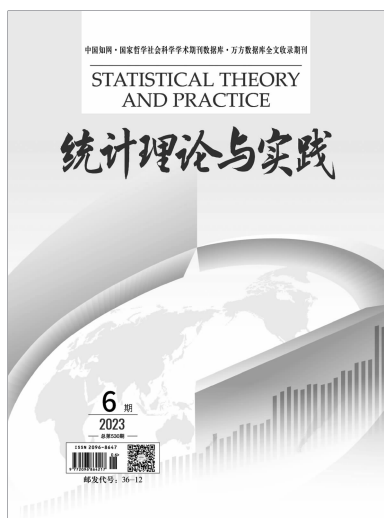




2023年第6期(总第530期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路16号1419室

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8

出版日期:每月25日

编辑部电话:(0371)65966326

发行部电话:(0371)65966326

邮政编码:450008

单册定价:15.00

订 阅:全国各地邮局(所)

(邮发代号:36-12)

网 址:<http://navi.cnki.net>

投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

编委会

编委会主任:陈红瑜

编委会副主任:赵德友 郭学来

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:刘朝阳

主 编:刘朝阳

编辑部主任:李永娣

责任编辑:马 昂 唐建国

发行部主任:杜卫东

封面设计:王青丽

版式设计:马俊臣

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

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

●著作权使用说明。本刊已许可中国知网、国家哲学社会科学学术期刊数据库、万方、维普、超星、博看、中教等数据库以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;作者投稿给本刊,本刊即视为同意将文章编入上述数据库;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。

目录 CONTENTS

● 区域发展

- 数字化转型、动态能力与创新绩效 马慧慧 别婧雯 / 3
- 基于经济协调发展视角的区域经济空间溢出效应及影响因子研究
——以河南省为例 徐 俊 / 11

● 产业解读

- 旅游产业 – 城镇化 – 生态环境系统耦合协调的时空演化分析 戴洛特 李宗明 / 19
- 河南省制造业服务化水平测度 焦青霞 陈雲夏 高静筠 郭 安 / 25
- 人口结构与产业结构耦合协调关系研究
——以广东省为例 牛文学 王成军 / 31

● 大数据研究

- 基于机动车索赔频数的计数数据分位回归模型研究 戴丽娜 韩 典 / 38
- 股指期货对我国股票现货市场的长短期影响
——基于变点检测和面板数据的实证研究 任东海 / 43

● 经济经纬

- 河南大企业高质量发展路径探析 王彦利 / 49
- 乡村振兴背景下要素流动对城乡融合发展的影响研究 陈 瑀 / 52

● 实践探索

- “双碳”愿景下科技支出对城市绿色增长的效用机制研究 尚思宁 / 58
- 新文科背景下跨校虚拟教研室建设问题研究
——基于河南高校统计类专业的实践探索 刘 培 刘定平 郝爱民 马凌远 / 63
- “十四五”时期信阳市浉河区经济增长潜力测算研究
——基于生产函数法和 HP 滤波方法 李紫芸 朱姝烨 / 68

数字化转型、动态能力与创新绩效

马慧慧¹ 别婧雯²

(1.甘肃政法大学 经济学院,甘肃 兰州 730030;2.湖北联投资本投资发展集团有限公司,湖北 武汉 430061)

摘要:大力推动数字化转型是建设制造强国的重大战略举措,数字化转型成为企业提升创新绩效的有效途径。基于动态能力视角,以2007—2021年沪、深A股上市公司为研究对象,运用Heckman两阶段模型与文本分析方法,实证检验企业数字化转型对创新绩效的影响及作用机制。实证结果显示:数字化转型显著影响企业的动态能力决策行为,企业的创新绩效也因此得到显著提升。异质性检验结果显示:数字化转型对创新绩效的提升在国有企业中更加明显;经过一系列稳健性检验后基准结论仍然成立,其中,企业数字化转型对自主创新绩效的影响程度显著大于合作创新。基于实证结果,提出推进数字经济向规范化、共享普惠方向转型;健全数字要素市场安全评估、强化市场风险防范等对策建议。

关键词:数字化转型;动态能力;创新绩效;文本分析

中图分类号:F427;F273.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0003-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2023.06.001

一、引言

当今数字经济呈爆发式发展态势。数字化转型是微观主体遵循经济可持续发展的必由之路^[1]。数字化转型是新兴数字技术组合与重塑商业模式的过程,新兴数字技术包括云计算、区块链、人工智能等。SPRU分类中突破性创新与熊彼特的创新均为一种“创造性的毁灭”。数字化转型便是“破坏性”的创新活动,该过程从根本上改变着消费者的预期与活动、产品的外观与质量创新、商业模式及流程优化,更是微观企业主体的核心竞争力^[2]。同时,数字化转型引致的企业创新行为,为其创新提供新动能并促进创新质量的飞跃发展。基于数字化转型浪潮,上市企业能否在数字经济背景下充分运用新兴数字技术推动企业数字化转型,通过数字技术赋能来提升创新绩效等问题成为理论研究与管理实践探究的重点话题。

关于数字化转型与企业创新关系的研究成果较为丰富,依据其研究内容可分为两类:一是定性分析,

早期研究主要为理论分析与案例研究。Vial(2019)^[3]发现企业数字化转型促进创新绩效的现象进而基于理论层面研究。刘启雷和张媛等(2022)^[4]通过徐州工程机械集团和陕汽集团案例,分析智能制造业的数字化转型赋能企业创新的机制。二为定量研究,如对数字化转型的测度。Ferreira和Fernandes等(2019)^[5]对虚拟变量“企业当年是否开展数字化流程创新”进行检验,发现企业数字化转型促进其创新,表现在产品服务创新和流程创新等方面。总体而言,早期理论与案例研究均肯定了企业数字化转型对创新的正向影响,后续定量研究进一步推动实证研究的进展,为未来研究奠定了基础。

关于企业数字化转型驱动创新现象的理论基础与实证经验较为丰富,但仍存在不足之处。首先,大多研究结论虽认同在数字经济时代,数字化转型是企业筑牢核心竞争力的关键,但常见的研究方法为理论与案例研究,鲜有文献通过实证研究探究数字化转型与企

基金项目:甘肃政法大学2022年大学生创新创业训练计划项目“甘肃企业数字化转型的动态能力与创新绩效研究”(X202211406018)。

作者简介:马慧慧(1999—),女,甘肃天水人,在读硕士,研究方向为区域经济与可持续发展;别婧雯(1988—),女,湖北仙桃人,硕士,研究方向为国际金融、现代金融数字化发展。

业创新绩效的关系。其次,采用问卷调查方式的实证研究无法揭示真正的因果关系。此外,通过构建相关虚拟变量的实证方法也有待商榷,如企业当年是否采用新的数字化流程等,既无法准确测度企业数字化转型程度,还会导致结果偏差。最后,虽有少数文献基于实证角度探究了企业数字化转型对创新的影响,但缺乏对中间机制的探究。目前,最新的数字化转型研究视角是基于动态能力进行研究,即企业开展创新活动的前提是一定程度的能力与资源。基于动态能力分析企业数字化转型,其一,企业数字化转型被视为动态能力的催化剂^[6];其二,企业获取核心竞争力的关键保障是动态能力,而创新绩效是核心竞争力的重要表现^[7]。因此,本文从动态能力视角出发,以2007—2021年沪深A股上市公司为研究对象,基于文本分析法测度企业数字化转型程度,识别数字化转型对创新绩效的影响和中间机制,为企业数字化转型与创新绩效的关系提供新的实证结论。

本文可能的研究贡献有如下两方面:一是在验证企业数字化转型对创新绩效的正向影响时,对上市企业创新绩效的影响因素进行了补充研究。二是研究验证了数字化转型能够促进上市企业动态能力的提升,进一步补充了对数字经济时代企业动态能力的驱动因素研究。

二、理论分析与研究假设

(一)理论分析

动态能力理论的核心是在变幻莫测的外部环境中,企业如何寻求并保持竞争优势。Teece和Pisano等(1997)^[8]提出“位势、流程与路径”三维框架,流程为基础代表动态能力,位势与路径需流程推进以发挥效应。基于企业内部视角,动态能力是组织惯例和资源更新的演进与反映。随着研究不断拓展,Eisenhardt和Martin(2000)^[9]、Winter(2003)^[10]注意到学习的重要性,一定程度来说学习虽外生于动态能力体系,但其可以驱动并刺激动态能力不断进化。最新研究表明,数字化转型的实质就是学习,企业通过重新整合内外资源要素、优化产品流程和产业结构等触发并驱动动态能力的持续演化。复杂性与不确定性导致数字化转型极具风险,而动态能力是企业快速适应技术与市场等不确定环境的本质保障。企业动态能力的演进得以让其维持核心竞争优势,而企业核心竞争优势的重要表现形式之一便是创新绩效,动态能力是企业开展创新活

动与资源高效配置的源驱动力。

由此,本文认为动态能力是企业数字化转型提升创新绩效的关键机制。

(二)数字化转型与企业创新绩效

企业数字化转型促进创新绩效的提升表现为以下方面:首先,企业数字化转型增加创新机会。传统信管系统只能对企业内部数据进行分析与存储,极少能对瞬息万变的外部环境做出反应。当企业引进如云计算、人工智能等数字化转型工具时,便能根据实际需求进行数据追踪分析与需求预测等活动,由此企业便能在分析数据基础上高效识别出创新机会。其次,企业数字化转型提升创新效率。随着新兴数字技术迅速发展,企业创新活动流程愈发精准高效,不仅极大削减了重复性工作,还促进企业由创新式向精准式过渡,激励人才进行创新活动。最后,企业数字化转型降低创新成本。企业开展创新初期需投入大量资金,创新过程具备长周期、高风险等一系列不确定因素。当企业将新兴数字技术应用于企业研发创新中时,便能大幅降低创新成本。通过大量数字技术的应用,降低创新成本的同时提升了创新效率,这将激励企业把更多资源投向技术创新和产品研发等活动,进而形成积极影响。基于此,本文提出假设1:

H₁:数字化转型促进企业创新绩效的提升。

(三)数字化转型、动态能力与创新绩效提升

数字化转型所引致的创新活动是以一定要素与资源为基础。相关研究表明动态能力对数字化转型过程极其重要,同时为企业开展创新活动奠定了基础。Wang和Ahmed(2007)^[11]的三维度划分法认为动态能力涵盖创新能力、吸收能力和适应能力。其中,创新能力着重强调研发产品与开拓新市场的能力;吸收能力主要是高效吸收并转化所学知识,进而将其应用于企业实操中;适应能力关键在于迅速辨别并掌握机会,同时高效配置资源的能力。

具体而言,企业数字化转型依赖创新能力的增强,进而促进创新绩效提升。新兴数字技术以其智能信息捕捉等功能对企业创新目标进行动态调整等。数字化转型是对管理模式的革新,关键是激励企业进行一系列知识与技术的探索,进而真正提升创新能力。企业数字化转型通过增强吸收能力来促进创新绩效的提升。数字孪生背景下,企业与外部环境的边界愈发模糊。而数字化可将信息进行分享与链接,不仅拓宽

了企业知识源和信息渠道,还实现了内外环境的互动学习。数字化转型不仅提升企业对信息与资源的高效吸收能力,还将基础支撑的运营能力演化为复杂且优异的动态能力,进而驱动企业的创新绩效。企业数字化转型过程通过促进适应能力促进创新绩效。企业数字化转型是全方位多维度的重塑与升级过程,其中数字技术应用不仅涉及传统工艺流程的操作、商业模式和创新体系的构建,还采用智能工具设计、生产甚至销售产品,进一步提升企业的产品技术创新能力与环境适应能力。基于此,本文提出假设 2:

H₂:数字化转型背景下,企业动态能力的提升有助于提升创新绩效。

三、研究设计、指标构建与数据处理

(一)模型设定

OLS 与 IV 方法难以准确估计数字化转型提升动态能力从而促进创新绩效的作用机制。参数估计层面,企业是否进行数字化转型受可观测与不可观测因素影响,会导致样本选择偏误,若沿用 OLS 或 IV 估计会引致内生性问题,继而造成参数估计产生偏差。基于上述原因,本文借鉴李雪松和黄彦彦(2015)^[12]、赵宸宇和李雪松(2017)^[13]的做法,构造 Heckman 两阶段模型。为探究上市企业数字化转型及提升动态能力决策对创新绩效的作用,构建基本模型:

$$EIP_i = \alpha \text{Decision}_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,EIP_i为被解释变量,表示企业创新绩效;X为企业数字化转型水平及其他控制变量集合;Decision表示企业提升动态能力的决策变量,Decision=1表明企业提升了动态能力,Decision=0表明企业未提升动态能力; ε 为随机干扰项。鉴于Decision为非外生变量,企业是否提升动态能力本质上是依据成本收益分析后的自选择行为,存在某些无法观测的因素影响企业动态能力提升决策与创新绩效。因此,构建如下决策方程:

$$\text{Decision}_i^* = \gamma Z_i + \mu_i, \text{Decision}_i^* = 1(\text{Decision}_i^* > 0) \quad (2)$$

其中,决策依据Decision_i^{*}表示提升动态能力的净收益; μ 为随机扰动项;Z为影响企业进行决策的外生变量,Z中包含除X以外的一个或多个变量,此类变量极大程度影响着企业提升动态能力的决策行为,但对企业创新绩效并无直接影响。

企业执行不同决策,会有不同表现机制,不同决策情形下创新绩效的潜在表现结果如下:

$$EIP_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad \text{if Decision}_i = 1 \quad (3)$$

$$EIP_{0i} = \beta_0 X_{0i} + \varepsilon_{0i} \quad \text{if Decision}_i = 0 \quad (4)$$

因随机扰动项 ε 与 μ 相关,导致模型(1)中 α 的OLS估计有偏,而Heckman模型能很好地控制偏差问题。设 $\sigma_{1\mu} = \text{cov}(\varepsilon_1, \mu)$, $\sigma_{0\mu} = \text{cov}(\varepsilon_0, \mu)$,将 σ_{μ}^2 标准化,得到 ε_1 、 ε_0 条件期望:

$$E(\varepsilon_{1i} | \text{Decision}_i = 1) = \sigma_{1\mu} \frac{\phi(\gamma Z_i)}{\Phi(\gamma Z_i)} = \sigma_{1\mu} \lambda_{1i} \quad (5)$$

$$E(\varepsilon_{0i} | \text{Decision}_i = 0) = \sigma_{0\mu} \frac{-\phi(\gamma Z_i)}{\Phi(\gamma Z_i)} = \sigma_{0\mu} \lambda_{0i} \quad (6)$$

其中, $\phi(\cdot)$ 与 $\Phi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的密度函数与累积分布函数。(2)~(4)式为企业数字化转型、动态能力提升作用于创新绩效的内生转换模型。Heckman两阶段模型估计思路为:对(2)式进行Probit回归,得到 γ 估计量进而计算得到 λ_{1i} 与 λ_{0i} ;在矫正选择偏差前提下,得到(7)式 α 的一致估计。

$$EIP_i = \alpha \text{Decision}_i + \beta X_i + \rho \sigma \lambda_i + \omega_i \quad (7)$$

进一步,在Decision=1、Decision=0情形下,经(8)~(9)式估计得到 β_1 、 β_0 的一致估计。

$$EIP_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \sigma_{1\mu} \lambda_{1i} + \nu_{1i} \quad \text{if Decision}_i = 1 \quad (8)$$

$$EIP_{0i} = \beta_0 X_{0i} + \sigma_{0\mu} \lambda_{0i} + \nu_{0i} \quad \text{if Decision}_i = 0 \quad (9)$$

(二)变量定义及指标构建

1. 企业创新绩效

对企业创新绩效的测度方式可分为两类:一是基于创新产出层面,通常采用专利数据,如企业专利授权总量^[14]、企业专利被引次数^[15]等;二是采用新产品销售额度量企业创新绩效。由于上市企业年报中披露的产品销售收入并未将新产品销售额进行附注披露,同时鉴于数据可得性,最终选取企业专利总被引次数加1取对数的方式度量上市企业的创新绩效。

2. 数字化转型

借鉴吴非和胡慧芷等(2021)^[16]的做法,基于上市企业的年报信息通过文本分析法构建数字化转型指数。具体分三步:①生成数据库。用python爬虫技术将沪、深2007—2021年上市企业年报收集汇总,作为关键词的文本分析数据库。②确定关键词。基于数字化转型的典型技术和数字技术应用层面形成数字化转型关键词词典。③关键词词频统计。在文本数据库与关键词词典基础上,采用python对数据库中管理层讨论与分析部分的关键词进行词频加总统计,最终对数字化转型总词频数加1取对数构建数字化转型指数。

3. 动态能力

借鉴杨林和和欣等(2020)^[16]的变量构造思路,将动态能力分为创新能力、吸收能力与适应能力三方面,进而对其赋权重进行加总。其中,创新能力由企业技术人员占比与年度研发投入强度两指标标准化后加总进行衡量。吸收能力通过企业年度研发投入与营业收入比值进行测度。适应能力通过企业研发、资本及广告三种主要支出流的离散系数的负值(离散系数

值越大表明企业适应能力越强),来衡量企业资源配置效率。

4. 控制变量

借鉴已有文献的做法,本文选取可能对企业创新绩效有影响的企业规模、上市年限、产权性质、股权集中度、资产负债率、自由现金流、企业成长性、企业业绩以及制度环境作为控制变量。具体变量含义及测量方式见表1。

表1 变量选取与测量

变量名称	符号	变量测量
企业创新绩效	EIP	专利总被引次数加1取对数
数字化转型	EDT	企业年报中数字化转型关键词的总频次加1取对数
动态能力	DC	创新能力:研发支出强度与技术人员比例标准化处理后加总;吸收能力:研发支出与营业收入的比值;适应能力:企业研发、资本及广告三种主要支出流的离散系数的负值;利用熵值法对指标赋权
企业规模	Size	企业期末总资产的自然对数
上市年限	Listage	上市年限的自然对数
产权性质	Soe	虚拟变量,国有为1,民营为0
股权集中度	Top1	第一大股东持股比例
资产负债率	Lev	负债总额与资产总额的比值
自由现金流	Cash	经营活动现金流量净额与资产总额的比值
企业成长性	Grow	主营业务收入增长率
企业业绩	Roa	总资产收益率

(三)样本选择与数据来源

本文以2007—2021年沪、深A股上市企业为研究对象。因2006年财政部修订部分会计准则,故以2007年作为起始年,以规避因统计口径造成的误差。对样本数据做如下处理:①剔除金融企业;②剔除样本期内被ST、*ST的企业;③剔除数据严重缺失的企业。通过以上处理,最终得到23644个上市企业观测值。其中,数字化转型数据以沪、深交所官网中各企业2007—2021年年报中关键词文本分析法得到;制度环境数据源于《中国分省份市场化指数报告(2018)》^[17],数据缺失问题借鉴马连福和王丽等(2015)^[18]的方法,以市场化指数的平均增长填充数据;其他数据均从CSMAR数据库、CNRDS数据库获得。

四、实证结果与分析

(一)数字化转型促进企业提升动态能力

Probit回归用以检验企业决策行为,即企业是否提升创新绩效。表2第一列显示,企业数字化转型回归系数在1%水平上显著为正,表明企业数字化转型

对提升动态能力的决策行为产生正向影响,假设1得到验证。企业实施数字化转型过程中应用了一系列新兴数字技术,强大的信息捕捉及分析能力使其面临外部环境冲击时能动态调整创新战略目标,促使企业更关注创新能力的提升。此外,数字化领域的拓宽不仅使企业内外部信息被高效利用,也让企业在吸收海量信息时将其转化为高层次的动态能力;同时,在应对复杂环境时对企业资源进行全方位整合与升级,如业务模式、生产流程等,采取数字化技术进一步提升其环境适应能力。企业数字化转型程度越高,越倾向于作出提升动态能力的决策。

(二)数字化转型、提升动态能力影响企业创新绩效

企业数字化转型、提升动态能力的决策作用于创新绩效的回归结果见表2第二列。结果显示,数字化转型与企业动态能力的回归系数在1%水平上显著为正,即数字化转型能促进企业创新绩效的提升,当企业实施动态能力决策后亦会促进创新绩效的提高,假设2初步得到验证。基础回归模型的内生性问题需进

一步解决,本文借鉴已有研究的做法,将决策方程中预测的决策比率作为上市企业提升动态能力的 IV 变量,然后进行 2SLS 估计,回归结论与基准回归一致,在考虑内生性问题后假设 2 得到证实。

表 2 提升动态能力决策与创新绩效的估计

	动态能力 (决策方程)	创新绩效 (OLS)	创新绩效 (IV)	创新绩效 (Heckman)	创新绩效 (Decision=1)	创新绩效 (Decision=0)
数字化转型	0.460*** (0.061)	1.497*** (0.058)	1.343*** (0.065)	1.353*** (0.064)	1.508*** (0.105)	1.195*** (0.081)
动态能力		0.619*** (0.020)	1.286*** (0.130)	1.242*** (0.117)		
$\lambda(\lambda_1, \lambda_0)$				-0.385*** (0.071)	-0.255** (0.117)	-0.312*** (0.100)
Constant	-2.417*** (0.192)	0.511*** (0.103)		0.364*** (0.106)	0.191 (0.220)	1.159*** (0.132)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²		0.304	0.099	0.306	0.300	0.215

注:括号内为经过 Robust 调整的标准误;*、**、*** 分别表示相应系数在 10%、5%、1%的水平下显著。表 3、表 4、表 5、表 6 同。

决策方程因存在样本选择偏差会导致内生性问题,故采用 Heckman 两阶段模型分为总样本和两种决策下的结果方程进行回归。总样本回归结果中 λ 显著为负表明确实存在样本选择偏差,Heckman 两阶段回归结果显示动态能力系数在 1%水平上显著为正,假设 2 再次得到验证。由此可见,企业会因自身特征进行是否提升动态能力的决策,不同企业中该机制有所差异,说明若忽视样本选择偏差问题,将导致估计量有偏且不一致。继续将决策行为分两类进行回归,发现企业无论是否作出动态能力的提升决策,数字化转型均能显著影响企业创新绩效的提升。

(三)稳健性检验

1. 内生性问题

考虑到决策方程与结果方程中存在的内生性问题,借鉴已有研究的做法选取适当工具变量做两阶段最小二乘估计,进行更稳健的回归估计。

(1)决策方程

新兴数字技术蓬勃发展背景下,企业提升动态能力的决策行为可能也是进一步促进数字化转型的动力。考虑其中或许存在逆向因果等问题,借鉴武常岐

和张昆贤等(2022)^[19]、党琳和李雪松等(2021)^[20]的份额移动工具变量法来构造本文的工具变量。具体做法如下:①确定样本总体数字化转型增长率(shift)。以样本企业数字化转型程度均值的年增长率作为总体增长率。②确定分析单元初始份额构成(share)。计算各企业所属行业的其他企业上年数字化转型平均值。③ $\text{shift} \times \text{share}$ 为各企业每年数字化转型的模拟增量。④计算工具变量值。借鉴相关构造工具变量方法,将计算得到的数字化转型指数与上述模拟增量做差的三次方。通过两阶段最小二乘估计对(2)式再次估计,回归结果与基准回归一致。构造的工具变量 t 值为 281.9,表明不存在弱工具变量问题。基于上述分析,可知基准回归结论具备稳健性。

(2)结果方程

表 1 回归结果表明,企业是否作出提升动态能力的决策,数字化转型均显著促进创新绩效的提升。但或许因一些无法直接观测的因素同时作用于企业数字化转型与创新绩效,为避免数字化转型存在的内生性对模型的干扰,基于前部分工具变量进行回归检验。表 4 中第二到第四列分别表示总样本、提升动态

能力和未提升动态能力下的 2SLS 估计结果。考虑企业数字化转型存在的潜在内生性后,数字化转型、提升动态能力促进企业创新绩效的结论仍成立。

表 3 内生性问题处理

	动态能力 (决策方程 2SLS)	创新绩效 (结果方程 2SLS)	创新绩效 (Decision=1)	创新绩效 (Decision=0)
数字化转型	0.505*** (0.073)	1.311*** (0.075)	1.392*** (0.118)	1.180*** (0.096)
动态能力		1.234*** (0.141)		
$\lambda(\lambda_1, \lambda_0)$		-0.385*** (0.086)	-0.301** (0.141)	-0.282** (0.116)
Constant	-2.182*** (0.211)			
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
adj. R ²		0.153	0.148	0.053

2. 替换主要变量

(1)替换企业创新绩效指标

有关企业创新绩效最常用的测度指标是专利数量,相较于实用新型专利和外观设计专利,发明专利更凸显企业创新的本质特征。故使用与数字经济有关的发明专利申请量为企业数字化转型的替换变量。结果显示,即使在数字经济创新背景下,提升企业动态

能力决策仍显著促进其创新绩效的提升。此外,考虑到核心解释变量可能会对不同企业模式的创新能力产生不同影响,故借鉴已有做法,以各企业单独申请专利量衡量自主创新能力,以企业间联合申请专利量衡量合作创新能力。发现上市企业提升自身动态能力对其自主创新或合作创新均呈现显著的正向影响,其中对自主创新的促进作用更大。

表 4 替换创新绩效指标的估计结果

	数字经济发明专利 (动态能力)	数字经济发明专利 (创新绩效)	独立申请专利	联合申请专利
数字化转型	0.534*** (0.070)	1.251*** (0.068)	1.447*** (0.066)	0.765*** (0.058)
动态能力		0.934*** (0.126)	0.999*** (0.124)	0.892*** (0.107)
$\lambda(\lambda_1, \lambda_0)$		-0.328*** (0.077)	-0.236*** (0.075)	-0.312*** (0.065)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
adj. R ²		0.355	0.326	0.316

(2)替换数字化转型指标

数字化转型指标的替换基于总词频、总类别和上市企业是否进行数字化转型的虚拟变量三方面进行。

由表 5 可知,Heckman 两阶段回归结果再次证实了假设 1、假设 2 结论的稳健性。

表 5 替换数字化转型指标的估计结果

	总词频		总类别		是否数字化转型	
	动态能力	创新绩效	动态能力	创新绩效	动态能力	创新绩效
数字化转型	0.004*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.072*** (0.009)	0.191*** (0.009)	0.202*** (0.031)	0.293*** (0.027)
动态能力		1.279*** (0.117)		1.311*** (0.116)		1.392*** (0.116)
$\lambda(\lambda_1, \lambda_0)$		-0.393*** (0.071)		-0.420*** (0.070)		-0.458*** (0.071)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²		0.294		0.303		0.285

(四) 异质性检验

考虑到企业因产权性质的差异可能会对“数字化转型—动态能力—创新绩效”这一机制路径效应产生影响,故区分企业所有制进行相关检验。Heckman 第一阶段 Probit 模型显示国有企业与非国有企业数字化转型的 MEM 分别为 0.26 与 0.18,表明国有企业显著高于非国有企业;Heckman 第二阶段结果如表 6 的二、四列所示,表明国有企业实施动态能力决策以提升创

新绩效的影响程度高于非国有企业。国有企业制定战略目标时会考虑如经济、社会和政治等影响因素,实施提升动态能力决策行为表现得更为明显。国有企业在初期进行数字化转型时,可依靠政府资源和相应政策支持加快数字化转型步伐,还可通过产学研合作交流,实现创新资源与科研开发齐头并进的协同效应,从而加深国有企业间的合作创新交流。

表 6 区分企业所有制性质的异质性检验

	国有企业		非国有企业	
	动态能力	创新绩效	动态能力	创新绩效
数字化转型	0.885*** (0.133)	1.358*** (0.141)	0.462*** (0.070)	1.282*** (0.068)
动态能力		1.706*** (0.199)		1.219*** (0.137)
λ		-0.593*** (0.119)		-0.417*** (0.083)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
adj. R ²		0.449		0.284

五、结论及启示

(一) 研究结论

本文利用 2007—2021 年沪、深 A 股上市企业数据,对企业“数字化转型—动态能力—创新绩效”这一机制路径进行实证检验,得到如下结论:

第一,数字化转型显著促进了企业创新绩效的提升。该结论不仅为数字化转型正向影响企业创新绩效

提供论据支撑,还解决了截面问卷数据存在的偏差问题,进行了更有效的因果识别。

第二,数字化转型显著影响企业提升动态能力的决策,从而促进创新绩效的提升。通过实证分析发现,数字经济时代企业动态能力提升的激励要素之一便是数字化转型,为已有研究理论提供了实证依据。孟韬和赵非非等(2021)^[21]将企业动态能力划分为感知能

力、获取能力与重构能力,本文在此基础上将动态能力拓展为创新能力、吸收能力以及适应能力。

第三,前述基准回归结论均能通过稳健性检验,同时发现不论国有企业还是非国有企业,数字化转型均能影响提升动态能力的决策进而促进创新绩效的提升。此外,实施动态能力决策均显著促进不同创新模式企业的创新绩效,其中自主创新影响程度大于合作创新。

(二)对策建议

为了今后能高效推进数字化转型进程,促进创新绩效的提升,企业应依据自身的资源禀赋大力推进数字经济向规范化、共享普惠方向转型。具体来讲:第一,加强大型企业数字化转型的榜样影响和产业链联动效应,全方位推进数字化转型升级进而打造数字信息一体化共享平台,促进企业整体运行效率和上下游产业链效率的提升。第二,加快中小企业数字化转型进程,利用好政策红利,如税收优惠、政策激励、投资鼓励等。第三,共同推进网络基础设施建设与制度建设,不断优化、升级数字基础设施建设,从而促进实体经济乘数字经济之风实现高质量发展。第四,健全数字要素市场安全评估,强化市场应急与风险防范,构建数字经济基础性制度发展框架等,是推进数字化转型进程的必要前提。◆

参考文献:

- [1]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(7):130-144+10.
- [2]刘洋,董久钰,魏江.数字创新管理:理论框架与未来研究[J].管理世界,2020,36(7):198-217+219.
- [3]VIAL G.Understanding digital transformation:a review and a research agenda[J].Journal of strategic information systems,2019,28(2):118-144.
- [4]刘启雷,张媛,雷雨嫣,等.数字化赋能企业创新的过程、逻辑及机制研究[J].科学学研究,2022,40(1):150-159.
- [5]FERREIRA J J M,FERNANDES C I,FERREIRA F A F.To be or not to be digital,that is the question:firm innovation and performance[J].Journal of business research,2019,101(13):583-590.
- [6]黄节根,吉祥熙,李元旭.数字化水平对企业创新绩效的影响研究:来自沪深A股上市公司的经验证据[J].江西社会科学,2021,41(5):61-72+254-255.
- [7]BOGERS M,CHESBROUGH H,HEATON S,etal.Strategic management of open innovation:a dynamic capabilities perspective [J].California management review,2019,62(1):77-94.
- [8]TEECE D J,PISANO G,SHUEN A.Dynamic capabilities and strategic management[J].Strategic management journal,1997,18(7):509-533.
- [9]EISENHARDT K M,MARTIN J A.Dynamic capabilities: what are they? [J].Strategic management journal,2000,21(10):1105-1121.
- [10]WINTER S G.Understanding dynamic capabilities [J].Strategic management journal,2003,24(10):991-995.
- [11]WANG C L,AHMED P K.Dynamic capabilities:a review and research agenda[J].International journal of management reviews,2007,9(1):31-51.
- [12]李雪松,黄彦彦.房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率[J].经济研究,2015,50(9):100-113.
- [13]赵宸宇,李雪松.对外直接投资与企业技术创新:基于中国上市公司微观数据的实证研究[J].国际贸易问题,2017(6):105-117.
- [14]王海花,杜梅.数字技术、员工参与与企业创新绩效[J].研究与发展管理,2021,33(1):138-148.
- [15]HSU C W,LIEN Y C,CHEN H.R&D internationalization and innovation performance[J].International business review,2015,24(2):187-195.
- [16]杨林,和欣,顾红芳.高管团队经验、动态能力与企业战略突变:管理自主权的调节效应[J].管理世界,2020,36(6):168-188+201+252.
- [17]王小鲁,樊纲,胡李鹏.中国分省份市场化指数报告:2018[M].北京:社会科学文献出版社,2019.
- [18]马连福,王丽丽,张琦.混合所有制的优序选择:市场的逻辑[J].中国工业经济,2015(7):5-20.
- [19]武常岐,张昆贤,周欣雨,等.数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展:基于机器学习与文本分析的证据[J].经济管理,2022,44(4):5-22.
- [20]党琳,李雪松,申烁.制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度提升[J].国际贸易问题,2021(6):32-47.
- [21]孟韬,赵非非,张冰超.企业数字化转型、动态能力与商业模式调适[J].经济与管理,2021,35(4):24-31.

