

经济学报

China Journal of Economics

主 编

钱颖一 清华大学经济管理学院

副主编 (按姓名汉语拼音排序)

陈 钊 复旦大学
范子英 上海财经大学
林 曙 香港中文大学
陆方文 中国人民大学
陆 毅 清华大学
潘文卿 清华大学
施新政 清华大学
汤 珂 清华大学
田 轩 清华大学

王鹏飞 北京大学
翁 翕 北京大学
徐现祥 中山大学
许志伟 上海交通大学
杨汝岱 北京大学
尹志超 首都经济贸易大学
郑江淮 南京大学
朱英姿 清华大学

编委会 (按姓名汉语拼音排序)

艾春荣 中国人民大学统计与大数据研究院
白聚山 南开大学金融学院
蔡 昉 中国社会科学院
蔡洪滨 香港大学经济及工商管理学院
蔡继明 清华大学社会科学学院
曹泉伟 美国宾夕法尼亚州立大学、清华大学
陈学彬 复旦大学金融研究院
甘 犁 西南财经大学经济与管理研究院
何 平 清华大学经济管理学院
赖德胜 北京师范大学经济与工商管理学院
李稻葵 清华大学经济管理学院
李 奇 首都经济贸易大学国际经济管理学院
刘玉珍 北京大学光华管理学院
裴长洪 中国社会科学院经济研究所
邱东晓 香港大学商学院
任保平 西北大学经济管理学院
任若恩 北京航空航天大学经济管理学院
沈坤荣 南京大学经济学院
史晋川 浙江大学经济学院
孙祁祥 北京大学经济学院
陶志刚 香港大学商学院
田国强 上海财经大学经济学院

汪昌云 中国人民大学财政金融学院
王广谦 中央财经大学
王 能 上海财经大学金融学院
王一江 长江商学院
魏尚进 美国哥伦比亚大学
吴冲锋 上海交通大学安泰经济与管理学院
谢丹阳 武汉大学经济与管理学院、香港科技大学
徐立新 世界银行
徐信忠 中山大学岭南学院
许成钢 香港大学、长江商学院
杨瑞龙 中国人民大学经济学院
袁志刚 复旦大学经济学院
张 春 上海交通大学高级金融学院
张俊森 香港中文大学
张维迎 北京大学国家发展研究院
张宗益 西南财经大学金融学院
赵耀辉 北京大学国家发展研究院
周 林 上海交通大学安泰经济与管理学院
朱 天 中欧国际工商学院
朱武祥 清华大学经济管理学院
朱晓冬 加拿大多伦多大学

编辑部主任

王 红 钱飒飒

《经济学报》(Jingji Xuebao) 季刊 第10卷第2期(总第38期) 2023年6月

中文社会科学引文索引(CSSCI)来源期刊(2021—2022);“复印报刊资料”重要转载来源期刊;中国科技核心期刊

主管单位 中华人民共和国教育部
主办单位 清华大学
主 编 钱颖一
编辑单位 《经济学报》编辑部
电话传真 (010) 62797503
投稿网址 www.cje.sem.tsinghua.edu.cn
定 价 68.00 元

出版单位 清华大学出版社有限公司
责任编辑 刘 洋
地 址 北京市海淀区清华大学学研大厦B座期刊中心 100084
电 话 (010) 62788108-809
印刷单位 北京中献拓方科技发展有限公司
邮发代号 82-177
订 阅 处 (010) 62778347-0506

经济学报

目次

第 10 卷 第 2 期(总第 38 期) 2023 年 6 月

数字经济背景下的人力资本积累新模式探究	吴梦涛 张龙天 武康平/1
产品市场竞争与公司债券契约条款	夏卓秀 邓路/28
ESG 责任履行提高了企业估值吗? ——来自 MSCI 评级的准自然试验	王海军 陈波 何玉/62
农地经营权抵押贷款增收效应分析 ——基于内生转换模型的实证检验	闫啸 牛荣 李芸/91
经济政策不确定性与家庭风险性金融产品投资	陈瀚斌 张浩/115
环境治理是否促进了地方官员晋升? ——基于中国地级市样本的实证研究	赵丽 胡植尧/153
循环经济政策与中国企业环境绩效:助推器抑或绊脚石?	刘胜 温锡峰 陈秀英/175
中国制造业物质生产率与价值生产率变化及收敛趋势研究 ——基于上市公司的经验证据	肖挺 唐宇晨/211
职业选择、职业内在价值与福利的代际传递	王博贤 李力行 聂卓/247
市场机制、社会资本与共同富裕 ——基于中国多维减贫政策目标的视角	尹俊 孙博文 陈强远 陈心想/276
最低工资政策能否提升劳动者健康 ——来自区县级数据的证据	张思涵 郭四维 曲兆鹏 张明昂/308
社会规范对合作影响机制的研究 ——基于内化效应和社会认同效应的分析	崔驰 安露露 戴明/335

China Journal of Economics

CONTENTS

Volume 10, Number 2, June 2023

A New Mode of Human Capital Accumulation in the Digital Economy Mengtao Wu Longtian Zhang Kangping Wu/1	
Product Market Competition and Corporate Bond Covenants Zhuoxiu Xia Lu Deng/28	
Does ESG Fulfillment Increase Corporate Valuations? Quasi Natural Test from MSCI Rating Haijun Wang Bo Chen Yu He/62	
Analysis of Income Increase Effect of Farmland Management Rights Mortgage—Empirical Test Based on Endogenous Switching Model ... Xiao Yan Rong Niu Yun Li/91	
Economic Policy Uncertainty and Household Investment in Risky Financial Assets Hanbin Chen Hao Zhang/115	
Does Environmental Governance Promote the Promotion of Local Officials? —An Empirical Study Based on Samples of Prefecture-Level Cities in China Li Zhao Zhiyao Hu/153	
Circular Economy Policy and Enterprises' Environmental Performance: Booster or Stumbling Block? Sheng Liu Xifeng Wen Xiuying Chen/175	
Trend and Convergence of China's Manufacturing Industry's TFPQ and TFPR—Empirical Evidence Based on Listed Companies Ting Xiao Yuchen Tang/211	
Occupational Choice, Occupational Intrinsic Qualities and the Intergenerational Mobility of Welfare Boxian Wang Lixing Li Zhuo Nie/247	
Market Mechanism, Social Capital and Common Prosperity—From the Perspective of China's Multi-dimensional Poverty Governance Jun Yin Bowen Sun Qiangyuan Chen Xinxiang Chen/276	
Can Minimum Wage Policy Improve Worker's Health in China? Evidence from County- Level Data Sihan Zhang Siwei Guo Zhaopeng Qu Ming-ang Zhang/308	
The Influence Mechanism of Social Norms on Cooperation: An Elicitation of Internalization Effect and Identity Effect ... Chi Cui Lulu An Ming Dai/335	

数字经济背景下的人力资本积累新模式探究¹

吴梦涛² 张龙天³ 武康平⁴

摘 要 新兴数字技术正重新定义着包括人力资本积累在内的经济生活各个方面,但目前还未有文献从理论层面探讨数字经济核心要素数据的人力资本效应。本文将数据作为一种新的关键要素引入人力资本的积累过程,在动态一般均衡模型框架内探究数字经济背景下人力资本的周期性以及数据要素对人力资本积累的影响,并讨论了目前文献中所提及的不同来源类型的数据在该过程中发挥的不同作用。研究发现,数据的引入提升了人力资本积累的效率,使其出现了从传统的逆周期变动向顺周期变动逐渐转换的趋势。进一步地,相较于来自消费的数据会受到隐私问题的制约,来自生产过程的数据则更能推动人力资本周期性的转变,且后者能够使经济达到更高的稳态福利水平。

关键词 数字经济;数据要素;人力资本积累;动态一般均衡模型

0 引言

人力资本是一国综合实力和核心竞争力的体现,在推动经济社会实现可持续发展的过程中具有重要意义和巨大潜力。自改革开放以来,中国的“人才强国战略”取得了显著成效,以受教育年限和人口预期寿命为代表的人力资本水平得到了明显提升^①。中国是世界第一人口大国^②,然而不同于过去几十年的是,当前的经济发展形势正面临“人口红利”消失的重大挑战与由“人口红利”

1 本研究获得中央财经大学国际经济与贸易学院发展基金的资助。本文曾于中国居民收入与财富分配论坛(2022)、第四届互联网与数字经济论坛(2022)进行报告。感谢谢丹夏、刘盼、张熠等专家提出的宝贵意见,以及感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

2 吴梦涛,清华大学经济管理学院博士研究生,E-mail:wumt.18@sem.tsinghua.edu.cn。

3 张龙天(通讯作者),中央财经大学国际经济与贸易学院助理教授,E-mail:zhanglongtian@cufe.edu.cn。

4 武康平,清华大学经济管理学院教授,E-mail:wukp@sem.tsinghua.edu.cn。

① 全国劳动年龄人口平均受教育年限从1985年的6.24年增至2020年的10.7年(高于世界平均水平8.6年),同时人口预期寿命也从1978年的65.9岁增至2020年的77.9岁(高于世界平均水平72.6岁)。数据来源:中央财经大学中国人力资本与劳动经济研究中心发布的《中国人力资本报告2022》,联合国开发计划署发布的《人类发展报告2021—2022》(Human Development Report)。

② 2021年人口数达14.13亿,占全球总人口的五分之一(约18%)。

转向“人力资本红利”的历史转折点,劳动力市场开始呈现出数量供给减少但质量不断提升的新趋势(张同斌,2016;柏培文和张云,2021)。人力资本投资是提供人才支撑、释放人才红利、挖掘增长潜能的关键切入点,为回应新时代经济高质量发展的要求,推动人力资本积累势在必行。

与此同时,数字经济在中国经济生活中的作用日益凸显,以大数据技术为代表的一系列新兴技术逐步登上时代舞台。2017年,“数字经济”、“人工智能”等新词汇首次被写入国务院政府工作报告,并在随后几年时间里,“数据”一词被中央文件多次提及,最终被正式纳入生产要素范畴^①。2022年12月,中共中央、国务院对外发布《关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作用的意见》(简称“数据二十条”),旨在构建数据基础制度,以更好地发挥中国海量数据规模的优势、充分激活并释放数据要素潜能、做强做优做大数字经济,为中国经济增长注入澎湃动力。中国的数字经济发展迅猛^②,成为推动经济增长的新的引擎(蔡跃洲和牛新星,2021),此外,中国还拥有巨大的数据资源潜在储量^③。在这样的时代背景下,如何利用数据要素赋能经济高质量发展,已经成为当前经济领域的重要研究课题之一。高质量发展意味着兼顾生产效率与“人民日益增长的美好生活需要”,数据作为数字经济的核心要素在提升生产效率、满足消费需求、实现供需匹配等多方面发挥着关键作用,有望与经济高质量发展的要求协调统一(蔡跃洲和马文君,2021)。

数字技术和海量数据固然重要,但人力资本才是数字经济发展的真正决定因素。新兴数字技术的创新,以及全球数据量的激增,为教育等众多行业带来了向数字化和信息化转型的新的变革机遇。在此背景下,各行各业对数字人才的需求急剧增加,人力资本的概念逐渐扩展到数字思维和特殊技能^④。为进一步引导和培养数字方向的新型人才,为中国经济高质量发展提供有力的人力资

① 2019年10月31日党的十九届四中全会通过的《决定》中指出:“要鼓励勤劳致富,健全劳动、资本、土地、知识、技术、管理和数据等生产要素按贡献参与分配的机制”。2020年3月30日由中共中央、国务院共同发布的《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》中提出:“加快培育数据要素市场……提升社会数据资源价值”,正式将数据要素纳入为市场化配置改革的第五大基础生产要素。

② 2020年,中国数字经济规模便已达到19.14万亿元,占国内生产总值的比重从1993年的3.1%上升至18.8%,且增长速度持续强势(平均增速16.3%)。

③ 2018年,中国共产生了大约7.6泽字节数据(占全球数据总量的23.4%),到2025年数据产生量预计将增至48.6泽字节(占比将达到27.8%),成为全世界数据储量最丰富的国家。数据来源:国际数据公司希捷(Seagate)2019年白皮书《2025年中国将拥有全球最大的数据圈》。

