统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

（2025年第2期，总第550期）

月刊

编委会主任 王承哲

副 主 任 李同新 王玲杰 郭 杰

编 委 （按姓氏笔画排序）

王新涛 向书坚 刘定平 刘昱洋 刘 洪 苏为华
李冻菊 李金昌 李宝瑜 李腊生 杨凤娟 杨仲山
杨 灿 杨贵军 肖红叶 邱 东 完世伟 宋丙涛
张 虎 陈明星 苗 雨 罗良清 金勇进 周国富
赵西三 赵彦云 郝爱民 洪兴建 顾六宝 徐国祥
高 璇 曹 明 蒋 萍 曾五一 雷钦礼 薛 波

主 编 郭 杰

社 长 曹 明

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践
STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目　　录

·数字经济·

数字经济、市场一体化与区域协调发展 …… 赵英杰　周国富/5

耐心资本助力企业数字化转型的路径研究

——基于AI技术应用的视角 …… 谢婷婷　路　坤/16

·区域发展·

基于熵权TOPSIS模型的中国生态安全空间演化研究 …… 刘瑀琦　徐晓风/25

黄河流域水资源绿色效率测度与时空分异 …… 张晓昱　胡贤贤/36

乡村发展要素转型对县域共同富裕的影响研究

——基于陕西省县域视角 …… 宁泽逵　王　瑞　陈　慧　陈晓朗/44

主　　管　河南省社会科学院
主　　办　河南省社会科学院
主　　编　郭　杰
社　　长　曹　明
编辑出版　《统计理论与实践》编辑部
地　　址　郑州市郑东新区恭秀路16号
邮　　编　451464
刊　　期　月刊
出版日期　每月25日
创刊时间　2020年8月
投稿邮箱　tjllysj@vip.sina.com
印　　刷　河南瑞之光印刷股份有限公司

2025年第2期,总第550期
2025年2月25日出版

目　　录

·人口统计·

人力资本促进城市群全要素生产率的作用机制研究
——基于产业影响视角 …… 潘林伟　屈　丽/54

企业ESG表现对劳动力需求的影响研究 …… 刘定平　李健宁　王一鸣/63

·社会经纬·

社会保障水平对我国城乡居民消费的异质性影响研究 …… 闫娜娜/72

本刊声明:1.本刊已许可国家哲学社会科学学术期刊数据库、中国知网、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;另外,本刊微信公众号将对本刊刊载文章进行转载;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。2.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。受条件所限,本刊稿件一律不退,敬请作者自留底稿。从稿件投往本刊之日起,3个月后不见采用或通知,方可另行处理。3.本刊不向作者收取任何形式的费用,没有委托任何机构或个人进行征稿或代为收稿,也不会以“抽查数据”“发送论文PDF”等理由联系作者,请广大作者和读者注意辨别,切勿上当受骗。若因轻信虚假信息造成损失,责任自负。

国内订阅　全国各地邮局
国内发行　河南省邮政发行局
邮发代号　36-12

国外发行　中国国际图书贸易总公司
国际标准连续出版物号　ISSN 2096-8647
国内统一连续出版物号　CN 41-1458/C8
定　　价　15元

MAIN CONTENTS

Digital Economy, Market Integration, and Regional Coordinated Development
…… *Zhao Yingjie*, *Zhou Guofu*(5)

Research on the Path of Patient Capital Facilitating Enterprise Digital Transformation: A Perspective from AI Technology Application …… *Xie Tingting*, *Lu Kun*(16)

Spatial Evolution of Ecological Security in China Based on Entropy-Weighted TOPSIS Model
…… *Liu Yuqi*, *Xu Xiaofeng*(25)

Measurement and Spatiotemporal Differentiation of Green Efficiency of Water Resources in the Yellow River Basin…… *Zhang Xiaoyu*, *Hu Xianxian*(36)

Impact of Rural Development Element Transformation on County-Level Common Prosperity: A Perspective from Shaanxi Province …… *Ning Zekui*, *Wang Rui*, *Chen Hui*, *Chen Xiaolang*(44)

Mechanism of Human Capital in Promoting Total Factor Productivity in Urban Agglomerations: An Industrial Impact Perspective…… *Pan Linwei*, *Qu Li*(54)

Impact of Corporate ESG Performance on Labor Demand
…… *Liu Dingping*, *Li Jianing*, *Wang Yiming*(63)

Heterogeneous Impact of Social Security Levels on Urban and Rural Household Consumption in China
…… *Yan Nana*(72)

数字经济、市场一体化与区域协调发展

赵英杰　周国富
（天津财经大学 统计学院，天津 300222）

摘要：区域发展失衡是我国实现共同富裕的重大阻碍，数字经济为畅通国内大循环进而实现区域协调发展创造了有利条件。在理论分析的基础上，基于2006—2022年中国内地30个省份的面板数据，从区域发展和区域协调两个维度选取指标测度区域协调发展指数，系统检验了数字经济对区域协调发展的影响机制，以及市场一体化对二者关系的调节效应。研究发现：数字经济与区域协调发展之间呈显著的U型关系，该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立；市场一体化使数字经济与区域协调发展之间的U型关系变得更加平缓，并使U型曲线的拐点向左平移；异质性分析发现，数字经济与区域协调发展的U型关系在东部地区更为明显。

关键词：数字经济；市场一体化；区域协调发展；国内大循环
中图分类号：F127；F49　　文献标识码：A　　文章编号：2096-8647（2025）02-0005-11
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.02.001

一、引言

新中国成立以来，中央政府根据不同阶段的经济发展情况，提出并实施了一系列不同导向的区域发展战略，先后经历了“均衡发展—非均衡发展—协调发展”等几次大的战略转变（李兰冰，2020）[1]。比如新中国成立初期，为平衡工业布局，我国将建设重点放在内地，且以发展重工业为主。三线建设时，经济建设的主战场放在了三线地区，要素资源由沿海流向内地。改革开放以后，我国转向以经济建设为中心，鼓励东部沿海地区率先发展，区域经济发展战略由均衡布局向非均衡布局转变，各种要素资源涌向沿海地区，各种优惠政策向沿海地区倾斜。随着地区之间发展差距的扩大，各地为实现本地区经济快速发展，相继实施了一系列加快本地区发展的举措，导致地方保护主义和市场分割现象突出。为促进区域协调发展，中央政府先后提出并实施了“西部大开发”“东北振兴”“中部崛起”“促进形成主体功能区”“建设综合配套改革试验区”等区域发展战略。特别是党的十八大之后，党中央、国务院先后推出一系列战略举措对区域协调发展工作进行战略部署。例如，2013年，中央经济工作会议重申“积极促进区域协调发展”；2014年，中央经济工作会议强调“完善区域政策，促进各地区协调发展、协同发展、共同发展”；2016年，国家发展改革委印发《关于贯彻落实区域发展战略促进区域协调发展的指导意见》；2017年，党的十九大将“区域发展总体战略”进一步明确为“区域协调发展战略”；2018年，党中央、国务院发布《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》；2020年，习近平总书记提出“构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”，区域协调发展对畅通国内大循环的重要性更加凸显；2022年，党的二十大报告提出“促进区域协调发展，深入实施区域协调发展战略、区域重大战略、主体功能区战略、新型城镇化战略”；2023年，中央经济工作会议再次强调“推动城乡融合、区域协调发展”；2024年，《政府工作报告》重申要“提高区域协调发展水平”。可见，推动区域协调发展已成为各级政府的中心工作之一。

基金项目：国家社会科学基金项目“经济数字化转型的创新驱动效应、区域差异及协调发展路径研究”（24BTJ021）。
作者简介：赵英杰，通信作者，男，博士研究生，研究方向为区域协调发展；周国富，男，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。

但是，中国区域经济发展仍存在一系列问题：部分地区经济增长乏力，传统增长方式难以为继；区域分化明显，南北差距加剧；地方保护主义和市场分割现象突出，要素流动受阻等（郝宪印和张念明，2023）[2]。如何更有效地促进区域协调发展，是一个值得关注和深入研究的课题。

近年我国经济的一大亮点是数字经济快速崛起，正对各地区的经济发展产生深远影响。同时也有研究指出，我国各地区的数字经济发展并不均衡，某些方面差距较大。比如，中国信息通信研究院发布的《中国算力发展指数白皮书（2022）》显示，京津冀、长三角、粤港澳大湾区、成渝双城经济圈等地区的算力处于领先水平，而中西部地区在算力发展方面仍存在诸多瓶颈。有关学者的分析表明，中国的数字经济发展基本呈现东部省份领先、中部省份次之、东北和西部省份多数相对落后的空间分布特征（孙小强等，2023）[3]。可见，数字经济的发展能否有效促进区域协调发展，是一个值得探讨的问题。

二、文献综述

研究区域协调发展问题，首先要解决如何测度区域协调发展水平的问题，不同学者对此进行了探讨。徐盈之和吴海明（2010）[4]认为区域协调发展应包含经济、社会、科技、环境等方面。王思薇和刘一康（2023）[5]从经济发展、生活水平、基本公共服务、社会进步、资源与环境、区域利益、经济增长质量、地区市场一体化等八个方面构建指标体系，利用投影寻踪模型对中国内地31个省份的区域协调发展水平进行测度，并采用标准差椭圆分析区域协调发展水平的空间分布状况。然而，这些学者所选取的指标更多反映的是区域自身发展水平，对于区域内部各地域单元之间是否协调关注不够。还有学者选取的指标多为总量指标，造成各省份间的综合评价结果不可比，相应的实证研究结论存在偏差。

关于区域协调发展的影响因素，很多学者指出市场分割是制约区域协调发展的重要障碍（徐现祥和李郇，2005；刘志彪和孔令池，2021）[6-7]。2018年中共中央、国务院发布的《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》提出，要“坚决破除地区之间利益藩篱和政策壁垒，加快形成统筹有力、竞争有序、绿色协调、共享共赢的区域协调发展新机制，促进区域协调发展”。可见，消除市场分割、推动形成国内统一大市场是实现区域协调发展的有效途径。那么，随着数字经济规模的扩大，数字经济对破除地区之间利益藩篱和政策壁垒、打破市场分割是否产生了积极的影响？袁胜超等（2022）[8]的研究指出，随着数字经济规模的扩大，数字经济对市场分割的抑制作用呈现边际效应递增的态势。但也有研究认为随着数字经济发展水平的提高以及市场交易成本的降低，数字经济对市场一体化程度的推动作用将减弱（赵静梅等，2023）[9]。可见，对于数字经济是否有利于打破市场分割、促进市场一体化进而实现区域协调发展，目前还存在一定分歧。

随着物联网、人工智能、大数据等数字技术的不断创新与发展，数字经济与实体经济融合程度不断加深，并正悄无声息地改变着我国区域经济格局。为此，一些学者开始关注数字技术以及数字经济对区域经济发展的影响，但是结论不一。钟文和郑明贵（2021）[10]研究发现数字经济对区域协调发展具有显著的提升效果，可以通过助推产业结构升级间接赋能区域协调发展，同时对周边地区区域协调发展水平的提升也具有显著的促进作用。李清华和何爱平（2022）[11]认为数字经济在显著缩小区域经济发展差距的同时，还通过市场化水平的提高以及改善劳动力错配程度对区域经济协调发展产生积极作用。田瑶和郭立宏（2024）[12]研究发现数字经济能够通过提高市场一体化水平、城市功能分工、城市创业水平、劳动力质量进而缩小地区差距。这类文献侧重探讨数字经济与区域协调发展之间的线性关系，对于二者之间是否存在阶段性特征并未涉及。

基于此，本文首先从理论层面对数字经济赋能区域协调发展的理论逻辑，以及市场一体化对于二者关系的调节效应进行系统分析，并提出研究假设，然后对其进行实证检验。本文的边际贡献在于：（1）将数字经济、市场一体化和区域协调发展纳入同一分析框架，从理论层面详细阐述了数字经济对区域协调发展的影响机制，以及市场一体化对于二者关系的调节效应。（2）从区域协调发展的内涵入手，从区域发展和区域协调两个维度构建较为全面的区域协调发展评价指标体系，综合运用省级和市级数据，实证检验了数字经济对区域协调发展的影响效应，以及市场一体化对于二者关系的调节效应。

三、理论分析与研究假设

（一）数字经济对区域发展的影响

数字经济对区域发展的影响体现在优化资源配置，更好地满足基本公共服务需求，更好地保障人民生

活等多个方面。

在优化资源配置方面，通过数字技术的广泛应用，各地区能够更好地融入国内、国际产业链和价值链，吸引更多的投资和创新资源，实现跨越式发展。例如，贵州作为相对欠发达地区，近年通过大力发展大数据产业，成功吸引了众多科技企业和创新资源。通过建设大数据中心、推动数据资源开放共享，不仅显著提升了自身的经济发展水平，还带动了周边地区的产业协同发展。

在满足基本公共服务需求方面，借助数字技术，政府可以更加精准地识别不同群体的需求差异，提高公共服务的覆盖面和质量，真正做到“一网通办”“最多跑一次”。例如，通过远程医疗、在线教育等数字化服务，可以让欠发达地区的居民享受更优质的公共服务。

在保障人民生活方面，数字技术的应用可以使人们更加方便地获取各种生活信息和服务，提高生活品质。例如，智慧城市建设的智能交通系统可以优化交通流，减少拥堵和交通事故；智能环境监测系统可以实时监测空气质量、水质等环境指标，保障居民的健康生活，提高人民的生活质量。为此，本文提出如下假设：

假设1：数字经济发展能够助推区域发展水平的提升。

（二）数字经济对区域协调的影响

要实现区域协调发展，除了持续提升各地区的经济发展水平，还有必要将各地区间的发展差距控制在适度范围内。数字经济发展对地区差距的影响表现在以下方面：

从各地自身发展条件看，不同地区的资源禀赋、政策支持力度有所不同，省会等中心城市作为各省份发展的重点，凭借政策优势、完备的基础设施建设、优质的教育和医疗资源等对周边地区产生虹吸效应（柳卸林等，2022）[13]，持续吸引优质资源和高技术人才向中心城市聚集。而周边其他地区由于缺少有效的协调合作机制，加之区域行政壁垒的存在，其在教育、医疗、经济发展等多方面落后于省会等中心城市。从各地数字经济发展现状看，存在显著的“数字鸿沟”和两极分化现象（孙小强等，2023）[3]。但是，也有研究表明，数字经济发展可能带动物流、餐饮、购物商场等地理依赖程度低的产业向行政边界地区扩散，从而促进行政边界地区经济快速发展（郭峰等，2023）[14]，使更多边远地区的人民能够享受到高质量的公共服务。为此，本文提出如下竞争性假设：

假设2a：数字经济发展可能会扩大地区差距。

假设2b：数字经济发展可能会缩小地区差距。

（三）数字经济对区域协调发展的影响

上述分析表明，一方面，数字经济发展能够助推区域经济发展水平的提升，另一方面，数字经济发展对地区差距的影响方向不确定：既可能在城乡之间造成“数字鸿沟”，也可能缩小城乡公共服务差距；既可能导致中心城市和周边地区差距的扩大，也可能促进相对落后的边界地区的经济快速发展。那么，二者叠加之后，数字经济将对区域协调发展产生怎样的影响？我们认为，这取决于在特定阶段数字经济发展的哪些效应更显著，如果积极的作用更显著，那么会促进区域协调发展；如果消极的作用更突出，则会造成不利于区域协调发展的局面。在数字经济发展初期，资源的逐利性促使劳动、资本、数据等要素向发达地区或中心城市集中，这些地区凭借自身完善的基础设施、雄厚的产业基础以及较强的创新能力快速吸引和整合数据资源，形成数字经济的先发优势。欠发达地区由于基础设施薄弱、产业基础差、创新能力不足，难以有效整合数据资源，导致其在数字经济发展初期处于相对劣势地位，进而拉大与发达地区的差距。随着数字技术的不断成熟和普及，技术门槛逐渐降低，知识溢出效应开始显现，发达地区的技术和知识通过人才流动、技术交流、产业转移等方式向欠发达地区扩散；同时，随着政府对区域协调发展的重视和政策支持，欠发达地区的数字基础设施和产业基础得到显著改善，在吸收和借鉴发达地区经验的基础上结合自身优势进行创新发展，使欠发达地区数字经济快速发展，逐步缩小与发达地区之间的差距，进而推动区域协调发展整体水平的提高。为此，本文提出如下假设：

假设3：数字经济发展对区域协调发展水平的影响表现出先抑制、后促进的U型特征。

（四）市场一体化对数字经济与区域协调发展二者关系的影响

畅通国内大循环是区域协调发展的基础。市场一体化能够通过消除地区间的市场壁垒，推动数字经济与实体经济的跨区域融合，加强区域间的合作与交流，以及提高资源在地区间市场配置的效率等方式，助推数字经济在更大范围内发挥作用，进而实现区域协调发展。首先，市场一体化意味着地区间的市场壁垒日渐消除，意味着资本、劳动力、数据等要素资源可以在地区间更自由地流动和优化配置。随着市场一体化水

平的提升，数字技术和创新资源能够更加顺畅地跨地区传播和应用，进而促进各地区产业的协同发展。其次，市场一体化有利于加强区域间的合作与交流。特别是在数字信息技术日新月异、新的商业模式不断涌现的今天，各地区可以通过市场一体化平台，共同探索数字技术创新和产业发展的新模式、新路径。通过加强合作与交流，各地区可以相互借鉴、相互支持，共同推动数字经济的繁荣与发展，有助于形成优势互补、协同发展的区域数字经济格局，进而实现区域经济的协调发展。最后，市场一体化还有利于提高资源在地区间进行市场化配置的效率，促进资源在地区间的优化配置，数字经济企业可以在各地区之间更加高效地进行生产和交易活动，降低交易成本。这种影响可能随着市场一体化程度的提高而呈现不同的效应：在初期阶段，市场一体化程度提升，省际、城乡间贸易壁垒随之下降，企业为扩大自身规模获取更多经济利益往往会选择向发达地区和中心城市流动（范剑勇，2004）[15]，因为这些地区具有更好的基础设施、人才资源和技术创新能力。此时，极化效应占据主导地位，市场一体化可能导致地区差距拉大，部分抵消数字经济对区域经济发展的积极作用，使二者间的U型关系变得更加平缓。随着市场一体化程度的加深，数字经济的扩散效应开始显现，企业和资源开始向欠发达地区和边界地区流动，从而推动这些地区经济发展。当市场一体化引发的扩散效应大于极化效应时，数字经济对区域协调发展的促进作用开始显现，即数字经济与区域协调发展之间的U型关系的拐点出现。市场一体化使数字经济在较低水平时就对区域协调发展产生促进作用，从而使数字经济对区域协调发展的影响尽早由消极影响转变为积极影响，导致数字经济与区域协调发展之间的U型曲线拐点向左移动。为此，本文提出如下假设：

假设4a：市场一体化对数字经济和区域协调发展之间的U型关系具有调节作用，并使U型曲线变得更加平缓。

假设4b：市场一体化能够使二者间的U型曲线拐点在更低的数字经济水平上出现，即U型曲线拐点向左移动。

四、研究设计

（一）模型设定

为了检验假设1和假设2，也就是检验数字经济发展对区域协调发展两个分维度的影响效应，本文首先构建如下计量模型：

$$RCD_FZ_{it}=\alpha_0+\alpha_0 DIG_{it-1}+\alpha_c X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$RCD_XT_{it}=\beta_0+\beta_1 DIG_{it-1}+\beta_c X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，i表示省份，t表示年份；RCD_FZ_{it}、RCD_XT_{it}分别为i省份第t年的区域发展水平、区域协调水平；DIG_{it-1}为i省份第$t-1$年的数字经济发展水平，考虑到数字经济对区域协调发展的影响并不是即时的，可能需要一段时间之后才能显现，故本文在建模时对其进行滞后一期处理；X_{it}代表一系列控制变量；μ_i、λ_t、ε_{it}分别代表个体固定效应、时间固定效应、随机误差项。

为检验假设3，也就是检验数字经济发展对区域协调发展的影响是否存在阶段性特征，在上述模型的基础上进一步构建如下计量模型：

$$RCD_{it}=\varphi_0+\varphi_1 DIG_{it-1}+\varphi_c X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$RCD_{it}=\varphi_0+\varphi_1 DIG_{it-1}+\varphi_2 DIG^2_{it-1}+\varphi_c X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

为检验假设4，选择市场一体化程度（$INTEG_{it}$）作为调节变量，构建如下回归模型：

$$\begin{aligned}RCD_{it}=&\delta_0+\delta_1 DIG_{it-1}+\delta_2 DIG^2_{it-1}+\delta_3 DIG_{it-1}\times INTEG_{it}\\&+\delta_4 DIG^2_{it-1}\times INTEG_{it}+\delta_5 INTEG_{it}+\delta_c X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}\end{aligned} \quad (5)$$

其中，$INTEG_{it}$为i省份第t年的市场一体化水平；其他符号的含义同上。

（二）变量选取

1.被解释变量

区域协调发展指数（*RCD*）。国家“十四五”规划指出要“在发展中促进相对平衡”，区域协调发展既要根据各区域实际发展情况，促进各区域高质量、可持续发展，又要不断缩小区域间和区域内城乡之间、更小地理单元之间的发展差距。为此，从区域发展和区域协调两个维度选取适当指标衡量区域协调发展水平。其中，区域发展维度用来衡量和对比各省份的发展水平，从科技创新、经济发展、生态环境、结构优化、基础设施五个方面选取指标进行衡量。区域协调维度用来衡量各省份发展的协调状况，从基本公共服务均等、区域一体化、收入差距缩小三个方面选取指标进行衡量。然后，采用定基极差法对各指标进行无量纲化处理，通过熵权法计算区域协调发展指数及其各维度的指数。具体指标如表1所示。

2.核心解释变量

数字经济发展水平（*DIG*）。借鉴已有研究成果（杨慧梅和江璐，2021；杨昕和赵守国，2022）[16-17]以及国家统计局、中国信息通信研究院等机构对数字经济的定义，从数字基础设施、数字产业发展和数字经济

表1 区域协调发展评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
区域发展	科技创新	开展创新活动企业占规模以上企业比重
		R&D人员占从业人员比重
		规模以上工业企业R&D经费占主营业务收入的比重
		每万人口专利申请数
		规模以上企业新产品销售收入占主营业务收入的比重
	经济发展	人均GDP
		全员劳动生产率
		万元GDP能耗*
	生态环境	人均城市绿地面积
		每万人绿色专利申请量
		万元GDP废气排放量*
		万元GDP城市污水排放量*
		万元GDP二氧化碳排放量*
	结构优化	高技术制造业就业人数占总就业人数的比重
		第三产业增加值占GDP比重
		居民人均文教娱乐和服务消费支出占居民人均消费支出的比重
		居民人均交通通信消费支出占居民人均消费支出的比重
	基础设施	每平方公里公路和铁路运营里程
		城镇人口人均城市道路面积
		人均邮路总长度
		人均城市排水管道长度
		每万人拥有公共厕所
区域协调	基本公共服务均等	人均财政教育支出极均值比率*
		基本医疗保险覆盖率极均值比率*
		每万人医院床位数极均值比率*
		基本养老保险覆盖率极均值比率*
	区域一体化	地区产业分工指数
		客运量占地区总人口的比重
		区域间货运周转量/GDP
	收入差距缩小	城乡收入基尼系数*
		人均GDP极均值比率*

注：*表示逆指标；表中所用到的极均值比率为省会（首府）与全省（区）平均水平相比，直辖市为市区与全市平均水平相比。

发展潜力三个方面衡量数字经济发展水平。然后，采用定基极差法对各指标进行无量纲化处理，并通过熵权法计算综合指数。具体指标及解释见表2。

3.调节变量

借鉴盛斌和毛其淋（2011）[18]的做法，选取各省份16种商品①零售价格指数利用相对价格方差均值法测算其市场一体化程度（*INTEG*）。为测算市场一体化程度，需要构建面板数据集。具体步骤如下：

首先，计算一阶差分形式相对价格的绝对值，由435对省份组合以及16种商品的数据可计算得到118320（17×435×16）个差分形式的相对价格：

$$\left|\Delta Q_{ijt}^{k}\right| = \left|\ln(p_{it}^{k} / p_{it-1}^{k}) - \ln(p_{jt}^{k} / p_{jt-1}^{k})\right| \quad (6)$$

其次，去均值，消除其他因素干扰：

①选取的16种商品包括：食品类；饮料、烟酒类；服装、鞋帽类；纺织品类；家用电器及音像器材类；文化办公用品类；日用品类；体育娱乐用品类；交通、通信用品类；家具类；化妆品类；金银珠宝首饰类；中西药品及医疗保健用品类；书报杂志及电子出版物类；燃料类；建筑材料及五金电料类。

表2 数字经济发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释
数字基础设施	互联网普及率	每万人互联网宽带接入端口
	移动电话普及率	每百人移动电话年末用户数
	数字承载能力	人均移动电话交换机容量
	数字传输基础	每万人长途光缆线路长度
	数字消费基础	城镇家庭每百户家用计算机拥有量
		城镇家庭每百户移动电话拥有量
数字产业发展	电信业规模	电信业务收入/GDP
	软件业规模	软件业务收入/GDP
	计算机、通信和其他电子设备制造业规模	计算机、通信和其他电子设备制造业营业收入/规模以上工业企业主营业务收入
	ICT行业占比	信息传输、计算机服务和软件业企业数/第三产业企业数
	快递业发展	人均快递量
数字经济发展潜力	ICT从业人员占比	信息传输、计算机服务和软件从业人员/城镇单位就业人员数
	高技术创新成果占比	高技术产业专利申请数/专利申请数
	高技术企业占比	高技术企业数/规模以上工业企业单位数

$$q_{ijt}^{k}=\varepsilon_{ijt}^{k}-\bar{\varepsilon}_{ijt}^{k}=\left|\Delta Q_{ijt}^{k}\right|-\left|\Delta \bar{Q}_{t}^{k}\right| \tag{7}$$

然后，计算省份i与省份j之间相对价格波动q_{ijt}^{k}的方差$\mathrm{var}(q_{ijt}^{k})$，用来反映省份$i$与省份$j$之间的市场分割程度，并对某省份$i$同其他省份$j(i\neq j)$间的市场分割指数取均值，得到各省份的市场分割指数。由于计算得到的市场分割指数较小，将其乘以1000处理，其中N表示合并的省份组合数目，共得到510（17×30）个观测值：

$$\mathrm{var}(q_{it})=(\sum_{i\neq j}\mathrm{var}(q_{ijt}^{k}))/N \tag{8}$$

最后，计算市场一体化程度：

$$INTEG_{it}=\sqrt{1/\mathrm{var}(q_{it})} \tag{9}$$

显然，如此得到的$INTEG_{it}$数值越大，说明市场一体化程度越高。

4.控制变量

为避免遗漏变量偏差，参考已有研究（钟文和郑明贵，2021；李清华和何爱平，2022；田瑶和郭立宏，2024）[10-12]，选取如下控制变量：（1）政府干预程度（*GOV*），采用地方财政一般预算内支出占GDP的比重衡量；（2）投资规模（*INV*），采用全社会固定资产投资总额占GDP的比重衡量；（3）对外开放水平（*OPEN*），采用外商直接投资占GDP的比重衡量；（4）消费水平（*SALE*），采用社会消费品零售总额占GDP的比重衡量；（5）金融发展水平（*FINA*），采用银行业各项存贷款余额之和占GDP的比重衡量；（6）市场化水平（*MARK*），采用非国有企业从业人员占总就业人员比重衡量。

（三）数据来源

我国早在1995年制订“九五”计划和2010年远景目标时，就明确提出要实施区域协调发展战略。后来，国家陆续出台并实施了“西部大开发”战略、“东北振兴”战略和“中部地区崛起”战略。这些战略都是为了促进相对落后省份的经济发展，其目标都是为了实现区域协调发展。2006年国家在制订“十一五”规划时，将“西部大开发”战略、“东北振兴”战略、“中部地区崛起”战略和改革开放以来一直突出强调的“东部地区率先发展”战略统称为区域协调发展总体战略。同样是2006年，互联网、信息技术等数字基础设施开始受到官方重视，其典型标志是在这一年中央人民政府开通了门户网站，并且印发了《国家电子政务总体框架》，标志着国家对新经济形式的探索。鉴于此，本文以2006—2022年除港澳台和西藏外的30个省份的面板数据为样本。所有数据均来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业年鉴》《中国城市统计年鉴》以及国家统计局官网和EPS数据库。部分缺失数据采用线性插值法和年均增长率方式进行填补。各变量的描述性统计如表3所示。

五、实证分析

（一）基准回归

首先，观察数字经济（*DIG*）对区域发展（*RCD_FZ*）的影响效应，表4第（1）列和第（2）列的结果显示，无论是否加入控制变量，数字经济对区域发展水平的影响

表3 变量的描述性统计

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值
区域协调发展	*RCD*	0.2001	0.1037	0.0759	0.7261
区域发展	*RCD_FZ*	0.1908	0.1169	0.0567	0.7772
区域协调	*RCD_XT*	0.2511	0.0809	0.1526	0.6457
数字经济	*DIG*	0.1587	0.0912	0.0351	0.5849
市场一体化程度	*INTEG*	2.0338	0.4974	0.7301	3.3523
政府干预程度	*GOV*	0.2420	0.1076	0.0948	0.7583
投资规模	*INV*	0.7631	0.2765	0.2014	1.5965
对外开放水平	*OPEN*	0.7297	3.5171	0.0476	55.9380
消费水平	*SALE*	0.3822	0.0649	0.1827	0.6101
金融发展水平	*FINA*	3.2334	1.1280	1.4535	8.2998
市场化水平	*MARK*	0.6799	0.1767	0.2883	0.9651

表4 数字经济对区域协调发展分维度的影响回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	RCD_FZ	*RCD_FZ*	*RCD_XT*	*RCD_XT*
DIG	0.7992***	0.7710***	−0.3154**	−0.3089**
	(0.2261)	(0.2204)	(0.1345)	(0.1171)
控制变量	否	是	否	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
常数项	0.0688*	0.1655***	0.3020***	0.3617***
	(0.0359)	(0.0590)	(0.0213)	(0.0791)
N	480	480	480	480
调整后的R^2	0.9556	0.9569	0.8355	0.8434

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著;括号内为聚类稳健标准误。下表同。

效应均在1%的水平下显著为正,即数字经济能够显著促进区域经济发展水平的提升,假设1得到验证。其次,观察数字经济(*DIG*)对区域协调(*RCD_XT*)的影响效应,表4第(3)、(4)列的结果显示,无论是否加入控制变量,数字经济对区域协调水平的影响均在5%的水平下显著为负,说明数字经济会抑制区域协调水平的提升,也就是可能导致区域内部城乡之间或更小地域单元之间的差距进一步扩大,假设2a得到验证。原因可能在于:第一,从数字经济发展看,省份边界地区与农村地区数字基础设施建设尚不完善,相比中心城市地区和城镇地区仍有较大差距,"数字接入鸿沟"和"数字使用鸿沟"的存在制约了数字经济发展。第二,从自身发展状况来看,农村地区和边界地区享受到的教育、医疗等公共服务质量不高,同时受技术水平的制约,产业发展缓慢,经济发展水平相对落后。此外,由于地方保护和行政区划壁垒的存在,要素跨区流动受阻,农村地区与边界地区享受的政策、资源均落后于城镇与中心城市。

从表5第(1)、(2)列可以看出,无论是否加入控制变量,数字经济对区域协调发展(*RCD*)的影响系数均在1%的水平下显著为正,说明在样本期间数字经济对区域协调发展整体表现为显著的正向促进效应。那么,数字经济对区域协调发展的影响是否如假设3所分析的那样存在U型特征?本文进一步加入数字经济的二次项进行回归分析,结果如表5第(3)、(4)列所示。可以看出,数字经济对区域协调发展的影响具有显著的U型特征。本文进一步做了Utest检验,可以看出相关结果均显著,拒绝"不存在U型关系"的原假设,并且Slope值在极值点左边为负,在极值点右边为正,证明了确实存在显著的U型关系。假设3得到验证。

(二)稳健性检验

为检验基准回归的结果是否具有稳健性,本文从以下方面进行稳健性检验:

1.替换变量

前文在计算被解释变量和核心解释变量时,采用熵权法生成各指标的权重,合成得到相应的综合评价结果。这里对关键变量进行替换,以此来检验回归结果的稳健性。一是替换解释变量,即采用变异系数法重新测算数字经济发展水平,然后进行回归分析,结果如表6第(1)列所示。可以看出,数字经济与区域协调发展之间仍为显著的U型关系。二是同时替换被解释变量和核心解释变量,同样采用变异系数法对被解释变量和解释变量进行测度,然后进行回归分析,结果如表6第(2)列所示。可以看出,数字经济与区域协调发展之间依然为显著的U型关系,与前文分析结果一致,初步证明了基准回归结果是稳健的。

2.剔除异常值

为避免数据中的极端值对模型结果造成干扰,这里对解释变量和控制变量进行上下5%的缩尾处理,回归结果如表6第(3)列所示。可以看出,数字经济与区域协调发展之间的关系仍表现为U型特征,进一步证明了基准回归结果是稳健的。

3.工具变量回归

在基准回归之前,我们尽可能地控制了一系列影响区域协调发展水平的变量,但仍可能存在一些被忽视的其他影响,导致模型存在内生性问题。因此,需

表5　数字经济对区域协调发展影响的U型特征回归结果

变量	(1)	(2)	(3)		(4)	
	RCD	*RCD*	*RCD*		*RCD*	
DIG	0.6282***	0.6053***	−0.3175*		−0.3608**	
	(0.1804)	(0.1760)	(0.1738)		(0.1647)	
DIG^2			1.2413***		1.2721***	
			(0.1968)		(0.1923)	
控制变量	否	是	否		是	
个体固定	是	是	是		是	
时间固定	是	是	是		是	
常数项	0.1046***	0.1956***	0.2131***		0.2760***	
	(0.0286)	(0.0478)	(0.0224)		(0.0535)	
			Lower Bound	Upper Bound	Lower Bound	Upper Bound
极值点			0.1279		0.1418	
Slope值			−0.2303	1.1347	−0.2715	1.1274
			(−1.4172)	(8.7934)	(−1.7685)	(9.0445)
Utest检验			1.42*		1.77**	
N	480	480	480		480	
调整后的R^2	0.9628	0.9642	0.9738		0.9751	

注：Slope值括号内为其对应的t值。表8同。

表6　稳健性检验结果

变量	替换变量		剔除异常值	2SLS回归
	(1)	(2)	(3)	(4)
DIG	−0.4477**	−0.2525*	−1.1038***	−1.8062***
	(0.1669)	(0.1312)	(0.3606)	(0.3537)
DIG^2	1.4385***	0.8759***	2.7284***	2.7916***
	(0.1479)	(0.1187)	(0.4795)	(0.3594)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
Kleibergen-Paap LM statistic				17.126 [0.0000]
Kleibergen-Paap Wald F statistic				29.217 {16.38}
N	480	480	480	480
调整后的R^2	0.9763	0.9783	0.9676	0.8377
Utest检验	2.00**	1.39*	2.55***	4.89***

注：中括号内为Kleibergen-Paap LM statistic的P值；大括号内为Stock-Yogo弱工具变量检验在10%水平上的临界值。

要对模型的内生性问题进行处理。借鉴郭峰等(2023)[14]的做法，采用2006—2022年全国互联网上网人数与1984年每万人电话数量的交互项作为工具变量进行2SLS回归，结果如表6第(4)列所示。可以看出，Kleibergen-Paap LM检验和Kleibergen-Paap Wald均通过了F检验，表明选取的工具变量不存在不可识别和弱工具变量问题。从2SLS回归结果来看，数字经济发展与区域协调发展之间为显著的U型关系，再次表明上述基准回归的结论是稳健的。

(三)异质性分析

各地区在资源禀赋、经济基础、社会文化、市场发育和所享有的优惠政策等多个方面均有所差异，可能导致数字经济对区域协调发展的影响关系存在一定的地域异质性，为检验这种异质性是否存在，将全部样本划分为东部、中部和西部地区①，分别进行回归，结果见表7。可以看出，当仅引入数字经济的一次项时，东部、中部和西部地区均表现为显著的促进作用，说明数字经济的发展能够促进区域协调发展水平的提升。但是，继续引入数字经济的二次项，结果显示仅有东部地区表现为U型曲线关系，并通过了Utest检验；中部和西部地区不存在显著的U型曲线关系。这可能是因为

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

表7 异质性分析结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
DIG	0.4995*	−0.6977***	0.5338*	−0.4860	0.2396*	−0.0815
	（0.2689）	（0.2006）	（0.2385）	（0.4740）	（0.1132）	（0.1228）
DIG^2		1.4668***		3.0127*		0.7543
		（0.2155）		（1.3247）		（0.4421）
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
常数项	0.5662***	0.6791***	0.0265	0.1006*	0.1769***	0.2064***
	（0.1781）	（0.1334）	（0.0286）	（0.0466）	（0.0371）	（0.0389）
N	176	176	128	128	176	176
调整后的R^2	0.9566	0.9744	0.9684	0.9731	0.9649	0.9659
Utest检验		3.17***		0.70		

相对于东部地区，中部和西部地区多数省份的数字经济发展稍显滞后，尚未越过U型曲线的拐点。

六、进一步分析

为了考察市场一体化对数字经济与区域协调发展的关系有何影响，引入调节变量进行回归分析，结果如表8所示。可以看出，无论是否加入控制变量，数字经济二次项系数均显著为正，市场一体化与数字经济二次项交互项的系数均显著为负，表明市场一体化对数字经济与区域协调发展之间的U型关系产生了一定的抑制作用，使数字经济与区域协调发展之间的U型曲线关系变得更加平缓，假设4a得到验证。

进一步参考Haans等（2016）[19]对于U型或倒U型曲线调节效应的检验方式，分析市场一体化对二者U型曲线拐点有何影响。为了方便表示，假定数字经济一次项系数为β_1，数字经济二次项系数为β_2，市场一体化与数字经济一次项的交互项系数为β_3，市场一体化与数字经济二次项的交互项系数为β_4。当$\beta_1\beta_4-\beta_2\beta_3>0$时，随着市场一体化程度的提高，U型曲线拐点将向右移动；当$\beta_1\beta_4-\beta_2\beta_3<0$时，随着市场一体化程度的提高，U型曲线拐点将向左移动。根据表8第（2）列各项回归系数计算可知$\beta_1\beta_4-\beta_2\beta_3<0$，表明市场一体化会使数字经济与区域协调发展之间的U型曲线的拐点向左移动，即市场一体化使二者U型关系的拐点在更低的数字经济水平上出现，假设4b得到验证。原因可能在于：市场一体化是一个长期过程，在初期阶段，随着城乡间、省份间行政壁垒的逐渐消除，劳动、资本、数据等要素资源会更倾向于向经济发展水平较高地区流动，从而获取更多利益，进而加大城乡之间、中心城市与边界地区的发展差距，极化效应占据主导地位，不利于区域协调发展水平的提高；当市场一体化程度进一步加深时，城镇以及中心城市出现饱和，劳动、资本、数据等

表8 调节效应回归结果

变量	（1）		（2）	
	RCD		*RCD*	
DIG	−0.3218*		−0.3692**	
	（0.1593）		（0.1481）	
DIG^2	1.2832***		1.3228***	
	（0.1523）		（0.1483）	
INTEG×DIG	0.4951***		0.4683***	
	（0.1540）		（0.1495）	
$INTEG\times DIG^2$	−0.9704***		−0.9235***	
	（0.2943）		（0.2874）	
INTEG	0.0016		0.0021	
	（0.0053）		（0.0050）	
控制变量	否		是	
个体固定	是		是	
时间固定	是		是	
常数项	0.2076***		0.2540***	
	（0.0256）		（0.0483）	
	Lower Bound	Upper Bound	Lower Bound	Upper Bound
极值点	0.1254		0.1395	
Slope值	−0.2317	1.1794	−0.2763	1.1784
	（−1.5487）	（15.8468）	（−1.9914）	（16.1709）
Utest检验	1.55*		1.99**	
N	480		480	
调整后的R^2	0.9766		0.9776	

要素资源开始向周边地区流动，地区差距逐渐缩小，扩散效应开始显现，区域协调发展水平有所提高。

七、结论与建议

（一）研究结论

数字经济正悄然改变着中国区域经济发展格局，探究数字经济对区域协调发展的影响，对于加快建设现代化经济体系、畅通国内大循环具有重要的现实意义。本文从区域发展和区域协调两个维度选取适当指标对区域协调发展进行测度，然后从理论层面分析了数字经济对区域协调发展的影响机制，以及市场一体化程度对于二者关系的调节效应，并进行实证检验。研究表明：数字经济与区域协调发展之间存在显著的先抑制、后促进的U型曲线关系，这一结论在经过替换变量、剔除异常值、克服内生性等稳健性检验之后依然成立；市场一体化对二者U型曲线关系具有显著的调节效应，随着市场一体化程度的加深，数字经济与区域协调发展之间的U型曲线变得更加平缓，并使U型曲线的拐点向左移动，即市场一体化使U型曲线的拐点在更低的数字经济水平上出现；异质性分析发现，数字经济与区域协调发展之间的U型曲线关系在东部地区表现更为明显，但中部和西部地区不存在U型曲线特征。

（二）对策建议

基于以上研究结论，为更好发挥数字经济在促进市场一体化进程、推动区域协调发展中的重要作用，本文提出如下对策建议：

第一，破除地方保护的藩篱，加强数字经济的区域协同发展。各地区间应破除地方保护的藩篱，建立更加紧密、高效的数字经济区域合作机制。各地政府间应加强政策对接，共同制定和实施数字经济合作战略，建立数字经济资源共享平台，通过开放数据接口、共享技术成果、联合培养人才等方式，实现数据、技术、人才等资源的互通有无；同时，推进数据中心和云计算中心建设，提升数据处理和存储能力，促进区域间的互联互通，为数字经济跨区域发展提供有力支撑。继续发挥发达地区的引领带动作用，利用其在数字经济中的先发优势，通过技术创新和产业升级带动周边和欠发达地区发展；同时，加大对农村地区和边界地区的数字基础设施建设力度，提高新一代信息通信技术的覆盖广度，推动数字乡村和智慧城市建设，提升管理和服务水平，逐渐缩小中心城市和周边地区之间、城乡之间以及各地域单元之间的差距。

第二，因地制宜，提升传统产业的数字化水平。通过数字化改造和智能化升级，提高传统产业的效率和质量，实现数字经济对传统产业的赋能。鼓励各区域根据自身的资源优势和产业特色，发展具有竞争力的特色产业，形成优势互补、协同发展的新格局。例如，在具备条件的地区打造数字经济产业园区，吸引数字经济企业入驻，提升区域数字经济发展水平，推动产业链上下游的协同发展，形成具有竞争力的数字产业集群，增强区域经济的整体实力。在此基础上，充分发挥先进地区的辐射带动作用，利用先发地区在经济、技术、管理等方面的优势，通过技术转移、共享平台等方式将先进的数字技术、管理经验和业务模式传递给后发地区，帮助和促进后发地区的发展，发展中促进区域间的相对平衡。

第三，加快市场一体化进程，助力数字经济赋能区域协调发展。强化各地区在市场准入制度方面的协调统一，减少不必要的行政干预和审批手续，降低企业进入市场的门槛和成本；同时，建立健全市场退出机制，保障市场主体的合法权益，促进市场优胜劣汰。加大对交通、通信、物流等基础设施的投入和建设力度，提升区域间互联互通水平，促进商品和要素的跨区流动；同时，加大对中部和西部地区数字基础设施建设力度，为其数字经济发展提供坚实基础。◆

参考文献：

[1]李兰冰.中国区域协调发展的逻辑框架与理论解释[J].经济学动态，2020(1)：69-82.