基于经济协调发展视角的区域经济空间溢出效应及影响因素研究

——以河南省为例

徐俊

(成都信息工程大学, 四川 成都 610225)

摘要:以河南省为研究对象探究区域空间溢出效应及其影响因子,为协调区域经济发展、建设现代化区域发展体系提供理论依据。基于2011—2021年河南省17个省辖市的面板数据,构建空间计量模型,对河南区域经济发展的空间溢出效应及其影响因子进行分析。结果表明:河南区域经济整体上具有空间相关性,且存在正向空间溢出效应;产业结构、财政支出水平和人力资本投入是促进河南区域经济发展的重要因子,存在正向溢出效应;城镇单位从业人员对河南区域经济协调发展起到抑制作用。

关键词:经济协调发展;空间溢出效应;莫兰指数;河南省

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0011-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.06.002

一、引言

党的二十大报告明确指出:“要促进区域协调发展,深入实施区域协调发展战略、区域重大战略,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。”为推进国家区域战略部署,河南省自然资源厅于2022年12月公布《河南省国土空间总体规划(2021—2035年)》,指出河南省将形成“一主两副、四区协同、多点支撑”的城市发展格局,以加快区域协调发展步伐。由此可见,优化国土空间布局和推进区域协调发展是我国一项重要的政治任务。当前,实现区域协调发展依然面临较大挑战,必须在较长时期内不断健全区域协调发展体制机制。2022年河南省经济总量占全国的5.18%,居全国第五位、中部地区第一位。河南省作为重要经济大省,是中部崛起的重要增长极,也是国家实现社会主义现代化蓝图中不可或缺的一部分。

经济协调发展是一个随着发展阶段演进而持续上升的动态过程,因此需要对区域协调发展的溢出效应进行科学度量和动态评估,以便精准把握各阶

段协调发展取得的实质性进展。随着国家区域经济协调发展战略部署的有序推进,不少学者基于不同尺度范围分析了不同区域经济空间溢出效应。在国家尺度层面,李晓飞和赵黎晨等(2018)采用空间面板杜宾模型对中国空间知识溢出效应进行全域研究,发现知识溢出对经济增长的边际效应由东向西呈现逐年递减的现象,但区域间知识溢出效应的差距在缩小^[1]。Zhao和Peng等(2022)采用动态面板模型和空间杜宾模型对中国281个地级市分析发现数字经济发展对绿色全要素能效具有显著的负向直接影响^[2]。在城市尺度层面,段媛媛和严惠云等(2023)对四川省17个地级市研究发现四川省城市收缩存在显著的空间聚集效应,人均GDP对城市收缩的影响显著为正^[3]。唐一帆(2013)对泛长三角地区22个城市区域经济增长的溢出效应进行分析,得出长三角地区各城市间存在显著的经济增长溢出效应^[4]。在县级尺度层面,张学波和陈思宇等(2016)用空间马尔可夫链分析法研究了2000—2013年间京津冀的县域地区,结果显示各县域间存在显著的空间溢出效应,且相邻县域的经济水平

作者简介:徐俊(1981—),男,湖北随州人,硕士,讲师,研究方向为经济管理和思想政治教育。

类型的转移具有同向性特征^[5]。Feng 和 Li(2018)用空间计量模型定量测量了中国县级、地级市的空间溢出效应,发现经济集聚对地级市经济增长具有显著影响,但经济集聚同时加剧了区域经济不平等^[6]。

综上,当前学术界在不同区域尺度上对空间溢出效应展开不少研究,但主要是研究某一因素对区域经济发展的溢出效应,或研究其总体效应,关于多个因子对区域经济发展的溢出效应及从城市之间的经济联系以及相互影响的方面研究不够丰富。要从最基本的层面找到影响河南经济协调发展的因子,对河南区域经济空间关联特征及溢出效应进行探究是促进其经济协调发展的关键。基于此,本文基于河南区域空间关联的视角,选取有代表性的变量探究其经济协调发展的现状及影响因素。

二、模型构建、变量选取及数据来源

(一)莫兰指数

莫兰指数被广泛应用于空间计量分析及空间相关性检验,分为全局莫兰指数和局部莫兰指数^[7]。全局莫兰指数用于测度全局空间自相关检验,即检验区域中相邻地区之间观测值的关系。全局莫兰指数的公式如下:

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

式中,下标 i, j 代表相应的城市; I 代表全局莫兰指数; x 代表城市属性,本文采用人均 GDP 进行计算; n 代表研究区域内城市总数; W_{ij} 为邻接空间矩阵,其定义如式(2)。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{当城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 不相邻} \end{cases}, i \neq j \quad (2)$$

莫兰指数的值介于 -1 到 1 之间,其数值大于 0 表示各区域之间的空间自相关性为正;数值小于 0 表示区域间的空间相关性为负;若数值为 0 则表示区域间无空间自相关性。

全局莫兰指数是对区域整体的空间相关性进行测度,无法对局部内部各区域间的空间相关特征进行分析,而局部莫兰指数可以反映空间内部区域间的空间自相关性及其空间管理特征。局部莫兰指数的公式如下:

$$I_i = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, i \neq j \quad (3)$$

此外,局部莫兰散点图常被用于描述局部空间相关性。莫兰散点图分为四个象限,每一象限代表不同类型的区域经济相关类型:当指数大于 0 时,空间正相关,分布在一、三象限,第一象限的空间相关模式是高值与高值集聚(HH),第三象限则是低值与低值集聚(LL);当指数小于 0 时,空间负相关,第二象限的空间相关模式是低值与高值集聚(LH),第四象限则是高值与低值集聚(HL)。

(二)空间计量模型

柯布-道格拉斯生产函数是衡量经济产出的常用模型,其形式为 $Y=A(t)L^\alpha K^\beta \mu$,其中 Y 为生产总值, $A(t)$ 为受时间因素影响的技术水平, L 为投入的劳动量, K 为投入的资本量。由该模型可知,劳动投入、资本投入和综合技术水平是影响地区经济发展的决定性因素。基于此,考虑数据可得性的同时结合河南区域发展实际情况,本文选取如下变量作为被解释变量和解释变量:

人均 GDP(gdp):采用衡量地区经济发展水平的常用指标人均 GDP 为被解释变量。

城镇单位从业人员(emp):反映一个地区的人力资本水平和劳动力量。本文采用每年末各市城镇就业人口总数进行表示。

产业结构(S):产业结构优化与合理化对区域经济增长有明显的贡献已被很多研究成果证明^[8-9]。作为地区经济增长的重要支柱,产业结构在一定程度上能反映地区的经济发展水平。本文采用第二、三产业生产总值之和占 GDP 比重作为衡量指标。

固定资产投资比重(I):第三产业,特别是其中的现代服务业以及新兴产业的固定资产投资水平和物质资本代表了城市现代化水平和未来城市的价值取向^[10]。采用各地区第三产业固定资产投资额与固定资产投资总额之比来衡量。

财政支出水平(gov):地方政府在地方经济中的投入比例可以反映地方政府对地方经济的干预,进而影响地区经济增长的发展活力。本文采用政府一般公共预算支出占当地 GDP 比重来表示^[11]。

人力资本投入(H):劳动力受教育平均年限和高等院校在校生人数都是衡量人力资本投入的指标^[12],但囿于数据的可得性,且河南省部分省辖市未有高等院校的情况,本文选用各地区普通初中和高中在校学生数衡量人力资本投入。

综上所述,本文在结合柯布-道格拉斯生产函数

并引入控制变量的基础上构建如下线性回归模型:

$$\ln \text{gdpp}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln \text{emp}_{it} + \beta_2 \text{gov}_{it} + \beta_3 S_{it} + \beta_4 I_{it} + \beta_5 \ln H + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, α 和 β 表示待估系数, ε 代表随机误差项, i 与 t 分别表示城市和年份。

本文的数据来源于 17 个省辖市 2011—2021 年的国民经济和社会发展统计公报、《河南统计年鉴》。为压缩变量的尺度, 增强数据的稳健性及尽可能避免

多重共线性和异方差性对实证结果的干扰, 本文对比值变量进行了对数化处理。

三、河南省空间相关性分析

(一) 全局空间自相关

本文选取 2011—2021 年河南省各省辖市人均 GDP 作为数据, 用 Stata15.0 将河南省 17 个省辖市的人均 GDP 和地理空间权重矩阵作为基础数据, 结合(1)式计算其全局莫兰指数, 结果见表 1。

表 1 2011—2021 年河南省人均 GDP 空间自相关检验结果

年份	莫兰指数	均值	标准误	P 值	Z 值
2011	0.314	-0.063	0.140	0.004	2.687
2012	0.200	-0.063	0.140	0.030	1.882
2013	0.289	-0.063	0.139	0.006	2.534
2014	0.269	-0.063	0.138	0.008	2.404
2015	0.263	-0.063	0.136	0.008	2.395
2016	0.270	-0.063	0.135	0.007	2.463
2017	0.270	-0.063	0.134	0.007	2.483
2018	0.260	-0.063	0.131	0.007	2.456
2019	0.266	-0.063	0.130	0.006	2.517
2020	0.181	-0.063	0.141	0.042	1.730
2021	0.161	-0.063	0.142	0.057	1.579

检验结果显示, 莫兰指数均为正值且在 0.1—0.35 之间, 2011—2020 年莫兰指数在 1% 或 5% 的水平上表现出不同程度的显著性, 而 2021 年不显著, 但这基本可以说明在空间统计学意义上河南 17 个省辖市间经济发展不是独立的, 而是有显著的空间正相关性, 呈现出较强的空间溢出效应和空间集聚现象。

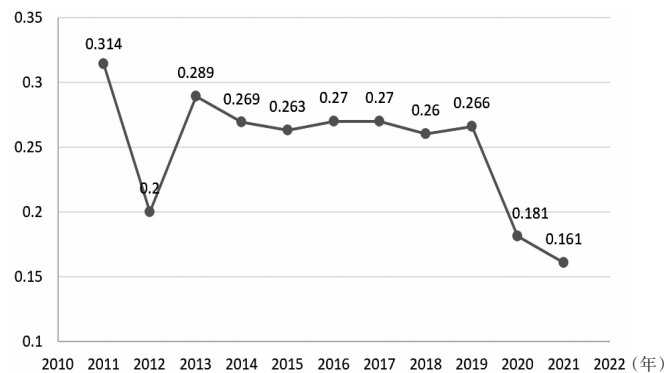


图 1 2011—2021 年河南省全局莫兰指数折线图

图 1 表示了河南省 2011—2021 年全局莫兰指数的变化趋势。由图 1 可知, 2011 年的全局莫兰指数最高, 其值为 0.314, 而 2021 年的全局莫兰指数最低, 其值为 0.161。从时间维度看, 可划分为四个阶段: 快速

下降期(2011—2012 年)、快速上升期(2012—2013 年)、波动下降期(2013—2019 年)、持续下降期(2019—2021 年), 但总体上莫兰指数呈下降态势。这表明河南各省辖市竞争导致的区际分化使其发展的时空分异现象愈发严重, 区域经济布局不均衡现象有成为常态的趋势。

值得注意的是, 2021 年莫兰指数不显著并非说明该年各地区人均 GDP 不存在空间自相关性, 因为(1)式的莫兰指数是通过简单的二进制 0—1 地理空间邻接矩阵计算得来的, 该方法有一定局限性, 即该空间矩阵认为若两空间单元不相邻, 两者就不存在相互影响, 而空间单元相邻, 则认为两者影响程度相同, 这显然与区域经济发展的本质特征不符^[3]。赵磊和方成等(2014)的研究提到莫兰指数不显著不能判断某地区的发展与邻接地区无关, 因为其相关性可能只存在于部分地区或正负相互抵消, 只是在统计上不显著^[4]。

(二) 局部空间自相关

全局莫兰指数反映的是河南省经济发展的总体状况, 反映某一地区与其他地区的空间相关性和异质性的指标。局部莫兰指数可以进一步分析河南省各区域经济的空间聚类状况。结合(3)式计算河南省各地

区人均 GDP 的局部莫兰指数,并通过局部莫兰散点图显示出指数在坐标系上的分布情况,结果见图 2,再根

据图 2 将河南各地区 GDP 的空间自相关模式归纳为表 2。

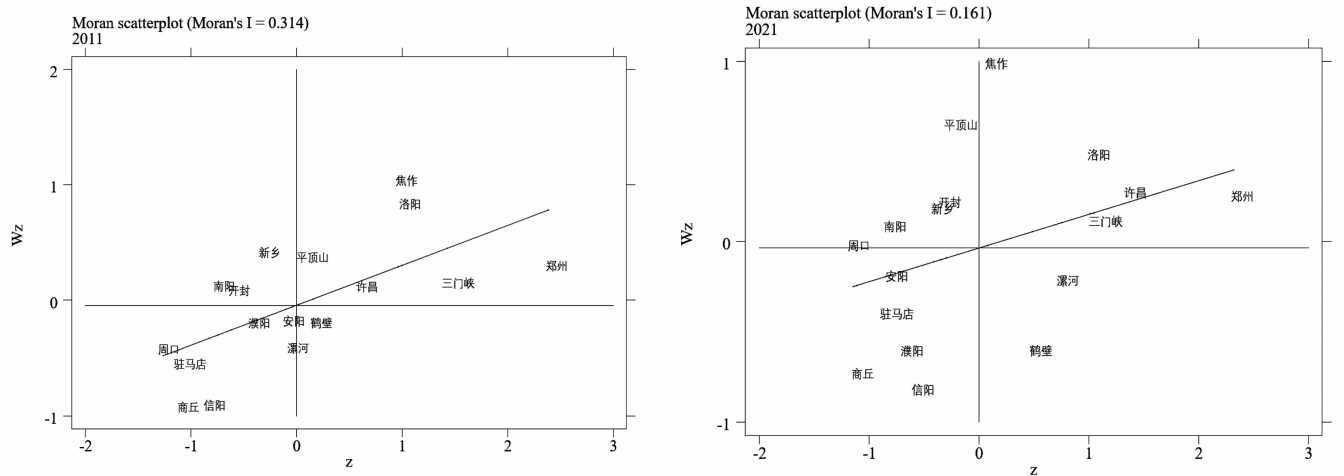


图 2 2011 年、2021 年河南省 17 个省辖市人均 GDP 莫兰散点图

表 2 河南省 17 个省辖市人均 GDP 空间自相关模式

象限	空间相关模式	2011 年	2021 年
第一象限	HH	郑州、焦作、洛阳、平顶山、许昌、三门峡	郑州、焦作、洛阳、许昌、三门峡
第二象限	LH	新乡、南阳、开封	平顶山、新乡、南阳、开封、周口
第三象限	LL	安阳、濮阳、周口、驻马店、商丘、信阳	安阳、濮阳、驻马店、商丘、信阳
第四象限	HL	漯河、鹤壁	漯河、鹤壁

分析图 2、表 2 可知,河南省大部分省辖市分布在第一象限和第三象限,只有 5 个省辖市分布在第二象限和第四象限,进一步证实了河南 17 个省辖市的区域经济发展水平在空间上呈现出显著的正相关性。以 2011 年为例,在第一象限中,郑州都市圈中的郑州、焦作、洛阳、平顶山、许昌五市和豫西转型发展展示范区中的三门峡区域经济发展集聚水平较高,HH 集聚区域主要分布在豫中和豫西;第二象限中,新乡、南阳和开封的经济发展集聚水平不高,与周边区域经济发展相比存在差距,原因可能是新乡和开封与中心城市郑州邻接,而南阳与较为发达的郑州都市圈邻接;第三象限中,安阳、濮阳和周口等 6 个城市的区域经济发展溢出水平不高,这些城市大多集中在豫东和豫南地区;第四象限中,漯河和鹤壁相对于周边城市集聚水平较高,其空间溢出效应不明显,区域经济发展在地理空间上存在异质性。

进一步分析空间相关模式在观察期内的变化。在此期间,周口和平顶山分别从 LL 和 HH 模式变为 LH 模式,其他 15 个城市属性均未发生变化。2021 年河南全局莫兰指数为 0.161,较 2011 年的 0.314 有所下降,

说明河南各地区间的经济空间差异在增大。此外,17 个省辖市在四个象限的分布中基本均匀,各地区所处象限变化不大,这也反映了河南省各地区间的同类集聚特征较稳定,区域经济发展有一定的协调机制。豫东和豫北地区城市的空间相关性弱,溢出效应不强,这对河南省区域经济的协调发展起到负向作用。

四、河南省区域经济空间溢出效应测度分析

对河南空间相关性的定量分析结果验证出河南省区域经济发展具有空间依赖性,因此可采用空间面板计量模型对河南经济发展的溢出效应和各解释变量关系进行进一步分析。

(一)空间计量模型的选择

进行空间计量分析前,先对数据进行普通面板模型进行混合 OLS 回归分析,以判断空间计量模型是否更适用于本研究。

混合 OLS 回归结果见表 3。由表 3 可知模型 F 值为 58.334,p 值为 0.000,通过了 1%水平的显著性检验,说明模型总体上显著。模型的拟合优度为 0.617,说明模型拟合效果欠佳,因此未考虑各经济变量间空间相关性的 OLS 回归模型估计结果不准确。

表 3 基准回归结果

Ingdpp	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]
Inemp	-0.036	0.059	-0.62	0.537	-0.153	0.08
S	0.048	0.005	10.54	0	0.039	0.057
I	0.004	0.001	3.90	0	0.002	0.006
gov	0.01	0.005	1.83	0.069	-0.001	0.02
InH	-0.029	0.065	-0.45	0.655	-0.157	0.099
Constant	6.656	0.949	7.01	0	4.783	8.53
R-squared	0.617		Number of obs		187	
F-test	58.334		Prob > F		0.000	

接下来,对面板模型进行 LM 检验、LR 检验和豪斯曼检验,以选择合适的空间计量模型。LM 检验可以对空间滞后模型(SAR)与空间误差模型(SEM)的适用性进行判断,检验结果见表 4。

表 4 LM 检验结果

Test	Statistic	df	p-value
Spatial error			
Moran's I	1.908	1	0.056
Lagrange multiplier	40.244	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	40.328	1	0.000
Spatial lag			
Lagrange multiplier	0.000	1	0.984
Robust Lagrange multiplier	0.084	1	0.772

LM-error 的 p 值为 0.000,小于 0.01,通过了 1% 显著性检验;LM-lag 的 p 值 0.984,未通过显著性检验,则更倾向于选择 SEM 模型。Robust-LM-error 的 p 值为 0.000,通过了 1% 的显著性检验;Robust-LM-lag 的 P 值为 0.772,大于 0.1,未通过显著性检验。上述稳健的 LM 检验结果与 LM 检验的结果一致,所以优先选择 SEM 模型。

空间面板模型分为固定效应模型和随机效应模型,使用豪斯曼检验(Hausman)判断空间杜宾模型是使用固定效应模型还是随机效应模型。检验结果显示,Hausman 统计量为 -35.53。根据连玉君和王闻达等(2014)的研究,豪斯曼检验结果显示为负值可以视为拒绝原假设的信号,即应采用固定效应模型^[5]。此外,张悦(2020)指出空间经济学通常采用一个特定时空相关的区域作为研究区域,所以固定效应模型更合适^[16]。欧阳友和汪发元(2023)也指出随机效应模型会忽略中国地区经济差异和时期影响,固定效应模型更符合

中国实情^[7]。基于此,本文选取固定效应模型进行分析。

Lesage 和 Kelley(2009)指出,即使根据 LM 检验结果显示支持 SAR 或 SEM 模型,仍需进行 Wald 检验或 LR 检验,以此考虑 SDM 模型的适用性^[18]。故本文建立 SDM 模型并对其进行 LR 检验,看 SDM 模型是否会退化为 SEM 模型。检验结果见表 5,LR 检验 p 值为 0.000,通过 1% 显著性水平检验,即 SDM 模型不会退化成 SEM 模型。综上,本文采用 SDM 模型分析河南省区域经济空间溢出效应。

表 5 LR 检验结果

检验类型	检验结果
Likelihood-ratio test	LR chi2(5) = 46.66
(Assumption:sar nested in sdm)	Prob > chi2= 0.000

(二)空间溢出效应计量分析

固定效应模型分为空间固定效应、时间固定效应和时空双固定效应三种。表 6 显示了三种固定效应模型回归结果,从显著性情况看,空间固定效应模型、时间固定效应模型和时空双固定效应模型均有 5 个解释变量通过显著性检验,空间固定效应模型有 4 个解释变量通过 1% 水平的显著性检验,而时间固定效应模型和时空双固定效应模型分别只有 3 个和 2 个解释变量通过 1% 水平的显著性检验;从模型的拟合优度看,空间固定效应模型的拟合优度为 0.662,与拟合优度值最高的时间固定效应相比,其值仅差 0.01;从最大似然值看,空间固定效应模型的 Log-likelihood 值为 190.6003,相比于时间固定效应模型 Log-likelihood 值相差较大,差值为 133.8844,而与 Log-likelihood 最高的时空双固定效应模型差值为 29.3515,相差较小。综上,本文选择固定效应中的空间杜宾模型对河南区域经济的空间溢出效应进行空间计量分析。

表 6 三种固定效应的空间杜宾模型回归结果

变量	空间固定效应	时间固定效应	时空双固定效应
Main			
Inemp	0.00972 (0.0345)	0.164*** (0.0587)	-0.0399 (0.0334)
S	0.00816 (0.00585)	0.0290*** (0.00578)	0.0103* (0.0053)
I	0.000131 (0.00038)	0.000845 (0.00078)	-0.000211 (0.00035)
gov	-0.0119*** (0.0040)	-0.0133* (0.00685)	-0.0111*** (0.00363)
lnH	-0.0175 (0.0512)	-0.0974 (0.0711)	-0.0625 (0.0509)
W _x			
Wlnemp	-0.134** (0.0647)	-0.0226 (0.150)	-0.326*** (0.0926)
WS	0.0426*** (0.0087)	0.0286** (0.0114)	0.0260** (0.0109)
WI	-0.000707 (0.0011)	-0.00385 (0.00260)	-0.00231** (0.00115)
Wgov	0.0200*** (0.00442)	0.00341 (0.0151)	0.00986 (0.00747)
WlnH	0.263*** (0.100)	0.514*** (0.165)	-0.0203 (0.126)
Spatial			
rho	0.492*** (0.0655)	-0.0301 (0.104)	0.0301 (0.0966)
Variance			
sigma ² _e	0.00710*** (0.00075)	0.0319*** (0.00330)	0.00557*** (0.00058)
Log-likelihood	190.6003	56.7159	219.9518
R ²	0.662	0.672	0.350

注：*、**、*** 分别表示通过了 10%、5%、1%显著性水平检验。

由表 6 可知,空间固定效应的空间杜宾模型自相关系数 rho 值为 0.492,且通过了 1%水平的显著性检验,说明河南 17 个省辖市的区域经济发展呈现出显著的空间正相关性,有明显的空间集聚特征。进一步分析该模型对各解释变量的溢出效应。本区域城镇单位从业人员的增加对周边区域经济增长有负向的溢出效应,即本区域城镇单位从业人员每增加 1%,平均会使周边区域经济下降 0.134%;产业结构、财政支出水平和人力资本投入均通过了 1%水平的检验,且系数为正,即上述指标的提高对周边区域的经济增长有

显著的正向促进作用;固定资产投资比重的系数未通过显著性检验,因此不对其进行分析。

但是,直接采用表 6 中空间固定效应模型的回归系数解释各变量的经济意义会存在一定偏差,因此借鉴 Lesage 和 Pace(2009)提出的偏微分方法^[19],将 SDM 模型中解释变量的空间效应分为直接效应、间接效应(空间溢出效应)和总效应。直接效应表示一个区域解释变量对本区域被解释变量产生的影响;间接效应表示一个区域解释变量对周边区域被解释变量产生的影响;总效应表示一个区域解释变量对河南其他所有

区域产生的整体影响,数值上等于直接效应和间接效应之和。分解结果见表7。

表7 空间固定效应SDM模型效应分解结果

解释变量	直接效应	间接效应	总效应
logemp	-0.0099 (0.79)	-0.238* (0.06)	-0.2380* (0.08)
S	0.0155*** (0.00)	0.0839*** (0.00)	0.0994*** (0.00)
I	0.0001 (0.90)	-0.0012 (0.54)	-0.0012 (0.61)
gov	-0.0097*** (0.01)	0.0259*** (0.00)	0.0163*** (0.00)
logH	0.0240 (0.67)	0.4685*** (0.01)	0.4925** (0.02)

注:*,**、*** 分别表示通过了10%、5%、1%显著性水平检验。

(三)经济协调发展因素分析及其空间溢出效应分析

经对图2、表2的分析可知,在研究期内河南省区域经济发展空间正向自相关性整体变小,空间差异增大。因此,基于表7的回归结果,进一步探讨河南区域经济发展的空间影响因子及其溢出效应的作用。

城镇单位从业人员间接效应和直接效应系数为负值,即本地区城镇单位就业增多对周围城市经济增长呈负向影响,且对河南区域及整体经济发展有抑制作用。负的溢出效应表明各地区从业人员在城市间流动这一因素存在“虹吸效应”,不利于带动和辐射邻近城市的经济增长。

产业结构对区域经济增长影响的系数均为正,都在1%水平上显著,且间接效应大于直接效应。从这一结果看,河南各地区产业结构优化和产业扩散可以有效发挥其经济驱动效应和经济外部效应,也说明第二、三产业比重的提高在促进区域经济发展、实现资源合理化配置和优化区域经济布局上体现出重要意义。

固定资产投资的三种效应均呈现不显著的结果,且回归系数值也较低,所以不能判断固定资产投资水平对河南省区域经济发展的影响及空间溢出效应。一方面原因可能是固定资产投资占GDP比重对经济增长的影响是非线性的,另一方面原因可能是河南省区域间固定资产投资不平衡,影响了固定资产投资对经济增长的贡献。

财政支出水平的直接效应对经济增长的直接影响是负向的,表明单纯提高财政支出水平对本区域经济发展有一定抑制作用,而其间接效应和总效应对经济增长的影响是正向的,说明河南各地区财政支出增加是提高河南区域经济增长和充分发挥其扩散效应的有效手段。三种效应均在1%水平上显著,反映出财政支出水平这一影响因素是河南省在协调各地区经济发展时的重要参考。

人力资本投入的间接效应在这几个影响因素中的影响程度最大,为0.4685,且通过了1%水平的显著性检验,但其直接效应未通过显著性检验。可能是地区学校对邻近地区的正向知识溢出效应,为邻近地区提供了强有力的人才支撑^[20]。此外,人力资本投入的总效应有较显著的正向影响作用,

五、结论与建议

(一)主要结论

本文采用河南省17个省辖市作为样本,结合空间杜宾模型,实证分析了河南省17个省辖市2011—2021年间的空间关联度和区域经济增长的溢出效应,并得出如下结论:

1. 河南省区域经济发展呈显著的空间正向自相关,地区经济增长可以带动相邻区域经济增长,存在较强的空间溢出效应,但空间自相关性整体呈下降态势,各城市经济发展不平衡,区域差异可能扩大。

2. 河南省区域经济呈现局部聚集现象。郑州都市圈的大部分城市和豫西城市的集聚水平较高;豫东、豫南城市大多呈现较低的正相关集聚效应;漯河和豫北地区的鹤壁空间溢出效应不明显,并呈现出空间异质性。

3. 影响河南省区域经济发展的各因子中,产业结构、财政支出水平和人力资本投入是显著促进河南省及17个省辖市邻近地区经济增长和区域协调发展的主要影响因子,只有人力资本投入对本地区的影响不显著;城镇单位从业人员的增加对整体和邻近区域有一定程度的抑制作用,不利于河南区域经济增长和协调发展。

(二)对策建议

按照党中央决策部署,要把区域高质量协调发展作为新时代中国区域经济发展的主导方向,持续完善区域协调发展长效机制,推进中国式现代化建设。在河南省区域协调发展步伐不断加快的背景下,本文从

协调发展视角提出以下建议:

1. 优化产业结构,合理规划产业空间布局。各地要突出优势产业,强化比较优势,推动制造业迈向中高端,同时培育服务业成为区域经济新增长点,提高区域产业竞争力以带动周边区域产业发展。经济欠发达地区要制定合理的产业政策,因地制宜承接郑州都市圈的产业转移。

2. 合理发挥“看得见的手”的作用,增加对豫南高效生态发展示范区、豫东承接产业转移示范区的财政支出,缩小其与郑州都市圈和豫西北地区的经济发展差距。根据缪尔达尔提出的二元经济结构理论,政府间的区际协同合作政策可以利用财政支出的手段,刺激发达地区资源要素扩散至欠发达地区,即有干预地形成涓滴效应,削弱发达地区对落后地区极化效应的影响,以增大溢出效应,带动邻近区域经济的发展。

3. 人力资本的流动会带动知识的溢出,存在正向溢出效应。河南各地初、中级教育人力资本的提升效果及溢出效应显著,能有效满足河南区域经济发展需求,但存在劳动力人才流失严重、过度聚集在发达地区的问题。要增大教育支出,建立有效的政策、制度刺激劳动力从经济发达地区回流落后地区,同时充分发挥人才的辐射效应,使人才流动和开发达到最优。◆

参考文献:

- [1]李晓飞,赵黎晨,候璠,等.空间知识溢出与区域经济增长:基于SDM及GWR模型的实证分析[J].软科学,2018,32(4):16-19.
- [2]ZHAO S,PENG D,WEN H,et al.Nonlinear and spatial spillover effects of the digital economy on green total factor energy efficiency:evidence from 281 cities in China[J].Environmental science and pollution research international,2022:1-21.
- [3]段媛媛,严惠云,张毅.四川省城市收缩影响因素及空间溢出效应研究[J].合作经济与科技,2023(1):11-13.
- [4]唐一帆.泛长江三角洲经济圈城市间经济增长溢出效应研究[D].上海:上海社会科学院,2013.
- [5]张学波,陈思宇,廖聪,等.京津冀地区经济发展的空间溢出效应[J].地理研究,2016,35(9):1753-1766.
- [6]FENG L,LI G D.Aglomeration and Spatial Spillover Effects of Regional Economic Growth in China [J].

Sustainability,2018,10(12):4695.

- [7]MORAN P.Notes on continuous stochastic phenomena[J].Biometrika,1950,37(1/2):17-23.
- [8]李翔,邓峰.中国产业结构优化对经济增长的实证分析[J].工业技术经济,2017,36(2):3-9.
- [9]徐朝阳,林毅夫.发展战略与经济增长[J].中国社会科学,2010(3):94-108.
- [10]殷李松,贾敬全.长江经济带科技创新对经济增长的空间溢出效应检验[J].统计与决策,2019,35(16):138-142.
- [11]周腰华,王振华,张广胜.中国县域经济增长的影响因素及其空间溢出效应分析[J].云南财经大学学报,2017,33(1):35-47.
- [12]方超,罗英姿.教育人力资本及其溢出效应对中国经济增长的影响研究:基于Lucas模型的空间计量分析[J].教育与经济,2016(4):21-29.
- [13]李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新生产的空间计量分析:基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010(7):43-55.
- [14]赵磊,方成,吴向明.旅游发展、空间溢出与经济增长:来自中国的经验证据[J].旅游学刊,2014,29(5):16-30.
- [15]连玉君,王闻达,叶汝财.Hausman 检验统计量有效性的 Monte Carlo 模拟分析[J].数理统计与管理,2014,33(5):830-841.
- [16]张悦.中国与“一带一路”国家区域经济增长的空间溢出效应研究[D].上海:上海财经大学,2020.
- [17]欧阳友,汪发元.绿色技术创新、能源发展对实体经济发展的影响:基于长江经济带 2005—2020 年数据的实证分析[J].统计理论与实践,2023(1):12-17.
- [18]LESAGE J,KELLEY P.Introduction to Spatial Econometrics Motivating and Interpreting Spatial Econometric Models[J].R.Statistics: A Series of Textbooks and Monographs,2009(10):25-43.
- [19]LESAGE J P,PACE R K.Introduction to Spatial Econometrics [M].Florida: CRC Press, Taylor&Francis Group,2009:20-32.
- [20]叶静怡,林佳,姜蕴璐.知识溢出、距离与创新:基于长三角城市群的实证分析[J].世界经济文汇,2016(3):21-41.

旅游产业—城镇化—生态环境系统耦合协调的时空演化分析

戴洛特¹ 李宗明²

(1.温州职业技术学院 数字经贸学院,浙江 温州 325000;2.西北大学 经济管理学院,陕西 西安 623002)

摘要:为促进黄河流域综合发展,基于2014—2020年黄河流域九省(区)的数据构建了旅游产业—城镇化—生态环境复合指标体系,并利用层次分析法、熵值赋权及耦合协调度模型分析了复合体系的耦合协调关系。研究表明,九省(区)的城镇化、生态环境和旅游产业的发展水平较低,但在整体上呈稳定上升的趋势;城市化、生态环境与旅游产业的协调程度也较低,不过始终呈上升趋势,且形势越来越好;耦合度大致呈南高北低的空间格局,制约耦合协调发展的主导因素具有空间一致性。

关键词:城镇化;旅游产业;生态环境;黄河流域

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0019-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.06.003

一、引言

旅游业是伴随我国经济发展出现的战略性产业,但城镇化和旅游业的发展也带来了环境污染、人口拥挤等一系列问题,这些问题会影响当地城镇化和旅游业的发展。黄河流域是我国著名的生态屏障,也是极为重要的经济地带,受益于流域内得天独厚的自然资源、厚重的文化底蕴和优秀的产业基础,黄河流域旅游产业得到了较好发展。然而,由于黄河流域不同行政区管辖的缘故,黄河流域的生态环境在资源环境治理中形成了“纵向分级、横向分散”的特征,导致了区域内的旅游要素流动性不强、资源转换率不高、能源发展不协调等问题^[1-6]。因此,如何在黄河流域生态环境承载的范围内带动区域内旅游业的发展,推动城镇化进程,实现城镇化、生态环境、旅游产业的联动发展,对实现黄河流域的可持续发展具有重要作用。

目前,关于旅游产业、城镇化和生态环境关系的研究较广泛,主要涉及其中两者之间相互关系、作用机制和影响因素等方面,但通过建立评价体系探讨三者之间的演变特征、联动关系和影响因素的研究较少。

并且,这方面的研究存在以下不足:一是目前的研究主要针对沿海等发达地区,对黄河流域这种自然生态环境较脆弱地区的研究比较匮乏;二是目前的研究缺少合理的评价模式,且评价指标的选取有待商榷^[7-12]。因此,本文以2014—2020年黄河流域九省(区)的旅游产业、城镇化及生态环境之间的联动关系为研究对象,利用耦合协调度模型对其发展状况进行研究,并根据结果提出相应对策,为黄河流域旅游产业、城镇化、生态环境的可持续发展关系的建立提供支持。

二、黄河流域九省(区)介绍及数据来源

(一)研究区域介绍

黄河干流全长5464千米,是我国第二大长河,是中华民族的发祥地,流经青海、四川、甘肃、宁夏、内蒙古、陕西、山西、河南和山东9省(区),最终在山东东营注入渤海。作为我国最为重要的经济带之一,黄河流域人口占我国总人口的24%,经济总量占全国的26%。随着经济的快速发展,黄河流域水土流失和生态环境破坏等问题越来越影响其健康发展^[13-16]。因此,利用科学的定量方法探究黄河流域九省(区)之间旅游产业—

作者简介:戴洛特(1987—),男,浙江温州人,博士,讲师,研究方向为数字经济、计量经济;李宗明(1983—),男,陕西汉中,博士,副教授,研究方向为数字经济、旅游经济和经济高质量发展。

城镇化－生态环境的耦合协调关系,对促进黄河流域经济发展和生态环境保护具有重要意义。

(二)数据来源

考虑到本文研究的三个对象存在复杂关系,因此选取多个指标对黄河流域进行综合评价。选取 2014—2020 年《中国统计年鉴》和九省(区)《统计年鉴》中

GDP、人口比重等指标数据,《水资源公报》和九省(区)《统计年鉴》中污水排放量、污水处理率等水资源指标,《中国统计年鉴》《中国旅游统计年鉴》中的城镇化、生态环境以及旅游产业的发展数据,进行旅游产业－城镇化－生态环境之间耦合协调关系的研究^[17-21]。

表 1 指标体系

目标层	准则层	指标层	单位	修正权重	指标属性
城镇化	人口城镇化	城镇人口比重	%	0.1325	+
		城镇单位就业人数	万人	0.057	+
	经济城镇化	人均 GDP	元	0.175	+
		第二产业占 GDP 比重	%	0.042	-
		第三产业占 GDP 比重	%	0.085	+
		人均消费额	元	0.032	+
	社会城镇化	城镇居民人均可支配收入	元	0.125	+
		每千人卫生技术人员数	人	0.028	+
		每万人拥有公共交通工具	标台	0.025	+
		每十万人在校大学生数	人	0.042	+
		人均道路面积	m ²	0.025	+
	空间城镇化	建城区面积	km ²	0.032	+
		城市人口密度	人/m ²	0.097	-
		建成区绿化覆盖率	%	0.092	+
生态环境	生态环境压力	COD 排放量	10 ⁷ kg	0.059	-
		二氧化硫排放量	10 ⁷ kg	0.059	-
		工业固体废弃物生产量	10 ⁷ kg	0.072	-
	生态环境保护	生活垃圾清运量	10 ⁷ kg	0.057	+
		工业固体废弃物综合利用量	10 ⁷ kg	0.082	+
		城市生活垃圾无害化处理率	%	0.098	+
		城市污水日处理能力	10 ⁴ m ³	0.087	+
	生态环境禀赋	人均公共绿地面积	m ²	0.105	+
		自然保护区面积	10 ⁴ hm ²	0.054	+
		保护区占辖区面积比重	%	0.125	+
		城市园林绿地面积	hm ²	0.097	+
		公园面积	hm ²	0.098	+
旅游产业	旅游市场	国内旅游收入	亿元	0.032	+
		外汇收入	百万美元	0.035	+
		国内游客	万人次	0.107	+
		入境游客	万人次	0.079	+
	旅游服务	星级饭店数	家	0.062	+
		A 级景区数	家	0.174	+
		旅行社数	家	0.035	+
		游客周转量	亿人公里	0.097	+
	就业效应	限额以上住宿从业人员	人	0.082	+
		限额以上餐饮从业人员	人	0.098	+

注: + 为正向指标, - 为负向指标。

(三)研究方法

1. 层次分析法

首先利用 Yaahp 6.0 软件对体系进行分析。研究过程中先得到权重 Z_i ,在此基础上检验,对权重进行确认,如果 $C_R < 0.1$,则研究对象的选取较为合理。

2. 熵值赋权法

(1) 标准化处理

研究目标旅游产业-城镇化-生态环境之间耦合协调关系的序参量为 $U_i (i=1,2,\dots,m)$, U_{ij} 代表第 i 个序参量的第 j 个指标,用于分析研究目标,并在此基础上采用极差标准化对研究对象的原始数据进行处理。

$$X'_{ij} = c + U_{ij} \times d$$

$$c = \sum_{i=1}^m X_{ij} / \sqrt{\sum_{i=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_{ij})^2}$$

$$d = 1 / \sqrt{\sum_{i=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_{ij})^2}$$

其中, $X'_{ij} \in [0, 1]$ 。

(2) 确定权重

利用熵值赋权法对研究目标进行分析,该方法是通过各指标数据获得最优权重,不仅能够反映指标信息的价值,也能避免偏差。熵值赋权法研究的步骤如下:

$$h_j = -k \sum_{i=1}^m (P_{ij} \ln P_{ij})$$

$$k = \frac{1}{\ln \ln m}$$

$$P_{ij} = \frac{X'_{ij}}{\sum_{i=1}^m X'_{ij}}$$

其中, h_j 为第 j 个指标的熵值。

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

$$g_j = 1 - h_j$$

其中, $j=1,2,\dots,n, R_j \in (0, 1)$

(3) 权重修正

通过差异系数对 Z 值进行修正:

$$w_i^* = Z_i + \lambda R_i$$

其中, λ 为修正系数,且 $\lambda \in [0, 1]$ 。在本研究中,当 $\lambda=0.1$ 时,得到最终权重为:

$$w_i = \frac{w_i^*}{\sum_{i=1}^n w_i^*}$$

3. 评价模型

按照线性加权法对研究系统之间的强影响作用进

行分析:

$$U_i = \sum_{j=1}^m w_{ij} U_{ij}, \sum_{j=1}^m w_{ij} = 1,$$

其中, U 为发展指数, w 为指标权重。 U 值越大,代表发展水平越高。

4. 协调度模型

本文在以往研究的基础上提出以下模型:

$$C = \frac{3(U_1 \times U_2 \times U_3)^{\frac{1}{3}}}{U_1 + U_2 + U_3}$$

C 的取值在 0 到 1 之间,并且 C 值越大,表明研究对象的相互作用越强。

此外,通过建立研究对象的综合评价指标 T ,对研究对象之间的协调发展情况进行贴合实际的反映:

$$D = \sqrt{C \times T}$$

$$T = \alpha U_1 + \beta U_2 + \delta U_3$$

其中, D 为研究对象的耦合协调度, T 为评价指数。利用层次分析法对上述公式中的参数 α, β, δ 进行确定并修正,最终得到 $\alpha=0.372, \beta=0.436, \delta=0.198$ 。

根据上述模型可以得到: U_1 值最小时,研究对象属于城镇化滞后型。

表 2 耦合协调度等级划分标准

D	协调等级	耦合发展阶段
[0,0.1)	极度失调	低水平耦合协调阶段
[0.1,0.2)	严重失调	低水平耦合协调阶段
[0.2,0.3)	中度失调	低水平耦合协调阶段
[0.3,0.4)	轻度失调	颤颤阶段
[0.4,0.5)	濒临失调	颤颤阶段
[0.5,0.6)	勉强失调	磨合阶段
[0.6,0.7)	初级协调	磨合阶段
[0.7,0.8)	中级协调	磨合阶段
[0.8,0.9)	良好协调	高水平耦合阶段
[0.9,1]	优质协调	高水平耦合阶段

三、结果与分析

(一) 研究对象的时空差异

1. 子系统的时序特征

基于上述指标体系,黄河流域九省(区)十年间的 U_1, U_2, U_3 和 T 值的计算结果如图 1 所示。可以看出, U_1 优于 U_2, U_3 , 且 U_2 的波动最大,表明研究系统中城镇化的水平略低于其他评价方面。

