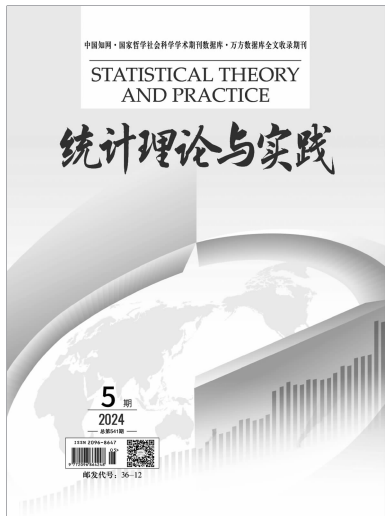




2024年第5期(总第541期)

主管单位:河南省社会科学院
主办单位:河南省社会科学院
出版单位:《统计理论与实践》编辑部
出版地址:河南省郑州市郑东新区
恭秀路16号
国内发行:河南省邮政报刊发行局
国外发行:中国国际图书贸易总公司
本刊承印:河南豫统印刷有限公司
连续出版物号:ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8
出版日期:每月25日
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
投稿邮箱:tjllys@vip.sina.com
网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:王承哲

编委会副主任:李同新 王玲杰

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:曹 明

主 编:曹 明

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个月后不见采用或通知,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。
●本刊不向作者收取任何形式的费用,没有委托任何机构或个人进行征稿或代为收稿,也不会以“抽查数据”“发送论文PDF”等理由联系作者,请广大作者和读者注意辨别,切勿上当受骗。若因轻信虚假信息造成损失,责任自负。

目录 CONTENTS

● 绿色发展专题

中国碳排放市场尾部风险相依结构及溢出效应研究	袁 靖 吴文博 陈 洋 于涵如 / 3
区域能源转型的影响因素识别	杜明军 / 10

● 数字经济

数字经济发展是否缩小了城乡收入差距?	周国富 栾悦欣 刘思羽 / 20
数字基础设施建设对城乡融合发展的影响 ——基于省际面板数据的实证检验	肖春梅 程意婷 / 28

● 区域发展

中国经济韧性的分布动态、地区差异与收敛分析	董兴志 梁珍珍 刘昱瑾 / 35
河南省县域城乡收入差距的时空特征及影响因素研究	袁 宁 / 42

● 产业解读

创新视域下中国高新技术产业集群竞争力评估与地区比较	孙治宇 夏梦云 孙韵秋 / 48
产业集聚类型对城市经济韧性的多重影响效应研究	李新武 姚保帅 黄 蕊 / 56

● 实践探索

乡村振兴视域下文科生社会实践育人水平提升探析 ——基于河南农业院校的统计调查	徐会苹 李 劼 赵友平 张 旭 / 63
“双支柱”调控政策、贷款质量与银行风险溢出关系研究	李 程 杨 奕 / 66

中国碳排放市场尾部风险相依结构及溢出效应研究

袁靖 吴文博 陈洋 于涵如

(山东工商学院 统计学院, 山东 烟台, 264005)

摘要:采用分层阿基米德 copula 及小波分析方法,分析中国 5 个碳排放权交易市场的尾部风险相依结构及溢出效应。结果显示:广东、深圳碳排放市场的尾部风险相依处在第一层次,上海碳排放市场、北京碳排放市场、湖北碳排放市场分处于第二、三、四层次;Gumbel 生成元的 copula 的四层相依系数分别为 2.129、2.017、1.813、1.658,Clayton 生成元的 copula 的四层相依系数分别为 1.727、1.641、1.522、1.464, Frank 生成元的 copula 的四层相依系数分别为 6.663、6.134、5.927、5.533,意味着中国 5 个碳排放权市场间的尾部风险相依程度整体偏高。小波分析结果显示,5 个市场尾部风险单向波动溢出关系根据溢出强度依次为:湖北碳排放市场对北京碳排放市场,上海碳排放市场对深圳碳排放市场,深圳碳排放市场对湖北碳排放市场;双向波动溢出效应根据溢出强度依次为:北京碳排放市场与广东碳排放市场间,上海碳排放市场与北京碳排放市场间。与已有研究结果不同的是,深圳碳排放市场是最大风险溢出市场,湖北碳排放市场是最大的溢入市场,且 2022 年之后 5 个碳排放市场间波动溢出效应明显增强。

关键词:碳排放;尾部风险;分层阿基米德 copula;小波分析

中图分类号:X196

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0003-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.05.001

一、引言及文献综述

为促进全球温室气体减排,各国先后签署公约与协议,以国际公法为依据交易温室气体减排量,把市场机制作为解决以二氧化碳为代表的温室气体减排问题的新路径,以法规的形式限制温室气体排放。发达国家从 2005 年开始承担减排义务,通过碳排放市场等方式灵活完成减排任务;发展中国家从 2012 年开始参与减排的同时获得相关技术和资金。中国碳排放市场于 2011 年启动建设,以 2013 年 6 月深圳碳交易所的启动为起点,分阶段、有步骤陆续启动了北京、广东、上海、天津、湖北和重庆等碳排放交易试点,后又新增四川和福建两个交易市场,直到 2017 年底正式启动全国碳排放权交易体系。中国作为最大的发展中

国家和拥有最大碳排放量国家,是最具潜力的碳减排市场 (Oberndorfer,2009;Bredin 和 Hyde 等,2014;Oestreich 和 Tsiakas,2015;Chang 和 Chen 等,2018;Lin 和 Chen,2019;Stoerk 和 Dudek 等,2019;Wen 和 Wu 等,2020;Zhang 和 Luo 等,2022)^[1-8]。目前试点区域市场条块分割,价格波动风险增加,交易机制和管理体制等缺乏区域协同联动机制,无法与全国碳排放市场更好衔接。全国统一碳排放市场成立初期,交易尚不活跃,机制尚待完善,监管体系建设有待强化。因此,充分发挥碳排放市场示范作用,整合市场资源,有效利用市场间整体联动关系和溢出关系,推动区域碳市场与全国统一碳排放市场协同发展,具有深刻意义。

已有文献对中国碳排放市场间风险溢出效应进

基金项目:国家社会科学基金项目“碳减排政策、环境质量与经济增长的一般均衡分析级传导路径研究”(19CJL007)。

作者简介:袁靖(1977—),女,山东聊城人,博士,教授,研究方向为金融统计分析;吴文博(1996—),男,山东潍坊人,硕士研究生,研究方向为应用统计分析;陈洋(1998—),女,内蒙古通辽人,硕士研究生,研究方向为应用统计分析;于涵如(1998—),女,山东淄博人,硕士研究生,研究方向为金融统计分析。

行了大量研究,包括采用 VAR 和 TVP-VAR 模型下 (Diebold 和 Yilmaz, 2014)^[9]的溢出效应方法、MS-DCC-GARCH、STR-EGARCH、MVGARCH、BEKK-GARCH 和 DCCGARCH 等。王倩和高翠云(2016)^[10]采用 VAR-GARCH-BEKK 模型对我国 6 个碳排放市场收益率溢出效应进行分析,认为其溢出效应具有显著的不对称性和高度关联性。李旻和郑培江(2020)^[11]对我国北京、上海、广东、湖北和重庆碳排放市场进行收益率特征分析,发现市场间存在溢出效应但整体联动性不强。Zhu 和 Zhou 等(2020)^[12]运用常规藤曼方法验证了深圳和广东市场间的风险溢出效应。Guo 和 Feng (2021)^[13]分析我国 6 个碳排放市场收益率溢出效应,结论是溢出效应较小。Xiao 和 Ma 等(2022)^[14]分析我国碳排放市场收益率和波动率溢出效应,显示北京是最大的溢出效应市场,广东是最大的风险接受市场,各市场间溢出效应显著。以上溢出效应分析存在两个问题:(1)已有文献均采用中国各个碳排放市场收益率及 GARCH 模型提取的波动率进行分析,但当前投资者及政策制定者更关心金融市场的尾部风险;(2)已有文献得到的溢出效应均为两两之间的溢出效应,没有体现所有碳排放市场间的风险分层相依结构。

本文采用分层阿基米德 Copula 模型(包括 Gumbel、Clayton 和 Frank 生成函数下的分层阿基米德 Copula 模型)对中国 5 个碳排放市场(北京、上海、广东、深圳和湖北碳排放权交易市场)间尾部风险相依结构进行分析,采用小波分析对尾部风险溢出效应进行分析,以准确定位风险源头,为今后我国碳排放市场的建设提供科学参考。

二、模型构建

(一)边缘分布模型

根据现有理论,两个变量的联合密度函数可分解为边缘密度函数和 Copula 函数的乘积,因此边缘分布是构建 Copula 函数的前提条件,换言之,边缘分布的拟合优劣将影响时间序列尾部风险相依的刻画精确度。考虑到金融时间序列存在尖峰厚尾、波动集群、自相关和杠杆效应等特征,本文采用 GARCH 族模型拟合金融变量的边缘分布。在 GARCH 模型基础上提出的指数 GARCH(EGARCH)模型能够较好地克服 GARCH 模型参数限制严等不足,具体表示如下:

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^m \varphi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad (2)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

其中, μ 、 φ 和 λ 为均值方程(ARMA)的系数; ω 、 α 和 β 为方差方程(EGARCH)的系数。ARMA 模型描述收益的均值,为均值方程;GARCH 模型描述收益的波动率,为波动率方程。与 GARCH 模型不同,EGARCH 模型的参数没有严格的非负限制,是 EGARCH 模型的优点。此外,EGARCH 模型能检验时间序列是否具有杠杆效应,即当 ε_{t-i} 大于零时,市场有利好消息,则整体波动效应为 $(1+\gamma_i)|\varepsilon_{t-i}|$;相反,当 ε_{t-i} 小于零时,市场有利空信息,波动效应则为 $(1-\gamma_i)|\varepsilon_{t-i}|$ 。一般来说,利空信息会带来更大的波动冲击,因此 γ_i 被期望为负值。本文利用 EGARCH 模型刻画碳排放市场时间序列边缘分布的同时,检验其在不同市场信息冲击下波动状态有何变化。采用 ARMA 和 EGARCH 模型提取中国 5 个碳排放市场价格收益率和波动率,然后采用分层阿基米德 Copula 模型对其波动率的尾部风险相依结构进行详细分析。

(二)分层阿基米德 Copula 模型

阿基米德 Copula 函数如下:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_n; \theta) = \varphi_\theta^{-1}(\varphi_\theta^{-1}(u_1) + \dots + \varphi_\theta^{-1}(u_n)), \quad u_1, u_2, \dots, u_n \in [0, 1] \quad (4)$$

其中, $\varphi_\theta(\cdot) \in \Omega$ 被称为生成元。常见的阿基米德 Copula 函数生成元包括 Gumbel copula、Clayton copula、Frank copula 等。Gumbel copula 的密度函数具有非对称性,分布呈 J 字形,即下尾低上尾高,其分布的上尾部分变化敏感,能够准确捕捉到金融变量间的上尾相依结构。与 Gumbel Copula 函数相反,Clayton Copula 函数密度分布呈 L 字形,即下尾高上尾低,其分布的下尾部分变化敏感,能够精确反映下尾相依程度。Frank copula 函数能够弥补前两个函数的不足,同时刻画变量间的负相关性。对 k 个变量的完全嵌套分层阿基米德 Copula 模型,可用下式表示:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_k; \theta) = C_{k-1}[C_{k-2}(u_1, u_2, \dots, u_{k-1}), u_k] = \varphi_{\theta_{k-1}}^{-1}[\varphi_{\theta_{k-1}}^{-1} C_{k-2}(u_1, u_2, \dots, u_{k-1}) + \varphi_{\theta_{k-1}}^{-1}(u_k)] \quad (5)$$

其中, $C_i(u_1, u_2, \dots, u_{i+1}) = \varphi_i^{-1}[\varphi_i^{-1}[C_{i-1}(u_1, u_2, \dots, u_i)] + \varphi_i^{-1}(u_{i+1})]$, $i=2, 3, \dots, k-1$, 且 $C_1 = \varphi_1^{-1}(\varphi_1^{-1}(u_1) + \varphi_1^{-1}(u_2) + \dots + \varphi_1^{-1}(u_n))$ 。

表 1 各碳排放市场收益率描述性统计结果及 ADF 检验结果

	平均值	标准差	偏度系数	峰度系数	JB 检验统计量	ADF 检验统计量	ARCH-LM 检验统计量
BJ	0.0052	6.4746	-0.5083	9.1958	2999.3***	-44.9028***	213.567***
SH	0.0012	6.1086	1.7462	76.6505	413634.9***	-45.3821***	238.723***
GD	-0.0274	17.6671	-0.4633	45.0328	134486.4***	-20.18***	194.680***
SZ	-0.1235	31.3691	0.3972	25.7336	39369.34***	-31.3135***	383.527***
HB	0.0277	3.9097	0.0797	9.7038	3421.214***	-36.4751***	274.590***

注: **、*** 分别代表在 5%、1% 显著性水平拒绝原假设, 表 2 同; JB 检验原假设为变量服从正态分布; ADF 检验原假设为变量存在单位根, 即变量为不平稳变量; ARCH-LM 检验原假设为变量不存在异方差效应。

(三) 边缘分布参数估计

为精确刻画碳排放市场的尖峰厚尾、杠杆效应, 采用 EGARCH(1,1) 模型刻画条件方差, 均值方程采用 ARMA(1,1) 模型, 误差项采用 t 分布, 结果见表 2。可

知所有 α 在统计上都不显著, 说明其残差可能对波动率没有影响。所有 β 在 1% 水平下显著, 说明最后一期波动率对当前波动率的影响非常大。 γ 均大于零, 且在 1% 水平下显著, 说明波动率杠杆化程度较高。

表 2 EGARCH 模型参数估计结果

	BJ	SH	GD	SZ	HB
μ	-0.0001 (0.0002)	-0.0008 (0.0002)	0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0004)	-0.0001 (0.0001)
φ	0.123** (0.056)	-0.217*** (0.013)	0.71** (0.013)	0.15** (0.017)	-0.233** (0.005)
λ	-0.17*** (0.054)	0.16*** (0.009)	-0.74*** (0.012)	-0.19*** (0.017)	0.12*** (0.045)
ω	-0.09*** (0.0077)	-0.03*** (0.0046)	-0.05*** (0.0058)	-0.04*** (0.0031)	-0.07*** (0.0071)
α	0.0136 (0.0181)	-0.009 (0.0176)	0.02 (0.014)	-0.02 (0.02)	0.007 (0.012)
β	0.989*** (0.0008)	0.996*** (0.0005)	0.994*** (0.0007)	0.991*** (0.0001)	0.967*** (0.0005)
γ	0.159*** (0.0061)	0.131*** (0.005)	0.132*** (0.007)	0.196*** (0.004)	0.1113 (0.0021)
AIC	12.79	12.74	12.96	12.87	11.91
Log likelihood	1833.37	1775.27	1862.38	1819.26	1693.11
ARCH test	0.89	0.83	0.82	0.88	0.87

注: 括号内是标准误差, ARCH 检验是具有剩余序列滞后 5 阶异方差检验的 p 值。

(四) 我国 5 个碳排放市场间风险相依结构

分别提取 5 个市场的边缘分布 EGARCH 模型的残差和条件方差, 对残差进行标准化获得新的序列。按照式(6), 利用 Gumbel、Clayton、Frank 三个生成元对新

的时间序列进行分析, 拟合 5 个市场的尾部风险相依结构和风险相依水平。5 个市场的风险相依系数见表 3, 分层结构见图 1。

表 3 基于分层阿基米德 Copula 模型的风险相依系数

	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	Log likelihood
Gumbel	2.129	2.017	1.813	1.659	1507.18
Clayton	1.727	1.641	1.522	1.464	1521.66
Frank	6.663	6.134	5.927	5.533	1566.08

结果显示, 5 个碳排放市场间都存在尾部风险相依关系, 但强弱有别, 且风险相依结构为四个层次。由图 1 可知, 通过三个生成元拟合的 5 个市场的风险相依结构相同, 其中广东和深圳碳排放市场属于第一层, 上海在第二层, 北京和湖北分别在第三和第四层, 从第一层到第四层的风险相依程度依次减弱, 但是第四

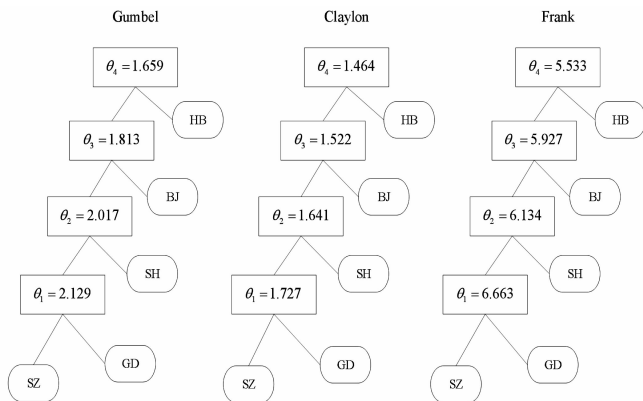


图1 5个碳排放市场间多元copula分层风险相依结构

层和第三层的风险相依关系相差不大。表3显示 Frank生成元的似然比值为1566.08,所以本文认为以 Frank生成元刻画的5个碳排放市场的尾部风险相依性更加可靠。

广东、深圳碳排放市场的尾部风险相依处在第一层次,预示着两市场的尾部风险相依性最强。当前,全国统一碳排放市场交易中心设在上海,碳配额登记系统位于湖北武汉,湖北与上海分别负责企业的注册与交易,共同担任全国统一碳交易体系的支柱角色。中国在碳交易试点阶段碳交易产品分为两类:第一类是配额,是碳排放权交易的基础性环节,由试点地区政府发放;第二类是中国核证减排量,是国内自愿减排项目产生的减排量。试点碳排放市场以免费分配配额的分配方式为主,碳配额分配总量较为宽松,上海和广东等碳排放市场甚至存在多年配额一次性发放的情况,

在配额过剩和配额抵消机制的双重作用下,市场交易价格偏低。截至2021年10月,全国碳排放配额累计成交量超1.9亿吨,累计成交额8.6亿元。从成交总额看,碳排放试点市场从高到低顺次为湖北、广东、北京、深圳、上海;从成交总量看,碳排放试点市场从大到小顺次为广东、湖北、深圳、上海、北京。第二层次的上海碳排放市场和第一层次的深圳、广东碳排放市场参与碳交易的排放单位非常相近,因此三者间风险相依性较高。第三层的北京碳排放市场和第四层的湖北碳排放市场的尾部风险相依性虽然低于深圳碳排放市场和上海碳排放市场,但其相依系数绝对值较高。湖北碳排放市场开放活跃,控排参与主体包括企业和个人,碳配额二级市场累计成交量约占全国总量的1/2,成交额超全国总额的1/2。因此,湖北碳排放市场作为碳交易试点市场中发展最为成熟的碳排放市场,其尾部风险最小。

中国5个碳排放市场间的尾部风险相依程度整体偏高。若某一市场发生极端风险,风险会首先冲击最近层次的市场,然后向其他层次的市场蔓延。因此,政府和行业监管部门应根据风险相依结构的层次关系,有先后、有轻重地统筹管理风险。

(五)尾部风险溢出效应分析

根据前文采用EGARCH-ARMA提取的5个碳排放市场的波动率,对5个碳排放市场波动率做小波分析相干图,计算5个碳排放市场间波动率两两之间的小波相位差。

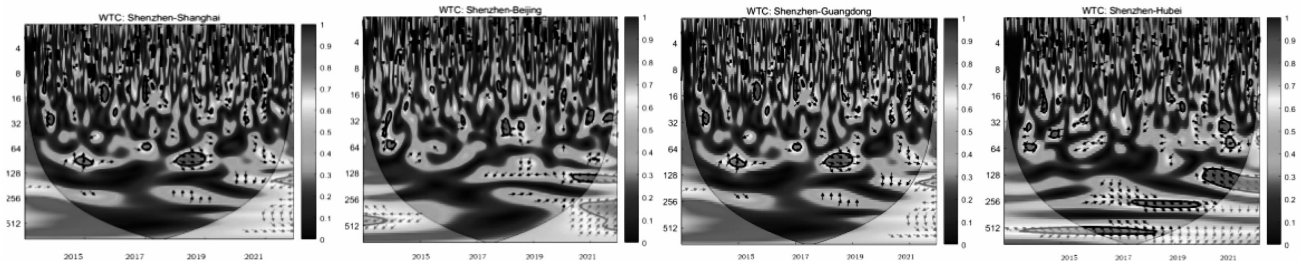


图2 深圳碳排放市场与其他4个碳排放市场间波动率小波相干图

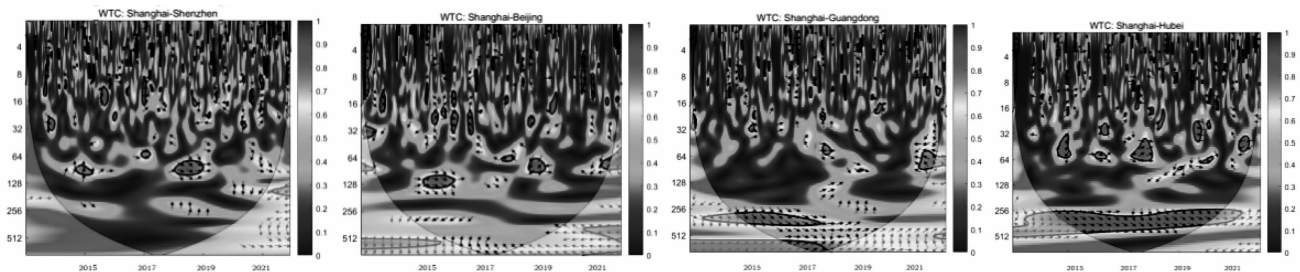


图3 上海碳排放市场与其他4个碳排放市场间波动率小波相干图

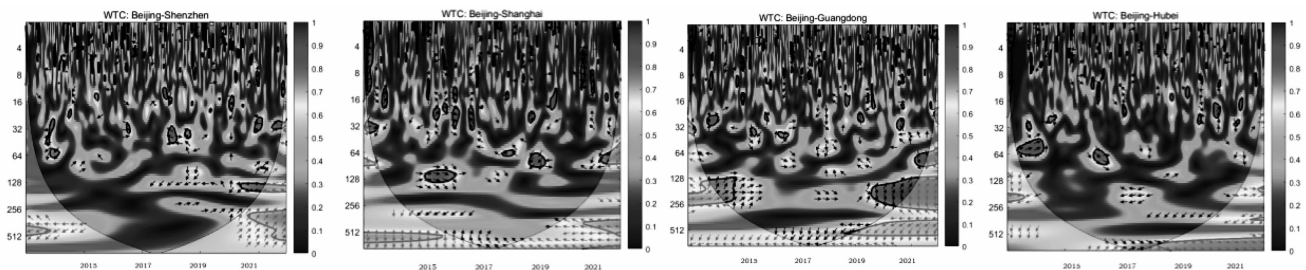


图4 北京碳排放市场与其他4个碳排放市场间波动率小波相干图

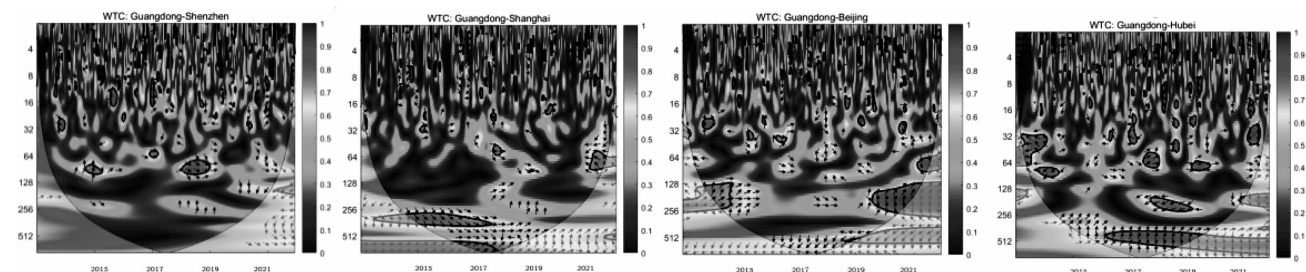


图5 广东碳排放市场与其他4个碳排放市场间波动率小波相干图

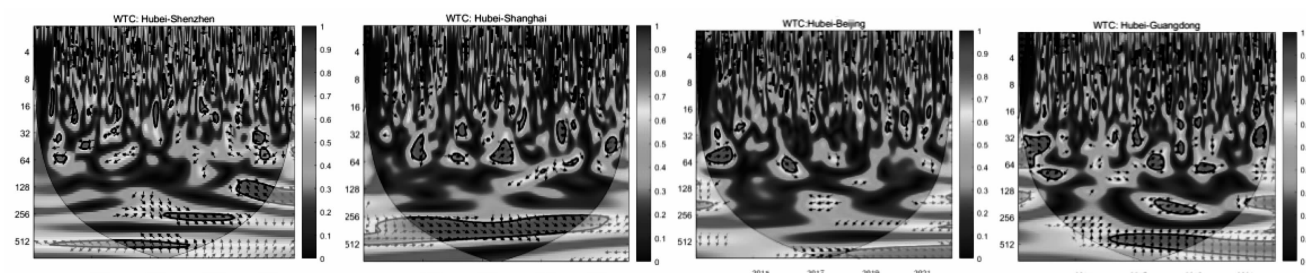


图6 湖北碳排放市场与其他4个碳排放市场间波动率小波相干图

注:相位差用黑色箭头表示。零相位差意味着两个级数一起运动。两个序列处于同相(反相)或正相关(负相关)时,箭头指向右(左)。箭头向上表示第一个时间序列领先第二个时间序列 $\pi/2$, 箭头向下表示第二个时间序列领先第一个时间序列 $\pi/2$ 。“→”箭头表明两个变量变化同步(相互之间存在周期性影响),“←”箭头表明两个变量不同步(反周期性影响)。

图2—图6给出了小波相干分析,显示了中国5个碳排放市场波动率之间的变化。可以看出:(1)深圳碳排放市场是我国首个成立的碳交易试点市场,且深圳经济发达对碳排放市场的协同发展相对更重视,故波动溢出关系活跃;(2)发展越成熟、参与度越高的市场对其他市场的溢出效应越强,如湖北碳排放市场开放活跃,与其他碳排放市场间溢出关系较为明显;(3)北京、上海、广东碳排放市场地处政治、经济中心,从经济协同发展、政策支持方面都对碳排放市场的建设和管理起到良好推动作用,市场间的波动溢出效应较为显著;(4)单向波动溢出关系根据溢出强度依次为湖北碳排放市场对北京碳排放市场,上海碳排放市场对深圳碳排放市场,深圳碳排放市场对湖北碳排放市场;

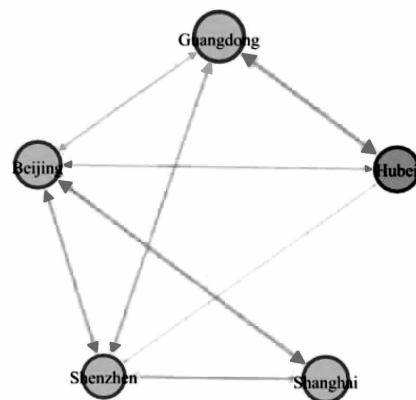


图7 5个碳排放市场波动率溢出效应网络联通图

注:箭头代表溢出方向,灰色阴影代表溢入,黑色阴影代表溢出。

(5)双向波动溢出效应根据溢出强度依次为北京碳排放市场与广东碳排放市场间,上海碳排放市场与北京碳排放市场间;(6)2022年之后5个市场间的溢出效应明显增强。

对其溢出效应做网络连通图,结果显示5个市场节点之间相互联系无孤立节点。北京碳排放市场与其他4个碳排放市场间都存在双向波动溢出;上海碳排放市场对北京碳排放市场以及深圳碳排放市场存在波动溢出;深圳碳排放市场是最大风险溢出市场,湖北碳排放市场是最大的溢入市场。究其原因,湖北碳排放市场是5个碳排放市场中最成熟的市场,对其他市场的溢出效应较弱,但会受到其他市场风险溢出效应的影响。

四、对策建议

综合看,5个市场存在高度关联性,这一关联性使现阶段试点碳排放市场的发展符合整合要求与价格调控目标,投资者进行投资、政府制定法规政策以及全国碳排放市场构建时,应考虑以下几点:(1)投资者在投资某一碳排放市场的产品时,应综合考虑其他碳排放市场对该市场的溢出效应,而非仅观测某一市场的价格变动,深圳碳排放市场的价格波动尤其值得关注。(2)地方政府管理碳价格时,不仅要考虑自身经济与碳交易现状,也应考虑其他地区的减排政策、碳排放市场运行情况,明确波动源头。(3)地方政府应针对碳排放市场在尾部风险结构相依和溢出效应网络中的不同地位和作用,完善碳排放市场机制设计,统一试点碳排放市场的涨跌停板制度,完善碳排放市场的价格管理制度,优化市场运行机制,进一步推进碳排放市场间的关联性,助力全国统一碳排放市场建设。同时,由于试点碳排放市场的波动存在尾部相依及溢出效应,中央与地方政府需密切关注碳排放市场风险的传播,当某一市场出现问题时,及时管控防止风险蔓延。(4)构建全国统一碳排放市场时,借鉴各市场运行经验,完善交易法规政策与制度设计的同时,合理运用市场间存在的关联及溢出效应实施相应政策。◆

参考文献:

[1]OBERNDORFER U.EU emission allowances and the stock market:evidence from the electricity industry[J].Ecological Economics,2009(4):1116-1126.

[2]BREDIN D,HYDE S,MUCKLEY C.A microstructure analysis of the carbon finance market[J].International Review of Financial Analysis,2014(4):222-234.

[3]OESTREICH A M,TSIAKAS I.Carbon emissions and stock returns:evidence from the EU emissions trading scheme[J].Journal of Banking & Finance,2015(9):294-308.

[4]CHANG K,CHEN R,CHEVALLIER J.Market fragmentation,liquidity measures and improvement perspectives from China's emissions trading scheme pilots[J].Energy Economics,2018(7):249-260.

[5]LIN B,CHEN Y.Dynamic linkages and spillover effects between CET market,coal market and stock market of new energy companies:a case of Beijing CET market in China[J].Energy,2019(7):1198-1210.

[6]STOERK T,DUDEK D J,YANG J.China's national carbon emission trading scheme:lessons from the pilot emission trading schemes,academic literature,and known policy details[J].Climate Policy,2019(4):472-486.

[7]WEN F,WU N,GONG X.China's carbon emissions trading and stock returns[J].Energy Economics,2020(2):104627.

[8]ZHANG W,LUO Q,LIU S.Is government regulation a push for corporate environmental performance? Evidence from China[J].Economic Analysis and Policy,2022(2):105-121.

[9]DIEBOLD F X,YILMAZ K.On the network topology of variance decompositions:measuring the connectedness of financial firms[J].Journal of econometrics,2014(1):119-134.

[10]王倩,高翠云.中国试点碳排放市场间的溢出效应研究:基于六元VAR-GARCH-BEKK模型与社会网络分析法[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2016(6):57-67.

[11]李旻,郑培江.中国碳排放权交易市场收益率波动性特征研究[J].国土资源科技管理,2020(1):74-81.

[12]ZHU B,ZHOU X,LIU X,et al.Exploring the risk spillover effects among China's pilot carbon markets:a regular vine copula-CoES approach[J].Journal of Cleaner Production,2020(1):118455.

[13]GUO L Y, FENG C.Are there spillovers among China's pilots for carbon emission allowances trading?[J].Energy Economics,2021(11):105574.

[14]XIAO Z M,MA S Q,SUN H W,et al.Time-varying spillovers among pilot carbon emission trading market in China[J].Environmental Science and Pollution Research,2022(38):57421-57436.