[2]郝寿印，张念明.新时代我国区域发展战略的演化脉络与推进路径[J].管理世界，2023，39(1)：56-68.

[3]孙小强，王燕妮，王玉梅.中国数字经济发展水平：指标体系、区域差距、时空演化[J].大连理工大学学报(社会科学版)，2023(6)：33-42.

[4]徐盈之，吴海明.环境约束下区域协调发展水平综合效率的实证研究[J].中国工业经济，2010(8)：34-44.

[5]王思薇，刘一康.高质量发展视角下区域协调发展水平测度[J].统计与决策，2023，39(2)：99-104.

[6]徐现祥，李邰.市场一体化与区域协调发展[J].经济研究，2005(12)：57-67.

[7]刘志彪，孔令池.从分割走向整合：推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J].中国工业经济，2021(8)：20-36.

[8]袁胜超，吕翠翠，张帅.数字经济发展降低了市场分割吗?：基于地区经济联系与行政垄断的双重视角[J].经济经纬，2022，39(6)：24-33.

[9]赵静梅,李钰琪,钟浩.数字经济、省际贸易成本与全国统一大市场[J].经济学家,2023(5):89-99.
[10]钟文,郑明贵.数字经济对区域协调发展的影响效应及作用机制[J].深圳大学学报(人文社会科学版),2021,38(4):79-87.
[11]李清华,何爱平.数字经济对区域经济协调发展的影响效应及作用机制研究[J].经济问题探索,2022(8):1-13.
[12]田瑶,郭立宏.数字经济与地区共享发展:基于区域经济协调发展的视角[J].经济问题探索,2024(2):1-16.
[13]柳卸林,王宁,吉晓慧,等.中心城市的虹吸效应与区域协调发展[J].中国软科学,2022(4):76-86.
[14]郭峰,熊云军,石庆玲,等.数字经济与行政边界地区经济发展再考察:来自卫星灯光数据的证据[J].管理世界,2023,39(4):16-33.
[15]范剑勇.市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势:兼谈对地区差距的影响[J].中国社会科学,2004(6):39-51+204-205.
[16]杨慧梅,江璐.数字经济、空间效应与全要素生产率[J].统计研究,2021,38(4):3-15.
[17]杨昕,赵守国.数字经济赋能区域绿色发展的低碳减排效应[J].经济与管理研究,2022,43(12):85-100.
[18]盛斌,毛其淋.贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985~2008年[J].世界经济,2011(11):44-66.
[19]HAANS R F J,PIETERS C,HE Z L. Thinking about U:Theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research[J]. Strategic management journal,2016,37(7):1177-1195.

Digital Economy, Market Integration, and Regional Coordinated Development

Zhao Yingjie, Zhou Guofu

Abstract: Regional development imbalance is a significant obstacle to achieving common prosperity in China. The digital economy creates favorable conditions for smoothing domestic circulation and achieving regional coordinated development. Based on theoretical analysis and panel data from 30 provinces in mainland China from 2006 to 2022, this study measures the regional coordinated development index from two dimensions: regional development and regional coordination. It systematically examines the impact mechanism of the digital economy on regional coordinated development and the moderating effect of market integration. The findings reveal a significant U-shaped relationship between the digital economy and regional coordinated development, which remains robust after a series of tests. Market integration flattens the U-shaped curve and shifts its inflection point to the left. Heterogeneity analysis shows that the U-shaped relationship is more pronounced in eastern regions.

Key words: Digital Economy; Market Integration; Regional Coordinated Development; Domestic Circulation

(责任编辑:云野)

耐心资本助力企业数字化转型的路径研究
——基于AI技术应用的视角

谢婷婷[1,2] 路 坤[1]
（1. 新疆财经大学 金融学院，新疆 乌鲁木齐 830012；
2. 新疆财经大学 新疆财政金融协同创新研究中心，新疆 乌鲁木齐 830012）

摘要：随着信息技术的飞速进步，数字化转型已成为企业生存与发展的必由之路，耐心资本与企业数字化转型间的关系也引起社会的广泛关注。以2008—2023年A股上市公司的年度数据为研究样本，基于词向量模型、Python语言、固定效应模型从AI技术应用水平的视角探讨“耐心资本—AI技术应用—企业数字化转型”的影响路径及作用机制，进一步分析耐心资本对企业数字化转型影响的异质性。研究发现，耐心资本通过提升AI技术应用水平、缓解融资约束有效助力企业数字化转型，在东部地区、高科技和非污染企业的影响尤为显著。为更好地发挥耐心资本的长期资金导向作用，推动企业数字化转型，应壮大耐心资本护航企业数字化转型，鼓励数字科技企业培育更多创新动力，强化耐心资本市场监管维护经济平稳运行。

关键词：耐心资本；AI技术；新质生产力；融资约束；企业数字化转型
中图分类号：F832.5 文献标识码：A 文章编号：2096-8647（2025）02-0016-09
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.02.002

一、引言

党的十八大以来，习近平总书记多次就“金融的根本宗旨是服务实体经济”作出重要论述。当前，我国经济正处于转型升级的关键时期，高技术、高效能、高质量发展成为我国经济发展的新起点、新征程和新旋律，特别是包括AI技术在内的科技创新正在由模仿创新向原始创新发展，已成为经济增长的“主引擎”和大国博弈无形的“主战场”。2024年4月中共中央政治局会议首次提出“耐心资本”，强调要与培育和发展新质生产力相结合，发挥其对传统产业升级、新兴产业壮大、未来产业培育的重要作用。党的二十届三中全会进一步提出“鼓励和规范发展天使投资、风险投资、私募股权投资，更好发挥政府投资基金的作用，发展耐心资本”。企业数字化转型具有提高经营效率、激发双元创新及优化资源配置的功能，进行数字化转型需耐心资本作为支撑，发挥科技与金融的协同效应。耐心资本发挥其长期资本的优势，能够有效推动科技创新进一步拓展、AI技术应用的全面普及，为数字经济、数智技术等新兴数字化产业快速成长提供重要的资金支持。

数字化转型是企业顺应时代潮流、实现高质量发展的必由之路。根据中关村信息技术和实体经济融合发展联盟（中信联）的数据，截至2023年，全国有10.15%的企业进入实质性转型阶段，企业数字化转型成熟度水平指数为29.29，较2021年提升27.85%，近三年平均增速达到13.07%。大量研究表明，企业通过数

基金项目：国家社会科学基金项目“新疆民族地区财政与金融协同促进稳定脱贫的困境及优化路径研究”（20BMZ150）；新时代党的治疆方略理论与实践研究课题“运用‘千万工程’经验推动新疆乡村全面振兴路径研究”（2024ZJFLY40）；新疆财经大学科研创新项目“耐心资本助力数实融合发展的调查分析与对策——以中国（新疆）自贸区为例”（XJUFE2025D004）。
作者简介：谢婷婷，女，硕士，教授，博士生导师，研究方向为数字经济、资本市场；路坤，通信作者，男，硕士研究生，研究方向为数字经济。

字化转型，不仅能够提升运营效率、创新业务模式、优化决策支持与管理水平，还能够构建以客户为中心的企业文化，在推动可持续发展与社会责任履行等方面实现价值升华[1]。然而，数字化转型并非一蹴而就[2]，需要企业适应数字经济发展要求，获得耐心资本的长期支持，在投入资源、优化策略、强化管理等方面持续努力。作为数字经济发展的重要基础，企业数字化转型是适应数字经济发展的主动选择，已成为新时代培育新质生产力、促进经济高质量发展、构建新发展格局的核心变量。

基于此，本文选取2008—2023年中国沪深A股上市公司为研究样本，试图探究以下三个问题：第一，耐心资本的供需、特征以及经济后果是什么。第二，耐心资本能否促进企业数字化转型。第三，如果能促进企业数字化转型，它的作用机制是什么。厘清上述问题对发展耐心资本、实现高水平科技创新、促进企业数字化转型具有重要意义。

二、文献综述

耐心资本在助力企业数字化转型中被赋予特殊使命。为此，本文从四个角度梳理相关文献：

一是耐心资本在金融市场上的特征分析。在资金供给方面，目前我国一级市场的股权基金募集总规模已突破14万亿元。创投基金和私募股权基金对初创期数字化转型企业的支持力度相对有限[3]，尽管国有资本具有政策性、功能性和引领性的特点，但受限于自身资金规模，地方政府引导基金成为一级市场的主要供给方。然而，受GDP、税收、招商、就业等考核导向的影响[4]，投资决策难以有效满足初创期数字化转型企业的融资需求。在资金需求方面，数字化转型企业与传统工业经济中的成熟型企业有本质不同，展现出轻资产、高技术、高成长、高投入、高风险的“一轻四高”特征[5-6]，使其与传统融资模式的适配性存在严重不足。特别是在数字化转型企业的初创期和成长期，资金的投入与收益在时间上往往不同步，进而主要依赖于天使投资、风险投资等耐心资本的直接融资来满足其资金需求。

二是耐心资本的经济后果研究。耐心资本是对风险承受能力较高且重视长期回报的资本，不以追求短期收益为主要目的，通常短期内不受市场波动的干扰。目前学术界对耐心资本的经济后果主要从两方面来探讨：一方面，助力新质生产力发展的相关研究。耐心资本通过降低企业融资约束促进新质生产力的提高[7]。耐心资本在水资源可持续利用层面发挥作用[8]，通过基础设施优化、产业结构升级等来促进水利新质生产力的发展。此外，耐心资本可以直接通过提升劳动者生产资料、劳动对象以及劳动者素质来提升新质生产力[9]，也可以间接完善企业内部控制和缓解信息不对称助力新质生产力发展。另一方面，提高企业创新效率的相关研究。耐心资本可以通过数字经济的正向调节作用促进制造业企业创新效率的提升[10]。理论上，践行ESG理念、提升创新效率是助推企业数字化转型升级的关键动力，耐心资本的介入可以增加长期资本在资本结构的占比，扩大中小企业的研发投入，从而增强企业内部研发和外部技术并购[6,11]，使企业融入全球创新网络，进而提升企业技术创新水平。

三是AI技术应用对企业数字化转型的影响。关于人工智能与企业数字化转型关系的研究颇为丰富。银行与企业之间存在“数字匹配”“数字足迹”关系[12]，利用人工智能技术，分析中小企业的融资偏好，有助于提升银行数字化转型决策效率。进一步地，AI技术应用于智能制造平台开发，通过技术可供性进而促进制造业企业的数字化转型[2]。人工智能不仅为企业实现预期目标提供高度契合的思路，还能提供技术支持[5,13]，进而实现制造业企业的数字化转型和产业结构优化。此外，利用数字金融引进人才，发展人工智能、数字系统和区块链技术[1]，也能促进制造业企业数字化转型。

四是耐心资本对企业数字化转型的影响。关于耐心资本对企业数字化转型影响的文献较为匮乏。有学者在异质性分析中发现，耐心资本在技术水平强、数字化水平高、市场开放性强的企业中，对新质生产力的促进作用更明显。进一步研究发现，耐心资本通过提高资源配置效率、科技水平、数字化水平来助力企业高质量发展[7,14]。

与以往研究相比，本文的边际贡献可能有：从人工智能视角研究耐心资本能否助力企业数字化转型，研究视角具有一定创新性；进一步探索耐心资本的经济后果，从区域分布、科技水平、污染水平等角度进行异质性分析，丰富并扩展了对企业数字化转型影响因素的研究。

三、理论分析与研究假设

耐心资本在企业数字化转型中发挥着重要作用，特别是在生成式人工智能、新质生产力、数字经济、企业创新和融资约束等方面，具体作用机理见图1。

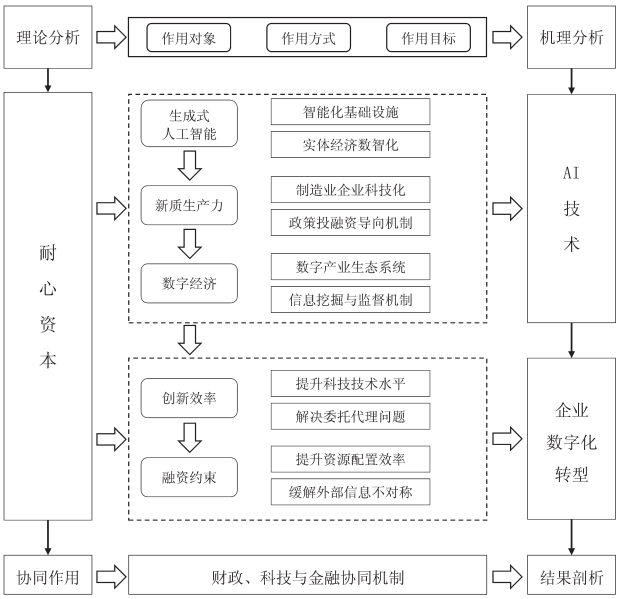


图1 耐心资本助力企业数字化转型的作用机理

首先，耐心资本在生成式人工智能的普及方面发挥着重要作用。生成式人工智能旨在基于生成对抗网络、大语言训练模型等技术方法，通过对过往数据的学习、识别和测算，生成与实体企业发展相关的技术[15]。根据其多模态、高效率、可量化等特点，为实体企业提供数字化的新技术、新产品和新结构，为企业数字化转型升级奠定高效率技术基础，而耐心资本可为生成式人工智能的发展提供资金支持。

其次，耐心资本在发展新质生产力和数字经济中扮演重要角色。新质生产力的“力”包括网力和算力，信息、融合、创新三类新型基础设施和算力、算法、算据构成的数字产业生态系统助力企业数字化转型。耐心资本的介入为新质生产力和数字经济的发展提供长期的资金供给机制、风险共担机制和价值评估机制[10]，有助于初创期企业较快实现数字化转型。

最后，耐心资本对提升企业创新效率和缓解融资约束尤为重要。制约企业创新的瓶颈主要有技术突破、信息不对称、委托代理冲突等[16]，耐心资本的融入可提高企业对创新资源的配置效率、加大研发投入、完善内部控制机制，助力企业实现数字化转型。

基于以上分析，本文提出以下假设：

假设1：耐心资本能够促进企业数字化转型。

假设2：耐心资本能够通过提升AI技术应用水平促进企业数字化转型。

假设3：耐心资本能够通过缓解融资约束水平促进企业数字化转型。

四、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文选取2008—2023年中国A股上市公司为样本，并进行如下处理：剔除ST、*ST类企业样本，剔除金融和房地产类企业，剔除变量观测值缺失的样本，并对所有连续变量进行上下1%水平的分位数缩尾处理。处理后得到34225个样本。相关数据分别来自Wind数据库、CSMAR数据库和上市公司披露的年报。

（二）变量说明

被解释变量：企业数字化转型（*Digtra*）。由于企业数字化转型难以量化，部分学者选用“企业当年是否进行数字化”做“0-1”变量量化。本文借鉴吴非等（2021）[17]的方法，利用Python从上交所、深交所公布的所有A股上市企业年度报告中，以人工智能、大数据技术、云计算技术、区块链技术和数字技术五大维度，爬取关于企业数字化转型的关键词并做分类加总词频统计。

解释变量：耐心资本（*Patient*）。耐心资本的定量分析较为匮乏，相关研究主要集中于将其分为稳定性股权和关系型债权占比进行测度。本文借鉴姜中裕和吴福象（2024）[10]的研究，具体测算如下：一是稳定性股权指机构投资者持有的较为稳定的股权，基于机构持股比例测度，采用某公司在特定年份的机构投资者持股比例与其过去3年持股比例标准差的比值。稳定性股权价值越大，机构投资者在时间维度上的稳定性越强。二是关系型债权占比指一种银行贷款模式，其核心在于银行与借款企业之间建立长期、密切且相对封闭的交易关系，具有长期性、稳定性、持久性等特点，关系型债权占比为银行贷款、应付债券、应付票据三者之和与银行长期贷款总额之比，关系型债权占比越大，银行长期贷款在时间维度上的稳定性越强。

控制变量：为了保证实证结果的严谨性，参考杨芳等（2024）[9]的研究，本文选取9个企业层面的控制变量，并将其分为两类。一是企业财务变量，包括总资产收益率（*ROA*）、资产周转率（*ATO*）、存货占比（*INV*）、营业收入增长率（*Growth*）、管理费用率（*Mfee*）。二是企业管理结构变量，包括是否两职合一（*Dual*）、独立董事占比（*Indep*）、管理层持股比例（*Mshare*）、第一大股东持股比例（*Top1*）。控制变量的度量方式见表1。

（三）模型选取

为验证上述理论假设，本文选取企业数字化转型（*Digtra*）为被解释变量，耐心资本（*Patient*）为核心解释变量，构建模型如下：

表1　控制变量的度量方式

变量名称	符号	度量方式
总资产收益率	*ROA*	净利润/平均资产总额
资产周转率	*ATO*	营业收入/平均资产总额
存货占比	*INV*	存货净额/总资产
营业收入增长率	*Growth*	本年营业收入/上一年营业收入-1
管理费用率	*Mfee*	管理费用/营业收入
是否两职合一	*Dual*	董事长与总经理是同一个人为1,否则为0
独立董事占比	*Indep*	独立董事/董事人数
管理层持股比例	*Mshare*	管理层持股数据/总股本
第一大股东持股比例	*Top1*	第一大股东持股数量/总股数

$$Digtra_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Patient_{i,t}+\delta Controls_{i,t}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，$Digtra_{i,t}$为被解释变量企业数字化转型，$Patient_{i,t}$为核心解释变量耐心资本，$Controls_{i,t}$为控制变量，μ_i时间固定效应，τ_t为行业固定效应，$\varepsilon_{i,t}$为残差项。

五、实证结果及分析

（一）描述性统计

表2汇报了主要变量的描述性统计结果，可以看出A股上市企业数字化转型程度整体良好。具体看，一是企业数字化转型的平均值为12.360，标准差为28.450，说明不同企业间数字化程度存在显著差异，且从最值对比中发现数字化水平低的企业与数字化水平高的企业差距较大。二是稳定性股权的平均值为19.530，最小值为0.054，最大值达到556.000，反映出机构投资者在不同企业的持股比例显现出多样性特征。

表2　主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
企业数字化转型	34225	12.360	28.450	0.000	220.000
稳定性股权	34225	19.530	48.030	0.054	556.000
关系型债权占比	34225	0.145	0.170	0.000	0.752
总资产收益率	34225	0.033	0.068	-0.375	0.254
资产周转率	34225	0.644	0.448	0.055	2.918
存货占比	34225	0.148	0.138	0.000	0.778
营业收入增长率	34225	0.147	0.406	-0.653	3.808
管理费用率	34225	0.085	0.072	0.007	0.641
是否两职合一	34225	0.247	0.432	0.000	1.000
独立董事占比	34225	0.376	0.054	0.250	0.600
管理层持股比例	34225	0.099	0.165	0.000	0.706
第一大股东持股比例	34225	0.334	0.148	0.076	0.758

三是关系型债权占比的平均值为0.145，该指标越大，反映出银行长期贷款在时间维度上的稳定性越强。整体上，控制变量的统计特征与相关文献较为一致，验证了变量选取的合理性和真实性。

对两两变量之间的联系做相关性分析（见表3）。被解释变量企业数字化转型与解释变量稳定性股权、关系型债权占比存在显著正向关系，且所选取的控制变量均具有显著相关性，限于篇幅原因未展示。此外，方差膨胀因子（VIF）为1.290，均值为1.200，小于阈值10。进一步说明本文所选取的研究变量之间不存在多重共线性问题。

表3　相关性分析结果

变量名称	企业数字化转型	稳定性股权	关系型债权占比
企业数字化转型	1.000		
稳定性股权	0.054***	1.000	
关系型债权占比	0.092***	0.052***	1.000

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下表同。

（二）主回归结果分析

选用双固定效应模型进行回归，以考察耐心资本对企业数字化转型的整体影响，结果见表4。从第（1）—（4）列可知，无论是否考虑控制变量，以稳定性股权和关系型债权占比测算的耐心资本系数均为正，且都在1%的水平上显著，表明耐心资本对企业数字化转型具有促进作用，验证了假设1。

表4　基准回归结果

变量名称	（1）	（2）	（3）	（4）
	企业数字化转型	企业数字化转型	企业数字化转型	企业数字化转型
稳定性股权	0.0084***		0.0054***	
	（5.6893）		（3.5430）	
关系型债权占比		6.8704***		3.6013***
		（5.7260）		（2.9088）
控制变量	否	否	是	是
时间固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
N	34225	34225	34225	34225
调整的R^2	0.001	0.003	0.149	0.150

注：括号内为t值。下表同。

（三）稳健性检验

接着采用多个方法进行辅助验证，以保证回归结

果的严谨性和可靠性。

1.内生性讨论

本文从动态变化的角度分析因选择性偏差导致的内生性问题。参考姜中裕和吴福象(2024)[10]的研究,工具变量选取的标准为:一是将同行业其他企业关系型债权占比的平均值作为关系型债权占比的工具变量Ⅰ;二是将同行业其他企业机构投资者持股比例的平均值作为稳定性股权的工具变量Ⅱ。

利用两阶段最小二乘法(2SLS)对工具变量进行参数估计,结果见表5。第一阶段的回归结果可以看出工具变量Ⅰ、工具变量Ⅱ的估计系数在1%水平均显著为正,通过检验。此外,第一阶段F统计量分别为100.98、201.91,均大于10,反映出所选工具变量与内生解释变量耐心资本高度相关,且未发现弱工具变量问题。第二阶段的回归结果中解释变量的系数仍然在1%水平显著为正,进一步验证了假设1。

表5 工具变量回归结果

变量名称	关系型债权占比		稳定性股权	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
关系型债权占比		6.8778***		
		(2.8734)		
工具变量Ⅰ	0.6264***			
	(0.0091)			
稳定性股权				1.8716***
				(0.1645)
工具变量Ⅱ			0.4871***	
			(0.4040)	
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
F-test(第一阶段)	100.98		201.91	
LM统计量(P值)	0.0000		0.0000	
N	34214	34214	34211	34211
调整的R^2		0.226		0.556

2.替换被解释变量的度量方式

本文借鉴甄红线等(2023)[18]的研究,从技术分类、组织赋能、数字化应用三个维度衡量企业数字化转型。一是技术分类,包括人工智能技术、区块链技术、云计算技术和大数据技术。二是组织赋能,将技术分类中区块链技术更替为广义数字技术。三是数字化应用,主要涉及创新,包括技术创新、流程创新和业务创新。基于上述维度利用Python爬取139个数字化相关关键词并进行统计,构建出新的企业数字化转型指标,回归结果见表6第(1)列。可以发现,稳定性股权、关系型债权占比均在1%水平显著为正,结论依然稳健。

3.增加控制变量进行回归

本文借鉴彭俞超等(2024)[19]的方法,加入测度企业价值的指标——托宾Q值重新进行回归,结果见表6第(2)列。稳定性股权、关系型债权占比系数均在1%水平显著为正相关,托宾Q值系数也在1%水平显著为正,表明耐心资本助力企业数字化转型可提升企业价值,进一步验证了结论的稳健性。

4.缩尾处理

为了保证结论的严谨性,本文对所选连续变量进行上下5%水平的分位数缩尾处理,结果见表6第(3)列。可以看出,稳定性股权、关系型债权占比系数均在1%水平显著为正,进一步验证了结论的稳健性。

5.调整样本区间以控制其他冲击

本文剔除2020—2022年疫情期间的样本数据,控制时间和行业因素变化,结果见表6第(4)列。可以看出,稳定性股权、关系型债权占比系数均在1%水平显著为正,结论依旧稳健。

6.倾向得分匹配法

本文借鉴温磊和李思飞(2024)[7]的做法,使用最近邻匹配1:1原则进行验证。第一,构建稳定性股权、关系型债权占比的"0-1"虚拟变量,分别采取稳定性股权、关系型债权占比的中位数为临界点,若大于中位数为1,否则为0。第二,对企业数字化转型、构建的虚拟变量和控制变量进行1:1近邻匹配。表6第(5)列报告了参数估计结果,可以看出,稳定性股权、关系型债权占比系数均在1%水平显著为正,验证了倾向得分匹配法的有效性,也验证了结论的稳健性。

(四)异质性分析

1.区域分布异质性

为进一步探究耐心资本对企业数字化转型的影响,本文将研究样本从区域异质性的角度划分为东部、中部和西部,并进行分组回归检验,结果见表7。可以看出,位于东部的企业稳定性股权、关系型债权占比系数均在1%水平显著为正;位于中部的企业稳定性股权、关系型债权占比系数分别在5%、10%水平显著为正,显著性水平降低;位于西部的企业稳定性股权、关系型债权占比系数不显著。表明耐心资本在助力企业数字化转型中对东部企业的促进作用更强,可能因为东部的企业拥有较成熟的资本流通体系、完善的数字基础设施、高水平的市场化程度。同时反映出我国

东部、中部、西部发展不平衡不充分的问题依旧显著。

2.科技水平异质性

在企业成长过程中，高水平的科技型企业相较于低水平的科技型企业更容易吸引人才、享受税收优惠、获得财政支持[20]，进而使其在投资者中树立良好的形象，得到耐心资本的支持。当前，对高科技企业的界定依据尚未统一，主要分为两种：一是依据科技信息服务、软件开发、高管具有科技行业背景等标准判定高科技水平企业，二是将与高科技相关的19大类行业作为划分依据[6]。本文参考相关研究[19]，采取词向量模型对A股注册企业的经营范围进行文本提取并训练分析，按照国家统计局发布的《高技术产业（制造业）分类（2017）》和《高技术产业（服务业）分类（2018）》，检索出符合的关键词并将相关企业界定为高科技企业①，然后分组进行回归，结果见表8第（1）、（2）列。可以发现，高科技企业稳定性股权、关系型债权占比系数在5%、1%水平显著为正，非高科技企业则不显著，说明耐心资本助力高科技企业的数字化转型效果更佳。

3.污染水平异质性

发展绿色经济是企业可持续发展的必由之路，不同污染水平的企业进行数字化转型的过程可能存在差异。现有文献对污染企业的界定主要集中在单位产品

表6　稳健性检验结果

变量名称	（1）		（2）		（3）		（4）		（5）	
	替换被解释变量的度量方式		增加控制变量进行回归		缩尾处理		调整样本区间以控制其他冲击		倾向得分匹配法	
稳定性股权	0.0274***		0.0051***		0.0169***		0.0073***		2.4568***	
	（6.7702）		（3.4323）		（5.9580）		（3.6369）		（12.8155）	
关系型债权占比		12.5021***		3.1627***		2.8186***		3.6588***		3.3904***
		（4.4814）		（2.5930）		（3.2423）		（2.9633）		（16.3361）
托宾Q值			0.4792***	0.4558***						
			（3.2607）	（3.0993）						
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	34225	34225	34225	34225	34225	34225	24868	24868	9248	9248
调整的R^2	0.180	0.183	0.150	0.156	0.280	0.286	0.047	0.048	0.088	0.084

表7　区域分布异质性回归结果

变量名称	（1）		（2）		（3）	
	东部		中部		西部	
稳定性股权	0.0004***		0.0043**		0.0003	
	（3.5216）		（2.5248）		（0.1519）	
关系型债权占比		4.5957***		3.0839*		0.4489
		（2.7069）		（1.8370）		（0.2371）
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
N	21223		7830		5172	
调整的R^2	0.282		0.232		0.213	

①本文的高科技企业主要分为五大类：电子科技、网络科技、信息科技、教育科技、智能科技。经营范围根据以下关键词做统计：技术开发、技术推广、技术转让、技术咨询、技术服务、销售自行开发产品、计算机系统服务、应用软件服务、软件开发、软件咨询、模型设计、包装装潢设计、教育咨询、经济贸易咨询、文化咨询、体育咨询、公共关系服务、会议服务、投资咨询、工艺美术设计、电脑动画设计、项目投资、投资管理、资产管理等。

的碳排放量、工业废气的二氧化硫排放量以及行业性质层面，本文参考巫强等（2024）[21]的做法，按照证监会发布的《上市公司环境信息披露指南》，将煤炭、采矿、化工等16个重污染行业的企业界定为污染企业，并分组进行回归，结果见表8第（3）、（4）列。可以发现，稳定性股权系数在污染组、非污染组分别在5%、1%水平显著为正，非污染组的显著性水平更高。为保证结果的严谨性，参考张琦和杨悦（2023）[22]的研究，进行组间系数差异分析，基于费舍尔组合检验法随机抽样500次得到稳定性股权的P值为0.0000，通过检验。关系型债权占比系数在污染组和非污染组呈现差异。因此，耐心资本对非污染企业的数字化转型的作用效果更加显著。

六、进一步分析

耐心资本影响企业数字化转型的潜在机制是什么？作用机理分析认为，耐心资本的长期资本导向机制能够提升科技水平，促进AI技术应用，进而助力企业数字化转型。然而，在我国人工智能发展的过程中，与美国相比，AI技术存在“系统差距”扩大的风险[15]。从投资体量看，我国的风险投资和创新投资规模落后于美国，为了避免“加拉帕戈斯效应”，发挥耐心资本强有力的资金支持作用对企业的数字化转型至关重要。融资约束是制约企业数字化转型的另一重要因素，影响企业融资约束的因素主要有两点，一是资源配置效率，二是信息的对称性。耐心资本可以通过提高资源配置效率、降低信息的负外部性来缓解融资约束，进而推动企业的数字化转型升级。综上所述，本文提出两条传导机制：

1.耐心资本—AI技术应用—企业数字化转型

现有测度AI技术应用水平的文献主要集中在三方面：一是通过统计机器人的数量进行测度；二是利用文本分析法统计人工智能关键词词频进行测度；三是利用人工智能专利申请数量进行测度。考虑到企业的数字化转型具备设施智能化、技术智能化及治理智能化等特点，本文采用第一种方法。首先，计算行业层面的工业机器人渗透度指标；其次，构建企业层面的工业机器人渗透度指标；最后，利用美国行业层面的工业机器人数据建立中国企业层面机器人渗透度（*ETR*）为人工智能的代理变量。构建模型如下：

$$ETR_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Patient_{i,t}+\delta Controls_{i,t}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表9第（1）列报告了检验结果，可以看出，稳定性股权、关系型债权占比系数均在1%水平显著为正，说明通过了中介效应检验。综合看，其值越大，企业机器人渗透度越强，AI技术应用水平越高，假设2得到了证实。

2.耐心资本—融资约束—企业数字化转型

参考王红建等（2017）[16]的研究，采用中介变量SA指数估算企业受融资约束的情况，SA指数越小，企业的融资约束越严重。考虑到系数解释的明晰性，本文对SA指数的绝对值进行回归，构建模型如下：

$$SA_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Patient_{i,t}+\delta Controls_{i,t}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

从表9第（2）列可以看出，稳定性股权、关系型债权占比系数均在1%水平显著为负，说明通过了中介效应检验。出现此结果的原因可能是耐心资本可以缓解

表8　科技水平异质性和污染水平异质性回归结果

变量名称	（1）		（2）		（3）		（4）	
	高科技		非高科技		污染		非污染	
稳定性股权	0.0066**		0.0003		0.0034**		0.0061***	
	（2.1619）		（0.4070）		（0.1519）		（3.5216））	
关系型债权占比		3.6367***		2.5041		−0.2948		5.4840***
		（3.2541）		（1.1213）		（−0.2371）		（3.1790）
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
N	19139		15086		9137		25088	
调整的R^2	0.184		0.016		0.018		0.266	
组间差异							（0.0000）	

注：组间差异（P值）旨在检验污染水平异质性分组回归结果中稳定持股权的回归系数是否存在显著差异，采用基于Bootstrap的费舍尔组合检验法重复抽样500次计算获得。

表9 机制分析结果

	（1）		（2）	
	AI技术应用		融资约束	
稳定性股权	0.0031***		−0.0735***	
	（5.4680）		（−3.0064）	
关系型债权占比		0.6982***		−0.0880***
		（3.1323）		（−5.8499）
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
N	30453	30453	34225	34225
调整的R^2	0.115	0.114	0.210	0.224

企业陷入融资约束的困境，缓解外部信息的不对称性，从而推动企业数字化转型，验证了假设3。

七、结论与建议

（一）研究结论

本文从AI技术应用的角度出发，探讨耐心资本对企业数字化转型的影响。研究结果表明，耐心资本能够推动企业数字化转型。通过工具变量法、替换被解释变量的度量方式、增加控制变量进行回归、缩尾处理、调整样本区间以控制其他冲击、倾向得分匹配法等多种稳健性检验后，结论依旧稳健。具体结论如下：(1)耐心资本能够助力企业数字化转型；(2)耐心资本提升企业数字化转型的有效性在东部地区、高科技和非污染企业更加显著；(3)机制分析表明，耐心资本的长期资金导向机制，可以提升AI技术应用水平和缓解融资约束，促进企业数字化转型。

（二）对策建议

根据上述研究结论，本文提出以下对策建议：

第一，壮大耐心资本护航企业数字化转型。耐心资本能为科技创新、传统产业升级、新产业培育提供稳定的资本支持，在企业数字化转型的关键阶段起到不可或缺的作用。积极发展风险投资，鼓励耐心资本坚持“长期主义”，既符合产业发展特点，也有助于营造促进创新的良好产业生态。由于耐心资本具有不受市场短期波动干扰、能够长期投资的特点，而科技创新，特别是AI技术应用，其研发投入大、周期长、风险高，更加需要耐心资本的支持，从而更好发挥市场“稳定器”和经济发展“助推器”的作用。

第二，鼓励数字科技企业培育更多创新动力。在数字科技浪潮中，耐心资本扮演着至关重要的角色。一方面，这类资本不仅能提供资金支持，还为企业提供较为稳定的环境，使企业能够专注于长期的技术研究和产品开发，而不是被短期的财务压力所困扰。耐心资本鼓励数字科技企业培育更多的创新动力，意味着企业可以大胆进行技术研发，不必担心因短期内无法实现盈利而被迫调整战略。另一方面，耐心资本的介入可以帮助企业建立强大的研发团队，吸引和留住顶尖技术人才，构建起高效的创新体系。这些因素共同作用，能够促进企业实现技术突破和产品创新，为企业全面实现数字化转型提供强有力的保障。

第三，强化耐心资本市场监管维护经济平稳运行。一方面，构建全方位、立体化的资本市场监管体系。上市公司监管要突出全链条监管和提升上市公司投资价值，在严把上市关、严格持续监管、加大退市监管力度等方面持续发力。机构监管要推动回归本源，做优做强耐心资本，进一步压实“看门人”责任，引导证券期货基金等行业机构端正经营理念，提升合规水平、专业服务能力和核心竞争力。另一方面，促进公平高效，规范各类主体和资金的交易行为。在防范风险方面，从维护市场平稳运行、防范化解重点领域风险、健全预期管理机制、统筹开放与安全等方面提出一系列机制安排和政策举措。特别是要增强资本市场内在稳定性，完善风险监测处置机制，着力稳信心、稳预期，助推企业数字化转型。◆

参考文献：

[1]潘艺，张金昌.数字金融对企业数字化转型的影响和机制研究：来自中国A股制造业上市企业的经验证据[J].工业技术经济，2023，42(3)：63-72.

[2]马鸿佳，林樾，苏中锋，等.人工智能可供性、智能制造平台价值共创与制造企业数字化转型绩效[J].中国工业经济，2024(6)：155-173.

[3]温军，李凌霄，杨竞豪，等.公司风险投资、母公司异质性与技术创新[J].经济管理，2024，46(6)：60-80.

[4]周冲，袁经发.风险投资对中小企业融资成本的影响机制研究[J].山东社会科学，2023(9)：151-158.

[5]MAJCHRZAK A，MARKUS M L，WAREHAM J. Designing for Digital Transformation：Lessons for Information Systems Research for the Study of ICT and Societal Challenges[J]. Mis Quarterly，2016，40(2)：267-277.

[6]吴旻佳，张普，赵增耀.耐心资本、创新投入对企业绩效的影响：基于中小板上市企业的数据[J].科学决策，2022(9)：55-72.

[7]温磊，李思飞.耐心资本对企业新质生产力的影响[J].中国流通经济，2024，38(10)：86-97.

[8]景晓栋，田贵良，程飞.耐心资本推动水利新质生产力发展的

逻辑机理与协同路径[J].水资源保护,2025,41(1):99-106.
[9]杨芳,张和平,孙晴晴,等.耐心资本何以助力企业新质生产力发展?[J].西部论坛,2024,34(6):31-47.
[10]姜中裕,吴福象.耐心资本、数字经济与创新效率:基于制造业A股上市公司的经验证据[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2024,26(2):121-133.
[11]姜中裕,吴福象.践行ESG理念能促进关键核心技术创新吗?[J].证券市场导报,2024(5):37-47+79.
[12]张一林,郁芸君,陈珠明.人工智能、中小企业融资与银行数字化转型[J].中国工业经济,2021(12):69-87.
[13] LIU Y, WANG W, ZHANG Z P. The Dual Drivetrain Model of Digital Transformation: Role of Industrial BigData-Based Affordance[J]. Management Decision,2020,60(2):344-367.
[14]杨华辉.强化资本市场赋能加快培育和发展福建新质生产力[J].福建金融,2024(10):3-8.
[15]纪玉山,苏美文,吴勇民,等.健全因地制宜发展新质生产力体制机制推动中国式现代化[J].工业技术经济,2024,43(8):3-25.
[16]王红建,曹瑜强,杨庆,等.实体企业金融化促进还是抑制了企业创新:基于中国制造业上市公司的经验研究[J].南开管理评论,2017,20(1):155-166.
[17]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(7):130-144+10.
[18]甄红线,王玺,方红星.知识产权行政保护与企业数字化转型[J].经济研究,2023,58(11):62-79.
[19]彭俞超,吴琬婷,李建军.劳动力成本上升与高科技企业创业:来自工商注册信息大数据的证据[J].经济研究,2024,59(4):96-112.
[20]潘海英,牟慧林,秦远哲.数字化转型、ESG表现与企业融资成本[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2024,26(5):113-128.
[21]巫强,黄孚,汪沛.人工智能技术与企业创新绩效:兼论新质生产力的赋能作用[J].财经问题研究,2024(10):67-80.
[22]张琦,杨悦.地方政府预算公开的市场识别与反应:来自省级政府债券定价的证据[J].经济研究,2023,58(12):77-94.

