家内在自然增长率的重要指标,反映了该国家在特定生育水平和死亡率条件下,其内在的自然增长能力的变化情况。③人口内在自然增长率。不同于传统的自然增长率,内在自然增长率可以用来衡量一个国家在其净再生产率达到1的情况下,人口结构变化对其增长和衰退的影响程度。④人口惯性。人口惯性可以用来描述人口的年龄分布特征,并且可以用来评估人口变化对社会发展的影响程度。这些指标对于评估人口变化情况至关重要。人口再生产测量不仅可以帮助人们了解人口变动的状况,还可以为制定人口政策和规划提供有益的参考依据。

2. 人口预测是指通过各种方法和模型,预测未来一定时期内人口的数量和结构变化趋势,从而为政策制定提供基础数据。其中,孩次递进人口预测模型是一种比较常用的人口预测方法。与传统的总和生育率模型相比,孩次递进生育模型更为科学和精细,它对育龄妇女的生育过程进行了详细记录和推算,特别是对育龄妇女孩次构成和孩次递进比例的推算更加精确。该模型主要分为三个部分。第一部分是对育龄妇女进行分年龄、分孩次递进的统计和分析,可以帮助预测未来的生育率和生育行为变化。第二部分是对未递进妇女的存活人数和新增低龄0孩妇女进行考虑,因为这些女性在未来的生育中会发挥一定的作用。第三部分是对育龄妇女孩次结构的更新和递推,通过推算孩次递进比例来确定未来出生人口的数量和结构变化趋势。人口预测模型的应用范围很广,包括了国家、地区、城市、农村等各个层面的人口预测。这些预

测数据可以为政府制定社会发展规划以及教育医疗等公共政策提供重要依据,也可以为企业和个人制定商业计划、个人规划提供重要参考。

三、人口负增长对经济社会的影响

国际社会,人口负增长已经成为较为普遍的现象,其对经济发展、社会福利、市场需求以及社会稳定等多个方面都产生了极为深刻的影响。

1. 人口负增长会导致经济增长潜力下降。随着人口减少,生产力会下降。人口的减少会导致劳动人口数量的减少,从而限制了生产力的发展。人口负增长直接导致了市场规模的萎缩,进而在纵向与横向的产业链条上限制了相关领域的供应链与需求链,均将直接导致生产成本的上升。因此,人口负增长不仅会直接导致企业经营效益下降,还会间接导致市场竞争的加剧,造成整体贸易的萎缩。

2. 人口负增长会造成社会福利负担加重。人口负增长会导致人口老龄化问题的日益严重。随着人口老龄化程度加重,社会福利的负担会越来越沉重。例如养老、医疗保障等,都需要政府增加投入,才能够保障老年人的基本生活需求。然而,这种增加的投入,却是已经减少的劳动人口所产生的生产力不足以承担的过重负担。这样一来,人口负增长不仅让经济发展产生了压力,同时也让社会保障体系变得更加分散而薄弱。而且,无论是老年人还是整个家庭,都需要面对这种问题。

3. 人口负增长会导致市场需求的变化。在人口负增长的社会中,年轻人的数量逐渐减少,也就意味着这部分人口的消费能力会随之下降。对于企业来说会造成一定的市场压力,因而需要开发新的业务模式和更高收益的新产品,以稳定市场和收益。这样一来,在市场变现的作用下,企业往往会被迫降低成本,甚至逐渐退出相关市场。

4. 人口负增长会影响社会结构的稳定性。人口负增长会直接导致人口结构的变化和城市人口流入的削减,两个因素都会对社会产生深远影响,社会老龄化程度更深,这会导致各种各样的问题,在医疗、文化、教育等领域带来诸多重大影响。另外,城市人口流入的削减会导致城市化进程的减速,对城市经济带来较大的负面影响。这些影响也会引发其他潜在的社会问

题,波及更广泛的领域。

四、对人口负增长现象的再认识

人口负增长是人类历史上常见的现象,20 世纪 80 年代以后,全球人口结构发生了巨大变化,一些发达国家的人口数量出现了显著的下降趋势。这一趋势的出现意味着人口发展进入了新的阶段。中国的人口负增长具有其独特的人口学本质。通过对中国人口负增长的深入研究,我们可以更加清晰地把握其背后的原因及独特的表现形式。例如,过去 15 年来,日本的人口数量出现了下降趋势,然而该国的总和生育率仍然保持在 1.3 以上。尽管中国已经先后放开了二孩政策和三孩政策,但 2021 年和 2022 年,中国的总和生育率依旧低于 1.2。考虑到育龄妇女的受教育结构变化以及分孩次总和递进生育率的变化,即使各受教育程度育龄妇女的生育水平保持不变,未来中国育龄妇女的总和生育率达到或超过 1.4 的可能性也不大。因此可以得出结论,中国的人口负增长是由较低的生育率导致的,与总和生育率 1.5 或 1.8 以上的负增长具有显著不同的特征。由于人口的长周期和不可逆特征,人口负增长是一个相对缓慢的过程。随着时间的推移,加速的人口负增长已经成为全球性的趋势,需要引起人们的高度重视。

五、应对人口负增长的对策建议

人口负增长现象的出现是经济社会发展的结果,主要是由于低生育率造成的,这是工业化、城市化社会的重要人口特征,受到经济发展、社会进步、文化变迁等一系列因素的影响,其造成的影响是长期的、渐进的、缓慢的。一定要及早谋划,制定积极应对人口负

