

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2025年第3期,总第551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 王玲杰

社 长 李红见

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

·人口统计·

中国省域人口流动的影响因素研究

——基于空间杜宾模型 张忠杰, 占 蔚/5

·数字经济·

中国新质生产力与数字经济的耦合协调研究 陈修素, 王俊杰/15

数字化转型赋能制造业上市企业投资效率提升的机制研究

——基于融资约束与内部控制视角 吴 昱, 王玉冰/25

·共同富裕·

共同富裕背景下的精神富裕: 影响因素、形成机理与政策矫正 余 卫, 杨 珂/34

财政政策与货币政策促进了共同富裕吗?

——基于宏观政策取向一致性视角 连 飞, 梁晓羽, 尚 莹, 吴 晨/41

主 管 河南省社会科学院

主 办 河南省社会科学院

主 编 王玲杰

社 长 李红见

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

目 录

·产业解读·

外部冲击下有色金属产业链传导效应及韧性测度研究

——基于双层复杂网络视角 向先迪,肖文杰,焦靖婷,刘春学/49

服务业开放与企业技术创新

——基于服务业扩大开放综合试点的准自然实验 胡 颖,王 红/58

·经济经纬·

会计师事务所规模对审计收费的影响研究

——基于中国A股上市公司的经验证据 陈 卓,江奕奇/66

经济政策不确定性对新股破发的影响研究

——基于沪深A股上市公司的经验证据 郝 婷,霍晓玮/73

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。

MAIN CONTENTS

A Study on the Influencing Factors of Interprovincial Population Mobility in China:Based on the Spatial Durbin Model	<i>Zhang Zhongjie, Zhan Wei</i> (5)
Research on the Coupling and Coordination Between China's New Quality Productive Forces and the Digital Economy	<i>Chen Xiusu, Wang Junjie</i> (15)
Research on the Mechanism of Digital Transformation Empowering Investment Efficiency Improvement in Manufacturing Listed Enterprises:Based on the Perspectives of Financing Constraints and Internal Control	<i>Wu Yu, Wang Yubing</i> (25)
Spiritual Prosperity in the Context of Common Prosperity: Influencing Factors, Formation Mechanisms, and Policy Corrections	<i>Yu Wei, Yang Ke</i> (34)
Do Fiscal and Monetary Policies Promote Common Prosperity?:A Perspective on Macro Policy Orientation Consistency	<i>Lian Fei, Liang Xiaoyu, Shang Ying, Wu Chen</i> (41)
Research on Transmission Effects and Resilience Measurement of Nonferrous Metals Industry Chain Under External Shocks: A Dual-Layer Complex Network Perspective	<i>Xiang Xiandi, Xiao Wenjie, Jiao Jingting, Liu Chunxue</i> (49)
Service Sector Liberalization and Enterprise Technological Innovation: A Quasi-Natural Experiment Based on China's Comprehensive Pilot Program for Service Sector Opening-Up	<i>Hu Ying, Wang Hong</i> (58)
The Impact of Accounting Firm Size on Audit Fees: Empirical Evidence from China's A-Share Listed Companies	<i>Chen Zhuo, Jiang Yiqi</i> (66)
Research on the Impact of Economic Policy Uncertainty on IPO breakdowns: Empirical Evidence from A-Share Listed Companies in the Shanghai and Shenzhen Stock Markets	<i>Hao Ting, Huo Xiaowei</i> (73)

中国省域人口流动的影响因素研究

——基于空间杜宾模型

张忠杰^{1,2} 占蔚^{1,2}

(1. 兰州财经大学 统计与数据科学学院, 甘肃 兰州 730020;

2. 甘肃省数字经济与社会计算科学重点实验室, 甘肃 兰州 730020)

摘要: 基于2007—2021年中国省域数据, 采用空间杜宾模型, 从经济、政策及公共资源等角度, 探讨中国省域人口流动的主要影响因素。研究表明: (1) 人口流动受多重因素影响, 失业率、城镇化水平、开放水平正向影响人口流动, 财政压力、路网综合密度则起抑制作用。(2) 空间效应显著影响人口流动, 地区城镇化水平与开放水平的提升均能促进当地人口流动, 但邻近地区的提升可能导致本地人口外流, 显示出地域竞争性与虹吸效应。(3) 人口流动存在区域异质性, 各地区受不同因素影响呈现不同流向。(4) 人口流动率提升能够促进当地经济、文化及劳动力发展, 但失业率上升、财政压力增加引发的人口流动须审慎对待。

关键词: 人口流动; 老龄化; 城镇化; 空间杜宾模型; 空间溢出效应

中图分类号: C924.24

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2025)03-0005-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.03.001

一、引言

全球化浪潮下, 人口流动正在重塑各国的经济和社会版图。老龄化已成为不容忽视的社会现象, 按照国家统计局的标准, 一个国家或地区60岁及以上人口占比达到10%, 或65岁及以上人口占比达到7%, 即被视为进入老龄化社会。国际社会进一步明晰了深度老龄化和超级老龄化的判定标准, 即65岁以上人口占比分别达到14%和20%^[1]。中国正迅速迈向深度老龄化和超级老龄化临界点, 2000—2022年我国65岁及以上老年人口比重从6.96%增至14.9%, 常住人口自然增长率从7.58‰跌至-0.6‰, 人口增长态势疲软。这揭示了中国深度老龄化的现实, 也预示着社会可持续发展面临严峻考验。在此背景下, 人口流动成为破解当前困局的重要举措。跨地区的人口迁移能够缓解劳动力紧缺, 激发经济活力, 促进区域人口结构平衡, 为可持续发展提供动力。

据国家统计局数据, 2010—2020年我国流动人口从2.21亿增至3.76亿, 年均增长6.97%。2017年为常

住人口流动转折点, 从集中流向北京、上海等超大城市, 转变为分散至更广泛地区, 特别是中西部及南方城市。这一转变揭示了经济新动态、区域均衡趋势及民众对高质量生活和个人发展空间的追求。户籍制度改革与人口流动紧密相关, 共同推动城乡一体化。自2014年国务院发布户籍制度改革意见后, 各地放宽落户限制, 促进人口自由流动。2016年实施的《居住证暂行条例》进一步保障了常住人口权益。这些改革能够优化资源配置, 缩小城乡差距, 推动新型城镇化建设, 使社会更加均衡、包容。总体说, 人口流动受经济、教育、医疗资源及自然环境等多重因素影响。深入分析这些因素, 有助于全面认识人口流动现象, 为制定人口政策提供决策参考。

关于人口流动的代表性理论主要有以下几种: 一是推拉理论, 起源于1885年英国学者Ravenstein发表的《移民的规律》^[2]。随后, Herberle在《乡村城市迁移的原因》^[3]对推拉理论进行了详细阐释。20世纪50年代, Bogue等学者继续对推拉理论进行深入研究和拓

基金项目: 国家社会科学基金西部项目“新发展阶段基本公共服务均等化、可及性的实现机制研究”(21XJL006)。

作者简介: 张忠杰, 男, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为经济统计; 占蔚, 女, 硕士研究生, 研究方向为经济统计。

展,认为人口迁移受迁出地的不利因素和迁入地的有利因素共同影响,前者形成推力,后者构成拉力^[4]。二是新经济人口流动理论,侧重从经济角度解释人口迁移现象,认为人口迁移主要源于劳动力市场的非均衡状态,特别是预期工资的差异,个体为追求更高的预期收入而选择迁移^[5]。三是二元经济模型,由美国经济学家刘易斯首次提出。该模型深刻剖析了发展中国家传统农业部门与现代工业部门之间的交织演变:随着工业化的推进,农村人口逐渐流向城市工业部门,以寻求更佳的就业与发展机会。这些理论各具特色,共同构成了人口流动研究的多维视角。

关于人口流动影响因素的研究主要有以下几个方面:一是经济因素,诸多学者认为经济因素是人口流动的核心驱动力。周皓(2021)^[6]、王梅婷和周景彤(2022)^[7]通过人口普查数据,定量分析了经济激励与地区人口流动之间的关联,认为人口流动的主要趋势往往指向经济更为发达或提供更多就业机会的地区。Neidhöfer等(2024)^[8]研究了拉丁美洲52个地区的教育代际流动,发现其与经济发展、人均收入等区域经济指标显著相关,表明经济发展对社会流动性有重要影响。二是公共服务与环境宜居性。陆杰华和林嘉琪(2021)^[9]、王洁晶等(2023)^[10]的研究表明,公共服务机会和环境宜居性已成为与经济因素同等重要的驱动力,共同推动人口流动从跨省域主导转向省域内主导,省域内流动人口在选择迁移目的地时,越来越重视公共服务的质量与可达性等非经济因素。赵如婧和周皓(2021)^[11]进一步指出,城市基本公共服务的提升显著增强了流动人口的居留意愿,对超大城市和女性流动人口的影响更为显著。三是户籍制度与房价水平。传统户籍制度限制了人口流动,但杨杰生和赵炜(2018)^[12]指出,市场经济削弱了其影响,推动流动人口在城市生存就业。李沛霖(2021)^[13]认为户籍制度改革通过放宽户籍门槛、推动重点群体落户等举措,有效促进了人口流动。兰峰和吴迪(2018)^[14]、邓国营和冯倩(2020)^[15]的研究揭示了房价与人口流动之间的复杂关系:高房价通常与人口流入占比高的城市相关,房价上涨对人口净流入有抑制作用,且该作用在不同城市间存在差异。郎昱等(2022)^[16]进一步分析了住房市场限购政策对人口流动与房价关系的影响,发现限购后人口流动对房价的影响减弱。

关于人口流动的分析方法主要有以下几种:一是

理论与描述性分析。俞宪忠(2005)^[17]通过理论推导和分析探讨人口流动的原因和机制。陆杰华和林嘉琪(2021)^[9]利用统计学方法对人口普查数据进行描述和分析,探讨人口流动的影响因素。二是空间与重力分析模型。李拓和李斌(2015)^[18]利用空间计量模型处理城市面板数据,分析人口流动的影响因素。Simini等(2021)^[19]结合深度学习方法考虑地理距离、人口规模等因素对人口流动的影响,并利用空间数据进行分析。三是网络分析模型。曾永明等(2023)^[20]运用网络理论和方法构建社会网络,探究人口流动的模式和结构。Zhang等(2020)^[21]结合大数据技术和复杂系统理论,利用腾讯位置大数据和指数随机图模型来确定人口流动的影响因素。四是先进技术与预测模型,Chen等(2021)^[22]采用PPS方法对人口流动数据框进行采样,再对数据进行分析处理。Chen等(2023)^[23]利用深度神经网络技术构建人类流动性模型,预测个体和群体的多尺度流动模式。

尽管现有研究取得了一定的成果,但仍存在一些局限:一是研究对象群体失衡,多关注乡—城迁移农民工,对省际及城—城流动人口研究不足,且未充分揭示其空间交互机制及对区域经济的影响;二是分析框架综合性不足,多采用单一维度指标,缺乏经济引力、政策推力与公共资源拉力等多维驱动力协同作用机制研究。本文基于2007—2021年中国省域统计数据,运用空间杜宾模型综合测算经济、政策、公共资源等因素对省域人口流动的影响及空间溢出效应,并对不同地区进行异质性分析,揭示人口流动的复杂机制,以期深入阐释省域人口流动的驱动力和制约因素,为政策制定和实施提供支持。

二、研究设计

(一)模型设定

基于姜磊(2020)^[24]的《应用空间计量经济学》对空间交互效应的系统性归纳,并结合经典空间计量理论,设定如下空间面板计量模型:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta X_{it} + \lambda W \varepsilon_{it} + \theta W X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \nu_{it} \quad (1)$$

其中, W 为空间地理邻近权重矩阵, y_{it} 为因变量, X_{it} 为自变量, ρ 为空间自回归系数, β 为待估计的自变量参数, λ 为空间自相关系数, θ 为待估计的自变量空间滞后项参数, ε_{it} 为误差项, μ_i 为空间固定效应, γ_t 为时间固定效应, ν_{it} 为特质的成分。当 $\lambda=0$ 、 $\theta=0$ 时,为空间滞后(SAR)模型;当 $\rho=0$ 、 $\theta=0$ 时,为空间误差(SEM)模型;当 $\lambda=0$ 时,为空间杜宾(SDM)模型。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

人口流动(y)。考虑到数据的可获取性和科学性,借鉴何雄浪和史世娇(2021)^[25]的衡量方法,以人口流动率来衡量,计算公式如下:

$$\text{人口流动率} = \frac{(\text{当年常住人口} - \text{上年常住人口}) - \text{自然增长人口数}}{\text{上年常住人口}} \quad (2)$$

2. 解释变量

从经济因素、政策因素、公共资源三个方面选取若干指标,探讨其对人口流动的具体影响,具体指标见表1。

(1)经济因素:选取人均GDP评估经济状况,选取失业率反映劳动市场状况,选取产业结构高级化衡量

经济发展的质量和层次,选取房价水平揭示房地产市场动态。

(2)政策因素:用城镇常住人口占比衡量城镇化水平,用外商直接投资额占GDP比重衡量开放水平,并将财政压力纳入分析框架。

(3)公共资源:选取人均科教文卫资源、人均社会保障和就业资源、人均水资源反映公共资源的分配情况,评估公共服务的覆盖广度和质量;参照郗恩崇等(2013)^[26]的研究,用路网综合密度衡量城市交通水平,具体公式如下:

$$\text{路网综合密度} = \frac{\text{铁路营业里程} + \text{公路线路里程}}{\sqrt{\text{城区面积}_{\text{市辖区}} \times \text{常住人口数}}} \quad (3)$$

表1 指标说明

分析维度	指标	符号	指标说明	预期属性
经济因素	人均GDP	x_1	人均GDP	正向
	失业率	x_2	城镇登记失业率	负向
	产业结构高级化	x_3	$(1 \times \text{第一产业比重} + 2 \times \text{第二产业比重} + 3 \times \text{第三产业比重}) \times 100$	正向
	房价水平	x_4	房地产开发企业商品房平均销售价格	负向
政策因素	城镇化水平	x_5	城镇常住人口数/常住人口数	正向
	开放水平	x_6	外商直接投资额/GDP	正向
	财政压力	x_7	$-(\text{一般公共预算支出} - \text{一般公共预算收入}) / \text{一般公共预算收入}$	负向
公共资源	人均科教文卫资源	x_8	$(\text{科技资源投入} + \text{教育资源投入} + \text{文化体育与传媒资源投入} + \text{医疗卫生资源投入}) / \text{常住人口数}$	正向
	人均社会保障和就业资源	x_9	社会保障和就业投入/常住人口数	正向
	人均水资源	x_{10}	人均水资源	正向
	路网综合密度	x_{11}	$(\text{铁路营业里程} + \text{公路线路里程}) / (\text{城区面积}_{\text{市辖区}} \times \text{常住人口数})^{(1/2)}$	正向

(三) 数据来源和描述性统计

本文的原始数据来自相关年份中国31个省份(不包括港澳台)的统计年鉴,以及中国经济大数据库和EPS全球统计数据库。由于2022年末公布失业率数据,为确保数据的完整性和一致性,数据时间跨度为2007—2021年,对指标缺失数据运用插值法补充。

各变量的描述性统计见表2。

三、实证分析

(一) 空间自相关性分析

1. 全局空间相关性分析

运用全局莫兰指数,对中国省域的人口流动率进

行空间相关性的量化评估。计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

其中, n 表示被研究省域, Y_i 为第 i 个省域的人口流动率, $\bar{Y}$ 和 S^2 分别表示人口流动率的均值和方差, W_{ij} 为空间权重矩阵,本文采用基于地理邻近性的空间权重矩阵。

由表3可知,中国省域人口流动率的莫兰指数均为正,表明其分布具有空间正相关性。莫兰指数呈先升后降的发展趋势,表明省域人口流动的空间依赖程

表2 变量的描述性统计

变量符号	变量名称	变量个数	平均值	标准差	最小值	最大值
y	人口流动率	465	-0.477	0.308	-1.156	0.497
x_1	人均GDP	465	47763.5	29008.44	7778	187526
x_2	失业率	465	3.349	0.653	1.21	4.61
x_3	产业结构高级化	465	237.397	12.889	213.3	283.8
x_4	房价水平	465	7044.89	5425.239	1958	40525.73
x_5	城镇化水平	465	0.561	0.142	0.215	0.896
x_6	开放水平	465	0.024	0.027	0	0.246
x_7	财政压力	465	1.632	1.938	0.052	14.624
x_8	人均科教文卫资源	465	3189.029	2015.498	516.698	13312.54
x_9	人均社会保障和就业资源	465	1552.38	1059.923	194.939	6130.028
x_{10}	人均水资源	465	6596.775	24465.82	51.8	159726.8
x_{11}	路网综合密度	465	42.948	38.793	3.188	252.134

注:表中数值四舍五入至小数点后三位,但实际计算和分析中使用了更多的小数位。

表3 2007—2021年省域人口流动率的Moran's I指数

年份	I	Z(I)	年份	I	Z(I)
2007	0.368***	3.378	2015	0.478***	4.303
2008	0.346***	3.179	2016	0.379***	3.485
2009	0.360***	3.29	2017	0.449***	4.065
2010	0.340***	3.118	2018	0.510***	4.585
2011	0.361***	3.314	2019	0.419***	3.826
2012	0.341***	3.172	2020	0.321***	3.017
2013	0.347***	3.217	2021	0.283***	2.724
2014	0.351***	3.243			

注:***表示1%的显著性水平。表4同。

度起初逐渐增强,随后又逐渐减弱。

2.局部空间相关性分析

为深入探究中国各省域人口流动及在空间上的集聚情况,采用局部莫兰指数进行分析,公式如下:

$$I_i = \frac{Z_i}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_j \quad (5)$$

其中, $Z_i = y_i - \bar{y}$, $Z_j = y_j - \bar{y}$, $S^2 = 1/n \sum (y_j - \bar{y})^2$, w_{ij} 为空间权重值, n 为省份总数, I_i 为第*i*省份的局部莫兰指数。

根据图1所示,2007—2021年中国各省域的人口流动率空间分布特征发生了变化,2007年、2021年的人口流动率均存在显著的空间自相关性。2021年高人口流动率地区的空间集聚现象更加显著,而低人口流动率地区的集聚现象有所减弱。值得注意的是,2021年北京、内蒙古、辽宁、河北等地的人口流动率明显增大,并在空间上形成高值集聚,这可能反映了2007—2021年

各省域经济、社会和政策变化对人口流动的影响。

(二)空间模型检验

在选定具体的空间计量模型之前,必须经过一系列的检验,以确保模型选择的合理性和准确性。由于涉及变量较多,为提高分析效率,对解释变量进行对数转换,以减少数据异方差性,提升模型预测精度。基于中国省域人口流动的空间正相关性,本文选用空间面板模型。LM检验显示数据不适用于空间滞后或空间误差模型。经过LR、Wald检验,选定SDM模型,且模型不能简化为SEM模型或SAR模型。Hausman检验建议选择固定效应SDM模型。对比个体、时间和双固定效应SDM模型后,最终选用时间固定效应SDM模型(见表4)。

时间固定效应SDM模型基本形式如下:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta X_{it} + \theta W X_{it} + \gamma_t + v_{it} \quad (6)$$

各变量含义与公式(1)相同。

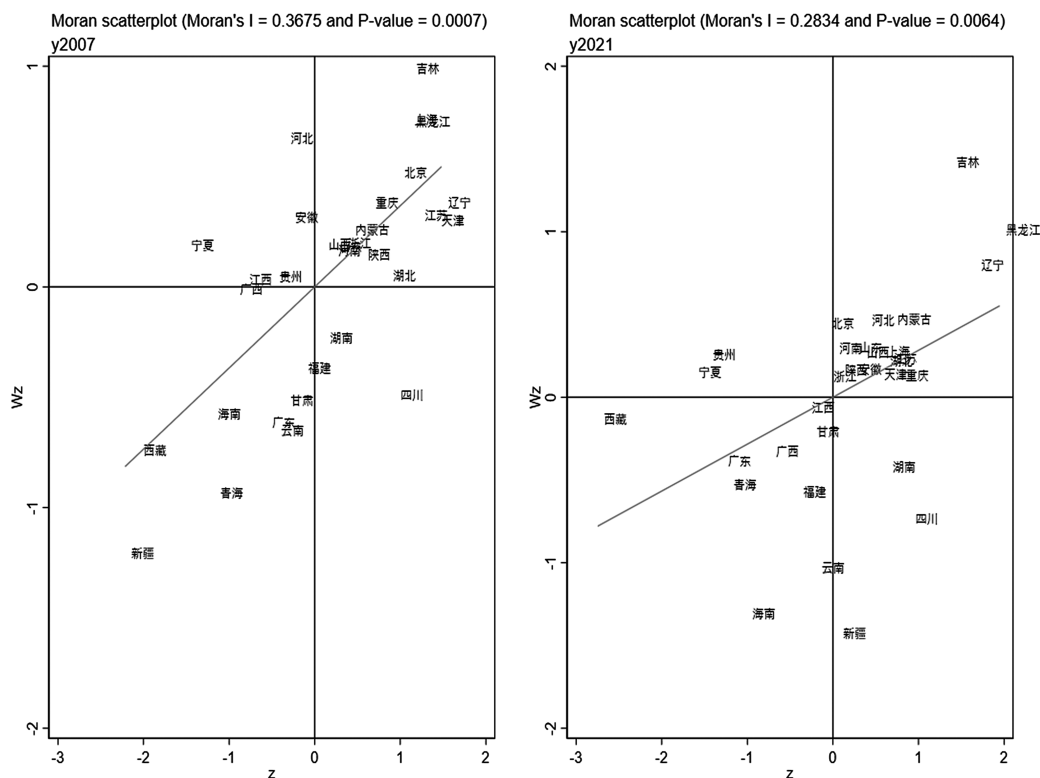


图1 2007年、2021年莫兰散点图

表4 空间面板模型的检验结果

检验方法	检验量	统计量
LM 检验	LM 空间滞后检验统计量	65.477***
	稳健的LM 空间滞后检验统计量	7.277***
	LM 空间误差检验统计量	149.170***
	稳健的LM 空间误差检验统计量	90.969***
LR 检验	LR 空间误差检验统计量	220.75***
	LR 空间滞后检验统计量	183.52***
Wald 检验	Wald 空间误差检验统计量	102.51***
	Wald 空间滞后检验统计量	146.82***
Hausman 检验	Hausman	112.38***
固定效应检验	个体固定修正 R^2	0.627
	时间固定修正 R^2	0.746
	时空固定修正 R^2	0.288

(三)空间杜宾模型

通过时间固定效应SDM模型进行分析,人口流动率受到经济、政策、公共资源以及空间因素的共同影响。模型结果见表5。

由表5可知,空间依赖项($W \times dep.var.$)正向显著,表明人口流动率在空间上具有显著的正相关性,即相邻地区的人口流动率会对本地区的人口流动率产生正向影响。具体来看:(1)经济因素方面,失业率

($\ln x_2$)在本地和邻近地区均能显著促进人口流动,可能与人们寻求更多就业机会的迁移行为有关。(2)政策因素方面,城镇化水平($\ln x_5$)显著促进本地人口流动,但邻近地区的高城镇化水平会抑制本地流动,显示出空间替代效应。开放水平($\ln x_6$)显著促进本地人口流动,但邻近地区高开放水平会抑制本地流动,体现出区域竞争效应。财政压力($\ln x_7$)显著抑制本地人口流动,但空间效应不显著。(3)公共资源方面,人均科教文卫资源($\ln x_8$)负向显著,丰富的科教文卫资源提高了当地的生活质量和吸引力,减少了人口流动,但其空间效应正向显著,说明周边地区科教文卫资源丰富能够促进人口迁移。人均社会保障和就业资源($\ln x_9$)显著促进本地及邻近地区的人口流动。人均水资源($\ln x_{10}$)显著促进本地人口流动,但邻近地区丰富的水资源抑制了本地流动,体现出资源禀赋的区域竞争。空间权重矩阵与路网综合密度($W \times \ln x_{11}$)的交互作用负向显著,说明邻近地区路网密度的增加可能对本地区的人口流动产生抑制作用,交通基础设施的完善对提升区域吸引力和促进人口流动具有重要作用。(4)对于各维度其他非显著变量,可能由于作用尚未显现或作用空间不明显等,在模型中未显示出显著影响。

表5 时间固定效应SDM模型的检验结果

变量	系数	变量	系数
$\ln x_1$	0.005 (0.088)	$W \times \ln x_1$	0.215* (1.726)
$\ln x_2$	0.113** (2.033)	$W \times \ln x_2$	0.826*** (6.015)
$\ln x_3$	0.617* (1.797)	$W \times \ln x_3$	-0.758 (-0.977)
$\ln x_4$	0.065 (1.493)	$W \times \ln x_4$	-0.063 (-0.565)
$\ln x_5$	1.284*** (4.378)	$W \times \ln x_5$	-1.699*** (-2.721)
$\ln x_6$	1.269*** (3.832)	$W \times \ln x_6$	-2.564*** (-3.385)
$\ln x_7$	-0.194*** (-3.586)	$W \times \ln x_7$	-0.195 (-1.375)
$\ln x_8$	-0.507*** (-10.424)	$W \times \ln x_8$	0.226* (1.854)
$\ln x_9$	0.220*** (6.796)	$W \times \ln x_9$	0.395*** (4.94)
$\ln x_{10}$	0.062*** (5.088)	$W \times \ln x_{10}$	-0.047** (-2.288)
$\ln x_{11}$	0.031 (1.271)	$W \times \ln x_{11}$	-0.103* (-1.809)
		$W \times dep.var.$	0.256*** (4.654)
时间固定	是		
N	465		
R ²	0.813		

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为t统计量。表6同。

(四)空间溢出效应及分解

在考虑空间溢出效应时,要考虑不同变量对因变量的影响具有直接和间接效应。直接效应是指一个地区的自变量对其因变量的影响,而间接效应则是一个地区的自变量对其他地区因变量的影响。总效应则是直接效应和间接效应的总和。

由表6可知:(1)经济因素方面,人均GDP($\ln x_1$)的间接效应显著为正,表明其通过空间溢出效应间接促进周边地区的人口流动。失业率($\ln x_2$)的直接效应、间接效应和总效应均显著为正,失业率上升可能引致人们寻找新的工作机会而产生迁移。(2)政策因素方面,城镇化水平($\ln x_5$)的直接效应正向显著、间接效应负向显著,城镇化水平的提高会促进人口流动,但邻近地区城镇化水平的提高可能导致人口从本地区流出。开放

表6 空间溢出效应及分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
$\ln x_1$	0.019 (0.335)	0.28* (1.737)	0.3 (1.674)
$\ln x_2$	0.168*** (3.017)	1.099*** (5.942)	1.268*** (5.985)
$\ln x_3$	0.576 (1.668)	-0.762 (-0.722)	-0.186 (-0.152)
$\ln x_4$	0.062 (1.382)	-0.066 (-0.441)	-0.004 (-0.025)
$\ln x_5$	1.19*** (4.011)	-1.758** (-2.318)	-0.567 (-0.729)
$\ln x_6$	1.146*** (3.386)	-2.866*** (-2.964)	-1.72 (-1.549)
$\ln x_7$	-0.211*** (-3.66)	-0.315* (-1.711)	-0.526** (-2.428)
$\ln x_8$	-0.502*** (-10.124)	0.129 (0.815)	-0.372** (-2.105)
$\ln x_9$	0.249*** (7.365)	0.577*** (6.014)	0.825*** (7.378)
$\ln x_{10}$	0.06*** (5.2)	-0.04 (-1.665)	0.02 (0.949)
$\ln x_{11}$	0.024 (0.968)	-0.122 (-1.635)	-0.098 (-1.171)

水平($\ln x_6$)的直接效应显著为正,说明开放程度的提高会促进本地人口流动,但其间接效应为负,总效应也为负,表明相邻地区开放水平的提高可能会导致人口从本地区流出,相邻地区的吸引力增强。财政压力($\ln x_7$)的直接效应和总效应均显著为负,说明财政压力的增加会抑制人口流动。(3)公共资源方面,人均科教文卫资源($\ln x_8$)的直接效应和总效应均显著为负,表明虽然本地区的科教文卫资源增加可能未直接吸引人口流入,但邻近地区的科教文卫资源增加却可能吸引人口从本地区流出。人均社会保障和就业资源($\ln x_9$)的直接效应、间接效应和总效应均显著为正,表明社会保障和就业资源的增加会显著促进人口流量。人均水资源($\ln x_{10}$)的直接效应显著为正,表明水资源的丰富程度可能对人口流动有一定的正面影响,但这种影响相对较小。

(五)稳健性检验

为验证空间计量结果的稳健性,采用两种方法进行检验:一是对数据进行缩尾处理,减少极端值干扰;二是构建动态面板模型,引入滞后项以捕捉变量的动态变化及空间效应。

缩尾处理后,对比 10%和 5%的缩尾结果,空间自回归系数($W \times dep.var.$)均为正向显著,且大部分变量的系数方向和显著性水平在两种处理下保持一致,表明模型对极端值的敏感性较低,可以认为模型结果是稳健的。动态面板模型引入被解释变量的一期滞后项($L.y$)作为解释变量,考虑了变量间的动态关系。空间自回归系数($W \times dep.var.$)显著为正,表明被解释变量在空间上存在显著的正向相关性,即周边地区的被解释变量水平会影响当地的被解释变量水平。此模型中,核心自变量如城镇化水平($\ln x_5$)、开放水平($\ln x_6$)、财政压力($\ln x_7$)、人均科教文卫资源($\ln x_8$)、人均社会保障和就业资源($\ln x_9$)、人均水资源($\ln x_{10}$)的系数符号与缩尾处理结果一致,且显著性相当,进一步证明了模型

表 7 稳健性检验

变量	缩尾处理 10%	缩尾处理 5%	动态面板模型
$\ln x_1$	-0.004	0.003	0.0003
$\ln x_2$	0.157***	0.124**	-0.011
$\ln x_3$	0.622*	0.621*	0.232
$\ln x_4$	0.069	0.066	-0.014
$\ln x_5$	1.174***	1.254***	0.321*
$\ln x_6$	1.285***	1.275***	0.47**
$\ln x_7$	-0.21***	-0.199***	-0.106***
$\ln x_8$	-0.497***	-0.506***	-0.153***
$\ln x_9$	0.231***	0.224***	0.078***
$\ln x_{10}$	0.061***	0.062***	0.026***
$\ln x_{11}$	0.033	0.032	0.009
$W \times \ln x_1$	0.303**	0.241*	0.069
$W \times \ln x_2$	0.895***	0.846***	0.167*
$W \times \ln x_3$	-0.825	-0.775	-0.165
$W \times \ln x_4$	-0.051	-0.061	-0.133*
$W \times \ln x_5$	-1.481**	-1.662***	-0.63
$W \times \ln x_6$	-2.157***	-2.458***	-0.654
$W \times \ln x_7$	-0.089	-0.172	-0.136
$W \times \ln x_8$	0.188	0.215*	0.196**
$W \times \ln x_9$	0.368***	0.392***	0.11**
$W \times \ln x_{10}$	-0.051**	-0.048**	-0.012
$W \times \ln x_{11}$	-0.108*	-0.104*	-0.028
$L.y$			0.742***
$W \times dep.var.$	0.23***	0.245***	0.138***
时间固定	是	是	是
N	465	465	465
R ²	0.809	0.813	0.927

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;因篇幅限制,t 统计量不显示。下表同。

结果的稳健性。一些变量的系数在引入滞后项后变得不显著,可能是由于滞后项吸收或抵消了这些变量的影响。

(六)异质性分析

考虑到我国各地区在资源分布和经济发展水平上存在显著差异,遵循国家统计局的经济地区划分标准,将 31 个省域划分为东部、中部、西部、东北四个地区,进行异质性分析。结果见表 8。

表 8 异质性分析

变量	东部	中部	西部	东北
$\ln x_1$	0.002	-0.311	-0.609***	0.552
$\ln x_2$	-0.046	0.287	-0.166	0.369*
$\ln x_3$	1.122	-7.688***	-2.501***	-3.568***
$\ln x_4$	0.011	-0.303	-0.148*	-0.093
$\ln x_5$	1.093	11.892***	2.309*	8.481**
$\ln x_6$	0.953***	-2.877	0.852	-0.539
$\ln x_7$	-0.018	0.415	0.179**	0.789***
$\ln x_8$	-0.16	0.089	-0.062	0.149
$\ln x_9$	-0.028	-0.899***	-0.041	0.421**
$\ln x_{10}$	0.088***	0.09	-0.097**	-0.052
$\ln x_{11}$	0.243	0.613**	-0.026	-0.33*
$W \times \ln x_1$	0.241	0.959	0.356	1.025***
$W \times \ln x_2$	-0.159	0.771*	0.539***	0.736
$W \times \ln x_3$	-7.169***	-2.719	-6.537***	-3.344***
$W \times \ln x_4$	0.3*	-1.394***	0.627***	-0.259
$W \times \ln x_5$	-4.53***	22.673***	3.425**	-2.422
$W \times \ln x_6$	0.559	-10.816*	-0.671	-2.015
$W \times \ln x_7$	-0.046	0.696**	-0.109	-0.143
$W \times \ln x_8$	-0.332**	-0.202	-0.199	-0.913***
$W \times \ln x_9$	0.559***	-0.527	0.183	-0.073
$W \times \ln x_{10}$	-0.092**	-0.138	-0.029	-0.009
$W \times \ln x_{11}$	0.04	1.644***	0.016	-0.704***
$W \times dep.var.$	0.569***	-0.236**	0.386***	-0.236**
时间固定	是	是	是	是
N	150	90	180	45
R ²	0.898	0.764	0.919	0.948

东部地区的空间溢出效应($W \times dep.var.$)显著为正,表明东部地区的人口流动具有较强的空间集聚效应,邻近地区的人口流动会促进本地区的人口流动。开放水平($\ln x_6$)对人口流动有显著正向影响,开放水平的提高可以吸引更多外来人口,促进人口流动。此外,人均水资源($\ln x_{10}$)对人口流动也有显著正向影响。邻近地区的产业结构高级化($W \times \ln x_3$)、城镇化水平($W \times \ln x_5$)、人均科教文卫资源($W \times \ln x_8$)和人均水资源($W \times$

$\ln x_{10}$)均会对本地区的人口流动产生显著的负向影响。而邻近地区人均社会保障和就业资源($W \times \ln x_9$)的改善则能吸引人口流入。这反映了东部地区人口流动的复杂性和地区间经济社会状况的相互影响。

中部地区的空间溢出效应($W \times dep.var.$)显著为负,说明这些地区存在人口流动的竞争效应,即邻近地区的人口增加可能导致本地区人口减少。城镇化水平($\ln x_5$)和路网综合密度($\ln x_{11}$)对人口流动有显著正向影响,中部地区城镇化进程的快速发展提供了更多的就业机会,吸引了大量人口流入。产业结构高级化($\ln x_3$)以及人均社会保障和就业资源($\ln x_9$)则产生显著的负向影响,可能是因为产业结构升级引发了就业市场和劳动力需求的变化,加之资源匮乏,导致人口外流。同时,邻近地区的城镇化水平($W \times \ln x_5$)和路网综合密度($W \times \ln x_{11}$)对人口流动有显著正向影响,而房价水平($W \times \ln x_4$)和开放水平($W \times \ln x_6$)对人口流动有负向影响。这些因素综合作用,共同影响中部地区的人口流动情况。

西部地区与东部地区类似,空间溢出效应($W \times dep.var.$)显著为正,影响程度略低于东部。城镇化水平($\ln x_5$)和财政压力($\ln x_7$)对人口流动有显著的正向影响,而人均GDP($\ln x_1$)、产业结构高级化($\ln x_3$)和人均水资源($\ln x_{10}$)则产生显著的负向影响。西部地区的产业结构变化可能带来就业市场的不稳定,从而影响人口流动,高房价也可能会阻碍人口流入。邻近地区的失业率($W \times \ln x_2$)、房价水平($W \times \ln x_4$)和城镇化水平($W \times \ln x_5$)对人口流动有显著正向影响,产业结构高级化($W \times \ln x_3$)对本地区的人口流动有显著负向影响。

东北地区的空间溢出效应($W \times dep.var.$)显著为负,邻近地区的人口流动可能对本地区的人口流动产生竞争效应或替代效应。失业率($\ln x_2$)、城镇化水平($\ln x_5$)、财政压力($\ln x_7$)、人均社会保障和就业资源($\ln x_9$)对人口流动有显著正向影响。高失业率反映经济欠佳,推动人口外迁寻找更佳工作;城镇化水平提升意味着更多就业机会,吸引人口流入;财政压力促使政府采取措施吸引人口;丰富的社保与就业资源则直接吸引人口迁移。产业结构高级化($\ln x_3$)和路网综合密度($\ln x_{11}$)对人口流动产生显著的负向影响。产业结构高级化带来了技能需求的变化,部分劳动力无法适应新的产业需求,从而导致人口流出。邻近地区的人均GDP($W \times \ln x_1$)对本地区人口流动产生显著正向影响,而产业结构高级化($W \times \ln x_3$)、人均科教文卫资源($W \times$

$\ln x_8$)和路网综合密度($W \times \ln x_{11}$)则会对本地区的人口流动产生显著负向影响。

四、结论与建议

(一)研究结论

本文以中国31个省域为研究对象,采用时间固定空间杜宾模型深入探讨了省域人口流动的各种影响因素,分解了空间溢出效应并进行了异质性分析,揭示了人口流动的复杂机制。具体结论如下:

第一,省域人口流动受经济、政策、公共资源等因素共同影响。经济层面,失业率显著正向影响人口流动,并产生正向空间溢出效应。政策层面,城镇化水平与开放水平的提升能够推动人口流动,但周边地区提升可能对本地区产生负面影响。财政压力显著抑制人口流动。公共资源层面,本地科教文卫资源丰富能减少迁移需求,而周边地区资源丰富则促进迁移。良好的社保、就业资源、水资源均正面影响人口流动,邻近地区路网密度增加则可能抑制本地区人口流动。

第二,经济、公共政策和公共资源等多方面因素对人口流动的影响表现出显著的差异性。经济层面,失业率上升显著推动人口流动,各项效应均呈正向。政策层面,城镇化水平提高虽促进当地人口流动,但邻近地区城镇化水平提升可能导致本地人口外流,揭示出城镇化影响的地域竞争性。开放水平提升促进本地人口流动,但邻近地区开放水平提高可能吸引本地人口迁出。财政压力增加对所有地区的人口流动均产生显著抑制作用,降低地区吸引力。公共资源层面,科教文卫资源增加在本地区未直接吸引人口,而邻近地区资源增加可能吸引本地区人口迁出。社会保障和就业资源增加显著促进人口流动,对人口迁移有积极影响。水资源丰富程度对人口流动有轻微正面影响。这表明人口流动受多重因素共同影响,需全面考虑各因素及空间效应。

第三,不同区域在人口流动率及影响因素上存在明显的异质性。具体说,东部地区人口流动受邻近地区影响显著,开放水平和人均水资源是主要吸引力。中部地区人口流动受城镇化进程快速发展驱动,同时受邻近地区城镇化与路网密度正向影响。西部地区人口流动受城镇化与财政压力正向影响,产业结构变化和高房价成为阻碍。东北地区人口流动受失业率、城镇化水平和财政压力正向推动,产业结构高级化和路网密度变化导致人口外流。这表明我国人口流动存在复杂性和区域特性,空间效应分析进一步揭示了邻近

地区因素对人口流动的显著影响,凸显了其空间依赖性。

(二)对策建议

根据上述研究结论,提出以下对策建议:

第一,优化经济发展策略,降低失业率对人口流动的影响。实施财政补贴、税收减免等激励措施,鼓励企业吸纳失业人员,降低失业率。促进产业结构优化升级,鼓励新兴产业和高技术产业发展,创造高质量就业岗位,吸引人才、稳定人才。建立职业技能培训体系,结合市场需求提供多样化课程,提升劳动者就业能力。

第二,完善公共政策体系,引导人口有序流动。推进高质量城镇化,注重城市规划与人口流动协调性,避免人口过度集中。制定政策时应评估对本地劳动力市场的影响,避免盲目引进外资和技术导致就业结构失衡。优化财政支出结构,加大公共服务投入,提高教育、医疗水平,降低生活成本,增强地区吸引力。加强对外来劳动力的管理和服务,保障其权益,促进人口有序流动、社会和谐稳定。

第三,合理配置公共资源,满足人口多样化需求。加大科教文卫投入,提高公共服务质量,努力实现基本服务均等化,缩小城乡、区域差距。完善社会保障体系,提供更多就业机会和职业培训,降低人口流动风险。加强水资源规划和管理,确保可持续利用,满足需求增长。加强水资源保护和环境治理,提高利用效率。

第四,实施差异化区域发展战略,促进区域均衡发展。东部地区应深化开放,吸引国际资源,优化水资源分配,推动人口集聚与经济发展,并与邻近地区合作。中部地区则需加速城镇化进程,提供更多的就业机会,强化交通基础设施建设,促进区域经济一体化,确保产业升级中劳动力市场的平稳过渡。西部地区应增加财政投入,提高城镇化水平,创造更多就业岗位,稳定房价以降低居住成本,并利用资源优势发展特色产业。东北地区需着力解决失业问题,提升经济发展水平,同时加大科教文卫资源投入以提高人口素质,优化路网布局以降低人口流动的交通成本。◆

参考文献:

- [1] 郑功成. 实施积极应对人口老龄化的国家战略[J]. 人民论坛·学术前沿, 2020(22): 19-27.
- [2] RAVENSTEIN E G. The Laws of Migration[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1885, 48(2): 167-235.
- [3] HERBERLE R. The causes of rural-urban migration: A survey of German theories[J]. American Journal of Sociology, 1938, 43(6): 932-950.
- [4] BOGUE D J. Internal migration[M]//HAUSER P M, DUNCAN O D. The study of population: an inventory and appraisal. Chicago: University of Chicago Press, 1959: 486-509.
- [5] 李明欢. 20世纪西方国际移民理论[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2000(4): 12-18+140.
- [6] 周皓. 中国人口流动模式的稳定性及启示: 基于第七次全国人口普查公报数据的思考[J]. 中国人口科学, 2021(3): 28-41+126-127.
- [7] 王梅婷, 周景彤. 我国人口流动的新特征新变化[J]. 宏观经济管理, 2022(6): 30-37+45.
- [8] NEIDHÖFER G, CIASCHI M, GASPARINI L, et al. Social mobility and economic development[J]. Journal of Economic Growth, 2024, 29(2): 327-359.
- [9] 陆杰华, 林嘉琪. 高流动性迁徙的区域性特征、主要挑战及其战略应对: 基于“七普”数据的分析[J]. 中共福建省委党校(福建行政学院)学报, 2021(6): 4-14.
- [10] 王洁晶, 张沐华, 王霓霓. 中国流动人口分布的空间格局和影响因素: 基于人口普查分县数据的研究[J]. 人口学刊, 2023, 45(4): 82-96.
- [11] 赵如婧, 周皓. 基本公共服务、城市规模与流动人口居留意愿: 基于2010~2017年流动人口动态监测调查数据[J]. 西北人口, 2021, 42(6): 1-16.
- [12] 杨杰生, 赵炜. 市场、人口流动与中国户籍制度的变迁[J]. 国外理论动态, 2018(2): 115-122.
- [13] 李沛霖. 户籍制度改革区域差异对人口流动影响研究[J]. 人口与发展, 2021, 27(6): 36-50.
- [14] 兰峰, 吴迪. 人口流动与住房价格波动: 基于我国35个大中城市的实证研究[J]. 华东经济管理, 2018, 32(5): 97-106.
- [15] 邓国营, 冯倩. 住房价格对我国人口流动的影响[J]. 财经科学, 2020(2): 66-78.
- [16] 郎昱, 沈冰阳, 施昱年, 等. 城市人口迁移、住房供需均衡与房价: 基于限购与限贷政策实施力度的分组实证分析[J]. 城市问题, 2022(1): 75-85.
- [17] 俞宪忠. 中国人口流动的动因分析[J]. 山东社会科学, 2005(2): 100-103.
- [18] 李拓, 李斌. 中国跨地区人口流动的影响因素: 基于286个城市面板数据的空间计量检验[J]. 中国人口科学, 2015(2): 73-83+127.
- [19] SIMINI F, BARLACCHI G, LUCA M, et al. A Deep Gravity model for mobility flows generation[J]. Nat Commun. 2021, 12(1): 6576.
- [20] 曾永明, 钟子康, 刘厚莲. 网络视角下中国跨省人口流动格局跃迁及驱动机制: 1991—2020年[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(3): 160-170.
- [21] ZHANG W, CHONG Z, LI X, et al. Spatial patterns and

- determinant factors of population flow networks in China: Analysis on Tencent Location Big Data[J]. *Cities*, 2020, 99: 102640.
- [22] CHEN Y, SUN Z, CAI L. Population Flow Mechanism Study of Beijing-Tianjin-Hebei Urban Agglomeration from Industrial Space Supply Perspective[J]. *Sustainability*, 2021, 13(17): 9949.
- [23] CHEN Y, XU H, CHEN X, et al. A multi-scale unified model of human mobility in urban agglomerations [J]. *Patterns*, 2023, 4(11): 100862.
- [24] 姜磊. 应用空间计量经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2020: 263-325.
- [25] 何雄浪, 史世蛟. 人口流动、环境规制与城市经济高质量发展[J]. *财经科学*, 2021(12): 78-91.
- [26] 郝恩崇, 徐智鹏, 张丹. 中国基础设施投资的全要素生产率效应研究[J]. *统计与决策*, 2013(23): 137-140.