Research on the Path of Patient Capital Facilitating Enterprise Digital Transformation: A Perspective from AI Technology Application

Xie Tingting, Lu Kun

Abstract: With the rapid advancement of information technology, digital transformation has become essential for corporate survival and development. The relationship between patient capital and corporate digital transformation has garnered widespread attention. Using annual data from A-share listed companies from 2008 to 2023, this study employs word vector models, Python, and fixed-effects models to explore the impact path and mechanism of "patient capital—AI technology application—corporate digital transformation" from the perspective of AI technology application. It further analyzes the heterogeneity of patient capital's impact on corporate digital transformation. The findings indicate that patient capital facilitates corporate digital transformation by enhancing AI technology application and alleviating financing constraints. The impact is particularly significant in eastern regions, high-tech, and non-polluting enterprises. To better leverage the long-term capital guidance of patient capital and promote corporate digital transformation, it is essential to expand patient capital, encourage digital technology enterprises to foster innovation, and strengthen market regulation to maintain economic stability.

Key words: Patient Capital; AI Technology; New Quality Productivity; Financing Constraints; Corporate Digital Transformation

(责任编辑:云野)

基于熵权TOPSIS模型的中国生态安全空间演化研究

刘瑀琦　徐晓风

（哈尔滨师范大学 马克思主义学院，黑龙江 哈尔滨 150025）

摘要：生态文明建设是中国式现代化的重要内容，生态安全是区域和国家安全的重要组成部分。对中国生态安全发展水平进行评价研究是准确把握我国生态安全发展现状、优化生态治理、实现人与自然和谐共生的有效路径。为了全面评估中国生态安全的现状及演变趋势，聚焦中国30个省份，从经济、社会、环境、资源四个核心维度出发，构建生态安全评价体系；运用熵权TOPSIS模型计算各指标权重与生态安全指数，并在此基础上剖析2011—2022年生态安全的时空演变与相关性特征。结果表明，2011—2022年中国生态安全的演变态势呈现出全局相对平稳而局部波动性较为显著的特征，大体上形成了“东北—西南”的迁移趋势，各省份之间存在较强的空间相关性。

关键词：生态文明建设；生态安全；熵权TOPSIS模型；区域发展

中图分类号：X826；X321　　文献标识码：A　　文章编号：2096-8647（2025）02-0025-11

DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.02.003

一、引言

习近平总书记强调：“要贯彻总体国家安全观，积极有效应对各种风险挑战，保障我们赖以生存发展的自然环境和条件不受威胁破坏。”近年来，人们对美好生态环境的需要日益增长，但我国各省份的生态环境建设仍然存在明显的空间差异性。因此，准确测度不同省份的生态安全指数，深入揭示不同省份生态安全的空间演化规律，对于准确把握生态安全发展现状、优化生态治理路径、实现人与自然和谐共生具有重要的理论和实践意义。党的二十大明确指出：“以城市群、都市圈为依托构建大中小城市协调发展格局，促进区域协调发展”。因此，以省份作为评价单元，科学化、系统化地构建区域生态安全评价体系，是明确我国生态安全发展目标、化解生态安全风险和提升生态安全治理体系与治理能力现代化水平的必然途径。

生态环境是人类生存和发展的基础，影响区域生态安全和可持续发展。围绕生态安全评价，学界从不同角度展开诸多探讨。在概念内涵上，有学者强调生态系统的健康和完整程度，要求保持人与自然资源、人与微生物、人与动植物以及人与人之间的平衡。在研究尺度上，有学者以国家、地级市、县区生态以及特定类型生态系统为研究范围，对粤港澳大湾区、京津冀、长三角等城市群以及长江、黄河流域等重点生态区域展开研究。在研究视角上，由单一要素向“自然环境-社会经济”整体要素转变。在理论分析框架上，包含了“压力-状态-响应”（PSR）模型、“驱动力-压力-状态-影响-响应”（DPSIR）模型、“自然-经济-社会”（NES）模型、“经济-环境-社会”（EES）模型等体现因果关系的模型，其中经济合作与发展组织（OECD）提出的PSR模型是生态安全评价研究中最为普遍的框架模型。在时空格局上，多采用探索性时空数据分析方法实现时间与空间的良性耦合。在影响因素上，主要聚焦遗传算法投影寻踪模型、障碍度模型、普通最小二乘（OLS）模型及地理加权回归（GWR）模型等。生态安全具有

基金项目：国家社会科学基金重大项目“社会主义核心价值观推进精神文明建设制度研究”（20VHJ010）。

作者简介：刘瑀琦，通信作者，女，博士研究生，研究方向为国家安全学、生态思想；徐晓风，男，博士，教授，博士生导师，研究方向为马克思主义基本原理及科学体系整体性。

空间关联性、差异性与复杂性等特点，现阶段的生态安全评价指标体系与测算方法尚未统一，较多采用综合评价法、生态足迹法、景观格局分析法等。

总体看，学界对生态安全的研究日益深入，已经取得较为丰富的成果，为本文奠定了理论与实践基础。但目前现有研究也有一些不足之处，尚有可供继续探索的学理空间。具体而言，聚焦于区域生态安全的时空格局，对区域发展至成熟阶段的空间组织形式多以部分区域、重点流域等为研究对象，以省级行政区为切入视角的研究较少。本文以中国30个省份为研究对象，基于熵权TOPSIS模型对中国生态安全水平和格局进行综合评价并揭示其时空演化格局，进一步运用全局莫兰指数与局域莫兰指数分析各省份及其内部之间的关联性，以期为关于生态安全评价尺度、研究方法和理论框架的后续研究提供支撑，为区域经济与生态环境的协同发展提供有益借鉴。

二、研究设计

（一）研究区域

考虑到数据的可获取性以及结果的有效性，本文选取中国30个省份（除港澳台和西藏）作为研究对象。根据国家统计局的区域划分方法，将所选的30个省份划分为东部、中部、西部和东北地区。

（二）数据来源

考虑到本文使用的百度指数相关数据仅可回溯到2011年，因此本文将时间跨度界定为2011—2022年。相关数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国农业统计年鉴》以及EPS数据库、百度指数搜索引擎等。

（三）研究方法

1.熵权法

在构建指标体系时，为避免受主观因素影响并确保权重的科学性和准确性，参考Zhao等（2024）的研究，采用熵权法确定各指标权重。这种方法结合了主观与客观因素，提高了权重确定的合理性和可靠性。具体步骤如下：

第一步，对数据进行无量纲处理。

正向指标：

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

负向指标：

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

通过对原始数据的无量纲处理，得到归一化矩阵$X=(x'_{ij})_{m\times n}$。

第二步，计算第i个省份的第j个指标x_{ij}'所占比重y_{ij}，确定评价指标权重，并由此得到比重矩阵$Y=(y_{ij})_{m\times n}$。

$$y_{ij}=\frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^{m}x'_{ij}} \tag{3}$$

其中，$j=1,2,\cdots,n$。

第三步，计算熵值e_i与差异性系数d_i。

$$e_i=-k\sum_{i=1}^{m}y_{ij}lny_{ij} \tag{4}$$

$$d_i=1-e_i \tag{5}$$

第四步，计算第j项指标权重W。

$$W=\frac{d_i}{\sum_{j=1}^{n}d_i}=\frac{1-e_i}{n-\sum_{j=1}^{n}e_j} \tag{6}$$

2.TOPSIS模型

TOPSIS模型计算简便，不依赖特定的评价对象和指标，能够产生客观、公平且合理的测度结果，可以充分体现中国各省份的生态安全状况。因此，参考Li等（2024）的研究，采用TOPSIS模型来评估中国各省份的生态安全水平。具体步骤如下：

第一步，将归一化矩阵X的每行指标与对应权重相乘，可得到规范化矩阵$C=(Y_{ij}\times W_{ij})_{m\times n}$。

第二步，确定正、负理想解C^+、C^-。

$$C^+=[max(c_{i1}),max(c_{i2}),\cdots,max(c_{in})] \tag{7}$$

$$C^-=[min(c_{i1}),min(ci_2),\cdots,min(c_{in})] \tag{8}$$

第三步，计算各省份到正、负理想解之间的欧式距离d^+、d^-。

$$d_i^+=\left[\sum_{j=1}^{n}\left(c_{ij}-c_j^+\right)^2\right]^{\frac{1}{2}} \tag{9}$$

$$d_i^-=\left[\sum_{j=1}^{n}\left(c_{ij}-c_j^-\right)^2\right]^{\frac{1}{2}} \tag{10}$$

第四步，计算各省份的贴近值Q_i。

$$Q_i=\frac{d_i^-}{d_i^++d_i^-} \tag{11}$$

贴近值Q_i介于0到1之间，其大小反映了生态安全水平高低：Q_i越接近1，意味着该省份生态安全水平越高；Q_i越接近0，表明该省份生态安全水平越低。

三、中国生态安全评价指标体系构建

（一）指标体系的确立

本文以省级行政区为切入视角，在深入理解生态安全科学内涵的基础上，综合考量数据的可获取性与客观性，借鉴学术界相关评价指标体系，从经济、社会、环境、资源四个核心维度入手，构建了包括34个具体指标的多维度、全方位的生态安全评估框架（见表1）。

表1 中国生态安全评价指标体系

综合指标	一级指标	二级指标	三级指标	编号	单位	指标方向	权重
中国生态安全	经济	发展水平	人均地区生产总值	x_1	元	正	0.0480
			城镇化率	x_2	%	正	0.0270
			第二产业增加值占GDP比重	x_3	%	负	0.0314
		需求程度	居民消费价格指数	x_4	%	负	0.0296
			人均消费支出	x_5	元	正	0.0468
			人口自然增长率	x_6	%	负	0.0245
	社会	创新能力	每十万人口高等学校在校学生数	x_7	人	正	0.0286
			规模以上工业企业绿色发明专利占比	x_8	%	正	0.0206
			规模以上工业企业R&D人员折合全时当量	x_9	人·年	正	0.1606
		情感意识	公众环境关注度	x_{10}	次	正	0.0732
			全国人大提案和政协提案数量	x_{11}	个	正	0.0317
			环保信访次数	x_{12}	次	正	0.0254
	环境	环境污染	工业废水排放量	x_{13}	万吨	负	0.0102
			工业烟粉尘排放量	x_{14}	万吨	负	0.0071
			氮氧化物排放总量	x_{15}	吨	负	0.0090
			二氧化硫排放总量	x_{16}	吨	负	0.0097
			万元GDP二氧化碳排放量	x_{17}	吨/万元	负	0.0051
			单位耕地面积农药使用量	x_{18}	kg/hm^2	负	0.0029
			单位耕地面积化肥施用量	x_{19}	kg/hm^2	负	0.0040
		环境治理	污染治理项目本年完成投资占GDP的比重	x_{20}	%	正	0.0262
			城市污水处理率	x_{21}	%	正	0.0070
			生活垃圾无害化处理率	x_{22}	%	正	0.0071
			森林覆盖率	x_{23}	%	正	0.0488
			绿化覆盖率	x_{24}	%	正	0.0107
			森林病虫害防治率	x_{25}	%	正	0.0185
			水土流失治理面积	x_{26}	公顷	正	0.0097
			每万人人工造林面积	x_{27}	公顷	正	0.0184
	资源	资源消耗	人均生活用水量	x_{28}	m^3	负	0.0061
			人均生活用电量	x_{29}	kW·h	负	0.0099
			单位GDP能耗	x_{30}	万吨标准煤/元	负	0.0103
		资源拥有	自然保护区比例	x_{31}	%	正	0.0640
			人均水资源量	x_{32}	m^3	正	0.1198
			一般工业固体废物综合利用率	x_{33}	%	正	0.0287
			工业用水重复利用率	x_{34}	%	正	0.0193

（二）指标解释说明

1.经济维度

经济维度主要从发展水平与需求程度两方面出发选取指标，旨在全面、深入地反映地区的经济发展状况和需求变动趋势。

在发展水平方面，深入考虑了能够反映地区经济实力和产业结构的关键指标。其中，人均地区生产总值是衡量一个地区整体经济发展状况的重要指标，不仅体现了地区的经济规模，还能在一定程度上反映居民的生活水平。城镇化率揭示了地区城市化发展的进程，是评估地区经济社会发展的重要参照。此外，第二产业增加值占GDP比重反映了地区产业结构的特点，特别是工业发展的状况和趋势，对理解地区经济发展的动力和方向具有重要意义。

在需求程度方面，选取能够体现居民消费能力、生活成本以及人口变动趋势的指标。具体说，居民消费

价格指数是衡量居民生活成本变动的重要指标，它反映了物价水平的变化，对理解居民经济生活压力和消费能力有重要作用。人均消费支出则直接体现了居民的消费水平和消费结构，是评估地区内需状况的关键指标。人口自然增长率揭示了地区人口的增长趋势，对预测未来经济需求和社会负担具有重要价值。

2.社会维度

社会维度主要从创新能力与情感意识两方面出发选取指标，不仅反映了社会对生态问题的认知深度，也体现了公众在生态环境保护和可持续发展方面的参与度与关注度。

在创新能力方面，着重考虑了高等教育、科技创新、研发能力等。其中，每十万人口高等学校在校学生数不仅体现了国家对高等教育的投入和重视程度，更在一定程度上预示着未来社会的创新潜力和人才储备水平。规模以上工业企业绿色发明专利占比是衡量企业在环保技术创新方面的重要指标。这一比例的高低，直接反映了企业在追求经济效益的同时，对生态环境保护的技术投入和创新成果。绿色发明专利的增多，有助于企业实现可持续发展，也能推动社会的生态安全水平提升。规模以上工业企业R&D人员折合全时当量指标，进一步细化了研发人员的投入情况。这一指标将研发人员的实际工作时间和工作效率进行量化评估，更准确地反映了企业在科技创新方面的真实投入和产出。

在情感意识方面，更加关注公众对生态环境的关注度和参与度。公众环境关注度体现了社会公众对生态环境问题的敏感性和关心程度，本文使用百度“雾霾”搜索指数衡量公众的环境关注度。全国人大提案和政协提案数量以及环保信访次数，分别从立法和监督两个角度反映了公众和政府对生态环境问题的重视程度。这些指标的变化，不仅直接影响着生态环境政策的制定和实施，也在一定程度上体现了社会对生态安全的认知和态度。

3.环境维度

环境维度主要从环境污染与环境治理两方面出发选取指标，能够反映人类活动对环境产生的压力，同时体现社会在应对环境问题时的积极态度和实际成效。

在环境污染方面，工业废水排放量、工业烟粉尘排放量、氮氧化物排放总量以及二氧化硫排放总量反映了工业生产对环境造成的污染压力。万元GDP二氧化碳排放量则体现了经济发展与碳排放之间的关系，是衡量低碳经济发展水平的重要参数。单位耕地面积农药使用量和单位耕地面积化肥施用量，则从农业生产的角度揭示了农业活动对土壤和水源的潜在污染风险。

在环境治理方面，污染治理项目本年完成投资占GDP的比重反映了国家在环境治理方面的投入力度和重视程度。城市污水处理率和生活垃圾无害化处理率是衡量城市环保基础设施完善程度和管理水平的重要标志。森林覆盖率、绿化覆盖率和森林病虫害防治率则从生态保护和恢复角度，体现了国家在提升生态环境质量方面的努力。水土流失治理面积反映了水土保持工作的实际成效。每万人人工造林面积则反映了国家在植树造林、增加植被方面的积极进展。

4.资源维度

资源维度主要从资源消耗与资源拥有两方面选取指标，旨在深入剖析国家资源利用状况。

在资源消耗方面，选取人均生活用水量、人均生活用电量以及单位GDP能耗作为关键指标。人均生活用水量和人均生活用电量反映了居民日常生活中资源消耗情况，是评估资源利用效率的基础数据。单位GDP能耗体现了经济发展对资源的依赖程度，是衡量经济可持续发展的重要指标。

在资源拥有方面，考虑了自然保护区比例、人均水资源量、一般工业固体废物综合利用率以及工业用水重复利用率等指标。自然保护区比例反映了国家对生态保护的重视程度，是衡量生态安全的重要标准之一。人均水资源量揭示了地区水资源的丰富程度，对水资源管理和规划具有重要意义。一般工业固体废物综合利用率和工业用水重复利用率，分别从废物处理和资源循环利用的角度，展示了各省份在资源节约和循环利用方面的努力。

四、实证分析

（一）中国生态安全的时间演变特征

依据熵权法与TOPSIS模型计算全国及各区域生态安全指数，如图1所示。从时间演变特征看，中国生态安全指数呈现全局性相对平稳而局部波动性显著的特征。从全国范围看，生态安全指数在研究期间有所波动，但整体趋势相对稳定。最低值出现在2019年（0.223），最高值出现在2012年（0.321），这是由于2012年党的十八大提出我国生态文明建设要不断推进，并把绿色生态环境体系作为高质量发展的有效支撑所

致。2022年我国生态安全指数为0.290，表明全国生态环境虽然面临一些挑战，但并未出现剧烈恶化或显著改善。从区域层面看，东部地区的生态安全指数相对稳定，但也略有波动。与全国趋势相似，东部地区在2012年达到最高值（0.329），在2019年降至最低值（0.225），2022年为0.268。最高值与最低值期间处于东部地区高速发展时期，东部地区的城市规模不断扩大，资源开发力度不断增强，同时环境污染加剧、生态服务功能负担加重，致使生态效率整体处于相对低值状态。中部地区的生态安全指数变化较大，尤其在近几年表现出显著的上升趋势。2022年的生态安全指数（0.329）远高于2011年的水平（0.260），这是由于中部各城市的重工业占比较高，传统粗放式增长模式使城市资源消耗过度、环境承载力下降，引发大气污染、水资源紧缺、交通拥堵、城市宜居性下降等问题。东北地区的生态安全指数也经历了波动，但整体呈现出先下降后上升的趋势。2011—2014年，东北地区的生态安全指数逐年下降，这是由于东北地区一直以农业和工业为主，传统农业和重工业加剧了环境恶化。从2015年开始，党中央、国务院针对东北黑土地及生态环境保护出台了一系列政策举措。由此，东北地区的生态安全指数逐渐回升，特别是在2022年达到了0.404的高点，表明其生态环境正在得到改善。西部地区的生态安全指数相对较高，尤其在2012年（0.378）和2018年（0.310）表现出较高的水平。这可能与我国2010年底发布的《全国主体功能区规划》有关，在25个国家重点生态功能区中，西部地区至少涉及16个。

各省份的生态安全指数如图2所示。整体看，各省份的生态安全指数在研究期内有所波动，但并未出现大幅的上升或下降趋势。表明虽然各地区的生态环境面临一些挑战，但并未出现剧烈恶化或显著改善。不过通过数据可以观察到一些隐性特征和地区差异，如上海、浙江、重庆等省份在某些年份的生态安全指数相对较高，可能与这些省份的经济发展水平以及环保意识的提高有关。特别是上海和浙江，在多个年份中表现优异，这得益于长三角生态绿色一体化发展示范区的建设，实现了生态环境风险共担、环境污染共治，以及区域间经济发展与绿色发展的良性互动。相比之下，东北地区的吉林、黑龙江等在某些年份的生态安全指数相对较低，可能与当地经济发展模式、产业结构以及环保投入有关。

（二）中国生态安全的空间演变特征

选取2011年、2015年、2019年、2022年为观察年，利用Arcgis10.8软件中的重心–标准差椭圆方法对中

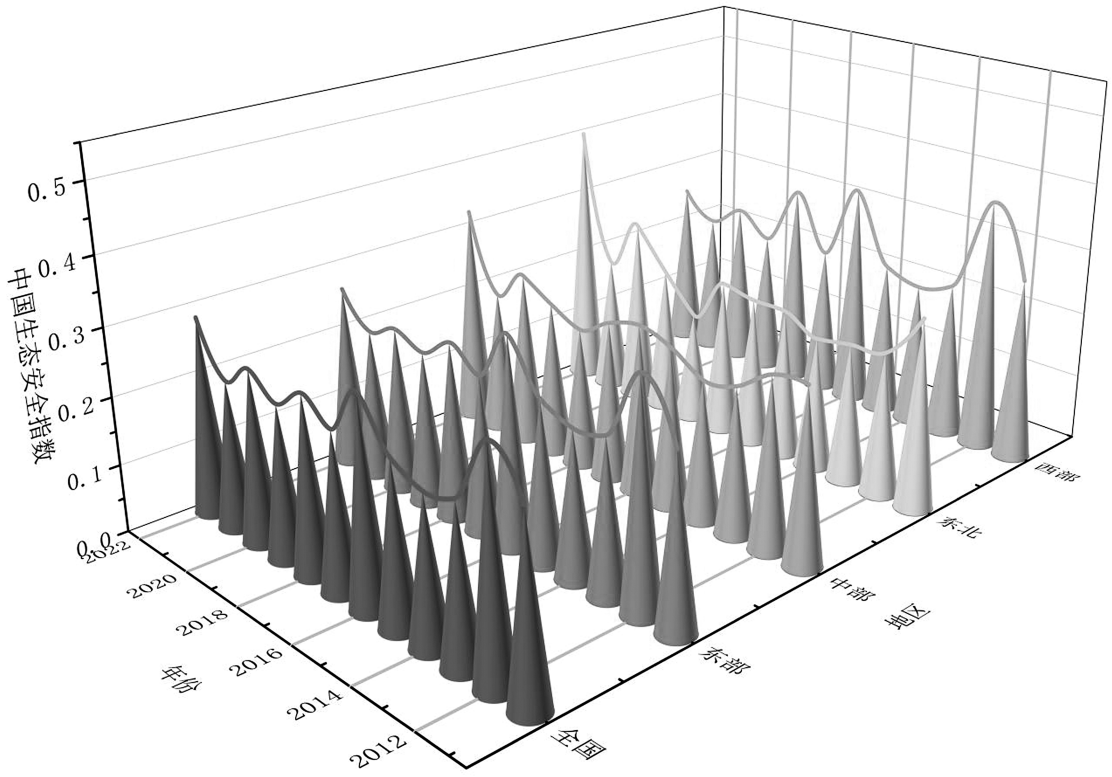


图1　全国及各区域生态安全指数

国生态安全的空间演变特征进行可视化表达，如图3所示，具体参数如表2所示。

2011—2022年中国生态安全重心呈现出先向东南迁移又向东北迁移的特征，大体上形成了“东北—西南”的轴线迁移趋势。从标准差椭圆的面积来看，2011—2022年整体呈现缩小趋势，由2011年的3668194.767 km^2缩小至2022年的3619217.902 km^2。这一缩小趋势经历了先缩小后扩大的中间变化。具体来说，2011—2015年椭圆面积由3668194.767 km^2显著缩小至3618158.446 km^2。这一缩小状态反映了椭圆内部区域的生态安全内生性提升速度显著，超过了椭圆外部地区，从而导致椭圆面积缩小。这一变化趋势可能得益于政府对内部区域生态保护的重视和投入，以及这些地区在生态环境治理方面的积极努力。然而，2015—2019年椭圆面积出现扩大趋势，由3618158.446 km^2扩大至3749724.439 km^2。这一变化表明椭圆外部地区的生态安全得到了显著提升，呈现扩散态势。可能是由于政府加大了对外部地区的生态保护投入，或者这些地区在生态环境治理方面取得了显著成效。此外，气候变化、人口迁移等自然和社会因素也可能对椭圆外部地区的生态安全产生了积极影响。2019—2022年中国生态安全再次表现为集聚态势，椭圆面积由3749724.439 km^2缩小至3619217.902 km^2。这一趋势与2011—2015年的趋势特征相似，表

表2　中国生态安全重心迁移与标准差椭圆参数

年份	重心坐标	迁移方向与距离	短轴(km)	长轴(km)	椭圆面积(km^2)
2011年	112.4005°E,34.32246°N	2011—2015年,东南,48.240 km 2015—2019年,东南,33.827 km 2019—2022年,东北,130.794 km	1043.104	1119.431	3668194.767
2015年	112.5457°E,33.91325°N		1030.940	1117.189	3618158.446
2019年	112.5385°E,33.60886°N		1026.628	1162.676	3749724.439
2022年	113.4144°E,34.39546°N		967.533	1190.754	3619217.902

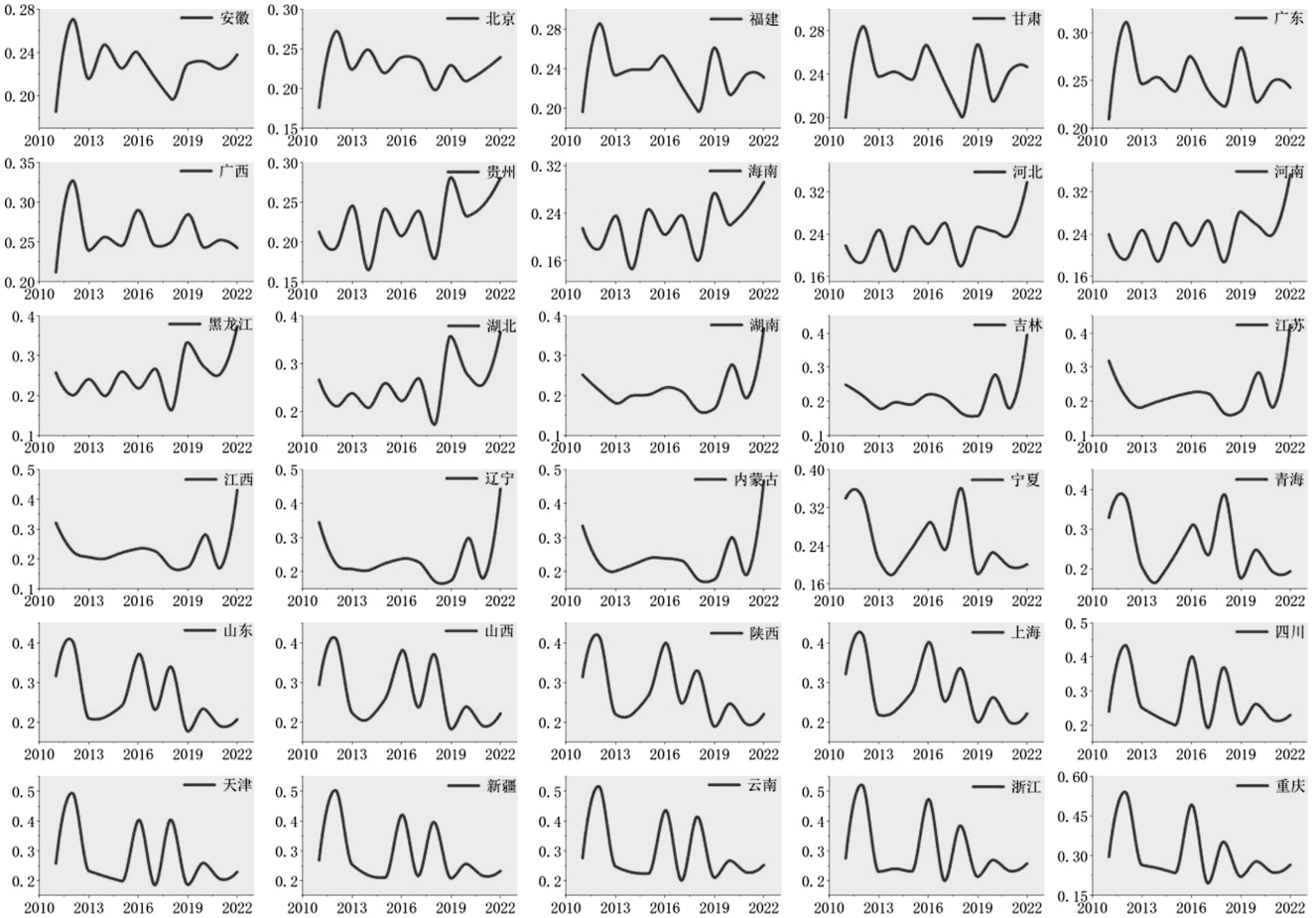


图2　中国各省份生态安全指数

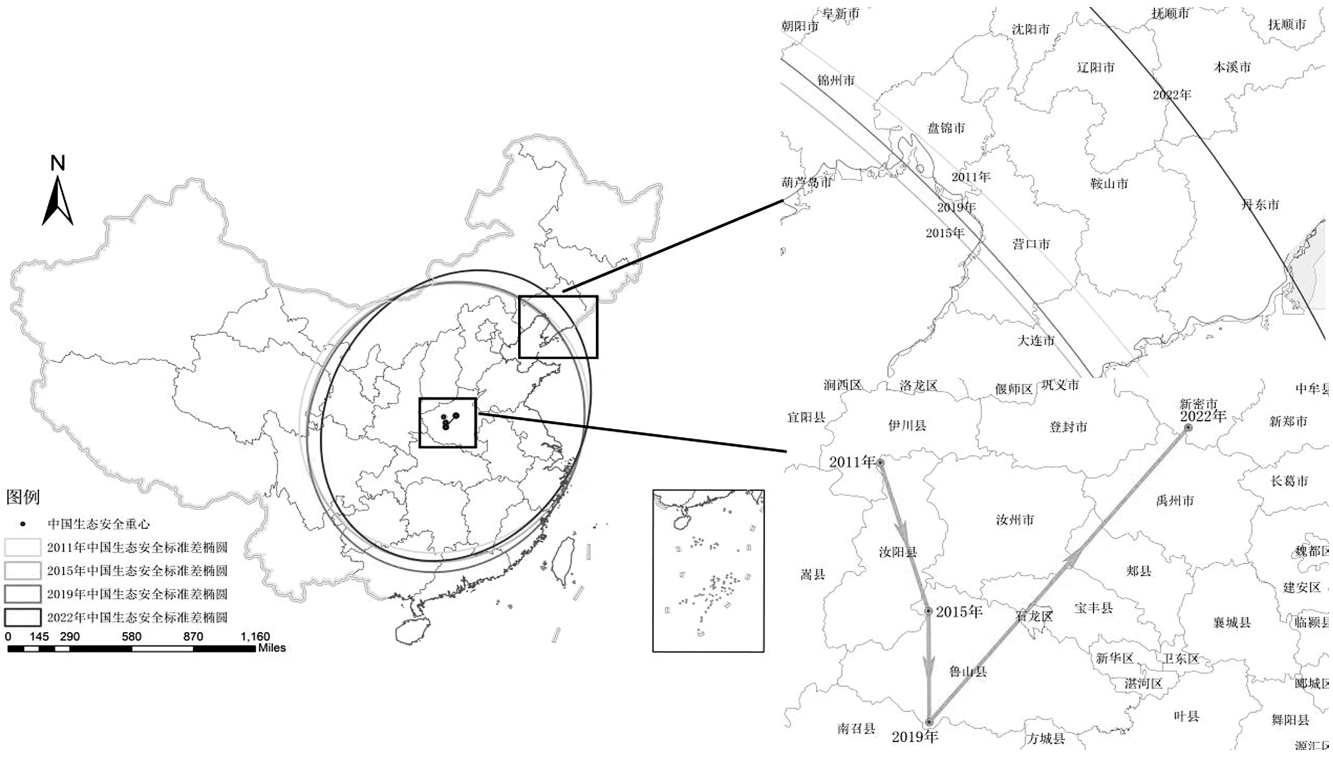


图3　中国生态安全标准差椭圆与重心迁移

注：基于审图号为GS(2023)2767的标准地图制作，底图无修改。图4同。

明中国生态安全在经历了一段时间的扩散后，又回到了集聚状态。可能是由于政府对特定区域进行了重点生态保护和恢复，或者这些区域在生态环境治理方面取得了新的成效。

从标准差椭圆重心坐标、迁移方向与距离看，2011年其坐标位于112.4005°E，34.32246°N。在后续年份中，重心的经度在112.5385°E—113.4144°E之间变动，纬度则在33.60886°N—34.39546°N之间变动。2011—2015年中国生态安全重心明显地向东南方向迁移了48.240 km。这一迁移可能受到多种因素的影响，如气候变化、人类活动、政策调整等。东南方向的迁移可能反映了中国东部沿海地区在经济发展、人口增长等方面对生态环境的影响逐渐增强。2015—2019年生态安全重心继续向东南方向迁移了33.827 km。然而，2019—2022年中国生态安全重心的迁移方向发生了显著的变化。它不再向东南方向迁移，而是转向东北方向，并迁移了130.794 km。可能的原因是东北地区在生态保护方面的政策调整、自然环境的改善等。向东北方向迁移可能意味着东北地区在生态安全方面的地位逐渐提升，同时也反映了当地政府在推进生态文明建设方面的努力和成效。

从标准差椭圆的短轴看，中国生态安全在“西北—东南”方向上呈现出随年份增长而不断集聚的趋势。具体而言，短轴的长度从2011年的1043.104km减少至2022年的967.533km，这一变化表明在该方向上，中国生态安全的空间分布正逐渐趋向于集聚。这种趋势可能反映了政府在生态保护政策上的集中和强化。此外，也可能与气候变化、土地利用变化等自然因素密切相关，这些自然因素可能促使某些地区的生态环境得到改善，从而吸引生态安全要素的集聚。与短轴不同，标准差椭圆的长轴在“东北—西南”方向上呈现出先集聚后扩散的特征。具体而言，长轴的长度在2011—2015年从1119.431km减少至1117.189km，表明在该方向上生态安全的空间分布初步呈现出集聚趋势。然而在随后的年份中，长轴的长度逐渐增加，至2022年已达到1190.754 km，显示出明显的扩散趋势。这种先集聚后扩散的变化可能反映了中国生态安全在空间分布上的复杂性和动态性。在初期阶段，政府可能通过一系列政策措施和生态工程，集中资源进行生态保护和恢复，从而促进了生态安全要素的集聚。然而随着时间的推移，这些地区可能面临着更多的生态压力和挑战，如气候变化、人口增长等，导致生态安全要素逐渐呈现扩散态势。

为了对中国生态安全的分布情况进行全面而深入

的评估，进一步绘制中国生态安全空间分布图，如图4所示。在研究的初期阶段，中国生态安全状况在空间分布上大致呈现出北高南低、西高东低的格局。然而随着时间的推移和生态环境保护的持续推进，这一空间格局发生了变化。具体而言，东北地区的生态安全高水平状态得以持续，可能与该地区丰富的生态资源以及有效的生态保护有关。同时，东部和南方各省份的生态安全指数也逐渐提升，形成了新的东高西低的空间格局。这一变化可能归因于东部地区经济结构的优化、环境治理力度的加强以及公众环保意识的提高，而南方地区则可能受益于其独特的生态系统和扎实的生物多样性保护措施。

（三）中国生态安全的空间相关性

1.全局莫兰指数

为了深入探究中国各省份在生态安全方面的平均关联程度及其显著性，选择2011年、2015年、2019年、2022年作为关键时间节点进行空间相关性分析。根据莫兰指数计算公式获得关键时间节点的生态安全全局Moran's I指数，代表年份的Moran's I指数在1%显著性水平下均通过了检验，说明中国各省份在生态安全方面存在较强的空间正相关性。意味着各省份的生态安全状况并非孤立存在，而是相互关联、相互影响的。具体而言，生态安全水平较高的地区倾向于与周边同样具有较高生态安全水平的地区相邻，形成正向的集聚效应；反之，生态安全水平较低的地区也倾向于与周边生态安全水平较低的地区集聚。这种空间集聚效应揭示了中国生态安全状况的复杂性。各省份的生态安全不仅受到自身内部因素的影响，如自然资源禀赋、经济发展水平、环境治理能力等，同时也受到邻近省份的外部影响。这种外部影响可能通过多种途径实现，如污染物的跨界传输、生态资源的共享与竞争、环境治理政策的溢出效应等。

2.局域莫兰指数

全局莫兰指数虽然能够揭示整体上的空间自相关性，但它无法精确捕捉各省份之间以及各省份内部不同地区之间生态安全状况的局部差异和集聚模式。因

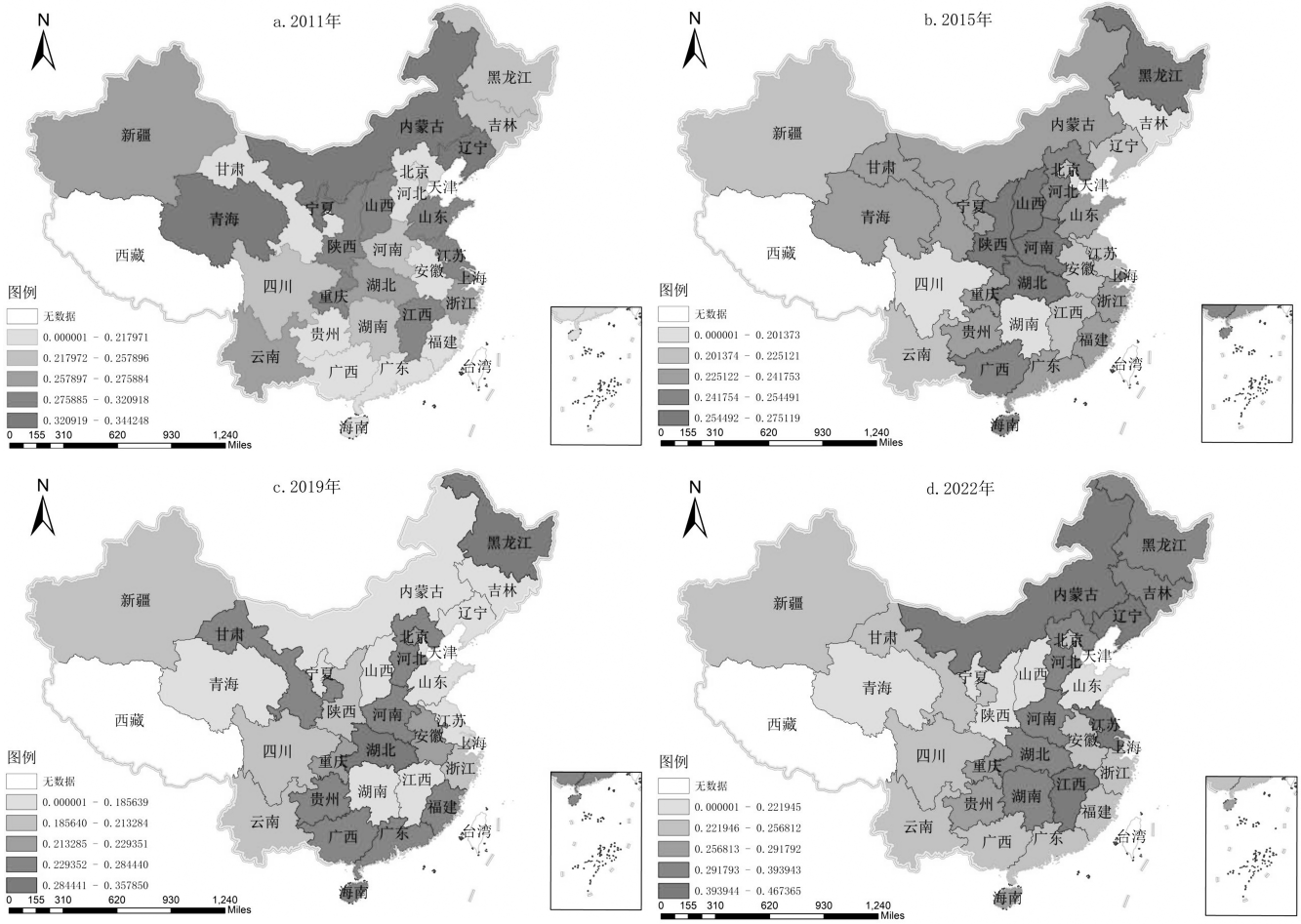


图4　中国生态安全空间分布格局

此，为了更准确地反映各地区生态安全的空间聚集特征，进一步引入了局域莫兰指数作为分析工具，绘制了散点图，如图5所示。

莫兰散点图是一种有效的可视化工具，共包含四个象限，每个象限都代表了一种特定的空间集聚模式。具体而言，第一象限代表了高值-高值集聚（H-H），即生态安全水平高的地区被同样高生态安全水平的地区所包围。第二象限代表了低值-高值集聚（L-H），表示生态安全水平低的地区却位于高生态安全水平地区的周围。第三象限是低值-低值集聚（L-L），意味着生态安全水平低的地区与其周边地区都呈现出较低的生态安全水平。第四象限代表了高值-低值集聚（H-L），即生态安全水平高的地区却与生态安全水平低的地区相邻。