增长的发展战略,统筹协调与人口发展相关的各项政策措施,明确人口负增长可能带来的潜在风险挑战,科学有效地应对人口变化带来的挑战,以确保人口的长期稳定增长和经济社会的可持续发展。

1. 加强政策引导。低生育率是造成人口负增长的最主要原因,因此,政府要继续完善鼓励生育的相关政策,例如提高生育津贴、降低养育成本、完善育婴设施等,加强社会保障体系建设,建立生育友好的文化氛围和社会支持体系,充分释放生育潜能,提升家庭的生育意愿。

2. 挖掘人口质量红利。人口红利包括人口数量红利和人口质量红利。在人口负增长的大环境下,充分释放人口质量红利显得愈发重要和迫切。要大力实施科教兴国、人才强国战略,打造全民素质教育,提升教育质量和水平,培养高素质的劳动力,进而提高劳动生产率,促进经济高质量发展。此外,也要降低人口流动成本,促进劳动力在地区间的科学配置,为社会的长远发展奠定坚实的基础。

3. 加强科技攻关。人口负增长可以从科学技术上得到一定缓解。要加快推进医学技术、生物技术、遗传学等科学领域的发展,提升医疗保障能力,完善养老服务体系,为人的繁衍生息提供更多的科学保障。同时,要探索实施延迟退休政策,充分挖掘老年人力资源。◆

参考文献:

- [1]王春光.农村流动人口的“半城市化”问题研究[J].社会学研究,2006(5):107-122+244.
- [2]张维庆.以人的全面发展统筹解决我国人口问题:关于人口热点问题的问与答[J].求是,2006(9):12-14.
- [3]马璐.“人口红利”与“人才红利”[J].当代贵州,2014(12):39.
- [4]郑金花.我国人口红利仍有新的空间[J].宏观经济管理,2016(4):19-21.
- [5]王广州.中国人口负增长问题再认识[J].晋阳学刊,2023(2):19-28.
- [6]陆杰华.人口负增长时代:特征、风险及其应对策略[J].社会发展研究,2019,6(1):21-32+242.



社会资本能够降低 流动人口失业发生风险吗?

——基于 2018 年流动人口动态监测数据的分析

杨胜利 王 媛 张孟阳

(河北大学 经济学院, 河北 保定 071002)

摘要: 基于 2018 年流动人口动态监测数据, 运用二元 Logistic 模型从制度型社会资本与关系型社会资本两个维度分析了社会资本对流动人口失业的影响, 并探讨了其作用机制。研究表明: 社会资本对流动人口失业具有显著的负向影响。社会资本能够提升就业的公平性, 增强流动人口的职位搜寻能力, 进而促进流动人口与城市的融合, 有利于流动人口实现安居乐业。由于流动人口的群体差异和城乡二元机制的存在, 社会资本对乡城流动人口失业的抑制作用明显小于城城流动人口。

关键词: 社会资本; 流动人口; 失业

中图分类号: C924.2

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)08-0064-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsysj.2023.08.011

一、引言

改革开放以来, 随着我国城镇化的快速推进, 大批劳动者从农村流向城市, 为城市经济发展作出了巨大贡献。人口流动就业是多种因素共同作用的结果, 既是宏观经济社会环境变动的客观表现, 也是微观个体理性行为选择的结果, 但无序的个体理性行为会导致宏观层面的非理性——失业风险增大及其引发的一系列社会问题。目前我国仍有大量流动人口处于“半城市化”状态: 在城市中居于次要劳动力市场, 以非正规就业为主, 劳动权益难以得到保障。同时, 流动人口就业技能和学历提升较慢, 多被排除在职业培训服务体系之外, 在流入地的社交网络较小, 就业时往往面临职位搜寻难、就业波动大、岗位选择面窄等问题, 而且在失业后再就业难度较大。流动人口高失业风险、

高再就业难度的现状一定程度上加速了城市新贫困人口的增长, 影响社会稳定。而社会资本, 尤其是进入城市后形成的新型社会资本对促进流动人口就业具有极其重要的作用。桑德斯在分析移民社会资本与就业之间的关系时发现, 社会资本能够为移民提供有效的就业信息和就业渠道, 通过这些信息和渠道, 移民可以得到教育和培训的机会, 从而降低失业率。新型社会资本则降低了流动人口对户籍地资源禀赋的依赖, 促进了流动人口社会融合, 较大程度上增强了流动人口的就业稳定性, 促进其安居乐业。社会资本能否促进流动人口稳定就业, 进而降低其失业风险, 缓解高失业率带来的社会问题, 值得深入探讨。因此, 本文从城市化高质量发展的视角出发, 研究社会资本对流动人口失业的影响。

基金项目: 河北省社会科学基金项目“河北省城镇化高质量发展中流动人口职业健康的风险评估与保障机制”(HB22RK001)。

作者简介: 杨胜利(1982—), 男, 河北肃宁人, 博士, 副教授, 研究方向为人口流迁与城市化; 王媛(1998—), 女, 河北邢台人, 在读硕士, 研究方向为人口城镇化; 张孟阳(1999—), 女, 河北定州人, 在读硕士, 研究方向为社会统计方法与应用。