A Study on the Influencing Factors of Interprovincial Population Mobility in China: Based on the Spatial Durbin Model

Zhang Zhongjie, Zhan Wei

Abstract: Based on interprovincial data from China between 2007 and 2021, this study employs the spatial Durbin model to explore the primary factors influencing interprovincial population mobility from economic, policy, and public resource perspectives. The findings indicate: (1) Population mobility is influenced by multiple factors, with unemployment rates, urbanization levels, and openness positively affecting population flows, while fiscal pressure and comprehensive road network density exhibit inhibitory effects. (2) Spatial effects significantly impact population mobility—improvements in regional urbanization and openness promote local population inflows, yet similar advancements in neighboring areas may lead to outflows, reflecting regional competition and siphon effects. (3) Population mobility demonstrates regional heterogeneity, with different areas influenced by distinct factors, resulting in varied flow patterns. (4) Increased population mobility rates can boost local economic, cultural, and labor development; however, mobility driven by rising unemployment and fiscal pressure requires cautious consideration.

Key words: population mobility; aging; urbanization; spatial Durbin model; spatial spillover effects

(责任编辑: 新月)

中国新质生产力与数字经济的耦合协调研究

陈修素^{1,2} 王俊杰¹

(1.重庆工商大学 数学与统计学院,重庆 400067;2.重庆财经学院 经济学院,重庆 401320)

摘要:新质生产力与数字经济协同发展是助推我国经济高质量发展的重要引擎。以我国30个省份(不含港澳台和西藏)为研究对象,构建新质生产力、数字经济的指标体系,运用熵值法测算2012—2022年的新质生产力和数字经济发展水平,并计算二者的耦合协调度,再分别运用Dagum基尼系数法和Kernel密度估计法探讨二者耦合协调度的区域差异和分布特征,运用全局和局部莫兰指数讨论其空间相关性和集聚状态。研究发现:我国各省份的新质生产力、数字经济及其耦合协调发展水平均呈上升趋势,且东部地区发展优势明显,西部地区和东北地区发展较为落后;2022年新质生产力与数字经济的耦合协调度全部达到协调阶段,东部沿海省份达到了中级协调或良好协调阶段;新质生产力与数字经济耦合协调发展水平总体差异逐渐缩小,各区域间差异是耦合协调发展水平总体差异的主要来源;从极化现象看,东部地区、西部地区的内部极化现象逐渐消失;新质生产力与数字经济的耦合协调水平呈现空间正相关性,且东部地区多呈现高-高聚集,西部地区多呈现低-低聚集。建议加大对西部地区、东北地区技术创新和基础设施建设等方面的支持,促进其新质生产力与数字经济协同发展。

关键词:新质生产力;数字经济;耦合协调度;区域差异;空间相关性

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)03-0015-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.03.002

一、引言

随着我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段,新一轮科技革命和产业变革蓬勃兴起,新质生产力与数字经济成为我国经济发展的重要支撑^[1]。新质生产力的核心引擎是科技创新^[2],相较于传统生产力,新质生产力是以新理念、新技术、新形态为内涵的生产力^[3]。数字经济作为新一轮科技革命和产业变革的新型经济形态,正成为全球产业发展与变革的重要引擎^[4]。

2023年9月习近平总书记在黑龙江调研期间提出“新质生产力”。其中,“新”表现为新的生产要素和新的要素结合方式,“质”体现为高质量的产业基础和发展动能,二者引发生产方式的更新和发展效果的质

变^[5]。数字经济和数字产业是新质生产力的重要载体,数字化改革是培育、壮大和提升新质生产力的重要动能^[6]。数字经济可以提供丰富的数智技术和设备,进而催生新型劳动资料;数字经济能够催生以人工智能、大数据为代表的数字劳动力和数字劳动者,即新型劳动者,拓展新型劳动资料和新型劳动对象,显著提升要素组合效率,推动新质生产力的发展^[7]。

党的二十大报告指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务^[8]。目前,学界对新质生产力的理论内涵、形成逻辑^[9]和推动高质量发展的机制^[10]等方面有较为深入的研究,形成较为成熟的理论体系,但在新质生产力的指标体系构建等实证分析方面还有较大拓展空间。卢江等(2024)^[11]认为新质

基金项目:国家社会科学基金重点项目“新工业革命背景下我国制造业企业战略调整研究”(17AGL007);重庆市专业学位研究生教学案例库项目“应用统计理论方法应用”(yal223009);重庆市教改项目“大数据时代培养新文科学生创新能力的运筹学与数学建模融合的教学改革研究”(233271)。

作者简介:陈修素,男,硕士,二级教授,研究方向为经济统计学、运筹与管理;王俊杰,通信作者,男,硕士研究生,研究方向为经济统计。

生产力的指标体系应建立在科技生产力、绿色生产力、数字生产力三个一级指标的基础上,并使用熵权-TOPSIS法测度新质生产力发展水平,使用Kernel密度估计、Markov链分析时空分异特征,使用基尼系数分析新质生产力水平在地区内和地区间的差异。王珂和郭晓曦(2024)^[12]从劳动者、劳动对象和劳动资料三个维度构建新质生产力指标体系,并使用熵值法、基尼系数和莫兰指数对新质生产力进行实证分析。吴文生等(2024)^[13]对我国长三角城市群开展数字经济赋能新质生产力发展的研究,得出数字经济可以促进新质生产力的发展,且数字经济发展对新质生产力的发展存在显著的空间溢出效应。江泽茹(2024)^[14]使用耦合协调度模型分析黄河流域城市数字经济与新质生产力耦合协调发展的时空演变规律,使用莫兰指数分析其空间相关性,最后使用GM(1,1)模型预测2023—2028年二者的耦合协调发展情况。焦方义和杜瑄(2024)^[15]对数字经济推动新质生产力形成的路径进行研究,得出数字经济能够有效助力我国新质生产力的形成,且在我国东部地区的推动作用最为显著,中部地区次之,西部地区最不显著。徐蔼婷和陈镜如(2024)^[16]从协同效应和门槛效应出发,考察数字经济与技术创新融合发展对新质生产力的影响,发现数字经济与技术创新的协同效应显著驱动新质生产力发展,且其协同效应具有正向空间溢出效应。

综上所述,本文在江泽茹(2024)^[14]的黄河流域城市新质生产力与数字经济的耦合研究的基础上,从省域视角出发,对新质生产力与数字经济的耦合协调发展水平进行实证研究。本文的贡献在于:第一,定量研究了我国新质生产力与数字经济的耦合协调关系,丰富了省域层面二者耦合协调的研究内容;第二,应用基尼系数、Kernel密度估计方法,探究了二者耦合协调发展水平的区域差异及分布特征;第三,运用全局与局部莫兰指数分析了新质生产力与数字经济耦合协调度的空间相关性,揭示了不同地区之间的集聚效应,为优化区域协同发展政策提供了理论支持。

二、研究设计

(一) 指标体系构建

1. 新质生产力指标体系

基于新质生产力的内涵和特点,参考王珏和王荣基(2024)^[3]、王珂和郭晓曦(2024)^[12]的研究,从劳动者、劳动对象、劳动资料三个维度构建指标体系(见表1)。劳动者层面共5个指标,其中人均受教育年限

的计算公式为:(未上学人数×0+小学人数×6+初中人数×9+高中人数×12+大专及以上学历人数×16)/6岁以上人口总数;劳动对象层面共8个指标,其中机器人密度的计算方法参考芦婷婷和祝志勇(2021)^[17]的研究,分别计算*i*省份*j*行业*t*年的就业人数(L_{ijt})占*i*省份*t*年就业人数(L_{it})的比例,然后将*j*行业*t*年的机器人数量(Rob_{jt})除以全国*j*行业*t*年的就业人数(L_{jt})后乘以这个百分比,再对所有行业进行加总,即用公式 $\sum_{j=1}^J \frac{L_{ijt}}{L_{it}} \times \frac{Rob_{jt}}{L_{jt}}$ 得出*i*省份*t*年的机器人安装密度;劳动资料层面共7个指标。

2. 数字经济指标体系

为了测度数字经济发展水平,学界从不同角度构建了指体系。李英杰和韩平(2022)^[18]从数字基础设施、数字产业化、产业数字化三个维度构建指标体系。张凌洁和马立平(2022)^[19]从数字化基础设施、数字产业发展水平、数字技术创新科研水平三个维度评价数字经济发展水平。刘军等(2020)^[20]从信息化发展、互联网发展和数字交易发展三个维度对数字经济进行测度。根据2016年G20杭州峰会发布的《二十国集团数字经济发展与合作倡议》对数字经济的定义,参考王军等(2021)^[21]、潘为华等(2021)^[22]的研究,分别从基础设施建设、产业发展水平、创新竞争水平三个维度,选取电话普及率、电子商务销售额、每万人发明专利申请授权量等11个指标构建指标体系(见表2)。

(二) 研究方法

1. 熵值法

使用熵值法对新质生产力和数字经济分别进行测度。熵值法是一种客观的测度方法,可以消除人为赋权的主观因素。熵值法在相关文献运用较多,本文不再赘述。

2. 耦合协调度模型

利用耦合协调度模型对新质生产力与数字经济的耦合协调度进行测算,计算公式如下:

$$C = 2 \sqrt{\frac{U_1 \times U_2}{(U_1 + U_2)^2}} \quad (1)$$

$$T = \alpha U_1 + \beta U_2 \quad (2)$$

$$D = \sqrt{C \times T} \quad (3)$$

其中, C 为耦合度, T 为协调度, U_1 为新质生产力综合得分, U_2 为数字经济综合得分; α 和 β 分别表示新质生产力和数字经济的贡献度,本文认为新质生产力和数字经济两大系统同等重要,所以 $\alpha=\beta=0.5$; D 为新

表1 新质生产力指标体系

目标层	准则层	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性	权重
新质 生产力	劳动者	劳动者技能	受教育程度	人均受教育程度	人均受教育年限(年)	正	0.056
			人力资本结构	高等院校在校学生结构	大学生数量占总人口数量比重(%)	正	0.051
		劳动生产率	人均产值	人均GDP	GDP/总人口(元)	正	0.052
			人均收入	人均工资	在岗职工平均工资(元)	正	0.051
		劳动者意识	就业理念	第三产业从业 人员比重	第三产业就业人员数量占总就业人员 数量比重(%)	正	0.055
	劳动对象	新质产业与 未来产业	新质产业	高技术产业发展 规模	每万人高技术产业企业数(个)	正	0.046
					高技术产业新产品销售收入/GDP(%)	正	0.043
			未来产业	机器人密度	机器人安装密度	正	0.034
		绿色环保与 污染减排	绿色环保	绿色覆盖率	森林覆盖率(%)	正	0.053
				环境保护力	环境保护支出/政府公共财政支出(%)	正	0.055
			污染减排		生活垃圾无害化处理能力(吨/日)	正	0.048
					SO ₂ 排放量/GDP(吨/万元)	负	0.058
					一般工业固体产生量/GDP(吨/万元)	负	0.059
	劳动资料	物质劳动资料	基础设施建设	传统设施	公路里程(万公里)	正	0.053
					铁路里程(万公里)	正	0.052
				数字设施	光缆线路长度(万公里)	正	0.049
					人均互联网宽带接入端口数(个)	正	0.054
		无形生产资料	科技创新	技术市场活力	技术市场成交额/GDP(%)	正	0.035
				R&D投入	R&D经费支出/GDP(%)	正	0.053
				人均专利数量	专利授权数量/总人口数量(项)	正	0.043

表2 数字经济指标体系

目标层	准则层	指标	属性	权重
数字经济	基础设施建设	电话普及率(部/百人)	正	0.107
		互联网宽带接入端口数(万个)	正	0.098
		长途光缆线路长度(万公里)	正	0.104
		每百人使用计算机数(台)	正	0.105
	产业发展水平	电子商务销售额(亿元)	正	0.072
		数字普惠金融指数	正	0.109
		邮政业务总量/GDP(%)	正	0.086
	创新竞争水平	每万人发明专利申请授权量(项)	正	0.063
		R&D经费/GDP(%)	正	0.104
		信息传输、软件和信息技术服务业企业数(个)	正	0.080
		开发新产品经费(万元)	正	0.072

质生产力与数字经济的耦合协调度,其取值范围为 $[0,1]$,值越大说明新质生产力与数字经济越协调。参考段佩利等(2018)^[23]对耦合协调度等级的划分,将耦合协调度划分为10个等级,见表3。

表3 耦合协调度等级划分

耦合协调度	耦合协调等级	耦合协调度	耦合协调等级
$[0,0.1)$	极度失调	$[0.5,0.6)$	勉强协调
$[0.1,0.2)$	严重失调	$[0.6,0.7)$	初级协调
$[0.2,0.3)$	中度失调	$[0.7,0.8)$	中级协调
$[0.3,0.4)$	轻度失调	$[0.8,0.9)$	良好协调
$[0.4,0.5)$	濒临失调	$[0.9,1]$	优质协调

3. Dagum 基尼系数法

Dagum 基尼系数可以对地区发展差异进行描述分析,分解过程如下:

$$G = G_w + G_{nb} + G_t \quad (4)$$

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}} \quad (5)$$

$$G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2yn_j^2} \quad (6)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h y_j y_h} \quad (7)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (8)$$

$$G_{nb} = \frac{\sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} D_{jh}}{n_j n_h y_j y_h} \quad (9)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (10)$$

$$D_{jh} = \frac{(d_{jh} - p_{jh} s_j)}{(d_{jh} + p_{jh} s_j)} \quad (11)$$

其中, G 代表基尼系数, G_w 为子群内差距, G_{nb} 为子群间差距, G_t 为超变密度; k 表示区域个数, n 表示总体样本个数, n_j 和 n_h 表示各区域内样本个数, y_{ji} 和 y_{hr} 表示个体新质生产力与数字经济的耦合协调度, $\bar{y}$ 表示新质生产力与数字经济耦合协调度的均值。

4. Kernel 密度估计法

为研究我国不同区域新质生产力与数字经济耦合

协调度的动态演进趋势,通过高斯核函数,用Kernel密度估计绘制全国以及各地区新质生产力与数字经济耦合协调发展水平的核密度曲线,公式如下:

$$f(X) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X - X_i}{h}\right) \quad (12)$$

$$K(x) = \frac{3}{4} (1 - x^2) I(|x| \leq 1), x = \frac{X - X_i}{h} \quad (13)$$

其中, N 为观测值的个数, h 为宽带, X_i 代表数据集中第 i 个观测值, X 是观测值的平均值, x 是目标值与观测值之间的距离经过带宽标准化后的值, $K(\cdot)$ 为Epanechnikov核函数, $I(\cdot)$ 为示性函数。

5. 莫兰指数

构建全局莫兰指数对新质生产力与数字经济耦合协调度进行空间自相关检验,运用局部莫兰指数描述各省份新质生产力与数字经济耦合协调度的空间局部特征,公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (14)$$

$$I_i = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, i \neq j \quad (15)$$

其中, I 表示全局莫兰指数, I_i 表示局部莫兰指数, n 为省份个数, x_i 和 x_j 为空间 i 和空间 j 的样本值, $\bar{x}$ 为新质生产力与数字经济耦合协调水平的平均值, w_{ij} 为空间权重矩阵,本文选择反距离矩阵。

(三) 数据来源

新质生产力与数字经济的指标原始数据来自《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、各省份统计年鉴、国家统计局数据库、CNKI数据库、中经网统计数据库、北京大学数字金融研究中心等,部分缺失数据使用插值法进行处理。

三、实证分析

(一) 测度结果分析

1. 全国及四大地区新质生产力测度结果分析

从图1可以看出,2012—2022年全国及四大地区新质生产力发展水平都呈现上升趋势。东部地区的新质生产力发展水平处于绝对领先地位,从0.325上升至0.514。中部地区、东北地区和全国的新质生产力发展水平在2012—2022年各有领先的时段,东北地区在2012—2014年处于领先地位,2015年、2017年先

后被全国、中部地区超越,且与全国、中部地区的差距逐渐拉大。中部地区和全国的新质生产力发展水平变化趋势相似,但全国发展水平一直高于中部地区。西部地区的新质生产力发展水平一直处于最低水平,与东北地区的差距则逐渐缩小,2022年二者几乎持平。

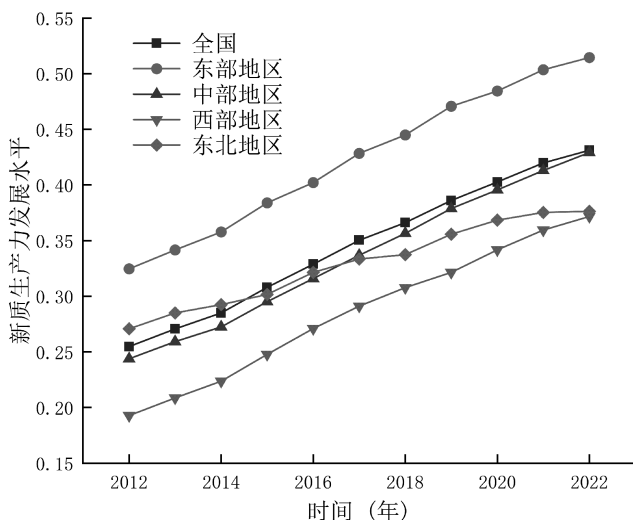


图1 全国及四大地区新质生产力发展水平

2. 全国及四大地区数字经济测度结果分析

从图2可以看出,2012—2022年全国及四大地区数字经济发展水平都呈现上升趋势。东部地区的数字经济发展水平处于绝对领先地位,从0.191上升至0.452。全国的数字经济发展水平一直高于中部、西部和东北地区,从0.124上升至0.340。2012—2017年,东北地区的数字经济水平高于中部地区、西部地区,2018年后中部地区超过东北地区。西部地区的数字经济发展水平在研究期间内一直处于最低水平,但

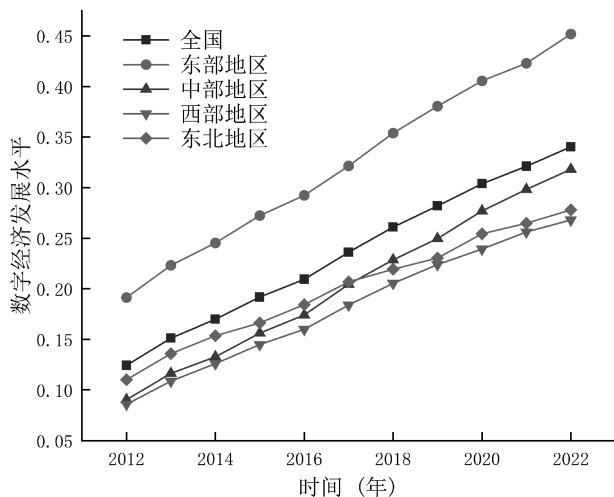


图2 全国及四大地区数字经济发展水平

2012—2016年与中部地区的差距较小,2018—2022年与东北地区的差距逐渐缩小。

(二)新质生产力与数字经济耦合协调度的空间变化特征

使用ArcGIS软件绘制2012年、2017年、2022年全国新质生产力与数字经济耦合协调度空间分布图,见图3。

从总体发展过程看,2012年、2017年、2022年全国新质生产力与数字经济耦合协调度的均值分别为0.413、0.531、0.613,耦合协调度等级从濒临失调演变为初级协调,反映出2012—2022年全国新质生产力与数字经济之间的促进作用在逐渐加强。其中,2012年全国大部分省份新质生产力与数字经济的耦合协调度处于失调阶段,仅有北京(0.583)、广东(0.563)、上海(0.534)、江苏(0.529)、浙江(0.523)、山东(0.502)达到了协调阶段,其余省份处于不同等级的失调阶段,处于轻度失调阶段的有青海(0.310)、宁夏(0.314)、贵州(0.314)、甘肃(0.320)等15个省份。2017年全国大部分省份新质生产力与数字经济的耦合协调度处于协调阶段,青海(0.427)、甘肃(0.442)、宁夏(0.451)、新疆(0.455)等11个省份处于濒临失调阶段,其余19个省份进入了协调阶段。2022年全国各省份新质生产力与数字经济的耦合协调度都进入了协调阶段,不存在处于失调阶段的省份,且广东(0.824)已处于良好协调阶段,北京(0.752)、江苏(0.747)、浙江(0.742)、上海(0.733)处于中级协调阶段。

综上,我国各省份新质生产力与数字经济耦合协调度的发展都处于上升阶段,东部沿海地区的耦合协调度普遍较高,说明东部沿海地区在推动新质生产力与数字经济协同发展方面取得了显著成效。中部地区和东北地区次之,西部地区相对最弱,表明相较于其他地区,东部沿海省份的新质生产力与数字经济发展基础良好,发展优势大。

(三)耦合协调度的时空演进分析

1. 区域差异分析

用Dagum基尼系数法^[24]分析新质生产力与数字经济耦合协调度发展水平在不同地区之间的差异,结果见表4。

由表4可以看出,2012—2018年总体基尼系数呈现下降趋势,从0.102下降到0.073,2019—2022年趋于稳定,说明新质生产力与数字经济的耦合协调发展水平在各省份之间的差距呈缩小态势。从差异来源看,

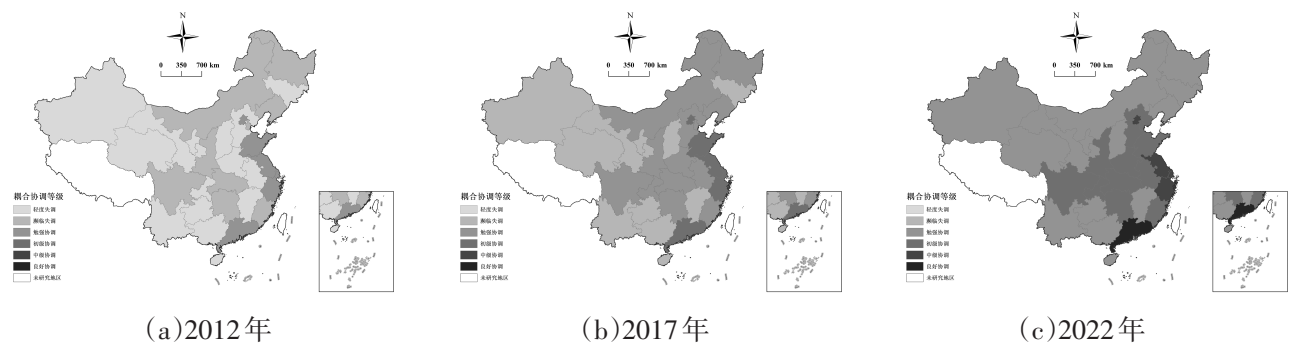


图3 全国各省份新质生产力与数字经济耦合协调度空间分布图

注:基于审图号为GS(2019)1822号的标准地图制作,底图边界无修改。图6同。

表4 新质生产力与数字经济耦合协调度基尼系数及分解结果

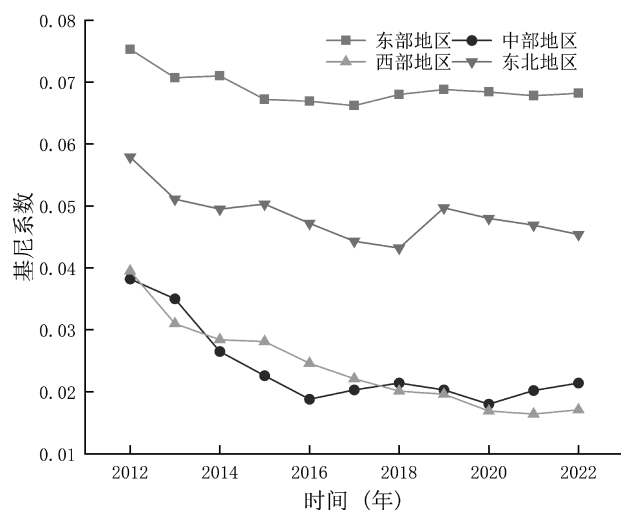
		2012年	2014年	2016年	2018年	2020年	2022年	均值
总体		0.102	0.087	0.078	0.073	0.073	0.072	0.081
区域内	东部	0.075	0.071	0.067	0.068	0.068	0.068	0.070
	中部	0.038	0.027	0.019	0.021	0.018	0.021	0.024
	西部	0.040	0.028	0.025	0.020	0.017	0.017	0.024
	东北	0.058	0.050	0.047	0.043	0.048	0.045	0.049
区域间	东-中	0.106	0.094	0.093	0.087	0.081	0.077	0.090
	东-西	0.133	0.114	0.099	0.096	0.097	0.103	0.107
	东-东北	0.167	0.143	0.127	0.115	0.115	0.111	0.130
	中-西	0.051	0.036	0.026	0.025	0.025	0.037	0.033
	中-东北	0.081	0.064	0.051	0.046	0.051	0.051	0.057
	西-东北	0.060	0.049	0.046	0.041	0.042	0.038	0.046
贡献率 (%)	区域内	18.12	18.77	19.58	20.51	20.97	21.08	19.84
	区域间	74.91	74.49	71.93	70.70	68.19	67.57	71.30
	超变密度	6.97	6.74	8.49	8.79	10.84	11.35	8.86

区域间差异贡献度最高,均值达到71.30%,其次为区域内差异贡献度,贡献度最低的为超变密度。样本期内,区域间差异贡献率逐年下降,区域内差异和超变密度贡献率总体逐年上升,说明新质生产力与数字经济的耦合协调发展失衡主要来自四大区域之间的差异,但差异在逐渐缩小。因此,合理有效地提升区域之间的协同发展水平是解决新质生产力与数字经济耦合协调发展不平衡的关键。

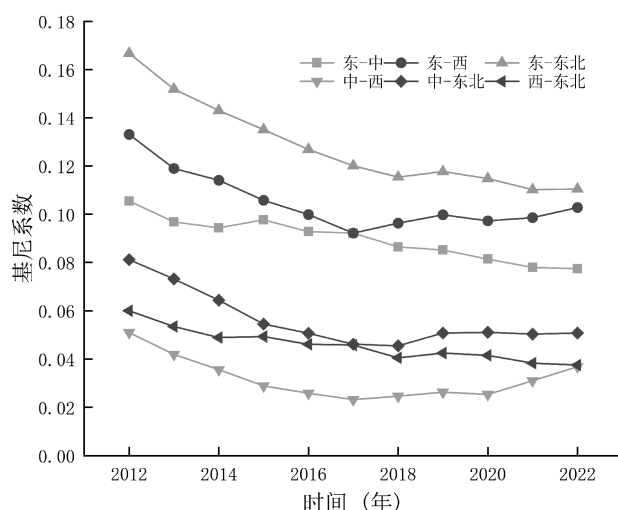
由图4(a)可以看出,2012—2015年东部地区新质生产力与数字经济耦合协调度的基尼系数呈下降趋势,2016—2022年趋于稳定,说明东部地区各省份间的差异先逐渐缩小后趋于稳定。2012—2016年中部地区新质生产力与数字经济耦合协调度的基尼系数呈快速下降趋势,从0.038下降到0.019,2017年之后稳定在0.020左右,说明中部地区各省份间的差异先缩小后趋于稳定。西部地区新质生产力与数字经

济耦合协调度的基尼系数在样本期内一直呈下降趋势,从0.040下降到0.017,说明西部地区各省份间的差距在不断缩小。2012—2018年东北地区新质生产力与数字经济耦合协调度的基尼系数呈下降趋势,2019年突然上升,随后再次呈下降趋势,说明东北地区各省份间的差异在2012—2018年逐年缩小,2019年差异扩大,之后再次缩小。对四大区域进行对比分析发现,东部地区区域内差异最大,其次是东北地区,中部地区和西部地区的区域内差异较小。

由图4(b)可以看出,东-东北的差异最大,然后依次是东-西、东-中、中-东北、西-东北和中-西。其中,东-东北、东-中和西-东北的基尼系数都呈下降趋势,东-西、中-东北和中-西的基尼系数呈现出先下降后上升的V型变化特征。与2012年的基尼系数相比较,四大区域间的基尼系数都有所下降,说明新质生产力与数字经济耦合协调发展水平在四大区域间的差异逐渐缩小。



(a)四大区域组内差异时序演变



(b)四大区域组间差异时序演变

图4 耦合协调度发展的区域差异时序演变

2.分布动态演进分析

借用Kernel密度估计法探究全国及四大地区新质生产力与数字经济耦合协调发展水平的分布及动态演变特征,选用2012年、2014年、2017年、2019年、2022年的数据绘制核密度曲线,如图5所示。

从分布位置及延展性看,全国及四大地区的核密度曲线均出现了向右移动的趋势,说明全国及四大地区的新质生产力与数字经济的耦合协调度在逐年上升。从图5(a)可以看出,全国核密度曲线左侧收敛,出现右拖尾现象,说明部分省份耦合协调度发展水平较高。从图5(b)可以看出,东部地区的峰值逐年下降,宽度变大,说明东部地区各省份间的耦合协调度在逐步扩大。从图5(c)和图5(e)可以看出,中部地区和东北地区的核密度曲线峰值在逐渐上升,说明中部地区和东北地区区域内各省份之间的耦合协调度差距在逐步缩小。从图5(d)可以看出,西部地区的核密度曲线出现明显的右拖尾现象,左侧收敛且峰值在逐渐下降,说明西部地区各省份间的耦合协调度差距在逐步扩大。

从极化现象看,全国核密度曲线从单峰演变为双峰,说明两极分化现象愈加严重;中部地区和东北地区在样本期内一直处于单峰分布,无极化现象;东部地区、西部地区的核密度曲线从双峰演变为单峰,说明极化现象逐渐消失。

(四)空间相关性分析

为分析2012—2022年中国新质生产力与数字经济耦合协调发展水平是否存在明显的空间相关性,借用全局莫兰指数和局部莫兰指数^[25]对其进行分析。

1.全局空间相关性分析

表5是2012—2022年我国新质生产力与数字经济耦合协调发展水平的全局莫兰指数及检验结果。2012—2022年全球莫兰指数值在0.200—0.240之间,Z值均大于0,P值均小于0.01,通过了1%置信水平下的显著性检验,表明我国新质生产力与数字经济耦合协调发展水平之间存在显著的空间正相关性。

2.局部空间相关性分析

全局莫兰指数只能反映我国新质生产力与数字经济耦合协调发展水平的全局自相关性,不能反映其在局部地区的集聚状态,需进一步运用局部莫兰指数来分析。局部莫兰指数将分析对象划分高-高聚集、高-低聚集、低-高聚集和低-低聚集四种类型:高-高聚集表示某省份的耦合协调发展水平较高,其相邻地区的耦合协调发展水平也较高;高-低聚集表示某省份自身发展水平较高,但其相邻省份的发展水平较低;低-高聚集表示某省份自身发展水平较低,但其相邻省份的发展水平较高;低-低聚集表示某省份自身发展水平较低,相邻省份的发展水平也较低。

本文使用ArcGIS软件绘制2012年、2017年、2022年全国各省份新质生产力与数字经济耦合协调度局部集聚图,见图6。可以看出,新质生产力与数字经济耦合协调度的集聚类型以高-高聚集和低-低聚集为主,且东部地区与西部地区的差异较为明显,高-高聚集集中在东部沿海地区,低-低聚集集中在西部地区,高-低聚集、低-高聚集的省份较少。其中,高-高聚集主要分布在江苏、浙江、上海、山东等地,说明东部沿海地区耦合协调发展水平较高,低-低聚集主要分布在

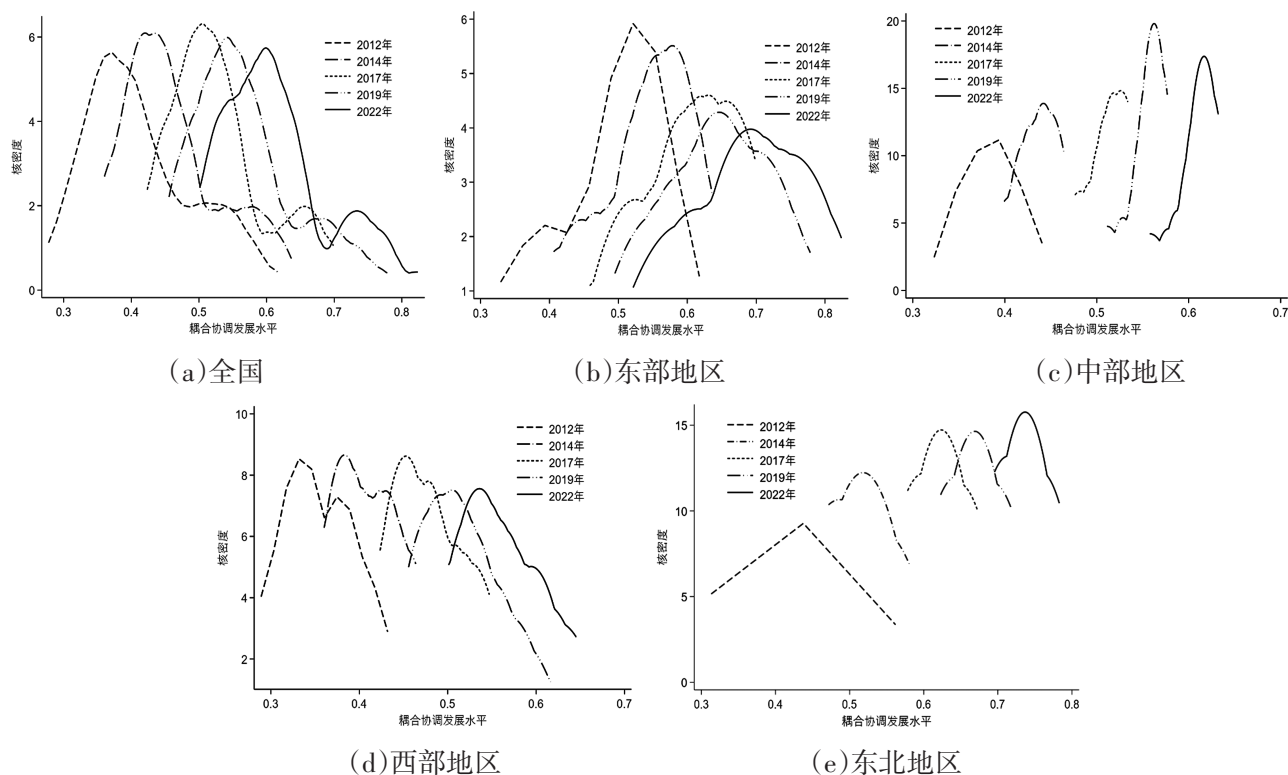


图5 全国及四大地区新质生产力与数字经济耦合协调发展水平核密度图

表5 新质生产力与数字经济耦合协调度的全局莫兰指数

年份	I	Z	P
2012年	0.236	3.259	0.001
2013年	0.230	3.198	0.001
2014年	0.231	3.222	0.001
2015年	0.240	3.329	0.001
2016年	0.238	3.312	0.001
2017年	0.231	3.228	0.001
2018年	0.200	2.882	0.004
2019年	0.205	2.934	0.003
2020年	0.214	3.038	0.002
2021年	0.213	3.024	0.002
2022年	0.230	3.231	0.001