对城镇化发展水平而言,黄河流域九省(区)总体呈快速上升趋势。2020 年与 2014 年相比,陕西、宁夏、内蒙古和甘肃等省(区)增长幅度较大,这主要与川渝、

关中都市圈的辐射带动密切相关。受益于黄河流域生活环境的改善,沿黄九省(区)的城镇化都取得了良好发展。生态环境方面,除青海呈现负增长之外,黄河流域其他省(区)都呈现正增长趋势。这种现象出现的主要原因是随着生态文明建设等的推行及实施,地区生物多样性的发展得以提升,进而提高了生态环境的韧性,但青海由于受到自然和人为破坏较多,导致当地的生态环境相对脆弱。

旅游产业发展方面,大部分沿黄省(区)都呈现较为稳定的增长趋势,河南和甘肃的发展则呈现先增加后降低的趋势。随着经济发展进入新常态,旅游业成为战略性产业之一,黄河流域九省(区)具有得天独厚的自然环境,在发展中充分开发旅游资源,使流域旅游市场的影响逐渐显现。

2. 子系统的空间特征

从图 1(a)可以看出,各地 U_1 的发展水平并不均衡,存在一定的空间差异。黄河流域九省(区) U_1 在空间

区域内发展水平从高到低依次为宁夏、陕西、青海、甘肃、山东、山西、河南、内蒙古、四川;增长幅度从高到低依次为宁夏、陕西、内蒙古、甘肃、四川、山西、山东、青海、河南。 U_2 在空间区域内发展水平从高到低依次为甘肃、四川、青海、河南、陕西、宁夏、山东、内蒙古、山西;增长幅度从高到低依次为内蒙古、四川、宁夏、陕西、山东、河南、青海、甘肃、山西。 U_3 在空间区域内发展水平从高到低依次为陕西、青海、内蒙古、甘肃、四川、山西、宁夏、河南、山东;增长幅度从高到低依次为宁夏、陕西、甘肃、四川、青海、内蒙古、山东、山西、河南。 T 在空间区域内发展水平从高到低依次为陕西、青海、甘肃、宁夏、河南、四川、山东、内蒙古、山西;增长幅度从高到低依次为内蒙古、宁夏、陕西、四川、青海、甘肃、山东、河南、山西。从空间特征看,黄河流域九省(区)的发展整体上呈现南高北低的发展趋势,旅游产业的发展与城镇化的发展具有一致性。可以看出,流域的综合发展水平是各子系统之间相互作用的结果。

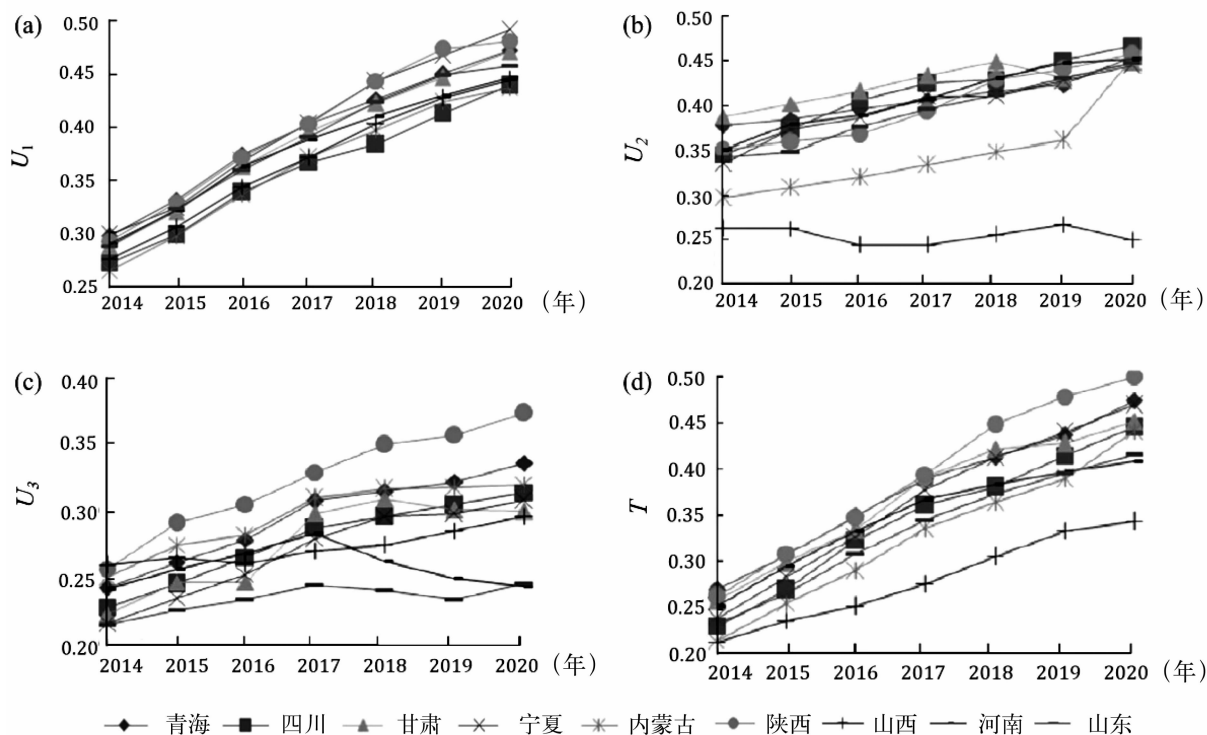


图 1 黄河流域九省(区)的城镇化(a)、生态环境(b)、旅游产业(c)系数评价指数及综合评价指数(d)

(二) 研究目标 C 的时空差异

1. C 的时序特征

由表 3 可以看出,黄河流域九省(区)的 C 值均在 0.9 以上,表明各省(区)均具有良好的发展水平,且黄河流域各地区之间的关联性较强。同时,陕西、内蒙古、青海、四川的发展较为平稳,其他区域均有不小的

波动。

由表 4 可以看出,黄河流域九省(区)的 D 值较低,但整体呈现平稳缓慢的上升趋势,逐渐呈现出良好的发展势头。与 2014 年相比,2020 年上升幅度较大的有内蒙古、山西、宁夏、陕西、四川,其他地区的上升幅度较慢,表明在黄河流域九省(区)的发展中,南部

表 3 研究目标 C 的时序特征

年份	青海	四川	甘肃	宁夏	内蒙古	陕西	山西	河南	山东
2014	0.958	0.952	0.940	0.935	0.976	0.971	0.980	0.961	0.935
2015	0.965	0.960	0.955	0.946	0.982	0.982	0.976	0.964	0.938
2016	0.967	0.966	0.945	0.951	0.978	0.980	0.963	0.963	0.936
2017	0.975	0.972	0.973	0.961	0.981	0.983	0.961	0.966	0.938
2018	0.974	0.973	0.972	0.962	0.979	0.982	0.954	0.947	0.925
2019	0.972	0.972	0.963	0.957	0.974	0.979	0.954	0.931	0.910
2020	0.973	0.971	0.958	0.957	0.974	0.982	0.952	0.921	0.920

表 4 研究目标 D 的时序特征

年份	青海	四川	甘肃	宁夏	内蒙古	陕西	山西	河南	山东
2014	0.487	0.470	0.478	0.469	0.469	0.488	0.469	0.481	0.467
2015	0.504	0.488	0.498	0.489	0.487	0.509	0.479	0.498	0.481
2016	0.520	0.510	0.509	0.508	0.501	0.523	0.481	0.513	0.496
2017	0.537	0.526	0.537	0.529	0.519	0.541	0.491	0.527	0.510
2018	0.545	0.533	0.548	0.542	0.529	0.560	0.500	0.527	0.517
2019	0.553	0.545	0.547	0.550	0.537	0.569	0.511	0.527	0.521
2020	0.566	0.556	0.554	0.560	0.555	0.578	0.514	0.529	0.531

地区的 D 值优于北部地区。

2. 耦合协调度的空间分异

通过耦合协调度的空间分异结果可以看出,研究目标 D 值从高到低依次为陕西、青海、甘肃、宁夏、四川、河南、内蒙古、山东、山西,在整体上呈现出南高北低的发展趋势。并且,黄河流域西南地区的耦合协调等级基本处于勉强失调阶段,仅山西处于濒临失调阶段,这主要是由于西南地区的城镇化和生态环境的发

展水平相对较高,导致发展系数的不均衡。此外,在黄河流域九省(区)的发展过程中,子系统的旅游产业发展水平较低,制约了黄河流域九省(区)的发展,并限制了区域综合协调发展。这主要是因为,在发展过程中,旅游产业的发展仍然不足,且未对地区自然资源充分合理利用。所以,为了促进黄河流域九省(区)综合系数的发展,应推动旅游资源开发,在促进旅游产业发展的同时带动区域协调发展。

表 5 研究目标耦合协调度的均值比较

区域	U1	U2	U3	T	C	D	耦合协调等级	耦合发展阶段
青海	0.354	0.283	0.196	0.291	0.969	0.530	勉强失调	磨合阶段
四川	0.327	0.285	0.178	0.279	0.967	0.518	勉强失调	磨合阶段
甘肃	0.349	0.289	0.176	0.288	0.958	0.524	勉强失调	磨合阶段
宁夏	0.359	0.279	0.170	0.286	0.953	0.521	勉强失调	磨合阶段
内蒙古	0.329	0.258	0.197	0.271	0.978	0.514	勉强失调	磨合阶段
陕西	0.359	0.280	0.224	0.297	0.980	0.538	勉强失调	磨合阶段
山西	0.334	0.222	0.174	0.252	0.963	0.492	濒临失调	颀颀阶段
河南	0.342	0.283	0.159	0.279	0.950	0.515	勉强失调	磨合阶段
山东	0.347	0.277	0.135	0.273	0.929	0.503	勉强失调	磨合阶段

四、结论

从上述分析可以看出,黄河流域九省(区)旅游产业-城镇化-生态环境的发展在 U1、U2、U3、T 等方面都呈现稳定上升趋势,并且九省(区)的城镇化发展水平平均高于生态环境和旅游产业,且生态环境的发展

均波动较大。经时间和空间层面综合分析,得出九省(区)的发展在整体上呈现出南高北低的分布格局的结论。由此可以看出,在利用黄河流域九省(区)得天独厚自然资源的同时,要推动旅游产业的发展,统筹旅游产业、城镇化建设和生态环境保护协调发展。

由于黄河流域九省(区)存在空间差异,未来发展应加强旅游产业的发展,增强资源的优势互补,并完善相应的配套设施,提升旅游产业的竞争力。在加快城镇化发展的基础上,大力推动旅游产业的发展。另外,城镇化发展所引起的一系列生态问题也不容忽视,尤其是西北一些生态环境薄弱的地区,更应对生态问题给予高度重视。◆

参考文献:

- [1]胡祥福,余陈燚,蒋正云,等.江西省新型城镇化与生态环境耦合协调度及空间分异研究[J].生态经济,2020,36(4):75-81.
- [2]ZHOU P C,LI Y T,YANG Y F,et al.Analysis on the Coordinated Development of Urbanization and Ecological Environment of the City Cluster Along the Middle Reaches of the Yangtze River in China[J].Applied Ecology and Environmental Research,2020,18(6):7881-7900.
- [3]ZHU Y,HE G,ZHANG G,et al.Research on coupling coordination and spatial differentiation of new-type urbanization and ecological environment in Wanjiang demonstration area[J].GeoJournal,2020(2):1-13.
- [4]黄莘绒,管卫华,陈明星,等.长三角城市群城镇化与生态环境质量优化研究[J].地理科学,2021,41(1):64-73.
- [5]CAI J,LI X,LIU L,et al.Coupling and coordinated development of new urbanization and agro-ecological environment in China[J].Science of The Total Environment,2021,776(1):145837.
- [6]YANG C,ZENG W,YANG X.Coupling coordination evaluation and sustainable development pattern of geo-ecological environment and urbanization in Chongqing municipality,China[J].Sustainable Cities and Society,2020,61:102271.
- [7]杜霞,孟彦如,方创琳,等.山东半岛城市群城镇化与生态环境耦合协调发展的时空格局[J].生态学报,2020,40(16):99-112.
- [8]XIE X,SUN H,GAO J,et al.Spatiotemporal Differentiation of Coupling and Coordination Relationship of Tourism-Urbanization-Ecological Environment System in China's Major Tourist Cities[J].Sustainability,2021,13(11):1-17.
- [9]张佳田,焦文献,韩宝龙.城镇化与生态系统服务的协调演化特征及空间耦合关系[J].生态学报,2020,40(10):121-132.
- [10]王甫园,王开泳,刘汉初.珠三角城市群生态空间游憩服务供需匹配性评价与成因分析:基于改进的两步移动搜寻法[J].生态学报,2020,40(11):79-90.
- [11]靖学青.城镇化,环境规制与产业结构优化:基于长江经济带面板数据的实证研究[J].湖南师范大学社会科学学报,2020,49(3):119-128.
- [12]任宇飞,方创琳,李广东,等.城镇化与生态环境远程耦合关系研究进展[J].地理学报,2020,75(3):47-52.
- [13]FENG Y,HE S,LI G.Interaction between urbanization and the eco-environment in the Pan-Third Pole region[J].Science of The Total Environment,2021,789(4):148011.
- [14]于澎峰,程钢.河南省城镇化与生态环境协调发展的时空演变分析[J].江苏农业科学,2020,48(8):294-300.
- [15]FENG Y,HE S,LI G.Interaction between urbanization and the eco-environment in the Pan-Third Pole region[J].Science of The Total Environment,2021,789(4):148011.
- [16]李骞国,王录仓,严翠霞,等.基于生境质量的绿洲城镇空间扩展模拟研究:以黑河中游地区为例[J].生态学报,2020,40(9):113-124.
- [17]张佳田,焦文献,韩宝龙.城镇化与生态系统服务的协调演化特征及空间耦合关系[J].生态学报,2020,40(10):121-132.
- [18]杨秀平,张大成,袁朋朋,等.旅游业-生态环境-城镇化系统耦合协调度研究:以宁夏回族自治区为例[J].数学的实践与认识,2020,50(2):37-49.
- [19]CHEN C,SHI L,LU Y,et al.The optimization of urban ecological network planning based on the minimum cumulative resistance model and granularity reverse method:A case study of Haikou,China[J].IEEE Access,2020(99):1-7.
- [20]靖学青.城镇化、环境规制与产业结构优化:基于长江经济带面板数据的实证研究[J].湖南师范大学社会科学学报,2020,49(3):119-128.
- [21]杨清可,段学军,王磊,等.长三角地区城市土地利用与生态环境效应的交互作用机制研究[J].地理科学进展,2021,40(2):220-231.

河南省制造业服务化水平测度

焦青霞 陈雲夏 高静筠 郭 安

(河南财经政法大学 统计与大数据学院, 河南 郑州 450000)

摘要: 河南省制造业服务化水平和质量较低,与全国平均水平差距较大。从服务来源看,制造业服务投入主要依赖区域内服务,但区域内服务化质量低于区域外服务化质量。不同类型制造业服务化的水平 and 质量存在差异,技术密集型制造业服务化水平低于资本密集型、劳动密集型制造业,但是服务化质量较高。与制造业总体类似,三类制造业服务投入都以区域内服务投入为主,且区域外服务化质量都高于区域内服务化质量。

关键词: 制造业服务化;投入产出分析;服务来源异质

中图分类号:F222.1;F223

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0025-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.06.004

一、国内外研究现状

国内外对制造业服务化的研究主要集中在以下两个方面:

(一)制造业服务化的内涵

Vandermerwe 和 Rada 在 1998 年最早提出了制造业服务化的概念,随后学术界对这一概念进行了完善和补充。制造业服务化是制造业与服务业融合发展的一种表现形式,包括投入服务化和产出服务化。投入服务化是指在制造业生产过程中投入服务要素的嵌入程度,而产出服务化是指制造企业的运营方式由单纯的提供物品或服务向提供“物品+服务”转变(White 和 Stoughton 等,1999),随着这种转变,服务环节在制造业价值链中的作用越来越大,是企业性质融合的一种新形态(刘维刚和倪红福,2018)。

(二)制造业服务化水平测度

目前学术界有关制造业服务化水平的主流测算方法是投入产出法,主要用两类指标来测度:一类是采用绝对指标来测度(顾乃华和夏杰长,2010;彭水军和李虹静,2014;刘斌和魏倩等,2016),包括直接消耗和完全消耗两种。另一类采用相对指标来测度(刘继国和赵一婷,2016),包括直接依赖度和完全依赖度。与绝对指标相比,相对指标可以反映出服务投入的相对重要性。

二、研究设计

(一)制造业服务化测算方法

与消耗系数相比,依赖度指标可以反映出服务投入的相对重要性。所以,本文利用直接依赖度系数来测度制造业服务化水平。具体计算如下:

首先计算制造业 j 中间投入中产业 i 占制造业总投入的比例,即:

$$a_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_j} \quad (1)$$

其中, a_{ij} 表示制造业 j 部门生产过程中对 i 部门的直接消耗, x_{ij} 表示 j 部门生产中所消耗 i 部门产品数量, x_j 表示 j 部门的总投入。制造业 j 部门对服务 k 部门的直接消耗可以表示为:

$$a_{kj} = \frac{x_{kj}}{x_j} \quad (2)$$

则制造业 j 对服务 k 的依赖度为:

$$d_{kj} = \frac{a_{kj}}{\sum a_{ij}} \quad (3)$$

考虑服务来源的异质性,将投入产出表中间投入部分剥离为区域内产出和区域外进口两部分,则制造业对这两种不同来源服务的直接消耗分别为:

$$a_{kj}^d = \frac{x_{kj}^d}{x_j} \quad (4)$$

作者简介: 焦青霞(1979—),女,河南新乡人,博士,副教授,研究方向为产业经济和产业结构调整;陈雲夏(1999—),男,河南南阳人,在读硕士,研究方向为应用统计;高静筠(1999—),女,河南南阳人,在读硕士,研究方向为应用统计;郭安(1999—),女,河南南阳人,在读硕士,研究方向为应用统计。

$$a_{kj}^f = \frac{x_{kj}^f}{x_j^f} \quad (5)$$

所以,制造业对区域内服务业和区域外流入服务业的依赖度分别为:

$$d_{kj}^d = \frac{a_{kj}^d}{\sum a_{ij}^d} \quad (6)$$

$$d_{kj}^f = \frac{a_{kj}^f}{\sum a_{ij}^f} \quad (7)$$

(二)行业划分及数据说明

本文重点考察的是制造业生产过程中生产服务要素的投入,所以具体研究之前先对生产服务业、制造业部门的范围和界限进行说明。

首先,为了保证投入产出表部门前后的一致性,本文将2007年投入产出表中邮政业与交通运输及仓储业两部门合并,同2012年、2017年投入产出表中的邮政业及交通运输仓储相对应;将2007和2017年投入产出表中的综合技术服务业与研究和技术发展两部门合并,同2012年投入产出表中科学研究和技术服务相对应。参考以往学者的做法,本文选取与制造业生产密切相关的批发和零售业,交通运输、仓储和邮政业,金融业,信息传输、软件和信息技术服务业,租赁和商务服务业以及科学研究和技术服务作为服务化计算样本。

其次,为了研究不同类型制造业服务化差异,这里按照投入产出部门表Ⅱ级分类对投入产出表中制造业的分类进行了调整。将2007年投入产出表中的工艺品归入造纸印刷及文教用品制造业,文化办公用机械制造业归入通用制造业,然后借鉴张志醒和刘东升(2018)、阳立高和龚世豪等(2018)关于制造业的分类方法,最终把制造业分为三类^①。

三、测算结果

(一)制造业总体服务化水平

1. 整体服务化水平分析

根据公式(3)对河南省制造业服务化水平进行测算,测算结果见表1。由表1可以看出,2007—2017年河南省制造业服务化水平呈先上升后又下降的变化趋势,由2007年的11.25%上升到2012年的12.16%,而后又下降到2017年的11.80%,基本维持在12%左右,十

多年来服务化水平虽有提高,但幅度不大。由此可见,河南省制造业生产投入仍然更多依靠自身服务要素之外的投入,服务要素投入较少。

表1 2007—2017年制造业整体服务化水平(单位:%)

	2007年	2012年	2017年
河南	11.25	12.16	11.80
全国	9.11	12.29	15.14

与全国制造业服务化水平对比看,二者之间存在显著差异。首先在观测期内河南省制造业服务化水平基本在11%—13%之间波动,而全国制造业服务化水平由2007年的9.11%上升到2017年的15.14%,服务化水平提升幅度较大;其次,二者之间的差距不断扩大。

2. 投入服务异质视角下服务化水平分析

考虑到生产投入服务要素的异质性,这里就制造业对六类生产服务业的依赖度进行测算,测算结果见表2。由表2可以看出,2007—2017年制造业生产中投入要素最多的是批发和零售业,其次是交通运输、仓储和邮政业以及金融业,制造业对前两类服务业的消耗主要集中在制造品的销售阶段,而对信息传输、软件和信息技术服务业、租赁和商务服务业、科学研究和技术服务业这些为制造业生产提供技术支持、市场调查的服务消耗较少。从动态看,2007—2017年间金融、租赁和商务服务化水平均大幅提高,金融服务化由2007年的0.55%攀升至2017年的2.39%,租赁和商务服务则由2007年的0.30%提升到2017年1.78%;批发和零售服务化水平则呈先上升后下降的发展态势;交通运输、仓储和邮政,信息传输、软件和信息技术服务,科学研究和技术服务的水平均有不同程度的下降。总体说,制造业生产中传统服务的投入不断降低,而科技含量比较高的新兴服务投入不断增多,制造业服务化质量不断提高。

与全国服务化水平对比看,河南省与全国在制造业服务化结构类型方面存在高度的相似性,主要体现在对批发和零售,交通运输、仓储和邮政这些传统的生产服务业依赖度较高,对信息传输、软件和信息技术服务,科学研究和技术服务等新兴服务业的依赖度较低。二者之间的差异主要表现在对服务业的依赖程

^①劳动密集型制造业包括食品和烟草,纺织品,纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品,木材加工品和家具,造纸印刷和文教用品,非金属矿物制品,金属制品,其他制造产品和废品废料,金属制品、机械和设备修理服务;资本密集型制造业包括石油加工、炼焦和核燃料加品,化学产品,金属冶炼和压延加工品;技术密集型制造业包括通用设备,专用设备,交通运输设备,电气机械和器材,通信设备、计算机和其他电子设备,仪器仪表。

度方面,河南省对信息传输、软件和信息技术服务,租赁和商务服务,科学研究和技术服务这些现代服务业的消耗水平明显低于全国平均水平,而对批发和零售

等传统服务的消耗水平高于全国平均水平;但从动态角度看,河南省制造业服务化质量与全国的差距在不断缩小。

表 2 2007—2017 年制造业对不同服务要素的依赖度(单位:%)

	河南			全国		
	2007 年	2012 年	2017 年	2007 年	2012 年	2017 年
批发和零售	4.95	7.38	5.40	2.58	3.94	5.96
交通运输、仓储和邮政	4.81	3.10	1.81	2.84	3.31	4.00
信息传输、软件和信息技术服务	0.17	0.25	0.08	0.50	0.21	0.50
金融	0.55	0.99	2.39	1.53	2.39	1.88
租赁和商务服务	0.30	0.33	1.78	1.01	1.43	2.18
科学研究和技术服务	0.48	0.10	0.33	0.64	0.99	0.61

3. 服务来源异质视角下制造业服务化水平分析

考虑到服务来源的差异性,对制造业生产中对区域内和区域外服务的依赖度进行计算,以此反映制造业区域内和区域外服务化情况,计算结果见表 3。从测算结果可见,首先无论是总体还是分类别服务化发展,制造业区域外服务化水平均明显低于区域内服务化水平,这说明在制造业服务化发展进程中对区域内服务的依赖程度较高。其次,不论是区域内服务化还是区域外服务化,批发和零售服务化水平都明显高于其他类型服务化水平。最后,在观测期内制造业总体对不同来源服务的依赖度呈不同的变化趋势,制造业对区域内服务的依赖度先下降后上升,2017 年与 2007 年相比,总体来说是下降了;而对区域外流入服务的依赖程度则是先上升后下降,总的来说还是上升了,二者之间的差距在不断变小。从服务的不同类型看,除金融业和租赁商务服务业外,制造业对其他服务业的区域内服务的依赖度不断降低,制造业对区域外流入

服务的依赖度除交通运输、仓储和邮政外都是上升的,制造业对批发和零售,交通运输、仓储和邮政,信息传输、软件和信息技术服务,科学研究和技术服务两种不同来源服务依赖程度之间的差距不断缩小,而对两种来源金融服务依赖的差距不断扩大,租赁商务区域外服务化在 2017 年反超区域内服务化,说明河南省在制造业服务化发展过程中对区域外流入服务的依赖度不断提高。

与全国对比看,无论是河南还是全国制造业对区域内服务的依赖度均高于对区域外服务的依赖度,但河南制造业对区域外服务的依赖度更高。以制造业整体服务化情况为例,2007 年河南省区域外服务化水平约为总服务化水平的 5.02%,而全国约为 4.34%,随后二者之间的差距迅速扩大,河南对区域外服务的依赖度迅速上升,到 2017 年河南区域外服务化水平为总服务化水平的 45.96%,区域外服务化与区域内服务化水平基本持平,而全国区域外服务化占总服务化的比重

表 3 2007—2017 年服务来源异质视角下制造业服务化水平(单位:%)

		河南			全国		
		2007 年	2012 年	2017 年	2007 年	2012 年	2017 年
区域内	制造业服务化	10.71	6.55	8.08	8.73	11.98	14.92
	批发和零售服务化	4.92	2.63	3.61	2.59	3.94	5.96
	交通运输、仓储和邮政服务化	4.48	2.46	1.67	2.75	3.15	3.92
	信息传输、软件和信息技术服务化	0.16	0.22	0.05	0.48	0.21	0.49
	金融服务化	0.44	0.85	1.67	1.52	2.38	1.86
	租赁和商务服务化	0.26	0.31	0.79	0.84	1.32	2.11
	科学研究和技术服务化	0.46	0.09	0.29	0.56	0.99	0.57
区域外	制造业服务化	0.54	5.61	3.72	0.38	0.31	0.22
	批发和零售服务化	0.03	4.76	1.79	0.00	0.00	0.00
	交通运输、仓储和邮政服务化	0.34	0.64	0.13	0.09	0.17	0.08
	信息传输、软件和信息技术服务化	0.01	0.04	0.04	0.02	0.01	0.01
	金融服务化	0.11	0.14	0.72	0.01	0.02	0.02
	租赁和商务服务化	0.04	0.02	0.99	0.17	0.11	0.07
	科学研究和技术服务化	0.02	0.01	0.04	0.08	0.01	0.05

不仅没有提高反而出现下降,下降到 1.47%。说明河南一直在努力利用区域外服务弥补区域内服务对制造业供应的不足。区分服务来源差异后可以看到,河南省服务化水平低于全国并且差距不断扩大的主要原因在于区域内服务领域,总体看,2007年河南省区域内服务化水平比全国高近 2 个百分点,2012 低于全国 5.43 个百分点,2017 年差距再次变大,低于全国 6.84 个百分点。分类别看,信息传输、软件和信息技术、租赁和商务,科学研究和技术服务化水平低于全国平均水平的主要原因也在于区域内服务不足,区域外服务化水平高于全国并不断提高是这三类服务化水平与全国差距不断缩小的主要原因。

(二) 不同类型制造业服务化特征

1. 不同类型制造业总体服务化水平比较分析

按照前文对制造业的分类,并利用前面公式测算三类制造业对服务的直接依赖度以表示其服务化水平,结果见表 4。由计算结果可以看出,2007—2017 年河南省不同类型制造业服务化水平变动趋势存在显著差异。劳动密集型制造业服务化水平基本呈现上升

趋势,由 2007 年的 11.17% 提高到 2017 年的 13.39%;资本密集型制造业服务化水平总体上呈倒 U 形,由 2007 年的 8.58% 快速上升到 2012 年的 13.61%,而后又下降到 2017 年的 11.23%,在观测期内总的来说是上升的;技术密集制造业服务化水平呈直线下降趋势,由 2007 年的 16.45% 快速下降到 2017 年的 9.59%。总的来说,劳动密集型制造业服务化水平最高,资本密集型制造业次之,技术密集制造业服务化水平最低。

在不同制造业类型中,河南与全国服务化水平存在很大不同。首先,在变化趋势上,2007—2017 年全国三种类型制造业服务化水平都呈直线上升趋势,而河南省劳动密集型和资本密集型制造业服务化水平呈波动上升趋势,技术密集制造业服务化水平则是下降的。其次,结构不同,在样本期内,全国三类制造业服务化水平呈现技术密集型服务化水平最高,劳动密集型次之,资本密集型最小的发展态势,河南则是劳动密集型相对领先,资本密集型次之,技术密集型最小。最后,样本期内全国三类制造业服务化结构变动较小,服务化发展领先的类型相对稳定,而河南的结

表 4 2007—2017 年不同类型制造业对服务的直接依赖度(单位:%)

	河南			全国		
	2007 年	2012 年	2017 年	2007 年	2012 年	2017 年
劳动密集型	11.17	11.01	13.39	9.31	13.01	15.91
资本密集型	8.58	13.61	11.23	8.35	9.98	13.58
技术密集型	16.45	12.61	9.59	9.66	13.96	15.61

构变动较大。

2. 投入服务异质视角下不同类型制造业服务化分析

图 1、图 2、图 3 是三种类型制造业生产中对不同类型服务要素的依赖程度。可以看出,三类制造业服务化主要表现为批发和零售服务化与交通运输、仓储和邮政服务化两个方面。在三类制造业生产中投入水平最高的均为批发和零售服务,但变化趋势不同,劳动密集型制造业对批发和零售服务的依赖度逐年递

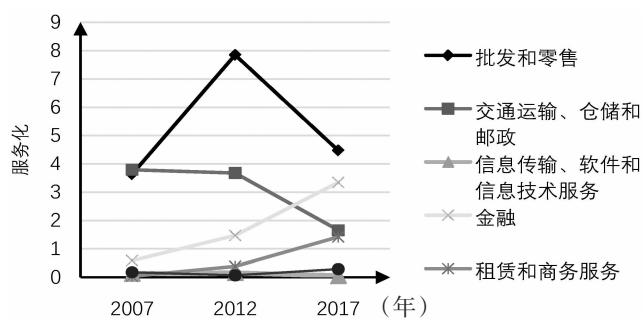


图 2 河南省资本密集型制造业服务化水平

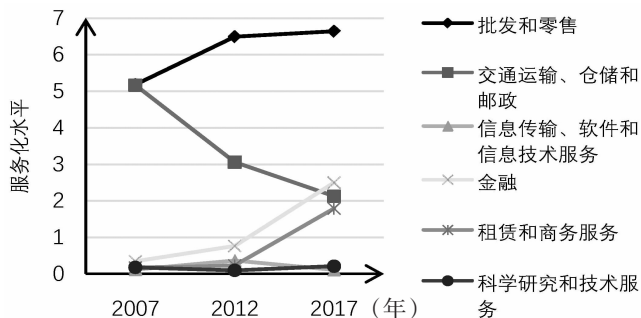


图 1 河南省劳动密集型制造业服务化水平

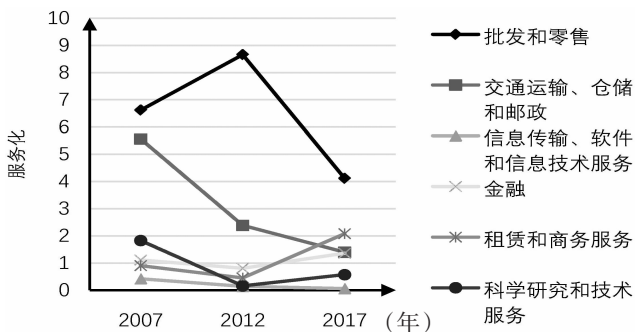


图 3 河南省技术密集型制造业服务化水平

增,而资本密集型制造业和技术密集型制造业对其依赖程度呈倒 U 形;三类制造业对交通运输、仓储和邮政服务的依赖度均呈递减趋势。虽然三种类型制造业主要投入服务要素类似,但由于产业特征的不同,各服务要素投入水平存在一定的差异。劳动密集型和资本密集型制造业生产中投入的金融服务、租赁和商务服务变化趋势相同,都呈上升趋势,随着时间的推移,金融服务在劳动密集型和资本密集型生产中的投入仅次于批发和零售服务,位居第二。金融服务、租赁和商务服务在技术密集型制造业生产中的投入呈 U 形变化,而且租赁和商务服务的增加速度较快,在技术密集型制造业生产投入的服务要素中位居第二。科学研究和技术服务在三类制造业生产投入中变化趋势都呈 U 形,但在投入水平上有差异,技术密集型对其需求最大,劳动密集型对其需求最小。

对比看,河南与全国的差别表现在水平方面,无论是哪一类型制造业服务化,河南省大多数行业的服务化水平都低于全国。值得注意的是,在制造业服务化进程中,河南有些类型的服务化水平在 2017 年已经超过全国平均水平。比如,劳动密集型制造业金融服务

化水平、资本密集型制造业金融服务化水平以及技术密集型制造业租赁和商务服务化水平均高于全国平均水平。

3. 服务来源异质视角下不同类型制造业服务化分析

不同类型制造业区域内和区域外服务化水平计算结果见表 5。从计算的结果可以看出,无论是哪一类型的制造业,区域内服务化的水平均高于区域外服务化水平,各类制造业服务投入仍以区域内服务投入为主。在服务化的进程中,各类制造业对不同来源服务依赖程度呈现出不同的变化趋势。三类制造业对区域内服务依赖程度均呈先下降而后再上升的变化趋势,虽然趋势相同但在量上存在差异,总的来说,十年间劳动密集型和资本密集制造业对区域内服务的依赖程度略微下降,但技术密集型制造业下降幅度较大,由 2007 年的 15.57% 下降到 2017 年的 6.46%,下降了 58.5%。三类制造业对区域外服务的依赖度均呈倒 U 形,总的来说,对区域外服务的依赖程度都大幅提高。区分服务来源后不难发现,2007 年技术密集型制造业对区域外服务的依赖度最高,其次是劳动密集型,资本密集

表 5 不同来源服务投入服务化水平(单位:%)

		河南			全国		
		2007 年	2012 年	2017 年	2007 年	2012 年	2017 年
区域内	劳动密集型	10.68	6.01	9.20	8.97	12.68	15.69
	资本密集型	8.14	7.52	7.77	8.03	9.71	13.41
	技术密集型	15.57	6.36	6.46	9.17	13.63	15.34
区域外	劳动密集型	0.49	5.00	4.19	0.34	0.33	0.21
	资本密集型	0.44	6.08	3.46	0.31	0.27	0.18
	技术密集型	0.87	6.25	3.14	0.48	0.33	0.26

表 6 不同来源、不同类型服务投入服务化水平(单位:%)

行业	来源	劳动密集型		资本密集型		技术密集型	
		河南	中国	河南	中国	河南	中国
批发和零售	区域内	4.44	6.86	2.99	4.26	2.75	6.41
	区域外	2.20	0.00	1.48	0.00	1.36	0.00
交通运输、仓储和邮政	区域内	1.97	4.41	1.53	4.15	1.30	3.19
	区域外	0.16	0.08	0.12	0.07	0.10	0.09
信息传输、软件和信息技术服务	区域内	0.06	0.30	0.03	0.23	0.03	0.93
	区域外	0.05	0.00	0.02	0.00	0.03	0.02
金融	区域内	1.74	1.54	2.33	2.47	0.95	1.70
	区域外	0.75	0.01	1.01	0.02	0.41	0.01
租赁和商务服务	区域内	0.80	2.29	0.63	1.78	0.92	2.21
	区域外	1.00	0.07	0.79	0.06	1.16	0.07
科学研究和技术服务	区域内	0.19	0.30	0.25	0.51	0.50	0.91
	区域外	0.03	0.04	0.04	0.02	0.07	0.07

型最低。2017 年技术密集型制造业、劳动密集型制造业和资本密集型制造业区域外服务化占总服务化的比重分别为 32.7%、31.3%和 30.8%。

对比看,虽然全国三类制造业也是区域内服务投入为主,但在量和变化趋势上不同。全国三类制造业对区域内服务的依赖度不断提高,对区域外服务的依赖度不断下降。三类制造业对区域外服务的依赖度占总服务的比例由 2007 年的 3.65%、3.71%和 4.97%分别下降到 2017 年的 1.32%、1.32%和 1.67%。

考虑到投入服务的异质性,对 2017 年三类制造业对每类生产服务业的直接依存度进行计算,结果见表 6。对三类制造业来说,六类服务的区域内服务化水平都显著高于区域外服务化水平。无论是区域外服务化还是区域内服务化,三类制造业的批发零售服务化水平均高于其他同类服务化水平,信息传输、软件和信息技术服务都处于最低水平。

与全国相比,三类制造业无论是哪一类型的服务化,河南区域内服务化水平都低于全国区域内服务化水平,但在区域外服务化方面基本上是河南服务化水平高于全国。这再次说明河南制造业的发展更多依赖区域外服务的投入。

四、研究结论

了解河南制造业服务化发展态势,总结河南与全国服务化发展的共性与差异,有助于对河南制造业服务化的现实情况有更深刻的认识,可以为河南推进服务化发展战略、实现产业结构转型升级提供理论借鉴。因此,本文从投入服务化的视角出发,利用服务依赖度指标对河南和全国制造业服务化水平进行了测算并进行了对比分析,得出以下结论:

就制造业总体看,首先,河南制造业生产投入仍然更多依赖于自身服务之外的要素,样本期内服务化水平提升较小。其次,河南制造业对传统生产服务业依赖度较高,对新兴生产服务业依赖度较低。再次,将服务划分为区域内服务和区域外服务后发现,无论是总体还是分类别服务化发展,制造业区域外服务化水平均明显低于区域内服务化水平,但二者的差距在不断变小,并且区域外服务化质量高于区域内服务化质量。最后,与全国服务化相比发现,河南省服务化虽然在结构方面与全国存在一定的相似性,但在服务化水平和质量方面均低于全国平均水平,说明河南省制造业服务化还有很大的提升空间。

将制造业按要素密集度划分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型后发现,首先,劳动密集型与资

本密集型制造业服务化水平不断提高,而技术密集型制造业服务化水平不断降低,到 2017 年三者服务化水平呈现劳动密集型最高,资本密集型次之,技术密集型最低的发展态势。其次,虽然三类制造业服务投入都主要是传统服务,但是由于行业特征不同,服务投入要素存在差异,科学研究与技术服务在技术密集型制造业中投入水平明显高于劳动密集型和技术密集型制造业。再次,同制造业总体一样,三类制造业服务投入都主要依赖于区域内服务投入,无论是哪一类制造业,依托区域外服务实现的服务化质量都高于区域内服务实现的服务化质量。最后,与全国相比,三类制造业不论是哪一类型的服务化,河南区域内服务化水平均低于全国区域内服务化水平,但在区域外服务化方面基本上是河南服务化水平高于全国,再次说明河南制造业的发展更多依赖于区域外服务的投入。◆

参考文献:

- [1]VANDERMERWE S,RADA J.Servitization of Business:Adding Value by Adding Services [J].European Management Journal,1988,6(4):314-324.
- [2]WHITE A L,STOUGHTON M,FENG L. (1999) Servicing:The Quiet Transition to Extended Product Responsibility[R].Tellus Institute:Boston,1999:97.
- [3]刘维刚,倪红福.制造业投入服务化与企业技术进步:效应及作用机制[J].财贸经济,2018,39(8):126-140.
- [4]顾乃华,夏杰长.对外贸易与制造业投入服务化的经济效应:基于 2007 年投入产出表的实证研究[J].社会科学研究,2010(5):17-21.
- [5]彭水军,李虹静.中国生产者服务业、制造业与出口贸易关系的实证研究[J].国际贸易问题,2014(10):67-76.
- [6]刘斌,魏倩,吕越,等.制造业服务化与价值链升级[J].经济研究,2016,51(3):151-162.
- [7]刘继国,赵一婷.制造业中间投入服务化趋势分析:基于 OECD 中 9 个国家的宏观实证[J].经济与管理,2006(9):9-12.
- [8]张志醒,刘东升.生产服务化与制造业转型升级[J].现代经济探讨,2018(1):59-68.
- [9]阳立高,龚世豪,王铂,等.人力资本、技术进步与制造业升级[J].中国软科学,2018(1):138-148.
- [10]吴永亮,王恕立.增加值视角下的中国制造业服务化再测算:兼论参与 GVC 的影响[J].世界经济研究,2018(8):99-115+134.