二、文献综述

以往学者在研究中将社会资本划分为两个方面,一是“关系型的社会资本”(简称关系资本),二是“制度型的社会资本”(简称制度资本)。关系资本指嵌入在个体或组织关系中的关系资源,如人际关系网络等;制度资本则指为在一定制度体系或场域中生活的个体提供的能够满足其需求的制度性资源,如社会保障与福利制度、户籍制度、政策法规等。

早在20世纪70年代,格兰诺维特就论证了关系社会资本对职位搜寻的积极作用。科尔皮认为劳动者的社会网络规模与失业者退出的机会正相关。菲利普从动态的视角分析了移民社会资本的形成过程。基于推拉理论,菲利普认为拉力因素会吸引移民流入更加发达的地区,但迁移并不是个人的行为,在流动的过程中,移民之间形成了一定的社会网络,由此推动迁移的发生。从理论上讲,尽管社会资本的使用能够为流动人口就业提供信息渠道的便利,但也有部分研究者持不同的观点。桑德斯研究发现移民的社会关系主要以强关系为主,即其社会网络同质性较强,他们主要依靠强关系获得就业信息,因此相比本地居民更加容易失业。制度资本对流动人口失业的影响是双重的,某些制度资本可以抑制流动人口的失业发生风险,但某些制度资本却可能增加其失业发生风险。对流动人口而言,这种制度资本是一种外部性社会资本,具有公共物品的属性。已有研究表明,制度资本的差异造成本地居民和外来劳动力在就业中存在行业、产业以及职业的分割。本地居民在制度资本上具有一定的优势,因此可以进入就业环境好、收入高以及稳定性更高的单位和岗位,而流动人口在制度资本的占有上存在劣势,因此只能进入就业环境差、收入低、就业不稳定的单位和岗位。在中国,由于城乡之间的分割,农业户口和城镇户口的劳动力在就业方面存在较大的差异,表现在职业、行业以及收入等方面,户籍制度的属性导致了农业劳动力与非农劳动力在就业上的群体差距,农村迁移劳动力在进入城市后,只能在次级劳动力市场就业。

综上所述,已有文献关注了社会资本与失业的关系,却未对流动人口失业这一与流动动机不相符的现象进行检验。现有研究较少从关系资本和制度资本相

结合的角度对流动人口失业问题进行研究,关注这两种社会资本对流动人口失业的影响机制和群体差异更是鲜有,鉴于此,本文试图对以上问题进行回答。

三、作用机制和研究假设

除了探讨社会资本对流动人口失业影响,社会学家还对社会资本为何会作用于失业进行了解释。本文认为流动人口拥有不同的社会资本并为其带来不同的就业回报,主要影响机制可以概括为以下三个方面:

第一,公平就业效应。社会资本能够促进更公平的就业,进而提升流动人口收入,减少就业歧视,增加流动人口就业机会,一定程度上抑制流动人口失业。劳动力市场运行规则表明,流动人口拥有的社会资本越多,在高端岗位就业的可能性就越大,越能够规避就业歧视。同时,健全的劳动力市场机制也有利于从制度型社会资本方面抑制失业,这是因为制度型社会资本越多,流动人口所获得的就业岗位供求信息越对称,就业机会越公平,而关系型社会资本能够有效促进流动人口的职业流动、家庭发展和收入增加,即通过先富带后富,实现共同富裕。

第二,职业搜寻效应。职位搜寻理论认为,劳动力市场信息是不完全的,每个企业给劳动者的报酬不同,劳动者为了获得报酬满意的工作,必须在劳动力市场搜寻,直至找到工作,一般搜寻时间越长,失业风险越大。社会资本是流动人口就业信息搜寻和工作匹配的重要渠道,已有研究显示,农村未流动人口的关系资本和制度资本明显弱于已流动人口。结构性失业理论认为,失业者难以从一个地方或一个行业流动到另一个地方或另一个行业是造成劳动者失业率较高的主要原因,其中基于信息和社会网络的职位搜寻能力具有关键性作用。

第三,社会融合效应。实现与流入地户籍人口同等的稳定就业既是流动人口增加收入、融入城市的前提条件,也是流动人口在流动之初就有的梦想。移民的“同化论”认为,流动人口融入流入地需要经历相遇、竞争、适应和同化四个阶段,而这个过程也是就业稳定性提升的过程。可见,社会资本同化能够减少流动人口由于临时性就业带来的就业波动性,进而实现稳定就业和身份转变。已有研究表明,流动人口实现城市融合需要时间过程,频繁更换工作不利于实现城

市融入,会进一步增大失业风险。

据此,提出以下研究假设:

假设 1:社会资本对流动人口失业具有显著的负向影响。

假设 2:社会资本有利于提升流动人口就业公平感,增强其就业积极性,进而降低其失业风险。

假设 3:社会资本有利于提升流动人口职位搜寻能力,拓宽其就业渠道,进而降低其失业风险。

假设 4:社会资本有利于促进流动人口社会融合,改变其生活方式,提升其就业稳定性,进而降低其失业风险。

四、数据、变量与方法

(一)数据来源

国家卫健委开展的“2018 年全国流动人口动态监测调查”,总样本量为 15.2 万人,调查对象为年龄 15 周岁及以上的流动人口,调研内容包括受访者家庭基本情况、流动模式和就业特征、公共服务与社会保障、婚育等信息,并特别调查了受访者工作意愿、求职渠道和无业情况,为本文研究提供了重要数据基础。根据研究需要,选取工作以及生活一个月以上、没有本地户籍且年龄在 16—59 岁的流动人口为研究对象,删除新疆生产建设兵团样本,得到符合要求的适龄流动人口数据 113350 人。