新疆、甘肃和青海等地,说明西部地区的耦合协调发展水平相对落后。2017年和2022年,四川都属于高-低聚集类型,说明四川在此期间的耦合协调发展水平显著高于相邻地区,在西部地区脱颖而出,与前文得出的西部地区各省份之间的耦合协调度差距在逐步扩大的结论相吻合;江西在2017年和2022年属于低-高聚集类型,说明其相邻省份的耦合协调发展水平较高,江西的发展水平较低。

四、结论与建议

(一)研究结论

基于新质生产力和数字经济的内涵,分别构建了新质生产力和数字经济指标体系,并运用熵值法测算2012—2022年30个省份的新质生产力和数字经济发展水平,结果显示,我国新质生产力和数字经济发展水平在样本期内稳定上升,且东部地区发展优势明显。根据耦合协调度模型计算二者的耦合协调度,2012年全国大部分省份的新质生产力与数字经济的耦合协调度处于失调时期,仅有东部地区6个省份达到了协调阶段,2022年全国所有省份的新质生产力与数字经济的耦合协调度都处于协调阶段,且东部地区特别是部分沿海省份达到了中级协调、良好协调阶段,说明我国新质生产力与数字经济协同发展已初见成效。运用Dagum基尼系数分析新质生产力与数字经济耦合协调度发展水平在不同地区之间的差异,得出耦合协调发展水平的总体差异及四大地区区域内和区域间的差异都在逐渐缩小,其中东部地区与东北地区的差异最大,西部地区与东北地区的差异、中部地区与西部地区的差异较小。从贡献度看,新质生产力与数字经济耦合协调发展水平的总体差异主要来源于区域间差异。从Kernel密度曲线的分布及动态演变特征看,全国及四大地区的核密度曲线均呈现右移趋势,说明全国及四

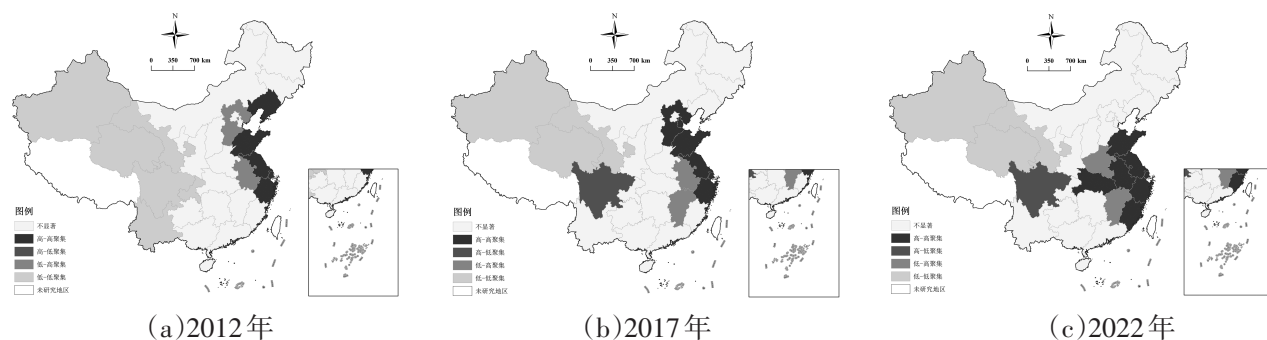


图6 全国各省份新质生产力与数字经济耦合协调度局部集聚图

大地区的新质生产力与数字经济的耦合协调发展水平逐年上升。从极化现象看,全国两极分化现象愈加严重,根据耦合协调度空间分布图可看出,东部地区、中部地区耦合协调度与西部地区、东北地区耦合协调度的差异明显,即东部地区、中部地区耦合协调发展水平较高,西部地区、东北地区耦合协调发展水平较低;东部地区、西部地区极化现象逐渐消失,说明东部地区、西部地区各省份间的发展不平衡现象逐渐减弱。从全局莫兰指数分析结果看,我国新质生产力与数字经济耦合协调发展水平存在显著的空间正相关性。从局部莫兰指数分析结果看,东部地区多呈现高-高聚集,西部地区多呈现低-低聚集。

(二)对策建议

基于上述结论,为促进新质生产力与数字经济协同发展,提出以下对策建议:

第一,促进新质生产力与数字经济协同发展。当今数字经济快速发展,新质生产力的提升不仅需要新技术的创新、生产效率的提高,还需要充分发挥数字技术在各个环节的作用。因此要加强新型人才的培养,优化整合人力资源,鼓励企业加强人工智能、大数据等新技术的运用,并在新质生产力和数字经济领域实施加大资金支持力度、减少税收、增加科技创新奖励等措施,有效促进新质生产力和数字经济的协同发展。

第二,加强区域协调发展。我国新质生产力与数字经济耦合协调发展水平具有显著差异,其中东部地区优势明显。因此,需要东部地区带动相对落后地区,同时加强落后地区的数字基础设施建设。要因地制宜制定地方政策,鼓励和吸引大型数字化企业入驻,促进大数据、人工智能等数字技术专业型人才的培养。

第三,发挥新质生产力与数字经济耦合协调发展的集聚效应。高-高聚集区域内的省份应在保持现有优势的基础上,进一步扩大辐射范围,带动周边省份发展,使低-高聚集向高-高聚集转变。高-低聚集的省

份则要在保持稳定上升的基础上带动相邻省份,使低-低聚集省份向高-高聚集转变,促进我国新质生产力与数字经济协同发展。◆

参考文献:

- [1]周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023(10):1-13.
- [2]韩喜平,马丽娟.新质生产力的政治经济学逻辑[J].当代经济研究,2024(2):20-29.
- [3]王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024,37(1):31-47.
- [4]周文,叶蕾.新质生产力与数字经济[J].浙江工商大学学报,2024(2):17-28.
- [5]张辉,唐琦.新质生产力形成的条件、方向及着力点[J].学习与探索,2024(1):82-91.
- [6]郭栋,尤帅,刘云.数字化改革赋能新质生产力:理论内涵、动力机制、关键主体及提升路径[J].社会科学家,2024(2):45-51.
- [7]张万里.数字经济驱动新质生产力发展:逻辑前提、内在机制与实现路径[J].学习论坛,2024(5):118-125.
- [8]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[N].人民日报,2022-10-26(01).
- [9]高帆.“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J].政治经济学评论,2023,14(6):127-145.
- [10]贾若祥,王继源,窦红涛.以新质生产力推动区域高质量发展[J].改革,2024(3):38-47.
- [11]卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(3):1-17.
- [12]王珂,郭晓曦.中国新质生产力水平、区域差异与时空演进特征[J].统计与决策,2024,40(9):30-36.
- [13]吴文生,荣义,吴华清.数字经济赋能新质生产力发展:基于长三角城市群的研究[J].金融与经济,2024(4):15-27.
- [14]江泽茹.黄河流域城市数字经济与新质生产力耦合研究[J].地域研究与开发,2024,43(4):29-35.
- [15]焦方义,杜瑄.论数字经济推动新质生产力形成的路径[J].工业技术经济,2024,43(3):3-13+161.
- [16]徐蔼婷,陈镜如.新质生产力提升:数字经济与技术创新协同助力[J].山西财经大学学报,2024,46(12):1-15.

- [17] 芦婷婷, 祝志勇. 人工智能是否会降低劳动收入份额: 基于固定效应模型和面板分位数模型的检验[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(11): 29-41.
- [18] 李英杰, 韩平. 中国数字经济发展综合评价与预测[J]. 统计与决策, 2022, 38(2): 90-94.
- [19] 张凌洁, 马立平. 数字经济、产业结构升级与全要素生产率[J]. 统计与决策, 2022, 38(3): 5-10.
- [20] 刘军, 杨渊璧, 张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, 2020(6): 81-96.
- [21] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [22] 潘为华, 贺正楚, 潘红玉. 中国数字经济发展的时空演化和分布动态[J]. 中国软科学, 2021(10): 137-147.
- [23] 段佩利, 刘曙光, 尹鹏, 等. 中国沿海城市开发强度与资源环境承载力时空耦合协调关系[J]. 经济地理, 2018, 38(5): 60-67.
- [24] DAGUM C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.
- [25] ANSELIN L. Local indicators of spatial association: LISA[J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93-115.

Research on the Coupling and Coordination Between China's New Quality Productive Forces and the Digital Economy

Chen Xiusu, Wang Junjie

Abstract: The synergistic development of new quality productive forces and the digital economy serves as a crucial engine for advancing China's high-quality economic growth. This study examines 30 Chinese provinces (excluding Hong Kong, Macao, Taiwan, and Tibet), constructing an indicator system for new quality productive forces and the digital economy. Using the entropy method, it measures their development levels from 2012 to 2022 and calculates their coupling coordination degree. The Dagum Gini coefficient and kernel density estimation methods are employed to analyze regional disparities and distribution characteristics, while global and local Moran's indices are used to explore spatial correlation and agglomeration patterns. The findings reveal: China's new quality productive forces, digital economy, and their coupling coordination have all shown an upward trend, with the eastern region demonstrating a clear developmental advantage, while the western and northeastern regions lag behind. By 2022, all provinces had achieved a coordinated stage in the coupling of new quality productive forces and the digital economy, with eastern coastal provinces reaching intermediate or high-level coordination. Overall disparities in coupling coordination have gradually narrowed, with inter-regional differences being the primary source of variation. Polarization within the eastern and western regions has diminished over time. The coupling coordination level exhibits positive spatial correlation, with high-high agglomeration dominant in the east and low-low agglomeration prevalent in the west. The study recommends enhancing support for technological innovation and infrastructure in the western and northeastern regions to foster their synergistic development of new quality productive forces and the digital economy.

Key words: new quality productive forces; digital economy; coupling coordination degree; regional disparities; spatial correlation

(责任编辑:沐晨)

数字化转型赋能制造业上市企业 投资效率提升的机制研究

——基于融资约束与内部控制视角

吴 昱 王玉冰

(河南科技大学 商学院, 河南 洛阳 471023)

摘要:数实融合背景下,数字化转型成为制造业企业提高效率、实现高质量发展的新动能。对2014—2023年A股制造业上市企业进行研究,实证检验企业数字化转型与投资效率之间的影响机制。研究发现:(1)数字化转型能有效提升企业投资效率,且能在不同程度上缓解企业过度投资或投资不足的问题;(2)数字化转型通过缓解企业融资约束提升投资效率,且对融资约束弱的企业效果更显著;(3)数字化转型通过改善企业内部控制质量提升投资效率,且对内控水平低的企业作用更明显;(4)数字化转型对非效率投资的抑制具有异质性,且在技术驱动和数字化成果两方面对提升投资效率作用显著。

关键词:数字化转型;投资效率;融资约束;内部控制

中图分类号:F275

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)03-0025-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.03.003

一、引言

我国数字经济发展迅猛,已成为推进中国式现代化的核心驱动力量。党的二十大报告明确指出,加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群。《数字中国发展报告(2023年)》显示,2023年数字经济核心产业增加值预计超过12万亿元,数字产业成为新质生产力的重要载体。数字技术与实体经济的深度融合,能推进数字产业化、产业数字化,赋能传统产业转型升级,推动经济高质量发展。

作为国民经济的支柱,我国制造业增加值约占全球的30%,我国已连续14年位居世界第一制造大国,因此制造业是产业转型升级的关键所在。在数字经济引领下,我国制造业数字化智能化改造和绿色转型持续深入,制造业投资保持较快增长。有效投资是工业经济增长的发动机,是推动经济发展实现质的提升的内在要求。为适应产业结构演变和消费升级,积极扩

大有效益的投资是关键。我国实体经济投资回报率自2008年以来持续下降,传统经济发展模式乏力。如何发挥投资对优化供给结构的促进作用,提升投资的精准性和有效性,防范“脱实向虚”风险的扩大,是当前亟待研究的课题。

党的二十届三中全会强调:“推动数字化转型,加快新一代信息技术的普及应用,发展数字经济,构建数据驱动的创新体系。”制造业数字化转型是将信息技术、互联网、大数据、人工智能等先进技术应用到制造业,实现全过程、全要素、全周期的数字化升级,这一变革为提高效率和实现高质量发展提供了新动能(申渊源等,2024)^[1],不仅有助于制造业企业降低资本成本,优化融资环境(王晓燕和董映帆,2024)^[2],提高全要素生产率,还能降低组织协调成本,强化内部管理,提高投资决策效率和抗风险韧性,推动企业可持续发展。

本文以2014—2023年A股制造业上市企业为样

基金项目:河南省哲学社会科学规划项目“‘数实融合’赋能制造业高质量发展的河南路径”(2023BJJ030);国家社科基金青年项目“高技术制造业产业链创新链融合发展韧性评估与提升路径研究”(23CJY020)。

作者简介:吴昱,女,博士,讲师,研究方向为数字经济、金融科技;王玉冰,女,硕士研究生,研究方向为金融学。

本,探究制造业企业数字化转型与投资效率之间的作用机理。边际贡献主要体现在:理论上拓展了数字化转型经济效应的研究范式,揭示了融资约束与内部控制的作用机理,验证了数字化转型赋能制造业企业投资效率提升的路径,诠释了数字化转型的异质性表现。

二、理论分析与研究假设

(一)数字化转型与投资效率

对数字化转型,学界提出“三步走”概念,即数码化、数字化和数字化转型,描述了数字化转型从开始走向成熟依次经历的三个阶段(杨彦欣和高敏雪,2024)^[3]。简单说,是企业实现从信息数字化到生产经营数字化再到战略和组织数字化的过程。数字化转型通过深度整合各类资源,显著提升全要素生产率,推动经济高质量发展。此外,数字化转型增强了股票市场的流动性,优化经济地理格局,推动包容性增长,提升运营效率和组织绩效(潘红波和高金辉,2022)^[4]。因此,数字化转型是企业实现提质降本增效目标、发现并创造新价值的必由之路。

数字化转型正推动企业实现全方位生产要素与数字技术的深度融合(Nambisan等,2019)^[5],不可避免影响企业的投资决策,却鲜有研究深入探讨其与投资效率间的关联,两者间的影响机制与路径依然是较崭新的研究领域。第一,基于信息不对称理论,信息作为企业决策的基础,直接影响管理层的战略制定与投资决策。信息不对称现象的存在往往导致管理层在投资决策过程中表现出显著的主观能动性和非理性倾向,影响投资策略的科学性。依托大数据、云计算等数字技术,数字化转型通过拓宽企业信息获取渠道、降低信息获取成本,实现运营数据的实时采集、整合与分析,进而推动信息披露共享机制的优化与完善,有效缓解信息不对称问题,提升投资决策效率(胡飞,2025)^[6]。数字化转型不仅增强决策者对企业运营状况的全面认知,也为投资决策的科学性提供可靠的信息支撑(陈富永和孟妍,2024)^[7]。第二,数字化程度越高,其资源配置效率就越高(李沁洋等,2023)^[8]。企业数字化技术、数字化成果的运用能够促进产业结构升级,提高企业资源配置能力。投资效率实质上是企业对自身资源进行配置作用发挥的程度,作为反映资源配置效果的指标,自然会受到数字化的影响。第三,数字化通过改善信息质量、降低代理成本(刘淑春等,2021)^[9],缓解融资约束,实现有效投资,提升投资效率。第四,数字

化将企业内外部信息环境结合起来,使企业更容易监督管理层进而改善内部控制,规制管理层的投资决策,达到提升投资效率的作用。综合看,企业数字化转型能够帮助管理层更高效地配置资源,实现投资效率的提升。据此提出如下假设:

假设1:数字化转型能提升企业投资效率。

(二)数字化转型、融资约束和投资效率

融资约束是数字化转型影响投资效率的路径之一。数字化极大改进了信息加工处理效率,提高了与外部金融机构的沟通频次,降低了企业融资中的信息不对称,缓解了企业融资约束(祁怀锦等,2020)^[10],且企业缴税记录、经营状况、数字足迹等“软信息”能以视频、音频、超媒体等方式被挖掘或公开,使企业信息更加透明,让社会各界及利益相关者更易评估企业的发展前景和信用水平,判断企业的盈利状况及偿债能力(Chen等,2022)^[11]。此外,企业可以向外界释放关于企业技术引进和智能化升级的积极信号,达到正向的“曝光效应”,吸引资金供给方,获得认可与资金支持(魏昀妍等,2024)^[12]。现代企业制度下企业所有权与经营权分离,企业普遍存在委托代理问题(刘莹莹,2022)^[13],代理成本过高,使外部成本高于内部资本成本,产生融资约束。数字化转型后,企业可有效处理内外部信息,简化各环节流程,降低代理成本(戚聿东和肖旭,2020)^[14]。

经济新常态下,融资约束上升为影响我国企业经营特征与发展态势的核心因素,深刻影响着企业的具体决策行为(徐金球,2022)^[15]。融资约束大,企业融资成本高,则经常会出现融资失败、融资不足的情况。企业获得的现金流减少,则更倾向于提高现金留存,减少投资活动,影响投资效率(Dickson,2011)^[16]。我国中小企业融资约束问题更为明显,李梁和殷凤春(2024)^[17]研究发现,中小企业融资约束的存在使实际投资水平比最优投资水平降低30%—40%。解决企业融资约束问题是减少企业非效率投资的有效方法,因此本文认为数字化转型有助于破解企业面临的融资困境,获得资金融通,缓解融资约束,实现有效投资,故提出如下假设:

假设2:企业数字化转型能够通过降低融资约束提升投资效率,且对融资约束低的企业提升效果更显著。

(三)数字化转型、内部控制和投资效率

内部控制是影响企业数字化转型与投资效率的

重要内在因素。企业数字化转型不仅有助于提升运营效率,更能有效抑制管理层机会主义行为,提高企业内部信息传递质量和准确性。在传统的企业管理实践中,管理层往往倾向于追求个人地位、权力、薪酬以及声誉,并通过扩大公司资源规模达成这些个人目标,忽视公司资源的合理配置(孙黎和常添惠,2024)^[18]。企业通过建立健全内部控制机制,运用规范化的控制程序和激励约束手段,可以弥补契约的不完全性,优化决策效率(许爱荣,2025)^[19]。从内部信息环境看,随着数字化转型的推进,企业应用数字化技术和引导数字化创新,打破内部信息壁垒,促进各部门信息共享和协同管理,不仅可以加强企业信息化处理能力与信息披露能力,而且一定程度上可以限制管理层在经营活动中的自由决策权(王贤彬和陈禾,2024)^[20],企业决策因此更加透明化、数据化。借助大数据、云计算等先进技术,企业能够实时获取并分析各种业务数据,从而更准确地评估投资项目的风险和收益。这种数据驱动的决策方式,可减少管理层因个人动机做出的非最优决策,有助于实现公司资源配置最大化。从外部信息环境看,数字化转型能打破企业间的信息壁垒。企业内外部信息搜集、处理及传递能力的提升,不仅有助于提升信息质量可比性,降低信息使用成本,还可通过数字技术赋能的实时监控和反馈机制,使机构和市场投资者更精准地辨识企业信息操控行为(姜长丰,2024)^[21]。这种机制对管理层利用非效率投资项目进行自我牟利的动机形成有效威慑,从而改善企业内部控制,确保投资决策与公司的总体战略、风险取向一致,对企业投资效率产生促进作用(李丽等,2024)^[22]。

内部控制水平反映了企业的内部治理能力、风险控制能力、经营能力、战略布局等。内部控制水平高的企业经济活动有效性强,能够做出更有效的投资决策。内部控制水平低的企业内部治理涣散,容易出现非效率投资行为,数字化转型通过改善内部控制从而提升投资效率的作用应显著高于内部控制水平高的企业。基于此,提出如下假设:

假设3:数字化转型可以通过改善企业内部控制从而提升投资效率,对内部控制水平较低的企业,数字化转型对提升投资效率具有更强的促进作用。

三、研究设计

(一)模型构建

为了深入研究数字化转型对企业投资效率的影

响,构建面板模型如下:

$$inv_e_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 digital_{i,t} + \beta_2 controls_{i,t} + \sum year + \sum industry + \sum city + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量为投资效率(inv_e),核心解释变量为企业数字化转型($digital$), $controls$ 代表控制变量, $\sum year$ 、 $\sum industry$ 和 $\sum city$ 分别为年份、行业和城市固定效应, ε 为随机误差项。

(二)主要变量

1.被解释变量

参考Richardson(2006)^[23]的残差度量模型,模型推导过程如下:

Richardson将投资总支出分为两部分,一部分是保持日常经营活动的投资支出,另一部分是企业用于进一步发展的新增项目投资,即:

$$I_{total,t} = I_{maintain,t} + I_{new,t} \quad (2)$$

其中, $I_{total,t}$ 为企业总投资, $I_{maintain,t}$ 为资本保持性投资, $I_{new,t}$ 为新增项目投资。新增项目投资又分为两部分:一部分是预期投资净现值为正的正常投资,一部分是非预期投资,即:

$$I_{new,t} = I_t^* + I_t \quad (3)$$

I_t^* 为预期投资(正常投资), I_t 为非预期投资,下文用于衡量投资效率。

Richardson认为影响企业投资效率的主要因素包括投资机会、融资能力、资产特性以及盈利能力等,本文在此基础上总结国内外诸多学者的研究成果,选取合适的变量构建模型如下:

$$I_t = \alpha + \delta_1 Growth_{t-1} + \delta_2 Lev_{t-1} + \delta_3 Cash_{t-1} + \delta_4 Age_{t-1} + \delta_5 Size_{t-1} + \delta_6 Ret_{t-1} + \delta_7 I_{t-1} + \sum year + \sum industry + \varepsilon \quad (4)$$

其中, I_t 为第 t 年新增投资支出, $Growth_{t-1}$ 为第 $t-1$ 年的企业成长性, Lev_{t-1} 为第 $t-1$ 年的资产负债率, $Cash_{t-1}$ 为第 $t-1$ 年的自由现金流, Age_{t-1} 为第 $t-1$ 年的公司年龄, $Size_{t-1}$ 为第 $t-1$ 年的资产规模, Ret_{t-1} 为第 $t-1$ 年的每股收益, I_{t-1} 为第 $t-1$ 年的新增投资支出, $\sum year$ 表示年份虚拟变量, $\sum industry$ 表示行业虚拟变量, ε 为残差。

本文以残差作为衡量投资效率的标准,视为低效投资的代理变量,定义为 inv_e ,残差越接近0,则投资效率越高。为使回归结果更容易分析,对计算得出的投资效率进行取绝对值处理。

2.核心解释变量

企业数字化转型是漫长的过程,目前关于数字化转型的定量评估,国内外学者尚未形成统一标准。吴

非等(2021)^[24]提出一种创新性的衡量方法,将上市公司年度报告中“数字化转型”相关词语的词频作为评估企业数字化转型程度的指标,被学术界广泛借鉴。通过年报的词频汇总可以提供企业数字化转型相关信息,但仅考虑数字化技术层面而忽视外部行业、地区环境因素与内部管理层数字化支持力度等,使该方法具有一定片面性。本文在此研究基础上,选用CSMAR数据库《中国上市公司数字化转型研究数据库》的指标体系,利用熵权法计算得出制造业企业数字化转型指数作为本文的核心解释变量(*digital*)。指标体系见表1。

3. 中介变量

(1) 融资约束

目前在学术研究中,KZ指数一般用作衡量融资约束程度。由于该指数构建时存在一定的内生性问题,因此参考Hadlock和Pierce(2010)^[25]、顾雷雷等(2020)^[26]、徐金球(2024)^[27]的做法,选用融资约束度指标FC指数,作为中介变量之一。

(2) 内部控制

为了能够较好反映企业内部控制状况,本文借鉴姜长丰(2024)^[21]、叶康涛等(2015)^[28]的方法,选取迪博大数据研究中心发布的迪博内部控制指数来衡量企业内部控制的的质量,并进行取自然对数处理,用*dib*表示,作为中介变量之二。

4. 控制变量

为了使模型估计结果更加稳健,引入若干企业层面控制变量:独立董事占比(*indboard*)、董事会规模(*bsize*)、两职合一(*dual*)、行业竞争程度(*HHI*)、企业年龄(*age*)、股权集中度(*top1*)、资本密集度(*Cap*)、投资机会(*tobinQ*)、资产回报率(*roa*)。考虑到不同城市经济发展的差异对当地制造业上市企业投资可能产生的影响,引入地级市层面的变量,包括地区生产总值(*GDP*)、政府研发投入(*RD*)。主要变量的名称及测量方式见表2。

(三) 数据来源与描述性统计

以2014—2023年A股制造业上市企业面板数据为研究样本,制造业行业划分以《上市公司行业分类指引(2012年修订)》为标准。对样本进行如下筛选:第一,剔除数据严重缺失的样本,对个别缺失值用线性插值法补充;第二,剔除研究期间内上市和退市的样本,保持样本的稳定性;第三,剔除带ST和*ST的样本;第四,为降低数据异常值影响,对所有连续变量在1%和

表1 企业数字化转型指标体系

目标层	维度层	指标层
企业数字化转型	战略引领	管理层数字职务设立 管理层数字创新导向持续性 管理层数字创新导向前瞻性 管理层数字创新导向强度 管理层数字创新导向广度
	技术驱动	大数据技术 区块链技术 云计算技术 人工智能技术
	组织赋能	数字人力投入计划 数字资本投入计划 数字基础设施建设 科技创新基地建设
	数字化成果	数字创新标准 数字创新论文 数字创新资质 数字国家级奖项 数字发明专利
	数字化应用	流程创新 技术创新 业务创新
	环境支撑	行业R&D活动情况 行业发明专利数量 行业新产品开发及销售情况 行业数字化技术强度 行业人力资本投入强度 行业数字资本投入强度 城市光缆密度 城市互联网宽带接入用户规模 城市移动互联网用户规模 城市移动交换机容量

99%分位进行缩尾处理。经筛选后,共有1335家企业,即13350个有效观测值。数据主要来源于国泰安CSMAR数据库、迪博数据库等。

表3为描述性统计结果,投资效率最大值为1.069,最小值为 5.00×10^{-6} ,说明不同年份不同企业投资效率差异较大,其他变量也在正常波动范围内。

四、实证分析

(一) 基准回归

表4为企业数字化转型与投资效率关系的基准回归结果。(1)、(2)列显示*digital*在加入控制变量前后均在1%置信水平下显著,且回归系数为负,表明企业数字化转型能够提升其投资效率,故接受假设1。

表2 主要变量的名称及测量方式

变量类型	变量符号	变量名称	测量方式
被解释变量	<i>inv_e</i>	投资效率	参考前文,选取 Richardson 模型残差作为投资效率,该指标为负向指标
核心解释变量	<i>digital</i>	数字化转型指数	从数字化转型的六个维度选取指标加权计算得出
中介变量	<i>FC</i>	融资约束指数	基于财务指标综合计算得出
	<i>dib</i>	内部控制指数	基于内部控制五大目标的实现程度加权计算并取对数得出
控制变量	<i>indboard</i>	独立董事占比	董事会中独立董事所占比例
	<i>bsize</i>	董事会规模	董事会中董事总人数的自然对数
	<i>dual</i>	两职合一	虚拟变量,如董事长和CEO由一人担任,赋值为1,否则为0
	<i>HHI</i>	行业竞争程度	赫芬达尔指数,计算公式为: $HHI=\sum(X_i/X)^2$
	<i>age</i>	企业年龄	观测年度与企业注册年度差值的自然对数
	<i>top1</i>	股权集中度	最大股东持股比例
	<i>Cap</i>	资本密集度	公司资产总额与员工人数之比
	<i>tobinQ</i>	投资机会	企业市值占资产总额的比值
	<i>roa</i>	资产回报率	税后净利润与总资产的比值
	<i>GDP</i>	地区生产总值	企业所在城市地区生产总值(万亿)
	<i>RD</i>	政府研发投入	企业所在城市政府研发投入总额(万亿)
虚拟变量	<i>year</i>	年份	年份虚拟变量
	<i>industry</i>	行业	行业虚拟变量,以2012年证监会行业分类为标准
	<i>city</i>	城市	城市虚拟变量

表3 主要变量的描述性统计

变量类型	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>inv_e</i>	13350	0.039	0.046	5.00e-06	1.069
核心解释变量	<i>digital</i>	13350	0.304	0.135	0.078	0.661
中介变量	<i>FC</i>	13098	0.430	0.269	0	0.984
	<i>dib</i>	13332	6.439	0.245	-1.224	7.977
控制变量	<i>indboard</i>	13350	0.377	0.056	0.333	0.571
	<i>bsize</i>	13350	2.118	0.188	1.609	2.639
	<i>dual</i>	13089	0.249	0.433	0	1
	<i>HHI</i>	13341	0.223	0.206	0.026	1
	<i>age</i>	13350	2.492	0.575	0	3.497
	<i>top1</i>	13350	0.311	0.139	0.018	1.021
	<i>Cap</i>	13350	14.490	0.666	12.976	16.237
	<i>tobinQ</i>	13350	2.152	1.408	0.829	8.841
	<i>roa</i>	13350	0.032	0.069	-0.254	0.218
	<i>GDP</i>	13178	1.179	1.128	0.056	4.465
	<i>RD</i>	13178	0.043	0.064	1.19e-04	0.336

表4 基准回归

变量	(1)	(2)
	<i>inv_e</i>	<i>inv_e</i>
<i>digital</i>	-0.015*** (-2.86)	-0.014*** (-2.67)
控制变量	否	是
年份/行业/城市固定	是	是
N	13347	12906
R ²	0.136	0.157

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下表同。

互联网商业、智能制造和现代信息系统四个维度99个关键词汇在企业年报中出现的频次作为衡量企业数字化转型的标准。对数字化转型关键词汇出现频次进行抓取,并对数据进行加1取自然对数的处理,作为新的核心解释变量,定义为*digital1*重新回归,结果见表5,发现在更换核心解释变量后回归结果保持稳健。

2. 替换被解释变量

更换被解释变量的计算方式,采用Biddle等(2009)^[30]、严子淳等(2023)^[31]的投资模型(公式5)计算投资效率,将新的残差定义为*inv_e1*重新回归,结果见表5,替换被解释变量后回归结果依然稳健。

$$I_{it}=\beta_0+\beta_1Growth_{it-1}+\varepsilon \tag{5}$$

(二) 稳健性检验

为验证上述基准回归结果的稳定性,进行稳健性检验,分别替换核心解释变量和被解释变量。

1. 替换核心解释变量

借鉴赵宸宇等(2021)^[29]的思路,对数字技术应用、

表5 稳健性检验

变量	(1) <i>inv_e</i>	(2) <i>inv_e1</i>
<i>digital1</i>	-0.001** (-2.28)	
<i>digital</i>		-0.020*** (-3.52)
控制变量	是	是
年份/行业/城市固定	是	是
N	12906	12591
R ²	0.157	0.126

(三)内生性处理

由于研究过程中遗漏某些影响因素,以及自变量与因变量可能存在双向因果关系,导致内生性问题。为解决模型内生性问题,使用工具变量法进一步检验。王桂军等(2022)^[32]认为企业的数字化水平与其所处的行业背景和地区环境密切相关,但这种宏观层面的数字化进展并不直接对企业的投资行为产生影响,基于此选取同地区同行业同年份其他企业数字化转型程度的均值作为工具变量(*i_digital*)进行检验。表6汇报了两阶段最小二乘法的回归结果,第一阶段结果显示工具变量(*i_digital*)与核心解释变量数字化转型(*digital*)在1%水平上显著相关,说明该工具变量具有合理性;第二阶段结果显示,数字化转型的回归系数在1%的水平上显著为负,表明考虑内生性问题后结论依然成立。

表6 内生性检验

变量	(1)	(2)
	工具变量法	
	第一阶段	第二阶段
	<i>digital</i>	<i>inv_e</i>
<i>i_digital</i>	0.090*** (34.15)	
<i>digital</i>		-0.045*** (-3.88)
控制变量	是	是
年份/城市固定	是	是
N	12872	12872
R ²	0.445	0.144

五、进一步分析

(一)中介效应分析

1.缓解融资约束机制检验

由上述实证结果及相关检验可知,数字化转型能

显著提升企业的投资效率。基于此,进一步研究二者之间的影响机制。由前文分析可知,融资约束是企业出现非效率投资的原因之一,因此以*FC*指数作为中介变量进行回归。表7第(2)列的结果显示*FC*指数与数字化转型在1%的水平下显著负相关,说明企业数字化转型能够有效缓解融资约束,助力企业获得外源融资,提升资源配置效率,从而实现长期投资和高收益投资。据此验证了假设2,即企业数字化转型能够降低融资约束从而提升投资效率。

为进一步检验融资约束在数字化转型—投资效率关系中起到的作用,以融资约束(*FC*指数)的中位数为标准,将高于中位数的样本划为高融资约束企业,将低于中位数的样本划为低融资约束企业,分别进行子样本回归,表7第(3)、(4)列汇报了不同融资约束情境下企业数字化转型对投资效率的促进效应。结果显示,在融资约束低的企业中,数字化转型对投资效率具有更明显的提升作用,说明企业融资约束越低,数字化转型越易帮助企业缓解资金需求问题,从而获取更丰富的资源,更好地进行资源配置,提升企业投资效率,再次验证了假设2。

表7 中介效应检验——融资约束

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>FC</i>	<i>FC</i>	融资约束水平	
			低	高
<i>digital</i>	-0.525*** (-18.69)	-0.573*** (-22.38)	-0.020*** (-2.81)	-0.012 (-1.41)
控制变量	否	是	是	是
年份/行业/城市固定	是	是	是	是
N	13095	12905	6401	6477
R ²	0.281	0.412	0.202	0.157

2.改善内部控制机制检验

本文认为,内部控制是数字化转型影响企业投资效率的关键路径。从表8第(2)列可以发现,当被解释变量为*dib*时,核心解释变量*digital*的系数在1%的水平上显著为正,说明企业数字化转型能够提升其内部控制质量。通过数字化转型构建数字化协同治理机制,能够有效监督、约束管理层的非理性行为,提高企业信息挖掘、处理与应用的能力,进而提高企业的投资效率水平。据此验证了假设3,即企业数字化转型可以通过改善企业内部控制从而提升投资效率。

为进一步验证内部控制水平在数字化转型—投资

效率关系之间的作用,根据迪博数据库内部控制指数(*dib*)的中位数为标准,将样本分为内部控制水平高和内部控制水平低两个子样本,分别进行回归,结果如表8第(3)、(4)列所示。在内部控制水平低的企业中,数字化转型对投资效率的影响具有更强的促进作用。内部控制水平高的企业治理能力强,战略布局较为完善,有较高的风险管控水平,非效率投资行为的出现少于内部控制水平低的企业,所以其数字化转型通过优化内部控制水平提升投资效率的效果不如内部控制水平低的企业,据此再次验证了假设3。

表8 中介效应检验——内部控制

变量	(1)	(2)	(3) (4)	
	<i>dib</i>	<i>dib</i>	内部控制水平	
			低	高
<i>digital</i>	0.291*** (11.42)	0.228*** (9.27)	-0.027*** (-3.19)	-0.002 (-0.22)
控制变量	是	否	是	是
年份/行业/城市	是	是	是	是
固定	是	是	是	是
N	13328	12889	6416	6447
R ²	0.157	0.203	0.171	0.185

(二)异质性检验

1.基于投资效率

根据刘波和洪兴建(2022)^[33]的研究,由于企业经营方式与债务结构不同,企业的投资效率也不同。为进一步研究数字化转型对企业非效率投资的影响,将Richardson模型所得残差按照大于0和小于0的样本分别定义为过度投资和投资不足进行回归,回归结果见表9第(1)、(2)列,对于投资不足企业,数字化转型带来更明显的投资效率拉动作用。这种结果可能源于数字化转型能够帮助企业识别高回报项目,避免资源浪费,实时监控项目进展,及时调整资源配置,确保资金有效利用。同时,数字化转型能够优化业务流程,降低运营成本,成本的降低促使企业释放更多资金用于投资,所以效果更显著。

2.基于产权性质

鉴于我国企业产权性质的独特性,数字化转型对不同产权性质的企业可能产生差异化影响。本文按产权性质将企业分为国有企业、非国有企业,表9第(3)、(4)列报告了分产权性质的估计结果,国有企业在1%的置信水平下显著。可能因为国有企业在资源获取方面具有优势,往往更能获得政策和资金支持,能够更顺

利地实施数字化转型项目。数字化转型为国有企业提供了技术支持和创新平台,帮助其更快响应市场变化,抓住投资机会,提升投资效率。对国有企业而言,数字化转型助力效果更显著。

表9 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	投资效率		产权性质	
	过度投资	投资不足	国有企业	非国有企业
<i>digital</i>	-0.015 (-1.48)	-0.018*** (-3.05)	-0.022*** (-2.83)	-0.011 (-1.49)
控制变量	是	是	是	是
年份/行业/城市	是	是	是	是
固定	是	是	是	是
N	5063	7825	4920	7986
R ²	0.156	0.240	0.222	0.151

(三)数字化转型分维度回归

为进一步分析数字化转型与企业投资效率之间的关系,将核心解释变量进行分解,分维度分析数字化转型对企业投资效率的影响。由表1可知数字化转型分为六个维度,剔除外部环境影响因素,选择企业内部影响因素指标:战略引领(*sds*)、技术驱动(*tbs*)、组织赋能(*obs*)、数字化成果(*das*)、数字化应用(*dps*)五个维度与企业投资效率(*inv_e*)进行回归,结果见表10。

表10显示,技术驱动(*tbs*)、数字化成果(*das*)两个变量分别在10%、1%置信水平下显著。如前文分析,数字化转型提升企业投资效率的关键路径之一是改善内部控制情况,数字化技术为数据要素注入了及时性、透明性和可验证性等特性,有助于削弱管理层的机会主义行为,能显著提升企业内部信息传递的质量和效率(李焰等,2011)^[34],实现数字技术对投资效率的促进作用。同时,数字化成果和应用以创新为主,促使企业在技术上取得显著突破,并在业务层面实现跨越式发展,降低企业与金融机构沟通的信息成本,减少信息不对称问题,使企业能够更便捷地获得融资支持,有效缓解融资约束,提升投资效率。

六、结论与建议

(一)研究结论

选取我国A股制造业上市公司2014—2023年面板数据,基于融资约束与内部控制视角,探讨了企业数字化转型对投资效率的影响机制。研究结论如下:第一,数字化转型能有效解决企业非效率投资现象,促进

表 10 分维度回归

变量	(1) <i>inv_e</i>	(2) <i>inv_e</i>	(3) <i>inv_e</i>	(4) <i>inv_e</i>	(5) <i>inv_e</i>
<i>sds</i>	-0.002 (-1.46)				
<i>tbs</i>		-0.003* (-1.80)			
<i>obs</i>			-0.003 (-1.13)		
<i>das</i>				-0.014*** (-5.74)	
<i>dps</i>					-0.000 (-0.30)
控制变量	是	是	是	是	是
年份/行业/城市 固定	是	是	是	是	是
N	12906	12906	12906	12906	12906
R ²	0.157	0.157	0.157	0.159	0.157

投资效率提升。第二,数字化转型提升企业投资效率可以通过缓解企业融资约束、改善企业内部控制质量两条路径实现,且对融资约束较低、内部控制水平较低的企业更显著。第三,数字化转型促进投资效率提升具有异质性,对投资不足的企业和国有企业更显著,分维度看数字化转型在技术驱动和数字化成果两个方面对企业投资效率提升有促进作用。

(二)对策建议

基于以上结论,提出以下建议:第一,顺应数字化趋势,鼓励各行业数字化转型,坚持产业数字化、数字产业化方向,深度融合人工智能、大数据、互联网、5G等先进技术与行业发展,探索生物制造、量子科技、具身智能、6G等未来数字产业领域。第二,面对融资约束问题,数字化能拓宽企业融资渠道、优化资产负债结构。因此,企业应积极进行数字化转型,将数字化技术运用于企业的生产流程、管理模式和销售服务中,实现与企业的深度融合。第三,推进企业管理数字化,建立跨部门的数字化团队,制定数字化转型战略计划、实施与反馈,同步构建与转型目标相适配的组织架构和管理制度,以确保企业内部运作的顺畅与高效。加大数字化人才培养力度,不断提升员工的数字化素养和技能,以适应数字化时代的需求。第四,政府应大力鼓励支持企业数字化研发与创新,包括数字化技术创新、成果创新等,通过资金的大力支持,譬如提供财政补贴或建立数字化专项资金,降低企业数字化转型成本。第

五,鉴于数字化转型提升投资效率的产权异质性,政府应制定差异化政策支持不同产权性质企业的数字化转型,引导不同产权性质的企业与其资源适配,提高企业资源配置效率。◆

参考文献:

[1]申渊源,朱宏博,乔志林.数字经济、数字化转型与企业核心竞争力[J].西安财经大学学报,2024,37(2):72-84.

