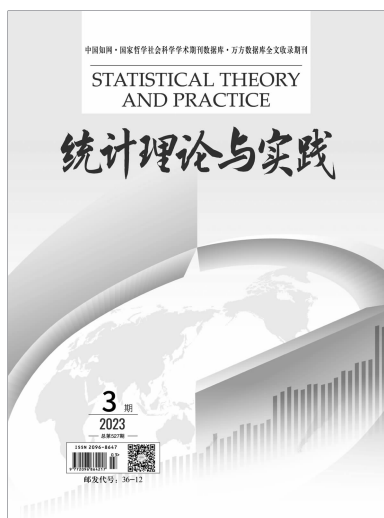




2023年第3期(总第527期)

主管单位:河南省统计局

主办单位:河南省统计信息咨询中心

出版单位:统计理论与实践杂志社

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路16号1419室

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南豫统印刷有限公司

连续出版物号: ISSN 2096-8647
CN 41-1458/C8

出版日期:每月25日

编辑部电话:(0371)65966326

发行部电话:(0371)65966326

邮政编码:450008

单册定价:15.00

订 阅:全国各地邮局(所)

(邮发代号:36-12)

网 址:<http://navi.cnki.net>

投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编委会

编委会主任:陈红瑜

编委会副主任:赵德友 郭学来

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

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

社 长:刘朝阳

主 编:刘朝阳

编辑部主任:李永娣

责任编辑:马 昂 唐建国

发行部主任:杜卫东

封面设计:王青丽

版式设计:马俊臣

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

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

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

目录 CONTENTS

● 高质量发展专题

京津冀经济增长的互惠性研究

——基于地区间投入产出表

廖嘉欣 周国富 申 博 / 3

数字经济对黄河流域高质量发展的影响研究

王海杰 张 硕 张小波 / 13

● 区域发展

制度距离对中国与西亚国家出口贸易效率的影响研究

年卓玉 杨习铭 / 23

乡村振兴背景下农村人居环境质量与经济发展协调度研究

——以安徽省为例

陈启明 韩桂兰 / 31

● 人口研究

中国居民生育意愿的世代变迁

——基于年龄 - 时期 - 世代效应的分解

王 晶 李潇雅 / 36

质量数量双重视阈下人口红利的经济效应研究

——基于半参数可加面板模型

张维星 周之浩 / 44

● 产业解读

创新视角下产业集聚对碳生产率的影响研究

徐敏雪 / 50

房地产投资结构与销售总额的回归预测研究

——以汝州市为例

王占武 / 56

● 实践探索

人口统计调查方法体系的常见问题探讨

郭祎利 / 63

我国商业银行系统性风险度量研究

——基于分位数回归梯度提升树模型的分析

蔡 超 陈 楠 / 66

京津冀经济增长的互惠性研究

——基于地区间投入产出表

廖嘉欣¹ 周国富¹ 申博²

(1.天津财经大学 统计学院,天津 300222;2.河北经贸大学 数学与统计学学院,河北 石家庄 050061)

摘要:基于地区间投入产出表,构建地区和产业层面的增加值溢出指标,测度京津冀三地之间的经济互惠情况,并采用SDA分解技术对经济互惠的影响因素进行分解分析。研究发现:京津冀协同发展战略实施后,京津冀三地间的经济联系更加紧密,互惠性显著提高,特别是京津两地对河北经济的拉动作用尤其明显;津冀两地在制造业方面的联系更加紧密,而京冀两地在服务业方面的联系更为紧密;津冀两地对北京的增加值溢出、京冀两地对天津的增加值溢出均以最终需求的拉动作用为主,且最终需求规模的影响远大于最终需求结构的影响,而京津两地对河北的增加值溢出则以价值链效应为主。最后给出了政策启示。

关键词:京津冀;协同发展;溢出效应;地区间投入产出表;结构分解

中图分类号:F127;C812

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0003-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.03.001

京津冀地区是我国三大城市群之一,也是我国北方经济社会发展的龙头。2014年党中央为大力发展京津冀地区,将京津冀协同发展上升为国家战略;2015年,中共中央、国务院印发实施《京津冀协同发展规划纲要》。但数据显示,京津冀协同发展战略实施以来,三地间发展不平衡、不协调的问题依旧较突出,三地间的经济发展水平差距仍在不断拉大(安树伟,2022)^[1],这意味着京津冀通过协同发展最终走向共同富裕的道路仍较遥远。那么,是什么原因导致了京津冀协同发展战略实施以来三地间的经济发展水平差距仍较悬殊甚至不断拉大?京津冀协同发展战略实施以来,三地间的经济联系是否有所改善?三地间经济增长的溢出效应是否显著增强?进一步说,三地间经济增长的互惠性是否显著改善?本文拟基于京津冀地区间投入产出表对三地间经济增长的溢出效应及互惠性进行系统研究。

本文的边际贡献主要有两点:(1)优化了测度地区间经济增长互惠性的分析指标,既包括总量层面的增加值溢出指标,也构造了考虑人口因素后增加值溢出对人均GDP的影响。鉴于河北的人口数量远远高于北京和天津,把总量层面的增加值溢出指标和对人均GDP的影响结合起来分析,既可以使经济增长互惠性的分析结论更丰富,也有利于更深入地认识是什么原因导致了京津冀协同发展战略实施以来三地间的经济发展差距仍较悬殊甚至不断拉大。(2)对比分析了京津冀协同发展战略实施前后三地两两间经济增长的互惠情况及变化,有助于客观认识京津冀协同发展战略实施以来发生的积极变化及存在的问题。

一、文献综述

长期以来,京津冀地区的经济发展一直不如人意(徐光瑞,2015;孙久文和卢怡贤,2020)^[2-3]。对此,有学者指出,京津冀的核心城市抑制了周边小城市的经济

基金项目:国家社会科学基金重点项目“新常态下经济高质量发展的统计测度与驱动因素研究”(19ATJ006);2020年度河北省科技计划项目“科技创新促进河北省居民消费扩容提质的系统动力学研究”(20556201D);2022年度河北省人力资源社会保障科研合作课题“河北省青年群体慢就业问题研究”(JRSHZ-2022-01020)。

作者简介:廖嘉欣(1998—),女,安徽六安人,在读硕士,研究方向为区域协调发展;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;申博(1985—),男,河北石家庄人,博士,讲师,研究方向为宏观经济统计。

发展,形成了“集聚阴影”,从而影响了京津冀协同发展(陈玉和孙斌栋,2017)^[4]。侯杰和张梅青(2020)^[5]则指出,问题的症结在于京津冀各城市间没有实现错位发展、功能互补和多中心协调,所以区域协调发展未能取得进步。张满银和卞小艺(2022)^[6]则认为,京津冀区域内部发展差距过大,是由于首都的“虹吸效应”远大于其对津冀周边区域的辐射效应,使外围区域的生产要素资源持续以单向为主流入核心区域,造成京津冀区域产业结构差异十分明显,难以带动强大的区域产业链条。上述文献有一个共同特点,就是主要通过定性分析或计量模型进行研究,未能全面展现京津冀之间产业层面的经济联系。实际上,基于地区间投入产出表研究地区间的贸易往来和经济联系,更具优势。

将投入产出分析法运用于国家或地区间经济联系的研究,始于 Isard(1951)^[7]构建的区域间投入产出模型,该模型不仅详细展现了地区间要素的流动状况,还展现了不同区域间不同产品的流量矩阵。在这个模型的基础上,Miller(1963)^[8]首次使用投入产出技术研究了地区之间的经济影响,随后 Pyatt 和 Round(1979)^[9]、Round(1985)^[10]、Sonis 和 Oosterhaven 等(1993)^[11]、Linden 和 Oosterhaven(1995)^[12]均利用多区域投入产出技术对区域经济溢出效应展开了研究。相较于国外学者很早就使用地区间投入产出技术进行研究,国内由于研究数据缺失,开展研究相对较晚。张亚雄和赵坤(2006)^[13]首次使用中国 1997 年区域间投入产出表针对中国区域进行了研究。随后,潘文卿和李子奈(2007)^[14]、吴福象和朱蕾(2010)^[15]、张友国(2017)^[16]基于中国地区间投入产出表测算了中国各区域间的溢出、反馈与乘数效应。谢锐和陈湘杰等(2020)^[17]、王腊芳和谢锐等(2020)^[18]用国家间投入产出表测度了中国与其他国家增加值的溢出效应。针对京津冀地区的研究也有一些。比如,吴三忙和陈炜明等(2016)^[19]利用 1997—2007 年地区间投入产出表测度了京津冀地区三类最终需求的拉动作用。全诗凡和武亚斌等(2017)^[20]利用 2010 年地区间投入产出表,测算了京津冀三地间的乘数效应、溢出效应和反馈效应。但上述文献使用的数据较早,京津冀协同发展于 2014 年上升为国家战略后,政策力度加大,京津冀地区间的经济联系是否得到了显著改善尚待研究。朱春筱和张可云(2021)^[21]虽利用 2002—2017 年的地区间投入产出表研究了京津冀产业现状,但其重点是研究

京津冀各产业在全国价值链中的地位,没有研究京津冀三地间的经济联系。

综上,鉴于地区间投入产出表可以完整地刻画地区间的经济联系,用于分析一地区的经济增长对其他地区的溢出与反馈效应,本文拟基于 2012 年和 2017 年京津冀地区间投入产出表,综合借鉴国内外学者关于国家间或地区间经济联系的研究方法,构建反映地区间以及产业层面经济相互拉动作用的指标,研究京津冀三地间的经济互惠状况。然后探究京津冀经济相互拉动作用的影响因素,为更好地推动京津冀三地经济协同发展提供政策依据。

二、研究方法和数据说明

(一)测度框架

假设一个国家有 G 个地区,每个地区有 N 个部门,地区间投入产出的平衡关系如下(潘文卿,2018)^[22]:

$$X=AX+Y+E \quad (1)$$

其中, X 表示 G 个地区 N 个部门的总产出列向量($G \times 1$),其元素 x_i^m 表示 i 地区 m 部门的总产出($i=1,2,\dots,G;m=1,2,\dots,N$); A 表示直接消耗系数矩阵($GN \times GN$),其元素 a_{ij}^{mn} 表示 j 地区 n 部门对 i 地区 m 部门的直接消耗系数; Y 表示 G 个地区 N 个部门生产的供国内最终使用的最终产品列向量($GN \times 1$),其元素 y_i^m 表示 i 地区 m 部门生产的供国内最终使用的最终产品; E 表示 G 个地区 N 个部门的出口列向量($GN \times 1$),其元素 e_i^m 表示 i 地区 m 部门对国外的出口。

根据上式可进一步推导出:

$$X=BY+BE \quad (2)$$

其中, B 为里昂惕夫逆矩阵($GN \times GN$),其元素 b_{ij}^{mn} 表示 j 地区 n 部门生产单位最终产品对 i 地区 m 部门的完全需求,即 j 地区 n 部门对 i 地区 m 部门的产出需求。

现在,用 VA 表示 G 个地区 N 个部门的增加值行向量($1 \times GN$),其元素 va_i^m 表示 i 地区 m 部门的增加值;用 V 表示 G 个地区 N 个部门的增加值系数行向量($1 \times GN$),其元素 v_i^m 表示 i 地区 m 部门的增加值系数,其值为 va_i^m/x_i^m 。于是,若以 V_i 表示增加值系数行向量 V 中第 i 地区 N 个部门构成的子矩阵,则 V_i 是 $1 \times N$ 的行向量,其元素就是上文中的 v_i^m ;若以 B_{ij} 表示里昂惕夫逆矩阵 B 中由 j 地区 N 个部门对 i 地区 N 个部门的完全需求系数构成的子矩阵,则 B_{ij} 是 $N \times N$ 的矩阵,其元素为上文中的 b_{ij}^{mn} ;若以 Y_i 表示供国内最终使

用的最终产品列向量 Y 中第 i 地区 N 个部门构成的子矩阵, 则 Y_i 是 $N \times 1$ 的列向量, 其元素为上文中的 y_i^m 。那么, 有如下关系式成立:

$$\begin{aligned} & \hat{V}B\hat{Y} \\ &= \begin{pmatrix} V_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & V_2 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & V_G \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} B_{11} & B_{12} & \cdots & B_{1G} \\ B_{21} & B_{22} & \cdots & B_{2G} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ B_{G1} & B_{G2} & \cdots & B_{GG} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} Y_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & Y_2 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & Y_G \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} V_1B_{11}Y_1 & V_1B_{12}Y_2 & \cdots & V_1B_{1G}Y_G \\ V_2B_{21}Y_1 & V_2B_{22}Y_2 & \cdots & V_2B_{2G}Y_G \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ V_GB_{G1}Y_1 & V_GB_{G2}Y_2 & \cdots & V_GB_{GG}Y_G \end{pmatrix} \quad (3) \end{aligned}$$

其中, $\hat{V}$ 是以 $V_i (i=1, 2, \cdots, G)$ 为对角元素构造的对角矩阵, $\hat{Y}$ 是以 $Y_i (i=1, 2, \cdots, G)$ 为对角元素构造的对角矩阵。显然, 式(3)的元素 $V_iB_{ij}Y_j$ 表示 j 地区 N 个部门为生产供国内最终使用的产品 Y_j 而诱发的对 i 地区各部门的完全需求中所隐含的增加值, 即 j 地区为生产供国内最终使用的产品所诱发的 i 地区各部门增加值之和。

下面, 基于式(3)中的元素 $V_iB_{ij}Y_j$ 构建反映地区间或产业间经济联系和溢出效应的分析指标。

1. 地区层面增加值溢出指标的构建

为了衡量京津冀地区之间经济增长的互惠程度, 分别构建了增加值溢出指标、经济依存度指标和人均增加值溢出指标。

(1) 增加值溢出指标。这里的增加值溢出指一个地区为了生产满足国内最终需求的产品而诱发的其他地区的增加值, 也就是这个地区在多大程度上促进了其他地区的经济增长。式(3)的元素 $V_iB_{ij}Y_j$ 正是 j 地区 N 个部门为生产供国内最终使用的产品 Y_j 而诱发的 i 地区各部门增加值之和。因此, 记 j 地区经济增长对 i 地区的增加值溢出为 VA_SE_{ij} , 则:

$$VA_SE_{ij} = V_iB_{ij}Y_j, (i \neq j) \quad (4)$$

显然, 该值越大, 说明 j 地区对 i 地区的增加值溢出越多, 经济拉动能力越强。

(2) 经济依存度指标。为了进一步展现 j 地区的拉动作用在 i 地区总的经济增长中的作用, 可引入 GDP 总量, 计算两地区之间的经济依存度(记作 GVA_SE_{ij}), 也就是 j 地区拉动的 i 地区增加值占 i 地区 GDP 的比重:

$$GVA_SE_{ij} = \frac{V_iB_{ij}Y_j}{GDP_i} \quad (5)$$

式(5)中 GDP_i 表示 i 地区各部门增加值之和, 也就是 i 地区的生产总值。显然, 式(5)更加清晰地体现了某地区(这里为 i 地区)的经济增长多大程度上来源于外地区(这里为 j 地区)的拉动, 该值越大, 说明 j 地区对 i 地区的增加值溢出对 i 地区经济总量 GDP 的贡献率越高。

(3) 人均增加值溢出指标。考虑到京津冀三地在人口规模方面存在较大差距, 如果只测度对经济总量 GDP 的拉动作用, 无法准确地体现其他地区的经济拉动对该地区带来的人均福利方面的改善。因此, 引入人口总量, 计算人均增加值溢出(记作 PVA_SE_{ij}):

$$PVA_SE_{ij} = \frac{V_iB_{ij}Y_j}{P_i} \quad (6)$$

式(6)中 P_i 表示 i 地区人口数。显然, 式(6)可以准确地体现其他地区的经济拉动给本地区带来的人均福利的改善, 该值越大, 说明 j 地区的经济拉动给 i 地区带来的福利改善越多。

2. 产业层面增加值溢出指标的构建

为了将京津冀经济增长互惠性的分析深入到产业层面, 进一步构建了测度某地区各个产业对其他地区经济带动作用的分析指标, 以期了解到哪些产业在地区间的相互拉动中发挥了更大的作用, 借此找到京津冀相互促进的衔接点。

(1) j 地区 n 产业对 i 地区增加值的拉动量。将其记作 $FVA_SE_{ij}^n$, 可以通过下式计算:

$$FVA_SE_{ij}^n = \sum_{m=1}^N v_i^m b_{ij}^{mn} y_j^n \quad (7)$$

(2) j 地区 n 产业对 i 地区增加值溢出的贡献率。为了更加清晰地分辨出哪些产业的拉动力更强, 可以计算 j 地区 n 产业对 i 地区增加值溢出的贡献率(记作 $W_FVA_SE_{ij}^n$), 即

$$W_FVA_SE_{ij}^n = FVA_SE_{ij}^n / VA_SE_{ij} \quad (8)$$

可见, 该比值也就是 $FVA_SE_{ij}^n$ 在 VA_SE_{ij} 中所占的比重越大, 说明 j 地区该产业对 i 地区增加值的拉动力越强。

(3) j 地区 n 产业对 i 地区增加值的诱发系数。为了剔除产业规模因素的影响, 构造 j 地区 n 产业对 i 地区增加值的诱发系数(记作 $IC_FVA_SE_{ij}^n$), 即

$$IC_FVA_SE_{ij}^n = FVA_SE_{ij}^n / Y_j^n \quad (9)$$

显然, 式(9)表示 j 地区 n 产业 1 单位最终需求所诱发的 i 地区增加值, 该值越大, 表示每单位最终需求所诱发的增加值越多, j 地区该产业对 i 地区增加值的

诱发力越强。

(二)增加值溢出的影响因素分析框架

为了进一步探讨地区间经济拉动作用大小的影响因素,进一步使用SDA方法对增加值溢出指标 VA_SE_{ij} (其中 $i \neq j$,代表两个不同的地区)进行结构分解。

仍以 $B_{ij}(i, j=1, 2, \dots, G)$ 表示里昂惕夫逆矩阵中由 j 地区 N 个部门对 i 地区 N 个部门的完全需求系数构成的 $N \times N$ 子矩阵,有下式成立:

$$B_{ij} = \begin{cases} I + \bar{B}_{ij}, & \text{当 } i=j \text{ 时} \\ \bar{B}_{ij}, & \text{当 } i \neq j \text{ 时} \end{cases} \quad (10)$$

其中, $\bar{B}_{ij}$ 为由 j 地区 N 个部门对 i 地区 N 个部门的完全消耗系数构成的 $N \times N$ 子矩阵。这说明,当 $i \neq j$ 时, j 地区 N 个部门对 i 地区 N 个部门的完全需求系数子矩阵 B_{ij} 就等于 j 地区 N 个部门对 i 地区 N 个部门的完全消耗系数子矩阵 $\bar{B}_{ij}$ 。而完全消耗系数等于直接消耗系数和间接消耗系数之和。于是当 $i \neq j$ 时,有下式成立:

$$B_{ij} = \bar{B}_{ij} = A_{ij} + (\bar{B}_{ij} - A_{ij}), (\text{当 } i \neq j \text{ 时}) \\ = (A_{ij}) \langle \text{直接消耗系数矩阵} \rangle + (\bar{B}_{ij} - A_{ij}) \langle \text{间接消耗系数矩阵} \rangle \quad (11)$$

再来看某地区产品的国内最终需求,该项可以拆解为本地区对本地区产品的最终需求(简称内需,并记作 Y^D)和国内其他地区对本地区产品的最终需求(简称外需,并记作 Y^N)。而且其中每一项又可以进一步划分为规模因素(S)和结构因素(T)。于是,对 j 地区产品的国内最终需求 Y_j ,有下式成立:

$$Y_j \langle \text{最终需求} \rangle = Y_j^D \langle \text{内需} \rangle + Y_j^N \langle \text{外需} \rangle \\ = (T_j^D * S_j^D) \langle \text{内需结构因素} * \text{内需规模因素} \rangle + \\ (T_j^N * S_j^N) \langle \text{外需结构因素} * \text{外需规模因素} \rangle \quad (12)$$

如果以上标“0”表示基期,上标“1”表示报告期, Δ 表示报告期相较于基期的变化,那么对增加值溢出指标 VA_SE_{ij} (其中 $i \neq j$,代表两个不同的地区)可做如下平均双极分解:

$$\Delta VA_SE_{ij} = VA_SE_{ij}^1 - VA_SE_{ij}^0 = (V_i B_{ij} Y_j)^1 - (V_i B_{ij} Y_j)^0 \\ = 0.5 * \Delta (V_i B_{ij}) (Y_j^1 + Y_j^0) \langle \text{价值链效应} \rangle + \\ 0.5 * [(V_i B_{ij})^1 + (V_i B_{ij})^0] \Delta Y_j \langle \text{最终需求效应} \rangle \\ = 0.5 * \Delta (V_i A_{ij}) (Y_j^1 + Y_j^0) \langle \text{直接联系效应} \rangle + \\ 0.5 * [V_i (B_{ij} - A_{ij})] (Y_j^1 + Y_j^0) \langle \text{间接联系效应} \rangle + \\ 0.5 * [(V_i B_{ij})^0 \Delta T_j^D S_j^{D1} + (V_i B_{ij})^1 \Delta T_j^D S_j^{D0}] \langle \text{内需结构效应} \rangle + \\ 0.5 * [(V_i B_{ij})^0 \Delta T_j^D S_j^{D1} + (V_i B_{ij})^1 \Delta T_j^D S_j^{D0}] \langle \text{内需规模效应} \rangle + \\ 0.5 * [(V_i B_{ij})^0 \Delta T_j^N S_j^{N1} + (V_i B_{ij})^1 \Delta T_j^N S_j^{N0}] \langle \text{外需结构效应} \rangle + \\ 0.5 * [(V_i B_{ij})^0 \Delta T_j^N S_j^{N1} + (V_i B_{ij})^1 \Delta T_j^N S_j^{N0}] \langle \text{外需规模效应} \rangle \quad (13)$$

(三)数据说明

本文的测算分析所依据的基础数据有两个:一是中国2012年31省(区、市)投入产出表(刘卫东和唐志鹏等,2018)^①,二是2017年京津冀地区投入产出表,这是目前可获得的最新的省(区、市)投入产出表数据。为了满足研究需要,突出京津冀地区,对2012年31省(区、市)投入产出表进行了合并,将除京津冀以外的其他省(区、市)合并为“其他省(区、市)”。由于不同年份的投入产出表部门分类不尽一致,为了便于计算,结合京津冀的产业发展实际情况,将2012年和2017年京津冀地区投入产出表中的部门分类统一合并为27部门^②。同时,考虑到价格因素影响,借助各产业部门的价格指数,采用双缩减法将2017年现价投入产出表转化为以2012年价格计算的可比价投入产出表。

三、京津冀经济增长互惠性的实证分析

(一)地区层面增加值溢出的实证分析

表1给出了依据式(4)测算得到的2012年和2017年京津冀三地间的增加值溢出情况,可以得出以下结论:

从京津互惠看,无论是2012年还是2017年,北京对天津的增加值溢出始终大于天津对北京的增加值溢出;相应地,天津经济对北京的依存度大于北京经济对天津的依存度,北京拉动的天津人均GDP也大于天津拉动的北京人均GDP。从2012年到2017年,京津之间最显著的变化是北京对天津的增加值溢出更多了,相应地,天津经济对北京的依存度从1.25%提

①该表由中国科学院地理科学与资源研究所、国家统计局核算司联合编制。

②合并后的27个部门分别为:农林牧渔产品和服务,采矿业,食品和烟草,纺织品及其制品,木材加工、造纸及文体用品,石油、炼焦产品和核燃料加工品,化学产品,非金属矿物制品,金属制品业,通用和专用设备,交通运输设备,电气机械和器材,通信设备、计算机和其他电子设备,仪器仪表,其他制造产品和废品废料、金属制品、修理服务,电、气的生产供应,水的生产和供应,建筑,批发零售和住宿餐饮,交通运输、仓储和邮政,信息传输、软件和信息技术服务,金融,房地产,租赁和商务服务,科学研究和技术服务,文教卫,其他服务业。

高到 2.38%;与此同时,北京经济对天津的依存度也从 0.88%提高到了 1.01%;二者的依存度之差从 0.37 个百分点扩大到 1.37 个百分点。这说明京津冀协同发展战略实施后,京津两地间的经济联系明显加强,二者之间的经济互惠性明显提高,且北京对天津的增加值溢出更多。

表 1 京津冀三地间的增加值溢出与经济依存度

对比视角	溢出方向	2012 年			2017 年		
		增加值溢出 (万元)	人均 GDP 溢出 (元/人)	后者对前者经济 依存度(%)	增加值溢出 (万元)	人均 GDP 溢出 (元/人)	后者对前者经济 依存度(%)
京津 互惠	北京→天津	1617076.88	1144.43	1.25	4769040.40	3062.97	2.38
	天津→北京	1567396.09	757.56	0.88	2621036.33	1207.29	1.01
	二者之差	49680.79	386.87	0.37	2148004.07	1855.68	1.37
京冀 互惠	河北→北京	3199941.86	1546.61	1.79	4690089.57	2160.34	1.81
	北京→河北	2067590.76	283.70	0.78	9356571.99	1244.22	2.51
	二者之差	1132351.10	1262.91	1.01	-4666482.42	916.12	-0.70
津冀 互惠	河北→天津	1842806.99	1304.18	1.43	5100923.39	3276.12	2.54
	天津→河北	1382203.79	189.65	0.52	6052244.70	804.82	1.63
	二者之差	460603.20	1114.53	0.91	-951321.31	2471.30	0.91

从京冀互惠看,2012 年,河北对北京的增加值溢出大于北京对河北的增加值溢出;相应地,北京经济对河北的依存度大于河北经济对北京的依存度,河北拉动的北京人均 GDP 大于北京拉动的河北人均 GDP。2017 年,北京对河北的增加值溢出反超河北对北京的增加值溢出,河北经济对北京的依存度也大于北京经济对河北的依存度,但是河北拉动的北京人均 GDP 依旧大于北京拉动的河北人均 GDP。

从津冀互惠看,2012 年,河北对天津的增加值溢出大于天津对河北的增加值溢出;相应地,天津经济对河北的依存度大于河北经济对天津的依存度,河北拉动的天津人均 GDP 远远高于天津拉动的河北人均 GDP。2017 年,天津对河北的增加值溢出反超河北对天津的增加值溢出,但天津对河北经济发展的依赖度依旧大于河北对天津经济发展的依赖度,河北拉动的天津人均 GDP 也依旧大于天津拉动的河北人均 GDP。

整体看,京津冀协同发展战略实施之后,京津冀三地间的经济联系更加紧密,经济互惠性也都有提高,尤其京津两地对河北的经济拉动作用提升更为明显,并已实现反超,开始占主导。但由于河北人口规模较大,京津两地对河北人均 GDP 的拉动作用相对有限。于是,我们发现了一个很奇特的现象:从增加值溢出总量来看,2017 年相较于 2012 年,北京对天津和河北的增加值溢出大于天津和河北对北京的增加值溢出。同时,北京、天津与河北的人均 GDP 差距进一步拉大,北京对天津、河北一直存在明显的虹吸效应。这些

结论看似矛盾,实则不然。因为北京对天津、河北的增加值溢出相对更多,实际反映的是北京对天津、河北经济增长的带动能力更强。而北京对天津、河北的虹吸效应更多体现在北京作为相对发达地区对劳动力、人才、资金等各类资源的吸引力大于天津、河北,从而影响了天津、河北的经济增长,导致北京经济增长对天津、河北的增加值溢出不足以抵消天津、河北因各类资源流失所导致的 GDP 增长乏力和人均 GDP 提升缓慢。加之河北人口基数较大,北京、天津对河北总量层面的增加值溢出对其人均 GDP 的影响有限。所以,最终结果是北京与天津的人均 GDP 差距、北京与河北的人均 GDP 差距以及天津与河北的人均 GDP 差距进一步拉大。

(二) 产业层面增加值溢出的实证分析

考虑到京津冀三地的资源禀赋不同,各自处于不同的发展阶段,三地在《京津冀协同发展规划纲要》中的功能定位也有所不同,下面结合京津冀三地的功能定位,重点分析各地区的支柱产业在三地间的增加值溢出情况。

1. 北京支柱产业对天津、河北的增加值溢出情况

在北京的产业结构中,第三产业占绝大比重,所以,我们重点分析其第三产业的增加值溢出情况,见表 2。可以看出,2017 年北京的第三产业对天津的增加值溢出增长是 2012 年的 3.26 倍,2012—2017 年增加值溢出总额的贡献率提高了 6.79 个百分点,其中,科学研究和技术服务业对天津溢出的增加值最多,对增加值溢出总额的贡献率最高,但金融业对天津溢出

的增加值增长速度最快。就各产业对天津的诱发系数而言,除信息传输、软件和信息技术服务业略有下降之外,其他支柱产业单位最终需求所诱发的增加值溢出都有上升。

表 2 北京支柱产业对天津、河北的经济拉动指标

溢出方向:北京→天津	2012 年			2017 年		
	增加值溢出		诱发系数	增加值溢出		诱发系数
	总量(万元)	贡献率(%)		总量(万元)	贡献率(%)	
第三产业	1028486.7	63.60	0.0100	3356755.8	70.39	0.0136
金融业	14137.4	0.87	0.0050	333439.4	6.99	0.0090
信息传输、软件和信息技术服务业	160178.8	9.91	0.0099	432923.2	9.08	0.0084
科学研究和技术服务业	310386.8	19.19	0.0128	1111791.4	23.31	0.0179
溢出方向:北京→河北	2012 年			2017 年		
	增加值溢出		诱发系数	增加值溢出		诱发系数
	总量(万元)	贡献率(%)		总量(万元)	贡献率(%)	
第三产业	789364.6	38.18	0.0077	6019938.3	64.34	0.0243
金融业	9792.7	0.47	0.0034	208123.8	2.22	0.0056
信息传输、软件和信息技术服务业	75324.5	3.64	0.0047	695327.6	7.43	0.0135
科学研究和技术服务业	273555.2	13.23	0.0112	1478868.9	15.81	0.0239

注:表中的贡献率是指j地区某产业对i地区的增加值溢出占j地区各产业对i地区的增加值溢出总额的比重,也即根据式(8)计算得到;诱发系数是指j地区某产业单位最终需求所诱发的i地区增加值,也即根据式(9)计算得到。

类似地,2017年北京的第三产业对河北溢出的增加值增长为2012年的7.63倍,2012—2017年增加值溢出总额的贡献率提高了26.16个百分点;其中科学研究和技术服务业对河北溢出的增加值最多,对增加值溢出总额的贡献率最高,但信息传输、软件和信息技术服务业对河北溢出的增加值增长速度最快。就各产业对河北的诱发系数而言,北京所有支柱产业单位最终需求所诱发的增加值溢出都有上升。可见,北京各支柱产业对天津、河北的经济拉动指标,纵向对比来看多数是向好的。

2. 天津支柱产业对北京、河北的增加值溢出情况

根据《京津冀协同发展规划纲要》,天津被赋予“一基地三区”的功能定位,即全国先进制造研发基地、北方国际航运核心区、金融创新运营示范区、改革开放先行区。基于此,表3显示了天津与这一功能定位对应的先进制造业,交通运输、仓储和邮政业,金融业,租赁和商务服务业等生产性服务业对北京和河北的经济拉动指标。

可以看出,从2012年到2017年,天津第二、第三产业对北京的增加值溢出有所增长,尤其第三产业增幅较大,但天津大力发展的先进制造业对北京的增加值溢出整体呈下降趋势。天津生产性服务业对北京的增加值溢出大幅增长,其中交通运输、仓储和邮政业,租赁和商务服务业对北京的增加值溢出增长最为明

显,但天津传统的金融业对北京的增加值溢出有较大幅度下降。这与天津坐拥港口优势,以及天津的金融租赁和商务服务业相对红火,而传统金融行业与北京相比明显处于劣势有关。但是,从各个产业对增加值溢出的贡献率看,天津第二产业整体贡献率明显下降,而第三产业贡献率明显上升。具体到先进制造业和生产性服务业,前者对增加值溢出的贡献率明显下降,后者对增加值溢出的贡献率则明显提升。这与天津整体的产业结构演进趋势有关,因为2017年第三产业在天津GDP中所占比重已达61.99%,从2012年到2017年这一比重上升了9.34个百分点。此外,就各产业对北京的诱发系数而言,天津多数支柱产业单位最终需求所诱发的增加值溢出都有下降,反映出天津经济对北京的影响力下降。

再来看天津支柱产业对河北经济的拉动情况。从2012年到2017年,天津第二、第三产业对河北的增加值溢出都大幅增长,2017年的增加值溢出分别是2012年的3.76倍和7.07倍。从细分产业看,天津先进制造业对河北的增加值溢出明显增长,但增幅明显低于第二产业平均水平。天津的生产性服务业对河北的增加值溢出也有较大幅度的增长,增幅高出第三产业平均水平近3个百分点;其中交通运输、仓储和邮政业,租赁和商务服务业对河北的增加值溢出增幅较大。但是与对北京的增加值溢出类似,同样表现为第

表 3 天津支柱产业对北京、河北的经济拉动指标

溢出方向:天津→北京	2012 年			2017 年		
	增加值溢出		诱发系数	增加值溢出		诱发系数
	总量(万元)	贡献率(%)		总量(万元)	贡献率(%)	
第二产业	9553160.0	60.95	0.0138	1299332.0	49.57	0.0387
先进制造业 *	301073.6	19.21	0.0130	289194.3	11.03	0.0074
第三产业	602670.8	38.45	0.0123	1283355.3	48.96	0.0124
生产性服务业 **	251004.9	16.01	0.0157	503300.9	19.20	0.0104
交通运输、仓储和邮政业	62838.5	4.01	0.0169	191891.9	7.32	0.0146
金融业	25133.0	1.60	0.0100	11748.2	0.45	0.0027
租赁和商务服务业	2619.9	0.17	0.0163	69025.6	2.63	0.0121
溢出方向:天津→河北	2012 年			2017 年		
	增加值溢出		诱发系数	增加值溢出		诱发系数
	总量(万元)	贡献率(%)		总量(万元)	贡献率(%)	
第二产业	1118599.4	80.93	0.0162	4209018.2	69.54	0.0335
先进制造业	241427.2	17.47	0.0104	495799.4	8.19	0.0127
第三产业	255797.5	18.51	0.0052	1808847.4	29.89	0.0175
生产性服务业	94350.6	6.83	0.0059	946554.9	15.64	0.0195
交通运输、仓储和邮政业	32323.5	2.34	0.0087	520593.3	8.60	0.0395
金融业	6550.5	0.47	0.0026	15922.0	0.26	0.0036
租赁和商务服务业	1162.7	0.08	0.0072	103241.5	1.71	0.0181

注:指标的含义同表 2。* 这里的先进制造业包括:化学产品,通用和专用设备,交通运输设备,电气机械和器材,通信设备、计算机和其他电子设备,仪器仪表。** 参考黄繁华和郭卫军(2020)^[24]的研究,这里的生产性服务业包括:交通运输、仓储和邮政业,信息传输、软件和信息技术服务业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究和技术服务业。

二产业整体的贡献率明显下降,第三产业贡献率明显上升。这同样是由天津整体的产业结构演进趋势决定的。此外,就各产业对河北的诱发系数而言,天津多数支柱产业单位最终需求所诱发的增加值溢出都有上升,反映出天津经济对河北的影响力呈上升趋势。

3. 河北支柱产业对北京和天津的增加值溢出情况

河北是钢铁大省,金属制品业在其经济结构中占较大比重,且一直将高端装备制造业的发展和京津冀交通一体化作为其重点努力方向。鉴于此,表 4 测算了河北的装备制造业,交通运输、仓储和邮政业对北京和天津的经济拉动指标,并将金属制品业作为重点考察对象。

可以看出,从 2012 年到 2017 年,河北第二、第三产业对北京增加值溢出都有所增加,几大支柱产业对北京增加值溢出也均有所增加。从各产业对增加值溢出的贡献率来看,第二产业的贡献率有所增长,第三产业的贡献率则有所降低,这与河北尚处于工业化中期,还在不断发展工业有关。但河北的装备制造业整体对北京溢出增加值的贡献率降低了,金属制品业的

贡献率也仅增长了 0.17 个百分点。说明河北的装备制造业整体仍然较弱,特别是样本期间钢铁工业还面临如何化解过剩产能的问题。另一个可能的原因是,样本期间北京的部分产业已外迁,原本属于京冀之间的增加值溢出转变为河北本地的增长或津冀之间的增加值溢出,所以河北的装备制造业整体对北京经济的拉动作用没有其他产业上升的快。再来看河北重点发展的交通运输、仓储和邮政业,其对北京的增加值溢出增长了 77.2%,相应地,其贡献率也提高了 1.17 个百分点。

再来看河北支柱产业对天津经济的拉动状况。从 2012 年到 2017 年,河北第二、第三产业对天津的增加值溢出均有显著提升,分别增长了 199.4%和 136.1%;从几大支柱产业看,对天津的增加值溢出均有提升,其中金属制品业增加最多。从各产业对增加值溢出的贡献率看,第二产业的贡献率提升了 5.42 个百分点,第三产业的贡献率则下降了 4.36 个百分点;导致第二产业贡献率上升的主要来源之一便是金属制品业,而装备制造业整体对天津的增加值溢出表现为总量上

表 4 河北支柱产业对北京、天津的经济拉动指标

溢出方向:河北→北京	2012 年			2017 年		
	增加值溢出		诱发系数	增加值溢出		诱发系数
	总量(万元)	贡献率(%)		总量(万元)	贡献率(%)	
第二产业	1894452.6	59.20	0.0137	2853036.1	60.83	0.0119
装备制造业 *	752934.9	23.53	0.0162	848343.5	18.09	0.0091
金属制品业	132168.2	4.13	0.0132	201881.1	4.30	0.0050
第三产业	1222990.2	38.22	0.0152	1660427.7	35.40	0.0104
交通运输、仓储和邮政业	178332.1	5.57	0.0154	315995.7	6.74	0.0108
溢出方向:河北→天津	2012 年			2017 年		
	增加值溢出		诱发系数	增加值溢出		诱发系数
	总量(万元)	贡献率(%)		总量(万元)	贡献率(%)	
第二产业	1224538.6	66.45	0.0089	3665810.9	71.87	0.0153
装备制造业	446928.5	24.25	0.0096	1016351.5	19.92	0.0112
金属制品业	94581.3	5.13	0.0095	403978.7	7.92	0.0099
第三产业	545485.9	29.60	0.0068	1287665.6	25.24	0.0080
交通运输、仓储和邮政业	144219.0	7.83	0.0125	356792.8	6.99	0.0122

注:指标的含义同表 2。* 参考牛泽东和张倩肖(2012)^[25]、唐晓华和李绍东(2010)^[20]等的研究,这里的装备制造业包括:金属制品业,通用和专用设备,交通运输设备,电气机械及器械,通信设备、计算机及其他电子设备,仪器仪表。