人口结构与产业结构耦合协调关系研究

——以广东省为例

牛文学¹ 王成军^{2,3}

(1.惠州学院 经济管理学院,广东 惠州 516007;2.圣卡洛斯大学 商业与经济学院;3.东莞城市学院 商学院,广东 东莞 523419)

摘要:立足广东省经济社会发展实际,构建人口结构与产业结构指标体系,基于耦合协调度分析模型、熵值法和灰色关联分析等算法模型,对2010—2020年广东省相关数据进行测算,结果显示广东省人口结构与产业结构存在高耦合关系,耦合协调度逐年提升,但整体水平较低,说明两系统间未能形成有效的互促效应。人口文化结构、城乡结构和性别结构等对广东省产业结构影响较大,产业高级化、产值结构对广东省人口结构影响较大。重视人口文化素质结构提高、推动第三产业与高技术产业发展将有助于广东省人口结构与产业结构协同高质量发展。

关键词:人口结构;产业结构;耦合协调模型;熵值法;灰色关联分析

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0031-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.06.005

一、引言

产业结构是反映地区经济发展水平的重要变量,是经济系统通过资源要素重组、吸收技术创新的动态变化过程,促进产业结构优化升级是经济高质量发展的本质要求。

在影响产业发展的诸多生产要素中,人口资源最受关注。人口是产业发展的核心资源保障,产业是人口聚集的重要载体,实现人口与产业两系统的协同发展意义重大^[1]。广东是我国区域经济体的典型代表,研究广东省人口与产业结构间的互动关系及其内在影响机制,促进二者协同发展,对促进区域乃至全国经济高质量发展意义深远。

二、文献综述

人口与产业发展一直以来都是经济领域研究的热点。国外研究多集中在人口规模与质量结构(教育、年龄、性别等)对经济增长的贡献,诸多经典经济增长模型都对人口要素进行了重点研究。国外学者在产业结构上多关注生产效率与科技进步的作用,通过人力

资本效率差异来构建人口与产业发展间的联系,据此研究区域经济发展规律。Audretsch 和 Baldwin(2006)、Capozza 和 Salomone 等(2018)、Heintz 和 Folbre(2022)等开始关注人口生育结构变化、创新素质和家庭规模等对产业结构的影响,认为人口结构变化会影响地区产业结构调整,进而影响区域内企业和宏观经济绩效^[2-4]。

国内相关研究主要集中在人口结构与产业结构维度以及二者之间关系等方面。在人口结构上,国内学者主要关注人口年龄结构、教育文化结构、城乡结构、性别结构、就业与收入结构等方面^[5-9],研究中多依赖人口统计口径指标进行实证分析,近年来涉及年龄结构中的老龄化和人口抚养比、涉及城乡结构中的城镇化率等方面的研究较多。在产业结构上,主要围绕产值结构和质量结构两大方面来衡量与测度。在产值结构上多采用产业占比来衡量,在质量结构上有学者提出产业高级化、产业合理化等指标测度办法^[10-12],也有学者增加了产业生态化测度指标。在人口结构与产业结构的关系研究领域,以研究人口结构对产业结构和宏

基金项目:广东省教育科学规划课题“粤港澳大湾区城市产业协调发展与人口结构关系研究”(2019GXJK076);惠州学院教博资助项目“人口结构与城市产业动能转化效果关系研究——以粤港澳大湾区城市群为例”(2019JB022)。

作者简介:牛文学(1980—),男,河南西华人,博士,副教授,研究方向为人口与区域经济发展;王成军(1981—),男,山东枣庄人,在读博士,讲师,研究方向为人力资源管理。

观经济的影响为主,并且多就人口结构中某一维度与产业间进行量化研究^[13-14],如人口老龄化和人口城镇化与区域产业经济发展间的研究较为多见,人口与产业结构多角度计量分析的研究较少。将人口结构与产业结构进行结构化系统关联分析的研究多集中在耦合协调关系研究上^[15-16],多通过时间序列数据或者面板数据对区域和我国人口结构与产业结构进行关系描述,并给出空间和时间上的变化特征,但在耦合系统构造与测度指标选取上还存在较大不同,不少研究与我国新发展理念的契合度还不够。虽然有较多学者研究广东省人口与产业问题,但研究二者耦合关系的较为少见。基于此,在借鉴已有的人口结构与产业结构维度指标基础上,增加当前人口与产业的新变化指标,以此来衡量广东省人口结构与产业结构的耦合度,并运用灰色关联分析方法探寻二者间的变动规律,为促进两系统良性互动发展提供建议。

三、模型构建

(一)研究框架

以广东省人口结构与产业结构实际情况为研究对象,构建反映两个子系统运行状态指标体系。首先,运用熵值法确定两个子系统的评价状态,然后进行耦合协调度测度,判定二者之间的协调发展水平;接着运用灰色关联分析,解构两系统之间的要素关联程度。

(二)研究方法

1. 耦合协调关系度量

在度量研究人口与产业耦合协调度时,本文采用最普遍使用的耦合度测算范式模型^[17]:

$$C = \left[\frac{\prod_{i=1}^n U_i}{(1/n \sum_{i=1}^n U_i)^n} \right]^{1/n}$$

其中,C表示n个系统间的耦合度,介于0到1之间,其值越大代表两个系统间离散程度越低,耦合度越高,说明两者相互作用的程度越高,反之亦然; U_i 是第i个系统特征的评价值,对基础数据进行处理后,U中各指标取值分布区间为[0,1]。

由于本文是测度人口结构与产业结构两个系统间的耦合关系,因此n取2。于是,耦合度测算模型为:

$$C = \frac{2\sqrt{U_1 U_2}}{U_1 + U_2}$$

耦合协调度(D)用来反映两个系统间互动发展的程度和水平,可确定二者是促进或制约关系;

$$D = \sqrt{CT}$$

$$T = \alpha U_1 + \beta U_2, \alpha + \beta = 1$$

综合评级指数用以反映包含两个子系统的总体运行效果; α 和 β 为参数,用以界定系统中两个子系统的重要程度,一般而言,进行两个子系统耦合系统分析时,若二者同等重要,则 α 和 β 均取值0.5,本文亦采用该参数赋值方式。

本文采用文献^[18-19]对耦合程度C与协调程度D的分类标准,对广东省人口与产业间的耦合协调情况进行分类分析,详见表1、表2。

表1 耦合度等级分类

数值	耦合程度
C=0	无关联状态
0<C≤0.3	低水平耦合状态
0.3<C≤0.5	拮抗状态
0.5<C≤0.8	磨合状态
0.8<C≤1	高水平耦合状态
C=1	良性共振耦合状态

表2 耦合协调度等级分类

数值	耦合协调程度	
0≤D≤0.09	极度失调衰退	失调衰退类
0.09<D≤0.19	严重失调衰退	
0.19<D≤0.29	中度失调衰退	
0.29<D≤0.39	轻度失调衰退	
0.39<D≤0.49	濒临失调衰退	过渡类
0.49<D≤0.59	勉强协调发展	
0.59<D≤0.69	初级协调发展	协调发展类
0.69<D≤0.79	中级协调发展	
0.79<D≤0.89	良好协调发展	
0.89<D≤1.0	优质协调发展	

2. 熵值法

熵值法是一种客观赋权方法,由于其能够有效减少人为因素干扰,在综合评价中使用较多。本文采用熵值法确定各子系统内部指标权重,并测度人口与产业结构系统综合测评指数,具体计算如下:

(1)指标数据无量纲化处理。以人口结构系统为例,构造其系统构成要素矩阵 $X = \{x_{ij}\} (t=1, 2, \dots, h; j=1, 2, \dots, n)$,h表示观测时间长度,n表示人口系统中指标个数, x_{ij} 表示第t年人口系统中j指标的数值。根据各指标对系统综合状态的影响,将其分成正向和负向两类指标,并依据下列方法进行无量纲化处理,处理后的指标矩阵记作 $X' = \{x'_{ij}\}$ 。

正向指标:

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

负向指标:

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

$\max(x_{ij})$ 和 $\min(x_{ij})$ 分别表示人口系统中各指标在观测年度内的最大值和最小值。在具体测算中为了防止出现零值,对矩阵数据每项加上一个微小量进行数据平移。

(2)进行指标度量化处理,确定人口系统中第 t 年 j 指标的权重,记作 p_{ij} ,并且有:

$$p_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^h x_{ij}}$$

(3)计算各指标的熵值 e_j 和信息效用值 d_j :

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

$$d_j = 1 - e_j$$

(4)确定各指标的权重 w_j :

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^n d_j}$$

(5)确定人口系统在各个观测年度的综合评价:

$$U_i = \sum_{j=1}^n w_j p_{ij}$$

3. 灰色关联分析

灰色关联理论用以描述系统要素之间动态变化关联程度。本文借助该方法,测度人口结构系统各指标与产业结构系统间关联程度及其差异性,以及研究产业结构系统各指标与人口系统的关联关系。

(1)确定参考数列与比较数列。在研究人口系统指标对产业结构影响时,产业结构指标为参考数列(U_1),人口结构指标为比较数列(U_2),有:

$$U_1 = \{U_1(k), k=1, 2, \dots, m\}$$

$$U_2 = \{U_2(k), k=1, 2, \dots, n\}$$

(2)数据无量纲化处理。无量纲化数据处理方法较多,本文采用均值法来实现。分别得到产业结构中第 t 年 i 指标的数值 $u'_{1i}(t)$,以及人口结构第 t 年 j 指标 $u'_{2j}(t)$:

$$u'_{1i}(t) = \frac{u_{1i}(t)}{u_{1i}}$$

$$u'_{2j}(t) = \frac{u_{2j}(t)}{u_{2j}}$$

(3)计算两个系统间要素关联系数 $\xi(t)$:

$$\xi(t) = \frac{\min_i \min_j |u'_{1i}(t) - u'_{2j}(t)| + \rho \max_i \max_j |u'_{1i}(t) - u'_{2j}(t)|}{|u'_{1i}(t) - u'_{2j}(t)| + \rho \max_i \max_j |u'_{1i}(t) - u'_{2j}(t)|}$$

其中, $\xi(t)$ 表示在第 t 年广东省产业结构中指标 i 与人口结构系统指标 j 的关联系数; ρ 为分辨系数,一般将 ρ 的取值区间设定为 $(0,1)$, ρ 越小,关联系数间差异越大,区分能力越强,通常 ρ 取0.5。

(4)计算人口结构指标与产业结构间的关联度:

首先计算产业结构要素 i 与人口结构要素 j 的关

联度 r_{ij} ,有 $r_{ij} = \frac{1}{h} \sum_{t=1}^h \xi_{ij}(t)$;然后,计算产业结构系统要

素与人口结构系统的整体关联度 R_i ,以及人口系统要素与产业结构系统的整体关联程度 R_j 。现有文献多直接对 r_{ij} 进行算术平均计算,这样会忽视各系统中指标影响强弱的差异,因此,本文用各指标在各系统综合评价指数中的权重进行加权平均计算 R_i 与 R_j 。

$$R_i = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m r_{ij} w_i$$

$$R_j = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n r_{ij} w_j$$

其中, w_i 表示产业要素 i 在产业结构系统中的权重, w_j 表示人口要素 j 在人口结构系统中的权重,可从熵值法对两系统综合指数评价中获取。

(三) 指标体系构建

借鉴国内学者的研究成果,本文基于人口与产业最新发展特点,兼顾各指标在数据上的可得性,构建人口结构与产业结构指标体系,见表3。

在产业结构上,除了常用的产值结构指标,引入产业高级化和产业合理化指标衡量产业发展水平,另外增加产业绿色化用以反映产业发展质量。数据采集指标上,引入高新技术产品产值占工业总产值比重来衡量产业高级化水平;用产业结构偏离度来反映产业要素配置水平;结合我国“双碳”目标,用单位GDP能耗测度产业绿色化水平。

在人口结构上,本文建立涵盖年龄、文化、性别、城乡、空间强度和就业等维度指标体系,用于衡量人口发展状态;同时,为突出人口对产业发展的现存影响,本文采用人口总抚养比反映人口当前年龄结构特征;在文化结构方面,现有文献用不同年龄段人口受教育程度来衡量,该做法不能有效反映当前人口对产业发展的智力推动影响,故本文采用每十万人拥有大专及以上学历人口数来反映文化教育状况。

表 3 人口结构与产业结构指标体系

系统类型	结构指标	观测指标
产业结构 U_1	产值结构	第一产业增加值占 GDP 比重(%) u_{11}
		第二产业增加值占 GDP 比重(%) u_{12}
		第三产业增加值占 GDP 比重(%) u_{13}
	高级化	高新技术产品产值占工业总产值比重(%) u_{14}
		第三产业增加值与第二产业增加值比(%) u_{15}
	合理化	产业结构偏离度(%) u_{16}
	绿色化	单位 GDP 能耗(吨标准煤/万元) u_{17}
人口结构 U_2	年龄结构	人口总抚养比(%) u_{21}
	文化结构	每十万人拥有大专及以上学历人口数(人) u_{22}
	性别结构	人口性别比(%) u_{23}
	城乡结构	城镇化率(%) u_{24}
	空间强度结构	人口密度(人/平方公里) u_{25}
	就业结构	第一产业就业人口占比(%) u_{26}
		第二产业就业人口占比(%) u_{27}
		第三产业就业人口占比(%) u_{28}

四、实证分析

根据建立的指标体系,选取 2010—2020 年《广东统计年鉴》《中国统计年鉴》以及 2021 年《广东省主要科技统计指标》中相关数据,整理计算获取各指标数据。

(一)广东省人口结构与产业结构耦合度分析

基于人口与产业系统各指标数据,采用熵值法对两系统发展水平进行综合测度,然后运用耦合协调度模型进行计算,获得广东省人口结构与产业结构间的耦合协调关系状态(见表 4)。

表 4 2010—2020 年广东省人口结构与产业结构耦合协调度

年份	产业结构 U_1	人口结构 U_2	C	耦合等级	T	D	协调等级
2010	0.0210	0.0345	0.9698	高水平耦合	0.03	0.16	严重失调
2011	0.0282	0.0536	0.9507	高水平耦合	0.04	0.20	中度失调
2012	0.0429	0.0563	0.9909	高水平耦合	0.05	0.22	中度失调
2013	0.0516	0.0503	0.9999	高水平耦合	0.05	0.23	中度失调
2014	0.0611	0.0595	0.9999	高水平耦合	0.06	0.25	中度失调
2015	0.0860	0.0745	0.9974	高水平耦合	0.08	0.28	中度失调
2016	0.0977	0.0864	0.9981	高水平耦合	0.09	0.30	轻度失调
2017	0.1261	0.1032	0.9950	高水平耦合	0.11	0.34	轻度失调
2018	0.1400	0.1372	1.0000	良性共振耦合	0.14	0.37	轻度失调
2019	0.1415	0.1608	0.9979	高水平耦合	0.15	0.39	轻度失调
2020	0.2040	0.1837	0.9986	高水平耦合	0.19	0.44	濒临失调

从表 4 可以看出,广东省产业结构 U_1 与人口结构 U_2 综合评价价值呈现逐年上升趋势,2020 年比 2010 年分别增长了 8.7 倍和 4.4 倍,说明在此期间广东省人口与产业系统都得到了快速发展与提升,且经济发展成就更为明显。2010—2020 年广东省人口与产业间的耦合度一直保持较高水平(大于 0.95),处于高水平耦合状态,在 2018 年更是达到良性共振状态,说明广东省人口与产业发展关系密切。就变化趋势看,耦合度

经过 2011 年下降后又迅速提升,然后保持相对稳定水平,这是因为外围经济在遭受 2008 年金融危机后,尚处于逐步复苏之中,在“十二五”开局之年,广东省加大产业结构调整力度,更加关注经济内生性增长,经济发展增速出现回调;从产业结构 U_1 与人口结构 U_2 综合发展指数看,2011 年 U_1 小于 U_2 并处于差距最大的状态,之后两者发展指数变化趋势相对稳定,如图 1 所示。

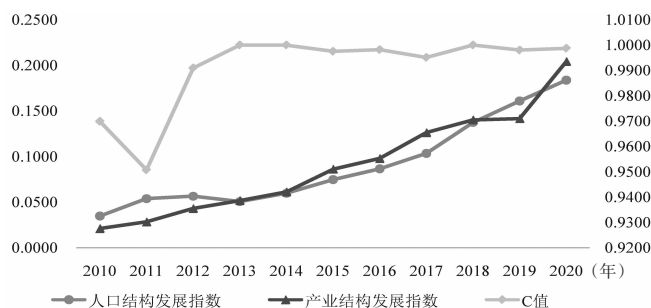


图1 广东省人口结构与产业结构发展指数
以及耦合度变动趋势

(二) 广东省人口结构与产业结构协调度分析

2010—2020年广东省人口结构与产业结构虽具有较高耦合度,但二者协调度一直处在较低水平,表明二者存在密切关系,但未能实现相互促进的协同效果,可喜的是二者间协调程度D值呈上升趋势,从2010年严重失调衰退状态达到2020年濒临失调的过渡状态。通过比较 U_1 和 U_2 差异,对耦合协调度进行协调等级细分,可以把广东省人口结构与产业结构协调度发展情况分为三个阶段。

1. 2010—2013年处于失调衰退产业损益型。在该时期,广东省人口结构综合评价指数优于产业结构($U_1 < U_2$),主要是因为广东省经济快速发展吸引了大量流动人口进入,人口年龄结构和文化结构随之快速变动。同时,受外围经济复苏缓慢影响,广东省产业结构调整逐步深入,产业结构变化相对滞后于人口结构变化,影响了广东省对高端人才的吸引能力。比如,每十万人拥有大专及以上学历人口数据显示,2013年(8196人)低于2010年(8214人),受产业结构制约该时期广东省人口文化结构变化相对缓慢。

2. 2014—2018年处于失调衰退人口损益型。在此期间,人口系统与产业系统发展水平关系发生反转,由 $U_1 < U_2$ 变为 $U_1 > U_2$,产业结构调整效果逐步显现,各项产业结构指标都得到较大优化。比如,高新技术产品产值占工业总产值比重从27.4%增加到34.4%,产业偏离度从0.26降低到0.17,单位GDP能耗也从0.49降为0.33,究其原因与广东省深入推动产业新旧动能转换,加大科技创新投入有关。人口结构也有所发展,文化素质水平总体改善较为明显,每十万人人口中大专及以上学历人口从9378人增长到12408人,极大支持了产业高级化。同时,受全国人口年龄结构改变影响,广东省人口抚养比从2014年的30.98%增长到34.77%,对产业结构水平有一定的制约影响。

3. 2018年以后处于稳定波动状态。2019年广东省 $U_2(0.1608) > U_1(0.1415)$,产业结构发展再次滞后于

人口结构变化,二者间发展水平指数差距拉大,导致耦合协调度出现回落,这主要是受全球贸易保护主义抬头的影 响,广东省外贸出口和电子信息高端产业受到较大冲击。在高新技术产品产值占工业总产值比重上,2019年与2018年基本持平,产业高级化发展受阻;与之形成鲜明对比的是,人口要素变化较为稳定,文化结构仍稳步提升,人口抚养比还有一定程度的下降。到2020年,得益于广东省产业政策支持以及我国对新冠疫情管控有效,产业环境迅速改善,人口与产业系统进入耦合协调新阶段。

因此,人口与产业间耦合协调水平是两个系统同步健康发展的结果,某一子系统单独快速发展,不仅可能不会带来协调水平的提升,两者发展差距过大还会相互制约并对对方发展产生阻碍效应。

(三) 人口结构要素与产业结构要素关联分析

运用灰色关联分析模型对2010—2020年广东省人口结构与产业结构各要素数据进行计算,观测两个系统各要素间关联程度,结果见表5。两个系统间要素关联系数处在[0.493, 0.950]区间,平均值达到0.723,两个系统间相互关联关系较为密切,同时各因素间有明显差异。

1. 人口要素对产业结构系统的影响分析

从测算结果看,人口结构要素对广东省产业系统影响强度排序为:文化结构、性别结构、城乡结构、年龄结构、就业结构、空间强度结构等。就具体测度指标来看,人口系统各要素与广东省产业结构关联关系强度排序为:第二产业就业人口占比(u_{27})、每十万人拥有大专及以上学历人口数(u_{22})、人口性别比(u_{23})、城镇化率(u_{24})、人口总抚养比(u_{21})、第三产业就业人口占比(u_{28})、第一产业就业人口占比(u_{26})、人口密度(u_{25})。这与广东省产业发展实际相符,广东省工业经济发达,经过多年科技创新投入,工业现代化水平得到迅速提升,而第二产业就业人口占比(u_{27})与每十万人拥有大专及以上学历人口数(u_{22})分别决定了工业人力要素投入的规模与质量。

在人口年龄结构上,人口总抚养比(u_{21})与产业结构中第三产业增加值占GDP比重(u_{13})关联度最高(0.893),说明人口年龄结构对服务业投入要素与消费市场构成双重影响。第三产业多属于劳动密集型行业,其产出能力受制于社会中劳动年龄人口规模。从全国人口数据看,广东省人口总抚养比一直低于全国水平,因此,广东年龄结构因素对产业结构总体影响弱于人口文化结构因素。

在人口文化结构上,每十万人拥有大专及以上学历

表 5 2010—2020 年广东省人口结构与产业结构关联度

系统结构要素		人口结构 U_2								均值
		u_{21}	u_{22}	u_{23}	u_{24}	u_{25}	u_{26}	u_{27}	u_{28}	
产业结构 U_1	u_{11}	0.630	0.685	0.776	0.708	0.493	0.690	0.878	0.570	0.679
	u_{12}	0.684	0.711	0.813	0.751	0.555	0.692	0.950	0.617	0.722
	u_{13}	0.893	0.921	0.806	0.880	0.722	0.550	0.709	0.834	0.789
	u_{14}	0.860	0.864	0.792	0.833	0.815	0.623	0.732	0.849	0.796
	u_{15}	0.825	0.815	0.721	0.768	0.798	0.546	0.654	0.945	0.759
	u_{16}	0.603	0.633	0.666	0.642	0.531	0.906	0.713	0.578	0.659
	u_{17}	0.595	0.624	0.665	0.636	0.516	0.938	0.724	0.563	0.658
	均值	0.727	0.750	0.749	0.745	0.633	0.706	0.766	0.708	0.723

历人口数(u_{22})与产业结构中第三产业增加值占 GDP 比重(u_{13})和高新技术产品产值占工业总产值比重(u_{14})两者最为相关,分别达到 0.921 和 0.864,这两项指标分属于产业结构和产业高级化范围。一般来讲,区域科技创新能力受制于人口文化教育水平,影响产业技术水平与价值链分工,进而决定区域产业发展水平。但广东省人口文化结构指标对产业生态化影响有限,从侧面反映出广东在产业生态化发展上人才投入较少。

在人口性别结构上,男女性别比对产业结构中第二、三产业产值比重影响最大,分别为 0.813 和 0.806,这可能与工业生产与服务业工作性质和环境差异有关,导致男女在产业中分工比例不同。因此,人口中尤其是劳动人口中性别比影响着产业发展的要素支撑情况。

在人口城乡结构上,城镇化率除反映人口在城乡生产生活情况外,还可以有效反映区域农业和非农产业的人口资源配置情况。从测算结果看,广东省城镇化率(u_{24})与第三产业增加值占 GDP 比重(u_{13})最相关(0.880),区域人口从农村流向城市,为城市产业发展带来丰富劳动力,通过生产效应刺激二、三产业快速发展,同时人口聚集必然会增加城市服务需求,进一步刺激城市服务业的快速发展。

在人口就业结构上,相对第一、第三产业,广东省第二产业就业人口占比(u_{27})对产业结构的影响最大(0.766),再次印证广东工业大省的特点。第三产业就业人口占比(u_{28})与产业高级化间关系最密切(0.897),说明大力发展第三产业有助于广东省工业高技术化和产业结构高水平化。

2. 产业要素对人口结构系统的影响分析

目前大多数研究集中于人口对产业发展单向影响效应上,但也有部分学者开始关注两者的互动影响关系。如前文所述,产业发展水平决定了经济系统的

人口承载能力,并通过资源配置效应反馈到人口经济收益中,进而影响区域人口结构。从测算结果看,广东省产业系统的不同结构指标对人口系统影响差异明显,产业高级化(0.778)、产值结构(0.730)、产业合理化(0.659)、产业绿色化(0.658)与人口系统的关联关系依次减弱。就具体测算指标来看,广东省高新技术产品产值占工业总产值比重(u_{14})与人口系统关联系数(0.796)最大,同样证明了作为工业大省的广东,其工业高科技含量程度决定着工业质量,会引起劳动力需求结构与人力资本回报率变化,刺激人口结构调整。

从时序角度看,2010—2020 年广东省产业结构对人口系统影响呈现倒 U 形变化特征。2015 年是重要分水岭,2015 年之前产业结构各要素与人口系统关联关系处于上升阶段,2015 年之后逐年下降。该变化特点与广东省经济发展模式转变有关,2015 年以来广东省强调要逐步培养和确立经济新动能,改变以往依赖生产要素资源的产业发展路径,突出经济发展中的科技与创新驱动,积极培育新技术和新业态,重点瞄准全要素生产率提升。因此,劳动力贡献逐步下降,产业结构与人口要素间的关联关系整体出现回落。

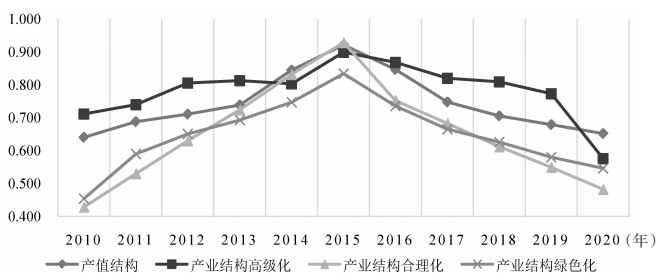


图 2 广东省产业结构要素与人口系统的关联关系变动趋势

五、结论与建议

运用耦合协调模型、熵值法和灰色关联模型对 2010—2020 年广东省人口系统与产业系统指标数据进行计算,得到以下结论:

第一,2010—2020年广东省人口系统与产业系统综合评价指数逐年上升,说明两系统发展势头较好。2013年之前人口系统综合评价值优于产业系统,之后两者关系互换,总体而言,广东省产业经济发展成就更高。

第二,2010—2020年广东省人口系统与产业系统间存在稳定的高水平耦合关系,但两者耦合协调关系较差,除2020年外,其余年份均处在不同程度的失调状态,说明广东省人口与产业间未能形成有效互促态势。

第三,2010—2020年广东省人口结构与产业结构各要素间存在较高灰色关联关系。本文加入的反映产业发展高级化的高新技术产品产值占工业总产值比重(u_{14})指标与人口系统关联密切,尤其是与人口文化结构高关联,能较好反映广东省作为工业大省的产业发展特点。广东省人口文化结构与产业结构优化升级有着高关联。

第四,产业生态化和合理化结构特点与人口系统也存在关联关系,但相对较弱,说明广东省在产业发展中生态治理水平与产业结构偏离水平相对稳定。城镇化率、性别比、人口总抚养比等人口结构指标与产业系统有着较高关联,尤其对产值结构的影响更为明显,这与广东省的经济结构特征有较大关系。

产业结构与人口结构间实现良性互促发展是经济高质量发展的基础。广东省在推动经济与产业结构高水平发展的同时,必须重视人口结构优化,尤其要加强人口文化素质结构改善。同时,产业结构调整还会对人口结构带来影响,要着重促进第三产业与高技术产业的发展壮大,推动区域人口结构优化。在看到广东省产业发展成就的同时,也要认识到广东省人口结构与产业结构间存在长期低耦合协调状态的问题,有效促进两系统协调健康发展应成为今后工作的重要内容,这是提高二者耦合协调度的根本途径,也是构建新发展格局的关键。◆

参考文献:

- [1]梁树广,吕晓,张延辉.人口结构与产业结构转型升级耦合演进的时空特征:基于中国时间序列与31个省份面板数据的灰色关联分析[J].经济体制改革,2019(2):54-61
- [2]AUDRETSCH D,BALDWIN W L.Industrial Organization and the Organization of Industries:Linking Industry Structure to Economic Performance [J].Revue De Lofce,2006,97(5):87-112.
- [3]CAPOZZA C,SALOMONE S,SOMMA E.Local in-

dustrial structure,agglomeration economies and the creation of innovative start-ups:evidence from the Italian case [J].Entrepreneurship&Regional Development,2018,30(7):749-775.

[4]HEINTZ J,FOLBRE N.Endogenous Growth,Population Dynamics,and Economic Structure:Long-Run Macroeconomics When Demography Matters[J].Feminist Economics,2022,28(3):145-163.

[5]李任玉,杜在超,龚强,等.经济增长、结构优化与中国代际收入流动[J].经济学(季刊),2018,17(3):995-1012.

[6]易祯,朱超,朱传奇.人口结构、实际利率与财政空间[J].财政研究,2021(11):23-44.

[7]刘祖源,庞丽华.人口结构对消费内循环的影响研究[J].价格理论与实践,2021(7):83-86+165.

[8]赵耀辉,杨翠红,李善同,等.人口结构变化与社会经济发展[J].管理科学学报,2021,24(8):154-162.

[9]虞思伟,周铭山.人口结构、劳动参与率与长期实际利率演变:基于女性劳动文化视角的研究[J].中国工业经济,2020(12):47-63.

[10]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16+31.

[11]韩永辉,黄亮雄,王贤彬.产业政策推动地方产业结构升级了吗?:基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J].经济研究,2017,52(8):33-48.

[12]左鹏飞,姜奇平,陈静.互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级[J].数量经济技术经济研究,2020,37(7):71-91.

[13]陈杰.人口老龄化、产业结构调整与经济增长:基于江苏的实证分析[J].华东经济管理,2020,34(2):18-23.

[14]曾瑶.人口老龄化对产业结构升级的作用机理及区域差异研究[J].上海大学学报(社会科学版),2022,39(3):128-140.

[15]董文静,王昌森,张震.山东省乡村振兴与乡村旅游时空耦合研究[J].地理科学,2020,40(4):628-636.

[16]张宇,杨彩萍,姚亦锋,等.黄河金三角地区人口结构与经济发展耦合分析[J].南京师大学报(自然科学版),2018,41(2):120-126.

[17]王淑佳,孔伟,任亮,等.国内耦合协调度模型的误区及修正[J].自然资源学报,2021,36(3):793-810.

[18]廖重斌.环境与经济协调发展的定量评判及其分类体系:以珠江三角洲城市群为例[J].热带地理,1999,19(2):171-177.

[19]田万慧.稳定脱贫与乡村振兴的协同发展研究[J].农业经济与管理,2021(2):11-21.