④ 欧盟委员会构建的数字经济与社会指数(Digital Economy and Society Index)便是将人力资本与数字经济相结合的典型应用。该指数由人力资本、网络连接、技术商用和数字公共服务四个要素组成,其中,人力资本指代新型数字技能和拥有数字技能的人口,衡量指标具体包括:掌握基本数字技能的人口数量、ICT劳动力数量、提供ICT培训的企业数量以及ICT专业的毕业生数量。详细内容可见:<https://digital-strategy.ec.europa.eu/en/library/digital-economy-and-society-index-desi-2021>。

本支撑,促进数字经济与人力资本的融合至关重要。

有鉴于此,本文将致力于通过建立理论模型,针对数字经济背景下人力资本积累的新模式进行研究,并就数字经济时代经济建设中可能面临的一系列问题,提出相应的政策建议。具体而言,本文将主要参考数据经济长期增长理论领域中的两篇开创性文献 Jones and Tonetti (2020) 和 Cong et al. (2021b) (以下称为 CXZ 模型),并沿用最新的工作论文 Xie and Zhang (2023) 中所提出的针对数据生产函数的建模方法,依托人力资本投资理论将数据要素纳入包含教育投资的人力资本积累方程,从而在动态一般均衡模型的分析框架下,探究人力资本的周期性以及数据要素参与人力资本积累过程的新模式。研究发现,当经济中发生正向全要素生产率冲击时,产出增加且数据产生量也随之增加,数据要素在经济中的使用水平明显提升,积极推动人力资本积累进程,使得人力资本存量由传统的逆周期变动趋势转变为顺周期趋势。因此,数据要素的加入能够大幅提升人力资本积累的效率,促使人力资本顺周期变动。

此外,本文还通过研究和对比文献中关于数据要素的不同解读,通过不同的组合形式描绘出人力资本积累由传统的逆周期性向顺周期性发展的变化趋势。以往有关人力资本和经济周期的大部分文献都指出人力资本具有逆周期性,然而,本文在动态一般均衡模型框架下通过将数据要素加入人力资本的积累过程,发现数据要素水平上升的同时能够驱使人力资本顺周期变动,由此为人力资本的周期性以及数字经济的相关研究做出了一定的补充。最后,本文从推动数据共享平台的建立、发挥数据要素的关键作用,以及鼓励教育投资和人力资本积累方式的创新三个方面提出相关的政策建议,为数据要素推动人力资本积累、促进经济高质量发展提供参考。

由于近年来数字经济的迅速发展以及人力资本在经济中的重要地位,国内一些学者已经开始关注数字经济(包括数据要素)对人力资本的影响,这其中大致可从就业结构、劳动力技能结构和人力资本水平三个视角洞悉:首先,数字经济催生了新业态、新产业和新职业,在优化就业结构的同时能够改善劳动者就业环境并提升就业能力,有助于增强知识技能、促进工作效率和提升人力资本水平(戚聿东等,2020)。具体而言,数字经济推动就业结构向第三产业服务业、知识与技术密集型行业和高技能职业方向转变,人力资本存量在该过程中发挥着紧要的中介作用,赋能数字经济实现对劳动力市场和就业结构影响的飞跃式提升(叶胥等,2021)。其次,具有高边际产出特征的信息和通信技术一方面通过“替代效应”淘汰过时技能^①,另一方面通过“提升效应”督促劳动者掌握新型技能,让技能结构得以吐故纳新(Michaels et al., 2014)。李梦娜和周云波

^① 信息和通信技术(Information and Communication Technologies, ICT):由信息技术与通信技术融合而成,信息技术强调信息编码或解码,通信技术强调信息传输以及传送方式。

(2022)的研究同样发现,数字经济发展与人力资本结构高级化显著相关,为实现人工智能领域的人机互动和合作提供便利。数字经济增加了对劳动者数字化思维、数据处理分析和数字技术应用技能的需求,从而不断推动人力资本结构转向高级化。再次,数据要素激发了人力资本潜力,赋能人才要素助力经济高质量发展。当前时代正不断从知识经济转型为数字经济,而实现人力资本从“量”到“质”转变的核心要义是把握数据要素,通过数据要素培养数字思维人才,深化人力资本时代价值,推动经济高质量发展(陶小龙和肖培,2021)。数据要素有助于充分挖掘人力资本价值,在现有人力资本存量的基础上提高人力资本质量。在中国经济发展过程中,人才要素和数据要素之间应当形成互为促进、共同提升的良好态势,数字经济发展同人力资本优势相结合能够真正发挥最大效用(俞伯阳和丛屹,2021)。

由此可见,数字经济以及数据要素对人力资本产生了不可估量的影响,使其成为最具潜力和竞争力的独特资源。然而,以上文献对数字经济的研究只停留在定性分析和实证分析的层面,对数据要素作用与价值的探索还不够深入。面对数字经济的兴起,国外一些研究则开始尝试从理论模型层面刻画数据要素的作用机制,这些研究大致可分为信息摩擦和经济增长两个主要领域。对于前一类研究,数据被看作一种信息载体,能够减少未知结果的不确定性;而对于后一类研究,数据则被视为一种生产要素或技术并加入经济运行过程,这类要素的收益递增性质为经济增长提供了关键的驱动力量。

数据本质上是信息的一种存在形式,为经济活动提供了记录和证据,并有效提高了企业分析预测的科学性和准确性。Farboodi and Veldkamp(2021)参照索洛模型中资本积累的思想构建了企业数据积累模型,从而发现数据能够降低预测误差,为企业选择生产技术和优化运营提供必要信息,提高了企业的生产效率和盈利能力。数据引导完美的预见、远见使企业更有利可图。互联网和移动设备的普遍应用将个人行为在数字和物理环境中细粒化、数据化,形成了涵盖丰富信息的“数字足迹”^①。数字足迹为金融从业人员监控、了解和优化个体投资决策提供了新的视角,有助于优化服务流程、预测未来业绩、制定发展战略,从而提高金融机构的盈利能力和经济效益(Cong et al., 2021a)。然而从长期来看,数据的这一作用同其他要素类似也会遵循边际收益递减规律,由此对微观运行效率的提升作用逐渐减弱而无法维持长期增长(Veldkamp and Chung, 2019)。其他学者如Ichihashi(2020, 2021a, b)还从数据的非竞争性和数据平台

^① 数字足迹:是指用户在使用互联网时留下的数据痕迹,比如使用网上银行或手机银行进行投资理财时留下的操作记录。可分为主动和被动两种,主动数字足迹如“接受网站的 Cookies”(一种由网站发送到设备的小文件,用来监视活动和记录信息),被动数字足迹如广告商根据用户过去的浏览内容提供个性化广告服务。

或中介竞争的角度对数据要素的特性展开了研究。此外,国内学者如徐翔和赵墨非(2020)采用了产业组织的创新模型为数据资本构建了进入经济运行过程的微观基础,也是对于数据要素和数字经济建模的一个重要尝试。

数据产生于消费和生产过程,是数字经济的关键生产要素,也是经济增长的新型驱动力。数据在经济中具有多种用途,除了以上提到的提高预测准确度之外,还可作为投入要素进入生产或创新过程。Jones and Tonetti (2020)在Romer (1990)内生增长模型的基础上开创性地构建了一个数据经济理论模型,指出具有非竞争性的数据是消费活动产生的副产品(比如驾驶汽车产生的行驶数据),数据作为可提高想法质量的一种中间投入要素直接参与最终品的生产过程,分析发现被广泛使用的数据将会带来巨大的社会收益。Cong et al. (2021b)则把消费者产生的数据看作知识积累的关键因素,允许创新型中间品生产商在研发过程中利用数据,并由此分析数据在推动经济长期增长的过程中所涉及的隐私保护等问题。在后续研究 Cong et al. (2022)中,作者们还在一个完全内生增长模型的框架下进一步分析和对比了数据在生产和创新过程中的不同作用,成功地将以上两个模型联系在一起。产生于消费过程的数据是目前数字经济研究中的主流设定,然而最新的工作论文 Xie and Zhang (2023)指出,数据也可来自工业企业的生产过程(如工业物联网^①),此类数据不会对消费者隐私造成侵害,能够将经济增长推至更高的水平。现实中“数字孪生”技术的应用,正是生产者数据影响人力资本积累的典型案例^②。本文根据人力资本积累的独特性质,将主要参考此研究的设定方式,同时对以上所述两项研究中的设定进行对比和讨论。

本文首次从理论层面探讨数字经济的人力资本效应,通过将数据引入人力资本投资过程,研究数据要素在人力资本积累过程中的作用与机制。本文的主要贡献体现在以下三个方面:第一,创造性地提出了包含数据要素的人力资本积累方程,并通过数值模拟展现数据要素对人力资本积累的重要性,同时也为其他相关研究提供了基础性框架。第二,基于数据的产生渠道设定了同时包含生产者数据和消费者数据的数据组合公式,并通过讨论这两种数据的不同替代

① 工业物联网(Industrial Internet of Things, IIoT):是一种将计算机与具有感知功能的传感器和射频识别设备以及具有监控功能的控制器和仪表等设备连接起来,通过收集、传输和分析数据并将其应用于工业生产过程的数字技术。

② 数字孪生(Digital Twin):是一种对真实世界实体对象、过程或服务的数字表示,也是一种利用数字技术对大型物体(如喷气发动机、风力发电场、建筑物甚至整个城市)和生产制造流程的数字复制,以便收集数据、创建模拟,并预测执行情况和产品或过程的性能。鉴于大型建筑项目对实时数据的较高需求,数字孪生技术广泛应用于基础设施的建设过程。通过汇集来自平面设计、建筑工地和生产设备的实时数据,数字孪生平台充当了建筑资产虚拟生产副本的角色,一方面让建筑公司更加高效合理地生产和管理建筑,另一方面让工程师和专家们获得实时数据以便及时发现问题并实行改进措施。

方式以体现它们的区别以及各自对经济运行的效应。第三,通过构建动态一般均衡模型并引入各类外生冲击进行政策实验,从而揭示了数据要素在推动人力资本积累方面所能够发挥的更突出于教育投入的作用,体现了发展数字经济、激发数据潜能的实践意义。

文章的剩余部分安排如下:第二部分描述模型设定,其中包括只含有来自生产过程的数据基准模型、只含有来自消费的数据对照模型,以及同时含有两种数据的综合模型。第三部分在参数设定的基础上,对单一数据模型的稳态效用、综合模型中各变量的稳态值,以及各类外生冲击的脉冲响应模式进行数值模拟和分析。最后,第四部分进行总结并提出相应的政策建议。

1 模型设定

本节建立一个包含人力资本的动态一般均衡模型,并将数据作为除教育以外的重要因素引入人力资本积累方程。根据现有文献中使用的两种不同来源的数据类型,即来自生产过程的数据和来自消费的数据设定只含有来自生产过程数据的模型,并将此看作基准模型。紧接着考虑只含有来自消费数据的模型以及同时包含两种数据的综合模型,与基准模型形成对照,便于体现数据对人力资本积累的作用。在现有的数据经济理论研究中,Jones and Tonetti (2020)将数据视作生产要素,Cong et al. (2021b)将数据视作创新投入要素。而在本文的模型设定中,数据是人力资本的投入要素,直接参与人力资本积累进而间接参与商品生产过程,这是本文与已有文献的不同之处。