[2]王晓燕,董映帆.数字金融能否抑制国有企业过度投资?:基于A股国有上市公司的实证研究[J].北京理工大学学报(社会科学版),2024,26(2):150-163.

[3]杨彦欣,高敏雪.企业数字化转型:概念内涵、统计测度技术路线和改进思路[J].统计研究,2024,41(3):62-73.

[4]潘红波,高金辉.数字化转型与企业创新:基于中国上市公司年报的经验证据[J].中南大学学报(社会科学版),2022,28(5):107-121.

[5]NAMBISAN S, WRIGHT M, FELDMAN M. The Digital Transformation of Innovation and Entrepreneurship: Progress, Challenges and Key Themes [J].Research Policy, 2019, 48 (8) : 103773.

[6]胡飞.数字化转型、外部信息摩擦与企业投资绩效[J].财会通讯,2025(2):49-52+126.

[7]陈富永,孟妍.数字经济发展、环境意识与企业绿色投资:基于多主体视角分析[J].经济问题,2024(8):60-68.

[8]李沁洋,支佳,刘向强,等.企业数字化转型与资本配置效率[J].统计与信息论坛,2023,38(3):70-83.

[9]刘淑春,闫津臣,张思雪,等.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].管理世界,2021(5):170-190+13.

[10]祁怀锦,曹修琴,刘艳霞.数字经济对公司治理的影响:基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J].改革,2020(4):50-64.

[11]CHEN W Y, ZHANG L G, JIANG P Y, et al. Can Digital Transformation Improve the Information Environment of the Capital Market? Evidence from the Analysts' Prediction Behavior [J].Accounting & Finance, 2022, 62(2):2543-2578.

[12]魏昀妍,柳春,施炳展,等.数字化转型如何助力中国企业高水平“走出去”[J].当代财经,2024(6):111-123.

[13]刘莹莹.风险投资对企业融资约束的影响:代理成本的中介作用[J].石河子大学学报(哲学社会科学版),2022,36(6):36-41.

[14]戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020,36(6):135-152.

[15]徐金球.新冠肺炎疫情冲击下的企业资本结构与最优杠杆率研究:基于中国上市公司的经验证据[J].云南财经大学学报,2022(6):60-70.

[16]DICKSON V. Cash Flow Patterns as a Proxy for Firm Life Cycle[J].The Accounting Review, 2011(6):1969-1994.

- [17] 李梁,殷凤春.数字普惠金融、融资约束与中小企业投资效率[J].科学管理研究,2024,42(1):106-114.
- [18] 孙黎,常添惠.企业数字化转型与对外直接投资[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2024,77(2):145-158.
- [19] 许爱荣.地区数字化水平、公司治理与企业投资效率[J].财会通讯,2025(6):44-49.
- [20] 王贤彬,陈禾.企业数字化转型能否降低劳动力成本粘性:基于内部控制的考察[J].广东财经大学学报,2024,39(2):71-87.
- [21] 姜长丰.数字化转型、内部控制与企业投资效率研究[J].现代管理科学,2024(1):159-168.
- [22] 李丽,窦一凡,曹欣.数字金融对制造业企业投资效率的非对称性效应研究[J].现代管理科学,2024(5):169-181.
- [23] RICHARDSON S. Over-Investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies,2006,11(2-3):159-189.
- [24] 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(7):130-144.
- [25] HADLOCK J C, PIERCE R J. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. The Review of Financial Studies,2010,23(5):1909-1940.
- [26] 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.
- [27] 徐金球.中小企业数字化与投资效率:基于融资约束中介的经验证据[J].财经理论研究,2024(1):65-79.
- [28] 叶康涛,曹丰,王化成.内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗?[J].金融研究,2015(2):192-206.
- [29] 赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济,2021,42(7):114-129.
- [30] BIDDLE G C, HILARY G, Verdi R S, et al. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? [J]. Journal of Accounting and Economics,2009,48(2-3):112-131.
- [31] 严子淳,王伟楠,王凯,等.数字化转型能够提升企业投资效率吗?:来自制造业上市公司的证据[J].管理评论,2023,35(12):20-30.
- [32] 王桂军,李成明,张辉.产业数字化的技术创新效应[J].财经研究,2022,48(9):139-153.
- [33] 刘波,洪兴建.中国产业数字化程度的测算与分析[J].统计研究,2022,39(10):3-18.
- [34] 李焰,秦义虎,张肖飞.企业产权、管理者背景特征与投资效率[J].管理世界,2011(1):135-144.

Research on the Mechanism of Digital Transformation Empowering Investment Efficiency Improvement in Manufacturing Listed Enterprises:Based on the Perspectives of Financing Constraints and Internal Control

Wu Yu, Wang Yubing

Abstract: Under the background of digital-real economy integration, digital transformation has become a new driving force for manufacturing enterprises to enhance efficiency and achieve high-quality development. This study empirically examines the impact mechanism between digital transformation and investment efficiency using A-share listed manufacturing enterprises from 2014 to 2023. The findings reveal: (1) Digital transformation significantly improves corporate investment efficiency and can alleviate both over-investment and under-investment to varying degrees. (2) Digital transformation enhances investment efficiency by easing financing constraints, with more pronounced effects on enterprises with weaker financing constraints. (3) Digital transformation boosts investment efficiency by improving internal control quality, particularly benefiting enterprises with initially lower internal control levels. (4) The inhibitory effect of digital transformation on inefficient investment exhibits heterogeneity, with technological drivers and digital achievements playing significant roles in enhancing investment efficiency.

Key words: digital transformation; investment efficiency; financing constraints; internal control

(责任编辑:萧静)

共同富裕背景下的精神富裕:影响因素、形成机理与政策矫正

余卫¹ 杨珂²

(1.安庆师范大学 经济与管理学院,安徽 安庆 246133;2.河南工学院 经济学院,河南 新乡 453003)

摘要:共同富裕是全体人民的富裕,是人民群众物质生活和精神生活都富裕。从精神富裕生成基础的客观环境、诱导路径的精神富裕认知两个变量出发探讨精神富裕的影响因素,引入精神富裕诉求、精神富裕获得两个中介变量考察精神富裕质量的形成机理,同时导入结构方程模型进行稳健性检验。结果表明:基础环境不仅直接正向影响精神富裕质量,并通过精神富裕诉求、精神富裕获得的中介作用间接影响精神富裕质量;精神富裕认知并未直接显著影响精神富裕质量,而是通过精神富裕获得的完全中介作用对精神富裕质量产生影响;精神富裕获得、精神富裕诉求会积极影响精神富裕质量。

关键词:共同富裕;精神富裕;形成机理;中介效应

中图分类号:D64

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)03-0034-07

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.03.004

一、引言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,是全体人民对未来美好生活的热切期盼。一段时间以来对共同富裕的理解重物质轻精神,这不仅有悖于共同富裕的基本内涵,也不利于新时代扎实推动共同富裕,因此厘清影响精神富裕的各类因素,阐述精神富裕的形成机理,科学评估现阶段我国居民的精神状况,具有重大理论和现实意义。

国内关于精神富裕的研究起步较迟,内容较为分散,以理论分析为主,主要和社会主义本质论、社会主义精神文明等联系在一起。邓小平提出社会主义本质论后,学术界掀起研究社会主义本质的高潮,其中大多数学者认为共同富裕不仅是物质富裕,还包括全体人民的精神富裕,单从物质层面解读社会主义本质论显然是片面的,必须全面准确理解精神富裕是共同富裕不可缺少的重要组成部分^[1-3]。自党的十二大提出推进社会主义物质文明和精神文明建设要求以来,精神文明被摆在和物质文明同等重要的位置。1986年党的十二届六中全会审议通过《中共中央关于社会主义

精神文明建设指导方针的决议》,1996年党的十四届六中全会审议通过了《中共中央关于加强社会主义精神文明建设若干重要问题的决议》,2006年提出社会主义荣辱观,2022年党的二十大强调中国式现代化是物质文明与精神文明相协调的现代化,体现了我们党高度重视丰富人民群众的精神世界,不断满足人民群众日益增长的精神生活需求。与此同时,随着物质生活的日益改善,越来越多的学者开始关注精神富裕问题。汪青松(2012)^[4]从学术研究角度界定了社会主义精神富裕的基本内涵。王爱桂(2018)^[5]将精神贫困分为绝对精神贫困和相对精神贫困,分析了我国居民精神贫困的主要原因。

由于共同富裕是社会主义区别于资本主义两极分化的根本标志之一,精神富裕是共同富裕的重要组成部分,因而国外关于精神富裕的直接研究较为匮乏,但是与之相关的主观幸福感(Subjective Well-being)研究取得了较为丰硕的成果。古希腊伊壁鸠鲁最先提出“享乐主义”(Hedonism),到1958年美国经济学家加尔布雷斯提出《丰裕社会》中提出“生活质量”概念,主观幸

基金项目:安徽省高校科研重点项目“新质生产力统计测度理论与应用研究”(2024AH052750);中国商业统计学会2024年度规划课题一般项目“物质文明和精神文明协调发展的现代化水平测度及动态演进研究”(2024STY133)。

作者简介:余卫,男,博士,讲师,研究方向为共同富裕、新质生产力;杨珂,男,博士,讲师,研究方向为数字经济、共同富裕。

幸福感研究由此进入学者的视野。一般说,主观幸福感包含生活满意度、积极情感、消极情感三个部分^[6],对主观幸福感的测度主要包括自我报告式量表、生成性量表两个形式。Russell(1980)^[7]开发了一套由效价和唤醒两个正交维度组成的情感环状模型,认为所有情感活动都是由不同程度的效价和唤醒水平组合而成的,被广泛应用于幸福感的度量。Watson等(1988)^[8]编制了由10个积极情感词语和10个消极情感词语组成的积极情感消极情感量表,在跨文化幸福感调查中得到广泛应用。不少学者认为个性特征、个人魅力等深刻影响主观幸福感^[9-12]。由上述分析可知,尽管国外文献没有直接对精神富裕进行量表开发和验证,但是相关领域的研究为本文奠定了坚实理论基础。

二、理论分析与研究假设

(一)基础环境、精神富裕认知与精神富裕质量

基础环境是影响个人成长、生活、学习、工作等的重要因素,对个人性格养成、健康成长、幸福生活、情操培育等具有显著作用。从理论角度而言,一个人的生活环境越好,基础设施越齐全,越易于其获得高级别的精神生活体验。不少学者认为个体生活环境将深刻影响主观幸福感,并基于生活环境理论开发了自下而上的量表,证实了家庭、生活、工作等情境对个体的主观幸福感有重要影响^[13]。有学者认为农村和城市居民的幸福感受存在异质性,美国农村地区居民的幸福感受显著高于城市地区^[14],这和城市基础环境更好形成鲜明对比。有学者认为区位、基础设施、社区环境等对人的主观幸福感受有显著影响^[15]。另外,精神生活富裕与否和个人认知有密切关系,如Diener等(1999)^[6]提出幸福感受是个体对生活的认知评价和情感体验,Wright和Hobfoll(2004)^[16]认为幸福感受与认知评价高度相关。据此,提出如下假设:

H1:基础环境正向影响居民精神富裕质量。

H1a:精神富裕认知正向影响精神富裕质量。

(二)基础环境、精神富裕认知与精神富裕诉求

精神富裕诉求指的是对精神生活质量的层次要求,不同个体对精神生活状态的要求是不一样的。认知归因理论(Attribution theory)认为人们为了适应周围环境,会对自己或他人的行为进行判断,这种判断会影响到以后的行为方式和活动结果。对精神富裕认知的判断不一样,会带来精神富裕诉求的差异。社会生态系统理论(ecological systems theory)提出环境会影响

个体的发展,个体发展也会影响环境,这说明基础环境与个人精神富裕诉求之间相互作用。因此,基础环境较好的人对精神富裕诉求可能会更高,反之则会降低;精神富裕认知级别越高对精神富裕诉求也越高,反之则越低。据此,提出如下假设:

H2:基础环境正向影响精神富裕诉求。

H2a:精神富裕认知正向影响精神富裕诉求。

(三)基础环境、精神富裕认知与精神富裕获得

精神富裕获得主要指精神富裕获得方式和获得程度。精神富裕获得方式可以分为两种,一种是自我获得,即依靠个人的阅读、学习、自我安慰、自我激励等行为方式获得精神上的享受;另一种是群体获得,主要是通过社交活动、群体活动获得精神上的满足。马斯洛需求层次理论(Maslow's hierarchy of needs)认为,人首先要满足基本的生存需要然后才能追求被人尊重和自我实现的需要。同样,精神富裕认知不同,精神富裕获得方式也会不同,较高的精神富裕认知必须通过较高级别的方式来满足,较低的精神富裕认知则通过较低级别的方式来获得,说明物质并不是精神富裕的决定性因素。据此,提出如下假设:

H3:基础环境正向影响精神富裕获得。

H3a:精神富裕认知正向影响精神富裕获得。

(四)精神富裕诉求、精神富裕获得与精神富裕质量

精神富裕质量反映精神富裕满足要求的程度,是综合评价精神富裕优劣程度或价值的标准,与精神富裕诉求和精神富裕获得息息相关。从现有文献看,并没有直接讨论三者之间关系的研究,有学者探讨了不同利益诉求和教育质量之间的关系,认为判断高等教育服务质量的依据之一是满足顾客的差异化利益诉求^[17]。以此类推,在精神富裕领域如果能够满足个体的精神富裕诉求,则有可能带来精神富裕质量的提高,反之则不能满足。另有研究表明质量与获得成本之间呈正向关系,如孟茂源和张广胜(2021)^[18]认为劳动力成本上升能够显著促进制造业企业高质量发展。我们可以认为精神富裕获得与精神富裕质量之间可能存在正向关系,因为基础设施完备、公共服务良好的地区获得精神富裕的成本较低,而带来的精神富裕程度较高,因此获得的精神富裕质量越高,反之,偏远地区要花费更多精力和物力成本才能获得一定水平的精神富裕质量。据此,提出如下假设:

H4:精神富裕诉求正向影响精神富裕质量。

H4a:精神富裕获得正向影响精神富裕质量。

(五)精神富裕诉求和精神富裕获得的中介效应

由前文分析可知,基础环境、精神富裕认知、精神富裕诉求、精神富裕获得以及精神富裕质量之间存在一定的相关性,这种相关性建立在直接联系的基础上,但是现有研究证明这五个因素之间不仅存在直接关联,而且会通过其中某个因素作为中介进行传导。首先,不同的基础环境和精神富裕认知会带来不同的精神富裕诉求,进而影响精神富裕质量。其次,基础环境和精神富裕认知会深刻影响精神富裕获得,进而影响精神富裕质量。一般而言,客观环境是制约精神富裕获得的重要因素之一,客观环境越好精神富裕获得方式越多,获得程度越深,也会带来精神富裕质量的提升;而客观环境越差,精神富裕获得所需要的成本越高,成本上升会带来对质量要求的提高,而这种质量的提高是非常困难的,因为客观环境已经对其有所限制。同样,精神富裕认知越高,人会努力追求更高层次的精神富裕获得,精神富裕获得越高,就会引起精神富裕质量提高,而认知相对较低则会比较容易得到满足,但是这种低认知所带来的精神获得程度与整体经济社会发展水平相比是不高的,进而导致精神富裕质量较低。据此,提出如下假设:

H5:精神富裕诉求正向调节精神富裕认知对精神富裕质量的影响关系。

H5a:精神富裕诉求正向调节基础环境对精神富裕质量的影响关系。

H6:精神富裕获得正向调节基础环境对精神富裕质量的影响关系。

H6a:精神富裕获得正向调节精神富裕认知对精神富裕质量的影响关系。

综上所述,提出如图1所示的研究框架。

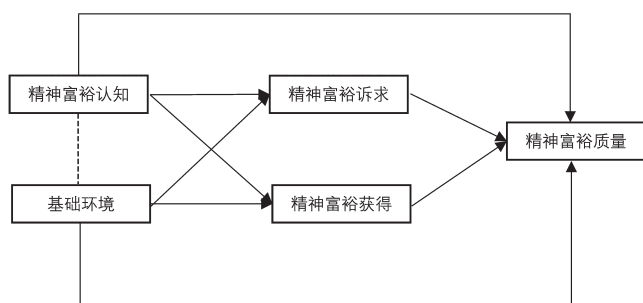


图1 研究框架

三、研究设计

(一)变量选取和量表开发

共同富裕是普遍富裕基础上的差别富裕,那么不难理解精神富裕同样存在富裕程度的差异,这种差

异体现在城乡、区域、行业、个体之间,而这些差异又会带来精神富裕的基础环境、认知、诉求、获得、质量之间的差别,为此有必要对不同区域、城乡、行业之间居民精神富裕状况进行调查。关于基础环境(BE)的测量,借鉴 Diener 等(1999)^[6]的研究成果,设置6个题项;精神富裕认知(SAC)并没有相关直接研究,只能参考 Wright 和 Hobfoll(2004)^[16]关于幸福感和认知评价的论述,设置4个具体题项;关于诉求的相关研究主要集中在广告投放与精准营销方面,而精神富裕诉求(SAA)又会深刻影响精神富裕质量,参考 Wilson(1967)^[19]关于需要与幸福感的研究成果,设置5个题项,从知、情、意等不同层面考察居民精神富裕诉求;精神富裕获得(SE)的测度主要参考主观幸福感量表、获得感量表,并结合本文实际需要,统筹增减结合的方法,设置7个题项;精神富裕质量(SWQ)的测度主要参考廖小琴(2005)^[20]、邢占军(2003)^[21]的研究,设置9个指标。

(二)数据收集

本研究5个核心变量的具体题项均采用李克特(Likert)五级量表方法,“1”表示“非常不认同”,“2”表示“不太认同”,“3”表示“一般认同”,“4”表示“比较认同”,“5”表示“非常认同”。另外,考虑到本研究涉及的人员范围和区域分布较广,主要采用网络在线问卷调查方式,对电子产品使用有困难的部分老年人,辅以线下调查。为确保问卷的科学性和严谨性,在问卷发放之前邀请专家学者以及部分居民进行了小规模预调查,通过德尔菲专家法反复调整、修改和校正后,得出正式问卷。

四、实证分析和模型检验

(一)信度和效度检验

首先利用主成分分析法对所有变量进行探索性因子分析。有部分指标的因子载荷小于0.6,因此删除基础环境、精神富裕认知、精神富裕获得、精神富裕诉求、精神富裕质量中不符合要求的题项,最终得到包含17个核心指标的载荷矩阵。数据显示,Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)检验值为0.892, Bartlett球形度检验的 χ^2 统计值的显著性sig.=0.000,说明样本数据适合进行主成分分析。经过主成分分析,提取出5个主成分,累计方差贡献率达到72.8%,表明提取出的公因子对全部变量的解释能力达到72.8%,能够较好反映原始数据的情况。

然后进行信度和效度检验。信度检验常用的指标是Cronbach's α 值,一般认为该值大于等于0.7时表明

量表信度较好。效度检验主要参考组合信度(CR 值大于等于0.7)和平均方差提取量(AVE 大于等于0.5),数值满足要求则说明量表内部具有较好的异质性和收敛效度。具体检验结果见表2。除精神富裕认知的

Cronbach's α 值(0.666)略低于0.7,其他各项均大于0.7,说明量表有较好的信度。所有题项的因子载荷均大于0.6,CR 值均大于0.7,AVE 均大于0.5,证明量表效度较好。

表1 解释的总方差

成分	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差的%	累计%	合计	方差的%	累计%	合计	方差的%	累计%
1	6.981	41.067	41.067	6.981	41.067	41.067	4.663	27.427	27.427
2	1.833	10.782	51.849	1.833	10.782	51.849	2.711	15.950	43.377
3	1.368	8.047	59.896	1.368	8.047	59.896	1.706	10.033	53.410
4	1.176	6.918	66.814	1.176	6.918	66.814	1.699	9.992	63.401
5	1.019	5.995	72.809	1.019	5.995	72.809	1.599	9.408	72.809

表2 各因子载荷、Cronbach's α 、CR和AVE 值

变量	测度指标	因子载荷	Cronbach's α	CR	AVE
基础环境	BE1	0.842	0.786	0.833	0.714
	BE2	0.848			
精神富裕 认知	SAC1	0.851	0.666	0.803	0.671
	SAC2	0.786			
精神富裕 诉求	SAA1	0.749	0.813	0.841	0.570
	SAA2	0.776			
	SAA3	0.755			
	SAA4	0.738			
精神富裕 获得	SE1	0.850	0.792	0.831	0.712
	SE2	0.837			
精神富裕 质量	SWQ1	0.813	0.920	0.913	0.601
	SWQ2	0.836			
	SWQ3	0.811			
	SWQ4	0.734			
	SWQ5	0.814			
	SWQ6	0.635			
	SWQ7	0.766			

表3 结构方程模型适配度指标数值

适配指标	参考值	拟合值
χ^2	越小越好	281.705
χ^2/df	<3.0	2.561
GFI	>0.9	0.907
AGFI	>0.8	0.871
RMSEA	<0.08	0.070
NFI	>0.9	0.904
IFI	>0.9	0.939
CFI	>0.9	0.939

表4 假设检验结果

路径	路径系数	T 值	P 值	对应假设	是否成立
SWQ←BE	0.193	2.987	0.003	H1	是
SWQ←SAC	0.048	0.507	0.612	H1a	否
SAA←BE	0.195	3.486	0.000	H2	是
SAA←SAC	0.491	5.481	0.000	H2a	是
SE←BE	0.384	5.280	0.000	H3	是
SE←SAC	0.241	2.445	0.014	H3a	是
SWQ←SAA	0.371	4.116	0.000	H4	是
SWQ←SE	0.341	5.219	0.000	H4a	是

(二)结构方程检验

1.结构方程模型适配度研究

在结构方程检验之前需要对模型进行适配度评价,一般而言判断模型拟合优度的指标包括 χ^2 、 χ^2/df 、GFI 等9项,具体参考值及模型拟合值见表3。由表3可知,所有拟合值均在拟合参考值范围之内,说明模型具有较好的拟合优度,理论模型是可以接受的。

2.研究假设的检验结果

经过结构方程模型检验,结果见表4。除H1a的T 值小于1.96且P 值>0.05,其余7条路径的T 值均大于1.96且在置信度 $\alpha=0.05$ 的水平上显著。因此除H1a之

外,其他假设均得到支持。

3.中介效应检验

为了验证精神富裕诉求和精神富裕获得在模型中是否具有中介作用,首先采用Bootstrap 进行中介效应检验,在95%的置信水平上抽样5000次。结果显示:精神富裕诉求对精神富裕质量直接效应的Bias-corrected 和Percentile 上下区间包含0,且Z 值小于1.96,说明精神富裕诉求、精神富裕获得在精神富裕认知和精神富裕质量之间存在完全中介效应;基础环

境对精神富裕质量直接效应的 Bias-corrected 和 Percentile 上下区间不包含 0,且 Z 值大于 1.96,说明精神富裕诉求、精神富裕获得在基础环境和精神富裕质量之间存在部分中介效应。为了分别验证精神富裕诉求、精神富裕获得的单独中介效应是否存在,利用 MacKinnon 开发的 Prodcin2 间接效应信赖区间计算程序来进行验证。结果表明:精神富裕诉求的

MacKinnon Prodcin2 的上下区间包含 0,说明中介效应不存在,也就证明了精神富裕获得在精神富裕认知和精神富裕质量之间发挥着完全中介效应,而精神富裕诉求、精神富裕获得在基础环境和精神富裕质量之间发挥着部分中介效应,且精神富裕诉求的中介效应(0.070)小于精神富裕获得的中介效应(0.129)。具体结果见表 5、图 2。

表 5 总间接效应检验结果

检验路径	点估计值	系数乘积		Bootstrapping				MacKinnon Prodcin2	
				Bias-corrected		Percentile			
		SE	Z	Lower	Upper	Lower	Upper	Lower	Upper
<i>SAC</i> → <i>SWQ</i>	0.048	0.189	0.254	−0.231	0.349	−0.223	0.362		
<i>BE</i> → <i>SWQ</i>	0.193	0.085	2.271	0.022	0.353	0.021	0.352		
<i>SAC</i> → <i>SAA</i> → <i>SWQ</i>								−0.399	0.988
<i>SAC</i> → <i>SE</i> → <i>SWQ</i>								0.014	0.175
<i>BE</i> → <i>SAA</i> → <i>SWQ</i>								0.022	0.146
<i>BE</i> → <i>SE</i> → <i>SWQ</i>								0.061	0.223

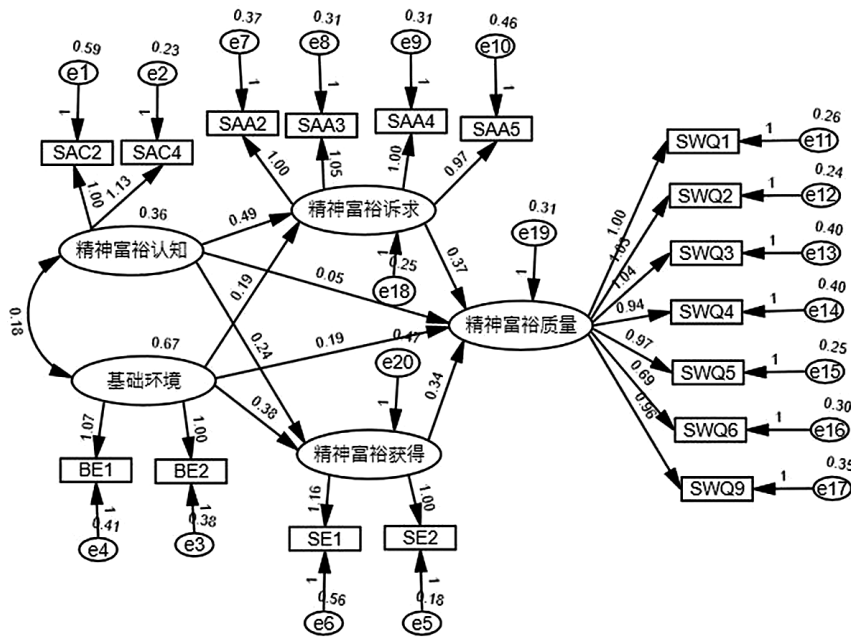


图 2 最终模型及标准化路径系数

五、结论与建议

(一)研究结论

1.从直观角度而言,居民精神富裕状况有待改善

问卷中设置了“我的精神世界很丰富”这一题项,根据统计数据,仅有 24%的受访者表示“非常认同”,“非常不认同”、“不太认同”的比例达到 6%,大部分居民对自身精神生活状况的满意程度处在中等水平,表明我国居民的精神富裕状况还有较大提升空间。在基础环境方面,71.4%的受访者承认精神富裕的基础是物质富

裕,24.3%的受访者表示自己的收入状况无法满足个人的精神生活需求。在居民自我情绪调节方式中,排名前三的途径是看影视剧、睡觉、运动。在快节奏和重压力的现代社会,这三种调节方式不失为减压、自我放松的优先选项,但同时也显露出居民情绪调节方式固化、选择不多、内容老化等问题,与物质文明的快速发展相比,精神文明的发展相对落后。有 95.8%的受访者希望国家在精神富裕上投入更多。由此可以得知,我国居民的精神富裕状况整体良好,但也存在较大改善空间。

2. 居民精神富裕的影响机制

(1) 精神富裕认知不直接影响精神富裕质量,而是通过精神富裕获得的中介来发挥作用

理论角度而言,认知不同会直接对获得质量产生重要影响,不管是正向还是负向影响在国内外幸福感的研究文献中都已得到证明。数据表明,精神富裕认知并没有直接对精神富裕质量产生显著影响,这一点尤其值得注意。由表5可知,精神富裕诉求并没有在精神富裕认知和精神富裕质量之间发挥中介效应,而精神富裕获得则发挥着完全中介作用。再由图2可知,精神富裕认知和精神富裕获得交互作用,对精神富裕质量的间接影响路径是精神富裕认知→精神富裕获得→精神富裕质量,该路径的间接效应值是0.082,说明精神富裕获得在精神富裕认知和精神富裕质量之间发挥着积极的中介作用。

(2) 基础环境直接影响居民精神富裕质量

模型验证结果显示,基础环境对精神富裕质量的影响效应值是0.193,也就是说基础环境每提升1个单位,居民精神富裕质量会提升0.193个单位,表明基础环境是居民精神富裕质量提升的客观需要。物质文明是精神文明的基础,精神文明诉求的提高反过来会要求物质文明进一步提升。我国已全面建成小康社会,人民群众对精神生活的要求越来越高,对精神富裕的渴望越来越迫切,然而由于发展的不平衡不充分,农村地区、中西部地区的基础环境还不能完全满足人民群众对丰富精神生活的需求,尤其是在文化休闲娱乐设施、产品、功能等方面,因此提高居民精神富裕质量需要重点关注基础环境的改善。

(3) 精神富裕诉求、精神富裕获得积极调节基础环境和精神富裕质量之间的关系

基础环境除了能够直接影响精神富裕质量,还通过精神富裕诉求和精神富裕获得的中介关系在二者之间发挥作用。首先,基础环境和精神富裕获得交互作用,对精神富裕质量间接影响路径是:基础环境→精神富裕获得→精神富裕质量,该路径的间接效应值是0.129。其次,基础环境和精神富裕诉求交互作用,对精神富裕质量的间接影响路径是:基础环境→精神富裕诉求→精神富裕质量,该路径的间接效应值是0.070。说明精神富裕获得的中介效应大于精神富裕诉求,因此,考虑基础环境提升居民精神富裕质量时,需要注重精神富裕获得的作用。

(4) 精神富裕诉求和精神富裕获得积极正向影响精神富裕质量

从精神富裕诉求和精神富裕获得对精神富裕质量的直接影响效应看,两者作用不一样。数据表明,每增加1个单位的精神富裕诉求可以带来精神富裕质量0.371个单位的提升,每增加1个单位的精神富裕获得能够带来精神富裕质量0.341个单位的提升,表明精神富裕诉求和精神富裕获得对居民精神富裕质量的提升有显著的正向影响,而且这种影响超过了基础环境对精神富裕质量的直接影响。由此可知,满足居民精神富裕诉求和提升居民精神富裕获得感,将深刻影响其精神富裕质量。

(二) 对策建议

根据上述研究结论,结合中央关于共同富裕的政策要求,提出以下建议:一要推动经济高质量发展,为实现精神富裕奠定坚实物质基础。不断夯实物质基础对精神生活的支撑作用,推动发展的均衡性,进而提升居民精神富裕的整体水平。二要注重居民精神富裕诉求,增强居民精神富裕获得感。一方面要肯定对合理物质利益追求的正当性,另一方面要加强精神教育和精神投入,引导居民牢固树立社会主义核心价值观,培育精神动力源,扎实推动精神动力对实现物质富裕的积极作用。三要结合精神富裕特点,提升居民精神富裕质量。要从精神富裕的能动性、隐蔽性、差异性和不稳定性等特点出发,形成社会、家庭、个人的多方合力。四要强化组织协调,构建高质量精神富裕的保障措施和推进机制。提升精神富裕质量仅靠个人是不够的,政府必须发挥在改善基础环境、输送精神文化产品、满足居民精神富裕诉求、提升基本公共服务水平、构建高质量精神富裕建设体制机制等方面的关键作用。◆

参考文献:

- [1] 张华金. 邓小平的共同富裕理论与社会主义精神文明建设[J]. 社会科学, 1996(12): 2-6.
- [2] 汪青松. 精神富裕: 邓小平共同富裕思想不可或缺的逻辑构成[J]. 理论与改革, 2004(2): 15-18.
- [3] 卢根源. 邓小平社会主义科学富裕观与中国特色国有经济理论的构建[J]. 现代经济探讨, 2015(3): 13-17.
- [4] 汪青松. 社会主义精神富裕界说[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2012, 45(1): 24-30.
- [5] 王爱桂. 从精神贫困走向精神富裕[J]. 毛泽东邓小平理论研究, 2018(5): 44-50+107.
- [6] DIENER E, SUH E M, LUCAS R E, et al. Subjective well-being: three decades of progress [J]. Psychological Bulletin,

1999, 125(2): 276–302.

[7] RUSSELL J A. A circumplex model of affect [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1980, 39(6): 1161–1178.

[8] WATSON D, CLARK L A, TELLEGEN A. Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1988, 54(6): 1063–1070.

[9] STRICKHOUSER J E, ZELL E, KRIZAN Z. Does personality predict health and well-being? A metasynthesis [J]. *Health Psychology*, 2017, 36(8): 797–810.

[10] MADDUX J E. Subjective well-being and life satisfaction [M]. New York: Routledge, 2018.

[11] PARFIT D. *Reasons and Persons* [M]. New York: Oxford University Press, 1986.

[12] HAYBRON D M. Philosophy and the science of subjective well-being [M]. New York: The Guilford Press, 2008: 17–43.

[13] DIENER E, LARSEN R J. Temporal stability and cross-situational consistency of affective, behavioral, and cognitive responses [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1984, 47(4): 871–883.

[14] BERRY B J, OKULICZ-KOZARYN A. An urban-rural happiness gradient [J]. *Urban Geography*, 2011, 32(6): 871–883.

[15] ARIFWIDODO S, PERERA R. Quality of life and compact development policies in Bandung, Indonesia [J]. *Applied Research in Quality of Life*, 2011, 6(2): 159–179.

[16] WRIGHT T A, HOBFOLL S E. Commitment, Psychological Well-Being and Job Performance: An Examination of Conservation of Resources (COR) Theory and Job Burnout [J]. *Journal of Business & Management*, 2004, 9(4): 389–406.

[17] 彭拥军, 贾佳. 差异性利益诉求的满足: 顾客需求视角下的高等教育质量 [J]. *大学教育科学*, 2014(3): 110–117.

[18] 孟茂源, 张广胜. 劳动力成本上升对制造业企业高质量发展的影响分析 [J]. *经济问题探索*, 2021(2): 145–155.

[19] WILSON W. Correlates of Avowed Happiness [J]. *Psychological Bulletin*, 1967, 67(4): 294–306.

[20] 廖小琴. 精神生活质量指标体系研究 [J]. *学术交流*, 2005(12): 160–164.

[21] 邢占军. 中国城市居民主观幸福感量表的编制研究 [D]. 上海: 华东师范大学, 2003.

Spiritual Prosperity in the Context of Common Prosperity: Influencing Factors, Formation Mechanisms, and Policy Corrections

Yu Wei, Yang Ke

Abstract: Common prosperity entails the enrichment of all people, encompassing both material and spiritual dimensions of life. This study examines the influencing factors of spiritual prosperity through two variables: the objective environment (as its foundational basis) and cognitive perceptions (as its inducing pathway). Two mediating variables – spiritual prosperity aspirations and spiritual prosperity attainment – are introduced to investigate the formation mechanism of spiritual prosperity quality, with structural equation modeling employed for robustness testing. The results demonstrate that: The foundational environment not only directly and positively affects spiritual prosperity quality, but also exerts indirect influence through the mediating roles of spiritual prosperity aspirations and attainment; Cognitive perceptions of spiritual prosperity do not directly impact spiritual prosperity quality significantly, but rather affect it through the complete mediation of spiritual prosperity attainment; Both spiritual prosperity attainment and aspirations positively contribute to spiritual prosperity quality.