升但贡献率下降的状态。反映了河北尚处工业化中期的发展现状,以及金属制品业在河北经济中的特殊重要性。

对比河北支柱产业对北京、天津的溢出情况可以看出,《京津冀协同发展规划纲要》实施以来,河北与天津在制造业方面的联系有显著改善,而河北和北京之间仍是服务业方面的联系更为紧密。这一变化某种意义上与京津冀协同发展战略实施以来三地更加注重错位发展、协同发展有关。比如,天津一直致力于发展先进制造业,其与河北重点发展的装备制造业之间的前向和后向联系必然更紧密;而随着部分产业的外迁和非首都功能的疏解,北京的产业结构越来越以第三产业为主,河北与北京的产业关联必然以服务业的增加值溢出为主。

就各产业的诱发系数而言,从 2012 年到 2017 年,河北各支柱产业对北京的产业诱发系数多数呈下降趋势,而对天津的产业诱发系数多数不断提升。反映出随着北京部分制造业的外迁,京冀之间在制造业方面的产业关联有所减弱,而津冀之间在制造业方面的产业关联不断加强。

(三)京津冀三地之间增加值溢出的结构分解分析

通过上述分析,我们较全面地了解了京津冀三地间的增加值溢出和互惠情况。接下来,进一步分析影响京津冀经济增长互惠性的影响因素。

表 5 是依据式(13)对京津冀三地两两之间的增加值溢出指标 VA_SE_{ij} (其中 $i \neq j$, 代表两个不同的地区) 进行 SDA 结构分解后计算所得各因素的贡献率,从中可以得出以下结论:

第一,天津和河北对北京的增加值溢出、北京和河北对天津的增加值溢出都是以最终需求的拉动作用为主;而北京、天津对河北的增加值溢出都是以价值链效应为主,也就是通过产业间的前向、后向关联拉动河北的经济增长,反映出京津冀三地两两之间的增加值溢出渠道不尽相同。整体来看,价值链效应促进了天津和河北在增加值溢出中获益,但是抑制了北京获益。

第二,从价值链效应的内部结构看,大致分为三种情形:一是在北京、河北对天津的价值链效应中,直接联系效应占比更高,说明主要通过直接消耗形成的后向关联实现;二是在天津对河北的价值链效应中,直接联系效应和间接联系效应各占 50% 左右;三是在天津、河北对北京的价值链效应以及北京对河北的价值链效应中,间接联系效应的占比较大,说明这些地区间的价值链效应主要通过间接消耗形成的后向关联实现。

第三,从最终需求效应的内部结构看,规模效应始终占绝大比重,而结构效应占比不足 10% 甚至为负,说明京津冀最终需求结构方面的变化很小,主要

表 5 2012—2017 年各种效应对京津冀三地两两之间增加值溢出的贡献率

(单位:%)

	北京→天津	北京→河北	天津→北京	天津→河北	河北→北京	河北→天津
增加值溢出总变化	100	100	100	100	100	100
价值链效应	33.65	56.88	-20.98	56.34	-55.71	37.60
直接联系效应	19.73	22.84	37.62	28.38	39.92	27.68
间接联系效应	13.93	34.04	-58.60	27.96	-95.63	9.92
最终需求效应	66.35	43.12	120.98	43.66	155.71	62.40
内需规模效应	-21.72	-41.23	4.05	5.60	1.02	0.90
内需结构效应	-7.61	-27.96	0.23	0.23	0.20	0.22
外需规模效应	96.13	169.22	34.17	61.70	71.24	57.57
外需结构效应	-0.45	-0.31	2.00	-2.85	1.15	5.81

注:价值链效应与最终需求效应贡献率出现负值,主要是由于京津冀地区去产能去库存政策导致最终需求中存货部分减少而引起。表中“内需”是指本地区(j地区)对本地区产品的最终需求,而“外需”是指国内其他地区(i地区)对本地区(j地区)产品的最终需求。

靠最终需求规模的扩大拉动其他地区的经济增长。如果按内需和外需来划分,那么最终需求引起的增加值溢出又主要通过外地区对本地区产品的最终需求(即外需)拉动而诱发,而本地区对本地区产品的最终需求(即内需)所诱发的增加值溢出占比很小。

四、结论与政策启示

本文基于地区间投入产出表,通过构建反映地区间以及产业层面经济相互拉动作用的增加值溢出指标,对比分析了京津冀协同发展战略实施前后三地间经济增长的互惠情况及其变化。然后采用 SDA 结构分解技术分析了京津冀三地间增加值溢出的影响因素。研究结论显示:

1. 京津冀协同发展战略实施后,京津冀三地间的经济联系更加紧密,经济增长的互惠性显著提高。

2. 从京津互惠看,从 2012 年到 2017 年一直是北京对天津的增加值溢出更多;从津冀互惠、京冀互惠看,增加值溢出的大小关系出现了逆转,天津、北京对河北的经济拉动作用明显增强。

3. 整体看,京津冀协同发展战略出台之前,河北对京津两地的经济增长贡献较大;京津冀协同发展战略实施之后,京津两地对河北的经济拉动作用提升更明显,并已实现反超,开始占主导。但是由于河北人口基数较大,北京、天津对河北人均 GDP 的拉动作用相对有限。

4. 从各地区支柱产业溢出增加值的变化趋势看,北京的支柱产业对天津、河北经济的拉动情况整体向好。天津的支柱产业对河北的增加值溢出也是增长的,但是对北京的增加值溢出表现出不同的趋势。河北与天津在制造业方面的联系有显著改善,而河北和北

京之间服务业方面的联系更为紧密。

5. 从 2012 年到 2017 年,京津冀两两之间的增加值溢出渠道不尽相同:津冀两地对北京的增加值溢出、京冀两地对天津的增加值溢出都是以最终需求的拉动作用为主,而京津两地对河北的增加值溢出则以价值链效应为主。最终需求规模变化的影响远大于最终需求结构变化的影响,且主要通过外地区对本地区产品的最终需求(即外需)拉动而诱发。

6. 关于京津冀三地间经济增长的溢出效应分析,非常有必要把总量层面的增加值溢出指标和对人均 GDP 的影响结合起来分析。尽管京津冀三地间的经济发展差距仍较悬殊甚至不断拉大,但不能否认京津冀协同发展战略实施后三地间的经济联系更加紧密,互惠性显著提高,特别是京津两地对河北经济的拉动作用更加明显。

基于上述研究结论,给出以下政策启示:

第一,应继续贯彻落实京津冀协同发展战略,改善和加强京津冀三地间的交通连接,以便更好地发挥北京和天津对河北经济的拉动作用。每个地区在实现自身经济增长的同时,都会伴生一定量的空间溢出,但具体溢出多少既取决于自身的经济增长势头,也取决于地区间的交通连接和产业关联是否紧密。因此,通过改善和加强京津冀三地间的交通连接,可以在追求自身经济增长的同时带动周边地区共同发展。

第二,充分发挥京津冀三地区的比较优势,实现错位发展,同时注重优势产业间的联系,使产业间相互衔接。北京要在疏解非首都功能的同时,持续发挥科技、文化、金融等方面的优势,大力发展第三产业特别是生产性服务业。天津要充分发挥港口优势,大力

发展交通运输、仓储和邮政业以及租赁和商务服务业,做大做强北方的航运、物流中心。同时要持续助推智能制造等先进制造业的发展,发挥先进制造业附加价值高、产业关联强的优势,既实现自身经济的再次腾飞,又拉动环渤海经济圈乃至整个北方经济共同发展。河北要立足自身在京津冀协同发展中的功能定位,持续发展高端装备制造业,做到发展自身的同时也为京津发展提供相应产业基础。

第三,不断延伸京津冀区域内部的产业链、价值链,充分发挥其对经济的拉动作用。分析表明,京津两地对河北的增加值溢出以价值链效应为主,说明产业链、价值链在促进京津两地与河北的经济合作和深化区域产业分工方面具有无可替代的优势。为此,京津冀三地要不断提高生产结构和工艺技术的复杂度,在进行自身产业结构调整的同时加强地区间产业发展的契合度,使产业结构的调整不但有利于自身经济的持续稳定增长,也利于地区间的分工与合作向纵深发展。◆

参考文献:

- [1]安树伟.京津冀协同发展战略的调整与政策完善[J].河北学刊,2022,42(2):159-169.
- [2]徐光瑞.我国三大经济圈竞争力研究:兼论京津冀一体化发展对策[J].产业经济评论,2015(1):79-88.
- [3]孙久文,卢怡贤.新发展格局视角下京津冀城市群发展与影响力研究[J].城市问题,2020(11):4-13.
- [4]陈玉,孙斌栋.京津冀存在“集聚阴影”吗:大城市的区域经济影响[J].地理研究,2017,36(10):1936-1946.
- [5]侯杰,张梅青.城市群功能分工对区域协调发展的影响研究:以京津冀城市群为例[J].经济学家,2020(6):77-86.
- [6]张满银,卞小艺.基于断点回归的京津冀区域协同发展政策临界效应评估及政策建议[J].区域经济评论,2022(4):45-52.
- [7]ISARD W. Interregional and Regional Input-Output Analysis: A Model of a Space Economy [J]. The Review of Economics and Statistics, 1951, 33(4): 318-328.
- [8]MILLER R E. Comments on the “General Equilibrium” Model of Professor Moses [J]. Metroeconomica, 1963, 15(2-3): 82-88.
- [9]PYATT G, ROUND J I. Accounting and fixed Price Multipliers in a Social Accounting Matrix Framework [J]. The Economic Journal, 1979, 89(356): 850-873.
- [10]ROUND J I. Decomposing multipliers for economic systems involving regional and world trade [J]. The Economic Journal, 1985, 95(378): 383-399.
- [11]SONIS M, OOSTERHAVEN J, HEWINGS J D. Spatial Economic Structure and Structural Changes in the EC: Feedback Loop Input-Output Analysis [J]. Economic Systems Research, 1993, 5(2): 173-184.
- [12]LINDEN V D, OOSTERHAVEN J. European community intercountry input-output relations: Construction method and main results for 1965-1985 [J]. Economic Systems Research, 1995, 7(3): 249-269.
- [13]张亚雄,赵坤.区域间投入产出分析[M].北京:社会科学文献出版社,2006.
- [14]潘文卿,李子奈.中国沿海与内陆间经济影响的反馈与溢出效应[J].经济研究,2007(5):68-77.
- [15]吴福象,朱蕾.中国三大地带间的产业关联及其溢出和反馈效应:基于多区域投入—产出分析技术的实证研究[J].南开经济研究,2010(5):140-152.
- [16]张友国.中国三大地域间供需双向溢出—反馈效应研究[J].数量经济技术经济研究,2017,34(5):3-19.
- [17]谢锐,陈湘杰,朱帮助.价值链分工网络中心国经济增长的全球包容性研究[J].管理世界,2020,36(12):65-77.
- [18]王腊芳,谢锐,阳立高,等.中国与“一带一路”沿线国家经济增长的双向溢出效应[J].中国软科学,2020(12):153-167.
- [19]吴三忙,陈炜明,李善同.京津冀经济区内外部经济关联研究:基于地区间投入产出模型的分析[J].区域经济评论,2016(3):61-68.
- [20]全诗凡,武亚斌,罗宏翔.京津冀区域经济影响的乘数、反馈与溢出效应[J].经济与管理研究,2017,38(7):74-83.
- [21]朱春筱,张可云.京津冀地区经济复杂度及其演变:基于省级投入产出表的分析[J].河北学刊,2021,41(4):173-181.
- [22]潘文卿.中国国家价值链:区域关联特征与增加值收益变化[J].统计研究,2018,35(6):18-30.
- [23]刘卫东,唐志鹏,韩梦瑶.2012年中国31省市区区域间投入产出表[M].北京:中国统计出版社,2018.
- [24]黄繁华,郭卫军.空间溢出视角下的生产性服务业集聚与长三角城市群经济增长效率[J].统计研究,2020,37(7):66-79.
- [25]牛泽东,张倩肖.中国装备制造业的技术创新效率[J].数量经济技术经济研究,2012,29(11):51-67.
- [26]唐晓华,李绍东.中国装备制造业与经济增长实证研究[J].中国工业经济,2010(12):27-36.

数字经济对黄河流域高质量发展影响研究

王海杰^{1,2} 张 硕¹ 张小波¹

(1. 郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001; 2. 河南高质量发展研究院, 河南 郑州 450001)

摘要: 基于黄河流域九省(区)2011—2019年的面板数据,首先利用熵值法对九省(区)数字经济和高质量发展水平进行测评;然后基于空间自相关性分析,进一步构建了数字经济对黄河流域高质量发展影响的空间杜宾模型(SDM)。研究发现:黄河流域在数字经济和高质量发展水平的空间分布上不均衡,高质量发展水平具有空间相关性和集聚特征,本区域数字经济的发展不仅有利于自身高质量发展水平的提高,而且通过空间溢出效应显著作用于周围省(区)。建议加强全流域统筹规划,促进区域多元合作;大力发展数字经济,发挥区域辐射带动作用;完善要素配置,全方位助力高质量发展。

关键词: 黄河流域;数字经济;高质量发展;空间杜宾模型;溢出效应

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2023)03-0013-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.03.002

一、引言

当今世界处于信息化的时代,信息扩散成本有史以来最低,信息传输速度更加迅捷,信息化迅速延伸至各个领域,全面渗透到各个行业。在此背景下,数字经济正逐渐成为推动和促进我国经济持续健康增长的引擎,为我国经济高质量发展和社会文明进步注入了新的生命力。2017年党的十九大报告首次将“数字经济”和“数字中国”写入党和国家的纲领性文件,2021年的《政府工作报告》提出:“加快数字化发展,打造数字经济新优势,协同推进数字产业化和产业数字化转型。”随即,各地纷纷从实际出发,着力探索适合自身的数字经济发展模式。大力发展数字经济不仅是当前我国经济社会发展的一项重要策略,更是各级政府实施供给侧结构性改革、转变经济增长方式、提升发展质量与效益的重要举措。

区域是经济活动的地理空间单元,黄河流域作为重要区域,流域内九省(区)人口规模高达4.22亿,经

济规模高达24.6万亿元,承载着生态保护和高质量发展的重大国家战略。过去粗放式的经济发展方式使黄河流域面临严重的产业结构失衡、能源效率低下等诸多问题,相较于长江经济带,黄河流域各省(区)存在较大的经济社会发展差距。2019年9月,习近平总书记在郑州主持召开座谈会,将黄河流域生态保护和高质量发展提升为重大国家战略。2021年10月,习近平总书记在济南主持召开深入推动黄河流域生态保护和高质量发展座谈会,明确指出要坚定走绿色低碳发展道路,要坚持创新创造,提高产业链创新链协同水平。

基于以上背景,本文重点研究数字经济对推动黄河流域生态保护和高质量发展的影响,建立了黄河流域数字经济和高质量发展的评价指标体系,并运用熵值法进行测算和分析。为了探究数字经济对黄河流域高质量发展的影响,构建了数字经济对黄河流域高质量发展影响的空间杜宾模型,据此为黄河流域的数字经济及高质量发展提供政策建议。

基金项目: 国家社会科学基金项目“新冠肺炎疫情背景下中国制造业全球价值链重构机制与政策体系研究”(20BJY094);河南省教育科学“十四五”规划2021年度重大招标课题“河南省高校服务黄河流域高质量发展政策支持体系研究”(2021JKZB01)。

作者简介: 王海杰(1972—),男,河南南阳人,博士,教授,博士生导师,研究方向为产业经济与区域经济;张硕(1998—),男,河北保定人,研究方向为空间计量经济分析;张小波(1988—),通信作者,男,河南周口人,博士,讲师,研究方向为统计分析建模。

二、文献综述

数字经济作为推动和促进我国经济持续健康增长的新引擎而备受关注。随着经济高质量发展提上日程,数字经济对经济高质量发展水平的作用也日益凸显,而如何发挥数字经济在高质量发展过程中的作用随之成为学者的研究热点。

在数字经济对高质量发展的作用机制方面,荆文君和孙宝文(2019)^[1]从微观角度分析了数字经济规模性和范围性影响,从宏观角度运用索洛模型分析数字经济要素投入、配置效率和生产效率对高质量发展的影响。宋洋(2019)^[2]将经济发展质量的含义和数字经济的特性相结合,建立 EPED 模型,将数字经济对经济发展质量的影响分为内生动力和外在表现,其内生动力为增长动能、风险防控、治理能力等,外在表现为经济绩效、协调发展、公共服务等。周清香和何爱平(2020)^[3]从微观、中观、宏观视角,发现数字经济分别通过变革生产方式和创新商业模式、升级产业结构以及提升效率等角度赋能黄河流域高质量发展。郑嘉琳和徐文华(2020)^[4]从技术创新和产业结构两个视角分析数字经济影响高质量发展的作用机制,同时也指出环境规制和城市化因素也可能限制和束缚其助力程度。蔡跃洲和马文君(2021)^[5]在总结数据要素的技术-经济特征的基础上,提出数据要素通过承载信息价值提升微观运行效率,进而提高宏观全要素生产率,使增长潜力提升、增长质量改善。丁志帆(2020)^[6]同样基于微观-中观-宏观分析框架进行分析:微观视角上,数字经济帮助企业提升规模经济、范围经济并提高资源配置效率;中观视角上,以产业创新、关联、融合效应推进产业转型升级和结构优化;宏观视角上,利用增加生产要素、深化资本积累与改善要素配置以提升全要素生产率,进而实现经济高质量发展。

在数字经济影响高质量发展方面,韩长根和张力(2019)^[7]运用动态空间杜宾模型分析数字经济的典型载体——互联网对全国资源错配的改善情况,从而影响不同地区发展质量。宁朝山(2021)^[8]则采用中介效应模型,将各省份要素市场化发展水平作为中介变量,以此检验数字经济促进经济高质量发展的机制和效应。赵涛和张智等(2020)^[9]先引入创业活跃度分析数字经济对高质量发展水平的中介效应,再运用空间与门槛模型,得出数字经济具有正向的空间溢出和非线性递增的边际效应结论。范合君和吴婷(2021)^[10]以生产、消费和流通三维度建立数字化指标体系,以全

要素生产率指数衡量发展质量,进行回归分析后发现数字化可以显著促进中国经济发展。杨栋和张宇婷等(2021)^[11]以长三角一体化 27 个中心城市为研究对象,采取模糊集定性比较分析法对其进行组态研究,发现数字经济通过数字工业型、数字人才型等五条路径作用于高质量发展。在黄河流域发展的特殊性研究上,陈晓东和金碚(2019)^[12]指出黄河流域需要在坚持全域统筹、注重生态保护、文化传承和创新,在实现人民宜居共享等方面着力。王晓东和董超(2020)^[13]指出黄河流域发展存在的问题,认为数字化转型升级是实现黄河流域生态保护和高质量发展的重要举措,并提出建立黄河数据带的战略构想。考虑到空间效应,陈闻东和徐阳等(2021)^[14]采用面板数据,并运用空间杜宾模型研究黄河流域资本、技术等生产要素的差异性和外溢程度,发现空间相关性和集聚性特征广泛存在于该流域主要城市之间。

上述学者根据数字经济和高质量发展的概念,对数字经济对高质量发展的影响机制等进行了研究,相关理论体系得到完善,各学者对于互联网、电商等数字经济突出形态在经济社会发展中所起到的作用都持肯定态度。但是,学者们对于数字经济和高质量发展的研究多针对理论层面的作用机制探讨,对于二者的定量研究多集中在全国层面或者东部发达地区,针对黄河流域数字经济和高质量发展关系的定量研究相对较少。因此,在借鉴已有研究的基础上,采取空间计量方法分析数字经济对黄河流域这一特殊区域的经济高质量发展影响。

三、黄河流域数字经济和高质量发展水平的测度和评价

(一)测度方法

采用熵值法对黄河流域数字经济和高质量发展水平进行综合评价。具体计算步骤如下:

假设选取 n 个区域、 m 个指标, x_{ij} 则为第 i 个区域的第 j 个指标的数值($i=1,2,\dots,n;j=1,2,\dots,m$)。

第一步,指标标准化:

由于所选指标的单位及量纲不同,需先进行标准化处理,公式如下:

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

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

其中, $\max x_{ij}$ 和 $\min x_{ij}$ 分别为各指标的最大值和最小值, f_{ij} 为第 i 年第 j 指标的标准化值, x_{ij} 为原始数据。

第二步,计算第j项指标下,第i个观测值占该指标比重:

$$p_{ij}=\frac{f_{ij}}{\sum_{i=1}^nf_{ij}}$$

(3)

第三步,计算第j项指标的熵值:

$$e_j=-k\sum_{i=1}^np_{ij}\ln(p_{ij})$$

(4)

其中, $k=1/\ln(n)$ 且 $0\leq e_j\leq 1$ 。

第四步,计算差异性系数:

$$d_j=1-e_j$$

(5)

第五步,计算各项指标权重:

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

(6)

第六步,计算各样本综合得分:

$$S_i=\sum_{j=1}^mw_jf_{ij}$$

(7)

(二)测度结果和分析

首先,在数字经济发展方面,采用《中国数字经济发展白皮书(2020年)》中数字经济的概念,并借鉴张焱(2021)^[15]、王军和朱杰等(2021)^[16]的研究方法,从数字基础设施、数字化产业、数字化应用三个角度构建数字经济发展评价指标体系(见表1)。其次,经济高质量发展是能够实现五位一体的全面、均衡、可持续发展,是能够不断满足人民日益增长的真实需求的经济
发展方式、结构和状态(金碚,2018)^[17];对于高质量发展水平的测评,李金昌和史龙梅等(2019)^[18]、郭芸和范柏乃等(2020)^[19]则以五大发展理念作为逻辑起点。鉴于此,根据五大发展理念和黄河流域九省(区)的实际情况,选取创新、协调、绿色、开放、共享五个维度构建黄河流域高质量发展评价指标体系(见表2)。

表 1 数字经济发展评价指标体系

一级指标	二级指标	衡量方式	单位	正逆性
数字基础设施	数字网络基础设施	每公里光缆线路长度	公里	正指标
		每百人域名数	万个	正指标
	数字通信基础设施	移动电话交换机容量	万户	正指标
数字化产业	电信产业	电信业务占 GDP 比重	%	正指标
	邮政产业	邮政业务占 GDP 比重	%	正指标
	软件产业	软件业务占 GDP 比重	%	正指标
数字化应用	移动电话	移动电话普及率	部/百人	正指标
	互联网	互联网宽带普及率	户/百人	正指标
	电子商务	人均电子商务销售额	元	正指标
	数字电视	数字电视普及率	户/百人	正指标

表 2 高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	衡量方式	单位	正逆性
创新发展	创新投入	R&D 经费占 GDP 比重	%	正指标
	创新产出	每万人专利授权数	项	正指标
	创新潜力	国民平均受教育年限	年	正指标
协调发展	城镇化	人口城镇化率	%	正指标
	产业结构	第三产业增加值/第二产业增加值	倍	正指标
	收入差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	倍	负指标
绿色发展	能源消耗	每万元 GDP 电耗	千瓦时	负指标
	生态恢复	森林覆盖率	%	正指标
	环境治理	生活垃圾无害化处理率	%	正指标
开放发展	外贸依存度	进出口总额占 GDP 比重	%	正指标
	外资依存度	实际利用外资占 GDP 比重	%	正指标
共享发展	居民收入	人均可支配收入	元	正指标
	文化	人均公共图书馆藏书量	册	正指标
	出行	每平方公里公路里程	公里	正指标
	医疗	每万人卫生机构床位数	张	正指标

对 2011—2019 年黄河流域九省(区)的数字经济发展水平和高质量发展水平进行测度,指标数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及各省(区)统计年鉴,缺失值采用移动平均方法进行填补。

1. 黄河流域数字经济发展水平的测评及分析

黄河流域数字经济发展水平的测评结果见表 3。总体看,2011—2019 年黄河流域的数字经济发展水平呈现稳步上升态势,九省(区)数字经济发展水平年均增长 20.5%,尤其是 2017 年后,数字经济发展速度明显加快。

表 3 黄河流域数字经济发展水平得分

地区	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	均值	排名
山西	0.099	0.113	0.131	0.148	0.181	0.193	0.226	0.375	0.415	0.209	5
内蒙古	0.063	0.077	0.093	0.103	0.142	0.150	0.173	0.225	0.297	0.147	7
山东	0.204	0.248	0.400	0.417	0.443	0.514	0.559	0.649	0.690	0.458	1
河南	0.099	0.118	0.159	0.207	0.262	0.311	0.348	0.433	0.516	0.273	4
四川	0.204	0.244	0.283	0.333	0.383	0.425	0.467	0.542	0.639	0.391	2
陕西	0.129	0.166	0.204	0.239	0.299	0.337	0.383	0.477	0.632	0.318	3
甘肃	0.051	0.055	0.073	0.085	0.118	0.119	0.175	0.268	0.348	0.144	8
青海	0.040	0.055	0.062	0.077	0.166	0.140	0.121	0.218	0.276	0.128	9
宁夏	0.062	0.078	0.092	0.135	0.151	0.180	0.210	0.307	0.368	0.176	6
均值	0.106	0.128	0.166	0.194	0.238	0.263	0.296	0.388	0.465	0.249	

2. 黄河流域高质量发展水平的测评及分析

黄河流域高质量发展水平的测度结果见表 4。总体看,2011—2019 年黄河流域高质量发展水平同样呈现稳步上升趋势,九省(区)高质量发展水平年均增长 5.47%,但增速出现逐步放缓趋势,体现该区域转变发展方式、推进经济高质量发展已获得一定成

效,正处于转型的关键期。分省域看,黄河流域数字经济发展水平最高的省(区)为山东,最低为青海,前者在 2011—2019 年间的平均发展指数为后者的 3.57 倍,可见区域内数字经济发展差异巨大。山东、四川、陕西、河南四省的数字经济发展水平高于全流域平均水平,山西、宁夏、内蒙古、甘肃、青海五省(区)数字经济发展水平低于全流域平均水平,其数字经济发展水平得分多集中于 0.1—0.2 之间。除山西外,其他四省(区)均位于西部地区、黄河上游区域,经济基础相对薄弱,需要提升数字经济发展速度和规模。

效,正处于转型的关键期。

分省域看,区域内部高质量发展的不均衡性较为突出,山东凭借区位、资源禀赋等优势,占据黄河流域高质量发展第一梯队,其高质量发展水平的均值为 0.657,远高于其他省(区)。陕西、河南、四川三省高质量发展水平次之,皆明显高于全流域平均水平。山西、内蒙

表 4 黄河流域高质量发展水平得分

地区	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	均值	排名
山西	0.308	0.339	0.364	0.383	0.408	0.416	0.404	0.437	0.437	0.389	5
内蒙古	0.336	0.347	0.369	0.372	0.380	0.414	0.406	0.424	0.426	0.386	6
山东	0.560	0.600	0.622	0.635	0.659	0.676	0.706	0.718	0.738	0.657	1
河南	0.387	0.429	0.450	0.479	0.508	0.533	0.548	0.583	0.604	0.502	3
四川	0.411	0.447	0.456	0.471	0.495	0.492	0.518	0.563	0.573	0.492	4
陕西	0.372	0.404	0.446	0.475	0.530	0.581	0.567	0.606	0.636	0.513	2
甘肃	0.141	0.166	0.185	0.204	0.232	0.251	0.273	0.298	0.318	0.230	8
青海	0.162	0.173	0.168	0.185	0.200	0.218	0.227	0.253	0.284	0.208	9
宁夏	0.237	0.257	0.294	0.329	0.351	0.384	0.431	0.440	0.442	0.352	7
均值	0.324	0.351	0.373	0.393	0.418	0.440	0.453	0.480	0.495	0.414	

古、宁夏三省(区)高质量发展水平则略低于全流域平均水平,甘肃、青海两省则常年处于最后梯队,其高质量发展水平得分均在 0.3 以下,发展质量亟待提升。

四、数字经济对黄河流域高质量发展影响的模型设定

(一)基准模型

为了研究数字经济对黄河流域高质量发展的影响,构建基本计量模型如下:

$$hqd_{it} = \beta_0 + \beta_1 de_{it} + \gamma X_{it} + \varphi_{it} \quad (8)$$

其中, hqd_{it} 表示第 i 省在第 t 年的高质量发展水平, de_{it} 表示第 i 省在第 t 年的数字经济发展水平, X_{it} 为影响高质量发展水平的其他控制变量, φ_{it} 为误差项。

根据所设定的基准模型,以高质量发展水平(hqd)作为被解释变量,数字经济发展水平(de)作为解释变量,并引入以下 5 个控制变量:

1. 政府干预程度(gov):用九省(区)财政支出占 GDP 的比重来表示。政府干预及宏观调控是影响发展质量的重要因素,政策导向会影响产业布局和产业结构,转移支付有助于缩小区域发展差距,公共服务和社会保障使发展成果由人民共享,但是不合理的政府干预则不利于发展质量的提高。

2. 科技创新水平(sti):用九省(区)每万人专利授权量来表示。科技创新在经济社会发展中发挥引领作

用,可以提高生产效率,推动低能耗高附加值的新兴产业大力发展,进而实现产业结构优化和节能减排,是高质量发展的强大动能。

3. 人力资本水平(hu):用普通高校在校学生占总人口的比例来表示。高质量发展离不开相应的劳动力供给,高素质的研发型、创新型人才带来的技术优势将进一步转化为发展动能,提升发展效益。

4. 对外开放程度(op):用进出口总额占 GDP 的比重来表示。双循环新发展格局下,对外开放仍将长期是我国的重要战略,对外经济交流有利于引入国外先进的技术和管理理念,推动产业转型升级,同时,对外开放也可能造成污染转移,影响高质量发展水平。

5. 城镇化水平(urb):用城镇化率即城镇人口占总人口数的比重表示。城镇化改善了要素配置能力,城市的发展使资本、技术等要素聚集,形成规模效应,促进区域高质量发展,但是,城镇化也可能带来城乡差距拉大、环境污染以及社会治安等问题,进而降低发展质量。

以上变量数据来源于《中国统计年鉴》以及各省(区)统计年鉴。此外,由于财政支出占 GDP 比重、进出口总额占 GDP 比重以及城镇化率这三项数据值相对较大,在模型拟合时对其采取对数化处理。表 5 为各变量的描述性统计结果。

表 5 描述性统计分析结果

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
hqd	81	0.414	0.148	0.141	0.738
de	81	0.249	0.163	0.0403	0.690
lngov	81	3.357	0.460	2.550	4.328
sti	81	4.871	3.357	0.869	14.55
hu	81	1.822	0.470	0.805	2.913
lnop	81	2.233	0.625	0.245	3.688
lnurb	81	3.947	0.123	3.615	4.149

(二)空间计量模型构建

数字经济的高成长性、强扩散性、高技术性减少了不同地区间的阻隔,加强了区域间的联系。因此,为讨论数字经济对黄河流域高质量发展的直接和间接效应,拟引入空间计量模型来分析空间关联情况。在空间权重矩阵的选择方面,考虑到黄河流域面积广,各省(区)联系的紧密度与地理距离密切相关,故以黄河流域九省(区)省会之间的地理距离为基础,采取空

间地理距离矩阵对黄河流域九省(区)进行空间相关性分析。

为了检验黄河流域九省(区)高质量发展水平是否具有空间相关性,需依次进行全局自相关和局部自相关分析。

首先,基于全局 Moran's I 指数空间相关性检验结果(见表 6)。在 1% 的显著性水平下,高质量发展水平的 Moran's I 指数全部为正数,说明黄河流域九省(区)

高质量发展水平具有正相关性和空间集聚性。

表 6 高质量发展水平全局 Moran's I 值

年份	I	z	p-value
2011	0.158	3.080	0.001
2012	0.162	3.101	0.001
2013	0.170	3.196	0.001
2014	0.170	3.183	0.001
2015	0.161	3.051	0.001
2016	0.151	2.933	0.002
2017	0.119	2.629	0.004
2018	0.129	2.682	0.004
2019	0.110	2.460	0.007

其次,以 2011 年和 2019 年的高质量发展水平指数为例,图 1 给出了九省(区)的局部 Moran's I 散点图。局部 Moran's I 散点图将区域间的空间相关性分为四种,高-高(H-H)是自身和周围高质量发展水平都高,低-高(L-H)是自身高质量发展水平低而周围高,低-低(L-L)是自身和周围高质量发展水平都低,高-

低(H-L)是自身高质量发展水平高而周围低。可以看出,2011 年和 2019 年该流域内的大部分省(区)集中在第一象限和第三象限,其高质量发展水平呈现正向空间相关性和空间集聚特征。2011 年局部 Moran's I 散点图中,山东、河南、陕西、内蒙古四省(区)在第一象限 H-H 区域,甘肃、青海、宁夏三省(区)在第三象限 L-L 区域。黄河流域中下游地区高质量发展水平普遍高于上游地区,故中下游省(区)和上游省(区)分别实现高水平的集聚和低水平的集聚。而山西在中下游地区中高质量发展水平相对较低,四川在上游地区中高质量发展水平相对较高,故二者分别处于第二象限 L-H 区域和第四象限 H-L 区域。2019 年局部 Moran's I 散点图中,四川由第四象限 H-L 区域进入到第一象限 H-H 区域,表明四川发挥了辐射带动作用,周围省(区)高质量发展水平提升;内蒙古由第一象限 H-H 区域进入到第二象限 L-H 区域,表明内蒙古高质量发展水平增长幅度相对于其他省(区)较小。同时,青海、宁夏、甘肃三省(区)仍处于第四象限 L-L 区域,黄河流域

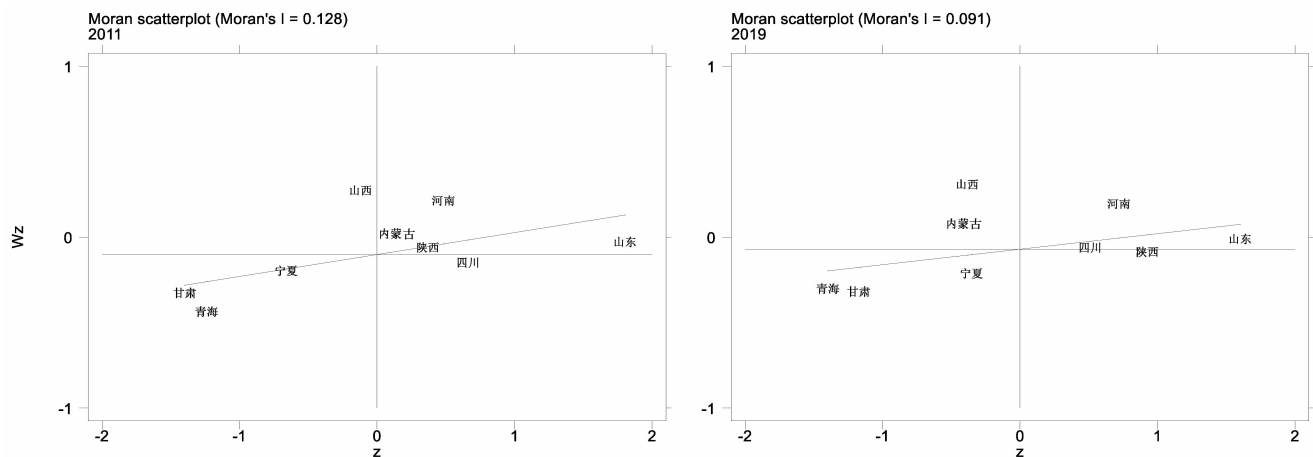


图 1 2011 年和 2019 年高质量发展水平局部 Moran's I 散点图

区域协调一体化发展任重而道远。

由上述空间自相关性检验的结果可知,若建立传统面板模型会忽视空间交互效应,因此,在基准模型基础之上建立空间面板计量模型对数字经济对黄河流域高质量发展的影响进行实证分析。空间面板计量模型基本形式为:

$$\begin{cases} Y_{it} = u_i + \gamma_t + \rho W_i Y_{it} + \alpha X_{it} + \beta W_i X_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \lambda W_i \varepsilon_{it} + v_{it} \end{cases} \quad (9)$$

式中, Y 为被解释变量, X 为解释变量, i 为区域, t 为时间, u_i 为个体效应, γ_t 为时间效应, ρ 和 λ 是空间滞后项系数, β 是空间交互项系数, W_i 是空间权重矩阵, ε_{it} 和 v_{it} 为误差项。

根据空间效应不同的设定前提,将空间计量模型主要分为以下三种:

空间滞后模型(SLM): $\lambda=0, \varepsilon_{it}=v_{it}, \rho \neq 0, \beta=0$

$$Y_{it} = u_i + \gamma_t + \rho W_i Y_{it} + \alpha X_{it} + v_{it} \quad (10)$$

空间误差模型(SEM): $\lambda \neq 0, \varepsilon_{it} = \lambda W_i \varepsilon_{it} + v_{it}$

$$Y_{it} = u_i + \gamma_t + \alpha X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

空间杜宾模型(SDM): $\lambda=0, \varepsilon_{it}=v_{it}, \rho \neq 0, \beta \neq 0$

$$Y_{it} = u_i + \gamma_t + \rho W_i Y_{it} + \alpha X_{it} + \beta W_i X_{it} + v_{it} \quad (12)$$

三种不同的模型具有不同的传导机制和经济含义,SLM 模型主要侧重于考察不同省(区)高质量发展水平之间的空间相关性;SEM 模型主要是基于不同省(区)误差项之间可能存在空间相关性;SDM 模型同时

考虑到了各省(区)数字经济之间和高质量发展水平之间的空间相关性。本文将通过空间检验进行模型选择。

五、实证结果分析

(一)空间计量模型的检验和选择

1. 空间计量模型选择

通过 LM 检验和稳健的 LM 检验(Robust LM)判断空间滞后效应和空间误差效应的存在,进而确定选取空间计量模型。一般而言,若存在空间误差,即空间误差(Spatial error LM)比空间滞后的拉格朗日乘数(Spatial lag LM)显著,且稳健的空间误差(Spatial error Robust LM)显著而稳健的空间滞后拉格朗日乘数(Spatial lag Robust LM)不显著,则选择空间误差模型。若存在空间滞后,则与此相反。若二者都存在,即所有的 LM 值与 R-LM 值都显著时,则选择空间杜宾模型。检验结果如表 7 所示,根据检验结果,空间误差和空间滞后检验的 p 值均小于 0.05,说明空间滞后效应和空间误差效应同时存在,进而应建立空间杜宾模型。

表 7 LM 检验结果

检验	统计值	p-value
Spatial error:		
Moran's I	8.202	0.000
LM	29.444	0.000
Robust LM	13.154	0.000
Spatial lag:		
LM	25.171	0.000
Robust LM	8.881	0.003

2. 空间计量模型检验

首先,Hausman 检验可以确定区域个体效应的存在形式,通过该检验来分析选择固定效应面板模型还是随机效应面板模型。其原假设为个体效应与回归变量不相关(选择随机效应)。通过 Hausman 检验最终测算出卡方值为 120.02,在 1%显著性水平下通过检验,因此拒绝随机效应的假设,选择固定效应模型。