在构建模型之前,我们有必要对数据与数据要素的含义进行界定和区分。数据是一种在经济活动中不断产生、反映一定事实或概念的符号总称,是无序的、未经加工处理的原始素材,表现形式包括数字、文字、文件、图像、声音和视频等。只有经过处理分析并以要素身份投入到经济运行过程当中的数据,才转变为具有经济价值的数据要素。数据要素是一种参与社会生产经营活动、为使用者或所有者带来经济效益的基础性数据资源,拥有丰富的表现形式和应用场景,并且通过与其他要素协调配合,数据要素提升了整体要素效益和资源配置效率。数据要素属于经济学范畴,在后续研究中,我们将重点关注数据要素,对于“数据”一词的表述,则均为数据要素的含义。在本文的设定下,数据是一种能够扩展人力资本的要素。这是因为个体为了积累人力资本,除了投入时间和精力在学校或培训机构接受教育和掌握技能,还会购入学习资料以辅助知识水平的提升。学习资料来自经济活动的各个方面且表现形式多样,可以由本文所研究的数据整理而成。

1.1 基准模型：只含有来自生产过程的数据

1.1.1 代表性家庭

假设经济中有离散时间无限期存在的代表性家庭,该家庭在时期 t 的效用水平由消费 C_t 和闲暇时间 O_t 共同决定:

$$U(C_t, O_t) \quad (1)$$

家庭将非闲暇时间分配到工作 L_t (包括商品生产与数据生产活动,将在下文详述)和教育 E_t 两种活动当中。将家庭拥有的总有效时间标准化为 1,由此家庭的时间约束可表示为:

$$L_t + E_t + O_t = 1 \quad (2)$$

具体地,代表性家庭的效用最大化问题可写成如下形式:

$$\max_{C_t, L_t, E_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \Omega \frac{(L_t + E_t)^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (3)$$

在上式中, β 为效用的主观贴现因子, σ 为相对风险厌恶系数 (也可视为跨期消费替代弹性的倒数), η 为 Frisch 劳动力供给弹性的倒数, Ω 表示闲暇在效用中的重要性。将消费品 C_t 的价格标准化为 1, 消费以 C_t 表示。

每个家庭都以投资物质资本的形式进行储蓄, 即 $S_t = I_{K,t}$, 并在每期收到资本的利息收入 $R_t K_t$, 其中, R_t 为资本回报率, K_t 为物质资本存量。除了来自资本的收入, 家庭还通过参加工作获得劳动报酬 $W_t H_t L_t$, 其中 W_t 为工资率, H_t 为家庭拥有的人力资本存量, 因此 $W_t H_t$ 表示家庭实际收到的效率工资。注意, 家庭只有在参加工作的时候才能获得劳动报酬, 而花费在教育 E_t 上的非闲暇时间将不产生直接收益。除了教育投入, 代表性家庭在人力资本积累的过程中还用到了数据要素, 该种数据来源于生产过程, 可以称之为“生产者数据”, 并记为 $D_{P,t}$, 其产生过程的建模将在下文中予以详述。关于这类数据的更多信息, 可参考 Xie and Zhang (2023) 中的描述。生产者数据需要家庭从厂商处购买, 相应的价格可记为 $p_{P,t}$ 。此外, 家庭拥有厂商的股份, 由此厂商利润 (记为 Π_t) 将成为家庭收入的一部分。因此, 代表性家庭的预算约束方程为:

$$C_t + I_{K,t} + p_{P,t} D_{P,t} = R_t K_t + W_t H_t L_t + \Pi_t \quad (4)$$

此外, 物质资本的运动方程为:

$$K_{t+1} = (1 - \delta_K) K_t + I_{K,t} \quad (5)$$

其中, δ_K 为物质资本折旧率, $I_{K,t}$ 表示物质资本投资。同理, 人力资本的运动方程为:

$$H_{t+1} = (1 - \delta_H) H_t + I_{H,t} \quad (6)$$

其中, δ_H 为人力资本折旧率, 反映了个体知识和能力的更新换代, 有 $0 < \delta_H < 1$ 。 $I_{H,t}$ 表示人力资本投资, 在数字经济背景下, 此项投资将在传统的受教育时间投

入的基础上,添加生产者数据作为另一项投入要素,数据与教育一同提高人力资本水平和劳动效率。由此,人力资本积累方程为:

$$I_{H,t} = B_t D_{P,t}^\theta E_t^{1-\theta} \quad (7)$$

在上式中, E_t 表示受教育时间,可指代个体通过接受学校教育而获得的知识 and 能力, $D_{P,t}$ 表示生产者数据,可指代个体通过使用数据要素而获得的数字技能和素养。参数 θ 表示数据在人力资本积累过程中的贡献程度,已有人力资本研究更多地强调教育和培训等传统途径,而本文通过纳入数据要素扩展了一种新途径。 B_t 为人力资本积累的效率项,这是一个随机过程,假设其以AR(1)的形式进行演进:

$$\ln B_t - \ln B = \rho_B (\ln B_{t-1} - \ln B) + \sigma_B \varepsilon_B \quad (8)$$

其中, B 为稳态下的效率项, ρ_B 和 σ_B 分别为此过程对应的参数, ε_B 服从正态分布 $N(0, \varepsilon_B^2)$ 。由以上设定,求解家庭效用最优化问题,可得到如下所示的一阶条件:

$$\beta(R_t + 1 - \delta_K) = \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^\sigma \quad (9)$$

$$\Omega(L_t + E_t)^\eta C_t^\sigma = W_t H_t \quad (10)$$

$$\frac{\beta W_t L_{t+1}}{C_{t+1}^\sigma} + \frac{\beta \Omega(1 - \delta_H)(L_{t+1} + E_{t+1})^\eta}{(1 - \theta)B_{t+1}D_{P,t+1}^\theta E_{t+1}^{-\theta}} = \frac{\Omega(L_t + E_t)^\eta}{(1 - \theta)B_t D_{P,t}^\theta E_t^{-\theta}} \quad (11)$$

$$\frac{\beta W_t L_{t+1}}{C_{t+1}^\sigma} + \frac{\beta(1 - \delta_H)p_{P,t+1}}{C_{t+1}^\sigma \theta B_{t+1} D_{P,t+1}^{\theta-1} E_{t+1}^{1-\theta}} = \frac{p_{P,t}}{C_t^\sigma \theta B_t D_{P,t}^{\theta-1} E_t^{1-\theta}} \quad (12)$$

以上各式子的含义为:式(9)为家庭跨期消费的最优条件;式(10)为家庭最优劳动供给方程,也是额外一单位休闲的机会成本;式(11)为家庭最优教育决策方程,可见家庭将教育投入的当期成本与投入工作的收益以及通过教育投入积累人力资本的未来收益进行比较;式(12)为家庭对于生产者数据的最优决策,可见家庭将数据投入的当期成本与投入工作的收益以及通过数据投入积累人力资本的未来收益进行比较。

1.1.2 生产厂商

假设经济中存在一个代表性生产厂商,在完全竞争的环境下租赁资本并雇佣劳动力生产供家庭消费的商品。这里将生产函数设定为Cobb-Douglas的形式:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (H_t L_{E,t})^{1-\alpha} \quad (13)$$

① 除了本文展示的柯布-道格拉斯形式,我们还构建了常替代弹性函数(CES)形式的人力资本积累方程,并得到了与柯布-道格拉斯形式相似的脉冲响应结果,再次印证了本文的结论。读者如对此有兴趣,可向作者索取详细过程。

其中, $L_{E,t}$ 表示从事生产活动的劳动力, 参数 α 表示资本在生产过程中的贡献程度, A_t 表示全要素生产率。这是一个随机过程, 同样假设其以 AR(1) 的形式演进:

$$\ln A_t - \ln A = \rho_A (\ln A_{t-1} - \ln A) + \sigma_A \varepsilon_A \quad (14)$$

其中, A 为稳态下的全要素生产率, ρ_A 和 σ_A 分别为此过程对应的参数, ε_A 服从正态分布 $N(0, \varepsilon_A^2)$ 。注意到此处厂商在雇佣劳动力时, 还能获得来自人力资本 H_t 的加成效应。

除了供给消费的商品外, 生产过程中还会生成数据副产品。这种数据从产生获得到投入实践需要经过一部分劳动力的收集、清洗、处理和整合, 使其充分要素化然后以生产者数据的形式被消费者用于人力资本积累过程。参考 Xie and Zhang (2023) 文章中源于生产过程的数据产生方式, 将生产者数据的生产函数设定为如下形式:

$$D_{P,t} = v_t Y_t H_t L_{D,t} \quad (15)$$

其中, $L_{D,t}$ 为从事数据收集和清洗活动的劳动力, 有 $L_{E,t} + L_{D,t} = L_t$ 。 v_t 为数据生产过程的效率项, 同样假设其服从如下 AR(1) 过程:

$$\ln v_t - \ln v = \rho_v (\ln v_{t-1} - \ln v) + \sigma_v \varepsilon_v \quad (16)$$

其中, v 为稳态下的效率项, ρ_v 和 σ_v 分别为此过程对应的参数, ε_v 服从正态分布 $N(0, \varepsilon_v^2)$ 。注意到在数据的生产过程中, 产出 Y_t 并不是投入要素, 而只是作为数据收集清洗活动的参照。厂商每生产一单位的商品, 就会产生一定单位的生产者数据, 在额外投入一定的劳动力之后, 这些生产者数据提供给消费者以提升人力资本水平。类似地, 人力资本在数据生产过程中也发挥了加成效应, 数据要素与人力资本的有机结合和相互促进, 能够更有效地推动数字经济发展。另外, 鉴于数据的产生由产出和人力资本共同决定, 数据与其他投入要素如资本和劳动力并不相同。

生产厂商通过出售商品和数据获得收入, 最大化利润函数如下:

$$\Pi_t = (1 + p_{P,t} v_t H_t L_{D,t}) A_t K_t^\alpha (H_t L_{E,t})^{1-\alpha} - R_t K_t - W_t H_t (L_{E,t} + L_{D,t}) \quad (17)$$

求解生产者的利润最大化问题, 分别得到资本、劳动力和生产者数据的价格, 以及厂商的均衡利润:

$$R_t = \alpha (1 + p_{P,t} v_t H_t L_{D,t}) A_t K_t^{\alpha-1} (H_t L_{E,t})^{1-\alpha} \quad (18)$$

$$W_t = (1 - \alpha) (1 + p_{P,t} v_t H_t L_{D,t}) A_t K_t^\alpha (H_t L_{E,t})^{-\alpha} \quad (19)$$

$$p_{P,t} = \frac{1 - \alpha}{v_t H_t [L_{E,t} - (1 - \alpha) L_{D,t}]} \quad (20)$$

$$\Pi_t = \frac{-(1 - \alpha) L_{D,t}}{L_{E,t} - (1 - \alpha) L_{D,t}} A_t K_t^\alpha (H_t L_{E,t})^{1-\alpha} \quad (21)$$

1.1.3 定义竞争性均衡

模型的竞争均衡由 9 个内生变量 C_t 、 K_t 、 $I_{K,t}$ 、 H_t 、 $I_{H,t}$ 、 $D_{P,t}$ 、 $L_{E,t}$ 、 $L_{D,t}$ 、 E_t 和 3

个生产要素价格 $R_t, W_t, p_{p,t}$ 组成,使得:

- 将资本回报率 R_t 、工资率 W_t 、生产者数据价格 $p_{p,t}$ 视为给定,消费 C_t 、物质资本投资 $I_{K,t}$ 、人力资本投资 $I_{H,t}$ 、生产者数据 $D_{p,t}$ 、工作 L_t 、教育 E_t 是消费者效用最大化问题的解;
- 将资本回报率 R_t 、工资率 W_t 和生产者数据价格 $p_{p,t}$ 视为给定,物质资本 K_t 、人力资本 H_t 、劳动力投入 $L_{E,t}$ 和 $L_{D,t}$ 是生产厂商利润最大化问题的解;
- 物质资本积累遵循 $K_{t+1} = (1 - \delta_K) K_t + I_{K,t}$,人力资本积累遵循 $H_{t+1} = (1 - \delta_H) H_t + I_{H,t}$;
- 所有市场出清,即产品市场出清 $C_t + I_{K,t} = A_t K_t^\alpha (H_t L_{E,t})^{1-\alpha}$,劳动力市场出清 $L_{E,t} + L_{D,t} = L_t$,生产者数据市场出清 $D_{p,t}^D = D_{p,t}^S$ (需求等于供给)。