(责任编辑:萧静)

区域能源转型的影响因素识别

杜明军

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451450)

摘要:利用 XGBoost 模型及对接 SHAP 思想方法,分别以能耗“双控”转向碳排放“双控”的能源消费总量、能源消费强度、碳排放总量、碳排放强度为目标变量,进行区域能源转型的影响因素价值作用识别。区域能源转型的影响因素作用价值存在多元作用差异性,在政策基点上要求必须分类施策;区域能源转型的影响因素作用价值存在多元作用共性,提供了由能耗“双控”顺利转向碳排放“双控”过渡性政策抓手,以及兼顾统筹政策着力点。

关键词:区域能源转型;影响因素识别;XGboost 模型;SHAP 算法

中图分类号:F426.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0010-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.05.002

一、能耗“双控”转向碳排放“双控”

能耗“双控”转向碳排放“双控”提供了区域能源转型影响因素识别的目标依据。2023年7月11日,中央全面深化改革委员会第二次会议审议通过了《关于推动能耗双控逐步转向碳排放双控的意见》,本文从能耗“双控”的总量、效能与碳排放“双控”的总量、效能四个维度,识别比较能源转型的影响因素,以刻画能源转型的现实和动态特征。

(一)能耗“双控”与碳排放“双控”的区别和联系

能耗“双控”指通过控制能源消费总量和强度,以实现区域能源转型的节能减排目标。碳排放“双控”则更加注重对温室气体排放的控制,旨在减少大气中的二氧化碳等温室气体浓度,以减缓全球气候变化的影响。能耗“双控”与碳排放“双控”的主要区别在于关注重点、管理目标不同。能耗“双控”主要基于能源使用的效率和节约,侧重控制能源消耗总量和强度,旨在提升能源的使用效率和减少能源的总体消耗,优化能源结构。碳排放“双控”侧重控制和减少以二氧化碳为主的温室气体排放,设定碳排放总量和强度的控制目标,实施节能降碳措施,确保目标达成。能耗“双控”与碳排放“双控”的联系在于二者都是节能减排的重要手段,均致力于实现绿色低碳转型发展。能源消耗直接影响碳排放量,能耗“双控”提高能源使用效率,控制能源消费总量、优化能源结构,可直接减少碳排放。

因此,能耗“双控”是碳排放“双控”的基础,碳排放“双控”是能耗“双控”的升级版。

(二)能耗“双控”与碳排放“双控”是新形势新目标下的内在要求

随着“双碳”目标稳步推进和“1+N”的顶层设计基本完成,能耗“双控”的不足逐步显露。首先,能耗“双控”存在不足。一是能耗总量控制不仅包含化石能源消费,也包括核能和可再生能源等非化石能源,能耗总量管控直接影响可再生能源的开发利用和可再生能源丰沛地区的经济发展。二是能源消费总量包含了用于原料的能源消费,从合理性以及石化、化工等产业的刚性需求看有一定的不合理性。三是能耗“双控”导致其要求与我国碳达峰碳中和的目标未完全衔接。其次,碳排放“双控”有其必然性。一是“十二五”末期以来,我国实施的是碳排放强度控制目标,要在2030年前实现碳达峰,需要逐步把碳排放总量纳入考虑,实施碳排放“双控”。二是碳排放“双控”可有效避免能源总量控制的局限性,在控制化石能源消费的同时,鼓励可再生能源发展,并给予地方政府更多的绿色空间。

(三)基于能耗“双控”转向碳排放“双控”的影响因素识别框架思路

依据能耗“双控”转向碳排放“双控”的控制指标,分别以能源消费总量、能源消费强度、碳排放总量、碳排放强度为目标变量,进行区域能源转型的影响因素

作者简介:杜明军(1965—),男,河南郑州人,博士,研究员,研究方向为区域经济、宏观经济、计量经济。

价值作用识别。

首先,基于 XGBoost 模型内置函数 `weight`、`gain`、`cover`、`total_gain`、`total_cover` 的不同计算方法,可得能耗“双控”转向碳排放“双控”的影响因素特征重要性贡献得分关系(见表 2—表 5)。基于 XGBoost 模型五类内置函数计算的能耗“双控”转向碳排放“双控”的影响因素的特征重要性贡献得分,依据表中的数据可以验证特征贡献得分关系: $\text{gain} = \text{total_gain} / \text{weight}$; $\text{cover} = \text{total_cover} / \text{weight}$ 。

其次,基于 SHAP 算法的能耗“双控”转向碳排放“双控”的区域能源转型的影响因素的特征重要性的所有样本结构关系图见图 1—图 4。一是排序位次由上向下,区域能源转型的影响因素的特征重要性依次减弱,即排序越靠上的影响因素,其在区域能源转型中的重要性地位越高,意味着该影响因素对区域能源转型越重要。二是每个点是一个样本点,图中包含所有样本。其中,横轴的样本按 Shap 值排序,纵轴的特征按 Shap 值排序,颜色越深、特征数值越大,意味着该样本点对区域能源转型越重要。

二、模型方法与算法原理

(一)XGBoost 的发展渊源及方法图谱

XGBoost 由陈天奇团队开发(Chen 和 Guestrin, 2016)^[1]。其中,XGBoost 表示 Extreme Gradient Boosting(极端梯度提升)。首先,XGBoost 源于 AdaBoost 算法。AdaBoost(Adaptive Boosting)为自适应提升法,属于最早的提升法,由 Freund 和 Schapire(1997)^[2]提出,仅适用于分类问题,并由 Friedman 和 Hastie 等(2000)^[3]给出统计解释。其次,XGBoost 源于对 GBM 的优化改进。GBM(Gradient Boosting Machine)为梯度提升法,由 Friedman(2001)^[4]提出。其核心思想是利用损失函数的负梯度作为残差的近似值,然后用基学习器拟合该残差,再将其加到之前的模型上,以不断减小损失函数的值。最后,XGBoost 方法图谱。XGBoost 与最初的仅适用于分类的 AdaBoost,一般化的 GBDT, Friedman(2002)^[5]提出的随机梯度提升(Stochastic Gradient Boosting, SGB),以及 LightGBM(Light Gradient Boosting Machine)属梯度提升法类型,可使用决策树作为基学习器。

(二)XGBoost 实施特征识别的五类内置函数

XGBoost 模型自带特征重要性识别方法,其他树模型多采用类似方法。XGBoost 内置的特征识别函数包括 `weight`、`gain`、`cover`、`total_gain`、`total_cover` 等五个

类别。

类别一:基于 `weight` 算法的 XGBoost 模型的特征识别特点。一是 `weight`(默认值)算法:在所有树中,该特征用作分裂节点的总次数。二是 `weight` 将给予数值特征更高的值,因为其变数越多,树分裂时可切割的空间越大,所以该指标会掩盖掉重要的枚举特征。三是枚举值类特征不会很靠前,而连续类特征会靠前。连续类特征提供了更多的切分状态空间,导致其在树模型的分裂点上占据多个位置。同时重要的枚举值特征靠后。四是同一个量纲下,上下界越大的特征,更有可能靠前。

类别二:基于 `gain` 算法的 XGBoost 模型的特征识别特点。一是 `gain` 算法:在所有树中,该特征用作分裂节点带来的平均 `gain` 值。二是 `gain` 用到了熵增的概念,可方便找出最直接的特征。三是 `gain` 排序的头尾部值差距较大。四是如果是单纯的模型调优,`gain` 能指出最重要的特征。

类别三:基于 `cover` 算法的 XGBoost 模型的特征识别特点。一是 `cover` 算法:在所有树中,该特征用作分裂节点时对样本的平均覆盖程度。二是 `cover` 对枚举特征更友好。三是没有过度拟合目标函数,不受目标函数的量纲影响。

类别四:基于 `total_gain` 算法的 XGBoost 模型的特征识别特点。一是 `total_gain` 算法:在所有树中,该特征用作分裂节点带来的 `gain` 值之和。二是计算关系: $\text{total_gain} / \text{weight} = \text{gain}$ 。

类别五:基于 `total_cover` 算法的 XGBoost 模型的特征识别特点。一是 `total_cover` 算法:在所有树中,该特征用作分裂节点时对样本的覆盖程度之和。二是计算关系: $\text{total_cover} / \text{weight} = \text{cover}$ 。

(三)源于 XGBoost 解释困境的 SHAP 模型嫁接

XGBoost 模型常被视为黑盒,借力 SHAP 可解释工具揭示 XGBoost 的内在规律。SHAP 的核心思想是计算特征对模型输出的边际贡献,并从全局和局部两个层面对模型进行解释。

1. SHAP 思想方法。SHAP 由美国加州大学罗伊德·夏普利(Lloyd Shapley)提出的 Shaply 值,基于合作博弈论提供了一种在合作者之间公平分配支出的数学方法,成为联盟博弈论的基石,用于解释复杂模型结果。(1)基于博弈理论,SHAP 将模型预测值减去所有特征的平均影响估计(即全部样本该特征的均值),

得到每个特征对预测的边际贡献。某个特征的边际贡献 = 使用某个特征时模型的输出值 - 不使用某个特征时模型的输出值。(2)基于 Shapley 值理论,SHAP 为每个特征分配对应的重要性权重,以解决合作博弈的贡献和收益分配问题,并结合局部准确性和一致性等性质,提供全局的特征重要性评估。(3)可以对接决策树、随机森林、神经网络等大多数机器学习算法。

2. 基于 SHAP 值的事后解释模型与原始黑盒模型之间的基本关系。假设黑盒模型为 $f(x)$, 事后解释模型为 $g(x)$, 表示第 i 个特征的 SHAP 值(Shapley Value), 是关于所有样本预测值的平均值。那么有:

$$g(x)=f(x)=\psi_0+\sum_{i=1}^p\psi_i$$
$$\psi_i=\sum_{S\subseteq\{P\backslash x_i\}}\frac{|S|!(|P|-|S|-1)!}{|P|!}\{f(x_{S\cup\{i\}})-f(x_S)\}$$

其中, ψ_i 是特征在不同特征组合下边际贡献的期望值,每个特征组合都需要考虑 x_i 入模时模型的输出结果 $f(x_{S\cup\{i\}})$, 与 x_i 不入模时模型的输出结果 $f(x_S)$; P 表示特征全集, $S\subseteq\{P\backslash x_i\}$ 表示 x_i 不入模的特征子集;

$\frac{|S|!(|P|-|S|-1)!}{|P|!}$ 表示各特征组合的概率。

再次,各特征组合概率计算与时间复杂度。各特征组合概率的计算:

步骤一是先从特征全集 P 中抽取, 概率为 $\frac{1}{P}$ 。
步骤二是从剩余的特征集合中抽取子集 S , 此时的概率为 $\frac{1}{C_{|P|-1}^{|S|}}=\frac{|S|!(|P|-|S|-1)!}{(|P|-1)!}$ 。
步骤三是将步骤一和步骤二的概率相乘, 乘积就是每种特征组合出现的概率, 即 $\frac{1}{P}\times\frac{|S|!(|P|-|S|-1)!}{(|P|-1)!}=\frac{|S|!(|P|-|S|-1)!}{|P|!}$ 。

可以看到, 计算 ψ_i 的复杂度极高, 对于特征全集 P 的所有子集, 都需要计算 $f(x_{S\cup\{i\}})$ 与 $f(x_S)$, 那么时间复杂度将达到 $2^{|P|}$ 。

三、指标选择与数据支撑

区域能源转型的影响因素识别, 需要进行具体的指标选择与数据准备(见表 1)。

表 1 区域能源转型影响因素识别指标

指标类别	指标表征	指标名称(单位)
绿色金融	绿色产业	水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比(%)
	绿色信贷	六大高耗能工业产出利息支出占比(%)
	绿色投资	工业污染完成投资占 GDP 比重(%)
经济发展背景条件	经济发展主要指标	人均 GDP(元/人)
		财政收支比(%)
		城镇人口所占比率(%)
		第二产业所占比重(%)
		专利申请授权数(件)
		电力消费量(亿千瓦时)
政策环境	保护工具	环境保护财政支出占 GDP 比重(%)
	治理工具	环境污染治理投资占 GDP 比重(%)
双控变量	能源	能源消费量(万吨标煤)
		单位 GDP 能耗(吨标准煤/万元)
	碳排放	Total apparent CO ₂ emissions (mt)
		碳强度(吨/万元)

第一, 目标(双控)变量。一是能耗“双控”: 能源消费量和单位 GDP 能耗; 二是碳排放“双控”: Total apparent CO₂ emissions (mt) 和碳强度。这些变量与经济发展的规模和水平直接相关, 且与区域能源转型和绿色低碳发展联系密切。

第二, 绿色金融表征变量。该类变量体现绿色金

融作用发挥所采用的产品工具特征。区域能源转型需要依托绿色金融的产品工具支持, 参照 Shi(2022)^[6]、蔡强和王旭旭(2022)^[7]、贺正楚和刘思思等(2022)^[8]、谢东江和胡士华(2023)^[9]对绿色金融的表征办法, 选用水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比, 以表征绿色产业。六大高耗能工业产出利息支出占比, 以表

征绿色信贷。工业污染完成投资占 GDP 比重,以表征绿色投资。

第三,经济发展背景条件变量。绿色金融政策体系价值作用的发挥将在经济发展的大市场中孕育,并在经济循环中得到体现,在此选用:①人均 GDP (pcGDP1)。区域能源转型与经济发展水平直接相关,规模越大、水平越高,对区域能源转型的支持能力越大。②财政收支比(rfical1)。财政能力越高的地区,在产业布局、企业引入方面越会游刃有余地考虑生态红线,对环境就越友好,从而对区域能源转型有重大影响。③城镇人口所占比率(rurban1)。用各省(区、市)城镇常住人口数与总人口数之比表示,代表城镇化进程水平。城镇化程度高的省(区、市),人口流动集聚可加大区域能源转型诉求。④第二产业所占比重(rsecd1)。表征工业化水平的重要指标,作为第二产业的重要组成部分,工业化进程常伴随着高污染高能耗,严重影响区域能源转型。⑤专利申请授权数(innov1)。申请的发明专利越多,表明技术成果越多,与区域能源转型联系紧密。⑥电力消费量。用于经济统计,指第一、二、三产业等所有用电领域的电能消耗总量,包括工业用电、农业用电、商业用电、居民用电、公共设施用电以及其他用电等。

第四,政策环境。区域能源转型需要依托政策环境的诱导。选用环境保护财政支出占 GDP 比重,以表征保护工具;选用环境污染治理投资占 GDP 比重,以表征治理工具。

第五,数据支撑。一是数据来源。能源消费量源于 2003—2021 年《中国能源统计年鉴》;环保企业市值占 A 股市值比重由沪深股市的相关数据估算而得;其余数据源于 2003—2021 年《中国统计年鉴》、各省(区、市)统计年鉴整理而得。二是数据归一化(Resaling)预处理。将数据映射到指定范围,把有量的纲变成无量的纲,去除不同数据量纲以及量级以便于比较,在此采用 Min-Max 归一化。

四、基于能耗“双控”的能源消费总量的影响因素价值作用识别

(一)基于 XGBoost 模型内置函数 weight 算法的能源消费总量的影响因素识别

一是就 weight 算法而言,能源消费总量的影响因素重要性得分前 5 位为:水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,电力消费量,六大高耗能工业产出利息支出占比,单位 GDP 能耗,Total apparent CO₂

emissions。二是能源消费总量的影响因素重要性得分后 3 位为:专利申请授权数、城镇人口所占比率、第二产业所占比重。三是能源消费总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 5 个指标,位于均值以下的有 9 个指标。四是能源消费总量的影响因素重要性得分的变异系数为 0.49。

(二)基于 XGBoost 模型内置函数 gain 算法的能源消费总量的影响因素识别

一是就 gain 算法而言,能源消费总量的影响因素重要性得分前 5 位为:电力消费量、单位 GDP 能耗、Total apparent CO₂ emissions、财政收支比、六大高耗能工业产出利息支出占比。二是能源消费总量的影响因素重要性得分后 3 位为:第二产业所占比重、人均 GDP、工业污染完成投资占 GDP 比重。三是能源消费总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 1 个指标,位于均值以下的有 13 个指标。四是能源消费总量的影响因素重要性得分的变异系数为 3.03。

(三)基于 XGBoost 模型内置函数 cover 算法的能源消费总量的影响因素识别

一是就 cover 算法而言,能源消费总量的影响因素重要性得分前 5 位为:电力消费量、单位 GDP 能耗、碳强度、专利申请授权数、Total apparent CO₂ emissions。二是能源消费总量的影响因素重要性得分后 3 位为:六大高耗能工业产出利息支出占比,工业污染完成投资占 GDP 比重,水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比。三是能源消费总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 5 个指标,位于均值以下的有 9 个指标。四是能源消费总量的影响因素重要性得分的变异系数为 0.53。

(四)基于 XGBoost 模型内置函数 total_gain 算法的能源消费总量的影响因素识别

一是就 total_gain 算法而言,能源消费总量的影响因素重要性得分前 5 位为:电力消费量、单位 GDP 能耗、Total apparent CO₂ emissions、六大高耗能工业产出利息支出占比、财政收支比。二是能源消费总量的影响因素重要性得分后 3 位为:人均 GDP、第二产业所占比重、工业污染完成投资占 GDP 比重。三是能源消费总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 1 个指标,位于均值以下的有 13 个指标。四是能源消费总量的影响因素重要性得分的变异系数为 3.32。

(五)基于 XGBoost 模型内置函数 total_cover 算法的能源消费总量的影响因素识别

一是就 total_cover 算法而言,能源消费总量的影响因素重要性得分前 5 位为:电力消费量、单位GDP 能耗、Total apparent CO₂ emissions、碳强度、专利申请授权数。二是能源消费总量的影响因素重要性得分后 3 位为:城镇人口所占比率、工业污染完成投资占 GDP 比

重、第二产业所占比重。三是能源消费总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 3 个指标,位于均值以下的有 11 个指标。四是能源消费总量的影响因素重要性得分的变异系数为 1.02。

表 2 能源消费总量的影响因素重要性五类指标

Importance_energy_total	weight	gain	cover	total_gain	total_cover
水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比(%)	535	2.50E+06	23.47	1.34E+09	12556
六大高耗能工业产出利息支出占比(%)	374	6.37E+06	35.97	2.38E+09	13454
工业污染完成投资占 GDP 比重(%)	201	7.99E+05	32.90	1.61E+08	6612
环境保护财政支出占 GDP 比重(%)	237	3.48E+06	46.43	8.25E+08	11003
环境污染治理投资占 GDP 比重(%)	227	4.97E+06	49.52	1.13E+09	11241
电力消费量(亿千瓦时)	473	3.09E+08	165.51	1.46E+11	78285
单位 GDP 能耗(吨标准煤/万元)	312	1.42E+07	93.99	4.42E+09	29326
人均 GDP(元/人)	161	1.64E+06	64.15	2.65E+08	10328
财政收支比(%)	232	8.04E+06	58.33	1.87E+09	13533
城镇人口所占比率(%)	136	5.96E+06	65.84	8.10E+08	8954
第二产业所占比重(%)	121	1.92E+06	51.01	2.32E+08	6172
专利申请授权数(件)	157	3.77E+06	89.61	5.92E+08	14068
Total apparent CO ₂ emissions (mt)	256	9.95E+06	85.20	2.55E+09	21812
碳强度(吨/万元)	158	2.87E+06	93.40	4.54E+08	14757
mean	255.71	26819214.29	68.24	11644928571.43	18007.21
标准差	126.44	81299600.02	36.20	38687957692.01	18351.79
变异系数	0.49	3.03	0.53	3.32	1.02

(六)基于 SHAP 算法的能源消费总量的影响因素价值作用分析

一是基于 SHAP 算法的能源消费总量的影响因素的特征重要性,排前 5 位的是:电力消费量、Total

apparent CO₂ emissions、单位 GDP 能耗、第二产业所占比重、财政收支比。二是基于 SHAP 算法的能源消费总量的影响因素的特征重要性,排后 3 位的是:人均 GDP,工业污染完成投资占 GDP 比重,水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比。三是能源消费总量的影响因素的样本分布最分散的是电力消费量,其次是 Total apparent CO₂ emissions; 样本分布最集中的是人均 GDP,其次是工业污染完成投资占 GDP 比重;其他影响因素的样本分布依照图上显示依次类推。

五、基于能耗“双控”的能源消费强度的影响因素价值作用识别

(一)基于 XGBoost 模型内置函数 weight 算法的能源消费强度的影响因素识别

一是就 weight 算法而言,能源消费强度的影响因素重要性得分前 5 位为:水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,碳强度,六大高耗能工业产出利息支出占比,环境保护财政支出占 GDP 比重,工业污染完成投资占 GDP 比重。二是能源消费强度的影响

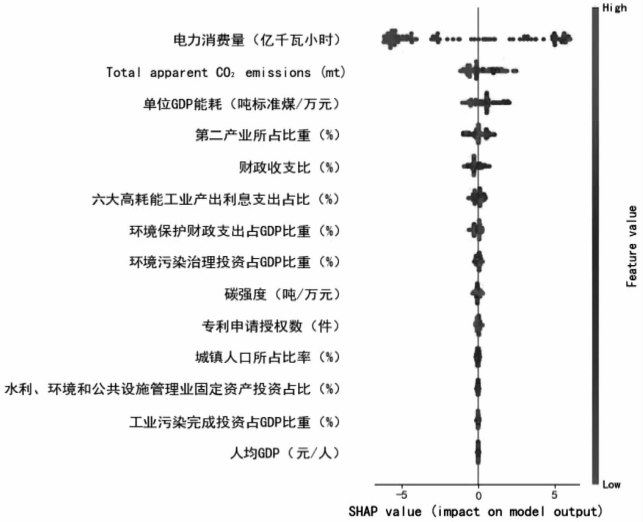


图 1 基于 SHAP 算法的能源消费总量的影响因素全样本分布与价值地位

因素重要性得分后 3 位为:电力消费量、城镇人口所占比率、第二产业所占比重。三是能源消费强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 5 个指标,位于均值以下的有 9 个指标。四是能源消费强度的影响因素重要性得分的变异系数为 0.31。

(二)基于 XGBoost 模型内置函数 gain 算法的能源消费强度的影响因素识别

一是就 gain 算法而言,能源消费强度的影响因素重要性得分前 5 位为:碳强度、专利申请授权数、六大高耗能工业产出利息支出占比、Total apparent CO₂ emissions、能源消费量。二是能源消费强度的影响因素重要性得分后 3 位为:环境污染治理投资占 GDP 比重,城镇人口所占比率,水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比。三是能源消费强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 2 个指标,位于均值以下的有 12 个指标。四是能源消费强度的影响因素重要性得分的变异系数为 2.03。

(三)基于 XGBoost 模型内置函数 cover 算法的能源消费强度的影响因素识别

一是就 cover 算法而言,能源消费强度的影响因素重要性得分前 5 位为:碳强度、能源消费量、专利申请授权数、环境污染治理投资占 GDP 比重、城镇人口所占比率。二是能源消费强度的影响因素重要性得分后 3 位为:环境保护财政支出占 GDP 比重,电力消费量,

水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比。三是能源消费强度的影响因素重要性得分,大于均值的有 6 个指标,小于均值的有 8 个指标。四是能源消费强度的影响因素重要性得分的变异系数为 0.44。

(四)基于 XGBoost 模型内置函数 total_gain 算法的能源消费强度的影响因素识别

一是就 total_gain 算法而言,能源消费强度的影响因素重要性得分前 5 位为:碳强度、专利申请授权数、六大高耗能工业产出利息支出占比、Total apparent CO₂ emissions、人均 GDP。二是能源消费强度的影响因素重要性得分后 3 位为:第二产业所占比重,水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,城镇人口所占比率。三是能源消费强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 2 个指标,位于均值以下的有 12 个指标。四是能源消费强度的影响因素重要性得分的变异系数为 2.26。

(五)基于 XGBoost 模型内置函数 total_cover 算法的能源消费强度的影响因素识别

一是就 total_cover 算法而言,能源消费强度的影响因素重要性得分前 5 位为:碳强度、环境污染治理投资占 GDP 比重、专利申请授权数、六大高耗能工业产出利息支出占比、能源消费量。二是能源消费强度的影响因素重要性得分后 3 位为:工业污染完成投资占 GDP 比重、第二产业所占比重、电力消费量。三是能

表 3 能源消费强度的影响因素重要性五类指标

Importance_energy_efficiency	weight	gain	cover	total_gain	total_cover
水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比(%)	397	0.01	35.76	4.62	14198
六大高耗能工业产出利息支出占比(%)	270	0.15	75.47	40.30	20377
工业污染完成投资占 GDP 比重(%)	229	0.03	54.41	6.85	12459
环保保护财政支出占 GDP 比重(%)	266	0.04	47.17	10.46	12547
环境污染治理投资占 GDP 比重(%)	208	0.03	112.00	5.95	23296
电力消费量(亿千瓦小时)	162	0.07	41.17	10.83	6669
人均 GDP(万元/人)	209	0.10	89.31	20.86	18665
财政收支比(%)	184	0.09	68.89	16.59	12676
城镇人口所占比率(%)	151	0.02	93.72	3.25	14151
第二产业所占比重(%)	147	0.04	82.64	5.51	12148
专利申请授权数(件)	198	1.12	115.16	221.13	22802
Total apparent CO ₂ emissions (mt)	204	0.14	78.98	28.88	16112
碳强度(吨/万元)	286	2.02	174.60	576.81	49935
能源消费量(万吨标煤)	163	0.11	115.39	17.93	18808
mean	219.57	0.28	84.62	69.28	18203.07
标准差	67.59	0.57	36.99	156.47	10233.33
变异系数	0.31	2.03	0.44	2.26	0.56

源消费强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有6个指标,位于均值以下的有8个指标。四是能源消费强度的影响因素重要性得分的变异系数为0.56。

(六)基于SHAP算法的能源消费强度的影响因素价值作用分析

一是基于SHAP算法的能源消费强度的影响因素的特征重要性,排前5位的是:专利申请授权数、碳强度、六大高耗能工业产出利息支出占比、能源消费量、财政收支比。二是基于SHAP算法的能源消费强度的影响因素的特征重要性,排后3位的是:电力消费量、Total apparent CO₂ emissions、环境保护财政支出占GDP比重。三是能源消费强度的影响因素的样本分布最分散的影响因素是碳强度,其次是专利申请授权数;样本分布最集中的影响因素是电力消费量,其次是Total apparent CO₂ emissions;其他影响因素的样本分布如图2显示依次类推。

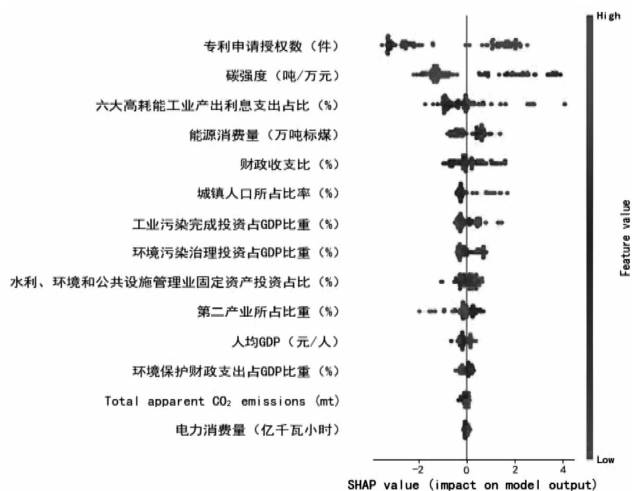


图2 基于SHAP算法的
能源消费强度的影响因素全样本分布与价值地位

六、基于碳排放“双控”的碳排放总量的影响因素价值作用识别

(一)基于XGBoost模型内置函数weight算法的碳排放总量的影响因素识别

一是就weight算法而言,碳排放总量的影响因素重要性得分前5位为:碳强度、水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比、能源消费量、六大高耗能工业产出利息支出占比、第二产业所占比重。二是碳排放总量的影响因素重要性得分后3位为:财政收支比、城镇人口所占比率、专利申请授权数。三是碳排放总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有5个指标,位于均值以下的有9个指标。四是碳排放总量

的影响因素重要性得分的变异系数为0.47。

(二)基于XGBoost模型内置函数gain算法的碳排放总量的影响因素识别

一是就gain算法而言,碳排放总量的影响因素重要性得分前5位为:碳强度、能源消费量、环境污染治理投资占GDP比重、第二产业所占比重、工业污染完成投资占GDP比重。二是碳排放总量的影响因素重要性得分后3位为:水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比、六大高耗能工业产出利息支出占比、单位GDP能耗。三是碳排放总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有2个指标,位于均值以下的有12个指标。四是碳排放总量的影响因素重要性得分的变异系数为2.28。

(三)基于XGBoost模型内置函数cover算法的碳排放总量的影响因素识别

一是就cover算法而言,碳排放总量的影响因素重要性得分前5位为:第二产业所占比重、碳强度、能源消费量、专利申请授权数、单位GDP能耗。二是碳排放总量的影响因素重要性得分后3位为:六大高耗能工业产出利息支出占比、工业污染完成投资占GDP比重、水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比。三是碳排放总量的影响因素重要性得分,大于均值的有6个指标,小于均值的有8个指标。四是碳排放总量的影响因素重要性得分的变异系数为0.64。

(四)基于XGBoost模型内置函数total_gain算法的碳排放总量的影响因素识别

一是就total_gain算法而言,碳排放总量的影响因素重要性得分前5位为:碳强度、能源消费量、第二产业所占比重、环境污染治理投资占GDP比重、工业污染完成投资占GDP比重。二是碳排放总量的影响因素重要性得分后3位为:财政收支比、六大高耗能工业产出利息支出占比、单位GDP能耗。三是碳排放总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有2个指标,位于均值以下的有12个指标。四是碳排放总量的影响因素重要性得分的变异系数为2.43。

(五)基于XGBoost模型内置函数total_cover算法的碳排放总量的影响因素识别

一是就total_cover算法而言,碳排放总量的影响因素重要性得分前5位为:碳强度、能源消费量、第二产业所占比重、环境污染治理投资占GDP比重、工业污染完成投资占GDP比重。二是碳排放总量的影响因素重要性得分后3位为:财政收支比、六大高耗能工

表 4 碳排放总量的影响因素重要性五类指标

Importance_carbon_total	weight	gain	cover	total_gain	total_cover
水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比(%)	430	277.81	16.55	119521.10	7349
六大高耗能工业产出利息支出占比(%)	299	168.83	24.65	50497.82	7545
工业污染完成投资占 GDP 比重(%)	236	1173.13	20.37	277913.70	4947
环境保护财政支出占 GDP 比重(%)	188	434.49	57.37	82023.73	10939
环境污染治理投资占 GDP 比重(%)	174	1860.89	39.19	325567.40	6947
电力消费量(亿千瓦时)	225	654.76	70.39	147861.60	16023
能源消费量(万吨标煤)	380	44826.87	94.53	17078845.50	36209
单位 GDP 能耗(吨标准煤/万元)	198	76.56	84.13	15136.01	16842
碳强度(吨/万元)	457	45215.36	153.53	20708403.50	70547
人均 GDP(元/人)	184	331.54	43.75	61241.93	8187
财政收支比(%)	138	410.14	58.34	56938.92	8180
城镇人口所占比率(%)	105	959.38	54.50	101640.80	5831
第二产业所占比重(%)	248	1604.55	157.74	399408.20	39403
专利申请授权数(件)	104	679.69	89.57	71314.70	9458
mean	240.43	7048.14	68.90	2821165.35	17743.36
标准差	112.88	16096.37	44.20	6847291.02	18675.58
变异系数	0.47	2.28	0.64	2.43	1.05

业产出利息支出占比、单位 GDP 能耗。三是碳排放总量的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 2 个指标,位于均值以下的有 12 个指标。四是碳排放总量的影响因素重要性得分的变异系数为 1.05。

(六)基于 SHAP 算法的碳排放总量的影响因素价值作用分析

一是基于 SHAP算法的碳排放总量的影响因素的特征重要性,排前 5 位的是:碳强度,能源消费量,电

力消费量,水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,财政收支比。二是基于 SHAP 算法的碳排放总量的影响因素的特征重要性,排后 3 位的是:六大高耗能工业产出利息支出占比、人均 GDP、城镇人口所占比率。三是碳排放总量的影响因素样本分布最分散的影响因素是碳强度,其次是能源消费量;样本分布最集中的影响因素是六大高耗能工业产出利息支出占比,其次是人均 GDP;其他影响因素的样本分布如图 3 显示依次类推。

七、基于碳排放“双控”的碳排放强度的影响因素价值作用识别

(一)基于 XGBoost 模型内置函数 weight 算法的碳排放强度的影响因素识别

一是就 weight 算法而言,碳排放强度的影响因素重要性得分前 5 位为:水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,Total apparent CO₂ emissions, 单位 GDP 能耗,六大高耗能工业产出利息支出占比,环境污染治理投资占 GDP 比重。二是碳排放强度的影响因素重要性得分后 3 位的为:城镇人口所占比率、专利申请授权数、财政收支比。三是碳排放强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 5 个指标,位于均值以下的有 9 个指标。四是碳排放强度的影响因素重要性得分的变异系数为 0.56。

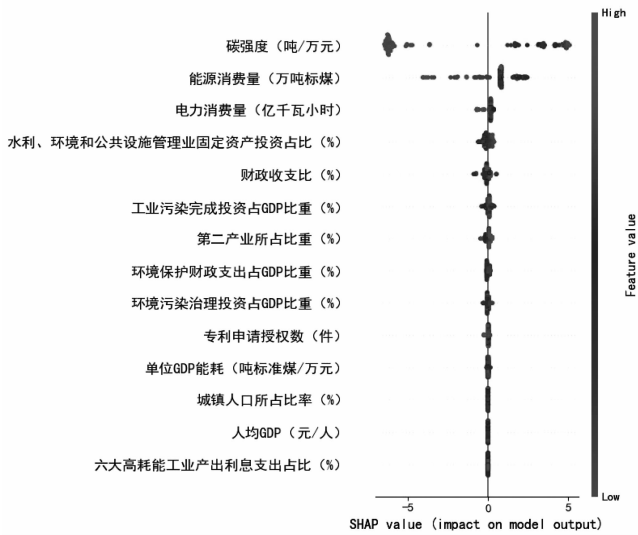


图 3 基于 SHAP 算法的碳排放总量的影响因素全样本分布与价值地位

(二)基于 XGBoost 模型内置函数 gain 算法的碳排放强度的影响因素识别

一是就 gain 算法而言,碳排放强度的影响因素重要性得分前 5 位为:人均 GDP、单位 GDP 能耗、Total apparent CO₂ emissions、环境污染治理投资占 GDP 比重、第二产业所占比重。二是碳排放强度的影响因素重要性得分后 3 位为:水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,工业污染完成投资占 GDP 比重,城镇人口所占比率。三是碳排放强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 3 个指标,位于均值以下的有 11 个指标。四是碳排放强度的影响因素重要性得分的变异系数为 2.11。

(三)基于 XGBoost 模型内置函数 cover 算法的碳排放强度的影响因素识别

一是就 cover 算法而言,碳排放强度的影响因素重要性得分前 5 位为:单位 GDP 能耗、Total apparent CO₂ emissions、人均 GDP、能源消费量、专利申请授权数。二是碳排放强度的影响因素重要性得分后 3 位为:工业污染完成投资占 GDP 比重,六大高耗能工业产出利息支出占比,水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比。三是碳排放强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 7 个指标,位于均值以下的有 7 个指标。四是碳排放强度的影响因素重要性得分的变异系数为 0.61。

(四)基于 XGBoost 模型内置函数 total_gain 算法的碳排放强度的影响因素识别

一是就 total_gain 算法而言,碳排放强度的影响因素重要性得分前 5 位为:单位 GDP 能耗、人均 GDP、Total apparent CO₂ emissions、环境污染治理投资占 GDP 比重、六大高耗能工业产出利息支出占比。二是碳排放强度的影响因素重要性得分后 3 位为:财政收支比、工业污染完成投资占 GDP 比重、城镇人口所占比率。三是碳排放强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 3 个指标,位于均值以下的有 11 个指标。四是碳排放强度的影响因素重要性得分的变异系数为 1.96。

(五)基于 XGBoost 模型内置函数 total_cover 算法的碳排放强度的影响因素识别

一是就 total_cover 算法而言,碳排放强度的影响因素重要性得分前 5 位为:单位 GDP 能耗、Total apparent CO₂ emissions、电力消费量、人均 GDP、环境保护财政支出占 GDP 比重。二是碳排放强度的影响因素重要性得分后 3 位为:财政收支比,水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,工业污染完成投资占 GDP 比重。三是碳排放强度的影响因素重要性得分,位于均值以上的有 3 个指标,位于均值以下的有 11 个指标。四是碳排放强度的影响因素重要性得分的变异系数为 1.14。

表 5 碳排放强度的影响因素重要性五类指标

Importance_carbon_efficiency	weight	gain	cover	total_gain	total_cover
水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比(%)	403	0.14	15.16	55.37	6108
六大高耗能工业产出利息支出占比(%)	287	0.41	24.12	116.74	6922
工业污染完成投资占 GDP 比重(%)	143	0.05	28.74	6.99	4110
环境保护财政支出占 GDP 比重(%)	177	0.26	78.66	46.51	13923
环境污染治理投资占 GDP 比重(%)	207	0.79	34.42	163.92	7124
电力消费量(亿千瓦时)	192	0.18	100.29	34.41	19256
能源消费量(万吨标煤)	110	0.15	108.27	16.16	11910
单位 GDP 能耗(吨标准煤/万元)	333	12.36	193.92	4114.97	64576
人均 GDP(元/人)	121	21.52	130.43	2603.49	15782
财政收支比(%)	81	0.17	75.46	13.57	6112
城镇人口所占比率(%)	98	0.03	97.71	3.13	9576
第二产业所占比重(%)	109	0.50	65.86	54.64	7179
专利申请授权数(件)	92	0.16	102.30	15.12	9412
Total apparent CO ₂ emissions (mt)	363	5.22	172.35	1893.78	62562
mean	194.00	3.00	87.69	652.77	17468.00
标准差	109.29	6.32	53.71	1282.50	19980.45
变异系数	0.56	2.11	0.61	1.96	1.14

(六)基于 SHAP 算法的碳排放强度的影响因素价值作用分析

一是基于 SHAP 算法的碳排放强度的影响因素的特征重要性,排前 5 位的是:Total apparent CO₂ emissions、人均 GDP、单位 GDP 能耗、专利申请授权数、电力消费量。二是基于 SHAP 算法的碳排放强度的影响因素的特征重要性,排后 3 位的是:水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,环境保护财政支出占 GDP 比重,六大高耗能工业产出利息支出占比。三是碳排放强度的影响因素样本分布最分散的影响因素是 Total apparent CO₂ emissions,其次为人均 GDP;样本分布最集中的影响因素是水利、环境和公共设施管理业固定资产投资占比,其次为环境保护财政支出占 GDP 比重;其他影响因素的样本分布如图 4 显示依次类推。

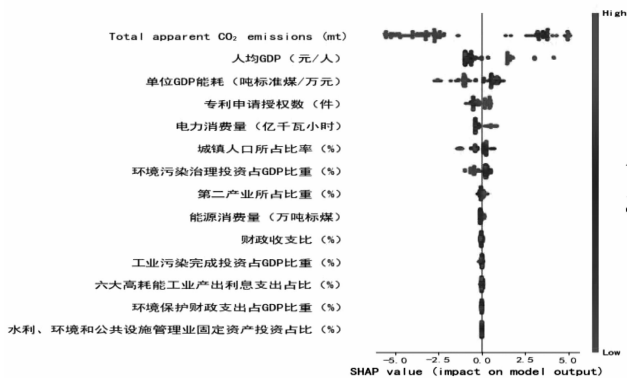


图4 基于 SHAP 算法的碳排放强度的影响因素全样本分布与价值地位

八、研究结论与政策启示

(一)研究结论

区域能源转型的影响因素作用价值存在多元作用差异性。一是基于 XGBoost 模型内置函数的不同计算方法视角;二是基于能耗“双控”转向碳排放“双控”的能源消费总量、能源消费强度、碳排放总量、碳排放强度等目标变量视角;三是基于 SHAP 算法视角;四是基于能耗“双控”转向碳排放“双控”的总量与效能的目标变量视角;五是基于能耗“双控”转向碳排放“双控”的变动视角,均可发现区域能源转型的影响因素特征重要性贡献存在多元差异性。

区域能源转型的影响因素作用价值存在多元作用共性。一是基于 XGBoost 模型内置函数的五种不同算法视角;二是基于 XGBoost 与 SHAP 模型两类不同算法视角;三是总量与效能的目标变量视角;四是能耗“双控”转向碳排放“双控”的变动视角,均可发现区域

能源转型的影响因素特征重要性贡献作用价值共性。

(二)政策启示

区域能源转型的影响因素特征重要性贡献价值,指明了区域能源转型的政策基点。一是区域能源转型的影响因素作用价值存在多元差异性,意味着必须分类施策。区分区域能源转型的不同层次目标要求,针对不同目标有的放矢,使区域能源转型路径和政策策略更加精准有效。二是区域能源转型的影响因素作用价值存在多元作用共性,提供了由能耗“双控”顺利转向碳排放“双控”过渡性政策抓手,以及兼顾统筹政策着力点。要加强区域能源转型的整体谋划,加大能耗“双控”转向碳排放“双控”的关联性、系统性研究,既抓方案协同,也抓落实协同,更抓效果协同,促进能耗“双控”顺利转向碳排放“双控”各项举措在政策取向上相互配合,在实施过程中相互促进,在转型成效上相得益彰,在能耗“双控”转向碳排放“双控”的协调平衡中形成区域能源转型的整体效应。◆

参考文献:

- [1]CHEN T Q,GUESTRIN C.XGBoost:A scalable tree boosting system;Proceedings of the ACM SIGKDD International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining [C].New York:Association for Computing Machinery,2016.
- [2]FREUND Y,SCHAPIRE R E.A decision-theoretic generalization of on-line learning and an application to boosting[J].Journal of computer and system sciences,1997(1):119-139.
- [3]FRIEDMAN J H,HASTIE T,TIBSHIRANI R,et al.Additive logistic regression:a statistical view of boosting(with discussion and a rejoinder by the authors)[J].The annals of statistics,2000(2):337-407.
- [4]FRIEDMAN J H.Greedy function approximation:a gradient boosting machine[J].Annals of Statistics,2001(10):1189-1232.
- [5]FRIEDMAN J H.Stochastic Gradient Boosting[J].Computational Statistics and Data Analysis,2002(4):367-378.
- [6]SHI T.The Spatiotemporal Evolutionary Trend and Driving Factors of the Coupling Coordinated Development between Regional Green Finance and Ecological Environment [J].International Journal of Environmental Research and Public Health,2022(10):6211.
- [7]蔡强,王旭旭.空间视角下绿色金融对经济高质量发展的影响[J].江汉论坛,2022(6):21-28.
- [8]贺正楚,刘思思,周永生.绿色金融、融资效率和产业链企业价值[J].财经理论与实践,2022(3):26-33.
- [9]谢东江,胡士华.绿色金融、期限错配与绿色全要素生产率[J].软科学,2023(6):56-62+70.