从图5可以看出，2011年的Moran's I指数相对较高（0.577），2015年有所下降（0.023），2019年和2022年又有所上升（分别为0.356和0.434），表明中国各省份生态安全的空间自相关性在一段时间内有所减弱，随后又有所增强。大多数省份都处于一、三象限，即高值-高值集聚与低值-低值集聚区，意味着中国大多数省份生态安全与周围其他省份的生态安全存在较强的空间正相关性。

五、结论与建议

（一）研究结论

本文构建了中国生态安全评价指标体系，并基于2011—2022年的省级面板数据，通过熵权TOPSIS模型对中国生态安全指数进行了测量。根据测量结果，得出以下结论：（1）从时间演变特征看，中国生态安全的演变态势呈现出全局性相对平稳而局部波动性较为显著的特征。（2）从空间演变特征看，在观察期内中国生态安全重心呈现出先向东南迁移又向东北迁移的过程，大体形成了“东北—西南”的发展格局。在不同方向上，其表现出不同的集聚与扩散趋势。（3）从空间相关性看，中国各省份在生态安全方面存在较强的空间

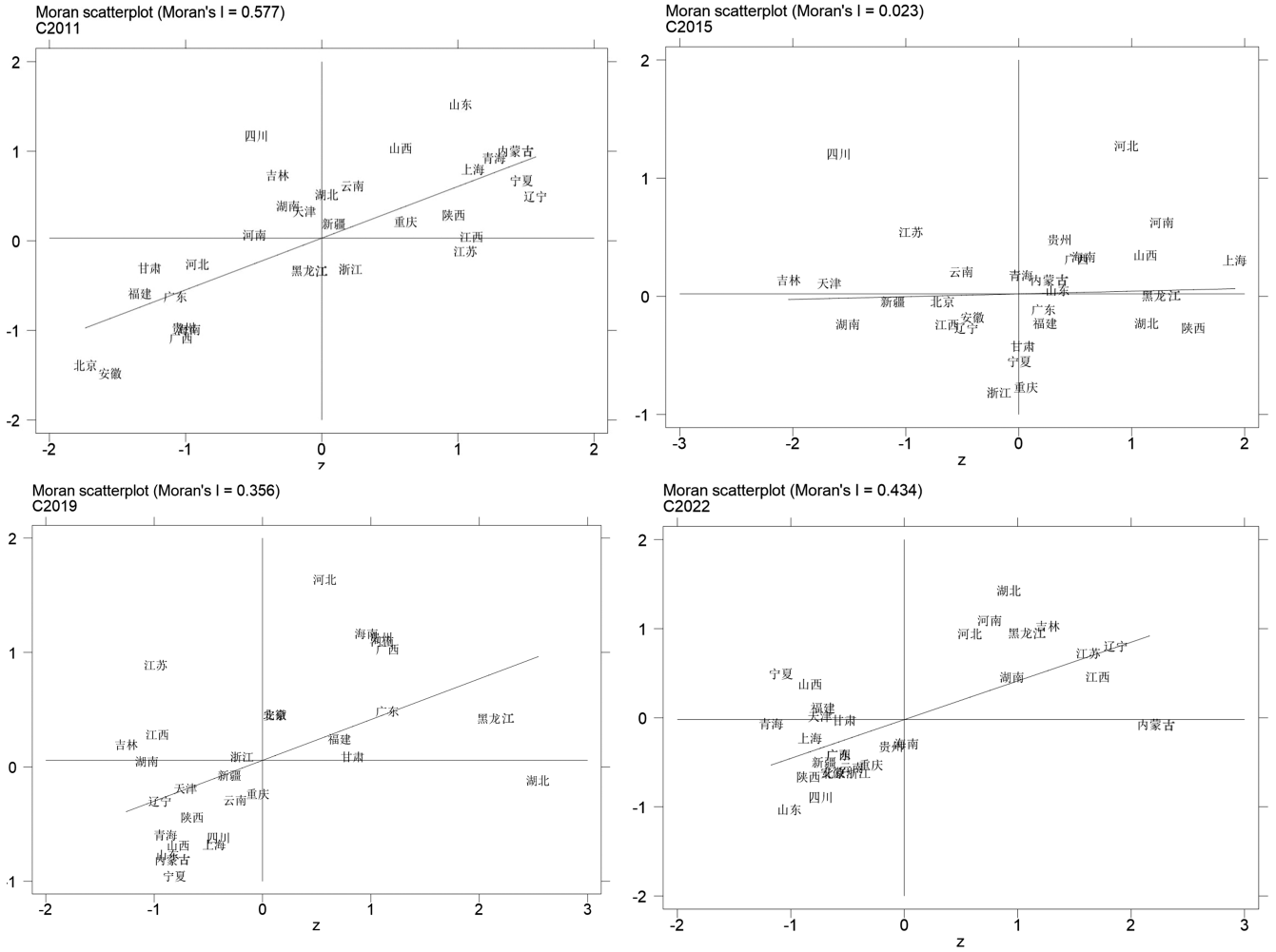


图5　中国生态安全局域莫兰指数

正相关性，大部分省份处于高值-高值与低值-低值集聚区。

（二）对策建议

根据上述研究结论，本文提出如下对策建议：

第一，在维持全局生态安全稳固的前提下，对于生态安全状况波动明显的局部区域，首要任务是优先部署生态修复工程，例如植被重建和水土保持措施，以此降低生态风险的扩散可能性。在此过程中，务必确保工程在严格遵守生态保护红线的基础上进行，以保护核心生态区域的生态完整性。

第二，鉴于中国生态安全重心呈现出的“东北—西南”轴线迁移趋势，需加强对迁移路径两侧的监测与管理。重点实施包括湿地保护、退化土地恢复在内的生态修复工程，以应对生态安全格局的变化。同时，这些重要生态区域应被明确纳入生态保护红线，并强化其保护与管理措施，以确保生态环境的稳定性和可持续性。

第三，区域间生态安全的信息共享与合作至关重要。通过建立生态补偿机制，能够为位于高值-高值集聚区的省份提供经济补偿，以表彰其在维护良好生态环境方面所做出的贡献；同时，对位于低值-低值集聚区的省份，应通过合作鼓励机制，激励其加强生态环境保护力度，进而提升整体的生态安全水平。

第四，重视公众在生态安全保护中的重要作用。通过加强宣传教育，提升公众对生态安全重要性的认识，增强其对生态保护红线和生态补偿机制的理解与支持，凝聚起全社会力量，推动社会各界共同参与生态安全的保护与管理，为国家的生态安全稳定与可持续发展贡献力量。◆

参考文献：

[1]习近平.习近平谈治国理政：第四卷[M].北京：外文出版社，2022.

[2]习近平.高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗：在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M].北京：人民出版社，2022.

[3]应凌霄，孔令桥，肖燚，等.生态安全及其评价方法研究进展[J].生态学报，2022，42(5)：1679-1692.

[4]胡志仁，龚建周，李天翔，等.珠江三角洲城市群生态安全评价及态势分析[J].生态环境学报，2018，27(2)：304-312.

[5]庞雅颂，王琳.区域生态安全评价方法综述[J].中国人口·资源与环境，2014，24(S1)：340-344.

[6]谢花林，李波.城市生态安全评价指标体系与评价方法研究[J].北京师范大学学报(自然科学版)，2004(5)：705-710.

[7]ZHAO D，BI H，WANG N，et al. Does increasing forest age lead to greater trade-offs in ecosystem services? A study of a Robinia pseudoacacia artificial forest on the Loess Plateau，China[J].Science of The Total Environment，2024(926)：171737.

[8]LI H，WANG Y，ZHANG H，et al. The spatial-temporal evolution and driving mechanism of Urban resilience in the Yellow River Basin cities[J].Journal of Cleaner Production，2024(447)：141614.

[9]胡耘通，廖佳榆.基于资源安全视角的矿产资源审计评价指标体系构建[J].财会月刊，2023，44(2)：103-109.

[10]苏小霞，黎仁杰，吴静，等.城市生态系统安全评估研究进展与未来发展趋势[J].测绘通报，2022(6)：25-31.

[11]侯鹏，王桥，杨旻，等.生态保护红线成效评估框架与指标方法[J].地理研究，2018，37(10)：1927-1937.

[12]欧阳志云，杜傲，徐卫华.中国自然保护地体系分类研究[J].生态学报，2020，40(20)：7207-7215.

[13]范小杉，何萍，徐杰，等.我国生态环境预警研究进展[J].环境工程技术学报，2020，10(6)：996-1006.

[14]张杨，彭文英，刘艳芳.基于空间格局的城市热环境生态安全评价[J].生态经济，2016，32(8)：165-169.

[15]曲艺，陆明.生物多样性保护视角下的城市生态安全格局构建研究[J].城市发展研究，2017，24(4)：134-137.

[16]赵清，杨志峰，陈彬.城市自然生态安全动态评价方法及其应用[J].生态学报，2009，29(8)：4138-4146.

[17]李佩武，李贵才，张金花，等.城市生态安全的多种评价模型及应用[J].地理研究，2009，28(2)：293-302.

[18]郭斌，任志远，高孟绪.3S支持的城市土地利用变化与生态安全评价研究[J].测绘科学，2010，35(2)：125-129.

[19]王耕，王利，吴伟.区域生态安全概念及评价体系的再认识[J].生态学报，2007(4)：1627-1637.

[20]徐琳瑜，杨志峰.城市规划实施的生态安全评估与调控技术设计[J].城市与区域规划研究，2009，2(1)：34-43.

[21]黄润秋.全面加强生态环境保护谱写新时代生态文明建设新篇章[J].环境保护，2023，51(17)：9-11.

[22]李晶，王海星.生态文明视域下中国区域人类发展空间差异与演变趋势[J].世界地理研究，2020，29(6)：1294-1303.

[23]吕添贵，邱蓉，赵巧，等.基于DPSIRM模型的长江中游城市群生态安全时空特征及障碍因素[J].水土保持研究，2024，31(2)：379-388.

[24]马宗国，赵倩倩，蒋依晓.国家自主创新示范区绿色高质量发展评价[J].中国人口·资源与环境，2022，32(2)：118-127.

[25]柳剑平，蔡锐.生产、生活方式绿色转型如何共同驱动绿色发展?：基于fsQCA的组态效应研究[J].中国人口·资源与环境，2024，34(8)：114-127.

[26]许丹阳，林震，王园，等.黄河流域林业绿色全要素生产率时空分布、区域差异及动态演进分析[J].统计理论与实践，2024，(9)：3-11.

[27]郑静雯，汤俪瑾.基于统筹发展和安全视角的新质生产力：

生成逻辑、理论蕴涵及实践进路[J].南方论刊,2024,(12):10-13.
[28]王旭,李亚伟.习近平关于生态安全重要论述的生成逻辑、理论蕴含与时代价值[J].毛泽东思想研究,2024,41(6):46-55.
[29]杜玥.生态保护红线与国土空间规划的协同机制研究[J].生态与资源,2024,(11):123-125.
[30]朱青,蔡永立.基于"风险—健康—服务"的生态安全评价框架构建及模拟预测:以淮河流域为例[J].自然资源学报,2024,39(11):2676-2690.
[31]蔡雨池,李红,刘兆顺.基于海陆生态安全格局的生态修复关键区域识别:以辽西地区为例[J].水土保持研究,2025,32(1):285-293.
[32]张树礼,李现华,郭二果,等.我国北方重要生态安全屏障建设的战略举措[J].内蒙古大学学报(自然科学版),2024,55(6):561-569.
[33]王雁杰,魏心雨,王锦辉,等.河南省粮食主产区耕地生态安全时空格局变化及其驱动因素[J].灌溉排水学报,2024,43(11):93-99.
[34]李军辉,陈文烈,王媛.民族地区基于生态价值与生态产品价值实现潜力权衡的生态安全格局构建:以海西州为例[J/OL].长江流域资源与环境,1-25[2025-01-12].http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1320.X.20241108.1309.002.html.
[35]邱晓红,赵志强,蔡金傍,等.基于DPSIR模型的水库生态安全评价:以2015、2019年福建东圳水库为例[J].四川环境,2024,43(5):128-138.
[36]黄承梁,潘家华,高世楫.实现高质量发展与生态安全的良性互动:以习近平经济思想与习近平生态文明思想推动绿色发展[J].经济研究,2024,59(10):4-18.
[37]王腾雯,程俊豪,熊航,等.融合生态安全格局和基于自然解决方案的山水林田坝草一体化保护和系统治理[J].生态学报,2025,45(3):1210-1225.

Spatial Evolution of Ecological Security in China Based on Entropy-Weighted TOPSIS Model

Liu Yuqi, Xu Xiaofeng

Abstract: Ecological civilization construction is a crucial aspect of Chinese modernization, and ecological security is a vital component of regional and national security. Evaluating the development level of China's ecological security is an effective approach to understanding its current status, optimizing ecological governance, and achieving harmony between humans and nature. To comprehensively assess the current status and evolutionary trends of ecological security in China, this study focuses on 30 provincial-level regions, constructing an ecological security evaluation system based on four core dimensions: economy, society, environment, and resources. Using the entropy-weighted TOPSIS model, it calculates the weights of each indicator and the ecological security index, analyzing the spatiotemporal evolution and correlation characteristics from 2011 to 2022. The results show that China's ecological security exhibited relative stability overall but significant local fluctuations during this period, with a general migration trend from northeast to southwest and strong spatial correlations among provinces.

Key words: Ecological Security; Entropy-Weighted TOPSIS Model; Regional Development

(责任编辑:沐晨)

黄河流域水资源绿色效率测度与时空分异

张晓昱　胡贤贤
（郑州大学 商学院，河南 郑州 450001）

摘要：以黄河流域为研究对象，基于非期望产出的SBM-DEA模型，对2010—2022年流域内各城市的水资源绿色效率进行测度，并通过泰尔指数分析绿色效率的时空分异特征。结果表明，黄河流域水资源绿色效率整体上呈现逐步提升的趋势，但区域内外差异显著，上游与中下游地区之间的效率差距明显。此外，在规模报酬不变和规模报酬可变条件下，不同地区的水资源管理效率存在较大波动。基于此，建议推进差异化的水资源管理政策，尤其在上游地区引入高效节水技术，并加强对效率偏低区域的支持。同时，建立动态监测机制以实时反馈各地的水资源利用效率变化，鼓励跨区域合作和资源共享，以优化黄河流域整体的水资源配置与管理，促进区域协调可持续发展。

关键词：黄河流域；水资源绿色效率；SBM-DEA模型
中图分类号：P964　　文献标识码：A　　文章编号：2096-8647（2025）02-0036-08
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.02.004

一、引言

2025年2月，中共中央政治局审议通过《关于全面推动黄河流域生态保护和高质量发展的意见》，强调要“尊重自然规律，着重处理好水与人口、粮食、能源的关系，推动发展方式全面绿色转型”，为黄河流域水资源的集约利用和可持续发展提供了思想引领。然而，随着经济增长、人口增加以及工业和农业用水需求的上升，黄河流域面临着日益严峻的水资源短缺与环境压力。在此背景下，如何有效地提升水资源利用效率，实现生态与经济的双赢，成为研究的重点。

近年来，水资源绿色效率研究引发学界广泛关注。在内涵界定上：马海良等（2017）[1]将水资源绿色效率的内涵简单界定为考虑了非期望产出的水资源利用效率；潘忠文等（2020）[2]认为水资源绿色效率是考虑了水资源利用带来的经济效益和生态效益的全要素水资源效率；陈红等（2020）[3]将其界定为粮食生产用水的绿色效率；钱文婧和贺灿飞（2011）[4]提出其为实际与最优水资源投入量之比，反映水资源使用效率；肖宜等（2023）[5]则将其拓展至经济、社会、生态三方面。在水资源绿色效率测算方法方面：汪克亮等（2017）[6]在传统DEA模型基础上构建EBM-Tobit模型，同时考量经济产出与环境成本效应；孙才志等（2020）[7]采用超效率SBM模型测度效率，并借助地理加权回归（GWR）解析区域驱动因素；此外，动态DEA模型和随机前沿分析（SFA）模型的应用有效弥补了静态模型的动态分析局限。水资源绿色效率影响因素研究多聚焦内、外因作用。内因涵盖用水结构、技术及管理效率，外因包括气候、经济水平及政策法规等。如赵明亮等（2020）[8]发现FDI与环境规制对黄河流域城市绿色效率有显著促进作用；张峰等（2022）[9]强调了经济政策调整与环保措施对各省份效率提升的关键作用。外因通过政策引导与市场机制传导，内因则依赖企业及地方治理能力。区域差异分析中，学者常用泰尔指数、基尼系数等方法。黄河流域因自然条件特殊，效率区域差距尤为突出。如邓椿和蒋晓辉（2023）[10]指出黄河流域上中下游效率差距显著；肖宜等（2023）[5]揭示了长江中游城市群效率受经济、政策及生态因素影响呈现空间异质性。综上所述，关于水资源绿色效

作者简介：张晓昱，女，博士，副教授，研究方向为区域经济学、统计与能源计量；胡贤贤，女，硕士研究生，研究方向为黄河流域经济高质量发展。

率的研究已取得丰富成果，但多集中于长江、淮河等流域，关于黄河流域的相关测度多为省级层次。

本文通过构建基于非期望产出的SBM-DEA模型，全面测算了黄河流域不同城市的水资源绿色效率水平。该模型不仅能够考虑传统的期望产出，还纳入了工业废水排放等非期望产出，旨在更加客观地反映各地区在水资源利用过程中的环境成本。同时，本文运用泰尔指数及其分解方法，探讨了黄河流域内区域差异和城市差异，以此揭示水资源绿色效率的空间分布特征与发展不平衡问题。本文期望能够为制定黄河流域水资源可持续发展政策提供科学依据，也为其他流域的水资源管理与绿色发展提供参考。同时，通过揭示各城市在水资源利用效率方面的空间异质性，进一步为探索因地制宜的区域协调发展模式提供支持。本文的创新点在于从城市层面精准测度黄河流域水资源绿色效率，并分析其时空分异特征和影响机制，不仅有助于弥补当前研究的不足，还能为区域水资源管理政策的优化提供实证支撑。

二、研究设计

（一）研究方法

1.基于非期望产出的SBM-DEA水资源绿色效率测算模型

数据包络分析方法（DEA）的核心原理在于运用线性规划技术，对决策单元（DMU）的输入与输出数据进行非参数化评估，从而精准地衡量各决策单元的相对效率。传统的DEA模型往往仅聚焦于径向改进路径，而Tone和Tsutsui（2014）[11]在传统模型基础上进行了创新，提出了SBM-DEA模型。该模型不仅全面考虑了非径向因素，还特别将非期望产出纳入效率评估之中。其公式如下：

$$\rho_k=\min\frac{1-\frac{1}{M}\sum_{i=1}^{M}\frac{S_i^-}{x_{ik}}}{1+\frac{1}{n_1+n_2}\left(\sum_{r=1}^{n_1}\frac{S_r^a}{a_{rk}}+\sum_{l=1}^{n_2}\frac{S_l^b}{b_{lk}}\right)} \tag{1}$$

$$s.t.\begin{cases} x_{ik}=\sum_{j=1,j\neq k}^{n}x_{ij}\lambda_j+S_i^- & (i=1,2,\cdots,M)\\ a_{rk}=\sum_{j=1,j\neq k}^{n}a_{rj}\lambda_j+S_r^a & (r=1,2,\cdots,n_1)\\ b_{lk}=\sum_{j=1,j\neq k}^{n}b_{lj}\lambda_j+S_l^b & (l=1,2,\cdots,n_2)\\ \lambda_j\geqslant 0,S_i^-\geqslant 0,S_r^a\geqslant 0,S_l^b\geqslant 0 \end{cases} \tag{2}$$

其中，ρ_k表示第k个决策单元DMU_k的水资源绿色效率值，M为投入变量个数，n_1为期望产出变量个数，n_2为非期望产出变量个数，S_i^-为投入变量的冗余量，S_r^a为期望产出变量的冗余量，S_l^b为非期望产出变量的冗余量，x_{ik}表示第k个决策单元DMU_k的第i个变量的投入值，a_{rk}表示第k个决策单元DMU_k的第r个变量的期望产出值，b_{lk}表示第k个决策单元DMU_k的第l个变量的非期望产出值，λ_j为决策单元DMU_j的权重。当$\rho_k=1$，且S_i^-、S_r^a、S_l^b均等于0时，表示决策单元k是有效的，不存在冗余，$\rho_k<1$则表示决策单元k非有效，存在改进空间。

2.泰尔指数及其分解

泰尔指数是衡量个人或地区之间收入差距的重要指标。本文利用泰尔指数分析黄河流域各城市区域内和区域间水资源绿色效率的差异，测算了黄河流域总体差异、区域内差异、区域间差异以及相关贡献度。具体公式如下：

$$T=\frac{1}{k}\sum_{q=1}^{k}\left(\frac{S_q}{\overline{S}}\times\ln\frac{S_q}{\overline{S}}\right) \tag{3}$$

$$T_p=\frac{1}{k_p}\sum_{q=1}^{kp}\left(\frac{S_{pq}}{\overline{S}_p}\times\ln\frac{S_{pq}}{\overline{S}_p}\right) \tag{4}$$

$$T=T_w+T_b=\sum_{p=1}^{4}\left(\frac{kp}{k}\times\frac{\overline{S}p}{\overline{S}}\times T_p\right)+\sum_{p=1}^{4}\left(\frac{kp}{k}\times\frac{\overline{S}p}{\overline{S}}\times\ln\frac{\overline{S}p}{\overline{S}}\right) \tag{5}$$

式（3）中，T表示黄河流域水资源绿色效率的总体差异泰尔指数，其大小处于[0,1]，泰尔指数越小，说明黄河流域水资源绿色效率的总体差异越小，反之则说明总体差异越大。q表示城市，k表示城市数量，S_q表示城市q的水资源绿色效率，$\overline{S}$表示黄河流域整体水资源绿色效率的均值。式（4）中，T_p表示区域p的总体差异泰尔指数，k_p表示区域p的城市数量，S_{pq}表示区域p城市q的水资源绿色效率，$\overline{S}_p$表示区域p的水资源绿色效率的均值。式（5）中，黄河流域水资源绿色效率的总体差异泰尔指数进一步分解为区域内差异泰尔指数T_w和区域间差异泰尔指数T_b。另外，定义T_w/T和T_b/T分别为区域内差异和区域间差异对总体差异的贡献率，$(S_p/S)\times(T_p/T)$为各区域对区域内总体差异的贡献率，S_p表示区域p内各城市的水资源绿色效率之和，S表示黄河流域水资源绿色效率之和。

（二）样本选取与数据来源

DEA模型要求决策单元（DMU）数量至少为投入产出变量总和的三倍。据《黄河流域综合规划（2012—2030年）》，黄河流域共涵盖9省（区）69市（州），但四川和部分城市数据缺失严重被剔除，山东莱芜因撤市划区不纳入研究，最终选取60个城市进行研究。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和各地区统计年鉴。某些年份的部分缺失数据采用相邻年份

插值法和线性回归拟合补齐。

（三）指标体系构建及说明

本文参考张文阁和雍会（2024）[12]的研究，运用超效率SBM模型评估黄河流域水资源绿色效率，指标体系涵盖投入、期望与非期望产出，详见表1。

表1　水资源绿色效率指标体系

指标类型	指标名称	指标含义	指标单位
投入指标	水资源投入	用水总量	万m^3
	资本投入	固定资产总额	万元
	劳动力投入	城市年末从业人数	万人
	知识投入	城市绿色发明专利存量	件
期望产出指标	GDP产出	实际GDP	万元
	粮食产出	粮食产量	万吨
非期望产出指标	污水排放	城市工业废水排放总量	万m^3

1.投入指标

水资源投入。选取黄河流域各城市的用水总量作为水资源投入的衡量标准，包括农业生产用水总量、工业生产用水总量、生活与生态用水总量。

资本投入。鉴于城市资本存量的估算存在较大难度，本文选择以固定资产总额作为资本存量的代理指标。由于基年资本存量与折旧率的估算存在显著差异，为了确保计算的准确性和可靠性，参考张军等（2004）[13]学者提出的永续盘存法，并选定2010年作为基期进行资本存量的估算。2010—2022年黄河流域资本投入整体呈上升趋势，在生态治理、产业升级、基础设施建设等方面投资力度不断加大。

劳动力投入。劳动力投入指各城市年末从业人数。2010—2022年，黄河流域劳动力投入呈现区域差异化增长，宁夏等上游省份通过人力资源服务优化推动就业规模扩大，从业人员数量显著提升；中下游地区如山东、河南则依托产业升级与高技能人才集聚，劳动力结构向技术密集型转型，耦合协调度空间分布呈上游、中游、下游递增的特征。

知识投入。节水型发明专利会对水资源绿色效率带来影响，考虑到数据可得性，参考蒋晚珍（2021）[14]的研究，以绿色发明专利存量代之。2010—2022年，黄河流域绿色发明专利存量整体呈上升趋势，前期增长较缓，随着政策推动，后期增速加快。

2.期望产出指标

GDP产出。水资源在生产、生活以及生态等方面的产出主要体现为经济社会的发展，因此将GDP作为主要产出之一。其中，实际GDP以2010年作为基期进行计算。2010—2022年，黄河流域GDP持续攀升，其间虽有波动，但凭借产业升级与协同发展，经济总量稳步扩张。

粮食产出。由于我国针对粮食施行了补贴和保护等一系列政策，GDP无法全面反映农业用水所产生的产出成效，因此将粮食产量作为产出来估算水资源绿色效率。而DEA作为一种非参数方法，不存在投入或产出变量之间存在多重共线性的问题。2010—2022年，黄河流域粮食产出总体呈上升态势，部分年份受灾害等因素影响稍有波动。

3.非期望产出指标

污水排放。污水排放是经济社会发展过程中难以规避的问题，以工业废水排放总量来表示。2010—2022年，黄河流域工业废水排放总量先升后降，前期因工业发展排放增加，后随环保趋严与技术升级，排放量逐步减少。

三、黄河流域水资源绿色效率测度结果

（一）规模报酬不变条件下的水资源绿色效率分析

在规模报酬不变的情境下，2010—2022年黄河流域各城市的水资源绿色效率总体呈现上升趋势。从平均水平看，2010年的水资源绿色效率较低，许多城市在此阶段未能达到较高的水资源利用效率；2014年国家大力倡导绿色发展理念，水资源绿色效率水平略有提升，更多城市开始注重绿色发展并改进水资源管理；2018年水资源绿色效率进一步提升，国家和地方政府持续发力助力水资源利用迈向新高度；至2022年，整体效率有明显进步，反映了政策推动和技术进步对流域水资源绿色效率的积极影响。然而，尽管整体趋势向好，个别城市的效率值在2022年有所回落，表明在经济结构调整和资源分配过程中依然存在挑战。

从具体城市看，内蒙古和山东各城市水资源绿色效率较高。例如，内蒙古的鄂尔多斯、包头、呼和浩特等地的效率值较高。山东的济南、青岛也在不同时期表现出较高效率，这可能归因于当地产业结构的合理调整和较高的水资源管理水平。相比之下，部分城市在不同时期的水资源绿色效率较低，例如2022年河南焦作、宁夏固原的效率值较低，表明其水资源利用效率有待提高。造成这种差异的原因可能是经济发展过程中存在的资源配置不合理现象，或农业用水量较高造成的水资源浪费问题。甘肃、陕西的部分城市也在不

同时期表现出较低效率，显示出其在水资源管理上存在提升空间。

从最值看，山东青岛在2022年的效率值达到1.216，成为表现最为优异的城市；而在同一年，宁夏固原则以0.225的效率值位居末位，反映出各城市在水资源利用效率上的显著差异。此外，在各时间节点上，效率值最高的城市多集中在内蒙古、山东，体现了这些地区在水资源高效利用方面的领先地位。

（二）规模报酬可变条件下的水资源绿色效率分析

在规模报酬可变的条件下，黄河流域各城市的水资源绿色效率水平在不同时期提升效果明显。2010年许多城市的效率值较低，在0.5之下，显示出在规模报酬可变的情境下，黄河流域各城市具备更高的资源利用潜力；2014年，效率值有所提升，表明各城市在水资源分配方面取得了一定成效；2018年，水资源绿色效率进一步提升，对水资源的利用更加高效；到2022年，不少城市的水资源绿色效率已达到1以上，说明在不同规模下优化水资源配置和管理已成为普遍趋势，反映出技术进步和管理手段对提升效率的推动作用。

从具体城市看，山东、内蒙古的部分城市表现依然优异，许多城市的效率值在各个年份都接近或达到1。例如，2022年山东青岛的水资源绿色效率达到了1.143，反映出其在优化用水结构和推广节水技术方面取得显著成效。内蒙古多个城市展现了较高的水资源绿色效率值，显示了其良好的资源管理能力和政策引导效果。而河南、山西等省份的一些城市在规模报酬可变条件下也表现出较大差异。例如，河南洛阳在2010年的效率值较低，但在2022年实现了较大提升，反映了当地政府在资源管理方面的改进成效。2022年山西部分城市的效率值有所下降，如吕梁和临汾，这

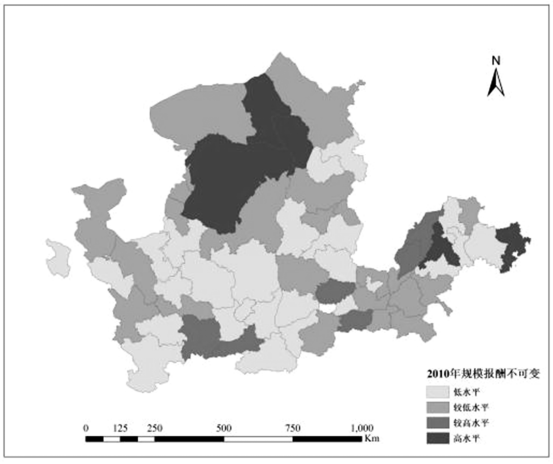


图1 2010年规模报酬不可变条件下黄河流域水资源绿色效率

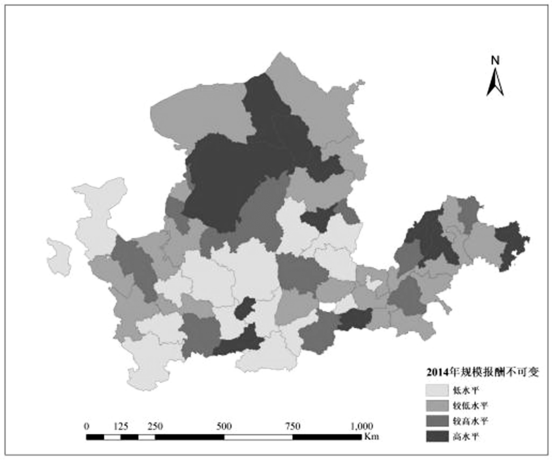


图2 2014年规模报酬不可变条件下黄河流域水资源绿色效率

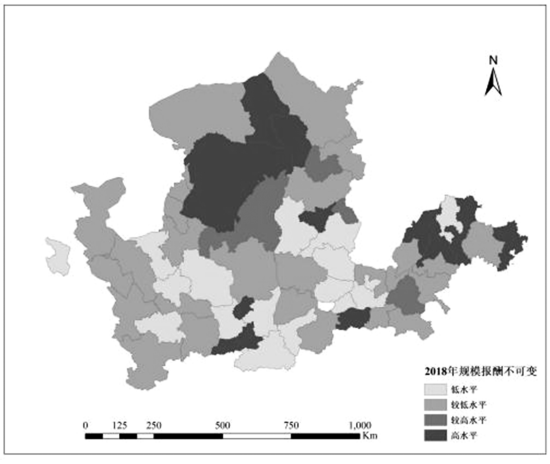


图3 2018年规模报酬不可变条件下黄河流域水资源绿色效率

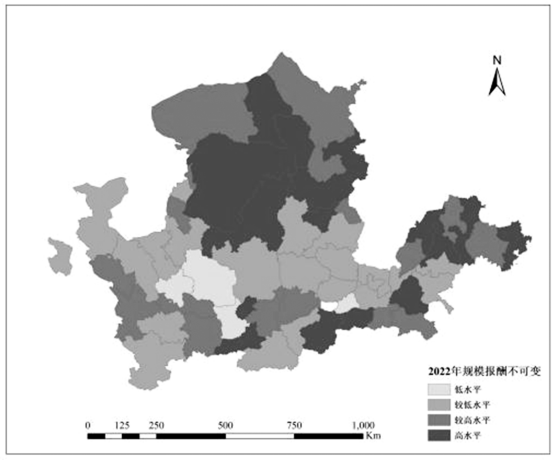


图4 2022年规模报酬不可变条件下黄河流域水资源绿色效率

注：图1—4均基于审图号为GS(2024)0650的标准地图制作。下图同。

可能是因为经济结构调整带来的暂时性资源分配不平衡影响了水资源绿色效率。

从最值看，2022年表现最优异的是山东济南，效率值达到1.195，反映出其在资源管理和技术创新上的卓越成效。而2022年甘肃定西的效率值为0.260，显示出规模报酬可变条件下的显著空间差异。此外，各时间节点上效率值最高的城市大多分布在内蒙古、山东，表明这些地区的水资源利用效率在不同规模情境下均处于领先地位。

（三）黄河流域水资源效率的空间差异

1.规模报酬不变条件下的水资源绿色效率差异分析

在规模报酬不变条件下，黄河流域的水资源绿色效率总体差异呈现出一定的波动趋势。2010—2022年，效率总体差异在0.13—0.20之间波动，2010年为0.173，随后有所下降，2018年达到最低点0.131，之后又逐步回升至2020年的0.161。这种波动性表明，在规模报酬不变的条件下，不同地区的水资源利用效率水平差异明显，说明流域各地在水资源管理和利用效率上仍存在显著的非均衡现象。

在区域内差异方面，规模报酬不变条件下的黄河流域水资源效率也表现出逐年变化的特点。2010年的区域内差异为0.142，2014年降至0.109，随后呈现小幅波动，2022年为0.128。整体上，区域内差异经历了先下降后趋于稳定的过程，反映了在规模报酬不变条件下，各省份城市间的水资源利用效率差异逐渐缩小。随着各地在政策和技术上的提升，区域内的水资源管理逐渐趋于均衡，特别是在2014年前后，多个城市的效率差距缩小，表明地方政府在节水和效率提升方面的措施开始显现效果。

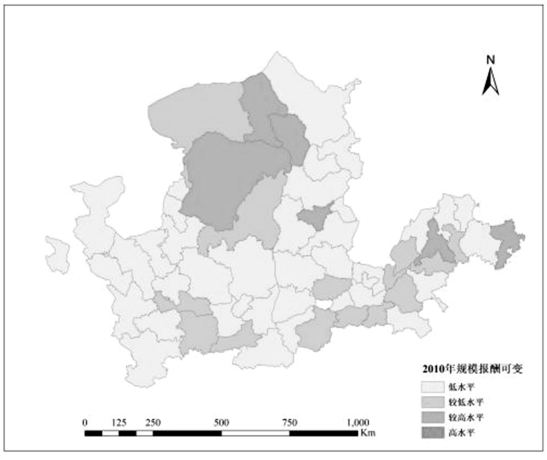


图5 2010年规模报酬可变条件下黄河流域水资源绿色效率

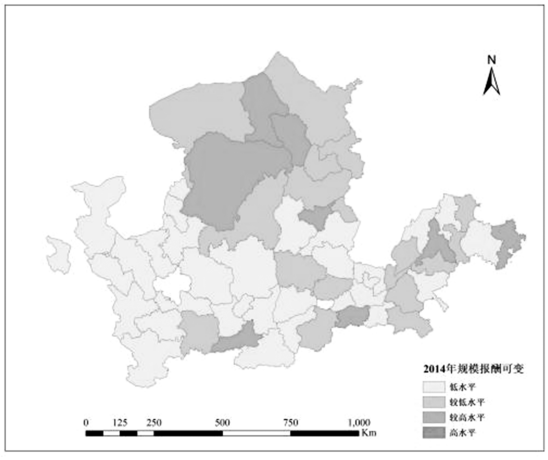


图6 2014年规模报酬可变条件下黄河流域水资源绿色效率

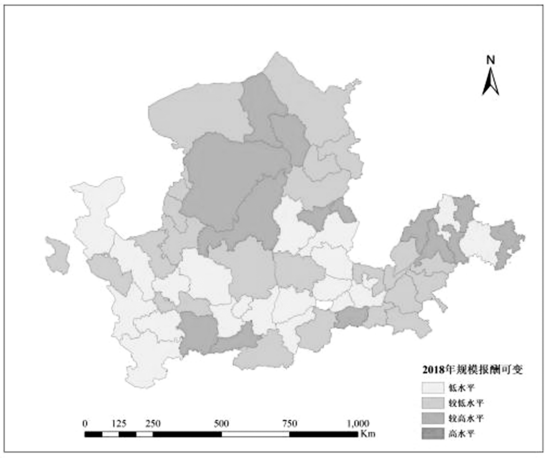


图7 2018年规模报酬可变条件下黄河流域水资源绿色效率

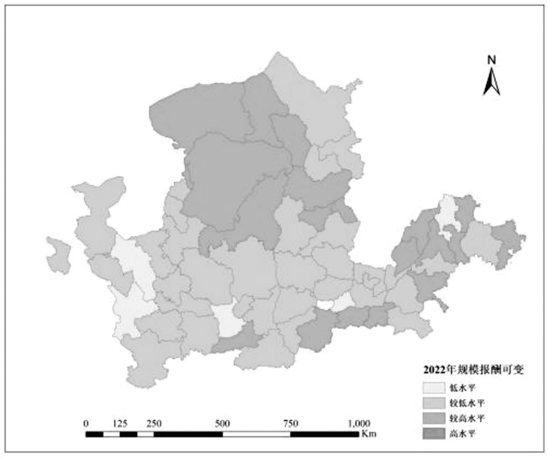


图8 2022年规模报酬可变条件下黄河流域水资源绿色效率

在区域间差异方面，区域间差异相较于区域内差异小，且呈现出稳定的态势。区域间差异在2010年为0.031，到2014年微降至0.030，2022年回升至0.033。这种相对稳定的区域间差异表明，不同区域之间的水资源利用效率差距并未随着时间的推移显著扩大或缩小。黄河流域上下游区域在自然资源禀赋和经济发展模式上的差异可能是导致区域间差异难以消除的原因之一。因此，要缩小区域间的效率差异，需要在流域整体协调发展上加大政策支持力度，以推动各区域间水资源利用的均衡发展。

表2　黄河流域水资源绿色效率总体差异

年份	规模报酬不变			规模报酬可变		
	总体	区域内	区域间	总体	区域内	区域间
2010	0.173	0.142	0.031	0.179	0.149	0.029
2011	0.151	0.117	0.033	0.169	0.131	0.038
2012	0.167	0.119	0.048	0.170	0.126	0.044
2013	0.152	0.121	0.031	0.174	0.138	0.036
2014	0.140	0.109	0.030	0.152	0.119	0.032
2015	0.165	0.127	0.038	0.183	0.141	0.043
2016	0.158	0.112	0.046	0.144	0.112	0.032
2017	0.147	0.112	0.034	0.146	0.120	0.025
2018	0.131	0.093	0.038	0.148	0.122	0.026
2019	0.137	0.093	0.044	0.166	0.128	0.039
2020	0.146	0.113	0.033	0.152	0.118	0.034
2021	0.144	0.106	0.038	0.150	0.111	0.038
2022	0.161	0.128	0.033	0.182	0.147	0.045

2.规模报酬可变条件下的水资源绿色效率差异分析

在规模报酬可变条件下，黄河流域水资源绿色效率的总体差异同样呈现出一定的波动态势，但整体水平较规模报酬不变条件下略高。2010年的总体差异为0.179，2016年降至最低值0.144，2020年回升至0.182。这种波动反映出不同规模下，不同地区在水资源利用效率方面的差异较为明显。这一趋势表明，各地在水资源效率的提升上取得了一定进展，但总体差异依然存在，且在近年来略有扩大，可能是由于不同规模下的水资源管理策略和资源配置效率存在差异。