1.2 对照模型:只含有来自消费的数据

上一节构建了一个以生产者数据作为人力资本积累过程关键投入要素的基准模型。然而,目前大多数文献都将数据设定为来自个体的消费行为。因此,本文另外给出了以下只含有来自消费的数据模型作为对照,以便更清晰地展示数据在人力资本积累中所起的作用。此处针对数据的设定方式来自 Jones and Tonetti (2020) 和 CXZ 模型中所使用的形式,Chen et al. (2021) 也从国际规制的角度对这一数据类型进行了讨论。不同于这两篇文献的是,在本文的模型中,数据被用于消费者自身的人力资本积累。对于此类数据与消费者个人隐私受到潜在侵害之间关系的理解,可以认为是由于不同消费者个体在使用数据进行学习(积累人力资本)时可能从中得知他人信息而造成的。为了叙述方便,在以下模型的设定中,混用了部分与基准模型含义类似的变量。

假设经济中有离散时间无限期存在的代表性家庭,与基准模型不同的是,该家庭在时期 t 的效用水平由消费 C_t 、闲暇时间 O_t 以及数据使用量 $D_{C,t}$ 三部分组成:

$$U(C_t, O_t, D_{C,t}) \quad (22)$$

代表性家庭的效用最大化问题可写成如下形式:

$$\max_{C_t, L_t, E_t, D_{C,t}} \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \Omega \frac{(L_t + E_t)^{1+\eta}}{1+\eta} - z_t \tau D_{C,t}^2 \right] \quad (23)$$

在上式中, $D_{C,t}$ 表示家庭在时期 t 使用的数据,该种数据经由消费过程产生,可以称之为“消费者数据”。消费者数据和生产者数据的主要区别在于它们的成本形式不同:前者来源于消费行为并包含消费者个人信息,在提供和使用这些数据的过程中,家庭将会面临数据隐私泄露的风险,上式中的最后一项负效用即为成本的体现,这里用 τ 表示消费者对数据隐私泄露问题的厌恶程度。

另一方面,在生产过程中产生的数据虽然与某个消费者的隐私问题没有直接关联,但需要生产者承担数据收集和清理的劳动力投入成本。另外, z_t 表示消费者数据风险偏好,这是一个随机过程,假设以 AR(1) 的形式进行演进^①:

$$\ln z_t - \ln z = \rho_z(\ln z_{t-1} - \ln z) + \sigma_z \varepsilon_z \quad (24)$$

其中, z 为稳态下的风险偏好, ρ_z 和 σ_z 分别为此过程对应的参数, ε_z 服从正态分布 $N(0, \sigma_z^2)$ 。

消费过程产生的数据并不会被直接用于人力资本积累,参考 Jones and Tonetti(2020) 的设定思路,消费者数据由数据中介收集,随后中介将数据卖给需要使用数据来积累人力资本的家庭。数据中介的优化问题为:

$$\max_{p_{C,t}, p_{\varphi,t}, \varphi_{C,t}} p_{C,t} D_{C,t} - p_{\varphi,t} \varphi_{C,t} \quad (25)$$

其中, $\varphi_{C,t}$ 表示中介从消费者手中收集的数据, $D_{C,t}$ 表示中介卖给家庭的数据(对应上文中家庭使用的数据), $p_{\varphi,t}$ 和 $p_{C,t}$ 分别表示收集数据的价格和出售数据的价格。在自由进出市场的条件下,垄断中介的利润将为零,因此,家庭的预算约束为:

$$C_t + I_{K,t} = R_t K_t + W_t H_t L_t \quad (26)$$

需要注意的是,尽管家庭和中介之间进行数据的交易,但该对照模型中的数据市场并非有效,这里无法求解得到消费者数据的价格。此外,在上一节的基准模型中,数据交易也可交由数据中介处理,即中介从厂商手中购买生产者数据,然后再卖给家庭用于人力资本积累。但为了简单起见,本文将其设定为家庭和厂商直接进行数据交易。

物质资本和人力资本的运动方程分别与式(5)和式(6)相同。不同的是,人力资本投资过程使用的是消费者数据 $D_{C,t}$,由此人力资本积累方程为:

$$I_{H,t} = B_t D_{C,t}^\theta E_t^{1-\theta} \quad (27)$$

求解家庭的效用最大化问题,得到如下—阶条件:

$$\frac{\beta W_t L_{t+1}}{C_{t+1}^\sigma} + \frac{\beta \Omega (1 - \delta_H) (L_{t+1} + E_{t+1})^\eta}{(1 - \theta) B_{t+1} D_{C,t+1}^\theta E_{t+1}^{-\theta}} = \frac{\Omega (L_t + E_t)^\eta}{(1 - \theta) B_t D_{C,t}^\theta E_t^{-\theta}} \quad (28)$$

$$\frac{\beta W_t L_{t+1}}{C_{t+1}^\sigma} + \frac{2\beta\tau(1 - \delta_H) z_{t+1} D_{C,t+1}}{C_{t+1}^\sigma \theta B_{t+1} D_{C,t+1}^{\theta-1} E_{t+1}^{1-\theta}} = \frac{2\tau z_t D_{C,t}}{C_t^\sigma \theta B_t D_{C,t}^{\theta-1} E_t^{1-\theta}} \quad (29)$$

其中,式(28)为家庭最优教育决策方程,式(29)为家庭对于消费者数据的最优决策。

^① 这里假设数据风险偏好是 AR(1) 过程的依据是具有时变性的风险规避系数。Brandt and Wang (2003) 建立了一个基于消费的资产定价模型,研究发现总风险厌恶程度随总消费和通货膨胀率的变化而不断变化; Donadelli and Proserpi (2012) 同样认为风险规避系数随时间而不断变化。进一步地, Fernández-Villaverde (2009) 使用贝叶斯方法分析了风险规避冲击在产出、通货膨胀和利率动态中的作用, Benchimol (2014) 在 New Keynesian DSGE 的模型框架中探究了风险偏好冲击对产出的影响。

与基准模型的设定类似,代表性生产厂商租赁资本和雇佣劳动力以生产商品供家庭消费。但此时的生产过程没有产生数据副产品,家庭只参与生产活动而不再参与数据收集和清洗活动,即 $L_{D,t}=0$, 厂商可利用的劳动力为 $L_{E,t}$ 且 $L_{E,t}=L_t$ 。生产厂商最大化如下利润函数:

$$\Pi_t = A_t K_t^\alpha (H_t L_{E,t})^{1-\alpha} - R_t K_t - W_t H_t L_{E,t} \quad (30)$$

求解厂商的利润最大化问题,得到资本和劳动力价格,即资本回报率和工资率:

$$R_t = \alpha A_t K_t^{\alpha-1} (H_t L_{E,t})^{1-\alpha} \quad (31)$$

$$W_t = (1-\alpha) A_t K_t^\alpha (H_t L_{E,t})^{-\alpha} \quad (32)$$

关于均衡的定义,本模型与基准模型较为相似,此处将不再赘述。

1.3 综合模型:两类数据的组合

以上两个模型都只包含一种数据,体现了单一类型数据的人力资本积累效应。接下来,本文给出一个同时包含生产者数据和消费者数据的综合模型,探究两种数据对人力资本积累的复合影响以及各自在该过程中所发挥的作用。具体地,消费者一方面需要从厂商手中购买数据,另一方面还需要面临由于消费者数据被使用所产生的隐私问题。此时,代表性家庭的效用最大化问题为:

$$\max_{C_t, L_t, E_t, D_{C,t}, D_{P,t}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \Omega \frac{(L_t + E_t)^{1+\eta}}{1+\eta} - z_t \tau D_{C,t}^2 \right] \quad (33)$$

预算约束方程为:

$$C_t + I_{K,t} + p_{P,t} D_{P,t} = R_t K_t + W_t H_t L_t + \Pi_t \quad (34)$$

物质资本和人力资本的运动方程分别与式(5)和式(6)相同。然而不同的是,此处人力资本投资过程中使用的数据为消费者数据和生产者数据的组合。前者可被个体用于提升对自我行为 and 能力的认知,后者(相当于一种数据产品)可被个体用于提升数字技能和素养。这两类数据常以替代弹性系数的形式(即 CES 函数)一同构成复合的数据集,与教育投入共同构成人力资本积累方程。由此,人力资本积累方程变为:

$$I_{H,t} = B_t D_t^\rho E_t^{1-\rho} = B_t \left[\gamma D_{C,t}^{\frac{\rho-1}{\rho}} + (1-\gamma) D_{P,t}^{\frac{\rho-1}{\rho}} \right]^{\frac{\rho\theta}{\rho-1}} E_t^{1-\theta} \quad (35)$$

在上式中, D_t 表示复合数据集, γ 和 $1-\gamma$ 分别为消费者数据 $D_{C,t}$ 和生产者数据 $D_{P,t}$ 在整个复合数据集的权重, ρ 为消费者数据和生产者数据之间的替代弹性。数据于消费过程和生产过程自然生成,虽然数量庞大、种类多样,但仍难以发挥作用,本文将其置于人力资本投资公式,为人力资本积累和最终产品生产作出贡献,使其真正成为一种投入要素。

求解家庭效用最优化问题,得到如下一阶条件:

$$\frac{\Omega(L_t + E_t)^\eta}{(1 - \theta)B_t E_t^{1-\theta} D_t^\theta} = \frac{\beta W_{t+1} L_{t+1}}{C_{t+1}^\sigma} + \frac{\beta(1 - \delta_H)\Omega(L_{t+1} + E_{t+1})^\eta}{(1 - \theta)B_{t+1} E_{t+1}^{1-\theta} D_{t+1}^\theta} \quad (36)$$

$$\frac{2\tau z_t D_{C,t}}{\theta \gamma B_t E_t^{1-\theta} D_t^{1-\frac{\theta}{\rho}} D_{C,t}^{-\frac{1}{\rho}}} = \frac{\beta W_{t+1} L_{t+1}}{C_{t+1}^\sigma} + \frac{\beta(1 - \delta_H)2\tau z_{t+1} D_{C,t+1}}{\theta \gamma B_{t+1} E_{t+1}^{1-\theta} D_{t+1}^{1-\frac{\theta}{\rho}} D_{C,t+1}^{-\frac{1}{\rho}}} \quad (37)$$

$$\frac{\beta W_{t+1} L_{t+1}}{C_{t+1}^\sigma} + \frac{\beta(1 - \delta_H)p_{P,t+1}}{\theta(1 - \gamma)C_{t+1}^\sigma B_{t+1} E_{t+1}^{1-\theta} D_{t+1}^{1-\frac{\theta}{\rho}} D_{P,t+1}^{-\frac{1}{\rho}}} = \frac{p_{P,t}}{\theta(1 - \gamma)C_t^\sigma B_t E_t^{1-\theta} D_t^{1-\frac{\theta}{\rho}} D_{P,t}^{-\frac{1}{\rho}}} \quad (38)$$

以上式子中,式(36)为家庭最优教育决策方程,式(37)表示家庭对于消费者数据的最优决策,式(38)表示家庭对于生产者数据的最优决策。代表性生产厂商的设定以及利润最大化问题的求解与基准模型中的式(18)到(21)相同。该模型的竞争性均衡定义如下。

综合模型的竞争均衡由 10 个内生变量 $C_t, K_t, I_{K,t}, H_t, I_{H,t}, D_{C,t}, D_{P,t}, L_{E,t}, L_{D,t}, E_t$ 和 3 个生产要素价格 $R_t, W_t, p_{P,t}$ 组成,使得:

- 将资本回报率 R_t 、工资率 W_t 、生产者数据价格 $p_{P,t}$ 视为给定,消费 C_t 、物质资本投资 $I_{K,t}$ 、人力资本投资 $I_{H,t}$ 、生产者数据 $D_{P,t}$ 、消费者数据 $D_{C,t}$ 、工作 L_t 、教育 E_t 是消费者效用最大化问题的解;
- 将资本回报率 R_t 、工资率 W_t 和生产者数据价格 $p_{P,t}$ 视为给定,物质资本 K_t 、人力资本 H_t 、劳动力投入 $L_{E,t}$ 和 $L_{D,t}$ 是生产厂商利润最大化问题的解;
- 物质资本积累遵循 $K_{t+1} = (1 - \delta_K)K_t + I_{K,t}$,人力资本积累遵循 $H_{t+1} = (1 - \delta_H)H_t + I_{H,t}$;
- 所有市场出清,即产品市场出清 $C_t + I_{K,t} = A_t K_t^\alpha (H_t L_{E,t})^{1-\alpha}$,劳动力市场出清 $L_{E,t} + L_{D,t} = L_t$,生产者数据市场出清 $D_{P,t}^D = D_{P,t}^S$ (需求等于供给)。

1.4 参数设定

本文模型中的参数取值主要通过借鉴其他文献加以设定。首先,采用相关文献中的数值(梅冬州和龚六堂,2011;朱超等,2018):家庭效用的主观贴现因子 β 为 0.99 (对应于 4% 的年利率),相对风险厌恶系数 σ 为 2,劳动力供给弹性的倒数 η 为 0.3,闲暇的重要性 Ω 为 1.315。其次,借鉴人力资本研究的相关文献(DeJong and Ingram,2001;Alessandrini et al.,2015),设定物质资本折旧率 δ_K 为 0.06,人力资本折旧率 δ_H 为 0.01,教育的弹性系数 $(1 - \theta)$ 为 0.8 (即数据的贡献度 θ 为 0.2,还将在下一小节对该参数的取值进行讨论)。为了进一步校准参数 θ ,使用 WDI 数据库中的人力资本指数 (Human Capital Index),该指数较为客观准确地衡量了教育和健康对劳动生产力的贡献。根据本文的设定,数据是除

教育以外的影响人力资本积累的重要因素,故而这里关注数字经济发展相对迅速的经济体,以估算数据的贡献程度。参考联合国贸发会发布的《2019 年数字经济报告》^①,选取 ICT 行业增加值排名前 10 的国家与地区并计算人力资本指数的三年平均值^②,由此得到数据的贡献程度约为 0.26。考虑到影响人力资本积累的因素不只教育和数据,这里将参数 θ 的数值设定为 0.2。最后,关于消费者对数据隐私泄露问题的厌恶程度,在 CXZ 模型中参数 τ 位于指数位置,作者们将其设定为 1.5,并且还讨论了其他取值的情况。但在本文的模型设定中,参数 τ 位于系数位置,对此,这里先给参数 τ 赋值 0.3,然后在数值模拟部分给出了不同取值的对比(分别为 0.4 和 0.5),发现不同取值的 τ 将会给效用稳态值带来不同的影响。具体地,参数设定结果见表 1。

表 1 模型参数设定

参数含义	参数名称	校准值	来源
效用贴现因子	β	0.99	朱超等(2018)
相对风险厌恶系数	σ	2	梅冬州和龚六堂(2011)
劳动力供给弹性的倒数	η	0.3	梅冬州和龚六堂(2011)
闲暇的重要性	Ω	1.315	朱超等(2018)
资本产出弹性	α	1/3	标准常用设定
物质资本折旧率	δ_K	0.06	Alessandrini et al. (2015)
人力资本折旧率	δ_H	0.01	DeJong and Ingram(2001)
教育的贡献度	$1-\theta$	0.8	DeJong and Ingram(2001)
消费者对数据隐私泄露问题的厌恶程度	τ	0.3	待讨论

2 数值模拟与政策实验

2.1 基准模型与对照模型的稳态效用对比

在确认各参数取值后,本文首先从代表性家庭的角度比较了基准模型与对照模型的稳态效用水平。具体来说,本文计算了数据贡献程度 θ 从 0 到 1 不同取值下的效用稳态值(图 1)。从图中可以看出,随着数据对人力资本积累的贡献程度不断增大,生产者数据模型的效用水平逐渐上升,其上升趋势相对于消费者数据模型的变动较为缓慢,而消费者数据模型的效用水平不断下降,两种

①《2019 年数字经济报告》的详细内容可见: https://unctad.org/system/files/official-document/der2019_en.pdf。

② ICT 行业增加值排名前 10 的国家与地区分别是:美国、中国、日本、德国、韩国、印度、英国、法国、意大利、中国香港。

模型的效用差距越来越大。消费者数据隐私问题造成的负面影响注定使其处于弱势地位,而生产者数据成功避开了此类问题,故而生产者数据模型能够实现更高的效用水平。因此,从稳态效用水平来看,生产者数据具有更明显的效用促进价值。

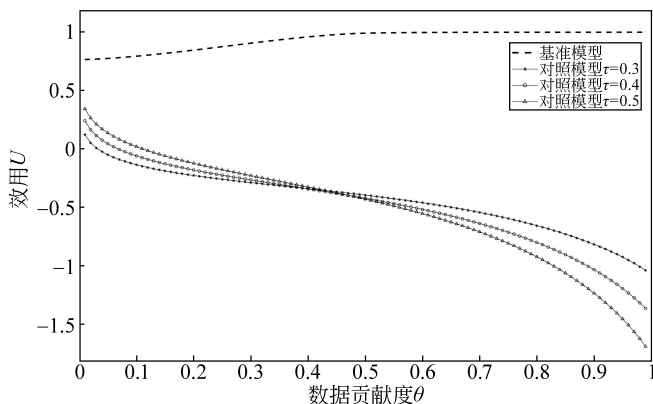


图1 数据贡献程度 θ 在不同取值下的基准模型和对照模型稳态效用的比较

注:基准模型为只有生产者数据的模型,对照模型为只有消费者数据的模型

另外,本文还考虑了数据风险偏好 τ 的不同取值(分别为 0.3、0.4 和 0.5)对家庭效用的影响。总体来看,随着数据风险偏好的不断增加,效用水平值逐渐递减,体现了隐私泄露风险给消费者带来的负面影响。分开来看,当数据贡献程度 θ 数值较小时,家庭选择使用更多的消费来弥补数据隐私问题引致的效用损失,因此 τ 取值 0.5 的曲线位于最上方,此时数据风险偏好数值越大,效用稳态值越高。随后,当数据贡献程度逐渐增加,即数据占比逐渐提高后,数据使用带来的负面影响也更加显著,并超过了消费带来的正面影响,此时数据风险偏好 τ 数值越大,效用稳态值越低。换句话说,隐私损失越少,福利水平越高。由此可见,数据使用对家庭效用的影响随着数据贡献程度 θ 和数据风险偏好 τ 取值呈现出非线性的关系。

2.2 综合模型中主要变量的稳态值

接下来,本文将生产者数据与消费者数据结合起来,重点关注同时包含两种数据的综合模型。具体而言,计算了替代弹性 ρ 从 0 到 10 不同取值下的主要变量的稳态值(图2)。生产者数据和消费者数据之间的替代弹性 ρ 决定了哪种数据占主导的问题, ρ 取值小于 1 代表数据的替代缺乏弹性,即两类数据难以相互替代,复合的数据集由数量较少的一类数据所主导。 ρ 取值大于 1 则代表数据的替代富有弹性,即两类数据比较容易相互替代,复合的数据集则由数量较

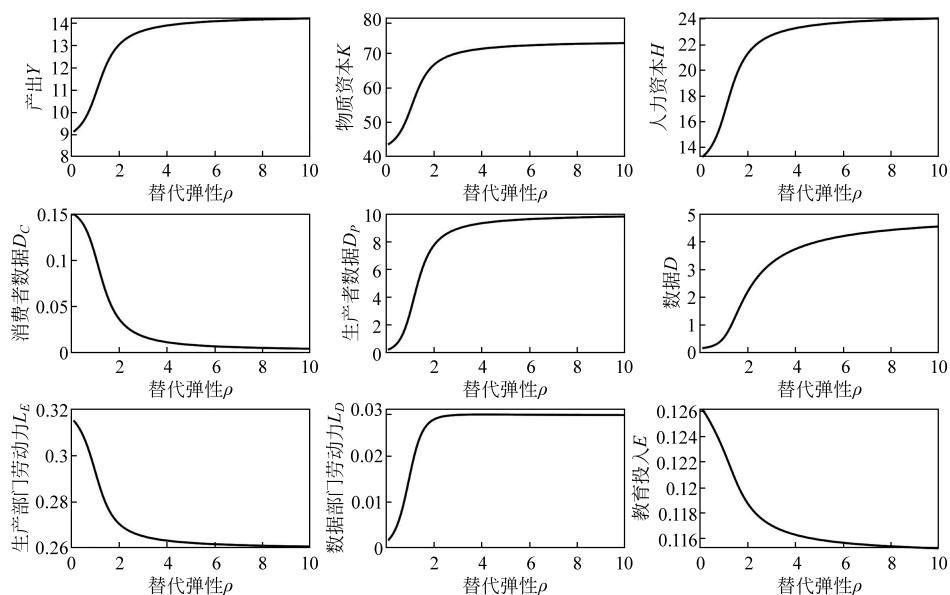


图2 参数 ρ 在不同取值下综合模型中各主要变量的稳态值

注:综合模型为同时包含消费者数据和生产者数据的模型

多的一类数据所主导。参数 ρ 取值从0到10正是两种数据从缺乏弹性向富有弹性的替代的过渡,针对此参数的变化进行比较便于观察每种数据主导情况下各变量稳态值的变动趋势。

这里比较了与产出相关的变量(产出 Y 、物质资本 K 和人力资本 H)、两类数据及由它们组合而成的复合数据集(消费者数据 D_c 、生产者数据 D_p 和数据集 D),以及三类劳动力水平(产品生产部门劳动力 L_E 、数据生产部门劳动力 L_D 和教育投入 E)。首先,对于第一组变量,可以观察到它们随着参数 ρ 的增加而增加,并在 ρ 约为4之后进入平台区域。其次,由第二组变量的变化趋势可以看出,随着参数 ρ 不断增加,消费者数据减少而生产者数据增加,而从消费者数据到生产者数据转变的过程中,数据总量不断增加。生产者数据占据主导地位,在推动人力资本积累的过程中担负主要职责,人力资本存量的变动与生产者数据的关系更加密切。再结合第一组变量中产出和物质资本水平也不断上升的变动趋势,说明无论是从生产者角度还是消费者角度看,生产者数据都具有更重要的意义。最后,由第三组变量的变化趋势可知,更多的劳动力从产品生产部门流向了数据生产部门,生产者数据提高了数据副产品的生产效率。教育投入在较小的范围内波动,替代弹性对其影响较小。结合前一小节的分析,无论是从稳态效用水平角度还是人力资本积累角度出发,生产者数据相对于消费者来说都具有更重要的作用与价值。

2.3 脉冲响应分析

在讨论完综合模型处于稳态时的各类重要情形之后,本文转而进行脉冲响应分析。具体来说,选取四个主要的外生冲击:全要素生产率冲击、人力资本积累效率冲击、生产者数据生产效率冲击,以及消费者数据风险偏好冲击。这四类冲击涵盖了本模型从生产到人力资本积累,再到两类数据各自的产生过程,对理解模型具有重要意义。

2.3.1 全要素生产率冲击

首先在模型中引入正向全要素生产率冲击(即式(13)中的 A_t),得到脉冲响应函数来描述在受到冲击后至经济重新进入稳态的动力学过程,如图3所示,该图展示了一些重要变量在冲击后的百分比变动情况。每个小图包含6条曲线,分别对应替代弹性 ρ 取值为0.1、0.5、1.5和10的综合模型,以及只包含生产者数据的基准模型和只包含消费者数据的对照模型。