其次,为了确认空间杜宾模型(SDM)是否能够简化为空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM),进一步进行 LR 检验和 Wald 检验,检验结果见表 8。根据检验结果,除了空间误差 LR 检验(在 10%显著性水平下通过检验),其余检验结果均在 1%显著性水平拒绝原假设,即表明空间杜宾模型不能简化为空间滞后模型和空间误差模型。此外,选取固定效应的空间面板杜宾模型进行空间回归分析,并通过模型拟合,发现时间固定效应的空间面板杜宾模型拟合效果优于

个体固定效应和混合固定效应,故选取时间固定效应的空间面板杜宾模型进行实证分析。

表 8 LR 检验和 Wald 检验结果

检验	统计值	p-value
LR- Spatial lag	43.22	0.0000
LR- Spatial error	11.86	0.0652
Wald- Spatial lag	71.76	0.0000
Wald- Spatial error	80.08	0.0000

(二)空间计量结果分析

1. 模型估计

通过前文模型设定和选择,采用时间固定效应的空间杜宾模型(SDM)来分析数字经济对黄河流域高质量发展的影响,计量结果见表 9。其中,模型(1)的结果仅包含数字经济这一变量,模型(2)一(6)则显示了依次加入其他控制变量后的计量结果,随着控制变量的引入,模型的拟合效果总体上趋于更优,因此,基于模型(6)计量结果进行综合分析。

根据空间杜宾模型回归结果,除对外开放程度外,数字经济水平、政府干预水平、科技创新水平、人力资本水平、城镇化水平五个变量均在 1%的显著性水平下显著。数字经济发展水平的系数为 0.16,表明数字经济发展水平平均提升 1%,高质量发展水平将提升 0.16%。数字经济的发展促进产业融合,提升生产技术,助力要素合理化配置,进而推动技术创新、结构优化、节能减排、扩大开放并实现成果由人民共享,数字经济对区域高质量发展水平的提高起到积极的作用。控制变量方面,科技创新水平、人力资本水平和城镇化水平的回归系数分别为 0.009、0.072 和 0.167,表明科技创新、人力资本、城镇化水平每提升 1%,高质量发展水平将平均分别提升 0.009%、0.072%和 0.167%。科技和人才是发展的风向标,科技创新有助于改善区域的产业结构、能源消费结构以及经济模式,高质量的劳动力资源将提升区域经济活力,扩大人才储备,而城镇化促进了资源的集聚,扩大规模效应,推动了经济结构调整、居民生活水平改善。政府干预程度回归系数为 -0.163,表明政府干预度每提升 1%,高质量发展水平平均将会下降 0.163%,该区域可能存在干预过度或财政支出结构不合理等情况。在实现黄河流域高质量发展的过程中,仅发挥政府的作用是远远不够的,应提升宏观调控效率,依托市场优化资源配置,提升该区域经济发展的自由度。总之,数字经济、科技创新、人力资本、城镇化对区域高质量发展具有正向的带动作用,

表 9 SDM 模型拟合结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
de	1.000*** (0.00)	0.318*** (0.00)	0.194*** (0.00)	0.162*** (0.00)	0.212*** (0.00)	0.160*** (0.00)
lngov		-0.199*** (0.00)	-0.167*** (0.00)	-0.171*** (0.00)	-0.119*** (0.00)	-0.131*** (0.00)
sti			0.009*** (0.00)	0.005* (0.09)	0.003 (0.42)	0.009*** (0.00)
hu				0.041** (0.02)	0.080*** (0.00)	0.072*** (0.00)
lnop					0.010 (0.23)	0.008 (0.20)
lnurb						0.167*** (0.00)
W×de	1.655*** (0.00)	-0.944*** (0.00)	0.329 (0.240)	0.059 (0.850)	0.942** (0.030)	0.767** (0.030)
W×lngov		-0.470*** (0.00)	-0.471*** (0.00)	-0.319*** (0.00)	-0.300*** (0.00)	-0.088 (0.230)
W×sti			-0.050*** (0.00)	-0.065*** (0.00)	-0.086*** (0.00)	-0.034** (0.020)
W×hu				0.258*** (0.010)	0.485*** (0.00)	0.474*** (0.00)
W×lnop					-0.196*** (0.00)	-0.172*** (0.00)
W×lnurb						0.04 (0.840)
rho	0.224 (0.30)	-0.731*** (0.01)	-0.586** (0.02)	-0.460* (0.09)	-0.248 (0.35)	-0.468* (0.06)
sigma2_e	0.003*** (0.00)	0.001*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
Observations	81	81	81	81	81	81
R-squared	0.377	0.534	0.709	0.603	0.932	0.900
Number of code	9	9	9	9	9	9

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

而政府过度干预会阻碍高质量发展水平的提高。

从变量的空间滞后项系数看,数字经济的空间滞后系数为正,说明数字经济对周边地区的高质量发展水平具有明显的正向空间效应。数字经济通过数字技术和产业的融合,降低了不同区域的时空阻隔,促进资本、技术等要素在全流域的自由流动和合理化配置,同时又推动了规模经济和知识外溢,使高质量发展的红利为周边区域共享。人力资本的空间滞后系数为正,说明人力资本对周边地区的高质量发展具有正向作用。政府干预和城镇化的空间滞后系数不显著。而科技创新和对外开放的空间滞后系数为负,说明科技创新和对外开放会小幅度削弱周边地区的高质量发展水平,产生负向的空间效应。

2. 模型效应分解

由于空间杜宾模型具有空间滞后反馈效应,用回归系数解释自变量对因变量的影响会出现偏差,因此,可通过偏微分的方法把解释变量对被解释变量的综合影响按照来源分为直接效应和间接效应。直接效应表示本地区数字经济发展导致自身高质量发展水平的变化,间接效应即空间溢出效应则表示本地区数字经济发展导致邻近区域的高质量发展水平的变化情况,二者之和则为数字经济对高质量发展的总效应。剖析SDM模型中数字经济对高质量发展的直接效应、间接效应和总效应,得到的结果见表10。

根据效应分解结果,数字经济对黄河流域高质量发展的直接效应在1%显著性水平下为正,说明一个地

表 10 模型效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
de	0.120*** (0.01)	0.522** (0.05)	0.642** (0.02)
lngov	-0.130*** (0.00)	-0.018 (0.67)	-0.148*** (0.00)
sti	0.011*** (0.00)	-0.028** (0.02)	-0.017 (0.20)
hu	0.046*** (0.00)	0.328*** (0.00)	0.374*** (0.00)
lnop	0.018*** (0.00)	-0.132*** (0.00)	-0.115*** (0.00)
lnurb	0.171*** (0.00)	-0.033 (0.81)	0.138 (0.30)

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

区大力发展数字产业、推进数字化融合有助于优化经济结构、提升经济发展效率和质量,其系数为 0.12,表示数字经济发展水平每提升 1%,其自身高质量发展水平将平均提升 0.12%。在间接效应方面,数字经济对高质量发展在 5% 显著性水平下为正,对周边省(区)产生正向的空间溢出,其系数为 0.522,表示数字经济发展水平每提升 1%,其周围省(区)高质量发展水平将平均提升 0.522%,数字经济对周边区域的辐射带动作用极强。数字经济对高质量发展的总效应同样在 5% 显著性水平下为正,其系数为 0.642,表示数字经济发展每提升 1%,其自身和周边省(区)高质量发展水平将平均提升 0.642%。

在控制变量方面,政府干预对黄河流域高质量发展水平的直接效应和总效应在 1% 显著性水平下为负,间接效应不显著。政府干预度较高的省(区)均位于黄河上游区域,如青海、宁夏,其经济发展水平较低,市场经济不发达,过度的政府干预不利于释放市场活力,会约束和限制区域高质量发展。科技创新具有正向的直接效应和负向的间接效应,黄河流域各区域发展不均衡,发达省(区)吸引高新技术产业集聚,易对周边产生虹吸效应,加剧发展的不平衡性;同时,科技创新对高质量发展的总效应不显著,说明黄河流域总体上科技成果转化率低,科技要素流动不足。人力资本在 1% 的显著性水平下三种效应均为正数,高素质的人力资本将显著提升自身和邻近区域高质量发展水平,人力资本的扩散效应显著。对外开放在 1% 显著性水平下直接效应为正数,而间接效应和总效应则为负数,黄河流域九省(区)产业结构相似,在进出口贸易上存在同质化竞争。城镇化对本地区高质量发展

水平有显著的直接效应影响,而间接效应和总效应则不显著,城镇化发展对周边省(区)高质量发展水平没有产生明显影响,原因可能为城镇化不是一朝一夕的过程,应考虑其对高质量发展水平的滞后性作用。

六、结论和建议

(一) 研究结论

选取黄河流域九省(区)为主要研究区域,考察数字经济对该区域高质量发展的影响。采用熵值法测算 2011—2019 年黄河流域九省(区)的数字经济发展水平和高质量发展水平,在空间相关性基础上,建立空间杜宾模型,将数字经济对高质量发展水平的影响效果进行实证分析。结论如下:

1. 黄河流域数字经济发展水平和高质量发展水平不均衡

从 2011 年到 2019 年,黄河流域九省(区)的数字经济和高质量发展水平均稳步提高,但是,其空间异质性明显。总体看,黄河中下游省(区)数字经济和高质量发展水平较高,而上游省(区),除四川外,其他省(区)数字经济和高质量发展水平都非常低。分省(区)看,山东、陕西、四川、河南四省这两项指标发展水平较高,山东居于首位,青海、甘肃数字经济和高质量发展水平则处于末位,有较大的增长空间。黄河流域横贯东西,从沿海到内陆,从平原到高原,自然条件和经济基础决定了必然存在发展差距。

2. 黄河流域高质量发展水平具有空间相关性和空间集聚性

通过对黄河流域九省(区)进行空间相关性分析,测算出高质量发展的全局 Morans' I 指数显著为正值,表示黄河流域高质量发展水平具有正向的空间相关性。根据黄河流域高质量发展的局部 Morans' I 散点图,发现大多数省(区)呈现出高-高聚类 and 低-低聚类特点,其中,山东、河南、四川、陕西主要处于第一象限 H-H 区域,青海、甘肃、宁夏主要处于第三象限 L-L 区域,具有空间集聚特征。

3. 数字经济对高质量发展水平具有正向效应,其他变量影响效果不尽相同

空间计量结果显示,数字经济发展不仅可以提升本区域高质量发展水平,也对周围省(区)的高质量发展水平产生正向空间溢出效应。在控制变量上,政府干预会对黄河流域高质量发展产生抑制作用,人力资本对该流域高质量发展具有促进作用,科技创新和对外开放具有正向的直接效应和负向的间接效应,体现区域间的竞争关系,城镇化只对本区域高质量发展水

平产生正向效应,其他则不显著。

(二)政策建议

1. 加强全流域统筹规划,促进区域多元合作

黄河流域九省(区)经济发展水平不均衡,上游区域和中下游区域发展差距明显。应加强全局统筹,减少区域间同质化竞争,完善全流域高质量发展的整体布局,发达省(区)要发挥要素聚集优势,辐射带动周边区域的发展。要加强区域合作,探索不同空间尺度上的合作模式,着眼于自身优势,提升区域经济联系的广度和深度,实现优势互补、协同创新和空间共融,充分发挥黄河流域各省(区)的区位、资源、人才和产业效应,实现全流域的高质量发展水平。

2. 大力发展数字经济,发挥区域辐射带动作用

数字经济对黄河流域高质量发展具有显著的空间溢出效应,应利用好数字经济这一新经济形态,推进区域间协同发展。要大力加强数字基础设施建设,将互联网、通信设施建设摆在突出位置,保障数字经济发展的物质基础;扩大数字产业化和产业数字化规模,增加电信业、软件业和信息服务业等代表性产业的市场份额,同时推进传统产业的数字化改造和数字化转型升级;推进数字化技术应用推广,普及网络和移动通信,推进“互联网+”与各方面的融合应用,以数字化改善生活质量和生产效率。各地区需加强信息联通,通过数字经济构建协同发展网络,山东、河南、陕西、四川等数字经济发展水平较高的省份需发挥示范作用,发挥产业扩散影响,其他省(区)需做好产业承接,学习发展经验,弥补自身短板,并因地制宜提升本区域数字经济发展水平。

3. 完善要素配置,全方位助力高质量发展

实现黄河流域高质量发展,需要多措并举。要发挥市场在资源配置中的决定性作用,辅以必要的宏观调控,改善财政支出结构,提高宏观调控效率,释放市场活力;促进区域科技创新合作,提升地区科技创新水平并发挥辐射带动作用,加强区域间科技要素流动,提升科技成果转化率;注重教育事业,加强人才建设,强化高校与企业的联系,实现产学研融合,推进就业信息共享,建立健全人才引进政策;转变对外经济发展方式,改善外贸结构,突出自身特色优势,充分发挥丝绸之路经济带的作用,提升对外开放对黄河流域高质量发展的影响力。◆

参考文献:

[1]荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一

个理论分析框架[J].经济学家,2019(2):66-73.

[2]宋洋.经济发展质量理论视角下的数字经济与高质量发展[J].贵州社会科学,2019(11):102-108.

[3]周清香,何爱平.数字经济赋能黄河流域高质量发展[J].经济问题,2020(11):8-17.

[4]郑嘉琳,徐文华.数字经济助推我国经济高质量发展的作用机制研究:基于区域异质性视角的分析[J].价格理论与实践,2020(8):148-151.

[5]蔡跃洲,马文君.数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J].数量经济技术经济研究,2021,38(3):64-83.

[6]丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020(1):85-92.

[7]韩长根,张力.互联网是否改善了中国的资源错配:基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J].经济问题探索,2019(12):43-55.

[8]宁朝山.数字经济、要素市场化与经济高质量发展[J].长白学刊,2021(1):114-120.

[9]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.

[10]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].管理科学,2021,34(3):36-53.

[11]杨栋,张宇婷,胡登峰.数字经济赋能高质量发展路径研究:基于长三角一体化中心城市的组态分析[J].华东经济管理,2021,35(10):39-47.

[12]陈晓东,金磊.黄河流域高质量发展的着力点[J].改革,2019(11):25-32.

[13]王晓冬,董超.以数字化转型推进黄河流域生态保护和高质量发展[J].中国经贸导刊(中),2020(1):4-5.

[14]陈闻君,徐阳,张旭东.黄河流域城市经济关联与空间溢出实证研究[J].人民黄河,2021,43(6):10-15.

[15]张焱.数字经济、溢出效应与全要素生产率提升[J].贵州社会科学,2021(3):139-145.

[16]王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(7):26-42.

[17]金磊.关于“高质量发展”的经济学研究[J].中国工业经济,2018(4):5-18.

[18]李金昌,史龙梅,徐蔼婷.高质量发展评价指标体系探讨[J].统计研究,2019,36(1):4-14.

[19]郭芸,范柏乃,龙剑.我国区域高质量发展的实际测度与时空演变特征研究[J].数量经济技术经济研究,2020,37(10):118-132.

制度距离对中国与西亚国家 出口贸易效率的影响研究

年卓玉 杨习铭

(新疆财经大学 经济学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要: 谋划未来中国与“一带一路”沿线国家经贸合作关系全面升级,需客观准确地从制度距离视角评价中国对西亚国家的贸易效率和贸易潜力。以制度距离为研究视角,借助随机前沿引力模型探讨制度距离对中国向西亚出口贸易的影响及出口潜力情况。研究发现:在中国对西亚的出口贸易中,不同类型的制度距离产生影响的方向不同。政治和文化制度距离会阻碍中国对西亚的出口贸易;法律和发展制度距离会促进中国对西亚的出口贸易;经济制度距离超过临界值就会产生阻碍作用。通过测算拓展的出口贸易潜力,发现我国对西亚的出口贸易有进一步发展的潜力。最后就如何切实提升我国出口贸易提出建议。

关键词: 制度距离;出口贸易;贸易效率;贸易潜力

中图分类号:F752.8

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0023-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.03.003

一、引言

西亚作为联系亚、欧、非三大洲和沟通大西洋、印度洋的枢纽,是中国连接欧洲、深入非洲的现代陆海空交通枢纽地带,对我国出口贸易具有战略意义。多数西亚国家是我国在丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路中占据重要地位的出口贸易国。近年来,中国对西亚的出口贸易额呈持续增长趋势,2021 年中国对西亚出口贸易额为 1631 亿美元,较 2015 年增长 24.35%。虽然出口贸易额有所增长,但增速不及中国对世界的出口增速。中国对西亚的出口贸易占世界出口贸易的比重由 2015 年的 5.77% 下降到 2021 年的 4.85%,说明中国对西亚的出口贸易面临出口增速下降的挑战。随着西亚国家“向东看”趋势的增强,中国应积极加深与该地区国家的经贸合作^[1]。

2021 年中国向阿联酋、沙特阿拉伯、土耳其、伊朗四国的出口贸易额分别占中国向西亚出口贸易总额

的 28.23%、16.48%、14.19%、13.55%,四国合计占比 72.45%,其余西亚国家仅占 27.55%。可见中国与西亚之间的贸易发展并不协调。近年我国对西亚的贸易逆差持续扩大、出口产品缺乏市场竞争力,长此以往,中国在西亚贸易伙伴国的现有地位可能会被产品“更廉价”的国家所取代。国际贸易中,市场竞争是全方位的,比较优势不仅体现在要素禀赋方面,还体现在国家制度层面^[2]。有效率的制度可以降低交易成本,提升产品的出口竞争力^[3]。因此,在出口贸易中需要考虑的重要问题之一是国家之间制度的差异,这种差异被称作制度距离。在交通、信息技术日益发达的今天,空间距离不断被折叠压缩,而制度距离愈来愈成为影响区域空间相互作用的关键因素^[4]。本文从制度距离视角出发,利用随机前沿引力模型进行实证分析,探讨不同类型的制度距离如何影响中国对西亚的出口贸易效率,并针对发现的问题提出相应的可行性建议。

基金项目: 国家社会科学基金项目“‘一带一路’战略框架下中国新疆-阿拉伯海能源链构建研究”(18BGJ014);国家社会科学基金项目“丝绸之路经济带建设背景下新疆产业结构升级的路径研究”(19BJL129);新疆维吾尔自治区社会科学基金项目“中巴产能合作绩效评价与推进路径研究”(20BJL058);新疆维吾尔自治区科技厅国际合作项目“阿尔泰区域经济合作模式与合作机制研究”(2020E01026);新疆维吾尔自治区自然科学基金项目“中国与中亚国家产能合作绩效评价与推进路径研究”(2021D01A54);新疆财经大学校级科研基金项目“新疆与中亚五国产能合作模式选择与推进路径研究”(2022XGC025)。

作者简介: 年卓玉(1996—),女,安徽蚌埠人,在读硕士,研究方向为世界经济与高质量发展;杨习铭(1985—),男,湖北黄冈人,博士,副教授,硕士生导师,研究方向为国际区域经济合作。

二、文献述评

制度作为国家的重要特质,影响国家经济发展的各个层面,各国出口贸易也必然受到国家制度的影响。North(1994)^[3]认为有效率的制度可以降低交易成本,提升产品的出口竞争力。Kostova(1997)^[6]将制度距离定义为国家之间在管制、规范和认知制度等方面的差异。随着各国对贸易安全问题的重视,制度距离已成为国内外学者研究国际贸易时的重要研究方向之一。

现有研究大多发现制度距离对出口贸易的影响显著为负,表现为阻碍两国间的出口贸易。潘镇(2006)^[9]发现制度距离制约双边贸易的开展。魏浩和何晓琳等(2010)^[10]研究发现发展中国家的制度差异会增加贸易成本并阻碍贸易发展。胡超和王新哲(2012)^[8]发现国家间较小的制度距离有助于促进出口贸易。黄新飞和舒园等(2013)^[9]认为国家间发展水平差异的根本因素是制度距离,制度距离越大会导致双边经济发展差距越大,进而阻碍出口贸易。万伦来和高翔(2014)^[10]发现制度距离会阻碍我国出口贸易。许家云和周绍杰等(2017)^[11]认为中国与“一带一路”沿线国家之间,在宏观经济制度、文化、法律等方面的差异与双边进出口贸易存在显著的负相关关系。刘德学和孙博文(2019)^[12]认为“平均制度距离”阻碍国家的出口贸易。苏剑(2020)^[13]认为熟练掌握和使用贸易对象国的语言,有利于推动双边贸易发展。孙俊新(2020)^[14]认为文化距离对中国产品进出口贸易效率有负向影响,且对进口贸易效率的作用更显著。张慧敏和刘洪钟(2020)^[15]认为政治距离不利于双边贸易,文化距离会增强双边贸易对政治距离的敏感性。张恒星(2021)^[16]认为制度距离对我国初级品出口的阻碍作用远大于制成品。但也有研究结论与之相反。李文宇和刘洪铎(2016)^[17]发现制度距离差距大的国家跟我国的贸易往来更加密切。

以上研究均表明制度距离确实影响出口贸易,但不同国家、不同制度距离对出口贸易的影响作用不同。国内研究多以中国与单一国家、某个区域或区域组织为研究对象,较少涉及西亚国家。本文的边际贡献主要有以下几点:一是随着我国与西亚国家的经贸合作日渐密切,探究制度因素对我国与该区域国家贸易有何影响,可为我国向西亚出口贸易进一步深化提供依据。二是本文创新性地将制度距离分为正式制度距离和非正式制度距离,从政治、经济、法律、文化、发展五个制度维度分析制度距离对中国与西亚国家出口贸易效率的影响。

三、理论模型与研究假设

(一)随机前沿引力模型

随机前沿引力模型将随机前沿分析方法和引力模型结合起来,用以估计贸易效率和贸易潜力。具体形式如下:

$$Y_{ijt}=f(X_{ijt},\beta)\exp(v_{ijt}-\mu_{ijt}),\mu_{ijt}\geq 0 \quad (1)$$

两边取对数,得:

$$\ln Y_{ijt}=\ln f(X_{ijt},\beta)+v_{ijt}-\mu_{ijt},\mu_{ijt}\geq 0 \quad (2)$$

式中, Y_{ijt} 表示t时期i国对j国的实际贸易额; X_{ijt} 表示影响贸易量的自然因素; β 表示解释变量的待估参数; v_{ijt} 表示随机误差项; μ_{ijt} 表示贸易非效率项。此时式(1)变为:

$$Y_{ijt}^*=f(X_{ijt},\beta)\exp(v_{ijt}) \quad (3)$$

式中, Y_{ijt}^* 表示贸易潜力。贸易效率为实际贸易额与贸易潜力的比值,具体形式如下:

$$TE_{ijt}=Y_{ijt}/Y_{ijt}^*=\exp(-\mu_{ijt}),\mu_{ijt}\geq 0 \quad (4)$$

式中, TE_{ijt} 表示贸易效率。 $TE_{ijt}<1$,说明存在贸易无效率,因而可以找出导致贸易无效率的因素并加以改善,提高贸易效率和实际贸易额,推动贸易发展。

(二)贸易非效率模型

贸易非效率模型形式如下:

$$\mu_{ijt}=h(K_{ijt},\alpha)+\tau_{ijt} \quad (5)$$

式中, K_{ijt} 表示影响贸易非效率项的因素; α 表示参数; τ_{ijt} 表示随机扰动项。

(三)理论假设

不同国家的制度存在差异性,而制度的差异性会在信息搜寻、谈判、合同履行、纠纷解决等方面增加贸易成本,从而导致出口贸易的低效率。从正式制度距离角度看,中国与西亚政治制度不同、发展阶段不同,在贸易往来、技术合作、直接投资等方面各国都会发挥本国优势,以求在出口贸易中占据主动。新制度经济学理论认为,经济制度可以通过作用于劳动力、技术、资本等方面对出口贸易产生间接影响。中国与西亚在法律制度上的差异对知识产权保护、违约风险等出口贸易所涉及的因素会产生影响。多重因素作用下将对出口贸易产生不同方向的影响。从非正式制度距离角度看,文化制度对社会意识形态等方面起作用,发展制度对教育水平和生活质量等方面起作用,这些因素对出口贸易产生间接影响。

基于上述分析,本文提出以下假说:制度距离在中国对西亚出口贸易中发挥作用;不同类型的制度距离对出口贸易产生影响的方向不同;政治、文化制度

距离会阻碍中国对西亚的出口贸易;经济、法律、发展制度距离会促进中国对西亚的出口贸易。

四、变量选取和模型设定

(一)随机前沿引力模型

1. 变量选取

早期的贸易引力模型探讨了两国双边贸易规模与经济总量以及两国之间距离的关系。随着学者们的深入研究,模型又加入人口数量、共同语言、是否为内陆国等解释变量;贸易非效率项则引入基础设施、制度环境等人为因素。本文的变量在传统引力模型的基础上和已有研究的特点上选择中国人均 GDP、贸易国人均 GDP、中国人口数量、贸易国人口数量、中国和贸易国地理距离五个变量。

2. 模型设定

从出口额构建随机前沿引力模型,具体模型设定形式如下:

$$\ln \text{EXP}_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{PGDP}_{it} + \beta_2 \ln \text{PGDP}_{jt} + \beta_3 \ln P_{it} + \beta_4 \ln P_{jt} + \beta_5 \ln D_{ijt} + v_{ijt} - \mu_{ijt} \quad (6)$$

式中, EXP_{ijt} 表示 t 时期中国对 j 国的实际出口额; β_i 表示各解释变量的参数。各解释变量的经济含义如下:

(1) PGDP_{it} 和 PGDP_{jt} 分别表示 t 时期中国和 j 国的人均 GDP。人均 GDP 越高的国家,市场承载能力越

强,预期 PGDP_{it} 和 PGDP_{jt} 对 EXP_{ijt} 有正向影响。

(2) P_{it} 和 P_{jt} 分别表示 t 时期中国和 j 国的人口数量。人口规模的扩大使可支配收入的增加量更大,预期 P_{it} 和 P_{jt} 对 EXP_{ijt} 具有正向影响。

(3) D_{ijt} 表示两国首都间的地理距离。两国贸易成本会随着地理距离的增加而增加,预期 D_{ijt} 对 EXP_{ijt} 具有负向影响。

(二)贸易非效率模型

1. 变量选取

本文将制度距离划分为正式制度距离和非正式制度距离。正式制度距离指国家间在政治、法律、经济、规则等带有强制约束力方面的制度差异;非正式制度距离指国家间在道德观念、文化习俗、社会认可度等非强制约束力方面的制度差异。本文选择三种正式制度距离和两种非正式制度距离作为贸易非效率模型的解释变量。本文构建的制度距离计算公式如下:

$$\text{SD}_{kt} = \frac{1}{N} \sum_{g=1}^N [(I_{gkt} - I_{gkt})^2 / V_g] \quad (7)$$

式中, SD_{kt} 表示 t 时期 k 国的制度距离; I_{gkt} 和 I_{gkt} 表示 t 时期中国和 k 国的第 g 项指标; V_g 表示样本国在第 g 项指标上的方差。根据式(7)可以计算出中国与 k 国之间的五项制度距离,制度距离测算指标见表1。

表1 制度距离测算指标及数据来源

制度距离分类	制度距离名称	测算指标	数据来源
正式制度距离	政治制度距离	政府效率	WGI
		政府监管质量	
		社会政治稳定性	
		腐败程度	
	经济制度距离	财政自由度	THF
		商业自由度	
		投资自由度	
		金融自由度	
		产权自由度	
		贸易自由度	
		货币自由度	
	法律制度距离	市场法制度程度	WGI
非正式制度距离	文化制度距离	舆情和社会责任	WDI
		女性占劳动力比例	
	发展制度距离	发展因素	联合国《人类发展报告》

注:WGI指世界银行的国家治理指标数据库;THF指世界遗产基金会数据库;WDI指世界银行的世界发展指标数据库。

学者在研究中一般选择文化维度概念作为文化制度距离的测算指标,但由于其对本文所研究国家的测算不够全面,本文选择舆情和社会责任、女性占劳动力比例测算文化距离。

2. 模型设定

将以上细分的制度距离代入非效率模型,设定形式如下:

$$\mu_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{PSD}_{ijt} + \alpha_2 \text{ESD}_{ijt} + \alpha_3 \text{LSD}_{ijt} + \alpha_4 \text{CSD}_{ijt} + \alpha_5 \text{DSD}_{ijt} + \tau_{ijt} \quad (8)$$

式中, μ_{ij} 表示贸易非效率; α_i 表示参数; PSD_{ijt} 表示政治制度距离; ESD_{ijt} 表示经济制度距离; LSD_{ijt} 表示法律制度距离; CSD_{ijt} 表示文化制度距离; DSD_{ijt} 表示发展制度距离。具体经济含义如下:

(1) PSD_{ijt} 表示中国和j国在t时期的政治制度距离。政治制度距离越大,政治市场越不稳定,贸易成本越高,贸易效率越低,预期 PSD_{ijt} 对 EXP_{ijt} 具有负向影响。

(2) ESD_{ijt} 表示中国和j国在t时期的经济制度距离。经济制度距离的存在说明各国产业结构和经济发展路径不同,经济制度距离越大,说明国际市场商品的互补性越强,有利于改善贸易结构,贸易效率越高,预期 ESD_{ijt} 对 EXP_{ijt} 具有正向影响。

(3) LSD_{ijt} 表示中国和j国在t时期的法律制度距离。法律制度距离越大,说明出口国法制越完备,出口风险低,能促进贸易效率,预期 LSD_{ijt} 对 EXP_{ijt} 具有正向影响。

(4) CSD_{ijt} 表示中国和j国在t时期的文化制度距离。文化制度距离越大,言论自由和社会责任差距越大,贸易阻力越大,贸易效率越低,预期 CSD_{ijt} 对 EXP_{ijt} 具有负向影响。

(5) DSD_{ijt} 表示中国和j国在t时期的发展制度距离。发展制度距离越大,人类发展差距越大,贸易空间越大,预期 DSD_{ijt} 对 EXP_{ijt} 具有正向影响。

(三)样本选择和数据来源

鉴于数据的可得性,本文选取阿联酋、沙特阿拉伯、科威特、卡塔尔、巴林、阿曼、也门、伊朗、土耳其、以色列、约旦、黎巴嫩、塞浦路斯、伊拉克14个西亚国家作为研究对象。由于新冠肺炎疫情的影响,2020年出口贸易数据不具备参考意义,选择2010—2019年的面板数据,共140个观测值。运用Frontier4.1软件进行回归分析,数据来源见表2。

表2 数据来源

变量	预期符号	数据来源
EXP_{ijt}	/	中经网海关月度数据库
IMP_{ijt}	/	
PGDP_{it}	+	UNTAD 网站
PGDP_{jt}	+	
P_{it}	+	
P_{jt}	+	
D_{ij}	-	Distance Caculator 网站
PSD_{ijt}	+	根据式(8)计算所得
ESD_{ijt}	-	
LSD_{ijt}	-	
CSD_{ijt}	+	
DSD_{ijt}	-	

五、实证研究结果与分析

(一)模型适用性检验

模型需要检验是否存在贸易非效率,若存在则需继续检验贸易非效率是否具有时变性。本文使用广义似然比进行检验,由表3结果可知模型通过了检验。

表3 模型适用性检验结果

原假设 H_0	无约束条件下 $\ln(H_0)$	有约束条件下 $\ln(H_1)$	LR 统计量	自由度	1%临界值	结论
不存在贸易非效率	8.44	-100.37	217.63	3	9.21	拒绝
贸易非效率不变化	-37.68	-100.37	125.39	2	6.63	拒绝

数据来源:根据回归结果整理所得, $\text{LR} = -2[\ln(H_0) - \ln(H_1)]$ 。

(二)随机前沿引力模型结果分析

如表4所示, γ 表示贸易非效率项在随机误差项中所占比重, γ 越接近1,说明贸易非效率项占比越大。从结果可知时变模型更好。

在时变模型结果中所有解释变量均显著。具体分

析如下:

1. 人均GDP:分别通过5%和1%的显著性检验,说明经济发展水平的提高带动市场需求增加,从而拉动我国出口贸易额增长,且我国经济水平的提升对贸易的拉动作用强于西亚。

表 4 随机前沿引力模型检验结果

估计模型	ols 模型		时不变模型		时变模型	
变量	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
常数	272.44	1.09	273.02***	272.97	487.59***	5.81
$\ln PGDP_{it}$	1.13	1.56	1.12***	13.34	0.99**	4.00
$\ln PGDP_{jt}$	0.64***	12.37	0.45	0.89	0.51***	6.15
$\ln P_{it}$	-13.39	-1.09	-13.51***	-30.02	-21.87***	-5.43
$\ln P_{jt}$	0.93***	23.46	0.94***	11.28	1.20***	14.36
$\ln D_{ij}$	0.75	-1.41	-0.29	-0.27	-5.04***	-5.44
σ^2	0.26		0.55**	3.25	6.41**	3.24
γ	-	-	0.92***	38.19	0.99***	499.82
μ	-	-	-0.19	-0.55	-5.05*	-2.05
η	-	-	-	-	0.05***	5.11
log likelihood	-100.37		-37.68		8.44	
LR 检验值	-		125.39		217.63	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下通过检验。表 5 同。

2. 人口数量：西亚人口数量 P_{jt} 系数为正且通过 1% 的显著性检验，说明人口规模的扩大带动需求同步增长，促进中国对西亚的出口贸易；中国人口数量 P_{it} 系数为负且通过 1% 的显著性检验，说明中国人口数量与出口贸易额呈负相关，与预期符号相反，可能原因中国作为出口国，其人口总量的增加导致国内消费市场规模增加，从而在一定程度上抢占了部分出口产品的资源和市场。

3. 地理距离：通过 1% 的显著性检验，说明地理距离越远，增加的贸易成本对贸易产生的阻碍越大。

(三) 贸易非效率模型结果分析

贸易非效率模型回归结果见表 5。政治制度距离、法律制度距离、文化制度距离和发展制度距离对贸易效率有显著影响；经济制度距离系数为负但不显著。

具体分析如下：

政治制度距离：和贸易非效率呈正相关，即阻碍出口贸易效率。政治制度上差异越大使贸易需花费更多时间成本，导致贸易效率低下和出口贸易风险增加。

经济制度距离：和贸易非效率呈负相关，即促进出口贸易。但其在 10% 的水平上不显著，说明经济制度距离虽然对出口贸易有一定影响但影响较小。但也有研究认为不显著是由于样本国的经济制度距离差距较大，存在一个临界值，使经济制度距离只有在超过临界值时才会表现为显著。

法律制度距离：和贸易非效率呈负相关，即促进出口贸易效率。中国相较于西亚国家法律制度更加完善，有助于我国的出口贸易。

文化制度距离：和贸易非效率呈正相关，即阻碍

表 5 贸易非效率模型检验结果

随机前沿引力模型			贸易非效率模型		
变量	系数	T 值	变量	系数	T 值
常数	271.48***	271.65	常数	-0.55*	-1.81
$\ln PGDP_{it}$	0.98***	5.35	PSD_{ijt}	0.37**	3.98
$\ln PGDP_{jt}$	0.64***	11.74	ESD_{ijt}	-0.01	-0.15
$\ln P_{it}$	-12.66***	-40.39	LSD_{ijt}	-0.24**	-1.95
$\ln P_{jt}$	0.89***	22.25	CSD_{ijt}	0.19*	3.14
$\ln D_{ij}$	-2.15***	-3.37	DSD_{ijt}	-0.29**	-2.42
			σ^2	0.22***	6.25
			η	0.08	0.49
log likelihood	-90.35				
LR 检验值	19.97				

出口贸易。文化制度作为经过长期发展成型的价值取向和国家形象,对居民的生活和消费方式有较深的影响。其差异越大越容易对信息交流产生阻碍作用,抑制出口贸易。

发展制度距离:和贸易非效率呈负相关,即促进出口贸易。受教育水平差距和生活质量差距越大,会

产生越多不同种类、不同层次的需求,促进多样化消费,进而促进我国出口贸易。

(四)出口贸易效率分析

根据随机前沿引力模型的实证结果,得到表6所示的出口贸易效率均值和潜力均值。

表6 2010—2019年中国对西亚14国出口贸易效率均值及潜力均值

排序	国家	出口贸易效率均值	出口贸易潜力均值(亿美元)
1	以色列	0.98	80.50
2	也门	0.97	18.56
3	巴林	0.97	11.03
4	科威特	0.96	30.40
5	沙特阿拉伯	0.96	189.98
6	土耳其	0.95	177.70
7	塞浦路斯	0.94	8.97
8	约旦	0.94	31.95
9	阿联酋	0.92	336.57
10	黎巴嫩	0.89	22.00
11	伊朗	0.84	180.44
12	伊拉克	0.80	85.54
13	卡塔尔	0.60	31.18
14	阿曼	0.58	35.80
	14国均值	0.88	88.62

数据来源:根据随机前沿引力模型结果计算所得。表7、表8同。

表7 2010—2019年中国对西亚14国出口贸易效率

国家	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年
以色列	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.97	0.97	0.97	0.97
也门	0.98	0.98	0.98	0.98	0.97	0.97	0.98	0.98	0.97	0.98
巴林	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97
科威特	0.97	0.97	0.97	0.97	0.96	0.96	0.96	0.95	0.95	0.95
沙特阿拉伯	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.95	0.95	0.95
土耳其	0.92	0.94	0.94	0.95	0.96	0.95	0.95	0.95	0.96	0.96
塞浦路斯	0.95	0.96	0.95	0.95	0.96	0.95	0.90	0.93	0.93	0.89
约旦	0.92	0.94	0.95	0.96	0.95	0.95	0.93	0.93	0.93	0.92
阿联酋	0.85	0.85	0.89	0.90	0.92	0.93	0.95	0.96	0.96	0.96
黎巴嫩	0.92	0.92	0.90	0.90	0.89	0.88	0.90	0.90	0.88	0.84
伊朗	0.80	0.81	0.80	0.81	0.89	0.89	0.90	0.89	0.83	0.74

从表7可知,2010—2019年,中国对西亚14国的出口贸易效率较高且基本稳定,平均值为0.88,表明中国在西亚国家的出口市场趋于饱和状态,未来出口贸易发展潜力较小;海合会七国的出口贸易效率平均值处于稳步上升趋势,表明近年中海经贸合作成果

显著。

近十年,中国与阿联酋的出口贸易效率呈指数增长,深化发展空间较大;中国与黎巴嫩、塞浦路斯、约旦三国的出口贸易效率呈下降趋势;中国与伊朗、伊拉克的出口贸易效率略有下降;中国与卡塔尔的出口

贸易效率在 2016 年前增速较快,近几年则陷入疲软状态;中国与阿曼的出口贸易效率在 2015 年后一直徘徊在 0.5—0.6 之间,出口贸易效率尚有较大的提升空间,若找准影响我国与这些国家出口贸易效率低迷的因素,对我国扩大向西亚的出口贸易额大有裨益。