进一步分析，规模报酬可变条件下的区域内差异在不同时期表现出轻微波动。2010年区域内差异为0.149，2014年降至0.119，2022年上升至0.147。与规模报酬不变条件下的区域内差异相比，规模报酬可变的情境下，区域内差异在2014年后呈现上升趋势，反映出在可变规模下，区域内不同城市在水资源效率上的差距有所扩大。尤其是在经济快速发展阶段，部分城市可能在水资源管理和利用上采取了不同的策略，导致区域内水资源效率差距增大。未来，缩小这些区域内部的差异需要更加均衡的政策推进和技术共享。

在区域间差异方面，2010年为0.029，2017年降至最低0.025，2022年上升至0.045，整体上差异在0.02—0.04之间波动。相比于规模报酬不变情境下的稳定，规模报酬可变条件下的区域间差异略有扩大。这表明在不同区域的水资源管理模式和经济发展策略方面存在的差异对效率的影响更为显著。随着各地区在不同规模条件下的发展，区域间的水资源利用效率差异有所扩大，反映出不同区域在水资源高效利用方面尚未达到均衡的状态。为进一步缩小区域间差异，各区域需要在政策引导、技术共享和跨区域合作上进一步提升，以实现黄河流域整体水资源绿色效率的优化。

3.黄河流域不同省份的水资源绿色效率差异分析

从整体趋势看，各省份在规模报酬不变的情况下效率差异较大，显示出这些省份内，不同城市在水资源利用效率上的显著差距，这可能与区域内城市的经济结构和水资源管理水平不均衡有关。2022年多个省份的效率差异有所下降，尤其是河南，区域差异值下降至0.092，说明河南在水资源利用效率方面的均衡性有所提升，表明当地在水资源管理政策和技术上的进步对缩小区域内差距起到了一定作用。进一步分析表明，黄河流域各省份在水资源绿色效率的区域差异上具有明显的空间异质性。位于流域上游的甘肃由于地理条件限制和水资源稀缺性，水资源效率差异相对较大；中下游省份如山东、河南的差异则较小。随着时间的推移，内蒙古的区域差异在大部分年份中相对较低，显示出该地区在水资源管理方面的稳定性，这可能得益于内蒙古在工业和农业节水技术方面的政策支持。

从整体趋势看，各省份在规模报酬可变条件下的效率差异在时间上存在波动性。大部分省份的效率差异在2015年相对较大，但在2017年前后出现下降趋势，随后有所波动。2010年河南的差异指数最高，达到0.189，表明河南各城市在水资源利用效率上存在显著差距，可能是由于各城市在地理和资源禀赋上的差异较大；2022年河南的差异指数降至0.100，在水资源管理上逐步改进。内蒙古、山西的效率差异在多个年份相对较低，尤其在2013年后，内蒙古的差异指数始终保持在较低水平，说明该地区的水资源利用效率较

表3　规模报酬不变条件下黄河流域不同省份水资源绿色效率区域差异

年份	山西	内蒙古	山东	河南	陕西	甘肃	宁夏
2010	0.127	0.066	0.105	0.213	0.208	0.188	0.082
2011	0.133	0.042	0.087	0.147	0.150	0.173	0.074
2012	0.118	0.071	0.083	0.117	0.166	0.170	0.120
2013	0.130	0.055	0.083	0.165	0.130	0.172	0.136
2014	0.105	0.064	0.091	0.117	0.149	0.133	0.122
2015	0.155	0.065	0.091	0.120	0.202	0.149	0.107
2016	0.138	0.027	0.067	0.121	0.211	0.132	0.119
2017	0.105	0.039	0.100	0.120	0.226	0.108	0.133
2018	0.103	0.027	0.082	0.099	0.150	0.101	0.108
2019	0.056	0.021	0.101	0.137	0.144	0.104	0.116
2020	0.136	0.025	0.117	0.117	0.185	0.125	0.094
2021	0.142	0.021	0.092	0.119	0.145	0.134	0.110
2022	0.155	0.015	0.148	0.092	0.193	0.139	0.158

注：受限于青海大部分城市的数据可得性，仅有西宁列入研究，因此讨论省级区域差异时将青海排除在外。表4同。

表4　规模报酬可变条件下黄河流域不同省份水资源绿色效率区域差异

年份	山西	内蒙古	山东	河南	陕西	甘肃	宁夏
2010	0.128	0.060	0.080	0.189	0.177	0.257	0.193
2011	0.125	0.040	0.075	0.133	0.129	0.234	0.180
2012	0.145	0.072	0.067	0.113	0.149	0.183	0.195
2013	0.119	0.052	0.065	0.170	0.122	0.198	0.312
2014	0.113	0.056	0.088	0.092	0.161	0.141	0.215
2015	0.146	0.054	0.087	0.091	0.214	0.214	0.163
2016	0.100	0.031	0.074	0.093	0.177	0.127	0.246
2017	0.099	0.031	0.078	0.131	0.225	0.089	0.265
2018	0.101	0.028	0.087	0.147	0.241	0.111	0.185
2019	0.084	0.023	0.099	0.150	0.208	0.105	0.290
2020	0.125	0.020	0.101	0.129	0.209	0.120	0.157
2021	0.143	0.024	0.065	0.126	0.171	0.112	0.215
2022	0.145	0.018	0.124	0.100	0.191	0.113	0.540

为稳定。陕西在不同年份的差异指数波动较大，各城市的水资源管理水平不均衡，可能因经济发展水平差异和水资源配置的不均导致。

四、结论及建议

（一）研究结论

本文对黄河流域水资源绿色效率的时空分异特征进行了系统分析，得出以下结论：

一是黄河流域水资源绿色效率稳步上升，但区域差异突出。黄河流域水资源绿色效率在研究期内稳步上升，彰显了节水意识提升与管理强化的成果。但区域差异显著，成为制约流域协同发展的关键因素。上游以生态保护与农牧业为核心，水资源利用方式较为传统；中下游工业繁荣、人口集中，用水需求多样。这种差异致使上游与中下游地区的效率差距明显，部分上游地区的水资源利用效率仅达中下游高效城市的半数。空间异质性阻碍了流域资源的优化配置，限制了整体效率的提升。

二是黄河流域各城市水资源绿色效率差距大，尤其是宁夏、甘肃等欠发达地区，这些地区除省会（首府）外水资源利用效率均偏低，且在2010—2022年间变化不明显，说明各城市水资源管理水平参差不齐。部分城市大力推广先进节水技术，严格落实水资源管理政策，如智能灌溉系统在农业领域的广泛应用，使水资源绿色效率稳步提升，展现出节水行动的显著成效。然而，个别城市在经济结构调整时过度追求增速，忽视资源合理配置，导致水资源管理混乱，近年效率明显下滑。未来需依据各城市产业结构、用水特点等实际情况，制定个性化的水资源管理策略。

三是黄河流域各城市水资源绿色效率在时间维度上并非平稳递增，而是存在一定波动。在政策大力推行初期，如水资源税改革实施阶段，效率显著提升。但随着时间推移，部分政策执行力度减弱，技术应用遭遇瓶颈，效率随之下降。这表明，政策和技术对水资源效率提升的作用需持续优化调整。

（二）对策建议

基于以上结论，为进一步提升黄河流域水资源绿色效率，缩小区域差异，提出以下建议：

一是协同区域发展，缩小效率差距。鉴于黄河流域区域差异显著阻碍协同发展，应搭建流域统一协调平台，促进上下游产业对接。鼓励中下游向绿色产业转型，将部分适宜产业转移至上游，带动上游水资源利用效率提升。同时，建立区域水资源补偿机制，对保护水资源作出贡献的地区给予经济补偿，实现流域水资源优化配置与协同发展。

二是依据城市特性，定制管理策略。针对城市发展分化与管理水平各异的情况，各城市应开展全面用水调研，依据产业结构、人口规模等制定专属策略。对高耗水产业集中的城市，设立用水配额，推行节水技术改造；对农业大市，加大节水灌溉设施投入，推广滴灌、喷灌等技术，提升水资源管理的精准度与有效性。

三是强化综合管理，凝聚多方合力。考虑到水资源绿色效率受多种因素影响，需建立政府主导、企业参与、公众监督的综合管理模式。政府应完善法律法规，加强执法监管；企业应履行社会责任，加大节水投入。还应通过社区宣传、学校教育等方式，提高公众节水意识，营造全社会共同参与水资源保护与高效利用的良好氛围。◆

参考文献：

[1]马海良，丁元卿，王蕾.绿色水资源利用效率的测度和收敛性分析[J].自然资源学报，2017，32(3)：406-417.

[2]潘忠文，李志献，徐承红.环境规制与区域绿色水资源效率提升：基于长江经济带的实证分析[J].调研世界，2020，326(11)：12-19.

[3]陈红，王浩坤，秦帅.水足迹视角下黑龙江粮食生产用水绿色效率研究：基于三阶段SBM-Malmquist指数分析法[J].长江流域资源与环境，2020，29(12)：2790-2804.

[4]钱文婧，贺灿飞.中国水资源利用效率区域差异及影响因素研究[J].中国人口·资源与环境，2011，21(2)：54-60.

[5]肖宜，慈晓虎，杨冰，等.长江中游城市群水资源绿色效率测度与影响因素分析[J].长江科学院院报，2023，40(9)：8-16.

[6]汪克亮，刘悦，史利娟，等.长江经济带工业绿色水资源效率的时空分异与影响因素：基于EBM-Tobit模型的两阶段分析[J].资源科学，2017，39(8)：1522-1534.

[7]孙才志，马奇飞，赵良仕.基于GWR模型的中国水资源绿色效率驱动机理[J].地理学报，2020，75(5)：1022-1035.

[8]赵明亮，刘芳毅，王欢，等.FDI、环境规制与黄河流域城市绿色全要素生产率[J].经济地理，2020，40(4)：38-47.

[9]张峰，宋晓娜，薛惠锋.中国工业水资源绿色效率跨期比较及"十四五"趋势展望[J].软科学，2022，36(2)：23-29.

[10]邓椿，蒋晓辉.黄河流域农业水资源绿色效率动态演化及驱动机理[J].经济问题，2023(9)：122-128.

[11]TONE K，TSUTSUI M. Dynamic DEA with Network Structure：A Slacks-Based Measure Approach [J].Omega-International Journal of Management Science，2014，42(1)：124-131.

[12]张文阁，雍会.西北干旱区城市水资源绿色效率及节水减排研究[J].人民黄河，2024，46(6)：68-73.

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

[14]蒋晓珍.黄河流域水资源绿色效率测度及提升机制研究[D].西安：西北大学，2021.

Measurement and Spatiotemporal Differentiation of Green Efficiency of Water Resources in the Yellow River Basin

Zhang Xiaoyu，*Hu Xianxian*

Abstract：This study measures the Green Efficiency of Water Resources of cities in the Yellow River Basin from 2010 to 2022 using the non-desirable output SBM-DEA model and analyzes the spatiotemporal differentiation characteristics through the Theil index. The results indicate that the green water resource efficiency in the Yellow River Basin has gradually improved overall, but significant disparities exist between regions, particularly between upstream and mid-downstream areas. Additionally, under constant returns to scale (CRS) and variable returns to scale (VRS) conditions, water resource management efficiency exhibits considerable fluctuations across different regions. Based on these findings, it is recommended to implement differentiated water resource management policies, introduce efficient water-saving technologies in upstream regions, and support areas with lower efficiency. Establishing a dynamic monitoring mechanism to provide real-time feedback on water resource utilization efficiency changes and encouraging cross-regional cooperation and resource sharing can optimize water resource allocation and management in the Yellow River Basin, promoting coordinated and sustainable regional development.

Key words：Yellow River Basin; Green Water Resource Efficiency; SBM-DEA Model

（责任编辑：萧静）

乡村发展要素转型对县域共同富裕的影响研究
——基于陕西省县域视角

宁泽逵　王　瑞　陈　慧　陈晓朗
（西安财经大学 公共管理学院，陕西 西安 710100）

摘要：采用2011—2020年陕西省县域面板数据，测算共同富裕发展指数和乡村发展要素转型指数，分析陕西省县域共同富裕发展的时空演化和空间差异特征，并着重探究乡村发展要素转型对共同富裕的影响机制和作用效果。研究发现：（1）陕西省共同富裕水平明显提升，发展水平呈现出陕北最高、陕南次之、关中最低的特征，且地区间发展不平衡问题突出，因而推动陕西省共同富裕要着力缩小区域差距；（2）乡村发展要素转型对陕西省县域共同富裕发展水平具有明显促进作用，对周边地区有正向溢出效应；（3）乡村发展要素转型对共同富裕发展性、共享性、可持续性均具有明显的促进作用。

关键词：乡村发展要素转型；共同富裕；陕西省；空间计量模型
中图分类号：F127　　文献标识码：A　　文章编号：2096-8647（2025）02-0044-10
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.02.005

一、引言

党的二十大报告指出：“共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，也是一个长期的历史过程。”截至目前，我国共同富裕已取得实质性进展。据韩保江和高惺惟（2022）[1]的统计测算，我国的共同富裕指数已从2013年的24.67增长至2020年的44.23，增长了79.3%。越来越多的研究发现，人口、土地、产业是影响乡村发展的核心要素，而人口及各种社会经济发展要素的转型不同程度上给乡村转型发展反馈与响应[2]，但设施落后、生产要素匮乏等短板[3]依旧阻碍着乡村的有序发展，制约着乡村振兴的成效。鉴于此，推动乡村发展要素转型对促进乡村全面振兴、实现共同富裕有重要的现实意义。

当前学术界对共同富裕的研究较多，主要侧重于以下方面：（1）共同富裕的理论内涵。共同富裕是一个动态发展的过程，是物质富裕与精神富裕的统一[4]，即全体人民在物质与精神生活中处于满足状态。共同富裕是富裕与共享的有机统一，意味着全体人民勤劳致富，共享富裕成果[5]，共建富裕才能共享富裕，共享富裕最终才能实现共同富裕。（2）共同富裕发展水平的测度。刘培林等（2021）[6]较早提出从富裕和共享两大维度来构建共同富裕指标体系，并具体表述为总体富裕程度和发展成果共享程度两个维度。陈丽君等（2021）[7]在两大维度基础上增设可持续性维度，构建三维模型，从多维度、多主体、多视角分析评价中国共同富裕进展。（3）共同富裕的实践路径。扎实推动共同富裕，应当在党的集中统一领导下，坚持和完善社会主义市场经济体制，大力推动民营经济发展，以乡村振兴着力补齐共同富裕的短板[8]。同时，推动共同富裕要坚持区域共同、共生、共享发展，着力缩小区域发展差距[9]。

基金项目：国家社会科学基金项目“乡村振兴战略下社会人才下乡的动力机制与促进政策研究”（19BGL176）；教育部新农科研究与改革实践项目“推进都市农业高质量发展的新型农林人才核心能力体系研究”（2020005）；陕西高校青年创新团队项目“数字乡村发展理论前沿及实践进展研究”（23JP048）。

作者简介：宁泽逵，男，博士，教授，研究方向为数字乡村治理、农村社会发展、农民职业化现代化；王瑞，女，硕士研究生，研究方向为公共管理、乡村数字治理；陈慧，女，硕士研究生，研究方向为公共管理、乡村数字治理；陈晓朗，男，硕士研究生，研究方向为公共管理、乡村数字治理。

上述研究虽有助于深化对共同富裕的认识，但存在以下不足：(1)目前研究不够全面、均衡，多侧重于理论研究，关于乡村发展要素转型与共同富裕两者内涵机理的系统阐释有较大研究空间。(2)当前研究多从乡村振兴、社会政策体系等方面切入，分析其对实现共同富裕的影响，具体分析乡村发展要素转型对共同富裕影响的研究较少。(3)陕西省作为西部大开发的第一梯队，对西部地区实现共同富裕有重要的带动作用，但关于陕西省的相关研究偏少。本文的边际贡献有：(1)阐明人口、土地、产业要素对促进乡村发展的影响，探究乡村发展要素转型对共同富裕发展性、共享性、可持续性的影响。(2)定量分析陕西省共同富裕发展演化特征，运用空间计量方法，探究乡村发展要素转型对实现共同富裕的影响程度，为实现共同富裕提供决策参考。

二、理论分析与研究假设

实现乡村振兴与共同富裕，要正视其目标和途径的多元性、阶段性、开创性、艰巨性特性，突破收入差距、城乡差距、地区差距、公共服务差距等阻碍。当前，城乡发展不平衡和农村发展不充分是突出矛盾，人口、土地、产业要素对缩小城乡差距意义重大。本文基于佟伟铭等(2023)[10]的成果，聚焦陕西省县域，分析乡村发展中人口、土地、产业三要素转型对共同富裕发展性、共享性、可持续性的影响。

(一)乡村发展要素转型与共同富裕发展性

发展是共享的前提，推动落后地区发展，应充分发挥人口、土地、产业的作用。首先，在人口要素上，健全人才返乡激励政策，实现双向流动，靠市民下乡、能人回乡、企业兴乡带动乡村经济，能提供岗位与薪资，刺激消费，提升富裕水平。其次，土地承担着重要的经济、生态、社会功能[11]，实现乡村土地要素转型，优化土地要素配置，让农民共享土地增值收益，能增加农民收入，缩小城乡收入差距，缓解乡村贫困[12]。最后，推动乡村发展产业要素转型，一方面能因地制宜调整农业结构和分工，拓展产业链，提升附加值，帮助低收入农民融入共富进程；另一方面能使产业结构优化升级，提供工作岗位和就业机会[13]，增加农民收入，加速农村、农民共同富裕进程。

据此提出假设1：乡村发展要素转型对共同富裕发展性具有正向影响。

(二)乡村发展要素转型与共同富裕共享性

共建是共享的基础。当落后地区经济发展到一定阶段，会对其基础设施、公共服务、资源共享和治理水平产生影响。首先，地域经济发展吸引高发展水平地区人才、企业、资本入驻激发当地民众创富潜力，推动多方参与改善基建与福利水平，整合政府、市场、社会力量形成“共同体”，有助于提升公共服务与基建水平，增进社会公平[14]。其次，稳步提高农村产业现代化水平，凭借技术、制度创新实现农村三次产业跨界集约化配置，能拓展农民增加收入的渠道，实现共建共享[15]。最后，按照时间、数量、空间将土地资源进行再配置，加速区域间经济、信息、资源流通，利用好示范效应与帮扶作用逐步缩减地区间差距[16]，有助于提升地区产业多样性和科技化水平，丰富乡村居民收入渠道，提高平均收入水平，缩小城乡差距，共享发展红利。

据此提出假设2：乡村发展要素转型对共同富裕共享性具有正向影响。

(三)乡村发展要素转型与共同富裕可持续性

可持续作为测度共同富裕的关键指标，包括共享的可持续和发展的可持续。一方面，产业发展水平稳定提升能够反馈于当地基础设施建设，完善的基础设施、优质的公共服务也能使更多优秀人才、企业等投身乡村建设，形成良性循环，实现共享的可持续[17]。另一方面，乡村发展要素转型有助于绿色生态地区实现生态经济化，提供优质的生态环境和生态产品。生态产品流向城市，农村居民出售生态产品增加收入，城市居民消费生态产品增加效用[18]，从而达到发展的可持续。乡村发展要素转型有助于提高农业发展现代化水平与产业多样性，增强区域发展的平衡性、协调性、可持续性，实现高质量发展下的共同富裕。

据此提出假设3：乡村发展要素转型对共同富裕可持续性具有正向影响。

三、研究设计

(一)共同富裕指标体系构建

从发展性、共享性、可持续性三大层面构建共同富裕评价指标体系。发展性包含富裕度和共同度两个子维度，选取居民收入和存款相关指标衡量居民富裕度；用城乡居民收入倍差和城乡居民就业结构来测度县域间共同度水平。对共享性而言，共同富裕的共享性须体现出发展成果公平及由全体人民共享的特质，因此从教育、医疗健康、基础设施、信息化水平和社会保障五方面进行测度。可持续性要体现经济社会与资源环境协调发展，因而从生态环境、发展质量两个方面衡量。具体指标体系见表1。

表1　共同富裕指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	权重
发展性（0.151）	富裕度（0.084）	城镇居民人均可支配收入（元/人）	0.017
		农村居民人均可支配收入（元/人）	0.030
		居民人均存款余额（元/人）	0.037
	共同度（0.067）	城乡居民收入倍差	0.020
		城乡居民就业结构	0.047
共享性（0.557）	教育（0.228）	小学阶段师生比（%）	0.121
		中学阶段师生比（%）	0.107
	医疗健康（0.023）	执业医师人员数（人）	0.008
		卫生技术人员数（人）	0.015
	基础设施（0.062）	建成区绿化覆盖率（%）	0.009
		医疗卫生机构床位数（张）	0.053
	信息化水平（0.088）	移动电话年末用户数（户）	0.003
		每万人中互联网接入用户数（户）	0.085
	社会保障（0.156）	社会服务机构床位数（张）	0.088
		养老保险参保人数（人）	0.068
可持续性（0.292）	生态环境（0.013）	污水处理厂集中处理率（%）	0.005
		生活垃圾无害化处理率（%）	0.008
	发展质量（0.279）	人均GDP（万元/人）	0.080
		人均规模以上工业总产值（元/人）	0.141
		农业机械总动力（千万瓦）	0.058

注：括号内是根据熵权法测算的指标权重。表2同。

（二）乡村发展要素转型指标体系构建

人口、土地、产业与乡村发展息息相关，基于现有研究成果[11,19-22]，依据人口、土地和产业发展现状，从要素发展水平和要素转型水平两方面构建乡村发展要素转型指标体系，详见表2。其中，要素转型水平中变化值的指标数据由基期指标与当期指标差值表示。

（三）数据来源

依据陕西省发布的《关于支持县域经济高质量发展的接续政策措施》，本文选取该措施涉及的83个县域作为研究对象。考虑到数据的可获得性与可匹配性，数据截取区间为2011—2020年。数据主要来源于相关年份的《陕西统计年鉴》《中国农村统计年鉴》及陕西省各地市统计年鉴和各县域统计公报。

（四）研究方法

1.熵权法

采用熵权法测算得到各县域共同富裕指数和乡村发展要素转型指数。计算步骤如下：

构建指标的特征值矩阵：

$$X=\begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{m1} & \cdots & x_{mn} \end{bmatrix}$$

指标无量纲化处理：

正向指标：

$$X_{ij}=x_{ij}-min(x_j)/max(x_j)-min(x_j)$$

表2　乡村发展要素转型指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	三级指标定义	权重
要素发展水平（0.664）	乡村人口发展（0.244）	城镇化率	城镇人口与总人口的比值（%）	0.037
		从业结构	乡村从事非农林牧渔业/乡村人口（%）	0.085
		人口结构	乡村从业人员/乡村人口（%）	0.122
	乡村土地发展（0.246）	农村耕地	耕地面积/乡村人口（hm^2）	0.130
		农地施肥	化肥施用量/耕地面积（t/hm^2）	0.008
		农地生产	农业增加值/耕地面积（万元/hm^2）	0.108
	乡村产业发展（0.174）	农业机械化	农业机械总动力/耕地面积（kw/hm^2）	0.080
		产业结构	农林牧渔业产值/地区生产总值（%）	0.019
		农业产出	农林牧渔业产值/农林牧渔业从业（万/人）	0.075
要素转型水平（0.334）	乡村人口转型（0.078）	城镇化率变化	城镇人口占总人口比例的变化（%）	0.070
		从业结构变化	从事非农林牧渔业占总从业人口比例的变化（%）	0.004
		人口结构变化	乡村从业人口占总人口比例的变化（%）	0.004
	乡村土地转型（0.125）	农村耕地变化	人均耕地面积的变化（hm^2）	0.036
		农地施肥变化	平均化肥施用量的变化（t/hm^2）	0.004
		农地生产变化	农业平均产值的变化（万元/hm^2）	0.085
	乡村产业转型（0.131）	农业机械化水平变化	机械化水平的变化（kw/hm^2）	0.010
		产业结构变化	农林牧渔产值占总产值比例的变化（%）	0.027
		农业产出变化	农业人均产出值的变化（万/人）	0.094

负向指标：

$X_{ij}=max(x_j)-x_{ij}/max(x_j)-min(x_j)$

计算信息熵、差异性系数和权重：

$P_{ij}=x_{ij}/\sum_{i=1}^{n}x_{ij}$

$e_{ij}=-\sum_{i=1}^{n}\frac{p_{ij}\times\ln p_{ij}}{\ln m}$

$d_j=1-e_j$

$w_j=d_j/\sum_{j=1}^{m}d_j$

计算共同富裕和乡村发展要素转型指数：

$$F_i=\sum_{i=1}^{n}x_{ij}\times w_j$$

2.Kernel密度估计

Kernel密度作为一种非参数化的估计方法，能够观测数据分布特征。本文通过Kernel密度估计研究共同富裕水平的动态演进趋势，公式如下：

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

$$K(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$$

其中，$\bar{x}$表示平均值，$K(x)$表示核函数，h表示带宽。

3.空间自相关检验

采用全局Moran'I指数对陕西省各县域共同富裕水平进行空间自相关分析，公式如下：

$$I=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}(Y_i-\bar{Y})(Y_j-\bar{Y})}{S^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}}$$

其中，n为研究县域单元数量，Y_i和Y_j分别表示县域i和县域j的共同富裕发展水平，S^2为样本方差，w_{ij}为空间权重矩阵，$\bar{Y}$为共同富裕发展水平的平均值。I的取值范围为[-1，1]，当$I>0$时表示空间呈现正相关，当$I<0$时表示负相关，当$I=0$时表示无空间相关性。

4.空间计量模型

（1）模型设定

为探究乡村发展要素转型对共同富裕的影响，构建空间计量模型如下：

$$Y_{it}=\beta X_{it}+\rho WY_{it}+\varphi WX_{it}+\delta Controls+\tau WControls+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

其中，Y_{it}为陕西省各县域的共同富裕发展水平；X_{it}为自变量，表示乡村发展要素转型水平；β为自变量的回归系数；$Controls$表示控制变量；δ为控制变量的回归系数；ρ为共同富裕发展水平的空间自回归系数；φ为乡村发展要素转型的空间滞后系数；τ为控制变量的空间滞后系数；W为空间权重矩阵，本文采用空间邻接权重矩阵；μ_i和λ_t分别表示个体固定效应和时间固定效应；ε_{it}为随机误差项。

（2）变量选取

在借鉴已有研究[22]的基础上，进一步引入可能影响共同富裕发展水平的控制变量，见表3。

表3 变量说明

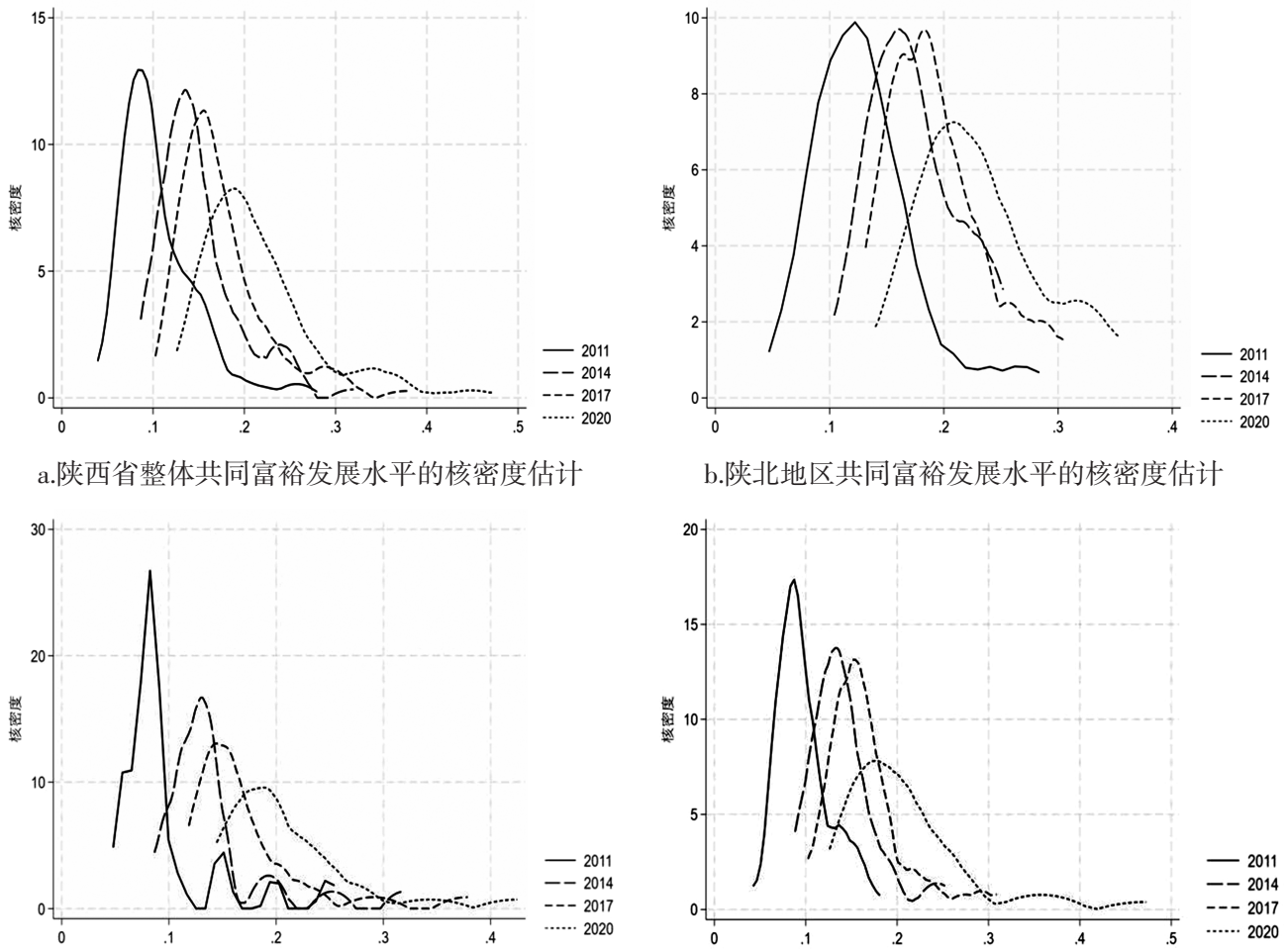
变量类型	变量符号	变量名称	变量测度方式
被解释变量	*Common*	共同富裕发展水平	基于前文指标体系测度
	Common1	共同富裕发展性	基于前文指标体系测度
	Common2	共同富裕共享性	基于前文指标体系测度
	Common3	共同富裕可持续性	基于前文指标体系测度
核心解释变量	*Rural*	乡村发展要素转型	基于前文指标体系测度
控制变量	*Fina*	金融发展水平	年末金融机构贷款/地区生产总值
	Gover	政府财政支出强度	政府一般预算支出/地区生产总值
	Fdi	外商直接投资	实际利用外资总额/地区生产总值
	Infras	地区基础设施水平	固定电话用户数/总人口

四、时空演化格局分析

（一）县域共同富裕发展水平的时间演进特征

为明晰陕西省各县域不同时段下共同富裕发展水平的总体分布，选取2011年、2014年、2017年、2020年陕西省共同富裕水平数据，将陕西省83个县域分为陕北（23个县域）、关中（35个县域）、陕南（25个县域）三个区域，运用STATA18软件绘制核密度估计图，见图1。

从分布位置看，在样本观察期内图1a核密度估计曲线呈现出由左向右移动的趋势，表明陕西省整体共同富裕发展水平逐渐上升。分区域看，图1b、图1c、图1d分别为陕北、陕南、关中地区核密度估计曲线，三个地区核密度估计曲线都表现出右移趋势，表明三个地区的共同富裕水平都有所提升，其中关中地区的共同富裕发展水平提升最快。



a.陕西省整体共同富裕发展水平的核密度估计　b.陕北地区共同富裕发展水平的核密度估计

c.陕南地区共同富裕发展水平的核密度估计　d.关中地区共同富裕发展水平的核密度估计

图1　陕西省共同富裕发展水平的核密度估计

从主峰形态看，由图1a可以看出陕西省整体和陕北、陕南、关中的核密度分布曲线由“尖窄型”向“宽扁型”演进，主峰峰值不断降低，曲线宽度不断增加，表明共同富裕发展水平的绝对差异呈扩大趋势。其中，关中地区右拖尾存在拉长现象，存在显著的梯度差异。

从极化特征看，陕西省县域整体核密度曲线总体呈现单峰特征，说明陕西省整体共同富裕发展水平差异稳定，不存在多极分化特征；陕北地区核密度曲线在2017年出现双峰特征，说明该地区共同富裕发展水平有微弱的两极分化特征；陕南和关中地区核密度曲线倾向单峰趋势，不存在多级分化特征。

（二）县域共同富裕发展水平的空间分布格局

运用ArcGIS10.5软件，选取2013年、2017年和2020年数据对陕西省县域共同富裕发展水平空间分布的演化特征进行可视化分析①，并借鉴佟伟铭等（2023）[10]的处理方法运用自然断点法将共同富裕水平划分为四个等级②，见图2。

整体看，2011—2020年陕西省县域共同富裕发展水平显著提升。其中，陕北地区最高，陕南地区次之，关中地区最低，三个地区共同富裕水平都有所提升，且关中提升最快，但这并不代表其整体水平高，可能是因为关中地区差距扩大，内部发展不平衡，影响其共同富裕水平。

2011—2017年，陕西省整体共同富裕发展水平明显提高，发展滞后区追赶态势明显，共同富裕追赶区县域数量大幅增加，共同富裕推行区的县域数量由2013年的6个增长到2017年的14个，共同富裕先行区县域

①为确保空间分布可比，以2017年为基期，其他年份为比较期。

②四个等级分别为共同富裕滞后区、共同富裕追赶区、共同富裕推行区和共同富裕先行区。

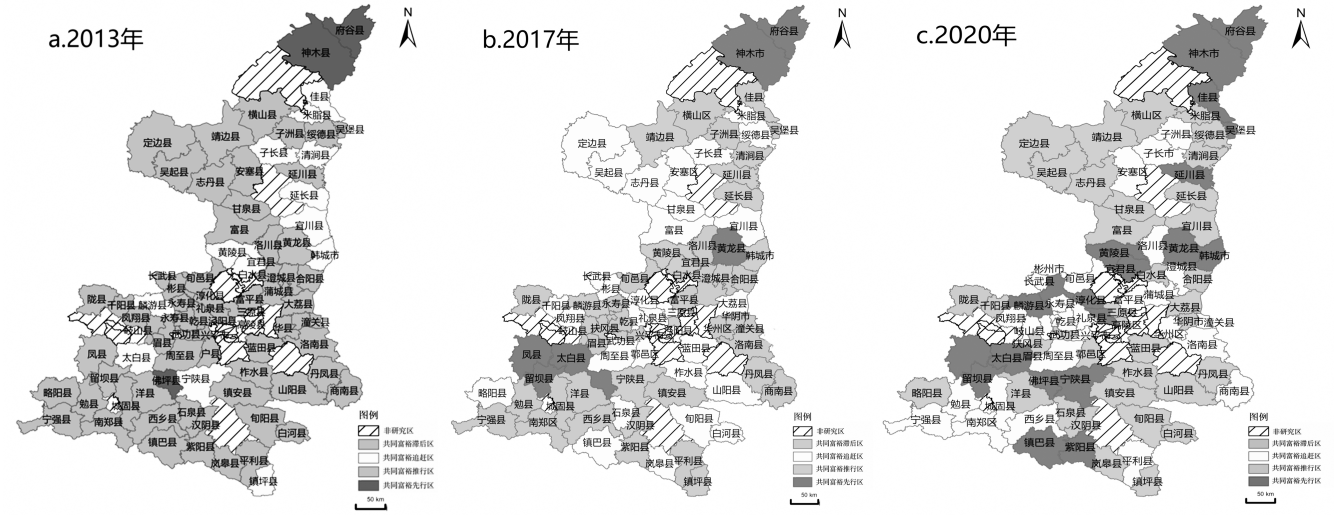


图2 陕西省共同富裕发展水平的空间分布格局

数量由2013年的3个增长到2017年的7个。

2017—2020年，陕西省共同富裕发展水平显著提升，2020年仅有7个县域共同富裕发展水平较低，处于发展滞后区。分区域看，陕北地区形成了以神木市（0.353）、府谷县（0.349）和黄龙县（0.309）为核心的共同富裕发展格局，陕南地区形成了以佛坪县（0.425）、留坝县（0.343）为核心的共同富裕发展格局，关中地区形成了以凤县（0.472）、韩城市（0.252）为核心的共同富裕发展格局，整体呈现出由核心县域向周边扩散的趋势。因此，周边县域可以借助核心县域共同富裕的溢出效应不断发展，提高共同富裕水平；核心县域可以向外扩散资源带动周边地区发展建设，从而带动整体发展水平。

（三）共同富裕发展水平的空间差异特征

根据2011—2020年数据，运用泰尔指数衡量区域内部和区域之间整体差距变化，具体结果见表4。

表4 2011—2020年陕西省及各区域共同富裕差距变化

年份	泰尔指数							
	总体	陕北	关中	陕南	组内	组间	组内贡献率（%）	组间贡献率（%）
2011	0.06731	0.05354	0.03804	0.09024	0.05746	0.00985	85.37	14.63
2012	0.05878	0.04253	0.03374	0.07410	0.04787	0.01091	81.44	18.56
2013	0.04474	0.02613	0.02943	0.06249	0.03753	0.00720	83.88	16.12
2014	0.03943	0.02540	0.02919	0.05275	0.03466	0.00477	87.90	12.10
2015	0.03764	0.02263	0.02970	0.05231	0.03412	0.00352	90.65	9.35
2016	0.03565	0.02200	0.03041	0.04753	0.03291	0.00275	92.31	7.69
2017	0.03577	0.02599	0.03052	0.04475	0.03334	0.00243	93.21	6.79
2018	0.03817	0.02785	0.03336	0.04606	0.03546	0.00271	92.90	7.10
2019	0.04018	0.03016	0.04263	0.04045	0.03819	0.00199	95.05	4.95
2020	0.04016	0.02796	0.04817	0.03730	0.03892	0.00124	96.91	3.09

由表4可知，总体泰尔指数呈先降后增趋势，以2017年为拐点，2017年之前陕西省整体共同富裕发展差距逐渐缩小，倾向协调发展，2017年之后差距显现出扩大趋势。陕北地区和陕南地区泰尔指数整体呈下降趋势，表明陕北地区和陕南地区共同富裕发展差距整体上呈缩小趋势。关中地区泰尔指数整体呈现增长趋势，说明关中地区共同富裕发展差距在扩大。

综上所述，陕西省共同富裕发展具有区域差异性。组内差异较大，组间差异较小，说明陕西省县域共同富裕发展的总体差异主要来源于区域内差异。

五、乡村发展要素转型对共同富裕影响的计量分析

（一）空间自相关分析

基于前文分析，共同富裕发展在空间上具有一定的关联性，为深入分析这种空间上的相关性，测算全局莫兰指数对共同富裕发展进行空间相关性检验，具体见图3。2011—2020年陕西省共同富裕发展、共同富

裕发展性、共同富裕共享性、共同富裕可持续性、乡村发展要素转型的莫兰指数为正，且均通过显著性检验，表明陕西省共同富裕发展水平在地理空间上并非随机分布，存在空间相关性。

（二）回归结果分析

在确定共同富裕发展具有空间相关性的基础上，进一步确定适合的空间计量模型。LM检验的P值在1%的水平上显著，表明选取空间计量模型最佳；Hausman检验在1%的水平上显著，表明应选取固定效应模型；进一步进行LR检验和Wald检验表明空间杜宾模型不会发生退化且应采用时间空间双固定效应模型。具体分析结果见表5。