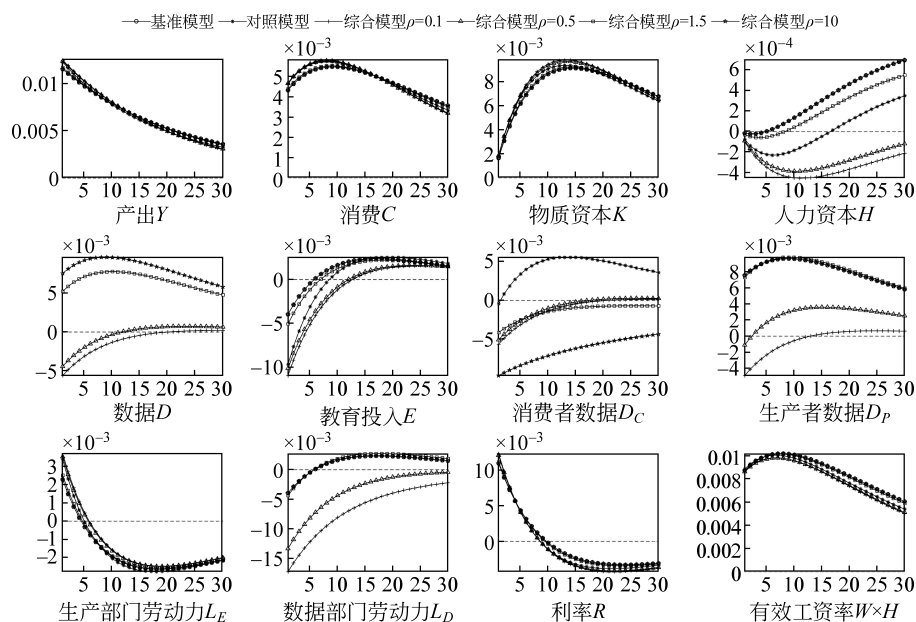


图3 全要素生产率正向冲击的脉冲响应函数

从图3可以看出,全要素生产率正向冲击提升了产出、消费和物质资本水平,参数 ρ 不同取值下的综合模型连同基准模型和对照模型的结果都较为一致,变动幅度差别不大。然而,人力资本的变动情况稍显复杂。当 ρ 数值较小时,消费者数据和生产者数据之间的替代弹性较低,总数据更偏向于消费者数据,而此时消费者数据的使用量处于较低水平,故而综合模型的脉冲响应函数

呈现出不完全的渐进变化趋势。来自消费过程的数据受隐私问题的干扰,难以带动总数据水平提升,故而数据要素对人力资本的促进作用受限,人力资本存量在初期出现下降,与其他变量的变动趋势相反。与之相对地,当 ρ 数值较大时,消费者数据和生产者数据之间富有替代弹性,总数据更偏向于生产者数据,且此时生产数据的使用量处于较高水平,故而综合模型接近于生产者数据模型,从 ρ 等于10时综合模型与基准模型几乎重合的脉冲响应函数也可看出。作为生产过程的一种副产品,生产者数据与生产率密切相关,于是在正向全要素生产率冲击下脱颖而出并占据主导地位,由此总数据水平明显提升,能够有效发挥人力资本积累促进效应。因此得到如下结论,当替代弹性较小时,人力资本存量逆周期变动,然而随着替代弹性不断变大,生产者数据逐渐占据主导地位,数据使用水平显著提升,随之而来的数据价格下降使得人力资本积累更加合算。因此,数据(尤其是生产者数据)的引入能够显著提升人力资本积累的效率,促使人力资本呈现出顺周期变动的趋势。

以往研究人力资本周期性的文献表明(DeJong and Ingram, 2001; Méndez and Sepúlveda, 2012; Alessandrini et al., 2015),正向TFP冲击在提高工作收入的同时增加了教育的机会成本,导致人们减少学习时间而增加工作时间,因此与人力资本积累相关的技能获得活动和学校入学率具有逆周期性。从图3同样可以看出,正向TFP冲击使代表性家庭减少了教育时间而增加了工作时间,与之前文献的结果相似。常见的人力资本方程主要由教育投入或教育和健康投入组成(杨建芳等, 2006; 余长林, 2006),人力资本对产出的影响存在延迟效应,当期积累的人力资本等到下期才能决定生产,因此面临生产率正向冲击时,人们倾向于将更多的时间分配到工作生产而不是学习教育中。然而在本文的模型设定中,人力资本积累方程由教育投入和数据要素共同组成,人力资本存量在教育投入减少时仍然能够提升,正是数据要素(尤其是生产者数据)在背后驱动的结果。生产率冲击在刺激产出的同时增加了数据副产品的生成,使其充分发挥对人力资本积累的推动作用,最终人力资本存量顺周期变动,这是与之前研究不同的结果。产生于生产和消费过程的数据被家庭用来提升人力资本水平,其活力与价值被更大程度地激发了出来。

教育投入首先出现下降但随后逐渐上升,表明数据提高了人力资本投资回报,使其在正向TFP冲击下依然保有一定的效益,故而人们愿意将更多的时间投入到学习教育中,最终数据要素与教育投入共同推动人力资本积累。Lu (2021)在探究人工智能的经济增长效应时,提出了人工智能可以改善人力资本积累的观点,于是在标准的Lucas (1988)人力资本积累模型中加入了人工智能因素。研究发现随着人工智能自我积累效率的提升或人工智能在CES生产函数中替代弹性的提高,家庭将在教育方面投入更多时间,人工智能通过多途径促进人力资本积累,这与本文的结论不谋而合。

2.3.2 人力资本积累效率冲击

在对全要素生产率冲击进行分析之后,本文转而分析人力资本积累冲击(即式(7)中的 B_t)以更直接地反映数据在此过程中的作用,相应的脉冲响应函数见图4。在受到冲击后,人力资本存量、数据要素(包括复合数据集、消费者数据和生产者数据)以及教育投入均明显增加,产品生产部门劳动力减少而数据生产部门劳动力增加。产出、消费和物质资本先下降后上升,因为劳动力从产品生产部门集中到了数据生产部门,资源从物质资本领域流向了人力资本领域,导致在冲击发生初始时产出、消费和物质资本出现下降。但随着人力资本积累的作用逐渐显现,转进而会促进产出并刺激物质资本积累,于是产出、消费和物质资本水平又逐渐回升。以上结果表明,在人力资本积累效率的正向冲击下,数据要素与教育投入共同推动人力资本积累,人力资本存量呈现出先于产出水平变化的变动趋势。

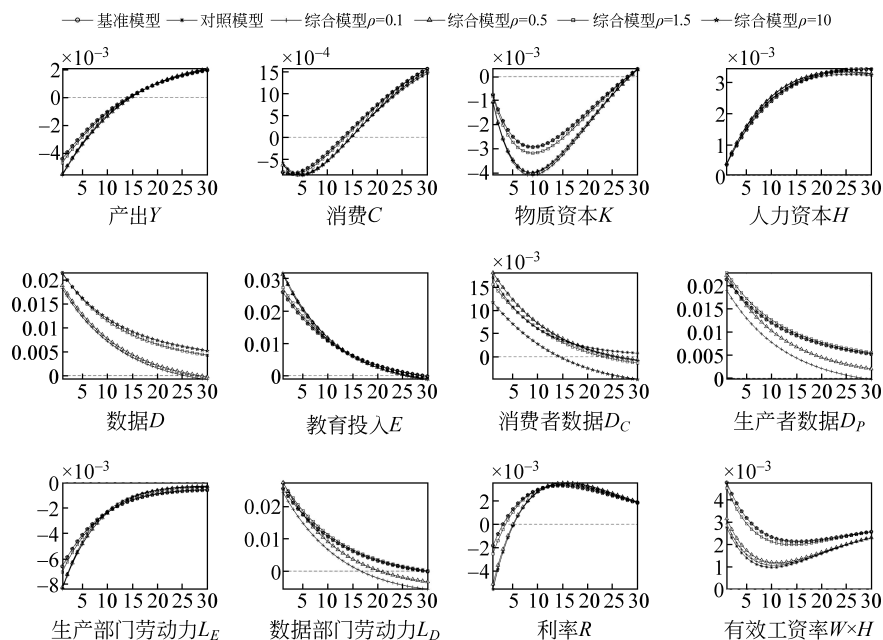


图4 人力资本积累效率冲击的脉冲响应函数

2.3.3 数据生产效率冲击

针对生产者数据,本节还对其生产过程中可能产生的冲击进行分析(即式(15)中的 v_t),相应的脉冲响应函数见图5。在本节的分析中,由于在只含有消费者数据的对照模型中并不涉及此种冲击,故不将其纳入讨论范围。从图中大致可以看出,替代弹性 ρ 等于10的综合模型脉冲响应函数和生产者数据模型的几乎完全重合,再次印证了生产者数据占据主导地位时发挥的重要作用,

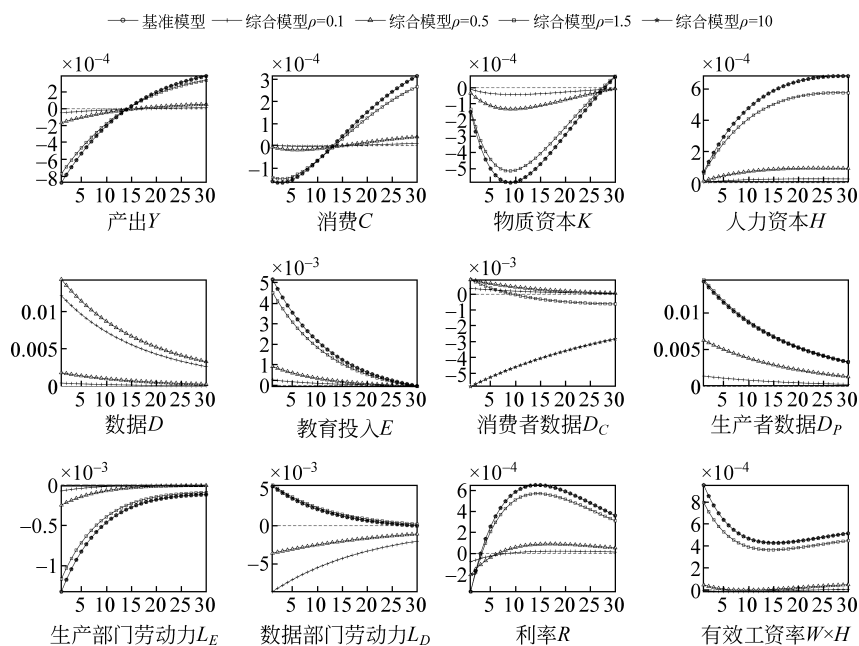


图5 数据生产效率冲击的脉冲响应函数

并且参数 ρ 不同取值下的综合模型脉冲响应函数连同只含有生产者数据的基准模型脉冲响应函数均体现出明显的渐变趋势。人力资本、数据要素和教育投入明显增加,生产者数据相比消费者数据受到更大的影响。产品部门劳动力减少而数据部门劳动力增加,这意味着代表性家庭缩短了工作时间,于是产出、消费和物质资本短期内出现下降。但从长期来看,人力资本的加速积累最终推动产出和物质资本水平不断回升。此外,从综合模型的脉冲响应函数能够发现,替代弹性 ρ 数值较小时,数据生产效率的正向冲击缩减了数据生产部门的劳动力规模;但随着 ρ 数值变大,生产者数据产量逐渐攀升,数据生产部门的劳动力随之也不断增多。以上结果表明,在数据生产效率的正向冲击下,数据要素(尤其是生产者数据)通过刺激人力资本加速积累,进而使得产出在经历短暂的下降之后回升到比原来更高的水平。

2.3.4 消费者数据风险偏好冲击

最后,我们还将针对消费者数据对其产生过程中涉及的风险偏好冲击进行分析(即式(23)中的 z_t),相应的脉冲响应函数见图6。由于此处的偏好冲击属于成本增加冲击而非前三小节中所涉及的效率提升冲击^①,由图可知,人力资

^① 在模型中,消费者数据的使用会给代表性消费者带来负效用,冲击 z_t 发生正向变化实际上提升了此类数据使用所产生的效用成本,这与前三小节中加在产品生产、人力资本投资品生产和生产者数据生产上的冲击是不同的。