Key words: common prosperity; spiritual prosperity; formation mechanism; mediating effect

(责任编辑:沐晨)

财政政策与货币政策促进了共同富裕吗？

——基于宏观政策取向一致性视角

连飞 梁晓羽 尚莹 吴晨

(吉林财经大学 金融学院, 吉林 长春 130117)

摘要:基于宏观政策取向一致性视角,探索财政政策与货币政策协同促进共同富裕的理论机制,采用2013—2023年我国30个省(区、市,不含港澳台和西藏)的面板数据建立实证模型,检验财政政策与货币政策促进共同富裕的调控效果,判断财政政策与货币政策对共同富裕带来的分配效应,并进行异质性检验。研究发现,积极的财政政策、适度宽松的货币政策均对共同富裕有正向影响,可以缩小收入差距,有利于推动共同富裕进程。二者的协同对共同富裕有正向影响,二者结合得越紧密,越能缩小收入差距,促进共同富裕的实现。异质性分析表明,积极的财政政策、适度宽松的货币政策协同对东、西部地区的共同富裕进程有较大的积极影响。最后,提出加大财政对社会民生领域的支持力度、放松信贷约束、降低各类经济主体的融资成本等对策建议。

关键词:共同富裕;财政政策;货币政策;宏观政策取向一致性

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)03-0041-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlls.j.2025.03.005

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求,如何进一步促进共同富裕是我们需要深入思考的重大课题。共同富裕蕴含“富裕”和“共同”两层含义:“富裕”要求做大蛋糕,实现经济高质量发展;“共同”则要求分好蛋糕。共同富裕可以从经济领域和社会领域衡量,但能否实现公平,很大程度上取决于制度设计及实施效果,即政策的设立与实施均会对共同富裕产生影响(庞凤喜和郑铿城,2022)^[1]。为此,有必要加快构建与共同富裕目标相匹配的公共政策框架,特别是宏观调控政策的协同体系,并确保目标任务与实施工具之间具有良好的匹配性、协调性和有效性,增强宏观政策取向一致性。财政政策与货币政策作为总需求管理政策,在实现经济目标的同时,会对微观主体的收入分配产生影响,进

而影响共同富裕进程。厘清共同富裕目标与财政、货币政策间的内在逻辑关系,研究如何运用政策促使共同富裕目标实现,具有重要的理论和现实意义。

发达经济体的财政政策在促进共同富裕方面发挥了重要作用(Heathcote等,2017)^[2]。我国共同富裕已进入制度性变革新阶段,通过政府主导的再分配缩小收入差距是较为有效的手段,但当前的相关制度改革落后于共同富裕的要求(范从来,2017)^[3]。加大转移支付调节力度是改革的一大重点。当前,最低转移支付制度有待完善,最低生活保障水平偏低,针对弱势群体的补贴标准有待提高(罗明忠,2022)^[4]。改革的另一大重点是加大税收调节力度。当前,税收的再分配机制不尽完善,缺少针对高收入群体财产的税收制度,如房产税、遗产税等。个人所得税平均有效税率较低

基金项目:吉林省教育厅人文社会科学研究项目“吉林省实现共同富裕的统计监测及政策优化研究”(JJKH20230165SK);国家社科基金一般项目“碳中和目标下低碳转型的金融风险传播路径及防范对策研究”(22BTJ064)。

作者简介:连飞,男,博士,副教授,研究方向为货币理论与政策、DSGE与计量经济模型;梁晓羽,女,硕士研究生,研究方向为货币理论与政策;尚莹,男,硕士研究生,研究方向为货币理论与政策;吴晨,女,硕士研究生,研究方向为货币理论与政策。

导致个人所得税的收入再分配功能较弱,且个人所得税改革未完全覆盖高收入群体。我国直接税占比偏低,间接税占比偏高,直接税具有更大的累进性,有助于缩小收入差距,而间接税具有累退性,会扩大收入差距(聂海峰和岳希明,2013;岳希明等,2014;李实,2021)^[5-7]。推进税收制度改革,强化税收体系对资源优化配置的引导,让税收起到调节过高收入的作用,提高低收入群体的受益程度(刘培林等,2021)^[8],有利于实现共同富裕。

从影响结果看,货币政策既可能导致不平等程度加深,也可能导致不平等程度减轻。特别是受金融危机和疫情影响,有学者认为过于宽松的货币政策造成了资产价格大幅上涨,对收入和财富分配产生了负面影响,加剧了贫富差距分化(Stiglitz,2015)^[9]。紧缩的货币政策通过资产组合效应扩大了美国1980年以来和英国1969—2012年的收入不平等水平(Coibion等,2017;Mumtaz和Theophilopoulou,2017)^[10-11];非常规的货币政策往往会加剧不平等(Guerello,2018;Saiki和Frost,2014)^[12-13]。还有研究认为,长期保持稳健的货币政策有助于实现共同富裕(宗涛,2021)^[14]。总量和结构双重调节的货币结构新范式,能够助力中国式现代化建设,推动共同富裕(彭兴韵,2024)^[15]。以稳定就业为目标的货币政策帮助了普通家庭,但通过减少预防性储蓄伤害了资产所有者(Gornemann等,2016)^[16]。在向市场经济过渡的国家中,宽松的货币政策会产生温和通胀,名义工资合同刚性使实际工资下降,企业可雇用更多工人,从而刺激经济增长,对就业、工资和收入产生正向影响来缓和的不平等(Furceri等,2018)^[17],有利于实现共同富裕。

国内外相关文献有以下特点:第一,虽然学者就财政政策与货币政策对共同富裕的影响做了相关探讨,但均局限在某一方面对共同富裕的影响,未将二者协同起来研究其对共同富裕的影响。第二,已有研究在促进共同富裕的政策优化选择上需要改进,未考虑共同富裕在短期内的演化机制,不能更全面、准确地进行政策评价与比较。第三,部分文献将财政政策与货币政策结合,但只是提供决策参考依据,从实践角度出发偏多,很少从理论和实证角度分析二者的协同作用。

本文基于宏观政策取向一致性视角,探索财政政策与货币政策协同促进共同富裕的理论机制,采用2013—2023年我国30个省(区、市)的面板数据建立计量模型,实证检验财政政策与货币政策促进共同富裕

的调控效果,判断财政政策与货币政策对共同富裕带来的分配效应,并进行异质性检验,最终提出如何通过调整这两大宏观政策推动实现共同富裕。

本文的边际贡献包括:一是以财政政策和货币政策的效应分析为出发点,构建引入共同富裕的理论框架,讨论共同富裕与财政政策、货币政策之间的理论关系,刻画财政政策与货币政策在实现共同富裕过程中的作用机制和有效性。二是将共同富裕与财政政策、货币政策的作用结合起来共同纳入分析框架,构建财政政策与货币政策的交互模型,并深入探讨两者协同作用对共同富裕的影响,开展促进实现共同富裕的政策效果评估,完善量化分析我国共同富裕相关政策效果的方法。三是将财政政策与货币政策应用于解决我国共同富裕问题,扩展传统政策的目标框架,更全面地研究宏观调控政策的协同性,探讨政策混合运用情形下的共同富裕变化过程,为推动实现共同富裕目标的政策框架和政策工具提供更为契合实际的政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一)财政政策对共同富裕的影响

在财政推动富裕的基础上,人们更加关注财政如何保障共同富裕的“共同”,即促进公平分配、改善人民生活。我国存量型财政政策具有直接分配性,能缩小收入分配的不平等程度。积极的财政政策能减少收入分配不平等,促进经济增长,推动共同富裕。聚焦财政政策有利于实现共同富裕,需要财政政策全方面、多角度协同发力。加大财政对重点行业的转移支付及政策倾斜,提升人口劳动技能,拓宽居民收入渠道,推动经济发展,有利于加快共同富裕进程。政府购买和财政补贴可以刺激总需求,促进家庭收入上涨,对高收入和低收入群体的影响具有不对称性,低收入群体收入增加幅度更大,从而使收入差距缩小。对高收入群体劳动收入和财富征税的财政政策可以让经济向财富总量更高的平等状态发展。当税收多征于高收入群体且低收入群体得到更多补贴时,收入不平等减少。提升高收入家庭劳动收入税率可以促进收入分配趋于平等,财政政策可以缓解负生产率冲击对收入分配的不利影响,适当提高劳动收入税将促进合理的再分配。提升高收入家庭资本收益税率,低收入家庭获得更多的转移支付,收入差距缩小,资本收益税增加使家庭收入先降后升,收入差距不断缩小,助推共同富裕。由此,提出假设:

假设H1:积极的财政政策会缩小收入差距,有利于共同富裕的实现。

(二) 货币政策对共同富裕的影响

货币政策带来的再分配效应对共同富裕产生直接或间接影响。货币政策与收入分配间存在必然直接关联,货币政策可能从就业、收入结构、工资差异、储蓄、资产等渠道对收入差距产生影响,进而影响共同富裕。

适度宽松的货币政策会降低企业融资成本,促进企业扩大再生产,降低低收入群体失业率^①,增加低收入群体的收入与消费,减少收入和消费分配不平等,对缩小收入差距有积极作用,从而推动共同富裕。比如,利率负向冲击能够促进低收入群体的工资收入用于消费,从而降低消费不平等和收入不平等。同时,适度宽松的货币政策会引发通货膨胀,加之利率降低,使名义资产与负债的实际价值减少,债权人(高收入群体)遭受损失,债务人(低收入群体)相对获利,财富在债务人与债权人之间重估,从而在一定程度上缓解收入分配的不平等程度,有利于实现共同富裕。货币扩张通过提升房价,使中产阶级所持房产增值,有利于增加中产阶级的家庭财富,进而抑制了财富向最富有人群的过度集中,减少财富分配的不平等,促进共同富裕。

在特定的金融市场与财富收入结构下,适度宽松的货币政策也可能产生负面影响,扩大收入差距,不利于实现共同富裕。较多参与金融市场交易的家庭(高收入家庭)比较少参与金融市场交易的家庭(低收入家庭)能够从宽松的货币政策中获利更多,从而加剧财富和收入分配的不平等。高收入家庭有更高的财产性收入,低收入家庭主要依靠劳动收入,适度宽松的货币政策会推高金融资产价格和房价而使高收入家庭受益,如果适度宽松的货币政策对财产性收入的提升超过对劳动收入的提升,财富和收入分配会更加不平等,从而扩大高收入家庭和低收入家庭间的财富差距,阻碍共同富裕。

由此,提出如下假设:

假设 H2a:适度宽松的货币政策会缩小收入差距,有利于共同富裕的实现。

假设 H2b:适度宽松的货币政策会扩大收入差距,不利于共同富裕的实现。

(三) 财政政策与货币政策协同对共同富裕的影响

宏观经济政策在助推共同富裕过程中发挥重要作用。共同富裕的实现需要宏观政策取向一致,加强财

政政策与货币政策协调配合,纳入宏观政策取向一致性评估,强化政府的政策统筹力。因此,财政政策与货币政策要保持一致,通过促进充分就业,缓解居民收入差距,充分利用政策的正向分配效应,促进财政资金与信贷资金的综合平衡,改善收入分配。货币政策具有直接或间接的收入分配效应,譬如适度宽松的货币政策有助于缩小收入差距,辅之财政再分配,收入水平提高有助于发挥适度宽松的货币政策缩小收入差距的效应。财政政策是分配的主要政策工具,货币政策发挥补充作用,二者协调一致可对实现共同富裕产生积极效用。在共同富裕目标引导下,应加大财政政策与货币政策的协调作用,加大税收调节力度,更好地发挥政府作用;实施适度宽松的货币政策,增强政策的前瞻性。由此,提出如下假设:

假设 H3:积极的财政政策与适度宽松的货币政策协同能够有效缩小收入差距,推动实现共同富裕。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文设定的财政政策(TP)对共同富裕(CP)影响的计量模型如式(1)所示,货币政策(LRG)对共同富裕(CP)影响的计量模型如式(2)所示,财政政策与货币政策交互作用($TP \times LRG$)对共同富裕(CP)影响的计量模型如式(3)所示。

$$CP_{i,t} = c + \alpha TP_{i,t} + \delta M_{i,t} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (1)$$

$$CP_{i,t} = c + \alpha LRG_{i,t} + \delta M_{i,t} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (2)$$

$$CP_{i,t} = c + \alpha TP_{i,t} + \beta LRG_{i,t} + \theta TP_{i,t} \times LRG_{i,t} + \delta M_{i,t} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (3)$$

其中, i, t 分别表示省份、年份, $M_{i,t}$ 为控制变量向量, δ 为其对应的系数向量, c 为常数项, λ_i 为个体固定效应, γ_t 为时间固定效应, $\mu_{i,t}$ 为残差项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

共同富裕(CP)。共同富裕不仅关注经济增长,也强调社会公平。共同富裕指数通过多维度指标,综合社会多方发展情况,全面反映财政政策与货币政策对社会公平的影响因素。本文从富裕性、共享性、可持续性三个方面对共同富裕发展水平进行测度,将测算出来的共同富裕发展指数作为共同富裕的代理变量。

2. 核心解释变量

财政政策(TP)。采用转移支付水平(政府转移支

^①低收入群体主要以工资性收入为主,更容易受到失业影响。

付/地区生产总值)作为财政政策的代理变量。政府转移支付可以矫正地区间财政能力差异,其预算分配体现国家“补短板、强弱项”的政策导向,可以增加欠发达地区的基本公共服务供给,提升民生福利均等化水平,推动共同富裕。

货币政策(*LRG*)。采用金融发展水平(金融机构贷款余额/地区生产总值)作为货币政策的代理变量。货币政策通过调节银行信贷供给来影响经济活动,*LRG*能够衡量金融体系对地区经济的信贷支持规模,可以反映对中小企业和农村地区的资源倾斜,能够调整落后地区经济发展程度,对共同富裕产生影响。

3.控制变量

价格水平(*CPI*)。选取居民消费价格指数作为价格水平的代理变量。价格水平上涨会使财富从民众向政府转移、从工人向企业转移、从债权人向债务人转移,不利于收入分配均等化,从而扩大城乡收入差距,不利于共同富裕。

工资水平(*UEW*)。选取城镇单位就业人员工资总额占GDP比重作为工资水平的代理变量。共同富裕不仅要做大“蛋糕”,更要分好“蛋糕”,该指标反映了劳动报酬在国民经济中的占比,其上升意味着居民拥有更多的可支配收入,有利于共同富裕。

教育支出水平(*EDU*)。选用一般公共预算教育支出占比来表示。落后地区如果得到更多的教育资源,可以提高大众的收入水平;对于经济较发达地区,教育资源的提升,其边际收入可能没有显著的提升。因此,教育水平越高,收入差距可能越小,有利于共同富裕。同理,由于教育水平对落后地区影响较大,教育机会不平等可能导致收入差距变大,不利于共同富裕。

科技发展水平(*ST*)。选用一般公共预算科技支出占比衡量地区的科技发展水平。科技的普及与发展可以降低区域间信息与资源获取的壁垒,使低收入人群获得更多的机会,改善其薪资构成,利于共同富裕。科技的高度集中使区域间信息壁垒加重,导致收入差距扩大,不利于共同富裕。

对外开放(*IAE*)。选择外商投资企业进出口总额增速表示。一个国家开放程度越高,可以引进更多外资,创造更多就业机会,促进居民收入增加。国家开放可以将国内具有价格优势的商品出口带来外汇收入,推动国内经济发展,有利于共同富裕。

(三)数据说明

采用2013—2023年我国30个省(区、市)的面板数据,其中共同富裕指数测度数据来源于Wind和同花顺数据库,金融机构贷款余额、科技支出、居民消费价格指数、外商投资企业进出口总额等数据来自各省(区、市)统计年鉴以及EPS统计分析平台。变量的描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>CP</i>	0.136	0.518	0.254	0.078
<i>TP</i>	0.010	0.503	0.129	0.096
<i>LRG</i>	0.743	2.774	1.594	0.432
<i>EDU</i>	0.099	0.242	0.162	0.028
<i>ST</i>	0.004	0.072	0.023	0.016
<i>UEW</i>	0.104	0.382	0.164	0.051
<i>CPI</i>	99.400	104.670	101.706	1.171
<i>IAE</i>	-0.406	0.794	0.036	0.233

四、实证分析

(一)基准回归

首先,分别进行财政政策与货币政策对共同富裕影响的实证分析。表2的(1)、(2)列分别显示了模型(1)、(2)的回归结果。由表2的(1)列可以看出,财政政策(*TP*)的回归系数为0.097,在5%的水平上显著,说明财政政策与共同富裕指数存在正相关关系,假设H1成立。由表2的(2)列可以看出,货币政策(*LRG*)的回归系数为0.040,在1%的水平上显著,说明货币政策与共同富裕存在相对较强的正相关关系。央行运用货币政策工具,为金融机构提供资金支持,推动共同富裕,假设H2a成立。

接着,考察财政政策与货币政策协同对共同富裕的影响。表2中的(3)列是模型(3)的回归结果,可以看出,财政政策与货币政策的交互项(*TP*×*LRG*)回归系数为0.035,在1%水平上显著,说明二者协同与共同富裕指数存在正相关关系,即二者协同越紧密,共同富裕指数越大,共同富裕水平越高。财政政策与货币政策的协同是对彼此的互补,可以规避一些单一政策的副作用以及无法覆盖的领域。积极的财政政策虽然可以短时间内拉动重点项目的发展,但无法“授人以渔”,适度宽松的货币政策有利于资金的高效利用,弥补了财政支出政策的不足,推动经济发展,有利于推进共同富裕,假设H3成立。

表2 基准回归

变量	(1) <i>CP</i>	(2) <i>CP</i>	(3) <i>CP</i>
<i>TP</i>	0.097** (0.045)		-0.136*** (0.019)
<i>LRG</i>		0.040*** (0.005)	0.315*** (0.029)
<i>TP*LRG</i>			0.035*** (0.007)
<i>EDU</i>	0.019 (0.031)	0.009 (0.028)	-0.065** (0.029)
<i>ST</i>	0.060*** (0.008)	0.054*** (0.008)	0.016*** (0.005)
<i>UEW</i>	0.098*** (0.033)	0.071** (0.030)	-0.083*** (0.014)
<i>CPI</i>	0.000 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.005 (0.005)
<i>IAE</i>	0.001 (0.004)	0.003 (0.003)	0.007** (0.003)
常数项	0.438*** (0.042)	0.352*** (0.040)	-0.867*** (0.037)
省份固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	330	330	328
R ²	0.976	0.979	0.991

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

(二)稳健性检验

1. 替换解释变量

核心解释变量选取财政支出用于农林水项目(*AFW*)作为财政政策的代理变量。农林水项目财政支出可以通过预算分配体现国家对农林水项目的重视和支持力度,是保护农业发展的有效手段,有利于推动共同富裕。同时,核心解释变量选取社会融资规模(*ASF*)作为货币政策的代理变量。社会融资规模是衡量信贷资源配置优化和普惠金融渗透的重要因素,其结构的变化反映了货币政策的结构性调控效果,对进一步盘活地区经济资源、缓解融资难题、激活发展要素具有重要作用,有利于推动共同富裕进程。

由表3的(1)列可以看出,财政支出用于农林水项目(*AFW*)的回归系数为0.003,在1%的水平上显著,说明财政支出用于农林水项目对共同富裕指数存在显著正向影响,即财政政策与共同富裕正相关。原因可能在于,财政支出用于农林水项目可以优化农村基础设

施建设以及农业技术推广,提升农业生产效率与抗风险能力,促进农民经营性收入增长,有效减少城乡间收入差距,推动共同富裕进程。

由表3的(2)列可以看出,社会融资规模(*ASF*)的回归系数为0.025,在1%的水平上显著,说明货币政策与共同富裕指数存在显著正相关关系,适度宽松的货币政策可以缩小城乡收入差距,促进共同富裕的实现。原因可能在于,适度宽松的货币政策在调整信贷结构方面的作用,大体上是市场供需变动的反映,通过引导资金流向高效益行业,可以有效提升生产效率。考虑到我国目前行业发展程度,在执行适度宽松的货币政策时,运用货币政策工具强化精准施策和正向激励,引导金融机构加大对有待改革的重点领域信贷支持力度,并适度向重点企业倾斜,为金融机构服务欠发达地区行业发展提供资金支持,更好地发挥政府性融资担保作用,更有助于推动共同富裕。

由表3的(3)列可以看出,财政支出用于农林水项目和社会融资规模的交互项(*AFW*ASF*)的回归系数为0.002,在1%水平上显著,说明二者交互作用与共同富裕指数存在显著正相关关系,即二者协同越紧密,共同富裕发展水平越高。财政支出用于农林水项目提升了农业基础设施,降低了农村经济的系统性风险,强化了社会资本进入农业的倾向。与此同时,社会融资规模的扩大反哺农业发展,其差异化信贷供给能够有效激发农业经营者的技术创新与规模经营主动性。二者共同推进落后地区经济发展,创造就业机会,增加低收入群体收入,推动共同富裕进程。

由此可见,替换核心解释变量的方式并没有影响本文的核心结论,即积极的财政政策、适度宽松的货币政策及二者的协同能够加快共同富裕的实现。

2. 变换样本区间

为了排除疫情对共同富裕的影响,剔除2020—2021年的数据之后重新进行回归,实证结果见表4。当样本区间缩小到2013—2019年之后,实施积极的财政政策与适度宽松的货币政策依然能够显著促进共同富裕,说明本文结论稳健。

(三)中介机制检验

财政政策与货币政策分别如何影响共同富裕,仍需进一步验证。为此,选取公共服务水平均等化指数与数字普惠金融指数两个指标分别作为财政政策与货币政策影响共同富裕的中介变量。参考江艇(2022)^[18]的检验思路,主要通过财政政策(*TP*)与货币政策

表3 替换解释变量

变量	(1) <i>CP</i>	(2) <i>CP</i>	(3) <i>CP</i>
<i>AFW</i>	0.003*** (0.001)		0.001 (0.001)
<i>ASF</i>		0.025*** (0.002)	-0.001 (0.000)
<i>AFW*ASF</i>			0.002*** (0.001)
控制变量	是	是	是
省份固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	330	330	330
R ²	0.976	0.986	0.987

表4 变换样本区间

变量	(1) <i>CP</i>	(2) <i>CP</i>	(3) <i>CP</i>
<i>TP</i>	0.120* (0.049)		-0.148*** (0.022)
<i>LRG</i>		0.037*** (0.006)	0.335*** (0.035)
<i>TP*LRG</i>			0.042*** (0.008)
控制变量	是	是	是
省份固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	270	270	270
R ²	0.976	0.980	0.991

(*LRG*)对中介变量的影响,判断财政政策与货币政策影响共同富裕的作用机制。模型如下:

$$FES_{i,t} = c + \alpha TP_{i,t} + \delta M_{i,t} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (4)$$

$$DIF_{i,t} = c + \alpha LRG_{i,t} + \delta M_{i,t} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (5)$$

其中,*FES*和*DIF*为中介变量。*FES*代表公共服务水平均等化指数,以(医疗卫生支出+社会保障和就业支出+教育支出)/一般公共预算支出衡量。*DIF*代表数字普惠金融指数,通过数字金融使用深度、覆盖广度、数字化程度三个维度来衡量。

表5的(1)列显示,财政政策(*TP*)系数为正且在10%水平上显著,表明积极的财政政策能够显著提升公共服务水平,政府作用的发挥可以增加税收收入,政

表5 中介机制检验

变量	(1) <i>FES</i>	(2) <i>DIF</i>
<i>TP</i>	0.078* (0.041)	
<i>LRG</i>		5.628* (2.923)
控制变量	是	是
省份固定	是	是
年份固定	是	是
N	330	330
R ²	0.977	0.994

府可以把更多的资金投入到公共服务和社会福利中,提高公共服务供给规模,进而促进共同富裕。表5的(2)列显示,货币政策(*LRG*)系数同样为正且在10%水平上显著,表明适度宽松的货币政策能够显著提升数字普惠金融指数。可见,宽松的货币政策能够扩大金融服务覆盖范围,强化使用深度,进而促进共同富裕。

(四)异质性检验

为检验不同地区的主变量系数是否存在显著性差异,将地区划分为东部、中部、西部^①,分别讨论财政政策与货币政策对共同富裕影响的异质性。

首先,讨论财政政策对共同富裕影响的异质性。表6表明,积极的财政政策对整体的共同富裕指数影响较低。可能因为东部地区率先获益于改革开放和区位优势,经济发展较快,地方财源充实,财政政策的支持激发东部地区的产业创新和产业结构优化与调整的边际效用较低。对于相对落后的中、西部地区,当地方政府获得更多的中央财政支持时,其更倾向于通过财政政策增加公共服务及基础设施投资,具有较强的政策滞后性。

其次,讨论货币政策对共同富裕影响的异质性。表6表明,货币政策可以显著提升地区的共同富裕水平。就东部地区而言,货币政策通过绿色金融工具创新(碳中和专项再贷款)推动产业结构高端化,促进产业转型。目前信贷结构的持续优化、普惠小微贷款的快速增长都促进了中部地区收入差距的缩小,有利于共同富裕。在西部地区,货币政策依托乡村振兴再贷款、基础设施信贷专项支持,有效激活了本地资源,推动了共同富裕。

最后,讨论财政政策与货币政策协同对共同富裕

①本文的东部地区包括北京、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。

影响的异质性。表6表明,财政政策与货币政策的协同会显著缩小地区收入差距,有利于实现共同富裕,而二者协同对中部地区的影响相较于东、西部地区效果较差。这说明,在经济发展的两端,即发达地区和欠发达地区,财政货币政策协同促进共同富裕的作用较强;在发展中的地区,二者协同促进共同富裕的作用稍显逊色。

五、结论与建议

(一)研究结论

基于宏观政策取向一致性视角,探索财政政策与货币政策协同促进共同富裕的理论机制,采用2013—2023年我国30个省(区、市)的面板数据建立计量模型,实证检验财政政策与货币政策促进共同富裕的调控效果,判断财政政策和货币政策对共同富裕带来的

表6 异质性检验

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东部	(5) 中部	(6) 西部	(7) 东部	(8) 中部	(9) 西部
<i>TP</i>	-0.266** (0.115)	-0.090 (0.068)	0.015 (0.056)				-0.153*** (0.039)	-0.020 (0.074)	-0.122** (0.054)
<i>LRG</i>				0.066*** (0.011)	0.108*** (0.032)	0.022*** (0.005)	0.399*** (0.070)	-0.126 (0.107)	0.327*** (0.090)
<i>TP*LRG</i>							0.044*** (0.011)	-0.057 (0.035)	0.059* (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	121	88	121	121	88	121	121	88	121
R ²	0.974	0.988	0.964	0.980	0.986	0.969	0.991	0.994	0.984

分配效应,并进行异质性检验。研究发现,积极的财政政策和适度宽松的货币政策均对共同富裕有正向影响,可以缩小收入差距,有利于推动共同富裕;二者的协同对共同富裕有正向影响,二者的结合越紧密,越能缩小收入差距,推动共同富裕。异质性分析表明,积极的财政政策和适度宽松的货币政策协同对东、西部地区的共同富裕实现有显著的积极影响。

(二)对策建议

根据研究结论,给出以下建议:第一,加大财政对社会民生领域的支持力度。在促进共同富裕的背景下,多渠道共同推动,落实对低收入群体的转移支付。深化政府间财政事权和支出责任划分改革,积极探索省级以下财政体制改革,优化财政体制对发展不平衡的协调力度。缓解财政收入与财政支出紧平衡态势,保证政府收入处于合理区间,培育地方主体税种,建立、完善地方税体系。进一步明确中央和地方收入划分标准,优化财政资源分配模式。第二,进一步加大对中、低收入人群的信贷支持力度,放松信贷约束,实行宽松的结构性货币政策。灵活运用数量型货币政策工具,考虑到数量型政策工具持续效果较短,可以通过短期、多次、小额度的公开市场操作方式,保

持货币数量的合理充裕,提升各类经济主体的融资可得性。第三,继续推动社会整体利率水平稳步下降,降低各类经济主体的融资成本。短期内,通过使用PSL、定向降准等政策工具支持制造业、民营小微企业等重点领域和薄弱环节,有效引导资金流向发展滞后的部门,积极进行结构性调整。不过度依赖货币政策作为推动经济增长的核心手段,充分利用信号和结构的引导功能,制定有助于信贷结构优化的积极激励措施,增强金融机构对相关行业的支持。◆

参考文献:

[1] 庞凤喜,郑铿城.三次分配、财政政策工具与共同富裕[J].财政科学,2022(7):17-27.
[2] HEATHCOTE J, STORESLETTEN K, VIOLANTE G L. Optimal Tax Progressivity: An Analytical Framework[J].The Quarterly Journal of Economics,2017,132(4):1693-1754.
[3] 范从来.探索中国特色社会主义共同富裕道路[J].经济研究,2017(5):23-25.
[4] 罗明忠.共同富裕:理论脉络、主要难题及现实路径[J].求索,2022(1):143-151.
[5] 聂海峰,岳希明.间接税归宿对城乡居民收入分配影响研究[J].经济学(季刊),2013(1):287-312.

- [6]岳希明,张斌,徐静.中国税制的收入分配效应测度[J].中国社会科学,2014(6):96-117+208.
- [7]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021(11):4-13.
- [8]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(8):117-129.
- [9]STIGLITZ J E.New Theoretical Perspectives on the Distribution of Income and Wealth among Individuals: Part II : Equilibrium Wealth Distributions[J]. National Bureau of Economic Research, 2015(5):21190.
- [10]COIBION O, GORODNICHENKO Y, KUENG L, et al. Innocent ByStanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S. [J]. Journal of Monetary Economics, 2017, 88(6): 70-89.
- [11]MUMTAZ H, THEOPHILOPOULOU A.The Impact of Monetary Policy on Inequality in the UK: An Empirical Analysis [J]. European Economic Review, 2017, 98(9): 410-423.
- [12]GUERELLO C.Conventional and Unconventional Monetary Policy vs.Households Income Distribution: An Empirical Analysis for the Euro Area [J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 85(7): 187-214.
- [13]SAIKI A, FROST J.Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan[J]. Applied Economics, 2014, 46(36): 4445-4454.
- [14]宗涛.稳健的货币政策与共同富裕[J].中国外汇, 2021(18): 78.
- [15]彭兴韵.总量和结构双重调节的货币政策新范式[J].银行家, 2024(4): 32-37.
- [16]GORNEMANN N, KUESTER K, NAKAJIMA M.Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Monetary Policy [R]. Washington DC: US Federal Reserve, 2016.
- [17]FURCERI D, LOUNGANI P, ZDZIENICKA A.The Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality[J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 85(7): 168-186.
- [18]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.

Do Fiscal and Monetary Policies Promote Common Prosperity?: A Perspective on Macro Policy Orientation Consistency

Lian Fei, Liang Xiaoyu, Shang Ying, Wu Chen

Abstract: This study explores the theoretical mechanism through which fiscal and monetary policies synergistically promote common prosperity from the perspective of macro policy orientation consistency. Using panel data from 30 Chinese provinces (autonomous regions, and municipalities, excluding Hong Kong, Macao, Taiwan, and Tibet) from 2013 to 2023, we construct an empirical model to examine the regulatory effects of fiscal and monetary policies on common prosperity, assess their distributional impacts, and conduct heterogeneity tests. The findings reveal that: Expansionary fiscal policy and moderately accommodative monetary policy both positively influence common prosperity by reducing income inequality and advancing its progress; Policy synergy exerts a significant positive effect—the stronger the coordination between these policies, the greater their equalizing effect on income distribution; Heterogeneity analysis indicates that policy coordination has more pronounced positive impacts in eastern and western regions. The study concludes with policy recommendations including strengthening fiscal support for social welfare initiatives, relaxing credit constraints, and reducing financing costs for economic entities.

Key words: common prosperity; fiscal policy; monetary policy; macro policy orientation consistency

(责任编辑:云野)

外部冲击下有色金属产业链传导效应及韧性测度研究

——基于双层复杂网络视角

向先迪¹ 肖文杰² 焦靖婷² 刘春学²

(1.云南师范大学 管理学院,云南 昆明 650500;2.云南财经大学 经济学院,云南 昆明 650221)

摘要:基于复杂网络视角分析外来冲击在有色金属产业链中的传导效应,从价格、产出两个层面将冲击效应分为成本效应、需求效应,在此基础上结合有色金属产业链特性,构建包含抵御能力、恢复能力、再组织能力、更新能力四个维度的有色金属产业链韧性综合评价指标体系。结果表明:(1)价格传导中重要行业在上、中、下游均有分布,而产出传导中重点行业集中在产业链下游,上游产出波动在产业链中不明显;(2)在成本效应、需求效应作用下,文教、工美、体育及娱乐用品制造,汽车制造等行业传导效应较为明显,是受外来冲击影响的代表性行业;(3)有色金属产业链的抵御能力、再组织能力波动性较大,是限制有色金属产业链韧性的主要因素,恢复能力和更新能力是保障产业链安全的重要支撑。因此,应当重点关注产业链中波动传导的关键性行业,制定相关政策以减少抵御能力、再组织能力波动带来的负面效应,持续推动恢复能力、更新能力发挥积极作用。

关键词:复杂网络;外来冲击;有色金属产业链;韧性

中图分类号:F062.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)03-0049-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.03.006

一、引言

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,提升产业链供应链韧性和安全水平,是高质量发展的必要条件。有色金属作为重要的战略性矿产资源,为国民经济各部门和国防军工提供关键材料,是高新技术、先进制造业发展的先导和基石。我国是全球有色金属第一生产和消费大国,有色金属产业链的安全和稳定对我国意义重大。然而面对矿产资源枯竭或开采受阻、国际局势变化等多重因素叠加影响,有色金属价格频繁震荡;外加我国有色金属对外依存度较高、缺乏国际定价影响力,导致有色金属产业链容易受到外部风险冲击影响。因此,考察外部风险对产业链及内部各行业的冲击效应并进行安全评估,对防止风险

积聚,维持经济平稳发展具有重要意义。

近年来,关于有色金属产业链的研究不断深化。在价格传导机制方面,价格波动可分解为需求效应、成本效应,价格的传递通过产业链完成^[1]。有色金属价格上涨与工业行业产出呈现一定的相关关系,冲击作用沿着产业链进行正向或逆向传导^[2]。基于成本路径,供给冲击、战略性金属矿产特定需求冲击与金融投机冲击从产业链上游向下游进行顺向传导,冲击效应逐渐减弱;基于需求路径,经济需求冲击从产业链下游向上游进行逆向传导,冲击影响同样逐渐减弱^[3]。研究方法方面,主要有计量模型、投入产出模型、复杂网络模型等。运用计量模型可以直观地分析价格波动对产业链各行业的影响^[3-4]。投入产出模型能较为全面

基金项目:国家自然科学基金项目“物理机理为基础的高精度地穴时空多变量协同统计模型研究”(42062020);云南财经大学研究生创新基金项目“价格冲击对锡产业链安全影响评估及对策研究”(2024YUFEYC036)。

作者简介:向先迪,女,博士,讲师,研究方向为政府经济与管理;肖文杰,通信作者,男,硕士研究生,研究方向为区域经济;焦靖婷,女,硕士研究生,研究方向为劳动经济;刘春学,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为区域资源开发与配置、资产评估。

地分析产业链中各行业之间的关联和经济结构,定量刻画价格波动效应^[5-6]。复杂网络模型通过分析网络结构特征揭示节点间信息传播特征,相较于前两种研究方法,复杂网络的优势在于不受模型约束条件、模型时效性的制约,在用于波动的传导、溢出研究时更加直观灵活^[7-8]。同时,关于产业链韧性的研究也不断深化^[9]。在产业链韧性内涵方面,产业链的完整与闭合是产业链韧性的基础^[10],产业链韧性是在产业链的部分链条受到外部冲击时体现出适应性,使产业链恢复正常运转^[11],主要表现为产业链的抵抗能力和恢复能力两方面^[12]。在产业链韧性度量方面,现有研究多个维度构建相关行业指标体系,如基于抵抗力、恢复力、再组织力等维度^[13-15]。现有文献为本文提供了丰富的理论和方法基础,但仍存在一定不足:多数对外来冲击影响的研究停留在价格波动的单一维度,而外部冲击对产业链的影响是多维度动态化的过程,需要结合产业链结构特征进行全过程分析。除此之外,现有产业链韧性研究主要集中在对经济韧性或是产业韧性的度量,外部冲击下对产业链韧性的定量测度相对缺乏。

本文从理论和实证层面研究外来冲击在有色金属产业链上的传导机制,并尝试对有色金属产业链整体及各行业面对风险时表现的韧性作出评估。理论上,将有色金属产业链外部冲击分为价格和产出两个层面的影响,分析不同层面冲击影响的传导机制。实证上,构建双层复杂网络,从复杂网络视角分析外部冲击影响在各环节的传导效应,并在此基础上根据产业链韧性内涵,设计评价指标体系对有色金属产业链整体及各行业进行外部冲击下的韧性定量评估。

二、理论分析

借鉴宋明媚等(2023)^[8]的研究思路,结合投入产出表得到有色金属产业的前向关联行业,从而对外部冲击传播范围进行界定。由于投入产出表行业与国家统计局的《国民经济行业分类》标准不一致,按照《国民经济行业分类》将其合并为43个行业,然后根据投入产出表分析结果选择11个与有色金属冶炼及压延加工业呈现前向关联的行业。

(一)有色金属产业链的行业构成

从宏观上将有色金属产业链界定为有色金属矿采选→有色金属冶炼及压延加工→有色金属下游制造业(前向关联)。其中,有色金属下游制造业包括金属制品,通用设备制造,专用设备制造,汽车制造,铁

路、船舶、航空航天及其他运输设备制造,电气机械和器材制造,计算机、通信及其他电子设备制造,文教、工美、体育和娱乐用品制造,其他制造,废弃资源综合利用,电气、热力生产及供应等11个工业行业。

(二)有色金属产业链外来冲击影响过程

从价格层面分析,外来风险冲击导致有色金属价格波动,可能使有色金属行业原材料价格上涨,成本上涨压缩企业的利润空间,阻碍企业生产和扩大化再生产,导致产品价格上涨。从产出层面分析,伴随有色金属行业成本上涨和利润下降,为保证生产运行,企业会缩小生产规模从而导致产出下降。无论从价格层面还是产出层面分析,这种外来风险冲击都来自供给层面的冲击,表现出成本推动型特征。区别于供给层面的另一种波动来自经济需求冲击。经济需求冲击是指宏观层面上经济社会对产业需求增加,从而拉动产业产出和价格上涨的宏观因素。

由上述分析得知,产业链间的传导机制可以分为成本效应、需求效应。在传导路径上成本效应使冲击沿着上游往下游进行正向传导,但传导过程在价格管制等因素的影响下存在传导时滞、价格调整刚性等问题,且产业链中不同环节行业存在异质性,传导效应不尽相同。值得注意的是,有色金属中游行业以冶炼及压延加工为主,其原材料不仅来源于有色金属矿采选业,还可以来自有色金属期货交割,故外来风险冲击可以直接作用于有色金属产业链中游。需求效应则与成本效应作用方向相反,经济需求冲击首先影响下游制造业,此效应会沿着下游往上游进行传导。由于产业链中各个环节行业产量调整的速度不同,传导速度也会存在差异。行业库存长期稳定能够对冲击及时做出反应,调整速度较快^[16]。单独分析成本效应、需求效应时,产业链上、中、下游间的价格、产出传导特征为单向传导,但下游各行业间存在相互间的投入产出关系,故下游行业间价格、产出传导特征为双向传导。

三、研究设计

(一)构建风险传导双层网络级联贡献模型

基于复杂网络中多维度网络理论^[17-18],采用含有相同节点的产出传导网络层、价格传导网络层探讨外来冲击对有色金属产业链安全的影响。构建三元组 (G^c, G^w, θ^{wc}) 的多维度双层网络, G^c 、 G^w 分别表示价格传导网络层、产出传导网络层, θ^{wc} 表示 G^c 、 G^w 两个网络层的映射关系,将其设置为不同网络层相同节点一一对应的关系。

1. 构建网络层间传导关系

价格传导网络层 G^C 结构为:

$$G^C = (V^C, E^C, W^C) \quad (1)$$

其中, V^C 为价格层面上参与价格传导的上、中、下游行业各节点的集合; $E^C = \{e_{ij} \mid i, j = 1, 2, \dots, n; e_{ij} \in \{0, 1\}\}$ 为边的集合, 代表价格波动在行业间的传导关系。格兰杰检验最佳滞后期采用 AIC 准则确定; $W^C = \{W_{ij} \mid i, j = 1, 2, \dots, n\}$ 为边的权重, 设置为广义预测误差方差分解值。

产出传导网络层 G^M 结构为:

$$G^M = (V^M, E^M, W^M) \quad (2)$$

其中, V^M 为产出层面上参与产出传导的上、中、下游行业各节点的集合; $E^M = \{e_{ij} \mid i, j = 1, 2, \dots, n; e_{ij} \in \{0, 1\}\}$ 为边的集合, 代表产业变动在行业间的传导关系。采用 AIC 准则确定最佳滞后期; $W^M = \{W_{ij} \mid i, j = 1, 2, \dots, n\}$ 为边的权重, 同样设置为广义预测误差方差分解值。

2. 测度级联传导效应

结合网络结构中的连边关系矩阵 E 和连边权重矩阵 W 可以得到基于传导关系的级联贡献度矩阵 $GCEW = (E, W)$, 矩阵 $GCEW$ 等于连边关系矩阵和连边权重矩阵的哈达玛积, 可以同时体现出波动的传导关系和变量波动的影响贡献度。借鉴基于投入产出分析的价格影响模型^[19]进行产业链行业间的风险传导效应测度分析, 投入产出价格影响模型可表示为:

$$\Delta P_{j \neq i} = \Delta P_i (a'_i + A_{n-1}^T a'_i + A_{n-1}^{T^2} a'_i + \dots + A_{n-1}^{T^{\infty}} a'_i) \quad (3)$$

其中, A_{n-1} 为去掉第 i 行第 i 列后的 $(n-1) \times (n-1)$ 阶直接消耗系数矩阵, A_{n-1}^T 为其转置, a'_i 为直接消耗系数矩阵第 i 行去掉 a_{ii} 后的向量转置。公式 (3) 不仅包含直接影响还包含间接影响, 可以理解为部门 i 价格波动引起其他部门价格波动的总效应。

同理, 借鉴该模型思路构建级联贡献度模型, 测度行业 i 的波动导致其他行业变化程度贡献度, 模型表示为:

$$TIC_{j \neq i} = w'_i + GCEW_{n-1}^T w'_i + GCEW_{n-1}^{T^2} w'_i + \dots + GCEW_{n-1}^{T^{\infty}} w'_i \quad (4)$$

其中, $GCEW_{n-1}$ 为去掉第 i 行第 i 列后的 $(n-1) \times (n-1)$ 阶级联贡献度矩阵, $GCEW_{n-1}^T$ 为 $(n-1) \times (n-1)$ 阶级联贡献度矩阵的转置, w'_i 为级联贡献度矩阵第 i 行去掉 w_{ii} 后的向量转置。

3. 网络特征分析指标

使用 Pagerank 中心性、层间相关系数指标分析网络特征, 同时利用广义预测误差方差分解矩阵求得网络各连边权重。中心度指标能够衡量节点在网络中的

重要程度, 如度中心性、介数中心性、Pagerank 中心性等。Pagerank 中心性相较于其他中心性指标的优点在于其递归计算方式和对节点连接质量的考虑, 使其能够评估网络中更为复杂的、基于链接结构的节点重要性。而其他中心性指标更侧重于节点的直接或间接连接关系、传播能力或在网络中的中介作用。层间相关系数为反映网络层间紧密性和节点匹配性指标。在多维网络中, 不同网络层均为相同的节点且一一对应, 借鉴吴桐雨和王健 (2019)^[20]对于层间相关性的定义, 构建公式如下:

$$R_{Mc} = \frac{2 \sum \min\{w_{ij}^M, w_{ij}^C\}}{W^M + W^C} \quad (5)$$

其中, R_{Mc} 为网络层间相关系数, W^M 、 W^C 分别为产出层、价格层的连边总权重, w_{ij}^M 、 w_{ij}^C 分别为产出层、价格层节点 i 对节点 j 的连边权重。