(五)出口贸易潜力分析

2019 年中国对西亚 14 国出口潜力估计结果见表 8,将原始数据代入时变模型可以得到拓展的出口潜

力。拓展的出口潜力与出口潜力的比值为出口潜力提升空间;拓展的出口潜力与实际出口额的比值为出口拓展增长空间。通过比较发现:我国对阿联酋的出口潜力提升空间和出口拓展增长空间均为负,出口贸易趋近饱和;我国对沙特阿拉伯、土耳其、伊拉克的出口潜力提升空间和出口拓展增长空间均超过 100%,说明我国可通过努力切实提升对这三个国家出口额,因此应首先重视与这些国家的出口贸易。

表 8 2019 年中国对西亚 14 国出口潜力估计

国家	实际出口额 (亿美元)	出口潜力 (亿美元)	可拓展的出口潜力 (亿美元)	出口潜力提升空间 (%)	出口潜力拓展增长空间 (%)
阿联酋	334.14	348.11	308.38	-11.41	-7.71
沙特阿拉伯	238.56	251.38	536.35	113.36	124.83
科威特	38.36	40.36	68.56	69.87	78.73
卡塔尔	24.10	32.93	63.58	93.08	163.82
巴林	14.84	15.34	19.43	26.66	30.93
阿曼	30.22	57.37	94.72	65.10	213.43
也门	28.19	28.82	44.01	52.71	56.12
伊朗	95.91	129.64	128.38	-0.97	33.85
土耳其	173.19	180.36	819.47	354.35	373.16
以色列	96.13	99.03	101.41	2.40	5.49
约旦	36.78	39.84	38.08	-4.42	3.53
黎巴嫩	16.79	20.09	33.34	65.95	98.57
塞浦路斯	5.81	6.49	7.49	15.41	28.92
伊拉克	94.61	122.15	389.62	218.97	311.82%

六、结论与建议

本文将制度距离纳入贸易非效率项,运用随机前沿引力模型实证分析制度距离在中国对西亚的出口贸易中的具体影响方向,并分析了 2010—2019 年中国对西亚出口贸易的效率和潜力。

(一)主要结论

实证结果表明:(1)我国人口数量和两国地理距离会阻碍我国与西亚的出口贸易,但我国人均 GDP、西亚国家人均 GDP、西亚国家人口数量对我国与西亚的出口贸易均有促进作用。(2)不同类型的制度距离对出口贸易产生影响的方向不同。其中,政治和文化制度距离会阻碍中国对西亚国家的出口贸易;法律和发展制度距离会产生促进作用;而经济制度距离为负相关,差距越大越有利于我国对西亚国家的出口贸易。(3)贸易非效率项中多个制度距离因素对出口效率产生了一定推动作用,2010—2019 年我国对西亚国家出口贸易效率维持稳定发展趋势。(4)我国对西亚国家

存在较大的出口贸易潜力,且我国对土耳其、伊拉克等国家出口贸易潜力增长空间呈快速上升趋势。

(二)对策建议

1. 重视国家政治制度异质性,实行国别差异化的出口贸易合作。我国出口贸易高质量发展应充分考虑贸易国同我国的政治制度距离,具体分析西亚各国的政治环境,实行国别差异化的出口贸易合作;积极寻求与阿联酋、土耳其等拥有良好营商环境的西亚国进行重点合作,进一步扩大我国对西亚地区的出口贸易;加快中国与西亚投资贸易便利化建设,为我国出口贸易提供强有力的制度保证。

2. 深化同西亚各国在基础设施建设领域的合作,带动双边经济迈上新台阶。中国同西亚各国开展贸易交流要积极推动交通基础设施建设合作,借助亚洲基础设施投资银行、丝路基金等机构提供的资金进一步加强港口、铁路、口岸等基础设施建设。完善的基础设施有助于建立中国与西亚各国的快速贸易通道,切实

有效地提升贸易效率,推动经济持续增长。

3. 加强中国同西亚各国的文化交流,促进中国文化影响力持续正向输出。在各国互通互联的政策支持下,充分利用中国特色开展中国文化周、中外友好故事征集等多元化的文化推广交流活动,提高我国文化软实力,切实推进国家间民心相通;通过互派留学生学习国家间不同文化,深化双边友谊;推动建立孔子学院,促进中国文化影响力的持续正向输出。

4. 健全并积极落实法律法规,加强产权保护,保障贸易安全。良好的法律环境能为中国贸易企业营造良好的交易环境,拉近与西亚国家的法律制度差距,促进中国与西亚各国的双边贸易发展。中国的外贸出口企业在与西亚进行贸易时应遵守当地的法律规定,合法合规进行贸易;提高政策透明度,加强双方在国际贸易政策及相关法律上的沟通;加强产权保护、做好风险评估,增加我国贸易的抗风险能力,谋求长久持续的经济合作。◆

参考文献:

- [1]王晓宇,杨言洪.区域国别视角下语言距离对中国向西亚北非出口贸易的影响及潜力分析[J].上海对外经贸大学学报,2019,26(2):99-108.
- [2]张小蒂,姚瑶.企业家人力资本拓展对比较优势增进的影响研究:基于中国省级面板数据的经验分析[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2012,42(6):98-110.
- [3]道格拉斯·诺斯.经济史中的结构与变迁[M].陈郁,罗华平译.上海:上海三联书店,上海人民出版社,1994.
- [4]王雨,张京祥.区域经济一体化的机制与效应:基于制度距离的空间发展解释[J].经济地理,2022,42(1):28-36.
- [5]KOSTOVA T. Country Institutional Profiles: Concept and Measurement[C]. Academy of Management Proceedings, 1997:180-184.
- [6]潘镇.制度质量、制度距离与双边贸易[J].中国工业经济,2006(7):45-52.
- [7]魏浩,何晓琳,赵春明.制度水平、制度差距与发展中国家的对外贸易发展:来自全球31个发展中国家的国际经验[J].南开经济研究,2010(5):18-34.
- [8]胡超,王新哲.中国-东盟区域经济深度一体化:制度环境与制度距离的视角[J].国际贸易探索,2012,28(3):77-87.
- [9]黄新飞,舒园,徐裕敏.制度距离与跨国收入差距[J].

经济研究,2013,48(9):4-16.

- [10]万伦来,高翔.文化、地理与制度三重距离对中国进出口贸易的影响:来自32个国家和地区进出口贸易的经验数据[J].国际经贸探索,2014,30(5):39-48.
- [11]许家云,周绍杰,胡鞍钢.制度距离、相邻效应与双边贸易:基于“一带一路”国家空间面板模型的实证分析[J].财经研究,2017,43(1):75-85.
- [12]刘德学,孙博文.经济制度距离与贸易发展:基于跨国面板数据的实证研究[J].国际商务(对外经贸大学学报),2019(1):21-33.
- [13]苏剑.语言距离、语言传播与对外贸易增长:理论假说与中国证据[J].江汉论坛,2020(9):49-54.
- [14]孙俊新.文化距离、文化贸易与对外直接投资区位选择[J].经济问题探索,2020(12):103-110.
- [15]张慧敏,刘洪钟.政治距离、文化差异与中国的对外贸易[J].国际经贸探索,2020,36(1):33-52.
- [16]张恒星.制度距离对我国商品贸易的影响研究[D].上海:上海外国语大学,2021(1):25-42.
- [17]李文宇,刘洪铎.多维距离视角下的“一带一路”构建:空间、经济、文化与制度[J].国际经贸探索,2016,32(6):99-112.
- [18]ANDERSON E, GATIGNON H. Modes of Foreign Entry: A Transaction Cost Analysis and Propositions [J]. Journal of International Business Studies, 1986, 17(3):1-26.
- [19]BENITO GRG, GRISPSURD G. The Expansion of Foreign Direct Investments Distance Rational Location Choice or a Cultural Learning Process? [J]. Journal of International Business Studies, 1992, 23(3):461-476.
- [20]AGARWAL S. Socio-Cultural Distance and Choice of Joint Ventures: A Contingency Perspective [J]. Journal of International Marketing, 1994, 2(2):63-80.
- [21]陈昊,陈小明.文化距离对出口贸易的影响:基于修正引力模型的实证检验[J].中国经济问题,2011(6):76-82.
- [22]李学武,顾成军.丝绸之路经济带沿线国家的贸易效率和潜力研究:基于中国及35个沿线国家的实证[J].金融与经济,2018(2):40-47.
- [23]孙金彦,刘海云.“一带一路”战略背景下中国贸易潜力的实证研究[J].当代财经,2016(6):99-106.
- [24]张燕,高志刚.基于随机前沿引力模型的中澳双边贸易效率及潜力研究[J].国际经贸探索,2015,31(12):20-30.

乡村振兴背景下农村人居环境质量与经济发展协调度研究

——以安徽省为例

陈启明 韩桂兰

(新疆财经大学 统计与数据科学学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:运用熵权 TOPSIS 模型、耦合协调度模型,对安徽省 2011—2020 年 16 个地级市的农村人居环境与经济发展指数进行测算,并对两者协调发展程度进行探究。结果表明:2011—2020 年安徽省农村人居环境质量在逐步改善,但地区差异较大,空间分布特征明显;农村人居环境与经济发展协调程度均有提高,但大部分地区仍有很大进步空间。因此,提出推动产业转型与融合,树立绿色引领乡村振兴的理念,健全农村公共设施的建设机制等对策建议。

关键词:乡村振兴;农村人居环境;经济发展;综合评价;协调度

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0031-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.03.004

一、引言

2023 年的中央一号文件,是 21 世纪以来第 20 个指导“三农”工作的中央一号文件。文件强调,要加强村庄规划建设,扎实推进农村人居环境整治提升,持续加强乡村基础设施建设,提升基本公共服务能力,扎实推进宜居宜业和美乡村建设。

国外对人居环境的研究相比国内要早。城镇化的不断发展,给农村环境带来了相应的问题。霍华德等学者推动了人居环境理论的发展^[1-3],之后的研究开始以居民为主体,主要围绕农村居民对环境的保护意识及措施^[4]、农村人居环境整治及管理过程中的参与积极性^[5]等进行。相比国外,国内研究的侧重点有所不同。2001 年,道萨迪亚斯的理论由吴良镛引入国内^[6],并首次提出了“人居环境科学”的概念和基本框架。在引入人居环境理论后,围绕村庄聚集建设^[7]、农村环境治理途径及效果^[8-10]、空心村人居环境演变特征^[11-14]、乡

村聚落空间^[15-17]、农村基层治理困境^[18-19]、农村人居环境质量评价及影响因素分析^[20]等方面进一步展开研究,这也使农村人居环境问题备受关注。对省域的农村人居环境质量评价研究颇为丰富,相比之下关于市域的研究相对较少,本研究基于近十年的数据,对安徽省地级市的农村人居环境质量进行研究。

二、研究区域概况与数据来源

(一)研究区域概况

安徽省位于华东地区西北部,地处长江、淮河中下游,长江三角洲腹地,经济上属于中国中东部经济区。皖南地形主要以丘陵、山地形态为主,皖北以平原为主,是典型的农业大省。其农村主要分布于皖北,占总数的 49%,但皖北自然环境相较于皖南略弱,水资源较匮乏。随着安徽省对乡村经济以及乡村建设相关政策的推动,对农村环境不断进行治理,如生活垃圾清运、河道清理等,村容村貌有显著提升,但农村基础设

作者简介:陈启明(1997—),女,安徽亳州人,在读硕士,研究方向为社会经济统计;韩桂兰(1967—),女,新疆吐鲁番人,硕士,教授,硕士生导师,研究方向为区域经济。

施、公共服务等方面仍存在短板。

(二)数据来源

本文以安徽省 16 个地级市为研究对象,考虑数据可得性,采用 2011—2020 年市级面板数据。所用数据主要来源于 2012—2021 年《安徽统计年鉴》,以及各地级市相关年份的统计年鉴和统计公报。

三、研究方法

(一)模型构建

1. 熵权 TOPSIS 模型

熵权 TOPSIS 模型将熵权法与 TOPSIS 模型结合,首先通过熵权法确定权重,然后利用 TOPSIS 模型计算贴近度。经过熵权法改进的 TOPSIS 模型能更加客观地反映指标重要程度,在体现指标权重随时间动态变化方面也更具优势。计算过程如下:

(1)构建标准化矩阵。首先构建由原始数据构成的矩阵 X ,原始数据由 m 个对象 n 个指标构成,然后采用极差法对正向指标和负向指标进行标准化处理,得到标准化矩阵 Y 。

正向指标:

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{.j})}{\max(x_{.j}) - \min(x_{.j})} + 0.0001 \quad (1)$$

负向指标:

$$y_{ij} = \frac{\max(x_{.j}) - x_{ij}}{\max(x_{.j}) - \min(x_{.j})} + 0.0001 \quad (2)$$

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \cdots & x_{mn} \end{bmatrix} \rightarrow Y = \begin{bmatrix} y_{11} & y_{12} & \cdots & y_{1n} \\ y_{21} & y_{22} & \cdots & y_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ y_{m1} & y_{m2} & \cdots & y_{mn} \end{bmatrix} \quad (3)$$

式中, $i=1,2,\cdots,m; j=1,2,\cdots,n$ 。

(2)计算指标权重。计算公式为:

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

式中, $e_j = -k \sum_{i=1}^m (h_{ij} \times \ln h_{ij})$, $k = \frac{1}{\ln m}$ 。 w_j 为熵权法计

算结果,其中 $0 \leq w_j \leq 1$,且 $\sum_{j=1}^n w_j = 1$ 。 e_j 表示信息熵,是对原始数据信息量的概括, $1 - e_j$ 为信息熵冗余度。 h_{ij} 代表指标特征比重。

(3)构造加权决策矩阵。对标准化矩阵进行处理,

得到加权决策矩阵:

$$Z = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \cdots & z_{1n} \\ z_{21} & z_{22} & \cdots & z_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ z_{m1} & z_{m2} & \cdots & z_{mn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{11}w_1 & y_{12}w_2 & \cdots & y_{1n}w_n \\ y_{21}w_1 & y_{22}w_2 & \cdots & y_{2n}w_n \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ y_{m1}w_1 & y_{m2}w_2 & \cdots & y_{mn}w_n \end{bmatrix} \quad (5)$$

(4)计算各方案正理想解与负理想解的距离。

$$S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (Z_{ij}^+ - z_{ij})^2} \quad (6)$$

$$S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (z_{ij} - Z_{ij}^-)^2} \quad (7)$$

其中,正理想解、负理想解分别为 $Z_j^+ = \max(z_{1j}, z_{2j}, \cdots, z_{mj})$, $Z_j^- = \min(z_{1j}, z_{2j}, \cdots, z_{mj})$ 。

(5)计算各方案综合评价指数。

$$T_i = \frac{S_i^-}{S_i^+ + S_i^-} \quad (8)$$

式中, $0 \leq T_i \leq 1$, T_i 值越大(越接近于 1),表示结果越优。

2. 耦合协调度模型

耦合协调度引自物理学中的理论,可用来研究农村人居环境与经济的作用关系。耦合度模型为:

$$C = \frac{\sqrt{U_1 \times U_2}}{U_1 + U_2} \quad (9)$$

式中, $0 \leq C \leq 1$, U_1 、 U_2 分别表示人居环境综合指数与区域经济综合指数。 C 表示耦合度, C 值越大,说明两者的关联性较强,依赖性较大;反之, C 越小,说明两者的关联性较弱,依赖性较小。

耦合度虽能表示两系统间的关联性强弱,但不能反映出两系统相互制约的水平,故需要在耦合度的基础上构建协调度模型。协调度模型为:

$$T = \alpha U_1 + \beta U_2 \quad (10)$$

$$D = \sqrt{C \times T} \quad (11)$$

式中, T 为两系统的综合评价指数函数, α 和 β 分别为两系统对应的权重,因两系统有同等重要性,此处设定 $\alpha = \beta = 0.5$ 。 D 为耦合协调度,满足 $0 \leq D \leq 1$ 。 D 越接近 0,说明协调度越低;越接近 1,说明协调度越高。

(二)指标选取

在人居环境基本理论的基础上,借鉴相关学者的研究结论^[21-22],并遵循数据可得性、科学性原则,筛选农村人居环境与经济相关指标,构建评价指标体系,详见表 1、表 2。

表 1 农村人居环境质量评价指标体系

系统层	目标层	指标层	单位	权重
环境系统	基础设施	自来水普及率	%	0.0308
		四级道路密度	千米/平方公里	0.0436
		农村居民生活用电量	亿千瓦时	0.0654
	公共服务	每千人村卫生室人员	人	0.0191
		幼儿园师生比	%	0.0664
		农村居民低保平均标准	元/人	0.0920
	生态环境	农用化肥施用强度	千克/公顷	0.0123
		农用地膜使用强度	千克/公顷	0.0130
		农药施用强度	千克/公顷	0.0302
		空气质量优良率	%	0.0395
		森林覆盖率	%	0.0956
	居住条件	卫生厕所普及率	%	0.0374
		太阳能热水器普及率	%	0.0792
		农村人均居住面积	平方米	0.0618
	经济发展	人均农林牧渔增加值	元	0.0528
		粮食产量	千克	0.0359
		农村人均可支配收入	元	0.0625
		农业机械总动力	万千瓦时	0.0742
		农村每百户汽车拥有量	辆	0.0883

表 2 区域经济发展水平评价指标体系

系统层	目标层	指标层	单位	权重
经济系统	区域经济	人均 GDP	元	0.3357
		非农产业占地区 GDP 比重	%	0.1669
		常住人口城镇化率	%	0.2179
		农村人均可支配收入	元	0.2796

四、实证分析

(一)农村人居环境质量指数

对安徽省 2011—2020 年各地级市农村人居环境指数进行观察,发现各地级市农村人居环境质量均呈现持续提升趋势。取 2011 年和 2020 年农村人居环境质量进行对比(见图 1),农村人居环境的提高显而易见,且同一年份曲线波动幅度较大,说明存在明显的地域性差异,这也印证了安徽省各地区农村人居环境发展不平衡的现状。2011 年,安徽省农村人居环境指数介于 0.10—0.25 之间,最高为黄山市(0.245)。通过上述熵权 TOPSIS 方法,可知指数越接近于 1 越好,反之越劣,由此可知,2011 年安徽省各地级市农村人居环境较差。2020 年,安徽省农村人居环境指数介于 0.35—0.63 之间,最高为合肥市(0.627),相比于 2011 年,农村人居环境大幅度提升,但是距离 1 还较远,由此可见,提高安徽省农村人居环境质量任重而道远。总体来说,皖中南地区的农村人居环境综合指数高于皖北地区,在一定程度上也与经济因素挂钩,反映了

农村人居环境对区域经济的依赖性和关联性。

(二)区域经济发展指数

雷达图的顶角越尖锐,表示相互间差距越大;顶点延伸越远,代表指数值越大。2011—2020 年,安徽省各地级市经济发展指数总体呈现提升的趋势,但各地级市间的经济发展水平差距也越来越大,经济发展不平衡。将 2011 年和 2020 年经济发展指数作对比(见图 2),可以看出,十年来,除铜陵市经济发展指数下降了 0.02,其余各地级市经济发展指数均有所提升,但各地区之间的差距日益凸显。

(三)农村人居环境与区域经济耦合协调关系评价

1. 耦合度分析

耦合度表示两系统间相互作用强度的大小,相互作用没有优劣利弊的说法。2011—2020 年安徽省 16 个地级市的耦合度介于 0.6—1 之间,整体处于较高水平。2011—2020 年大部分地区的耦合度是增加的,且近几年各地区之间的耦合度差距不大。从 2011 年和 2020 年的对比图中也可以看出(见图 3),各地区耦合

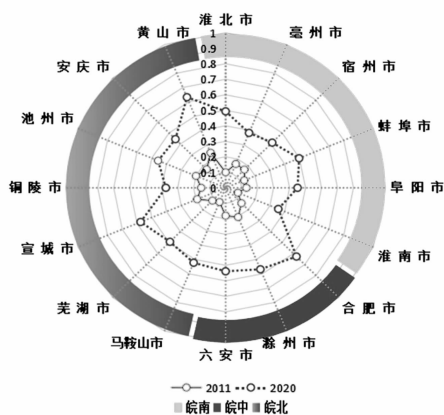


图1 2011年和2020年各地级市农村人居环境质量指数

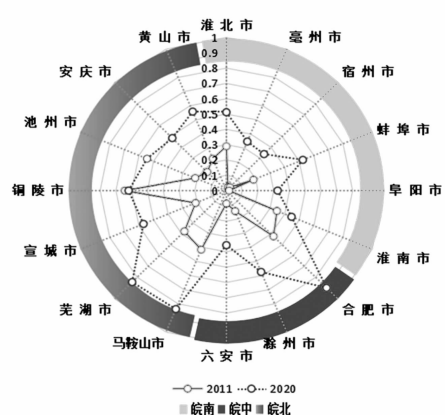


图2 2011年和2020年各地级市经济发展指数

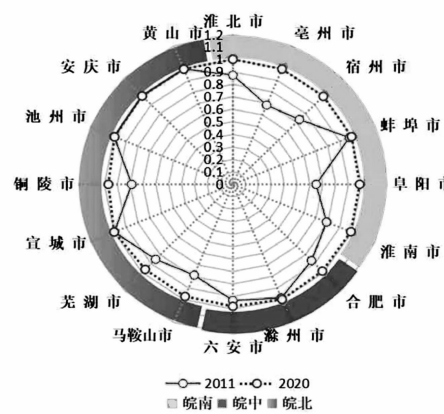


图3 2011年和2020年各地级市
农村人居环境与经济发展耦合度

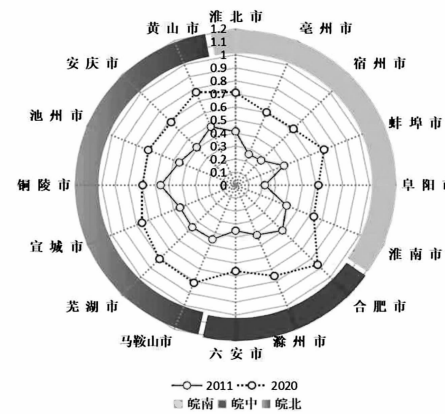


图4 2011年和2020年各地级市
农村人居环境与经济发展协调度

度较高,其中滁州市最高达到0.999,部分地区的耦合度在上升,说明农村人居环境与经济作用的相互作用强度是在变化的。

2. 耦合协调度分析

耦合协调度是用来衡量两系统耦合关系良性程度的指标,表示相互作用的两系统之间是相互促进还是相互阻碍关系,其指标数值大小介于0—1之间,数值越接近1表示协调度越高,即相互促进关系越强。测算结果显示,2011年16个地级市的耦合协调度介于0.2—0.5之间(见图4),说明安徽省地级市之间农

村人居环境与经济发展不协调,皖中南地区的协调度普遍高于皖北地区。十年来,各地级市的耦合协调度均有所提高,合肥市最高达到0.87,说明区域经济发展对农村人居环境相互促进的良性作用正在加强,而反向作用的负面效应正在减小。

按照耦合协调度将16个地级市进行分级(见表3),可更直观地反映其随时间变化的规律。可以看出,2011年除铜陵市达到基本协调外,其他地级市均处于不同程度的失调状态。经过十年的发展,2020年安徽省各地级市耦合协调度等级均得到提升,其中合肥市、

表3 2011年和2020年安徽省农村人居环境与区域经济耦合协调度分级

等级	分级标准	协调等级	2011年	2020年
1	[0.8,1]	优质协调	/	合肥市、马鞍山市、芜湖市
2	[0.7,0.8)	良好协调	/	淮北市、蚌埠市、宣城市、黄山市、池州市、滁州市
3	[0.6,0.7)	中等协调	/	亳州市、宿州市、阜阳市、淮南市、六安市、铜陵市、安庆市
4	[0.5,0.6)	基本协调	铜陵市	/
5	[0.4,0.5)	濒临失调	淮北市、淮南市、合肥市、滁州市、马鞍山市、芜湖市、宣城市、池州市、安庆市、黄山市	/
6	[0.3,0.4)	轻度失调	蚌埠市、六安市	/
7	[0,0.3)	严重失调	亳州市、宿州市、阜阳市	/

马鞍山市、芜湖市均达到优质协调状态,表明安徽省农村人居环境与经济发展趋势在向好的方向发展。

五、结论与政策建议

在乡村振兴以及相关政策支持下,改善农村人居环境质量、实现可持续发展是当前的重点工作。就目前来说,安徽省农村地区区域发展不平衡,有些地区发展相对落后,针对这些情况,应当因地制宜地采取具有针对性的措施,进一步改善农村人居环境质量,为实施乡村振兴战略提供有力支撑。

安徽省农村人居环境质量存在区域性差异,十年来农村人居环境指数有所提高,但依旧呈现皖中南地区大于皖北的总体空间格局,皖南部分地区农村人居环境指数也相对较低。皖中南地区的自然环境优于皖北地区,针对区域间的差异,各地政府应根据实际情况,推进有针对性的政策,调动居民的参与积极性,促进农村人居环境均衡发展。

安徽省农村人居环境质量与经济发展水平关系密切,良好的经济发展水平是改善农村人居环境质量的基础。因此,若想改善农村人居环境质量并不断提供动力,必须加强地区经济的发展。对于皖北地区来说,在改善农村人居环境的同时,也应当加强皖北地区的区域经济发展,促进产业转型,增加就业机会。

农村人居环境建设中,可以看出农药、化肥的施用强度偏高,尤其是以农业为主的皖北地区,应当树立绿色发展引领乡村振兴的理念,普及绿色生态技术,提高人们对环境的保护意识以及贯彻生态惠农的绿色发展理念,促进经济与环境协同发展。同时做好政策引领,对农村水体、森林保护做好合理的规划和布局,确保农村相关公共设施的硬条件与软条件均达到宜居要求。◆

参考文献:

- [1]HOWARD E.Garden cities of tomorrow[M].London: Faber,1946.
- [2]CHALINE C,DOXIADIS C A,PAPAIOANNOU J G.Anthropopolis:City for human development[J].Geographical Journal,1976,142(2):328-329.
- [3]MUMFORD L.The city in history:Its origins,its transformations,and its prospects[M].Boston:Houghton Mifflin Harcourt,1961.
- [4]MCBETH M K,FOSTER R H.Rural environmental attitudes[J].Environmental Management,1994,18(3):401-411.
- [5]Martin P,Ritchie H.Logics of participation:Rural environmental governance under neo-liberalism in Australia[J].Environmental Politics,1999,8(2):117-135.
- [6]吴良镛.人居环境科学导论[M].北京:中国建筑工业出版社,2001.
- [7]赵之枫.城市化加速时期村庄集聚及规划建设研究[D].北京:清华大学,2001.
- [8]刘彦随.中国新时代城乡融合与乡村振兴[J].地理学报,2018,73(4):637-650.
- [9]黄森慰,唐丹,郑逸芳.农村污染治理中的公众参与研究[J].中国行政管理,2017(3):55-60.
- [10]沈费伟,刘祖云.农村环境善治的逻辑重塑:基于利益相关者理论的分析[J].中国人口·资源与环境,2016,26(5):32-38.
- [11]龙花楼,李裕瑞,刘彦随.中国空心化村庄演化特征及其动力机制[J].地理学报,2009,64(10):1203-1213.
- [12]赵楠,冯健.空心村村民居住生活空间特征及其优化重构:对河南邓州市8个村庄的调查[J].人文地理,2016,31(6):29-38.
- [13]赵明月,王仰麟,胡智超,等.面向空心村综合整治的农村土地资源配臵探析[J].地理科学进展,2016,35(10):1237-1248.
- [14]姜绍静,罗泮.空心村问题研究进展与成果综述[J].中国人口·资源与环境,2014,24(6):51-58.
- [15]唐承丽,贺艳华,周国华,等.基于生活质量导向的乡村聚落空间优化研究[J].地理学报,2014,69(10):1459-1472.
- [16]李红波,张小林,吴启焰,等.发达地区乡村聚落空间重构的特征与机理研究:以苏南为例[J].自然资源学报,2015,30(4):591-603.
- [17]屠爽爽,龙花楼.乡村聚落空间重构的理论解析[J].地理科学,2020,40(4):509-517.
- [18]李建琴.农村环境治理中的体制创新:以浙江省长兴县为例[J].中国农村经济,2006(9):63-71.
- [19]李兵弟,贾康,汤志明,等.改善农村人居环境的公共财政引导问题[J].财经问题研究,2007(3):3-9.
- [20]孙慧波,赵霞.中国农村人居环境质量评价及差异化治理策略[J].西安交通大学学报(社会科学版),2019,39(5):105-113.
- [21]高彦,孙文生,李静,等.河北省农村环境与经济协调发展的评价[J].贵州农业科学,2013,41(6):226-228.
- [22]彭超,张琛.农村人居环境质量及其影响因素研究[J].宏观质量研究,2019,7(3):66-78.

中国居民生育意愿的世代变迁

——基于年龄-时期-世代效应的分解

王 晶¹ 李潇雅²

(1.太原师范学院 经济与管理学院,山西 晋中 030619;2.中国农业银行 信用卡中心,上海 200000)

摘要:基于 CGSS2010—2017 的调查数据,构建了交叉分类随机效应模型对居民生育意愿的年龄-时期-世代效应分解,研究发现:(1)在分离出年龄和时期效应后,我国居民生育意愿的世代变迁与人口政策变动的时间节点相吻合,而生育政策执行相对宽松的农村地区,生育意愿的世代效应并不显著,因此生育政策可能是影响生育意愿世代变迁的重要因素;(2)生育政策难以改变育龄人群已经成形的生育观念,而是对成长中世代的生育意愿产生潜移默化的影响,所以生育政策的影响是滞后的,其制定应该具有前瞻性;(3)“70 后”之后的世代组中,女性生育意愿持续低于男性,在鼓励生育的背景下,应该更多关注女性权益,降低女性生育成本。

关键词:生育意愿;世代变迁;APC 分析

中图分类号:C923;C911

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0036-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2023.03.005

一、引言

生育意愿是个人或家庭考虑对子女的偏好、经济水平、社会环境等各种限制条件后理想的生育水平。生育意愿是生育观念的直接体现,对实际生育行为具有重要的预示作用,所以研究居民生育意愿对把握人口变动趋势、科学制定人口规划具有重要的现实意义^[1]。关于生育意愿影响因素的研究主要集中在两个方面:一是居民自身的一些特征,比如女性受教育程度、就业状况、家庭地位、人口流动、初婚年龄、职业流动等^[2-10];二是宏观环境因素,比如养老模式、房价水平、社会保障等^[11-14]。此外,生育意愿是基于生活经历和经验而构建的,居民生育意愿的高低与其成长过程中的社会环境和宏观人口政策密切相关^[15-16]。20 世纪 80 年代至 21 世纪前 10 年我国人口政策主要以控制为主,提倡晚婚晚育,推行独生子女政策,实现了生育率和居民生育意愿的大幅下降。根据相关调查数据,我国居民的理

想子女数在 20 世纪 80 年代约为 2.4,之后一直呈下降趋势。随着人口结构的转变和老龄化问题的凸显,2010 年以来我国的人口政策不断放松,但是在此背景下,居民生育意愿并没有表现出预期的回升,政策调整效果十分有限^[17-21]。那么,二孩政策以来生育意愿的低迷是否说明过去几十年生育意愿的下降并非受计划生育政策的影响?人口政策在居民生育意愿的转变中发挥着怎样的作用?在当前的宏观环境和人口政策下,我国面临怎样的人口变化趋势?这些问题都需要予以关注。

人口学中任何观测都蕴含着年龄、时期和世代三个维度的影响,每个维度的变化趋势都有其独特意义,居民生育意愿也是如此。生育意愿的年龄效应指随着年龄的变化,人们在不同的人生阶段对家庭和生育行为有着不同的感受和需求。时期效应主要指全社会平均生育意愿随时间的变化。世代效应指不同出生

基金项目:山西省哲学社会科学规划课题“山西省乡村振兴绩效的统计监测研究”(2021YY065);山西省“科技战略”专项一般项目“山西省乡村振兴进程的统计监测体系设计”(202104031402099);山西省高等学校哲学社会科学项目“山西省家庭财富分布特征及其成因研究”(2020W148)。

作者简介:王晶(1990—),女,山西临汾人,博士,讲师,研究方向为经济统计分析;李潇雅(1993—),女,山西太原人,硕士,研究方向为商业银行管理与咨询。

世代的人群在特定人生阶段经历的社会环境、生育政策导致其对家庭规模、生育行为的看法存在差异,形成一代人特有的生育观念,人们常说的“代沟”就体现了世代间的这种差异性。世代效应和时期效应的区别在于它反映的是某些特定的历史事件作用于不同生命阶段的个体,产生持久的或者延迟的影响,实现对不同世代人群的分化。很多时候,我们需要从生命历程的视角来解释某些宏观因素和政策变化对世代效应的作用。以往对生育意愿变化的研究常常将年龄-时期-世代效应混杂在一起,不利于挖掘生育意愿变化的深层次原因和作用机制。在中国近几十年来人口结构不断变化、生育政策不断调整的大背景下,如果把年龄、时期和世代这三个维度从总的效应中分解出来,可能观察到居民生育意愿完全不同的变动趋势,有助于更加深入地挖掘生育意愿变动的本质原因。

本文利用 CGSS2010—2017 的调查数据,对中国居民生育意愿的年龄-时期-世代效应进行分解,重点探讨我国居民生育意愿在世代维度的变迁趋势以及人口政策在其中的作用。与以往文献相比,本文的创新性体现在三个方面:第一,采用 APC 交叉分类随机效应模型解除年龄-时期-世代效应的相互干扰,分解出生育意愿变迁的年龄-时期-世代效应,并通过世代效应的城乡差异分析,发现生育意愿在世代间的变迁与生育政策的实施密切相关。第二,根据生育意愿世代趋势变动的时间节点,结合生命历程,探讨

人口政策对生育意愿和生育观念形成的影响机制,这对把握生育意愿变迁规律、适时制定合理的人口政策具有重要的实际意义。第三,分析生育意愿世代变迁的性别差异,发现在“70 后”之后的世代中,女性的生育意愿持续低于男性。

二、数据、方法与研究设计

(一)数据与变量选择

APC 交叉分类随机效应模型适用于重复观测的微观调查数据,本文使用的数据为中国综合社会调查(CGSS)2010 年、2012 年、2013 年、2015 年、2017 年 5 个观测时期的数据,覆盖年龄段为 18—97 岁,对应的出生世代为 1916—1999 年。由于 85 岁以上的受访者较少^①,分析结果可能不稳定,这里仅保留 18—85 岁的样本,数据清理后有效样本数为 52220 个。

根据分析方法的需要,首先进行世代组的划分。世代分组的要求是将相邻两年以上的出生世代划分为一组,我国有“三年一代沟”的俗语,用来描述不同世代之间在观念认识方面的差异。因此,本文首先按照相邻三年一组的方式进行世代分组,共 24 组。当然,“三年一代沟”具有一定的主观性,我们还用两年一组和五年一组的分组方式进行了稳健性检验,结果发现三种分组方式下生育意愿变迁的世代效应基本一致,分析结果稳健可用。

根据 CGSS 问卷中“如果不考虑政策限制,您希望有几个孩子”的提问,我们构建了因变量生育意愿,即

表 1 主要变量的表述性统计结果

变量及说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
生育意愿:理想子女个数	52220	2.043	0.947	0	11
层 1 变量					
年龄	52220	50.254	15.913	18	85
性别:女性=1	52220	0.507	0.500	0	1
民族:汉族=1	52220	0.916	0.277	0	1
户口:城镇=1	52220	0.459	0.498	0	1
是否受过高等教育	52220	0.165	0.372	0	1
婚姻状况:在婚=1	52220	0.789	0.408	0	1
收入对数	52220	8.321	3.486	0	16.118
人均 GDP(万元)	52220	4.006	0.656	3.081	4.974
层 2 变量					
世代组	52220	—	—	1925—1927	1997—1999
时期	52220	—	—	2010	2017

①各调查年度 85 岁以上的受访者总和小于 100 人。

理想子女数。

根据已有研究,居民的生育意愿受时间和空间多种因素的影响,本文根据调查数据选择了相应的控制变量,包括基本人口特征变量(性别、民族、户口)和经济社会身份变量(受教育水平、婚姻状况、收入水平),考虑到宏观因素的影响,还增加了宏观经济水平变量(人均GDP)。主要变量的基本描述性统计见表1。

(二)生育意愿年龄-时期-世代趋势的分解

APC(Age-Period-Cohort)分析就是希望分别从三个维度上观察生育意愿的变动趋势,其难点在于年龄、时期、世代三者存在完全共线性,在同一模型中无法对三种效应同时进行有效估计。本文借鉴Yang和Land提出的APC交叉分类随机效应模型,把年龄、时期、世代定义到不同的层次,打破它们之间的共线性,进而实现三种效应的分解^[22-23]。模型中假设年龄为固定效应,时期、世代为随机效应,年龄-时期-世代效应不再处于同一个层面,成为一种交叉嵌套关系。APC交叉分类随机效应模型可以直接运用在重复观测的截面数据上,并且得到了比较广泛的应用^[24-25]。

APC交叉分类随机效应模型的具体做法是:

第一,把出生世代划分为一系列世代组,每个世代组的长度应该大于两年。此所暗含的假设是一个世代组内的世代效应不存在显著差异。如果单独的出生年份为一个世代,那么该世代所对应的年龄组只有一个,无法进行分层效应的估计。

第二,在世代组的基础上进一步进行时期分组,比如本文中分为25个世代组和5期观测数据,就细分为 25×5 组。每个个体的观测结果会根据自己所属的世代和时期对应到各组,形成嵌入式的数据结果。

第三,设定年龄变量为第一层的固定效应,世代和时期变量为第二层次的随机效应。模型的数学表达式可以表述为:

第一层个体层面:

$$y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_1 \text{age}_{ijk} + \beta_2 \text{age}_{ijk}^2 + \beta_3 X_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

其中, y_{ijk} 表示第k个世代组、第j个时期组中第i个个体的生育意愿; β_{0jk} 表示第k个世代组、第j个时期组的随机截距项; ε_{ijk} 是个体层面的随机误差, $\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2)$;age表示个体的年龄;X表示其他个体层面的控制变量; β 表示各变量对应的固定回归系数。

第二层时期和世代层面:

$$\beta_{0jk} = \gamma_0 + u_{0j} + v_{0k} \quad (2)$$

其中, γ_0 为截距项; u_{0j} 为第j个世代组的随机世代效应, $u_{0j} \sim N(0, \sigma_u^2)$; v_{0k} 为第k个时期组的随机时期效应, $v_{0k} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。

把式(2)代入式(1),可以得到综合模型:

$$y_{ijk} = \gamma_0 + \beta_1 \text{age}_{ijk} + \beta_2 \text{age}_{ijk}^2 + \beta_3 X_{ijk} + u_{0j} + v_{0k} + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