(责任编辑:新月)

数字经济发展是否缩小了城乡收入差距?

周国富 栾悦欣 刘思羽

(天津财经大学 统计学院, 天津 300222)

摘要: 数字经济的发展是否为缩小城乡收入差距提供了新的契机,有待理论分析和实证检验。首先从理论上分析了数字经济发展对城乡收入差距可能的影响机制,并提出相应的研究假设,然后基于2013—2021年中国30个省(区、市)的面板数据,在全面、客观衡量各省(区、市)数字经济发展水平的基础上,采用双向固定效应模型、中介效应模型等方法实证考察了数字经济发展对城乡收入差距的影响。研究表明:(1)随着数字经济发展水平的提高,城乡收入差距呈“U”形变化。(2)数字经济发展对城乡收入差距的影响存在明显的区域异质性。在东部、中部表现为“U”形关系,但是整体来讲东部地区数字经济的发展显著拉大了城乡收入差距,中部地区数字经济的发展显著缩小了城乡收入差距;在西部地区二者之间为负向关系,西部地区数字经济的发展显著缩小了城乡收入差距。(3)传导机制分析表明,数字经济发展通过影响城镇化率进而对城乡收入差距产生影响。为此,建议各地区实施差异化的数字经济发展策略,同时加强农村地区的数字基础设施建设,保障进城农民工的基本权益,提高城镇化质量和农村地区的教育质量。

关键词: 数字经济;城乡收入差距;区域异质性;中介效应

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0020-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsjsj.2024.05.003

一、引言

实现共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。目前我国正处于扎实推进共同富裕进程的重要历史阶段,但城乡发展不平衡不充分问题仍然存在,城乡二元结构特征非常明显。如何推进城镇与农村全面繁荣,对实现经济高质量发展和全体人民共同富裕至关重要。

作为一种新经济形态,数字经济在近几年取得了长足发展,它与社会经济活动深度融合,形成了众多的新业态和新商业模式,对人类社会的发展产生了深远影响。那么,数字经济的发展是否显著缩小了城乡收入差距?随着数字经济的发展,城乡收入差距是否表现出某些阶段性特征?数字经济发展作用于城乡收入差距的传导路径又有哪些?本文将对此展开较系统的

理论分析和实证检验。

二、文献综述

“数字经济”一词最初源于伴随着互联网发展产生的各类新型经济关系(Tapscott, 1996)^[1],随着数字技术的迅猛发展,数字经济已成为促进经济社会发展的新引擎。

近年来关于数字经济对城乡收入差距的影响,受到学界关注,但研究观点并不统一。第一种观点认为数字经济发展显著缩小了城乡收入差距。理由包括:互联网与电商平台的涌现有利于农村产业发展,增加农村居民收入(王军和肖华堂, 2021)^[2];数字经济的发展可以改善农村人力资本结构,提供更多就业机会(熊子怡和张科等, 2022)^[3];数字技术的应用可以调整农业生产方式与结构,提高农业生产效率(冀福俊,

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“新时代共同富裕实现程度的统计测度及实现路径研究”(22&ZD155)。

作者简介: 周国富(1966—),男,湖南石门人,博士,教授,博士生导师,研究方向为国民经济统计分析、区域协调发展;栾悦欣(1998—),女,山东泰安人,硕士研究生,研究方向为国民经济统计分析;刘思羽(2000—),女,黑龙江哈尔滨人,硕士研究生,研究方向为国民经济统计分析。

2023)^[4]。第二种观点认为数字技术的发展导致了“虹吸效应”，从而扩大了城乡差距。比如，魏萍和陈晓文(2020)^[5]发现我国的信息基础设施建设和互联网普及加剧了城乡收入差距。第三种观点认为数字经济发展水平与城乡收入差距间存在非线性关系。比如，程名望和张家平(2019)^[6]认为互联网普及率对城乡居民收入差距的影响呈现倒“U”形的变化规律。俞彤晖和肖延玉(2023)^[7]的研究表明，数字经济对城乡融合发展的促进作用具有非线性特征。

综上可以发现，现有文献关于数字经济对城乡收入差距的影响结论不一，甚至完全相反。原因可能有三：第一，受限于数字经济相关数据的可得性，部分文献所构建的指标体系存在较大缺陷，导致对各省(区、市)数字经济发展水平的评价结果失真。第二，部分文献以数字经济某一侧面的发展情况代替数字经济整体的发展水平，因而结论会有偏差。第三，部分学者选用的样本数据时间跨度较短，研究结论可能存在较大误差。

鉴于此，本文首先从理论上系统分析数字经济发展对城乡收入差距可能的影响机制，提出相应的研究假设，然后在全面、客观衡量各省(区、市)数字经济发展水平的基础上，实证检验数字经济对城乡收入差距的影响与传导机制。

三、机制分析与研究假设

(一)数字经济对城乡收入差距的影响

在数字经济发展的初始阶段，随着数字信息技术向农村地区的渗透和推广，越来越多的农村居民接入网络。根据梅特卡夫定律，网络的价值跟它所连接的用户数的平方成正比，因此短时间内农村地区网络价值会经历指数型增长，并由此给城乡收入差距带来如下两方面的影响：一是农民通过提高家庭经营性收入缩小城乡收入差距。原因有四：首先，农民借助互联网平台可以发展农家乐、农家游等特色旅游业。其次，农民可以借助电商平台销售农产品，拓展农产品的销售渠道。再次，数字技术有助于农民掌握最新的生产技术和农业生产信息，作出最优生产决策。最后，数字金融的发展可以降低农村居民获取金融资源的成本和门槛。二是通过增加农民的非农就业收入缩小城乡收入差距。原因有二：一方面，数字经济的发展孕育了很多新业态，可以为农民提供更多的就业机会。另一方面，互联网的普及使农民获取就业、市场、教育培训等方面的信息更方便快捷，缓解了城乡信息不对称。此外，数字经济发展初期农村地区的数字基础设施建设

落后于城镇地区，依据新古典增长理论，稀缺要素有更高的边际报酬，因而农村居民在数字经济发展初期可能获得更多的数字红利，增收效果更明显。

随着数字经济进一步发展，农村网民数量在早期快速增长后逐渐达到饱和，特别是部分留守老人的文化程度低，导致网络使用率很低，互联网和数字信息技术在农村的普及存在“天花板”，严重制约了梅特卡夫定律和网络效应发挥作用的空间。与此相反，我国常住人口的城镇化率现已达到65%以上，以数字平台、共享经济等为代表的数字经济的长渗透性、广覆盖性使城市地区用户可以获得更多的好处，享有更高的网络价值，这使梅特卡夫定律和网络效应在人口密集的城市表现得尤为突出。数字经济的这种边际报酬递增特性使更多的资本倾向于投向网络价值更高的城市地区，高技能的创新型人才更倾向于到网络价值更高的城市地区求发展，进而使城市更具活力，城乡收入差距趋于扩大。此外，根据舒尔茨的人力资本理论，人力资本的差距是导致收入差距的关键，随着数字经济发展对人力资本的要求更高，城乡之间在人力资本方面的固有差距也可能导致城乡收入差距再次扩大。

综上，提出研究假设：

H1：数字经济发展对城乡收入差距的影响呈“U”形变化，即随着数字经济的发展，城乡收入差距呈先缩小、后扩大的态势。

(二)数字经济影响城乡收入差距的区域异质性

中国国土面积广阔，区域差异显著。比如，我国经济发展水平整体呈现“东—中—西”梯度递减格局。东部地区地理位置优越，基础设施完善，数字经济发展水平相对较高；西部地区经济发展的硬件基础和软件设施较差，数字经济发展存在较多困难，整体发展水平不高；中部地区数字经济发展水平整体高于西部地区，但与东部地区相比仍有一定差距。因此，我们预期数字经济对城乡收入差距的影响存在区域差异性。提出研究假设：

H2：数字经济发展对城乡收入差距的影响在东、中、西部表现不尽相同，存在异质性。

(三)数字经济影响城乡收入差距的传导路径

数字经济的发展打破了信息传播的地理限制，农民可以通过网络快速获得就业信息，这会改善劳动市场内信息不对称的问题，从而加快城镇化进程，增加农民收入。同时，城镇化还会形成城乡一体的劳动市场，抑制城镇居民工资过快增长(肖尧，2013)^[8]，缓解城乡

收入差距。但是,随着数字经济进一步发展,对人才素质的要求逐渐提高,而农村居民由于整体受教育程度低,数字应用能力弱,难以满足市场需求,从而造成“逆城镇化”现象,加剧城乡收入差距。因此,我们预期在初期,数字经济的发展能够通过推动城镇化进程进而缩小城乡收入差距;随着数字经济深入发展,“数字鸿沟”的抑制作用愈发明显,可能出现“逆城镇化”,导致城乡收入差距重新扩大。提出研究假设:

H3:数字经济发展通过影响城镇化进程进而对城乡收入差距产生影响。

四、研究设计

(一)模型设定

基于以上理论机制分析,为检验假设 H1,本文以城乡收入差距为被解释变量,以数字经济发展水平为核心解释变量,同时引入二次项,检验二者之间是否存在“U”形的非线性关系。基准回归模型如下:

$$\text{Theil}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Dig}_{i,t} + \alpha_2 \text{Dig}_{i,t}^2 + \theta_i X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 表示省(区、市); t 表示年份; $\text{Theil}_{i,t}$ 表示 i 省(区、市) t 年的城乡收入差距; $\text{Dig}_{i,t}$ 表示 i 省(区、市) t 年的数字经济发展水平; $X_{i,t}$ 为一组控制变量,详见下文; μ_i 为个体固定效应; γ_t 为时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

显然,将各省(区、市)按东、中、西部划分之后,式(1)也可用于检验假设 H2,也就是区域异质性检验。

为检验假设 H3,本文引入城镇化率作为中介变量,设立中介效应模型如下:

$$\text{Urban}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Dig}_{i,t} + \beta_2 \text{Dig}_{i,t}^2 + \eta_i X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \omega_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{Theil}_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 \text{Dig}_{i,t} + \rho_2 \text{Dig}_{i,t}^2 + \rho_3 \text{Urban}_{i,t} + \varepsilon_i X_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \omega_{i,t} \quad (3)$$

其中, $\text{Urban}_{i,t}$ 表示城镇化率,为可能的中介变量;其他变量符号的含义同式(1)。

(二)变量选取与数据来源

1. 被解释变量

本文采用两种方法衡量城乡收入差距,其中之一用于基准回归,另一个用于稳健性检验。在基准回归中,参考王少平和欧阳志刚(2007)^[9]的做法,用城乡收入泰尔指数(Theil)测度城乡收入差距:

$$\text{Theil}_{i,t} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{j,t}}{I_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{I_{j,t}}{I_{i,t}} \frac{P_{j,t}}{P_{i,t}} \right) \quad (4)$$

其中, I 代表收入水平; P 代表人口规模; i 表示省(区、市); t 表示年份; $j=1$ 和 2 ,分别代表城镇和农村。

泰尔指数 $\text{Theil}_{i,t}$ 越大,说明城乡收入差距越大。

在稳健性检验中,我们替换被解释变量,进一步采用城乡居民人均可支配收入之比(Gap)衡量城乡收入差距,以检验基准回归结果的稳健性。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是数字经济发展水平(Dig)。借鉴刘军和杨渊望等(2020)^[10]的研究,本文构建的数字经济发展水平评价指标体系见表1。

可以看出,上述评价指标体系全部采用了相对指标或平均指标,保证了各省(区、市)间具有横向可比性,但是不同指标的计量单位不同,需对其进行无量纲化处理。采用定基极差法对各评价指标进行无量纲化处理。同时,针对各指标间可能存在一定的相关关系,采用 CRITIC 方法生成各指标的权重。该方法是一种客观赋权法(Diakoulaki 和 Mavrotas 等,1995)^[11],和熵权法、变异系数法等其他客观赋权法一样能够在一定程度上避免主观赋权法的随意性,又克服了这些方法没有考虑各指标间的相关性这一弊端,得到的权重更为合理。各指标的权重见表1。

最后,采用各评价指标 j 的权重对各年份每个省(区、市)各评价指标 j 的无量纲化结果加权算术平均,就得到2013—2021年各省(区、市)数字经济发展水平的综合分值 $\text{Dig}_{i,t}$ 。

3. 控制变量

为了避免遗漏变量偏差,本文选取了以下控制变量:(1)城乡人力资本水平差距,用城镇与农村六岁以上居民人均受教育年限之比衡量,记为 eduear ;(2)交通设施,用每个省(区、市)每平方公里公路、铁路和内河航道里程衡量,记为 road ;(3)财政支农力度,用农林水支出占地方一般公共预算支出比重衡量,记为 fiscal ;(4)财政分权,用地方一般公共预算支出与全国一般公共预算支出之比衡量,记为 govfee ;(5)金融发展水平,用金融机构人民币各项存贷款余额之和占地区GDP的比重衡量,记为 finance ;(6)工农业产品价格剪刀差,用以2013年为基期计算的工业生产者出厂价格指数和农产品生产者价格指数相减得到,记为 price 。

4. 中介变量

选取城镇化率作为中介变量,用城镇常住人口占总人口比重衡量,记为 Urban 。

5. 数据来源及处理

鉴于数据的可得性,本文以2013—2021年我国

表 1 数字经济发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标衡量	权重
数字经济发展水平	数字基础设施	硬件基础	每平方千米移动电话基站个数	0.038
			每平方千米互联网宽带接入端口	0.049
			每百人移动电话交换机容量	0.047
			每平方千米长途光缆线路长度	0.063
		软件基础	每百人拥有互联网域名数	0.032
			每百家企业拥有网站数	0.050
			每百人拥有 ipv4 地址数	0.028
		用户基础	每百人移动互联网用户数	0.022
			每百人移动电话用户数	0.035
	数字产业发展	数字交易	电子商务销售额占 GDP 比重	0.030
			电子商务采购额占 GDP 比重	0.033
			有电子商务交易活动的企业数比重	0.039
		数字服务	人均电信业务总量	0.018
			快递业务收入占 GDP 比重	0.032
			软件业务收入占 GDP 比重	0.024
		ICT行业	信息传输、软件和信息技术服务业法人单位数占法人单位总数比重	0.033
			计算机、通信和其他电子设备制造业营业收入占 GDP 比重	0.071
		数字金融	数字普惠金融指数	0.016
	数字发展环境	创新环境	R&D 经费内部支出占 GDP 的比重	0.034
			R&D 从业人员人均研发项目数	0.062
			规模以上工业企业户均有效发明专利数	0.019
			技术市场成交额占 GDP 比重	0.039
		人才支持	每十万人口中接受高等教育的在校生成人数	0.046
			每万人口获授高等院校学位数	0.062
		治理环境	政务微博竞争力指数	0.076

30 个省(区、市,不包含西藏和港澳台)为研究对象。数据主要来源于相关年份的《中国统计年鉴》《第三产业统计年鉴》《中国电子信息产业统计年鉴》,以及北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数,个别缺失数据通过插值法和增长率法补齐。

(三)变量的描述性分析

1. 数字经济发展的时空格局

选取 2013 年和 2021 年数字经济发展水平数据进行对比,可以得出:(1)2021 年相较于 2013 年,我国的数字经济发展水平有明显提高。(2)我国数字经济发展水平在空间上存在显著差异,呈“东强西弱,南强北弱”的地区分布格局。(3)地区分化的数字经济发展模式持续强化,北京、上海、浙江、广东的数字经济发展水平持续领先。

2. 城乡收入差距的时空格局

选取 2013 年和 2021 年城乡收入差距数据进行

对比,可以得出:(1)2021 年相较于 2013 年,我国的城乡收入差距呈下降趋势。(2)我国的城乡收入差距在空间分布上呈现由东南到西北逐渐扩大的格局,其中甘肃、宁夏、贵州、广西的城乡收入差距与其他区域具有显著差异。(3)城乡收入差距的区域间分化格局逐步减弱。

不难发现,从样本期间的首尾两个年份看,随着我国数字经济发展水平的提高,城乡收入差距明显下降。但是,二者之间是否表现为显著的“U”形关系,还需进行更严谨的统计检验。

3. 变量的描述性统计

由表 2 可以看出,样本期间不仅各省(区、市)的数字经济发展水平、城乡收入差距的最大值和最小值相差较大,其他变量也是如此。其中既有各变量随时间推移发生的显著变化,也反映出不同省(区、市)之间仍存在悬殊的发展差异。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Theil	270	0.083	0.079	0.036	0.018	0.187
Gap	270	2.535	2.484	0.361	1.842	3.556
Dig	270	0.259	0.239	0.106	0.087	0.700
Dig ²	270	0.078	0.057	0.074	0.008	0.490
eduyear	270	1.335	1.315	0.113	1.036	1.794
road	270	1.572	0.990	3.023	0.094	18.659
fiscal	270	0.115	0.116	0.034	0.041	0.204
govfee	270	0.028	0.025	0.014	0.006	0.074
finance	270	3.507	3.276	1.069	1.912	7.578
price	270	-4.901	-4.197	12.545	-46.890	26.992

五、实证结果及分析

(一)基准回归结果

首先对式(1)进行豪斯曼检验,结果显示 χ^2 统计量为 19.34,p 值为 0.0072,应选择固定效应模型。本文使用双向固定效应模型进行回归,结果见表 3。其中,列(1)为未添加任何控制变量的结果,数字经济发展水平的平方项的系数为正,且通过了 1%水平上的显著

表 3 数字经济发展对城乡收入差距的影响

变量	(1)	(2)
	Theil	Theil
Dig	-0.217*** (0.039)	-0.238*** (0.033)
Dig ²	0.379*** (0.057)	0.336*** (0.033)
eduyear		0.005 (0.003)
road		0.018*** (0.002)
fiscal		-0.043 (0.027)
govfee		-0.110 (0.120)
finance		0.008*** (0.002)
price		-0.000 (0.000)
时间固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
常数项	0.049*** (0.013)	-0.014 (0.017)
N	270	270
调整后的 R ²	0.978	0.986

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

性检验,初步说明数字经济发展与城乡收入差距之间的关系呈“U”形。在列(2)中加入控制变量后,数字经济发展水平的平方项的系数仍然为正,且通过了 1%水平上的显著性检验,再次验证了二者之间为“U”形关系,即假设 H1 成立。可能的原因是,刚开始时,城乡收入差距可能会因为数字信息技术和网络向农村的渗透和普及先行缩小,随着数字经济的进一步发展,由于城镇地区具有更高的网络价值和人力资本优势,这一差距可能再次扩大。

由于引入控制变量之后,列(2)的拟合优度有明显改善,所以下面以列(2)的回归结果为基准进行稳健性检验和异质性分析。

(二)稳健性检验

为检验基准回归结果的可靠性,本文从以下方面进行稳健性检验。

1. 克服内生性

首先考虑模型潜在的内生性。借鉴陈文和吴赢(2021)^[12]、郑国楠和李长治(2022)^[13]的做法,选取其他省份数字经济发展水平的同年均值(Digest)和移动电话交换机容量(TELE)作为工具变量。由于数字经济发展存在空间外溢效应,其他省份的数字经济发展水平与该省份的数字经济发展水平有一定的相关性,但与该省份城乡收入差距无关。移动电话交换机容量与数字经济发展水平相关,但与城乡收入差距无关。所以,二者均满足工具变量的条件。使用 2SLS 法进行回归,结果见表 4。可以看出,Kleibergen-Paap rk LM 检验的统计量为 26.553,对应的 p 值为 0.000,拒绝了工具变量识别不足的原假设;Cragg-Donald Wald F 统计量的值为 20.356,大于 10%显著性水平下的临界值 19.93,说明不存在弱工具变量问题;Hansen J 统计量为

表 4 两阶段最小二乘法的估计结果

变量	(1)	(2)
	Dig	Theil
Dig		-0.456*** (0.076)
Dig ²		0.508*** (0.066)
TELE	0.000* (0.000)	
Digrest	-11.591*** (2.766)	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		26.533[0.000]
Cragg-Donald Wald F 统计量		20.356[19.93]
Hansen J 统计量		0.173[0.678]
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
常数项	2.267*** (0.480)	0.031 (0.021)
N	270	270
调整后的 R ²	0.982	0.982

注：Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Hansen J 统计量的[]里的数值为对应的 p 值，Cragg-Donald Wald F 统计量对应的{ }里的数值是该统计量在 10%显著性水平下的临界值。

0.173,对应的 p 值为 0.678,通过了过度识别约束检

验,进一步验证了所选工具变量都满足相关性和外生性条件。由列(2)可知,采用 2SLS 法消除可能存在的内生性后,数字经济发展水平的平方项系数仍然在 1%的显著性水平下显著为正,与上文的基准回归结论一致。这就验证了上文结论的稳健性,也验证了假设 H1 成立。

2. 替换被解释变量

为检验基准回归结果的稳健性,将被解释变量城乡收入泰尔指数(Theil)替换为城乡收入之比(Gap)再进行回归,结果如表 5 列(1)所示。可以看到,核心解释变量的系数符号及统计显著性与基准回归结果一致,仍然是二次项的回归系数显著为正,说明数字经济发展对城乡收入之比的影响同样表现为显著的“U”形关系,进一步验证了假设 H1 成立。

3. 消除极端值影响

为消除可能存在的极端值对估计结果的影响,对核心解释变量和被解释变量进行 1%的缩尾处理和 5%的缩尾处理,然后对模型(1)重新进行回归,结果如表 5 列(2)—列(5)所示。可以看出,数字经济发展水平的平方项系数仍然在 1%的显著性水平下显著为正,与基准回归结果一致,说明极端值对回归结果并未造成显著的影响,即假设 H1 显著成立。

表 5 稳健性检验结果

变量	替换被解释变量	1%缩尾处理		5%缩尾处理	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Dig	-1.788*** (0.288)	-0.027 (0.031)	-0.251*** (0.029)	-0.110*** (0.026)	-0.329*** (0.047)
Dig ²	2.246*** (0.286)		0.395*** (0.032)		0.525*** (0.103)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	1.805*** (0.131)	-0.041** (0.020)	-0.017 (0.016)	-0.023 (0.017)	0.001 (0.017)
N	270	270	270	270	270
调整后的 R ²	0.988	0.979	0.987	0.979	0.982

(三)异质性分析

为进一步分析各区域的数字经济发展对其城乡收入差距的影响是否表现出异质性,进而验证假设

H2,这里仍采用如式(1)所示的双向固定效应模型分别对东、中、西部^①进行分样本回归,结果见表 6。可以看出,对东、中部地区来说,如果暂不引入数字经济发

①限于数据可得性,这里的区域划分未包括西藏和港澳台。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表 6 东、中、西部数字经济发展对城乡收入差距的影响

变量	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dig	0.057* (0.031)	-0.204*** (0.042)	-0.053*** (0.019)	-0.353*** (0.109)	-0.139** (0.056)	-0.200** (0.082)
Dig ²		0.256*** (0.040)		0.763*** (0.280)		0.185 (0.247)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.055** (0.022)	-0.014 (0.013)	0.049*** (0.012)	0.086*** (0.019)	0.203*** (0.025)	0.210*** (0.021)
N	99	99	72	72	99	99
调整后的 R ²	0.972	0.984	0.985	0.987	0.975	0.975

展水平的平方项,仅引入其一次项,那么一次项的系数显著不为0,但东部为正,中部为负;如果同时引入数字经济发展水平的一次项和平方项,那么平方项的系数显著为正,而一次项的系数显著为负。这说明在控制双向固定效应和其他控制变量的影响之后,东、中部地区的数字经济发展与其城乡收入差距之间表现为显著的“U”形关系,这也是全国样本表现为“U”形关系的原因。但是,如果仅拟合一条直线,那么东部地区的数字经济发展显著拉大了城乡收入差距,中部地区则是显著缩小的关系。这与东部地区的数字经济发展水平高于中部地区有关,也即东部地区多数省(市)已处于“U”形曲线拐点的右侧,而中部多数省尚处于“U”形曲线拐点的左侧。与东、中部地区不同,西部地区在暂不引入数字经济发展水平的平方项,仅引入其一次项的情况下,一次项的系数显著为负;在同时引入数字经济发展水平的一次项和平方项后,平方项的系数不显著,而一次项的系数仍显著为负。这说明西部地区的数字经济发展显著缩小了城乡收入差距,二者之间不是“U”形关系。总之,在东部和中部地区,数字经济发展与城乡收入差距之间的“U”形关系较为明显;而西部地区可能由于数字经济发展水平不高,还未跨越“U”形关系的拐点,所以仅表现为单边的负向关系,验证了假设 H2。

(四)传导机制检验

为检验数字经济发展是否通过影响城镇化进程进而对城乡收入差距产生影响,验证假设 H3,本文对式(2)和(3)进行回归,结果见表 7。

由表 7 列(1)可知,数字经济发展水平(Dig)的一

表 7 数字经济发展影响城乡收入差距的中介机制检验

变量	(1)	(2)
	Urban	Theil
Dig	54.692*** (8.310)	-0.128*** (0.038)
Dig ²	-87.271*** (9.820)	0.160*** (0.037)
Urban		-0.002*** (0.000)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
常数项	77.540*** (3.661)	0.142*** (0.025)
N	270	270
调整后的 R ²	0.993	0.989

次项系数显著为正,二次项系数显著为负,说明数字经济发展对城镇化(Urban)的影响表现为倒“U”形关系。可能的原因是,在早期,数字经济的发展会伴生很多新业态,创造较多的就业机会,推动农村居民向城镇地区转移,显著提高城镇化率;随着数字经济往更深层次发展,企业对新型数字人才的需求越来越大,而农村居民无法满足新就业岗位的要求,很可能被挤出劳动市场乃至出现“逆城镇化”现象。进一步由列(2)可知,在同时考虑核心解释变量和中介变量对城乡收入差距的影响后,核心解释变量数字经济发展水平(Dig)的平方项系数显著为正,与基准回归一致;而中介变量城镇化(Urban)的回归系数同样通过了 1%的显著性检验。这就说明城镇化率是数字经济发展影响

城乡收入差距的重要渠道,数字经济的发展通过影响城镇化率进而影响城乡收入差距,从而验证了假设 H3 成立。

六、结论与对策建议

本文从理论上分析了数字经济发展对城乡收入差距可能的影响机制,并采用双向固定效应模型、中介效应模型等方法,实证考察了数字经济发展对城乡收入差距的影响。研究表明:(1)随着数字经济发展水平的提高,城乡收入差距呈“U”形变化,即早期数字经济的发展会缩小城乡收入差距,但随着数字经济的进一步发展,城乡收入差距重新趋于扩大。(2)数字经济发展对城乡收入差距的影响存在明显的区域异质性:在东部和中部地区,二者之间都表现为“U”形关系;而在西部地区,二者之间表现为负向关系,也就是西部地区数字经济的发展显著缩小了城乡收入差距。(3)在传导机制方面,数字经济发展通过影响城镇化率进而对城乡收入差距产生影响。

基于上述结论,本文提出以下对策建议:

第一,加强农村地区的数字基础设施建设,这点对中、西部地区尤为关键。因为中、西部地区的数字经济发展水平还较低,仍处于数字经济发展缩小城乡收入差距的有利区间。增加对农村地区的数字基础设施投资,建设“数字乡村”,直接缩小城乡之间的数字经济发展差距,使城乡居民平等地享受数字红利,进而缩小城乡收入差距。

第二,提高城镇化质量,保障进城农民工的基本权益,避免出现“逆城镇化”现象。以现代信息技术、新能源、新材料等为支撑,大力发展高端制造业和现代服务业,提供更多高质量的就业岗位。大力支持中小企业发展,创造更多就业机会,吸引农村劳动力向城镇的非农产业转移。同时,向进城的农民工提供相应的教育和培训以提高其就业技能,使其能够适应城市就业的要求。此外,政府还应提供更多的基本公共服务,保障进城农民工及其子女享有教育、医疗和住房等基本权益,提高城镇化的吸引力和包容性。

第三,因地制宜,实施差异化的数字经济发展策略。东部地区应拓宽数字经济的创新应用,加快向传统产业的渗透,使之能吸纳更多的农村剩余劳动力,抵消数字经济发展拉大城乡收入差距的消极作用。中部地区应加强数字产业发展,促进数字经济与实体经济更深层次的融合,提高第二产业的数字化水平,使之与经济规模相匹配,促进城乡融合发展。西部地区应

加强数字基础设施建设,筑牢数字经济发展基础,促进数字技术在农业领域的创新应用,形成有竞争力的特色发展模式。

第四,提高农村地区教育质量,缩小城乡之间的人力资本差距。政府相关部门应加强农村地区学校的基础设施建设,确保农村孩子能接受和城市孩子同样质量的教育。利用互联网和数字技术建设在线学习平台,为农村地区的学生提供更丰富的学习资源,以弥补农村地区师资不足的缺陷。总之,在数字经济时代,缩小城乡之间的人力资本差距,是抑制城乡收入差距重新趋于扩大的关键之举。◆

参考文献:

- [1]TAPSCOTT D.The Digital Economy:Promise and Peril in the Age of Networked Intelligence[M].New York:McGraw Hill, 1996.
- [2]王军,肖华堂.数字经济发展缩小了城乡居民收入差距吗? [J].经济体制改革,2021(6):56-61.
- [3]熊子怡,张科,何宜庆.数字经济发展与城乡收入差距:基于要素流动视角的实证分析[J].世界农业,2022(10):111-123.
- [4]冀福俊.数字经济对城乡收入差距的影响:基于产业结构高级化的调节效应分析[J].经济问题,2023(2):35-41.
- [5]魏萍,陈晓文.数字经济、空间溢出与城乡收入差距:基于空间杜宾模型的研究[J].山东科技大学学报(社会科学版), 2020(3):75-88.
- [6]程名望,张家平.互联网普及与城乡收入差距:理论与实证 [J].中国农村经济,2019(2):19-41.
- [7]俞彤晖,肖延玉.数字经济促进城乡融合发展的实现机理与实证检验[J].统计与决策,2023(1):11-16.
- [8]肖尧.城镇化、房地产价格与城乡收入差距:基于我国省区面板数据的经验分析[J].财经科学,2013(9):100-107.
- [9]王少平,欧阳志刚.我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应[J].经济研究,2007(10):44-55.
- [10]刘军,杨渊蓁,张三峰.中国数字经济测度与驱动因素研究[J].上海经济研究,2020(6):81-96.
- [11]DIAKOULAKI D,MAVROTAS G,PAPAYANNAKIS L. Determining Objective Weights in Multiple Criteria Problems: The CRITIC Method[J].Computers&Operations Research,1995 (7):763-770.
- [12]陈文,吴赢.数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距[J].南方经济,2021(11):1-17.
- [13]郑国楠,李长治.数字鸿沟影响了数字红利的均衡分配吗:基于中国省级城乡收入差距的实证检验[J].宏观经济研究,2022(9):33-50.