基于机动车索赔频数的 计数数据分位回归模型研究

戴丽娜 韩 典

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

摘要:作为半参数方法,分位回归模型对分布函数的要求更为宽松,所得结果更为稳健。将计数数据分位回归模型应用到保险公司 10303 个实际索赔数据中,并把所得结果与负二项分位回归所得结果进行对比。实证分析表明,分位回归模型与负二项分布回归模型所得到的估计结果不论是符号还是显著性都差别不大,但是分位回归模型较负二项分布回归模型估计所得的结果更加丰富,因此能够提供更多的信息。

关键词:机动车索赔频数;计数数据;分位回归模型

中图分类号:F222.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0038-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.06.006

一、引言

在汽车保险定价实践中,索赔频数与索赔额度是进行保险定价时需要考虑的两个主要因素。要对汽车保险索赔频数及影响因素如车主特征、机动车特征、行驶经过区域特征之间的关系进行建模,可以用两类模型进行建模。第一类模型为参数概率模型,第二类模型为非参数或者半参数概率模型。广义线性模型(GLM)是第一类模型中最常用的一个。GLM 由 Nelder 和 Wedderburn (1972)^[1]提出,Denuit 和 Marechal 等(2007)^[2]对这个方法在汽车保险中的应用进行了评论。张连增和孙维伟等(2012)^[3]把 GLM 拓展到 GAM,并对它们在车险索赔频率建模中的应用进行对比分析。汽车保险索赔频数数据的显著特征是离散、非负、右偏。基于此,就可以采用 GLM 中的泊松回归模型或者负二项分布回归模型。泊松分布模型因为均值与方差相等这个限制,其应用不如负二项分布回归模型广泛。因为大部分机动车在短时间内并没有发生索赔,且占据很大的比重,因此机动车索赔频数具有零膨胀的特征,可以采用零膨胀计数数据回归模型刻画索赔频数数据的这个特征。零膨胀计数数据模型在保险索赔数据中的应用见 Zamani 和 Ismail(2012,2013,2014)^[4-6]。杨亮和孟生旺(2017)^[7]对零膨胀计数数据的贝叶斯估计方法进行了研究。

GLM 属于均值回归模型,使用时要求分布函数与回归函数必须设定正确,而且样本必须是独立同分布的,而汽车索赔频数数据不一定具有这样的特征。此外,均值回归模型的估计结果容易受到异常观测值的影响。均值回归模型的缺陷,可以采用分位回归模型解决。分位回归模型属于半参数概率模型,它对变量分布的要求更为宽松,估计结果也更为稳健(Alfonso, 2008)^[8]。分位回归模型更多的介绍见 Koenker 和 Bassett (1978)^[9],Koenker 和 Hallock(2001)^[10],Koenker(2005)^[11]等。Moreira 和 Barros(2010)^[12]指出,不同于均值计数回归模型只能计算协变量对响应变量均值的影响,分位计数回归模型能够研究协变量对响应变量不同分位点的冲击,利用它能够得到比均值回归模型更为丰富的信息。

与一般的线性分位回归模型相比,计数数据分位回归模型估计的难点在于目标函数是不可微的(因为响应变量的离散性)。这里以 Machado 和 Santos(2005)^[13]提出的方法为基础,通过引入一个抖动过程以保证目标函数的连续性。本文以 Jong 和 Heller(2008)^[14]给出的澳大利亚某保险公司提供的五年内的机动车索赔数据为样本,建立计数数据分位回归模型,并与均值回归模型的估计结果进行对比。基于上面提到的负二项分布回归模型的优点,本文的均值回归模型采用负二项

作者简介:戴丽娜(1975—),女,河南漯河人,博士,副教授,研究方向为经济统计;韩典(1975—),通信作者,女,河南郑州人,硕士,副教授,研究方向为金融保险研究。

分布回归模型。

二、计数数据分位回归模型

假定 Y 为计数数据, X 为协变量, Y 的 α 分位数的定义为:

$$Q_Y(\alpha) = \min[\eta / P(Y \leq \eta) \geq \alpha] \quad \alpha \in (0, 1) \quad (1)$$

因为 Y 的离散性, 使 $Q_Y(\alpha/X)$ 也是离散的。为了解决这个问题, Machado 和 Santos (2005)^[13] 通过 $Z=Y+U$ (U 服从 $[0, 1)$ 上的均匀分布, 它是从 $[0, 1)$ 分布中抽出的伪随机抽样, 这个步骤称为抖动过程) 构造出一个连续变量 Z 。

对计数数据而言, 假定 k 为一个非负整数, 定义 $P(Y=k/X)=p_k$, 那么 Z 的条件概率密度函数可以定义为:

$$f(z/X) = p_k \quad z \in [k, k+1) \quad (2)$$

Z 的条件分布函数为:

$$F(z/X) = \begin{cases} p_0 z & z \in [0, 1) \\ \sum_{i=0}^{k-1} p_i + p_k(z-k) & z \in [k, k+1) \end{cases} \quad (3)$$

由此, Z 的条件分位函数可以表示如下:

$$Q_z(\alpha/X) = \begin{cases} \frac{\alpha}{p_0} & \alpha \in [0, p_0) \\ k + \frac{\alpha - \sum_{i=0}^{k-1} p_i}{p_k} & \alpha \in [\sum_{i=0}^{k-1} p_i, \sum_{i=0}^k p_i) \end{cases} \quad (4)$$

从(4)式可以看出, $Q_z(\alpha/X)$ 不会比 α 小。构造了连续变量 Z 以后, Machado 和 Santos (2005)^[13] 建议 Z 的 α 分位回归函数使用如下式子:

$$Q_z(\alpha/X) = \alpha + \exp[x'\gamma(\alpha)] \quad (5)$$

而对于负二项分布回归模型, 相应的均值回归函数为:

$$E(Y/X) = \exp(x'\gamma) \quad (6)$$

把(5)式与(6)式进行对比, (5)式的表达式是在用(6)式表示的传统计数数据模型的基础上, 在(6)式右端增加了一个 α , 以保证 $Q_z(\alpha/X)$ 的下限是 α 。

为了保证变换以后的分位函数为参数的线性函数, 再做如下变换:

$$Q_{T(z;\alpha)}(\alpha/X) = x'\gamma(\alpha) \quad (7)$$

$$\text{其中 } T(z;\alpha) = \begin{cases} \log(z-\alpha) & z > \alpha \\ \log(\zeta) & z \leq \alpha \end{cases}, \zeta \text{ 是一个比较小的}$$

正数, 并且 $0 < \zeta < \alpha$ 。

参数 $\gamma(\alpha)$ 的估计值可以通过最小化下面的式子得到:

$$\min \sum_{i=1}^n \rho_\alpha[T(z_i;\alpha) - x_i'\gamma(\alpha)] \quad (8)$$

其中, $\rho_\alpha(v) = v[\alpha - I(v < 0)]$, $I(\cdot)$ 为示性函数。

Machado 和 Santos (2005)^[13] 指出, 由(8)式定义的函数并不是处处可微的(函数存在拐点), 但是只要至

少存在一个连续的自变量, 不可微点的测度就为 0, 因此渐进性推断就成立。Machado 和 Santos (2005)^[13] 证明, 对上面的目标函数求极小值得到的估计量是一致且渐进正态的。因此一些常规的检验例如 Wald 检验与 t 检验等都能使用。

我们最终想知道的是 $Q_y(\alpha/X)$ 而不是 $Q_z(\alpha/X)$, 由 $Z=Y+U$ 可知:

$$Q_y(\alpha/X) = \begin{cases} \text{int}[Q_z(\alpha/X)] & \text{如果 } Q_z(\alpha/X) \text{ 不是一个整数} \\ Q_z(\alpha/X) - 1 & \text{如果 } Q_z(\alpha/X) \text{ 是一个整数} \end{cases} \quad (9)$$

其中, int 表示对函数取整。

从(9)式可以看出, 如果一个变量对 $Q_z(\alpha/X)$ 的影响是不显著的, 那么就可以推断出它对 $Q_y(\alpha/X)$ 的影响不显著。但是反过来, 如果一个变量对 $Q_z(\alpha/X)$ 的影响显著, 不能导出它对 $Q_y(\alpha/X)$ 的影响显著。当且仅当这个变量对 $Q_z(\alpha/X)$ 的整数部分的影响是显著的, 它才对 $Q_y(\alpha/X)$ 的影响显著。

对于计数数据的分位回归模型, 无法像一般的线性回归模型那样解释参数 γ 的含义, 这里利用(5)式计算解释变量对分位函数的边际影响 ME。边际影响 ME 的定义为:

$$ME = \frac{\partial Q_z(\alpha/X)}{\partial x_1} = \gamma_1(\alpha) \exp[x'\gamma(\alpha)] \quad (10)$$

从(10)式可以看出, 参数 γ 并没有明显的含义, 但是协变量对各分位点影响的符号取决于 γ 的符号。

对于负二项分布回归模型, 根据式(6), 相应的边际效应为:

$$ME = \frac{\partial E(Y/X)}{\partial x_1} = \gamma_1 \exp(x'\gamma) \quad (11)$$

从(11)式可以看出, 对负二项回归而言, 参数 γ_1 可以解释为 x_1 每增加 1 个单位, 平均来说, Y 增加 $\gamma_1\%$ 。

三、实证分析

(一) 变量的选取与描述

本文选取的数据为 Jong 和 Heller (2008)^[14] 给出的澳大利亚某保险公司提供的五年内的机动车索赔数据, 一共包括 10303 个样本数据。样本数据涉及的变量有 33 个, 本文以过去五年内的索赔数目(CLM_FREQ)为响应变量, 从剩下 32 个变量中挑选出了如下 11 个比较重要的变量作为协变量:

(1) 是否为未成年驾驶(KIDSDRIV), 是取 1, 否取 0。

(2) 到工作地点的距离(TRAFTIME), 单位为公里。

(3) 车辆使用类别(CAR_USE), 商业使用(Commercial)取值为 1, 私人使用(Private)取值为 0。

(4)车辆的价值(BLUEBOOK),单位为澳大利亚元(A\$)。

(5)过去7年内是否驾照被吊销过(REVOLVED),是取1,否取0。

(6)机动车扣分点数(MVR_PTS)。

(7)年收入(INCOME),单位为澳大利亚元(A\$)。

(8)是否结婚(MARRIED),是取1,否取0。

(9)工作类别(JOBCLASS),可以分为蓝领(Blue_Collar)、职员(Clerical)、医生(Doctor)、家务工作者(Home_maker)、律师(Lawyer)、经理(Manager)、职业运动员(Professional)、学生(Student)、其他(Other)几个类别,用8个虚拟变量表示。

(10)房屋价值(HOME_VAL),用澳大利亚元(A\$)表示。

(11)家庭至工作地点区域划分(DENSITY),根据区域内人口密度的大小,分为高度乡村化(HighlyRural)、乡村化(Rural)、城镇化(Urban)、高度城镇化(Highly Urban)4个类别,用1、2、3、4分别表示家庭到工作地点城镇化水平的高低。

对机动车5年内索赔数目(CLM_FREQ)进行描述性分析,可以得到其均值为0.8006,标准差为0.1541,最小值为0,最大值为5,25%分位点为0,50%分位点为0,75%分位点为2,95%分位点为3,偏度为1.194,峰度为3.2456。从描述性统计量可以看出,机动车5年内大部分车辆都没有发生索赔,0占据索赔次数的绝大多数。从偏度1.194可以看出,机动车索赔数据具有右偏的特征。因此,对右边尾部数据建模分析比仅仅针对均值建模分析更有意义。

(二)模型估计结果及分析

计数数据分位回归模型可以利用Stata软件提供的计数数据分位回归估计模块进行估计。表1给出了负二项分布回归的估计结果以及分位点分别为25%、50%、75%、95%,抖动次数为500时,分位回归的估计结果。

从表1负二项回归得出的参数估计结果可以看出,驾驶人为未成年人相对于成年人,5年内机动车索赔次数平均增加0.1067%;到工作地点的距离每增加1公里,5年内机动车的索赔次数平均增加0.0022%;机动车由私人使用变为商业使用时,5年内的索赔次数平均增加0.2253%;车辆的价值每增加1澳大利亚元,5年内机动车索赔次数平均减少 8.10×10^{-6} %;过去7年内驾照被吊销的次数从无变为有,5年内机动车索赔次数平均增加0.0798%;机动车每多扣1分,5年内机动车索赔次数平均增加0.1906%;年收入每增加1澳大利亚元,5年内机动车的索赔次数平均减少

1.12×10^{-6} %;婚姻状态由否变为是,5年内机动车的索赔次数平均减少0.1183%;房屋价值每增加1澳大利亚元,5年内机动车的索赔次数平均减少 6.07×10^{-7} %;区域内城镇化水平从低到高每增加一个水平,5年内机动车的索赔次数平均增加0.4747%。

从表1还可以看出,分位回归能够给出不同分位点的估计结果,估计结果相对于均值回归更为丰富。除25%分位点以外,在其他分位点,是否是未成年驾驶对于5年内索赔次数的影响都是显著的,并且未成年驾驶对于索赔次数具有显著的正影响。除了25%与95%分位点,到工作地点的距离远近对于5年内索赔次数也具有显著的正影响,到工作地点距离越长,索赔的次数越多。在各个分位点,车辆使用的类型对于5年内机动车的索赔次数具有显著的影响,商业使用会增加5年内的索赔次数。这可以解释为商用机动车的保险费因为是公司支付,因此,商用机动车的驾驶人可能在驾驶机动车时没有私人使用机动车驾驶人谨慎,更容易发生交通事故。除了25%分位点,在其他分位点车辆的价值对于5年内的索赔次数会有显著的负影响,车辆价值越高,5年内发生索赔的次数越低。这可以解释为车辆的价值越高,购买保险时需要支付的保险费越高,索赔会使第二年的保险费增加更多,因此,驾驶者在驾驶时越谨慎。在50%分位点与75%分位点,过去7年内是否驾照被吊销对于5年内的索赔次数具有显著的正影响,驾照被吊销过相对于驾照没有被吊销过的驾驶人明显具有更多的索赔次数。驾照被吊销过的驾驶人驾驶相对不谨慎,更容易发生交通事故,索赔次数自然更高。在所有的分位点,机动车的扣分点数对于5年内机动车的索赔次数具有明显的正影响,扣分点数越高,5年内的索赔次数也越多。机动车扣分点数越多,说明驾驶人的驾驶习惯不好,更容易发生交通事故,因此索赔的次数也越多。除了25%与50%分位点,在其他的分位点,收入对于5年内的索赔次数具有显著的负影响,收入较高的人较收入较低的人5年内的索赔次数比较低。这可以解释为收入较高的人整体知识文化水平较高,具有更强的安全意识。在所有的分位点,婚姻状况对于5年内的索赔次数具有显著的负影响,已婚人士较未婚人士具有较少的索赔次数。这可以解释为已经结婚的人因为有对家庭的牵挂,更具有家庭责任感,开车的时候更加谨慎。从工作类别的分位回归结果可以看出,部分工作类别对于5年内的索赔次数具有显著的负影响。在所有的分位点,房屋价值对于5年内索赔次数具有显著的负影响,房屋价值越高的屋主,5年内机动车的索赔次数越低。这可以解释为房屋价值越高的屋主,物质能力

越强,因此可能接受的教育水平也越高,发生交通事故的可能性越小。在所有的分位点,家庭至工作地点区域划分对于机动车 5 年内的索赔次数也具有显著的正影响,城镇化水平越高的区域,人口密度也越高,

表 1 计数数据分位回归与负二项分布回归估计结果

变量	计数分位回归				负二项分布回归
	$Q_x(0.25/X)$	$Q_x(0.5/X)$	$Q_x(0.75/X)$	$Q_x(0.95/X)$	
KIDSDRIV	0.0514	0.1076**	0.1910***	0.0653***	0.1067***
TRAVTIME	0.0007	0.0023*	0.0041**	0.0010	0.0022**
CAR_USE	0.1418**	0.2631***	0.4045***	0.1299***	0.2253***
BLUEBOOK	-4.88×10^{-6}	$-8.65 \times 10^{-6}***$	$-1.4 \times 10^{-5}***$	$-4.56 \times 10^{-6}***$	$-8.10 \times 10^{-6}***$
REVOLKED	0.1016	0.1546**	0.1687**	0.0277	0.0798*
MVR_PTS	0.3512***	0.3338***	0.2718***	0.0511***	0.1906***
INCOME	-6.46×10^{-7}	-1.10×10^{-6}	$-2.19 \times 10^{-6}***$	$-7.61 \times 10^{-7}***$	$-1.12 \times 10^{-6}***$
MARRIED	-0.1086*	-0.1668***	-0.2253***	-0.0519*	-0.1183***
JOBCLASS					
Blue_Collar	-0.3510***	-0.3944***	-0.5621***	-0.1529***	-0.3288***
Clerical	-0.2649**	-0.2563**	-0.4532***	-0.1298**	-0.2641***
Doctor	-0.2810	-0.1880	-0.2074	0.0592	-0.0534
Home_maker	-0.3292**	-0.3223**	-0.5078***	-0.1395**	-0.2909***
Lawyer	-0.4229***	-0.3977***	-0.4702***	-0.0747	-0.2688***
Manager	-0.0387	-0.0433	-0.1113	0.0444	-0.0278
Professional	-0.2813**	-0.3000***	-0.4691***	-0.0773	-0.2456***
Student	-0.2279*	-0.2382*	-0.4315***	-0.1894**	-0.2677***
HOME_VAL	$-7.37 \times 10^{-7}***$	$-8.05 \times 10^{-7}***$	$-1.29 \times 10^{-6}***$	$-2.11 \times 10^{-7}*$	$-6.40 \times 10^{-7}***$
DENSITY	0.5545***	0.6001***	0.9204***	0.2021***	0.4747***
截距项	-3.7773***	-3.1976***	-3.0703***	0.3771***	-1.8183***

注:*,**、*** 分别表示结果在显著性水平 10%、5%、1%显著。

表 2 计数数据分位回归与负二项分布回归的边际效应

变量	计数分位回归				负二项分布回归
	$Q_x(0.25/X)$	$Q_x(0.5/X)$	$Q_x(0.75/X)$	$Q_x(0.95/X)$	
KIDSDRIV	0.0077	0.0320**	0.1229***	0.1659***	0.0881***
TRAVTIME	0.0001	0.0007*	0.0025**	0.0024	0.0018**
CAR_USE	0.0213**	0.0785***	0.2595***	0.3289***	0.1860***
BLUEBOOK	-7.19×10^{-7}	$-2.48 \times 10^{-6}***$	$-8.42 \times 10^{-6}***$	$-1.1 \times 10^{-5}***$	$-6.68 \times 10^{-6}***$
REVOLKED	0.0156	0.0471**	0.1086**	0.0695	0.0659*
MVR_PTS	0.0339***	0.0642***	0.1183***	0.1194***	0.1573***
INCOME	-9.51×10^{-8}	-3.17×10^{-7}	$-1.32 \times 10^{-6}***$	$-1.89 \times 10^{-6}***$	$-9.25 \times 10^{-7}***$
MARRIED	-0.0162*	-0.0487***	-0.1393***	-0.1297*	-0.0976***
JOBCLASS					
Blue_Collar	-0.0471***	-0.1022***	-0.2941***	-0.3647***	-0.2714***
Clerical	-0.0357**	-0.0675**	-0.2359***	-0.3088**	-0.2180***
Doctor	-0.0364*	-0.0495	-0.1138	0.1513	-0.0441
Home_maker	-0.0424***	-0.0812***	-0.2504***	-0.3273**	-0.2401***
Lawyer	-0.0530***	-0.0981***	-0.2375***	-0.1803	-0.2218***
Manager	-0.0056	-0.0122	-0.0645	0.1124	-0.0229
Professional	-0.0375***	-0.0775***	-0.2409***	-0.1869	-0.2027***
Student	-0.0306*	-0.0621**	-0.2194***	-0.4359***	-0.2210***
HOME_VAL	$-1.09 \times 10^{-7}***$	$-2.31 \times 10^{-7}***$	$-7.76 \times 10^{-7}***$	$-5.25 \times 10^{-7}*$	$-5.29 \times 10^{-7}***$
DENSITY	0.0816***	0.1723***	0.5554***	0.5023***	0.3918***

注:*,**、*** 分别表示结果在显著性水平 10%、5%、1%显著。

5年内的索赔次数也越高。

从表1给出的分位回归的估计结果可以看出,除了个别估计结果,每个协变量在所有分位点所得到的参数估计 $\hat{\gamma}(\alpha)$ 的符号基本上是相同的,但是估计出来的参数没有明显的经济含义。

因为参数 $\gamma(\alpha)$ 表示的是对 $Q_{T(z,\alpha)}(\alpha/X)$ 的线性偏影响,而不是对 $Q_z(\alpha/X)$ 或者 $Q_Y(\alpha/X)$ 的线性偏影响,为了更好地理解协变量对索赔次数的影响,表2给出了分位回归与负二项回归的边际效应。从表2可以看出,分位回归相比以负二项回归为基础的均值回归可以提供可更为丰富的信息。是否为未成年驾驶、到工作地点的距离、车辆使用类别、过去7年内是否驾照被吊销过、机动车扣分点数、家庭至工作地点区域划分对5年内索赔次数的边际影响为正,车辆的价值、年收入、是否结婚、房屋价值对5年内索赔次数的影响的边际影响为负。除了个别的估计结果,各个分位点边际效应的符号基本上都是一致的,而且总的来说,在高分位点比在低分位点具有更大的边际效应,说明在高分位点的边际影响更大。基于负二项回归所得的边际效应,介于50%分位点到75%分位点所得到的边际效应之间。

四、结论

为了克服均值回归模型的缺陷,本文提出计数数据分位回归模型,并且把该模型应用到机动车索赔计数数据中。计数数据分位回归模型属于半参数概率模型,它放松了对分布函数的限制,克服了参数概率模型可能出现的异质性问题,因而估计结果更加稳健。分位回归模型能够提供在不同分位点协变量对于索赔次数的影响,因此,相对于均值回归模型只能得到平均值点的估计结果,分位回归能够得到协变量对索赔次数影响更为丰富的信息。

本文的研究以计数数据分位回归为基础,利用5年的机动车索赔数据10303个样本,分析车主特征、机动车特征、外部环境特征等因素对机动车索赔次数的影响。通过本文的研究,我们能够得到不同的影响因素对机动车索赔次数从低到高不同分位点的影响。除此之外,分位回归还能提供不同分位点的边际影响的信息。这些信息对于保险公司对保险产品定价时具有一定的参考价值。

总的来说,分位回归模型把对条件均值的估计拓展到对条件分位数的估计上。基于均值回归与基于分位回归的估计结果尽管在符号与显著性上都没有很大的差异,但是分位回归能够分析协变量对响应变量各个分位点的影响,因此所得的结果更丰富。而且,因为分位回归模型的设定没有均值回归模型严格,使用起来更加灵活。基于此,今后的研究可以把分位回归

模型从索赔频数拓展到索赔强度上,这对于保险公司对汽车保险的定价具有重要意义。◆

参考文献:

- [1]NELDER J A, WEDDERBURN R W M. Generalized linear model[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1972, 135(3): 370-384.
- [2]DENUIT M, MARECHAL X, PITREBOIS S, et al. Actuarial Modeling Claim Counts[M]. London: John Wiley & Sons, Ltd, 2007.
- [3]张连增, 孙维伟, 段白鸽. GLM与GAM在车险索赔频率建模中的应用及其比较[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2012, 32(12): 47-56.
- [4]ZAMANI H, ISMAIL N. Functional Form for the Generalized Poisson Regression Model[J]. Communications in Statistics: Theory and Methods, 2012, 41(20): 3666-3675.
- [5]ZAMANI H, ISMAIL N. Score test for testing zero-inflated Poisson regression against zero-inflated generalized Poisson alternatives[J]. Journal of Applied Statistics, 2013, 40(9): 2056-2068.
- [6]ZAMANI H, ISMAIL N. Functional Form for the Zero-Inflated Generalized Poisson Regression Model[J]. Communications in Statistics: Theory and Methods, 2014, 43(3): 515-529.
- [7]杨亮, 孟生旺. 零膨胀损失次数的贝叶斯分位回归模型[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(5): 149-160.
- [8]ALFONSO M. Planned fertility and family background: A quantile regression for counts analysis [J]. Journal of Population Economics, 2008, 21(1): 67-81.
- [9]KOENKER R, BASSETT G. Regression quantiles [J]. Econometrica, 1978(46): 33-50.
- [10]KOENKER R, HALLOCK K F. Quantile regression: An introduction[J]. Journal of Economic Perspectives, 2001(15): 143-156.
- [11]KOENKER R. Quantile regression[M]. England: Cambridge University press, 2005.
- [12]MOREIRA S, BARROS P P. Double health insurance coverage and health care utilisation: Evidence from quantile regression[J]. Health Economics, 2010, 19(9): 1075-1092.
- [13]MACHADO J, SANTOS S J. Quantiles for counts[J]. Journal of the American Statistical Association, 2005, 100(472): 1226-1237.
- [14]JONG P, HELLER G Z. Generalized Linear Models for Insurance Data (International Series on Actuarial Science)[M]. England: Cambridge University press, 2008.

股指期货 对我国股票现货市场的长短期影响

——基于变点检测和面板数据的实证研究

任东海

(河南经贸职业学院 计算机工程学院, 河南 郑州 450000; 河南省数智财经创新工程研究中心, 河南 郑州 450000)

摘要:沪深 300 股指期货作为中国第一个金融期货产品,上市以来交易活跃但争议不断。从两个方面考察该股指期货引入对现货市场的影响:一是利用 ARCH 过程的多变点检测方法,对沪深 300 指数、上证综指以及深证成指的日收盘价差分序列进行多变点检测,找出变点,研究沪深 300 股指期货引入的即期影响;二是利用面板数据方法构建现货市场波动率反事实对照组,考察股指期货引入对现货市场波动性的长期影响。研究表明:股指期货引入以及成长没有对我国主要市场指数造成即期的结构性影响,长期看,一定程度上减小了股票现货市场的波动性。

关键词:市场波动;股指期货;变点检测;面板数据

中图分类号:F830.91

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0043-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.06.007

一、引言

作为中国第一个金融期货产品,沪深 300 股指期货上市以来,交易保持活跃,交易量稳中有增,其价格发现和规避风险的核心功能也得以体现。学界研究显示,股指期货与股票指数存在领先与滞后关系,其对我国的股票现货市场产生了显著影响。本文研究的目的在于考察沪深 300 股指期货的引入及成长壮大对我国股市现货市场造成的即期影响,以及综合评估其上市十二年来对我国股市波动的长期影响。

目前,国内外针对引入股指期货对股市影响的相关研究,主要有以下三个方面的结论:

一是多数学者对这种影响持积极观点,认为股指期货引入降低了股市的波动率。他们认为股指期货有价格发现功能,上市以来大幅降低了市场的系统性风险,改善了股市的资源配置,使投资者更加理性。国外学者如 Drimbetas 和 Sariannidis 等(2007)对西班牙、希

腊等股指期货市场研究发现期货交易可以降低投资者的纠错成本,减少股市波动。国内学者如史美景和邱长溶(2011)分别针对中国台湾、中国香港等的股指与期指间的价格引导关系进行研究,结果发现:股指期货的引入明显加快了期现市场间信息传导速率,很好地发挥了价格发现功能,有效削弱了股市波动。卢万青和陈春流(2017)针对沪深 300 股指期货进行实证研究,认为股指期货能够抑制我国股市的波动。

二是一些学者对股指期货持质疑态度,认为这一做空工具助推股市的连续下跌,其杠杆性也可能对股票市场产生不利影响,从而增加股市波动性。如 Harris(1989)用配对样本法研究标普 500 股指期货引入(1982 年 4 月 21 日)对现货波动性的影响,认为该股指期货加剧了股市波动,国内学者徐金剑(2016)研究发现中证 500 股指期货加大了标的指数的波动性。徐磊和倪旻等(2017)使用误差修正模型探究我国股指期

作者简介:任东海(1988—),男,河南沁阳人,硕士,助教,研究方向为数据挖掘、金融统计。

货交易发现其加剧了股市的异常波动。李飞和黄凤(2019)利用中证 500 股指期货的高频数据实证检验了其对应股市的价格发现功能,研究表明中证 500 期指的价格发现功能较弱,未能有效抑制股指波动。

三是也有学者认为股指期货对股票市场无显著影响。Rabman(2001)选取道琼斯工业指数十年的日交易数据进行了跳跃波动检验,认为股指期货的交易与股票市场的跳跃波动无明显关系。Xie 和 Huang(2014)使用 GARCH 虚变量法分析我国沪深 300 股指期货引入对股票现货市场波动率的影响,结果表明沪深 300 股指期货的引入对我国股票市场波动性并没有显著影响。股指期货的引入降低了市场对新信息的敏感性,但增大了对历史信息的敏感程度。此外作者还使用 GJR-GARCH 模型检验沪深 300 股指期货对现货市场的杠杆效应,发现同样不具有显著的杠杆效应。

关于股指期货对现货市场的影响,因为市场环境、期货种类、数据选取及研究方法的不同,国内外学界的研究目前仍无定论。因此,对于股指期货与股票现货市场之间的关系,很有必要在不同时间周期从不同角度科学建模进行辩证分析。

需要指出的是,分析股指期货引入对股票现货市场的影响,大部分学者仅仅考察对现货市场波动率的长期影响,本文则从长短期影响两个方面进行考察。一方面,参考 Fryzlewicz 和 Rao(2014)提出的 ARCH 过程的多变点检测方法,考察沪深 300 股指期货引入对我国股票现货市场的即期影响,以及股指期货的成长壮大对股市的影响;另一方面,参考 Chen 和 Han 等(2012)面板数据研究方法,评估股指期货引入这十多年来对我国股市的长期影响,以期对相关机构和政府部门对股指期货引入的长短期效应评估以及今后对金融期货发展的政策指导提供参考。

二、模型设定

(一)时间序列变点检测模型

对于金融时间序列,我们首先仅从数据本身展现的统计形态的变化入手考察股指期货的引入对股票现货市场的即期影响。Fryzlewicz 和 Rao(2014)提供了一种识别时间序列模型变点的方法,以对 ARCH 及 GARCH 过程进行多变点检测。我们对文中提到的检测所需设定参数常数的选择及程序稍做改进,对沪深 300 指数日收盘价差分序列进行多变点检测,找出变

点,对应事件节点进行分析。如果股指期货引入时间节点附近股票现货市场环境会发生结构性变化,那么对应模型描述的过程也会相应发生变化,具体则表现在模型参数、均值等发生变化。

因此,试图通过检测时间序列模型变点,以期通过变点位置将股指期货的引入与现货市场的变化对应起来(若所检测到的其中一个变点日期与股指期货引入日期相差在前后一月之内,那么我们可以说股指期货的引入直接对现货市场产生了影响)。

考虑下列分段常参数 ARCH(p)模型:

$$x_t = z_t \sigma_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = a_0(t) + \sum_{j=1}^p a_j(t) x_{t-j}^2, t=0, 1, \dots, T-1 \quad (2)$$

其中, z_t 独立同分布,且 $E(Z_t)=0, E(Z_t^2)=1; a_0(t) > 0, a_0(t) \geq 0, j=1, 2, \dots, p$, 且 $a_p(t) \neq 0; \{a_j(t)\}_{j=0,1,\dots,p}$ 有 N 个变点: $0 < \eta_1 < \dots < \eta_N < T-1 (\eta_0=0, \eta_{N+1}=T-1)$, 即对每个 $\eta_i, a_j(t) (j=0, 1, \dots, p)$ 中至少一个参数变化,比如 $a_j(\eta_i) \neq a_j(\eta_{i-1})$ 。

为保持完整性,假设 $x_t, t=-1, -2, \dots$ 从参数为 $\{a_j(0)\}_{j=1}^p$ 的 ARCH 平稳过程得到。通常在实际应用中,无论变点个数还是变点位置常常未知,目的是估计它们,找出变点位置对应的事件点,从而进一步分析对应事件的影响。一般地, $a_j(t)$ 也未知, N 要求随样本量的增大而缓慢增长,但是要保持 η_i 之间的最小距离。

假设观测到时间 $\{x_t; t=1, 2, \dots, T\}$, Fryzlewicz 和 Rao(2014) 提出的 ARCH 过程的多变点检测方法主要思想是设计 $U_t = g(x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$, 使其时变期望(均值)包含 x_t 的变化参数及相应变点(结构变化)的信息,设定门限,构造 U_t 的相关检验指标,采用二元分割的方法(BASTA-res)进行变点检测。

Fryzlewicz 和 Rao(2014)将变点检测方法应用到 FTSE100 指数收盘价的差分序列(2005 年 7 月 27 日至 2009 年 7 月 12 日)中,得到三个变点。我们相应地利用同时期 FTSE100 指数数据按照其提出的方法,编程进行了验证,结果与之吻合:测得变点为 $t=467$ (2007 年 6 月 5 日)、 $t=773$ (2008 年 8 月 18 日)和 $t=850$ (2008 年 12 月 4 日),如图 1 所示,时间点分别对应 2007 年夏对冲基金次贷危机的开始、2008 年 8 月雷曼兄弟破产前夕、2008 年末各国政府及国际机构等开始采取恢复经济的措施。

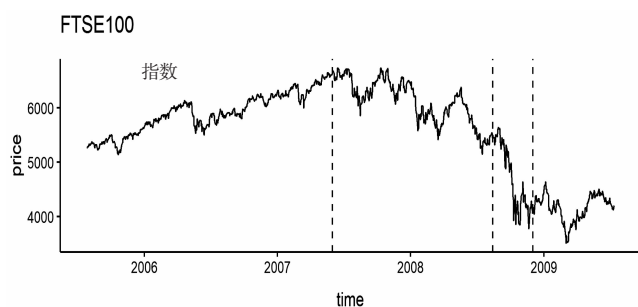


图1 FTSE100 指数变点位置(垂直虚线)

(二) 面板数据模型

参考 Chen 和 Han 等(2012)的面板数据研究方法,构建反事实对照组来考察股指期货引入对现货市场波动性的长期影响。核心思想是利用金融市场间的相关性,构建我国股市波动率的假想值(反事实对照组),即估算在假想没有推出股指期货的情况下股市的波动率水平,与实际观测到的股市波动率进行比较,从而得以判断股指期货合约推出产生的影响。

用来估计反事实对照组的数据为中国香港、中国台湾的月度波动率数据,韩国、日本、新加坡、英国、美国、法国、德国、巴西、加拿大、澳大利亚的月度波动率数据,以及我国 CPI、M1、M2、工业增加值、长短期利差等宏观数据月度增长率,时间范围是 2002 年 1 月 4 日至 2011 年 6 月 30 日。

除了直接用以上所有指标作为预测变量进行估计,还通过信息准则对预测变量进行了精简,并提取了主成分对反事实对照组进行了预测。

定义 $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$, $t=1, 2, \dots, T$, 令 y_{1t} 表示沪深 300 指数波动率, $y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{Nt}$ 表示其他市场的波动率及相应的宏观经济变量。我们假设在 T_1 时刻引入沪深 300 股指期货,在 T_1 前,我们观察到的记为:

$$y_{1t} = y_{1t}^0, t=1, 2, \dots, T_1 \quad (3)$$

在 T_1 后,我们观察到的 y_{1t} 记为:

$$y_{1t} = y_{1t}^1, t=T_1+1, T_1+2, \dots, T \quad (4)$$

类似的记法,对于其他变量指标,都有:

$$y_{it} = y_{it}^0, i=2, 3, \dots, N, t=1, 2, \dots, T \quad (5)$$

股指期货引入对于 y_{1t} 的处置效应可以表示为:

$$\Delta_{1t} = y_{1t}^1 - y_{1t}^0, t=T_1+1, T_1+2, \dots, T \quad (6)$$

采用沪深 300 股指期货引入之前的各地区市场波动率数据以及宏观经济数据,来估计下面的模型:

$$y_{1t}^0 = \bar{\alpha} + \tilde{\alpha}' \tilde{y}_t^0 + \tilde{\varepsilon}_{1t} \quad (7)$$

其中, $\tilde{y}_t^0 = (\tilde{y}_{2t}^0, \tilde{y}_{3t}^0, \dots, \tilde{y}_{Nt}^0)$, $\tilde{\alpha} = (\alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_N)'$, 进而可以得到:

$$\hat{y}_{1t}^0 = \bar{\alpha} + \tilde{\alpha}' \tilde{y}_t^0 \quad (8)$$

于是可以得到处置效应:

$$\hat{\Delta}_{1t} = y_{1t} - \hat{y}_{1t}^0, t=T_1+1, T_1+2, \dots, T \quad (9)$$

计算出处置效应,可以评估股指期货引入在一段时期内对现货市场波动率的影响:若处置效应为正值,代表现货市场波动率上升;若处置效应为负值,则代表现货市场波动率下降。

三、实证研究

(一) 对股指时间序列进行变点检测考察股指期货引入的即期影响

分别对沪深 300 指数、上证综指、深证成指收盘价的差分序列建立时间序列模型进行多变点检测,验证沪深 300 股指期货的引入是否对刻画沪深、沪市、深市现货市场时间序列模型有即期结构上的改变作用。

本部分研究中,沪深 300 指数、上证综指、深证成指数据均采用 2002 年 1 月至 2015 年 12 月期间收盘价及差分序列。

1. 沪深 300 指数时间序列变点检测

采用阶数 $p=1$ 的模型,选取相应的门限和所需常参数以及 Fryzlewicz 和 Rao(2014)文中效果最优的 U_t 构造,进行多变点检测,检测出的变点如图 2 所示。

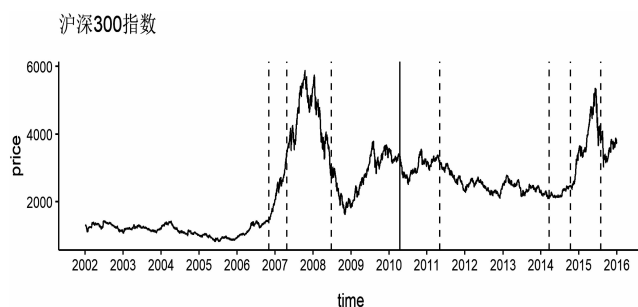


图2 沪深 300 指数变点检测位置(垂直虚线标注变点,垂直实线标注股指期货引入,图 3、图 4 同)

从图形直观看,股指期货引入对应位置为 $t=2005$ (2010 年 4 月 16 日),变点位置分别为 $t=1163$ (2006 年 11 月 2 日)、 $t=1290$ (2007 年 5 月 17 日)、 $t=1591$ (2008 年 8 月 1 日)、 $t=2202$ (2011 年 2 月 11 日)、 $t=2955$

(2014年5月21日)、 $t=3118$ (2014年11月19日)和 $t=3299$ (2015年8月12日),分别对应2006—2007年我国股票市场牛市开始、2007年5月国际次贷危机露头、2008年下半年各国陆续采取措施应对金融危机、2011年2月央行上调金融机构人民币存贷款基准利率、2014年年底证监会出台最严退市制度、沪港通正式开闸和2015年股市震荡。从结果看,沪深300股指期货的引入对刻画沪深300指数的时间序列模型而言,并没有即期的结构上的直接影响作用。

2. 上证综指、深证成指时间序列变点检测

为进一步验证沪深300股指期货的引入对沪深股票市场的综合影响,类似地我们对上证综指、深证成指收盘价的差分序列建立时间序列模型进行多变点检测,考察其引入对沪市、深市现货市场时间序列模型是否有即期的结构上的改变作用。检测结果分别如图3、图4所示。

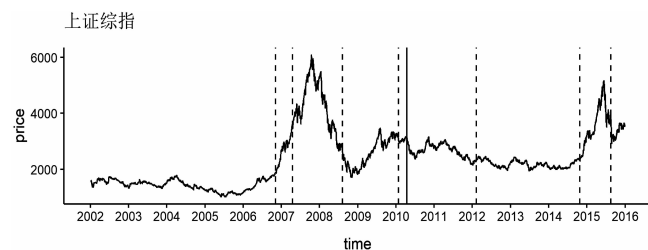


图3 上证综指变点检测位置

变点位置分别为 $t=1165$ (2006年11月6日)、 $t=1273$ (2007年4月17日)、 $t=1595$ (2008年8月8日)、 $t=1952$ (2010年1月25日)、 $t=2442$ (2012年2月7日)、 $t=3100$ (2014年10月24日)和 $t=3302$ (2015年8月18日)。前面三个变点与沪深300指数相应的变点位置相差不大,而第四个变点 $t=1952$ (2010年1月25日),从图形上看与沪深300股指期货引入时点较为接近,但一方面该时点在股指期货引入之前,另一方面该时点在引入之前有近三个月的距离,所以没有充分理由说明该变点的出现为股指期货引入所导致。

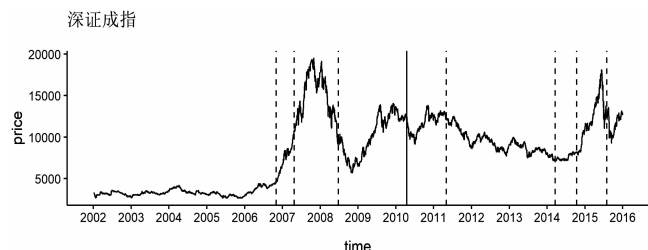


图4 深证成指变点检测位置

变点位置分别为 $t=1163$ (2006年11月2日)、 $t=1278$ (2007年4月24日)、 $t=1562$ (2008年6月24日)、 $t=2256$ (2011年5月3日)、 $t=2954$ (2014年3月20日)、 $t=3091$ (2014年10月13日)和 $t=3290$ (2015年7月31日)。前面三个变点与沪深300指数相应的变点位置大致对应,第四个变点距离沪深300股指期货引入也有一年以上的距离。而最后接近的两个变点,可能更多是由于数据的边际效应以及深证成指相对较高的数量级所导致。