其中,固定系数 β_1 和 β_2 体现了居民生育意愿变化的年龄固定效应,随机项 u_{0j} 和 v_{0k} 在不同世代和时期的变动趋势则分别体现了随机的世代和时期效应,这样就实现居民生育意愿变化的年龄-时期-世代趋势分解,可以分别从不同的维度进行深入考察。

(三)生育意愿世代趋势的城乡差异

在我国城乡二元的发展模式下,城市和农村实际上是两个不同的社会实体,计划生育政策的运作机制和实际效果存在很大的城乡差异。农村的生产力水平、医疗卫生条件等客观因素和传统的生育观念对计划生育政策的宣传和有效推行带来了很大阻力,农村和流动人口一直是计划生育工作的难点和稳定低生育水平的关键^[26]。郭熙保和尹娟(2005)发现城乡之间在独生子女政策的细节、推行力度都存在差异,导致农村的人口增长率高于城市,比如农村地区如果一胎是女孩,到一定年龄后就可以合法生育二胎,且农村的超生成本远低于城市居民^[27]。包蕾萍(2009)也发现农村流动人口中非计划生育人口比例较高^[28]。彭玉生(2009)对村级数据的研究发现宗族关系越强的村庄生育率越高,农村的非正式规范会通过社会网络软化正式的社会制度,使计划生育政策难以有效推行^[29]。综合学者们的研究发现,与城市相比,农村地区在生育政策的执行方面比较宽松,人们的生育行为和生育观念受生育政策的约束、影响也较小,农村地区可以作为对比组来考察生育政策对居民生育意愿世代变迁的影响作用。如果生育意愿的世代变迁主要受到生育政策的作用,则这种变迁应该存在城乡差异,城市居民生育意愿的世代差异比较显著,而农村居民世代间的生育意愿差异会比较小或者不显著。

在第二层模型中加入城乡因素的随机世代效应,进一步考察农村和城市居民生育意愿的世代效应变动趋势是否存在差异,模型形式如式(4)~(6)所示。

$$\text{第一层: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_1 \text{age}_{ijk} + \beta_2 \text{age}_{ijk}^2 + \beta_3 \text{hk}_{ijk} + \beta_4 X_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (4)$$

$$\text{第二层: } \beta_{0jk} = \gamma_0 + u_{0j} + v_{0k} \quad (5)$$

$$\beta_{3j} = \gamma_3 + u_{3j} \quad (6)$$

以上各式符号的意义与式(1)、式(2)类似, hk 表示样本户口类型的虚拟变量(城市 = 1), 其系数 β_{3j} 由固定系数 γ_3 和随机世代效应 u_{3j} 组成。对农村居民来讲, 生育意愿的随机世代效应为 μ_{0j} , 而城市居民生育意愿的随机世代效应为 $\mu_{0j} + \mu_{3j}$, μ_{3j} 的方差是否统计显著体现了城乡居民生育意愿是否存在显著的世代效应差异。

(四) 生育意愿世代趋势的性别差异

女性是生育行为的最终承担者, 因此女性特别是育龄女性的生育意愿, 往往是人口研究和人口政策制定关注的重点。所以除了整体的世代趋势, 我们还关注世代趋势的性别差异, 希望分别考察男性和女性不同世代生育意愿的变迁趋势。

为了考察世代效应变迁的性别差异, 可以在第二层模型中加入性别的世代效应, 模型形式如式(7)—(9)所示。

$$\text{第一层: } y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{1jk} \text{age}_{ijk} + \beta_{2jk} \text{age}_{ijk}^2 + \beta_{3jk} hk_{ijk} + \beta_{4jk} \text{gender}_{ijk} + \beta_{5jk} X_{ijk} + \varepsilon_{ijk} \quad (7)$$

$$\text{第二层: } \beta_{0jk} = \gamma_0 + u_{0j} + v_{0k} \quad (8)$$

$$\beta_{4j} = \gamma_4 + u_{4j} \quad (9)$$

其中, gender 表示样本性别(女性 = 1), 男性生育意愿的随机世代效应为 μ_{0j} , 女性则为 $\mu_{0j} + \mu_{4j}$, 两个序列的变动趋势分别体现了男性和女性生育意愿的世代效应, 也可以据此观察不同世代中生育意愿的性别差异。

三、APC 交叉分类随机效应模型的估计与分析

(一) 生育意愿的年龄—时期—世代效应

表 2 中模型 1—4 是基于交叉分类随机效应模型的 APC 趋势分解, 即式(3)所表示的基本模型。其中模型 1 仅考察年龄固定效应和时期、世代随机效应, 模型 2—4 逐步引入了个体人口特征变量、经济社会身份变量和宏观经济水平变量。

表 2 生育意愿的 APC 交叉分类随机效应模型估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
固定效应系数								
年龄	-0.013***	-0.014***	-0.019***	-0.019***	-0.015***	-0.021***	-0.007	-0.015***
年龄平方	0.0003***	0.0003***	0.0004***	0.0004***	0.0004***	0.0004***	0.0003***	0.0004***
性别		-0.017**	-0.016*	-0.016*	-0.020**	-0.019**	-0.033	-0.033
民族		-0.222***	-0.224***	-0.223***	-0.221***	-0.221***	-0.223***	-0.224***
户口		-0.296***	-0.295***	-0.296***	-0.294***	-0.281***	-0.297***	-0.295***
高等教育			0.018	0.019		-0.031**		0.020
婚姻状况			0.050***	0.050***		0.068***		0.065***
收入对数			-0.003**	-0.003***		-0.001**		-0.003***
人均 GDP				-0.058**				
截距项	1.830***	2.197***	2.296***	2.482***	2.141***	2.235***	2.013***	2.143***
随机效应方差								
世代效应—截距项	0.0618***	0.0623***	0.0536***	0.0538***	0.027**	0.019	0.086**	0.072**
户口					0.144***	0.153***		
性别							0.092***	0.103***
时期效应—截距项	0.012*	0.013*	0.011*	0.004	0.014**	0.013*	0.014*	0.014*
拟合度(BIC)	119665.8	118206.2	118213	118220.9	117989.1	117980.2	118175.2	118164.3
Wald 检验(chi2)	954.4***	2464.8***	2731.8***	2753.1***	2793.7***	3442.4***	2131.2***	2345.0***

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下统计显著。

年龄效应: 生育意愿的年龄效应作为固定效应引入模型, 模型 1—4 的估计结果均显示年龄与生育意愿存在稳定的“U”形关系, 即居民生育意愿随着年龄的变化先下降再提高。根据年龄和年龄平方的系数估计结果可以计算得到, 生育意愿随年龄变化的拐点约在 21—24 岁之间, 人们在进入适婚年龄后, 生育意愿

开始逐渐提高。

时期效应: 时期效应作为随机效应引入模型, 通过随机效应方差的估计结果可知在模型 1—3 中, 时期效应在 10% 的显著性水平下显著(以模型 3 为例, $\sigma_v^2 = 0.011^*$), 模型 4 中加入代表经济发展水平的宏观经济变量后, 生育意愿的时期变动不再显著($\sigma_v^2 = 0.004$)。

如果说模型 1—3 中存在生育意愿一定程度上的时期差异,那么模型 4 的估计结果可以推测这种差异很大程度上可以被宏观经济水平的变化所解释,在控制了年龄、时期以及个体特征、宏观因素之后,2010—2017 年我国居民的生育意愿基本保持稳定,不存在明显的时期趋势。

世代效应:生育意愿的 APC 分解中我们最关心的是世代效应,也就是生育意愿在不同出生世代组之间的变化。世代效应的分析可以从更长的维度上考察中国居民生育意愿的变动趋势,探求人口政策对居民生育意愿的影响机制。根据随机效应方差的估计结果,居民生育意愿的世代效应在模型 1—4 中基本稳定,受个体和宏观控制变量的影响较小。图 1 是模型 4 ($\sigma_{\mu}^2=0.0538^*$)中世代效应的变动趋势。

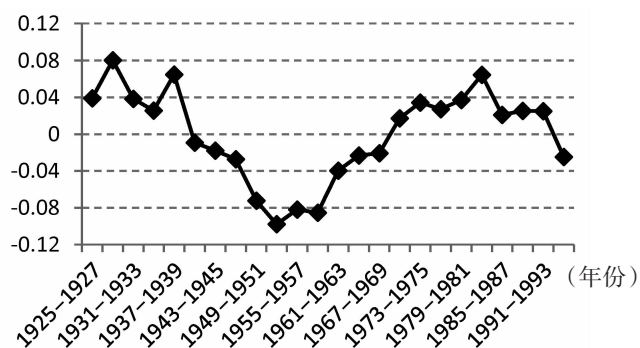


图 1 居民生育意愿的 APC 模型世代效应趋势

在跨越 74 年的 25 个出生世代中,APC 分解得到的居民生育意愿的世代效应趋势大致可以分为三个阶段:第一阶段是新中国成立之前,这一时间段出生的居民生育意愿是整体下降的;第二阶段是新中国成立后到 20 世纪 80 年代,这一时间段居民生育意愿持续走高;第三阶段是 20 世纪 80 年代之后,“80 后”的生育意愿出现下降,并在此后世代中保持下降趋势。从我国居民生育意愿世代效应变动的时间节点中可以看到一些人口政策变化的影子。20 世纪 50 年代生育意愿的低谷恰逢新中国成立,中国从连年战火走向统一和稳定,新中国成立之初在“人多力量大”“人多好办事”的思想指导之下,宏观政策对生育持鼓励态度,此后直到 20 世纪 80 年代,居民生育意愿都呈现上升趋势。20 世纪 80 年代之后,我国开始实施计划生育政策,提倡晚婚、晚育并实行严格的独生子女政策,对生育水平进行控制,此后世代出生的居民出现生育意愿的下降。

据此,我们可以推测国家的人口政策可能是居民生育意愿世代变迁的重要原因,在推出鼓励或者限制生育的政策之后,该时期出生的世代组会出现生育意愿的提高或者降低。为了验证这种可能性,我们考虑对世代效应的城乡差异进行对比,通过受生育政策影响较小的农村居民来验证生育意愿体现出的世代差异性是否来自生育政策的影响。

(二)世代效应的城乡差异

模型(5)和模型(6)对户口的系数引入随机世代效应,检验生育意愿世代效应的城乡差异,据此判断居民生育意愿世代变迁中人口政策的作用,模型形式如式(4)—(6)所示。模型(5)中控制了基本的人口特征,估计结果显示随机世代效应的截距项 μ_{0j} 以及与户口类型的交互项 μ_{3j} 的方差均统计显著 ($\sigma_{\mu_0}^2=0.027^{**}$, $\sigma_{\mu_3}^2=0.144^{**}$),也就是说,城市居民和农村居民的生育意愿都存在显著的世代效应,且变动趋势存在显著差异。模型(6)进一步控制了表示居民经济社会身份的变量后,发现世代效应截距项的方差不再显著 ($\sigma_{\mu_0}^2=0.019$),而 μ_{3j} 的方差仍然统计显著 ($\sigma_{\mu_3}^2=0.153^{**}$),即生育意愿的世代效应仅体现在城市居民中,农村居民的生育意愿不存在世代间的显著变迁。这一结果可以理解为,农村居民世代间生育意愿的差异一定程度上可以由经济社会身份的改善来解释,在控制了表示其社会身份和经济水平的特征后,这种差异很微小。

对户口变量的系数引入随机世代效应的估计结果进一步验证了人口政策在居民生育意愿世代变迁中的作用,生育意愿在不同世代间的差异主要体现在受生育政策限制和影响更大的城市居民中。农村居民不同世代间生育意愿的变化主要源于不同世代在社会身份、经济地位方面的改善,在控制了这些因素之后,农村居民的生育意愿不再存在显著的世代效应。

与上文世代效应变迁的时间节点相结合,本文认为人口政策是影响人们生育意愿变迁的重要因素,但是这种影响具有滞后性。比如我国从 20 世纪 80 年代开始实施严格的独生子女政策,正值生育年龄的“50 后”“60 后”世代组并未表现出生育意愿的下降;在独生子女文化下成长起来的“80 后”及以后的世代组反而出现生育意愿的持续下降,这与他们在成长过程中受到社会环境和政策、舆论宣传的影响,形成了“三口之家”的家庭观念有关,这种观念一旦形成具有一定的稳定性。由此可以推测,2010 年之后逐步开放的二

孩政策很难对当前育龄人群的生育意愿和生育水平产生立竿见影的影响,当前宽松人口政策的作用可能要在“10后”进入生育年龄后才能体现出来。

(三)世代效应的性别差异

模型(7)和模型(8)将性别的系数引入随机世代效应,分别估计男性、女性世代效应的差异,模型形式如式(7)—(9)所示。模型(2)—(6)的估计中,性别的固定效应系数均显著为负,即女性具有较高的生育意愿,模型(7)和模型(8)中对性别的系数引入随机世代效应后,其固定系数不再统计显著。说明男女在生育意愿上的差异在不同世代有所变化,女性的生育意愿并非在所有世代中都高于男性。同时,模型(8)在控制了表示居民经济社会身份的一系列变量之后,世代效应的估计结果与模型(7)相比并没有发生太大改变, μ_{0j} 和 μ_{4j} 的方差仍然是统计显著的($\sigma^2_{\mu 0}=0.072^{**}$, $\sigma^2_{\mu 4}=0.103^{**}$),说明男性和女性都存在生育意愿的世代变迁,但变动趋势有所不同。我们分别估计了模型8中男性、女性生育意愿的世代变动趋势,结果如图2所示。

与女性相比,男性的生育意愿在世代间呈现更强烈的波动。在1946—1948世代组之前,男性的生育意愿高于女性;此后到20世纪70年代之前,女性表现出更高的生育意愿;1970—1972世代组之后,男性、女性生育意愿差距缩小。固定系数回归结果中女性较高的生育意愿可能主要来源于20世纪50和60年代出

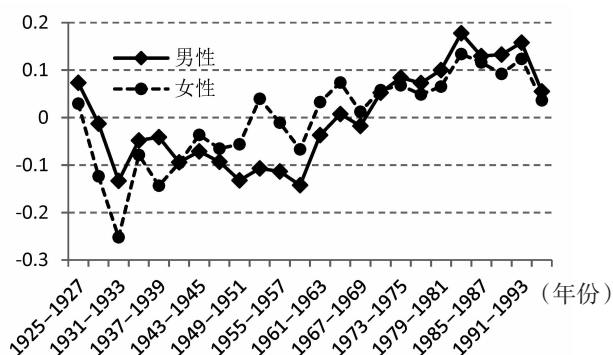


图2 世代效应趋势的性别差异

生的人群中,“70后”之后的世代组中,女性生育意愿持续低于男性。

女性是生育活动的实际承担者,正值生育年龄的年轻一代女性生育意愿的持续走低与近年来人口出生率低迷的现象相符,全社会应该关注和警惕。除了家庭角色,现代女性还承担着职业、社会等领域的诸多角色,女性较低的生育意愿可能来源于模型中未能控制的因素,比如生育的健康风险、生育后的时间精力付出、事业发展机会的损失等。在当前鼓励生育的政策下,应该更加重视育龄女性在生育活动中面临的困境,关注当代女性的权益,促进女性生育意愿的提高。

(四)稳健性检验

APC交叉分类随机效应模型将相邻两年以上出生的人群划分为一个世代组,假设同一世代组内的生育意愿是同质的。实际操作中,具体以相邻几年为一组

表3 生育意愿APC交叉分类随机效应模型稳健性检验的估计结果

	世代分组:两年一组		世代分组:五年一组	
	模型9	模型10	模型11	模型12
固定效应系数				
年龄	-0.017***	-0.022***	0.001*	-0.003**
年龄平方	0.0004***	0.0004***	0.0002***	0.0002***
个体控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
宏观经济水平	未控制	已控制	未控制	已控制
截距项	2.270***	2.348***	1.885***	1.962***
随机效应方差				
世代效应-截距项	0.055***	0.049***	0.115***	0.109***
时期效应-截距项	0.012*	0.011	0.014*	0.013
拟合度(BIC)	118216.3	118220.9	118189.5	118196.7
Wald检验(chi2)	2982.2***	3256.4***	1794.5***	1846.1***

注:*,**,*** 分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下统计显著。

进行划分是 APC 分析最关键的步骤之一,同时也具有一定的主观性。上文的分析把邻近三年的出生世代划分为一组,为了保证结论稳健可用,本小节分别进行了两年一组和五年一组的世代划分,进行 APC 交叉分类随机效应模型的稳健性检验,结果见表 3。

两年一组、五年一组的世代分组方式下,模型的估计结果与上文基本一致,居民生育意愿随着年龄的增长先下降后波动上升,不同调查年份的时期效应较

弱,且加入宏观经济水平变量后不再显著,而世代随机效应的方差始终保持统计显著。根据估计结果,分别估计了两年一组、五年一组分组方式下世代效应的变动趋势,结果如图 3 所示。可以看到其变动趋势与图 1 中三年一组分组方式下基本一致,也呈现三个阶段的变化,在 20 世纪 50 年代附近到达谷底,到 20 世纪 80 年代之后开始下降,说明上文的分析结果稳健可用。

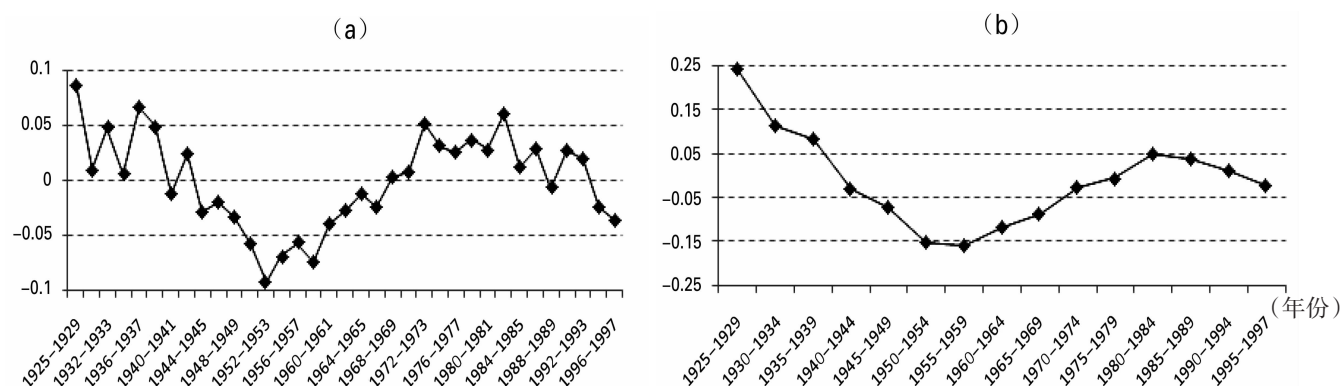


图 3 两年一组(a)、五年一组(b)划分下世代效应的对比

四、结论与启示

本文利用交叉分类随机效应模型对我国居民的生育意愿进行了年龄-时期-世代效应的分解,详细阐述了经济社会发展和人口政策变动下我国不同出生世代的居民在生育意愿方面的变迁。本文的主要结论为:(1)居民生育意愿在“80后”及之后出生的世代中持续下降,与我国推行独生子女政策的时间节点相吻合,可以推测出生育政策的变化可能是居民生育意愿世代变迁的重要原因。(2)生育意愿的城乡差异以及农村居民生育意愿的世代变迁很大程度上可以由经济社会身份的不同来解释,宏观生育政策带来的世代效应更多体现在受生育政策影响较强的城市居民中,进一步验证了人口政策的实施对居民生育意愿的影响作用。(3)生育意愿的性别差异也存在世代变迁,在“70后”之后的世代缩小,不同性别变动趋势趋于同步,但女性的生育意愿持续低于男性。

人口政策是影响人们生育意愿的重要因素,但是这种影响作用于现实的生育水平存在滞后性。生育意愿作为生育观念的一部分,是在成长过程中逐渐形成的,生育政策主要通过其塑造的生育环境、舆论氛围对成长中一代人的生育观念产生潜移默化的影响,但

是无法改变当前育龄人群已经比较确定的生育意愿。20 世纪 80 年代实施的计划生育政策在“80后”及以后出生的世代的成长过程中形成了“一个家庭一个孩子”的观念,带来近十几年育龄人群生育意愿的降低。由此可以推测,当前宽松的人口政策对生育意愿的影响可能更多体现在“10后”及之后的世代中,对生育水平的刺激可能要在“10后”进入生育年龄才能体现出来。所以,生育政策的制定应该考虑到作用于居民的特定生命周期阶段所形成的世代效应,应该结合不同世代组的生育年龄和当前的人口年龄结构来推断人口发展趋势,力求生育政策发挥最大作用,有效调节人口规模。此外,当前的育龄人群中女性生育意愿较低,在鼓励生育的政策背景下,应该切实考虑女性在生育活动中面临的负担和压力,给予经济补偿、儿童看护、就业保障等全方位的支持,建立生育友好型社会,减少女性生育的后顾之忧。◆

参考文献:

- [1]陈卫,靳永爱.中国妇女生育意愿与生育行为的差异及其影响因素[J].人口学刊,2011(2):3-13.
- [2]LUTZ W, CRESPO C J, ABBASI-SHAVAZI M J.

- Demography, Education, and Democracy: Global Trends and the Case of Iran[J]. Population and Development Review, 2010, 36(2): 253-281.
- [3] BEHRMAN J A. Does Schooling Affect Women's Desired Fertility? Evidence From Malawi, Uganda, and Ethiopia[J]. Demography, 2015, 52(3): 787-809.
- [4] FANG H, EGGLESTON K N, RIZZO J A, et al. Jobs and kids: female employment and fertility in China[J]. Journal of Labor & Development, 2013, 2(1): 1-25.
- [5] TFAILY R. Do women with higher autonomy have lower fertility? Evidence from Malaysia, the Philippines and Thailand[J]. Genus, 2004, 60(2): 7-32.
- [6] 周俊山, 尹银, 潘琴. 妇女地位、生育文化和生育意愿: 以拉萨市为例[J]. 人口与经济, 2009(3): 61-66.
- [7] MODENA F, RONDINELLI C, SABATINI F. Economic Insecurity and Fertility Intentions: The Case of Italy[J]. Review of Income & Wealth, 2014, 60(S1): S233-S255.
- [8] 周皓. 人口流动对生育水平的影响: 基于选择性的分析[J]. 人口研究, 2015, 39(1): 14-28.
- [9] 阳义南. 初婚年龄推迟、婚龄差对生育意愿的影响[J]. 南方人口, 2020, 35(3): 21-32.
- [10] 王殿奎, 陈富军. 职业流动会影响居民的生育意愿吗?: 基于代际与代内双重视角的分析[J]. 南方人口, 2019, 34(5): 56-68.
- [11] 朱明宝, 杨云彦. 农村家庭养老模式变迁与低生育水平强化: 来自湖北省宜昌市的经验证据[J]. 中国人口科学, 2016(3): 93-103+128.
- [12] CREMER H, PESTIEAU G P. Pensions with Heterogeneous Individuals and Endogenous Fertility[J]. Journal of Population Economics, 2008, 21(4): 961-981.
- [13] 杨克文. 高房价影响生育意愿吗?: 基于房价与育龄女性生育意愿的经验分析[J]. 南方人口, 2019, 34(5): 69-80.
- [14] 王天宇, 彭晓博. 社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2015(2): 103-117.
- [15] BACHRACH C A, MORGAN S P. A Cognitive-Social Model of Fertility Intentions[J]. Population and Development Review, 2013, 39(3): 459-485.
- [16] 丁金宏, 程晨, 吴航, 等. 生育行为的社会动力演化及生育政策响应: 基于华东地区 2017 年生育状况抽样调查数据的分析[J]. 人口研究, 2019, 43(5): 17-27.
- [17] 风笑天, 张青松. 二十年城乡居民生育意愿变迁研究[J]. 市场与人口分析, 2002, (5): 21-31.
- [18] 王军, 王广州. 中国育龄人群的生育意愿及其影响估计[J]. 中国人口科学, 2013(4): 26-35+126.
- [19] 庄亚儿, 姜玉, 王志理, 等. 当前我国城乡居民生育意愿: 基于 2013 年全国生育意愿调查[J]. 人口研究, 2014, 38(3): 3-13.
- [20] 乔晓春. 从“单独二孩”政策执行效果看未来生育政策的选择[J]. 中国人口科学, 2015(2): 26-33+126.
- [21] 石人炳, 陈宁, 郑淇予. 中国生育政策调整效果评估[J]. 中国人口科学, 2018(4): 114-125+128.
- [22] YANG Y, LAND K C. A Mixed Models Approach to the Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys, with an Application to Data on Trends in Verbal Test Scores[J]. Sociological Methodology, 2006, 36(1): 75-97.
- [23] YANG Y, LAND K C. Age-Period-Cohort Analysis: new models, methods, and empirical applications[M]. Boca Raton, FL: CRC Press, 2013.
- [24] YANG Y. Social inequalities in happiness in the United States, 1972 to 2004: An age-period-cohort analysis[J]. American Sociological Review, 2008, 73(2): 204-226.
- [25] 李婷. 哪一代人更幸福?: 年龄、时期和队列分析视角下中国居民主观幸福感的变迁[J]. 人口与经济, 2018(1): 90-102.
- [26] 杨发祥. 当代中国计划生育史研究[D]. 杭州: 浙江大学, 2004.
- [27] 郭熙保, 尹娟. 对我国计划生育政策的反思[J]. 理论月刊, 2005(11): 70-76.
- [28] 包蕾萍. 中国计划生育政策 50 年评估及未来方向[J]. 社会科学, 2009(6): 67-77+189.
- [29] 彭玉生. 当正式制度与非正式规范发生冲突: 计划生育与宗族网络[J]. 社会, 2009, 29(1): 37-65+224-225.

质量数量双重视阈下 人口红利的经济效应研究

——基于半参数可加面板模型

张维星 周之浩

(兰州财经大学 统计学院, 甘肃 兰州 730020)

摘要:人口红利转型是经济发展的核心驱动力,是推动我国经济高质量发展的关键环节。基于理论分析对半参数可加模型进行拓展,从人口数量红利、人口质量红利两个维度对人口红利的经济效应进行非参拟合和计量分析。研究发现:人口数量红利对促进我国经济发展呈现先增后减的“倒U形”非线性特征;人口质量红利对促进我国经济发展有显著正向作用。因此,在发挥劳动人口数量优势的同时,培养高端人才、加快创新人才驱动是快速释放人口红利效能的关键。

关键词:人口数量红利;人口质量红利;经济效应;半参数可加模型;动态面板模型

中图分类号:F124;C924.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0044-06

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.03.006

一、引言

人口红利是加快新时代我国经济高质量发展的核心动力源,也是实现共同富裕的重要引擎。“十四五”规划纲要强调,要拓展人口质量红利,以人口质量带动经济高质量发展。新时代要想继续发挥人口红利,就必须认识到目前我国人口数量红利处在日渐式微的态势下,特别是随着人口素质的提高,人口数量红利正逐步过渡到人口质量红利。人口红利的转型不仅有利于促进产业结构升级与全要素生产率的提高,还可以加速实现高质量发展,推动人口和经济社会持续协调。然而,新时代的中国仍面临严峻的人口问题和冲突。第七次全国人口普查数据显示,我国劳动供给持续减少,劳动年龄人口、占比双重下降。著名人口学家蔡昉在2022宏观形势年度论坛上指出:“中国‘未富先老’的现象日益显现,老年人口比重已超过14%,正式成为老龄化社会;同时,预期人口出现的负增长可能会使中国经济陷入严重的衰退中。”鉴于此,深入探究人口红利的经济转型效应迫在眉睫。

二、文献综述

长期以来,人口数量红利的经济效应研究一直备受学界关注。人口数量红利又称传统的人口红利,是指劳动年龄人口增加和总抚养比下降导致经济快速增长的“有利性”^[1]。悲观派学者认为在人口老龄化和人口结构转型的时代背景下,中国的劳动力比较优势逐年下滑^[2],人口数量红利日渐式微,对经济的影响逐渐不显著,亟须为经济增长寻求新的突破口^[3]。乐观派学者则始终相信人口数量红利并未消失,仍是新时代中国经济发展的重要引擎。总抚养比越高,社会负担越重,经济的生产能力则越低^[4];劳动年龄人口占比越大,劳动供应和储蓄越多,经济增长则越快。充足的劳动供给加速了20世纪90年代以来中国经济的转型与飞跃^[5]。在经济发展早期,劳动力数量上升带来的经济红利显著,刺激国家经济快速发展,但当我国经济发展步入新阶段,人口增加会给社会带来负担,劳动力禀赋优势下滑,进而阻碍经济发展。因而,提出假设1:

H₁: 人口数量红利的经济效应呈现先增加后降低

基金项目:国家社会科学基金项目“因子分析的稀疏处理理论及其拓展研究”(18BTJ038);甘肃省教育厅项目“西部地区数字经济促进产业结构升级的空间效应研究”(2022CXZX-703)。

作者简介:张维星(1996—),女,山西临汾人,在读硕士,研究方向为人口经济学、数字经济;周之浩(1996—),男,山东聊城人,在读硕士,研究方向为区域经济。

的“倒 U 形”非线性特征。

随着劳动力数量优势的下滑,学者纷纷关注人口质量红利的经济效应以及人口红利的动态转型。在人口质量红利的经济效应分析方面,大多学者达成共识,认为人口质量红利是经济发展的重要动力源,能驱动一国生产力的提升以及经济的高质量发展^[9],少数研究则认为人力资本的经济效应呈现出先增后减的“倒 U 形”特征^[7]。在人口红利转型方面,学界普遍认为在如今传统人口红利的下沉期,我国的人口红利并未消失,而是在积极向人口质量红利动态转变^[8]。人口红利的转型不仅仅是成功跨越中等收入陷阱的内在机制^[9],也是支撑中国经济转型的动力源泉^[10],更是推动人口老龄化背景下我国出口转型的重要途径^[11]。据此,提出假设 2:

H₂:人口质量红利已成为我国经济发展的重要驱动力。

虽然人口红利与经济增长的现有研究体系较为成熟,但仍存在以下问题:一是现有研究大多把人口数量红利和人口质量红利割裂开来,分别探讨其对经济发展的效应,鲜有文献对人口红利的动态性转型进行深入探讨。二是人口红利相关文献大多采用参数估计的方法进行分析,很少有文献把非参数方法与参数方法结合起来进行论证。因此,从数量和质量的双重视角出发,将人口数量红利和人口质量红利纳入统一

分析框架,基于省域面板数据,运用半参数可加模型拟合出高斯核回归图形,进一步采用静态面板模型与动态面板模型等计量方法对人口红利的经济效应进行实证分析,并针对新时代促进经济发展的内生动力给出相应的政策建议,具有一定的创新性。

三、变量选取与模型设定

1. 变量选取

(1)被解释变量

经济增长(PGDP)。与国内外文献中的一般表示方法类似,以 2000 年为基期计算出的人均 GDP 衡量经济发展水平。

(2)非参部分解释变量

①人口数量红利(dedi)。借鉴相关学者思路,用总抚养比的倒数衡量人口数量红利。②人口质量红利(hc)。参照以往研究,以高等教育人数占比衡量人口质量红利,即人口质量红利=(6 岁及以上人口中的大专人数+大学人数+研究生人数)/6 岁及以上人口。

(3)参数部分解释变量

①教育发展水平(edu)。用地方教育财政支出占各地一般公共预算支出的比重测度。②外商投资强度(rfdi)。用实际利用外资额占 GDP 比重测度。③对外贸易依存度(tra)。用货物贸易额占 GDP 比重测度。④技术创新能力(tech)。用 R&D 经费内部支出占 GDP 比重测度。具体变量定义与说明见表 1。

表 1 主要变量名称、符号及定义

变量类型	变量名称	符号	定义
被解释变量	经济增长	PGDP	用 2000 年为基期的人均 GDP 衡量
非参部分解释变量	人口数量红利	dedi	用总抚养比的倒数衡量,总抚养比下降,人口数量红利上升
	人口质量红利	hc	用 6 岁及以上人口中受教育程度为大专及以上学历的占比衡量
参数部分解释变量	教育发展水平	edu	地方教育财政支出/各省一般公共预算支出
	外商投资强度	rfdi	外商直接投资额/GDP
	对外贸易依存度	tra	按境内目的地和货源地分的货物进出口总额/GDP
	技术创新能力	tech	R&D 经费内部支出/GDP

2. 模型设定

(1)半参数可加模型及扩展

学者 Opsomer 和 Ruppert 在 20 世纪末提出半参数可加模型^[12],其优点在于:一是较于参数估计方法,拟合效果更好;二是在刻画变量间线性关系的同时,还可以探究变量间的非线性关系^[13]。在半参数可加模型的基础上进行扩展,引入虚拟变量作为面板个体固定效应,并将非参数估计与参数估计相结合,为研究

结果提供了更可靠的模型依据。半参数可加面板数据模型(GAM)如下式:

$$\begin{cases} y_{it} = \alpha_i + x_{it,1}\beta_1 + \cdots + x_{it,p}\beta_p + f_1(z_{it}^1) + \cdots + f_q(z_{it}^q) + e_{it} \\ i=1, \cdots, N; t=1, \cdots, T; p, q \in \mathbb{R}^+ \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中, y_{it} 指被解释变量, $\{x_{it,j}\}_{j=1}^p$ 和 $\{z_{it,j}\}_{j=1}^q$ 为模型的参数部分和非参数部分的解释变量, $\{\beta_j\}_{j=1}^p$ 为估计系数, $\{f_j(\cdot)\}_{j=1}^q$ 表示单维的未知光滑函数, α_i 表示个体固

定效应, e_{it} 是随机扰动项。

(2) 实证模型构建

为了验证人口红利与共同经济增长的非线性关系, 结合半参数可加面板模型, 将人口数量和人口质量设定为非参数变量, 将其他变量作为参数变量, 设定上述核心变量对经济增长的 GAM 估计方程如下:

$$PGDP_{it} = \mu_i + X_{it,1}\beta_1 + \cdots + X_{it,p}\beta_p + \alpha_1 f(dedi_{it}) + \alpha_2 f(hc_{it}) + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, PGDP 为被解释变量(经济增长变量); $dedi$ 和 hc 为非参变量, 具体为人口数量红利与人口质量红利变量; $\{X_{it,j}\}_{j=1}^p$ 为参数部分变量, 包括教育发展水平、外商投资强度、对外贸易依存度以及技术创新能力等; u_i 为省份 i 的固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

四、实证结果及分析

为了验证人口红利与经济发展的非线性关系, 利用半参数可加面板模型进行了实证分析。实证结果分为非参数估计与参数估计, 因为非参数估计结果无法用数值表示, 所以选用图形来表现人口数量红利和人口质量红利对经济发展的影响效果。

1. 基于半参数估计检验的初步观察

为探究质量数量双重视阈下人口红利的经济效

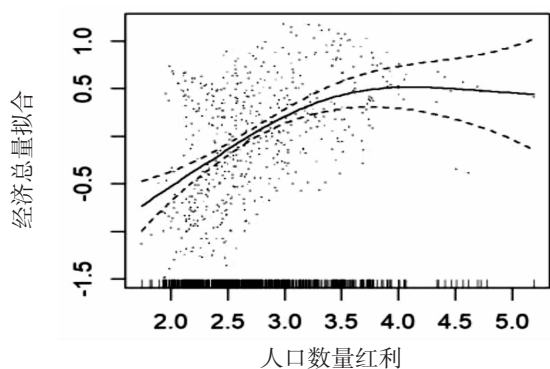


图1 人口数量红利对经济发展的高斯核回归

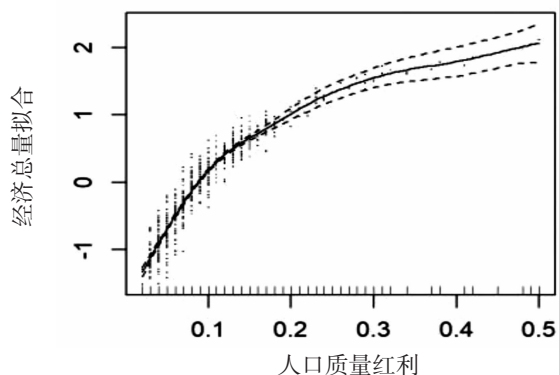


图2 人口质量红利对经济发展的高斯核回归

应, 利用 R 软件, 采用扩展后的半参数可加模型(GAM), 分别绘制了 2001—2019 年中国人口数量红利、人口质量红利对人均 GDP 的高斯核回归图。基于面板数据的随机效应模型, 设置带宽为最优带宽, 再利用约束性最大似然法(REML)进行非参数平滑。回归结果见图 1、图 2。

图 1 反映了各地人口数量红利与经济增长之间的相关关系, 初步验证了在中国经济腾飞的过程中人口数量红利对经济总量的总体影响, 也体现了人口数量红利发展过程中遇到的瓶颈。具体而言, 人口数量红利对经济总量增长的影响呈现出以“先上升后缓慢下降”为特点的“倒 U 形”态势, 从而验证了 H_1 。结合实际情况看, 前期阶段人口数量红利带来的劳动力数量比较优势以及劳动力成本优势会显著促进经济发展。2001—2013 年, 中国劳动年龄人口快速增长, 在 2013 年达到峰值。劳动力的急剧增长给中国带来了人口红利, 刺激了我国的生产力和消费力增长, 缩小了与发达国家的差距, 对促进经济的快速发展有较大的正向边际作用。后期阶段, 即从 2013 年开始, 人口老龄化程度日益加深, 不仅使中国劳动供给以及劳动年龄人口连续 7 年持续走低, 同时使我国人口预期出现负增长。劳动力供应不足有可能显著提升企业用工成本、抑制资源配置效率、降低劳动生产率, 进而制约经济增长。人口老龄化的深化, 不仅会加剧生产与消费的矛盾, 带来生产供不应求、医疗保障力度不到位以及老人赡养困难等民生问题, 还有可能降低劳动供给、减缓劳动生产率、挤出投资, 带动潜在经济增速急剧下滑。

图 2 反映了人口质量红利对人均 GDP 的作用趋势, 初步验证了中国经济快速攀升的过程中人力资本红利的重要作用。从图 2 的趋势可以看出, 高等教育人才比例越高, 越有利于助推经济发展。这一结果验证了 H_2 , 即人力资本是促进一国经济攀升的核心引擎。高等教育人才越多, 越有利于发挥人才红利的经济效应, 促进经济快速攀升。这反映了高等教育年龄人口占比的总体人才作用在中国经济发展初期具有显著促进作用, 由于受教育程度越高的人才具有更高的生产效率, 对促进经济发展有更大的正向边际效应, 高素质人才占比提高有利于刺激经济水平攀升。同时, 经济快速发展与劳动力素质的提升, 要求技术与制度尽快与劳动力相适应, 人才红利发挥效益的瓶颈也日渐凸显, 以高等教育人口占比衡量的人口质量红利对经济发展的促进作用不断衰减。但情况是否