(二)变量说明

1. 因变量

本文的因变量为流动人口失业状况。根据国际劳工组织(ILO)对失业的界定,采用在劳动年龄内、调查期没有工作、有劳动能力且有就业意愿四个标准对其进行测度。实际操作中,需要从调查问卷中筛选出在

业与失业流动人口,具体流程如下:①根据问卷中问题“上周是否有过 1 小时以上有收入的工作”进行初步筛选,将回答“是”的视为就业人口;②对未就业人口,进一步根据问题“最近一周是否找过工作”与“目前没有进行工作的原因”进行再次筛选,选出有就业意愿,且剔除没有工作的原因中“无法进行工作”“劳动能力丧失”“无就业的意愿”“不想找工作”的样本,最终得到失业人口样本和经济活动人口样本。

2. 自变量

本文的核心解释变量为社会资本,包括制度型社会资本和关系型社会资本。结合流动人口的实际情况,将制度型社会资本进一步操作化为两个维度:一是社会保障,采用问卷中问题“是否参加了失业保险”来衡量;二是“是否签订劳动合同”。将关系型社会资本操作化为两个方面:一是原始关系资本,二是新型关系资本,通过问卷中“平时与谁交往最多”来衡量。将工友、同乡划归为原始关系资本,即强关系;将本地人划归为新型关系资本,即弱关系。同时,家庭式流动和掌握当地方言情况也反映了流动人口社会关系网络的大小,是流动人口社会资本的体现,因此将其一并作为关系型社会资本纳入回归模型。

3. 控制变量

参考已有文献,选取以下三类控制变量:第一类为微观因素,即个人禀赋特征,包括性别、年龄、婚姻、学历及户籍状况;第二类为宏观因素,采用流入城市的等级表示;第三类为流动特征因素,主要包括流动原因、流动距离等。表 1 列出了本部分所使用的变量名称、相关说明以及描述统计值。

表 1 变量名称与描述统计

变量类型	具体名称	变量赋值	均值/百分比(%)
被解释变量	失业状况	0=就业;1=失业	3.33
解释变量	制度社会资本		
	失业保险	0=未参加;1=参加	32.68
	劳动合同	0=未签订;1=签订	79.18
	关系社会资本		
	流动模式	0=非家庭流动;1=家庭流动	57.30
	人际关系	0=强关系;1=弱关系	65.67
	方言掌握	0=未掌握;1=掌握	41.52

(续表)

变量类型	具体名称	变量赋值	均值/百分比(%)
控制变量	性别	0=女;1=男	47.96
	年龄	单位为:岁	31.89
	婚姻	0=不在婚;1=在婚	66.74
	学历	0=大学以下;1=大学及以上	24.89
	户籍性质	0=农业;1=非农业	35.06
	城市等级	0=非一线城市;1=一线城市	86.37
	流动原因	0=非经济;1=经济	86.34
	流动范围	0=省内;1=跨省	80.54
	流动时间	0=小于或等于5年;1=大于5年	54.16

(三)模型选择

由于被解释变量流动人口失业状况是一个二分类变量(0=就业,1=失业),因此本文使用二元 Logistic 模型分析社会资本对流动人口失业的影响。其基本公式为:

$$P_i = F(Z_i) = F(\alpha + \beta X_i) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta X_i)}}$$

其中, P_i 为流动人口失业发生的概率。对其做对数变化,得到:

$$\log \frac{P_i}{1 - P_i} = Z_i = \alpha + \beta X_i$$

因此,本文的实证模型可以表述为:

$$\log \frac{P(\text{employ}=1)}{1 - P(\text{employ}=1)} = \beta_0 + \beta_1 \text{institute capital} +$$

$$\beta_2 \text{relation capital} + \beta_3 Z$$

其中,employ 为因变量,即失业状况;institute capital 为制度型社会资本;relation capital 为关系型社会资本;Z 为所有的控制变量。因变量 employ 反映的是 OR 值,即解释变量比例的变化; $P = P(\text{employ}=1/X)$ 表示自变量为 X 时 employ=1 的概率; $1 - P = P(\text{employ}=0/X)$ 表示自变量为 X 时 employ=0 的概率。

五、社会资本对流动人口失业的影响

(一)基准模型回归结果

从表 2 回归结果可以看出,制度型社会资本和关系型社会资本对流动人口的失业均具有显著的负向影响,且添加控制变量后各变量回归结果依旧稳健,说明制度型社会资本和关系型社会资本变量对流动人口失业均具有显著的抑制效应。因此,推进社会制度改革、消除社会隔离、促进流动人口社会融合是改变流动人口劣势地位、降低其失业风险的重要渠道。如表 2 模型 4 所示,在社会资本各变量中,对流动人口

失业影响最大的是制度型社会资本中的劳动合同,签订劳动合同者的失业发生比是未签订者的 0.418 倍;其次是关系型社会资本中的方言掌握情况,掌握方言者的失业发生比是未掌握者的 0.449 倍;关系型社会资本中的家庭式流动对流动人口失业的影响程度最小。