(二) 构建外来冲击下产业链韧性评估体系

1. 指标选取

结合有色金属产业链及各环节特性, 构造由 4 个一级指标、9 个二级指标和 12 个三级指标组成的有色金属产业链韧性综合评价指标体系。

抵御能力。该能力指的是受到冲击后的反应深度。根据有色金属产业链中各环节对风险冲击程度的传导效应以及产业链风险抵御能力内涵, 将其分为冲击响应程度、经济水平、供给能力, 选取指标 C1 衡量冲击响应程度, 选取指标 C2、C3 衡量经济水平, 选取指标 C4 衡量供给能力。

恢复能力。该能力指的是遭受冲击后恢复的速度与程度。受到冲击后企业会对其做出反应, 且在经济恢复上行时期或是政策扶持时期, 相关行业受到需求拉动使价格和产出水平恢复, 而不同行业产出和价格回升的幅度大小和速度快慢也代表了恢复能力的大小。根据有色金属产业链中各环节对需求冲击程度的传导效应及产业链冲击后恢复能力内涵, 将其分为需求响应程度、产业基础, 选取指标 C5 衡量需求响应程度, 选取指标 C6、C7、C8 衡量产业基础。

再组织能力。该能力指的是遭受冲击后的再定位与适应程度。有色金属作为重要的战略资源, 有较大的国际贸易量, 对国外资源的过高依赖会将产业链置于风险中。将再组织能力分为产业合作和市场环境, 分别选取指标 C9、C10 衡量。

更新能力。该能力指的是改变原有易引发风险的落后模式或生产力, 创造更适应发展路径的能力。学

表1 有色金属产业链韧性综合评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
抵御能力A1	冲击响应程度B1	全产业链风险冲击指数C1	负
	经济水平B2	有色金属产业链行业总主营业务收入C2	正
	供给能力B3	有色金属产业链行业总利润C3	正
恢复能力A2	需求响应程度B4	有色金属资源供给潜力C4	正
	产业基础B5	全产业链需求冲击指数C5	正
		有色金属产业链行业总企业数C6	正
		有色金属产业链行业总资产总计C7	正
再组织能力A3	平均用工人数C8	有色金属产业链行业外商企业数C9	正
		有色金属对外依存度C10	负
更新能力A4	产业合作B6	有色金属产业链行业企业研发费用C11	正
	市场环境B7	有色金属产业链行业专利申请数C12	正
	创新投入B8		
	创新产出B9		

习和创新有助于产业链整体升级以加固其抗风险能力。将创新能力分为创新投入、创新产出,分别选取指标C11、C12衡量。

2.指标计算

全产业链风险/需求冲击指数。根据产业链中各个环节行业受到冲击后的总损失程度或受到冲击后的需求拉动总程度加权求和,公式如下:

$$C1=\sum_{i=1}^n\frac{page_i}{\sum page_i}\Delta p_i\Delta q_i$$
 (6)

$$C5=\sum_{i=1}^n\frac{page_i}{\sum page_i}\Delta p'_i\Delta q'_i$$
 (7)

有色金属资源供给潜力。体现了市场对有色金属需求和有色金属资源稀缺性相互作用而引发的供应风险,以铜、铝、锌、铅、锡、镍六大有色金属为代表的储采比来衡量。

有色金属对外依存度。使用铜、铝、锌、铅、锡、镍六大有色金属总的净进口量与国内有色金属总需求之比表示。

3.评价方法

(1)滑动窗口样本分析

为了能够动态评价和测度产业链韧性变化过程,对外部冲击在产业链间传导效应的分析,需要构建基于窗口的冲击传导级联贡献模型。后续依次对每个窗口的样本构建双层复杂网络和级联贡献矩阵,可求得全产业链风险冲击指数和需求冲击指数的变化值。

(2)熵权法确定指标权重

采用熵权法确定各指标的权重。具体步骤如下:
第一步,使用极差标准化法对原始数据进行标准

化处理使其在同一量纲下可比,并进行归一化处理。

第二步,计算每个指标的熵值。

$$E_j=-k\sum_{i=1}^mp_{ij}\ln(p_{ij})$$
 (8)

其中, p_{ij} 是第*t*期第*j*个指标的归一化值($t=1,2,\cdots,m;j=1,2,\cdots,n$)。

第三步,根据熵值计算每个指标的权重。

$$w_j=\frac{1-E_j}{\sum_{j=1}^n(1-E_j)}$$
 (9)

(三)数据选取及处理

构建复杂网络及级联贡献度模型时采用2012年1月至2024年9月的月度数据,包括各行业增加值、PPI指数,数据来源于国家统计局和国泰安数据库;有色金属储量、进出口量、国内产量数据来源于海关总署和中国有色金属工业协会,其他指标数据来自国家统计局,数据范围为2018—2023年。对缺失的月度数据采用平均值补充。为反映变动情况,对价格数据和利润数据进行环比处理,用X12季节调整法对价格数据和产出数据进行季节调整,并在此步骤后对环比数据进行ADF检验,43个时间序列结果均为平稳。

四、实证分析

(一)全样本下有色金属产业链双层网络特征

1.拓扑结构特征

构建包含产出传导网络层、价格传导网络层的有色金属产业链双层关联网络(见图1)。构建双层网络节点总数为26,连边总数为158。其中价格网络层连边数量为74,产出网络层连边数量为71。两个网络层的层间相关系数为0.567,表明产出传导和价格传导的两个子网络层存在较强的相关性,网络间节点匹配度

较高。价格信息和产出信息在产业链分析中本就相辅相成、相互影响,进一步验证了从多维度分析外部冲击对产业链影响是合理且必要的。

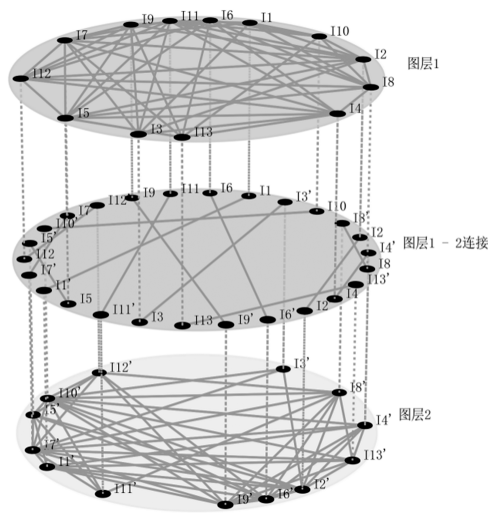


图1 双层复杂网络拓扑结构图

注: I1—I13 为价格网络层节点, I1'—I13' 为产出网络层节点, 节点 I1/I1'—I13/I13' 依次为表2 第一列对应的产业。

(二) 有色金属产业链冲击传导路径全样本分析

1. 识别产业链重要节点

表2 的中心度用于衡量中心性, 其值高于平均值

的节点则认为是网络层中的重要节点。其中, 价格网络层中的重要节点为有色金属矿采选, 有色金属冶炼及压延加工, 文教、工美、体育及娱乐用品制造, 金属制品, 汽车制造, 产出网络层中的重要节点有文教、工美、体育及娱乐用品制造, 汽车制造, 计算机、通信及其他电子设备制造。值得注意的是, 价格网络层中上、中、下游行业均存在重要节点, 而产出网络的重要节点集中在下游, 可能的原因为产出网络层的传导过程主要发生在中、下游, 国内有色金属采选的产出变化与下游行业产出联动性不强。由于采选业通常存在一定的生产惯性, 如在中、下游需求减少的情况下, 如果行业选择停止生产其面临的成本可能大于继续生产, 所以其对中、下游的产出波动反应相对不敏感, 此特性与上述结果相吻合。产业链网络综合中心度表示为价格网络层中心度和产出网络层中心度加总并进行标准化处理, 结合综合中心度结果, 我国有色金属产业链的重要节点是有色金属矿采选, 有色金属冶炼及压延加工, 文教、工美、体育及娱乐用品制造, 计算机、通信及其他电子设备制造, 汽车制造。根据 Pagerank 中心性“重要节点指向重要节点”原则, 以上重要节点的波动对整个产业链影响程度是举足轻重的。

表2 有色金属产业链行业中心度

行业节点	价格网络层中心度	产出网络层中心度	综合中心度
有色金属矿采选	0.1947	0.0115	0.1031
有色金属冶炼及压延加工	0.1477	0.0238	0.0858
文教、工美、体育及娱乐用品制造	0.1211	0.1522	0.1367
金属制品	0.0771	0.0749	0.0760
通用设备制造	0.0377	0.0831	0.0604
专用设备制造	0.0594	0.0939	0.0766
汽车制造	0.1155	0.1345	0.1250
铁路、船舶、航空航天及其他运输设备制造	0.0471	0.0260	0.0366
电气机械和器材制造	0.0541	0.0231	0.0386
计算机、通信及其他电子设备制造	0.0461	0.2144	0.1302
其他制造	0.0419	0.0305	0.0362
废弃资源综合利用	0.0267	0.0684	0.0476
电力、热力生产及供应	0.0309	0.0637	0.0473

2. 分析级联贡献度

根据上文矩阵公式 $GCEW=(E,W)$, 分别构建价格网络层和产出网络层中各行业间的级联贡献度矩阵(见表3)。值得注意的是, 该贡献度矩阵中存在连边矩阵、权重矩阵两个子矩阵, 在权重矩阵中存在行业对自身的权重, 因此在讨论行业间传导的连边关系时, 要

考虑行业自反馈效应, 即如果一个行业的价格波动会反过来影响自身的未来价格, 如某行业的生产成本波动(如原材料价格、劳动力成本等)会直接影响该行业的价格, 或者该行业的定价行为具有滞后效应, 那么这个行业与自身的连边应该设为1。在有色金属产业链中, 自反馈效应是显著的, 特别是在价格波动较大的金

属(如铜、铝等)和需求波动较强的子行业(如电动汽车、可再生能源等)。因此,在网络连边矩阵中,在基于格兰杰因果分析的基础上,将各行业与自身的连边关系设置为1。

表3中行代表波动传导的方向,列代表波动传导的来源,表中数值代表节点间的直接影响程度(同时包含需求效应和成本效应连边)。例如,价格网络层中第一行第二列的值为16.19%,代表有色金属矿采选业的价格波动能传导到中游,且可以解释其波动的16.19%,即有色金属矿采选对有色金属冶炼及压延加工的直接传导效应为16.19%。从表中信息得知,各节点波动主要来自自反馈效应的贡献度,而来自其他节点或传导到其他节点的比重较低。

3.分析产业链综合传导效应

结合产业链视角分析,由于下游行业间存在复杂的投入产出关系,行业与行业间不仅包括原材料投入

还包括中间投入等,这使在级联传导中不仅包括行业波动传导的直接影响,还存在间接影响,通过计算直接影响和间接影响之和可以得到总影响效应。根据公式(4)可以计算有色金属产业链传导总效应。根据上文分析,外来冲击对有色金属产业链分别在价格和产出两个层面产生影响,并分别在两个网络层中传导,而每个网络层的冲击影响又可分为成本效应、需求效应。因此,可以计算得到两层网络、两个效应在有色金属产业链中的传导效应。其中成本效应下,分别对两个网络层有色金属矿采选(上游行业)和有色金属冶炼和压延加工(中游行业)施加一个负向冲击,即价格上涨和产出下降,并分析对各行业的影响程度;对两个网络层的下游各行业同时施加一个正向冲击,即价格上升和产出增加,并将影响程度加总分析对各行业的影响程度,具体见表4。

根据表4结果可以得知,成本效应下,价格传导效

表3 有色金属产业链传导效应贡献度矩阵

%	I1	I2	I3	I4	I5	I6	I7	I8	I9	I10	I11	I12	I13
I1	34.14	16.19	2.59	0.00	0.00	0.00	2.01	1.40	0.00	3.88	0.67	0.00	0.00
I2	24.42	32.91	0.81	0.00	0.00	0.00	3.32	2.26	0.00	1.59	1.23	0.00	0.00
I3	4.83	0.00	48.42	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.58	0.00	0.00	0.00
I4	0.00	0.00	5.03	28.94	20.18	0.00	6.18	4.89	0.00	0.00	7.53	0.00	0.00
I5	0.00	1.55	0.00	7.21	35.52	0.00	0.00	0.00	4.01	0.00	0.00	3.01	0.00
I6	0.00	0.00	0.00	1.48	3.16	41.33	0.00	0.00	0.68	0.92	0.00	3.03	1.90
I7	0.00	0.00	3.56	0.94	0.78	0.00	56.11	0.00	1.28	0.00	6.22	1.12	0.00
I8	0.00	0.00	0.00	0.89	0.99	0.47	0.00	43.48	0.00	2.88	14.62	0.62	0.00
I9	0.00	15.38	0.80	0.00	0.00	9.73	4.19	0.00	35.52	0.00	0.00	7.87	0.00
I10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	59.86	3.32	0.00	1.47
I11	0.00	0.00	19.84	0.00	0.37	0.00	7.92	0.00	0.00	0.00	41.41	0.65	0.00
I12	0.00	14.64	0.00	14.37	0.00	0.00	0.00	3.57	0.00	0.00	0.00	32.62	0.00
I13	0.00	0.00	0.00	0.02	0.14	1.25	0.86	0.00	2.12	3.45	0.00	0.00	72.39
	I1'	I2'	I3'	I4'	I5'	I6'	I7'	I8'	I9'	I10'	I11'	I12'	I13'
I1'	44.05	10.63	0.00	4.25	1.36	2.26	1.19	0.00	2.53	0.00	0.00	0.00	1.73
I2'	0.00	23.43	0.00	0.00	0.00	6.23	4.22	0.00	0.00	9.02	0.00	0.00	0.00
I3'	0.00	4.73	29.67	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	6.43	0.00	0.00	0.00
I4'	0.00	9.53	0.00	18.24	0.00	10.73	0.00	0.00	11.17	10.26	0.00	0.00	6.84
I4'	0.00	6.08	0.00	0.00	18.82	13.99	0.00	0.00	0.00	8.23	4.01	3.74	0.00
I6'	0.00	6.33	0.00	0.00	0.00	17.93	0.00	6.30	10.69	9.35	0.00	5.57	0.00
I7'	0.00	3.14	6.23	5.71	10.98	0.00	28.67	3.83	0.00	3.74	1.87	1.69	5.91
I8'	0.00	7.94	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	31.86	5.49	5.35	4.10	3.55	0.00
I9'	0.00	8.96	0.00	0.00	0.00	0.00	9.67	8.07	16.88	9.83	0.00	12.75	0.00
I10'	0.00	8.27	0.00	0.00	6.36	0.00	4.70	0.00	7.95	19.72	0.00	0.00	0.00
I11'	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.63	37.67	0.00	0.00
I12'	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.38	5.90	4.76	0.00	31.09	0.00
I13'	0.00	2.84	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.29	5.59	6.12	0.00	0.00	28.89

注:节点I1/I1'—I13/I13'含义与图2对应节点含义相同。表4同。

表4 有色金属产业链冲击传导效应

价格 网络层	成本 效应	I1 / I8 7.51%	I2 24.13% I9 0.47%	I3 11.25% I10 15.21%	I4 0.45% I11 8.20%	I5 0.50% I12 0.49%	I6 0.15% I13 0.82%	I7 15.55%		
		需求 效应	I1 36.13% I8 20.52%	I2 59.36% I9 18.90%	I3 92.67% I10 20.79%	I4 44.19% I11 70.63%	I5 52.52% I12 31.08%	I6 22.68% I13 14.22%	I7 62.21%	
	产出 网络层	成本 效应	I1' / I8' 3.03%	I2' 13.89% I9' 7.90%	I3' 0.94% I10' 17.78%	I4' 5.94% I11' 0.81%	I5' 4.51% I12' 3.17%	I6' 12.94% I13' 3.89%	I7' 10.65%	
			需求 效应	I1' 0.00% I8' 51.63%	I2' 112.04% I9' 78.01%	I3' 12.07% I10' 112.01%	I4' 9.31% I11' 22.68%	I5' 33.84% I12' 60.59%	I6' 36.79% I13' 21.75%	I7' 36.91%

应最明显的是有色金属冶炼及压延加工、汽车制造,产出传导效应较明显的为计算机、通信及其他电子设备制造,有色金属冶炼及压延加工,说明上述行业受到外来冲击的影响最为严重。需求效应下文教、工美、体育及娱乐用品制造,有色金属冶炼及压延加工的价格传导效应最大,计算机、通信及其他电子设备制造,有色金属冶炼及压延加工的产出传导效应最大,说明在正向的需求拉动下,上述行业能得到快速恢复或扩大生产。

(三)滑动窗口下有色金属产业链韧性值测度

2018年以来,中国经济受到多种不确定因素的冲击和影响,不仅对供应链、价格产生了重大影响,也促使产业链在技术创新、资源配置、市场需求等方面做出调整。通过对2018—2023年的产业链韧性进行评估,可以直观看出不确定因素冲击对产业链的影响大小,及后续应对政策的实施效果。

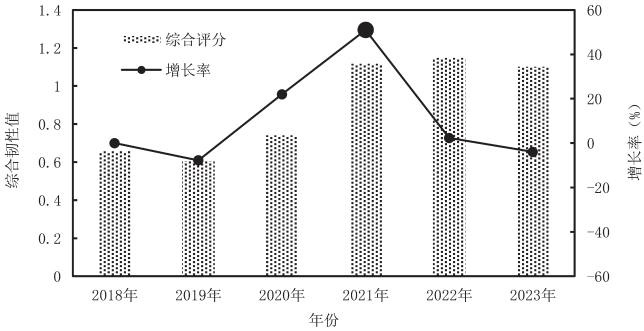


图2 有色金属产业链综合韧性值

由图2可知,2018年和2019年韧性值相对较低,分别为0.66和0.61。有色金属企业综合经营成本增加,利润回落,亏损面扩大;国际贸易摩擦加剧,以及下游相关行业出口下降,导致有色金属消费增幅放缓、价格下跌。2020—2022年韧性值呈上升趋势,2021年增长率甚至达到51%。2023年韧性值出现下降,需求拉动效应对产业链安全方面的保障下降。从国际看,外部环境的不确定性上升,地缘冲突加剧。从国内看,经济大循环存在堵点,消费者信心指数和民间投资增速仍处于低位,市场需求不足,社会预期依然偏弱。

由图3可知,有色金属产业链抵御能力、再组织能力的波动性较大,恢复能力、更新能力大抵呈现稳步上升趋势。

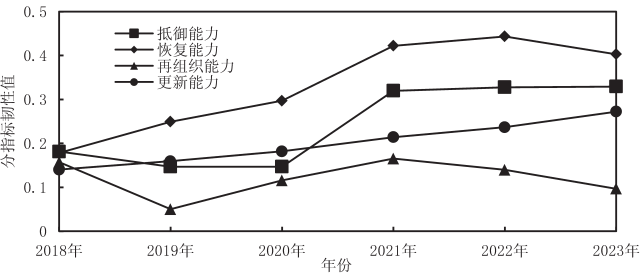


图3 有色金属产业链分指标韧性值

2018—2020年,在多重冲击下,产业链抵御能力受挫呈逐年下降态势,直到2021年才开始走强并呈缓慢上升趋势。由于外部环境的不确定性和地缘冲突增加,再组织能力处在不断波动的状态,且一直处在韧性值下位。反观恢复能力一直处在韧性值首位,强大的

需求拉动能力始终是有色金属产业链安全的强力支撑。可以看出,抵御能力、再组织能力是限制有色金属产业链韧性的主要因素。如铜资源的供应风险与日俱增,对外依存度已经超过80%,抵御能力一直是制约中国铜资源产业链供应链韧性发展的主要因素。

五、结论与建议

(一)研究结论

根据外来冲击在有色金属产业链中的传导路径和效应分析,以及产业链韧性值测度结果,得到以下结论:

第一,在有色金属产业链价格传导关系中,有色金属矿采选,有色金属冶炼和压延加工,文教、工美、体育和娱乐用品制造,金属制造,汽车制造是传导的重要行业,其价格波动在产业链中的影响较大;在产出传导关系中,文教、工美、体育和娱乐用品制造,汽车制造,计算机、通信及其他电子设备制造是传导的重要行业,在产业链中产出影响较大且都为下游行业,与上游采选业关联度不强。

第二,在成本效应下,价格传导效应最明显的是有色金属冶炼及压延加工,汽车制造,产出传导效应最明显的为有色金属冶炼及压延加工,计算机、通信及其他电子设备制造。在需求效应下,有色金属冶炼及压延加工,文教、工美、体育及娱乐用品制造的价格传导效应最大,有色金属冶炼及压延加工,计算机、通信及其他电子设备制造的产出传导效应最大。

第三,有色金属产业经历了由冲击到复苏再到放缓的发展过程,2018—2019年产业链韧性值较低,2020—2022年韧性值逐年上升,2023年略有下降。有色金属产业链抵御能力、再组织能力的波动性较大,是限制有色金属产业链韧性的主要因素。恢复能力、更新能力整体呈现稳步上升趋势,作为保障产业链安全的重要支撑,产业基础的不断夯实、产业配套的日益完善、创新投入的持续增强都对产业链韧性具有积极作用。

(二)对策建议

根据研究结论,为增强有色金属产业链抵抗外来风险冲击的能力,提出以下对策建议:

第一,重点关注产业链中波动传导的关键性行业。有色金属冶炼及压延加工、汽车制造等行业在价格和产出传导效应中占据重要地位,应对此类行业实施动态化监管,重点关注其价格和产出的变化,及时甄别、评估产业链中存在的风险,以降低产业链韧性抵抗

能力、再组织能力波动带来的供给负面冲击。建立具有权威性、全面性的产业信息披露制度和平台,最大限度提高有色金属市场信息披露的透明度,以帮助企业做好预防性措施。

第二,加大对光伏、新能源汽车、锂电池等行业的资金投入和技术支持,以稳定预期。通过刺激需求促进有色金属产业下游行业消费,维护产业链安全。加强企业与高校、科研机构的合作,推动产业链、价值链、人才链多链条融合,提高科技创新能力。大力发展废弃资源综合利用行业,保障和提升国内再回收资源供应,减少对进口的依赖。

第三,大力推动产融合作平台发展。通过产融合作,金融机构可以参与产业链的风险管理和风险分担,特别是在面对市场波动或外部冲击时。平台可以通过建立风险保障机制,帮助产业链上下游企业分担价格波动、需求萎缩等风险,增强产业链韧性。产融合作平台能够促进资金技术结合,为有色金属产业链中的关键环节提供创新支持,在有色金属冶炼和压延加工等领域发展产融合作平台,有助于企业在环保、新能源及高附加值产品研发方面加大投入,推动行业升级。◆

参考文献:

- [1] 谌金宇,朱学红.产业链视角下结构性有色金属价格冲击的行业传导效应[J].运筹与管理,2018,27(11):95-104.
- [2] 朱学红,刘瑾睿,曾安琪,等.基于产业复杂网络的中国隐含钴消费结构特征及关键路径研究[J].中南大学学报(社会科学版),2022,28(3):68-81.
- [3] 钟美瑞,宋婉婷.战略性金属矿产价格冲击对行业产出的影响:基于TVP-FAVAR模型的时变分析[J].资源科学,2020,42(8):1580-1591.
- [4] 罗翔,李政,赖丹.稀土矿产品价格波动对稀土产业链延伸的影响[J].价格月刊,2022(10):28-36.
- [5] 吕云龙.大宗商品价格波动传导效应:基于投入产出价格模型的分析[J].上海经济研究,2022(2):105-114.
- [6] 吕炜,高帅雄,周潮.供给侧结构性改革加剧价格波动吗[J].中国工业经济,2017(8):5-24.
- [7] 谢赤,贺慧敏,王纲金,等.基于复杂网络的泛金融市场极端风险溢出效应及其演变研究[J].系统工程理论与实践,2021,41(8):1926-1941.
- [8] 宋明媚,张海亮,董洋.国际有色金属价格波动对中国产业链的传导机制与效应:基于双层复杂网络模型[J].资源科学,2023,45(4):812-826.
- [9] 曾绍伦,林蕴慧.产业链韧性研究进展与展望[J].科技促进发展,2023,19(Z2):474-483.
- [10] 何亚莉,杨肃昌.“双循环”场景下农业产业链韧性锻造研究

- [J].农业经济问题,2021(10):78-89.
- [11]周曙东,韩纪琴,葛继红,等.以国内大循环为主体的国内国际双循环战略的理论探索[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(3):22-29.
- [12]陈晓东,刘洋,周柯.数字经济提升我国产业链韧性的路径研究[J].经济体制改革,2022(1):95-102.
- [13]谭俊涛,赵宏波,刘文新,等.中国区域经济韧性特征与影响因素分析[J].地理科学,2020,40(2):173-181.
- [14]王泽宇,唐云清,韩增林,等.中国沿海省份海洋船舶产业链韧性测度及其影响因素[J].经济地理,2022,42(7):117-125.
- [15]朱永光,张伍丰,王迪,等.中国铜资源产业链供应链韧性评价[J].资源科学,2023,45(9):1761-1777.
- [16]吴力波,汤维祺,孙立坚,等.原油价格冲击的动态传导机制:基于中国工业部门的实证研究[J].世界经济文汇,2011(4):89-106.
- [17]钱浩祺,吴力波,汤维祺.成本效应与需求效应:原油价格冲击的行业传导机制研究[J].世界经济文汇,2014(3):69-83.
- [18]任泽平,潘文卿,刘起运.原油价格波动对中国物价的影响:基于投入产出价格模型[J].统计研究,2007(11):22-28.
- [19]任泽平.能源价格波动对中国物价水平的潜在与实际影响[J].经济研究,2012,47(8):59-69+92.
- [20]吴桐雨,王健.基于多层复杂网络的物流枢纽城市多尺度分析及发育评价[J].交通运输系统工程与信息,2019,19(1):33-39.

Research on Transmission Effects and Resilience Measurement of Nonferrous Metals Industry Chain Under External Shocks: A Dual-Layer Complex Network Perspective

Xiang Xiandi, Xiao Wenjie, Jiao Jingting, Liu Chunxue

Abstract: This study analyzes the transmission effects of external shocks in the nonferrous metals industry chain from a complex network perspective. The shock effects are categorized into cost effects and demand effects based on price and output dimensions. Building on the characteristics of the nonferrous metals industry chain, a comprehensive resilience evaluation index system is constructed, incorporating four dimensions: resistance capacity, recovery capacity, reorganization capacity, and renewal capacity. The results show: (1) In price transmission, critical industries are distributed across upstream, midstream, and downstream sectors, while output transmission primarily concentrates on downstream industries, with upstream output fluctuations showing limited propagation; (2) Under cost and demand effects, industries such as cultural/educational/art/sports/entertainment products manufacturing and automobile manufacturing demonstrate significant transmission effects, representing the most shock-sensitive sectors; (3) The resistance and reorganization capacities of the nonferrous metals industry chain exhibit high volatility, constituting major constraints to chain resilience, while recovery and renewal capacities serve as crucial safeguards for industrial chain security. The study suggests focusing on key sectors prone to shock transmission, formulating policies to mitigate negative impacts from volatility in resistance and reorganization capacities, and continuously enhancing the positive roles of recovery and renewal capacities.

Key words: complex network; external shock; nonferrous metals industry chain; resilience

(责任编辑:新月)

服务业开放与企业技术创新

——基于服务业扩大开放综合试点的准自然实验

胡颖 王红

(新疆财经大学 国际经贸学院,新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:微观企业是我国技术创新的主力军。服务作为企业的重要中间投入,扩大服务业开放能否促进企业技术创新是研究的重点。基于2006—2022年我国沪深主板上市企业数据,在梳理服务业开放促进企业技术创新的理论基础上,运用多期双重差分法实证检验服务业扩大开放综合试点对企业技术创新的影响。研究发现:服务业扩大开放综合试点显著提升了企业的技术创新水平,但对不同类型企业技术创新的影响有所差异,具体表现为对东部和中部地区企业、高科技企业、大规模企业技术创新的促进作用更强;服务业扩大开放综合试点通过缓解企业融资约束、促进企业数字化转型两条路径促进企业技术创新。

关键词:服务业开放;技术创新;数字化转型;多期双重差分法

中图分类号:F272.1;F425

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)03-0058-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.03.007

一、引言

近年,我国服务业受经营成本上涨、环境规制趋严、国际经贸摩擦增加等因素影响,企业持续发展面临严峻挑战,亟须通过技术创新打破“低端锁定”的发展瓶颈。党的二十届三中全会明确提出:“创新提升服务贸易,全面实施跨境服务贸易负面清单,推进服务业扩大开放综合试点示范区建设。”服务业开放是我国实施自贸试验区提升战略的重要突破口之一。数据显示,2024年,我国服务业增加值为765583亿元,占GDP比重为56.7%,对国民经济增长的贡献率为56.2%,在国民经济中的地位日益凸显。自2015年北京率先实施服务业扩大开放综合试点,我国正式开启了服务业领域大刀阔斧改革。截至2024年底,我国服务业扩大开放综合试点省(市)共11个(北京、天津、上海、海南、重庆、沈阳、南京、杭州、武汉、广州、成都),现代服务业领域的开放力度持续增强,对推动我国经济高质量发展、深化高水平对外开放具有重要意义。在此背景下,服务业扩大开放综合试点如何提升我国企业技术创新水平引起了广泛关注。

服务业发展水平是衡量经济社会发展水平的重要标志。学术界关于服务业开放对经济影响效应的

研究主要集中在两个方面:一是对宏观经济总体发展的影响。研究发现,我国服务贸易不同形式的开放对经济增长有显著的促进作用^[1],与产业结构升级之间的正向关系具有较强的稳定性。二是对微观企业的影响。上游服务业开放通过提升中间品进口质量、加大外来技术扩散力度,促使下游企业将相关生产性服务外包给专业团队,优化资源配置,促进企业产能利用率提升,进而增加企业产出,提高产品质量,为下游企业技术创新奠定了坚实基础^[2]。然而,企业实现高效技术创新并不是一蹴而就,其创新过程受到外部因素、内部因素两方面影响。其中,外部因素主要集中于政府政策、市场压力、技术服务等。政府政策方面,政府减税、R&D资助、政府补贴政策能显著促进企业技术创新^[3]。市场压力方面,市场竞争对企业技术创新具有推动作用,但是要保持适度竞争,过于激烈或缺乏竞争均不利于企业技术创新。技术服务方面,新兴研究领域聚焦数据要素流动效应,Meltzer(2024)^[4]构建的理论模型指出,数据跨境流动自由化通过知识重组效应对企业创新效率有显著提升作用。内部因素方面,高管激励、经营者治理和管理能力的提升等都会影响企业的技术创新。此外,企业进行技术创新时

基金项目:国家社会科学基金项目“‘一带一路’背景下中国与欧亚经济联盟数字贸易合作模式与建设路径研究”(21XGJ004)。

作者简介:胡颖,女,博士,教授,研究方向为国际贸易、跨国投资理论及政策;王红,女,硕士研究生,研究方向为跨国投资理论及政策。

遇到的问题除了与自身的治理能力有关之外,还有许多与资金不足有密切联系。企业的研发投入与其拥有的资金显著正相关^[5],即企业拥有的资金不足时,不利于企业技术创新。

关于服务业开放与企业技术创新的相关研究,现有文献多从外资开放与服务贸易开放角度,探究服务业开放对技术创新的影响效应^[6],鲜有从服务业扩大开放综合试点视角进行研究。基于此,选取2006—2022年我国沪、深主板上市企业的数据,运用多期双重差分法实证检验服务业扩大开放综合试点对企业技术创新的影响。与以往研究相比,本文可能的边际贡献在于:一是在新时代推动服务业制度型开放的背景下,试图将服务业扩大开放综合试点作为服务业开放的准自然实验,从制度开放视角挖掘企业技术创新的驱动要素。二是从缓解企业融资约束、提升企业数字化转型方面分析和验证服务业扩大开放综合试点促进企业技术创新的影响机制。三是探讨服务业扩大开放综合试点的推行对企业技术创新产生的差异化影响,具体从地区属性、科技程度、规模大小等多个维度展开研究,为促进企业技术创新提供更为精准的经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一)服务业开放与企业技术创新

服务业开放会促进企业技术创新。服务业扩大开放综合试点通过放宽服务业外资市场准入、促进与国际经贸规则对接、强化创新要素供给保障等措施,为企业技术创新提供更加开放和竞争的市场环境,不仅能够激发企业的创新活力,还可以促进企业间的技术交流与合作。首先,放宽服务业外资市场准入会吸引大量国外竞争者进入,本土企业为了维持市场份额,会被动加大研发投入,加快创新步伐。同时,外资企业所掌握的先进技术和管理经验会通过技术外溢和示范效应,推动本土企业学习与效仿^[7]。其次,促进与国际经贸规则的对接会使我国企业更容易进入国际市场,市场的扩大会激励企业进行创新以满足不同市场的差异化需求。同时,与国际经贸规则对接为国内外企业提供公平竞争的平台,有助于企业间的技术交流和资源共享,促使企业利用国际资源进行技术创新。试点政策简化了来华外籍人员签证手续,并探索建立了开放便利的境外专业人才执业制度^①,提供了具有吸引力的工作环境和待遇,能够吸引境外创新人才的流入,同时

能够提升对本土人才的培养力度。高素质人才要素供给的强化有助于提升企业的研发能力和管理水平,为企业技术创新提供智力支持^[8]。因此提出假设:

假设1:服务业开放会促进企业技术创新。

(二)服务业开放、缓解融资约束与企业技术创新

资金不足是企业技术创新的重要制约因素。内部资金是指企业通过自身运营活动产生的资金,如企业的研发投入、利润留存、折旧和摊销等;外部资金是指企业从外部获取的资金,如政府补助和补贴、债券融资、科技贷款和专项基金等。服务业扩大开放通过内外资金渠道协同作用于企业技术创新,但需警惕外资进入引发的竞争抑制效应。从内部资金积累视角看,服务业扩大开放综合试点吸引大量外资服务业的流入,产生显著技术溢出,使跨国服务商通过示范效应及供应链协同双重渠道提升本土创新效率^[9]。同时,中间品市场服务要素的质量提升与价格下降,推动企业将内部服务外包以优化资源配置,形成运营杠杆效应,实现“创新投入—利润积累”的正向循环^[10]。就外部资金而言,服务业扩大开放综合试点充分利用中央和地方资金渠道,以及服务贸易创新发展引导基金等,提供研发补贴、税收减免等配套措施,丰富了资金支持方式;同时还鼓励金融机构推出适应服务贸易特点的金融服务,如企业创新积分贷、仪器设备信用贷等,并为企业增信授信,推广包括科技项目研发保险、知识产权保险等在内的创新型科技保险产品。这些措施拓宽了企业的融资渠道,有助于企业获取外部资金,缓解融资约束,促进自身技术创新。因此,提出假设:

假设2:服务业开放通过缓解企业融资约束促进企业技术创新。

(三)服务业开放、数字化转型与企业技术创新

企业数字化转型对企业技术创新有显著推动作用。服务业扩大开放综合试点通过健全数字经济制度、完善数字基础设施和投放数字技术促进企业数字化转型。试点城市政府正加快健全数字经济制度体系,具体包括建立全面的数据交易机制,明确数据权属登记流程,开展数据资产评估,促进数据开发利用等相关制度和机制,促进企业对数据资源的吸收和积累。这些措施有助于企业将累积的大量数据资源与现有资源结合,创造出新的资源组合,引发生产方式的创新性变革,进而促进企业整体动能优化升级与创新能力有效

①详见商务部《关于印发〈海南省服务业扩大开放综合试点总体方案〉的通知》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-04/24/content_5601789.htm

提升。试点地区正积极利用大数据、互联网和5G等技术,完善相关数字化服务平台等基础设施,例如成都建立了云计算中心,为当地企业提供云存储、云计算和大数据分析等数字技术。这些数字平台的建立、数字技术的提供不仅使企业能够迅速察觉并精确把握客户的需求,实现产品的创新和迭代,还能助力企业突破市场障碍,实现其与内部成员和外部机构的信息资源共享和合作,进而促进企业创新实力的提升^[11]。因此,提出假设:

假设3:服务业开放通过促进企业数字化转型促进企业技术创新。

三、研究设计

(一)模型构建

为了深入探究服务业开放对企业技术创新的具体影响,将服务业扩大开放综合试点作为服务业开放的代理变量,通过对比分析试点城市与非试点城市的企业在政策实施前后技术创新水平的变化,进而得到服务业扩大开放综合试点的技术创新成效。考虑该试点具有多期渐进性特征,构建多期双重差分模型如下:

$$Patent_{it} = \alpha + \beta_1 did_{it} + CV_i + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表公司, t 代表年份, $Patent$ 为企业技术创新变量, did 为服务业扩大开放综合试点变量, CV_i 是一系列控制变量, μ_i 是企业的个体固定效应, λ_t 是时间固定效应, ε_{it} 是随机干扰项。此外,还基于聚类至企业层面进行稳健标准误调整。实证分析中重点关注 β_1 的回归系数,若系数 β_1 的估计值显著大于0,则说明服务业扩大开放综合试点会促进企业技术创新。

(二)变量说明

1.被解释变量

企业技术创新($Patent$)。由于发明专利的研发投入成本与技术含量较高,申请难度和保护力度较大,

较能体现企业的实质性创新能力,因此选用“发明专利的总申请量+1”取对数作为度量企业技术创新的代理变量。后续为了验证变量选取的可靠性,用“发明专利申请量、实用新型和外观设计专利的申请量总和+1”取对数作为度量技术创新的代理变量,进行稳健性检验。

2.解释变量

服务业扩大开放综合试点。根据国务院公布的试点地区及实施时间,生成时间虚拟变量 $Treat$ 和政策虚拟变量 $Post$,将样本区分为实验组、对照组。接着将两个虚拟变量进行交乘组合形成新变量 did_{it} ,表示省(市) i 在第 t 年纳入了试点范围,并构建渐进的双重差分模型展开识别检验。

3.控制变量

考虑到会有其他因素可能对企业技术创新带来影响,选取资产负债率(Lev)、总资产净利润率(ROA)、销售毛利率($GrosProfit$)、流动比率($Liquid$)、速动比率($Quick$)、独立董事占比($Indep$)、前十大股东持股比例($TOP10$)、是否“四大”($Big4$)作为控制变量,提高回归模型的估计效率。

(三)描述性统计与数据来源

为了深入分析试点政策对企业技术创新的影响,将我国沪深主板上市企业作为研究对象,并将考察时段划分为2006—2022年。具体而言,专利申请量数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)专利数据库,控制变量数据来自Wind数据库。为保证数据有效性,剔除金融保险类和ST、ST*类公司的观测值,剔除因变量及控制变量缺失的样本,对连续变量进行上下1%的缩尾处理。根据上述标准,最终获得4053家上市公司的39334个观测值。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

	变量名称	变量符号	变量测度	均值	最小值	最大值
被解释变量	企业技术创新	$Patent$	发明专利的总申请量+1取对数	0.0948	0.0000	1.0000
解释变量	服务业扩大开放综合试点	did	构建时间虚拟变量 $Treat$ 与政策虚拟变量 $Post$ 的交乘项	2.4380	0.0000	9.4060
控制变量	资产负债率	Lev	负债总额/资产总额	0.4220	0.0274	0.9080
	总资产净利润率	ROA	净利润/平均总资产	0.0399	-0.3730	0.2570
	销售毛利率	$GrosProfit$	(销售收入-销售成本)/销售收入	0.2890	-0.0619	0.8710
	流动比率	$Liquid$	流动资产/流动负债	2.5910	0.1980	35.5000
	速动比率	$Quick$	速动资产/流动负债	2.0760	0.1310	33.9600
	独立董事占比	$Indep$	独立董事人数除以董事会总人数	0.3743	0.2500	0.6000
	前十大股东持股比例	$TOP10$	前十大股东持股数量/总股数	0.5869	0.2084	0.9097
	是否“四大”	$Big4$	公司经由“四大”(普华永道、德勤、毕马威、安永)审计为1,否则为0	0.0591	0.0000	1.0000