如此,还需要后文进一步验证和分析。

2. 计量检验

(1) 平稳性检验

基于 2001—2019 年中国 30 个省(区、市,除港澳台和西藏)的面板数据,兼顾了时间序列与截面数据

的双重特点,可能会出现虚假回归。为了解决这一问题,在计量分析前对计量模型中的数据进行单位根检验,检验结果见表 2。从表 2 可以发现,所有核心变量均在一阶差分后通过了 1%的显著性检验,说明所采用的面板数据是相对稳定的。

表 2 关键变量的平稳性检验

变量	LLC 检验	P 值	ADF-Fisher 检验	P 值	检验结果
PGDP	9.26	1.00	6.91	1.00	不平稳
D(PGDP)	-4.21	0.00	121.90	0.00	平稳 ***
dedi	-0.62	0.27	28.73	1.00	不平稳
D(dedi)	-9.18	0.00	166.06	0.00	平稳 ***
hc	-0.09	0.46	12.03	1.00	不平稳
D(hc)	-9.79	0.00	204.88	0.00	平稳 ***
rfdi	-0.37	0.36	-0.65	0.26	不平稳
D(rfdi)	-10.79	0.00	155.54	0.00	平稳 ***
tech	0.35	0.64	40.52	0.98	不平稳
D(tech)	-5.03	0.00	110.99	0.00	平稳 ***
edu	-0.76	0.22	30.04	1.00	不平稳
D(edu)	114.04	0.00	200.17	0.00	平稳 ***
tra	-0.96	0.17	49.39	0.83	不平稳
D(tra)	-10.01	0.00	184.56	0.00	平稳 ***

注:D(x)表示 x 的一阶差分项,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平下显著。

(2) 模型设定的稳健性检验

为了验证上述半参数可加面板模型的估计结果是否可靠,参考上述模型中非参数部分拟合的图形形状,引入人口数量红利的平方项,将人口数量红利、人口数量红利的平方项与人口质量红利纳入统一分析框架,重新验证其对经济发展的影响。使用的面板回归模型为:

$$PGDP_{it} = \mu_i + \beta_1 dedi_{it} + \beta_2 dedi_{it}^2 + \beta_3 hc_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

各变量定义与上文相同,该部分分别采用混合回归(OLS)、面板随机效应(RE)以及面板固定效应模型(FE)三种方式进行模型设定检验。检验结果见表 3。

从表 3 的回归结果可以看出,Hausman 检验和 F 检验结果均在 1%的水平下不接受原假设,说明应选择双向固定效应模型。由表 3 的模型(3)可知:人口数量红利和人口质量红利对人均 GDP 均有显著影响。具体而言,人口数量红利对被解释变量的影响均在 10%的水平上显著为正,二次项的系数则在 10%的水平下显著为负,对人均 GDP 的影响基本符合“倒 U 形”结构,验证了假设 1。人口质量红利的一次项对人均 GDP 在 1%的水平上影响显著,且一次项的系数显著为正,人口质量红利对经济发展呈现正相关关系,与上述半

表 3 模型设定的检验结果

	(1) OLS	(2) RE	(3) FE
dedi ²	-0.19*** (0.03)	-0.05** (0.02)	-0.03* (0.02)
dedi	1.24*** (0.18)	0.34*** (0.12)	0.19* (0.11)
hc	4.34*** (0.26)	2.72*** (0.29)	1.55*** (0.30)
rfdi	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
tech	0.22*** (0.01)	0.37*** (0.01)	0.42*** (0.01)
edu	-1.52** (0.60)	0.66 (0.54)	1.86*** (0.50)
tra	0.16*** (0.05)	0.18*** (0.06)	0.22*** (0.06)
cons	5.59*** (0.28)	5.39*** (0.21)	5.11*** (0.18)
R ²	0.83	0.93	0.93
Hausman Test	611.77(p=0.00)		
F	64.09(p=0.00)		
N	570	570	570

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平下显著。表 4 同。

参数估计结果相符,也验证了假设 2。整体看,我国人口红利仍未消失,人口数量红利和人口质量红利共同驱动经济增长。随着人口质量红利的提升,即高等教育人才的占比升高,我国人均 GDP 显著上升,人才红利的经济效应愈发凸显。

控制变量中,教育发展水平、技术创新能力以及对外贸易依存度对经济总量大多具有显著的正向拉动作用。主要原因是:①增加对教育的投资力度有助于提高一国的劳动力质量和全社会的文化素养,为技术力量成长提供基础和保障,还可以优化人才结构,传播科学知识,提高劳动力的职业技能,创造更多的社会财富。②科技进步可以提高生产率,缩短生产周期,产生新的产业发展方向和经济增长点,助推国力提升与经济繁荣。③对外开放强度越大,越有助于吸收国外先进技术与资本投资,节约本国的生产劳动,提高经济效益。而外商投资对人均 GDP 的影响不显

著,其可能的原因在于:过多的外商投资会造成本地产品滞销、整体生产率下降、产业链低端锁定等问题,从而抑制经济增长。参数部分变量的回归结果与半参数可加面板模型基本保持一致。基于此,模型设定可靠稳健。

(3)内生性检验

根据人口经济学理论,被解释变量人均 GDP 和解释变量人口数量红利、人口质量红利之间可能互为因果,从而产生内生性问题,两个衡量人口红利的指标之间也可能会高度相关。因此,为了解决内生性问题,建立动态面板模型,利用系统广义矩估计(GMM)方法进行验证。该动态面板模型为:

$$\text{PGDP}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{L.PGDP}_{it} + \beta_2 \text{dedi}_{it} + \beta_3 \text{dedi}_{it}^2 + \beta_4 \text{hc}_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中,L.PGDP 为人均 GDP 的滞后一期值,其余变量定义与前文相同^①。具体回归结果见表 4。

表 4 利用 SYS-GMM 进行内生性检验的结果

	(1) 人口数量	(2) 人口质量	(3) SYS-GMM	(4) 混合回归	(5) 固定效应
L.PGDP	1.18*** (0.12)	1.15*** (0.17)	1.23*** (0.13)	1.27*** (0.04)	1.08*** (0.04)
L2.PGDP	-0.20 (0.12)	-0.16 (0.16)	-0.25* (0.13)	-0.28*** (0.04)	-0.17*** (0.04)
dedi ²	-0.02* (0.01)		-0.01* (0.01)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
dedi	0.10* (0.05)		0.08* (0.06)	0.04*** (0.01)	0.06*** (0.02)
hc		-0.06** (0.03)	0.01 (0.05)	-0.01 (0.02)	-0.08 (0.05)
控制变量	是	是	是	是	是
AR(1)	0.01	0.03	0.01		
AR(2)	0.20	0.24	0.11		
Hansen Test	0.99	1.00	1.00		
N	510	510	510	510	510
R ²				0.99	0.99

注:AR(1)、AR(2)、Hansen Test 以及 F 检验结果仅显示 p 值^②。

表 4 报告了人口红利的动态面板回归结果。模型(1)和模型(2)分别报告了人口数量红利与人口质量红利对人均 GDP 的系统估计结果。从 AR 检验结果可以发现,随机扰动项不存在二阶自相关,过度识别

(Hansen)检验结果表明所有工具变量都有效。模型(3)一(5)把人口数量红利和人口质量红利纳入统一模型,观察二者对人均 GDP 的影响,分别是系统 GMM 估计结果、混合 OLS 回归结果以及面板固定效应结果。对

①为保证 GMM 估计的一致性,必须保证不存在自相关且工具变量与误差项不相关。因而用 Arellano-Bond 自相关检验方法进行检验,要求检验结果“存在一阶自相关”且“不存在二阶自相关”,同时使用 Hansen 过度识别约束检验对所用工具变量的有效性进行检验。

②AR(1)、AR(2)检验的零假设为残差不存在一阶、二阶自相关;Hansen 检验的零假设为工具变量与残差无相关性,即模型不存在过度识别。

比模型(3)—(5),可以看出系统 GMM 估计中,人均 GDP 的滞后一期的系数(1.23)介于混合 OLS 估计的系数(1.27)与固定效应回归系数(1.08)之间,所以采用系统 GMM 估计动态面板是有效的。根据 AR 检验与过度识别(Hansen)检验结果,模型(3)中系统 GMM 估计结果是一致有效的。具体看,人均 GDP 的一阶和二阶滞后项的检验结果显著,GMM 估计的结果与静态面板模型估计结果基本一致,进一步验证了模型是可靠的。

五、结论与建议

基于 2001—2019 年我国 30 个省(区、市)的面板数据,以人口数量红利、人口质量红利与人均 GDP 之间的关系为主线,通过构建半参数可加面板模型、面板固定效应模型以及动态面板模型,对人口红利的经济效应进行了详细阐述,并得出了以下结论:第一,人口数量红利对经济总量增长的影响呈现出以“先上升后缓慢下降”为特点的“倒 U 形”态势,我国的人口数量红利正在日渐式微。第二,人口质量红利的提升可以驱动我国经济快速发展,但边际驱动作用正在缓慢降低。

根据研究结论,并结合新时代中国人口与经济发展面临的困境,提出如下政策建议:

第一,加快推动经济转型,从更多依靠人口数量红利向更多依靠人口质量红利转变。我国不仅要继续扩大劳动年龄人口数量,更要提升劳动力质量。政策上,不仅要制定更灵活、富有弹性的退休制度,解决年轻劳动力的后顾之忧,激发劳动年龄人口的工作热情,还必须继续深化三孩政策,适度鼓励和扶持三孩家庭,从根源上解决未来劳动力短缺的问题。行动上,扩大教育支出、严抓高等学校教育与科研、不断强化教育和技能培训,提升我国劳动力质量,为新时代经济高质量发展提供更多高素质人才。

第二,加速实现创新驱动的经济转型。加快经济转型一方面需要深化科技创新改革,扩大知识产权保护力度,完善创新驱动机制,另一方面要加快新旧动能的转换速度,增强创新的活跃度,最大化资源要素收益,支撑、引领经济社会持续发展。

第三,正视不同经济发展水平地区人口红利的不平衡性,因地制宜推动区域协调发展。推进并完善劳动力市场体系建设,不仅要在发达地区提升高质量人才要求,以需求为导向提供就业岗位,还要在经济欠发达地区继续推进人才引进政策,落实落户政策、奖励

政策等留住高素质人才,并有针对性地对经济落后地区开展各种层次的教育和培训,提高劳动积极性,避免劳动力流失。◆

参考文献:

- [1]杨成钢,闫东东.质量、数量双重视角下的中国人口红利经济效应变化趋势分析[J].人口学刊,2017,39(5):25-35.
- [2]周浩.人口结构转变对中国经济增长的影响研究[D].济南:山东大学,2018.
- [3]张同斌.从数量型“人口红利”到质量型“人力资本红利”:兼论中国经济增长的动力转换机制[J].经济科学,2016(5):5-17.
- [4]BLOOM D E, CANNING D, SEVILLA J. The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change [J]. Foreign Affairs, 2003, 82(3): 148.
- [5]陆旸,蔡昉.人口结构变化对潜在增长率的影响:中国和日本的比较[J].世界经济,2014,37(1):3-29.
- [6]王树.“第二次人口红利”与经济增长:理论渊源、作用机制与数值模拟[J].人口研究,2021,45(1):82-97.
- [7]邓翔,朱高峰,万春林.人力资本对中国经济增长的门槛效应分析:基于人力资本集聚视角[J].经济问题探索,2019(5):173-181.
- [8]原新,刘绘如.中国人口红利研究的发展:基于文献综述视角[J].西北人口,2019,40(5):60-68.
- [9]晏月平,李新宇.人口红利期结束对我国跨越“中等收入陷阱”带来的挑战与机遇[J].人口与社会,2018,34(1):19-31.
- [10]原新,金牛.新型人口红利是经济高质量发展的动力源[J].河北学刊,2021,41(6):109-116.
- [11]铁瑛,张明志,陈榕景.人口结构转型、人口红利演进与出口增长:来自中国城市层面的经验证据[J].经济研究,2019,54(5):164-180.
- [12]OPSOMER J D, RUPPERT D. A Root-N Consistent Back Fitting Estimator for Semi-Parametric Additive Modeling[J]. Journal of Computational and Graphical Statistics, 1999, 8(4): 715-732.
- [13]戴翔,刘梦.人才何以成为红利:源于价值链攀升的证据[J].中国工业经济,2018(4):98-116.

创新视角下 产业集聚对碳生产率的影响研究

徐敏雪

(兰州财经大学 统计学院, 甘肃 兰州 730020)

摘要:“双碳”目标下,提高碳生产效率有利于经济社会发展与产业绿色转型。基于 2008—2019 年中国省际面板数据,通过核密度估计和 Moran's I 指数描述碳生产率的时空特征,运用空间滞后模型研究产业集聚、技术创新对碳生产率的影响及作用机制,使用半参数空间自回归模型对参数模型进行检验。结果表明:(1)碳生产率具有正向空间溢出效应,相邻地区碳生产率的提高会促进本地区碳生产率的提高;(2)产业集聚与碳生产率之间呈现复杂的“M”形关系;(3)技术创新能促进碳生产率的提高,并且能缓解产业集聚程度过高对碳生产率的负外部性,对碳生产率的提高起到调节作用。根据实证得出的结论,从不同角度为提高碳生产率提出政策建议。

关键词:技术创新;碳生产率;核密度估计;半参数空间自回归模型

中图分类号:X22;F064.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0050-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2023.03.007

2020 年在《巴黎协定》框架下,中国提出了“双重约束”自愿贡献目标,提出力争在 2030 年前实现“碳达峰”、2060 年前实现“碳中和”。“双碳”目标旨在加快降低碳排放,引导绿色技术创新和产业绿色转型,提高中国经济的全球竞争力。碳生产率是将控制碳排放和促进经济增长双重目标融合的概念,脱钩理论、碳足迹理论和库兹涅茨曲线理论为其提供了重要理论支撑。目前,我国碳排放主要源于经济活动中的能源消耗,特别是工业活动。而集聚是经济活动形成的一种空间分布特征,能够直接影响经济发展和碳生产率的变化。由生命周期理论可知,内部因素、信息、资源、企业和相关产业等因素共同影响产业集聚的出现、成长、成熟和衰落^[1]。根据波特假设,创新补偿能够激励企业在生产过程中使用创新技术提升企业经营绩效并降低环境成本,从而有效提高碳生产率。此外,技术创新在产业集聚生命周期的各个阶段的作用存在明显差异,能有效延长集聚区生命周期、抑制其衰退进程^[2]。因此,结合生命周期理论研究技术创新作用下产业集聚如何影响碳生产率,对减少碳排放、实现“双碳”目标有重要意义。

一、文献综述

产业集聚对碳生产率的影响主要取决于不同发展阶段的竞争效应、技术溢出效应和规模效应三种效应的作用强度。竞争效应表现在空间集聚上,通过鼓励企业相互竞争、降低环境成本,进而形成有效的节能减排激励机制^[3]。规模效应表现在集聚共享基础设施建设的能力上,从而减少基础设施建设带来的碳排放^[4]。技术溢出效应表现在经济空间集聚上,通过学习先进的生产技术和减排技术,提高碳生产率^[5]。

目前,国内外学者对产业集聚的研究多集中于产业集聚对能源效率^[6-7]、环境^[8-9]、经济增长^[10]的研究。对碳生产率的研究主要涉及区域差异^[11]、影响因素^[12]等方面。在产业集聚对碳生产率的研究中,张哲晰和穆月英(2019)^[13]发现农业产业集聚与农业碳生产率之间呈现非线性关系。此外,路正南和朱新朗(2018)^[14]基于政府干预验证了产业集聚与碳生产率的倒“U”形关系。

技术创新对碳生产率的研究。技术创新与碳生产率的关系主要包括以下三种情况:第一,技术进步抑制碳生产率的提升,技术创新通过提高能源效率带来的减排效应不能完全抵消其促进经济增长带来的二氧化

基金项目:国家社会科学基金项目“因子分析的稀疏处理理论及其拓展研究”(18BTJ038);2022 年甘肃省优秀研究生“创新之星”项目“双碳背景下绿色金融驱动碳排放效率提升的机制路径研究”(2022CXZX-702)。

作者简介:徐敏雪(1996—),女,安徽阜阳人,在读硕士,研究方向为计量经济学方法与应用。

碳增长效应^[15]。第二,科技创新通过多种路径促进产业结构优化、提高能源利用效率,从而促进碳生产率的提高^[16-17]。第三,在回弹效应作用下,先进的技术造成产出水平、能源需求和碳排放量大幅度提高。然而,由于产出水平和碳排放水平不确定,从而使技术创新与碳生产率的关系存在不确定性^[18]。

产业集聚对碳生产率的作用机制研究。随着技术水平的提高,技术创新在提高区域碳生产率方面发挥的作用越来越显著,然而不同区域作用大小不同,结合技术创新与优化产业结构能够有效提高碳生产率^[19]。目前,多数学者集中于研究产业集聚和技术创新对经济增长的影响^[20-21],知识溢出在产业集聚的减排效应中起到了中介效应^[22]。

现有文献从多个角度深入研究了提高碳生产率的方法,得出产业集聚与碳生产率之间存在非线性关系的结论。然而,多数研究采用参数估计模型来研究单个变量对碳生产率的影响,很少关注产业集聚和技术创新的协同作用对碳生产率的影响。基于此,使用参数空间自回归模型探究碳生产率的空间溢出效应,尝试在同一框架下对产业集聚、技术创新与碳生产率之间的非线性关系及作用机制进行分析。同时,为验证产业集聚对碳生产率的非线性关系,引入半参数空间自回归模型进一步分析。

二、理论模型与变量说明

(一)理论模型

本文借鉴相关研究,在 Cobb-Douglas 生产函数中引入碳生产率。假设资本(K)、劳动(L)和能源(E)是生产过程中三种主要的投入要素,从成本角度设置以下生产函数:

$$C(P_K P_L P_E) = A^{-1} B^{-1} P_K^\alpha P_L^\beta P_E^\gamma Q \quad (1)$$

其中, $C(\cdot)$ 表示成本函数; P_K 、 P_L 和 P_E 分别表示资本、劳动和能源三种要素的价格; A 为全要素生产率; B 为产业集聚; α 、 β 和 γ 代表对应要素的产出弹性; Q 为产出水平。由希克斯需求函数 $X_h(P, U)$ 及能源需求等于成本函数,得到能源产出价格的偏导数:

$$E = (\gamma A^{-1} B^{-1} P_K^\alpha P_L^\beta P_E^\gamma Q) / P_E \quad (2)$$

其中, E 表示对能源的需求。假设长期生产中企业的利润为0,即 $C = P_Q Q$,其中 P_Q 是产品的价格:

$$P_Q = P_K^\alpha P_H^\beta P_E^\gamma \quad (3)$$

其中, $\alpha + \beta + \gamma = 1$,结合(2)式、(3)式得到:

$$E = (\gamma A^{-1} B^{-1} P_Q Q) / P_E \quad (4)$$

即:

$$Q/E = \gamma^{-1} AB(P_E/P_Q) \quad (5)$$

能源消耗与碳排放的关系表示为:

$$E = \lambda R \quad (6)$$

λ 为两者之间的参数, R 为碳排放量。结合(5)式、(6)式得到:

$$Q/R = \lambda \gamma^{-1} AB(P_E/P_Q) \quad (7)$$

Q/R 为碳生产率, P_E/P_Q 表示能源的实际价格。 A 主要取决于技术、制度、开放性和结构。

(二)变量选取和数据来源

1. 被解释变量

碳生产率(CP)。碳生产率又称“碳均GDP”,用地区GDP占同期二氧化碳排放量计算而来^[23],参考IPCC的方法计算能源消耗二氧化碳排放量。

$$CO_2 = \sum_{i=1}^{33} E_{ij} \times NCV_{ij} \times CEF_{ij} \times COF_{ij} \times (44/12) \quad (8)$$

其中, i 表示工业部门, j 代表能源消耗类型, E 是能源每消耗10000吨的标准煤, NCV 表示平均低热值, CEF 为碳排放系数,44/12表示消耗1单位碳产生的 CO_2 量, COF 为碳氧化因子。

2. 核心解释变量

产业集聚(INA)。采用区位熵对产业集聚指标进行计算,公式为:

$$LQ_j = \sum_{i=1}^{30} \left[\left(\frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^n x_{ij}} \right) \left(\frac{x_i}{\sum_{i=1}^n x_i} \right) \right] \quad (9)$$

其中, x_{ij} 一般设定为*i*地区*j*产业的总产值或就业人数,本文使用第二产业的总产值来计算。

3. 调节变量

技术创新水平(TEC)。专利在一定程度上能够反映一个地区的创新水平,本文使用各省(区、市)获批的专利授权数量衡量创新水平。

4. 控制变量

市场化水平(MAR),用财政支出占GDP的比重衡量市场化水平,比值越高,市场化水平越高。环境监管强度(REI),以地区环境基础设施建设占总产值比重反映环境监管强度。产业结构(STR),产业结构会影响碳排放效率,以第三产业增加值与第二产业增加值的比重衡量产业结构。能源消费结构(EST),用煤炭消费量占能源消费总量的比重来衡量,比值越大,碳排放量越多,相关数据均折成标准煤后计算。能源价格指数(ENP),使用原材料、燃料、动力购进价格指数衡量能源价格。外商直接投资(FDI),使用外商直接投资占GDP的比重来衡量。

使用中国2008—2019年除港澳台、西藏外的30个省(区、市)面板数据,数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国

能源统计年鉴》及各省(区、市)统计年鉴、国家统计局网站等,并对碳生产率、能源价格指数以 2008 年为基期进行调整以消除价格因素的影响。

三、实证分析

(一)空间相关性分析

为检验碳生产率是否存在空间相关性,采用 Moran's I 指数进行检验。公式如下:

$$I_i = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})} \quad (10)$$

其中, W_{ij} 为区域 i 和 j 的邻接权重矩阵,两地区相邻则取 1,不相邻则取 0; n 为省(区、市)总数; x_i 、 x_j 分别表示第 i 省(区、市)、第 j 省(区、市)经济增长的测量值。 I_i 的取值范围为 $[-1, 1]$, I_i 越接近 1,空间正相关性越强; I_i 越接近 -1,空间负相关性越强; I_i 取 0 时,地区间不存在空间相关性。

表 1 2008—2019 年碳生产率的 Moran's I 值

年份	Moran's I	p 值
2008	0.341***	0.001
2009	0.314***	0.001
2010	0.338***	0.001
2011	0.260***	0.003
2012	0.288***	0.002
2013	0.244***	0.006
2014	0.259***	0.004
2015	0.261***	0.004
2016	0.266***	0.004
2017	0.247***	0.005
2018	0.211**	0.012
2019	0.208**	0.013

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。表 2、表 3 同。

由表 1 可以看出, Moran's I 指数均显示在 5% 或 1% 的置信度水平上显著,碳生产率具有正向空间相关的统计特征。并且,相关指数呈现波动下降趋势,说明正向关联强度下降,区域差异逐渐减小。

(二)产业集聚对碳生产率的空间效应分析

1. 空间自回归模型(SAR)

在技术创新视角下分析我国工业集聚对碳生产率的影响,考虑到不同工业集聚程度对碳生产率可能存在两种相反的作用,在模型中引入产业集聚平方项,从而构建非线性模型,具体模型如下:

$$CP_{it} = \alpha_i + \gamma_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} CP_{jt} + \beta_1 INA_{it} + \beta_2 INA_{it}^2 + \beta_3 TEC_{it} + \beta_4 INA_{it} \times TEC_{it} + \beta_5 X_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, i 和 t 分别表示省(区、市)和年份; CP 表示碳生产率; INA 表示产业集聚的程度, TEC 表示技术创新水平,通过引入产业集聚与技术创新的交互项($INA \times TEC$)来验证它们之间的密切关系; W_{ij} 为区域间空间邻接地理权重矩阵,当 $W_{ij}=1$ 时表示两个区域地理相邻, $W_{ij}=0$ 为非地理邻接; γ 表示被解释变量空间回归系数; μ 表示固定效应; ε 为随机干扰项; X 表示一组控制变量,包括市场化水平(MAR)、环境调节强度(REI)、外商直接投资规模(FDI)、产业结构(STR)、能源消耗结构(EST)、能源价格指数(ENP)。

2. 回归结果分析

本文给出了固定效应模型、空间自回归模型的估计结果,为防止时间和个体影响,本文固定了时间效应和个体效应。相比非空间面板模型,空间自回归模型考虑了空间相关性问题。从表 2 的估计结果可以看出,空间自回归系数在 1% 置信水平上为正,即碳生产率具有显著的空间溢出效应,说明相邻省份之间碳生产率相互促进。表 2 显示了产业集聚、科技创新对碳生产率影响的估计结果。

回归结果显示,第(1)列中产业集聚的一次项系数为负,并且在 10% 置信度水平上不显著,说明产业集聚与碳生产率之间不是简单的线性关系。第(2)列中加入产业集聚的二次项后,产业集聚一次项系数为正,二次方项系数为负,且在 5% 的置信度水平上显著,说明产业集聚与碳生产率之间整体呈现倒“U”形关系,主要由于产业集聚处于增长的初期阶段时,集聚表现出正外部性,有利于节约能源,提高碳生产率。产业集聚水平达到一定程度时,使生产要素过度集中从而产生“拥挤效应”,企业间会通过恶性竞争的方式来争取有限资源,阻碍新技术、新知识和新企业的进入。此外,技术创新和知识溢出效应具有锁定效应,导致碳排放量增加,产业集聚的负外部性逐渐形成直到碳生产率下降^[23]。

技术创新对碳生产率的影响在 1% 的置信度水平上显著为正,说明技术创新在提高资源利用效率的同时减少了污染排放,从而提高了碳生产率。加入交互效应项后,交互系数显著为负,且产业集聚对碳生产率的二次项系数不再显著,说明产业集聚与碳生产率的关系在技术创新的作用下发生变化。技术创新处于产业集聚对碳生产率的作用机制中,并且在决定产业集聚负外部性导致碳生产率下降的转折点位置上起到了重要作用。

控制变量中,能源消耗结构对碳生产率有抑制作用。煤炭是我国的主要消费资源,也是碳排放的主要

表2 产业集聚、科技创新对碳生产率影响的参数估计结果

	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) SAR	(6) SAR	(7) SAR	(8) SAR
INA	-0.10981 (0.09714)	1.15154** (0.53857)	1.35918*** (0.43398)	0.76362** (0.38507)	-0.07083 (0.08803)	1.02584** (0.48718)	1.24993*** (0.38226)	0.65162** (0.33233)
INA ²		-0.57219** (0.24037)	-0.59450*** (0.19186)	-0.22773 (0.17224)		-0.49801** (0.21769)	-0.52368*** (0.16925)	-0.15493 (0.14886)
TEC			0.03567*** (0.01219)	0.31551*** (0.03064)			0.04259*** (0.01080)	0.32012*** (0.02642)
EST			-0.85955*** (0.13970)	-0.78041*** (0.12265)			-0.82566*** (0.12304)	-0.74459*** (0.10586)
FDI			0.05855*** (0.02098)	0.04209** (0.01845)			0.06861*** (0.01854)	0.05313*** (0.01599)
STR			0.31269*** (0.03638)	0.19077*** (0.03424)			0.30076*** (0.03207)	0.17913*** (0.02956)
REI			4.45672** (1.79480)	1.63555 (1.59877)			4.56924*** (1.57897)	1.78615 (1.37822)
MAR			-1.61386*** (0.26021)	-1.39753*** (0.22904)			-1.27432*** (0.23678)	-1.03266*** (0.20485)
ENP			-0.07692 (0.08878)	-0.06183 (0.07779)			-0.07940 (0.07810)	-0.06468 (0.06705)
INA*TEC				-0.25207*** (0.02587)				-0.24949*** (0.02230)
W*CBE					0.33346*** (0.07070)	0.32356*** (0.07100)	0.35911*** (0.06407)	0.38825*** (0.05819)
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.62	0.626	0.774	0.827	0.015	0.309	0.712	0.749
N	360	360	360	360	360	360	360	360

注:括号内为标准误。

来源,能源效率偏低,单位 GDP 能耗水平较高。产业结构优化有助于提高碳生产率,因为第二产业主要是工业,能源消耗较高,第三产业附加值较高,能耗较低,有利于碳生产率的提高。外商直接投资流入与碳生产率之间关系显著为正,主要由于外商直接投资在带来 GDP 增长的同时可能带来先进的技术和管理,并通过技术溢出效应提高碳生产率。市场化水平与碳生产率之间的关系显著为负,财政支出较多投入工业部门,环境保护方面支出占比较小,影响不显著。

(三)产业集聚对碳生产率的非线性空间计量检验

1. 半参数空间滞后模型(SSPVAR)

结合理论和前人的研究成果可以看出,产业集聚对碳生产率存在不确定的影响,面板模型设定会出现偏误。参考叶阿忠和郑航(2022)的方法^[24],构建半参数空间滞后模型,验证产业集聚与碳生产率之间的非线性关系。考虑如下半参数空间自回归模型:

$$CP_{it} = \rho W_{ij} CP_{jt} + G(INA_{it}) + \gamma_1 TEC_{it} + \gamma_2 INA_{it} \times TEC_{it} + \gamma_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式中, $G(INA)$ 为未知非参数函数, ε 表示随机干扰项, X 表示一组控制变量,包括市场化水平、环境调节强度、外商直接投资规模、产业结构、能源消耗结构和能源价格。

2. 回归结果分析

上述参数回归模型中,产业集聚与碳生产率之间的倒“U”形曲线关系已经得到初步验证。然而,参数模型本质上是均值回归,表明的是变量均值间存在的关系。此外,参数模型需满足各种假设条件并对模型形式进行预设,可能存在偏误。因此运用 SSPVAR 模型进行进一步检验。

表3为模型参数部分估计结果, $G(INA)$ 为非参数项,主要通过偏导数图来体现。参数结果显示,空间效应系数在1%的置信度水平下为正,技术创新的系数在1%的置信度水平下为正,交互项系数显著为负,说明碳生产率具有空间溢出效用,并且技术创新能促进碳生产率的提高,同时能缓解由产业集聚过高对碳生产率的抑制作用,与上文结论一致。

表 3 SSPVAR 模型检验回归结果

	(1) SSPVAR	(2) SSPVAR	(3) SSPVAR
W*CP	0.16704*** (0.01301)	0.09151*** (0.01398)	0.09317*** (0.01360)
G(INA)	图 1	图 2	图 3
TEC		0.05205*** (0.01325)	0.17040*** (0.03017)
STR		0.13250*** (0.02356)	0.11885*** (0.02312)
REI		0.88955 (0.75532)	0.98941 (0.73487)
EST		-0.42991*** (0.08811)	-0.44485*** (0.08576)
FDI		-0.01054 (0.01307)	-0.01286 (0.01272)
MAR		-0.24342* (0.13311)	-0.21710* (0.12958)
ENP		-0.00915 (0.02847)	-0.01493 (0.02772)
INA*CBE			-0.11313*** (0.02608)
R ²	0.353	0.511	0.539
N	330	330	330

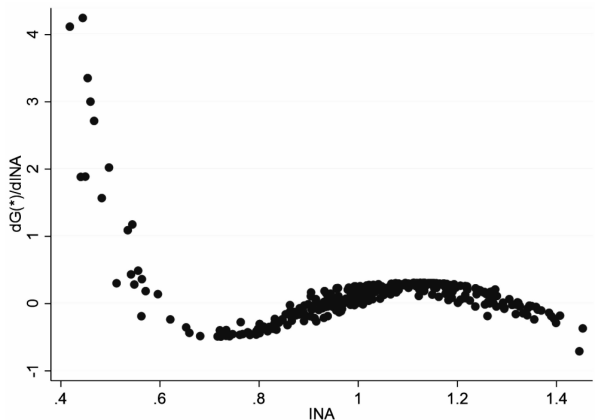


图 1 未加控制变量非参数部分回归偏导图

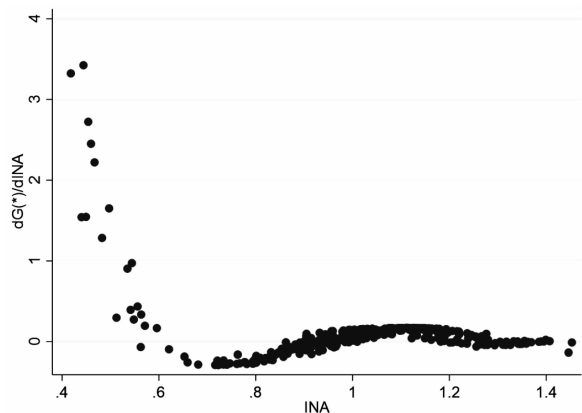


图 2 加入控制变量后非参数部分回归偏导图

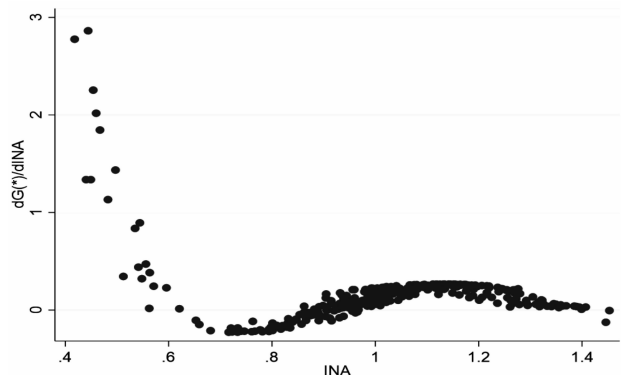


图 3 加入交互项后非参数部分回归偏导图

图 1、图 2、图 3 为产业集聚对碳生产率的偏导图。其中,横轴为产业集聚程度,纵轴为产业集聚对碳生产率的边际效应,即产业集聚每提高 1 个单位引起碳生产率的增量。图 1 为未加控制变量时产业集聚对碳生产率的偏导图,可以看出产业集聚与碳生产率呈现“M”形关系,表示为产业集聚对碳生产率的“促进—抑制—促进—抑制”作用。

由图 2 可以看出,加入控制变量后产业集聚对碳生产率的边际效用减小,偏导图曲线较为平坦,基本趋势未发生变化。产业集聚的增长处于初期阶段时,正外部性提高碳生产率。当产业集聚带来的产出规模增大、产出水平提高时,对能源的需求增大,污染物的排放也会增加,从而抑制了碳生产率的提高。随着产业结构及方式不断优化转型,我国走上环境与经济协调发展的新型工业化道路,会促进碳生产率的提高。产业集聚规模过大时,一定程度上会抑制碳生产率的提高。

图 3 反映了加入交互项后,产业集聚对碳生产率的关系表现为“N”形。技术创新在推动产业规模增长的同时,带来的减排效应部分抵消其推动经济增长带来的产业集聚提升导致的碳排放量增长效应,在技术创新作用下延缓了产业集聚对碳生产率的抑制作用。

四、结论与建议

通过使用面板固定模型、空间自回归模型、半参数空间自回归模型,研究了技术创新视角下产业集聚与碳生产率的非线性关系及作用机制。得出如下结论:第一,碳生产率具有显著空间溢出效应,邻近省(区、市)碳生产率的提升会带动本地区碳生产率增长。第二,在不同发展阶段及不同的产业生命周期内,产业集聚与碳生产率之间存在“M”形震荡关系。第三,技术创新一方面提高了资源利用效率,另一方面有效降低了污染的排放,从而促进碳生产率的提高。第四,技术创新能够缓解产业集聚过高产生的碳生产率抑制作用,并起到一定的调节作用。由此,提出以下政策建议:

(一)加强区域间相互合作,建立区域环境联动协作机制

碳生产率表现出显著的空间溢出效应及空间集聚性,加强区域间相互合作,促进低污染地区充分发挥溢出效应,带动周边地区实现低碳排放及高碳生产率,进一步实现我国对节能和低碳发展的长期协同机制目标。

(二)加快产业集聚和产业链升级,促进产业结构优化转型

产业集聚对碳生产率的非线性关系表明,不同水平产业集聚对碳生产率表现出促进或抑制的波动影响。需要根据不同阶段产业集聚特征制定相应政策,并在治理污染方面加大财政支持,在加快产业集聚的同时促进产业链的升级,推动生产结构及生产方式转型,实现产业绿色发展。

(三)加大对绿色技术、新能源的投资、使用,构建低碳生活新模式

技术创新对碳生产率的提升和改善有重要作用,一定程度上能减轻集聚发展的瓶颈,绿色低碳技术是实现“碳达峰”“碳中和”的必然选择。煤炭消费是碳排放的主要来源,减少一次能源使用、加大新能源的投资和使用规模,是实现绿色低碳转型的突破口。◆

参考文献:

- [1]杜军,王许兵.基于产业生命周期理论的海洋产业集群式创新发展研究[J].科技进步与对策,2015,32(24):56-61.
- [2]吕玉辉.创新视角下产业集聚区生命周期的演化[J].商业经济研究,2016(6):189-191.
- [3]邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展:基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2):46-69+4-10.
- [4]师博,沈坤荣.政府干预、经济集聚与能源效率[J].管理世界,2013(10):6-18+187.
- [5]陆铭,冯皓.集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J].世界经济,2014,37(7):86-114.
- [6]乔海曙,胡文艳,钟为亚.专业化、多样化产业集聚与能源效率:基于中国省域制造业面板数据的实证研究[J].经济经纬,2015,32(5):85-90.
- [7]纪玉俊,赵娜.产业集聚有利于提高能源效率吗?:基于产业集聚度与对外开放水平的门槛回归模型检验[J].北京理工大学学报(社会科学版),2016,18(4):19-27.
- [8]熊万,高凯,汪泓,等.长三角地区高技术产业集聚的环境污染效应[J].生态经济,2020,36(10):173-178.
- [9]郑小强,蒲浠竹.产业集聚对环境效率影响的区域差异:基于空间计量模型[J].资源与产业,2022,24(2):97-107.
- [10]李涛,薛领,李国平.产业集聚空间格局演变及其对经济高质量发展的影响:基于中国278个城市数据的实证分析[J].地理研究,2022,41(4):1092-1106.
- [11]潘家华,张丽峰.我国碳生产率区域差异性研究[J].中国工业经济,2011(5):47-57.
- [12]陈英姿,王东朋,孙猛,等.中国城市碳生产率收敛性及其影响因素研究[J].生态经济,2018,34(4):14-18.
- [13]张哲晰,穆月英.产业集聚能提高农业碳生产率吗?[J].中国人口·资源与环境,2019,29(7):57-65.
- [14]路正南,朱新朗.政府干预视角下产业集聚对碳排放强度的影响分析[J].工业技术经济,2018,37(2):121-127.
- [15]金培振,张亚斌,彭星.技术进步在二氧化碳减排中的双刃效应:基于中国工业35个行业的经验证据[J].科学学研究,2014,32(5):706-716.
- [16]程钰,孙艺璇,王鑫静,等.全球科技创新对碳生产率的影响与对策研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(9):30-40.
- [17]段世霞,靳杨柳.绿色技术创新对碳生产率的空间溢出效应:基于地方政府竞争的调节作用[J].工业技术经济,2022,41(2):62-69.
- [18]FISHER V K, WING I S. Accounting for quality: issues with modeling the impact of R&D on economic growth and carbon emissions in developing economies[J]. Energy economics, 2008, 30(6): 2771-2784.
- [19]林善浪,张作雄,刘国平.技术创新、空间集聚与区域碳生产率[J].中国人口·资源与环境,2013,23(5):36-45.
- [20]金浩,刘肖.产业协同集聚、技术创新与经济增长:一个中介效应模型[J].科技进步与对策,2021,38(11):46-53.
- [21]张学升.技术创新视角下产业集聚对绿色经济发展的影响研究[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2022(1):80-90+152.
- [22]杨庆,江成涛,蒋旭东,等.高技术产业集聚能提升碳生产率吗[J].宏观经济研究,2021(4):141-159.
- [23]梁圣蓉,罗良文.技术创新对碳生产率影响的空间效应:基于产业结构和对外开放视角[J].广西社会科学,2022,322(4):16-27.
- [24]叶阿忠,郑航.经济增长对环境污染的非线性效应研究:基于半参数空间模型的再检验[J].生态经济,2022,38(4):177-185.