(责任编辑:萧静)

数字基础设施建设 对城乡融合发展的影响

——基于省际面板数据的实证检验

肖春梅 程意婷

(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:为推动中国城乡融合发展,实现全体人民共同富裕,聚焦数字基础设施建设对城乡融合发展的影响效果和作用机制,基于 2011—2021 年中国省际面板数据,运用面板固定效应模型和机制检验模型进行实证检验。研究发现,数字基础设施能够显著提高城乡融合发展水平,经过一系列稳健性检验和内生性处理后结论依然成立。机制检验结果表明,数字基础设施建设可通过促进科技创新和激发创业活跃度两条路径提升城乡融合发展水平。异质性检验发现,东部地区数字基础设施建设对城乡融合发展的促进作用不显著,西部地区的促进作用最强,中部地区次之。因此,应加快推进数字基础设施建设,推动科技创新,优化创业环境,以提升城乡融合发展水平。

关键词:数字基础设施;城乡融合发展;科技创新;创业活跃度

中图分类号:F124;F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0028-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.05.004

一、引言

为化解社会发展不平衡不充分的矛盾,助力乡村振兴,推动以人为本的新型城镇化协同发展,构建城乡融合发展新格局,2022 年国家发展改革委印发的《2022 年新型城镇化和城乡融合发展重点任务》提出要以县域为基本单元推动城乡融合发展。党的二十大报告指出要坚持城乡融合发展,畅通城乡要素流动。但是目前仍面临一系列的现实问题,如城乡要素流动不畅通、城乡数字鸿沟凸显、城乡公共资源配置不合理、“城市病”与“乡村病”共存等。因此,在经济社会实现高质量发展的必然要求下,消除城乡二元结构、促进城乡要素畅通流动是中国亟须解决的问题。

以大数据中心、5G 网络、物联网、人工智能等为代表的数字基础设施是地区经济增长的新引擎,也是数字化技术发展、数字经济蓬勃发展的坚实基础^[1]。数字技术、数字经济发展能重塑城乡关系,推动城乡融合发展。数字技术有助于打通城乡生产、分配、交换和消费四个环节的堵点,推动城乡融合,数字经济能够通

过提升城乡间要素流动与配置效率为城乡融合提供新动力。目前,中国行政村通光纤和通 4G 的比例双双超过 99%,城乡基本实现互联网全覆盖。农村数字基础设施建设进程加快推进,畅通网络不断向乡村地区延伸和拓展,城乡之间的物理意义鸿沟正不断通过数字技术被弥合。数字基础设施能否成为推动城乡融合发展的新动能?若能,数字基础设施如何发挥底层基础作用以为释放数字时代红利进行赋能?这种赋能是否存在区域异质性?探究这些问题对破除城乡二元壁垒、赋能城乡融合发展具有重要意义,实现城乡融合发展对我国实现全体人民共同富裕、实现中国式现代化具有重要的实践意义。

二、文献综述

(一)数字基础设施的内涵、特征及经济效应

数字基础设施是基于新一代信息技术演化发展形成的基础设施,既包括以数据、软件、芯片等数字材料为主体构建的软硬件一体的基础设施,还包括机房、数据中心等硬件设施。关于数字基础设施的经济

基金项目:新疆维吾尔自治区社会科学基金“新时代党的治疆方略”研究专项项目“巩固拓展脱贫攻坚成果长效机制研究”(2022VZJ027);新疆财经大学智库调研重点项目“新疆建设内外循环枢纽区的综合评价与强化对策”(ZKZB2303)。

作者简介:肖春梅(1972—),女,新疆乌鲁木齐人,博士,教授,研究方向为区域经济理论与政策;程意婷(2001—),女,四川达州人,硕士研究生,研究方向为区域经济理论与政策。

效应研究。宏观层面上,学者主要聚焦于数字基础设施能够促进经济增长^[2],显著提升城市的创新质量^[3]、促进绿色发展效率增长^[4]等。微观层面上,学者主要聚焦数字基础设施能够推动企业调整生产结构,促进劳动力就业^[5]等。

(二)城乡融合发展的内涵、影响因素及测度方法

城乡融合发展是在实现城乡要素自由流动、优化组合、公平与共享的基础上继续推动城乡协调和一体化发展。城乡融合发展的影响因素也是学者们的研究热点,学者们从数字经济能够提高要素配置效率^[6]、普惠金融能促进要素流动^[7]、数字物流能实现产业聚集等角度研究城乡融合发展的影响因素。

目前学术界对城乡融合发展水平的测度没有统一标准。赵德起和陈娜(2019)^[8]从城乡融合的前提、动力、结果三个维度构建指标体系,使用横纵向拉开档次法对中国及30个省(区、市)2007—2016年的城乡融合发展水平进行测度。刘荣增和赵亮等(2020)^[9]从经济发展动力、交通信息网络、生态承载能力、居民生活水平四个维度构建指标体系,运用熵值法对中国分区域的城乡高质量融合发展水平进行测度。王大超和赵红(2022)^[10]从经济结构、基础设施、空间结构、生态环境融合四个维度构建指标体系,运用加入时间变量的熵权法来测度中国城乡融合发展水平。

(三)数字经济对城乡融合发展的影响

数字基础设施能有效消除数字鸿沟,推动产业转型实现农村经济高质量发展^[11],能加快生产要素流动,提升乡村振兴与新型城镇化的协调性^[12]。大多数学者重在考察数字经济或数字乡村建设对城乡融合发展的影响机制。数字经济通过提高城乡要素配置效率来优化城乡关系,还能改善资本和数据要素错配以促进城乡融合^[13]。数字乡村建设通过发挥产业结构优化效应以及金融驱动效应促进城乡融合发展^[14]。

综上所述,已有文献大多直接探讨数字经济、数字乡村发展对城乡融合发展的影响,鲜有文献直接探讨数字基础设施对城乡融合发展的影响,且未进一步探究其作用机制。因此,本文基于数字基础设施视角,研究其对城乡融合发展的影响效果及其异质性效应,并进一步探讨具体的作用机制。

三、理论分析与研究假说

(一)数字基础设施建设对城乡融合发展的直接影响效应

1. 数字基础设施建设能够推动城乡要素融合

一是数字基础设施建设有助于打破城乡要素交流壁垒。数字基础设施建设能够加速实现全产业链数字化,降低要素生产成本,其互联互通共享的特点还能降低市场上的信息不对称风险,破除信息交流壁垒,扩大经济主体的选择权,推动城乡生产要素根据新的市场供求关系自由流动,提高城乡要素配置效率。二是数字基础设施能够有效缓解资源错配问题。生产要素在城市地区集聚,加快数字基础设施建设能够促进数字技术惠及农村,弥补技术要素在农村地区的缺失,还能推动资本等生产要素由城市向农村生产领域延伸。

2. 数字基础设施建设能够推动城乡经济融合

一是数字基础设施建设能够缩小城乡收入差距。数字基础设施建设为农村电商发展创造条件,能够推动数字消费新业态从城市地区向乡村地区普及,一定程度上丰富了农产品的销售路径,增加了农民收入,激发了农村的生产活力,缩小了城乡收入差距。二是数字基础设施建设能够推动城乡产业融合。数字基础设施所孕育的物联网等数字技术能够加快城乡产业链上下游间的流通速度,城乡间的产业联系更加紧密,促进城乡产业融合。

3. 数字基础设施建设能够推动城乡社会生活融合

一是数字基础设施是数字时代政府治理的重要工具。在农村设立电子政务平台,能够实现跨地域信息的及时响应和问题处理,进一步改善农村的公共服务质量,公众也能参与政府决策,增强政府的公信力。二是数字基础设施能够便利居民教育、医疗和就业。在偏远的农村地区,数字基础设施建设的推进,能够为农村弱势群体提供丰富的线上教育资源和就诊服务,农村居民还能通过网络就业招聘平台获取就业信息,获得就业机会,拓宽就业渠道。

4. 数字基础设施建设能够推动城乡空间融合

一是数字基础设施建设能够打破城乡地理空间阻隔。网络空间能够帮助身处异地的人才打破地理阻隔,积极参与乡村建设;电子商务平台设立、物流的不断发展能够破解城乡交流难、运输难问题,促进城乡消费市场一体化。二是数字基础设施建设有助于构建城乡土地一体化交易平台。该交易平台的设立有利于合理开发利用城乡建设用地,缓解城市用地紧张而农村地区土地闲置的资源错配问题。

5. 数字基础设施建设能够推动城乡生态融合

一是数字基础设施建设能够推进城乡产业绿色转型。数字基础设施建设能够加快产业数字化转型的

速度,提升传统工业、农业产业的资源利用效率,实现城乡产业绿色可持续发展。二是数字基础设施建设有助于加强环境监管。政府实行环境监管拥有更加敏锐、精准的智能仪器,能够提高监管效率;城乡居民能够借助网络平台参与城乡生态污染监管工作,推进城乡政府展开绿色治理。因此,提出假说:

H1:数字基础设施建设能够促进城乡融合发展。

(二)数字基础设施建设对城乡融合发展的作用机制

通过对相关文献的梳理,本文认为数字基础设施主要通过以下两条机制推动城乡融合发展,主要表现为提高科技创新水平和激发创业活跃度(见图1)。

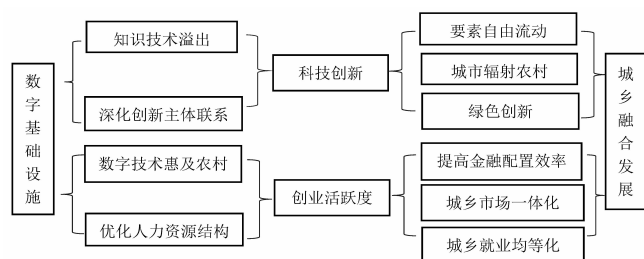


图1 数字基础设施建设对城乡融合发展作用的机制

1. 科技创新

数字基础设施建设能够促进知识技术的溢出扩散和深化创新主体间的联系,推动科技创新,并通过促进要素自由流动、城市创新辐射农村、推动绿色创新提高城乡融合发展水平。一是数字基础设施能够打破时空阻隔,发挥知识溢出和科技扩散效应。农村知识生产部门获得创新生产要素、知识获取渠道、技术研发工具,激发农村地区创新动力和经济发展活力,进而引导资源由城市向农村地区流动,实现数据、人才等生产要素自由流通。二是数字基础设施具有互联互通共享特征,能够消除创新主体间信息交流的障碍,降低信息不对称带来的风险,帮助创新主体准确了解市场信息,掌握市场创新需求变化,稳步提升技术创新效率。三是数字基础设施能够提高资源配置效率,可以实时监测环境质量,利用智慧治理控制城乡污染,改善城乡生态环境。因此,提出假说:

H2:数字基础设施建设能够促进科技创新,进而推动城乡融合发展。

2. 创业活跃度

数字基础设施能够促进数字技术惠及农村,优化人力资源结构,提升创业活跃度,进而提高金融资源配置效率、促进城乡市场一体化和推动城乡创业均等

化以实现城乡融合发展。一是数字金融的出现解决农村居民创业融资难的问题。数字技术与金融深度融合生成数字金融,数字基础设施帮助数字金融惠及农村,为创业者提供良好的金融外部环境,优化资金在城乡间的配置,促使农村地区 and 城镇低收入群体获取平等、有效的金融服务,解决创业融资问题。二是数字基础设施已经成为促进电子商务发展的主要动力,伴随着农村地区互联网普及率的提高,线上购物服务及快递服务已由城市延伸到农村,新业态、新商业模式在农村地区不断涌现并应用,农村居民就业机会增加,激发了农村地区的创业活跃度,打破城乡空间限制,促进城乡市场一体化。三是数字基础设施能够实现知识共享、促进平台整合,降低知识技术的获得门槛,优化城乡人力资源结构,降低农村居民创业门槛,推动实现城乡就业均等化。因此,提出假说:

H3:数字基础设施建设能够激发创业活跃度,进而推动城乡融合发展。

四、研究设计

(一)模型设定

1. 基准模型

为实证检验数字基础设施建设与城乡融合发展的关系,构建双向固定效应模型,基准回归模型如下:

$$UR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表城市, t 代表年份, UR_{it} 为城市 i 在 t 时期的城乡融合发展水平, X_{it} 表示城市 i 在 t 时期的数字基础设施建设水平, $controls$ 代表控制变量集, μ_i 表示不可观测的个体固定效应, v_t 表示不可观测的年份固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

2. 机制检验模型

构建机制检验模型来对科技创新、创业活跃度是否能推动城乡融合发展的作用机制进行检验,具体设定如下:

$$MI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 controls_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$UR_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 MI_{it} + \beta_3 controls_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, MI_{it} 表示数字基础设施建设对城乡融合发展影响的机制变量。

(二)变量选取

1. 被解释变量

城乡融合发展水平。本文从城乡融合发展的内涵出发,构建包括5个一级指标20个二级指标的城乡融合发展水平评价指标体系,用熵值法进行综合评价,具体见表1。

表 1 城乡融合发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标说明	性质	权重
城乡要素融合	常住人口城镇化率(C1)	城镇人口/常住人口	正	0.0226
	非农与农业从业比(C2)	第二、三产业从业人口/第一产业从业人口	正	0.1590
	财政支农比重(C3)	农业支出/财政支出	正	0.0223
	科技支出比重(C4)	科学技术支出/财政支出	正	0.0597
城乡经济融合	城乡人均可支配收入比(C5)	城镇人均可支配收入/农村人均可支配收入	负	0.0099
	城乡恩格尔系数比(C6)	城镇恩格尔系数/农村恩格尔系数	正	0.0088
	城乡人均消费比(C7)	城镇人均消费/农村人均消费	负	0.0067
	非农产业与农业产业比(C8)	第二、三产业产值/第一产业比值	正	0.2463
	农业机械化水平(C9)	农业机械总动力/农作物播种总面积	正	0.0328
城乡社会生活融合	城乡养老保险覆盖率(C10)	养老保险参保人数/总人口	正	0.0091
	城乡失业保险覆盖率(C11)	失业保险参保人数/总人口	正	0.0782
	城乡居民人均文教娱乐支出比(C12)	城镇人均文教娱乐支出/农村人均文教娱乐支出	负	0.0069
	城乡居民人均执业医师数比(C13)	城镇人均执业医师数/农村人均执业医师数	负	0.0061
城乡空间融合	城市空间扩张(C14)	农作物播种面积/建成区面积	正	0.0387
	土地城镇化水平(C15)	建成区面积/土地总面积	正	0.1455
	交通网密度(C16)	公路、铁路运营里程/土地总面积	正	0.0372
	城乡人均私人汽车拥有量(C17)	私人汽车拥有量/总人口	正	0.0334
城乡生态环境融合	森林覆盖率(C18)	森林覆盖率	正	0.0404
	财政节能环保支出占地方财政一般支出比重(C19)	节能环保支出/财政支出	正	0.0271
	建成区绿化覆盖率(C20)	建成区绿化覆盖率	正	0.0092

2. 核心解释变量

数字基础设施建设水平。构建数字基础设施评价指标体系,具体见表 2,并运用熵值法对各指标权重进行赋值。

表 2 数字基础设施评价指标体系

目标层	指标层	单位
数字基础设施发展水平	长途光缆线路长度	万公里
	电话普及率	部/每百人
	域名数	万个
	互联网宽带接入端口	万个
	互联网普及率	万个
	互联网宽带接入用户	万个

3. 控制变量

借鉴蔡承智和贾欣(2023)^[12]的研究思路,选取城镇化水平(Urban)、环境规制(Er)、规模以上企业新产品销售收入(Lnnps)、交通状况(Lntdl)作为控制变量。城镇化水平采用城镇常住人口与总人口的比值进行测算;环境规制采用工业污染治理投资完成额占第二产业的比值进行测算;规模以上企业新产品销售收入采用企业新产品销售额的对数值进行测算;交通状况采用铁路和公路总里程数的对数值进行测算。

4. 机制变量

科技创新水平(Tein),采用发明专利授权量占专利授权总量的比重测算;创业活跃度(Entrep),采用私营和个体从业人员数占常住人口数的比值进行测算。

各变量描述性统计见表 3。

表 3 描述性统计

变量类型	变量符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	UR	330	0.203	0.112	0.090	0.734
核心解释变量	X	330	0.099	0.074	0.010	0.541
控制变量	Urban	330	0.596	0.121	0.350	0.896
	Er	330	0.003	0.003	0.000	0.025
	Lnnps	330	16.960	1.578	11.360	20.020
	Lntdl	330	11.720	0.842	9.437	12.910
机制变量	Tein	330	0.157	0.073	0.046	0.431
	Entrep	330	0.223	0.115	0.062	0.694

(三)数据来源

鉴于数据的可得性,本文选取 2011—2021 年中国 30 个省(区、市,不含西藏和港澳台地区)的面板数据,个别缺失数据用线性插值法进行补齐。数据来源于《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国环境统计年鉴》,及各省(区、市)统计年鉴和 EPS 数据库。

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果与分析

数字基础设施建设对城乡融合发展的影响效应见表 4。列(2)—列(5)显示:在控制个体固定效应和时间效应的基础上,逐一加入控制变量,加入所有控制

变量以后,城乡融合发展水平(UR)的系数均为正值,且在 1%的水平下显著;在控制变量中,城镇化水平(Urban)的回归系数显著为负,可能因为在推进城镇化进程中,大量劳动力等生产要素从农村向城市转移,造成城乡间要素、经济等差距逐步拉大;规模以上企业新产品销售收入(Lnnps)的回归系数显著为正,可能因为创新效益激励城乡企业加大人力资本和研发投入力度,加快技术、资本等生产要素在城乡间流动;环境规制(Er)和交通状况(Lntdl)的回归系数未通过显著性检验,表明环境规制和交通水平对城乡融合发展的影响不明显。假设 H1 得以验证。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	UR	UR	UR	UR	UR
X	0.372*** (0.031)	0.069*** (0.024)	0.067*** (0.024)	0.069*** (0.024)	0.068*** (0.024)
Urban		-0.832*** (0.058)	-0.824*** (0.059)	-0.866*** (0.061)	-0.861*** (0.065)
Er			0.393 (0.518)	0.420 (0.514)	0.423 (0.515)
Lnnps				0.008** (0.003)	0.008** (0.003)
Lntdl					-0.004 (0.018)
_cons	0.166*** (0.020)	0.605*** (0.031)	0.600*** (0.032)	0.494*** (0.054)	0.539** (0.200)
省域固定	No	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	No	Yes	Yes	Yes	Yes
N	330	330	330	330	330
R ²	0.326	0.788	0.788	0.792	0.792

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的统计水平下显著;括号内为标准误差。表 5、表 6、表 7 同。

(二)稳健性检验与内生性检验

1. 更换样本

北京、上海、广东经济发达,在推动我国数字化的进程中起引领作用,因此为验证数字基础设施建设推动城乡融合发展的普适性,在剔除北京、上海、广东的数据后,对其他地区数据重新回归,结果见表 5 列(1)。数字基础设施建设的回归系数在 1%的水平下显著为正,实证结果依然较为稳健。

2. 替换核心解释变量

考虑数字基础设施建设的滞后性,用滞后一期的数字基础设施建设水平替换核心解释变量,结果见表 5 列(2)。数字基础设施建设的回归系数在 5%的水平下显著为正,实证结果依然较为稳健。

3. 内生性检验

选取工具变量,用两阶段最小二乘法(2SLS)重新进行回归分析,处理可能因为遗漏变量、反向因果关系存在而产生的内生性问题。参考黄群慧和余泳泽等(2019)^[5]的做法,选取 1984 年各省(区、市)的每百人邮局数与上一年互联网用户数的交互项作为数字基础设施发展建设水平的工具变量。表 5 列(3)展现了第一阶段、第二阶段的回归结果。第一阶段回归的结果显示工具变量的回归系数显著为正,第二阶段的结果显示 Anderson canon.corr.LM 统计量在 1%水平上显著,通过了不可识别检验;Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 检验 10%水平的临界值 16.38,通过了弱工具变量检验,证实本文选取的工具变量是外生

表 5 稳健性和内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	
	UR	UR	First stage X	Second stage UR
X	0.054*** (0.013)			0.111** (0.054)
L.X		0.054** (0.025)		
Iv			0.011*** (0.001)	
Urban	-0.095** (0.045)	-0.893*** (0.073)	-0.206 (0.162)	-0.888*** (0.065)
Er	0.246 (0.264)	0.325 (0.536)	-1.048 (1.236)	0.277 (0.511)
Lnnps	0.002 (0.002)	0.008** (0.004)	-0.008 (0.008)	0.009*** (0.003)
Lntdl	0.016* (0.009)	-0.004 (0.019)	0.070 (0.053)	-0.012 (0.022)
_cons	-0.039 (0.103)	0.569*** (0.218)	-0.292 (0.463)	1.195*** (0.194)
省域固定	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
Anderson canon.corr.LM				53.183 [0.000]
Cragg-Donald Wald F				62.137 [16.38]
N	297	300	308	308
R ²	0.888	0.771	0.816	0.984

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

的。结果显示,数字基础设施建设水平的系数在 5%的水平下显著且为正,证明即使考虑内生性问题,实证结果依然较为稳健。

(三)异质性检验

依据国家统计局区域划分标准^①,基于模型(1)将面板数据分为东部、中部、西部地区进行异质性检验,结果见表 6。

结果表明,中部地区、西部地区数字基础设施建设对城乡融合发展的回归系数是显著的,且西部地区回归系数(0.060)大于中部地区(0.024)。东部地区具备地理区位和经济发展优势,数字基础设施建设水平和城乡融合发展水平相对较高,因此数字基础设施建设水平对城乡融合发展的影响相对较弱。西部地区及中部地区城乡融合发展水平相较于东部地区偏低,政府部门为推动地区城乡融合发展,出台系列优惠政策

表 6 地区异质性检验结果

变量	(1)东部地区	(2)中部地区	(3)西部地区
	UR	UR	UR
X	0.088 (0.063)	0.024* (0.013)	0.060** (0.028)
Urban	-1.393*** (0.128)	0.072 (0.146)	0.235*** (0.061)
Er	-0.620 (1.746)	0.381 (0.899)	-0.274 (0.221)
Lnnps	0.029*** (0.009)	-0.013*** (0.005)	0.001 (0.001)
Lntdl	-0.007 (0.037)	0.089*** (0.015)	0.073*** (0.013)
_cons	0.671 (0.434)	-0.745*** (0.177)	-0.871*** (0.160)
省份固定	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes
N	143	66	121
R ²	0.830	0.967	0.941

及财税补贴政策,为中、西部地区数字基础设施布设有效赋能,夯实数字经济发展基础,为相对欠发达地区推动城乡融合发展创造更多条件。

(四)作用机制检验

根据前文的理论假设,对假设 H1、H2 进行检验,

表 7 作用机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tein	UR	Entrep	UR
X	0.181*** (0.054)	0.053** (0.024)	0.225*** (0.058)	0.040* (0.024)
Tein		0.083*** (0.026)		
Entrep				0.124*** (0.024)
Urban	0.026 (0.145)	-0.863*** (0.064)	-0.896*** (0.156)	-0.750*** (0.066)
Er	6.034*** (1.149)	-0.076 (0.531)	1.087 (1.233)	0.288 (0.493)
Lnnps	0.012* (0.007)	0.007** (0.003)	0.006 (0.008)	0.007** (0.003)
Lntdl	-0.127*** (0.040)	0.006 (0.018)	0.003 (0.043)	-0.005 (0.017)
_cons	1.391*** (0.446)	0.424** (0.200)	0.471 (0.479)	0.481** (0.192)
省域固定	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	330	330	330	330
R ²	0.437	0.799	0.758	0.811

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

分别从科技创新、创业活跃度两个视角检验数字基础设施建设对城乡融合发展的作用机制,结果见表7。

列(1)、列(3)结果显示数字基础设施建设水平对科技创新水平、创业活跃度的影响系数分别为0.181、0.225,且在1%的水平下显著为正,表明数字基础设施建设提升了科技创新水平和创业活跃度。将机制变量科技创新水平纳入数字基础设施对城乡融合发展影响的回归方程中,列(2)结果表明,数字基础设施指数的回归系数为0.053,在5%的水平下显著为正,且该系数值小于表4列(5)的基准回归系数,表明数字基础设施建设能通过提高科技创新水平对城乡融合发展产生积极作用,假设H2得以验证。列(4)将机制变量创业活跃度纳入数字基础设施对城乡融合发展的基准回归方程中,结果显示,数字基础设施指数的回归系数为0.040,在10%的水平下显著,且该系数值相较于表4列(5)的基准回归系数有所下降,表明数字基础设施建设能够提高创业活跃度,进而提升城乡融合发展水平,假设H3得以验证。

六、研究结论与对策建议

(一)研究结论

本文研究结论如下:(1)数字基础设施建设能够显著促进城乡融合发展,这一结论在进行各类稳健性检验和内生性处理以后依然成立。(2)异质性检验发现中、西部地区数字基础设施建设对城乡融合发展的促进作用较大,西部地区促进作用最强,中部地区次之,东部地区促进作用不明显。(3)数字基础设施建设能够通过促进科技创新、激发创业活跃度两条路径有效推动城乡融合发展。

(二)对策建议

第一,加大城乡数字基础设施建设投资力度。目前我国数字基础设施建设的顶层设计较为完善,各省应该把握契机,争取中央资金支持,加大对城乡数字基础设施建设的投入力度,积极推动数字治理、智慧农业、智慧医疗等建设,以数字化推动城乡融合发展。

第二,开展创新活动,实施激励政策。政府应支持积极开展科技创新活动,促进城乡间数据要素、创新要素自由流动,促进技术创新。各地政府应实施差异创新激励政策,对有创新成果突破的企业给予财政补贴或税收优惠等。

第三,抓住数字经济机遇,让数字技术惠及农村。城乡融合发展的关键区域在农村,要抓住数字经济时代机遇,重视农村地区数字人才培养,加快培育新型职业农民,鼓励、引导企业到农村地区参与数字化建

设。同时推动农村数字金融的发展,弥补农村地区金融资源的缺失,降低农民创业门槛,解决农民创业初期融资难等问题。

第四,因地制宜推动数字基础设施建设。中、西部地区数字基础设施发展较为落后,应加大城乡数字基础设施投资,提升城乡数字基础设施覆盖率,推动数字技术融入实体经济,促进数字产业化和产业数字化协同发展,推动城乡高质量融合。东部地区数字基础设施建设较为完善,应注重科技创新,充分发挥城镇的科技辐射作用,以城带乡推动城乡融合发展。◆

参考文献:

- [1]冀雁龙,李金叶,赵华.数字化基础设施建设与旅游经济增长:基于中介效应与调节效应的机制检验[J].经济问题,2022(7):112-121.
- [2]范合君,吴婷.数字化能否促进经济增长与高质量发展:来自中国省级面板数据的经验证据[J].管理学报,2021(3):36-53.
- [3]于志慧,何昌磊.数字基础设施建设与城市创新质量:基于长江经济带110个地级市的实证分析[J].华东经济管理,2023(9):57-67.
- [4]蔺鹏,孟娜娜.新型数字基础设施建设对中国工业绿色发展效率增长的影响研究[J].科研管理,2023(12):50-60.
- [5]孙伟增,郭冬梅.信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响:需求规模、结构变化及影响路径[J].中国工业经济,2021(11):78-96.
- [6]黄永春,宫尚俊,邹晨,等.数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J].中国人口·资源与环境,2022(10):77-87.
- [7]程静,陈佳睿,杜震.数字普惠金融促进城乡融合发展:内在机制与实证检验[J].金融理论与实践,2023(6):82-95.
- [8]赵德起,陈娜.中国城乡融合发展水平测度研究[J].经济问题探索,2019(12):1-28.
- [9]刘荣增,赵亮,陈娜,等.中国城乡高质量融合的水平测度[J].区域经济评论,2020(5):94-104.
- [10]王大超,赵红.中国城乡融合发展效率评价及其影响因素研究[J].财经问题研究,2022(10):101-109.
- [11]高喆,顾朝林,顾江.“新型城镇化”与“乡村振兴”场景下新基建对产业转型的启示[J].经济地理,2021(4):8-14.
- [12]蔡承智,贾欣.西部地区数字基建对乡村振兴与新型城镇化协调的影响[J].商业经济研究,2023(9):179-183.
- [13]黄永春,宫尚俊,邹晨,等.数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J].中国人口·资源与环境,2022(10):77-87.
- [14]尹庆民,王寻.数字经济是否促进了中国的城乡融合:基于中介效应模型与空间杜宾模型的检验[J].技术经济,2022(11):114-127.
- [15]黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.

(责任编辑:萧静)

中国经济韧性的分布动态、地区差异与收敛分析

董兴志¹ 梁珍珍² 刘昱瑾²

(1.兰州财经大学 国际经济与贸易学院,甘肃 兰州 730020;2.兰州财经大学 统计与数据科学学院,甘肃 兰州 730020)

摘要:基于 2011—2020 年全国 30 个省(区、市)的面板数据,运用 GIS 可视化、Kernel 密度估计、Markov 转移矩阵、Dagum 基尼系数与收敛性分析中国经济韧性的演进规律、空间差异与收敛情况。结果表明:我国经济韧性自西向东逐步增强,有明显的方向性与地理集聚性,在全国及各地区均呈“极化—收敛”态势;邻域环境影响经济韧性的分布格局,存在一定的路径依赖,且保持稳定的概率边际递减;各地区间差异是导致全国经济韧性差异的主要来源;全国与各地区经济韧性均存在绝对收敛,产业结构、市场化水平与科教投入对经济韧性增强有显著正影响。

关键词:经济韧性;分布动态;地区差异;收敛分析

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0035-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.05.005

一、引言

经济发展易受不确定性风险的冲击与干扰,了解经济韧性的演进规律和收敛机制,对国家或地区实现经济高质量发展至关重要。经济韧性指当经济主体遭受外部自然或社会因素的冲击之后,不断调整自身经济结构以适应外部扰动冲击,进而恢复到原有发展水平,甚至吸收外部冲击创造新发展路径的能力^[1],最终实现经济的长期稳定发展。从 2008 年的金融危机到 2020 年的新冠肺炎疫情再到最近的巴以冲突,外界影响不时对经济增长产生外部冲击,如何在冲击后仍保持韧性是当前政府和学界关注的热点。

现有研究中,对城市群层面经济韧性的分布动态、地区差异以及空间收敛问题研究较为丰富^[2]。学界普遍认为,韧性是不断调整的动态过程,构建指标体系时主要考虑是否能衡量经济系统本身应具备的应对和化解外部冲击、抵御风险与驾驭经济不稳定性的能力^[3-5]。测度层面,测度指标从简单的描述性说明,发展到复杂的指标体系^[6-7],再到采用形式单一的敏感度指数进行空间计量模型的反事实估计^[8-10]。由于部分学者

认为只使用单一指标反映区域经济韧性的方法有失偏颇,无法体现经济韧性的系统性特征^[11],故近年来学者更多使用构建指标体系的方法^[12-13],从经济社会的不同层面多角度测算不同地区的经济韧性指数。

总体说,关于经济韧性的研究成果较为丰硕,但研究尺度、研究方法和研究内容有待拓展。研究尺度上,现有研究主要集中在我国城市群层面,以省(区、市)行政单位为对象的经济韧性空间分布相关研究较少,事实上研究省(区、市)之间以及三大区域之间的空间分布极为必要。研究方法上,已有研究在揭示经济韧性的动态演进特征时多采用 Kernel 密度估计,较少通过标准差椭圆方法进行分析。研究内容上,现有研究对经济韧性的空间分布特征关注较多,对其时空转移概率及收敛机制的展开分析较少。鉴于此,本文在前人研究的基础上,构建基于 PSR 模型的综合评价指标体系衡量中国经济韧性的变化状况,并揭示其分布动态、地区差异与收敛机制。本文的边际贡献在于:第一,研究方法上,运用标准差椭圆的分析方法研究经济韧性的演进特征,补充了 GIS 空间可视化软件在经济韧

基金项目:甘肃省科技计划(基础研究计划-软科学专项)项目“数字经济赋能西部地区协调发展的机制与路径提升研究”(23JRZA420);甘肃省高等学校创新基金项目“‘十四五’背景下甘肃省数字经济提升经济韧性的机制与路径研究”(2022A-083);甘肃省研究生“创新之星”项目“数字经济提升制造业产业链韧性的动力机制与路径研究”(2023CXZX-702)。

作者简介:董兴志(1978—),男,河南信阳人,硕士,副教授,研究方向为产业经济、应用统计;梁珍珍(1999—),女,山西朔州人,硕士研究生,研究方向为区域经济;刘昱瑾(1999—),女,河北石家庄人,硕士研究生,研究方向为空间计量。

性空间分析中的应用。研究内容上,在现有研究的基础上补充了空间马尔可夫矩阵考察经济韧性发展的时空转移概率特征,是对空间分析的进一步完善。

二、中国经济韧性的空间分布动态

(一)评价指标体系构建

选取 2011—2020 年全国 30 个省份(西藏、港澳

台除外)的面板数据进行研究,数据来自《中国统计年鉴》等,缺失数据用线性插值法补齐,变量均采取可比性处理,运用改进的熵权法,参考已有研究(李玉恒和黄惠倩等,2021)^[14],基于 PSR 模型从经济韧性的抵抗恢复压力指数、适应调节状态指数、治理转型响应指数构建经济韧性综合评价指标体系,见表 1。

表 1 经济韧性综合评价指标体系

目标层	准则层	指标层	指标属性
经济韧性	抵抗恢复压力指数	人均地区生产总值	+
		区域失业水平	-
		社会保障和就业支出与财政支出之比	+
		FDI 依存度	-
		城镇单位就业人员平均工资	+
	适应调节状态指数	财政自给率	+
		金融机构存贷款余额之比	+
		产业结构合理化水平	-
		社会消费品零售总额	+
		城镇化率	+
	治理转型响应指数	教育支出与财政支出之比	+
		科学技术支出与财政支出之比	+
		国内专利申请授权量	+
		每十万人人口高等学校平均在校生数	+
		技术市场成交额	+

(二)经济韧性的空间分布与聚集分析

运用 Arcgis10.2 软件首先分析 2011 年全国不同地区经济韧性的空间分布特征。结果发现,我国经济韧性的总体水平较低,呈零星分布状况,但是黄河中下游、长江流域和沿海地区的经济韧性有所改善,西部地区的经济韧性仍然较低。分析 2016 年全国范围内经济韧性,发现提升趋势进一步加强,东、中部经济韧性提升速度较快,集中连片发展格局逐步加强,并逐渐形成了以北京、江苏、上海和广东为中心的经济韧性提升节点地区。接着分析 2020 年的经济韧性发现,较之前仍保持较好发展势头,西部地区部分省份的经济韧性较 2016 年有所提高(如新疆),经济韧性提升呈向西迸发态势。整体上说,2020 年全国经济韧性水平

显著提升,从零星分布变为多极核协同网络格局。需要注意的是,由于经济发展水平较高的东南沿海地区更容易受到影响,形成了累积循环发展趋势,“马太效应”越发明显,全国范围内的经济韧性均衡性下降。

进一步地,借助全局空间自相关分析发现,全国 30 个省份经济韧性发展的空间关联呈“先上升,后下降”趋势,2014 年 Moran's I 达到最大值,可能因为 2014 年前在东部地区经济韧性发展呈现明显的空间自相关特征,2014 年后随着“一带一路”倡议的推进,东部地区拥有的要素逐渐向周边经济韧性较低地区扩散,且东部地区相较中、西部地区的“溢出效应”更明显,之后则整体呈持续下降趋势。2019 年 Moran's I 达到最小值,可能因为随着“一带一路”倡议的实施,

表 2 中国经济韧性的 Moran's I 检验结果

年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Moran's I	0.356***	0.361***	0.389***	0.390***	0.329**	0.326**	0.318**	0.324**	0.309**	0.336**
	(3.412)	(3.468)	(3.638)	(3.697)	(3.154)	(3.082)	(3.015)	(3.056)	(2.943)	(3.145)

注: **、*** 分别代表在 5%、1% 的水平上显著;括号内为表示参数估计的 t 值或 z 值。表 7、表 8 同。

经济韧性呈现明显的空间一体化与均衡化特征,全国经济韧性的空间集聚现象呈逐步弱化态势(见表2)。

利用 Arcgis10.2 软件,选择代表性年份(2011 年、2016 年和 2020 年) 分别考察全国各省份经济韧性的空间分布方向及动态特征,结果见表 3。

表 3 各省份代表性年份经济韧性标准差椭圆参数

年份	椭圆面积 (km ²)	长半轴 (km)	短半轴 (km)	旋转角 (°)
2011	3204574.404	1079.753	944.754	26.534
2016	3033906.298	1058.451	912.439	23.430
2020	2969106.912	1058.799	892.658	20.989

结果表明:(1)标准差椭圆大致位于东、中部地区,且椭圆面积持续缩小,说明 2011—2020 年椭圆内部省份的经济韧性提升速度明显快于椭圆外部省份,即样本期内全国范围内经济韧性在东、中部地区呈高集聚的空间分布特征。(2)标准差椭圆的长半轴和短半轴相差较大,说明全国范围经济韧性提升发展的空间分布具有方向性。标准差椭圆大致呈“东北—西南”方向分布,基本沿东部海岸线方向分布,说明东部沿海地区的经济韧性提升较快。具体看,短半轴由 2011 年的 944.754 千米减少至 2020 年的 892.658 千米,长半轴基本稳定,说明样本期内经济韧性在“西北—东南”方

向上呈收缩趋势。(3)2011—2020 年全国经济韧性提升的重心移动轨迹大致保持稳定,具体呈先向东偏北方向微移,后向东南方向移动的趋势,说明全国经济韧性提升主要在东部地区聚集,并且位于东南方向的省市(江苏、上海、广东等)提升速度相对较快。

(三)经济韧性的动态分布演进特征

1. 经济韧性的时序演变

通过 Kernel 密度估计,绘制全国经济韧性的动态演进过程,见图 1。从全国看,2011—2020 年,中国经济韧性分布图的波峰逐渐从左侧低水平区域向右侧高水平区域移动,即各省份经济韧性水平逐渐升高,2015 年波峰明显降低且未有明显提升,这可能是受 2015 年经济增速放缓及新发展格局调整的影响。此外,2011—2020 年 Kernel 密度估计曲线均向右侧移动,经济韧性呈逐年提升态势。具体而言,2015 年之前 Kernel 密度估计曲线大量集中在左侧低水平区域,随后波峰下降,逐渐演变为单峰分布,右拖尾现象逐年拉长,分布延展性有所拓宽,意味着在 2015 年前后不同省份间经济韧性的绝对差异正逐渐扩大,但两极分化现象在减弱。

东部地区经济韧性的 Kernel 密度分布图的波峰逐渐向右侧高水平区域移动,波峰在垂直高度下降且水平宽度变宽,说明东部地区经济韧性的主要变化为

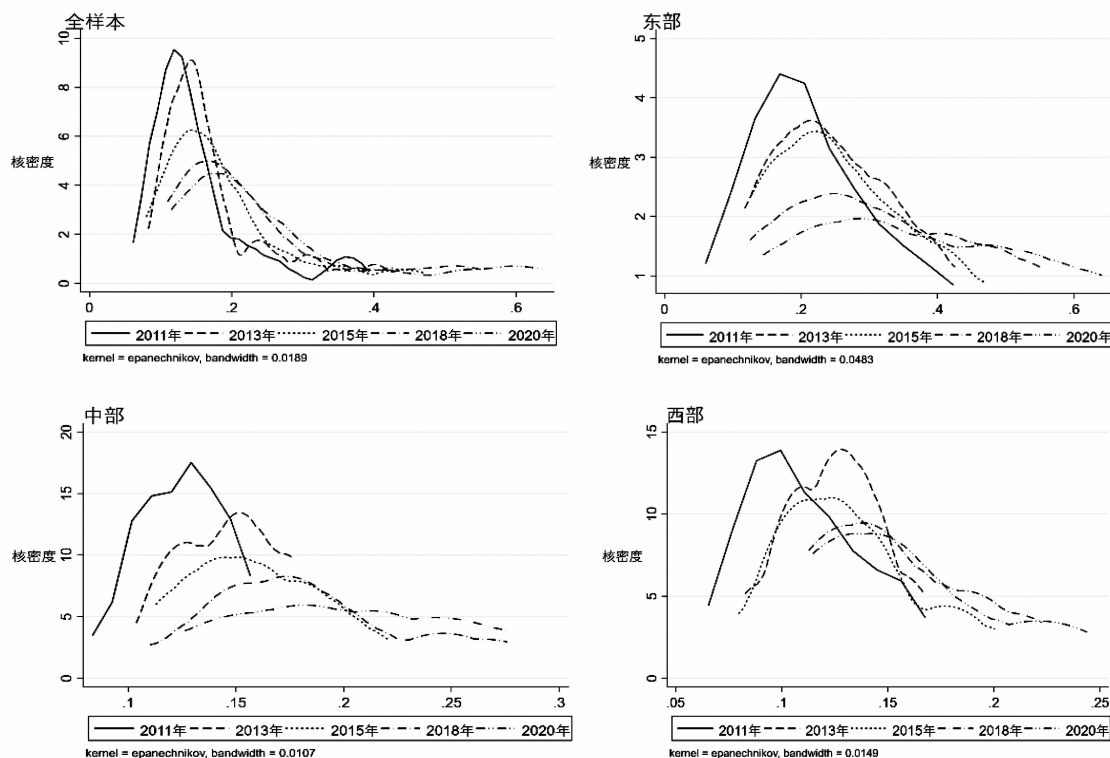


图 1 中国经济韧性动态演进图

表 4 2011—2020 年中国经济韧性提升的传统 Markov 链转移概率矩阵

时期跨度/年	类别	低	中低	中高	高	时期跨度/年	类别	低	中低	中高	高
1	低	0.817	0.183	0.000	0.000	3	低	0.603	0.381	0.016	0.000
	中低	0.059	0.706	0.235	0.000		中低	0.055	0.400	0.545	0.000
	中高	0.000	0.059	0.824	0.118		中高	0.000	0.042	0.625	0.333
	高	0.000	0.000	0.000	1.000		高	0.000	0.000	0.000	1.000
5	低	0.471	0.529	0.000	0.000	7	低	0.353	0.559	0.088	0.000
	中低	0.000	0.200	0.700	0.100		中低	0.000	0.037	0.741	0.222
	中高	0.000	0.000	0.469	0.531		中高	0.000	0.000	0.286	0.714
	高	0.000	0.000	0.000	1.000		高	0.000	0.000	0.000	1.000