从以上对沪深300指数、上证综指、深证成指时间序列变点检测的结果看,2010年4月16日沪深300股指期货合约的推出,对标的指数以及沪深两市主要指数序列的模型结构并没有即期的显著影响,没有证据表明沪深300股指期货合约的引入直接导致了随后的股市下跌。

3. 沪深300股指期货成交额时间序列变点检测

虽然股指期货的引入可能不会对现货市场产生即期的显著影响,但考虑到伴随着股指期货的不断成长壮大,有必要对股指期货成交额序列进行变点检测,比较股指期货成交额序列的变点与标的指数序列的变点位置,分析两者之间的关系,以评估股指期货的发展对现货指数价格序列的影响,得到的变点检测结果及变点位置对比如图5、图6所示。

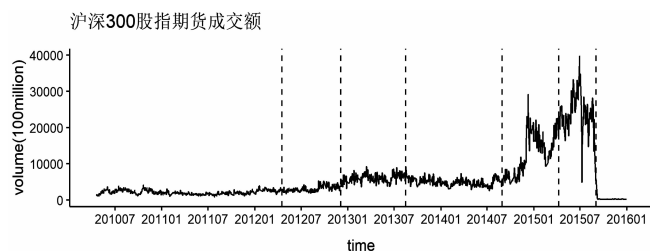


图5 沪深300股指期货日成交金额序列
(垂直虚线标注变点位置)

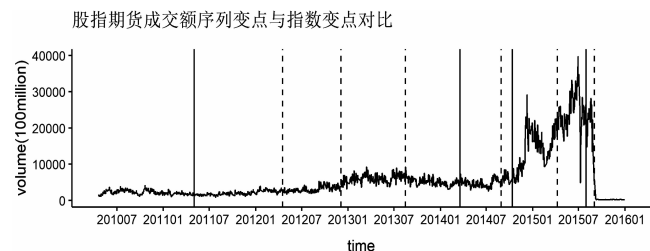


图6 股指期货成交额序列变点(垂直虚线)与股指序列变点(垂直虚线)位置比较图

从图6期货现货变点检测位置对比结果看,我们

并不能看出一致的成对关系,考虑期货变点位置随后的现货变点位置,两者相距最近的为期货 2014 年 8 月 29 日变点与现货 2014 年 10 月 13 日变点,近一个半月时间,2015 年第一个期货变点(4 月 9 日)与其后的现货变点(7 月 31 日)相距近 4 个月。单纯这样来看,不能说明股指期货的成长会直接对股指现货市场造成显著影响。

(二)使用面板数据方法评估股指期货引入对我国股市的长期影响

1. 数据介绍

本部分研究采用的数据主要为 2002 年 1 月至 2021 年 12 月的沪深 300 指数日收盘价序列及其差分序列(其中 2005 年 4 月 8 日之前的数据为实验数据),中国香港、中国台湾的月度波动率数据,韩国、日本、新加坡、英国、美国、法国、德国、巴西、加拿大、澳大利亚等的月度波动率数据(基于日收盘价数据得到,计算方法为当月股指日收益率的标准差乘以当月交易天数的开方),以及我国 CPI、M1、M2、工业增加值、长短期利差等宏观数据月度增长率。所用数据来自 Wind 数据库、国家统计局以及中国社会科学院。

2. 考察沪深 300 股指期货的引入对现货市场波动性的长期影响

在变量选择上,建模采用的变量为香港恒生指数、香港恒生中资企业指数、香港恒生中国企业指数、台湾加权指数,以及韩国 KOSPI 指数、日经 225 指数、新加坡海峡时报指数、英国金融时报 100 指数、美国标普 500 指数、巴黎 CAC40 指数、德国法兰克福 DAX 指数、巴西 Bovespa 指数、加拿大 S&P-TAX 指数、澳洲综合指数的波动率,还有我国 CPI、M1、M2、工业增加值、长短期利差等,数据选取时间范围为 2002 年 1 月至 2021 年 12 月。估计得到的股指市场反事实对照组与实际波动率比较如图 7 所示。

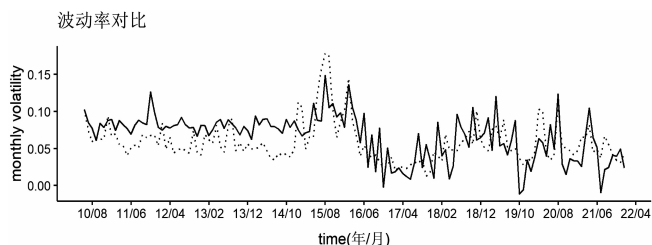


图 7 波动率反事实对照组(实线)与实际波动率(虚线)比较
计算得到股指期货引入的平均处置效应为 -0.0076

(实际值—估计值),负值表示降低了波动率。

同时,尝试仅采用与沪深股票市场相关程度更高的中国香港、中国台湾,以及日本、韩国、新加坡股票市场的波动率面板数据构建反事实对照组,考察沪深 300 股指期货引入对我国股票现货市场波动性的影响。具体建模采用的变量为:香港恒生指数、香港恒生中资企业指数、香港恒生中国企业指数、台湾加权指数,以及韩国 KOSPI 指数、日经 225 指数、新加坡海峡时报指数,得到股指市场反事实对照组与实际波动率比较如图 8 所示。

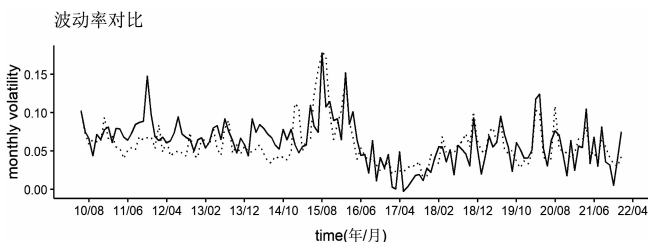


图 8 使用亚洲市场数据估计的波动率反事实对照组
(实线)与实际波动率(虚线)比较

计算得到股指期货引入的平均处置效应为 -0.0032 (实际值—估计值),负值表示降低了波动率。

四、结论与建议

通过对现货市场股票指数所做的实证分析,可以得到如下结论:

第一,短期看,沪深 300 股指期货的引入,没有对现货市场产生即期的结构性影响。具体而言,沪深 300 股指期货的引入并没有显著改变沪深 300 指数、上证综指、深证成指收盘价差分序列模型结构,在最直观的数据分析层面并没有显著的证据表明其直接导致随后的股市下跌,股指期货推出与之后市场出现的下跌之间不存在因果逻辑关系。

第二,进一步考虑股指期货不断成长壮大对现货市场可能产生的影响,对股指期货成交额序列进行了变点检测,比较股指期货成交额序列的变点与其现货指数序列的变点位置,分析两者之间的关系,并没有找到变点间一致的成对关系,因而不能说明股指期货的成长与发展会直接对股指现货市场造成显著影响。

第三,长期看,通过面板数据分析方法建立反事实对照组进行实证分析,根据预测的股市反事实对照组和实际观察的波动率相比较,沪深 300 股指期货的引入一定程度上降低了股票现货市场的波动率,有稳



定股票现货市场的作用。

我国期货市场虽然经过了十多年的发展,但与成熟市场相比仍然是新兴市场,初创期发展迅速,而后一段时间问题迭出,并通过不断整顿建立了更加规范理性的市场体系,现在迎来了较好的发展时期。基于本文研究,提出以下建议:

第一,加强体制创新,进一步完善期货市场法律法规体系。现有期货法律、法规、制度的不完善,制约了期货市场的发展,削弱了中国期货市场的竞争力,亟须进行完善和修改。要尽快完善资本市场法治体系的“四梁八柱”,健全监督管理体系,为期货市场的发展提供良好的法律环境。

第二,挖掘市场需求,加快产品创新,建立科学可行的期货品种上市机制。期货业应根据客户日益增长的多元化需求,创新期货市场服务,不断推出新品种,这是期货市场正常运行的重要内容。可根据上市品种的具体情况实行分类管理,对关系国计民生的金融衍生品期货实行预审制和试点运行。对市场化程度高、不影响国计民生的小品种期货实行备案制,交易所可以组织上市,报期货监管部门备案并监控风险,让市场自主取舍。

第三,加强技术手段创新,优化交易流程。期货行业知识与技术创新层出不穷,我国期货业必须全面、深入、及时学习和引入先进的方法和技术,努力实现自主创新,如充分利用大数据、人工智能、区块链等领域新技术,组织技术攻关,实现金融科技、金融安全等关键技术突破,增强我国在国际金融市场的话语权。◆

参考文献:

[1]史美景,邱长溶.股指期货对现货市场的信息传递效

应分析[J].当代经济科学,2007(4):27-31+125.

[2]卢万青,陈春流.限制股指期货对股市波动性影响的实证研究[J].金融发展研究,2017(6):48-53.

[3]徐金剑.股指期货对标的指数波动性影响分析:基于中证500股指期货[J].金融经济,2016(10):87-89.

[4]徐磊,倪旻,杜朕威.我国股指期货对股票市场定价的研究[J].价格理论与实践,2017(12):102-105.

[5]李飞,黄凤.中证500股指期货价格发现功能实证研究[J].价格理论与实践,2019(2):88-91.

[6]范剑青,姚琦伟.非线性时间序列:建模、预报及应用[M].陈敏,译.北京:高等教育出版社,2005.

[7]TSAY R S.金融时间序列分析:第2版[M].王辉,潘家柱,译.北京:人民邮电出版社,2009.

[8]DRIMBETAS E, SARIANNIDIS N, PORFIRIS N. The effect of derivatives trading on volatility of the underlying asset: evidence from the Greek stock market[J]. Applied Financial Economics, 2007, 17(2): 139-148.

[9]HARRIS L. S&P 500 Cash Stock Price Volatilities[J]. The Journal of Finance, 1989, 44(5): 1155-1175.

[10]RAHMAN S. The Introduction of Derivatives on the Dow Jones Industrial Average and Their Impact on the Volatility of Component Stocks[J]. Journal of Futures Markets, 2001(7): 633-653.

[11]XIE S Q, HUANG J J. The Impact of Index Futures on Spot Market Volatility in China[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2014, 50(1): 167-177.

[12]XIE S Q, MO T P. Index Futures Trading and Stock Market Volatility in China: A Difference-in-Difference Approach[J]. Journal of Futures Markets, 2014, 34(3): 282-297.

[13]FRYZLEWICZ P, RAO S S. Multiple-change-point detection for auto-regressive conditional heteroscedastic processes[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 2014, 76(5): 903-924.

[14]CHEN H Q, HAN Q, LI Y X, et al. Does Index Futures Trading Reduce Volatility in the Chinese Stock Market? A Panel Data Evaluation Approach[J]. The Journal of Futures Markets, 2012, 33(12): 1167-1190.

河南大企业高质量发展路径探析

王彦利

(河南省社会科学院 改革开放与国际经济研究所,河南 郑州 451450)

摘要:大企业是促进国民经济长期持续健康发展的主力军,是现代产业体系的“四梁八柱”,很大程度上代表了一个国家或区域的综合竞争能力。通过分析河南省大企业发展现状与存在的不足,提出推进河南省大企业高质量发展的对策建议:聚焦创新驱动发展,积聚发展新动能,高水平推进开放式集聚式创新;打好产业结构优化升级牌,强化发展新支撑;加大供给侧结构性改革,积极融入双循环新发展格局;培育产业集群和大企业群体,助推产业链新提升;强基础、锻长板、补短板,拓展高质量发展新空间;全面扩大高水平对外开放,释放市场主体新活力。

关键词:河南;大企业;高质量发展;创新

中图分类号:F279.27

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0049-03

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.06.008

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。企业是经济社会发展的重要支柱,大企业是促进国民经济长期持续健康发展的主力军,是现代产业体系的“四梁八柱”,很大程度上代表了一个国家或区域的综合竞争能力,大企业高质量发展对于高质量建设现代化河南、高水平实现现代化河南具有重要的推动作用。

一、河南大企业发展现状

(一)整体水平不断提升

纵观历年河南企业100强榜单可以看出,以河南企业100强为代表的河南大企业,营业收入、纳税总额不断增加。企业盈利水平、国际化经营水平稳步提升。研发投入大幅增长,企业创新能力不断增强,河南企业100强逐渐成为河南企业发展的风向标。

(二)龙头带动效应逐步显现

龙头企业的辐射作用,能带动区域经济的集聚式发展。以中国平煤神马集团为例,致力于传统产业的转型升级,以煤焦为源头,形成了完整的尼龙、硅、碳材料产业链,特别是千亿级的尼龙新材料产业基地为世界一流水平,有力推动了尼龙产业的兴盛,引领带动了河南传统行业转型升级。

(三)国有企业活力显著增强

从近年河南企业100强相关数据可以看出,国有企业在资产总额、纳税额、研发投入、专利质量、参与形成标准数等指标上均占有突出地位,承担了更多的税收、吸纳了更多的就业,显示了国有企业“国之栋

梁”的中坚力量。

二、河南大企业高质量发展的差距和不足

与中国企业500强相比,河南大企业数量不多、质量不优、整体不强,加上体制性、结构性、周期性问题的叠加,以河南企业100强为代表的河南大企业整体发展质量不高、发展后劲不足等问题日益显现,距离“培育具有全球竞争力的世界一流企业”的目标还有很大差距。

(一)盈利能力较差

从户均归母净利润比较,2022年河南企业100强的户均归母净利润合计7.12亿元,仅占2022年中国企业500强户均归母净利润的8.0%;盈利企业数占比也低于中国企业500强。从中部六省看,河南入围2022年中国企业500强的企业户均营业收入排在末尾,户均利润仅相当于湖南入围企业户均净利润的43.6%。2022年河南企业100强代表了河南大企业整体情况,反映出河南大企业的盈利能力较差。

(二)结构调整较为缓慢

从2022年河南企业100强的行业类别看,制造业企业以61.0%的企业数量占比,实现了59.1%、80.3%、50.3%、55.2%的营业收入、归母净利润、归母净资产、员工人数占比。制造业作为河南省的重要支柱产业,发挥了重要作用,但制造业企业的人均归母净利润仅为8.23万元,远低于服务业企业13.04万元的人均归母净利润。数据显示,2021年河南省战略性新兴产业、高技术制造业分别占规上工业的24.0%、12.0%,高耗能行业则占到规上工业的38.3%,可见高端优势制造

基金项目:河南省社会科学院2023年度基本科研费项目“河南大企业高质量发展路径研究”(23E42)。

作者简介:王彦利(1984—),女,河南卫辉人,硕士,经济师,研究方向为企业改革发展、国际贸易。

业、战略性新兴产业的占比仍然较低,高耗能等资源密集型产业仍然制约着河南省企业结构调整与转型升级。传统行业的转型升级对于提升河南企业整体质量、促进河南高水平实现现代化具有至关重要的作用。

(三)创新发展较为薄弱

长期以来,河南总体研发投入较低,研发水平不高。2021 年全省研发投入强度为 1.75%,仅相当于全国的 72.0%;2022 年河南企业 100 强研发费用仅相当于 2022 年中国企业 500 强的 2.7%,差距显而易见。制造业、服务业研发强度分别较 2021 年河南企业 100 强降低了 0.14 个、0.15 个百分点;制造业的研发投入强度较 2021 年也略有下降。户均研发人员数量逐年减少,研发人员占比在 2021 年河南企业 100 强降低 3.26 个百分点的基础上又降低了 3.19 个百分点,创新人才流失较为严重。专利数量有所减少,专利质量相对下降,发明专利占比降低了 0.99 个百分点,制造业企业户均专利数、发明专利数及发明专利占比均有不同程度下降。河南企业在研发投入、关键核心技术的掌握及自主知识产权的保护上仍需爬坡过坎,不断加大研发投入、提升研发强度,为国家创新高地建设添砖加瓦。

三、推进河南大企业高质量发展的对策建议

河南省大企业应紧紧抓住黄河流域生态保护和高质量发展、新时代推动中部地区高质量发展、国家构建新发展格局、高标准建设郑洛新国家自主创新示范区、“一带一路”、RCEP 等战略机遇,多措并举,不断提升河南大企业实力和竞争力,加快河南大企业高质量发展。

(一)聚焦创新驱动发展,积聚发展新动能

创新是引领发展的第一动力。习近平总书记在党的二十大报告中指出,强化企业科技创新主体地位,推动创新链产业链资金链人才链深度融合。党的十九届五中全会也强调要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。

大企业作为经济转型升级与高质量发展的中坚力量,要抢抓国家科技创新政策升级、重大平台布局建设的重要机遇,以科技创新为先导,锚定国内外产业技术创新目标,在构建产业链、供应链的同时打造创新链。处理好原始创新和模仿创新、消化吸收再创新的关系,不断提高再创新和原始能力。处理好创新和科技成果转化“最初一公里”和“最后一公里”的关系,一体化推进产学研创新合作。发挥企业创新主体作用,着力解决“卡脖子”等关键技术问题,打造“创新河南”品牌形象,推进技术、体制机制和管理创新的有机融合。

(二)打好产业结构优化升级牌,强化发展新支撑

要加快发展现代产业体系,推动经济体系优化升级。习近平总书记调研河南时提出的打好“四张牌”中,首要就是打好以发展优势产业为主导推进产业结构优化升级这张牌。产业结构优化升级是转变经济发展方式的关键一环,是提升经济发展质量和效益的基础。河南经济总量虽连续多年稳居全国第五,但与部分沿海省份相比,不仅总量上差距较大,质量上差距更大,且还有拉大趋势,一些中西部省份也正在奋起直追,可以说标兵渐行渐远,追兵不断逼近。河南省经济体系不优、工业结构偏重、传统产业占比较高,产业发展层次较低、内卷化突出,大企业带动能力较弱、支撑作用差,严重影响全省转型升级步伐,建设创新引领、结构更优、协同发展的产业体系迫在眉睫。

大企业是产业结构调整和优化升级的重点。打好产业结构优化升级牌,必须坚持发展先进制造业和壮大现代服务业并举、培育壮大战略性新兴产业和改造提升传统产业并行,使传统产业“老桩结新花”、新兴产业“新土培新苗”。必须把发展经济的着力点放在实体经济上,把制造业高质量发展作为主攻方向,优化存量 and 扩大增量并重,在新一轮产业链供应链系统重构中,将基础产业优势转化为有效供给优势,推动制造业新跃升。必须做好“去”“转”“育”三篇文章,把结构调优、动能转强,对落后产能坚决“去”,加快腾笼换鸟;借助新技术有力“转”,推进传统产业升级改造;瞄准高端前沿精准“育”,培育面向未来的产业发展制高点。

(三)加大供给侧结构性改革,积极融入双循环新发展格局

党的二十大提出要加快构建以国内大循环为主体、国际国内双循环相互促进的新发展格局。党的十九届五中全会指出,形成强大国内市场,构建新发展格局,坚持扩大内需这个战略基点,把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,畅通国内大循环、促进国内国际双循环,全面促进消费,拓展投资空间。深化供给侧结构性改革是解决我国发展中面临的突出矛盾和问题、推动经济高质量发展、建设现代化经济体系的工作主线,也是加快构建新发展格局的压舱石。

河南省大企业作为供给侧结构性改革的中流砥柱,要以满足国内需求为出发点和落脚点,坚持供给侧结构性改革方向,树立和提升赛道思维,把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,着力畅通经济循环,把着力点放在改善供给结构、提升供给体系质量、消除无效供给、创造适应新需求的有效供给上,推动供给与需求相互协调,切实把满足新消费需求作为融入新发展格局的基础,作为重塑竞

争新优势的抓手。增强内在活力、提高国内消费能力和水平的同时,不断提高自身产品和技术的竞争力和外溢能力,努力扩大替代弹性低、创新含量高的中高端产品生产,拓展国际市场需求,从根本上改变依赖传统比较优势、利用发达国家的成熟市场体系生产中低端产品的格局。

(四)培育产业集群和大企业群体,助推产业链新提升

产业集群和大企业群体,既是现代产业体系的重要组成部分,也是区域经济发展水平的重要标志和区域经济竞争的主要力量。河南虽有将近二百个产业集聚区,但不同程度存在产业层次较低、产业链条不完善、产业集群发展不成熟等问题,缺乏具有竞争力、带动力的大企业支撑引领。从省级 100 强、500 强企业数量看,河南省千亿级大企业仅有 5 家,远少于广东的 34 家、山东的 13 家,高能级产业集群严重偏少。培育产业集群和大企业群体,既要借鉴杭州数字经济、武汉汽车产业发展壮大的成功经验,又要立足现有实际。要以龙头企业、重大项目为重点促进产业聚集,发挥大中型龙头企业核心技术强、引领辐射作用大的优势,通过强链、补链、延链,带动上下游产业发展,形成“设计-制造-服务”一体化全产业链格局;主动对接世界 500 强和中国 500 强企业,积极开展产业链招商,谋求共同发展,形成倍增效应,不断壮大产业集群;主动谋划前瞻性、突破性项目,形成压茬推进、滚动发展的良性循环。要以提升产业链为核心促进创新链与产业链融合,围绕产业链建设创新链,围绕创新链布局产业链,在提升产业链的同时提升价值链,实施关键核心技术攻关和产业基础再造工程,在产业优势领域精耕细作,加快新旧动能转化。要以特色产业集群建设为重点,推动集群品牌价值提升,同数字经济、5G 产业等新经济、新业态、新模式有机融合,使企业集聚向产业集群转变、传统要素集聚向创新要素集聚转变,发展壮大相关大企业群体,打造具有河南鲜明特色的产业集群。

(五)强基础、锻长板、补短板,拓展高质量发展新空间

河南省大企业发展质量不平衡不充分,体现为量的不足、质不高和面的不平衡。破解河南省大企业发展高质量发展的难题,需要“三板斧”。一是强基础。聚焦发展中面临的机遇和挑战,着力解决影响高质量发展的结构性、周期性、体制性问题,突出把实体经济做优做强做实,筑牢高质量发展的根基,全面提高发展的质量和效益。二是锻长板。发挥优势产业、优势行业和优势技术的引领带动作用,巩固提高长板产业,提升河南省企业在全产业链、价值链中的地位,力争使

长板更长,打造一批世界领先的优势产业和世界一流企业。三是补短板。聚焦关键领域、薄弱环节,重点在质量效益、核心技术、管理制度、改革创新、生态环境、人才引育等方面下功夫,更好地补短板、强弱项,努力使短板成为新的增长点。除此之外,大企业要强化履行社会责任的荣誉感和使命感,奉献爱心、参与公益慈善事业,在构建和谐劳动关系、促进就业、关爱员工、依法纳税、保护生态环境等方面发挥积极作用,做履行社会责任的排头兵。

(六)全面高水平对外开放,释放市场主体新活力

借助交通枢纽优势,以“一带一路”重要沿线国家为支撑,发展枢纽经济,实现河南对外开放的新跨越,以开放引领河南高质量发展。积极深入参与“一带一路”倡议,加快融入全球产业链、价值链、创新链,在更大范围、更高层次上集聚和配置国际国内要素资源,推动资源整合和战略重组,加快培育国际、国内一流企业,构建河南企业全面开放新格局。以开放促进企业理念创新、制度创新、业态创新,切实破除束缚高质量发展的体制机制障碍,在开放中赢得改革先机,在开放中实现合作共赢,充分释放市场主体的内生活力、发展动力和市场竞争能力。不断优化营商环境,紧抓 RCEP 重要战略机遇,围绕 RCEP 拓展服务内容和质量,为企业提供简单可行的综合涉外服务。强化体制机制创新,聚焦规则和制度,以制度性开放为引领,适应国际经贸规则的新变化。以高水平建设自贸区为依托,加大各领域开放力度,取消相关限制性措施,增强河南对外开放的制度优势。发挥四条丝绸之路的引领和带动作用,利用中原城市群,辐射更大范围、更广空间,拓宽开放合作,加快推动以服务业为重点的对外开放新体制,形成招商、仓储、物流一体化智能化口岸服务,实现区域间产业链、供应链、价值链的共建共享,为河南企业高质量发展提供较为全面、自由的开放空间。◆

参考文献:

- [1]中国企业联合会,中国企业家协会.2022 中国 500 强企业发展报告[M].北京:企业管理出版社,2022.
- [2]德鲁克.管理的实践[M].北京:机械工业出版社,2009.
- [3]陈利晓.河南省制造业高质量发展面临的问题及对策[J].营销界,2020(11):35-36.
- [4]迟福林.以高质量发展为核心目标建设现代化经济体系[J].行政管理改革,2017(12):4-13.
- [5]汪萌萌.河南实施制度型开放战略的基本思路与对策研究[J].中共郑州市委党校学报,2022,179(5):94-97.
- [6]迟福林.以结构转型推动高质量发展[J].管理现代化,2023(1):1-6.

乡村振兴背景下要素流动 对城乡融合发展的影响研究

陈 瑀

(中共江阴市委党校院系, 江苏 江阴 214411)

摘要:在乡村振兴背景下,分析要素流动与城乡融合关系,阐述了劳动力、资本和技术等要素流动推动城乡融合的内容与机理,并构建了城乡融合发展水平评价体系和回归模型加以实证检验,提出了推进户籍制度改革、完善农村金融服务体系、建立城乡共享市场等建议。

关键词:要素流动;城乡融合;乡村振兴

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0052-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.06.009

一、引言

改革开放以来,中国经济取得了举世瞩目的成就。在时代背景下,劳动力、资本、技术等生产要素从乡村流动到城市,极大地促进了城市发展。然而要素在城乡之间绝大多数都是单向流动,乡村的大量劳动人口流入城市,而城市的资本、技术等要素却没有流入乡村,导致城乡要素结构严重失衡,拉大了城乡发展差距。近年来我国在统筹城乡发展方面取得了显著进展,但城乡要素流动不畅、要素资源配置不合理等问题依然突出,乡村发展远远落后于城市。

乡村振兴战略是以习近平同志为核心的党中央作出的促进区域协同发展的重大战略部署,对于推动城乡要素自由流动、平等交换,推动城镇化、农业现代化同步发展,加快形成城乡融合的局面具有重大意义。城乡融合发展的关键在于破除要素流动壁垒,促进城乡之间的要素流动,逐步实现劳动力、资本、技术等要素的自由流动。

在乡村振兴背景下,农村地区具有的政策环境优、投资潜力大等特点逐渐凸显,外出务工人员纷纷选择回乡创业和就业,不仅为乡村带来了城镇资本,还引

入了先进的生产方式和经营理念,带动了乡村的发展,缩小了城乡差距,为城乡融合筑牢了基础。可以说,实现要素在城乡间的自由流动和优化配置,对推动我国城乡融合发展具有重要的现实意义。

二、要素流动影响城乡融合:内容与机理

(一)要素流动促进城乡融合的内容

城乡融合发展依赖于包含劳动力、资本、技术等在内的多种要素的畅通流动。各种要素在流动过程中的相互交换、相互组合和互为补充,能够提高资源配置效率,发挥最大的经济效益。

1. 劳动力流动是城乡融合的基础

乡村振兴是以人为中心,这里的“人”既包括村民,也包括专业人才。劳动力是推动城乡融合发展的重要资源要素,承载着人口的迁移,伴随着信息、技术、资本等多种要素的流动。劳动力流动加速了知识溢出和知识传播,促进了思想观念的更新和进步。

2. 资本流动是城乡融合的保障

资本要素在城乡之间的流动,提高了资本的配置效率,填补了农村资金的不足,为城乡融合发展提供了资本支撑。资本和劳动力要素一样,本身发生转移的

基金项目:无锡市哲学社会科学精品课题“乡村振兴背景下要素流动对城乡融合发展的影响研究”(WXS22-C-037)。

作者简介:陈瑀(1995—),男,江苏江阴人,硕士,助教,研究方向为区域经济学。

同时还伴随着信息、技术以及人才的流动,因此资本的流动会带动农村金融多样化和专业化发展,完善农村金融服务体系,给农村发展带来普惠性支持。

3. 技术流动是城乡融合的动力

通常情况下,技术流动是伴生现象,与劳动力、资本的流动和溢出密不可分。当劳动力和资本在城市的边际收益率下降时,要素流动由城市逐渐转向农村,在这个过程中会引发技术溢出效应和知识溢出效应,从而提升了农村人力素质和技术水平,尤其是高技术、高知识的人才在城乡之间的流动能够引发更多的技术和知识溢出,从而优化了技术要素在城乡之间的配置,进而推动城乡融合。

(二)要素流动影响城乡融合的机理

要素在经济发达城市和地理位置偏远农村之间双向流动,可以提高资源配置效率、促进要素结构优化和提高要素供给质量,实现要素流动之间的优化组合,促进要素在城乡之间的规律分布,促使城市和乡村较快地融为一体,最终实现城乡融合。

1. 要素流动提高资源配置效率

要素流动遵循最基本的市场经济运行准则,总是从边际生产率较低的领域流向较高的领域,以获得最佳的效益。因此要素流动在自由流动下总是追求高收益、高效率的,这就驱动其不同地区、领域不断流动,从而优化资源配置结构、提高资源配置效率。而资源配置效率的提高,又能有效提升全要素生产率,增加经济产出,激发经济内生增长动力,从而推动经济发展。

2. 要素流动优化要素结构

一般意义上的要素结构是指用于生产活动的劳动力、资本以及技术等各类生产要素的相对比重,要素结构水平取决于发展水平。要素结构优化是指在生产活动中,资本、技术等非劳动力要素的密集度和所占的比例上升,劳动力要素密集度和所占的比重下降。要素在城乡之间相互流动的过程中,城乡之间的优势资源可以交换到对方的稀缺资源,这会不断优化城乡要素结构。

3. 要素流动提升要素质量

要素自由流动对要素供给质量的提升作用,体现在提高劳动力素质、提升资本回报率和技术水平上。劳动力要素作为技术要素流动的载体,在流动的过程中积累了人力资本,为城乡融合发展提供高素质人才;同

时,促进了先进技术和生产方式在城乡之间的传播。技术要素的流动,为农村带去了先进的生产方式,淘汰了传统落后的生产技术,推动了农业现代化水平的提升。技术要素在流动过程中,同样也伴随着劳动力和资本要素的流动,在满足农村发展对技术创新需求的同时,也为农村提供了高技能人才和优厚的资本,推动了城乡融合发展。

三、要素流动影响城乡融合的实证分析

(一)城乡融合发展水平测度

本文把城市和乡村分别作为两个系统,利用系统融合度模型测度城乡融合水平。参考张轶龙和崔强(2013)、刘国斌和李博(2019)的做法,对两个系统的融合度提出了如下模型:

$$\mu_i(e_{i,j}) = \begin{cases} \frac{e_{ij} - \beta_{ij}}{\alpha_{ij} - \beta_{ij}}, & 1 \leq j \leq m \\ \frac{\alpha_{ij} - \beta_{ij}}{\alpha_{ij} - \beta_{ij}}, & m+1 \leq j \leq n \end{cases}$$

定义 e 为序参量变量, α 为数据的最大值, β 为最小值, μ 为有序度, ω 为权重, C 为融合度, λ 为分类变量, i 为发展有序度。当 $i=1$ 时,为城市发展有序度;当 $i=2$ 时,为农村发展有序度。

以城市为例,在城市系统中的序参量变量 $e_i = (e_{i1}, e_{i2}, \dots, e_{in})$, $n \geq 1$, $\beta_{ij} \leq e_{ij} \leq \alpha_{ij}$, $j=1, 2, \dots, n$ 。假设第 1 个到第 m 个序参量为快驰序参量,越小代表城市系统有序程度越高,越大则越低;第 $m+1$ 到第 n 个序参量 $e_{1m+1}, e_{1m+2}, \dots, e_{1n}$ 为慢驰序参量,越大代表城市系统有序程度越高,越小则越低。 $\mu_1(e_{ij})$ 越大, e_{ij} 对城市发展的有序度贡献就越大。

同理, $\mu_2(e_{2j})$ 越大, e_{2j} 对农村发展的有序度贡献就越大。

定义综合发展有序度:

$$\mu_i = \sum_{j=1}^n \omega_j \cdot \mu_i(e_{ij})$$

$$\text{其中, } \omega_j \geq 0, \sum_{j=1}^n \omega_j = 1.$$

假定 t 时刻(初始时刻 $t=0$)的城市系统发展有序度为 μ_1^t ,乡村系统的有序度为 μ_2^t ,则 t 时刻的城乡融合度为:

$$C_t = \lambda \cdot \sqrt{\prod_{i=1}^2 |\mu_i^t - \mu_i^0|}$$

$$\text{其中, } \lambda = \begin{cases} 1, & \text{if } \prod_{i=1}^2 (\mu_i^1 - \mu_i^0) > 0 \\ -1, & \text{if } \prod_{i=1}^2 (\mu_i^1 - \mu_i^0) \leq 0 \end{cases}$$

通过测算城市与乡村综合发展的有序度计算城乡融合程度, C_i 越高, 城乡融合程度越高。

本文中, 结合乡村振兴背景下实现城乡融合的路径, 以生活、经济、建设、生态为角度各选取 10 个指标, 体现了城乡建设过程中的不同维度。

1. 城市系统综合发展指标体系

主要从经济发展水平、收入消费水平、城镇建设水

平和生态保护水平 4 个方面评价城市系统发展水平。经济发展水平是城市发展的动力, 主要考虑了二、三产业增加值占 GDP 的比重、城镇居民人均固定资产投资、城镇居民人均工业增加值; 收入消费水平衡量了城镇居民的生活水平, 主要考虑了城镇居民人均可支配收入、城镇居民人均消费支出; 城镇建设水平是城市发展的基石, 主要考虑了城镇居民人均建成区面积、城镇居民人均道路面积、城镇居民每万人床位数; 生态保护水平是城市可持续发展的保证, 包括森林覆盖率 and 垃圾无害化处理率。具体见表 1。

表 1 城市系统综合发展体系指标

一级指标	二级指标	三级指标	方向	单位
城市系统	经济发展水平	二三产业增加值占 GDP 的比重	+	%
		城镇居民人均固定资产投资	+	元
		城镇居民人均工业增加值	+	元
	收入消费水平	城镇居民人均可支配收入	+	元
		城镇居民人均消费支出	+	元
	城镇建设水平	城镇居民人均建成区面积	+	平方米
		城镇居民人均道路面积	+	平方米
		城镇居民每万人床位数	+	张
	生态保护水平	森林覆盖率	+	%
		垃圾无害化处理率	+	%

2. 农村系统综合发展指标体系

主要从经济发展水平、收入消费水平、农业生产水平和公共服务水平 4 个方面评价农村系统发展水平。其中经济发展水平是农村发展的基础, 包括人均农林牧渔业增加值、农村居民人均固定资产投资额、涉农财政支出比重; 收入消费水平衡量了农村居民的生活水

平, 包括农村居民人均可支配收入、农村居民人均消费支出; 农业生产水平是农村发展的主要动力, 包括有效灌溉面积比重、每万人人均耕地面积、平均每千亩耕地农机动力; 公共服务水平则体现了乡村治理水平, 包括每万人村委会个数、农村居民每万人床位数。具体见表 2。

表 2 农村系统综合发展体系指标

一级指标	二级指标	三级指标	方向	单位
农村系统	经济发展水平	人均农林牧渔业增加值	+	元
		农村居民人均固定资产投资额	+	元
		涉农财政支出比重	+	%
	收入消费水平	农村居民人均可支配收入	+	元
		农村居民人均消费支出	+	元
	农业生产水平	有效灌溉面积比重	+	%
		每万人人均耕地面积	+	亩
		平均每千亩耕地农机动力	+	千瓦
	公共服务水平	每万人村委会个数	+	个
		农村居民每万人床位数	+	张

建立如下模型以测算城乡融合度。 x 为指标数据, x' 为标准化后的数据, $\bar{x}$ 为指标的算术平均值, S 为标准差, r 为矩阵的相关系数, ω 为权重, x'' 为归一化后的数据, μ 为有序度, C 为融合度, λ 为分类变量。将各年度指标按年份排列,形成决策矩阵 A_i :

$$A_i=(X_{ij})_{m \times n} = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1n} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{mi} & \cdots & x_{nm} \end{bmatrix}$$

进行标准化处理:

$$X'_{ij} = \frac{(x_{ij} - \bar{x}_j)}{S_j}$$

计算第 j 个指标的权重:

$$\delta_j = \sum_{k=1}^n |r_{kj}| - 1$$

得出:

$$\omega_j = \frac{\delta_j}{\sum_{j=1}^n \delta_j}$$

对决策矩阵 A_i 归一化处理:

$$X''_{ij} = \frac{X'_{ij} - \min_{1 \leq j \leq n} (X'_{ij})}{\max_{1 \leq j \leq n} (X'_{ij}) - \min_{1 \leq j \leq n} (X'_{ij})}$$