房地产投资结构 与销售总额的回归预测研究 ——以汝州市为例

王占武

(汝州市统计局,河南 平顶山 467000)

摘要:采用灰色关联分析、神经网络模型、高斯多峰拟合模型、Slogistic 模型等方法对房地产投资结构与销售额之间的关系进行分析研究,得到如下结论:(1)由灰色关联分析可知,建筑工程费是房地产销售总额的最大影响因素,其变化趋势对房地产销售总额有直接影响;(2)神经网络模型预测结果显示,在输入层中,建筑工程因素占比最大,与灰色关联性分析结果一致,神经网络预测曲线的拟合精度达到 0.862,模型预测效果整体较好;(3)采用高斯多峰拟合方法,选取 2018 年和 2020 年作为局部峰中心,对房地产销售总额进行回归拟合,较好地展示了 8 年内房地产销售总额的变化规律;(4)采用 Slogistic 模型对高斯多峰拟合和神经网络向后预测结果进行逼近分析,预测了未来五年汝州市房地产销售总额的变化趋势。研究结果可为汝州市房地产市场调控政策提供理论参考,对其他城市也有一定借鉴意义。

关键词:房地产投资结构;房地产销售总额;灰色关联法;神经网络;高斯多峰拟合;Slogistic

中图分类号:F293.35

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0056-7

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2023.03.008

一、引言

房地产行业作为我国国民经济的支柱性产业,对上下游行业的发展有重要的带动作用^[1-2]。房地产投资结构和销售总额会影响政府投资效益的实现。因此,研究基于房地产投资结构的销售总额的变化趋势具有重要意义。

国内学者针对房地产价格影响因素进行了大量研究:田国元(2017)^[3]从土地供应量、土地供应价格、土地供应方式及土地供应结构四个方面,阐述了土地政策在房地产调控中的政策效果,指出土地政策的主要手段对于房地产调控发挥一定的作用,但作用的大小存在很大波动。刘宁和徐娟(2021)^[4]从人口、经济、政策和房地产市场四个方面进行探究,发现房价水平不同的区域的房地产价格影响因素对房价影响的显著程度不同,存在明显的区域性差异;陈英楠和莫东翠等(2022)^[5]利用 VAR 模型探究了中国房地产政策不确定性(REPU)指数对房地产市场的影响,结果表明,REPU 指数上升预示商品住宅开发投资、销售面积

与房地产业增加值增速的下降。

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,随着国民经济产业结构的整体优化,建筑业在产业结构中所占比重、对其他产业的产业关联作用、对就业的影响等均呈现弱化趋势^[6]。对促进经济高质量发展,房地产绿色转型具有一定的现实意义。曹泽和刘兴(2022)^[7]指出房地产投资不仅对城市绿色全要素生产率的直接效应和间接效应显著为负,而且对绿色全要素生产率分解出的绿色技术效率与绿色技术进步也存在反向抑制。王重润和崔寅生(2012)^[8]指出在房地产投资挤出效应下,房地产投资对经济增长的影响大幅度降低。因此,政策制定者要警惕房地产投资挤出效应,控制房地产投资的过度增长,尤其要重视对大城市房地产投资的调控。赵伟和栾玉蓉(2020)^[9]在研究中指出地方经济对房地产投资的依赖度存在区域异质性,为了减轻地方经济对房地产投资的依赖,政府应根据各区域的房地产投资特征制定相关政策,以免对经济造成较大冲击。张卓群和张涛(2021)^[10]指出城市房

作者简介:王占武(1973—),男,河南汝州人,研究方向为经济社会统计。

价风险传染的关联性和强度受城市经济地位和地理位置的双重影响,且城市之间房价联动上涨的传染风险较大。

新冠疫情以来,外部环境的剧烈变化使房地产企业的经营风险大幅提高。因此,基于房地产投资与销售对房地产市场发展进行预测有利于政府合理规划,规避风险^[1]。黄徐亮和倪鹏飞(2020)^[12]经过实证分析,发现中国房价波动与经济发展存在倒U形关系,提出政府应加大对房地产市场的宏观调控力度,有效控制房价,针对不同经济发展水平的城市实施分区、分城施策或一城一策调控方式,促进我国经济持续健康发展。倪鹏飞(2019)^[13]在新经济地理理论模型的基础上,加入住房部门以及宏观货币政策变量,构建了城市间房价关系理论模型,指出政府应建立“人地挂钩”制度并创造其发挥作用的配套条件。

虽然学者们对房价、经济等方面进行了大量研究,从投资角度对销售总额进行预测分析的研究却较少。因此,本文从汝州市统计局搜集了2014—2021年的房地产投资与销售数据,采用灰色关联性分析、神经网络模型、高斯多峰拟合模型、Slogistic模型等方法对汝州市房地产投资结构与销售额之间的关系进行了分析研究,并对未来五年汝州市房地产销售总额进行了预测,以期为汝州市房地产市场调控政策提供一定的理论参考。

二、研究背景

(一)研究区域概况

汝州市位于河南省中西部,隶属于河南省平顶山市,因北汝河贯穿全境而得名,总面积1573平方公里,总人口120万。随着汝州市经济总量和经济实力

不断攀升,城市化进程快速推进,房地产市场日益成为影响人们生活质量的重要因素。因此,分析汝州市房地产投资结构与销售额之间的关系,进而预测房地产销售额未来的变化趋势,具有重要意义。

(二)房地产投资结构

图1、图2描述了2014—2021年汝州市房地产的年度投资变化情况。由图2可知,在年度房地产投资中,建筑工程费所占比例远超安装工程费、设备工器具购置费、土地购置费三个因素,历年占比均超过70%,是年度房地产投资的最大影响因素,建筑工程投资在8年内的稳定增长是房地产总投资稳定增长的原因。而安装工程费等其他三项投资在8年间则呈现起伏不定的变化趋势。根据年度房地产投资的变化趋势可将其分为三个阶段。

1. 2014—2018年:汝州市房地产年度投资呈线性增长趋势,增长幅度较大,5年内总体增幅达206.9%,其中,建筑工程费增幅达174.4%。另外,虽然安装工程费等三个投资的变化幅度较小,但在2018年以前整体上都处于上升趋势。这说明汝州市房地产行业在这一阶段增长较快。

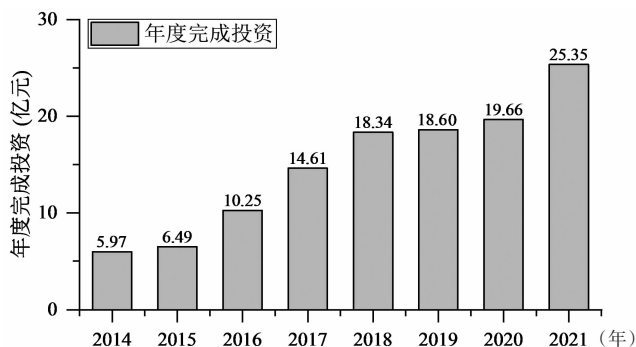


图1 2014—2021年汝州市房地产年度完成投资

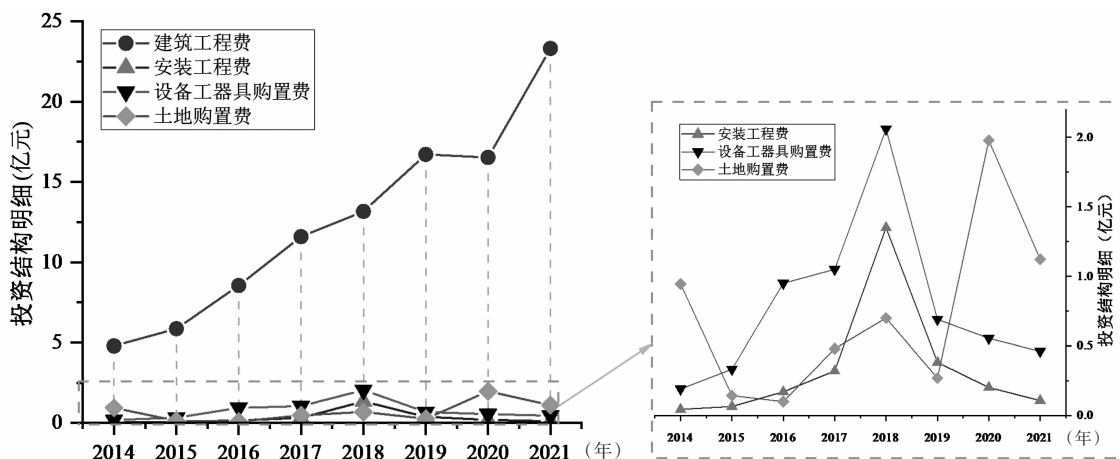


图2 2014—2021年汝州市房地产年度完成投资结构明细

2. 2018—2020 年:汝州市房地产年度投资处在稳定阶段,变化幅度不太明显。其中,2018—2019 年,安装工程费、设备工器具购置费、土地购置费均大幅度下降;2019—2020 年,一直以来均处在上升阶段的建筑工程费也出现下降趋势。究其原因,是突然暴发的疫情对各行业的冲击作用。

3. 2020—2021 年:汝州市房地产年度投资重新开始增长,尤其是建筑工程费,仅一年时间便增长了 41.0%。这是因为,随着新冠疫情步入常态化,各行各业开始逐渐复苏。

(三) 房地产销售额

图 3、图 4 给出了汝州市 2014—2021 年间房地产销售额的变化情况。我们取销售额总量中占比最大的两个因素——住宅销售额、商业营业销售额作为主要影响因素进行分析,并绘制变化曲线,见图 4。由图 4 可知,2019 年以后的分类数据处于缺失状态,为了更好地分析变化趋势,对其进行插值处理。

首先,定义 x_i 为各分类数据的时间序列,其中 x_1 为住宅销售额, x_2 为商业营业销售额;定义 X 为销售额总量的时间序列。在销售额总量中,各分类数据的占比 η_i 为:

$$\eta_i = \frac{x_i}{X} \quad (1)$$

取缺失数据前两年的占比均值,计算出缺失当年的数据:

$$x_i = X \cdot \frac{\eta_{i-1} + \eta_{i-2}}{2} \quad (2)$$

由式(2)对 2020 年和 2021 年的住宅及商业营业销售总额进行插值处理,得到的预测值见图 4 点线图的虚线部分。

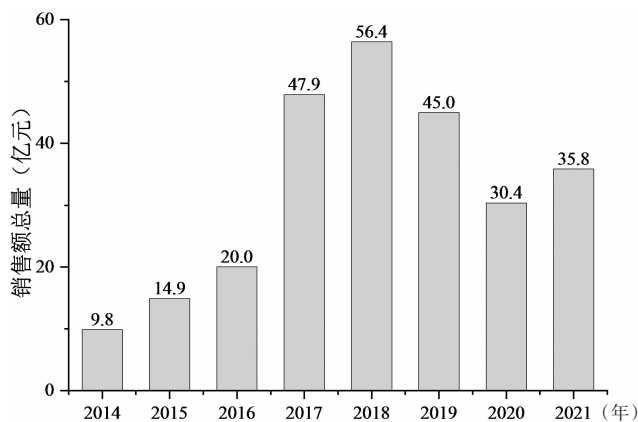


图 3 2014—2021 年汝州市房地产销售总额

由图 3 可知,汝州市的房地产销售总额时间序列亦可分为三个阶段,即:2014—2018 年呈稳步增长趋势;2018—2020 年逐渐下降;2020 年后开始复苏。这与图 1 中房地产投资的变化趋势具有较大的相关性。因此,有必要采用灰色关联、神经网络、高斯多峰拟合等方法对二者之间的关联性进行更深入的分析。

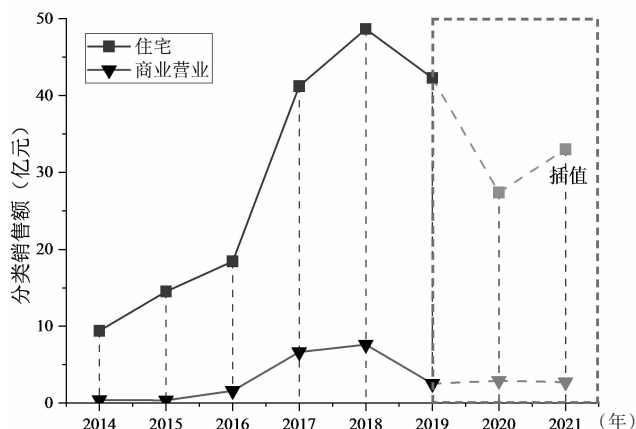


图 4 2014—2021 年汝州市房地产分类销售额

三、研究结果分析

(一) 灰色关联性分析

以汝州市房地产数据为例,采用灰色关联分析探讨区域房地产投资与销售总额之间的关系。灰色关联分析是通过系统内两个因素变化趋势一致性的计算来判断二者之间的关联度,通过确定参考数列和比较数列来确定各因素的关联系数,进而判断待识别对象对研究对象的影响程度。

灰色关联分析中,参考数列和比较数列为:

$$\begin{cases} x_0(t) = \{x_0^1, x_0^2, \dots, x_0^m\}, t \in N^* \cap t \in [2014, 2021] \\ x_i(t) = \{x_i^1, x_i^2, \dots, x_i^n\}, t \in N^* \cap t \in [2014, 2021] \end{cases} \quad (3)$$

其中, $x_0(t)$ 为参考数列,这里指房地产销售总额的时间序列; $x_i(t)$ 为比较数列,这里指房地产投资的时间序列, $x_1(t)$ 指建筑工程销售额, $x_2(t)$ 指安装工程销售额, $x_3(t)$ 指设备工器具购置费, $x_4(t)$ 指土地购置费。因各因素的量纲不尽相同,为进行直接比较和计算,需对各序列进行无量纲化处理和均值化处理。灰色关联系数具体公式为:

$$\xi_{0i}(k) = \left| \frac{\Delta_{\min} + \rho \Delta_{\max}}{\Delta_{0i}(k) + \rho \Delta_{\max}} \right| \quad (4)$$

其中, $\Delta_{0i}(k)$ 为 k 时刻两个数列的绝对差值, $\Delta_{\max}$ 为各时刻绝对差的最大值, $\Delta_{\min}$ 为各时刻绝对差的最小值。

根据式(4)可求得灰色关联度 γ_{0i} :

$$\gamma_{0i} = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \xi_{0i}(k) \quad (5)$$

根据式(4)和式(5),求得房地产销售总额与四大产业结构的关联性结果,见图5。

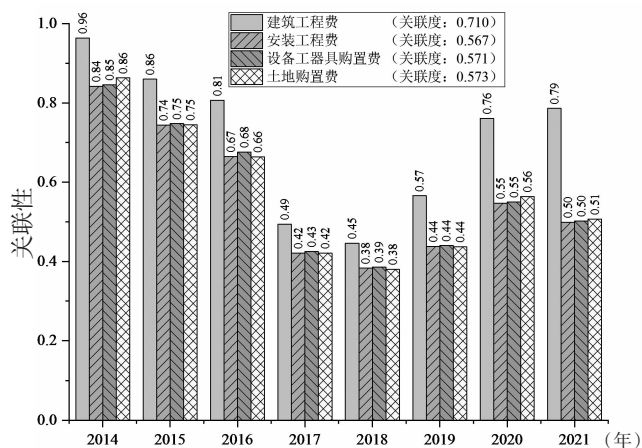


图5 灰色关联分析

由图5可知,建筑工程费与房地产销售总额的关联度为0.710,安装工程费与房地产销售总额的关联度为0.567,设备工器具购置费与房地产销售总额的关联度为0.571,土地购置费与房地产销售总额的关联度为0.573。可以看出,房地产销售总额与建筑工程费时间序列的关联度最高,说明建筑工程费是房地产销售总额的最大影响因素。其他三个因素与房地产销售总额的关联度都在0.57左右,说明其对房地产销售总额也有一定的影响。

(二)神经网络模型

根据灰色关联度计算结果确定的初始权重,可采用神经网络方法建立基于房地产销售总额的预测模型。以房地产投资结构为影响因子,建立多层感知器神经网络模型如图6所示。

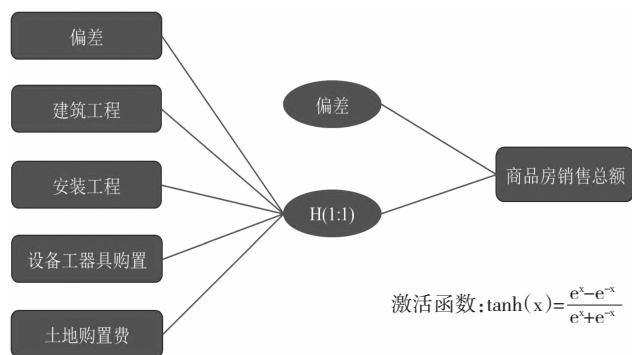


图6 神经网络模型

由图6可知,多层感知器隐藏层的激活函数为双曲正切函数:

$$\tanh(x) = \frac{\sinh(x)}{\cosh(x)} = \frac{e^x - e^{-x}}{e^x + e^{-x}} \quad (6)$$

1. 根据灰色关联性分析结果,设置输入层的初始权重(为计算方便,将偏差作为第一输入因子,设置默认初始权重为0.5)为:

$$\omega_n(1 \times 5) = [0.500, 0.710, 0.567, 0.571, 0.573] \quad (7)$$

2. 将输入层各因子乘以权重得出:

$$X_n = (x_1, x_2, \dots, x_5)(w_1, w_2, \dots, w_5)^T = (X_1, X_2, \dots, X_5) \quad (8)$$

其中, $x_n(1 \times 5)$ 为输入层的各因子。

3. 计算隐藏层输出结果:

$$Y_1 = H(1:1) = \tanh\left(\sum_{n=1}^5 X_n\right) \quad (9)$$

4. 计算隐藏层输出结果与真实结果误差:

$$E = \frac{1}{2} (y_{\text{target}} - y_{\text{out1}})^2$$

$$y_{\text{out1}} = \frac{e^{y_{\text{net1}}} - e^{-y_{\text{net1}}}}{e^{y_{\text{net1}}} + e^{-y_{\text{net1}}}} \quad (10)$$

$$y_{\text{net1}} = \sum_{n=1}^5 X_n$$

其中, E 为误差, y_{target} 是房地产销售总额的实际值; y_{out1} 是隐藏层输出的信号, 即经激活函数激活后的值; y_{net1} 是隐藏层接收到的输入信号, 即输入层各因子的加权和。

5. 更新权重。以 ω_2 为例, 在误差反向传播后更新权重, 需要先用整体误差计算 ω_2 的偏微分, 即 $\frac{\partial E}{\partial \omega_2}$ 的值。为方便计算, $\frac{\partial E}{\partial \omega_2}$ 可分解为:

$$\frac{\partial E}{\partial \omega_2} = \frac{\partial E}{\partial y_{\text{out1}}} \cdot \frac{\partial y_{\text{out1}}}{\partial y_{\text{net1}}} \cdot \frac{\partial y_{\text{net1}}}{\partial \omega_2} \quad (11)$$

根据式(11), 依次计算出各分裂项的值:

$$\frac{\partial E}{\partial y_{\text{out1}}} = y_{\text{out1}} - y_{\text{target}}$$

$$\frac{\partial y_{\text{out1}}}{\partial y_{\text{net1}}} = 1 - \left(\frac{e^{y_{\text{net1}}} - e^{-y_{\text{net1}}}}{e^{y_{\text{net1}}} + e^{-y_{\text{net1}}}} \right)^2 \quad (12)$$

$$\frac{\partial y_{\text{net1}}}{\partial \omega_2} = \frac{(w_1 x_1 + w_2 x_2 + \dots + w_5 x_5)}{w_5} = x_5$$

将式(12)代入式(11)可得:

$$\frac{\partial E}{\partial w_2} = (Y_{out1} - Y_{target}) \cdot \left[1 - \left(\frac{e^{y_{net1}} - e^{-y_{net1}}}{e^{y_{net1}} + e^{-y_{net1}}} \right)^2 \right] \cdot x_2 \quad (13)$$

利用式(13)的计算结果,更新的值:

$$w_2' = w_2 - \eta \cdot \frac{E}{w_2} \quad (14)$$

其中, η 为训练系数,本文取 0.05。利用同样的方法,可对神经网络模型的所有突触权重进行训练学习,不再赘述。依照上述建立的神经网络模型计算的房地产销售总额预测值与原始销售数据的对比如图 7 所示。

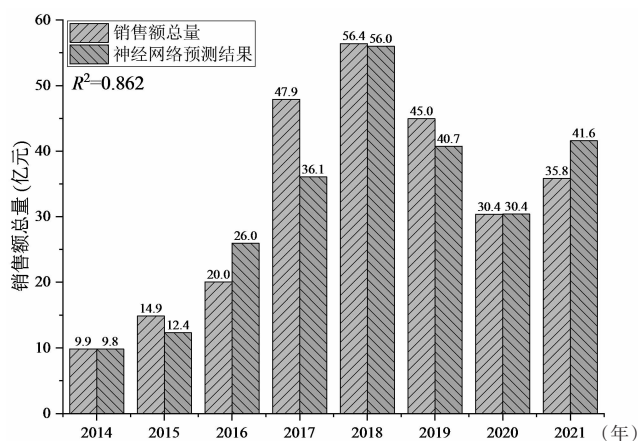


图7 神经网络预测结果

由图 7 可知,神经网络模型得到的房地产销售总额预测结果与原始数据具有较高的相似性,向后预测五年得到销售总额数据为 2022 年 40.26 亿元、2023 年 39.48 亿元、2024 年 39.87 亿元、2025 年 41.21 亿元、2026 年 40.59 亿元。为详细分析模型的拟合程度,计算预测结果的残差系数和相关系数,计算方法如下:

$$\begin{cases} \delta_i = Y_i - y_i \\ \delta_i^* = \frac{\delta_i - \bar{\delta}}{\sigma} \end{cases} \quad (15)$$

其中, δ_i 是残差, Y_i 是神经网络的房地产销售总额预测值, y_i 是房地产销售总额原始值, δ_i^* 是标准化残差, $\bar{\delta}$ 是残差的平均值, σ 是标准差。则房地产销售总额预测曲线与原始曲线的相关系数 R^2 计算公式如下:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \delta_i^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (16)$$

由式(15)、式(16)计算出房地产销售总额预测曲线与原始曲线的残差、标准化残差、相关系数,见图 8。由图 8 可知,神经网络预测模型在 2014—2015 年、

2018—2020 年的预测效果均较好,在 2016 年、2017 年和 2021 年则出现了一定的偏差。这是因为,在 2016 年、2017 年和 2021 年,汝州市的房地产销售总额均产生了较大变化(见图 3),较大的转折被神经网络模型做了平滑处理,产生了一定的误差。总体看,预测曲线和原始曲线的拟合精度(R^2)达到了 0.862,说明模型预测效果整体较好。

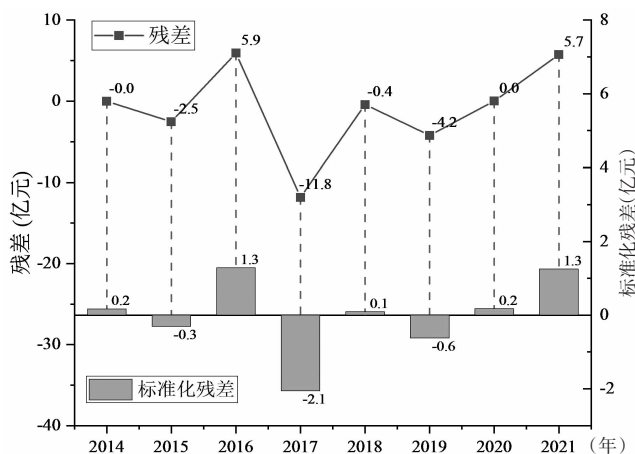


图8 房地产销售总额预测曲线的残差、标准化残差

图 9 给出了神经网络模型中各自变量(投资结构)的重要性分析,图中四大产业结构的重要性之和为 1。由图 9 可知,自变量的重要性排序为:建筑工程费、设备工器具购置费、安装工程费、土地购置费。其中,建筑工程费的重要性最高,与灰色分析结果一致,说明建筑工程投资对房地产销售总额的影响最大。

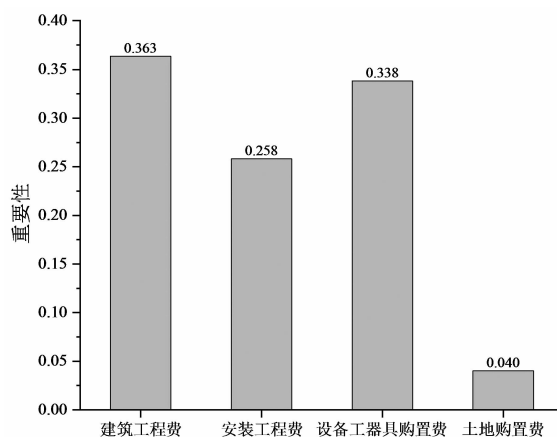


图9 自变量(投资结构)重要性分析

(三) 高斯多峰拟合模型

为了进一步实现对房地产销售总额的预测,采用高斯多峰拟合方法对房地产销售总额时间序列进行插值和逼近。公式如下:

$$y=y_0+\frac{A}{w\sqrt{\frac{\pi}{2}}}\ast\exp\left\{-2\left(\frac{x-x_c}{w}\right)^2\right\} \quad (17)$$

利用式(17)对房地产销售总额时间序列进行多峰拟合,结果如图 10 所示。

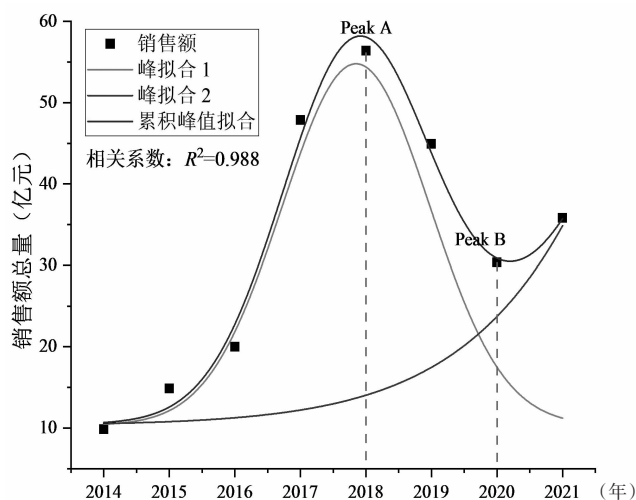


图 10 高斯多峰拟合

由图 10 可知,选取 2018 年和 2020 年作为局部峰中心(即房地产销售总额时间序列拟合曲线的拐点),对房地产销售总额进行回归拟合。公式如下:

$$\begin{cases} y_1=10.34+44.4\exp\left\{-2\left(\frac{x-2017.8}{2.25}\right)^2\right\} \\ y_2=10.34+20610\exp\left\{-2\left(\frac{x-2043.8}{12.4}\right)^2\right\} \end{cases} \quad (18)$$

根据式(18)计算出房地产销售总额的高斯拟合曲线:

$$y_n=a(y_1+y_2)+b \quad (19)$$

对图 10 的房地产销售总额曲线进行拟合逼近后,得出式(19)中各参数值为:

$$\begin{cases} a=1 \\ b=-10.4 \end{cases}$$

为更好地预测房地产销售总额,需解出式(19)的单调间隔。

对式(17)求导可得:

$$\frac{dy}{dx}=-\frac{4(x-x_c)A}{w^2\sqrt{\frac{\pi}{2}}}\ast\exp\left\{-2\left(\frac{x-x_c}{w}\right)^2\right\} \quad (20)$$

同理,对式(19)求导,即是求式(18)各项对 x (Year)的偏微分之和,即:

$$\frac{dy_n}{dx}=\frac{[a(y_1+y_2)+b]}{x}=\frac{\partial y_1}{\partial x}+\frac{\partial y_2}{\partial x} \quad (21)$$

式(20)中各项的值为:

$$\begin{cases} \frac{\partial y_1}{\partial x}=-79(x-2017.8)\exp\left\{-2\left(\frac{x-2017.8}{2.25}\right)^2\right\} \\ \frac{\partial y_2}{\partial x}=-6646(x-2043.8)\exp\left\{-2\left(\frac{x-2043.8}{12.4}\right)^2\right\} \end{cases}$$

式(21)的曲线如图 11 所示。由图 11 可知,销售总额的导函数曲线存在两个拐点,第一个拐点在 $t=2018$ 处,第二个拐点在 $t=[2020,2021]$ 区间内。这说明,除在 2018—2020 年间房地产销售总额处在下降趋势外,其他年份汝州市房地产销售总额均处在上升阶段。

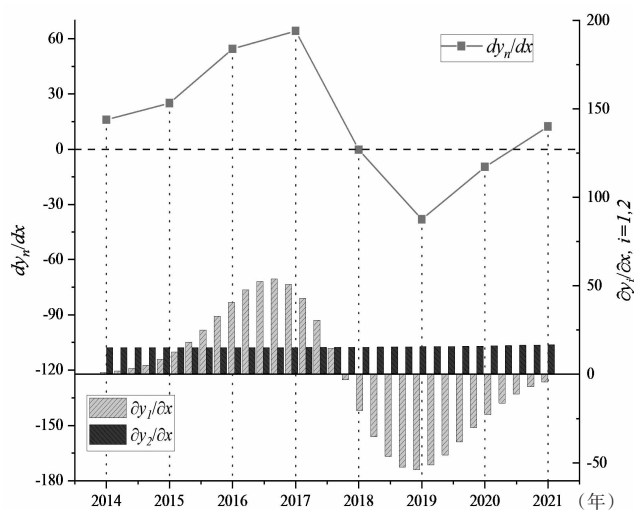


图 11 函数的微分

(四)销售总额预测

上文分别用神经网络模型和高斯多峰拟合分析了汝州市房产销售总额与投资结构之间的关系,并建立了相应模型。本部分采用 Slogistic 模型对两个模型的预测结果进行逼近分析,以实现对未来五年汝州市房地产销售总额的预测。该模型的公式为:

$$y=\frac{a}{1+e^{-k(x-x_c)}} \quad (22)$$

用式(22)对神经网络模型和高斯多峰拟合模型的结果进行拟合,得到 2014—2026 年汝州市房地产销售总额的回归预测函数:

$$y=\frac{41.57}{1+e^{-(x-2015)}}, x \in [2014, 2026] \quad (23)$$

绘制式(23)在定义域内的曲线,如图 12 所示。图中的 Slogistic 模型结合了高斯多峰拟合和神经网络向

后预测结果。由该预测曲线可知,未来五年汝州市房地产销售总额-时间曲线的波动幅度将逐渐减小,并逐步趋近于 Slogistic 模型,曲线整体走势处于增长状态,但增速明显放缓,并逐渐进入平稳状态。总体增长与神经网络预测数值较为接近,表明该预测模型与神经网络预测具有较好的拟合度。

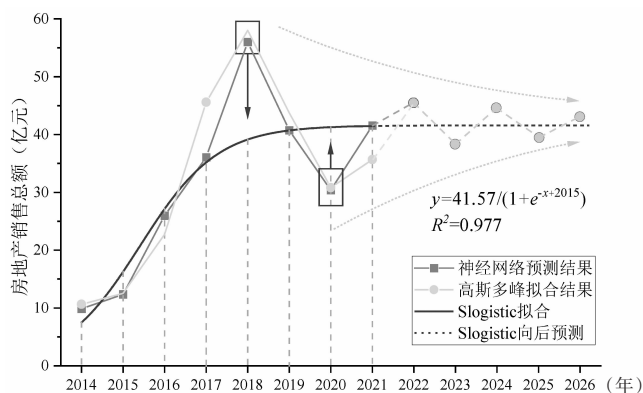


图 12 Slogistic 模型回归预测曲线

四、结论

本文基于汝州市 2014—2021 年房地产投资结构及销售总额数据,采用灰色关联分析、神经网络模型、高斯多峰拟合模型、Slogistic 模型等方法对房地产投资结构与销售额之间关系进行分析研究,结论如下:

1. 由灰色关联分析可知,相较于安装工程费、设备工器具购置费、土地购置费三个产业结构,建筑工程费是房地产销售总额的最大影响因素,其变化趋势对房地产销售总额有直接影响作用。

2. 神经网络模型预测结果显示,在输入层中,各因素的重要性排序为:建筑工程费、设备工器具购置费、安装工程费、土地购置费。神经网络模型预测曲线与销售总额实际曲线的拟合精度达到了 0.862,说明该模型预测效果整体较好。

3. 采用高斯多峰拟合方法,选取 2018 年和 2020 年作为局部峰中心,对房地产销售总额进行回归拟合,拟合精度达到了 0.988,较好地展示了八年内房地产销售总额的变化规律。

4. 采用 Slogistic 模型对高斯多峰拟合和神经网络向后预测结果进行了逼近分析,并预测了未来五年汝州市房地产销售总量的变化趋势。未来五年间,汝州

市房地产销售总量-时间曲线的波动幅度将逐渐减小,曲线整体走势处于增长状态,但增速明显放缓,并逐渐进入平稳状态。◆

参考文献:

- [1] 彭旭辉,倪鹏飞,徐海东.外部冲击下的中国房地产市场发展格局演变及启示[J].当代经济管理,2022,44(6):8-15.
- [2] 盛宝柱,左子贤.土地政策和信贷政策对房地产价格影响的实证研究:基于 VAR 模型[J].黑龙江工业学院学报(综合版),2022,22(4):130-135.
- [3] 田国元.土地政策在房地产调控中的政策效果评价[J].山西建筑,2017,43(34):257-258.
- [4] 刘宁,徐娟.副省级城市房地产价格影响因素的实证研究[J].沈阳建筑大学学报(社会科学版),2021,23(1):41-46.
- [5] 陈英楠,莫东翠,唐思华,等.测量中国房地产政策不确定性研究[J].经济学(季刊),2022,22(2):405-424.
- [6] 朱娟,易冰源.建筑业在我国国民经济中产业地位的量化分析[J].工程经济,2019,29(2):39-43.
- [7] 曹泽,刘兴.房地产投资对绿色全要素生产率的影响:基于空间杜宾模型的实证研究[J/OL].运筹与管理:1-10[2022-03-10].
- [8] 王重润,崔寅生.房地产投资挤出效应及其对经济增长的影响[J].现代财经(天津财经大学学报),2012,32(9):41-50.
- [9] 赵伟,栾玉蓉.城市经济增长对房地产开发投资依赖度的时空演变趋势:基于 281 个城市面板数据的空间计量分析[J].工业技术经济,2020,39(2):92-100.
- [10] 张卓群,张涛.中国城市房地产价格关联与风险传染防范研究:基于 ARIMA-R-Vine Copula 模型的分析[J].价格理论与实践,2021(7):49-53+164.
- [11] 边凯.济南市历城区 H 房地产项目风险管理研究[D].济南:山东建筑大学,2022.
- [12] 黄徐亮,倪鹏飞.经济要增长,房价该涨还是跌?:基于中国地级市的证据[J].价格月刊,2020(6):15-21.
- [13] 倪鹏飞.货币政策宽松、供需空间错配与房价持续分化[J].经济研究,2019,54(8):87-102.