总体提高和多极化减弱。中部地区经济韧性的 Kernel 密度分布图的波峰降低,波形向左移动,说明“十三五”期间,中部经济韧性的空间分化水平相对稳定,增速趋缓,区域不平衡呈缩小态势,存在动态收敛性特征。而 2020 年受突发公共卫生事件影响,峰高降低,区域内差异程度有所扩大。西部地区经济韧性的 Kernel 密度分布图的波峰逐渐向右侧高水平区域移动,2015 年受地缘政治影响,西部地区经济韧性下降,且波峰有所下降,整体向右移动,说明西部地区经济韧性的主要变化为总体提高和多极化减弱。

2. 经济韧性的空间演变

进一步采用 Markov 链分析方法考察全国经济韧性发展水平转移的方向及转移概率,揭示其动态演进过程。运用分位数法将全国各省份的经济韧性水平分为四个等级:25%及以下为低水平省份,26%—50%之间为中低水平省份,51%—75%之间为中高水平省份,高于 75%属于高水平省份。随后获得 2011—2020 年全国经济韧性发展水平的传统动态 Markov 链转移矩阵,从而得到 2011—2020 年代表性时间不同跨度时期的全国经济韧性发展水平转移的传统动态 Markov 链转

移矩阵,见表 4。以跨期 1 年为基准可以看出,对角线元素在数值上均大于非对角线元素,且对角线上的概率值最低为 0.706,说明在跨期为 1 年的情况下,经济韧性的提升一定程度上相较于长跨期存在更强的路径依赖关系。具体说,中低水平地区仅需 3 年时间实现等级向上跨越,较高水平地区则需 5 年时间。

三、中国经济韧性的地区差异

通过 Dagum 基尼系数分解法,研究 2011—2020 年全国经济韧性发展的总体差异,将全国 30 个省份划分为东部、中部和西部三大地区来分析差异的具体来源及贡献。表 5、表 6 报告了三大地区间与区域内经济韧性的 Dagum 基尼系数和变动幅度情况。

(一)三大地区经济韧性总体差异及分解

总体看,观测期内中国三大地区经济韧性 Dagum 基尼系数呈现波动上升趋势,表明三大地区经济韧性差距在样本期内不断扩大。具体看:(1)2011—2013 年区域间差异逐渐扩大。这一阶段表现为东部地区经济韧性迅速提高,而中、西部地区经济韧性发展较慢,进而导致不同区域之间经济韧性差距不断扩大。可能因为该阶段城镇化进程原因使农村人口源源不断地向

表 5 2011—2020 年三大地区经济韧性 Dagum 基尼系数及分解

年份	区域间	贡献度(%)	超变密度	贡献度(%)	区域内	贡献度(%)	全国
2011	0.158	69.009	0.015	6.518	0.056	24.474	0.228
2012	0.161	70.458	0.012	5.460	0.055	24.083	0.228
2013	0.164	70.334	0.013	5.709	0.056	23.957	0.233
2014	0.164	70.344	0.013	5.525	0.056	24.131	0.234
2015	0.158	65.971	0.02	8.216	0.062	25.813	0.239
2016	0.163	64.808	0.024	9.361	0.065	25.831	0.251
2017	0.165	64.867	0.024	9.283	0.066	25.850	0.254
2018	0.171	64.822	0.025	9.402	0.068	25.776	0.264
2019	0.179	65.763	0.023	8.416	0.07	25.821	0.272
2020	0.194	68.027	0.021	7.299	0.07	24.673	0.285
趋势	上升	平稳	上升	上升	上升	平稳	上升

表 6 2011—2020 年三大地区内部经济韧性基尼系数

	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
东部	0.213	0.214	0.213	0.210	0.223	0.232	0.239	0.244	0.252	0.251
中部	0.078	0.060	0.089	0.093	0.117	0.131	0.141	0.147	0.146	0.141
西部	0.124	0.125	0.113	0.125	0.141	0.143	0.128	0.134	0.142	0.140

东部地区集聚,“马太效应”愈发明显。(2)2014—2015 年区域间差异明显缩小。该阶段,随着“一带一路”倡议的持续推进,东部地区拥有的经济要素逐渐向周边经济韧性水平较低的地区扩散,东部地区溢出效应表现最为明显,进而使全国整体的经济韧性差异缩小。(3)2016—2020 年区域间差距逐渐扩大。可能因为 2016 年西部地区受地缘政治风险影响以及 2020 年公共卫生事件的冲击,经济要素从西部地区回流,相对稳定的中、东部地区的经济韧性进一步提升,导致区域间经济韧性差异扩大。

(二)三大地区内部经济韧性差异

从年度均值看,东部地区的经济韧性差距较大,明显高于中、西部地区,中部地区的经济韧性差距较小。从变动幅度看,东、中部地区的经济韧性差距增幅较大,西部地区较为稳定。但三大地区的经济韧性都呈明显上升趋势,因此表现出中、东部扩大领先优势,而西部缩小落后差距的现象,结果见表 6。此外,东部地区内差异与全国整体差异的趋势情况基本一致。西部地区大致呈波动上升的变化趋势,而中、东部地区大致呈相对稳定的上升变化趋势。需要注意的是,西、中部地区经济韧性发展相对于东部地区的不平衡程度要低一些,如 2017 年之前西部地区内部的经济韧性差距高于中部地区,2017 年之后则发生大逆转,可能因为这一阶段中部地区的湖北经济韧性提升速度明显快于中部其他省份。2015 年以来,东部地区经济韧性的地区内差异不断扩大,其速度相较中、西部地区 and 全国整体更快,可能主要得益于当地的产业结构调整,水泥、农药、石油、电力、建材、机械制造等行业的外迁,以及新兴的轻型、高端制造业的涌现。

四、中国经济韧性的空间收敛分析

(一) σ 收敛检验

采用变异系数衡量全国不同区域经济韧性水平的 σ 收敛,计算方法如下:

$$\sigma = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{n_j} (\text{res}_{ji} - \overline{\text{res}}_j)^2 / n_j}}{\overline{\text{res}}_j} \quad (1)$$

其中, j 为子区域类型($j=1,2,3,\dots$), i 为子区域内

省份数量($i=1,2,3,\dots$), n_j 为各子区域内的省份数量, $\overline{\text{res}}_j$ 为区域子群 j 在 t 时期的经济韧性水平。若 σ 值变小,表明该子区域内各个省份的经济韧性离散程度不断下降,说明不同子区域之间的经济韧性水平差异不断缩小,这时具有 σ 收敛现象。测算全国整体及东、中、西部经济韧性的 σ 收敛结果发现,全国总体层面上,经济韧性变化呈阶段性和周期性的收敛和发散特征。其中,2012—2014 年收敛,2014—2016 年轻微波动,2016—2018 年呈现一定发散,2018 年以后以收敛为主。整个考察期内, σ 收敛系数总体下降 0.56%,表明全国范围内经济韧性呈现 σ 收敛,即区域经济韧性差距减小。比较看,全国整体及三大地区经济韧性变化的 σ 收敛性特征与 Dagum 基尼系数有相似的演进规律。

(二) β 收敛检验

1. β 绝对收敛

β 绝对收敛指不加任何控制变量的条件下,随时间推移各省份的经济韧性水平逐渐达到稳态,即经济韧性水平较低的省份相比经济韧性水平较高的省份有更快的增长速度,且经济韧性水平的增长率与其初始水平呈负相关,即低水平省份在不断追赶高水平省份的发展^[15]。构建 β 绝对收敛的空间模型:

$$\ln\left(\frac{\text{res}_{it}}{\text{res}_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(\text{res}_{it-1}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{\text{res}_{it}}{\text{res}_{it-1}}\right) + \theta W_{ij} \ln(\text{res}_{it-1}) + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln\left(\frac{\text{res}_{it}}{\text{res}_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(\text{res}_{it-1}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{\text{res}_{it}}{\text{res}_{it-1}}\right) + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln\left(\frac{\text{res}_{it}}{\text{res}_{it-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(\text{res}_{it-1}) + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda W_{ij} \varepsilon_{it} + \sigma_{it} \quad (4)$$

表 7 报告了全国和三大地区的经济韧性 β 绝对收敛的检验结果。总体而言,采用 SDM 模型通过了 LM 检验,且 ρ 显著为正,表明全国相邻省份之间经济韧性具有正向的空间关联。经济韧性的收敛系数 β 显著为负,表明全国经济韧性存在 β 绝对收敛趋势,即经济韧性水平相对落后省份在不断追赶相对发达省份,最终实现二者差距不断缩小的发展态势。对各省份而言,

表 7 全国及三大地区经济韧性水平的 β 绝对收敛检验

	全国	东部	中部	西部
变量	SDM	SEM	SAR	SEM
β	-0.516*** (-7.81)	-0.327** (-2.00)	-0.543*** (-4.84)	-0.503*** (-5.75)
ρ/θ	0.797*** (25.71)	0.293*** (13.58)	0.269*** (20.31)	0.178*** (10.36)
θ	0.370** (2.74)			
N	270	99	81	90
R ²	0.327	0.334	0.672	0.186

具备良好经济韧性省份的内部空间关联更加紧密,表明不同省份之间的交流与协作能够促进彼此经济韧性的提升。三大地区经济韧性的收敛系数 β 均显著为负,表明在外部控制变量相同的前提下,三大地区内部的经济韧性水平均向稳态水平收敛,即三大地区内部间的经济差距不断缩小。对比各地区的收敛系数,可以发现中部地区的收敛系数最大,东部地区的收敛系数最小,表明经济韧性水平最高的东部地区具有最慢的收敛速度,经济韧性水平处于中等水平的中部地区收敛速度最快,且经济韧性水平最低的西部地区收敛速度明显快于东部地区。

2. β 条件收敛

β 条件收敛指在加入其他控制变量后,低经济韧性水平地区也会呈现追赶高水平经济韧性水平地区的趋势^[16]。考虑到省际的交流互动随要素流动不断增强,故在对全国整体经济韧性水平收敛性进行分析时,有必要将空间因素纳入回归模型。回归结果见表 8。

全国总体和三大地区的收敛系数 β 均显著为负,表明存在条件 β 收敛趋势,在考虑控制变量的情况下,低水平地区会追赶高水平地区并最终达到稳态。对各地区而言,控制变量对不同地区的经济韧性增速的影响具有异质性。例如环境规制对西部地区经济韧性增速的促进作用较为显著,主要原因是西部地区首先推进退耕还林、退耕还草等生态环境保护工程,启示其他地区在可持续发展理念指导下提高环境质量,即使遭受危机冲击也有创造新发展路径的环境基底。科教水平在西部地区的正向影响更为显著,意味着西部地区应扩大人才引进,加快落实东数西算工程,助力经济社会发展。对外开放水平可以看出某经济体和外来经济的发展联系,是造成地区间经济韧性差异的重要因素,特别是中部地区和东部地区具备吸收和留住外商的条件,其与国际市场密切关联,国际金融危机等将对该地区的经济造成强劲冲击,而西部地区开放程度较低,在国际风险冲击面前可能受影响较小,但仍

表 8 全国及三大地区经济韧性水平的 β 条件收敛检验

变量	全国	东部	中部	西部
模型	SEM	SAR	SAR	SEM
β	-0.549*** (-10.12)	-0.429*** (-4.52)	-0.494*** (-4.69)	-0.607*** (-8.24)
λ	0.289*** (5.27)	0.071** (2.27)	0.163*** (5.51)	-0.057 (-1.2)
IS	0.438*** (5.22)	0.574*** (6.84)	0.132 (0.71)	0.731*** (4.64)
MAR	0.072*** (6.97)	0.050*** (3.73)	0.078*** (3.54)	0.019 (1.01)
OPEN	-0.291** (-2.42)	-0.450*** (-3.29)	-2.606** (-2.28)	1.243** (1.96)
ENV	-0.022** (-2.5)	-0.029 (-0.78)	-0.008 (-0.76)	-0.077*** (-4.41)
TEC	0.092*** (3.67)	0.019 (0.8)	0.051 (0.76)	0.290*** (3.81)
N	270	99	81	90
R ²	0.675	0.557	0.588	0.695

要加强对外开放,以更充分利用国际资源发展经济。

五、结论与启示

以 2011—2020 年全国 30 个省份为研究对象,采用全局莫兰指数、标准差椭圆分析、Kernel 密度估计及 Markov 转移矩阵的方法对中国经济韧性发展的地区差异、空间分布及其动态演进进行分析,并利用 Dagum 基尼系数分析东、中、西三大地区经济韧性发展的空间差异来源与贡献,最后采用一般收敛性分析方法和改进的空间收敛性分析方法对中国经济韧性的提升进行收敛性检验,得出如下结论:(1)中国经济韧性水平自西部向东部按方位提升,且经济韧性发展在方向性与地理集聚性上呈现明显特征,重心迁移轨迹向东偏南方向移动。(2)各地区的经济韧性受到邻近地区经济韧性环境的较大影响,进而影响经济韧性发展在空间上的分布,且处于经济韧性发展水平较低的省份随着跨期延长,对高韧性地区的追赶趋势不断加强。(3)经济韧性发展的总体差异和东、中部内部差异均呈向右上方倾斜的变化特征;东、中、西部区域间的差异是导致全国范围经济韧性发展差异的主要来源,且差异逐年扩大。(4)全国及东、中、西部的经济韧性都存在 β 绝对收敛和 β 条件收敛,产业结构、市场化水平与科教投入均对经济韧性增速具有显著的正向影响。

基于上述结论,得到如下启示:(1)加强互动合作,缩小三大地区间的经济韧性差距。东部要充分利用自身优势,推进其他区域的韧性提升,发挥主要城市的辐射带动作用,加快邻近低韧性地区向高韧性地区追赶。中部应继续协同产业发展,保持良好态势。西部经济发展较为落后且内部差距较为明显的省份,应当重视省会城市的辐射带动作用,加强“强省会战略”实施,着力培育更具韧性的经济增长极。(2)深化网络协同,提高各省份抵御风险的能力。相较于内部相对均衡发展态势的中部省份,东部省份内部经济韧性差异较大,需深化产业网络协同,优化产业结构布局,整合优势资源,提高低水平省份抵抗冲击的能力,强化核心城市发挥正面溢出效应。东、中、西三大地区应当加强政策网络协同,共同探索、制定和执行有效的危机防御政策,阻止负面影响蔓延。(3)坚持多元发展,增强省份长期调适能力。坚持产业多元发展,东部韧性较好的省份要充分利用制造业基础优势积极发展高级化服务业,利用产业多元发展这一优势激发各地区风险

抵抗能力;中、西部韧性较差的省份应积极参与东、中、西部协同分工,摆脱对某个特定行业的过度依赖,并寻求更加多样的发展道路。同时,需要在一体化市场中发挥规模效应,利用规模优势,打造更加有利于资源、技术、人才等统筹协作机制,以及更加有序的资源、技术、人才交换通道,实现以内循环为基础的统筹协调。◆

参考文献:

- [1] JAMES S, RON M. The economic resilience of regions: towards an evolutionary approach[J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 2010(1): 27-43.
- [2] 黄杰, 李倩倩, 钟朋舒. 中国八大城市群经济韧性的空间差异与动态演进[J]. 统计与决策, 2022(17): 91-96.
- [3] 裴长洪, 刘斌. 中国经济应对当前全球两大挑战的韧性、潜力与长期趋势[J]. 经济纵横, 2020(5): 1-19.
- [4] 赵春燕, 王世平. 经济集聚对城市经济韧性的影响[J]. 中南财经政法大学学报, 2021(1): 102-114.
- [5] 高培勇, 杜创, 刘霞辉, 等. 高质量发展背景下的现代化经济体系建设: 一个逻辑框架[J]. 经济研究, 2019(4): 4-17.
- [6] 齐昕, 张景帅, 徐维祥. 浙江省县域经济韧性发展评价研究[J]. 浙江社会科学, 2019(5): 40-46+156.
- [7] 曾冰. 区域经济韧性内涵辨析与指标体系构建[J]. 区域金融研究, 2020(7): 74-78.
- [8] 杜志威, 金利霞, 刘秋华. 产业多样化、创新与经济韧性: 基于后危机时期珠三角的实证[J]. 热带地理, 2019(2): 170-179.
- [9] 谭俊涛, 赵宏波, 刘文新, 等. 中国区域经济韧性特征与影响因素分析[J]. 地理科学, 2020(2): 173-181.
- [10] 陈丛波, 叶阿忠. 数字经济、创新能力与区域经济韧性[J]. 统计与决策, 2021(17): 10-15.
- [11] 许桂华, 陈海东. 粤港澳大湾区经济韧性的测度、时序演变及收敛性分析[J]. 当代经济, 2023(5): 57-65.
- [12] 张平, 张自然, 袁富华. 高质量增长与增强经济韧性的国际比较和体制安排[J]. 社会科学战线, 2019(8): 77-85.
- [13] 冯苑, 聂长飞, 张东. 中国城市群经济韧性的测度与分析: 基于经济韧性的 shift-share 分解[J]. 上海经济研究, 2020(5): 60-72.
- [14] 李玉恒, 黄惠倩, 王晟业. 基于乡村经济韧性的传统农区城乡融合发展路径研究: 以河北省典型县域为例[J]. 经济地理, 2021(8): 28-33+44.
- [15] 杨桐彬, 朱英明, 姚启峰. 中国城市群经济韧性的地区差异、分布动态与空间收敛[J]. 统计与信息论坛, 2022(7): 45-60.
- [16] 王璇, 史佳璐, 慈福义. 黄河流域城市群韧性度的时空演化特征[J]. 统计与决策, 2022(5): 70-74.

(责任编辑: 新月)

河南省县域城乡收入差距的 时空特征及影响因素研究

袁 宁

(河南大学 经济学院, 河南 开封 475004)

摘要:基于 2008—2021 年河南省 105 个县(市)的研究发现,各县域城乡收入比在研究期间呈波动下降态势,缓慢趋同;其在空间上显著正相关,呈现“中心-外围”格局,中心地带城乡收入比小,城乡发展融合度高,外围地带则与之相反。研究还发现,经济发展水平、产业结构、城镇化水平、财政自给系数、财政支出结构和距郑州的距离等因素都对城乡收入差距的空间异质性有一定的解释力。最后针对河南省县域城乡收入差距较大的问题,提出相应对策建议。

关键词:城乡收入差距;县域;空间异质性;地理探测器

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0042-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.05.006

一、引言及文献综述

随着中国经济发展,城乡之间发展不平衡不协调已经成为我国实现现代化的一大阻碍。国家也从多方面入手努力解决城乡问题,从城市偏向下的城乡互动到城乡协调发展,再到城乡融合发展的政策演变,目的都在于缩小城乡差距,消除城乡二元结构,最终实现共同富裕。通过一系列政策实施,我国城乡关系得到了明显改善,城乡居民收入比从 2008 年的 3.31 下降到 2021 年的 2.50。但国际劳工组织的数据显示,大多数发达国家的城乡收入比都小于 1.6(李栋和何英磊等,2014)^[1],我国城乡居民收入比仍居于高位。而且只是用狭义的城乡居民收入比这一指标来衡量城乡差距,如果将公费医疗、失业保险等非货币性因素考虑在内,我国可能是世界上城乡收入差距最大的国家之一(杨志海和刘雪芬等,2013)^[2],这显然与我国提出的共同富裕目标背道而驰。因此,继续缩小城乡收入差距是实现共同富裕的重要支撑(张冲和肖杨,2023)^[3]。

城乡收入差距问题是学术界研究的热点(潘竞虎,2014)^[4],学者从不同视角开展相关研究,取得了丰富的研究成果。其中,关于城乡收入差距的时空格局方面,

诸多研究表明我国城乡收入差距具有显著的区域差异(温涛和王小华等,2012;龙海明和凌炼等,2015)^[5-6]。现有研究主要基于省级尺度考察城乡收入差距的异质性(乔榛和张志欣,2023)^[7],也有部分研究基于市级尺度(殷颂葵,2022)^[8],基于县域尺度的研究比较少。所采用的研究方法主要是结合地理信息技术,利用 Arcgis 软件进行探索性空间数据分析。关于城乡收入差距的影响因素,已有文献主要聚焦于经济发展水平、城镇化、产业结构、户籍制度、人口流动、金融发展、教育水平、对外开放水平、社会保障制度等(穆怀中和吴鹏,2016;侯新烁和杨汝岱,2017)^[9-10]。可见,这些研究以经济性因素为主,社会性因素为辅,较少关注自然地理因素。所采用的研究方法以时间序列回归分析、面板数据模型、空间计量模型等经典统计方法为主,对地理探测器的应用比较少。

县域经济联系着城市和农村,是实现乡村振兴的重要依托,可以说解决城乡收入差距问题的根本在县域。以市域或省域为尺度的研究不能准确反映区域内的空间差异,因此,基于县域尺度的研究是恰当的。河南是农业大省,也是人口大省,城乡关系具有一定的

基金项目:河南省教育厅高校人文社会科学一般项目“河南省县级财政教育支出对城乡收入差距的影响研究”(2024-ZDJH-267);河南省社科联调研课题“新发展格局下河南县域经济成高原研究”(SKL-2023-2769)。

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

典型性。本文以 2008—2021 年河南各县域的城乡收入差距为研究对象,研究其时空演化特征和影响因素,同时运用地理探测器分析经济、社会、财政、自然地理等因素的影响力,以期对河南推进乡村振兴、加快城乡融合提供决策参考。

二、研究对象、数据来源与研究方法

(一)研究对象与数据来源

本研究的地域范围为河南,包括县级市,不包括市辖区^①,研究期间为 2008—2021 年,在此期间河南省行政区域进行了多次调整,为了保证数据的连续性,以 2020 年的行政区域中 22 个县级市和 83 个县为研究对象,故本文的研究对象为 105 个^②。研究指标为城乡居民收入比(以下简称城乡收入比),即城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入之比。

本研究所用的空间数据来源于国家基础地理信息数据库的河南省县级行政区划图,其他数据来自相关年份的《县域经济统计年鉴》(县市卷)和《河南统计年鉴》,少量数据来自个别县(市)的国民经济和社会发展统计公报、《中国统计年鉴》。对于少数缺失数据,采用插值法或者趋势外推法进行填补。

(二)研究方法

1. 变异系数

变异系数(C_v)通过衡量各县域城乡收入比的离散程度,比较它们之间的差异,一般来说,变异系数越大,表明差异越大,反之越小。根据变异系数的大小变化,可以判断各县域城乡收入比的变化趋势是趋同还是趋异。计算公式如下:

$$C_v = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_i (x_i - \bar{x})^2} / \bar{x} \quad (1)$$

式(1)中, i 为县域单元, n 为县域单元个数, x_i 和 $\bar{x}$ 为 i 县域的城乡收入比和所有县域的均值。

2. 探索性空间数据分析方法

探索性空间数据分析方法(ESDA)是对某一地理变量空间分布中相邻位置间相关性检验的统计方法,能够揭示该地理变量的空间分布特征。ESDA 包括全局自相关分析和局部自相关分析,结合本研究的目的,选择全局自相关分析即计算全局莫兰指数(Moran's I)。该指数从空间整体上研究对象观测值空间分布的集聚

情况,计算公式如下:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

式(2)中, i, j 为县域单元; n 为县域单元个数; w_{ij} 为空间权重矩阵的元素,本文采用常用的邻接矩阵,即若县域 i 与县域 j 相邻,则 $w_{ij}=1$,若不相邻,则 $w_{ij}=0$; x_i 和 $\bar{x}$ 同(1)式。 I 在 $[-1, 1]$ 之间,若 $I>0$ 表示正向空间自相关,即城乡收入比相近的县域呈现集聚分布格局;若 $I<0$ 表示负向空间自相关,即城乡收入比相异的县域呈现集聚分布格局;若 $I=0$ 表示不相关,呈现出随机分布状态。

3. 地理探测器

地理探测器是一种基于空间方差分析的空间分析方法,不需要线性假设且对共线性免疫,能够有效识别地理空间要素的空间分异性并揭示其背后的驱动因素(王劲峰和徐成东,2017)^[11]。因此,选择地理探测器中的因子探测器来研究影响城乡收入差距的关键性因素,计算公式如下:

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2} = 1 - \frac{SSW}{SST} \quad (3)$$

式(3)中, $h=1, 2, \dots, L$ 为因变量 Y 或探测因子 X 的分类或分区; N_h 和 N 分别为层 h 和全区的单元数; σ_h^2 和 σ^2 分别为因变量 Y 在层 h 和全区的方差; SSW 及 SST 分别表示层内方差之和及全区总方差; q 为某探测因子 X 的探测力值, q 的值域为 $[0, 1]$, q 值越大说明探测因子对因变量空间分布的解释力越强。

三、河南省县域城乡收入差距的时空特征

(一)城乡收入差距的时序特征

通过计算各年度各县域的城乡收入比得到表 1。总体上,河南省各县域城乡收入比波动下降,其平均值由 2008 年的 2.38 下降到 2021 年的 1.89,最大值和最小值也都有所下降,分别由 3.50 和 1.62 下降到 2.80 和 1.31,可以看出,最大值的降幅比较明显。根据经验,城乡收入比大于 3 则为极端不平衡,可以看出,河南自 2015 年起基本上就消除了这种极端情况(仅鲁山县在 2019 年反弹至 3.04 后又降至 3 以下)。总体上,河南各县域城乡居民收入相对差距在不断缩小,城乡关系得

①一般认为市辖区与县(县级市)的社会经济状况差别比较大,县域经济一般指的是县(县级市)。

②2021 年河南省行政区划做了调整,偃师市由县级市变更为市辖区,孟津县和吉利区合为孟津区。考虑到这两个县域刚刚进行变更,故保留其数据。

表 1 河南省县域城乡收入比的统计性描述

	2008 年	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年	2020 年	2021 年
最大值	3.50	3.51	3.43	3.08	2.81	2.76	2.88	2.80
最小值	1.62	1.65	1.58	1.54	1.42	1.41	1.32	1.31
平均值	2.38	2.38	2.26	2.18	2.05	2.04	1.92	1.89
变异系数	0.18	0.18	0.18	0.17	0.16	0.15	0.16	0.16

到了一定改善,反映出城乡融合发展取得了一定实效。

从 2008—2021 年的变异系数看,其值在波动中略有下降,从 0.18 下降到 0.16,反映出在此期间各县域的城乡收入比差异具有一定收敛性,即各县域城乡收入比在小幅趋同,但是收敛速度比较慢,显示出城乡收入比空间格局的演化具有一定的稳定性,一般不会出现大幅度跳跃式的变化情况。

分区域^①看,五大区域内县域城乡收入比均值存在明显差异,整体上豫中和豫北地区城乡收入相对差距

较小,城乡融合发展较好,豫东、豫南和豫西地区城乡收入比相对较高,在研究期间均值始终大于 2。从变化幅度看,各区域都有不同程度的下降,豫东和豫南地区分别下降了 0.60 和 0.61,豫西地区下降了 0.44,豫北地区下降了 0.40,豫中地区下降了 0.26,区域之间差异呈逐步缩小态势。其中,按城乡收入比均值由大到小说,豫西地区 2008 年排名第三,2021 年变为第一;豫北地区由 2008 年的第四降至 2021 年的第五,城乡收入关系得到显著改善。

表 2 河南省五大区域县域城乡收入比均值分布情况

	2008 年	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年	2020 年	2021 年
豫东	2.64	2.63	2.49	2.41	2.24	2.23	2.08	2.04
豫南	2.64	2.65	2.51	2.42	2.24	2.21	2.07	2.03
豫西	2.55	2.56	2.44	2.35	2.23	2.20	2.11	2.11
豫北	2.04	2.07	1.97	1.89	1.80	1.79	1.67	1.64
豫中	2.03	2.05	1.94	1.90	1.81	1.84	1.81	1.77

分县域看,在研究期间与总体趋势一致,绝大多数县域的城乡收入比都有不同程度下降,其中,桐柏县由 3.38 下降到 2.23,下降最多,在此期间农村居民人均可支配收入由 3158 元增至 14904 元,年均增速超过 9%;其次是栾川县,由 3.08 下降到 2.04,农村居民人均可支配收入由 3755 元增至 20084 元,年均增速超过 10%;排在第三的是卢氏县,由 3.50 下降到 2.50,农村居民人均可支配收入由 3116 元增至 12546 元,年均增速接近 8%。可以看出,城乡收入比下降较多的县主要是农村居民收入增长迅猛所致。只有偃师县和郑县的城乡收入比出现了微幅上升但变化不大,偃师县由 1.88 上升到 1.99,其农村居民人均可支配收入由 6811 元增至 18539 元,年均增速不足 4%,排在全省倒数第一;郑县由 2.23 上升到 2.24,农村居民人均可支配收入由 4125 元增至 15497 元,增速接近 7%,略低于城镇居民

人均可支配收入的增速。

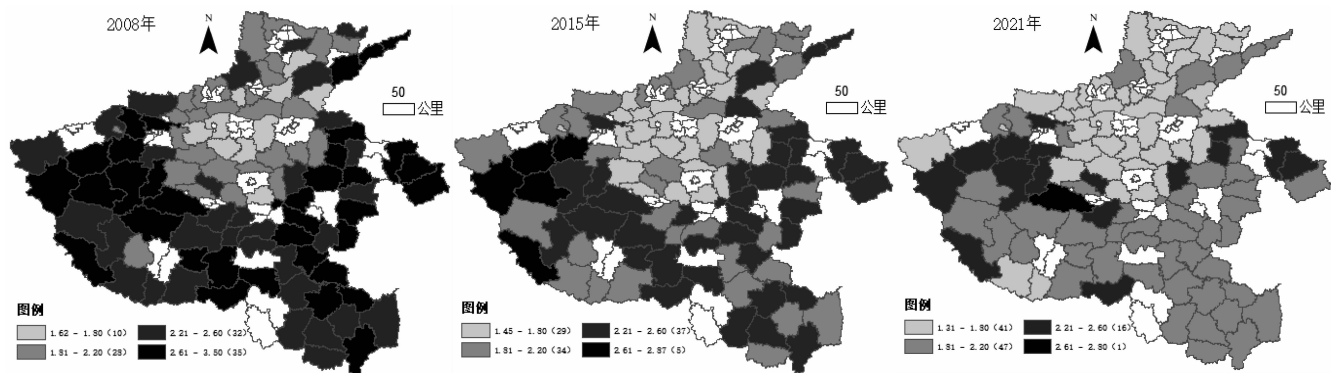
(二)城乡收入差距的空间特征

1. 空间分布格局及演化

为了便于比较,根据研究期间 105 个县域的城乡收入比分布状况,以 1.8、2.2、2.6 为界,将各年度县域分为四组(见图 1),其中小于 1.8 的为低城乡收入比组,处于 1.8—2.2 之间的为较低城乡收入比组,处于 2.2—2.6 之间的为较高城乡收入比组,处于 2.6 以上的为高城乡收入比组,以下分别称为Ⅰ类组、Ⅱ类组、Ⅲ类组和Ⅳ类组。很显然,Ⅰ、Ⅱ类组数量越多,城乡收入差距越小,城乡融合发展状况越好;Ⅲ和Ⅳ类组数量越多,城乡收入差距越大,城乡不协调不平衡越明显。

2008 年,Ⅰ类组有 10 个,Ⅱ类组有 28 个,Ⅲ类组有 32 个,Ⅳ类组有 35 个,其中,有 64%的县域城乡收

^①根据河南省的地理特点,将全省划分为五大区域,豫北包括安阳、新乡、焦作、濮阳、鹤壁和济源,豫南包括南阳、驻马店和信阳,豫东包括开封、商丘和周口,豫西包括洛阳和三门峡,豫中包括郑州、平顶山、许昌和漯河。



注:图中空白处表示市辖区。

图1 河南省县域城乡收入比的空间分布格局

入比处于Ⅲ和Ⅳ类组,显示出大部分县域的城乡收入比较大,这一时期的城乡差距很明显。2015年这种格局发生明显变化,I类组增加到29个,Ⅱ类组增至34个,Ⅲ类组增至37个,Ⅳ类组减少到5个,只有40%的县城乡收入比处于Ⅲ和Ⅳ类组,表明城乡收入差距大的状况有所改善。其中,Ⅳ类组中数量明显减少,由2008年占总体的1/3降至2015年的不足5%,特别是原来处于Ⅳ类组的新蔡县、濮阳县和新安县跃升至Ⅱ类组,城乡收入比下降比较明显。2021年,I类组增至41个,Ⅳ类组减少到1个(鲁山县),仅有16%的县城乡收入比处于Ⅲ和Ⅳ类组,城乡差距大的现象得到进一步改善。

从空间分布看,各年度的城乡收入比分布格局比较类似,都呈现“中心-外围”模式,表现为处于中心位置的郑州及其周边的县城乡收入比普遍偏小,而处于外围的西部、东部、南部和位于东北角的濮阳地区的城乡收入比较大。以2008年为例,与郑州相距100公里内的县城乡收入比均值为1.90,100公里外的均值为2.52,差距十分明显;2021年,前者均值为1.56,后者均值为1.93,差距有所减小但仍然存在。

2. 空间相关性分析

一般社会经济变量在空间上具有一定的连续性和相关性,观察图1可以推断出河南省县城乡收入比具有一定的正相关性,即呈现为“高-高”或“低-低”相邻。表3为通过Arcgis10.5软件基于空间邻接矩

阵所计算出的全局莫兰指数,各年度I值显著大于零,表明各县域城乡收入比在空间上显著正相关,与图1显示的信息是一致的。

表3 河南省县城乡收入比的全局莫兰指数检验结果

年份	全局莫兰指数 I	年份	全局莫兰指数 I
2008	0.613*** (7.615)	2015	0.496*** (6.172)
2009	0.564*** (7.001)	2016	0.519*** (6.460)
2010	0.515*** (6.410)	2017	0.507*** (6.310)
2011	0.484*** (6.030)	2018	0.512*** (6.365)
2012	0.386*** (4.838)	2019	0.499*** (6.234)
2013	0.475*** (5.912)	2020	0.516*** (6.432)
2014	0.459*** (5.712)	2021	0.446*** (5.572)

注:***代表通过1%水平的显著性检验;括号内为Z值。

四、河南省县城乡收入差距空间分异的影响因素分析

(一) 影响因素的选取

由前文分析可知,城乡收入差距空间分布呈现异质性,这与各地的经济、社会、自然地理因素等密切相关,可以运用地理探测器计算这些影响因子对河南省城乡收入差距空间分异格局的影响力大小。结合数据的可获取性,以2021年为例,从经济、社会、财政和地理等方面,选取6个影响因子作为地理探测器分析的探测要素,具体见表4。

表4 河南省县城乡收入比及影响因素的数据处理赋值

变量名称		变量定义及赋值说明
被解释变量	城乡收入差距(Y)	河南省各县(市)城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入。
经济因素	经济发展水平(X1)	人均GDP(万元)。X1≤4.10,赋值为1;4.10<X1≤5.90,赋值为2;5.90<X1≤8.20,赋值为3;X1>8.20,赋值为4。

(续表)

变量名称		变量定义及赋值说明
经济因素	产业结构(X2)	(第二产业产值+第三产业产值)/GDP。X2≤0.76, 赋值为 1;0.76<X2≤0.82, 赋值为 2;0.82<X2≤0.87, 赋值为 3;0.87<X2≤0.92, 赋值为 4;X2>0.92, 赋值为 5。
社会因素	城镇化水平(X3)	城镇人口/总人口×100%(%)。X3≤40.1, 赋值为 1;40.1<X3≤49.4, 赋值为 2;49.4<X3≤63.26, 赋值为 3;X3>63.26, 赋值为 4。
财政因素	财政自给系数(X4)	一般公共预算收入/一般公共预算支出。X4≤0.23, 赋值为 1;0.23<X4≤0.34, 赋值为 2;0.34<X4≤0.49, 赋值为 3;0.49<X4≤0.67, 赋值为 4;X4>0.67, 赋值为 5。
	财政支出结构(X5)	农林水事务支出/一般公共预算支出。X5≤0.10, 赋值为 1;0.10<X5≤0.14, 赋值为 2;0.14<X5≤0.18, 赋值为 3;0.18<X5≤0.22, 赋值为 4;X5>0.22, 赋值为 5。
地理因素	到郑州的距离(X6)	县政府驻地到郑州政府驻地的距离(公里)。X6≤95, 赋值为 1;95<X6≤152, 赋值为 2;152<X6≤205, 赋值为 3;205<X6≤270, 赋值为 4;X6>270, 赋值为 5。