表2 基准回归

变量	(1) <i>Patent</i>	(2) <i>Patent</i>	(3) <i>Patent</i>
<i>did</i>	0.4388*** (17.6325)	0.4633*** (17.7240)	0.0898** (2.3166)
资产负债率		0.1711*** (3.3847)	0.3942*** (4.5045)
总资产净利润率		2.3222*** (17.4879)	0.5517*** (4.2326)
销售毛利率		-0.3299*** (-6.6314)	-0.0932 (-0.9387)
流动比率		-0.3004*** (-19.1258)	-0.0677*** (-3.4010)
速动比率		0.3142*** (18.3630)	0.0683*** (3.1785)
独立董事占比		0.0131*** (9.2803)	-0.0011 (-0.5726)
前十大股东持股比例		0.0005 (0.9296)	0.0020* (1.7795)
是否“四大”		0.5906*** (18.1344)	0.0335 (0.4155)
时间固定	否	否	是
个体固定	否	否	是
N	42933	39334	39334
调整后的R ²	0.0070	0.0380	0.7140

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为经过聚类稳健标准误调整后的t统计量。下表同。

四、实证分析

(一)基准回归

表2的实证结果重点检验服务业扩大开放综合试点与企业技术创新的核心关系。回归模型(1)仅在控制核心解释变量的基础上展开识别;回归模型(2)纳入前述控制变量集合;回归模型(3)进一步纳入时间和个体固定效应。由实证结果可知,*did*的回归系数均显著为正,其中模型(3)中*did*的回归系数为0.0898,通过了5%的显著性检验。上述结果表明,服务业扩大开放综合试点的实施有助于企业技术创新,验证了假设1。

(二)平行趋势检验

借鉴姚战琪(2024)^[12]的方法,将服务业扩大开放综合试点实施之前的三年(2012年、2013年、2014年)作为对照组,将试点实施之后的年份作为实验组,对对照组、实验组的创新变动进行平行趋势检验。从图1

可以看出,在服务业扩大开放综合试点正式实施之前的年份,时间虚拟变量与政策虚拟变量交乘项的回归系数估计值基本为0,并且统计上不显著;在综合试点正式启动的滞后2年及更远年份,时间虚拟变量与政策虚拟变量交乘项的回归系数估计值均大于0,且通过了显著性检验。因此,研究结果通过了平行趋势检验。

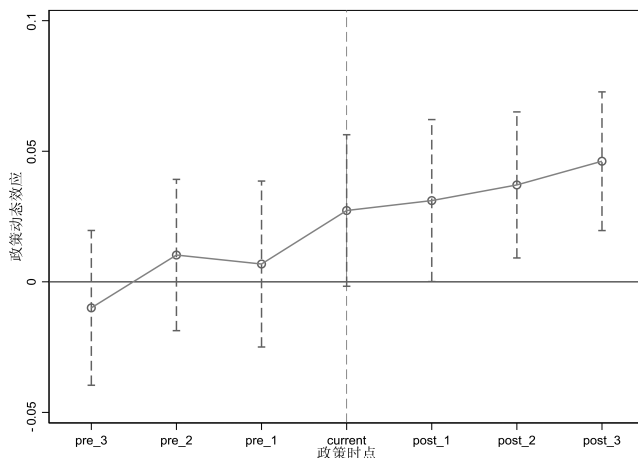


图1 平行趋势检验

(三)稳健性检验

1.调整变量的计算方法

利用不同计算方法对被解释变量进行替换检验。在回归模型(1)中,为了评估企业技术创新的整体情况,选取“发明专利申请量、实用新型和外观设计专利的总申请量+1”取对数这一指标,作为度量技术创新的代理变量进行稳健性检验。实证结果发现,即便变更了企业技术创新变量的计算方法,服务业扩大开放综合试点的回归系数仍显著为正,与基准回归结果基本保持一致。

2.安慰剂检验

为进一步检验企业技术创新的提升是由服务业扩大开放综合试点带来的,而非其他观测因素,借鉴白俊红等(2022)^[13]的做法,随机设定服务业扩大开放综合试点政策实施的时间,并重复实验500次,得到变量的真实系数和500组虚拟变量的系数估计值,从而绘制安慰剂检验结果图。从图2(a)、图2(b)可以看出,500次模拟回归的系数估计值基本服从正态分布,且均分布在0值附近。此外,随机抽样的系数距离此前基本回归的系数很远,进一步验证之前的回归系数不是随机得来的,受其他因素的影响很小。

3.PSM倾向得分匹配

进行基准回归时,可能出现遗漏变量、协变量差异较大等问题,导致内生性。因此借鉴陈鹏程等(2024)^[14]

表3 调整变量的计算方法

变量	(1) <i>Patent</i>
<i>did</i>	0.0865** (2.0521)
控制变量	是
时间固定	是
个体固定	是
N	39334
调整后的R ²	0.7400

的倾向得分匹配法对样本进行1:1近邻匹配。以资产负债率(*Lev*)、总资产净利润率(*ROA*)、销售毛利率(*GrossProfit*)、流动比率(*Liquid*)、速动比率(*Quick*)、独立董事占比(*Indep*)、前十大股东持股比例(*TOP10*)、是

否“四大”(Big4)作为协变量,确保对照组和处理组没有系统性差异。如图3(a)、图3(b)所示,匹配前核密度图中两条曲线差距较大,但匹配后两条曲线重合,匹配前后变化比较明显。这在一定程度上表明,本文的量化结果并未受到上述影响,结果具有稳健性。

(四)异质性检验

前文验证了服务业扩大开放综合试点的设立对企业技术创新有正向促进作用,为分析我国扩大服务业开放的政策效果提供了实证依据。面对相同的政策冲击,如果企业所处地区、企业科技程度和规模程度不同,会对企业技术创新产生显著差异。针对这些异质性开展识别,有助于在政策层面制定更加精准的举措,从而更好地发挥服务业扩大开放综合试点对企业技术创新的促进作用。

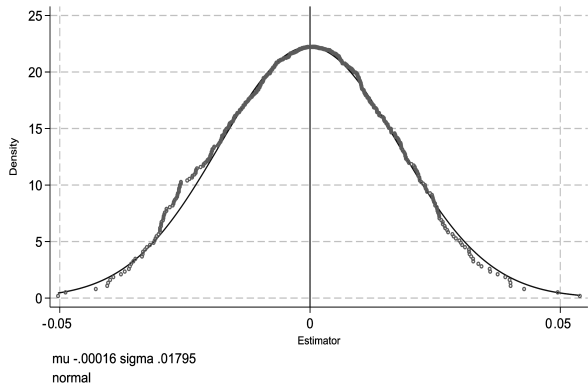


图2(a) 安慰剂检验

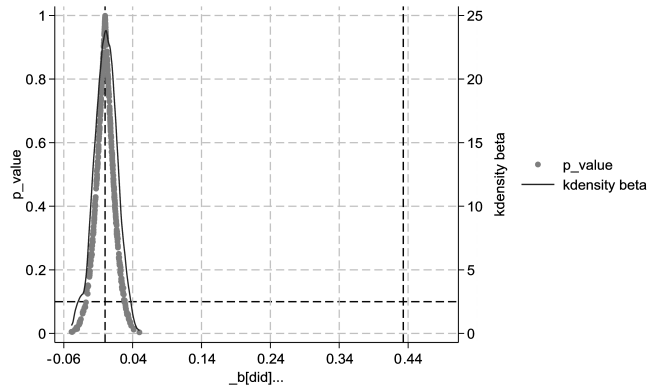


图2(b) 安慰剂检验

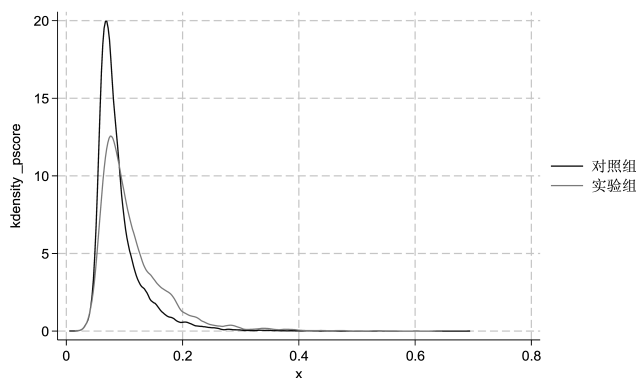


图3(a) PSM近邻匹配(匹配前)

1.区分企业所在地区

依据企业所处地理位置,将样本细分为东部、中部、西部三个组别,重新开展检验,实证结果见表4。回归模型(1)中,服务业扩大开放综合试点对东部地区企业技术创新的影响系数是0.4374,通过了1%的显著性检验;回归模型(2)中,服务业扩大开放综合试点对

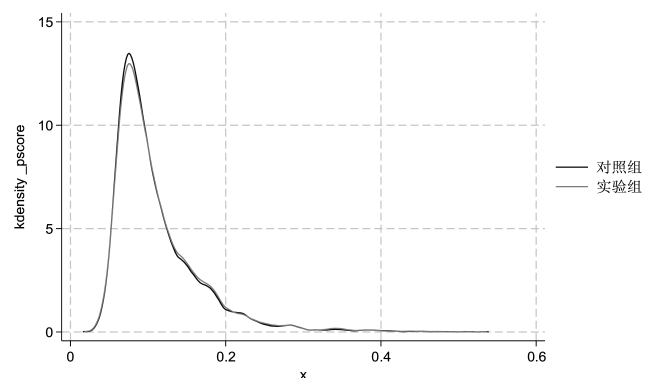


图3(b) PSM近邻匹配(匹配后)

中部地区企业技术创新的影响系数是0.2133,通过了5%的显著性检验;回归模型(3)中,服务业扩大开放综合试点对西部地区企业技术创新的影响系数是-0.0203,未通过显著性检验。可能的原因是:第一,东部地区的经济发展水平比较高,作为高质量发展的前沿阵地,企业往往面临着激烈的竞争环境,企业更愿

意进行技术创新,以开拓市场,提高市场占有率。第二,在服务业开放背景下,受服务业扩大开放综合试点配套政策的推动,中部地区企业更倾向于通过技术创新调整产业结构,转变发展方式,减少资源浪费,降低生产成本,提高利润。第三,相比之下,西部地区企业的配套基础设施如创新研发中心等不够完善,高技术人才较为缺乏,无法为企业技术创新提供多元化的条件支撑,即使有服务业扩大开放综合试点政策的支持,也不足以推动企业技术创新的明显提升。

表4 区分地区的异质性检验

变量	(1) <i>Patent</i> 东部	(2) <i>Patent</i> 中部	(3) <i>Patent</i> 西部
<i>did</i>	0.4374*** (9.9230)	0.2133** (2.0907)	-0.0203 (-0.1312)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
N	27293	5490	6528
调整后的 R ²	0.6490	0.6050	0.5750

2. 区分企业科技程度

基于企业科技程度,将全样本划分成高科技企业、非高科技企业两组重新检验,实证结果见表5。回归模型(1)中,服务业扩大开放综合试点对高科技企业技术创新的影响系数是0.1213,通过了5%的显著性检验;回归模型(2)中,服务业扩大开放综合试点对非高科技企业技术创新的影响系数是0.0758,未通过显著性检验。因此可以得出,服务业扩大开放综合试点促进了高科技企业技术创新。可能的原因是,高科技企业通常拥有较强的研发能力和技术积累,会主动进行创新活动,以扩大市场份额;服务业扩大开放综合试点地区推出了多项支持创新的举措,如建设新型研发机构和产业创新平台等,为高科技企业的技术创新创造了良好的环境;在服务业扩大对外开放过程中,高科技企业面临较大的市场和技术风险,为了分散风险、提高对市场变化的适应力,高科技企业通常会积极融入国际市场,吸收其他国家先进的技术、管理经验及专业人才,增加自己的创新能力。比较而言,非高科技企业对传统生产方式较为依赖,其自身产品或服务更新换代较慢,对新技术的需求和依赖程度较低;而且非高科技企业可能面临资金和资源约束,较难承担长期、高风险的研发项目。因此,服务业扩大开放综合试点的实施对非高科技企业技术创新的影响效应不显著。

表5 区分企业科技程度的异质性检验

变量	(1) <i>Patent</i> 高科技企业	(2) <i>Patent</i> 非高科技企业
<i>did</i>	0.1213** (2.0898)	0.0758 (1.5031)
控制变量	是	是
时间固定	是	是
个体固定	是	是
N	16360	22936
调整后的 R ²	0.7030	0.7130

3. 区分企业规模

根据企业规模的中位数21.9021进行划分,将企业规模数值大于中位数的划分为大规模企业,将企业规模数值小于中位数的划分为小规模企业,实证结果见表6。模型(1)中,服务业扩大开放综合试点对大规模企业技术创新的影响系数是0.4132,通过了1%的显著性检验;回归模型(2)中,服务业扩大开放综合试点对小规模企业技术创新的影响系数是0.0342,未通过显著性检验。可能的原因是,大规模企业受到外部政策支持时,如财政补贴、税收减免、低息贷款等,能为大企业带来更多资金,从而促使其增加研发投入,提高创新能力。政府的政策支持也可以在一定程度上分担大企业的研发风险,使企业更愿意投资于高风险、高投入的创新项目。此外大企业因为自身品牌和社会影响力较强,更倾向于充分利用政策,把握好与高校、研究机构的合作机遇,通过产学研合作,大企业能够更快地获取最新研究成果和技术信息。对于小规模企业而言,技术创新往往需要长期投入,短期内可能难以看到明显的经济回报,使企业对投资技术创新持谨慎态度。在这种“近视症”影响下,小规模企业往往忽视长期的可持续发展,因此即使有外部资金扶持,该类企业也更倾向于投入简单的扩大再生产以增加近期利润,而非投入技术创新活动中。

(五) 机制分析

为深入分析服务业扩大开放综合试点影响企业技术创新的作用机制,着重从缓解融资约束、促进数字化转型两条路径进行识别检验。

1. 缓解融资约束

借鉴 Whited 和 Wu (2006)^[15]的研究方法,构建 WW 指数,用来衡量企业的融资约束程度,实证结果见表7。模型(2)中,服务业扩大开放综合试点对企业受到的融资约束指数(WW)的回归系数为-0.0207,且通

表6 区分企业规模的异质性检验

变量	(1)	(2)
	<i>Patent</i> 大规模	<i>Patent</i> 小规模
<i>did</i>	0.4132*** (7.7152)	0.0342 (0.6826)
控制变量	是	是
时间固定	是	是
个体固定	是	是
N	20495	18406
调整后的R ²	0.7030	0.6110

过了1%的显著性检验,表明服务业扩大开放综合试点的实施会缓解企业融资约束,使企业融资能力得到提升。进一步研究发现,企业融资约束得到缓解时,有助于促进企业技术创新,为假设2提供了实证证据。

表7 缓解融资约束的机制识别检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Patent</i>	<i>WW</i>	<i>Patent</i>
<i>did</i>	0.0898** (2.3166)	-0.0207*** (-11.7413)	0.0857** (2.0697)
<i>WW</i>			-2.5016*** (-13.4233)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
N	39334	34740	34740
调整后的R ²	0.7140	0.5910	0.7230

2.促进数字化转型

借鉴袁淳等(2021)^[16]的指标构建方法,采用企业数字化相关词汇频数总和除以年报MD&A语段长度来衡量企业的数字化程度(*Dig*)。*Dig*数值越大,表明企业的数字化程度越高。由表8模型(2)的实证结果可知,服务业扩大开放综合试点对企业的数字化程度(*Dig*)的回归系数为0.1279,且通过了1%的显著性检验,表明服务业扩大开放综合试点提升了企业的数字化程度,使企业加速数字化转型。进一步研究发现,企业数字化转型有助于促进企业技术创新,为假设3提供了实证证据。

五、结论与建议

(一)研究结论

在理论分析基础上,基于2006—2022年我国沪、深主板上市的4053家企业数据和我国实施的服务业扩

表8 促进数字化转型的机制识别检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Patent</i>	<i>Dig</i>	<i>Patent</i>
<i>did</i>	0.0898** (2.3166)	0.1279*** (4.4172)	0.0744* (1.9445)
<i>Dig</i>			0.1469*** (9.7812)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
N	39334	39185	39185
调整后的R ²	0.7140	0.7790	0.7160

大开放综合试点政策,利用多期双重差分法,探究我国服务业扩大开放对企业技术创新的影响和作用机制,得出的主要结论有:(1)服务业扩大开放综合试点对我国企业技术创新有显著的促进作用。经过一系列稳健性检验后,该结论仍然成立。(2)服务业扩大开放综合试点的实施对不同类型企业技术创新的影响有显著的异质性。具体而言,该试点显著提升了东部和中部地区企业、高科技企业、大规模企业的技术创新,而对西部地区企业、非高科技企业、小规模企业的影响不显著。(3)机制检验表明服务业扩大开放综合试点的实施,一方面通过缓解企业的融资约束促进企业技术创新,另一方面通过促进企业的数字化转型促进企业技术创新。

(二)对策建议

根据研究结论,提出以下对策建议:

第一,政府应通过精准政策支持、金融助力、数字化赋能等举措,为企业技术创新保驾护航。首先,政府应加大服务业扩大开放综合试点的范围,制定更加精准的政策,帮助企业充分利用服务业扩大开放带来的机遇,加速技术创新。如提供财政补贴、税收减免、研发资助等激励措施,以降低企业的研发成本和风险,激发企业的创新热情。其次,由于融资约束的缓解对企业技术创新有积极影响,政府应加强对企业的金融支持。通过提供优惠贷款、创新基金等措施,降低企业融资成本,释放创新潜力。同时,支持开发知识产权被侵权保险、执行保险、海外侵权责任保险、质押融资保证保险等金融产品,降低企业的创新风险。此外,政府应加大对云计算、大数据、人工智能等数字技术的投入,提升公共服务数字化水平,使更多企业享受到便捷的数字化服务,提高企业的运营效率 and 创新能力,加速企业技术创新的进程。

第二,不同类型的企业应根据自身特性,加快摆脱低端技术锁定,提升研发能力,扩大创新生产的可能性

边界。其中,东中部地区企业、高科技企业和大规模企业应积极构建产业联盟创新网络、产业集群创新网络等平台,开放供应链资源,带动产业链相关企业联合开展科技攻关。西部地区的企业,应积极承接东、中部地区的产业转移,加快吸收和内化产业转移带来的知识和技术溢出,提升自身研发能力。具体而言,西部地区企业在承接产业转移的过程中,要注重学习引进先进技术和管理经验,加强与高校、科研机构的合作,开展产学研合作项目,加速技术消化吸收与再创新。非科技企业应该加快数字化转型,通过大数据、人工智能等数字技术,提高自身服务和运营效率,同时还要积极利用产业技术创新联盟等平台,实现资源共享和协同创新。小规模企业应充分发挥自身灵活性,把握好市场需求,增加研发投入;同时积极提升创新服务与管理能力,不断增强创新意识。◆

参考文献:

- [1]陈景华.承接服务业跨国转移的效应分析:理论与实证[J].世界经济研究,2010(1):76-81+89.
- [2] MANOVA K, YU Z. Multi-product firms and product quality[J]. Journal of International Economics, 2017, 109(11): 116-137.
- [3]白俊红,李婧.政府R&D资助与企业技术创新:基于效率视角的实证分析[J].金融研究,2011(6):181-193.
- [4] MELTZER J P. Data flows and economic growth[J].The World Economy, 2024, 47(2): 401-427.
- [5]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,48(1):4-16.
- [6]苏二豆,薛军.服务业外资开放与制造业企业创新[J].中南财经政法大学学报,2019(6):142-153.
- [7]杨红燕,李冬雪.服务业开放与中国制造业全球价值链地位:技术溢出与人力资本的中介效应[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版),2022,24(4):155-160.
- [8]宛群超,袁凌,谭志红.科技人才集聚、市场竞争及其交互作用对高技术产业创新绩效的影响[J].软科学,2021,35(11):7-12.
- [9]毛其淋,谢汇丰.服务业开放对我国制造业企业产能利用率的影响研究[J].财贸经济,2023,44(11):72-87.
- [10] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Integration versus outsourcing in industry equilibrium[J]. The quarterly journal of economics, 2002, 117(1): 85-120.
- [11]沈国兵,袁征宇.企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J].经济研究,2020,55(1):33-48.
- [12]姚战琪.现代服务业综合试点是否促进绿色创新[J].山西师大学报(社会科学版),2024,51(2):1-15+22.
- [13]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度:来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.
- [14]陈鹏程,李智,何奇龙.ESG评级分歧一定带来负面影响吗?:基于债务融资成本的视角[J].技术经济,2024,43(5):117-136.
- [15] WHITED T M, WU G. Financial constraints risk[J].The review of financial studies, 2006, 19(2): 531-559.
- [16]袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.

Service Sector Liberalization and Enterprise Technological Innovation: A Quasi-Natural Experiment Based on China's Comprehensive Pilot Program for Service Sector Opening-Up

Hu Ying, Wang Hong

Abstract: As micro-enterprises constitute the main force of technological innovation in China, this study examines whether service sector liberalization—serving as crucial intermediate inputs for enterprises—can promote technological innovation. Using data from Shanghai and Shenzhen listed companies (2006–2022) and employing a multi-period difference-in-differences approach, we investigate the impact of China's Comprehensive Pilot Program for Service Sector Opening-Up on corporate innovation. The findings reveal that: The pilot program significantly enhances enterprise technological innovation, though with heterogeneous effects – showing stronger promotion effects for enterprises in eastern/central regions, high-tech firms, and large-scale corporations; Two key transmission channels are identified: alleviating corporate financing constraints and facilitating digital transformation. The study provides empirical evidence for evaluating the innovation effects of service sector opening policies while offering insights for further expansion of service sector liberalization.

Key words: service sector opening; technological innovation; digital transformation; multi-period difference-in-differences method

(责任编辑:萧静)

会计师事务所规模对审计收费的影响研究

——基于中国A股上市公司的经验证据

陈卓 江奕奇

(南京审计大学 政府审计学院,江苏 南京 211815)

摘要:会计师事务所规模与审计收费的关系受多种因素综合影响,主要的解释理论有产品差异化理论、议价能力理论、声誉溢价理论、规模效应理论。采用2017—2021年度我国A股上市公司及其聘用的会计师事务所数据进行实证研究,发现会计师事务所规模对审计收费的影响呈现先下降后上升的U型关系。进一步区分国有企业和非国有企业样本,都呈现出审计收费随着会计师事务所规模变大而先下降后回升的变化趋势,回归结果保持稳健。研究结论表明,会计师事务所应注重审计质量的提升、品牌声誉的培养,摒弃一贯的低价竞争策略,减少恶性竞争行为。

关键词: 审计收费;会计师事务所规模;上市公司

中图分类号:F239

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)03-0066-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.03.008

一、引言

2023年2月,财政部、国资委、证监会联合印发《国有企业、上市公司选聘会计师事务所管理办法》,进一步规范国有企业、上市公司选聘会计师事务所行为,促进注册会计师行业的公平竞争,推动审计质量的提升。长期以来,审计收费是国内外会计师事务所、企业以及监管机构特别关注的重点环节,也是关联方在审计计划阶段重点商讨的话题。以往研究发现,部分会计师事务所通过压低审计收费,甚至接受亏损项目来吸引企业扩大市场份额,这样的恶性竞争不利于审计行业良性发展。近年,有会计师事务所因为资管项目中存在审计缺陷被证监会罚款,也有会计师事务所因为收入审计程序不当被证监会约谈。此类事件值得我们重新审视大型会计师事务所提供的审计服务质量,需要思考是否存在因低价竞争导致无法执行充分的审计程序的情形。过低的单位审计收费意味着边际利润的单薄,因此存在会计师事务所为了获取更多收益而盲目扩张,最终导致新增的分所与合并所无法

平衡收支。大型会计师事务所在承接数量更多、规模更大项目的同时,面临高昂的成本问题。因此,会计师事务所的规模与审计收费之间究竟存在怎样的关系值得重点关注。

截至2020年末,我国共有9800余家会计师事务所,从年收入角度看,仅国际“四大”就占据总业务收入的33.84%,前一百强事务所占总行业收入的64%,规模格局表现为自下而上的“图钉型”分布。随着会计师事务所的扩张,其规模和独立性显著增加,更加具备抵御“深口袋”效应的能力,且能更加可靠地确认审计的准确性和可靠性,更加准确地发现和纠正企业财报中的不当行为,进一步增强企业的财务安全。与此同时,注册会计师的专业知识和技能都得到极大改善,会计师事务所能够更好地利用审计人员的专长,更加准确地判断公司的财务状况,及早发现并解决企业风险,保证企业的财务安全(杨萍,2020)^[1]。大型会计师事务所能够提高信息披露质量,披露更多的关键审计事项,监督企业的内部经营管理,并抑制管理层对

基金项目:国家社会科学基金重大项目“百年审计理论创新研究”(21&ZD027);江苏高校“青蓝工程”项目。

作者简介:陈卓,男,博士,副教授,研究方向为国家审计;江奕奇,男,研究方向为社会审计。

企业资金的占用(陈丽红和李明艳,2021)^[2]。大规模的会计师事务所确实降低了企业融资成本,缓解了企业融资约束。规模较大的会计师事务所对企业现金持有量的抑制作用在融资约束程度较低的企业中更为显著(姜毅,2014)^[3]。有研究表明,事务所规模与公司审计质量之间存在显著的正相关关系,即事务所规模越大,被审计对象的可操纵性应计利润越低,审计质量越高(Liang,2020)^[4]。也有学者认为会计师事务所的规模一定程度上起着调节作用,特别是在国内“十大”中,随着规模的增大,审计师经验对企业避税的影响会逐渐减弱,从而限制个人注册会计师帮助企业进行避税的行为(邢秋航和汪洁,2020)^[5]。

审计收费的影响因素大部分来自企业本身,这些因素是会计师事务所进行审计成本计算时纳入考虑的重要因素。公司内部管理质量对公司的风险承受能力和报酬呈现积极的关系,当公司管理质量较好时,这种关系将得到改善。由于受审计机构拥有优秀的内部管理体系,注册会计师能够采取全面的策略,避免采用浪费大量时间和精力的实际操作,有助于减轻由于企业负债过重导致的审计成本上升。研究发现,当企业的风险承受能力增强时,需要向注册会计师支付额外的报酬来弥补这些损失。此外,内部控制的水平越高,越有助于减少审计报酬。采取综合性的审计方法时,内部控制的有效性和审计成本呈现出明显的负向联结(赵保卿和靖凯旋,2022)^[6]。另类投资市场中公司的审计费用受客户流动性和上市时间的负向影响,处于发展阶段的小规模公司需要支付更多审计费用以获得更专业更全面的审计意见(Xue 和 O'Sullivan, 2023)^[7]。也有部分因素源自外部环境,随着政府实施的全面监管,以及社会的普遍认可,国家的监管力量大幅增强。这种情况减少了注册会计师面临的监管风险,并鼓励他们以客观方式发表评估结果。随着政府管控措施和信息传播能力的加强,审计人员对审计风险的认识有所提高,减少了社会审计收费(郭巧莉等, 2021)^[8]。

由于国外资本市场发展时间较长、行业机制较为完善,针对事务所规模对审计收费的影响研究能够充分利用市场信息进行数据整合,已经取得了广泛的研究成果。我国学者在会计师事务所规模对审计收费的影响关系方面缺乏研究经验,起步时间较晚,得出的结论也不一致。有研究认为,会计师事务所之间的合并行为对审计收费具有提升作用,且合并方式对此种提

升并无影响(李明辉等,2012)^[9]。会计师事务所规模的扩大主要提升的是服务质量,同时这种规模扩大会影响整个市场的供需关系和集中化程度,提升事务所的议价能力,从而提高审计收费(蒋力等,2009)^[10]。会计师事务所规模、行业专长分别与审计费用呈正向关系,且溢价的审计费用会强化行业专长与会计师事务所规模对审计质量的正向影响。有学者进一步研究发现,行业专长正向调节会计师事务所大小和审计薪酬之间的关系(王鑫辉等,2023)^[11]。然而,也有研究认为会计师事务所规模对审计收费的影响不显著,但发达地区的审计收费普遍比欠发达地区的审计收费要高(刘斌等, 2003)^[12]。还有研究表明,以国际“四大”为代表的大型会计师事务所在我国并未形成审计收费方面的强大优势(耿建新和房巧玲,2005)^[13]。

已有研究为考察会计师事务所规模与审计费用之间的关系提供了丰富的研究思路和宝贵经验,但学术界尚未形成相对一致的意见,因此有必要对该问题进行深入探讨。本文在已有研究的基础上,基于2017—2021年我国A股上市公司及其聘用的会计师事务所数据进行实证研究,进一步探讨会计师事务所规模与审计费用之间的非线性关系。研究发现,会计师事务所规模对审计收费的影响呈现先下降后上升的U型关系。研究结论可以帮助会计师事务所根据自身的发展规模,制定符合自身最大利益的定价策略,增强审计市场的活力。

二、理论分析与研究假设

(一)理论分析

1.产品差异化理论

产品差异化理论认为,规模较大的会计师事务所能够提供更高质量的审计报告。大型会计师事务所通常拥有更丰富更专业的人才,审计组成员的专业素养能够提升工作效率。审计行业产品的差异化程度,往往通过审计报告的准确程度反映,这种反映是难以测量的,因此会计师事务所为了凸显自身提供审计服务的差异化,会在附加服务中增加成本或创造额外价值。比如,在大数据与人工智能加持下,拥有更多相关资源的大规模会计师事务所有能力为企业提供更差异化升级的定制审计服务、更有效过程控制、更先进的技术方法,为审计服务提供溢价依据。而且,规模较大的会计师事务所进行范围更大、层次更深的审计工作时工作量将增加,从成本端考虑,也为更高的审计收费提供了解释。

2. 议价能力理论

审计收费是指会计师事务所向企业提供审计服务而收取的报酬,会计师事务所希望从一定量的审计工作中获取尽可能多的利益,而企业希望以较少的代价获取到充分的审计服务,因此审计收费是会计师事务所和企业两者均衡博弈的结果。议价能力一般包括买方议价能力和卖方议价能力。卖方议价能力指商品或服务供应商通过提高价格或降低服务产品质量向客户施压的能力。买方议价能力指购买方通过降低协商价格、索取更多更高质量的服务,进而从交易中获得更多利益的能力。审计行业中,会计师事务所的议价能力是卖方议价能力,企业的议价能力是买方议价能力。一般而言,规模较大的会计师事务所能够获取的客户资源质量更佳、范围更广,在和客户针对审计服务收费进行商议时拥有更强势的话语权,因而在其他条件不变的情况下,规模更大的会计师事务所拥有更强的议价能力,市场优势更大,能够相应提高审计服务收费。

3. 声誉溢价理论

声誉溢价效应存在于许多领域中,指良好声誉的持有者将长期获得超额收益。声誉效应拥有解决逆向选择、道德风险的双重功能,良好的声誉往往来源于诚实高效的经营积累的正向反馈。审计行业中,声誉溢价理论指规模较大的会计师事务所往往声誉更佳,会计师事务所为了维护良好声誉必然会加强内部质量控制,更加重视法律约束,限制自身有悖于社会公众利益的投机主义行为,这些都会导致会计师事务所的服务成本上升,在审计服务时会计师事务所就有权利收取更多的溢价。同时,被审计单位选择会计师事务所时,选择规模更大、声誉更好的会计师事务所也有助于树立良好的公司形象,因为这种行为在传递公司能够并愿意接受层次更深、范围更广的审计监督等信号。

4. 规模效应理论

不同于上述三种理论,规模效应理论常用来解释审计收费随着会计师事务所规模上升而下降或呈现U型曲线的现象。规模效应理论认为,随着会计师事务所规模的扩大,人才获取、员工培训、行政部门费用等成本的边际支出将下降,因为这些费用会被更多项目、收入来源平分,从而降低审计服务成本,会计师事务所可以以更低的审计服务费用吸引市场客户,获取更多利润。也有部分学者认为,规模效应理论需要修正,这种边际效应的降低仅存在于一定限度内,当需要管理的审计项目达到一定数量时,为了维持一定水准的服

务质量,需要额外增加费用支出。这样的额外支出相较于边际效应显得相对不经济,因此需要同时上涨审计费用以应对成本上升。

(二) 研究假设

基于上述理论分析,产品差异化理论说明在被审计单位条件一定的情况下,规模越大的会计师事务所进行的审计服务范围越大,审计服务的成本越高,因此审计费用越高。议价能力理论说明,规模越大的会计师事务所在商议审计费用时的话语权越高,因此其提高审计收费的倾向越大。声誉溢价理论说明规模越大的会计师事务所声誉越好,其想要维护社会声誉,在审计服务时会付出额外成本,因此会要求提高审计收费。三个基础理论,我们无法判明其单独或综合作用,但其影响方向是一致的。根据规模效应理论,规模越大的会计师事务所在各方面的支出被均分到每个审计项目上的越少,审计成本的降低使会计师事务所使用低价策略成为可能。我们需要探索前三个基础理论与规模效应理论何者发挥更大的作用,因此提出研究假设:

H1:我国审计市场上,在其他条件一定的情况下,会计师事务所规模越大其审计收费越高。

根据修正后的规模效应理论,规模效应带来的审计成本降低并非绝对有效,必然存在某个临界点,在会计师事务所规模达到并超过这个临界点后,规模效应带来的成本降低的边际效应将减小,甚至有可能消失,会计师事务所为了重新获得这部分效果或这种效果的替代,将会提高审计收费。在以会计师事务所规模为X轴,审计收费为Y轴的坐标系上的图像将呈现出先下降后上升的U型。为探寻事实上是否存在如此倾向,提出研究假设:

H2:我国审计市场上,在其他条件一定的情况下,会计师事务所规模越大其审计收费将先降低后上升,呈U型曲线特征。

三、研究设计

(一) 样本选取和数据来源

本文选取的样本为2017—2021年中国A股上市公司的数据,样本剔除方式参考刘笑霞等(2012)^[14]的研究,共剔除以下样本:(1)带有ST、ST*的上市公司,其退市风险过高,股票随时有被限制流通的风险,可能会影响实证结果;(2)金融类业务的上市公司,无论是政府的监管力度,还是审计的底稿模板,都与其他公司审计不同;(3)当年因为特殊原因未接受审计的部分公

司;(4)部分数据缺失企业。剔除上述样本后,共获得样本16879个。

样本数据主要来源于国泰安CSMAR数据库以及中注协官方网站,具体来源如下:(1)2017—2021年各上市公司财务指标数据及股东信息数据来源于国泰安CSMAR数据库;(2)截至各年末,各会计师事务所的收入、人员信息均从中注协官方网站收集处理获得。

(二)模型设定与变量说明

设定计量模型如下:

$$LNFE_{it}=\alpha_0+\beta_1AUDIT_{it}+\beta_2AUDITPF_{it}+\beta_3\sum Control_{it}+Year_i+IND_h+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,解释变量为 $AUDIT_{it}$ 和 $AUDITPF_{it}$,分别代指会计师事务所规模和其平方项。本文设定 $AUDIT_{it}$ 的衡量指标有会计师事务所年度收入的自然对数 REV_{it} 、会计师事务所拥有的人数的自然对数 $PERSON_{it}$ 。设定 $AUDITPF_{it}$ 的衡量指标为 REV_{it} 、 $PERSON_{it}$ 的平方项,即为 $REVPF_{it}$ 、 $PERSONPF_{it}$ 。 $\sum Control_{it}$ 表示控制变量, i 、 t 分别表示公司、年度,同时控制年度固定效应 $Year_i$ 和行业固定效应 IND_h , ε_{it} 表示随机误差项。

控制变量主要包括:(1)被审计单位规模 $SIZE$,采用公司资产总额的自然对数衡量;(2)存货比重 INV ;(3)应收账款比重 REC ;(4)资产负债率 LEV ;(5)非经常性损益 EI ,以财务报表附注中非经常损益的绝对值与资产总额的比值衡量;(6)股权集中度 CR ,用第一大股东的持股比例衡量;(7)资产报酬率 ROA ;(8)流动比

率 LR ;(9)是否亏损 $LOSS$;(10)被出具审计意见 MAO ;(11)地区经济发展水平 $LOCATE$,用上市公司所在省份年人均GDP的自然对数衡量。各变量说明见表1。

参考以往研究,采用上市公司年报审计费用的自然对数作为衡量审计收费的指标。需要特别说明的是,考虑到国内外金融环境、审计行业环境的差异,且上市公司海外部分的审计大多数并非由注册地在国内的会计师事务所审计,使用的审计费用是对上市公司国内部分的收费且不含会计师事务所同时提供的其他服务收费。会计师事务所规模的评判标准具有主观性与多元性,是很难量化的指标。以往研究通常将会计师事务所划分为国际“四大”、国内“十大”、其他会计师事务所,以是否为国际“四大”、国内“十大”作为评判规模的标准。这种衡量标准便于操作,但存在主观性过强问题。本文使用会计师事务所年度收入、会计师事务所拥有的人数、会计师事务所注册会计师人数的连续性指标来衡量会计师事务所规模。用连续性指标替代以往研究的离散型指标,能够减少对规模进行划分时的主观性问题。同时,使用连续性指标是考虑到我国地域广博,审计市场具有很强的地域性,不少本地事务所在当地具有很强的市场优势和议价能力。因此,本文使用会计师事务所年度收入、会计师事务所拥有的人数、会计师事务所注册会计师人数的连续性指标合理有效。表2报告了各变量的描述性统计结果。

表1 变量说明

变量名称	变量符号	变量说明
审计收费	$LNFE$	年报审计费用的自然对数
	REV	会计师事务所年度收入的自然对数
	$PERSON$	会计师事务所拥有的人数的自然对数
会计师事务所规模	CPA	会计师事务所注册会计师人数的自然对数
	$REVPF$	会计师事务所年度收入的对数的平方项
	$PERSONPF$	会计师事务所拥有的人数的对数的平方项
	$CPAPF$	会计师事务所注册会计师人数的对数的平方项
被审计单位规模	$SIZE$	被审计单位期末资产总额的自然对数
存货比重	INV	存货与总资产比值
应收账款比重	REC	应收账款与总资产比值
资产负债率	LEV	期末负债总额与期末资产的比值
非经常性损益	EI	非经常性损益的绝对值与资产总额的比值
股权集中度	CR	第一大股东的持股比例
资产报酬率	ROA	净利润与期末资产的比值
流动比率	LR	流动资产与流动负债的比值
是否亏损	$LOSS$	当年净利润小于0取1,否则取0
被出具审计意见	MAO	当年被出具标准无保留意见取0,否则取1
地区经济发展水平	$LOCATE$	上市公司所在省份年人均GDP的自然对数

表2 变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>LN</i> <i>FEE</i>	13.945	0.684	11.918	19.403
<i>REV</i>	13.657	0.856	10.824	14.820
<i>PERSON</i>	7.951	0.995	3.850	9.037
<i>CPA</i>	6.953	0.823	4.205	7.735
<i>SIZE</i>	22.283	1.344	17.879	28.636
<i>INV</i>	0.133	0.120	0.000	0.931
<i>REC</i>	0.131	0.107	0.000	0.813
<i>LEV</i>	0.416	0.204	0.008	1.957
<i>EI</i>	0.012	0.038	0.000	3.531
<i>CR</i>	0.291	0.168	0.000	0.907
<i>ROA</i>	0.033	0.106	-2.834	0.786
<i>LR</i>	2.585	3.086	0.032	80.664
<i>LOSS</i>	0.118	0.323	0.000	1.000
<i>MAO</i>	0.035	0.185	0.000	1.000
<i>LOCATE</i>	11.394	0.395	10.258	12.123

四、实证分析

(一) 基准回归

分别将会计师事务所年度收入的自然对数*REV*、会计师事务所拥有的人数的自然对数*PERSON*作为解释变量代入模型进行回归,同时将各解释变量的平方项即*REV**VPF*、*PERSON**PF*代入模型,基准回归结果见表3。其中,第(1)、(2)列的解释变量为*PERSON*、*PERSON**PF*,第(3)、(4)列的解释变量为*REV*、*REV**VPF*。回归结果表明,会计师事务所拥有的人数的自然对数*PERSON*、会计师事务所年度收入的自然对数*REV*的系数均为正,且在1%的水平上显著。加入解释变量的平方项后,平方项的系数均为正,且在1%的水平上显著,说明变化趋势整体显现出开口朝上的U型曲线特征。经过计算,U型曲线的对称轴落在解释变量取值范围中,因此,无论以*PERSON*还是*REV*作为指标衡量会计师事务所规模,都呈现出审计收费随着会计师事务所规模变大先下降后回升的变化趋势,验证了研究假设2。