同时,制度型社会资本中的失业保险对流动人口失业也具有较大的负向影响,参加失业保险的流动人口较未参加者的失业发生比低 39.4%。这一结论与失业保险会降低失业人员再就业率的观点不太一致,但与 Li 和 Whalley 等的研究结论一致,即失业者从政府或者前雇主那里获得失业救济金并未降低而是提高了失业者再就业的条件概率,因为政府或者前雇主为了减轻自己的压力会努力帮助失业者寻找工作。这既与流动人口群体特征和就业特征相关,同时与失业保险促进就业、预防失业的功能一致。

就关系型社会资本中的人际交往变量而言,相对于强关系者的流动人口,弱关系者的失业发生比要低 14.4%。说明流动人口在城市中的新型社会关系为其带来一种就业优势,是影响其适应、融入城市,进而降低失业发生风险的重要因素,与社会资本理论预期一致。此外,家庭式流动对流动人口失业的影响也非常显著,家庭式流动者比非家庭式流动者的失业发生比要低 9.8%。事实上,大量流动人口漂泊他乡,导致社会关系变迁或重组,在相对生疏的城市中就业信息获取能力受限,因此城市中的就业信息咨询、指导等服务和再就业培训对其规避失业风险显得尤为重要,对他们来说获得就业信息、享受就业服务,要比给予现金救济更重要。

从制度型社会资本与关系型社会资本协同作用上看,表 2 中模型 4 与模型 1、模型 2 相比,调整 R^2 明

显变大,说明制度型社会资本与关系型社会资本的协调作用提升了对因变量的解释力度。与模型 1 相比,劳动合同对流动人口失业的抑制效应降低,可见劳动合同对流动人口失业的影响有一部分来自关系型社会资本。而失业保险对失业的抑制效应增大,即流动人口内部在失业保险参保上存在较大的群体差异,控制关系型社会资本变量后,失业保险这种制度型社会资本的作用进一步显现出来。

模型 4 在模型 2 的基础上加入了制度型社会资本变量,结果显示,人际关系和流动模式对失业的抑制效应变小,说明人际关系和流动模式对失业的影响有一部分来自制度型社会资本。而掌握方言情况对失业的抑制效应变大,即流动人口在掌握方言方面存在较大的群体差异,控制制度型社会资本后,这种差异进一步凸显。

从控制变量看,女性流动人口失业概率比男性更

高,城城流动人口比乡城流动人口失业概率更高。失业概率的性别差异主要是流动人口所处的劳动市场对男性的偏好造成的;失业概率的户籍差异主要是由于城城流动人口对工作岗位和工作环境的要求比乡城流动人口要高。年龄变量的回归系数为正,说明随着年龄的增长流动人口的失业发生风险增大,具体讲,年龄每增加 1 岁,流动人口的失业发生比平均增加 0.987 倍。相对于没有接受过大学教育的流动人口而言,接受过大学教育的流动人口的失业发生比是前者的 0.419 倍,由此可见受教育程度的提升对于流动人口失业发生风险具有显著的负向作用。就流入地宏观环境而言,一线城市流动人口的失业发生比是非一线城市的 0.201 倍,说明一线城市流动人口相对于非一线城市的流动人口较不容易发生失业。就流动范围而言,省际流动人口的失业发生比是省内流动人口的 0.307 倍。

表 2 社会资本对流动人口失业影响的二元 logistic 回归结果

变量	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	系数	OR	系数	OR	系数	OR	系数	OR
失业保险	-0.360***	0.698			-0.347***	0.707	-0.501***	0.606
劳动合同	-1.140***	0.320			-1.091***	0.336	-0.873***	0.418
人际关系			-0.359***	0.699	-0.167***	0.846	-0.110**	0.856
方言掌握			-0.659***	0.517	-0.655***	0.520	-0.801***	0.449
流动模式			-0.251***	0.778	-0.218***	0.804	-0.102**	0.902
性别	-0.138***	0.857	-0.130***	0.878			-0.101***	0.904
年龄	0.011***	1.024	0.010***	1.010			-0.013***	0.987
学历	-0.916***	0.419	-0.861***	0.423			-0.922***	0.398
户籍性质	0.368***	1.445	0.452***	1.572			0.676***	1.967
婚姻	-0.379***	0.648	-0.356***	0.700			0.199***	1.220
城市等级	-1.603***	0.201	-1.507***	0.222			-0.925***	0.397
流动原因	-0.489***	0.613	-0.489***	0.613			-0.307***	0.735
流动范围	-1.180***	0.307	-1.180***	0.307			-0.687***	0.503
样本量	113350		113350		113350		113350	
Prob>chi ²	0.000		0.000		0.000		0.000	
Pseudo R ²	0.209		0.134		0.162		0.211	

注: *、** 和 *** 分别表示拟合结果在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

(二) 稳健性检验

为了使本文的研究结论能够得到广泛接受,使最终的分析结果得到较可信、稳定的解释,需要对分析结果进行稳健性检验。为此,采用增加变量、替换变量和更换模型的办法进行再次检验,以对比结果是否变动。①在基准模型中加入政治面貌、收入、户籍地宅基