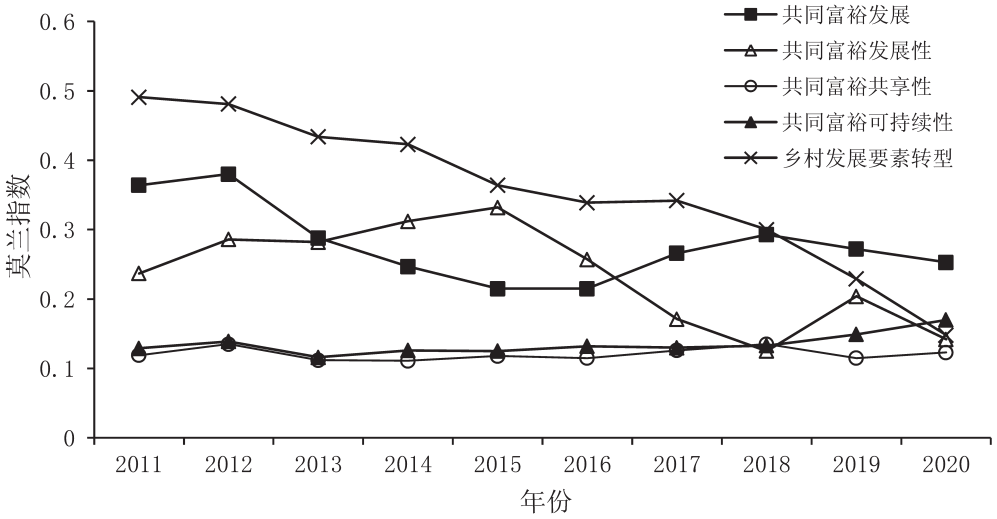


图3　空间自相关检验

表5　空间计量回归结果

变量	X	Wx	直接效应	间接效应	总效应
Rural	0.180***	0.237***	0.187***	0.270***	0.457***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Fina	0.016***	−0.006	0.016***	−0.004	0.011
	(0.01)	(0.59)	(0.01)	(0.70)	(0.37)
Gover	−0.033**	0.089***	−0.029**	0.090***	0.061**
	(0.03)	(0.00)	(0.05)	(0.00)	(0.03)
Fdi	−0.269***	−0.229***	−0.275***	−0.258***	−0.534***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Infras	−0.016	−0.001	−0.016	−0.002	−0.017
	(0.23)	(0.95)	(0.22)	(0.95)	(0.54)
ρ			0.078*		
			(0.10)		
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
N	830	830	830	830	830
R^2	0.8267	0.8267	0.8267	0.8267	0.8267

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上通过了检验；X表示本地效应，Wx表示溢出效应。下表同。

在邻接权重下乡村要素发展转型对共同富裕具有正向影响，能够显著提升本地区的共同富裕发展水平，可能是人口、土地和产业的转型使乡村要素被全面激活，三要素相辅相成，促进共同富裕发展水平提升。在控制变量中，金融发展水平（*Fina*）对共同富裕具有正向影响，可能在于金融发展有利于提高居民收入水平，缩小城乡差距，进而促进共同富裕；政府财政支出强度（*Gover*）对共同富裕发展具有显著的负向作用，可能在于低收入县域地方政府财政能力有限，导致与高收入地区差距拉大，不利于共同富裕；外商直接投资（*Fdi*）对共同富裕的负向效应显著，可能因为对外投资带来的经济收益不能惠及大众，从而拉大贫富差距。

Wx系数表示溢出效应，反映某地区自变量对周边地区因变量的影响程度。乡村发展要素转型具有显著的空间溢出效应，说明乡村发展要素转型对周边地区共同富裕发展水平的提高作用非常显著，不仅能够促进本地区乡村经济发展，优化产业结构，吸引人才回流，还能辐射带动周边地区土地、人口和产业转型，有效促进区域协调发展，推动城乡居民共同富裕。

（三）分维度效应检验

本文分别以共同富裕发展性、共享性、可持续性作为被解释变量进行分析，结果见表6。

表6 分维度效应检验结果

变量	共同富裕发展性		共同富裕共享性		共同富裕可持续性	
	X	Wx	X	Wx	X	Wx
Rural	0.489***	−0.391***	0.177***	−0.141*	0.364***	0.371***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.06)	(0.00)	(0.00)
Fina	0.020**	0.026*	−0.020*	−0.015	−0.006	−0.018
	(0.02)	(0.08)	(0.06)	(0.44)	(0.55)	(0.30)
Gover	0.012	0.083**	0.282***	−0.192***	−0.113***	0.108**
	(0.59)	(0.03)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)
Fdi	0.086**	−0.366***	0.660***	0.075	0.167***	−0.492***
	(0.05)	(0.00)	(0.00)	(0.63)	(0.00)	(0.00)
Infras	0.005	−0.080**	0.063*	0.089	−0.043**	0.065
	(0.79)	(0.02)	(0.08)	(0.12)	(0.05)	(0.10)
ρ	0.320***		0.323***		−0.001	
	(0.00)		(0.00)		(0.99)	
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
N	830	830	830	830	830	830
R^2	0.7314	0.7314	0.4095	0.4095	0.6031	0.6031

乡村发展要素转型对共同富裕发展性具有显著的正向影响，符合假设1。说明乡村发展要素转型可以促进农村产业结构调整，提供更多就业岗位和发展机会，增加农村居民收入，进而缩小城乡收入差距；金融发展水平（*Fina*）对共同富裕发展性具有正向影响，且金融发展水平（*Fina*）和政府财政支出强度（*Gover*）具有空间溢出效应。

乡村发展要素转型对共同富裕共享性具有显著正向影响，符合假设2。原因可能是乡村发展要素转型带来的经济收益能促进农村的基础设施完善和公共服务水平提升；地区基础设施水平（*Infras*）对共同富裕共享性具有显著的正向影响，说明基础设施完善是共同富裕共享性的重要体现，完善地区基础设施建设，可以为地区产业发展和人才培养提供坚实保障，有利于实现共富共享。

乡村发展要素转型对共同富裕可持续性具有显著的正向影响，符合假设3。人口、土地和产业等乡村要素的转型能够推动乡村发展，实现生态环境和经济的可持续发展。

六、结论与建议

（一）研究结论

本文通过构建共同富裕和乡村发展要素转型评价指标体系，识别陕西省83个县域共同富裕发展进程中的空间分布和演化特征，揭示了乡村要素发展转型对共同富裕的空间效应，结果表明：

第一，2011—2020年陕西省县域共同富裕发展水平不断提高，共同富裕滞后区的县域大幅减少，共同富裕推行区、先行区的县域明显增加。虽然陕西省共同富裕发展水平提升效果明显，但陕北、关中和陕南之间的差距较为突出，表明陕西省共同富裕发展还有一定的提升空间。

第二，乡村发展要素转型对共同富裕影响的直接效应和间接效应均显著为正，表明乡村发展要素转型对本地区及周边地区共同富裕均能产生正向影响。总体看，陕西省共同富裕发展具有较大潜力，提升共同富裕发展水平应长期坚持乡村发展要素转型。

第三，在分维度检验中，乡村发展要素转型对共同富裕发展性、共享性、可持续性产生显著的正向影响，说明乡村发展要素转型对基础设施建设、公共服务水平、生态环境治理、经济可持续发展等方面有重要作用。因此，推动乡村发展要素转型有利于实现共同富裕的目标。

第四，本文基于陕西省县域共同富裕的研究与佟伟铭等（2023）[10]关于浙江省共同富裕的研究结论基本相符。一是共同富裕显著提升的同时，各地的区域差距依旧明显；二是乡村发展要素转型对共同富裕具有明显的促进作用，对实现共同富裕具有现实意义。虽然在乡村发展要素转型对共同富裕可持续性的影响方

面与其他维度有所差异，但总体看，坚持乡村发展要素转型必然能够对共同富裕的各维度产生影响。

（二）对策建议

针对以上结论，本文基于共同富裕发展性、共享性、可持续性三个视角提出以下三点建议：

第一，基于共同富裕发展性视角。首先，政府应鼓励人才返乡，建立与高校、科研机构的合作关系，通过项目合作、共建实习基地等方式，吸引专业人才到乡村开展技术指导、项目研发等工作。完善人才服务，加大对乡村基础设施和公共服务的投入，改善乡村生活条件，解决人才在住房、医疗、子女教育等方面的问题，并设立乡村人才创业扶持基金，为人才创业提供资金支持。其次，合理分配土地资源，加强土地流转服务平台建设，提供信息发布、政策咨询、合同签订等一站式服务，规范土地流转流程。同时，保障农民和经营主体的合法权益，鼓励农民以土地经营权入股，组建土地股份合作社，发展农业产业化联合体，引导农民提高农业生产能力，促进农村地区共同富裕。最后，推动农村产业结构升级，立足当地资源禀赋和文化特色，发展特色农业、农产品加工业、乡村旅游等产业并加强品牌建设，提高农产品附加值，推动农村三次产业融合发展，打造集生产、加工、销售、休闲旅游为一体的农业全产业链。鼓励发展农产品电商、直播带货等新业态，拓宽农产品销售渠道，提升农村地区就业吸纳能力，提高农民致富能力。

第二，基于共同富裕共享性视角。在发展性的基础上，加大对乡村交通、水利、电力、通信等基础设施的投入，改善农村生产、生活条件，缩小城乡基础设施差距，提升公共服务水平。加强乡村教育、医疗、文化、养老等公共服务体系建设，提高公共服务的供给水平和质量，加强区域间的合作与交流，实现资源共享、优势互补，推动区域协调发展。同时，建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系，促进城乡之间人才、资金、技术、土地等要素的自由流动和优化配置，实现城乡共同繁荣。

第三，基于共同富裕可持续性视角。一是政府应凝聚乡村发展要素转型合力，加大生态环境保护力度，加大对乡村生活垃圾、污水、畜禽养殖废弃物等的治理力度，推进农村“厕所革命”，改善农村人居环境，打造生态宜居乡村。加强对乡村山水林田湖草等生态资源的保护和修复，实施水土流失治理、森林保护与培育等生态工程，提高生态系统服务功能。二是打造生态经济产品，探索生态产品价值实现机制，开展生态资源确权登记，推动生态资源资本化。通过发展生态旅游、生态农业等，将生态优势转化为经济优势，为农业发展提供强有力的资金和技术支持，推动农业生产绿色转型，鼓励农民采用生态种植、养殖模式，减少化肥农药使用，发展有机农业、循环农业等，提高农产品品质和附加值，实现农业可持续发展。◆

参考文献：

[1]韩保江，高惺惟.中国共同富裕研究报告：2022[M].北京：社会科学文献出版社，2022.

[2]龙花楼，张英男，屠爽爽.论土地整治与乡村振兴[J].地理学报，2018，73(10)：1837-1849.

[3]时润哲，李长健.生产要素下乡促进研究：以乡村发展利益与利益机制为视角[J].农村经济，2019(12)：40-46.

[4]燕连福，王亚丽.全体人民共同富裕的核心内涵、基本遵循与发展路径[J].西安交通大学学报(社会科学版)，2022，42(1)：1-9.

[5]张旺，白永秀，张静坤.中国式现代化共同富裕的时空分异特征及推进路径[J].中国软科学，2023(1)：171-185.

[6]刘培林，钱滔，黄先海，等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界，2021，37(8)：117-129.

[7]陈丽君，郁建兴，徐铱娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究，2021，37(4)：5-16+2.

[8]周文，施炫伶.共同富裕的内涵特征与实践路径[J].政治经济学评论，2022，13(3)：3-23.

[9]李晨.以区域协调发展推动共同富裕的理论与实践[J].广东社会科学，2024(1)：274-283+287.

[10]佟伟铭，郭加新，徐维祥，等.县域视角下乡村发展要素转型对共同富裕的影响研究：以浙江省为例[J].地理研究，2023，42(6)：1577-1597.

[11]程宪波，刘琼，陶宇，等.1995～2015年中国乡村土地利用功能转型特征与耦合协调演变分析[J].长江流域资源与环境，2023，32(1)：194-206.

[12]李婕，高秀秀，李阳，等.农村基础设施和公共服务设施配建需求调研及对策[J].农业资源与环境学报，2023，40(5)：1169-1179.

[13]苏毅清，游玉婷，王志刚.农村一二三产业融合发展：理论探讨、现状分析与对策建议[J].中国软科学，2016(8)：17-28.

[14]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究，2021，56(11)：4-13.

[15]姚树荣，周诗雨.乡村振兴的共建共治共享路径研究[J].中国农村经济，2020(2)：14-29.

[16]王乐君，寇广增.促进农村一二三产业融合发展的若干思考[J].农业经济问题，2017，38(6)：82-88+3.

[17]张志胜.多元共治：乡村振兴战略视域下的农村生态环境治

理创新模式[J].重庆大学学报(社会科学版),2020,26(1):201-210.
[18]沈满洪.生态文明视角下的共同富裕观[J].治理研究,2021,37(5):5-13+2.
[19]刘少芳,戴文远,包雪艳,等.沿海发达区乡村转型发展时空格局演变特征:以闽东南地区为例[J].人文地理,2023,38(4):139-147.
[20]辛岭,安晓宁.我国农业高质量发展评价体系构建与测度分析[J].经济纵横,2019(5):109-118.
[21]吴孔森,孔冬艳,王银,等.乡村转型发展影响因素及其作用效应的空间分异:以陕西省为例[J].自然资源学报,2022,37(8):2033-2050.
[22]龚斌磊,钱泽森,李实.共同富裕的测度与驱动机制研究[J].数量经济技术经济研究,2023,40(12):5-26.

Impact of Rural Development Element Transformation on County-Level Common Prosperity: A Perspective from Shaanxi Province

Ning Zekui, Wang Rui, Chen Hui, Chen Xiaolang

Abstract: Using county-level panel data from Shaanxi Province from 2011 to 2020, this study measures the common prosperity development index and rural development element transformation index, analyzing the spatiotemporal evolution and spatial differences of common prosperity development in Shaanxi Province. It focuses on the impact mechanism and effects of rural development element transformation on common prosperity. The findings reveal that (1) the common prosperity level in Shaanxi Province has significantly improved, with the highest level in northern Shaanxi, followed by southern Shaanxi, and the lowest in central Shaanxi, highlighting the need to reduce regional gaps; (2) rural development element transformation significantly promotes common prosperity at the county level, with positive spillover effects on surrounding areas; (3) rural development element transformation significantly enhances the development, sharing, and sustainability of common prosperity.

Key words: Rural Development Element Transformation; Common Prosperity; Shaanxi Province; Spatial Econometric Model

(责任编辑:新月)

人力资本促进城市群全要素生产率的作用机制研究
——基于产业影响视角

潘林伟　屈　丽
（重庆交通大学 经济与管理学院，重庆 400074）

摘要：现代城市群因功能分工和产业协作形成的复杂结构为人力资本集聚提供了新机制和新特征。采用DEA-Malmquist指数模型对2005—2020年我国十大城市群进行全要素生产率测算，接着采用固定效应模型和中介模型实证检验人力资本对全要素生产率的影响及作用路径。研究发现：人力资本存量和人力资本结构均能促进全要素生产率提高，且人力资本结构的促进作用更大。产业发展成为重要的“渠道”：产业集聚在人力资本存量和全要素生产率中起部分中介作用，但较高的人力资本存量能降低产业过度集聚的抑制作用，此时产业结构对产业集聚的中介效应有正向调节作用；产业结构在人力资本结构和全要素生产率中起遮掩作用，但较高水平的人力资本结构会进一步放大产业结构升级及产业失衡的抑制作用，同时产业集聚对产业结构的遮掩效应起负向调节作用。研究证明城市群不存在绝对的人才和产业的“集聚红利”和“结构红利”。打造城市群“质”“量”并重的人才竞争新优势，需要把握自身人才需求和产业发展的适度性，加快城市群全要素生产率提升和新质生产力发展。

关键词：人力资本规模；人力资本结构；产业结构；产业集聚；全要素生产率
中图分类号：F124.5；F124.4　　文献标识码：A　　文章编号：2096-8647（2025）02-0054-09
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.02.006

一、引言

习近平总书记指出：“要按照发展新质生产力要求，畅通教育、科技、人才的良性循环，完善人才培养、引进、使用、合理流动的工作机制。”加强人力资本培育和优化配置成为推动形成人力资本红利、发展新质生产力的内在需求。高素质的劳动者是新质生产力中最活跃的因素，面对当前中国人口发展呈现的少子化、老龄化和区域人口增减分化的趋势特征，需要注重劳动力整体素质的提升。除人才外，大力推进现代化产业体系建设，加快发展新质生产力位于政府工作的重要位置。作为重要的经济发展载体，产业能够整合生产要素，发挥空间和时间上的正外部性。一方面，资金、技术、人才的专业化集中可以形成产业的空间集聚；另一方面，生产要素的整合配置会推动地区产业结构转型升级[1]。

全要素生产率的提升是新质生产力发展的核心标志，对人才发展也提出了新要求。城市群通过不同规模城市间的功能分工和产业发展为人力资本效应和功能的发挥提供了新动力，形成新的人力资本与全要素生产率发展机制。深入研究人力资本与产业发展共同作用下的区域全要素生产率提升路径和机制，有助于城市群发挥人口红利、产业载体等综合优势，助推城市群的高质量发展。

二、理论分析与研究假设

（一）文献梳理

从理论模型看，Lucas（1988）[2]通过改进的技术进

基金项目：重庆市教委人文社科基地重点项目“成渝地区双城经济圈产业协同规划及选择策略研究”（23SKJD081）；重庆交通大学研究生科研创新项目“组态视角下多要素驱动城市群人力资本发展的等效路径分析”（2024S0121）。
作者简介：潘林伟，男，博士，教授，研究方向为人力资本与区域经济；屈丽，女，硕士研究生，研究方向为人力资本与区域经济。

步方程，揭示了人力资本和物质资本对经济增长的正向关系。Romer(1990)[3]的内生增长模型将人力资本用于解释技术进步和经济增长。随着研究的不断深入，越来越多的学者划分出不同层次和类型的人力资本，主要分为教育型、健康型、技术型和创新型，并通过理论分析和数据证明其均能促进经济发展[4-5]。有学者认为人力资本分布不平等[6]、人力资本要素错配[7]容易导致投入边际产出下降从而抑制全要素生产率。也有学者认为人才要素集聚具有最优集聚规模，与社会平均生产率呈现倒"U"型关系[8]。

在产业集聚方面，相似产业在空间上集聚会带来资本、技术和专业人才的集中[9]，进而降低区域企业之间的信息时滞和运输成本[10]。但产业过度集聚所带来的人口地理集中和市场经济集中会提高区域拥堵成本[11]。而且产业的集聚效应也可能导致要素错配、环境破坏等负外部性，从而抑制经济增长。产业集聚通过知识溢出、技术创新成果扩散等作用机制促进全要素生产率增长。生产性服务业集聚对全要素生产率的促进作用大于制造业集聚[12]。资源型产业集聚与全要素生产率增长呈显著的倒"U"型关系，并表现出强稳定性[13]。专业化集聚由于同类产业竞争抑制了全要素生产率增长，而多样化集聚由于优化要素配置提升了全要素生产率[14]。大多研究从行业异质性、时间异质性、空间异质性等角度探究产业集聚对全要素生产率的作用，结果表明不同行业、时间、空间会呈现差异化的特征。

随着经济增长，产业结构大致会出现第一产业占比下降、第二产业驼峰式发展和第三产业快速发展的总体趋势。技术进步和劳动要素从生产率低的行业流向生产率高的行业，社会整体生产率水平会明显提高[15]。产业结构变迁会通过"结构红利"影响经济增长，产业结构高级化和产业结构合理化均有利于全要素生产率的提高。但产业结构调整对全要素生产率的作用具有时效性，在不同经济时期，产业结构调整带来的促进效应和具体路径存在差异[16]。有文献针对产业结构变迁过快导致落入"中等收入陷阱"的现象进行研究，史丹和白骏骄(2019)[17]发现人均收入和创新能力与产业结构不匹配会导致需求和供给不足并存，并提出"产业结构早熟"概念。于斌斌(2015)[1]认为中国以往能够保持经济高速增长主要是由于工业化阶段的"结构性红利"，但进入城市化阶段后，劳动力由工业部分向生产率相对较低的服务业部门转移会导致"结构性减速"。也有学者认为"结构红利"与"结构负利"并存，且两种结果并不矛盾。结构转换对全要素生产率的影响呈现倒"U"型关系，当产业结构转换位于拐点左侧时对全要素生产率存在促进效应，当产业结构转换位于拐点右侧时，对全要素生产率存在抑制效应[18]。

综上所述，鲜有文献从存量和结构双视角，将人力资本、产业发展和全要素生产率纳入同一研究框架，梳理人力资本和产业发展对全要素生产率的作用机理。本文基于城市群的视角，针对人力资本通过产业发展的渠道效应实现城市群全要素生产率提升的问题展开研究，贡献可能在于：第一，从城市群的视角深入揭示区域人力资本存量和人力资本结构对全要素生产率的影响作用及其差异，并将城市人力资本的研究扩展至更为复杂的城市群。第二，考察了产业发展在人力资本对全要素生产率的影响中发挥的机制作用。

(二)人力资本的作用机制

参考林伟光(2010)[19]改进的人力资本与经济增长模型，人力资本存量和人力资本结构均能促进生产力提升。首先，人力资本存量作为高效劳动力的主要载体，对生产率提升具有基础性作用。高质量的劳动力不仅是推动创新驱动、提升科技竞争力的关键因素，也是占领未来发展制高点、推动产业升级的根本支撑。尤其是在中国经济转型升级的背景下，高素质人才成为推动经济增长的重要力量。此外，人力资本在空间上的外部效应也不可忽视。研究表明，区域间人力资本流动和积累能够通过技术溢出、知识传播等途径，促进相邻地区的生产力发展，从而缩小区域经济发展差异，提高区域内全要素生产率。然而，单纯的人力资本数量积累并不足以有效促进全要素生产率的长期提高。随着经济发展进入新阶段，区域经济的竞争不仅仅依赖于劳动力数量，更在于劳动力的结构优化。从当前的发展趋势来看，各大城市群在追求经济增长的同时，越来越注重创新驱动和高质量发展，创新型人才和高技能人才的结构性需求愈发突出。人力资本结构的优化不仅涉及高素质人才的培养，还包括不同领域、不同层次人才的合理配置，这对于提高整体生产效率、推动技术进步和产业创新至关重要。因此，优化人力资本结构能够更高效地促进城市群经济的协调发展和全要素生产率的提升。

基于以上分析，本文提出假设：

H1：人力资本存量和人力资本结构均可促进城市群全要素生产率的提高，且人力资本结构的促进效率更高。

（三）产业发展的渠道机制

据空间类分和空间选择理论，城市群作为城市化进程中的高级现象，能够产生显著的集聚经济效益。理论上，产业集聚通常通过提高资源配置效率、促进知识共享和技术创新，从而提升全要素生产率。然而，城市群在发展过程中往往呈现出专业化集聚效应，这种效应虽然在短期内能够推动某些行业的发展，但也可能抑制全要素生产率提高。原因在于，专业化过度可能导致产业之间的相互依赖性过高，进而限制了技术创新和资源的跨行业流动，从而降低了生产效率和整体经济活力。与此同时，城市群的多样化集聚效应尚未形成，产业间的良性互动和创新协同尚处于发展初期，进一步加剧了全要素生产率的提高难度[20]。在人力资本存量禀赋较高的地区会由于知识和技术溢出提高生产效益和劳动力工资，人力资本的地理集中和经济集中与城市群的有限资源产生的矛盾会增加城市资源拥堵成本。参考Nocke（2006）[21]构建的企业选择进入或退出市场决策的模型，企业在选择是否进入某一市场时，会考虑该市场产生的竞争成本以及与未来生产效率相关的不确定性风险。当市场过于拥挤，且资源分配不均时，企业往往会面临更高的进入成本和更大的运营风险。这种情况下，企业可能选择退出过度竞争的市场，或推迟进入潜在的高风险领域，从而降低城市群产业集聚过程中的拥塞效应。通过这种“选择性集聚”的机制，城市群能够避免过度集聚带来的资源错配风险，促进产业结构的优化和资源配置的高效化，从而有效提高全要素生产率。

新结构经济学强调的禀赋驱动结构变迁机制，其核心观点是最优的产业结构内生决定于要素禀赋结构，因此要素禀赋结构的升级会推动产业结构的升级[22-23]。将要素禀赋结构进行引申和细化，可推动人力资本结构和产业结构的升级。但低教育型人力资本的积累无法满足知识与技术密集型产业的发展，一部分人力资本通过接受知识教育，培养创新意识，另一部分人力资本通过“干中学”积累工作经验。这种转型过程中，制造业领域的低技术劳动者往往在向服务业转移时面临技能不匹配和生产效率下降问题，进而导致生产力增长放缓。此时，产业转型可能并未有效提升整体生产率，反而可能出现“结构性失衡”问题。尤其是在城市群内，产业的高度趋同可能导致不同产业之间缺乏充分的协同效应，进一步加剧产业结构失衡风险，进而抑制生产力水平提升。城市群内的产业结构失衡及其带来的结构性减速效应，是阻碍全要素生产率提升的重要因素之一。产业结构的高度趋同，不仅限制了技术和创新的多样化，也加剧了资源配置的低效性，抑制了城市群生产力的持续增长。

基于以上分析，本文提出假设：

H2：产业集聚在人力资本存量对城市群全要素生产率的正向作用中发挥了部分中介效应，即人力资本存量对全要素生产率存在正向促进的同时，由于人力资本存量有利于降低产业过度集聚对城市群全要素生产率的抑制作用，这一正向作用被增强。

H3：产业结构升级在人力资本结构对城市群全要素生产率的正向作用中发挥了遮掩效应，即人力资本升级对全要素生产率存在正向促进的同时，会由于城市群产业结构过度升级导致这一正向作用被削弱。

集聚效应和结构优化相伴而生[24]，人力资本通过“干中学”和知识外溢等传导效应，为技术创新提供发展动力，间接推动产业之间的动态调整。城市群的产业结构动态影响着城市群的最优规模，产业结构较高的地区偏向更高阶的产业，人才流动和合作更为充分，将进一步提高区域的资源竞争，由于市场竞争机制反而会降低城市群的多样化集聚，从而进一步强化人力资本存量对城市群产业集聚的抑制作用。产业集聚程度较高的城市群会促进内部竞争，实现技术进步和产业竞争力提升。基于城市群经济功能区视角，专业化产业集聚的加剧，不利于产业之间的协同发展，人才要素流动速度和配置效率的降低反而会阻碍产业结构优化和升级[25]。

基于以上分析，本文提出假设：

H4：产业结构对产业集聚的中介效应有正向调节作用，产业结构越高级，产业集聚的中介效应越强。

H5：产业集聚对产业结构的遮掩效应起反向调节作用，产业集聚越强，产业结构的遮掩效应越弱。

三、研究设计

（一）模型设定

为了验证假设H1，构建双固定效应的基准回归模型（1）、（2）如下：

$$TFP_{i,t}=a_0+a_1stock_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$TFP_{i,t}=a_0+a_1stru_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，被解释变量$TFP_{i,t}$为i城市群在t时期的全要素生产率，核心解释变量$stock_{i,t}$为i城市群在t时期的人力资本存量指数，核心解释变量$stru_{i,t}$为i城市群在t时期的人力资本结构指数，$Controls_{i,t}$为控制变量集

合，a_0为常数项，a_1为核心解释变量的待估参数，θ为控制变量的待估参数，λ_i为地区固定效应，μ_t为时间固定效应，$\varepsilon_{i,t}$为随机干扰项。

根据假设H2、H3，参考中介模型的构建和检验方法，对于产业集聚的中介效应检验在模型(1)的基础上构建模型(3)、(4)，对于产业结构的中介效应检验在模型(2)的基础上构建模型(5)、(6)。具体模型如下：

$$indagg_{i,t}=\beta_0+\beta_1 stock_{it}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$TFP_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 stock_{i,t}+\gamma_2 indagg_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$indstru_{i,t}=\beta_0+\beta_1 stru_{it}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$TFP_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 stru_{i,t}+\gamma_2 indstru_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中，中介变量$indagg_{i,t}$为i城市群在t时期的产业集聚指数，中介变量$indstru_{i,t}$为i城市群在t时期的产业结构指数，β_i、γ_i为各类变量的待估参数。

根据假设H4、H5，参考有调节的中介模型检验方法，为检验产业结构在假设H2、H3的渠道分析中的调节作用，构建模型(7)用以检验产业结构的直接调节效应，构建模型(8)、(9)、(10)用以检验产业结构的间接调节效应；为检验产业集聚在假设H2、H3的渠道分析中的调节作用，构建模型(11)用以检验产业集聚的直接调节作用，构建模型(12)、(13)、(14)用以检验产业集聚的间接调节效应。具体模型如下：

$$TFP_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 stock_{i,t}+\alpha_2 indstru_{i,t}+\alpha_3 stock_{i,t}\times indstru_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$indagg_{i,t}=\beta_0+\beta_1 stock_{i,t}+\beta_2 indstru_{i,t}+\beta_3 stock_{i,t}\times indstru_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$TFP_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 stock_{i,t}+\gamma_2 indstru_{i,t}+\gamma_3 indagg_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$TFP_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 stock_{i,t}+\gamma_2 indstru_{i,t}+\gamma_3 indagg_{i,t}+\gamma_4 stock_{i,t}\times indstru_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$TFP_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 stru_{i,t}+\alpha_2 indagg_{i,t}+\alpha_3 stru_{i,t}\times indagg_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$indstru_{i,t}=\beta_0+\beta_1 stru_{it}+\beta_2 indagg_{i,t}+\beta_3 stru_{i,t}\times indagg_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$TFP_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 stru_{i,t}+\gamma_2 indagg_{i,t}+\gamma_3 indstru_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$TFP_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 stru_{i,t}+\gamma_2 indagg_{i,t}+\gamma_3 indstru_{i,t}+\gamma_4 stru_{i,t}\times indagg_{i,t}+\theta\sum Controls_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中，$stock_{i,t}\times indstru_{i,t}$为人力资本集聚和产业结构的交互项，用以检验产业结构的调节作用；$stru_{i,t}\times indagg_{i,t}$为人力资本结构和产业集聚的交互项，用以检验产业集聚的调节作用。此时产业集聚的中介效应为$\beta_1\gamma_3+\beta_3\gamma_3 indstru_{i,t}$，产业结构的中介效应为$\beta_1\gamma_3+\beta_3\gamma_3 indagg_{i,t}$。

(二)变量说明

1.被解释变量

为了规避主观性假设而尽可能利用数据信息进行计算，以2004年为基准期，采用DEA-Malmquist指数模型来测度全要素生产率。将城市群所包含的城市作为小单元，以小单元的固定资本存量之和作为城市群的资本投入，以小单元的就业人员总数作为城市群的劳动投入，以小单元的地区生产总值之和作为城市群的产出数据。此外，对相关指数进行累乘得到城市群的全要素生产率。

2.核心解释变量

人力资本存量(*stock*)：采用平均受教育年限法进行测算，根据中国教育的实际情况以及地级市教育数据收集状况，将受教育程度划分为小学、初中、高中(包括中职教育)和专本科及以上，其对应的受教育年限分别限定为6年、9年、12年和16年。计算公式为：

$$stock=\sum_{i=1}^{n} p_i y_i \quad (15)$$

其中，i=1—4，表示受教育程度的划分，p_i表示第i阶段受教育程度的城市群人数(以城市群该受教育程度的人数总和表示)，y_i表示第i阶段的受教育年限。

人力资本结构(*stru*)：采用专本科及以上总人数占6岁及以上人口数的比重表示。

3.机制变量

产业集聚(*indagg*)：采用第二产业与第三产业的协同集聚程度衡量城市群的产业集聚水平。

首先，采用区位熵方法分别测算第二产业(*sagg*)和第三产业(*tagg*)，公式如下：

$$agg_i=\frac{q_i/q}{Q_i/Q} \quad (16)$$

其中，agg_i代表第二产业或第三产业的集聚指数；q_i为城市群某产业的就业总人数，q为全国某产业的就业总人数；Q_i为十大城市群的就业总人数，Q为全国就业总人数。

接着，利用产业协同集聚测算公式计算第二产业与第三产业协同集聚指数，公式如下：

$$indagg=1-\left|\frac{sagg-tagg}{sagg+tagg}\right|+sagg+tagg \quad (17)$$

产业结构(*indstru*)：采用城市群第三产业增加值

占城市群总产业增加值的比重进行衡量。

4.控制变量

参考相关研究，对相关影响变量进行控制。本文共选择4个控制变量：技术创新（*innov*）以城市群科研经费支出占城市群公共财政支出比重加以衡量；政府干预度（*gov*）以城市群的政府财政支出占城市群生产总值的比重进行测算；对外开放程度（*open*）以城市群外商投资占城市群生产总值的比重进行测算；交通基础设施建设（*trans*）以城市群人均铺装道路面积进行测算。

（三）样本选择

本文选取京津冀、辽中南、长三角、海峡西岸、山东半岛、中原、长江中游、珠三角、川渝和关中十个城市群作为研究对象。为了满足数据的可得性和一致性要求，选取2005—2020年十个城市群共115个城市的地级市数据。相关数据主要来源于《中国城市统计年鉴》以及各省份统计年鉴，个别缺失数据参考各城市国民经济和社会发展统计公报或采取插值法补全，严重缺失数据的城市予以剔除。主要变量的描述性统计如表1所示。

表1　主要变量的描述性统计

变量	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率	*TFP*	2.677	1.715	0.966	9.505
人力资本存量	*stock*	9.244	0.405	8.481	10.040
人力资本结构	*stru*	0.154	0.044	0.071	0.254
产业集聚	*indagg*	3.897	0.359	3.146	5.029
产业结构	*indstru*	0.458	0.073	0.326	0.685
技术创新	*innov*	0.132	0.042	0.064	0.247
政府干预度	*gov*	0.032	0.018	0.009	0.132
对外开放程度	*open*	0.169	0.030	0.110	0.228
交通基础设施建设	*trans*	5.942	3.016	1.666	13.170

四、实证分析

（一）基准模型检验

利用Stata软件进行检验，回归结果见表2。人力资本存量（*stock*）和人力资本结构（*stru*）对全要素生产率（*TFP*）的估计系数在1%的显著性水平下为正，表明人力资本存量越大，人力资本结构越优，城市群的全要素生产率越高。为了比较人力资本存量和人力资本结构对全要素生产率的促进作用大小，对基准回归模型所涉及的变量进行了标准化处理，人力资本存量和人力资本结构对全要素生产率的估计系数分别为1.370和21.051，即人力资本结构对城市群全要素生产率的促进作用大于人力资本存量，假设H1得到验证。可能的原因是随着城市群的经济发展，对于高层次人力资本的需求更高，相比人力资本在总量上的集聚，人力资本的内部结构更为重要。

表2　基准模型回归结果

变量	模型（1）	模型（2）
	全要素生产率	全要素生产率
人力资本存量	1.370***	
	（0.420）	
人力资本结构		21.051***
		（3.096）
常数项	−10.568***	−1.639*
	（3.598）	（0.855）
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
N	160	160
调整的R^2	0.515	0.605

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为t值。表3、表4、表5同。

（二）中介模型检验

从产业集聚和产业结构的角度出发，对假设H2、H3进行了中介效应的三步法检验，结果如表3所示。

模型（1）、（3）、（4）可验证产业集聚的中介效应。检验步骤为：模型（1）的结果表明可进行下一步的中介效应检验；在模型（3）中，人力资本存量对产业集聚的估计系数在5%的显著性水平下显著为负，表明人力资本存量抑制了产业集聚；在模型（4）中，产业集聚对全要素生产率的估计系数显著为负，人力资本存量对全要素生产率的影响系数与模型（1）的结果相比有所下降，这说明产业集聚在人力资本存量与全要素生产率的关系中具有部分中介作用，其中介效应为0.283，占总效应的20.7%，假设H2得到验证。

模型（2）、（5）、（6）可验证产业结构的中介效应。检验步骤为：模型（2）的结果表明可进行下一步的中介效应检验；在模型（5）中，人力资本结构对产业结构的估计系数显著为正，表明人力资本结构能促进产业结构优化提升；在模型（6）中，产业结构对全要素生产率的估计系数显著为负，人力资本结构的估计系数与模型（2）相比有所上升，说明产业结构在人力资本结构与全要素生产率的关系中起到遮掩作用，产业结构的间接效应为−8.848，占直接效应的29.6%，假设H3得到验证。

表3 中介模型回归结果

变量	模型(1)	模型(3)	模型(4)	模型(2)	模型(5)	模型(6)
	全要素生产率	产业集聚	全要素生产率	全要素生产率	产业结构	全要素生产率
人力资本存量	1.370***	−0.231**	1.087***			
	(0.420)	(0.092)	(0.415)			
产业集聚			−1.228***			
			(0.367)			
人力资本结构				21.051***	1.013***	29.899***
				(3.096)	(0.133)	(3.411)
产业结构						−8.731***
						(1.802)
常数项	−10.568***	7.663***	−1.159	−1.639*	0.283***	0.829
	(3.598)	(0.786)	(4.474)	(0.855)	(0.037)	(0.945)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	160	160	160	160	160	160
调整的R^2	0.515	0.720	0.547	0.605	0.676	0.658

(三)有调节的中介效应检验

基于基准模型和中介模型的检验结果,进一步考虑产业结构是否对产业集聚的中介效应产生调节作用,以及产业集聚是否对产业结构的中介效应产生调节作用,结果见表4。

由表4模型(7)可知,在人力资本存量对全要素生产率的直接作用渠道上,产业结构有负向调节作用。由模型(8)可知,人力资本存量的估计系数为−1.239,人力资本存量与产业结构的交互项的估计系数为1.996,均在1%水平下显著。由于人力资本存量的直

表4 被调节的中介效应模型回归结果

变量	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)
	全要素生产率	产业集聚	全要素生产率	全要素生产率	全要素生产率	产业结构	全要素生产率	全要素生产率
人力资本存量	4.033***	−1.239***	0.737*	1.680				
	(1.454)	(0.232)	(0.430)	(1.523)				
人力资本结构					−1.777	4.145***	27.403***	59.191***
					(19.606)	(0.679)	(3.213)	(19.003)
产业集聚			−2.005***	−1.909***	−1.303	0.035	−1.790***	−0.786
			(0.474)	(0.502)	(0.802)	(0.028)	(0.369)	(0.696)
产业结构	54.264*	−21.720***	−5.765**	13.016			−13.290***	−14.709***
	(28.312)	(4.509)	(2.279)	(29.195)			(1.921)	(2.084)
人力资本存量×产业结构	−5.771*	1.996***		−1.980				
	(3.032)	(0.483)		(3.069)				
人力资本结构×产业集聚					5.397	−0.915***		−8.061*
					(5.040)	(0.175)		(4.750)
常数项	−35.611***	18.235***	8.527	−0.982	4.721	0.358***	13.233***	9.987***
	(13.526)	(2.154)	(5.827)	(15.851)	(3.719)	(0.129)	(2.703)	(3.297)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	160	160	160	160	160	160	160	160
调整的R^2	0.520	0.853	0.563	0.561	0.609	0.790	0.704	0.708

接效应受到产业结构的调节，进一步检验时，选择模型（10）中的产业集聚变量的估计系数（-1.909），其显著为负，且符合前文中介模型检验中的起部分中介效应的结论。所以，产业结构既在人力资本存量对城市群全要素生产率的直接效应中起到负向调节作用，也在产业集聚的中介效应的前半路径中起到正向调节作用，假设H4得到验证。

由表4模型（11）可知，产业集聚在人力资本结构对城市群全要素生产率的直接效应中无调节作用，而从模型（12）可以看出人力资本结构的估计系数为4.145，人力资本结构与产业集聚的交互性的估计系数为-0.915，均在1%水平下显著。由于直接效应没有受到调节作用，即选择模型（13）中产业集聚的估计系数（-1.709），结果显著且符合前文的起遮掩效应的结论。所以，产业集聚在产业结构的中介效应的前半路径中起到负向调节作用，假设H5得到验证。

五、稳健性检验

（一）基准模型的稳健性检验

采用OLS估计和FGLS估计再次对数据进行回归，考察主要的影响关系是否发生变化。表5的检验结果显示，人力资本存量和人力资本结构对全要素生产率的影响仍显著为正，可以认为本文的基准模型结论具有一定的稳健性。

表5　基准模型的稳健性检验结果

变量	OLS		FGLS	
	模型（1） 全要素 生产率	模型（2） 全要素 生产率	模型（1） 全要素 生产率	模型（2） 全要素 生产率
人力资本存量	1.137***		0.322***	
	（0.315）		（0.054）	
人力资本结构		29.689***		3.336***
		（2.860）		（0.571）
常数项	-8.321***	-2.892***	-1.027*	1.332***
	（3.001）	（1.028）	（0.541）	（0.218）
控制变量	是	是	是	是
N	160	160	160	160
调整的R^2	0.194	0.486		

注：FGLS估计的模型（1）、模型（2）的Wald值分别为6604.66、3378.16，符合要求。

（二）渠道效应的稳健性检验

利用Bootstrap法，设置重复次数为1000来检验渠道效应，结果如表6所示。产业集聚和产业结构的中介效应的乘积系数$\beta_3\gamma_3$在95%的置信区间均不包含0，用中介效应差分法检验分析被调节的中介变量，当产业集聚合和产业结构分别取1和0时，中介效应系数之差在95%的置信区间均不包含0，说明被调节的中介效应结果显著且稳健。

表6　被调节的中介模型稳健性检验结果

被调节的中介效应	取值	中介效应量系数	S.E.	95%置信区间	
				下限	上限
	产业结构=1	0.349	0.112	0.145	0.583
	产业结构=-1	-1.038	0.179	-1.414	-0.733
	差值Δ（调节变量取1和0的差值）	0.694	0.101	0.518	0.933
	产业集聚=1	0.039	0.046	-0.042	0.140
	产业集聚=-1	-0.175	0.052	-0.304	-0.093
	差值Δ（调节变量取1和0的差值）	0.107	0.038	0.050	0.202

六、结论与建议

（一）研究结论

在人口发展呈现少子化、老龄化和区域人口增减分化的背景下，城市群的高质量发展要同时考虑人力资本存量和结构对全要素生产率的影响，同时兼顾产业合理集聚与产业结构优化，以进一步提升人力资本、产业发展与区域经济的匹配程度。本文采用DEA-Malmquist指数模型对2005—2020年十大城市群的全要素生产率进行测算，并采用固定效应模型和中介模型，实证检验了人力资本对城市群全要素生产率的影响及作用路径。研究发现，人力资本存量和人力资本结构均能促进全要素生产率的提升，且人力资本结构的促进作用更大。产业发展对城市群全要素生产率的影响与人力资本存量和结构相关：产业集聚在人力资本存量对全要素生产率的影响中起到部分中介作用，较高的人力资本存量能降低产业过度集聚对全要素生产率产出的抑制作用，此时产业结构对产业集聚的中介效应起正向调节作用；产业结构在人力资本结构对全要素生产率的影响中起遮掩作用，较高水平的人力资本结构会进一步放大产业结构升级及产业失衡的抑制作用，产业集聚对产业结构的遮掩效应起到负向调节作用。

（二）对策建议

根据上述研究结论，本文提出以下对策建议：

第一，正确看待人口发展形势，加快提高整体素质。各城市群应深入分析人口发展趋势和变化规律，紧跟人口流动的时空特征，认识到人口发展低生育率、老龄化、高度流动性的新常态。加快提高人口整体素质，重点加强教育、医疗、公共服务等基础设施建设，提高全民教育水平和健康水平。加大对农村和欠发达地区的人才培养力度，避免因地区间人力资源差距过大导致经济社会发展不平衡。通过提供财政支持、税收优惠等政策，鼓励各地加快完善教育体系，为产业转型提供高素质的劳动力资源。积极推动智能化、信息化等新兴领域的产业发展，培养符合现代化需求的创新型人才。

第二，聚焦于人力资本结构的跃迁和优化，增强人才是第一资源的意识。各城市群要充分认识人才的重要性，从制度设计、政策导向、公共服务等多方面采取措施，强化人才的引进、培养、流动和服务。首先，要创新人才引进政策，在科研、技术创新、高端制造等领域，吸引具有国际视野和先进经验的高层次人才。其次，关注和保障本地人才的成长和流动，鼓励人才在不同地区之间合理流动，增强区域间的互动与合作。最后，建立健全人才评价机制，科学评估人才贡献，避免过于依赖学历、职称等标准，而忽视实践经验、创新能力等因素的评价。通过精准的人才政策，提高人力资本的配置效率，激励企业和机构加大对人才的投入，从而提高整体经济的创新能力和竞争力。

第三，优化产业布局，建立完善、合理的新质产业体系。各城市群要高度重视产业发展方向的合理性和产业布局的优化，避免过度依赖某一产业带来的短期经济增长，而忽视其长期发展可能带来的产业结构失衡风险。加强对产业多元化发展的支持，培育战略性新兴产业，同时推进传统产业的转型升级，避免陷入过度依赖传统产业的局面。对于已经形成产业集群的地区，加强区域内产业的联动发展，优化产业链结构，推动各产业的高端化、智能化升级，促进上下游企业的协同创新。此外，要避免因产业过度集聚而导致的环境污染、资源枯竭等负外部性问题，确保经济发展的可持续性。总的来说，要适度把握产业集聚规模和结构优化，加快城市群全要素生产率提升，加速形成新质生产力。◆

参考文献：

[1]于斌斌.产业结构调整与生产率提升的经济增长效应：基于中国城市动态空间面板模型的分析[J].中国工业经济，2015(12)：83-98.