人口统计调查方法体系的常见问题探讨

郭祎利

(嵩县统计局,河南 洛阳 471400)

摘要: 对于一个国家来说,制订一套科学合理的人口发展计划,必须有全面、完整、翔实的人口资料来支撑。目前,我国人口普查方式主要以定期普查、抽样调查为基础,重点调查为辅助。随着人口信息需求越来越大,政府必须不断优化调整其职能,才能促进经济的可持续发展。就我国人口普查工作中存在的问题进行深入分析,并提出相应的解决对策,以期推动我国人口普查工作的深入开展。

关键词: 人口统计;调查方法;人口普查

中图分类号:C924.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0063-03

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.03.009

抽样法是目前我国人口普查中使用最多,也是一种更为快捷、精确的方法。目前,我国实行的是以定期普查和定期抽样调查为主的统计调查方法,随着经济社会的发展,这种方法体系已不适应新时代的发展需要。因此,要想真正地实现人口普查革新,必须对我国国情有清晰认识,并进行归纳分析,才能建立起一套完整的统计调查方法。

一、人口统计调查的重要性

通过人口普查,可以让政府掌握本地人口的数目和分布情况,进而在制定政策时充分反映民众的实际状况。同时,也可以从人口普查中发现我国人口的变化规律,促进人口与经济的协调发展。而且,人口统计也可以促进我国人口学的发展。在人口学的发展进程中,必须对人口进行综合统计和分析,才能得到较为精确完整的人口资料,为我国的人口学研究提供数据基础。随着科技进步,我国的人口普查工作逐步走向信息化、数据化,其准确率和适用范围不断扩大。

二、当前人口统计调查方法体系的常见问题

(一)人口资料的时效性差,实际利用程度不高

我国人口众多、地域辽阔,每一次的全国人口普

查都要投入大量人力,开展人口普查的费用更是高达数百亿。每一次的全国人口普查对认识、掌握我国国情国力有很大帮助,但也产生了一个问题,那就是人口数据的准确性并不高。比如,年平均人口数 = $\frac{\text{年初人口数} + \text{年末人口数}}{2}$ 。然而当今年的人口数统

计完后,统计期间的人口变化数就被忽略了,进而导致调查结果产生误差。

(二)调查资料准确性有待提高

人口普查资料最大的问题不是调查年份的人口资料是否准确,而是非调查年份的人口实际情况与调查年份的资料有差异,其根本原因是我国的人口普查数据大多来自大规模的人口普查。由于大规模的人口普查涉及范围广、成本高,导致很难对其进行经常的普查。在非普查年份,主要是以人口变化为基础,以抽样调查的方式进行人口资料的补充。在经济飞速发展的今天,光靠抽样调查是远远不够的,而且由于种种原因,地级市和县级地区并没有设立统一的、标准的人口数据监测机构,这就造成了人口普查年份和非普查年份的数据出现了一些偏差。

作者简介: 郭祎利(1981—),女,河南洛阳人,统计师,研究方向为人口统计调查方法体系。

(三)人口普查资料与日常人口行政记录结合成效不佳

人口普查所得的人口资料,最终要为日常行政工作提供依据,而目前我国的人口普查资料与日常人口行政记录结合效果不佳,其根本原因在于对出生人口、死亡人口的不精确调查。一是由于家庭意愿、经济利益等因素,不能可靠地调查出生人口和死亡人口。二是由于我国的人口普查本身存在缺陷。一般来说,一次人口普查需要10—15天时间,这期间的出生人口和死亡人数很难统计在内,并且由于我国人口基数庞大,也对人口普查影响很大。三是面对庞大的人口普查工作量,调查员不可避免地会因为咨询不到位而产生漏报现象,从而导致统计调查所得的人口资料与日常人口行政记录有一定偏差。

(四)人口普查方法缺乏科学性

目前,我国主要的人口调查方法是定期抽样,并辅以人口变化调查。这两种类型的调查方式都有不同程度的弊端。我国经常性人口抽样调查中的问题表现为:一是对样本实际效果过分夸大。由于我国的人口特点,采用全面人口普查方法较为困难,因此调查所得的人口资料往往与实际情况有较大出入。二是对抽样对象的选取有主观因素。有的地方政府出于政绩评价需要,抽样时忽视了抽样的随机性和普遍性,“精挑细选”的样本容易忽视客观事实,造成总体人口统计资料的可信度降低,进而误导后来的统计人员,无法准确地反映我国的实际情况。三是不注重采样产生的误差。发达国家的人口普查多采取全面调查方式,我国则是基于现实情况采取抽样方式,这就导致人口资料的真实性欠佳。如在对育龄妇女分年龄生育率进行计算时采用如下计算方法:

$$\begin{aligned} & x \text{ 岁平均育龄妇女人数} = \\ & \frac{x \text{ 岁育龄妇女人数} + (x+1) \text{ 岁育龄妇女人数}}{2} \quad (1) \\ & x \text{ 岁的出生人数} = \\ & \frac{x \text{ 岁有生育的妇女人数} + (x+1) \text{ 岁有生育的妇女人数}}{2} \quad (2) \end{aligned}$$

其中的计算误差比较大。所以,对抽样样本进行统计和分析,必须进行科学合理的误差分析。

人口普查中除常规的抽样方式之外,人口变化等辅助调查也存在一些问题。按照取样原则,只要调查

指标的分布方差相同,不论样本规模多大,所需样本数量都一样。也就是说,如果省级范围内的样本数量是五万,那么县级的样本数量也是五万。此外,为了保证人口统计的准确性,很多地方增加了样本容量,国家、省、市、县等部门相互叠加,导致样本量较大,也需要大量的调查者。在调查人员培训质量无法得到保障的情况下,调查问卷的样本数量越多,误差就越大,对调查结果的质量更加不利。

三、完善人口统计调查方法体系的措施

随着经济社会的发展,在人口数据的多样性、时效性、多层次性的需求越来越迫切,人口数据的价值愈发受到重视。抽样调查方法虽然能够满足人口统计学的要求,但其局限性和精确度较低,因此我国人口普查方法体系必须进行革新。

(一)制定日常人口统计管理机制

要实现宏观与微观相结合、实时、多样化的人口数据统计标准,就不能单纯依靠一次规模的普查结果来概括人口的变化情况,要把统计资料纳入日常管理工作中。只有如此,才能动态了解人口变化,从而获得全国和各省(区、市)的常住人口与其年龄结构情况,以及县级、乡级、村级的人口统计资料。因此,要建立日常人口统计管理制度。具体可以从以下几个方面着手:一是实行小区网格化,将小区划分为多个职责单元,每个单元由一名网格员取代原来的调查员。网格员的日常工作包括收集资料、环境卫生、治安、困难群众帮扶等。这样不仅可以减轻基层人员的工作压力,而且可以使普查工作和日常工作相结合,有利于人口管理。二是在全国范围内建立国家人口普查平台,以解决由于国土面积大而产生的地域问题。建立综合信息共享平台,以达到数据共享、信息交换、降低调查费用等目的。

(二)完善人口调查工作管理体制

国外有专门的人口普查机构,而我国长期以来没有由国家相关部门直接负责的此类机构,主要依靠各级政府进行人口统计工作。首先,在逐级发布人口普查指令时,所有地区必须重视人口普查指令。其次,由于与调查工作有关的资金往往是多层次配置,必须透明公开,防止产生腐败现象。最后是人才培养,人口普查对工作人员的专业素质要求很高,需要的不仅仅是数据统计,还有数据分析。对一些县级、乡级、村级的



普查工作,虽然普查员可以很好地胜任调查工作,但是在数据分析方面并不理想。为此,应设立专门的人口普查组织,以更好地开展人口普查工作。

(三)加强调查工作的实效性

人口抽样调查是我国人口普查方法系统中的一项重要内容,为了使其更好地发挥效用,可以通过建立人口统计平台作为调查基础,并根据当地实际情况评估数据质量。随着网络技术的发展,政府行政效率越来越高,有关人口资料的记载也越来越完备。且随着人口统计调查方法的信息化和数据化,出生记录和死亡记录变得更加完善,其准确性不断提升。加之我国的人口流动调查发生了一定的改变,目前的人口流动调查应更加侧重具体内容的调查,以便为政府的各项工作提供依据。总之,在今后的人口调查过程中,应不断改进工作的方式方法,在节约调查费用的同时提高调查工作效率,切实加强调查工作的实效性。

(四)推动人口普查向全面化发展

互联网、大数据已深入到人们工作生活中,我们的工作生活变得更加方便高效。随着大数据时代的到来,我国的人口普查、抽样调查工作逐步完善,网络技术的运用是今后我国人口普查工作的重要趋势。由于我国流动人口众多,各地区都有大量的外来人口,这在人口普查工作中是一个很大的难题。为了减轻由于这些因素导致人口资料不够精准的问题,可以把互联网、

移动通信技术和人口普查工作结合起来,使调查结果更加客观。手机的使用使人口统计工作具有更高的时效性和综合性。同时也存在一些问题,由于部分人对手机的使用还不够熟练,所以必须采用评估的方式改进调查结果。政府相关部门在制定区域经济发展计划时,在采用人口普查和抽样调查的同时,结合社会学和人口统计学的发展,更多选择利用大数据来进行决策,这就形成了一个长期的人口统计体系。

四、结束语

为了适应经济社会发展的需要,人口普查的方法体系有待进一步改进,同时,由于我国人口规模巨大,人口统计工作是目前较为迫切的问题。随着信息技术的发展,我国人口普查工作正在逐步走向数据化,人口数据的准确性和时效性大大提高,将为政府制定各项计划提供了可靠基础。◆

参考文献:

- [1]胡英.关于人口统计调查方法体系存在的问题和改革设想[J].统计研究,2018,35(4):94-103.
- [2]郝昕,周福林.完善新时代人口调查 积极应对人口老龄化[J].老龄科学研究,2020,8(1):54-62.
- [3]郭志刚.人口统计研究中方法的误用与滥用:以P/F比方法为例[J].中国人口科学,2015(3):2-16+126.

我国商业银行系统性风险度量研究

——基于分位数回归梯度提升树模型的分析

蔡超 陈楠

(山东工商学院 统计学院, 山东 烟台 264005)

摘要:金融风险在不同金融机构间传递时可能存在显著的非线性关系,采用线性分位数回归模型测度系统性金融风险不能正确捕捉这种非线性风险传染关系。因此,以2009—2021年14家中国商业银行为研究对象,采用前沿的分位数回归梯度提升树模型这一非线性回归方法测度商业银行的系统性风险,并与传统的线性分位数回归模型进行比较。结果表明:基于分位数回归梯度提升树模型测度的系统性风险结果优于线性分位数回归模型,说明我国商业银行的系统性风险在银行机构间的风险溢出具有复杂的非线性关系。

关键词: 系统性风险;分位数回归梯度提升树;非线性;商业银行

中图分类号:F830.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2023)03-0066-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2023.03.010

一、引言

实践表明,系统性金融风险对全球经济的稳定性产生严重的负面效应,对社会资源以及国家财富造成一定损失。2008年的全球性金融危机导致许多国家经济体系的崩溃,也波及世界各国的金融市场,至今影响全球经济。党中央明确强调,要健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线,防范化解金融风险,维护金融体系的稳定。Acharya(2009)^[1]指出银行在各国金融系统中均占据举足轻重的地位,当资本市场发生巨大动荡时,资本利用率下降,资产价格的波动变大,银行体系崩溃,进一步导致银行的崩溃,形成系统性金融风险。长期以来中国依靠投资拉动经济发展的思路所导致的信贷扩张,已经成为经济发展放缓后信贷市场的巨大隐患,商业银行的系统性风险也日益积聚。因此,在对单个商业银行金融风险进行审慎监管的同时,将银行系统作为相互联系、相互制约、动态变化的整体进行宏观调控,预防商业银行系统性风险的发生成为近年来银行监管部门关心的主要问题。

依赖于市场公开信息的系统性风险测度的简约化方法,一方面可以实现系统性风险准确计量,另一方面无须监管数据等内部信息,受到了研究者的追捧。如Adrian和Brunnermeier(2016)^[2]在测度风险价值(VaR)的基础上,提出了条件风险价值(CoVaR)与条件风险溢出值(Δ CoVaR)的概念并基于线性分位数回归模型给出其测度方法,不仅能够从整体上测度系统性风险大小,还能够测度单个金融机构对整体风险的影响程度。这一系统性风险的测度方法一经提出就备受关注,如白雪梅和石大龙(2014)^[3]、杨子晖和陈雨恬等(2018)^[4]、陈健和王鑫(2019)^[5]、Borri和Di(2021)^[6]等通过线性分位数回归方法度量了金融机构的系统性风险。张瑞和刘立新(2018)^[7]、吴婷婷和华飞等(2020)^[8]研究发现传统的线性分位数回归模型并不能准确测度尾部风险的关联性,他们通过极端分位数回归方法测度上市金融机构系统性风险的贡献度。Hautsch和Schaumburg等(2015)^[9]、Fan和Hardle等(2018)^[10]、Xu和Li等(2019)^[11]、许晔(2019)^[12]等研究发现当影响尾部风险关联性的解释变量较多时,直接

基金项目: 国家社会科学基金项目“基于多源数据融合的商业银行系统性风险计量研究”(20BTJ052)。

作者简介: 蔡超(1983—),男,山东沾化人,博士,副教授,硕士生导师,研究方向为大数据回归分析、金融风险计量;陈楠(1998—),女,黑龙江哈尔滨人,在读硕士,研究方向为金融风险计量。

采用线性分位数回归模型估计将存在过拟合和多重共线性等问题,因此有必要剔除冗余变量,选择对尾部风险最具影响的解释变量集来提高模型的解释性和预测精度,因此采用 Lasso 分位数回归模型和单指标分位数回归模型测度系统性金融风险。

然而,上述研究在对 CoVaR 和 ΔCoVaR 进行测度时均采用线性分位数回归模型,忽视了风险在不同金融机构之间传播时可能存在的非线性关系。Brana 和 Campmas 等(2019)^[13]、杨子晖和陈雨恬等(2019)^[14]的研究指出,现实中金融风险在不同金融机构间传递时,传染强度与作用方向会具有显著的非线性变化,线性分位数回归模型将不再适用。更重要的是,采用线性模型对变量间的非线性关系进行分析,会产生具有显著偏差的分析结果(De 和 Trachanas 等(2018)^[15])。因此,采用 Zheng(2012)^[16]和 Yuan(2015)^[17]提出的分位数回归梯度提升树模型(QRGBT)这一灵活的非线性回归模型测度我国 14 家商业银行的系统性风险,正确捕捉不同金融机构间的非线性风险传染关系,并运用返回测试方法与传统的线性分位数回归模型进行比较。研究发现,分位数回归梯度提升树模型在系统性风险的测度上显著优于传统的线性分位数回归模型,说明我国商业银行的系统性风险在银行机构间的风险溢出具有复杂的非线性关系。

与现有文献相比,本文的创新之处在于:第一,首次应用分位数回归梯度提升树模型这一机器学习方法研究商业银行系统性风险,丰富了“系统性金融风险测度”这一领域;第二,运用前沿的分位数回归梯度提升树模型,规避了传统的线性分位数回归模型的局限,能够更好地测度我国商业银行之间的非线性风险传染关系。

二、模型与方法

(一)线性分位数回归模型

现实中,金融数据一般呈现“尖峰厚尾”的特征,均值回归无法很好地反映金融数据分布的特点,而分位数回归能够利用解释变量得到响应变量条件分布在多个分位点的分位数函数,细致描述解释变量对响应变量条件分布形状的影响。假设有数据集 $D=\{x_i, y_i\}_{i=1}^n$, 其中 y_i 为响应变量, $x_i \in R^p$ 为解释变量,在 $\tau(0<\tau<1)$ 分位点处,线性分位数回归模型可由下式求解:

$$\hat{\beta}(\tau)=\arg \min _{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}\left(y_i-x_i^T \beta\right) \quad (1)$$

其中, $\hat{\beta}(\tau)$ 为不同分位点上的回归系数向量; $\rho_{\tau}(u)=u(\tau-I(u<0))$, $I(\cdot)$ 为示性函数。

(二)分位数回归梯度提升树模型

分位数回归梯度提升树模型是 Friedman(2001)^[18]提出的梯度提升树模型在分位数回归框架下的扩展。该方法的基本思想是:在数据集中训练得到一个分位数回归树,然后在当前估计误差的基础上计算损失函数的负梯度,再以负梯度为响应变量训练新的回归树,计算估计误差的分位数估计值,不断迭代,使损失函数随着迭代次数增加而逐渐减小,最后加总多次迭代结果得到分位数回归梯度提升树模型。分位数回归梯度提升树模型的具体求解步骤如下:

步骤 1:初始化 $f^{(0)}(\tau|x_i)=0, i=1, 2, \dots, n$ 。

步骤 2:对 $m=1, 2, \dots, n$ 。

(a)计算负梯度:

$$U_i^{[m]}=-\frac{\partial \rho_{\tau}\left(y_i-f\right)}{\partial f} \bigg|_{f=f^{(m-1)}\left(\tau|x_i\right)}=I\left(\left(y_i-f^{(m-1)}\left(\tau|x_i\right)\right) \geq 0\right)-\left(1-\tau\right), i=1, 2, \dots, n \quad (2)$$

(b)以 $U_i^{[m]}$ 为响应变量, x_i 为解释变量,构建均值回归树 $T\left(x_i, \hat{\theta}^{[m]}\right)$, 其中, $\hat{\theta}^{[m]}=\left\{R_1^{[m]}, U_1^{[m]}\right\}_{l=1}^L, R_l^{[m]}$ 为均值回归树的第 l 个叶节点, $U_1^{[m]}=\left\{U^{[m]}|x_i \in R_1^{[m]}\right\}$ 。

(c)计算残差 $r_i^{[m]}=y_i-f^{(m-1)}\left(\tau|x_i\right)$, 在每个叶节点中计算残差的分位数估计值 $\gamma_l^{[m]}(\tau)$:

$$\begin{aligned} \gamma_l^{[m]}(\tau) &= \arg \min _{n_l} \frac{1}{n_l} \sum_{x_i \in R_l^{[m]}} \rho_{\tau}\left(r_i^{[m]}, \gamma\right) \\ &= F^{-1}\left(r_i^{[m]}|x_i \in R_l^{[m]}\right)=\inf \left\{r: F\left(r|x_i \in R_l^{[m]}\right) \geq \tau\right\} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $\inf$ 为下确界, $F\left(r|x_i \in R_l^{[m]}\right)=\frac{1}{n_l} \sum_{x_i \in R_l^{[m]}} I\left(r_i \leq r\right)$ 为经验条件分布函数。

(d)更新 $f^{[m]}(\tau|x_i)=f^{(m-1)}(\tau|x_i)+\xi \cdot \gamma_l^{[m]}(\tau)$, 其中 ξ 为收缩参数。

步骤 3:重复步骤 2,共迭代 M 次,则分位数回归提升树模型的估计值为:

$$f_M\left(\tau|x_i\right)=\sum_{m=1}^M f^{[m]}(\tau|x_i) \quad (4)$$

(三)CoVaR 和 ΔCoVaR 的测度

风险价值(VaR)是最常使用的衡量尾部风险的指标,第 g 个商业银行在置信水平 $100 \times (1-\tau)\%$ 下的在险价值 $\text{VaR}_{\tau,1}^g$ 定义为:

$$\Pr(R_t^g \leq \text{VaR}_{\tau,t}^g) = \tau \quad (5)$$

其中, R_t^g 为第 g 个商业银行在 t 时刻的收益率, 一般情况下 $\text{VaR}_{\tau,t}^g$ 为负数。

VaR 只能测算单个商业银行的风险, CoVaR 表示在给定的概率水平下, 当某一商业银行的 VaR 值一定时, 其他商业银行的最大可能损失。因此 $\text{CoVaR}_{\tau,t}^{\text{slg}}$ 表示在置信水平 $100 \times (1-\tau)\%$ 下, 第 g 个商业银行在 t 时刻 $R_t^g = \text{VaR}_{\tau,t}^g$ 时整个银行体系 s 的 VaR 值, 即:

$$\Pr(R_t^s \leq \text{CoVaR}_{\tau,t}^{\text{slg}} | R_t^g = \text{VaR}_{\tau,t}^g) = \tau \quad (6)$$

其中, R_t^s 为整个银行体系的收益率, $R_t^s = \sum_{g=1}^G \text{MC}_t^g \cdot R_t^g$, MC_t^g 为第 g 个商业银行总资产占全部商业银行总资产的比例。

假定 $\text{VaR}_{0.5,t}^g$ 表示当第 g 个商业银行的收益率处于中位数(即置信水平 50% 水平)状态时的 VaR 值, $\text{VaR}_{\tau,t}^g$ 表示第 g 个商业银行处于财务困境状态时的 VaR 值, 此时第 g 个商业银行对整个银行体系的系统性风险贡献为:

$$\Delta \text{CoVaR}_{\tau,t}^{\text{slg}} = \text{CoVaR}_{\tau,t}^{\text{slg}} | R_t^g = \text{VaR}_{\tau,t}^g - \text{CoVaR}_{\tau,t}^{\text{slg}} | R_t^g = \text{VaR}_{0.5,t}^g \quad (7)$$

为测度不同商业银行对系统性风险贡献度的动态变化, 运用两阶段分位数回归模型进行估计:

第一阶段, 对第 g 个商业银行建立分位数回归模型:

$$Q_{R_t^g}(\tau | X_t) = f(\tau | X_t) \quad (8)$$

其中, X_t 为影响第 g 个商业银行收益率的变量, $f(X_t)$ 是关于变量 X_t 的一个线性或非线性函数。如果采用传统的线性分位数回归模型, 即为线性函数; 如果采用分位数回归梯度提升树模型, 即为非线性函数。

根据式(8)的估计结果, $\text{VaR}_{\tau,t}^g$ 的估计值为:

$$\text{VaR}_{\tau,t}^g = \hat{f}(\tau | X_t) \quad (9)$$

第二阶段, 对银行体系建立分位数回归模型:

$$Q_{R_t^s}(\tau | X_t, R_t^g) = f(\tau | X_t, R_t^g) \quad (10)$$

根据式(10)的估计结果, 用 $\text{VaR}_{\tau,t}^g$ 代替 R_t^g , $\text{CoVaR}_{\tau,t}^{\text{slg}}$ 的估计值为:

$$\text{CoVaR}_{\tau,t}^{\text{slg}} = \hat{f}(\tau | X_t, \text{VaR}_{\tau,t}^g) \quad (11)$$

分别设定相应的置信水平, 根据式(11)分别计算得到第 g 个商业银行在财务困境与中间收益两个状态下的条件风险价值, 再根据式(7)计算得到 $\Delta \text{CoVaR}_{\tau,t}^{\text{slg}}$ 。

三、实证分析

(一) 数据的选取和描述

为度量我国商业银行的系统性风险, 选取在中国证券市场上市的 14 家商业银行作为研究对象, 包括 4 家国有控股银行: 交通银行、工商银行、建设银行、中国银行; 7 家股份制商业银行: 平安银行、浦发银行、华夏银行、民生银行、招商银行、兴业银行、中信银行; 3 家城市商业银行: 宁波银行、北京银行、南京银行。以各银行的日收盘价为基础, 采用 $R_t^g = \log(p_t^g / p_{t-1}^g) \times 100$ 计算各个银行的收益率作为响应变量, 其中 p_t^g 为第 g 个商业银行在 t 期的日收盘价。解释变量为市场回报率、利差趋势变量等状态变量的滞后一期, 状态变量的选取见表 1。数据来源为国泰安数据库、Wind 数据库、中国债券信息网, 样本时间为 2009 年 7 月 4 日至 2021 年 7 月 7 日的日度数据。将商业银行收益率数据和状态变量合并处理后, 每个商业银行保留了 2463 个样本数据。

表 1 状态变量及计算方法

状态变量	变量含义	计算方法
M1	市场回报率	沪深 300 指数日收益率
M2	利差趋势变量	3 个月国债到期收益率
M3	短期流动价差	3 个月银行质押回扣利率与 3 个月国债到期收益率之差
M4	流动性价差	10 年期和 3 个月国债到期收益率之差
M5	信用价差	10 年期 AAA 企业债到期收益率与 10 年期国债到期收益率之差

表 2 报告了 14 家商业银行的收益率序列的描述性统计结果。由表 2 可知: 除 5 家商业银行外, 其余商业银行的收益率均值均为负值; 14 家商业银行收益率最小值的绝对值均大于其最大值, 这说明 14 家商业银

行更有可能面临极端损失, 而不是赚取巨额利润; 14 家商业银行的峰度系数均大于 3, 且偏度系数均不为 0, 说明 14 家商业银行的收益率呈现“尖峰厚尾”的特征; J-B 检验的 p 值均为零, 也证实了这一结论。

表 2 描述性统计结果

商业银行	均值	最大值	最小值	标准差	偏度系数	峰度系数	J-B 检验 p 值
平安银行	0.008	9.563	-54.286	2.514	-4.427	93.151	0.000
宁波银行	0.044	9.563	-27.236	2.279	-1.085	15.414	0.000
浦发银行	0.004	9.560	-26.943	1.898	-1.438	24.141	0.000
华夏银行	-0.027	9.580	-34.079	1.999	-3.192	52.342	0.000
民生银行	-0.012	9.544	-19.557	1.767	-0.873	17.662	0.000
招商银行	0.063	9.554	-10.440	1.893	0.339	3.664	0.000
南京银行	-0.006	9.562	-60.744	2.452	-7.662	175.412	0.000
兴业银行	-0.007	9.579	-61.980	2.482	-8.741	205.445	0.000
北京银行	-0.038	9.580	-21.092	1.931	-1.988	27.326	0.000
交通银行	-0.023	9.625	-10.954	1.602	-0.344	11.608	0.000
工商银行	-0.005	9.531	-12.330	1.417	-0.379	10.954	0.000
建设银行	0.011	9.566	-10.577	1.641	-0.217	8.691	0.000
中国银行	-0.008	9.658	-11.629	1.399	-0.209	13.475	0.000
中信银行	-0.011	9.613	-10.564	1.932	0.297	6.479	0.000

为了避免伪回归问题,在对 14 家商业银行的系统性风险进行测度之前,先对其收益率序列和 5 个状态变量进行平稳性检验(ADF),结果见表 3。结果显示所有变量的 p 值基本都小于 5%,表明序列平稳。

表 3 ADF 检验结果

变量	ADF 统计量	p 值	变量	ADF 统计量	p 值
平安银行	-13.542	0.000	工商银行	-14.855	0.000
宁波银行	-14.655	0.000	建设银行	-14.746	0.000
浦发银行	-13.962	0.000	中国银行	-14.169	0.000
华夏银行	-15.014	0.000	中信银行	-14.734	0.000
民生银行	-14.290	0.000	M1	-13.706	0.000
招商银行	-14.780	0.000	M2	-3.560	0.036
南京银行	-14.223	0.000	M3	-5.445	0.001
兴业银行	-13.317	0.000	M4	-4.047	0.001
北京银行	-14.766	0.000	M5	-3.405	0.053
交通银行	-14.498	0.000			

(二) 商业银行系统性金融风险的测度和比较

为了比较线性分位数回归模型(LQR)与分位数回归梯度提升树模型(QRGBT)测度系统性风险的准确性,采用滚动样本检测方法。具体方法如下:样本的长度设置为 1500 天,其中前 1000 天为训练集,后 500 天为测试集;以 20 天为一单位时间间隔向后滚动,共滚动 49 次(最后一个样本长度为 1503 天,前 1000 天为训练集,后 503 天为测试集)。滚动样本检测方法既丰富了用于比较其优良性的证据,又避免打破时间序列数据的顺序。需要指出的是:在每次滚动样本检验中,需要对分位数回归梯度提升树模型的 3 个超参数[提

升次数(M),决策树叶节点的数量(L)和收缩参数(ξ)]进行调优处理。参考 Friedman 的研究,设置 $\xi=0.01$;提升次数(M)和决策树叶节点的数量(L)通过网格搜索法进行寻优处理,其中提升次数(M)的取值范围是 [100,3000],每隔 100 取一个值;决策树叶节点的数量(L)的取值范围是[1,10],每隔 1 取一个值。超参数 M 和 L 的最优值在训练集中采用 10 折交叉验证方法获得。

首先,估计和预测置信度 95%下的 VaR 值,并采用模型失败率法、Kupiec (1995)^[19]提出的似然比检验法和 Christoffersen (1998)^[20]提出的条件覆盖检验法分

别对VaR 预测值进行返回测试,结果见表 4。其中,分别用符号 F、P1 和 P2 表示模型失败率、似然比检验 p 值和有条件覆盖检验 p 值。由表 4 可知,对于每一家商业银行,相比于 LQR 模型,QRGBT 模型测度的失败

率更接近于理论水平 5%;QRGBT 模型似然比检验 p 值和有条件覆盖检验 p 值均高于 LQR 模型。表明 QRGBT 模型对 VaR 风险的预测效果优于 LQR 模型。

表 4 95%VaR 返回测试结果

商业银行	模型	F(%)	P1	P2	商业银行	模型	F(%)	P1	P2
平安银行	QRGBT	4.939 (1.383)	0.437 (0.291)	0.308 (0.294)	兴业银行	QRGBT	4.245 (1.205)	0.273 (0.193)	0.217 (0.046)
	LQR	4.061 (0.953)	0.348 (0.342)	0.296 (0.328)		LQR	4.073 (0.982)	0.232 (0.096)	0.209 (0.019)
宁波银行	QRGBT	4.376 (1.273)	0.303 (0.282)	0.278 (0.249)	北京银行	QRGBT	4.816 (1.378)	0.445 (0.150)	0.314 (0.066)
	LQR	3.682 (1.174)	0.195 (0.246)	0.178 (0.217)		LQR	4.527 (1.222)	0.448 (0.177)	0.333 (0.130)
浦发银行	QRGBT	4.445 (1.375)	0.349 (0.172)	0.108 (0.019)	交通银行	QRGBT	4.727 (1.197)	0.569 (0.230)	0.257 (0.179)
	LQR	3.967 (1.038)	0.252 (0.168)	0.113 (0.059)		LQR	4.543 (1.036)	0.558 (0.197)	0.232 (0.110)
华夏银行	QRGBT	4.890 (1.288)	0.542 (0.131)	0.241 (0.134)	工商银行	QRGBT	4.886 (0.723)	0.308 (0.025)	0.116 (0.056)
	LQR	4.633 (1.014)	0.354 (0.198)	0.232 (0.108)		LQR	4.600 (0.643)	0.302 (0.007)	0.103 (0.009)
民生银行	QRGBT	4.829 (1.107)	0.549 (0.167)	0.305 (0.019)	建设银行	QRGBT	4.816 (0.925)	0.501 (0.214)	0.272 (0.178)
	LQR	4.494 (0.866)	0.429 (0.104)	0.273 (0.012)		LQR	4.449 (0.873)	0.445 (0.110)	0.237 (0.117)
招商银行	QRGBT	3.559 (0.960)	0.281 (0.313)	0.244 (0.280)	中国银行	QRGBT	4.624 (0.998)	0.351 (0.197)	0.236 (0.136)
	LQR	2.882 (0.902)	0.109 (0.128)	0.105 (0.174)		LQR	4.416 (0.864)	0.317 (0.069)	0.221 (0.084)
南京银行	QRGBT	3.580 (1.230)	0.124 (0.187)	0.130 (0.168)	中信银行	QRGBT	4.653 (1.506)	0.440 (0.124)	0.210 (0.042)
	LQR	3.257 (1.064)	0.089 (0.160)	0.093 (0.140)		LQR	4.257 (1.410)	0.345 (0.166)	0.206 (0.018)

注:模型失败率、似然比检验 p 值和有条件覆盖检验 p 值均为 49 次滚动样本检验的均值;括号内为标准差。

表 5 报告了 95%置信度下 CoVaR 预测值的返回测试结果。由表 5 可知,在大多数商业银行,QRGBT 模型测度的模型失败率仍更接近于理论水平 5%,且似然比检验 p 值和有条件覆盖检验 p 值均高于 LQR 模型。表明基于 QRGBT 模型测度 CoVaR 能够取得更好的预测效果,也可以说明中国商业银行的系统性风险在不同银行机构间的传递是较为复杂的非线性关系。

图 1 报告了 14 家商业银行的 ΔCoVaR ,其中 ΔCoVaR

为 49 次滚动检验预测值的均值。由图 1 可知,第一,基于 QRGBT 模型获得的 ΔCoVaR 的绝对值均大于 LQR 模型得出的结果,说明 QRGBT 模型在测度系统性风险时更加谨慎。第二,QRGBT 模型测度的 ΔCoVaR 结果中,数值最大的为平安银行、浦发银行、民生银行和华夏银行等股份制银行,其次为宁波银行、北京银行和南京银行等城市商业银行,最后为中国银行、交通银行等国有控股银行。这可能是由于政策的特殊性

表 5 95%CoVaR 返回测试结果

商业银行	模型	F(%)	P1	P2	商业银行	模型	F(%)	P1	P2
平安银行	QRGBT	4.229 (1.099)	0.265 (0.301)	0.287 (0.322)	兴业银行	QRGBT	6.049 (1.841)	0.312 (0.335)	0.266 (0.351)
	LQR	3.502 (2.917)	0.083 (0.180)	0.063 (0.117)		LQR	2.580 (1.430)	0.042 (0.115)	0.017 (0.047)
宁波银行	QRGBT	5.898 (1.914)	0.191 (0.240)	0.276 (0.269)	北京银行	QRGBT	6.318 (2.411)	0.201 (0.265)	0.131 (0.211)
	LQR	3.110 (1.104)	0.142 (0.187)	0.214 (0.274)		LQR	2.061 (1.092)	0.028 (0.050)	0.001 (0.002)
浦发银行	QRGBT	6.367 (2.349)	0.226 (0.304)	0.200 (0.273)	交通银行	QRGBT	6.494 (2.559)	0.128 (0.255)	0.064 (0.139)
	LQR	2.841 (1.250)	0.141 (0.245)	0.045 (0.169)		LQR	3.878 (1.907)	0.351 (0.355)	0.044 (0.103)
华夏银行	QRGBT	6.200 (2.626)	0.285 (0.213)	0.073 (0.187)	工商银行	QRGBT	5.710 (2.089)	0.186 (0.190)	0.175 (0.198)
	LQR	2.865 (1.334)	0.187 (0.298)	0.135 (0.207)		LQR	2.641 (1.438)	0.125 (0.248)	0.093 (0.196)
民生银行	QRGBT	5.302 (2.414)	0.182 (0.252)	0.199 (0.264)	建设银行	QRGBT	4.376 (1.573)	0.331 (0.336)	0.213 (0.271)
	LQR	2.143 (1.030)	0.027 (0.047)	0.054 (0.091)		LQR	1.702 (0.747)	0.016 (0.078)	0.025 (0.119)
招商银行	QRGBT	4.163 (1.314)	0.378 (0.361)	0.314 (0.307)	中国银行	QRGBT	6.073 (2.945)	0.106 (0.211)	0.125 (0.220)
	LQR	2.551 (1.600)	0.033 (0.071)	0.027 (0.051)		LQR	3.278 (2.519)	0.128 (0.229)	0.123 (0.226)
南京银行	QRGBT	4.641 (1.518)	0.364 (0.332)	0.306 (0.282)	中信银行	QRGBT	6.600 (2.413)	0.148 (0.213)	0.126 (0.176)
	LQR	2.653 (1.241)	0.129 (0.200)	0.066 (0.132)		LQR	2.453 (1.196)	0.085 (0.162)	0.022 (0.085)

注：模型失败率、似然比检验 p 值和有条件覆盖检验 p 值均为 49 次滚动样本检验的均值；括号内为标准差。

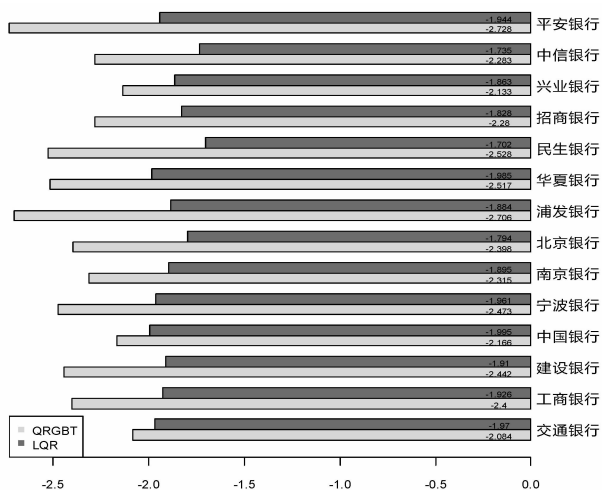


图 1 ΔCoVaR 结果

和较大的资金规模使国有控股银行拥有较强的抵御风险能力,而股份制银行和城市商业银行近年来虽然业务快速发展,经营规模不断扩大,市场参与度越来越强,但未能建立完善的风险管控机制,使其各项业务的风险不断暴露,系统性风险增加较快。

五、结论与启示

以 2009—2021 年中国 14 家商业银行为研究对象,运用分位数回归梯度提升树模型这一机器学习方法测度商业银行的系统性风险,并与传统的线性分位数回归模型进行比较。结果表明,无论是在 VaR 测度还是 CoVaR 测度上,分位数回归梯度提升树模型的预测性能均优于线性分位数回归模型,且基于分位数回

归梯度提升树模型测度的系统性风险贡献度也较线性分位数回归模型更加谨慎。此外,股份制商业银行和城市商业银行对银行体系系统性风险的贡献度最强,高于大部分国有控股银行,表明国有控股银行在系统性风险溢出上的控制力较好,较好执行了国家的金融政策;而股份制商业银行和城市商业银行随着业务不断扩张,未能完善相应的风险管控机制,自身一旦陷入危机会对银行体系的稳定性产生巨大冲击。因此,为避免系统性风险溢出较高的银行机构对银行系统稳定性产生威胁,可以制定以下政策:一是对稳定性较强的国有控股银行注入流动性,保证自身稳定性的同时分散部分风险;二是股份制商业银行和城市商业银行应当加强内部管理以提高自身的风险抵御能力,同时监管机构应当密切关注其流动性状况,合理约束股份制商业银行和城市商业银行的业务扩张规模,避免单独的商业银行风险演变成银行体系的巨大风险。◆

参考文献:

- [1]ACHARYA V V.A Theory of Systemic Risk and Design of Prudential Bank Regulation[J].Journal of Financial Stability,2009,5(3):224-255.
- [2]ADRIAN T,BRUNNERMEIER M K.CoVaR [J].The American Economic Review,2016,106(7):1705-1741.
- [3]白雪梅,石大龙.中国金融体系的系统性风险度量[J].国际金融研究,2014(6):75-85.
- [4]杨子晖,陈雨恬,谢锐楷.我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究[J].金融研究,2018(10):19-37.
- [5]陈健,王鑫.商业银行风险溢出的网络关联效应研究[J].金融经济研究,2019,34(4):71-81+109.
- [6]BORRI N,DI GIORGIO G.Systemic Risk and the COVID Challenge in the European Banking Sector[J].Journal of Banking & Finance,2021,140:106073.
- [7]张瑞,刘立新.中国上市银行系统性风险溢出效应研究:基于极端分位数回归的非对称 CoVaR 模型[J].数量经济研究,2018,9(2):152-166.
- [8]吴婷婷,华飞,江世银.中国金融机构系统性金融风险贡献度的量化研究:基于极端分位数回归的 CoVaR 模型[J].江西社会科学,2020,40(9):54-65.
- [9]HAUTSCH N,SCHAUMBURG J,SCHIENLE M. Financial Network Systemic Risk Contributions[J].Review of Finance,2015,19(2):685-738.
- [10]FAN Y,HARDLE W K,WANG W,et al.Single-index-based CoVaR with Very High-dimensional Covariates[J].Journal of Business & Economic Statistics,2018,36(2):212-226.
- [11]XU Q,LI M,JIANG C,et al.Interconnectedness and Systemic Risk Network of Chinese Financial Institutions: A LASSO-CoVaR Approach[J].Physica A:Statistical Mechanics and its Applications,2019,534:122173.
- [12]许晔.基于尾部风险网络的中国金融机构重要性研究[J].宏观经济研究,2019(11):102-111.
- [13]BRANA S,CAMPMAS A,LAPTEACRU I. (Un) Conventional Monetary Policy and Bank Risk-taking: a Nonlinear Relationship[J].Economic Modelling,2019,81:576-593.
- [14]杨子晖,陈雨恬,陈里璇.极端金融风险的有效测度与非线性传染[J].经济研究,2019,54(5):63-80.
- [15]DE VITA G,TRACHANAS E,LUO Y.Revisiting the Bi-directional Causality Between Debt and Growth: Evidence from Linear and Nonlinear Tests[J].Journal of International Money and Finance,2018,83:55-74.
- [16]ZHENG S.QBoost:Predicting Quantiles with Boosting for Regression and Binary Classification[J].Expert Systems with Applications,2012,39(2):1687-1697.
- [17]YUAN S.Random Gradient Boosting for Predicting Conditional Quantiles[J].Journal of Statistical Computation and Simulation,2015,85(18):3716-3726.
- [18]FRIEDMAN J H.Greedy Function Approximation: a Gradient Boosting Machine[J].Annals of Statistics,2001,29(5):1189-1232.
- [19]KUPEC P H.Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models[J].Journal of Derivatives,1995,3(2):73-84.
- [20]CHRISTOFFERSEN P F.Evaluating Interval Forecasts [J].International Economic Review,1998,39(4):841-862.