地面积等变量作为新增控制变量。结果显示,加入新控制变量后,社会资本对流动人口失业的影响及其显著性并未发生变动,社会资本仍对流动人口失业具有显著的负向影响(表 3 中模型 1)。②对于关系型社会资本中的方言掌握情况,选用流动时间作为方言掌握情况的替代变量进行检验(表 3 中模型 2、模型 3)。流

动人口的流动过程也是一个社会适应和学习的过程,随着流动时间的增长,流动人口在熟悉流入城市生活方式后能够凭借自己的流动经历获得更多的就业机会。从表3中模型2、模型3可以看出,采用不同指标衡量方言掌握情况,估计结果仍然稳健,即方言掌握

情况对流动人口失业具有显著的负向影响。③进一步采用Probit模型进行回归检验,系数估计值虽然与表2中的模型4存在一定差异,但回归系数的符号是一致的,且均显著,因此可以说两个模型之间是等价的,本文的结论具有一定的稳健性(表3中模型4、模型5)。

表3 社会资本对流动人口失业发生影响的稳健性检验

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
失业保险	-0.446***	-0.271***	-0.295***	-0.293***	-0.245***
劳动合同	-0.479***	-0.463***	-0.462***	-0.464***	-0.455***
人际关系	-0.346***	-0.225***	-0.172***	-0.12***	-0.043***
方言掌握	-0.388***	-0.293***	-0.291***	-0.285***	-0.256***
流动模式	-0.165***	-0.101***	-0.076***	-0.092***	-0.071***
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
新增变量	YES	NO	YES	NO	YES
样本量	113350	113350	113350	113350	113350
Prob>chi ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.283	0.127	0.191	0.183	0.211

注:*,**和***分别表示拟合结果在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

(三)内生性检验

反向因果关系和样本选择偏差可能会导致内生性问题,已有研究表明失业受社会资本的影响,也可能导致社会资本弱化。社会资本对流动人口失业的影响机制分析中,由于没有考虑某些影响流动人口个体社会资本状况的因素,可能存在遗漏变量及样本选择问题,即流动人口个体是否选择利用社会资本(如弱关系、掌握流入地方言等)并不是随机的,会受到个体特征及各种因素的影响。PSM基于反事实思想构造对照组和基准组,能够解决因为样本选择偏差问题造成的内生性。本文将流动人口个体分为两类:一类是社会资本状况较好的流动人口,为处理组;另一类是社会资本状况较差的流动人口,为控制组^①。通过对社会资本状况不同的流动人口进行比较,更为有效地度

量社会资本对流动人口失业影响的平均处理效应(ATT),具体如下:

$$ATT = E[(FloatingPop^C - FloatingPop^T) | X, Social\ Capital = 1]$$

其中,FloatingPop^C为控制组,FloatingPop^T为对照组,ATT为对照组样本在使用社会资本前后失业状况变化的期望值。

本部分主要使用了三种匹配方法,分别为1对1近邻匹配、半径匹配以及核匹配,最终的匹配结果见表4。三种匹配方法下社会资本对流动人口失业发生具有显著影响,参加失业保险、签订劳动合同、家庭化流动、弱关系以及掌握流入地方言对流动人口的失业均起到了抑制作用,虽然这个结论与Logistic模型和Probit模型的结果在系数上有一定的差异,但总体结论保持一致。

表4 社会资本对流动人口失业影响的PSM检验

变量	1对1近邻匹配		半径匹配		核匹配	
	ATT	T值	ATT	T值	ATT	T值
失业保险	-0.010**	-2.91	-0.032***	-4.03	-0.034***	-4.23
劳动合同	-0.062***	-19.19	-0.069***	-8.28	-0.060***	-7.54

①本文的社会资本变量中,对照组为参加失业保险、具有党员身份、签订劳动合同、家庭化流动、弱关系、掌握流入地方言的流动人口;控制组为未参加失业保险、未签订劳动合同、非家庭化流动、强关系、未掌握流动地方言的流动人口。

(续表)

变量	1 对 1 近邻匹配		半径匹配		核匹配	
	ATT	T 值	ATT	T 值	ATT	T 值
人际关系	-0.005**	-2.81	-0.011**	-2.25	-0.010**	-2.22
方言掌握	-0.013**	-2.88	-0.007	-0.55	-0.021*	-1.76
流动模式	-0.028***	-13.54	-0.006*	-1.29	0.001	0.09

注:*,** 和 *** 分别表示拟合结果在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著,检验中均包含表 2 中的控制变量。

(四) 作用机制

为了验证社会资本对流动人口失业的影响机制,本文将社会资本作为前自变量,将公平就业、职位搜寻、城市融入三种效应作为中介变量,将失业发生风险作为结果变量,构建中介效应理论模型,如图 1 所示。

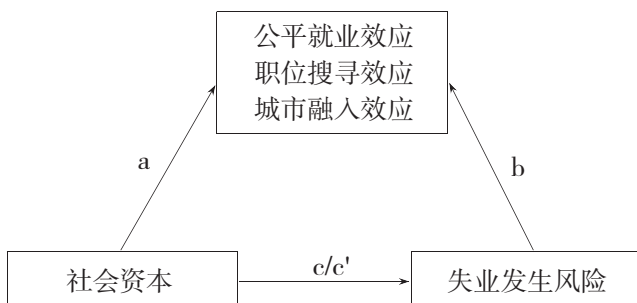


图 1 中介效应理论模型

注:a、c 为社会资本单独预测三种作用机制下失业的回归系数,b、c' 为社会资本间接预测失业的回归系数。

为了检验中介效应模型,选用失业保险代表制度型社会资本,选用人际关系代表关系型社会资本,将“您是否同意本地人愿意接受自己成为城市中一员”