运用自然断点法^①对连续型变量影响因子进行分类,赋值情况见表 4,然后利用地理探测器(Geodetector 软件)(王劲峰和徐成东,2017)^[4]计算各影响因子对城乡收入差距分布的影响力,结果见表 5。

表 5 河南省县域城乡收入差距空间分异的影响因子探测

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
q 值	0.2284	0.2206	0.1834	0.1680	0.4049	0.3246
p 值	0.0061	0.0141	0.0986	0.0059	0.0027	0.0000

(二)基于探测因子的分析

由表 5 可知,上述所选取的影响因子对城乡收入比的空间分异都有一定的解释力。

就经济方面而言,所选取的经济发展水平(X1)和产业结构(X2)指标,对其解释力分别为 22.84%和 22.06%,分别通过了 1%和 5%的显著性检验。一般而言,经济越发达的县域,经济实力越强,城乡之间能够形成良性互动,从而使城乡收入差距不断缩小。随着一个地区人均 GDP 的提高,产业结构也随之转变,表现为二、三产业增加值占比越来越大,这一过程往往伴随着大量农村剩余劳动力向第二产业和第三产业转移,会影响到城乡居民的收入水平,进而影响城乡收入差距。

就社会方面而言,城镇化水平(X3)对其解释力为 18.34%,通过了 10%的显著性检验。城镇化意味着大量人口、经济活动等要素在空间上的重新配置,特别

是大量农村人口从原来松散分布在农村地区到形成空间集聚,从而产生集聚效应,城镇化发展能够给当地农民带来更多就业机会,一定程度上有利于缩小城乡差距。

就财政方面而言,财政自给系数(X4)的解释力为 16.80%,通过了 1%的显著性检验。一般来说,财力越雄厚的县域财政自给能力越强,地方财政拥有的自主权就越大,提供公共服务的效率就越高,越有利于改善城乡关系、缩小城乡收入差距。在财政支出结构(X5)方面,不同功能的财政支出对城乡发展的作用存在差异,本文选择与城乡关系联系紧密的农林水事务支出占一般公共预算支出的比重作为影响因子,其解释力高达 40.49%,且通过了 1%的显著性检验。值得注意的是,农林水事务支出占比越高的县域,反而城乡收入差距越大,原因可以解释为,越是城乡收入差距大的县域,往往农村农业都比较落后,对农支出的需求也越大。

就地理方面而言,结合前文研究,发现各县域到郑州的距离(X6)对城乡收入比空间分异的解释力为 32.46%,且通过了 1%的显著性检验,这与前文述及的城乡收入比的“中心-外围”格局是相对应的。省会郑州聚集着大量的人才、资金等资源,且具有独特的交通优势,对周边地区有很强的带动作用。因此,与省会离得越近的县(市),发展机会越多,城乡融合发展越深,城乡收入差距越小。

①自然断点法是一种通过最小化类内方差、最大化类间方差方式寻找最佳分组的方法,本文采用的是 Arcgis 软件中的 Jenks 自然断点法的计算结果。

五、研究结论与对策建议

(一) 研究结论

通过研究,可以得出以下研究结论:

一是 2008—2021 年间,河南省县域城乡收入比在波动中下降,其均值由 2.38 下降到 1.89,县域之间城乡收入比差异趋于收敛,这一时期城乡关系得到明显改善。

二是县域城乡收入比在空间分布上存在差异,呈“中心-外围”模式,表现为以郑州及周边县域为中心的地带城乡收入差距比较小,而处于濮阳、商丘、周口、信阳、南阳等地的城乡收入差距比较大。

三是县域城乡收入比各年度全局莫兰指数在 0.386 到 0.613 之间,表明城乡收入比存在空间正相关性,经济活动和经济现象在地理空间上具有一定的连续性。

四是利用地理探测器研究发现,影响河南县域城乡收入差距空间分异的主要因素有农林水事务支出占一般公共预算支出的比重,到郑州的距离,人均 GDP,二、三产业增加值占比,城镇化率和财政自给系数,解释力分别为 40.49%、32.46%、22.84%、22.06%、18.34%和 16.80%。

(二) 对策建议

县域城乡收入差距格局主要由经济发展状况决定,当前各县域经济面临着整体实力不强,农民增收乏力,区域间差异比较大等问题。在此背景下,要改善城乡收入关系,本文提出以下对策建议:

一是大力发展县域经济,坚持走城镇化道路。研究表明,人均 GDP 提高、产业结构升级和城镇化发展有利于缩小城乡收入相对差距,当前河南省县域经济还不够发达,2021 年县域人均 GDP 为 5.31 万元,各县域一产增加值占 GDP 比重的均值为 15.5%,而同期江苏各县域人均 GDP 为 11.92 万元,一产增加值占比均值仅为 9.5%,可以看出,河南省县域经济和产业结构仍有较大发展空间。在城镇化方面,2021 年河南省各县域的城镇化率为 47.41%,显著低于全省均值(56.45%),更低于全国均值(64.72%)。因此,要大力推动县域经济发展,走新型城镇化道路。

二是延长农业产业链,走农业现代化之路。河南省是农业大省,在保障国家粮食安全方面发挥着重要作用。但是河南省农业产业链短,附加值低,与之相应的不仅是农民增收困难,政府财政也困难,存在“产粮越多,财政越穷”的现象。作为粮食主产区,要破解粮

食生产与财政经济负相关的问题,关键在于发展现代农业,实现由农业大省到农业强省的跨越,提高农业质量效益,为农民增收创造有利条件。

三是持续推动乡村振兴,坚持城乡融合发展。城乡融合发展是解决城乡发展不平衡、农村发展不充分问题的内在要求,是缩小城乡收入差距的关键所在。长期以来,农村普遍存在公共产品供给不足、基础设施落后的现象,这就要求以乡村振兴战略的实施为契机,加大对农村的财政投入力度,加快农村基础设施建设,推动农业农村高质量发展。

四是建设区域副中心,以城市带动县域经济的发展。经验表明,县域经济的发展离不开城市的带动,郑州作为国家中心城市,发挥着增长极的作用,但是其辐射面比较有限。因此,在建设郑州都市圈的同时应加速推动南阳等副中心城市的建设,通过以点带面、以城市带动农村,实现共同发展、共同富裕。◆

参考文献:

- [1]李栋,何英磊,王大树.我国城乡收入差距分析[J].技术经济与管理研究,2014(7):95-98.
- [2]杨志海,刘雪芬,王雅鹏.县域城镇化能缩小城乡收入差距吗? :基于 1523 个县(市)面板数据的实证检验[J].华中农业大学学报(社会科学版),2013(4):42-48.
- [3]张冲,肖杨.教育进步缩小了城乡收入差距吗?[J].人口与发展,2023(2):151-160.
- [4]潘竟虎.中国地级及以上城市城乡收入差距时空分异格局[J].经济地理,2014(6):60-67.
- [5]温涛,王小华,宜文.城乡居民收入差距的时空演化与区域差异:基于收入结构的视角[J].当代经济研究,2012(11):20-26.
- [6]龙海明,凌炼,谭聪杰,等.城乡收入差距的区域差异性研究:基于我国区域数据的实证分析[J].金融研究,2015(3):83-96.
- [7]乔榛,张志欣.城乡收入差距:一个基于数字鸿沟的新解释[J].学术交流,2023(8):87-100.
- [8]殷颂葵.西北地区城乡收入差距的时空分异及影响因素[J].中国农业资源与区划,2022(1):197-205.
- [9]穆怀忠,吴鹏.城镇化、产业结构优化与城乡收入差距[J].经济学家,2016(5):37-44.
- [10]侯新烁,杨汝岱.政策偏向、人口流动与省域城乡收入差距:基于空间异质互动效应的研究[J].南开经济研究,2017(6):59-74.
- [11]王劲峰,徐成东.地理探测器:原理与展望[J].地理学报,2017(1):116-134.

(责任编辑:沐晨)

创新视域下中国高新技术产业产业集群 竞争力评估与地区比较

孙治宇¹ 夏梦云¹ 孙韵秋²

(1.南京审计大学 经济学院,江苏 南京 211815;2.国联证券南京分公司,江苏 南京 211041)

摘要:通过构建以创新为核心的产业集群竞争力评价指标体系对我国 30 个省(区、市)高新技术产业集群综合竞争力进行评估与比较研究。结果发现,我国高新技术产业集群竞争力不断上升,并呈现东部、中部、东北和西部梯次递减分布格局,创新动力是决定集群竞争力和地区分布不平衡的关键。进一步研究发现,集群的创新效益、开放创新能力、创新环境和支持条件推动集群竞争力的提升,但影响力度存在差异,其中技术转化效率、地区拥有创新资源多寡对集群竞争力影响较大。因此,提升高新技术产业集群竞争力,要重视创新资源积累和创新技术的市场转化,也要重视创新环境打造和创新支持条件的改善。

关键词:高新技术产业集群;综合评估;竞争力;熵值法

中图分类号:F062.4

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0048-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.05.007

一、引言

世界众多发展实践业已证实高新技术产业集群是引聚国际创新资源、提升科技创新水平、推动高新技术产业发展最为成功的模式。我国高新技术产业集群依托高新技术产业开发区的建设快速发展,1988—2020 年我国建立了 169 家国家级高新区,聚集了近 10 万家高新技术企业,出口额达到 6484.4 亿美元,在全国高新技术产品出口占比超过 80%,高新技术产业集群已成为我国发展高新技术产业、提升科学技术水平、促进经济转型升级的重要支撑。建设高水平高新技术产业集群,形成以自主创新为基础,以核心技术为支撑的可持续市场竞争力,不断提升产业集群技术引领力和市场影响力,是推动经济高质量发展,全面塑造发展新优势的必然选择。因此需要全面了解我国高新技术产业集群竞争力基本状况,分析研究影响集群竞争力的关键要素,把握不同要素影响力的差异,针对性地提出提升集群竞争力的对策建议。本文通过构建高新技术产业集群竞争力评价指标体系,利用综合评价结果对集群现实状况、发展动力进行分析研究,以期为推动高新技术产业集群发展提供可行思路。

二、文献综述

产业集群竞争力指在国内外市场竞争中集群所获得的抗衡乃至超越竞争对手,实现持续协调发展的动态优势和系统合力^[1]。国外关于产业集群竞争力的研究兴起于 19 世纪末,先后形成了外部性理论、工业区位论、新产业区理论、新贸易理论等一系列学说,奠定了产业集群竞争力研究的理论基础。这些研究更多强调要素资源、交易费用、运输成本等单方面因素对集群竞争力的影响,缺乏对众多因素综合作用的系统性考量。1990 年波特提出的“钻石模型”以及 1998 年 Padmore 和 Gibson 提出的 GEM 模型开辟了多要素综合分析的先河^[2-3]。他们共同的观点是产业集群竞争力的形成是多种要素共同作用的结果,提升集群竞争力必须推动竞争力构成要素的系统性改善。“钻石模型”和 GEM 模型确立了竞争力研究的多要素分析范式,为之后许多有关产业集群竞争力的综合评价和量化分析提供了系统分析框架。全球经济论坛(World Economic Forum, WEF)和洛桑国际管理发展学院(International Institute for Management Development, IMD)是目前竞争力研究领域影响较大的机构,他们开

基金项目:国家社会科学基金项目“创新驱动下中国打造世界影响力产业集群的路径与机制研究”(17BJL076)。

作者简介:孙治宇(1970—),男,安徽霍邱人,博士,副教授,研究方向为产业升级、价值链升级;夏梦云(1999—),女,安徽合肥人,硕士研究生,研究方向为数字经济;孙韵秋(1999—),女,安徽淮南人,硕士,证券分析师,研究方向为产业投资。

发的评价体系和分析模型已成为产业集群竞争力综合评估的重要方法论指引。

国内对产业集群竞争力的研究兴起于 20 世纪 90 年代末,大多数研究是借用国外经典理论方法分析中国产业集群的发展问题。有些研究专注于单要素分析,探讨知识根植性、网络密度和信息化网络平台建设等因素对集群竞争力的影响^[4-5]。有些则根据研究问题的特点,依托不同的理论基础搭建各具侧重的分析框架开展多因素定性分析^[6-7]。有些研究尝试开展量化评估分析,基本思路是依托“钻石模型”和 GEM 模型等经典理论,根据研究问题设计构建不同的指标体系进行评价判断^[8-9]。

纵观现有关于集群竞争力的研究,其对创新作用的想法基本一致,即技术创新能够促进集群竞争力提升。但大多数研究是将创新要素作为与资源、成本和市场等要素并行的等价构成^[10],难以体现集群竞争力形成过程中创新的引领作用,对集群竞争力提升中创新主导功能的认识不够深入。因此,构建以创新为核心,以创新效益、创新环境、创新支持等条件为基础的评价体系,开展由创新向多方位延展模式的综合评价与分析,才能突出高质量发展背景下创新对集群竞争力的核心驱动功能,使集群竞争力综合评估结果更具时代前瞻性和现实指导性。

三、指标体系构建

(一)指标体系建立的理论依据

构建以创新为核心的产业集群竞争力评价体系

的理论渊源是竞争优势理论和集群创新理论。竞争优势理论强调多要素的综合作用,集群创新理论认为集群创新动力根源于研发投入、人才储备等创新的基础性条件,这些条件的变化深刻影响着集群的运转绩效、协同合作和市场环境等方面。因此,应当以集群创新动力条件为核心,从创新的效益表现、开放创新的能力、创新的外部环境、创新的基本支持条件等五个维度构建我国高新技术产业集群竞争力评价体系。

(二)评价指标的选择与界定

创新能力的根本是技术人才的研发能力,其底层逻辑是研发投入、人才资源的积累,体现为 R&D 投入、技术人才和研发强度等内容。集群创新效益是创新驱动下企业的生产经营表现,涉及企业营收、利润和社会贡献等内容。高水平开放为产业集群利用国际创新资源、增强国际竞争力提供了契机,国际人才利用、国际技术转让和对外贸易水平等是开放创新的直接体现。产业集群既是相对独立的组织系统,又是地区经济社会网络的重要组成。集群创新与地区创新保持着高度协同,地区发生的技术转化、技术贸易、专利发明等为集群创新提供良好的创新环境。地区经济发展、人力资源、基础设施等条件为集群创新提供了基础性的条件支撑。基于以上分析,本文将产业集群竞争力五个维度的一级指标进一步细化,形成包括 5 个一级指标共 26 个二级指标的评价指标体系(见表 1)。

表 1 产业集群竞争力综合评价指标体系

一级指标	二级指标	单位	变量	预计方向	权重
集群创新动力 (A)	1.科技活动人员	人	A1	正向	0.0358
	2.R&D 人员全时当量	人年	A2	正向	0.0354
	3.R&D 经费内部支出	千元	A3	正向	0.0386
	4.高新技术企业数	家	A4	正向	0.0425
	5.大专以上学历数	人	A5	正向	0.0299
集群创新效益 (B)	6.营业收入	千元	B1	正向	0.0287
	7.技术收入	千元	B2	正向	0.0504
	8.净利润	千元	B3	正向	0.0297
	9.上缴税费	千元	B4	正向	0.0249
	10.年末资产	千元	B5	正向	0.0351
集群开放创新 (C)	11.出口总额	千元	C1	正向	0.0528
	12.留学归国人员	人	C2	正向	0.0507
	13.外籍常驻人员	人	C3	正向	0.0477
	14.外商投资企业进出口总额	万美元	C4	正向	0.0584
	15.国际技术转移项目成交额	千元	C5	正向	0.1067

(续表)

一级指标	二级指标	单位	变量	预计方向	权重
集群创新环境 (D)	16.地区孵化器数量	个	D1	正向	0.0346
	17.当年毕业企业数	家	D2	正向	0.0311
	18.专利申请授权数	件	D3	正向	0.0363
	19.技术市场成交额	万元	D4	正向	0.0492
	20.技术转移公共财政项目成交金额	千元	D5	正向	0.0831
集群创新支持 (E)	21.交通条件(公铁路里程/常住人口)	公里/人	E1	正向	0.0128
	22.电信通信能力(移动互联网用户数)	万户	E2	正向	0.0142
	23.科学技术财政支出	亿元	E3	正向	0.0326
	24.地区 GDP	亿元	E4	正向	0.0180
	25.普通高校数量	家	E5	正向	0.0089
	26.普通高校本专科人数	人	E6	正向	0.0120

(三)评价方法与数据处理

为避免主观赋权法的主观性影响,使用客观赋权的熵值法来确定指标权重,该方法使用信息论中用以度量系统无序程度的信息熵,通过计算各指标权重大小,为综合评价提供依据。由于本文评价指标涉及时间、地区和类别三个维度,借鉴杨丽和付伟等(2020)^[1]的研究,利用改进的面板熵值法进行测算,具体步骤如下:

第一,建立多维度面板数据:假设有 t 年 n 个省(区、市) m 个评价指标,用 x_{sij} 表示第 s 年 i 省(区、市) j 指标的数值,第 s 年的全部数据形成一个 $n \times m$ 面板数据矩阵,记为 V_s ,全部年份数据记为: $V=(V_1, V_2, V_3, \dots)^{-1}_{n \times m \times t}$ 。

第二,标准化处理:为消除不同指标存在的量纲差异,需要对指标进行标准化处理。矩阵 V 中都为正向指标,使用正向归一法处理: $y_{sij} = \frac{x_{sij} - \min x_j}{\max x_j - \min x_j}$ 。

第三,确定指标权重: $p_{sij} = y_{sij} / \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^n y_{sij}$ 。

第四,计算指标熵值: $e_j = -\frac{1}{\ln(tn)} \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^n p_{sij} \ln(p_{sij})$ 。

第五,计算第 j 项指标的信息效用值: $g_j = 1 - e_j$, g_j 的值越大,表明该项指标越重要。

第六,确定各指标权重: $w_j = g_j / \sum_{j=1}^m g_j$ 。

第七,计算各地区产业集群竞争力综合得分,为避免出现过小数值不利于比较,将结果扩大得到:①第 s 年 i 省(区、市)综合评价: $z_{si} = 100 \sum_{j=1}^m (w_j \cdot y_{sij})$;②第 s 年

j 指标综合评价: $z_{sj} = 100 \sum_{i=1}^n (w_j \cdot y_{sij})$;③第 s 年全国综合评价: $z_s = 100 \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n (w_j \cdot y_{sij})$ 。

四、高新技术产业集群竞争力综合评价结果与分析

我国高新技术产业集群主要集中分布在各地区的国家高新技术产业开发区,因此,本文利用 2015—2020 年全国 30 个省(区、市)169 家国家高新区的数据进行测算^①。数据来源于《中国火炬统计年鉴》《中国统计年鉴》和各省(区、市)统计年鉴。通过计算得到各项指标权重值和竞争力综合评分(见表 1、表 2)。

表 2 高新技术产业集群竞争力综合评价值

年份	2015	2016	2017	2018	2019	2020	年均增速(%)
集群创新动力	50.77	58.37	67.76	77.67	86.81	100.08	14.54
集群创新效益	46.78	52.77	59.87	66.98	74.01	84.36	12.52
集群开放创新	50.53	77.77	69.70	83.01	76.45	84.61	10.86
集群创新环境	40.66	53.16	57.89	45.99	59.75	76.47	13.46
集群创新支持	59.13	63.40	68.67	72.96	78.94	80.70	6.42
综合得分(Z)	247.86	305.47	323.89	346.61	375.96	426.22	11.45

①由于西藏在某些年份存在数据缺失,因此全国层面与地区层面分析中均剔除了西藏的数据。文中凡涉及“全国”的指标均指剔除西藏和港澳台后的 30 个省(区、市)的汇总数据。

(一)全国层面的评价分析

1. 集群竞争力的总体发展趋势

我国高新技术产业集群竞争力综合评价由 2015 年的 247.86 上升到 2020 年的 426.22, 年均增速达 11.45%, 呈快速上升趋势, 产业集群市场竞争力不断增强。

各要素对产业集群竞争力的贡献存在一定差异, 以高新企业、科技人才为基础的创新动力贡献最大, 而创新支持发挥的作用较弱(见表 3)。

表 3 集群竞争力指标贡献

指标	贡献率(%)	贡献度(%)
集群创新动力	27.65	3.17
集群创新效益	21.07	2.41
集群开放创新	19.11	2.19
集群创新环境	20.08	2.30
集群创新支持	12.10	1.39

2. 集群竞争力内在动力与外部支撑

虽然近些年我国高新技术产业集群呈良好发展势头, 但在创新效率、研发投入、人才资源等内部动力方面和创新环境、基本经济条件等外部支撑方面仍存在一些问题, 借助各类分项指标的变化进一步分析如下。

(1) 集群创新动力。我国高新技术产业集群创新动力增长较快, 综合评分由 2015 年的 50.77 增加到 2020 年的 100.08, 年均增速达到 14.54%, 对集群竞争力增长贡献率达到 27.65%, 拉动集群竞争力增长 3.17 个百分点, 增速与贡献率均处在各指标首位, 成为带动集群竞争力提升的主要因素。其中, 高新技术企业数、R&D 经费内部支出和科技活动人员规模的增长是创新能力提升的关键所在。2020 年, 高新区高新技术企业达到 9.93 万家, 较 2015 年的 3.12 万家增加了 2

倍多, 同期 R&D 经费内部支出由 4521.6 亿元增加到 9192.2 亿元, 科技活动人员也由 311.73 万人增加到 514.42 万人。研发投入增加、科技人才聚集能够带来技术创新能力的增强^[12-13], 高新技术企业认定可以促使企业增加创新投入, 提升创新能力^[14]。因此, 加快培育高新技术企业, 加大科技研发力度, 引培各类科技人才, 是推进创新能力提升的必然选择。

(2) 集群创新效益。经营效益是高新区企业创新活动的市场绩效表现, 体现了集群创新力与市场竞争力的高低。从综评结果看, 集群企业年末资产、营业收入、净利润和技术收入等都呈稳步增长态势, 其中技术收入增加较快, 年均增长达到 20.04%, 远高于其他绩效表现, 说明集群企业技术水平的提升可以带来收入增加, 实现良好市场效益。

(3) 集群开放创新。开放创新可以帮助企业整合内外部创新资源, 推动创新成功和提升竞争力。知识经济时代, 企业内部单一资源已难以满足持续创新的需求, 必须充分利用内外部创新资源开展跨领域、跨行业的科技创新, 通过加大国际技术人才引进与合作力度, 促进国际技术交流与贸易, 推动创新速度 and 创新能力不断提升。总体看, 我国高新技术产业集群开放创新能力促进了集群竞争力的提升, 但各组成要素的作用存在一定的差异(见表 4)。集群企业出口总额对集群竞争力贡献度居所有要素之首。出口大幅增加可以实现资金的快速回流, 加快集群企业研发资金的周转, 缩短高新产品开发的时间和周期, 提高集群企业产品的市场占有率和竞争优势。在开放创新能力构成要素中, 外商投资企业进出口总额是综评成绩唯一出现下降的要素, 可能的原因是近些年实际利用外资增速放缓, 同时外资进入提高了本土企业出口产品增加值, 促进了内资企业对国外新市场的开拓^[15]。

表 4 集群开放创新组成要素评价价值

年份	2015	2016	2017	2018	2019	2020
11. 出口总额 C1	2.43	15.05	16.58	19.13	21.24	22.96
12. 留学归国人员 C2	9.84	10.63	11.36	14.69	15.39	18.96
13. 外籍常驻人员 C3	13.38	14.17	15.36	17.80	19.13	17.57
14. 外商投资企业进出口总额 C4	19.73	18.16	19.79	21.18	19.63	19.34
15. 国际技术转移项目成交额 C5	5.14	19.77	6.60	10.21	1.06	5.77

(4) 集群创新环境与集群创新支持。作为地区经济社会网络的重要组成部分, 产业集群内部创新网络和创新活动与外部地区创新组织和经济社会活动存

在高度耦合关系, 良好外部环境条件一方面为集群创新提供知识、信息、人才和技术等创新资源, 另一方面为集群企业技术研发和生产经营活动提供交通、通

信、市场服务、人力资源和政策制度等方面的基础性支持,进而推动集群企业创新绩效的提升。从创新资源条件的评价结果看,2015—2020年地区孵化器数量、当年毕业企业数、技术市场成交额等因素对产业集群竞争力提升的贡献率均超过5%,高于平均贡献率,说明地区充裕的创新资源有助于集群竞争力的提升。但同时,专利申请授权数综评出现了负增长,下降了3.4%,可能的原因是受到2020年新冠肺炎疫情的影响。2019年,全国专利申请授权数达到245.7万件,较2015年增长了55.7%,2020年则快速下降到133.2万件,导致综评结果出现大幅下降(见图1)。

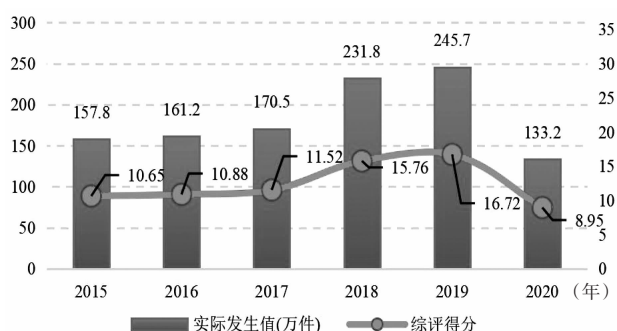


图1 专利申请授权数实际值与综合评价

从集群创新支持条件看,随着经济不断发展,各地区收入、教育和交通等基础条件对集群竞争力起到了显著的促进作用,但总体力度不高,仅拉动竞争力增长了1.39个百分点,这可能与基础设施、教育资源和经济水平等因素自身一直较为稳定相关。综评结果中科学技术财政支出增加较快,增速达到12.31%,对集群竞争力贡献率达到3.81%,说明在创新驱动战略深入推进背景下,各地政府认识到科技创新的重要性,纷纷加大对创新活动的支持力度,进而推动集群竞争力的提高。

(二)区域异质性比较分析

我国各地区发展模式和发展水平不尽相同,高新技术产业集群发展面临的内外部条件存在较大差异,进而造成不同地区产业集群市场竞争力呈现不平衡分布态势。利用熵值法对我国30个省(区、市)高新技术产业集群竞争力进行测算,得到各省(区、市)集群竞争力的综合评价^①(见图2)。

从结果可以看到,各省(区、市)高新技术产业集

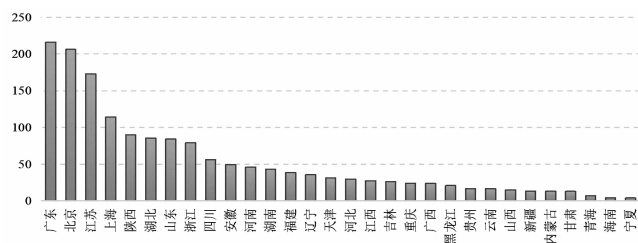


图2 2015—2019年
各省(区、市)高新技术产业集群综合评价

群竞争力水平存在较大层级差异,使用K-means聚类法可分为五个梯队:广东、北京和江苏居第一梯队,上海、陕西、湖北、山东和浙江居第二梯队,四川、安徽、河南、湖南和福建居第三梯队,辽宁、天津、河北、江西、吉林、重庆、广西和黑龙江居第四梯队,贵州、云南、山西、新疆、内蒙古、甘肃、青海、海南和宁夏居第五梯队。集群竞争力较高的第一和第二梯队中大多位于东部,第三、第四梯队多位于中部、东北与华南,第五梯队则基本位于西部。

从综评结果还可以看到,上海并未进入第一梯队,而陕西排在了第五名,仅挨上海,甚至高于浙江。本文综合评估使用的是高新区高新技术制造企业数据,上海作为全国的金融中心、航运中心和贸易中心,其高端服务业较为发达,而其高新技术制造企业在多轮产业转移中已逐步向江苏、浙江以及内陆城市迁移^[6],进而影响了其综合评价得分。截至2020年,上海仅有2家国家高新区,远低于江苏的18家、广东的14家,虽然同期北京只有1家,但北京高新区的入统企业数达到了2.75万家,江苏和广东分别达到2.22万家和2.11万家,远高于上海的1.2万家。陕西的区位条件使其在招商引资、人才引进等方面优势显著弱于东部乃至中部省(市),导致创新支持条件综评并不太高。但是作为西部经济强省和教育大省以及“丝绸之路经济带”重要节点,陕西在经济发展、高等教育和交通运输等方面具有一定优势,其创新动力、创新绩效和创新环境等方面的综合评价高于全国平均水平。尤其是在开放创新与创新环境方面,陕西都排在全国前列。2020年陕西技术市场成交额达到1758.7亿元,超过了浙江和上海,排在全国第五,同期政府技术转移公共财政项目成交金额达到36.5亿元,位列全国首位,有效带动了地区集群竞争力的提升。

①2020年受新冠肺炎疫情影响,企业生产和社会生活遭到较大冲击,造成2020年部分地区数据出现较大幅度波动,这种“黑天鹅事件”下的数据变化难以与前期经济数据保持有序衔接,无法真正反映经济社会发展的实际变化趋势,因此在进行各省(区、市)综合评估与比较分析时均采用2015—2019年的数据。

表 5 各省(区、市)高新技术产业集群竞争力评价结果

省 (区、市)	竞争力综合评价		集群创新动力		集群创新效益		集群开放创新		集群创新环境		集群创新支持	
	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名
广东	215.88	1	51.47	2	33.89	2	59.51	2	36.68	1	34.32	1
北京	206.09	2	58.72	1	57.96	1	47.54	3	29.52	3	12.35	11
江苏	172.93	3	31.86	3	23.20	3	60.44	1	32.21	2	25.23	2
上海	114.17	4	25.54	4	22.40	4	44.20	4	10.83	8	11.20	12
陕西	89.76	5	15.88	8	15.48	7	25.34	5	22.86	4	10.20	14
湖北	85.47	6	22.49	5	20.72	5	14.92	6	11.51	7	15.83	6
山东	84.05	7	17.20	6	16.52	6	14.34	7	15.56	6	20.42	3
浙江	79.03	8	17.03	7	14.26	8	13.19	8	17.27	5	17.27	5
四川	55.97	9	11.65	9	9.10	9	10.52	9	9.36	9	15.34	7
安徽	49.37	10	9.86	11	8.90	10	9.40	11	6.65	12	14.56	8
河南	46.06	11	9.02	12	5.99	13	6.74	14	6.99	11	17.32	4
湖南	43.12	12	11.64	10	8.46	11	5.21	15	4.51	17	13.31	9
福建	38.41	13	7.62	13	4.86	18	9.62	10	6.15	13	10.16	15
辽宁	35.38	14	6.62	14	5.97	14	7.42	12	5.35	14	10.02	16
天津	31.05	15	6.25	15	5.23	16	7.18	13	7.18	10	5.22	28
河北	29.45	16	5.44	16	4.05	19	2.10	20	5.18	16	12.70	10
江西	27.42	17	4.99	18	4.92	17	3.88	17	3.18	20	10.45	13
吉林	26.28	18	4.79	19	8.25	12	3.60	18	3.35	19	6.30	25
重庆	23.95	19	4.04	20	3.26	23	4.80	16	3.58	18	8.28	19
广西	23.66	20	5.36	17	5.28	15	2.53	19	2.28	22	8.21	20
黑龙江	20.71	21	2.75	21	3.95	21	0.90	21	5.29	15	7.83	22
贵州	16.66	22	2.54	22	3.70	22	0.47	26	1.65	25	8.30	18
云南	16.44	23	1.21	27	4.00	20	0.35	28	2.04	24	8.84	17
山西	14.90	24	2.52	23	1.78	26	0.76	22	2.12	23	7.73	23
新疆	13.06	25	1.24	26	3.14	24	0.67	24	1.18	27	6.84	24
内蒙古	12.96	26	1.66	24	1.62	27	0.46	27	1.36	26	7.85	21
甘肃	12.77	27	1.37	25	2.56	25	0.67	23	2.40	21	5.77	27
青海	6.96	28	0.05	30	0.16	30	0.02	30	0.56	28	6.18	26
海南	4.08	29	0.41	28	0.55	28	0.57	25	0.26	30	2.29	30
宁夏	3.74	30	0.16	29	0.27	29	0.11	29	0.40	29	2.79	29

注:得分由各省(区、市)分项指标 2015—2019 年综合评价值求和而得。

表 6 各省(区、市)五项指标排名与综合评价排名相关性检验

	集群创新动力排名	集群创新效益排名	集群开放创新排名	集群创新环境排名	集群创新支持排名
竞争力综合评价排名	0.9858	0.9666	0.9662	0.9582	0.8483

进一步根据不同省(区、市)各类指标的综合评价结果,比较分析造成各省(区、市)高新技术产业集群竞争力存在差距的原因,结果见表 5。

从排名结果看,全国各省(区、市)综合竞争力评价排名与五项分类指标的排名总体保持一致,说明各省(区、市)集群竞争力差异是多种因素综合作用的结果。为区分各项指标影响程度的高低,首先做五项指

标排名与综合评价排名的相关性分析,结果见表 6。

可以看出,五类指标各自的排名与竞争力综合评价排名均保持较高的相关性,说明各地区在创新动力、创新效益、开放创新等方面存在的差距最终形成了集群竞争力之间的差异。其中集群创新动力条件相关性最高,说明我国各地区研发投入、技术人才、高新企业数量与规模等基础性创新资源条件,是决定地区集群

竞争力的主要因素。

集群创新效益方面,排名靠前的大多是东部和中部省(市),梯队层级与综合竞争力梯队基本保持一致,说明集群经营绩效与其市场竞争力有较强的相关性。从地区看,除陕西、四川产业集群市场经营效益处于全国前列外,西部其他省(区、市)与东部地区有较大差距,如北京综评达到 57.96,而重庆仅有 3.26,相差较大。产生差距的原因是各地区产业集群在营业收入、净利润、技术收入等个体指标方面存在明显差异,其中技术收入差异是最主要原因。2019 年,北京高新技术产业集群技术收入为 13450.8 亿元,评分达到 4.23,而同期重庆、云南的产业集群技术收入分别为 328.6 亿元、68.8 亿元,综评仅为 0.10、0.02。

集群开放创新方面,依然呈现东部、中部、西部省(区、市)次第排列的情况。以全国平均得分 11.92 划分,超过全国平均水平的仅有 8 个省(区、市),多在东部地区,而其他 22 个省(区、市)综合评分均低于全国平均水平,说明集群开放创新能力整体分布不平衡,地区间差距较大。如江苏的综合评分为 60.44,是天津(7.18)、重庆(4.80)的 8.4 倍、12.6 倍,即便是排名第五的陕西也和江苏相差 2 倍多。造成这种不平衡分布的主要原因是各地高新区企业在出口贸易、国际投资、国际化人才引进等方面存在差异,其中国际化人才引进与利用方面的差异最为明显。2019 年全国留学归国人员为 17.1 万人,有近七成选择去了北京、上海、广东、江苏、浙江等经济发达地区,同期外籍常驻人员有 7.8 万人,有近六成分布在上述地区。经济发达地区产业规模尤其是二、三产业的发展水平会对归国人员产生显著的吸引作用,而海归回流对技术进步有显著的正向影响^[7]。

集群创新环境方面,大部分地区呈现不断改善的态势,但地区间差异仍然较大,主要体现在技术市场

交易、专利申请和企业孵化器等方面。2019 年全国技术市场成交额为 2.17 万亿元,仅北京就达到 5695.3 亿元,占比 26.19%。专利申请方面,广东、江苏、浙江三省的专利申请授权数占全国比例超过 50%。地区孵化器数量的差距相对不大,但在孵化效率方面存在一定差异。如 2019 年北京拥有的孵化器只有 130 家,远低于河北的 251 家,但同年北京毕业企业数达到了 797 家,而河北只有 264 家,孵化效率相差 6 倍多,造成两地综评结果产生较大差异。从评价结果还可以看出,部分地区的创新环境指数出现下降。如 2015 年,黑龙江创新环境综评指数为 1.326,处在全国中等水平,但 2019 年就下降到 1.029,下降了 22.4%。同期辽宁下降了 0.2%,而吉林增加了 184.67%,且增速居于全国首位,东北地区三个省出现了完全不同的变化趋势。从细分指标综评结果可以发现,三地在技术转移政府公共财政项目成交金额方面都有较大幅度下降,在专利申请授权数、技术市场成交额方面都有所增加,但吉林的技术市场成交额增加了近 20 倍,有效提升了创新环境指数。

集群创新支持方面,各地区间的差异显著小于其他条件。评估结果排名前十的地区,中部地区就有 4 家,北京、上海仅排在 11、12 名。西部地区虽然排名较后,但与东部、中部的差距要小于其他条件。如云南创新支持条件的评估值为 8.84,较广东的 34.32 相差不到 4 倍,而在创新动力、创新效益、开放创新、创新环境等方面两者分别相差了 42 倍、9 倍、170 倍、18 倍。分析创新支持差距相对较小的原因,一是随着区域发展战略和“一带一路”倡议的全面推进,我国加大了对中、西部地区基础设施建设投入,改善了中、西部地区交通、通信等基础设施水平,促进了地区经济的增长和工业效率的提升;二是近些年中、西部地区经济发展势头良好,科技、教育等领域的投入增长较快,从而促进了地区产业集群竞争力的提升(见表 7)。