计算 t 时刻城市和乡村发展的有序度:

$$\mu_{it} = \sum_{j=1}^n \omega_j \cdot X''_{ij}$$

得到城乡融合度:

$$C_t = \lambda \cdot \sqrt[2]{\prod_{i=1}^2 |\mu_i^1 - \mu_i^0|}$$

本文利用 MATLAB 软件计算 2012—2020 年各项指标的数据,得到了除港、澳、台和西藏外的各省(区、市)的城乡融合水平,见表 3。

表 3 2012—2020 年各省(区、市)的城乡融合水平

	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
安徽	0.1412	0.4186	0.6349	0.5989	0.6735	0.6612	0.7267	0.7413	0.7529
北京	0.0367	0.1633	0.2556	0.2741	0.2818	0.4638	0.4625	0.5505	0.5751
福建	0.1403	0.2941	0.3455	0.4560	0.5171	0.6892	0.7958	0.8472	0.8563
甘肃	0.2401	0.1756	0.3613	0.5342	0.5522	0.7608	0.7624	0.7945	0.8065
广东	0.1332	0.2132	0.2465	0.2679	0.2794	0.4213	0.6080	0.7636	0.7954
广西	0.1357	0.2738	0.4582	0.7323	0.6849	0.7299	0.7250	0.8132	0.8251
贵州	0.1949	0.1437	0.1626	0.1593	0.2449	0.3044	0.4014	0.6874	0.7256
海南	0.1238	0.1239	0.1048	0.5248	0.6252	0.6071	0.5303	0.6346	0.6532
河北	0.1745	0.2333	0.2269	0.2484	0.3699	0.5404	0.5017	0.6156	0.6458
河南	0.1888	0.1988	0.2568	0.3570	0.5016	0.4371	0.5168	0.7046	0.7547
黑龙江	0.0599	0.0853	0.1722	0.2249	0.2779	0.3243	0.3125	0.3908	0.4896
湖北	0.1266	0.2934	0.3204	0.3707	0.4432	0.4285	0.5599	0.7306	0.7673
湖南	0.1586	0.2501	0.4700	0.5520	0.7483	0.6940	0.7464	0.8532	0.8646
吉林	0.1102	0.2709	0.3648	0.4418	0.4155	0.4608	0.5734	0.6398	0.6597
江苏	0.0915	0.2512	0.3957	0.4446	0.4793	0.6116	0.7483	0.8125	0.8416
江西	0.1522	0.1661	0.2216	0.3602	0.5270	0.5103	0.6109	0.7391	0.7585
辽宁	0.0442	0.1213	0.2711	0.2956	0.4044	0.4188	0.5336	0.6606	0.6849
内蒙古	0.1355	0.1315	0.1751	0.2465	0.3983	0.3778	0.4721	0.6484	0.6655
宁夏	0.1417	0.2302	0.2704	0.3982	0.4733	0.6627	0.6944	0.8179	0.8263
青海	0.1745	0.1152	0.2119	0.2449	0.3749	0.5142	0.6228	0.7237	0.8461
山东	0.2163	0.2918	0.3720	0.3941	0.4942	0.5755	0.6596	0.7508	0.7846
山西	0.1465	0.2360	0.3188	0.4216	0.5239	0.6288	0.6977	0.7261	0.7564
陕西	0.1022	0.1898	0.2138	0.2905	0.3453	0.6913	0.7610	0.7647	0.7826
上海	0.0681	0.1335	0.2594	0.2693	0.3520	0.5563	0.6914	0.7584	0.7785
四川	0.1267	0.2829	0.3565	0.5447	0.6589	0.7447	0.7895	0.8940	0.8951
天津	0.0384	0.1304	0.1657	0.2591	0.3062	0.3698	0.5022	0.6509	0.6941

(续表)

	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
新疆	0.1042	0.1603	0.2738	0.3322	0.4014	0.4978	0.5500	0.6402	0.6932
云南	0.1076	0.1070	0.3146	0.4197	0.5999	0.6970	0.7334	0.7714	0.7808
浙江	0.1464	0.2273	0.2967	0.3880	0.4601	0.5948	0.7320	0.8438	0.8588
重庆	0.1251	0.2836	0.3450	0.5166	0.5856	0.6750	0.7868	0.8205	0.8289

(二) 实证过程

为探讨要素流动对城乡融合的影响,结合上文,设定如下实证模型分析人口、资本、技术要素对城乡融合的影响。因变量为城乡融合发展水平(C),自变量

包括人口流动(Population)、资本流动(Capital)、技术流动(Technology)。

$$C_{it} = \alpha_1 \text{Population}_{it} + \alpha_2 \text{Capital}_{it} + \alpha_3 \text{Technology}_{it} \gamma_i + \mu_i$$

表 4 各变量及相关描述

变量	描述	度量
C	城乡融合水平	由上文计算得出
Population	人口流动	外地人口占总人口的比重
Capital	资本流动	投资额与储蓄额之间的差额
Technology	技术流动	FDI

在面板数据处理方式上,主要有固定效应模型和随机效应模型。Hausman 检验 $\text{prob} > \chi^2 = 0.0000$,拒绝原

假设,因此本文采用固定效应模型。

表 5 回归结果

	(1) C	(2) C	(3) C	(4) C
Population	-0.549*** (0.119)			
Capital		0.451*** (0.084)		
Technology			0.232* (0.117)	
_cons	-0.396*** (-4.17)	-0.503*** (0.106)	0.118 (0.147)	-0.0596 (0.172)
样本量	279	279	279	279
R ²	0.859	0.728	0.638	0.533

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

表 5 显示了人口、资本、技术要素流动对城乡融合影响的实证结果。回归结果表明,三者对城乡融合的促进作用显著,结果与理论分析一致。

1. 人口流动对城乡融合发展的影响非常显著,但是对其起负向作用,系数为 -0.549。人口是经济社会发展中最重要的资源要素,乡村振兴与城乡融合都要以人为中心、由人民共享。长期以来,大量的农村劳动

力从农村流向城市,造成了农村劳动力流失严重,现今城市对农村人口依然具有很强的吸引力,农村人口依然在不断流失,单向的人口流动不利于城乡融合。

2. 资本流动对城乡融合发展的影响非常显著,能够极大推动其发展,系数为 0.451。资本是乡村振兴和城乡融合发展的保障,资本在农村的集聚会引导农村金融向着多样化、个性化的方向发展,支撑农村经济

的发展。

3. 技术流动对城乡融合发展的影响显著,对其起正向作用,系数为 0.232。技术要素是城乡融合发展的动力,技术流入农村可以促进农村产业升级,从而提高农民收入,缩小城乡差距。

四、政策建议

(一)深入推进户籍制度改革,构建统一劳动力市场

城乡二元户籍制度是影响劳动力在城乡之间自由流动的极大障碍,阻碍了我国城乡融合发展的进程。改革开放以来,我国不断放松城市户籍限制,但是户籍制度改革并不彻底。农村流入人口促进了城市的发展和建设,但在医疗保健、子女教育、就业保障等方面与城镇居民相比仍具有显著的差距。城乡融合发展要求进一步深入推进户籍制度改革,逐步取消按照户籍享受权利的做法,建立统一的公共服务供给,真正实现农村转移人口市民化。

在推进户籍制度改革的同时,也要注重增加乡村人才的供给,改善农村人才短缺的局面。要积极引导各类人才返乡,带动资本以及技术等要素流入乡村,促进乡村的发展。同时要吸引各类人才下乡,加快返乡创业平台建设,实施创业奖补政策,为人才下乡创业提供补贴,为就业创业扫清障碍。要提高城乡低保居民的补助救助水平,增进社会福利,关爱农村留守人员,让群众切实共享城乡融合发展成果。

(二)完善农村金融服务体系,引导资本流向农村

无论是乡村振兴还是城乡融合发展,都需要充足的资本作为保障。长期以来,大量农村资本通过金融机构由乡村流入城市,导致农村资本短缺,成为制约城乡融合发展的瓶颈。为此,要建立健全农村金融服务体系,通过政策积极引导社会资本流向农村。首先,积极培育壮大农村金融机构,丰富提供农村金融服务的种类,扩大农村金融服务范围,以有效解决当前城乡融合资金短缺的问题。适度降低金融服务进入壁垒,积极培育农村小额信贷组织,降低农业生产经营风险,帮助农村经济发展。其次,加大农村金融产品和服务创新,增加金融产品和服务的针对性,针对当前农村地区发展特点,创新农村金融产品,提供多元化的金融服务,满足农业农村发展对金融产品的需求。加快建立适应城乡融合的全方位、多元化、多层次的金融服务体系和金融供给系统,充分发挥各级各类政策

性金融与商业性金融的作用,满足城乡融合中的资金需求。

除此之外,还要积极引导资本流入农村,促进金融资源向乡村倾斜。首先,增加政府财政投入力度,加大农村公共服务设施建设;其次,完善农村信用环境建设,优化涉农贷款利率机制,对涉农贷款给予必要的优惠条件,以吸引更多的社会资本向农村流动,缓解城乡资本配置的不均衡。

(三)推动技术进步,共享技术要素市场

技术创新是实施乡村振兴战略、实现城乡融合发展的重要推动力量。大力发展技术要素市场,推动农业技术科研成果的转换和运用,同时完善技术创新奖励激励机制,强化技术知识产权的保护,鼓励科研人员探索技术创新。要大力完善技术交易市场,充分利用互联网信息平台,解决交易信息不对称问题,使城乡共享技术要素,提高农业科技下乡的效率。◆

参考文献:

- [1]张轶龙,崔强.中国工业化与信息化融合评价研究[J].科研管理,2013,34(4):43-49.
- [2]刘国斌,李博.农村一二三产业融合发展研究:理论基础、现实依据、作用机制及实现路径[J].治理现代化研究,2019(4):39-46.
- [3]高千,孙鹤汀.乡村振兴视域下推进农村共同富裕:内在逻辑、现实困境与路径优化[J].宁夏社会科学,2022(5):129-137.
- [4]李涵.乡村振兴视域下我国城乡融合发展的实践困境与应对之策[J].当代农村财经,2022(9):16-19.
- [5]许经勇.新时代城乡要素双向流动与城乡融合发展的深层思考[J].黄河科技学院学报,2022,24(9):38-43.
- [6]辛金国,马帅西.数字经济对城乡融合发展的空间溢出及门槛效应研究:以浙江省为例[J].调研世界,2022(8):66-77.
- [7]戈晶晶.新阶段亟需数字城乡融合发展[J].中国信息界,2022(4):46.
- [8]舒季君,周建平,陈亦婷,等.中国省域数字经济的空间演化特征及其城乡融合效应[J].经济地理,2022,42(8):103-111.
- [9]钱华生.乡村振兴背景下城乡融合研究:以江苏常州为例[J].江苏商论,2022(9):137-141.

“双碳”愿景下科技支出 对城市绿色增长的效用机制研究

尚思宁

(河南省社会科学院 数字经济与工业经济研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:全球气候生态变化日益紧张,我国提出“碳达峰、碳中和”目标和愿景正当其时。面对潜在经济增长率下行的压力,如何满足人们追求高品质生活的期望,高质量激发中国绿色增长新动能,是现代化发展道路上的必答题。采用2010—2019年全国285个城市的数据,结合ML指数测度绿色全要素生产率(下文简称GTFP),实证研究政府科技支出对城市绿色发展的影响。结果表明:财政科技支出与城市GTFP显著正相关,且财政科技支出通过提升城市整体创新力,能够有效增益绿色发展。最后提出应打造驱动绿色转型的长效财政支持机制,合理规划科技支出规模,发挥其绿色效能,实现经济和环境的双赢。

关键词:政府科技支出;GTFP;技术创新;绿色增长

中图分类号:F299.2;F124.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0058-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.06.010

一、引言

碳达峰与碳中和(以下简称“双碳”)是基于科学论证的国家战略和可持续发展的重要议题。“十四五”时期是中国经济社会发展的关键窗口期和换挡期,“双碳”背景下的高质量发展要求必须构建中国特色的低碳发展模式。我国之前以资源消耗换取经济增长的“隐疾”正逐步显露“症状”,雾霾、水华、水土流失等现象屡见不鲜,诸多环境问题对我国社会生产、生活造成的危害不容小觑。2018年我国碳排放将近103亿吨,占全球排放量的30%以上,单煤电一项年碳排放量超过40亿吨,2020年我国能源消费总量折合共计49.8亿吨标准煤。环境绩效指数(Environmental Performance Index,EPI)是根据气候变化、公共卫生和环境生态活力等问题对180个国家和地区进行的打分排名,EPI2022显示中国处在下游水平,位列160名,得分28.4,相较EPI2020得分37.3的120名,多项环境数据下滑。

人与自然是生命共同体,在新发展理念指导下,我国正经历产业结构、增长动力和增长色彩的蝶变。2020

年9月,习近平主席向世界宣布“2030年前中国实现碳达峰、2060年前实现碳中和”的前景目标,彰显了我国负责任大国的形象,坚定了走绿色发展道路的决心。GTFP是绿色经济增长的本质和源动能,是研究一国未来发展是否绿色可持续的核心要素。创新科技是推进绿色发展的核心动能,财政科技预算是企业技术创新的重要辅助和后盾。祁毓和赵韦翔(2020)研究指出,财政手段对中国GTFP的提升能够发挥引导作用。财税政策作为“看得见的手”对低碳转型发挥着支撑、引领作用,其中财政科技支出是我国科技发展的主要资金来源,并能够通过市场主体的研发创新有效释放绿色效能。卞元超和吴利华等(2020)认为财政科技支出为创新升级提供保障支撑,促进绿色产业发展。姚玥(2021)提出由于绿色低碳发展有显著的正外部效应,必须依靠政府的财税手段进行激励,否则会产生市场失灵。周凌燕和刘静宜(2021)认为创新驱动是绿色转型的关键,政府科技投入对绿色转型发展起到关键作用。

也有学者给出不同意见。朱沛华(2019)指出膨胀的科技支出引发“挤出效应”和“产能冗余”,过度的科

作者简介:尚思宁(1994—),女,河南商丘人,硕士,研究实习员,研究方向为产业经济、数字经济。

技补贴容易让企业滋生惰性,反而造成资源浪费、产品低劣、绿色效率降低。Hua(2018)实证研究指出,科技投入对改善环境污染并无明显作用。

中国的现代化进程不断向前,环境资源问题无疑会制约“双碳”愿景的实现和经济社会高质量发展。目前 GTFP 的研究领域较少聚焦于城市,面对财政科技支出对绿色增长可能存在的矛盾点,本文利用中国 2009—2019 年 285 个样本城市的数据构建面板,实证探索科技支出对我国城市 GTFP 的具体成效和作用路径。

二、研究假说

“绿色增长”这一概念首次由联合国亚太经济与社会理事会(UNESCAP)在 2005 年提出,即经济发展要考虑资源消耗及环境保护问题。我国“十四五”规划强调了绿色是可持续发展的重要条件。财政科技支出不仅能反映当地对科技的重视程度,也显示该地区绿色增长潜力。

我国地方财政科技支出从 1995 年的 86.8 亿上升至 2018 年 5779.7 亿,年均增长近 20%。2020 年我国 R&D 投入强度达到 2.4%,同比提高 0.16%。2021 年全国科学技术总支出近 9700 亿,同比增长 7.2%^①,显示了政府解决效率低下和资源环境问题的决心。但要达到“双碳”目标还尚有距离,未能最大程度发挥财政资金的环保效能。

财政科技投入在绿色增长进程中有不可替代的作用,单纯依靠市场这一“看不见的手”调节,企业绿色生产易造成供求失衡等问题。陈思霞(2014)指出增加科教文卫支出有助于环境质量改善。庞雨蒙和刘震等(2020)实证检验了科教支出同雾霾天气的关系,结果表明科技和教育支出能有效抑制雾霾。文圆和危怀安等(2020)实证研究发现,地方政府将资金投向科技创新、环境治理和教育方面,有效提升了城市绿色生产效率。综上认为,增加政府科技投入提升绿色发展水平是可行之路。由此本文提出假说 1:政府科技支出对城市 GTFP 显著正相关。

GTFP 的提高归结于三个要素改善:产业结构、技术变化、技术效率。逯进(2012)指出财政科技支出能引导资本、技术、劳动等生产要素流动,促进区域技术创新和人力资本水平耦合,进一步提升区域环境质量。孙开(2019)基于 2009—2017 年省级面板数据研

究发现,财政科技支出的提升有助于吸引高科技人才聚集,为经济绿色增长提供智库支持。“看得见的手”助力企业解决资金难题、降低生产风险、引导技术创新方向,进而提升企业创新能力和技术精度,实现绿色生产。部分学者也提出,科技财政资金挤出其他主体的创新投入,企业依赖财政输血,削弱其在科创领域的主观能动性,阻碍 GTFP 提升。由此提出假说 2:政府科技支出通过提升城市创新能力对 GTFP 产生正面影响。

三、研究设计

(一)指标选取

1. 因变量

绿色全要素生产率(Green Total Factor Productivity, GTFP)这一指标是对传统的全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)指标作出创造性补足。GTFP 将能源、环境等约束条件纳入经济增长分析框架中,同时考虑了污染等切实损耗。GTFP 可以进一步分解为效率变化指数(GTEC),代表内部效率提升引发的增长;纯绿色技术进步(GTTC)代表技术进步造成的增长。目前两种测算 GTFP 的主流方式为随机前沿生产函数法(SFA)和数据包络分析法(DEA)。本文选择 DEA 进行测算,以相对效率为基础,从投入、产出等多个角度衡量绿色水平。

上述 GTFP 计算过程中,相关指标的选取、具体数据的处理如下:(1)合意产出。选取样本城市市辖区,以 2000 年为基期,平减折算后真实的年度 GDP。(2)非合意产出。选取城市工业废水、SO₂、烟尘三种污染物的排放总量,并进行对数平滑化处理。(3)要素投入。一般有劳动投入、能源投入和资本投入等要素。本文分别取历年城市就业人数、年度用电总量和物质资本存量作为度量指标。其中,采用永续盘存法估算城市物质资本存量。

$$K_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \sigma_i)K_{i,t-1}$$

其中, $K_{i,t}$ 表示*i*城市*t*年的物质资本存量;折旧率 σ_i 参考张军(2004)的方法,取 9.6%对固定资本形成总额进行折算; $I_{i,t}$ 为固定资本存量,可通过城市所在省份的固定资产投资价格指数,以 2000 年为基期对固定资本形成总额平减得到固定基期资本存量。

通过 MAXDEA 软件,利用 SMB-DDF 方法测算出的 Malmquist-Luenberger(ML)指数,本质上是相对上

^①数据源于中经网数据库和历年《中国统计年鉴》。

一年度 GTFP 的增长变化,可设基期值为 1 进行逐年累乘到 GTFP 的真实值。

2. 自变量

本文选取财政科技支出强度(FE),即样本城市年度财政科技支出占城市 GDP 的比重作为自变量,相比财政科技支出的绝对量值更具科学性和合理性。

3. 控制变量

选取四组指标为控制变量。经济水平(pg),即指数平减后人均实际 GDP;资本投入(pk),即物质资本存量除以总人口所得平均资本投入;产业结构(sec),选取城市第二产业增加值占 GDP 比重;对外开放度(fdi),即城市外商直接投资占 GDP 的比重。

考虑到相关变量的完整性,尽量减少使用插值法进行数据估测,本文最终选择了全国共计 285 个地级及以上城市作为样本,数据源于中经网统计数据库和历年《中国城市统计年鉴》。

(二)基础模型设定

为检验政府科技支出对城市绿色发展的具体效用,构建基本模型如下:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FE_{it} + \sum \alpha^k X_{it} + \xi_{it}$$

其中,i 代表城市;t 代表年份;GTFP 用来衡量城市绿色发展水平;FE 用来衡量政府财政科技支出强

度; α_1 代表科技支出对城市绿色发展的具体影响; X_{it} 代表影响 GTFP 的其他因素,如经济发展、资本投入、产业结构、对外开放度等经济社会变量; ξ_{it} 为随机扰动项。为证实研究假说 1 的成立,需验证 $\alpha_1 > 0$ 。

四、实证分析

(一)基准回归分析

运用 Stata15.0 软件进行实证分析,由于截面数远大于时间长度属于短面板,故不需要进行平稳性处理。利用 Oh 非径向非角度的 DEA-SBM 函数进行回归,结果如表 1 所示。模型(1)、(2)是在有无控制变量情况下,FE 对 GTFP 采用固定效应模型的回归结果,系数 0.3810 在 1%统计水平上显著为正,即提升财政科技支出强度能有效助力城市绿色发展。模型(3)中 FE 对绿色效率变化指数 GTEC 的回归系数为正,但并不显著,证明技术使用效率尚需有效提升。模型(4)中 FE 对城市绿色技术进步指数 GTTC 的影响显著为正,即政府科技支出可有效提升城市绿色技术,也从侧面证明科技创新对城市集约生产和绿色增长的支撑作用。综上,回归结果有效支持了假说 1,即财政支出强度提升将显著增益城市绿色全要素生产率,并主要通过影响绿色技术进步实现。

表 1 政府科技支出对城市 GTFP 及分解值回归结果

	(1) GTFP	(2) GTFP	(3) GTEC	(4) GTTC
FE	0.3810*** (0.1209)	0.1678** (0.1517)	0.0036 (0.0518)	0.2827** (0.0893)
lnpg		0.4768*** (0.0454)	0.2584*** (0.0209)	0.2954*** (0.0356)
lnpk		0.0108 (0.0271)	-0.1037*** (0.0128)	0.1456*** (0.0226)
sec		-0.3392** (0.1562)	-0.0287 (0.0736)	-0.2869** (0.1224)
fdi		-1.9556*** (0.5294)	-0.7105** (0.2433)	-1.2675*** (0.4151)
Hausman	5.19	33.61	82.11	26.67
检验 P 值	[0.0773]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0008]
R ²	0.0061	0.2175	0.0922	0.2207

注:圆括号中为稳健性标准误差;方括号中为相应检验统计量的 p 值;***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10%的统计水平上显著。表 2、表 3 同。

经济水平和资本投入对 GTFP 的影响显著为正。经济发展程度高的城市,往往具备较高的科技水平、

充足的资金投资、聚集的高精尖人才和完备的基础设施,整体已形成高效率生产模式,GTFP 基础较好,更

容易完成绿色脱碳转型。产业结构对城市 GTFP 的影响系数为负,表明第二产业绿色生产和减排迫在眉睫,多数城市尚未从传统要素驱动升级为创新技术驱动,未有效释放结构红利。对外开放度对城市 GTFP 存在负效应,印证“洋垃圾效应”“污染天堂”在我国现实存在。

(二)动态面板回归检验稳健性

上文基准回归模型为静态面板,为消解内生性导致的结果偏误,进一步采用动态面板广义矩估计(GMM)进行回归验证。参考以往文献,差分 GMM 估计易受弱工具变量的影响,在有限样本条件下,将因变量一阶滞后项作为方程工具变量,具体模型如下:

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 GTFP_{it-1} + \beta_2 FE_{it} + \sum \beta^k X_{it} + \mu_{it}$$

从表 2 系统 GMM 回归结果看,AR(2)统计量不

显著,排除了二阶序列相关问题。Sargan 检验的统计量不显著,表明不存在过度识别,即工具变量选择合理科学。不论是城市 GTFP 还是其分解项,滞后一期的回归系数 L1.GTFP 均为正值且在 1%统计水平上显著,有效证明当期 GTFP 与前期 GTFP 间存在惯性作用力和支撑力,即前期的 GTFP 积淀能为未来的绿色增长起到带动作用,产生持续不断的绿色推动力,形成“绿色 1.0—绿色 2.0—绿色 3.0…”的良性循环。反之亦成立,可见马太效应在城市绿色发展中也十分凸显。

科技支出强度对城市 GTFP 回归系数为 0.8037,在 1%统计水平上显著。系数符号方向与基准方程固定面板回归一致,验证了模型的稳健性,即财政科技支出对城市绿色增长的促进并不受模型和估计方法变动的影响,稳健性检验再次支持了假说 1。

表 2 稳健性检验——GMM 动态面板回归

被解释变量	GTFP	GTEC	GTTC
L1.GTFP	1.1041*** (0.0428)	0.8201*** (0.0357)	0.8203*** (0.0356)
FE	0.8037*** (0.1987)	1.0401*** (0.2602)	0.2825* (0.1175)
lnpy	0.1877*** (0.0823)	0.1642*** (0.0364)	0.1475*** (0.0183)
lnpk	-0.0314 (0.0206)	-0.0509* (0.0265)	0.0612** (0.0139)
sec	-0.2624*** (0.0358)	-0.1092* (0.0765)	-0.1099*** (0.0387)
fdi	-0.2245* (0.2641)	-0.9008*** (0.2795)	0.3098*** (0.1501)
AR(1)概率 p 值	0.000	0.000	0.000
AR(2)概率 p 值	0.219	0.132	0.323
Sargan 检验 p 值	0.399	0.055	0.235

注:AR(1)、AR(2)的原假设分别为干扰项不存在一阶、二阶自相关。

(三)政府科技支出对城市绿色发展影响的中间传导机制分析

本文根据 Hashmi(2011)的方法,选取城市从业人员的平均发明专利授权量反映城市技术创新水平(TE),数据来源于中国创新专利研究数据库。本文采用中介效应模型检验假说 2 的正确性。

步骤设定如下:(1) 将 FE 对技术创新活动水平 TE 进行回归,若回归系数显著,证明 FE 能够影响城市创新能力;(2) 检验技术创新 TE 对城市 GTFP 的影

响是否显著;(3) 将 FE 与 TE 同时加入回归模型,若 FE 回归系数显著性下降或者不显著,说明 FE 对 GTFP 的效用部分或全部来自中介变量 TE 的传导。

具体模型如下:

$$TE_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 FE_{it} + \sum \gamma^k X_{it} + \tau_{it}$$

$$GTFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 TE_{it} + \sum \gamma^k X_{it} + \tau_{it}$$

$$GTFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 FE_{it} + \gamma_2 TE_{it} + \sum \gamma^k X_{it} + \tau_{it}$$

表 3 中,模型(1)、(2)为第一步回归结果,FE 系数在有无控制变量时均为正值,表明科技投入增强可以

表 3 政府科技支出对城市 GTFP 影响的传导机制检验

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TE	TE	GTFP	GTFP	GTFP	GTFP
FE	0.9468*** (0.2170)	0.5096** (0.1994)			0.1678** (0.1517)	0.1064 (0.1100)
TE			0.2017*** (0.0112)	0.1383*** (0.0115)		0.1361*** (0.0104)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
R ²	0.1042	0.1933	0.1243	0.2374	0.2072	0.2275

显著提升城市技术创新能力。模型(3)、(4)为第二步回归结果,TE 系数为正表明科技创新能力有利于提升城市绿色效能。模型(5)、(6)为第三步回归结果,在同时加入科技支出强度 FE 和创新变量 TE 后,FE 对 GTFP 的影响系数降低且不显著,验证了假说 2。

技术创新驱动绿色增长是实现经济绿色转型的必由之路,政府部门对企业研发的资金支持能够激发其活力,提高其创新能力。科技创新在环境规制下可实现资源节约化、产业绿色化、消费生态化,进而增加经济效益、生态环境效益及社会效益,科技创新能促使“绿水青山”与“金山银山”形成良性循环。只有自主创新拥有大批专有技术和知识产权,才能真正促进城市绿色增长。

五、对策建议

“双碳”能力是城市未来发展必须具备的竞争优势,深度脱碳路径是可持续发展的题中之义,围绕科技支出的财政结构调整是提升 GTFP 的重要环节。综合本文研究提出以下对策建议,以期为中国城市绿色转型、实现“双碳”目标提供新的参考。

一是构建驱动绿色转型的长效财政支持机制。规范投入项目的评价、追踪和持续支持制度,提高资金使用效率,同时加强政府对财政投入的审计监督,防止出现挪用等现象掣肘其释放绿色效能。

二是科学规划科技支出规模。统筹资金流向,完善经费管理和动态反馈制度,制定促进绿色产品研发、绿色产业投资、重点扶植绿色环保项目的优惠政策。

三是财政与金融手段相结合,撬动社会资金流入环保领域。适度放宽民间绿色资金借贷渠道,改进政府绿色研发投入,从“漫灌”变为精准“滴灌”,将有限资金投放到影响产业升级的关键“卡脖子”技术难题上,如新能源开发利用、负排放科技、碳捕集和碳汇等技术。

四是因地制宜,忌“一刀切”。外溢性的绿色行动需要各地通力合作,明确利益补偿协调机制,避免“搭便车”、重复建设等浪费现象。构建绿色考核体系,搭建相关产学研用合作平台和数字化平台,加强地方企业与高校科研院所人才对接。◆

参考文献:

- [1] 祁毓,赵韦翔.财政支出结构与绿色高质量发展:来自中国地级市的证据[J].环境经济研究,2020,5(4):93-115.
- [2] 卞元超,吴利华,白俊红.财政科技支出竞争是否促进了区域创新绩效提升?:基于研发要素流动的视角[J].财政研究,2020(1):45-58
- [3] 周凌燕,刘静宜.环境规制下政府科技投入对工业企业绿色发展影响[J].工业技术经济,2021,40(1):128-133.
- [4] 庞雨蒙,刘震,潘雨晨.财政科教支出与雾霾污染治理的空间关联效应[J].经济经纬,2020,37(6):128-138.
- [5] 文圆,危怀安,王巧.政府科技投入提升绿色全要素生产率效果测评:基于城市动态面板系统 GMM 的实证分析[J].中国房地产,2020(12):54-61.
- [6] 尚思宁.政府科技支出对城市绿色增长的影响:基于绿色全要素生产率视角[J].投资与创业,2021,32(20):55-57.
- [7] 陈斌,李拓.财政分权和环境规制促进了中国绿色技术创新吗?[J].统计研究,2020,37(6):27-39.
- [8] 王丰龙,曾刚,周灿,等.中国地方政府科技财政支出对企业创新产出的影响研究:来自工业企业数据库的证据[J].地理科学,2017,37(11):1632-1639.
- [9] 上官绪明,葛斌华.科技创新、环境规制与经济高质量发展:来自中国 278 个地级及以上城市的经验证据[J].中国人口·资源与环境,2020(6):95-104.

新文科背景下 跨校虚拟教研室建设问题研究

——基于河南高校统计类专业的实践探索

刘 培¹ 刘定平^{2,3} 郝爱民¹ 马凌远¹

(1.郑州航空工业管理学院 经济学院,河南 郑州 450046;2.河南财经政法大学 统计与大数据学院,
河南 郑州 450046;3.郑州财经学院 统计与大数据学院,河南 郑州 450000)

摘要:新文科背景下跨校虚拟教研室的建设是落实国家“双一流”专业建设目标、构建新型基层教学组织、提升高校教学水平和人才培养质量的重要举措。跨校虚拟教研室建设的重点任务在于设立跨校虚拟教研室组织机构,开展创新性的在线教研交流,进行一流专业和课程资源共建共享,定期开展教学师资队伍培训。基于河南高校统计类专业的实践探索经验,未来跨校虚拟教研室的建设要以一流专业和一流课程为基础,推动校际交叉融合发展;以创新性的教研模式,推动跨校资源共享;以教师培养方式创新为契机,组建优秀的跨校教学团队,充分发挥各个高校的优势资源,推动高等教育质量和教育水平的提升。

关键词:新文科;跨校虚拟教研室;统计类专业;实践探索

中图分类号:C81

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0063-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.06.011

自2022年2月教育部公布首批439个虚拟教研室试点建设以来,目前虚拟教研室名单已达到658家,涉及270余所高校,标志着高校中的虚拟教研活动已经进入实质化建设阶段。虚拟教研室是在信息化、数

字化、智能化背景下,教育教学模式创新发展的产物,既需要以习近平总书记关于教育的重要论述、党在新时代的教育方针和《中国教育现代化2035》为指导,也要结合不同的学科背景,以“四新”(新文科、新工科、

基金项目:河南省高等教育教学改革研究与实践重点项目“跨校虚拟教研室建设问题研究——基于河南省五所高校经济统计学专业的实践探索”(2021SJGLX184);中国高等教育学会2022年度高等教育科学研究规划课题“跨域联合的高校统计学云平台虚拟教研室建设路径研究”(22CJ0401);2022年河南省本科高校虚拟教研室立项“经济统计学虚拟教研室”;2022年度郑州航院研究生教育改革与发展研究项目“行业高校经管类专业硕士评价体系优化的改革与实践”(2022YJSJG26);2021年度河南省高等教育教学改革研究与实践项目“数字经济时代高校经管类专业跨学科协同共建机制研究与实践”(2021SJGLX229);2021年度河南省新文科研究与改革实践项目“新文科背景下经管类跨学科专业建设模式与典型案例研究”(2021JGLX080);河南省教育科学“十四五”规划课题“河南省行业特色高校学科建设与区域经济发展契合度研究”(2021YB0168);2022年度郑州航院研究生教育改革与发展项目“行业高校经管类研究生分类特色化培养的改革与实践研究”(2022YJSG04);郑州航院2022年度校级研究性教学改革研究与实践项目“基于研究性教学虚拟研究中心提升教师能力的模式创新及实践研究”;2023年度郑州航院研究生质量提升工程项目“研究生课程思政示范课程——航空技术经济学”(2023YJSSZ03);2023年郑州航空工业管理学院教育教学改革研究与实践项目“新文科背景下虚拟教学推动学校特色人才培养的路径与实践研究”(zhjy23-03)。

作者简介:刘培(1992—),通信作者,男,河南信阳人,博士后,讲师,研究方向为经济定量分析;刘定平(1964—),男,河南信阳人,硕士,教授,研究方向为经济统计;郝爱民(1970—),男,河南林州人,博士,教授,研究方向为数字经济;马凌远(1981—),男,辽宁营口人,博士,教授,研究方向为经济理论与政策。

新理科、新医科)建设为契机,开展智慧化的教育活动,推动教育体制和高校人才培养模式创新。

虚拟教研活动的开展,为河南高等教育质量提升提供了很好的机遇。本文以新文科背景下跨校虚拟教研室的建设问题为研究出发点,基于河南高校统计类专业的实践,探索建立河南高校统计类专业虚拟教研联盟,以提高河南经济统计学专业的人才培养质量为目标,将河南经济统计学跨校虚拟教研室作为传统实体教研室的重要补充,通过互联网技术开展“线上”与“线下”虚拟教研活动,充分发挥各个高校的优势资源,着重研究人才培养目标、定位、课程体系、课程思政、专业实践等重大教学问题,探索人才协同培养模式,推动教学研究和学术研究的协调发展与共同进步。

一、虚拟教研室的研究现状

在新冠疫情全球蔓延与信息技术网络化的双重作用下,虚拟教研室成为基层教研组织模式重构的新方向。这一新型教学组织具有显著的基础性、开放性、学术性和网络化特征,本质在于压缩空间、优化时间、整合资源,目的在于提升教学水平和人才培养质量(秦耀辰和付品德等,2022)。

国外关于虚拟教学的研究多数在于使用三维虚拟环境(3DVE)来模拟真实世界的体验、COVID-19大流行期间的远程教育、基于虚拟现实场景的英语在线课程教学系统的实现、虚拟现实技术在建筑教学法中的应用、后 COVID-19 大流行时代虚拟教学的挑战等。在国内关于虚拟教学的实践中,虚拟教研室尚是一件新事物。2021年7月,教育部高等教育司发布《关于开展虚拟教研室试点建设工作的通知》,我国才首次开展了高校虚拟教研室的评定工作。与教育部工作相衔接,河南也于2021年9月公布了评定的首批30个河南省高校虚拟教研室。从理论上讲,关于虚拟教研室建设的探索研究尚在起步阶段。根据“中国知网”的信息,讨论虚拟教研室方面的文章,迄今只有20篇左右。最早的一篇文章为《虚拟教研室在ERP沙盘实训课程中的运用》(周丽,2011);比较有分量的文章有《虚拟教研室:高校基层教研组织创新探索》(曾建潮和吴淑琴等,2020)、《虚拟教研室跨专业、跨地域教师的“思想碰撞”场》(陈曦,2021)、《高校虚拟教研室建设的理论与实践探索》(桑新民和贾义敏等,2021)等。

从领域上来说,虚拟教研室研究涉及:大数据背景下围绕国家一流专业的会计虚拟教研室建设(陈淑芳和贡晓军等,2022;西安财经大学);基于Web GIS的国际联合虚拟教研室(秦耀辰和付品德等,2022;河南大学);计算思维导论虚拟教研室(战德臣和聂兰顺等,2022;哈尔滨工业大学);新型区域性车辆工程虚拟教研室(黄鼎键和钟勇等,2022;福建工程学院);大数据行业应用虚拟教研室(尹波和周书仁等,2022;长沙理工大学)、“电路原理”课程虚拟教研室(谢劲和何吉,2022;清华大学)等。上述不同领域的虚拟教研室建设对提升教学质量和教研学术水平,破解高校科研与教学的矛盾具有重要意义。

在河南高校中,目前尚无关于经济统计学专业虚拟教研室建设的理论探讨和实践探索。河南省共有9所高校开设了经济统计学专业,基于中国高等教育学会“2022年度高等教育科学研究规划课题”,本课题组组建了河南省高效经济统计学虚拟教研室团队,涉及河南财经政法大学、郑州大学、河南大学、郑州航空工业管理学院、郑州财经学院5所高校。上述高校均是河南经济统计学专业中具有代表性的学校,同时与上海对外经贸大学联合开展了虚拟教研室活动,这也是在虚拟教研室建设问题研究和实践探索上不同省份高校之间的首次合作。

二、新文科背景下跨校虚拟教研室建设的必要性

(一)促进教育体制改革,落实“双一流”建设目标

“以人为本”是近年来我国高等教育理念的重大变化之一。推动教育改革的国家一流专业和一流课程的“双万”计划已经纳入了高校“双一流”建设目标当中,其中“线上一流课程、线下一流课程、线上线下混合同一流课程建设”使基层教学组织建设(虚拟教研室建设)成了教学质量工程中的重要内容。此外,虚拟教研室也是建设国家一流专业的重要组成部分,新文科背景下虚拟教研活动的开展可以有效推动国家一流专业和一流课程建设,同时可以在一流专业和一流课程建设中创新教育模式、优化教育资源、改变教育方式、丰富教育活动、更新教育理念、开展区域合作、促进学科融合、优化协同育人机制。由此可见,虚拟教研活动的开展已经成为数字化、智能化、信息化时代教育改革的趋势,也是落实国家教育改革计划和“双一