作为就业公平感的替代变量;以调查问卷中“您失去上一份工作的年份和月份”和当前工作状况来推算流动人口失业时长,进而以失业时长代表职位搜寻成本;以“您是否同意自己已是城市人”的回答作为城市融入的替代变量,采用 Bootstrap 法来考察三种作用机制的中介效应,其中,中介效应量 $=a \times b$,总效应量 $=a \times b + c'$ 。

由表 5 可知,各个模型的中介作用检验结果均不包含 0,公平就业、职业搜寻和城市融入在制度型社会资本、关系型社会资本与失业之间的中介作用显著,且起到部分中介的作用。三种作用机制在流动人口制度型社会资本与失业之间的中介效应量分别为 -0.033、-0.060、-0.049,分别占总效应量的 20.5%、37.27%、30.43%;在关系型社会资本与失业之间的中介效应量分别为 -0.022、-0.026、-0.035,分别占总效应量的 17.05%、20.16%、27.13%。从中介效应检验结果来看,城市融入、就业公平、职位搜寻成本均能够降低流动人口失业概率,即制度型社会资本、关系型社会资本不仅对流动人口失业具有直接影响,还具有间接影响。

表 5 中介效应 Bootstrap 分析结果

中介效应模型		效应量	标准误	95%CI 下限	95%CI 上限	检验结果
制度型社会资本→公平就业→是否失业	总效应	-0.161	0.021	-0.098	-0.024	显著
	直接效应	-0.128	0.019	-0.101	-0.026	显著
	间接效应	-0.033	0.002	-0.080	-0.010	显著
制度型社会资本→职位搜寻→是否失业	总效应	-0.161	0.021	-0.098	-0.024	显著
	直接效应	-0.101	0.019	-0.101	-0.026	显著
	间接效应	-0.060	0.005	-0.013	-0.002	显著
制度型社会资本→城市融入→是否失业	总效应	-0.161	0.021	-0.098	-0.024	显著
	直接效应	-0.112	0.019	-0.101	-0.026	显著
	间接效应	-0.049	0.011	-0.012	-0.002	显著
关系型社会资本→公平就业→是否失业	总效应	-0.129	0.037	-0.098	-0.024	显著
	直接效应	-0.107	0.013	-0.055	-0.005	显著
	间接效应	-0.022	0.008	-0.023	-0.003	显著

(续表)

中介效应模型		效应量	标准误	95%CI 下限	95%CI 上限	检验结果
关系型社会资本→职位搜寻→是否失业	总效应	-0.129	0.037	-0.098	-0.024	显著
	直接效应	-0.103	0.013	-0.055	-0.005	显著
	间接效应	-0.026	0.010	-0.079	-0.004	显著
关系型社会资本→城市融入→是否失业	总效应	-0.129	0.037	-0.098	-0.024	显著
	直接效应	-0.094	0.013	-0.055	-0.005	显著
	间接效应	-0.035	0.029	-0.011	-0.001	显著

注:表中回归模型均为控制流动人口个人特征和流动特征等变量之后的检验结果。

(五) 差异性分析

受城乡二元机制影响,不同户籍的流动人口群体之间在就业行业、劳动权益保障、人际关系以及失业风险等方面存在较大差异,这可能导致社会资本对其失业的影响存在较大的户籍差异。根据户籍将流动人口划分为乡城流动人口与城城流动人口,以考察社会资本对流动人口失业影响的户籍差异。

表6给出了社会资本对乡城流动人口与城城流动人口失业影响的回归结果。可以看出,社会资本对乡城流动人口失业的影响程度小于城城流动人口。从制度性社会资本看,主要是因为乡城流动人口的制度型社会资本存量明显劣于城城流动人口,城市中城乡

二元劳动力市场机制的存在,必然强化乡城流动人口对户籍地的依赖,一定程度上提高了就业的不公平性,增加了乡城流动职位搜寻成本,阻碍其城市融入,增大了失业风险。从现实看,乡城流动人口的制度型社会资本还不足以实现公平就业、职位搜寻和城市融入,公共服务均等化依然是乡城流动人口降低失业风险、实现高质量就业的主要渠道。就关系型社会资本而言,乡城流动人口同样劣于城城流动人口,由于城城流动人口和乡城流动人口自身资源禀赋特征不同,乡城流动人口在公平就业、职位搜寻和城市融入方面均劣于城城流动人口,关系型社会资本难以在降低其失业风险上发挥较大作用。

表6 社会资本对不同户籍流动人口失业影响的二元 logistic 回归结果

变量	乡城流动人口				城城流动人口			
	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	系数	OR	系数	OR	系数	OR	系数	OR
制度社会资本								
失业保险	-0.912***	0.408	-0.203***	0.816	-0.085	0.918	-0.277***	0.758
劳动合同	-1.005***	0.366	-0.755***	0.470	-1.126***	0.324	-0.867***	0.420
关系社会资本								
人际关系	-0.545***	0.580	-0.256***	0.774	0.109	1.112	-0.350***	0.704
方言掌握	-0.231**	0.794	-0.412***	0.662	-2.280***	0.102	-0.750***	0.472
流动模式	-0.002	0.998	-0.058***	0.944	-0.002	0.998	-0.284***	0.753
控制变量	未控制		已控制		未控制		已控制	
样本量	73609		73609		39741		39741	
Prob>chi ²	0.000		0.000		0.000		0.000	
Pseudo R ²	0.283		0.127		0.191		0.183	