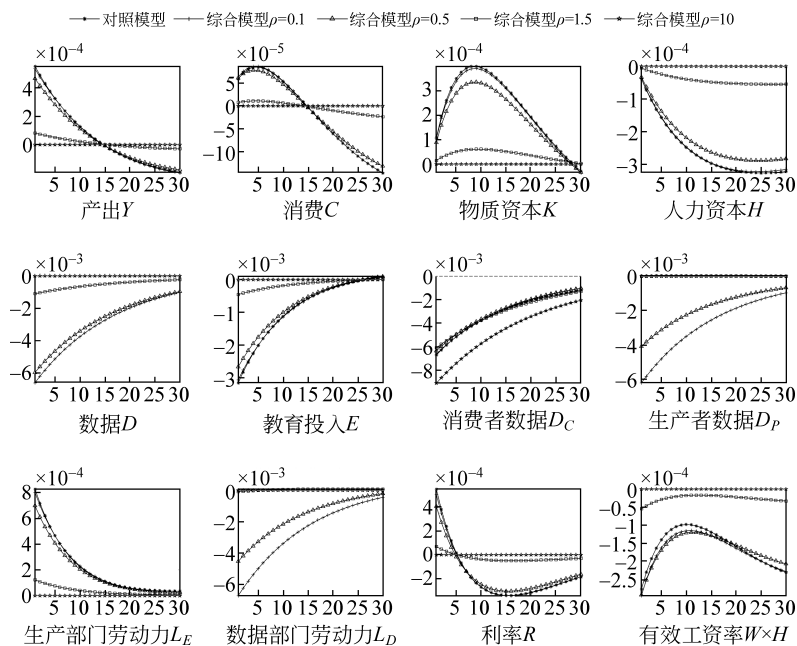


图6 消费者数据风险偏好冲击的脉冲响应函数

本、数据要素和教育投入明显减少,消费者数据相比生产者数据受到更大的负面影响,这些变化都与消费者数据面临的隐私泄露问题直接相关。劳动力停留在产品生产部门而未出现明显的流动情况,代表性家庭增加了工作时间而缩短了学习时间,于是产出、消费和物质资本短期内明显上升。一方面,从综合模型的脉冲响应函数能够发现,随着 ρ 数值变大,消费者数据不断减少而生产者数据不断增加,有一部分劳动力从产品生产部门流向了数据生产部门,更关键的是人力资本的逆周期性逐渐减弱。另一方面,当 ρ 较大时,图中所示的各变量在冲击下均变得几乎无变化,这也说明了此种情形下消费者数据对经济的影响已几乎被生产者数据所主导。由此可见,消费者数据的隐私问题注定使其处于弱势地位,而能够占据主导地位的生产者数据更具有人力资本效应,促使人力资本存量顺周期变动。

3 结论与启示

3.1 结论

提升人力资本质量,发挥人力资本红利,是推动中国经济实现高质量发展的关键环节。数字经济下的人力资本,其内涵已经从受教育程度和基本工作能

力扩展到数字化战略思维和数据处理分析能力。与此同时,数字人才的培养和需求也达到了前所未有的高度。在这样的时代背景下,本文尝试将数字经济与人力资本相结合,把数字经济的核心要素——数据,纳入人力资本积累方程,在动态一般均衡模型框架下讨论数据要素对人力资本积累的影响,探究数据对人才培养和经济发展的作用。数值模拟结果表明,作为经济活动的副产品,数据量在正向技术冲击下显著提升,不仅能够带动教育投资的增加,还提升了人力资本积累的效率,促使人力资本存量呈现出由逆周期逐渐向顺周期转变的趋势。因此,数据的引入改变了人力资本的周期性,有利于人力资本在经济形势向好的阶段仍不断积累。

在本文的模型设定中,数据要素的来源有两个渠道,分别是基于 Jones and Tonetti(2020)和 Cong et al. (2021b)所描述的来自消费的数据(即“消费者数据”),以及基于最新研究 Xie and Zhang(2023)所提出的来自生产的数据(即“生产者数据”)。对于前者来说,数据产生于消费活动,使用这类数据将会给消费者带来潜在的隐私风险;而对于后者来说,数据产生于生产过程,其使用虽与消费者个人隐私无关,但需要企业投入资源进行收集和清洗工作。通过设定只含有生产者数据的基准模型、只含有消费者数据的对照模型,以及同时包含两类数据的综合模型,本文对数据要素的构成方式以及两种数据各自的作用机制予以进一步分析。研究发现,在提升数据总体使用量和人力资本积累效率方面,来自生产过程的数据能够发挥出更大的作用。随着生产者数据与消费者数据之间替代弹性的不断增加,生产者数据的水平明显超过了后者并逐渐占据主导地位,在提升数据总量和刺激教育投资的同时,促使人力资本存量从逆周期不断向顺周期转变。

本文通过将数据纳入人力资本投资方程,把数字经济与人力资本有机地结合了起来,为之后的研究提供了简明的建模思路。将数据视作人力资本积累的投入要素,剖析不同来源类型的数据对人力资本周期性的影响,得到了与以往研究不同的结论,为数字经济时代的教育发展新模式提供了理论基础,具有重要的实践意义和政策含义。

3.2 政策启示

基于本文的研究结论,可提出如下三点政策建议:第一,应当推动建立多类型数据的共享平台。数据具有非竞争性,同样的数据可以供不同的场景使用而不会耗尽,总量数据产生的价值总是大于单个数据价值的加总。这种特征对于释放数据的全部价值潜力至关重要。从用户的应用程序到企业的数字平台,从消费者数据到工业生产数据,随着数据来源类型的增多,从数据中获取价值的范围也逐渐扩大。因此,应当在实现高质量发展目标的相关领域,以尊重公民

个人隐私的方式,建立一个广泛的、包含生产者和消费者多方利益相关的以汇集多种类型数据、共享数据公共产品为目标的平台,从而最大限度地发挥数据的价值,推动人力资本积累,促进经济高质量发展。

第二,发挥数据要素在数字技术教育和企业技能培训中的关键作用。数字基础设施是数据要素塑造数字人才的必要条件,与之对应的充分条件则是增加数据与数字技术教育和企业技能培训的融合度。具体而言,在学校非数字专业中增设数据科学综合课程,对于数字专业则更新与现阶段需求相适配的课程内容并增加实训教学。让学生在夯实数字技术知识和计算机基本操作的基础上,不断培养数据处理分析技能,真正掌握数字技术开发原理。另外,在企业技能培训中增加数据分析的应用场景和实践机会,促进劳动者传统技能数字化转型,鼓励技能应用与数字技术紧密结合。

第三,应当鼓励教育投资和人力资本积累方式的创新。教育投入的逆周期性意味着国民收入上升时教育投资反而出现下降,将会带动人力资本积累逆周期变动,不利于教育行业的长期发展以及人才队伍的有效供给。因此,应当在经济形势向好阶段也同样加大财政教育支出力度,鼓励家庭和个人增加教育投资,充分释放教育和知识红利,发挥人口大国的要素禀赋优势,促进人口红利转向人力资本红利。除此之外,在数字经济的背景下不断探索和创新人力资本的培养与积累方式,将数字投资纳入人力资本发展战略,鼓励数字技术与教育投资深度融合,推动人力资本结构走向多元化与高级化,为经济高质量发展增添动力。

参考文献

- 柏培文,张云. 2021. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 56(5): 91-108.
- Bai P W, Zhang Y. 2021. Digital economy, declining demographic dividends and the rights and interests of low-and medium-skilled labor[J]. *Economic Research Journal*, 56(5): 91-108. (in Chinese)
- 蔡跃洲,马文君. 2021. 数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J]. 数量经济技术经济研究, 38(3): 64-83.
- Cai Y Z, Ma W J. 2021. How data influence high-quality development as a factor and the restriction of data flow[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 38(3): 64-83. (in Chinese)
- 蔡跃洲,牛新星. 2021. 中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J]. 中国社会科学, (11): 4-30.

- Cai Y Z, Niu X X. 2021. Scale measurement and structural analysis of the value-added of China's digital economy[J]. *Social Sciences in China*, (11): 4-30. (in Chinese)
- 李梦娜, 周云波. 2022. 数字经济发展的人力资本结构效应研究[J]. *经济与管理研究*, 43(1): 23-38.
- Li M N, Zhou Y B. 2022. Research on human capital structure effect of digital economy development[J]. *Research on Economics and Management*, 43(1): 23-38. (in Chinese)
- 梅冬州, 龚六堂. 2011. 新兴市场经济国家的汇率制度选择[J]. *经济研究*, 46(11): 73-88.
- Mei D Z, Gong L T. 2011. The determinants of exchange rate regime in the emerging economies [J]. *Economic Research Journal*, 46(11): 73-88. (in Chinese)
- 戚聿东, 刘翠花, 丁述磊. 2020. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. *经济学动态*, (11): 17-35.
- Qi Y D, Liu C H, Ding S L. 2020. Digital economic development, employment structure optimization and employment quality upgrading[J]. *Economic Perspectives*, (11): 17-35. (in Chinese)
- 陶小龙, 肖培. 2021. 数字经济时代人力资本的价值特点与开发策略[J]. *信息与管理研究*, 6(6): 74-84.
- Tao X L, Xiao P. 2021. Value characteristics and development strategy of human capital in digital economy era[J]. *Journal of Information and Management*, 6(6): 74-84. (in Chinese)
- 徐翔, 赵墨非. 2020. 数据资本与经济增长路径[J]. *经济研究*, 55(10): 38-54.
- Xu X, Zhao M F. 2020. Data capital and economic growth path[J]. *Economic Research Journal*, 55(10): 38-54. (in Chinese)
- 杨建芳, 龚六堂, 张庆华. 2006. 人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验[J]. *管理世界*, (5): 10-18, 34.
- Yang J F, Gong L T, Zhang Q H. 2006. Human capital formation land its effects on economic growth[J]. *Journal of Management World*, (5): 10-18, 34. (in Chinese)
- 叶胥, 杜云晗, 何文军. 2021. 数字经济发展的就业结构效应[J]. *财贸研究*, 32(4): 1-13.
- Ye X, Du Y H, He W J. 2021. Employment structure effect of digital economy development[J]. *Finance and Trade Research*, 32(4): 1-13. (in Chinese)
- 俞伯阳, 丛屹. 2021. 数字经济、人力资本红利与产业结构高级化[J]. *财经理论与实践*, 42(3): 124-131.