表 7 2019 年区域集群创新支持条件综合评价平均得分及增速

指标		全国	东部	中部	西部	东北
21.交通条件 E1	平均得分	0.34	0.14	0.31	0.53	0.34
	增速(%)	10.50	8.10	14.00	9.50	13.90
22.电信通信能力 E2	平均得分	0.41	0.56	0.47	0.28	0.28
	增速(%)	41.80	32.90	53.10	50.40	39.90
23.科学技术财政支出 E3	平均得分	0.53	1.03	0.59	0.16	0.12
	增速(%)	83.70	76.80	149.30	60.60	1.80
24.地区 GDP E4	平均得分	0.51	0.81	0.57	0.27	0.24
	增速(%)	45.60	42.30	50.70	56.30	22.90

(续表)

指标		全国	东部	中部	西部	东北
25.普通高校数量 E5	平均得分	0.44	0.52	0.60	0.30	0.42
	增速(%)	5.80	3.60	4.20	13.50	1.40
26.普通高校本专科人数 E6	平均得分	0.40	0.45	0.57	0.29	0.34
	增速(%)	26.00	20.30	24.60	37.10	24.50

五、结论与启示

以集群创新理论和竞争优势理论为基础,本文构建了由5个一级指标、26个二级指标组成的以创新为核心的高新技术产业集群竞争力综合评价指标体系,对我国30个省(区、市)的高新技术产业集群竞争力水平进行了综合评估。结果发现,我国高新技术产业集群竞争力总体呈现不断上升趋势,企业研发投入、技术人才、研发强度、高新企业数量等创新资源积累是竞争力提升的主要驱动力,技术的市场效益实现、人才资源储备、创新支持条件的改善能够促进集群竞争力的提升。同时,全国各地区高新技术产业集群竞争力存在差距,大致呈现东部、中部、东北和西部梯次递减态势,研发投入、技术人才、高新企业数量等创新动力条件的差异是造成这种层级变化的主要原因,市场经营效益、技术收入、技术合作与交流、技术转化效率等条件也是造成各地区集群竞争力差异的重要因素。

根据研究结果,本文给出以下启示:第一,重视创新资源的积累。高新技术产业集群竞争力源于创新力,而创新的突破离不开渐进的技术积累,技术积累需要技术人员持续的技术研发。因此,科技人才的聚集、研发经费的持续投入、创新资源的日渐累积是形成创新力的基础。第二,促进科技成果转化。集群竞争力的最终表现是市场影响力,技术成果的高效市场转化会提高产品与服务的市场占有率,加快研发投入的资金回流,实现创新周期的良性循环。因此,建设技术孵化与技术转移机构,搭建产学研合作平台,是创新力向生产力转化的支撑。第三,强化政府支持作用。地区拥有充裕的创新资源可以为企业创新提供人才、资金、服务方面的保障,政府科技资助和政策扶持可以激励社会创新动能,良好经济社会条件可以保障创新主体各项活动的便利化开展。因此,应发挥政府在引培创新人才、改善创新环境与条件等方面的能动作用,为创新活动顺利开展提供保障。◆

参考文献:

- [1]唐利如.产业集群的竞争优势[M].北京:中国经济出版社,2010.
- [2]波特.竞争优势[M].陈小悦,译.北京:华夏出版社,1997.
- [3]PADMORE T, GIBSON H. Modelling systems of innovation: II. A framework for industrial cluster analysis in regions[J]. Research Policy, 1998(6): 625-641.
- [4]陈剑锋.基于知识的产业集群能力研究[J].财经研究, 2003(2): 62-69.
- [5]党兴华,常红锦.网络位置、地理临近性与企业创新绩效:一个交互效应模型[J].科研管理, 2013(3): 7-13+30.
- [6]仇保兴.小企业集群研究[M].上海:复旦大学出版社,1999.
- [7]王缉慈,等.创新的空间:企业集群与区域发展[M].北京:北京大学出版社,2001.
- [8]刘友金.产业集群竞争力评价量化模型研究:GEM模型解析与GEMN模型构建[J].中国软科学, 2007(9): 104-110+124.
- [9]庄惠明,黄建忠,陈洁.基于“钻石模型”的中国服务贸易竞争力实证分析[J].财贸经济, 2009(3): 83-89.
- [10]吴勤堂.产业集群与区域经济发展耦合机理分析[J].管理世界, 2004(2): 133-134+136.
- [11]杨丽,付伟,凡哲,等.云南省绿色产业竞争力评价与空间分布态势研究[J].林业经济, 2020(12): 70-82.
- [12]陈广汉,蓝宝江.研发支出、竞争程度与我国区域创新能力研究:基于1998—2004年国内专利申请数量与R&D数据的实证分析[J].经济学家, 2007(3): 101-106.
- [13]牛冲槐,张帆,封海燕.科技型人才聚集、高新技术产业聚集与区域技术创新[J].科技进步与对策, 2012(15): 46-48+50-51.
- [14]马卫华,刘善敏,叶衡,等.创新驱动发展战略实施效果评估:来自高新技术企业的证据[J].科技管理研究, 2021(17): 1-11.
- [15]毛其淋,许家云.外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值? [J].经济学(季刊), 2018(4): 1453-1488.
- [16]于诚,曹东坡,林思宇.制造业转移会抑制本地生产性服务业发展吗?:以上海为例[J].经济经纬, 2014(6): 71-76.
- [17]陈怡安,杨河清.海归回流对中国技术进步的影响效应实证[J].经济管理, 2013(4): 82-93.

(责任编辑:沐晨)

产业集聚类型对城市经济韧性的多重影响效应研究

李新武¹ 姚保帅² 黄蕊²

(1.云南民族大学 教育学院,云南 昆明 650504;2.云南民族大学 经济学院,云南 昆明 650504)

摘要:基于敏感指数法对我国 241 个地级及以上城市经济韧性进行了测算,并考察了产业专业化集聚和多元化集聚对城市经济韧性的影响。研究表明,在抗冲击时期,产业多元化集聚,尤其是相关产业多元化集聚能够增强城市经济韧性,而产业专业化集聚则没有正向作用。相比之下,在恢复调整期,产业专业化集聚可以提高城市经济韧性,而产业多元化集聚,特别是相关产业多元化集聚则没有积极作用。进一步分析表明,在专业化与多元化集聚相互作用下,产业集聚对城市经济韧性的影响取决于二元产业集聚的类型,表现出显著的异质性。

关键词:产业专业化集聚;产业多元化集聚;城市经济韧性

中图分类号:F124;F279.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0056-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.05.008

一、引言

当前,世界经济的增长速度显著放缓,面临的风险挑战不断增多,对地区经济发展产生了深远影响。城市经济抵御外部冲击和恢复的能力被称为城市经济韧性。对于城市经济韧性的研究大致可分为两个阶段:第一阶段(2002—2010 年)主要集中于经济韧性的概念和理论基础在不同研究领域的建立;第二阶段(2010 年至今)则以定量分析为基础的经济韧性实证研究的兴起为标志。特别是 2008 年全球金融危机之后,学术界对于城市经济韧性的兴趣显著增加,研究范围和视角更加广泛和深入。刘堃(2014)以深圳市为例,分析了城市经济在社会主义市场经济条件下的韧性反应,特别是其在面对市场变化时的刚性和弹性实践,揭示了它们之间的互补和协同演化特性。基于这些发现,张明斗和冯晓青(2019)提出“韧性规划”概念,该概念旨在融合并提升传统的刚性和弹性规划方法,提出了综合考虑形态韧性、控制韧性和发展韧性

的三维规划技术体系,为制定符合本地特色的城市规划理论框架开辟了新的视野。在研究产业集群对经济的影响方面,陈奕玮和吴维库(2020)通过分析中国 264 个地级市的专利授权数据和城市规模,探讨了技术创新如何影响城市经济的适应能力和恢复力。结果显示,产业密集度与城市经济的弹性呈现正向的显著联系,而技术创新的溢出效应与城市经济的弹性之间不是简单的负相关关系,而是“正 U 形”趋势。

综上所述,已有研究对于产业集聚与城市经济韧性的内涵概念作了比较规范的界定,奠定了研究二者关系的理论基础,但是涉及产业集聚对中国城市经济韧性的实证研究较少,且尚未考虑不同产业集聚类型对城市经济韧性的不同影响。因此,本文首先构建了全面的分析框架,以评估产业专业化和多元化集聚如何影响城市经济的适应能力,并且将产业多元化集聚细分为相关和不相关两种类型,探讨它们与城市经济适应能力之间的联系并比较其差异。其次,考虑到不

基金项目:云南省社科规划社会智库项目“推动云南绿色能源产业高质量发展对策研究”(SHZK2021301);云南省教育厅科学研究基金项目“绿色税收助推新能源产业发展的演化博弈动态分析与影响效应研究”(2024Y447);云南民族大学硕士研究生科研创新基金项目“区域绿色金融发展水平对企业 ESG 表现能力的影响效应研究”(2024SKY48)。

作者简介:李新武(1976—),男,云南大理人,博士,副教授,研究方向为工业经济;姚保帅(2000—),男,山东聊城人,硕士研究生,研究方向为新能源产业发展;黄蕊(2000—),女,河南周口人,硕士研究生,研究方向为国际贸易。

同城市间产业集聚水平的差异,本文分析了产业专业化和多元化集聚对城市经济适应能力影响的异质性。最后,从双重产业集聚角度出发,进一步探讨两种产业集聚的不同组合对城市经济适应能力的不同影响。

二、理论机制分析

(一)产业专业化集聚对城市经济韧性的影响

产业结构是城市经济的基础,是城市经济韧性的重要影响因素。作为产业集聚的两种类型,专业化集聚和多元化集聚对城市经济韧性的影响不同。产业专业化集聚的核心是马歇尔外部性,强调同一产业在特定区域的集聚可以促进信息交流和技术扩散,共享专业化劳动力和中间投入的规模效应,从而快速提高生产效率,以扩大主导产业生产规模。产业专业化集聚本质上是城市特定产业内部经济互动的结果,其对城市经济韧性的影响主要包括两个方面:一是产业专业化集聚的核心特征是高度专业化的基础设施和紧密关联的产业链,这也意味着高昂的沉没成本和不易退出的产业壁垒。二是产业专业化集聚可以有效利用行业内的知识溢出效应、信息和设备的共享效应,高效发展地方经济,降低城市产业发展的边际成本和拥堵成本,从而形成规模经济效应。因此,危机过后产业专业化集聚可以在短时间内恢复生产效率,从而迅速恢复城市经济活力。

(二)产业多元化集聚对城市经济韧性的影响

产业多元化集聚的核心是雅各布斯外部性,强调不同产业之间信息、知识和技术的溢出效应,以及跨产业的协同创新和全面发展。产业多元化集聚本质上是城市产业间跨部门经济互动的结果,其对城市经济韧性的影响主要包括两个方面:一是多元化的产业结构可以实现城市经济风险在弹性需求、出口导向、劳动力、资本强度和外部竞争风险等不同类型产业上的分散,有效降低城市经济风险的影响和不同类型金融危机的冲击。二是产业多元化集聚可以看作是多元化投资的一种。虽然它可以为城市提供高效、多渠道的发展路径,但也对城市经济的成本承受能力提出很高的要求。多元化集聚不仅会削弱专业化集聚产生的本土经济,而且会增加城市产业的拥堵成本,一旦找不到合适的生产流程,城市经济就容易出现滞胀。因此,危机过后产业多元化集聚将加剧城市资源的稀缺性,进而阻碍城市经济的恢复和调整。

(三)产业多元化集聚分解影响效应

产业多元化集聚可以进一步分解为相关产业多元化集聚、不相关产业多元化集聚。其基本思想是:相

关产业多元化集聚有利于增强知识和技术的溢出效应,而不相关产业多元化集聚可以产生组合效应。两种产业多元化集聚对城市经济韧性的影响不同。一是产业间的关联性为知识和技术的溢出提供了有利条件,可以有效降低产业创新成本,进而提高整体创新水平。多元化技术融合和交叉创新是增强城市经济韧性的主要途径。相比之下,不相关产业之间难以产生高水平的溢出效应,产业协同创新变得更加困难。二是当城市经济发生波动时,密切相关的产业结构很容易引发连锁反应,即影响会从一个产业迅速蔓延到其他相关产业,进一步加剧城市经济波动,可能引发系统性风险。相比之下,不相关的产业具有不同的灵活需求和生命周期,产业之间不存在紧密的投入产出关系。因此,不相关的产业多元化集聚可以给城市经济带来组合效应,有效分散风险。

三、研究设计

(一)城市经济韧性测度及阶段划分

Martin 和 Sunley 等(2015)提出的敏感性指数法被广泛应用于城市经济韧性的研究。敏感性指数法将城市经济韧性分为两个时期,即国民经济从高峰到低谷的衰退期和国民经济从低谷到高峰的复苏期,更加符合城市经济韧性的研究需要。本研究基于城镇就业水平,采用敏感指数法测算城市经济韧性。同时考虑到多周期预测的误差累积效应,指标测度建立在单周期预测的基础上,在国民经济受到危机冲击的前提下,根据 t 年 r 城市的年就业增长率和次年全国平均就业变化率,计算出次年实际就业变化率,构建公式如下:

$$(\Delta\omega_{r,t+1})^C = \sum_{i=1}^N v_{t+1}^i \omega_n^i \quad (1)$$

式中, v_{t+1} 表示 t 年全国平均就业变动率, ω_n^i 表示 r 城市第 i 个行业 ($i=1,2,\dots,N$) t 年的年就业增长率。 r 城市在 t 年的经济弹性可以定义如下:

$$\zeta_n = \frac{(\Delta\omega_{r,t+1})^A - (\Delta\omega_{r,t+1})^C}{|(\Delta\omega_{r,t+1})^C|} \quad (2)$$

式中, $(\Delta\omega_{r,t+1})^A$ 代表 t 年 r 城市的实际就业变化率, ζ_n 反映在全国经济受到冲击的情况下 r 城市经济相对于城市平均水平的韧性。 ζ_n 为正值表明该市经济抵御冲击和恢复调整的韧性高于全国平均水平, ζ_n 为负数则相反。

根据已有研究,本文将 2015 年及以后几年视为新的经济周期,将 2009 年作为冲击抵抗期,将 2010—2014 年作为恢复期,将 2015—2020 年作为调整期。

(二)模型构建

1. 核心变量

(1)被解释变量。被解释变量为城市经济韧性,包括抗冲击期(RRC₁)和恢复调整期(RRC₂)。

(2)解释变量。主要包括产业专业化集聚和多元化产业集聚。

①产业专业化集聚。产业专业化集聚水平可以通过计算城市专业化指数来衡量。不同城市的专业化程度可能属于不同的行业部门,不具有可比性,本文根据城市中就业最多的行业的区位熵构建专业化指数如下:

$$SP_{it} = \max \left(\frac{\delta_{it}^i}{\gamma_i} \right) \quad (3)$$

式中, δ_{it}^i 为t年r城市i行业的就业比例,两者的比例即为区位熵; γ_i 为t年i行业在全国的就业比重。 SP_{it} 越大表示t年r城市的专业化聚集度越高。

②多元化产业集聚。衡量多元化产业集聚水平的指标有基尼系数、EG指数、赫芬达尔倒数等,但是这些测度指数各有其优缺点。为了一致地衡量不同类型产业多元化集聚水平,采用熵指数作为产业多元化集聚水平的度量指标。公式如下:

$$DIV_{it} = \sum_{i=1}^N \theta_{it}^i \ln \left(\frac{1}{\theta_{it}^i} \right) \quad (4)$$

式中, θ_{it}^i 为r城市第i行业在t年的就业比例; DIV_{it} 越大表示集聚水平越大,产业多元化程度越高。为了进一步分析相关和不相关多元化产业集聚对城市经济韧性的影响,将多元化产业集聚的熵指数分解为两个组成部分。假设所有行业均有g个子行业,其中 $g=(1,2,\dots,G)$,多元化产业集聚熵指数可分解为:

$$\begin{aligned} DIV_{it} &= \sum_{i=1}^N \theta_{it}^i \ln \left(\frac{1}{\theta_{it}^i} \right) = \sum_{g=1}^G \sum_{i \in g} \theta_{it}^i \ln \left(\frac{1}{\theta_{it}^i} \right) \\ &= \sum_{g=1}^G \sum_{i \in g} \theta_{it}^i \left[\ln \left(\frac{\theta_{it}^g}{\theta_{it}^i} \right) + \ln \left(\frac{1}{\theta_{it}^g} \right) \right] \\ &= \sum_{g=1}^G \left[\sum_{i \in g} \theta_{it}^i \left(\frac{\theta_{it}^g}{\theta_{it}^i} \right) \ln \left(\frac{\theta_{it}^g}{\theta_{it}^i} \right) \right] + \sum_{g=1}^G \left[\sum_{i \in g} \theta_{it}^i \left(\frac{1}{\theta_{it}^g} \right) \right] \\ &= \sum_{g=1}^G \theta_{it}^g \left[\sum_{i \in g} \left(\frac{\theta_{it}^i}{\theta_{it}^g} \right) \ln \left(\frac{\theta_{it}^g}{\theta_{it}^i} \right) \right] + \sum_{g=1}^G \theta_{it}^g \ln \left(\frac{1}{\theta_{it}^g} \right) \\ &= RV_{it} + UV_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

式中, RV_{it} 为相关产业多元化集聚水平,衡量t年r城市主要产业内子行业的多元化程度; UV_{it} 为不相关产业多元化集聚水平,衡量t年r城市的主要部门联系较弱的产业部门的多元化程度。

2. 控制变量

考虑到数据的可得性和完整性,结合经济发展、教育医疗、文化艺术、环境保护、社会福利五大方面,选择以下控制变量:(1)政府干预程度(Gover):用政府预算支出占GDP的比重表示,单位为%;(2)城市经济发展水平(Eco):用人均GDP水平表示,单位为元;(3)开放程度(Fdi):用外商直接投资占GDP的比重表示,单位为%;(4)市场规模:用人口密度(Popden)和社会消费品零售总额(Market)表示,单位分别为人/平方公里和万元;(5)城市人力资本水平(Humcap):用每万名学生中大学生人数表示,单位为人;(6)城市基础设施水平(Rd):用人均城市道路面积表示,单位为平方公里/人;(7)城市创新水平(R&D):用每万人发明专利申请量表示,单位为项;(8)固定资产投资水平(Fix_cap):用全社会固定资产投资占全市GDP的比重表示,单位为%。

3. 模型构建

鉴于抗冲击期仅为一年,采用截面回归进行分析。对于调整恢复期,采用双固定效应面板回归模型分析不同类型产业集聚对城市经济韧性的影响:

$$\xi_{it} = \beta_0 + \beta_1 SP_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\xi_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIV_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中, X_{it} 表示可能影响区域经济韧性的控制变量; μ 和 ν 分别是个体固定效应和时间固定效应; ε_{it} 是误差项。为进一步考察不同类型多元化产业集聚对城市经济韧性的影响,在随后分析中,将式(7)中的产业多元化集聚替换为相关和不相关多元化产业集聚。

4. 数据来源及说明

本文以中国的地级及以上城市作为研究对象,时间区间为2010—2020年。数据来源主要是《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》。行业划分方面,根据《中国城市统计年鉴》定义的19个行业类别,将其整合为六个主要产业集群。由于数据的可获取性和完整性,港澳台地区,以及拉萨、海东并未包含其中,共计241个样本城市。有关变量的描述性统计见表1。

表 1 描述性统计

变量	变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值
RRC ₁	城市经济韧性	-0.042	1.839	-7.248	7.025
RRC ₂		1.972	3.387	-19.857	18.868
SP	产业专业化集聚	2.724	3.883	0.098	38.390
DIV	产业多元化集聚	2.230	0.227	1.206	2.706
RV	相关产业多元化集聚	1.017	0.146	0.462	1.357
UV	不相关产业多元化集聚	1.213	0.145	0.609	1.742
Gover	政府干预程度	0.171	0.077	0.043	0.688
Eco	城市经济发展水平	10.400	0.632	4.595	13.060
Fdi	开放程度	0.019	0.018	0.001	0.129
Popden	市场规模	5.773	0.895	1.603	7.727
Market		15.200	0.979	12.160	18.380
Humcap	城市人力资本水平	4.519	1.170	-0.552	7.147
Rd	城市基础设施水平	2.268	0.578	-0.528	4.686
R&D	城市创新水平	0.880	2.193	-5.552	11.680
Fix_cap	固定资产投资水平	0.720	0.221	0.087	1.852

四、实证结果分析

(一)不同类型的产业集聚对城市经济韧性的影响

基于 Hausman 检验结果,选择固定效应模型对恢复调整期城市经济韧性进行分析,回归结果见表 2。

表 2 第(1)、(2)列显示 2008 年金融危机后多元化

产业集聚在抵御冲击时期具有显著的正向效应,而专业化集聚则表现出显著的负面影响。因此,多元化产业集聚可以提高城市经济的抵御冲击能力,但专业化

表 2 产业集聚对城市经济韧性影响的基准回归结果

变量	抗冲击期		恢复调整期	
	(1)	(2)	(3)	(4)
SP	-0.106**(-2.24)		0.183*** (2.69)	
DIV		1.374** (2.36)		-4.969*** (-4.34)
Gover	4.393* (1.67)	4.405* (1.67)	-3.986 (-0.79)	-3.728 (-0.75)
Eco	0.590* (1.71)	0.587* (1.71)	0.316 (0.33)	-0.121 (-0.13)
Fdi	-2.002 (-0.30)	1.916 (0.28)	32.180** (2.31)	38.700*** (2.77)
Fix_cap	-0.177 (-0.30)	-0.244 (-0.41)	-1.102 (-1.24)	-0.935 (-1.06)
R&D	0.143** (2.50)	0.158*** (2.74)	0.576** (2.03)	0.595** (2.10)
Humcap	-0.117 (-0.87)	-0.157 (-1.15)	-0.010 (-0.02)	0.067 (0.13)
Rd	0.176 (0.70)	0.204 (0.80)	-0.083 (-0.18)	0.033 (0.07)
Popden	0.353** (2.01)	0.479*** (2.69)	-1.566 (-0.43)	-0.563 (-0.16)
Market	0.6265	-0.309 (-1.63)	-0.010 (-0.02)	0.189 (0.28)
_cons	-2.975 (-0.69)	12.64368	6.028 (0.27)	13.780 (0.62)
N	241	241	1205	1205
R ²	0.048	0.050	0.333	0.341

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 t 值。表 3、表 4、表 5 同。

集聚会加剧对城市经济的冲击。表 2 第(3)、(4)列显示在恢复调整期,产业多元化集聚呈现显著的负效应,而专业化集聚则呈现显著的正效应。因此,专业化的产业集聚能够有效地帮助城市经济恢复和调整,多元

化集聚则相反。

(二)相关和不相关的产业多元化集聚对城市经济韧性的影响

根据豪斯曼检验结果,用固定效应回归检验差异

表 3 相关和不相关的产业多元化集聚对城市经济韧性影响的基准回归结果

变量	抗冲击期		恢复调整期	
	(1) 相关产业多元化集聚	(2) 不相关产业多元化集聚	(3) 相关产业多元化集聚	(4) 不相关产业多元化集聚
SP	1.905** (2.21)		-6.218*** (-3.30)	
DIV		1.171 (1.27)		-5.836*** (-3.54)
控制变量	YES	YES	YES	YES
_cons	-5.933 (-1.37)	-5.932 (-1.32)	14.750 (0.66)	8.146 (0.37)
N	241	241	1205	1205
R ²	0.047	0.034	0.336	0.337

的合理性,结果见表 3。

表 3 的(1)、(2)列表明,在抗冲击期相关产业多元化集聚对城市经济韧性具有显著的正向作用,而不相关产业多元化集聚的正向作用不显著。对比回归系数发现相关产业多元化集聚对城市经济韧性的正向作用显著大于不相关产业多元化集聚。表 3 的(3)、(4)列表明,在恢复调整期相关和不相关多元化集聚对城市经济韧性都有显著的负向影响。这一结果与总体多元化产业集聚的结果一致,表明两种类型的多元

化产业集聚都依赖于多元化的生产投入,这对城市经济恢复调整是巨大负担。

(三)不同程度的产业集聚对城市经济韧性的影响
不同程度的产业集聚对城市经济韧性的影响不同。以每年平均产业专业化集聚水平为阈值,将专业化集聚分为高水平(SP_H)和低水平(SP_L)。类似地,产业多元化集聚也分为高水平(DIV_H)和低水平(DIV_L)。同时,将样本数据两端均按 1%进行缩尾处理,以消除极值对估计的影响。回归结果见表 4。

表 4 不同程度的产业集聚对城市经济韧性影响的基准回归结果

	抗冲击期				恢复调整期			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
SP_H	-0.144 (-1.47)				0.051 (0.72)			
SP_L		-0.206 (-0.88)				0.469* (1.86)		
DIV_H			2.836* (1.69)				0.825 (0.46)	
DIV_L				0.336 (0.35)				-7.768*** (-4.64)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	7.357 (0.35)	-3.125 (-0.67)	-16.520** (-2.39)	3.621 (0.48)	11.400 (0.16)	-3.093 (-0.12)	8.480 (0.29)	26.066 (0.70)
N	44	197	150	91	220	985	750	455
R ²	0.001	0.020	0.059	0.115	0.245	0.346	0.399	0.329

从表 4 可以看出,在抗冲击期高水平多元化集聚的正效应显著,低水平多元化集聚的正效应不显著,前者的回归系数远大于后者。因此,高水平的多元化集聚对城市经济的抗冲击作用更强。比较回归系数大小可发现,高水平专业化集聚的负效应弱于低水平专业化集聚的负效应。在恢复调整期,低水平多元化集聚负效应显著,高水平多元化集聚正效应不显著,且前者的回归系数远大于后者。高水平、低水平的专业化集聚对城市经济的恢复和调整具有积极作用且效果差

异显著。原因在于随着专业化集聚水平的提高,规模经济的边际效应变小。产业专业化集聚水平较低的城市,经济可以利用连锁反应的优势在短时间内提升规模经济,从而有效恢复生产。相比之下,高水平的产业专业化集聚只是通过约束资源来提高生产效率,因此对城市经济的影响相对有限。

五、双重多元化产业集聚对城市经济韧性的影响
进一步分析相关和不相关多元化集聚对城市经济韧性的影响,将其分为高相关性、高多元化(“高 -

表 5 双重产业集聚对于城市经济韧性的影响

	抗冲击期							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RV _{HH}	0.922 (0.24)							
UV _{HH}		4.693 (1.40)						
RV _{HL}			9.344** (2.43)					
UV _{HL}				-0.048 (-0.02)				
RV _{LH}					0.227 (0.08)			
UV _{LH}						4.019 (1.24)		
RV _{LL}							1.283 (0.61)	
UV _{LL}								-0.979 (-0.47)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-27.820** (-2.41)	-28.490*** (-2.84)	-18.020 (-1.37)	-1.340 (-0.11)	4.897 (0.58)	-1.249 (-0.13)	-6.312 (-0.59)	-3.802 (-0.37)
N	82	82	67	67	37	37	55	55
R ²	0.093	0.117	0.086	0.011	0.227	0.269	0.059	0.063

	恢复调整期							
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
RV _{HH}	-6.613* (-1.94)							
UV _{HH}		-4.512 (-1.36)						
RV _{HL}			5.180 (1.19)					
UV _{HL}				-10.220** (-2.38)				
RV _{LH}					-9.342* (-1.72)			
UV _{LH}						16.620*** (3.72)		
RV _{LL}							-12.200*** (-3.02)	
UV _{LL}								-15.640*** (-5.21)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	2.113 (0.06)	-13.040 (-0.39)	23.370 (0.47)	57.640 (1.16)	130.400 (1.08)	57.670 (0.50)	-9.243 (-0.18)	-35.800 (-0.72)
N	410	410	335	335	185	185	275	275
R ²	0.485	0.482	0.342	0.353	0.321	0.371	0.332	0.384

高”),高相关性、低多元化(“高－低”),低相关性、高多元化(“低－高”),低相关性、低多元化(“低－低”)四种类别。回归结果见表 5。

在抗冲击时期,对于“高－高”和“低－高”类别,相关和不相关多元化集聚对城市经济韧性具有正向影响但效应不显著。相比之下,对于“低－低”和“高－

低”类别,不相关的多元化集聚对城市经济韧性的负面影响不显著。因此,在抗冲击时期,多元化集聚对城市经济韧性的影响主要取决于不相关多元化集聚水平。恢复调整期相关和不相关多元化集聚对城市经济韧性的作用机制变得更加复杂。对于“高-高”和“低-低”两种同等的二元集聚而言,相关和不相关产业的多元化集聚对城市经济韧性均产生负面影响。对于“低-低”类别,多元化集聚对生产要素的挤压是城市经济在恢复调整期难以承受的。对于“高-低”和“低-高”两种非对等的二元集聚,高水平多元化集聚的城市经济韧性始终优于低水平多元化集聚,与“高-低”和“低-高”的发展模式相反。可能的解释是,低水平多元化集聚仍处于挤压生产要素的时期,将加剧城市经济的资源约束,而高水平的多元化集聚可以通过系统化的产业网络有效配置资源,利用积累的生产要素支撑城市经济的恢复和调整。

六、结论与建议

本文采用敏感性指数法测算了我国 241 个地级及以上城市的经济韧性,综合分析了产业专业化、多元化集聚以及两个子类型多元化集聚对城市经济韧性的影响。同时,考察了不同集聚水平条件下影响效应的异质性。主要结论如下:(1)在抗冲击时期,多元化集聚尤其是相关产业多元化集聚能够增强城市经济的抗冲击能力,专业化集聚则无助于增强城市经济的抗冲击能力。在恢复调整期,专业化集聚更有利于城市经济韧性,多元化集聚,特别是相关产业多元化集聚则变得不利。(2)从集聚水平差异看,在抗冲击时期,高水平产业集聚对城市经济韧性的贡献普遍高于低水平产业集聚。在恢复调整期,低水平多元化集聚的负面效应显著,高水平多元化集聚的积极效应则不显著。(3)从二元集聚的集聚水平差异看,在抗冲击时期,无论二元集聚类型如何,多元化集聚对城市经济韧性的影响始终优于专业化集聚,且集聚度越高作用效果越强。对于“低-低”的二元产业集聚来说,无论是专业化集聚还是多元化集聚都无助于抗冲击。对于“高-高”二元产业集聚而言,专业化集聚对城市经济韧性具有显著的负效应。在调整恢复期,对于“高-高”和“低-低”两个均衡的二元产业集聚而言,相关和不相关的多元化集聚对城市经济韧性都有负面影响。对于“高-低”和“低-高”两种不平衡的二元产业集聚而言,高水平多元化集聚对城市经济韧性的贡献始终大于低水平多元化集聚。

实证研究表明,产业集聚对城市经济的韧性有显著影响,为政策制定提供了以下建议:(1)政府应积极促进产业集聚发展,以增强城市面对危机时的经济韧性。不同类型的产业集聚在危机的不同阶段会产生不同的效应,因此制定政策需要针对城市经济的实际状况进行调整,并考虑产业集聚类型之间的相互作用。(2)产业集聚的不同层次在危机的各个阶段对城市经济韧性的影响不尽相同。制定相关政策时,尤其是在城市经济受到外部冲击时,政府应考虑当前的产业集聚水平。(3)城市经济发展应寻求专业化和多元化集聚之间的平衡。专业化程度较高的城市应考虑引入新兴产业,发展高科技产业,以提升多元化集聚水平,强化雅各布斯外部性的溢出效应,推动产业多样化和结构升级。多元化集聚程度较高的城市则应着力构建高科技园区,营造专业化的区域环境,增强专业化集聚对地方经济的贡献。◆

参考文献:

- [1]刘堃.社会主义市场经济背景下韧性规划思想的显现与理论建构:基于深圳市城市规划实践(1979—2011)[J].城市规划,2014(11):59-64.
- [2]张明斗,冯晓青.长三角城市群内各城市的城市韧性与经济发展水平的协调性对比研究[J].城市发展研究,2019(1):82-91.
- [3]陈奕玮,吴维库.产业集聚、技术溢出与城市经济韧性[J].统计与决策,2020(23):90-93.
- [4]赵春燕,王世平.经济集聚对城市经济韧性的影响[J].中南财经政法大学学报,2021(1):102-114.
- [5]周恩波,蒋雪梅,邹茸茸.技术创新对经济韧性的影响研究[J].调研世界,2023(11):47-57.
- [6]卢现祥,胡颖.城市外来人口包容度与城市经济韧性:基于适应性韧性视角[J].人文杂志,2023(9):101-112.
- [7]曹瑞丽,贺晓峰.数字基础设施、技术创新与城市经济韧性[J].现代管理科学,2023(6):143-152.
- [8]刘定平,罗锐洋,丁志弘,等.产业关联对河南省产业集群发展的影响研究[J].统计理论与实践,2022(5):15-23.
- [9]REGGIANI A, GRAAFF T D, NIJKAMP P. Resilience: An Evolutionary Approach Spatial Economics Systems[J]. Networks and Spatial Economics, 2002(2): 211-229.
- [10]MARTIN R, SUNLEY P, TYLER P. Local Growth Evolutions: Recession, Resilience and Recovery[J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 2015(2): 1-42.