(二) 异质性分析

表4、表5分别报告了国有企业、非国有企业样本的回归结果。结果显示,无论是以*PERSON*还是*REV*作为解释变量,都呈现出审计收费随着会计师事务所规模变大先下降后回升的变化趋势。且以国有企业为样本的回归曲线比以非国有企业为样本的回归曲线随会计师事务所规模的上升更快降至最低点。说明对国有企业来说,会计师事务所的规模效应将更快失去降低审计费用的显著作用,意味着会计师事务所若以国有

表3 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PERSON</i>	0.037*** (0.003)	-0.473*** (0.032)		
<i>PERSON</i> <i>PF</i>		0.035*** (0.002)		
<i>REV</i>			0.056*** (0.004)	-2.276*** (0.127)
<i>REV</i> <i>VPF</i>				0.089*** (0.005)
<i>SIZE</i>	0.394*** (0.003)	0.392*** (0.003)	0.393*** (0.003)	0.388*** (0.003)
<i>INV</i>	-0.169*** (0.034)	-0.157*** (0.034)	-0.164*** (0.034)	-0.157*** (0.034)
<i>REC</i>	0.054 (0.034)	0.073** (0.034)	0.058* (0.034)	0.071** (0.034)
<i>LEV</i>	0.023 (0.025)	0.030 (0.025)	0.024 (0.025)	0.029 (0.025)
<i>EI</i>	0.419*** (0.087)	0.422*** (0.086)	0.419*** (0.086)	0.424*** (0.086)
<i>CR</i>	-0.077*** (0.020)	-0.082*** (0.020)	-0.083*** (0.020)	-0.078*** (0.020)
<i>ROA</i>	-0.327*** (0.041)	-0.330*** (0.041)	-0.329*** (0.041)	-0.328*** (0.041)
<i>LR</i>	-0.008*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.008*** (0.001)
<i>LOSS</i>	0.085*** (0.013)	0.086*** (0.013)	0.087*** (0.013)	0.089*** (0.013)
<i>MAO</i>	0.125*** (0.019)	0.130*** (0.019)	0.126*** (0.019)	0.125*** (0.019)
<i>LOCATE</i>	0.199*** (0.009)	0.197*** (0.009)	0.198*** (0.009)	0.188*** (0.009)
行业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
N	16879	16879	16879	16879
R ²	0.622	0.628	0.624	0.631

注:***表示1%的显著性水平,括号内为标准误。下表同。

企业为审计客户,将很难通过大量承接项目来平摊管理成本。因此,主要以国有企业为客户的会计师事务所,更加注重审计质量和良好的声誉效应。

(三) 稳健性检验

选取会计师事务所注册会计师人数的自然对数*CPA*替代解释变量代入模型进行回归,同时将其平方

表4 国有企业样本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
PERSON	0.062*** (0.007)	-0.484*** (0.069)		
PERSONPF		0.038*** (0.005)		
REV			0.082*** (0.008)	-2.977*** (0.258)
REVPF				0.116*** (0.010)
控制变量	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
N	5169	5169	5169	5169
R ²	0.674	0.678	0.676	0.685

项即CPAPF代入模型,稳健性检验回归结果见表6。其中,第(1)、(2)列的样本为全部样本,第(3)、(4)列的样本为国有企业样本,第(5)、(6)列的样本为非国有企业样本。结果表明,CPA的系数均在1%的水平上显著为正。加入解释变量的平方项后,平方项的系数为正,且在1%的水平上显著,说明变化趋势整体显现开口朝上的U型曲线特征。经过计算,U型曲线的对称轴落

表5 非国有企业样本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
PERSON	0.025*** (0.004)	-0.430*** (0.034)		
PERSONPF		0.032*** (0.002)		
REV			0.043*** (0.004)	-1.826*** (0.141)
REVPF				0.071*** (0.005)
控制变量	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
N	11710	11710	11710	11710
R ²	0.560	0.566	0.562	0.568

在解释变量取值范围中。因此,以CPA作为替代指标衡量会计师事务所规模,同样呈现出审计收费随着会计师事务所规模变大先下降后回升的变化趋势,研究结论稳健。

表6 稳健性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CPA	0.040*** (0.009)	-0.371*** (0.127)	0.040*** (0.009)	-0.371*** (0.127)	0.021*** (0.004)	-0.631*** (0.058)
CPAPF		0.032*** (0.010)		0.032*** (0.010)		0.051*** (0.005)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
N	16879	16879	5169	5169	11710	11710
R ²	0.620	0.623	0.671	0.672	0.559	0.563

五、结论与建议

(一)研究结论

采用2017—2021年我国A股上市公司数据,实证检验上市公司聘请的会计师事务所规模与其审计收费之间的关系。结果发现,在加入了被审计公司规模、盈利能力等变量后,无论以会计师事务所年度收入、拥有的人数还是注册会计师人数为解释变量度量会计师事务所的规模,都使审计收费呈现显著的先下降后上升的U型关系。进一步说明,在会计师事务所规模大到一定程度时,其规模效应相较于产品差异化效应、议价能力效应、声誉溢价效应而言占劣势,而相对规模较小

的事务所,规模效应发挥的作用更大。

(二)对策建议

会计师事务所若想通过降低成本获取更高收益,仅依靠简单的业务规模扩张是不够的,需同时注重提升审计质量、提升议价能力和培养会计师事务所声誉。会计师事务所的规模化应从注重速度、规模的外延式发展转变为注重质量、效益的内涵式发展,力求业务模式和服务质量做到“优特精专”^[15]。不少大型会计师事务所合并分所,但在合并后并未进行统一管理,以地域为基点的分所依然“各自为政”,导致其很难进行针对审计质量、审计成本等要素的统一化管理,进而

在审计收费方面缺乏竞争力。规模化发展作为会计师事务所重要的发展战略之一,应当注重与多元化战略、市场战略等的联通,充分发挥战略间的协同效应。会计师事务所作为典型的技术型组织,在技术创新上投入不足会限制规模化发展,使事务所陷入发展迷局。因此,会计师事务所应注重品牌声誉的建立和数字化转型工作,摒弃低价竞争策略,减少恶性竞争行为,转变唯会计师事务所规模的刻板印象。会计师事务所可通过推进品牌建设、创新经营管理模式等,充分发挥战略间的协同效应,实现规模经济效益。◆

参考文献:

- [1]杨萍.审计师个人特征、事务所规模与会计稳定性[J].财会通讯,2020(13):58-61.
- [2]陈丽红,李明艳.事务所规模与关键审计事项披露[J].安徽大学学报(哲学社会科学版),2021,45(5):133-144.
- [3]姜毅.融资约束、会计师事务所规模与现金持有量[J].东北财经大学学报,2014(6):79-84.
- [4]LIANG Y X. Research on the Impact of Accounting Firm Scale on Audit Quality from the Perspective of Corporate Strategy Deviation [J]. Accounting and Corporate Management, 2020, 2(1):56-66.
- [5]邢秋航,汪洁.个人审计师经验、会计师事务所规模与企业避税[J].商业会计,2020(20):52-55.
- [6]赵保卿,靖凯旋.内部控制自我评价可利用程度对审计收费的影响[J].中国审计评论,2022(1):46-60.
- [7]XUE B, O'SULLIVAN N. The determinants of audit fees in the alternative investment market (Aim) in the UK: Evidence on the impact of risk, corporate governance and auditor size [J]. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 2023, 50(3):100523.
- [8]郭巧莉,王鹏程,孙再凌.国家审计对社会审计收费的影响研究[J].会计之友,2021(24):100-107.
- [9]李明辉,张娟,刘笑霞.会计师事务所合并与审计定价:基于2003-2009年十起合并案面板数据的研究[J].会计研究,2012(5):86-92+94.
- [10]蒋力,刘尔奎,崔宏.会计师事务所合并对审计收费的影响:品牌和规模效应[J].财会通讯,2009(15):137-139+147.
- [11]王鑫辉,杨佳,潘怡婷.会计师事务所规模、行业专长与审计费用关系实证研究[J].财务管理研究,2023(5):98-103.
- [12]刘斌,叶建中,廖莹毅.我国上市公司审计收费影响因素的实证研究:深沪市2001年报的经验证据[J].审计研究,2003(1):44-47.
- [13]耿建新,房巧玲.我国会计师事务所规模研究:基于审计市场经验数据的聚类分析[J].会计研究,2005(3):22-27+93.
- [14]刘笑霞,李明辉,吕伟.会计师事务所规模与审计定价:基于中国本土事务所的经验研究[J].财经理论与实践,2012,33(5):69-75.
- [15]许汉友.会计师事务所规模化发展提高了审计效率吗[J].会计之友,2023(2):2-11.

The Impact of Accounting Firm Size on Audit Fees: Empirical Evidence from China's A-Share Listed Companies

Chen Zhuo, Jiang Yiqi

Abstract: The relationship between accounting firm size and audit fees is influenced by multiple factors, with four primary explanatory theories: product differentiation theory, bargaining power theory, reputation premium theory, and scale effect theory. Using data from China's A-share listed companies and their engaged accounting firms during 2017-2021, this study reveals a U-shaped relationship where audit fees initially decrease and then increase with accounting firm size. Further analysis distinguishing between state-owned and non-state-owned enterprises shows consistent results, with audit fees demonstrating similar non-linear trends in both subsamples. The findings suggest that accounting firms should focus on improving audit quality and cultivating brand reputation, while abandoning persistent low-price competition strategies and reducing cutthroat competitive practices.

Key words: audit fees; accounting firm size; listed companies

(责任编辑:云野)

经济政策不确定性对新股破发的影响研究

——基于沪深A股上市公司的经验证据

郝婷^{1,2} 霍晓玮^{1,2}

(1.内蒙古科技大学 经济与管理学院,内蒙古 包头 014010;
2.内蒙古科技大学 黄河“几字弯”发展研究基地,内蒙古 包头 014010)

摘要:资本市场中,经济政策不确定性不仅关乎企业融资效果与市场参与者收益,亦会影响市场稳定性。基于2019—2024年沪深A股上市公司的样本数据,实证研究经济政策不确定性对新股上市初期破发的影响。研究表明,经济政策不确定性不仅直接加剧了新股破发的风险,还通过影响投资者情绪间接促进了这一现象,而企业景气程度会负向调节二者的关系。对于募资规模较大的公司而言,经济政策不确定性对新股破发的正向影响更为明显。

关键词:经济政策不确定性;新股破发;注册制;资本市场

中图分类号:F832.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)03-0073-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.03.009

一、引言

当前国内外经济形势复杂多变,经济政策不确定性对资本市场的冲击日益显著,成为影响市场稳定和投资者信心的关键因素。党中央、国务院多次强调资本市场在经济发展中的核心地位,明确提出要“活跃资本市场,提振投资者信心”。然而在经济环境面临挑战的情况下,股市表现分化,A股市场情绪趋于谨慎。新股破发作为股价波动的一种形式,特指新上市的股票在其上市后的首个交易日或短期内,市场价格跌破首次公开发行(IPO)时的发行价格。自2019年7月设立科创板并试行注册制以来,新股破发现象逐渐增多,尤其是在经济政策不确定性较高阶段尤为突出。这种现象不仅影响了企业的市场形象和融资能力,损害了投资者的利益,还削弱了资本市场的整体稳定性。因此,深入探讨这期间新股破发的影响因素,对于我国资本

市场的健康发展具有重要意义。目前,已有学者从企业和承销商的角度分析了新股破发的原因,但鲜有研究从宏观层面探讨经济政策不确定性对新股破发的影响。在此背景下,基于2019—2024年沪深A股上市公司数据,通过引入经济政策不确定性指数,结合公司层面数据,系统分析经济政策不确定性对新股破发的直接和间接影响。研究结果将有助于揭示经济政策不确定性对新股破发的作用机制,为政策制定者提供有价值的参考,减少政策不确定性带来的负面影响,维护资本市场的稳定与繁荣。同时,对于企业和投资者而言,了解宏观经济政策潜在的影响也有助于其在进行融资、投资决策时作出更为科学合理的安排。

二、理论分析与研究假设

(一)经济政策不确定性对新股破发的影响

经济政策不确定性可以反映宏观经济的不稳定

基金项目:国家自然科学基金地区科学基金项目“业绩考核与激励、管理者特征对国有企业研发投资的影响研究”(71962028);国家自然科学基金项目“环境信息披露质量、绿色技术创新与企业价值”(72062025);2023年度内蒙古自治区直属高校基本科研业务费项目“私募股权投资对创新型企绩效的影响研究”(2023QNJS086)。

作者简介:郝婷,女,博士,副教授,研究方向为业绩评价与企业创新、财务管理;霍晓玮,女,硕士研究生,研究方向为财务管理、资本市场。

性和政策变化的不可预测性,已被广泛应用于资本市场的研究。Baker等(2016)^[1]构建了经济政策不确定性指数(EPU),并通过实证研究发现,EPU的上升与股市波动性的增加存在显著的正相关关系。此后,学者继续深入研究经济政策不确定性对资本市场的影响。邢艳春和廖晗(2023)^[2]进一步利用EPU指数及细化指数,证明了各种类型的经济政策不确定性水平的增加,都会导致股票市场的波动。邢天才和王笑(2022)^[3]研究指出,在经济政策不确定性的影响下,我国资本市场会出现市场波动加剧和股权融资规模下降的现象,进而增加股价崩盘的风险。黄倩等(2022)^[4]研究发现,经济政策不确定性的增加会对企业绩效产生负面影响,这可能会进一步影响股价的走势。吴以和杨夏妮(2024)^[5]的研究发现,随着经济政策不确定性的增加,企业会正向提高现金持有水平以应对潜在风险,而这可能会对其市场价值或股价产生负面影响。综上所述,现有研究表明,经济政策不确定性对股票市场的波动性以及股价走势均有显著影响。基于以上分析,提出假设:

假设1:经济政策不确定性会增加新股破发的风险。

(二)经济政策不确定性、投资者情绪与新股破发

近年,经济政策不确定性对股票市场的影响备受学术界关注。多项研究表明,经济政策不确定性的增加会对投资者情绪产生显著的负向影响,进而影响市场行为和新股表现。首先,投资者情绪会负向影响股市与股票价格。关筱瑾等(2022)^[6]指出,投资者情绪是影响股市波动的重要因素,其对股市波动的影响呈现随时间变化的非线性特征。尹海员和南早红(2024)^[7]进一步发现,当期投资者情绪对下一期股价崩盘风险存在显著的正向影响效应,即投资者情绪高涨会导致对新股预期过高,从而加剧未来股价崩盘的风险。其次,投资者情绪会在经济政策不确定性与股价波动中起到中介作用。周方召和贾少卿(2019)^[8]采用逐步回归法研究发现,经济政策不确定性的上升会显著抑制投资者情绪,进而对股市造成冲击。胡汪汪和罗添元(2022)^[9]的研究进一步指出,经济政策不确定性程度的提升会导致股市收益率降低,投资者情绪在这一影响路径中发挥中介效应。陈乐一和杨依筠(2022)^[10]研究发现,在常规的经济环境下,经济政策不确定性对投资者情绪和股票价格有消极影响。唐勇等(2022)^[11]指出,经济政策不确定性上升与股价崩盘风险的增加呈

正相关关系,而高涨的投资者情绪则会弱化经济政策不确定性对股价崩盘风险的正向影响。宫汝凯和李妍(2024)^[12]的研究表明,政策不确定性的上升会修正高估股票的错误定价,投资者情绪是这一过程的主要作用机制。具体说,经济政策不确定性会通过影响投资者情绪,使定价过高的企业股价回归到原有的水平,在此过程中很可能发生破发现象。综合上述研究,可以发现经济政策不确定性会通过影响投资者情绪,进而对股市表现、股价波动产生影响。由此提出假设:

假设2:经济政策不确定性会通过负向影响投资者情绪而增加新股破发风险。

(三)经济政策不确定性、企业景气程度与新股破发

经济政策不确定性程度增加会导致企业面临的外部环境更加复杂多变,不仅增加了企业的经营成本,限制了企业的融资渠道和投资决策,还可能使企业面临更高的违约风险和流动性压力,这些不利因素可能会传导至新股市场,加大新股破发的概率。企业景气指数通常是基于一系列问题的回答进行加权平均计算得出的。这些问题涉及企业运营各个方面的内容,并要求受访者根据实际情况选择“乐观”“持平”“悲观”。然后,使用特定公式将这些回答转化为数值形式,最终形成综合的企业景气指数。刘玲等(2006)^[13]指出,企业景气指数越高,公司的预期收益越高,相应的股票价值也越高。王子瑶(2017)^[14]认为企业景气指数越高,企业发展状况越好,发行的股票也会具有更大的吸引力与市场需求,总成交股数也会增加。经济政策不确定性水平增加时,高景气度企业由于具备更强的资源基础和市场适应能力,更有能力缓解这种负面效应,降低新股破发风险。低景气度企业则更容易受到冲击,导致经营困难加剧,股票表现不佳,新股破发的可能性增大。因此,企业景气程度作为一种重要的调节变量,能够一定程度减轻经济政策不确定性对新股市场表现的负面影响。由此提出假设:

假设3:企业景气程度能够负向调节经济政策不确定性对新股破发概率的正向影响。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

选取2019年7月22日至2024年7月20日,在沪深A股市场上市的企业作为初始样本,并按照以下标准进行筛选:首先,剔除金融行业的企业,因为这类企业在财务和业务上具有独特性;其次,排除财务数据不完整的企业,因为选取的多个变量涉及财务数据。经过

筛选处理后,最终确定 983 家符合条件的企业作为研究样本。在后续的部分实证研究中,由于时间窗口的选择和某些变量数据的缺失,样本量可能会有所缩减。经济政策不确定性指标数据来源于中国经济政策不确定性指数(EPU)官方网站,其他数据取自国泰安(CSMAR)数据库。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

根据新股上市后的收盘价与发行价的比较来界定破发,具体而言,当收盘价低于发行价时即视为破发。为了全面观察新股破发情况,被解释变量按破发时间划分为三种类型:上市首日破发(*BreakDay*)、上市一周内破发(*BreakWeek*)、上市一月内破发(*BreakMonth*)。为了进一步分析破发的严重程度,构建破发程度指标(*BreakDegree*),该指标表示新股破发日收盘价与发行价的偏离程度,用于后续的稳健性检验。

2. 解释变量

经济政策不确定性的衡量通常依赖于经济政策不确定性指数(EPU 指数),该指数有多个版本。Baker 等(2016)^[1]通过报纸文本分析构建了不同国家的 EPU 指数,中国的 EPU 指数基于中国香港发行的《南华早报》构建。Davis 等(2019)^[15]通过对《人民日报》和《光明日报》的检索,编制了更具本土化优势的中国经济政策不确定性指数。鉴于此,选择使用 Davis 等编制的 EPU 指数作为解释变量。由于本文重点关注企业上市后短期内的破发情况,参照赵毅等(2024)^[16]的做法,采用企业上市前一个月的 EPU 指数,并对其进行自然对数转换以进行衡量。

3. 中介变量

选取投资者情绪(*Sentiment*)作为中介变量。换手率能够有效反映市场上投资者的活跃程度和情绪波动,因此,本文选取新股首日换手率作为个股投资者情绪的代理变量。上市前一个月的月度经济政策不确定性水平可能会影响新股首日换手率,进而在经济政策不确定性与新股破发之间起到中介效应。

4. 调节变量

企业景气指数(*BoomIDX*)用于量化企业对经营状况和市场前景的信心水平。在经济政策不确定性较高的时期,企业若具有较高的景气指数,可能表明其具备更强的风险抵御能力和更积极的市场预期,从而有助于抑制新股破发的可能性。因此,本文引入新股上市当前季度的企业景气指数作为调节变量,并进行中心

化处理,以避免多重共线性影响,更好地探讨其如何影响经济政策不确定性与新股破发之间的关系。

5. 控制变量

在企业财务层面和 IPO 发行角度选取一系列控制变量,具体包括:企业成立年限(*Age*);企业上市前一年披露的资产规模(*Asset*);企业上市前一年披露的资产负债率(*Leverage*);企业上市前一年披露的资产回报率(*ROA*);新股募资规模(*IPOscale*)。这些控制变量可以更全面地控制可能影响新股破发的其他因素,有助于更准确地识别经济政策不确定性对新股破发的影响,提高研究结果的可靠性和有效性。

(三) 模型设定

1. 基准回归模型

为了研究经济政策不确定性对新股破发的影响,构建如下 Logistic 回归模型:

$$Break_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \gamma_j + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Break_{i,t}$ 为虚拟变量,表示企业 i 在上市当天、上市一周内、上市一月内的破发情况,如果企业在上述时间段内出现破发,则该变量取值为 1,否则取值为 0;核心解释变量 $EPU_{i,t}$ 代表企业 i 在上市前一个月的经济政策不确定性水平; $Controls_{i,t}$ 为控制变量; γ_j 表示行业固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。由于样本仅包含新上市的企业,且围绕其上市后的短期表现进行研究,考虑到可能存在的宏观层面因素,控制了行业固定效应。基于假设 1,预测 β_1 显著大于 0,即经济政策不确定性会增加新股破发的概率。

2. 中介效应模型

为了检验经济政策不确定性对新股破发的影响机制,根据江艇(2022)^[17]提出的两步法中介效应检验流程,构建如下中介效应模型:

$$Sentiment_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EPU_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \gamma_j + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Sentiment_{i,t}$ 表示企业 i 上市时的个股投资者情绪; $EPU_{i,t}$ 表示企业 i 在上市前一个月的经济政策不确定性水平; $Controls_{i,t}$ 为控制变量; γ_j 表示行业固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。

基于假设 2,预测 α_1 显著小于 0,即经济政策不确定性会负向影响投资者情绪。已有文献可进一步支持该观点,投资者情绪降低会增加新股破发的风险。因此,本文进一步推测,经济政策不确定性通过影响投资者情绪,间接增加了新股破发的可能性。

3. 调节效应模型

为检验企业景气程度在经济政策不确定性影响新

股破发中的调节作用,构建调节效应模型:

$$Break_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 EPU_{i,t} + \eta_2 BoomIDX_{i,t} + \eta_3 EPU_{i,t} \times BoomIDX_{i,t} + \eta_4 Controls_{i,t} + \gamma_j + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,被解释变量 $Break_{i,t}$ 为虚拟变量,表示企业 i 在上市当天、上市一周内、上市一月内的破发情况; $EPU_{i,t}$ 表示企业 i 在上市前一个月的经济政策不确定性水平; $BoomIDX_{i,t}$ 为上市时的企业景气程度; $EPU_{i,t} \times BoomIDX_{i,t}$ 为经济政策不确定性与企业景气程度的交乘项; $Controls_{i,t}$ 为控制变量; γ_j 表示行业固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。

基于假设3,预测 η_1 显著大于0,且 η_3 显著小于0时,经济政策不确定性会正向影响新股破发,而企业景气程度会缓解这种正向影响。

四、实证分析

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计结果见表1。新股首日破发、新股一周内破发和新股一月内破发的均值分别为0.045、0.081和0.137,表明在这三个时间段中分别有4.5%、8.1%和13.7%的新股出现破发。破发程度均值为0.008,说明新股破发的价格偏离程度平均为0.8%,但最大破发程度为36%,说明某些企业破发情况严重。本文的经济政策不确定性是经过自然对数处理的指标,其均值为5.725,最小值为4.823,最大值为6.495,表明经济政策波动幅度较大。企业年龄和企业资产规模的数据分布在合理范围内。资产负债率与资产回报率的数据分布相对较宽,但仍在合理范围内,表明不同

表1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
上市首日破发	983	0.045	0.207	0	1
上市一周内破发	983	0.081	0.274	0	1
上市一月内破发	983	0.137	0.344	0	1
破发程度	983	0.008	0.035	0	0.360
EPU 指数	983	5.725	0.304	4.823	6.495
企业成立年限	983	2.714	0.392	1.609	3.689
企业上市前一年披露的资产规模	983	20.780	0.848	18.640	27.300
企业上市前一年披露的资产负债率	983	0.371	0.166	0.053	0.866
企业上市前一年披露的资产回报率	983	0.123	0.083	-0.349	0.770
新股募资规模	983	11.200	0.673	9.283	15.380

企业对于债务融资的依赖程度不同,总资产产生利润的能力存在一定差异。新股募资规模同样经过对数处理,其均值为11.2,最小值为9.283,最大值为15.380,表明新上市企业的募资规模存在一定差异。

(二)基准回归

表2展示了基准回归模型的结果。第(1)、(2)、(3)列分别展示了经济政策不确定性对新股首日破发、一周内破发和一月内破发的影响。结果显示经济政策不确定性的系数在三个模型中均显著为正。具体而言,经济政策不确定性与新股首日破发在1%的水平上显著正相关,系数为4.799,即经济政策不确定性水平每增加一个标准差(0.304),新股首日破发的概率为原来的4.301倍 [$e^{(4.799 \times 0.304)}$] (下同)。经济政策不确定性与新股一周内破发在1%的水平上显著正相关,系数为1.989,即经济政策不确定性水平每增加一个标准差(0.304),新股一周内破发的概率为原来的1.75倍。经济政策不确定性与新股一月内破发在5%的水平上显著正相关,系数为0.970,即经济政策不确定性

水平每增加一个标准差(0.304),新股一月内破发的概率为原来的1.342倍。这表明经济政策不确定性越高,新股破发的风险越大,假设1得到证实。

(三)稳健性检验

采取替换被解释变量和增加控制变量方式进行稳健性检验。

1.替换被解释变量

为了验证模型的稳健性,将是否破发的虚拟变量替换为破发程度,并在总样本和破发样本中分别进行了回归分析。表3的第(1)列为总样本的回归结果,经济政策不确定性与破发程度在1%的水平上正显著,系数为0.014。第(2)列为破发样本的回归结果,经济政策不确定性与破发程度在1%的水平上正显著,系数为0.088。替换被解释变量后的稳健性检验结果显示,无论是在总样本还是破发样本的回归中,经济政策不确定性与破发程度的系数均为正且显著,表明经济政策不确定性的上升对破发程度有显著的正向影响。这一结果进一步验证了经济政策不确定性对新股破发风险

表2 基准回归

变量	上市首日 破发	上市一周 内破发	上市一月 内破发
	(1)	(2)	(3)
EPU 指数	4.799*** (0.750)	1.989*** (0.489)	0.970** (0.378)
企业成立年限	0.546 (0.472)	0.292 (0.337)	0.726*** (0.276)
企业上市前一年披露的 资产规模	-1.626*** (0.314)	-1.135*** (0.210)	-1.084*** (0.175)
企业上市前一年披露的 资产负债率	1.497 (1.288)	0.681 (0.922)	0.927 (0.734)
企业上市前一年披露的 资产回报率	-4.924*** (1.713)	-2.459* (1.314)	-2.067* (1.158)
新股募资规模	3.095*** (0.401)	2.465*** (0.269)	2.310*** (0.222)
常数项	-34.616*** (7.081)	-19.347*** (4.658)	-13.288*** (3.709)
行业固定	是	是	是
N	983	983	983
R ²	0.320	0.218	0.189

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

的正向影响。

2.增加控制变量

为了进一步验证模型的稳健性,在回归模型中加入新的控制变量——企业是否具有私募或风投。这

一变量的引入基于以下理论依据:首先,私募投资或风险投资的外部机构通常拥有丰富的信息资源和专业能力,能够更好地评估企业的价值和前景,从而降低与投资者之间的信息不对称程度。其次,私募或风投的参与可以被视为一种积极的信号,表明这些专业投资者对企业怀有信心,这种信号有助于增强市场对新股的信心。然而,如果市场和投资者对企业中私募或风投的参与存在过度解读,可能导致投资者对新股的估值过高,从而增加新股破发的风险。因此,引入该变量能够考虑到私募或风投在企业中的潜在作用,更全面地理解经济政策不确定性对新股破发风险的影响,同时可以提高模型的稳健性,提供更丰富的实证证据。

表3的第(3)列为经济政策不确定性与新股首日破发的回归结果,系数为4.749,且在1%的水平上显著。列(4)为经济政策不确定性与新股一周内破发的回归结果,系数为1.998,且在1%的水平上显著。列(5)为经济政策不确定性与新股一月内破发的回归结果,系数为0.965,且在5%的水平上显著。上述稳健性检验结果仍然表明经济政策不确定性越高,新股破发的风险越大。在列(3)中,是否具有私募或风投变量的系数为-1.083,且在10%的水平上显著,表明企业如果有私募或风投参与,首日破发的概率将降低。在列(4)中的系数为-0.132,在列(5)中的系数为0.061,P值均大于0.1,表明私募或风投参与对一周内和一月内破发的影响不显著。这些结果表明,私募或风投的参与对新股上市首日破发有较弱的抑制作用,对相对较长时间内的破发影响并不显著。该结果再次表明经济政策

表3 稳健性检验

变量	替换解释变量		增加控制变量		
	破发程度		上市首日破发	上市一周内破发	上市一月内破发
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EPU 指数	0.014*** (0.004)	0.088*** (0.023)	4.749*** (0.754)	1.998*** (0.489)	0.965** (0.378)
企业是否具有私募或风投			-1.083* (0.564)	-0.132 (0.302)	0.061 (0.242)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	-0.084** (0.038)	-0.368 (0.235)	-35.571*** (7.338)	-19.203*** (4.665)	-13.335*** (3.715)
行业固定	是	是	是	是	是
N	983	135	983	983	983
R ²	0.112	0.297	0.333	0.218	0.189

不确定性对新股破发风险的正向影响是稳健的。

(四)中介效应检验

表4展示了中介效应模型的结果。该模型旨在探讨经济政策不确定性对投资者情绪的影响。结果显示,经济政策不确定性与投资者情绪在1%的水平上显著负相关,系数为-0.053,这表明经济政策不确定性越高,投资者情绪越低落。结合前文理论机制分析过程可知,学术界认为投资者情绪低落会促使新股破发。因此,通过中介效应检验可以得出结论,经济政策不确定性上升会使投资者情绪低落,而投资者情绪降低会使新股破发概率增加。这个结果为理解经济政策不确定性通过抑制投资者情绪,间接影响新股破发提供了重要的实证证据,假设2得到证实。

表4 中介效应检验

变量	投资者情绪
EPU 指数	-0.053*** (0.007)
控制变量	是
常数项	1.068*** (0.070)
行业固定	是
N	983
R ²	0.241

(五)调节效应检验

根据表5的调节效应检验结果可知,经济政策不确定性与新股首日破发、一周内破发的系数在1%的水平上显著为正,系数分别为6.031、1.347;经济政策不确定性与一月内破发的系数在5%的水平上显著为正,系数为0.879。表明经济政策不确定性的提高与新股破发风险之间存在正向关联。企业景气指数与新股首日破发、一周内破发、一月内破发的系数均在1%的水平上显著为负,系数分别为-0.081、-0.067、-0.089,表明企业景气程度越高,新股破发概率越小。经济政策不确定性与企业景气指数的交乘项系数均在1%的水平上显著为负,系数分别为-0.397、-0.270、-0.108,表明企业景气指数的存在显著抑制了经济政策不确定性对新股破发的正向影响。这意味着,企业景气度更高时更能抵御经济政策不确定性带来的负面影响,从而降低了新股破发的风险。因此,企业景气指数对于缓冲经济政策不确定性对新股市场表现的不利影响起到了关键作用。综上所述,调节效应检验不仅证实了经济政策不确定性对新股破发的促进作用,而且揭示了

企业景气指数在调节这一过程中的抑制作用,假设3得以验证。

表5 调节效应检验

变量	上市首日 破发	上市一周内 破发	上市一月内 破发
	(1)	(2)	(3)
EPU 指数	6.031*** (1.331)	1.347*** (0.511)	0.879** (0.423)
企业景气指数	-0.081*** (0.028)	-0.067*** (0.016)	-0.089*** (0.012)
EPU 指数×企业 景气指数	-0.397*** (0.130)	-0.270*** (0.073)	-0.108*** (0.041)
常数项	-38.159*** (10.691)	-14.882*** (5.770)	-12.911*** (4.372)
行业固定	是	是	是
N	983	983	983
R ²	0.503	0.308	0.274

(六)异质性分析

为进一步探究经济政策不确定性对新股破发风险的影响是否存在异质性,根据新股募资规模的大小将样本分为两组:第一组为新股募资规模小于均值的样本,第二组为新股募资规模大于或等于均值的样本。募资规模较大的新股往往意味着较高的发行价格或较大的发行数量,可能导致市场对这些新股的期望值过高,从而对其上市后的表现产生一定影响。因此,通过分组分析可以更细致地探讨经济政策不确定性对不同募资规模的新股破发风险的影响。

表6展示了异质性分析的回归结果。列(1)、(2)、(3)为新股募资规模较小的样本的回归结果,经济政策不确定性与新股首日破发、一周内破发、一月内破发的回归系数分别为2.839、1.814、0.352,不显著。列(4)、(5)、(6)为新股募资规模较大的样本的回归结果,经济政策不确定性与新股首日破发、一周内破发、一月内破发的回归系数分别为6.015、2.276、1.380,均在1%的水平上显著。结果表明,经济政策不确定性会导致募资规模较大的新股更易破发,验证了经济政策不确定性在不同募资规模的新股间存在异质性效应。相较于募资规模较小的新股,募资规模较大的新股更容易受到市场预期和不确定性的影响。可能的原因是,募资规模较大的新股由于定价较高,受到更多市场关注,市场预期较高,一旦实际表现未能达到预期,投资者的心理预期受到冲击,导致破发风险显著增加。

表6 异质性分析

变量	新股募资规模较小			新股募资规模较大		
	上市首日破发	上市一周内破发	上市一月内破发	上市首日破发	上市一周内破发	上市一月内破发
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EPU 指数	2.839 (1.934)	1.814 (1.421)	0.352 (0.811)	6.015*** (0.972)	2.276*** (0.550)	1.380*** (0.450)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	66.904 (41.609)	46.767 (30.218)	19.031 (15.730)	-17.724** (6.966)	-7.492 (4.823)	-2.144 (4.028)
行业固定	是	是	是	是	是	是
N	500	500	500	441	441	441
R ²	0.252	0.171	0.046	0.252	0.069	0.042

五、结论与建议

(一)研究结论

基于 2019 年 7 月 22 日至 2024 年 7 月 20 日沪深 A 股新股上市公司的数据,实证检验了经济政策不确定性对新股破发的影响,并从投资者情绪的角度揭示了其影响机制。研究发现:一是经济政策不确定性对新股破发具有显著正向影响,即经济政策不确定性越高,新股首日破发的概率越大,将破发时间放宽至一周或一月后,这一结论依然成立。通过替换被解释变量和增加控制变量,进一步验证了主效应的稳健性。二是经济政策不确定性对投资者情绪存在显著负向影响,即经济政策不确定性越高,投资者情绪越低落,新股破发的概率越高。三是企业景气程度可以缓解经济政策不确定性对新股破发的影响。四是募资规模大于等于平均值的样本,新股破发的概率更大。这些结果表明,在经济政策不确定性水平较高的背景下,新股破发的风险显著增加,且这种风险在短期的不同时间段内均有所体现。

(二)对策建议

基于上述研究结论,提出以下建议:一是监管机构应加强对经济政策不确定性的监测与管理,及时发布相关政策信息,以稳定市场预期,减少不必要的市场波动。具体而言,可以通过定期发布经济政策指引、加强与市场的沟通等方式,提升政策透明度和可预测性,从而缓解因政策不确定性引发的投资者恐慌情绪。二是首次公开发行(IPO)企业应合理制定募资计划,科学确定发行价格和发行股数,并不断增强抵御风险的能力。企业及其承销商应在定价过程中充分考虑经济政策不确定性因素,采取更为谨慎的定价策略,避免过高估值带来的破发风险。同时企业应根据自身的实际资

金需求和发展规划,科学评估所需融资规模,避免过度融资导致的市场压力和破发风险。而且,企业应不断提升自身经营和发展能力,提高企业景气程度,增强抵御风险的能力。此外,应鼓励私募股权基金和风险投资基金等长期投资者积极参与新股认购,以增强市场稳定性。三是投资者应定期关注宏观经济数据和政策动向,在经济政策不确定性较高的时期,谨慎选择新股投资时机,避免盲目跟风投资。投资者应保持长期投资视角,仔细评估企业基本面,注意企业募资规模的合理性,判断企业是否具有良好的发展前景,从而作出更为明智的投资决策。通过多方共同努力,可以一定程度缓解经济政策不确定性对新股破发的影响,促进资本市场的健康稳定发展。◆

参考文献:

[1]BAKER S R,BLOOM N,DAVIS S J.Measuring Economic Policy Uncertainty[J].The Quarterly Journal of Economics,2016,131(4):1593-1636.
[2]邢艳春,廖晗.经济政策不确定性对中国股市波动率的影响[J].统计与信息论坛,2023,38(1):71-80.
[3]邢天才,王笑.经济政策不确定性对中国资本市场发展的影响及其应对[J].中州学刊,2022(6):14-20.
[4]黄倩,李宽,李姜潞.经济政策不确定性、外部融资与企业绩效[J].云南财经大学学报,2022,38(11):59-72.
[5]吴以,杨夏妮.经济政策不确定性与企业现金持有价值:有调节的中介效应[J].技术经济与管理研究,2024(3):86-92.
[6]关筱谨,张骏,刘彦迪.媒体关注度、投资者情绪与股票市场波动[J].统计与决策,2022,38(24):143-148.
[7]尹海员,南早红.基于深度学习的投资者情绪挖掘及其对股价崩盘风险的影响[J].中央财经大学学报,2024(3):36-56.
[8]周方召,贾少卿.经济政策不确定性、投资者情绪与中国股市波动[J].金融监管研究,2019(8):101-114.

- [9]胡汪汪,罗添元.经济政策不确定性对股市收益率的影响:基于投资者情绪的中介效应检验[J].武汉金融,2022(5):25-33.
- [10]陈乐一,杨依筠.经济政策不确定性对我国股票价格的影响研究[J].湖南大学学报(社会科学版),2022,36(1):77-86.
- [11]唐勇,吕太升,王蓉.经济政策不确定性、投资者情绪与股价崩盘风险[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2022(3):3-18.
- [12]官汝凯,李妍.政策不确定性的市场效应:基于错误定价视角[J].当代经济科学,2024,46(4):55-72.
- [13]刘玲,谢赤,曾志坚.股票价格指数与宏观经济变量关系的实证研究[J].湖南师范大学社会科学学报,2006(5):82-86+104.
- [14]王子瑶.股票成交量影响因素的实证分析[J].中国集体经济,2017(8):76-77.
- [15]DAVIS S J, LIU D, SHENG X S. Economic policy uncertainty in China since 1949: the view from mainland newspapers [R]. Chicago: Chicago University Working Papers, 2019.
- [16]赵毅,牟丹,李正辉,等.经济政策不确定性对科创板IPO抑价率的影响研究[J].投资研究,2024,43(4):120-144.
- [17]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.

Research on the Impact of Economic Policy Uncertainty on IPO breakdowns: Empirical Evidence from A-Share Listed Companies in the Shanghai and Shenzhen Stock Markets

Hao Ting, Huo Xiaowei

Abstract: In the capital market, economic policy uncertainty not only affects corporate financing outcomes and the returns of market participants but also impacts market stability. Based on sample data from A-share listed companies in the Shanghai and Shenzhen stock exchanges between 2019 and 2024, this study empirically investigates the impact of economic policy uncertainty on IPO breakdowns during the early stage of listing. The research reveals that economic policy uncertainty not only directly exacerbates the risk of IPO breakdowns but also indirectly contributes to this phenomenon by influencing investor sentiment. Furthermore, the degree of corporate prosperity negatively moderates the relationship between economic policy uncertainty and IPO breakdowns. For firms with larger fundraising scales, the positive impact of economic policy uncertainty on IPO breakdowns is more pronounced.

Key words: Economic Policy Uncertainty; IPO breakdown; Registration-based IPO System; Capital Market

(责任编辑:云野)