注:*,**和***分别表示拟合结果在10%、5%和1%的显著性水平上显著;OR值=exp(回归系数)。

六、结论与讨论

本文基于社会资本理论,采用二元 Logistic 回归模型分析社会资本对流动人口失业的影响并探讨了

其作用机制,主要结论如下:

第一,社会资本对流动人口失业具有显著的负向影响,制度型社会资本中签订劳动合同对流动人口失

业的影响程度最大,关系型社会资本中家庭式流动对流动人口失业的影响程度最小。制度型社会资本和关系型社会资本对流动人口失业的影响具有互补性。

第二,克服了社会资本的内生性和选择性偏差问题后,社会资本对流动人口失业仍具有显著的负向影响。进一步考虑社会资本对流动人口失业影响的群体差异性,发现社会资本对城城流动人口失业的负向影响更大,原因是城乡二元机制所导致的乡城流动人口在社会保障、劳动合同等制度资本方面和人际关系、方言掌握、家庭式流动等关系资本方面的劣势,使其在公平就业、职位搜寻、城市融入方面均弱于城城流动人口。

第三,社会资本对流动人口失业的影响机制主要表现为三个方面:首先,制度型社会资本和关系型社会资本不仅能够为流动人口提供更多的就业信息、增加其就业收入,还能够增强流动人口在城市的公平感和归属感,提升其就业积极性,进而降低失业概率。其次,从职位搜寻来看,关系型社会资本可以增强流动人口职位搜寻能力,对促进流动人口职业流动具有重要作用,进而有助于流动人口实现人岗匹配,避免结构性失业。最后,就城市融入而言,社会资本强化了流动人口劳动权益保障,提升其在城市的生活质量,改变了流动人口传统的生活方式、价值观念和劳动就业理念,促使其向城市快节奏、多元化的就业方式转变,增强了就业的稳定性,进而降低其失业概率。

研究证明,对于目前我国流动人口失业风险增大问题,单从城镇就业角度进行政策设计还不能达到预期效果,必须在城镇就业政策设计的同时更为深入地剖析人口流动和城乡融合发展的理论基础,并进行制度创新和政策完善。要进一步完善城乡一体化的社会保障制度,提升流动人口社会保险参保率和劳动合同签订率,大力宣传城乡融合发展理念,消除城乡不平等观念,弱化城市对流动人口的隔阂,提升城市对流动人口的关心、支持和包容程度。未来应该重点提升乡城流动人口的制度型社会资本,消除歧视,帮助流动人口构建稳定的新型社会关系网络,进而提升其城市融入感、归属感和公平感,促进其更高质量的就业,这将对降低流动人口失业风险,进而降低城市失业率

产生更为明显的作用。◆

参考文献:

- [1]杨凡.流动人口正规就业与非正规就业的工资差异研究:基于倾向值方法的分析[J].人口研究,2015,39(6):94-104.
- [2]边燕杰.城市居民社会资本的来源及作用:网络观点与调查发现[J].中国社会科学,2004(3):136-146.
- [3]卓玛草,孔祥利.农民工收入与社会关系网络:基于关系强度与资源的因果效应分析[J].经济经纬,2016,33(6):48-53.
- [4]PORTES A.Social Capital:Its Origins and Application in Modern Sociology[J].Annual Review of Sociology,1988,24:1-24.
- [5]刘凤.流动人口的社会资本研究综述[J].社会科学动态,2018(11):66-73.
- [6]张展新.从城乡分割到区域分割:城市外来人口研究新视角[J].人口研究,2007(6):16-24.
- [7]曹永福,宋月萍.城乡、区域二重分割下我国流动人口性别工资差异研究[J].经济与管理评论,2014,30(5):5-12.
- [8]许琪,陈烨.双重分割视角下城市流动人口的主客观社会地位获得研究[J].江苏社会科学,2020(1):51-60.
- [9]黄婧,纪志耿,张红扬.双重二元分割视角下中国失业问题探析[J].中央财经大学学报,2011(4):72-77.
- [10]乔明睿,钱雪亚,姚先国.劳动力市场分割、户口与城乡就业差异[J].中国人口科学,2009(1):32-41+111.
- [11]蔡昉.促进农民工由横向流动向纵向流动转变[J].农村工作通讯,2018(21):54.
- [12]宁光杰,李瑞.城乡一体化进程中农民工流动范围与市民化差异[J].中国人口科学,2016(4):37-47.
- [13]谢秀军,陈跃.新中国70年就业政策的变迁[J].改革,2019(4):16-26.
- [14]杜凤莲,董晓媛.中国城镇人口失业持续时间的性别差异[J].世界经济文汇,2006(2):1-10.
- [15]LI S,WHALLEY J,XING C B.China's higher education expansion and unemployment of college graduates[J].China Economic Review,2014,30(9):567-582.