(责任编辑:沐晨)

乡村振兴视域下 文科生社会实践育人水平提升探析

——基于河南农业院校的统计调查

徐会苹 李 劼 赵友平 张 旭

(河南农业大学 经济管理学院,河南 郑州 450000)

摘要:乡村振兴战略是党和国家立足新时代作出的重大决策部署。社会实践是人才培养体系的重要组成部分,大学生社会实践与乡村振兴战略有机结合,有助于深化农业类高校服务社会的职能,更是新时代乡村振兴的活力源泉。以河南省农业院校为例,通过问卷调查方式对农业院校文科生社会实践现状及存在的主要问题调研,得出结论:社会实践次数和学校社会实践基地数量不能满足学生社会实践需要,造成社会实践效果达不到学生满意程度,社会实践不能有效带动学生到农村就业。最后提出对策建议:深化教学改革,提升实践教学重视程度;增强校地协同育人机制,深化实践基地建设;组建完整的社会实践教师队伍;完善社会实践评价体系。

关键词:乡村振兴;社会实践;问卷调查

中图分类号:G521;G523

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0063-03

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2024.05.009

一、引言

乡村振兴战略是党和国家立足新时代作出的重大决策部署。《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》明确提出:“实施乡村振兴战略,必须破解人才瓶颈制约。”国家教育部颁布的《关于加强农科教结合实施卓越农林人才教育培养计划》提出要培养懂农业、爱农村、爱农民的一流农林人才,要“加强农林学生实践教学,健全农林特色创新创业教育体系,构建校内校外联动的实践教学平台”。因此,探讨如何提升实践育人水平,特别是与乡村振兴紧密相关的农业院校文科生社会实践育人水平,具有重要的现实意义。

二、农业院校文科生社会实践的意义

社会实践是人才培养体系的重要组成部分。早在

1938年,Dewey就提出了实践教学存在的理论基础。20世纪80年代,“实践的力量”受到高教研究者的关注(张博伟和曹月新,2014)^[1]。实践教育思想逐渐渗透到大学的各个层面,贯穿大学人才培养的全过程,实践教学成为大学的“制度化理念”(陈超,2017)^[2]。

大学生社会实践与乡村振兴战略有机结合,有助于深化农业类高校服务社会的职能,更是新时代乡村振兴的活力源泉。大学生朝气蓬勃、视野开阔,文科学子有知识、有技术、懂管理、会经营,大学生到农村去,可以为农村发展注入活力,助力农产品市场开拓,打开农民的互联网思维;帮助农民开发体验农业、休闲农业,促进乡村产业融合发展。大学生参与农村社会实践也有助于自己更好地了解国情农情,培养家国情怀,

基金项目:河南省教育科学“十四五”规划项目“乡村振兴视域下农业院校文科专业实践育人问题研究”(2021YB0055)。

作者简介:徐会苹(1974—),女,河南许昌人,副教授,研究方向为区域经济;李劼(1974—),女,河南开封人,硕士,研究方向为农业经济;赵友平(1973—),女,河南洛阳人,硕士,高级会计师,研究方向为财务管理;张旭(1984—),女,河南郑州人,博士,研究方向为农业经济。

锤炼品质,提升社会责任感,是高校发挥实践育人功能的重要途径。

河南作为农业大省,农业院校的一项重要使命是培养大批熟悉我国农业、农村发展政策,愿意为乡村振兴发展和生态文明建设服务的高级人才。通过社会实践,能够让学生学有所用,提高对专业的认可和热爱,正确认识涉农各专业的社会价值,培养学生的社会责任感,使其投身到乡村振兴的浪潮中去。

当前,社会实践在高等教育中承担的责任和发挥的作用远未达到应有的广度和深度(赵侠,2012)^[9]。很多高校社会实践基地有限,加上大学扩招,学生人数过多,实践教学起不到应有效果。许多实践停留于浅层走马观花,成为打卡式“田园实践”(邓晓和秦乐乐,2023)^[4]。刘秀岩(2015)^[9]对黑龙江八一农垦大学的调研发现,只有不到10%的学生到农村基层单位去实习和工作,其余都去了政府、事业单位或企业。这与农业院校文科专业主要为农业、农村发展提供高水平人才的办学宗旨相悖,既不能很好地服务于农村发展需要,又不能让学生们的专业知识和技能很好地发挥,造成人才浪费。

三、农业院校文科生社会实践现状及存在的主要问题

为更好掌握当前农业院校文科生的社会实践现状及存在的主要问题,提升社会实践育人效果,本研究以河南省农业院校为例,通过问卷调查方式展开。问卷对象选取河南农业大学、河南牧业经济学院两院校文科专业本科生及部分属文科性质但授予农学学位的硕士研究生。受新冠肺炎疫情影响,2020—2023年大学生参与社会实践机会较少,因此调研对象选取本科三年级学生(年级越高,参与大学生社会实践机会越多)。硕士研究生选择一年级学生,这些学生刚刚结束大学本科学习,对大学生社会实践有更全面、更客观的评价。问卷在2023年3月随机发放,共发出问卷230份,收回问卷223份,剔除无效问卷,留下有效问卷211份。

1. 社会实践次数不多,学校社会实践基地有限

从调查问卷结果看,学生参与社会实践次数不多,未达到学生期望。社会实践指导老师也多由辅导员兼任,且多数社会实践地点为学生自发联系,学校未能安排具体地点。

从参与社会实践次数看,学生平均参与次数不多。

有81位同学,约占调研对象38%的学生仅参加过1次社会实践;有62位同学参加过2次;参加社会实践次数3次及以上的仅有68位同学,约占调研对象的32%。当被问到希望参加社会实践次数时,有158位同学(约占调研对象的75%)希望一学期一次,这说明目前学校组织的社会实践次数偏少,未达到学生的理想。

专业课老师参与指导社会实践不足。有27位同学的社会实践是辅导员指导,约占调研对象的13%;有84位同学的社会实践指导教师以专业课老师为主,约占调研对象的40%;有100位同学认为两者都有,约占调研对象的47%。当被问及希望由谁来带队进行社会实践时,有193位同学(约占调研对象的92%)认为专业课老师较好。

学校社会实践基地数量有限,部分社会实践地点只能由学生自发找寻。调研对象中有74位同学选择社会实践为学校指定地点,约占调研对象的35%;有137位同学自行选取社会实践地点,而不是校院统一安排,约占调研对象的65%,主要原因是学校社会实践基地有限,不能满足所有学生的实践要求。

2. 社会实践效果不理想

关于社会实践效果满意程度,有106位同学选择比较满意,约占调研对象的50%;有98位同学选择一般,约占调研对象的47%;有7位同学选择不太满意。总体看,学生对社会实践效果比较满意的仅占一半,整体效果不太理想。对于社会实践不满意的原因,较多同学回答是实践评价不能有效反映学生的实践效果,干好干不好一个样,感觉大家对实践都不重视。

什么类型的社会实践让学生满意度较高?进一步分析发现,实践地点由学校指定的学生,实践结果满意度高于实践地点自主选择的学生。由专业课老师带队指导的社会实践,学生的整体满意度较高。

3. 社会实践未能有效带动学生到农村就业

当被问到是否愿意毕业后到农村就业时,102位选择愿意,约占调研对象的48%;109位同学选择不愿意,约占调研对象的52%。对于不愿意去农村工作的原因,50位同学(约占不愿意去农村就业同学的一半)认为到农村就业收入水平低;12位同学认为农村生活、工作条件差;13位同学认为农村没有好岗位;34位同学选择了其他原因。

进一步分析发现,研究生愿意去农村就业的比重远高于大三、四年级学生。农学类专业学生相比其他专业

学生愿意到农村就业的比例更高。在问卷调研、访谈时可感觉到,研究生经历过考研、本科毕业实习、找工作等经历,认为到农村就业也是不错选择。农学类专业学生愿意到农村就业的比重更高,管理学类专业学生愿意到农村就业比重稍低,经济学类专业则更低。

什么类型的社会实践可以有效促进学生到农村就业?进一步分析发现,社会实践是学校指定地点的同学,选择愿意到农村就业的比例高于社会实践是自主选择的同学。随着学生社会实践次数的增加,愿意到农村就业的比例呈递增态势。

四、提升农业院校文科生社会实践效果的建议

针对调研中发现的主要问题,为更好提升社会实践效果,提出以下建议。

1. 深化教学改革,重视实践教学

实践教学不仅能加强学生理论与实际结合的能力,对提升学生创新、创业能力也有重要作用。农业院校学生深入乡村实践,才能切实了解乡村经济社会发展现状,真正了解农民的生活状态,从而培育“一懂两爱”精神。为此,高校要积极组织学生参加社会实践,让他们有更多机会了解农村、理解农村、服务农村。提升学生对专业的认知和认同,使学生真正明白社会实践的意义。同时,要进一步提升社会实践与就业的关联,提高学生对社会实践的重视程度。

2. 完善校地协同育人机制,深化实践基地建设

农业院校应不断加大教学资源投入,保障学生有足够的机会真正参与到社会实践中。从调研结果可以看出,自主选择实践地点的学生实践满意度较低,实践为学校指定地点的学生到农村就业的意愿更强烈。当前招生规模扩大,高校实践基地“僧多粥少”的情况较为普遍,部分社会实践只能采取“放养”,让学生自主选择实践地点。学校要发挥能动性,加强同所在地各级单位及农业企业的沟通合作,争取政府及相关部门对大学生服务乡村振兴社会实践活动的支持。充分利用校友、校外导师等校外资源,加快实践基地建设,形成长效合作机制,做到社会实践基地多元化,以确保各类社会实践活动能够长期稳定开展。

3. 组建完整的社会实践教师队伍

提高学生社会实践积极性,提升社会实践效果,社会实践指导教师是关键。指导教师不仅要有扎实的学术科研背景和丰富的教学经验,更要具备扎实的实践指导能力。因此,要加强“双师型”教师培养力度,不仅要培养高校教师科学研究能力,也要积极鼓励教师到社会中去,到实践中去,不断丰富自己的实践指导经验。只有这样,教师才能在指导学生社会实践时充分结合专业,做到实践目的明确、方案完整、内容充实,真正达到学生实践与服务乡村发展的有机结合,提高学生社会实践能力。

4. 完善社会实践评价体系

评价是社会实践活动必不可少的关键环节,也是激励大学生参与社会实践的重要因素。当前社会实践结果评价不够科学,大多数实践结果依据学生提交的社会实践报告,由带队老师给出简单的评价结果,与学生的具体实践并无太大关联,未能充分反映学生的参与程度与参与效果,起不到激励作用。因此要完善社会实践评价体系,丰富评价内容。评价学生实践结果时不仅要依据带队老师意见,也要参考社会实践所在部门意见;对社会实践表现优秀的学生进行嘉奖和宣传,吸引更多学生投身到乡村振兴的社会实践中去。◆

参考文献:

- [1]张博伟,曹月新.美国实习指导教师研究述评[J].外国教育研究,2014(8):82-93.
- [2]陈超.新时期地球物理学本科专业实践教学之思考[J].教育教学论坛,2017(3):98-101.
- [3]赵侠.大学生社会实践育人优势的制约与实现[J].教育理论与实践,2012(24):9-10.
- [4]邓晓,秦乐乐.乡村振兴视域下提升研究生社会实践精准育人的探索[J].中国农业文摘-农业工程,2023(3):86-89.
- [5]刘秀岩.以就业为导向的农业院校公共事业管理专业人才培养问题研究[J].内蒙古师范大学学报(教育科学版),2015(7):111-113.

(责任编辑:沐晨)

“双支柱”调控政策、贷款质量与银行风险溢出关系研究

李 程¹ 杨 奕²

(1.天津工业大学 经济与管理学院,天津 300387;2.重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400044)

摘要:采用 CoVaR、TVP-VAR-DY 模型对我国商业银行风险溢出效应进行全面度量,并基于差分 GMM 模型探究宏观审慎政策工具通过影响银行贷款质量对银行间风险溢出的作用机制与效果,同时对货币政策与宏观审慎政策的协同作用进行分析。研究表明:银行风险溢出方面,某些股份制银行以及城市商业银行具有较高的对外风险溢出;宏观审慎政策有效性方面,紧缩的资本充足率会通过提高商业银行贷款质量进而抑制银行间风险溢出,而紧缩的存款准备金会通过降低银行贷款质量增强银行间风险溢出。因此应针对性地灵活运用宏观审慎政策工具,关注银行贷款质量,并加强货币政策与宏观审慎政策的协调配合,有效防止银行业系统性风险,维护金融稳定。

关键词:“双支柱”政策;银行风险溢出;CoVaR 模型;差分 GMM 模型

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)05-0066-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.05.010

一、引言

2008 年金融危机给世界经济带来巨大冲击,各国逐渐意识到仅凭限制单个金融机构特殊风险为目标的微观监管政策不足以维护金融系统的稳定,更无法防范系统性金融风险。因此各国开始广泛运用宏观审慎政策工具,以有效防范和化解系统性金融风险。我国作为商业银行主导型金融体系,与其他市场主导型系统不同,商业银行在社会融资与经济发展中处于重要地位,因此关注宏观审慎政策对我国商业银行风险传染的作用效果以及传导机制,对强化金融韧性和维持金融系统安全具有重要意义。

针对宏观审慎政策有效性方面,一些文献关注宏观审慎政策对银行自身风险承担的作用效果,一般认为具有降低风险的作用,Altunbas 和 Binici 等(2018)^[1]实证指出宏观审慎政策工具无论是在发达国家还是新兴经济体都会显著降低银行风险。Gadatsch 和 Mann

等(2018)^[2]认为贷款价值比 LTV 和贷款收入比 DTI 等宏观审慎政策工具一定程度上对信贷扩张起抑制作用。宋科和李振(2019)^[3]通过分析我国 223 家银行数据,发现贷款价值比 LTV 与存款准备金 DR 工具对银行风险承担的作用针对银行杠杆率存在一定门槛效应。此外,有学者认为以一级资本充足率为核心的资本监管的运用,会缓释银行间的风险传染,有效降低系统性风险(Bramer 和 Gischer 等,2014)^[4]。有学者基于双重差分模型,认为较高的资本充足率 CAR 政策会造成较大的系统性金融风险暴露与风险溢出(苏帆和于寄语等,2019)^[5]。也有学者从异质性角度出发,通过中介效应证明了紧缩的贷款价值比 LTV 和资本充足率 CAR 工具会显著降低商业银行间的风险传染,但二者的作用渠道存在一定差别(陈晓莉和成硕,2021)^[6]。王道平和刘杨婧卓等(2022)^[7]基于 IMF 搭建的宏观政策评估数据库(MaPPED)构建了宏观审慎政策指数,

基金项目:教育部哲学社会科学研究后期资助项目“资产负债表关联与风险溢出双重视角下的政府杠杆率结构性优化研究”(21JHQ068)。

作者简介:李程(1981—),男,天津人,博士,教授,研究方向为金融风险;杨奕(2001—),女,河北唐山人,硕士研究生,研究方向为金融工程。

从整体上对宏观审慎政策的作用效果进行了分析。

结合货币政策,Taylor 和 Zilberman(2016)^[8]认为,宏观审慎政策和货币政策之间存在若干相互协作方式。关于二者对金融风险的影响,学者有不同观点。持货币政策和宏观审慎政策互补观点的学者认为,二者作用于金融稳定的协调效果(马勇和付莉,2020)^[9]。刘泽琴和蔡宗武等(2022)^[10]的研究表明,货币政策和宏观审慎政策的同向组合减弱了货币政策与银行风险承担水平的负相关关系。Agur 和 Demertzis(2019)^[11]指出,宏观审慎不能彻底消除货币政策对银行风险承担带来的消极影响。马勇和姚驰(2021)^[12]认为宏观审慎监管有效抑制了银行在宽松货币政策下的过度风险承担。

已有文献主要探究了宏观审慎政策对商业银行自身风险承担或风险外溢的作用效果,但是宏观审慎政策对银行风险溢出的影响渠道中,以商业银行贷款质量作为中介目标,研究宏观审慎政策传导机制和效果的文献比较匮乏,国内外学者关于“双支柱”协调搭配对银行风险的影响也未达成一致结论。本文以代表商业银行风险承担的银行贷款质量作为中介变量,探究宏观审慎政策在影响银行风险溢出方面发挥的作用。同时在“双支柱”大背景下,对货币政策与宏观审慎政策在银行风险溢出方面的协同作用效果进行分析,对完善“双支柱”调控框架,改进银行业风险监管,强化金融安全,降低系统性金融风险具有积极意义。

二、理论分析及研究假说

(一)宏观审慎政策对商业银行贷款质量的影响

与国外相比,宏观审慎政策在我国的发展历程较短,相关制度不够完善,因此本文在参考相关文献的基础上,有针对性地选取资本充足率(CAR)、存款准备金(DR)作为宏观审慎政策的代理变量。宏观审慎政策主要通过银行贷款及资产负债表渠道影响银行个体承担,进而作用于最终目标。具体来说:

对于资本充足率工具,商业银行自身风险承担与金融风险的顺周期累积有很大相关性(陈伶俐,2021)^[13],而资本充足率作为宏观审慎政策的核心,通过发挥逆周期调节作用,监控银行资本及杠杆,抑制信贷扩张,进而降低银行风险承担。

存款准备金工具既属于货币政策范畴,也是宏观审慎政策的重要组成部分。较高的法定存款准备金率会使商业银行存款准备金增加,降低银行可贷资金,

最终促进银行风险承担(张春海和赵傑贝,2022)^[14]。

(二)商业银行贷款质量对银行对外风险溢出的影响

过度膨胀的同业业务会延长同业杠杆链条,既不利于实体经济发展,又会导致银行自身风险通过同业市场进行传导,使局部风险转变为系统性波动(王重润和王文静,2021)^[15]。此外,银行资产投资的强关联性会显著增强其对外的风险溢出。同时,企业资产负债表的衰退带来的经济衰退问题目前比较严重,当资产价格大幅下跌时,企业不会进行利润再投资,反而更注重偿还债务,导致投资和产出下降,进而造成经济衰退(汪勇和李雪松,2019)^[16]。

经过以上理论分析,本文认为宏观审慎政策的实施会通过银行贷款质量这一自身风险渠道影响银行对外风险溢出,但不同的宏观审慎政策工具可能会有不同的作用效果,故提出如下假说:

假说 1a:资本充足率提高会通过提高商业银行贷款质量抑制银行间风险溢出。

假说 1b:存款准备金率提高会通过降低商业银行贷款质量促进银行间风险溢出。

(三)货币政策与宏观审慎政策对银行风险溢出的协同作用机制

健全宏观审慎政策与货币政策的“双支柱”调控框架是我国金融体制改革的重点,在两种政策相互协调配合的过程中,货币政策必然会对宏观审慎政策的作用效果产生一定影响。信贷渠道也是货币政策的传导渠道之一,信贷渠道包括资产负债表渠道以及银行贷款渠道(方意,2015)^[17]。其中资产负债表渠道主要从借款者的资产负债表出发,对信贷需求端进行分析。银行贷款渠道主要从贷款者也就是银行的资产负债表出发,对信贷供给端进行分析。

关于货币政策对资本充足率审慎工具作用效果的影响,虽然资本充足率的提高会通过改善资本结构,抑制信贷过度扩张显著降低银行间风险溢出,但从货币政策的资产负债表渠道来说,此时较为紧缩的外部货币环境,会增加借款者的借款成本,其带来的经济增长下滑也会降低借款者收入,两方面共同影响借款者净值,使借款者的违约概率上升,通过资产负债表将这一风险传导到商业银行,降低银行贷款质量,一定程度上削弱了紧缩的资本充足率工具对银行风险溢出的抑制作用。

关于货币政策对存款准备金审慎工具作用效果的影响,虽然存款准备金的提高会被动降低商业银行可贷资金数量,迫使商业银行选择高风险高收益产品,进而促进商业银行间风险溢出,但从货币政策的银行贷款渠道来说,持续收紧的货币环境和流动性水平,会使商业银行建立谨慎思维,提高贷款发放门槛,调节银行信贷供给,部分抵消了紧缩的存款准备金工具对银行风险溢出的促进作用。

通过以上分析可知,宏观审慎政策以及货币政策由于在作用渠道上具有重叠性,会出现一定的政策抵消现象。对此,提出如下假说:

假说 2a:紧缩的货币政策会通过资产负债表渠道弱化资本充足率对银行间风险溢出的抑制作用。

假说 2b:紧缩的货币政策会通过银行贷款渠道弱化存款准备金对银行间风险溢出的促进作用。

三、宏观审慎政策作用效果及机制检验

(一) 商业银行风险溢出度量

1. 度量方法

针对商业银行风险溢出测度方面,Acharya 和 Engle 等(2012)^[18]在动态边际期望损失(MES)的基础上提出了系统性风险指数(SRISK)模型,用单个金融机构相对于整个金融系统的资本短缺度对金融机构的风险贡献进行描述。Diebold 和 Yilmaz(2014)^[19]通过构建金融机构风险传染网络,采用 DY 溢出指数方法对机构间的风险传染与关联进行度量。在度量我国商

业银行风险溢出时,本文选择 CoVaR 方法。该方法通过引入状态变量的方式,在 2011 年得到进一步改进,形成了动态的 CoVaR 模型,状态变量由可能影响商业银行系统性风险的一系列指标构成,进一步刻画商业银行尾部风险的特征,使银行风险溢出结果更加贴近实际。

2. 度量结果

(1) 数据来源

目前,我国 A 股上市银行共有 42 家,其中有 17 家银行上市时间未满 5 年,时间较短,为保证所选银行样本的合理性,选择上市超 5 年的 25 家 A 股上市银行作为研究样本进行实证分析。其中,包括 5 家大型国有银行,8 家股份制商业银行,7 家城市商业银行和 5 家农村商业银行。截至 2022 年底,25 家银行的市值占所有上市银行市值的 85%,可以代表我国上市银行的总体状况。

针对各商业银行收益率,选择各上市商业银行股票价格收盘价基于式(1)计算的日度收益率来表示;对于银行系统收益率,选择申万银行业指数收盘价计算的日度收益率来表示;对于状态变量,从流动性利差、期限利差以及市场波动率三个角度来衡量。上述变量选择的时间区间为 2017 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日,数据均来源于 Wind 数据库。具体变量描述见表 1。

$$R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \times 100 \quad (1)$$

表 1 银行风险溢出 CoVaR 模型指标选取

变量符号	变量名称	变量描述
R_i	商业银行 i 日度收益率	依据商业银行 i 的日度收盘价计算
R_t^{sys}	银行系统日度收益率	依据申万银行指数日度收盘价计算
M_1	流动性利差	三个月 shibor 利率-三个月国债到期收益率
M_2	期限利差	十年国债到期收益率-三个月国债到期收益率
M_3	市场波动率	GARCH(1,1)构建沪深 300 指数日度收益率的波动率

ADF 检验表明所有银行的日度收益率序列均具有平稳性,满足基于分位数回归建立 CoVaR 模型条件。

(2) 银行间动态风险溢出

在静态 CoVaR 模型的基础上,加入流动性利差、期限利差以及市场波动率三个状态变量建立动态 CoVaR 模型,衡量不同银行的时变风险溢出水平。

分析可知,银行类型上,我国股份商业银行以及城市商业银行的风险溢出(Δ CoVaR 的绝对值)逐渐加强,一度超过大型国有银行。时间区间上,近三年来我

国商业银行风险溢出波动较小,大致位于 $[-2, -1]$ 区间,且趋于收紧状态。2020 年初新冠肺炎疫情对我国商业银行造成一定冲击,加大了银行的风险溢出。国有银行的下降幅度略大于其他类型商业银行,表明国有银行在面对经济波动冲击时反应更加强烈,稳定性相对较小。

(二) 宏观审慎政策对银行风险溢出的影响

在上述 25 家商业银行 CoVaR 模型的基础上,分两步对宏观审慎政策与商业银行风险溢出的作用效

果和作用机制进行探究。第一步以银行风险溢出水平作为被解释变量,宏观审慎政策作为解释变量,探究宏观审慎政策对商业银行风险溢出的作用效果。第二步,以商业银行贷款质量作为被解释变量,宏观审慎政策作为解释变量,探究宏观审慎政策对商业银行风险溢出的传导机制。

1. 变量选取与研究设计

表 2 宏观审慎政策与银行风险溢出模型指标选取

变量类别	变量名称	代理变量	变量符号
被解释变量	商业银行风险溢出	ΔCoVaR 的绝对值	ΔCoVaR
中介变量	商业银行贷款质量	不良贷款率	NPL
主要解释变量	宏观审慎政策	资本充足率	CAR
		存款准备金	DR
控制变量	银行特征控制变量	资产收益率	ROA
		资产规模对数化处理	lnSize
	宏观经济控制变量	GDP 增长率	GDP
		消费者价格指数	CPI
		银行间同业拆借利率	Shibor

银行不良贷款率作为代理变量;对于银行特征控制变量,选取银行的资产收益率与资产规模作为代理变量,其中银行资产规模进行对数化处理;对于宏观经济控制变量,选取 GDP 增长率、消费者价格指数以及银行间同业拆借利率作为代理变量。上述数据均为季度数据。对缺失数据,从银行年报和半年报获得。变量选取见表 2。

2. 资本充足率工具实证分析

基于差分 GMM 模型检验资本充足率工具对商业银行风险溢出的作用效果,并对银行贷款质量的中介作用进行探究,主要模型如下:

$$\Delta\text{CoVaR}_{i,t}=\alpha+\beta_1\Delta\text{CoVaR}_{i,t-1}+\beta_2\Delta\text{CoVaR}_{i,t-2}+\beta_3\text{CAR}_{i,t}+\beta_4X_{i,t}+\mu_{i,t}+\varepsilon_{i,t}\quad(2)$$

$$\text{NPL}_{i,t}=\delta+\gamma_1\text{NPL}_{i,t-1}+\gamma_2\text{NPL}_{i,t-2}+\gamma_3\text{CAR}_{i,t}+\gamma_4X_{i,t}+\lambda_{i,t}+\varepsilon_{i,t}\quad(3)$$

式(2)为基准回归模型,探究资本充足率工具对银行风险溢出的作用效果;式(3)为机制检验模型,通过探究资本充足率工具对商业银行不良贷款率的作用效果,进而验证贷款质量的中介作用。其中,以被解释变量 ΔCoVaR 和 NPL 的滞后一阶和滞后二阶作为工具变量, $\text{CAR}_{i,t}$ 表示银行资本充足率, $X_{i,t}$ 表示银行特征和宏观经济层面的控制变量, $\mu_{i,t}$ 和 $\lambda_{i,t}$ 表示银行的个体固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。实证结果见表 3。

对于被解释变量商业银行风险溢出,选取上述动态 CoVaR 模型求得的时变溢出指数的绝对值作为代理变量,并对数据进行季度均值处理, ΔCoVaR 的绝对值越大,说明商业银行的风险溢出水平越高;对于解释变量宏观审慎政策,结合现实并参考有关文献,采用资本充足率以及存款准备金两种宏观审慎工具作为代理变量;对于中介变量商业银行贷款质量,选取商业

表 3 资本充足率工具实证结果

被解释变量	(1)	(2)
	ΔCoVaR	NPL
L. ΔCoVaR	-0.253*** (-8.14)	
L2. ΔCoVaR	0.110*** (9.25)	
L.NPL		0.490*** (6.04)
L2.NPL		0.116** (2.10)
CAR	-4.406*** (-14.68)	-0.294*** (-3.58)
ROA	0.004 (0.33)	0.001 (0.12)
lnSize	-0.833*** (-6.00)	-0.149*** (-4.52)
GDP	-0.070*** (-25.32)	-0.003** (-2.33)
CPI	-0.025*** (-7.18)	0.003 (1.54)
Shibor	0.273*** (4.44)	-0.014 (-1.13)
个体固定效应	控制	控制
AR(2)	0.230	0.120
Hansen	0.360	0.210

注:括号内为 t 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。表 4、表 5、表 6 同。

通过分析可知,AR(2)检验 p 值均大于 0.1,且均通过了 Hansen 检验,表明扰动项差分间不存在二阶自相关,不存在工具变量过度识别问题,模型建立具有合理性。在 1%的显著性水平下,资本充足率对银行风险溢出以及贷款质量的影响系数均显著为负,说明较高的资本充足率会调节银行杠杆,优化银行资产负债表,降低不良贷款率,而不良贷款率降低显然能够降低银行风险溢出,证明提高资本充足率可以提高商业银行贷款质量进而降低商业银行风险溢出,假说 1a 成立。

3. 存款准备金工具实证分析

检验存款准备金工具对商业银行风险溢出的作用效果,并对银行贷款质量的中介作用进行探究,模型如下:

$$\Delta\text{CoVaR}_{i,t}=\alpha+\beta_1\Delta\text{CoVaR}_{i,t-1}+\beta_2\Delta\text{CoVaR}_{i,t-2}+\beta_3\text{DR}_{i,t}+\beta_4X_{i,t}+\mu_{i,t}+\varepsilon_{i,t}\tag{4}$$

$$\text{NPL}_{i,t}=\delta+\gamma_1\text{NPL}_{i,t-1}+\gamma_2\text{NPL}_{i,t-2}+\gamma_3\text{DR}_{i,t}+\gamma_4X_{i,t}+\lambda_{i,t}+\varepsilon_{i,t}\tag{5}$$

表 4 存款准备金工具实证结果

被解释变量	(1)	(2)
	ΔCoVaR	NPL
L. ΔCoVaR	-0.138*** (-5.71)	
L2. ΔCoVaR	0.116*** (9.99)	
L.NPL		0.586*** (4.60)
L2.NPL		0.056*** (3.91)
DR	1.132*** (44.98)	0.079* (1.92)
ROA	0.087*** (18.32)	0.008** (2.05)
lnSize	-0.178*** (-2.71)	-0.110 (-1.48)
GDP	-0.090*** (-63.32)	-0.005*** (-3.91)
CPI	0.003** (2.33)	0.004*** (3.16)
Shibor	0.267*** (9.72)	-0.016* (-1.66)
个体固定效应	控制	控制
AR(2)	0.320	0.290
Hansen	0.360	0.330

以上两式与前述模型基本一致,其中主要解释变量 DR 表示存款准备金,模型结果见表 4。

通过分析可知,存款准备金对银行风险溢出及贷款质量的影响系数均显著为正,说明较高的存款准备金工具会被动降低商业银行可贷资金,为维持其收益水平与流动性,促使银行增加高风险投资,提高银行风险暴露可能,恶化银行资产负债表。不良贷款率上升显然能够提高银行风险溢出,证明存款准备金率提高会降低银行贷款质量进而促进银行风险溢出,假说 1b 成立。

四、稳健性检验与进一步分析

(一)稳健性检验

本文采用 TVP-VAR-DY 溢出指数对银行间风险溢出效应的度量进行补充,并对其进行基础回归,探究宏观审慎政策对银行风险溢出作用效果的稳健性。

以最能代表商业银行风险溢出水平的风险溢出指数 TO 作为被解释变量,以两种宏观审慎工具作为解释变量,稳健性检验结果见表 5。

表 5 稳健性检验结果

被解释变量	(1)	(2)
	DY	DY
L.DY	0.420*** (5.95)	0.522*** (7.91)
L2.DY	-0.238*** (-3.04)	-0.103*** (-2.40)
CAR	-2.116*** (-3.44)	
DR		0.589** (2.39)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
AR(2)	0.410	0.450
Hansen	0.380	0.530

稳健性检验结果显示,在 1%的显著性水平下,资本充足率的影响系数为负,表明紧缩的资本充足率会抑制商业银行风险溢出。存款准备金在 5%的显著性水平下影响系数为正,表明紧缩的存款准备金会在一定程度上提高商业银行风险溢出。稳健性检验结果与前述实证结果保持一致,检验通过。

(二)进一步分析

同为“双支柱”调控框架,货币政策与宏观审慎政策的协调配合也是值得关注的问题。因此在检验宏观

审慎政策影响银行间风险溢出的基础上,探究其在面临不同货币政策时的作用效果。在货币政策指标选取方面,构建 M_2 虚拟变量,选取广义货币供应量 M_2 的同比增长率作为判断基础,如果广义货币供应量 M_2 的同比增长率降低,则认为货币政策趋于紧缩,此时虚拟变量取值为 1;如果广义货币供应量 M_2 的同比增长率提高,则认为货币政策趋于宽松,此时虚拟变量取值为 0。通过在基础回归模型中加入货币政策与宏观审慎政策交互项的形式,构建如下模型:

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta CoVaR_{i,t-1} + \beta_2 \Delta CoVaR_{i,t-2} + \beta_3 CAR_{i,t} + \beta_4 CAR_{i,t} \times M_2 + \beta_5 X_{i,t} + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta CoVaR_{i,t-1} + \beta_2 \Delta CoVaR_{i,t-2} + \beta_3 DR_{i,t} + \beta_4 DR_{i,t} \times M_2 + \beta_5 X_{i,t} + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中, $CAR \times M_2$ 与 $DR \times M_2$ 的系数 β_4 即表示货币政策与宏观审慎政策的协同作用效果。模型的实证结果见表 6。

表 6 货币政策与宏观审慎政策的协同作用结果

被解释变量	(1)	(2)
	$\Delta CoVaR$	$\Delta CoVaR$
L. $\Delta CoVaR$	0.031 (1.58)	-0.127*** (-4.08)
L2. $\Delta CoVaR$	0.016*** (4.63)	0.122*** (11.94)
CAR	-2.414*** (-13.00)	
$CAR \times M_2$	0.006*** (8.49)	
DR		1.130*** (45.35)
$DR \times M_2$		-0.003*** (-5.91)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
AR(2)	0.260	0.340
Hansen	0.240	0.290

观察可知,无论是资本充足率还是存款准备金工具,货币政策与宏观审慎政策的交互项系数均与宏观审慎政策系数相反,因此紧缩的货币政策会一定程度抵消宏观审慎政策对银行风险溢出的调控作用,但对于具体的审慎工具,又存在一定差别。

针对资本充足率工具,当采用宽松的货币政策时 ($M_2=0$),资本充足率对银行间风险溢出的边际影响系

数为 -2.414。当采用紧缩的货币政策时 ($M_2=1$),资本充足率对银行间风险溢出的边际影响系数为 -2.408,说明紧缩的资本充足率工具虽然对商业银行风险溢出具有较强的抑制作用,但这种抑制作用会被紧缩的货币政策弱化。从资产负债表渠道说,当提高资本充足率时,借款者融资成本增加,借款者净值减少,借款能力减弱,违约概率提高,这一不利影响通过资产负债表传导至商业银行,降低银行贷款质量,进而弱化资本充足率对银行风险溢出的抑制作用,假说 2a 成立。

针对存款准备金政策,当采用宽松的货币政策时 ($M_2=0$),存款准备金对银行间风险溢出的边际影响系数为 1.130。当采用紧缩的货币政策时 ($M_2=1$),存款准备金对银行间风险溢出的边际影响系数为 1.127,说明紧缩的存款准备金对商业银行风险溢出具有较强的促进作用,但这种促进作用会被紧缩的货币政策弱化。当实施紧缩的存款准备金率政策时,银行可贷资金减少,持续紧缩的货币环境会使商业银行更加谨慎信贷,提高贷款审批门槛,加大对贷款资金使用情况监督,有效提高商业银行贷款质量,进而弱化存款准备金对银行风险溢出的促进作用,假说 2b 成立。

五、结论及对策建议

本文以 25 家 A 股上市银行为研究样本,采用基于分位数回归的动态 CoVaR 模型以及 TVP-VAR-DY 模型对银行间风险溢出效应进行度量,在此基础上以银行贷款质量作为中介变量,通过差分 GMM 模型探究了两种宏观审慎政策工具对商业银行风险溢出的作用效果及传导机制,同时在“双支柱”框架下讨论了货币政策与宏观审慎政策的协同作用效果,得到如下结论:

第一,在银行风险溢出方面,综合两种方法看,某些股份制银行、城市商业银行的风险溢出水平显著高于大型国有银行,且某些国有银行、农村商业银行具有较强的吸收风险能力。第二,在宏观审慎政策的有效性方面,宏观审慎政策对银行风险溢出具有一定的调控作用,但不同的工具作用效果不同。紧缩的资本充足率工具会通过提高银行贷款质量进而抑制商业银行风险溢出,而紧缩的存款准备金工具会通过降低银行贷款质量进而促进商业银行风险溢出。第三,在货币政策与宏观审慎政策协同作用方面,紧缩的货币政策会弱化宏观审慎政策对商业银行风险溢出的调控作用,具体说,紧缩的货币政策会降低资本充足率政策对银行风险溢出的抑制作用,也会降低存款准备

金政策对银行风险溢出的促进作用。

针对上述研究结论,提出如下建议:

第一,针对商业银行间风险溢出,监管部门应多指标、多方面及时全面关注商业银行系统性风险,既要关注系统重要银行,也要关注非系统重要银行,在关注银行对外风险溢出的同时关注银行自身风险。第二,针对不同宏观审慎政策工具对商业银行风险溢出不同的作用效果,在运用宏观审慎政策的过程中,应具有一定的针对性和差异性,根据实际问题及政策目标进行合理调控。同时加强对银行贷款质量的监控,以便及时对宏观审慎政策进行预期微调,维持金融稳定。第三,针对紧缩的货币政策对宏观审慎政策作用效果的冲突弱化作用,要加强货币政策与宏观审慎政策实施过程中的协调配合,尽量避免两政策作用对象完全一致,以减少两政策执行的冲突,强化“双支柱”调控效果。◆

参考文献:

- [1]ALTUNBAS Y,BINICI M,GAMBACORTA L.Macroprudential Policy and Bank Risk[J].Journal of International Money and Finance,2018(81):203-220.
- [2]GADATSCH N,MANN L,SCHNABEL I.A new IV approach for estimating the efficacy of macroprudential measures[J].Economics Letters,2018(168):107-109.
- [3]宋科,李振.宏观审慎政策、杠杆率与银行风险承担[J].金融监管研究,2019(10):1-19.
- [4]BRAMER P,GISCHER H,LUCKE C.A Simulation Approach to Evaluate Systemic Risk[J].European Journal of Political Economy,2014(34):S53-S64
- [5]苏帆,于寄语,熊劼.更高资本充足率要求能够有效防范金融风险吗?:基于双重差分法的再检验[J].国际金融研究,2019(9):76-86.
- [6]陈晓莉,成硕.宏观审慎政策对银行间风险传染的影响:基于中国银行业数据的实证研究[J].金融论坛,2021(12):29-38+78.
- [7]王道平,刘杨婧卓,徐宇轩,等.金融科技、宏观审慎监管与我国银行系统性风险[J].财贸经济,2022(4):71-84.
- [8]TAYLER W J,ZILBERMAN R.Macroprudential regulation, credit spreads and the role of monetary policy[J].Journal of Financial Stability,2016(26):144-158.
- [9]马勇,付莉.“双支柱”调控、政策协调搭配与宏观稳定效应[J].金融研究,2020(8):1-17.
- [10]刘泽琴,蔡宗武,方颖.货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架效应研究[J].经济研究,2022(4):138-153.
- [11]AGUR I,DEMERTZIS M.Will macroprudential policy counteract monetary policy's effects on financial stability? [J].The North American Journal of Economics and Finance,2019(48):65-75.
- [12]马勇,姚驰.双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应:基于银行风险承担的视角[J].管理世界,2021(6):51-69+3.
- [13]陈伶俐.宏观审慎评估体系能降低商业银行风险承担吗?[J].南方金融,2021(8):15-28.
- [14]张春海,赵傑贝.宏观审慎政策如何影响银行风险承担?:来自我国 276 家商业银行的经验分析[J].金融发展研究,2022(7):55-61.
- [15]王重润,王文静.同业业务对中小银行系统性风险溢出的影响[J].南方金融,2021(8):40-52.
- [16]汪勇,李雪松.紧缩性货币政策的宏观经济效应:基于“资产负债表衰退”与“金融摩擦”双重机制[J].上海经济研究,2019(7):88-101+114.
- [17]方意.货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析[J].世界经济,2015(7):73-98.
- [18]ACHARYA V,ENGLE R,RICHARDSON M.Capital Shortfall:A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks[J].American Economic Review,2012(3):59-64.
- [19]DIEBOLD F X,YILMAZ K.On the Network Topology of Variance Decompositions:Measuring the Connectedness of Financial firms[J].Journal of Econometrics,2014(1):119-134.

(责任编辑:新月)