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

[3]ROMER P M. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy，1990，98(5)：S71-S102.

[4]李健，高鹏程，谢衡.产业协同集聚、人力资本流动与高技术产业创新[J].统计与决策，2023，39(2)：179-184.

[5]张玲.人力资本、科技创新对区域流通业绿色发展的影响：基于空间溢出视角[J].商业经济研究，2023(17)：13-16.

[6]巩崇一，柴时军.人力资本不平等对全要素生产率的影响研究[J].经济经纬，2017，34(2)：87-92.

[7]肖建忠，彭甲超，程胜.要素市场扭曲、资本偏袒与能源企业全要素生产率[J].管理评论，2023，35(4)：27-41.

[8]裴玲玲.科技人才集聚与高技术产业发展的互动关系[J].科学学研究，2018，36(5)：813-824.

[9]MARTINUS K，SUZUKI J，BOSSAGHZADEH S.Agglomeration economies，interregional commuting and innovation in the peripheries[J]. Regional Studies，2020，54(6)：776-788.

[10]李华一.产业协同集聚与区域绿色创新能力：理论机制与空间经验证据[J].技术经济与管理研究，2024(2)：62-68.

[11]张可云，何大栋.空间类分与空间选择：集聚理论的新前沿[J].经济学家，2020(4)：34-47.

[12]杨浩昌，李廉水，刘军.产业聚集与中国城市全要素生产率[J].科研管理，2018，39(1)：83-94.

[13]孙慧，朱俏俏.中国资源型产业集聚对全要素生产率的影响研究[J].中国人口·资源与环境，2016，26(1)：121-130.

[14]陈晓峰，周晶晶.生产性服务业集聚、空间溢出与城市绿色全要素生产率：来自长三角城市群的经验证据[J].经济经纬，2020，37(4)：89-98.

[15]王兵，王梦丹，杜敏哲.产业内部结构转换对绿色全要素生产率影响的实证研究[J].产经评论，2022，13(2)：69-85.

[16]殷红，张龙，叶祥松.中国产业结构调整对全要素生产率的时变效应[J].世界经济，2020，43(1)：122-142.

[17]史丹，白骏骄.产业结构早熟对经济增长的影响及其内生性解释：基于互联网式创新力视角[J].中央财经大学学报，2019(6)：105-118.

[18]刘志彪，凌永辉.结构转换、全要素生产率与高质量发展[J].管理世界，2020，36(7)：15-29.

[19]林伟光.人力资本积累与经济增长模型分析[J].华南师范大学学报(社会科学版)，2010(3)：134-139+160.

[20]张凤超，黎欣.产业集聚、城市人口规模与区域经济协调发展：基于我国12个城市群的比较研究[J].华南师范大学学报(社会科学版)，2021(2)：156-166+207-208.

[21]NOCKE V.A gap for me：entrepreneurs and entry[J].Journal of the European Economic Association，2006，4(5)：929-956.

[22]林毅夫.新结构经济学:重构发展经济学的框架[J].经济学(季刊),2011,10(1):1-32.
[23]王勇,汤学敏.结构转型与产业升级的新结构经济学研究:定量事实与理论进展[J].经济评论,2021(1):3-17.
[24]胡浩然,聂燕锋.产业集聚、产业结构优化与企业生产率:基于国家级开发区的经验研究[J].当代经济科学,2018,40(4):39-47+125.
[25]向昕,童飞,黄寰.产业集聚对重点城市群产业结构升级的影响分析[J].区域经济评论,2021(5):84-90.

Mechanism of Human Capital in Promoting Total Factor Productivity in Urban Agglomerations: An Industrial Impact Perspective

Pan Linwei, Qu Li

Abstract: The complex structure formed by functional division and industrial collaboration in modern urban agglomerations provides new mechanisms and characteristics for human capital agglomeration. Using the DEA-Malmquist index model to measure the total factor productivity (TFP) of China's ten major urban agglomerations from 2005 to 2020, this study employs fixed-effects models and mediation models to empirically examine the impact of human capital on TFP and the industrial pathways. The findings indicate that both human capital stock and structure promote TFP, with the latter having a more significant effect. Industrial development serves as a crucial channel: industrial agglomeration partially mediates the relationship between human capital stock and TFP, but higher human capital stock mitigates the inhibitory effect of excessive industrial agglomeration, with industrial structure positively moderating the mediation effect. Industrial structure masks the relationship between human capital structure and TFP, but higher human capital structure amplifies the inhibitory effects of industrial structure upgrading and imbalance, while industrial agglomeration negatively moderates the masking effect. The study demonstrates that urban agglomerations do not have absolute "agglomeration dividends" or "structural dividends" in terms of talent and industry. To build a new competitive advantage in talent and industry, urban agglomerations need to balance their talent needs and industrial development, accelerating TFP growth and new quality productivity development.

Key words: Human Capital Scale; Human Capital Structure; Industrial Structure; Industrial Agglomeration; Total Factor Productivity

(责任编辑:新月)

企业ESG表现对劳动力需求的影响研究

刘定平[1,2] 李健宁[1] 王一鸣[3]

（1.河南财经政法大学 统计学院，河南 郑州 450046；2.郑州财经学院 统计与大数据学院，河南 郑州 450045；3.郑州大学 国际学院，河南 郑州 450001）

摘要：以2009—2022年中国A股上市公司为研究对象，采用固定效应模型，研究企业ESG表现对劳动力需求的影响。结果表明：（1）企业ESG表现的提升能显著提高企业的劳动力需求，且在工具变量法、Heckman两阶段模型以及一系列稳健性检验后结论保持不变；（2）企业ESG表现通过产出效应和政府补助效应对劳动力需求产生影响；（3）不同污染程度、要素密集型企业的ESG表现对劳动力需求影响具有异质性，对非污染企业和劳动密集型企业的劳动力需求影响效果更为显著。此外，不同所有制企业的劳动力需求影响效果并不存在显著差异。

关键词：ESG表现；劳动力需求；可持续发展；固定效应模型

中图分类号：F249.2；F272.92 文献标识码：A 文章编号：2096-8647（2025）02-0063-09

DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.02.007

一、引言

当前，我国经济正处于高质量发展重要阶段，坚定不移贯彻新发展理念是实现经济可持续发展的必然要求。2024年1月，国务院印发《关于全面推进美丽中国建设的意见》，提出要“深化环境信息依法披露制度改革，探索开展环境、社会和公司治理评价”。2024年3月18日，国家市场监管总局等18个部门共同印发了《贯彻实施〈国家标准化发展纲要〉行动计划（2024—2025年）》，明确指出“开展合规管理、环境社会治理（ESG）、边境后规则等重点领域标准化研究”。在高质量发展背景下，ESG作为一种全面评估可持续发展能力的指标，越来越受到政府和社会各界的重视。环境、社会与公司治理（ESG）是衡量企业可持续发展能力的重要非财务指标。ESG概念最早来源于联合国责任投资组织（UNPRI），用于弥补仅凭财务数据了解企业发展状况的局限性，将传统财务指标以外的环境、社会和公司治理因素纳入企业的评价和决策框架[1]。其中，环境维度主要考察环保处罚、工业排放、资源消耗等方面，社会维度主要考察社会贡献、员工权益等方面，公司治理维度主要考察治理结构、外部处分等方面。ESG理念顺应我国碳中和、碳达峰战略和高质量发展目标，是实现经济高质量发展和企业可持续发展的有效手段。

就业问题始终是我国最重要的民生问题之一，也是经济稳健发展的重要支柱。政府对此高度重视，出台各项政策促进劳动力市场的稳定和发展，提出加大对就业吸纳能力强企业的政策支持，鼓励企业扩大就业规模。然而，当前我国面临着复杂严峻的就业形势，国家统计局2024年1月发布的全国城镇调查失业率数据显示，不包含在校生的16—24岁、25—29岁、30—59岁劳动力调查失业率分别为14.6%、6.2%、4.1%，“稳就业”依旧面临很大压力。

在此背景下，探究企业ESG表现的提升在促进可持续发展的同时是否有助于提高劳动力需求、实现“稳就业”目标，成为十分重要的课题。随着ESG理念的普及，越来越多的企业将ESG纳入发展战略中，以实现经济、

基金项目：“河南省中原千人计划”研究项目（ZYQR20181077）。

作者简介：刘定平，男，硕士，教授，研究方向为经济统计；李健宁，女，硕士研究生，研究方向为经济统计；王一鸣，男，研究方向为经济学。

社会和环境的可持续发展。众多研究发现，企业ESG表现对企业自身的投资行为[2]、融资行为[3-5]、绩效[6]、成长[7]以及创新[8]产生影响。如刘贯春等(2021)[9]和顾雷雷等(2020)[10]探究了企业社会责任对劳动力需求的影响。王锋和葛星(2022)[11]、王勇等(2019)[12]、崔广慧和姜英兵(2021)[13]等探究了企业绿色转型对劳动力需求的影响。然而，较少文献就企业ESG综合表现如何影响劳动力需求方面展开研究。

与现有研究相比，本文可能在以下方面有所创新：第一，现有研究主要关注企业ESG对自身发展的影响，较少针对企业ESG表现与劳动力需求进行探讨。本文从企业ESG表现的独特视角出发，采用理论与实证相结合的方法，探讨企业ESG表现对劳动力需求的影响，为解决当前就业问题提供新的思路和方法。第二，多角度异质性分析。结合不同企业特色，如国企与非国企、污染企业与非污染企业、资本密集型企业与劳动密集型企业，探索不同企业的就业吸纳效果是否存在差异，为政府制定差异化补助政策提供参考。第三，多角度机制分析。现有文献主要从融资约束的角度[14-16]探讨ESG表现对劳动力需求的影响，本文基于产出效应、政府补助效应的特殊视角，探索企业ESG表现影响劳动力需求的其他可能途径。

二、理论分析与研究假设

ESG理念呼吁企业在追求商业利益的同时考虑企业长远发展，将可持续发展理念融入企业生产经营活动中，并对企业的雇佣决策产生影响。

(一)ESG表现与劳动力需求

可持续发展越来越受到政府和投资者等的重视。在“双碳”战略背景和环境规制压力下，企业倾向于进行绿色转型改造，顺应时代发展，向社会发出负责任信号，树立可靠的企业声誉，扩大企业影响力。一方面，根据信号传递理论，消费者会优先选择值得信赖的企业购买其商品或服务，因而消费者需求上升，促使企业扩大生产规模，雇佣更多的员工满足生产需要。另一方面，根据利益相关者理论，ESG建设通过将企业的关注点从纯粹的经济价值转移到经济和社会价值的双重关注上，改善企业与政府、客户等利益相关者的关系，便于企业获得外部信息和资源支持，如政府补贴或客户合作机会等，为企业在竞争中获取优势、占领市场创造良好条件，有利于实现业务扩张进而增加对劳动力的需求。由此，提出以下假设：

假设1：企业ESG表现的提升会增加企业的劳动力需求。

(二)产出效应

企业良好的ESG表现不仅是一种企业社会责任的体现，更是推动企业转型升级、提高竞争力的重要途径。结合前文分析，企业ESG表现的提升有利于企业获得社会认可、提升品牌价值和知名度，激励消费者购买更多的商品或服务，刺激销售量和市场份额的增长，促使企业扩大产能。对此，企业可能有两方面的行为。对于资本密集型企业，其偏向于技术创新以满足生产需要，企业需要聘用高学历或高技能人才进行技术研发，对高学历或高技能劳动力需求增加。虽然设备与技术的升级会使企业生产效率提升，工艺流程缩短，但是创新具有周期长、风险大等特点，短期内对重复性工作劳动力需求并不会造成影响，故产出对劳动力需求的总效应是正向的。对于劳动密集型企业，其偏向于雇佣更多的劳动力开展生产活动，即对劳动力需求产生正向促进作用。由此，提出以下假设：

假设2：企业ESG表现的提升促进企业产出规模扩张，对劳动力需求产生促进作用。

(三)政府补助效应

资金约束是影响企业劳动力需求的重要因素。受资金约束的影响，企业进行投资、生产决策时常常会有所限制，进而对劳动力需求产生影响。近年来，可持续发展观念深入人心，企业有动机开展ESG实践活动，获取政府补助与支持。一方面，政府在进行补贴决策时，会优先考虑综合表现良好、积极贯彻各项政策的企业作为补贴对象，补贴内容主要包括无偿拨款、税收返还、财政贴息、稳就业补贴等形式，降低企业雇佣劳动力的成本，进而对劳动力需求产生促进作用。另一方面，政府补助除了能带来一定的资金与支持，还是政企关系融洽的信号，有利于提高企业声誉与影响力，吸引外部投资者进行投资，缓解企业资金约束[17]，促进企业扩大生产规模，增加对劳动力的需求。由此，提出以下假说：

假设3：企业ESG表现的提升有助于企业获得政府支持与补助，对劳动力需求产生促进作用。

三、研究设计

(一)模型设定与变量选取

本文旨在检验企业ESG表现对劳动力需求的影响，设定基准回归模型如下：

$$\ln employee_{it}=\beta_0+\beta_1 ESG_{it-1}+\lambda X_{it-1}+\emptyset_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量$\ln employee_{it}$表示企业劳动力需

求，为企业i在t年员工数的对数。由于企业对劳动力的需求可能会提高企业的社会责任，影响ESG评分，产生反向因果问题，本文对解释变量与控制变量进行滞后一期处理。核心解释变量ESG_{it-1}为企业i在$t-1$年的ESG评级，采用华证ESG指数度量。华证ESG评级分为九个等级（C-AAA），参考Lin等（2021）[16]的处理方法，将企业ESG评级的九个等级从低到高分别对应整数1—9。另外，本文选取华证ESG季度评级数据，并对同一年度内评级数据进行均值处理，用均值度量企业ESG的年度表现。模型（1）中系数β_1反映了企业ESG表现对劳动力需求的影响程度，若$\beta_1>0$，则表示企业ESG表现的提升会增加对劳动力的需求。X_{it-1}表示控制变量，本文选取企业规模（*size*）、企业年龄（*age*）、企业工资水平（*wage*）、企业成长能力（*tobinQ*）等7个对雇佣决策产生影响的重要因素作为控制变量，具体定义如表1所示。此外，为了更加准确估计企业ESG表现对劳动力需求的影响，本文对不同行业、年份进行控制，引入随机误差项ε_{it}，标准误在企业层面进行聚类。

表1　主要变量的定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	劳动力需求	ln*employee*	员工数量的对数
解释变量	企业ESG表现	*ESG*	华证ESG季度评级数据的均值，取值范围为1—9
机制变量	企业产出	ln*output*	营业收入的对数
	政府补助	ln*subsidy*	政府补助金额的对数
控制变量	企业规模	*size*	企业资产总额的自然对数
	企业年龄	*age*	当年年份与成立年份之差
	企业工资水平	*wage*	应付职工薪酬与员工人数比例的对数
	企业成长能力	*tobinQ*	企业市值与总资产之比
	总资产净利润率	*ROA*	企业净利润与总资产之比
	资产负债率	*lev*	企业负债总计与资产总计之比
	企业所有制	*soe*	如果属于国有企业取值为1，否则为0

（二）数据来源与处理

选择2009—2022年中国沪深市场A股上市公司为研究对象。其中，华证ESG评级数据由Wind资讯金融终端提供，企业财务数据由CSMAR数据库提供。为确保研究结果不受异常样本的影响，对原始数据做如下处理：（1）鉴于金融行业受到严格监管，其产生回报的过程与其他公司不同，故对金融行业样本进行删除处理；（2）剔除已退市、“ST”等样本，只保留上市状态为“正常上市”的样本；（3）剔除关键变量严重缺失的样本；（4）剔除资不抵债样本；（5）为降低异常值的影响，对连续型变量进行上下1%缩尾处理。

（三）描述性统计分析

表2为主要变量的描述性统计。企业劳动力需求（ln*employee*）的均值为7.620，标准差为1.258，最大值与最小值之间差值为6.536，表明受到行业、规模、生产方式等多方面因素影响，不同特征企业的劳动力需求存在较大差异。企业ESG表现（*ESG*）的均值为4.154，标准差为1.020，说明上市公司ESG表现总体上处于中等水平，存在较大的发展空间。在控制变量中，企业年龄（*age*）的均值为18.039，最大值、最小值分别为63、0，表明样本同时涵盖了新老企业。同时，企业规模（*size*）、企业所有制类型（*soe*）反映了不同规模、所有制类型的企业都被包括在内。变量的统计结果与现有文献基本一致。

表2　主要变量的描述性统计

变量类型	变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	ln*employee*	37286	7.620	1.258	4.595	11.131
解释变量	*ESG*	37286	4.154	1.020	1.000	8.000
机制变量	ln*output*	37285	21.474	1.544	0.000	20.830
	ln*subsidy*	37275	15.791	3.076	0.000	22.876
控制变量	*size*	37286	22.168	1.298	19.821	26.218
	age	37286	18.039	6.118	0	63
	wage	37286	9.549	1.077	5.714	11.919
	tobinQ	37286	2.041	1.308	0.847	8.587
	ROA	37286	0.039	0.061	−0.229	0.202
	lev	37286	0.421	0.207	0.051	0.895
	soe	37286	0.368	0.482	0	1

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

表3报告了企业ESG表现对劳动力需求影响的基准回归结果。其中，回归（1）仅加入滞后一期的企业ESG表现作为核心解释变量，并且控制了行业和年份，发现企业ESG表现的系数在1%的水平上显著为正。回归（2）引入了企业规模（*size*）、企业年龄（*age*）等7个控制变量后，Adj-R^2由原来的0.182上升到0.687，具有更强的解释力，这为本文的假说1提供了初步的经验证明。由结果可知，ESG的系数为0.064，且在1%的水平上显著为正，说明企业ESG表现越好，对劳动力的需求越高，即企业ESG表现每上升1个等级，劳动力需求将会增加6.4%。一方面，企业为提升ESG表现，需要招聘可持续发展顾问、ESG咨询顾问、技术创新人才等专职人员，催生新的工作岗位，从而直接增加了企业的劳动力需求。另一方面，企业通过参与社会福利活动提升企业ESG表现，提高员工的满意度和忠诚度，减少企业因员工流失而产生的职工不稳定性，亦能够吸引更多的求职者，扩大企业的人才储备库，为企业的持续发展提供人才保障。由此，假说1得证。

表3　基准回归结果

变量	（1）	（2）
	ln*employee*	ln*employee*
L.ESG	0.259***	0.064***
	（16.849）	（7.381）
L.size		0.772***
		（69.849）
L.age		-0.001
		（-0.623）
L.wage		-0.172***
		（-15.736）
L.tobinQ		0.018***
		（2.637）
L.ROA		1.745***
		（13.709）
L.lev		0.521***
		（7.919）
L.soe		0.048*
		（1.863）
行业、年份固定	是	是
N	32129	32129
调整的R^2	0.182	0.687

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上通过检验；括号内为t统计量。下表同。

从控制变量看，企业规模（*size*）的系数是正向的，表明企业经营范围越广、市场份额越大，对劳动力的需求越大；企业工资水平（*wage*）与劳动力需求呈负相关，符合劳动力供求理论，即雇佣成本增加会导致企业缩减劳动力规模；企业成长能力（*tobinQ*）和总资产净利润率（*ROA*）反映了企业的市场价值，激励企业进行业务扩展，扩大生产规模，对劳动力的需求增大；企业所有制（*soe*）的系数显著为正，说明国有企业承担着“稳就业”的重担，其劳动力需求比私营企业要大。

（二）内生性分析

内生性问题主要来源于遗漏变量偏差以及反向因果问题，如何缓解内生性是经济学中常常探讨的问题。本文除使用滞后一期解释变量缓解内生性以外，还使用工具变量法以及Heckman两阶段检验缓解可能存在的内生性问题。

1.工具变量法

现有研究中，许多学者选择使用区域内同一行业的ESG平均得分作为工具变量，但有学者质疑该工具变量排他性假设方面存在问题，即行业的ESG表现可能不会通过企业ESG表现，而直接对企业劳动力需求产生影响。本文参考其他学者做法，选择企业被“泛ESG”基金的持股市值作为企业ESG的代理变量。一方面，“泛ESG”基金经理在投资时十分注重ESG因素，可以通过与上市公司的管理层直接交流，促进企业ESG表现的改善，提升企业的可持续发展能力，满足正相关性假设。另一方面，基金经理可以直接决定“泛ESG”基金持股与否，但不会对企业劳动力需求造成直接影响，满足外生性假设。此外，根据前文分析，“泛ESG”基金的持股市值能够满足排他性假设。由于本文的核心解释变量为*L.ESG*，故使用滞后一期的“泛ESG”基金的持股市值（*L.*ln*fund*）作为工具变量。

表4报告了2SLS回归结果。从第一阶段回归结果可以看出，工具变量的系数在1%水平上显著为正，证实了“泛ESG”基金的持股市值与企业ESG表现之间存在显著的正向关系。本文为验证工具变量的合理性采用了多种方法：第一阶段回归的F值为408.930，超过一般意义上的阈值10，说明不存在弱工具变量问题；Cragg-Donald Wald F统计量和Kleibergen-Paap rk LM统计量的结果显示，所选的工具变量不存在弱识别和识别不足的问题。以上结果证明本文采用的工具变量具有合理性。第二阶段的回归结果显示，企业ESG表现的系数显著为正，表明在使用“泛ESG”持股市值

作为工具变量控制内生性问题以后，企业ESG表现对劳动力需求的作用仍然显著，进一步验证了假设1。

表4 内生性检验结果

变量	（1）	（2）	（3）
	工具变量法		Heckman两阶段模型
	第一阶段回归	第二阶段回归	第二阶段回归
	L.ESG	ln*employee*	ln*employee*
*L.*ln*fund*	0.012*** （18.610）		
L.ESG		0.500*** （10.370）	0.065*** （7.503）
IMR			-5.096*** （-3.142）
Cragg-Donald Wald F统计量	338.771		
Kleibergen-Paaprk LM统计量	339.232		
控制变量	是	是	是
行业、年份固定	是	是	是
N	30021	30021	32129

2.Heckman两阶段模型

由于上市公司往往受到更为严格的监管和关注，因而在环境、社会、公司治理方面要求更高，可能导致只有ESG表现良好的企业被选择为样本，引发样本选择偏误的内生性问题，从而高估企业ESG表现对劳动力需求的影响。为了解决样本自选择偏误问题，本文参考其他学者的做法，采用Heckman两阶段模型进行检验。设定虚拟变量*ESG_dum*，如果企业ESG评级处于A-AAA，则*ESG_dum*赋值为1，否则赋值为0。在第一阶段，以*ESG_dum*为被解释变量，构建的Probit模型如下：

$$ESG_dum_{it}=\alpha_0+\lambda X_{it}+\mu_{it} \quad (2)$$

估计出逆米尔斯比率（*IMR*），该比率反映了企业在抽样过程中被选入样本的可能性。在第二阶段，将*IMR*作为控制变量添加到基准回归中，以校正由于抽样误差引起的估计偏误，所得结果如表4第（3）列所示。实证分析显示，*IMR*系数在1%的显著性水平上是正的，说明企业ESG表现的样本分布存在偏差，有必要考虑样本自选择偏误问题。同时，企业ESG表现的系数显著为正，表明企业ESG表现对劳动力需求的促进作用并不会受到样本自选择性问题的影响，结论具有稳健性。

（三）稳健性检验

1.更换核心解释变量

目前我国存在较多ESG评级机构，如华证、Wind、商道融绿等，机构的评级标准和体系不同，因而导致企业ESG评分存在差异，故更换核心解释变量为Wind ESG评级与商道融绿ESG评级。与前文对华证ESG评级的处理方法类似，将Wind ESG评级（CCC-AAA，共7个等级）标记为整数1—7，商道融绿ESG评级（D-A+，共10个等级）标记为1—10，重新进行回归。表5第（1）、（2）列展示了更换核心解释变量后的回归结果。在更换为Wind与商道融绿ESG评级后，核心解释变量系数仍然显著为正，表明企业ESG表现的提高会提升劳动力的需求。

2.缩尾处理

考虑到数据有可能受到异常值的影响，本文对连续型变量在5%水平上进行缩尾处理。结果表明，滞后一期的ESG系数在1%水平上显著为正，表明企业ESG表现的提升对劳动力需求的促进作用仍然显著。

3.剔除金融危机影响年份

受金融危机影响年份的市场波动可能会对企业劳动力需求产生显著影响。为了进一步验证企业ESG表现对劳动力需求的影响关系，考虑到2009年受金融危机影响较大，对该部分样本进行删除后重新进行回归，回归结果如表5第（4）列所示。结果同样表明，企业ESG表现的提升对劳动力需求的促进作用依然显著，验证了本文结论的稳健性。

4.更换固定效应

考虑到不同的固定效应会对核心变量的显著性产生影响，将固定效应修改为“地区-年份固定效应”模型与“企业-年份固定效应”模型。结果表明，在更换固定效应以后，企业ESG表现的系数在5%及以上水平显著为正，表明企业ESG表现的提升会促进企业的劳动力需求，进一步验证了本文的结论。

综上，企业ESG表现的提升对劳动力需求有显著的促进作用，且这一结论在稳健性检验与控制内生性问题后仍然成立，表明结论是稳健的。

（四）异质性分析

1.国有企业与非国有企业

按照上市企业的所有制类型，将企业划分为国有企业与非国有企业，考察企业ESG表现对不同所有制

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	更换核心解释变量		缩尾处理	剔除金融危机影响年份	更换固定效应	
	ln*employee*	ln*employee*	ln*employee*	ln*employee*	ln*employee*	ln*employee*
L.ESG			0.055***	0.063***	0.027**	0.040***
			(6.935)	(7.298)	(2.379)	(7.387)
L.windesg	0.079***					
	(6.077)					
L.sdrlesg		0.035*				
		(1.652)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是		
年份固定	是	是	是	是	是	
地区固定					是	是
企业固定						是
N	13503	4108	32129	30797	31977	31653
调整的R^2	0.707	0.688	0.671	0.690	0.600	0.917

企业劳动力需求的影响是否存在差异。从表6第(1)、(2)列可以看出,国有企业与非国有企业ESG表现的系数均在1%水平上显著为正,表明企业ESG表现的提升对国有企业与非国有企业的劳动力需求均有促进作用。可能的原因是,国有企业会受到政府的直接或间接控制,关注点落在绿色转型等非经济目标,同时承担着维持经济稳定、保障就业等隐性政治责任。与国有企业不同,非国有企业更注重市场竞争和经济效益,因此更倾向于通过提高企业ESG表现来提升企业影响力与企业声誉,赢得投资者青睐,提高在市场中的竞争力,吸引外界投资从而扩大生产规模,最终带动劳动力需求的增长。此外,费舍尔组合检验P值为0.396,表明企业ESG表现对不同所有制类型企业的劳动力需求提升作用并不存在显著差异。这一结果反映了非国有企业在经济高质量发展、企业可持续发展的双重背景下,在承担社会就业方面同样发挥着重要作用。

2.污染企业与非污染企业

近年来,绿色发展概念的传播引发各界对可持续发展的关注。与非污染企业相比,污染企业会受到更为严厉的市场监管与环境管制压力,本文进一步探讨污染企业与非污染企业ESG表现的提升对劳动力需求的影响是否存在显著差异。参考潘爱玲等(2019)[18]的研究,结合《上市公司行业分类指引》,将企业划分为污染企业与非污染企业。回归结果如表6第(3)、(4)列所示,虽然污染企业与非污染企业ESG表现系数均显著为正,但在数值上非污染企业ESG表现的系数更大,同时费舍尔组合检验P值为0.000,表明企业ESG表现对污染企业与非污染企业的劳动力需求提升作用存在显著差异。尽管污染企业通过提高ESG表现改善其公众形象和合规性,但这种努力对增加劳动力需求带来的影响要小于非污染企业。可能的原因是,在环境规制的背景下,污染企业面临着更大的管制压力和转型压力,需要投入大量资本与技术进行绿色转型,成本上升会迫使企业缩减人力方面开支,进而减少工作岗位需求,故企业ESG表现的提升在污染企业的就业吸纳效果弱于非污染企业。

3.资本密集型企业与劳动密集型企业

企业ESG表现的提升对不同要素密集型企业劳动力需求可能存在差异。与资本密集型企业相比,劳动密集型企业依赖大量的劳动力开展生产活动,对技术、设备的依赖性较低,理论上企业ESG表现的提升应当对劳动密集型企业影响更大。为了验证这一理论,本文利用资本密集度划分不同要素企业,具体如下:计算固定资产净值与就业人数之比并取对数,若该值位于中位数以上,则将企业归类到资本密集型企业,否则归类为劳动密集型企业。回归结果如表6第(5)、(6)列所示,虽然资本密集型与劳动密集型企业ESG表现系数均显著为正,但系数在大小上存在差异。同时,费舍尔组合检验的P值为0.023,表明企业ESG表现对资本密集型企业与劳动密集型企业劳动力需求的提升作用存在显著差异,企业ESG表现的提升对劳动

表6 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	污染企业	非污染企业	资本密集型	劳动密集型
	ln*employee*	ln*employee*	ln*employee*	ln*employee*	ln*employee*	ln*employee*
L.ESG	0.065***	0.069***	0.031**	0.078***	0.044**	0.067***
	(4.044)	(6.709)	(2.029)	(7.122)	(2.406)	(6.495)
组件系数差异检验	非国有企业-国有企业 0.002 [0.396]		非污染企业-污染企业 0.041*** [0.000]		劳动密集型-资本密集型 0.020** [0.023]	
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业、年份固定	是	是	是	是	是	是
N	12297	19830	7464	24663	5987	26140
调整的R^2	0.706	0.618	0.762	0.640	0.750	0.652

注：中括号内为费舍尔组合检验P值。

密集型企业劳动力需求的影响大于资本密集型企业。可能的原因是，企业ESG表现的提升有助于企业生产规模扩张。对于资本密集型企业而言，其更倾向于投资技术和设备以提高生产效率来满足生产需要，但对于劳动密集型企业而言，其倾向于雇佣更多的劳动力进行生产，因此对劳动力的需求增加。

（五）机制分析

基准回归分析表明，企业ESG表现的提升对企业劳动力需求产生显著促进作用。本部分进一步从产出效应、政府补助效应两个角度检验企业ESG表现对劳动力需求影响的作用渠道，模型设定如下：

$$M_{it-1}=\alpha_0+\alpha_1 ESG_{it-1}+\sum_{j=2}^{7}\alpha_j X_{ijt-1}+\mu_i+\sigma_t+\delta_{it} \quad (3)$$

$$\ln employee_{it}=\theta_0+\theta_1 ESG_{it-1}+\theta_2 M_{it-1}+\sum_{j=3}^{8}\theta_j X_{ijt-1}+\vartheta_i+\tau_t+\varphi_{it} \quad (4)$$

模型(4)中M_{it-1}为滞后一期的中介变量，分别是企业产出(ln*output*)与政府补贴(ln*subsidy*)，其余变量符号与模型(1)相同。机制分析结果如表7所示，列(2)和列(4)分别报告了企业ESG表现对中介变量产出(ln*output*)和政府补贴(ln*subsidy*)的估计结果，列(3)和列(5)报告了加入中介变量后企业ESG表现对劳动力需求的影响。本文重点关注模型(4)中系数θ_1与θ_2的显著性，若估计结果中系数α_1、θ_1和θ_2均显著，那么中介变量起着重要的中介作用，数值$(\alpha_1\times\theta_2)/\beta_1$可以反映企业ESG表现对劳动力需求影响的总效应中由中介变量引起的中介效应比重。

1.产出效应

根据前文的理论分析，企业ESG表现可能通过企业产出从而影响劳动力需求。表7第(2)列结果显示，企业ESG表现的系数估计值为0.042，且在1%水平上显著，表明企业ESG表现每上升一级，企业产出增加4.2%。

根据表7第(3)列的实证结果，随着企业产出规模的扩大，企业的劳动力需求显著提升。具体而言，产出效应在企业ESG表现对劳动力需求的影响中起到了重要的正向促进作用，占总效应比重达到25.9%。可能的原因是，一方面，企业ESG表现的提升有助于企业建立诚信、负责的企业形象，提升企业信誉，企业信誉的提升会促进消费者购买企业的商品或服务，进而促使企业产出规模扩张。另一方面，企业ESG表现一定程度上能反映企业对可持续发展的响应程度，能帮助企业获取政府政策倾斜与补贴支持，解决资金问题，进而推动企业产出规模的扩张。产出规模的扩张会导致企业雇佣更多劳动力，因而对劳动力需求产生正向促进作用，验证了假设2。

2.政府补助效应

企业贯彻可持续发展理念，积极响应政府号召，改善与当地社区、政府等利益相关者的关系，从而获得政府补助是企业ESG表现对劳动力需求影响的另一重要路径。本文使用的政府补助数据来源于上市公司财务报表。表7第(4)列中，企业ESG表现的系数估计值为0.188，且在1%水平上显著为正，表明企业ESG表现对政府补助存在显著的促进作用，且企业ESG表现每上升一级，政府补助增加18.8%。

根据表7第(5)列的结果，政府补助的增加对劳动力需求产生显著的正向促进作用，且政府补助效应能解释企业ESG表现对劳动力需求总效应的9.7%。可

表7 机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln*employee*	*L*.ln*output*	ln*employee*	*L*.ln*subsidy*	ln*employee*
L.ESG	0.064***	0.042***	0.047***	0.188***	0.057***
	(0.009)	(0.007)	(0.008)	(0.026)	(0.009)
L.ln*output*			0.393***		
			(0.045)		
L.ln*subsidy*					0.033***
					(0.004)
控制变量	是	是	是	是	是
行业、年份固定	是	是	是	是	是
N	32129	32128	32128	32120	32120
调整的R^2	0.687	0.826	0.727	0.299	0.691

能的解释是，政府在制定补助政策时，往往会考虑企业的社会责任履行情况，倾向于向社会责任履行情况良好的企业提供更多的资金支持和资源支持，推动企业开展生产活动与技术创新，有助于企业扩大生产规模，增加对劳动力的需求。此外，政府补助涉及范围较广，涵盖稳岗补贴、社会保险补贴等，降低了企业聘用劳动力的成本，减少企业在劳动力方面的投入，从而增加劳动力需求，假设3得以验证。

五、结论与建议

（一）研究结论

ESG理念顺应国家绿色发展浪潮，是度量企业可持续发展的重要指标，该理念旨在政府干预最小化的前提下，激励企业承担更多的外部责任，以应对社会多样化挑战。那么，企业ESG表现在促进企业可持续发展的同时，如何影响企业劳动力雇佣决策？这种影响在不同特征企业中是否存在差异？为解答这些问题，本文基于2009—2022年A股上市公司数据，探究企业ESG表现与劳动力需求之间的关系及影响机制。研究发现：(1)企业ESG表现的提升会显著促进劳动力需求的提高，且这一结论在内生性检验和稳健性检验后依然显著成立；(2)企业ESG表现的提升可以通过产出规模效应，对劳动力需求产生促进作用，且这一路径能解释总效应的25.9%；(3)企业ESG表现的提升可以通过政府补助效应，对劳动力需求产生正向促进作用，且这一路径能解释总效应的9.7%；(4)企业ESG表现对劳动力需求的促进作用在非污染企业、劳动密集型企业更为显著，但在国有企业与非国有企业之间并不存在显著差异。

（二）对策建议

根据上述研究结论，本文提出以下对策建议：

第一，在“双碳”背景下，企业应顺应时代发展，提升责任意识，践行ESG理念，承担一定的外部责任。本文研究结果表明，非污染型企业、劳动密集型企业ESG表现对劳动力需求的促进效果更为显著，故政府应加大对非污染型企业、劳动密集型企业的补贴政策倾斜与资源扶持，减轻企业开展ESG活动的成本，激发企业开展ESG实践的主观意愿，促进企业可持续发展的同时助力企业吸纳就业。此外，ESG表现的提升对国有企业与非国有企业的就业吸纳能力并不存在显著差异，表明非国有企业在就业吸纳中同样发挥着重要作用，政府制定补贴政策时应适当向非国有企业倾斜。

第二，加大政策扶持力度，引导企业积极践行ESG理念。ESG活动往往面临着资金投入增加、运营成本上升等问题，阻碍企业响应可持续政策的积极性。针对积极践行ESG理念的企业，政府应当给予税收优惠、财政补贴、信贷支持等多方面扶持，同时引导金融机构对ESG表现良好的企业提供低息贷款，缓解企业短期内的资金压力，促使企业扩大生产，为社会创造更多的就业机会，助力“稳就业”目标的实现，实现经济发展和社会责任履行的良性互动。

第三，加快完善ESG评价体系，鼓励企业自发进行信息披露。目前，我国的信息披露主要以企业自主披露为主，并未实现企业全覆盖，企业与政府、投资者之间的信息不对称依然存在，政府应当结合激励政策，促使企业积极披露ESG信息。此外，我国不同ESG评级机构之间的评价体系存在较大差异，未形成统一标准，导致投资者难以依据评估结果对ESG表现与风险作出全面分析。相关部门应当学习国外先进的

ESG评级方法，结合中国特色，完善ESG评价体系并形成统一标准。根据ESG评级机构的评估结果，形成年报并向社会各界公布，充分利用公众监督推进企业开展ESG实践，为“稳就业”夯实基础。◆

参考文献：

[1]罗进辉，王雨婷，刘海潮.ESG表现与家族企业长期导向[J].财贸研究，2023，34(2)：78-96.