流”建设目标的重要途径。

(二)是信息化时代新型基层教学组织建设的重要探索

2021年7月,教育部发布了《关于开展虚拟教研室试点建设工作的通知》。河南于2021年8月开展了虚拟教研室建设的试点,发布的《关于进一步加强高等学校基层教学组织建设提高教学水平的指导意见》要求,加强基层教学组织建设,切实发挥省级优秀基层教学组织示范引领作用。虚拟教研组织的创新之处在于:①人员组成的多样化与灵活化;②教研方式在线化、协同化、智能化;③教研内容上采用名师、名专业、名课程;④教研空间跨区域、跨学科、跨校际;⑤教研活动多空间、多通道、多层次。总而言之,虚拟教研室是信息化时代新型基层教学组织创新发展的重要探索。

(三)培养服务于地方经济发展的应用型人才

虚拟教研活动不仅可以在高校组织之间开展,也可以联合企业实现高校“产—学—研”一体化发展。教研组织活动在为学科专业服务的同时,要以实践创新能力为人才培养目标,邀请企业、科研机构等单位的人员进入虚拟教研活动中,构建基于虚拟教研活动的“产—学—研”人才培养体系,依据市场产业发展动态调整人才培养方案与流程,逐步建立现代化的人才培养模式。因此,在信息化时代探索新型基层教学组织,研究跨校虚拟教研室建设问题,对于地方院校培养服务地方经济发展的应用型人才尤为重要。虚拟教研室实现强强联合和优势互补,不仅在专业人才培养方面实现了教学研究、教学组织和教学管理的形式创新,也能为虚拟教研室建设的经验探索和规律探寻提供一般性的借鉴。

三、跨校虚拟教研室建设的重点任务

基于中国高等教育学会“2022年度高等教育科学研究规划课题”组建的河南省经济统计学跨校虚拟教研室,计划利用1—2年的时间将该虚拟教研室建设成在河南领先、在全国具有地位的,新型的、示范性的优秀基层教学组织,核心是解决高校科研与教学上的资源问题,破除科研与教学在区域与空间上的限制性。其解决的主要问题和重要任务如下:

(一)设立跨校虚拟教研室组织机构

河南高校统计类专业虚拟教研联盟以河南财经

政法大学现有的“国家一流课程”(统计思想与学科前沿)和“国家一流专业”(统计学、经济统计学)为基础,联合其他高校统计类教研室组建河南高校统计类专业虚拟教研联盟,设立跨校虚拟教研室,主任拟由河南财经政法大学统计与大数据学院刘定平教授担任,5所高校经济统计学教研室主任为本虚拟教研室的副主任,上海对外经贸大学统计与信息学院为虚拟教研室的联合单位,虚拟教研室负责人所在学校经济统计学教研室主任担任秘书,相关学校的院长或教学副院长为工作协调人。为了充分发挥各学校的积极性和创造性,条件成熟后,跨校虚拟教研室的主任拟采用校际轮流制度,但一般应由教学名师、一流专业或一流课程负责人或相关专家担任。跨校虚拟教研室是管理模式的创新,“跨校”和“虚拟”是优势,但也有不足之处,如教研室负责人认定、教研活动频次、研讨内容、工作量认定、绩效考核、平台保障措施以及日常管理等方面可能会遇到众口难调的问题,需要管理方式的进一步更新和改造。

(二)开展创新性的在线教研交流

2022年4月,由上海对外经贸大学和河南财经政法大学联合举办,以“以课程建设为核心,提升专业建设水平”为主题的2022年虚拟教研研讨会已经在线成功举办,双方在应用统计学和经济统计学人才培养方案修订、公共统计学课程建设及一流本科课程建设方面进行了充分交流和研讨,江西财经大学、北京工商大学和内蒙古财经大学等学校对本次会议给予了高度评价。①在教研方式上,虚拟教研室实现在线化、协同化、智能化,通过建立跨校虚拟教研室工作群(微信群、钉钉群、QQ群等),定期开展在线学术会议和学术交流活动。②在教研内容上,可以采用视频会议等方式实现线上的“面对面”交流、教学研讨、新课试讲、课程分享等,为一流课程建设、一流专业建设、统计专业课程和教学大纲规划等提供经验借鉴。③在教研空间上,可以实现跨区域、跨学科、跨校际交流,突破空间限制,采用在线协同文档可以联合不同高校的师资力量和教师队伍,共同完成统计类人才培养方案、教学大纲、教材遴选、教案编写、课件编制、材料申报等重要教育教研任务。④在教研活动上实现多空间、多通道、多层次,通过网络交流工具全天候对讨论的话题、分享的资源等进行打点和标识,形成校际互动的图谱

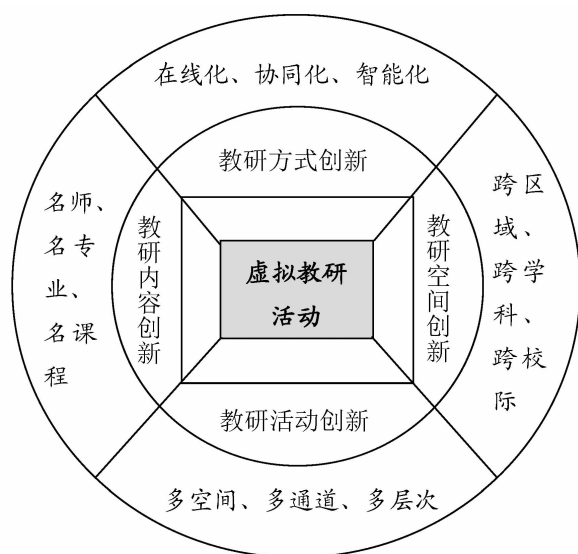


图1 创新性的虚拟教研活动

和资料库。

(三)一流专业和课程资源共建共享

联合上海对外经贸大学组建跨校虚拟教研室,既可以借助上海对外经贸大学统计与信息学院优质的教育教研资源,也可以集聚河南省5所高校经济统计学专业的力量,彼此在统计类学科建设、人才培养方案修订、编制主干课程教学大纲,以及在一流专业、一流课程、专业评估、学术会议、教学视频、电子课件、习题试题、教学案例、课程资源拓展等方面,发挥不同高校的专业优势,使各个高校的经济统计学专业学生都能通过网络共享优质的教育教学资源,发挥虚拟教研室“以点带面”的信息化优势。然而,虚拟教研室还需要注重与传统实体教研室的协调。跨校虚拟教研室是借助互联网技术,在教学研究、资源共享、特色人才培养等目标下,实现对传统教研室的形式增补,需要在

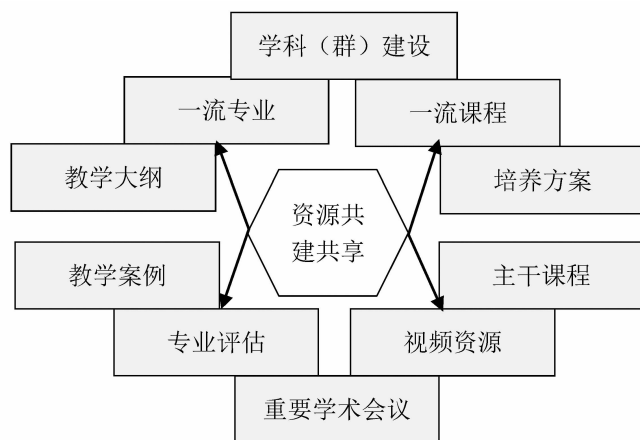


图2 虚拟教研活动资源共建共享

厘清虚拟教研室与各高校原有教研室之间的组织关系后,才能更好地去组织虚拟教学活动。

(四)开展教学师资队伍培训

开展师资培训是虚拟教研组织活动的重要内容。师资培训可以弥补校际师资力量不均衡问题,借鉴优秀师资队伍的教学教研经验,可以弥补学校专业队伍的不足,创造更好的教研学习环境。在培训过程中,专业虚拟教研组织活动可以接收来自学科专业类教学指导委员会、学科专业团队、教学名师的指导,组建适合自身专业发展的学科队伍。例如河南高校统计类专业虚拟教研联盟可以接受来自国家统计局、教育部高等学校统计类专业教学指导委员会、河南省统计类专业教学指导委员会等组织机构的指导,也可以与统计类国家一流专业(应用统计学、统计学、经济统计学等)团队进行沟通交流,学习对方的先进教学经验,结合自身的学科特色,发挥自身的学科优势。与此同时,依托灵活的教师培训活动,可以发挥省级优秀教学团队、中原教学名师、省级教学名师以及一流课程的示范带动效应,推动河南经济统计学专业青年教师的快速成长,构建“1+M+N”(依靠1门课程建设,带动M所高校教师参与,使N名学生教育受益)的教学组织模式。同时协同不同的高校举办“挑战杯”中国大学生创业计划、全国大学生统计建模大赛、全国市场调查与分析大赛等活动,提高学生参与全国创新大赛的经验与水平。

四、未来跨校虚拟教研室的建设路径

设立跨校虚拟教研室,旨在不打乱各高校原来的教研室格局和不影响原有的教学团队及人员的前提下,借助远程办公平台,就经济统计学专业的人才培养、教学实际问题和学科前沿热点进行研讨交流,共同推进河南经济统计学专业的人才培养质量。未来跨校虚拟教研室的建设路径如下:

(一)以一流专业和一流课程为基础,推动校际交叉融合发展

借助虚拟教研室平台可以实现高校之间统计类专业建设经验的分享,也可以实现不同学校之间统计类学科的交叉融合,在统计类一流专业和一流课程方面相互合作,推动河南统计类专业教育水平和课程建设水平的整体提升。如河南财经政法大学的统计学、经济统计学两个专业为国家一流本科专业建设点,“统

计思想与学科前沿”为国家级一流课程;郑州大学和河南大学获批经济统计学省级一流专业建设点;郑州航空工业管理学院的经济统计学为省级特色专业;郑州财经学院统计与大数据学院聘请中国人民大学知名专家担任院长。不同学校之间的资源特点和学校特色不同,可以进行优势互补,实现统计类学科的交叉融合发展。

(二)以创新性的教研模式,推动跨校资源共享

开展统计学虚拟教研活动既是教研模式的创新,也是教育理念和教育方式的创新。通过“云端”经常性和定期地开展统计类专业的教学研究和科研交流,既可以通过教研资源云端共享有效提升各学校的教研水平,也可以在定期交流中弥补学校教研资源的短板和不足,充分发挥云端平台给高校统计发展带来的机遇。如河南财经政法大学与郑州大学、河南大学等高校以及高等教育出版社等单位合作,出版了《统计学》《应用数理统计》等系列教材,且都是河南省和中国统计“十四五”规划重点教材。除此之外,高校之间也可以在“挑战杯”、统计建模大赛、市场调查与分析大赛等领域相互合作,资源共享。

(三)推动教师培养方式创新,组建优秀的跨校教学团队

以跨校交流合作为契机,组建统计学跨区域的教学指导团队,在经济统计专业专家的指导下,着眼于各校特色人才培养,在不同的学校组建特色教育团队,可以为不同高校的青年教师培训提供平台,提升高校青年教师的教育教学能力,推动新文科背景下教育方式和教育理念的变革。如与上海对外经贸大学联合,基于河南五所高校共同组建的河南省经济统计学跨校虚拟教研室,就是新文科背景下统计类专业建设的新尝试。◆

参考文献:

- [1]秦耀辰,付品德,闫卫阳,等.国际联合虚拟教研室的组织模式与实践探索:以 Web GIS 教研为例[J].高等理科教育,2022(2):94-99.
- [2]周丽.虚拟教研室在 ERP 沙盘实训课程中的运用[J].吉林省教育学院学报,2011,27(7):82-84.
- [3]曾建潮,吴淑琴,张春秀.虚拟教研室:高校基层教研组织创新探索[J].中国大学教学,2020(11):64-69.

- [4]陈曦.虚拟教研室跨专业、跨地域教师的“思想碰撞”场[N].科技日报,2021-08-05(006).
- [5]桑新民,贾义敏,焦建利,等.高校虚拟教研室建设的理论与实践探索[J].中国高教研究,2021(11):91-97.
- [6]陈淑芳,贡晓军,张静.大数据背景下基于国家一流专业的会计虚拟教研室的建设研究[J].内江科技,2022,43(3):86-87.
- [7]战德臣,聂兰顺,唐德凯,等.虚拟教研室:协同教研新形态[J].现代教育技术,2022,32(3):23-31.
- [1]黄鼎键,钟勇,查云飞,等.新型区域性车辆工程虚拟教研室建设思路与探索[J].机电技术,2022(1):97-99+109.
- [8]尹波,周书仁,桂彦.依托“大数据行业应用”虚拟教研室培养跨学科人才[J].电子质量,2022(1):103-106.
- [9]谢劲,何吉.“智能+”时代教研室的变革图景:虚拟教研室:以清华大学“电路原理”课程虚拟教研室为例[J].现代教育技术,2022,32(5):102-109.
- [10]尹建平,蔺玄晋,曾建潮.高校“课程思政”虚拟教研室建设实践与探索:以中北大学“师道”课程思政虚拟教研室建设为例[J].中北大学学报(社会科学版),2021,37(6):91-95.
- [11]严笑.大学本科虚拟教研室建设探析[J].高教论坛,2022(5):58-61.
- [12]陈彬,龚家琦.虚拟教研室:做好人才培养“最后一公里”的引领[N].中国科学报,2022-04-26(004).
- [13]李善寿,方潜生,杨亚龙,等.依托虚拟教研室打造专业教师发展共同体[J].安庆师范大学学报(自然科学版),2022,28(3):112-117.
- [14]胡健,陈后金,张菁,等.依托虚拟教研室提升课程教学质量:以北京交通大学“双培计划”为例[J].北京教育(高教),2018(5):56-58.
- [15]曾芳芳,陈雯,张晋昕,等.医学统计学虚拟教研室建设的思考与探索[J].高校医学教学研究(电子版),2022,12(3):13-16.
- [16]孙世杰.虚拟教研室:营造县域教研新生态[J].山东教育,2011(34):12-13.
- [17]董春桥,王秀萍,王琳玲.智慧虚拟教研室的建设和实践:以“环境监测”课程为例[J].高等工程教育研究,2022(5):119-123.

“十四五”时期信阳市浉河区 经济增长潜力测算研究

——基于生产函数法和 HP 滤波方法

李紫芸 朱姝烨

(信阳市浉河区统计局, 河南 信阳 464000)

摘要:信阳市浉河区正处于数字经济护航高质量发展的重点战略转型期,依托生产函数的基本原理,考虑资本、劳动产出弹性以及技术水平三要素,建立 AR 模型并利用 HP 滤波法对浉河区潜在经济增长展开测算,同时对“十四五”时期经济增长率进行了预测。结果显示,浉河区消费呈平稳增长态势,资本贡献率逐渐走低,全要素生产率缺口逐年扩大,五年平均增长速度为 5.4%。考虑到“十四五”时期全球经贸摩擦和新冠疫情引起的外部环境变化,浉河区实际年均增速将低于预测增速约 1 个百分点,最终达到 4.6%,技术进步和结构转型升级将逐渐发挥作用。在此基础上分析得出,“十四五”时期浉河区可以经济普查为契机,从稳消费、扩内需、活存量、促外资 4 个方面寻求经济增长支撑。对此,需要适时适度增加政策力度对冲外部不利因素影响,使实际增速不要过低于潜在增速,争取达到“十四五”规划预期增长目标。

关键词:潜在经济增长率;生产函数法;HP 滤波方法

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)06-0068-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.06.012

一、引言

在世界格局加快演变、国内经济下行等多重考验下,“十三五”时期信阳市浉河区经济走出一条“V”形曲线。百年变局交织世纪疫情,面对风高浪急的国际环境和艰巨繁重的国内改革发展稳定任务,叠加优化疫情防控措施给经济恢复带来的显著积极影响,浉河区经济呈持续恢复态势,彰显出底盘稳、韧性强的特点。但当前需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力仍然较大,经济恢复的基础尚不牢固。党的二十大报告指出,从现在起,中国共产党的中心任务就是团结带领全国各族人民全面建成社会主义现代化强国、实现第二个百年奋斗目标,以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴。因此,越是在形势复杂的关键节点,越要坚持稳字当头、稳中求进。保持经济稳定增长,推动高质量发展依旧是浉河区未来非常关键的任务,必须对“十四五”时期浉河区经济增长潜力和经济支撑有清晰的把握。

潜在经济增长率的研究和测算作为宏观经济领域的重要概念和分析工具,可以帮助政策制定者判断当前经济运行所处的周期阶段,为经济政策的制定提供依据,具有十分重要的现实意义。本文从问题提出、理论分析、实证分析以及政策研究四个部分逐步展开,通过潜在增长率的研究背景确定研究目的和意义、研究内容和方法、研究重点和难点。在实际运用中,潜在经济增长率并不像实际经济增长率那样可以通过统计方法直接获取,需要用规范的方法进行测算。本文采取趋势分析法以及生产函数法,通过对时间序列趋势分解,从需求结构上分析浉河区经济发展的支撑条件,利用生产函数法和 HP 滤波法测算“十四五”时期浉河区经济增长潜力。

本文的研究难点:一是缺乏更具有可靠性的研究方法。本文初期准备构建投入产出模型从部门行业角度研究经济增长潜力,但是投入产出表不下分到县区级,无法研究部门数据影响力,于是研究方向转变为

作者简介:李紫芸(1995—),女,河南信阳人,助理统计师,研究方向为综合统计分析;朱姝烨(1998—),女,河南信阳人,研究方向为综合统计分析。

基于生产函数模型从生产和需求方面测算经济增长潜力。二是专业支撑数据难以测算。在测算资本存量时,缺乏可靠的基本数据,用了多种代替指标,导致测算潜力产出缺口时数据拟合度未能达到更好的预期目标。

二、“十四五”时期浉河区经济增长支撑条件

浉河区作为信阳市的主城区、老城区和城市功能主体承载区,自1998年设立以来至2012年,经济运行基本处于两位数高速增长阶段。2013年开始,由于经济增长基数效应大,经济增长步入转变经济发展方式和调整经济结构的战略机遇期,增速区间回落到个位数,进入中高速增长阶段,经济新常态特征开始显现(见图1)。

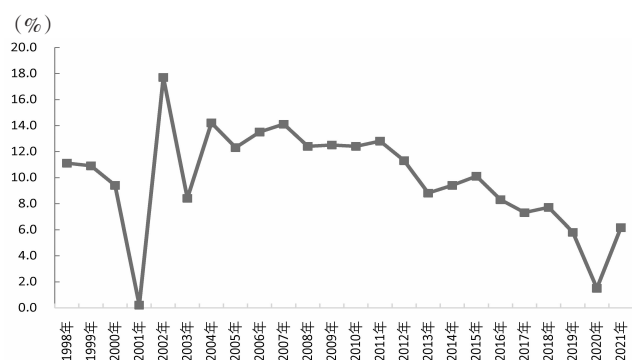


图1 1998—2021年浉河区地区生产总值增速变动趋势

(一)处于重大战略机遇期

习近平总书记亲临河南深入信阳革命老区视察重要讲话精神,为新阶段深入推进浉河区高质量发展提供了科学指引和根本遵循。《关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》《淮河生态经济带发展规划》等的落地实施,为浉河区发展带来了重大的机遇,必须站在新的历史方位,深刻把握新发展阶段新特征,充分发挥区域优势和资源禀赋,全面开启现代化幸福美好浉河建设新征程。

(二)宏观经济政策作用不断显现

浉河区委、区政府始终贯彻落实国家、省、市各项决策部署,坚持以新发展理念引领发展,以供给侧结构性改革为主线,统筹做好稳增长、促改革、调结构、惠民生、防风险、保稳定各项工作。“十四五”以来,浉河区产业升级纵深推进,文旅文创融合发展,城市更新与时俱进,交通路网持续优化,社会保障不断加强。

(三)需求结构持续改善

近年来,浉河区积极构建扩大内需长效机制,着力发挥消费的基础性作用和投资的关键性作用,消费市场稳中有固。2022年以来,“文化旅游+产业融合”体系进一步拓展,营商环境进一步优化,促销消费券逐

步发放,城乡居民收入与消费升级进一步加快,“十四五”期间浉河区消费市场潜力将加快释放,力促更多高质量重点项目投产达效。

三、“十四五”时期浉河区经济增长潜力测算

经济潜在产出是一个国家或地区在资本、劳动和技术得到最优和充分利用下能达到的最大经济产出。本文首先利用生产函数法与HP滤波测算出2000年以来浉河区潜在产出水平和潜在产出缺口,然后对实际产出构建一元线性回归方程预测“十四五”时期浉河实际经济增长率,最后利用生产函数法和HP滤波的测算结果与实际产出对比分析经济增长潜力点。

(一)数据处理及模型建立

本文采取柯布-道格拉斯生产函数,考虑资本存量、劳动投入质量、技术水平的影响,公式如下:

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

其中, Y_t 、 K_t 、 L_t 表示第t期的实际产出、资本投入和劳动力投入,A表示技术水平(全要素生产率,TFP), α 、 β 分别表示资本、劳动的产出弹性,为某一固定不变的常数。对式(1)两边取对数得:

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

假设规模收益不变,即 $\alpha + \beta = 1$,则

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

$$\text{或 } \ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = \ln(A) + \alpha \ln\left(\frac{K_t}{L_t}\right) \quad (4)$$

(二)指标选取

生产函数涉及资本存量、劳动投入、技术水平等指标,对数据质量的要求比较高,需要对数据进行大量处理。

1. 实际产出

根据2000—2021年现价GDP和基于1978年不变价格的GDP指数,推算出2000年以来不变价格的实际GDP。

2. 资本存量

资本投入采用永续盘存法估算2000—2020年资本存量。各年资本存量等于上一年度的资本存量加上本年度的资本增量,计算公式为 $K_t = I/P_t + (1 - \delta)K_{t-1}$, K_t 是t期以当期价格计价的总投资额, P_t 是t期的价格指数, δ 是折旧率。投资额使用当年的固定资本形成总额;由于固定资产投资价格指数在统计年鉴中不全,因此选用肖红叶和郝枫(2004)的算法,即用GDP平减指数(各年以2000年为基期的实际GDP÷当年的名义GDP)替代;参考张军和吴桂英等(2004)的估计结果,选择9.6%作为折旧率。用名义固定资本形成总额、GDP平减指数、名义资本形成总额测算出各年实际固

定资本形成总额及实际资本形成总额,推算出 2000 年的资本存量(2000 年不变价)。

3. 劳动投入

劳动力投入使用年末从业人员数。就劳动力投入数量而言,本文选取从业人员数代替劳动力存量。

(三)全要素生产率计算

对式(4)进行 OLS 估计,得到资本存量的产出弹性、劳动力的产出弹性。由模型回归结果可知, $\ln(K/L)$ 的系数估计是显著的,资本存量的产出弹性 α 为 0.700344,劳动力的产出弹性 β 为 0.299656。把 α 、 β 的

结果代入公式(1)变形 $TFP=e^{(\ln(\frac{Y}{L})-\alpha\ln(\frac{K}{L}))}$ 得出 2000—2020 年全要素生产率。

(四)潜在经济增长和产出缺口测算

利用 HP 滤波法估算出潜在的全要素生产率、资本存量及劳动力三要素,再利用已有的增长核算模型计算出潜在产出。HP 滤波法属于统计趋势分析法,周期方式和平滑度取决于平滑参数 λ 的取值,本文是年度数据,参考大部分文献操作选取 $\lambda=100$ 。运用 Eviews12.0 分解得到各要素趋势值如表 1 所示。

表 1 基于 HP 滤波法对潜在产出和产出缺口的估计结果

年份	潜在实际 GDP(亿元)	产出缺口 (亿元)	潜在资本 存量(亿元)	存量缺口 (亿元)	潜在全社会从 业人员(万人)	从业人员缺口 (万人)	潜在全要素 生产率	技术缺口
2000 年	19.11	16.48	30.91	46.63	31.71	0.58	9.69	-0.26
2001 年	27.86	7.81	51.15	31.94	32.40	-1.21	9.87	-0.77
2002 年	36.19	5.79	71.86	17.88	33.09	-0.20	10.04	-0.05
2003 年	44.58	0.93	93.82	3.75	33.79	0.50	10.19	-0.11
2004 年	53.35	-1.38	118.00	-10.03	34.48	1.96	10.33	0.20
2005 年	62.69	-4.33	145.40	-21.31	35.15	-0.93	10.42	0.51
2006 年	72.70	-6.46	176.92	-33.94	35.83	-0.76	10.48	0.68
2007 年	83.33	-7.75	213.24	-42.15	36.52	-1.05	10.48	0.71
2008 年	94.48	-5.37	254.73	-41.47	37.22	-1.74	10.43	0.87
2009 年	105.95	-5.70	301.30	-29.42	37.92	-1.74	10.34	0.32
2010 年	117.59	-4.91	352.46	-15.96	38.59	-0.64	10.23	-0.05
2011 年	129.30	-8.13	407.45	-16.21	39.19	2.17	10.11	-0.52
2012 年	141.07	-6.20	465.32	-16.23	39.66	1.59	10.02	-0.31
2013 年	152.91	-6.18	524.95	20.50	39.97	1.41	9.96	-0.75
2014 年	164.88	-4.36	585.10	17.29	40.11	1.53	9.94	-0.56
2015 年	177.03	-0.28	644.70	28.55	40.08	1.08	9.97	-0.39
2016 年	189.35	2.07	702.86	49.68	39.88	0.67	10.06	-0.41
2017 年	201.83	3.56	758.98	68.82	39.56	0.44	10.18	-0.46
2018 年	214.43	6.78	812.95	28.57	39.13	0.29	10.34	0.05
2019 年	227.09	6.95	865.36	-17.67	38.64	-1.44	10.53	0.61
2020 年	239.79	-2.24	917.09	-69.23	38.12	-2.51	10.71	0.73

产出缺口指实际产出与潜在产出的差值,反映了现有经济资源的利用程度。当实际产出超过潜在产出时,产出缺口为正,意味着市场需求强劲,供过于求,产能需要进一步扩大;产能过剩将导致产品价格进一步下跌,随着正缺口的扩大,经济过热。当实际产出低于潜在产出时,产出缺口为负,意味着市场需求不足,随着负差距的扩大,经济将进入衰退。

由表 1 可以看出,涪河区刚步入 21 世纪经济发展向好,产出缺口率达到近二十年的正向最大值,实际产出高于潜在产出。2004 年开始产值占比中投资上升、消费下降,投资变成了主要的经济驱动成分,但受 2003 年非典、2008 年金融危机影响,投资率受到一定的抑制,2009—2010 年国家采取积极的财政政策和适

度宽松的货币政策在一定程度上遏制了经济下滑,但是实际产出依然低于潜在产出,产出缺口为负。“十二五”时期,经济发展速度逐步放缓,面临着通货膨胀、投资过热、结构调整的多重风险,产业升级与生产力的发展处于低水平竞争力状态,生产技术创新不足,产业融合发展水平不高,经济发展处于增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期“三期叠加”阶段。“十三五”时期,涪河区经济由高速发展转向高质量发展,发展动力从主要依靠资源和低成本劳动力等要素投入转向创新驱动,2020 年受新冠疫情影响,经济发展出现断层下跌,产出缺口再次由正转负,就业缺口达到二十年来的最大负值。当前,产业资本和社会资本向虚拟经济倒流,实体经济发展遭遇缺资金、缺

人才和缺科技的问题,生产技术水平亟须提升,缺口逐年正向扩大,经济增长吸纳劳动力的作用减弱,不断积累的通胀压力和普遍出现的物价上涨影响了消费需求的增长,人才素质与市场需求的结构性矛盾也影响了就业规模的扩大。

四、“十四五”时期涪河区经济增长预测

(一)数据选取与测算

数据选取前文计算出的 2000—2021 年实际 GDP,检验其平稳性,利用 Eviews12.0 软件构建一元线性回归方程预测 2022—2025 年涪河区 GDP 增长率。

(二)单位根检验

由图 2 可以看出实际 GDP 含有常数项和时间趋势。为了降低时间序列带来的方差影响,对选取的变量进行对数变换,不会改变数据的性质和相关关系,数据更加平稳,也削弱了模型的共线性,对实际 GDP 序列取对数构建新序列 $\ln\text{GDPR}$ 。对原始序列进行 ADF

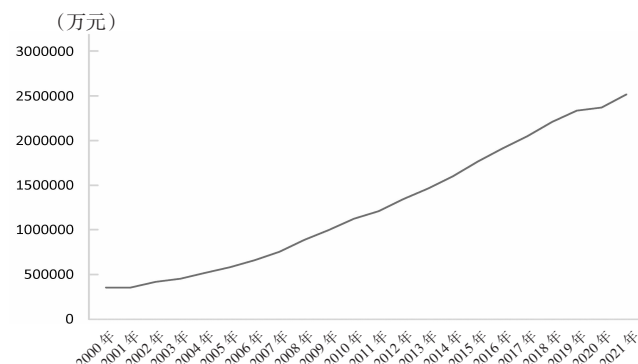


图2 2000—2020年涪河区实际GDP序列

检验(平稳性检验)。当序列所有统计性质不会随着时间的推移而发生变化时,该序列被称为平稳序列。单位根检验的目的在于验证时间序列数据是否平稳,避免回归方程中的伪回归现象,以便后续数据计量分析。进行检验选择含有常数和趋势,根据准则确定滞后阶数,检验结果如表2所示。

表2 ADF 平稳性检验表

变量	检验类型	ADF 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
GDPR	(c,t,2)	-3.655898	-4.467895	-3.644963	-3.261452	0.0490	非平稳
ΔGDPR	(c,t,2)	-3.682466	-4.498307	-3.658446	-3.268973	0.0478	非平稳
$\Delta^2\text{GDPR}$	(0,0,2)	-6.984361	-2.692358	-1.960171	-1.607051	0.0000	平稳
$\ln\text{GDPR}$	(c,t,2)	0.475932	-4.467895	-3.644963	-3.261452	0.9983	非平稳
$\ln\Delta\text{GDPR}$	(c,t,2)	-7.933255	-4.498307	-3.658446	-3.268973	0.0000	平稳

ADF 检验结果表明在 1%的显著性水平,GDPR、 ΔGDPR 、 $\ln\text{GDPR}$ 序列为非平稳序列。 $\Delta^2\text{GDPR}$ 、 $\ln\Delta\text{GDPR}$ 的 ADF 检验结果表明,二阶差分序列在 1%的显著性水平下拒绝原假设,二阶差分序列是平稳的,因此可以确定实际 GDP 序列是 2 阶单整序列,即 $\text{GDPR} \sim I(2)$ 。

(三)模型预测

因为自相关系数和偏自相关系数均在 2 倍标准差范围内,自相关系数拖尾,偏自相系数 2 阶截尾,所以确定拟合模型为 AR(2)。参数显著性检验显示两参数的 t 统计量的 P 值均小于 0.05,即两个参数均显著,所以 AR(2)模型是该序列的有效拟合。对 2022—2025

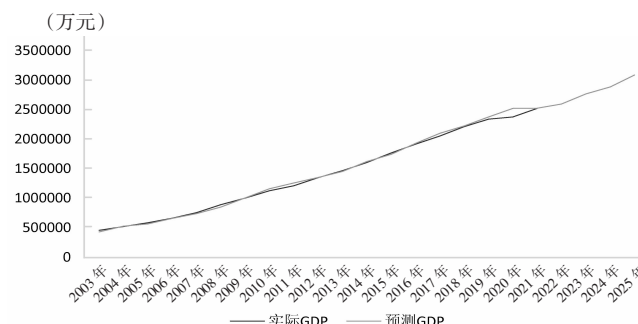


图3 AR(2)模型拟合预测图

年的实际 GDP 进行预测。

根据预测的实际 GDP 绝对值算出未来四年的涪河区生产总值增长率如表 3 所示。

表3 2021—2025年涪河区生产总值预测增速

年份	2021 年	2022 年	2023 年	2024 年	2025 年
GDP 增速	6.16%	3.04%	6.65%	4.19%	7.01%

经测算,“十四五”期间涪河区 GDP 年均增长 5.4%,但是由于模型未考虑动态空间因素变动,受新冠疫情、全球经贸摩擦影响以及劳动投入质量在产业结构分布不均衡等影响,估计每年实际增长率将比模型预测的低 1 个百分点左右,认为“十四五”期间涪河区 GDP 年均增长 4.6%。

五、结论及建议

本文利用生产函数模型解构经济增长支撑三要素体系,剖析经济结构变动趋势,构建 AR 模型预测“十四五”时期涪河区经济增长率。结果表明:涪河区原有的产业要素基础在“十四五”时期可以保持一定的增长速度,但是支撑力度不足,仅能够按 4%左右的

潜在增速平稳增长。复杂严峻的国际国内形势下,涿河区需在推动高质量发展上开创新局面,要建立健全有效需求体系支撑经济稳定增长,倒逼涿河区产业优化升级,塑造开放新优势。基于本文的研究,对涿河区“十四五”经济增长提出以下建议:

(一)以群众需求为导向扩大内需,推动消费平稳增长

涿河区作为信阳市的老城区具有扎实的市场基础,消费是经济增长的主拉动力,在后疫情时代国内市场主导国民经济循环该特征会更加明显,居民消费优化升级同现代科技和生产方式相结合,内在稳定经济增长方面的拉动作用将会更加凸显。2022年12月中共中央、国务院印发了《扩大内需战略规划纲要(2022—2035年)》,扩大内需机遇和挑战都有新的发展变化,必须牢牢把握扩大内需这个战略基点,加快培育完整内需体系,确保国内大循环畅通无阻,促进国际国内双循环良性互动。一是提高城乡居民收入水平,多渠道增加居民工资性、财产性和经营性收入,形成收入增加—消费升级—产业优化—经济增长—民生改善的良性循环。二是依托国内大市场优势,聚焦豫鄂皖市场,立足大别山革命老区、淮河生态经济带、中原经济区,对接长江经济带、黄河流域生态保护和高质量发展,依托京广铁路,以积极融入“一带一路”和河南省“四路协同”为抓手,找准着力点和突破口,提高内需对经济增长的贡献率。三是着力培育外贸主体。依托中国(河南)自由贸易试验区、郑州航空港经济综合实验区的辐射带动作用,加大对外贸出口型企业的帮扶力度,培育一批具有出口潜力的企业,融入国内外产业链、供应链。

(二)提高资本的利用效率,盘活资本存量

以经济转型和补足短板为导向,在生态和关键技术方面挖掘新的投资增长点。以升级消费需求为契机,加大对短板领域和薄弱环节的投资,着重提升投资效率,加大在新型基础设施、先进制造业领域投资。强化项目带动能力,拓展投资空间,充分激发民间投资活力,带动经济高质量发展。一是着力扩大制造业投资,提升产业体系现代化水平,重点聚焦“掐脖子”领域和技术投资,将稳定制造业发展作为扩大有效投资的重中之重,鼓励企业加大设备更新和技术改造投资力度,扩大战略性新兴产业投资,支持实体经济转型发展。二是有效发掘和拓展产业投资空间,以战略性新兴产业投资为主方向,聚焦产业补链、强链、延链,充分发掘产业投资机会。通过企业的绿色化、信息化、智能化改造拉动投资,以产业基金为带动,吸引多方资金要素,以投资夯实产业发展质量。三是提高资本

使用效率,吸引社会资本参与盘活城市老旧资产资源,合理支持新项目建设,重新配置存量资本,使闲置资本充分发挥作用,促进低增值率资本向高增值率转移。

(三)推进技术创新,优化资源配置效率

涿河区传统生产要素增长后劲不足,技术缺口逐年增大,全要素生产率的提升是高质量发展时期拉动区域经济增长的主要动力,增加有效技术供给是提高全要素生产率的根本,需要通过技术进步和结构转型升级发挥作用。必须坚持科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力,通过产业优化升级和人力资本质量提升,提高劳动生产率。

(四)以大型普查为契机,优化产业结构

2023年是投入产出调查和第五次全国经济普查年,将对涿河区经济做一次高质量的“体检”,全面摸清第二产业和第三产业的发展规模、结构和效益等信息。涿河区正处于数字经济护航高质量发展的重要战略转型期,通过经济普查获得行业、企业详细信息,对调整产业结构有很大帮助。要抓好工业、投资、建筑、金融、批零住餐、服务业、交通运输仓储和邮政等重点行业的统计工作,吃透统一核算新体系,把各行业部门及重点企业对外部经济增长的影响摸清摸透,并以此为基础,调整优化涿河区产业结构。◆

参考文献:

- [1]韩磊.“十四五”时期江苏经济增长潜力测算及支撑分析[J].现代管理科学,2021(7):31-40.
- [2]田梦思.中国潜在经济增长率的短期预测[D].广州:暨南大学,2020.
- [3]马晓玲,蒙卫华.“十四五”时期广东潜在经济增长率研究:基于生产函数法的预测[J].广东经济,2019(7):72-77.
- [4]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.
- [5]肖红叶,郝枫.京津沪资本存量估算与经济增长因素比较研究[J].现代财经—天津财经学院学报,2004(7):3-7+25.
- [6]廖信林,汪玉兵,吴友群.中国潜在经济增长研究:基于不同平滑参数的HP滤波[J].池州学院学报,2017,31(1):51-54.
- [7]王燕.应用时间序列分析:第三版[M].北京:中国人民大学出版社,2012:19.
- [8]张庆岩.关于广西经济增长“合理区间”的实证分析:基于HP滤波法和ARIMA模型对广西潜在经济增长率的研究[J].市场论坛,2022(2):1-6.
- [9]张帅.中国潜在产出测算及经济增长趋势分析[D].北京:首都经济贸易大学,2015.