[2]谢红军，吕雪.负责任的国际投资：ESG与中国OFDI[J].经济研究，2022，57(3)：83-99.

[3]李增福，陈嘉滢.企业ESG表现与短债长用[J].数量经济技术经济研究，2023，40(12)：152-171.

[4]邱牧远，殷红.生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J].数量经济技术经济研究，2019，36(3)：108-123.

[5]铁瑛，刘啟仁.银行管制放松、融资约束与人力资本升级[J].财贸经济，2021，42(11)：116-130.

[6]李井林，阳镇，陈劲，等.ESG促进企业绩效的机制研究：基于企业创新的视角[J].科学学与科学技术管理，2021，42(9)：71-89.

[7]李思慧，郑素兰.ESG的实施抑制了企业成长吗?[J].经济问题，2022(12)：81-89.

[8]方先明，胡丁.企业ESG表现与创新：来自A股上市公司的证据[J].经济研究，2023，58(2)：91-106.

[9]刘贯春，叶永卫，张军.社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业：基于《社会保险法》实施的准自然实验[J].中国工业经济，2021(5)：152-169.

[10]顾雷雷，郭建鸾，王鸿宇.企业社会责任、融资约束与企业金融化[J].金融研究，2020(2)：109-127.

[11]王锋，葛星.低碳转型冲击就业吗：来自低碳城市试点的经验证据[J].中国工业经济，2022(5)：81-99.

[12]王勇，谢婷婷，郝翠红.环境成本上升如何影响企业就业增长?：基于排污费修订政策的实证研究[J].南开经济研究，2019(4)：12-36.

[13]崔广慧，姜英兵.政府环保处罚影响企业劳动力需求吗?：基于制造业上市公司的经验证据[J].中国人口·资源与环境，2021，31(11)：78-88.

[14]匡广璐，杨杰，张宇.企业ESG表现与劳动力需求：来自中国A股上市公司的经验证据[J].武汉金融，2023(4)：3-11.

[15]毛其淋，王玥清.ESG的就业效应研究：来自中国上市公司的证据[J].经济研究，2023，58(7)：86-103.

[16]LIN Y J，FU X Q，FU X L. Varieties in state capitalism and corporate innovation：Evidence from an emerging economy[J]. Journal of Corporate Finance，2021，67(4)：101919.

[17]王波，杨茂佳.ESG表现对企业价值的影响机制研究：来自我国A股上市公司的经验证据[J].软科学，2022，36(6)：78-84.

[18]潘爱玲，刘昕，邱金龙，等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].中国工业经济，2019(2)：174-192.

（责任编辑：萧静）

Impact of Corporate ESG Performance on Labor Demand

Liu Dingping, *Li Jianing*, *Wang Yiming*

Abstract: Using data from Chinese A-share listed companies from 2009 to 2022, this study employs a fixed-effects model to examine the impact of corporate ESG performance on labor demand. The results show that (1) improved corporate ESG performance significantly increases labor demand, and this conclusion remains robust after instrumental variable analysis, Heckman two-stage model, and a series of robustness tests; (2) corporate ESG performance affects labor demand through output effects and government subsidy effects; (3) the impact of ESG performance on labor demand varies across firms with different pollution levels and factor intensities, with more significant effects on non-polluting and labor-intensive firms. Additionally, there is no significant difference in the impact across different ownership types.

Key words: ESG Performance; Labor Demand; Sustainable Development; Fixed-Effects Model

社会保障水平对我国城乡居民消费的异质性影响研究

闫娜娜
（太原师范学院 经济与管理学院，山西 晋中 030619）

摘要：扩大内需是当前我国经济工作的重点之一。从城乡差异的视角出发，基于2010—2022年的中国家庭追踪调查数据，利用面板固定效应模型、面板分位数回归模型和中介效应模型实证研究了社会保障水平对居民消费影响的城乡异质性、收入群体异质性及其机制。结果显示：（1）我国各地区社会保障水平对居民消费存在正向影响，且对农村家庭的促进作用相对更大，表现出城乡异质性。（2）低收入群体由于存在更强的预防性储蓄动机表现出更低的消费弹性，面板分位数回归模型的估计结果显示，各地区社会保障水平对城乡家庭人均消费的影响均呈逐步递减的态势，证实了其对低收入群体消费的促进作用相对更大，表现出收入群体异质性。（3）面板数据中介效应模型的回归结果证实了各地区社会保障水平主要通过收入不确定性的作用机制影响居民消费，各地区社会保障水平的增加能够通过降低居民面临的不利的收入不确定性进而促进消费。扩大各地区社会保障支出占GDP的比重，加大对重点人群和重点地区的支持力度，有助于进一步释放居民消费潜力。

关键词：社会保障；居民消费；收入不确定性
中图分类号：F014.5　　文献标识码：A　　文章编号：2096-8647（2025）02-0072-09
DOI：10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.02.008

一、引言

党的二十届三中全会和近年来的中央经济工作会议都十分重视居民消费问题，多次强调要以提振消费为重点扩大国内需求。然而自2000年以来，我国的国内总储蓄（根据世界银行公布的指标，这里国内总储蓄的计算方式是用GDP减去最终消费支出）占GDP的比重不仅一直高于世界平均水平，且长期高于高收入国家、中上等收入国家的平均水平。社会保障水平与人民生活紧密相关，当社会保障水平没有显著提升时，其拉动消费的作用将微乎其微。从我国社会保障和就业支出占GDP的比重看，虽然2009—2023年该指标不断上升（由2.18%上升至3.08%），但与其他国家相比整体水平仍然较低（2022年OECD国家社会保障支出占GDP比重的平均水平为22.58%①）。按照主流消费理论，完善的社会保障功能能够减轻人们的后顾之忧，减少收入不确定性，进而降低储蓄率，促进居民消费。那么，社会保障水平对居民消费存在怎样的影响？这种影响在城乡不同收入群体之间是否有异质性？其影响的作用机制又是什么？正确解答上述问题具有重要的理论及现实意义。

现有国外文献主要研究社会保障对居民消费的影响程度。其中大多数基于主流消费理论的研究强调社会保障水平的提升能够促进居民消费（Keynes，1936；Ando和Modigliani，1963；Friedman，1957；Hall，1978；Abel，1985）[1-5]。也有研究表明特定社会保险、资本市场的完善程度会影响社会保障和居民消费之间的关

基金项目：山西省哲学社会科学规划课题“我国城乡居民线上购物行为的比较研究”（2024QN120）；山西省社科联2024—2025年度重点课题研究项目“城镇家庭财富结构不平衡视域下激发我省消费潜能的机制与路径研究”（SSKLZDKT2024103）；中国商业统计学会2024年度规划课题“多样化需求与搜寻成本视角下线上消费赋能培育内需的机制与路径研究”（2024STY18）。
作者简介：闫娜娜，女，博士，讲师，研究方向为数量经济学、消费经济学。
①数据来源于https://www.oecd.org/social/expenditure.htm

系。Hamermesh(1982)[6]研究了失业保险和两类群体消费之间的关系,认为从消费者整个生命周期看,失业保险提供的帮助是微不足道的,整体不利于促进消费。Hubbard和Judd(1987)[7]研究了在现实资本市场不完善的情况下,社会保障对国家储蓄和个人福利的影响。其分析结果显示,借贷限制消除了社会保障带来的个人福利,进而对消费产生消极影响。

近年来国内学术界也高度关注社会保障和消费之间的关系。一类文献研究的重点是养老保险、医疗保险等特定社会保障制度对消费的影响,争论的焦点为特定的社会保障制度究竟拉动了消费还是挤压了消费。其中多数研究显示社会保障水平的提升有助于消费增长(蔡兴,2015;邹红等,2013;杨志媛和盖骁敏,2020)[8-10],但也有学者持相反的观点(李晓飞等,2021;随淑敏等,2021)[11-12]。另一类文献则考虑了我国城乡二元结构,关注了社会保障水平对我国特定居民消费的影响。在针对我国农村居民消费的研究中,有文献关注到社会保障水平对农村居民消费促进作用的非线性,并强调社会保障水平对农村居民收入不确定性的缓解作用(刘丹和卢洪友,2017;王静,2018)[13-14]。关于社会保障水平对我国城镇居民消费影响的研究中,已有文献主要在一般均衡理论的基础上分析了二者之间的正相关关系(王金波,2017)[15]。

综上所述,现有关于社会保障和居民消费关系的研究主要存在以下不足:一是较少关注城乡之间的异质性。二是较少考虑社会保障水平对不同消费水平家庭影响的异质性。三是较少有文献识别社会保障对居民消费产生影响的作用机制。本文与现有研究的不同之处在于以下几点:一是考虑了社会保障对我国城乡居民消费影响的异质性。这是因为与城镇相比,农村居民收入水平相对更低,随着我国社会保障制度的优化,其通过调节收入分配进而减少贫困的作用逐渐增强。二是分析了当家庭消费处于不同分位数水平下,各地区社会保障支出占GDP比重对不同收入家庭消费的异质性影响。三是厘清了社会保障支出通过降低不利的收入不确定性进而促进居民消费的作用机制。

二、数据处理与研究设计

(一)数据处理

本文采用2010—2022年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据,并通过以下方式对数据进行了处理。

数据筛选。①按照构建平衡面板的思想,本文排除了中间退出调查的家庭。②CFPS数据中存在一些家庭,其非耐用品消费支出远高于收入,这些家庭不是本文关注的主要对象。本文借鉴闫娜娜和杭斌(2023)[16]的处理方法,将非耐用品消费支出占收入比重不超过2的家庭纳入了分析框架。

家庭人均收入、人均非耐用品消费支出等变量都存在异常值,本文对其进行了1%的双边缩尾处理。同时,借鉴杭斌和闫娜娜(2020)[17]的做法,因非耐用品消费中部分消费类别缺乏相应的价格指数,且样本期内消费价格指数波动幅度较小,本文没有对价值类变量进行价格平减处理。

CFPS中没有直接给出“户主”这一指标,本文结合“谁是家中主事者”“谁是最熟悉家庭财务的成员”确定户主。

CFPS采用的是城乡一体的抽样框,因而其城乡样本的界定标准并不唯一。本文参考CFPS小课堂①中给出的城乡划分标准界定城镇家庭和农村家庭。主要采用的界定标准有以下几种:①CFPS项目组将家庭居住社区的地址和国家统计局发布的标准匹配后界定了家庭的城乡属性,本文据此划分城镇家庭和农村家庭。②结合CFPS中家庭经济问卷中“家庭是否从事自家农业活动”区分城乡样本,当家庭从事相应的农业活动时认定该家庭为农村家庭,否则认为该家庭为城镇家庭。③CFPS每年的调查数据中都有关于受访家庭所在社区是村委会还是居委会的问项,本文据此划分城乡家庭,当受访家庭所在社区为居委会时界定为城镇家庭,反之则界定为农村家庭。④CFPS数据在个人问卷中提问了受访者户口性质,本文依据户主的户口类型“非农业户口”“农业户口”界定城乡样本。

(二)研究设计与变量说明

1.研究假设

我国社会保障支出与居民消费之间是紧密相关的,并且二者的关系存在城乡异质性和收入群体异质性。根据理性预期持久收入假说,消费者当期的收入和其对未来的预期是密切相关的。当个体面临较大的收入不确定时,其预防性储蓄动机较高,消费水平随之下降。社会保障支出与居民养老、医疗等未来的不确定性是密切相关的(纪建悦和孙启伟,2018)[18]。一方面,社会保障制度越完善,人们对养老、医疗等问题的后顾之忧就越少,当社会保障水平较高时,人们面临的

①资料来源于中国家庭追踪调查(pku.edu.cn)

不确定性下降，消费支出随之增加。另一方面，社会保障水平的提升能够改善居民收入预期，进而降低其预防性储蓄动机促进消费。城镇居民与农村居民在收入水平、生活负担以及收入不确定性方面均存在明显的差别，这直接导致社会保障支出水平对我国城乡居民消费的异质性影响。与城镇居民相比，农村居民抵御收入和支出风险的能力较差，社会保障水平的提高更加有利于促进农村居民的消费支出。此外，与城镇家庭相比，农村家庭收入水平相对更低，而社会保障重在调节收入分配，因此社会保障支出能够通过降低农村居民的收入风险进而促进其消费。居民收入不平衡的存在使不同收入阶层抵御风险的能力差异较大，低收入阶层由于对抗风险的能力较差，往往存在较大的预防性储蓄动机，这会导致社会保障支出对不同收入阶层消费的影响存在异质性。

社会保障支出水平能够通过降低收入风险和预防性储蓄动机进而促进消费。按照预防性储蓄理论，当家庭面临较大的收入下降风险时，其预防性储蓄动机往往比较强烈，不敢消费。中国家庭历来有防范不确定性风险的习惯，这也是我国储蓄率长期高于其他国家的主要原因，而完善的社会保障制度能够减轻人们收入的不确定性，使人们敢于消费。刘雯（2021）[19]指出，收入的不确定既包括有利因素也包括不利因素，前者使收入增加进而促进消费，后者则意味着家庭存在较大的收入下降风险，导致家庭存在强烈的预防性储蓄动机，进而不敢消费。社会保障制度越完善，人们面临收入下降的风险越更小，其预防性储蓄动机也随之减弱。

基于以上分析，本文提出如下假设：

H1：社会保障支出对城乡居民消费存在正向影响，且对农村居民消费的促进作用相对更大。

H2：社会保障支出对不同群体消费的影响存在异质性，其对低收入群体消费的促进作用相对更大。

H3：社会保障支出有助于降低家庭面临的收入下降风险，降低预防性储蓄动机，最终促进家庭消费。

2.模型设定

（1）面板数据模型

本文利用7期中国家庭追踪调查数据，通过个体固定效应模型检验前文提出的假设。当关注社会保障支出对城乡家庭消费的影响时，采用的模型是式（1）；当检验社会保障支出通过收入不确定影响消费的机制时，主要通过对式（2）的估计来完成。此外，作为机制检验的辅助，本文也采用式（1）—（3）的回归结果进行中介效应检验。

$$\ln c_{it}=\alpha_0+\alpha_1\ln Y_{it}+\alpha_2 sb_zb_{jt}+\gamma Z_{it}+\lambda_i+\mu_{it} \quad (1)$$

$$d_bqd_{it}=\alpha_0+\alpha_1\ln Y_{it}+\alpha_2 sb_zb_{jt}+\gamma Z_{it}+\lambda_i+\mu_{it} \quad (2)$$

$$\ln c_{it}=\alpha_0+\alpha_1\ln Y_{it}+\alpha_2 sb_zb_{jt}+\alpha_3 d_bqd_{it}+\gamma Z_{it}+\lambda_i+\mu_{it} \quad (3)$$

其中，i代表家庭，j代表省（区、市），t为年份，$\ln c_{it}$是家庭人均非耐用品消费支出的对数，$\ln Y_{it}$是家庭人均收入的对数，sb_zb_{jt}是各个地区社会保障和就业支出占GDP的比重，Z_{it}是控制变量，λ_i为个体效应。

（2）面板分位数回归模型

考虑到不同收入水平导致了消费的异质性，高消费对应的往往是高收入阶层，分位数回归能够提供关于自变量不同条件分位数上的信息，因此本文利用面板分位数回归模型来测度社会保障支出对不同群体消费影响的异质性。固定效应的面板分位数回归模型如式（4）所示。

$$Qy_{it}^{(\tau)}(\tau \mid x_{it})=\alpha_i+x_{it}^{\tau}\beta_\tau;i=1,2,\cdots,N \quad (4)$$

其中，x_{it}、y_{it}分别为个体i在时期t的解释变量和被解释变量，α_i是个体效应，τ表示不同分位数，β_τ是不同分位数点上各个变量对应的回归系数。固定效应面板分位数回归的参数估计中引入了权重和惩罚因子。

3.变量说明和描述性统计

（1）被解释变量

本文的被解释变量是城乡居民消费，用家庭人均非耐用品消费表示。2012—2022年CFPS数据直接给出了家庭的耐用品消费支出及总支出，据此计算出家庭的非耐用品消费支出，除以家庭规模后得到家庭人均非耐用品消费支出。值得注意的是，2010年CFPS数据并没有直接给出耐用品消费支出，参考闫娜娜和杭斌（2023）[16]的做法，本文将2010年家庭非耐用品消费支出定义为食品、医疗保健、文教娱乐、衣着、居住、其他商品及服务共6类消费支出之和，除以家庭规模后得到2010年家庭的人均非耐用品消费支出。实证研究中本文对该变量取了对数。

（2）解释变量

本文的解释变量是社会保障水平，用各地区社会保障支出占GDP的比重表示。目前我国社会保障支出的口径并不统一，结合现有学者的研究（李凤月和张忠任，2015）[20]及数据的可得性，选取《中国统计年鉴》中社会保障和就业支出这一指标测度我国各地区的社会保障支出。同时，为了保证不同地区社会保障水平的可比性，借鉴王国洪和杨翠迎（2023）[21]的做法，采用社

会保障支出占GDP的比重衡量社会保障水平，各地区社会保障支出占GDP的比重越大，表明该地区的社会保障水平越高。

（3）控制变量

家庭人均收入。CFPS中家庭收入由工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入组成，鉴于经营性收入具有生产成本，选用的家庭收入指标为扣除经营性收入和生产成本之后的纯收入，将其除以家庭规模后得到了家庭人均收入。实证研究中对该变量取了对数。

其他控制变量。主要有户主受教育水平、家庭规模和户主年龄虚拟变量。户主受教育水平为虚拟变量，当户主学历为专科及以上时取值为1，否则取值为0。户主年龄虚拟变量的生成参考闫娜娜和杭斌（2023）[16]的做法，户主年龄为30—45岁时取值为1，否则取值为0。

（4）机制变量

收入的不确定性。在检验社会保障通过收入不确定性影响消费的机制时，借鉴沈坤荣和谢勇（2012）[22]、刘雯（2021）[19]的做法，以对数化处理后的家庭人均收入为被解释变量，以户主年龄、户主受教育水平、家庭规模、家庭从业情况、家庭公积金缴纳情况等人力资本和家庭特征变量为解释变量，建立家庭人均收入回归模型，根据估计得到的残差项生成测度家庭收入不确定性的指标。具体而言，当残差项大于0时认为家庭收入存在有利的不确定性，当残差项小于0时则认为家庭收入存在不利的不确定性。

主要变量的描述性统计见表1。

表1　主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	方差	最小值	最大值
家庭人均非耐用品消费（对数）	31172	9.08	0.96	5.77	12.61
各地区社会保障支出占GDP的比重	31172	3.33	1.60	0.67	8.94
家庭人均收入（对数）	31172	9.56	0.96	5.20	13.09
户主受教育水平	31172	0.15	0.36	0	1
家庭规模	31172	3.94	1.82	1	26
户主年龄虚拟变量	31172	0.28	0.45	0	1
收入的不确定性	31172	0.71	0.45	0	1

三、实证分析

（一）社会保障对城乡居民消费影响的计量结果

1.基准回归

根据研究设计，通过估计模型（1）研究了社会保障水平对我国城乡居民消费的影响，在估计时采用了固定效应模型，此时采用第①种标准界定了CFPS数据中城乡样本，即由CFPS项目组将家庭居住社区的地址和国家统计局发布的标准匹配后所界定的城乡属性划分城镇家庭和农村家庭。具体回归结果见表2。

由表2可知，所有解释变量都通过了1%显著性水平下的显著性检验。

从各地区社会保障支出占GDP比重的回归结果看，其在城镇样本和农村样本下的回归系数分别为0.0635和0.1194，表明增加社会保障水平对我国城乡居民消费均有促进作用，并且各地区社会保障支出占比的增加对农村家庭消费的促进作用大于城镇家庭。随着我国社会保障制度的不断完善，覆盖人群也在不断增加，许多农民从无社会保障到享有基本的社会保障（李实和朱梦冰，2023）[23]，我国社会保障在城乡之间

表2　基准回归结果

变量	被解释变量：Ln（家庭人均非耐用品消费）	
	城镇样本	农村样本
各地区社会保障支出占GDP的比重	0.0635***	0.1194***
	（10.50）	（14.35）
Ln（家庭人均收入）	0.6378***	0.5569***
	（69.24）	（65.34）
户主受教育水平	0.1635***	0.1313***
	（8.59）	（5.08）
家庭规模	–0.0725***	–0.0905***
	（–11.57）	（–15.96）
户主年龄虚拟变量	0.0552***	0.0822***
	（3.71）	（5.09）
常数项	3.1442***	3.5166***
	（33.43）	（41.79）
N	15024	16148
整体显著性检验	F（5，3485）=1659.88	F（5，3668）=1315.17

注：***、*分别表示在1%、10%显著性水平下显著，下表同；括号中为t值，计算t值时采用了稳健标准误。

的差异正在逐渐缩小。2014年我国建立了城乡居民养老保险制度，并逐步建立了城乡统一的最低收入保障体系，截至2024年6月底，全国享受最低收入保障项目救助的人数为4037万，其中农村人数是城镇人数的5.22倍。这些利好举措无疑会降低农村家庭的后顾之忧，使他们更加敢于消费。

回归结果显示，城乡家庭人均非耐用品消费对人均收入的弹性系数分别为0.6378和0.5569，表明与城镇家庭相比，农村家庭有着更加强烈的储蓄动机，这是因为农村家庭的收入水平相对较低，面临的不确定性和收入风险更大。CFPS数据显示，2010—2022年我国城镇家庭户均年收入为8.88万元，农村家庭这一指标仅为5.21万元，二者之间差距悬殊。

从控制变量的回归结果看，在其他条件不变的情况下，与户主受教育水平为专科及以下相比，户主受教育水平为专科及以上城乡家庭的人均非耐用品消费水平相对更高；家庭规模越大，城乡居民人均消费水平相对越低；当户主年龄处于30—45岁时，城乡家庭的人均非耐用品消费支出水平相对更高。

2.稳健性检验

基准回归中，根据受访家庭居住地的城乡属性界定了相应的样本。由于CFPS数据城乡样本的界定标准并不统一，根据城乡样本的界定对基准回归结果进行稳健性检验，这与外部有效性检验的思想是一致的。结合前文分析，分别按照家庭是否从事农业、受访家庭所在社区的属性、户主的户籍属性重新界定城乡样本后分别进行回归分析，相应的回归结果如表3(1)、(2)、(3)列所示。

表3　稳健性检验结果

变量	被解释变量：Ln(家庭人均非耐用品消费)					
	(1)		(2)		(3)	
	城镇样本	农村样本	城镇样本	农村样本	城镇样本	农村样本
各地区社会保障支出占GDP的比重	0.0549***	0.1242***	0.0558***	0.1093***	0.0441***	0.0937***
	(9.14)	(14.27)	(8.78)	(14.51)	(6.02)	(12.91)
Ln(家庭人均收入)	0.6488***	0.5257***	0.6404***	0.5821***	0.6599***	0.6105***
	(66.85)	(60.08)	(53.85)	(78.18)	(52.57)	(84.09)
户主受教育水平	0.1489***	0.1377***	0.1396***	0.1418***	0.1044***	0.1963***
	(7.78)	(5.13)	(6.00)	(6.31)	(4.28)	(9.09)
家庭规模	−0.0794***	−0.0639***	−0.0623***	−0.0857***	−0.0870***	−0.0971***
	(−11.95)	(−11.22)	(−7.51)	(−17.63)	(−9.06)	(−20.92)
户主年龄虚拟变量	0.0772***	0.0602***	0.0559***	0.0762***	0.0615***	0.0787***
	(4.91)	(3.85)	(3.01)	(5.50)	(2.95)	(5.90)
常数项	3.1103***	3.6665***	3.1656***	3.3466***	3.0607***	3.1958***
	(31.25)	(43.33)	(26.11)	(45.45)	(23.74)	(43.68)
N	14783	16855	9571	21232	8469	21897
整体显著性检验	F(5,4222)= 1559.86	F(5,4284)= 1087.86	F(5,2684)= 1009.53	F(5,4729)= 1845.92	F(5,2172)= 949.56	F(5,4707)= 2405.75

注：括号中为t值，计算t值时采用了稳健标准误。

从表3的回归结果来看，虽然界定城乡样本的方法存在差别，样本观测值也各不相同，但与基准回归相比，回归结果并没有发生显著变化。回归结果显示：第一，城镇家庭人均非耐用品消费支出对家庭人均收入的弹性系数大于农村家庭，再次证实了与城镇家庭相比，我国农村家庭预防性储蓄动机更加强烈。第二，各地区社会保障支出占GDP的比重对城乡家庭人均非耐用品消费支出的影响仍然显著为正，并且其对农村家庭消费的促进作用相对更大，再次验证了增加各地区社会保障支出占GDP的比重有助于促进城乡居民消费，且对农村居民消费的促进作用更加立竿见影。第三，户主受教育水平、家庭规模以及户主年龄虚拟变量的回归结果仍然与基准回归一致。

(二)不同收入阶层的异质性分析

上文给出了各地区社会保障支出占GDP比重影响城乡居民消费的回归结果。那么在不同消费分位点上得出的估计结果和原来是否相同呢？本文将通过面板分位数回归分析给出结果。此外，按照预防性储蓄

理论，低收入家庭的预防性储蓄动机更强，消费水平更低，在此基础上，各地区社会保障支出占GDP比重对不同消费分位点（实际上由不同收入决定）上家庭人均非耐用品消费的影响存在怎样的异质性，这也是本文关注的重点。城乡样本分位点数为0.1、0.3、0.5、0.7和0.9时相应的回归结果分别如表4、表5所示。

由表4、表5的回归结果可知：第一，无论是城镇样本还是农村样本，当分位数点从0.1逐步增加至0.9时，家庭人均收入的弹性系数逐步增加，与前面的分析一致，证实了低收入阶层具有较强的预防性储蓄动机。第二，无论是城镇样本还是农村样本，当分位数点从0.1逐步增加至0.9时，各地区社会保障支出占GDP的比重对家庭人均消费的影响逐步递减，进一步证实了社会保障水平的提高对低收入群体消费的促进作用相对更大。第三，从城乡样本回归结果对比看，仍然和基准回归及稳健性检验的结果是一致的。具体而言，当分位数点分别从0.1逐步增加至0.9时，同一分位数点下对应的城乡样本回归结果仍然和前文一致，即家庭人均收入的弹性系数比城镇家庭的相对更大，各地区社会保障支出占GDP的比重对农村家庭消费的促进作用更大，从另一个层面验证了本文回归结果的稳健性。

（三）机制分析

由预防性储蓄理论可知，当不利的收入不确定性更高时会导致更低的消费水平。社会保障旨在降低人

表4　城镇样本下的分位数回归结果

变量	被解释变量：Ln（家庭人均非耐用品消费）				
	城镇样本				
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
各地区社会保障支出占GDP的比重	0.0930***	0.0769***	0.0617***	0.0489***	0.0360***
	（9.00）	（11.33）	（12.05）	（7.98）	（4.15）
Ln（家庭人均收入）	0.6125***	0.6263***	0.6394***	0.6504***	0.6614***
	（40.20）	（62.62）	（84.91）	（72.08）	（51.83）
户主受教育水平	0.1964***	0.1784***	0.1614***	0.1472***	0.1328***
	（5.87）	（8.13）	（9.77）	（7.43）	（4.74）
家庭规模	−0.0745***	−0.0734***	−0.0724***	−0.0715***	−0.0706***
	（−7.10）	（−10.65）	（−13.95）	（−11.49）	（−8.02）
户主年龄虚拟变量	0.0702***	0.0620***	0.0543***	0.0478***	0.0412*
	（2.73）	（3.68）	（4.28）	（3.14）	（1.91）
N	15024	15024	15024	15024	15024

注：“（1）”“（2）”“（3）”“（4）”“（5）”分别对应0.1、0.3、0.5、0.7、0.9分位数点；括号中为z值。表5同。

表5　农村样本下的分位数回归结果

变量	被解释变量：Ln（家庭人均非耐用品消费）				
	农村样本				
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
各地区社会保障支出占GDP的比重	0.1726***	0.1440***	0.1172***	0.0928***	0.0693***
	（11.76）	（14.79）	（15.73）	（10.28）	（5.44）
Ln（家庭人均收入）	0.4939***	0.5277***	0.5595***	0.5884***	0.6162***
	（32.57）	（52.42）	（72.62）	（63.06）	（46.76）
户主受教育水平	0.1597***	0.1445***	0.1301***	0.1171***	0.1046**
	（3.39）	（4.63）	（5.47）	（4.05）	（2.56）
家庭规模	−0.0974***	−0.0937***	−0.0902***	−0.0870***	−0.0839***
	（−9.82）	（−14.26）	（−17.99）	（−14.27）	（−9.73）
户主年龄虚拟变量	0.0960***	0.0886***	0.0816***	0.0752***	0.0691***
	（3.48）	（4.84）	（5.85）	（4.43）	（2.88）
N	16148	16148	16148	16148	16148

们面临的风险，使人们具有稳定的预期，降低人们面临的不利的收入不确定性。因而，社会保障可能通过影响家庭面临的收入不确定性进而对其消费产生影响。表6给出了中介效应检验的结果。

如前文所述，本文在检验社会保障通过收入不确定性影响消费的机制时，借鉴沈坤荣和谢勇（2012）[22]、刘雯（2021）[19]的做法，生成了测度家庭收入不确定的变量，取值为1代表家庭存在有利的收入不确定，取值为0则认为家庭存在收入下降的不确定。机制检验方面借鉴江艇（2022）[24]和杜勇等（2023）[25]的做法，主要通过对式（2）进行回归来验证影响机制，并在此基础上根据温忠麟等（2004）[26]以及温忠麟和叶宝娟（2014）[27]的研究，采用中介效应模型进行辅助检验。表6列出了中介效应检验的结果，其中模型（1）—（3）与前文的式（1）—（3）对应。模型（1）的被解释变量是家庭人均非耐用品消费（对数），核心解释变量是各地区社会保障支出占GDP的比重，估计结果显示，各地区社会保障支出占GDP的比重对家庭人均非耐用品消费影响的总效应是0.0635。模型（2）的被解释变量是收入不确定性，由估计结果可知，各地区社会保障支出占GDP的比重增加有助于家庭获得有利的收入不确定性，当各地区社会保障支出占GDP的比重下降时，家庭将面临收入下降的风险，证实了提高社会保障水平确实有助于减少对家庭不利的收入不确定性。模型（3）的被解释变量是家庭人均非耐用品消费（对数），核心解释变量为各地区社会保障支出占GDP的比重和收入不确定性。结果显示，收入不确定性的回归系数是显著为正的，表明当家庭存在有利的收入不确定性时，其消费会随着意外收入的增加而增加；各地区社会保障支出占GDP的比重由原来的0.0635下降至0.0597，且Sobel检验Z值为5.365，在1%的水平下显著，说明存在中介效应。上述检验结果说明，社会保障能够通过减少不利的收入不确定性进而促进城镇家庭的消费支出。

农村样本对应的中介效应检验如表6中（4）—（6）列所示。由检验结果可知，农村家庭的社会保障通过收入不确定性对消费的影响机制仍然存在。

表6　基于收入不确定性的中介效应检验结果

变量	城镇样本			农村样本		
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
各地区社会保障支出占GDP的比重	0.0635*** （10.60）	0.0171*** （9.87）	0.0597*** （9.94）	0.1194*** （15.14）	0.0136*** （7.08）	0.1169*** （14.76）
Ln（家庭人均收入）	0.6378*** （82.85）	0.3095*** （95.00）	0.6040*** （64.76）	0.5569*** （73.02）	0.2752*** （75.06）	0.5430*** （62.67）
收入不确定性			0.0979*** （6.39）			0.0469*** （3.39）
户主受教育水平	0.1635*** （9.10）	−0.2493*** （−36.45）	0.1834*** （10.07）	0.1313*** （5.48）	−0.2868*** （−23.99）	0.1419*** （5.87）
家庭规模	−0.0725*** （−14.03）	−0.0061*** （−3.57）	−0.0719*** （−13.95）	−0.0905*** （−18.73）	−0.0259*** （−15.30）	−0.0897*** （−18.56）
户主年龄虚拟变量	0.0552*** （3.97）	0.0620*** （10.30）	0.0485*** （3.48）	0.0822*** （5.66）	0.1035*** （14.65）	0.0773*** （5.31）
常数项	3.1442*** （39.80）	−2.2905*** （−66.18）	3.4109*** （38.23）	3.5166*** （46.08）	−1.8309*** （−50.24）	3.6207*** （44.02）
N	15024	15024	15024	16148	16148	16148
整体显著性检验	F（5，11533）=2146.26	F（5，15018）=1998.57	F（6，11532）=1801.54	F（5，12474）=1612.05	F（5，16142）=1324.79	F（6，12473）=1346.42
Sobel检验	Z=5.365***；P=0.000			Z=3.056*；P=0.002		

注：括号中为t值。

四、结论及建议

（一）研究结论

扩大内需是近年我国经济工作的重点之一。与世界其他国家相比，我国储蓄率长期稳居高位。尽管党的十八大以来，我国不断对社会保障事业进行优化和调整，对脱贫攻坚的全面胜利和全面建成小康社会发挥了重要作用，为我国推进共同富裕奠定了坚实基础（刘晓梅等，2022）[28]，但我国社会保障支出占GDP的比重与世界其他国家相比仍然存在一定的差距。为了厘清社会保障和我国居民消费之间的关系，本文首先从理论层面分析了社会保障对消费影响的城乡异质性、群体异质性和作用机制，然后利用2010—2022年的中国家庭追踪调查数据通过面板固定效应模型、面板分位数回归模型进行了实证研究。结果显示：第一，我国各地区社会保障支出占GDP的比重对居民消费具有正向影响，并且存在城乡异质性。由于农村居民收入相对较低，面临的收入下降风险更大，各地区社会保障支出占GDP的比重对其消费的促进作用相对更大。第二，我国各地区社会保障支出占GDP的比重对不同收入阶层消费的影响存在异质性，其对低收入群体消费的促进作用相对更大。第三，机制分析结果表明社会保障通过降低居民面临的不利的收入不确定性进而促进居民消费。

（二）对策建议

根据上述研究结论，要充分发挥社会保障对消费的促进作用需要考虑以下几点：第一，持续完善社会保障体系，稳步提高社会保障待遇水平。扩大社会保障覆盖范围，适度提高养老金、医疗保险的报销比例，减轻家庭面临的风险和后顾之忧，进而促进居民消费增长。第二，加大对低收入群体的保障力度。逐步提高最低生活保障水平，保障低收入群体的基本生活需求，将社会保障政策和就业支持政策相结合，增强低收入群体的消费能力。第三，社会保障政策向农村居民倾斜，鼓励农村居民积极参保城乡居民基本养老保险和城乡居民基本医疗保险，充分发挥社会保障支出对农村居民消费的促进作用。第四，推动社会保障制度同其他制度协同发展，推动城乡社会保障服务的均等化。◆

参考文献：

[1]KEYNES J M. The General Theory of Employment Interest and Money[M].Hertfordshire：Wordsworth Editions Ltd，1936.

[2]ANDO A，MODIGLIANI F. The life cycle hypothesis of saving：aggregate implications and tests[J].American Economic Review，1963，53(1)：55-84.

[3]FRIEDMAN M. A Theory of the Consumption Function.[M].New York：Dover Publications Inc，1957.

[4]HALL R E. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis：Theory and Evidence[J]. Journal of Political Economy，1978，86(6)：971-987.

[5]ABEL A B. Precautionary saving and accidental bequests[J]. The American Economic Review，1985，75(4)：777-791.

[6]HAMERMESH D S. Social insurance and consumption：an empirical inquiry[J]. The American Economic Review，1982，72(1)：101-113.

[7]HUBBARD R G，JUDD K L. Social security and individual welfare：Precautionary saving，borrowing constraints，and the payroll tax[J]. The American Economic Review，1987，77(4)：630-646.

[8]蔡兴.预期寿命、养老保险发展与中国居民消费[J].经济评论，2015(6)：81-91+107.

[9]邹红，喻开志，李奥蕾.养老保险和医疗保险对城镇家庭消费的影响研究[J].统计研究，2013，30(11)：60-67.

[10]杨志媛，盖骁敏.老龄化、养老保险与中国城镇居民储蓄率[J].经济经纬，2020，37(4)：150-158.

[11]李晓飞，臧旭恒，姚健.我国养老保险制度并轨对家庭储蓄率及消费的影响：2015年机关事业单位养老保险改革的经验证据[J].南开经济研究，2021(6)：106-126.

[12]随淑敏，彭小兵，肖云.城乡居民基本养老保险对居民储蓄率的影响：基于预防性储蓄的视角[J].消费经济，2021，37(4)：63-74.

[13]刘丹，卢洪友.中国农村社会保障的居民消费效应研究[J].江西财经大学学报，2017(5)：68-78.

[14]王静.不确定性、社会保障对农村居民消费的影响研究[J].农村经济，2018(7)：83-88.

[15]王金波.社会保障支出影响城镇居民消费的经济学分析：基于动态一般均衡视角下的再审视[J].经济问题探索，2017(7)：11-19.

[16]闫娜娜，杭斌.房价波动与居民消费异质性的影响分析[J].统计与决策，2023，39(1)：153-157.

[17]杭斌，闫娜娜.家庭资产、住房信贷与消费者行为：基于微观数据的实证分析[J].统计与信息论坛，2020，35(4)：105-112.

[18]纪建悦，孙启伟.住房价格、社会保障支出和居民消费：基于面板门槛模型的实证分析[J].南京审计大学学报，2018，15(3)：1-10.

[19]刘雯.公共转移支付与农户消费[J].经济经纬，2021，38(4)：23-32.

[20]李凤月，张忠任.我国财政社会保障支出的中央地方关系及地区差异研究[J].财政研究，2015(6)：51-58.

[21]王国洪，杨翠迎.社会保障支出对经济增长影响的空间计量检验[J].统计与决策，2023，39(1)：142-147.

[22]沈坤荣，谢勇.不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J].金融研究，2012(3)：1-13.

[23]李实，朱梦冰.中国社会保障制度的收入再分配效应：一些新发现[J].社会保障评论，2023，7(1)：46-62.

[24]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
[25]杜勇,孙帆,曹磊.共同机构所有权可以促进企业升级吗?[J].数量经济技术经济研究,2023,40(10):181-201.
[26]温忠麟.张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
[27]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
[28]刘晓梅,曹鸣远,李歆,等.党的十八大以来我国社会保障事业的成就与经验[J].管理世界,2022,38(7):37-49.

Heterogeneous Impact of Social Security Levels on Urban and Rural Household Consumption in China

Yan Nana

Abstract: Expanding domestic demand is a key focus of China's current economic work. From the perspective of urban-rural differences, this study uses data from the China Family Panel Studies from 2010 to 2022 and employs panel fixed-effects models, panel quantile regression models, and mediation models to empirically examine the heterogeneous impact of social security levels on household across urban and rural areas, income groups, and its mechanisms. The results indicate that (1) social security levels positively affect household consumption across regions, with a more significant impact on rural households, showing urban-rural heterogeneity; (2) low-income groups exhibit lower consumption elasticity due to stronger precautionary savings motives. The panel quantile regression model shows that the impact of social security levels on per capita consumption decreases gradually across urban and rural households, confirming a more significant promotion effect on low-income groups, indicating income group heterogeneity; (3) the panel data mediation model confirms that social security levels mainly affect household consumption through income uncertainty. Increased social security expenditure reduces adverse income uncertainty faced by residents, thereby boosting consumption. Increasing social security expenditure as a percentage of GDP and supporting key populations and regions can further unleash household consumption potential.

Key words: Social Security; Residents' Consumption; Income Uncertainty

(责任编辑:沐晨)