- Yu B Y, Cong Y. 2021. Digital economy, human capital dividend and advanced industrial structure[J]. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 42(3): 124-131. (in Chinese)
- 余长林. 2006. 人力资本投资结构与经济增长——基于包含教育资本、健康资本的
内生增长模型理论研究[J]. *财经研究*, 32(10): 102-112.
- Yu C L. 2006. Investment structure in human capital and economic growth—
Endogenous economic growth analysis based on education capital and health capital
[J]. *Journal of Finance and Economics*, 32(10): 102-112. (in Chinese)
- 张同斌. 2016. 从数量型“人口红利”到质量型“人力资本红利”——兼论中国经济
增长的动力转换机制[J]. *经济科学*, (5): 5-17.
- Zhang T B. 2016. From quantitative “Demographic Dividend” to qualitative
“Human Capital Dividend”[J]. *Economic Science*, (5): 5-17. (in Chinese)
- 朱超, 余颖丰, 易桢. 2018. 人口结构与经常账户: 开放 DSGE 模拟与经验证据
[J]. *世界经济*, 41(9): 26-50.
- Zhu C, Yu Y F, Yi Z. 2018. Demographic structure and current account: Open
DSGE simulation and empirical evidence [J]. *The Journal of World Economy*,
41(9): 26-50. (in Chinese)
- Alessandrini D, Kosempel S, Stengos T. 2015. The business cycle human capital
accumulation nexus and its effect on hours worked volatility[J]. *Journal of Economic
Dynamics and Control*, 51: 356-377.
- Benchimol J. 2014. Risk aversion in the Eurozone[J]. *Research in Economics*, 68(1):
39-56.
- Brandt M W, Wang K Q. 2003. Time-varying risk aversion and unexpected inflation[J].
Journal of Monetary Economics, 50(7): 1457-1498.
- Chen Y M, Hua X Y, Maskus K E. 2021. International protection of consumer data[J].
Journal of International Economics, 132: 103517.
- Cong L W, Li B, Zhang Q T. 2021a. Alternative data in FinTech and business
intelligence[M]//Pompella M, Matousek R. *The Palgrave Handbook of FinTech
and Blockchain*. London: Palgrave Macmillan. Switzerland: Springer, 217-242.
- Cong L W, Xie D X, Zhang L T. 2021b. Knowledge accumulation, privacy, and growth
in a data economy[J]. *Management Science*, 67(10): 6480-6492.
- Cong L W, Wei W S, Xie D X, et al. 2022. Endogenous growth under multiple uses of
data[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 141: 104395.
- DeJong D N, Ingram B F. 2001. The cyclical behavior of skill acquisition[J]. *Review of
Economic Dynamics*, 4(3): 536-561.
- Donadelli M, Prosperi L. 2012. The equity premium puzzle: Pitfalls in estimating the

- coefficient of relative risk aversion [J]. *Journal of Applied Finance and Banking*, 2(2): 177-213.
- Farboodi M, Veldkamp L. 2021. A model of the data economy [R]. NBER Working Paper No. 28427.
- Fernández-Villaverde J. 2009. The econometrics of DSGE models [R]. NBER Working Paper No. 14677.
- Ichihashi S. 2020. Online privacy and information disclosure by consumers [J]. *American Economic Review*, 110(2): 569-595.
- Ichihashi S. 2021a. Competing data intermediaries [J]. *The RAND Journal of Economics*, 52(3): 515-537.
- Ichihashi S. 2021b. The economics of data externalities [J]. *Journal of Economic Theory*, 196: 105316.
- Jones C I, Tonetti C. 2020. Nonrivalry and the economics of data [J]. *American Economic Review*, 110(9): 2819-2858.
- Lu C H. 2021. The impact of artificial intelligence on economic growth and welfare [J]. *Journal of Macroeconomics*, 69: 103342.
- Lucas R E Jr. 1988. On the mechanics of economic development [J]. *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.
- Méndez F, Sepúlveda F. 2012. The cyclicalities of skill acquisition: Evidence from panel data [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(3): 128-152.
- Michaels G, Natraj A, van Reenen J. 2014. Has ICT polarized skill demand? Evidence from eleven countries over twenty-five years [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 96(1): 60-77.
- Veldkamp L, Chung C. 2019. Data and the aggregate economy [J]. *Journal of Economic Literature*, Forthcoming.
- Xie D X, Zhang L. 2023. A generalized model of growth in the data economy [R]. Working Paper 4033576.
- Zhu C. 2019. Big data as a governance mechanism [J]. *The Review of Financial Studies*, 32(5): 2021-2061.

A New Mode of Human Capital Accumulation in the Digital Economy

Mengtao Wu¹ Longtian Zhang² Kangping Wu¹

(1. *College of Economics and Management, Tsinghua University;*

2. *College of International Trade and Economics, Central University of Finance and Economics*)

Abstract A series of emerging economic regimes led by big data technologies are stepping onto the stage gradually, and are redefining all aspects of the economy including human capital accumulation. This paper works to establish a theoretical model to explore a new mode of human capital accumulation under the background of digital economy through introducing data as a new key factor into the process of human capital accumulation. Within the framework of dynamic general equilibrium model, this paper explores the periodicity of human capital and the impacts of data elements on human capital accumulation. The research finds that the introduction of data factor into human capital investment can greatly improve the efficiency of human capital accumulation, making the stock of human capital change from the traditional trend of counter-cyclicity to procyclicality. This paper further discusses the different roles of data from different sources mentioned in the current literature in this process. It is indicated that compared with the data from consumption, which are restricted by personal privacy issues, the data from production can promote the cyclicity change of human capital accumulation, and the latter one can also achieve a higher level of welfare in the steady state. This paper creatively proposes a human capital accumulation equation containing data factor and provides a basic framework for other relevant studies.

JEL Classification E22, E37, O11, O15

产品市场竞争与公司债券契约条款¹

夏卓秀² 邓路³

摘 要 近年来,公司债券契约条款的研究已经得到学术界越来越高的关注,但以往研究大多聚焦于欧美发达资本市场。针对中国政府将发展债券市场作为资本市场改革的重要战略这一趋势,本文以2007—2017年发行公司债券的中国A股上市公司为研究对象,通过文本识别和手工收集归纳债券契约条款数据,探究产品市场竞争如何影响公司债券契约条款设置。实证结果表明,公司所在行业产品市场竞争越激烈,其公开发行业债券契约条款数越多。考虑到公司在产业链中地位不同其面临竞争压力差异较大,本文从公司市场势力和客户集中度两个角度进行异质性检验,结果表明,公司市场势力较弱、客户集中度较高时,产品市场竞争与债券契约条款之间的正向关系更为显著。进一步机制检验发现,产品市场竞争主要通过加剧公司经营风险和信息披露程度影响公司债券契约条款约束。本文首次从产品市场竞争视角考察了外部竞争环境对公司债券契约条款的影响,扩展了公司债券契约条款领域的研究范畴,同时也为债券市场完善监管政策提供经验证据。

关键词 产品市场竞争;公司债券契约条款;经营风险;信息不对称

0 引言

中国公司债券市场从2007年建立以来,尤其经历2015年注册制改革后取得了高速发展,债券发行已成为公司获取外部融资的重要工具之一。但从“11超日债”违约打破中国债券刚性兑付局面后,一轮又一轮的公司债违约事件揭

1 本研究获得国家自然科学基金项目(71772011;72072007)研究资助。

2 夏卓秀,北京航空航天大学经济管理学院博士研究生,E-mail:xiazuoxiu@buaa.edu.cn。

3 邓路(通讯作者),北京航空航天大学经济管理学院教授,E-mail:dengl@buaa.edu.cn。

示了公司债违约逐渐呈现常态化趋势(朱玉杰和张上冉,2021)。据 Wind 统计,仅2019年全年共187只债券违约,违约金额高达1449亿元。在经济新常态下如何增强投资者权益保障、规范市场机制也引起了投资者和监管机构的广泛关注。2020年12月,中央经济工作会议明确提出“深化债券市场改革,完善债券市场法制,打击逃废债行为”。公司债券违约提升了投资者对于公司信息的获取需求和投资谨慎性。为降低债券违约风险,债券契约条款的使用得到债券发行人和投资者的极大重视。因此,探究债券契约条款制定的影响因素既能够帮助建立健全投资者权益保护和信任机制,有效降低债券融资成本,同时也给中国债券市场改革和发展提供了理论借鉴。

公司债券契约条款是公司财务领域研究债务融资行为时关注的重要话题之一。债券发行人设置的债券契约条款可以有效降低公司与债权人之间的信息不对称程度和代理问题,进而起到降低债券融资成本、保护债权人利益的作用(Smith and Warner, 1979; Malitz, 1986)。但另一方面,债券契约条款同时也会对公司经营决策产生约束,导致发行人的财务自由度降低、机会成本增加(Smith and Warner, 1979)。近年来,学术界开始关注影响公司债券契约条款设定的诸多要素,并从信息不对称和代理问题等角度开展研究,如公司的成长性(Nash et al., 2003; Billett et al., 2007)、管理层特征(Begley and Feltham, 1999; Chava et al., 2010)以及信息披露情况(Nikolaev, 2010; Shi and Sun, 2015)等。但已有研究大多聚焦于公司内部特征,较少考虑外部因素可能起到的作用。产品市场竞争作为重要的外部生存环境,对于公司的经营业绩和违约风险存在显著影响(Hou and Robinson, 2006),基于此,本文深入探究产品市场竞争环境对公司债券契约条款的影响及其作用机制。

产品市场竞争作为公司外部重要的竞争机制,通过掠夺定价、市场份额以及市场进入威胁等直接影响公司经营和违约风险(韩忠雪和周婷婷, 2011)。激烈的竞争环境一方面会压缩公司利润空间和议价能力,增大公司利润波动和经营风险(Irvine and Pontiff, 2009);另一方面也会给公司管理层更高的经营压力,倾向于进行正向盈余管理(Shleifer, 2004; 周夏飞和周强龙, 2014),降低公司财务信息披露质量。因此,产品市场竞争程度越高意味着公司面临更大的经营风险和信息不对称程度,公司债券发行会受到更多的契约条款限制。本文以2007—2017年发行公司债券的中国A股上市公司为研究对象,通过文本识别和手工收集归纳债券契约条款数据,检验了产品市场竞争对公司债券契约条款的影响。实证研究发现,产品市场竞争越激烈,公司债券契约条款数越多。这一关系在公司市场势力较强时得到缓解,但在公司客户集中度较高时变得更显著。对作用机制进行识别发现,产品市场竞争主要通过影响企业经营风险、违约风险和信息不对称程度进而影响公司债契约条款设置。

相较于以往的研究,本文的贡献主要包括以下几个方面:第一,本文丰富了中国制度背景下公司债务融资的研究主题。在以往关于债务融资研究中,国内学者较多关注于银行贷款,而较少关注债券融资,且大多关注于债券的定价(方红星等, 2013; 高强和邹恒甫, 2015)或者债券评级(施丹和姜国华, 2013),对债券契约条款的研究亦是分析其对债券定价的影响(陈超和李榕伊, 2014; 史永东和田渊博, 2016)。本文基于公司财务理论,对中国公司债券中债券契约条款这一话题进行分析,实证检验外部环境对债券契约条款的影响,对中国债券融资研究作出增量贡献。第二,本文健全了债券契约条款影响因素的研究。以往关于债券契约条款影响因素的研究大多基于公司财务特征分析其对债券契约条款的影响,较少考虑外部环境等可能起到的效果。本文选取产品市场竞争视角,从经营风险和信息不对称的视角探讨债权契约条款的制定机理。此外,本文也为债券市场投资者合理配置投资组合、降低投资风险,以及为监管机构优化发审流程、把控市场风险提供了理论借鉴。

本文后续研究内容按以下顺序展开:第1部分为理论分析与研究假设;第2部分为研究设计,本部分详细介绍了样本选择、数据结构、变量定义以及实证模型构建;第3部分为实证结果分析;第4部分为影响机制分析;第5部分为主要结论。

1 理论分析与研究假设

根据公司财务经典理论,公司和债权人之间通常存在信息不对称和代理问题(Jensen and Meckling, 1976),而构建债券契约条款一方面能够缓解公司与债权人之间的代理问题,减小管理层机会主义行为对公司价值产生的影响,另一方面也可以降低两者之间信息不对称程度,在保护债权人权益的同时发挥降低融资成本的作用(Smith and Warner, 1979)。当公司与债权人之间的信息不对称程度较高时,债权人很难及时了解公司的真实经营状况,处于信息弱势地位(Zhang, 2008),这为发行人实施资产替代等机会主义行为提供了便利条件(Dewatripont and Tirole, 1994; Ball et al., 2008; Chava and Roberts, 2008)。因此债权人会充分考虑信息风险的潜在影响,继而导致债券融资成本的上涨(Malitz, 1986; Gârleanu and Zwiebel, 2009)。而债券契约条款可以在一定程度上保障债权人利益不受到信息风险的侵害,并且降低信息不对称程度对其融资成本的影响(Beatty et al., 2008)。此外,与银行等私募类型债权人不同,公司债券持有人很难获取发行人内部信息,而是更加依赖于市场的公开信息(Nikolaev, 2010)。因此对于公司债券而言,发行人内外部的信息环境与债券契约条款关系更加紧密。

产品市场竞争作为公司外部重要的竞争机制和生存环境,已有文献从公司投资(Akdoğan and MacKay, 2012)、现金持有(Haushalter et al., 2007)、分析师盈余预测(Datta et al., 2011)、债务融资(Boubaker et al., 2018)等多个方面进行了充分的经济后果研究。较强的竞争环境会增加公司经营损失或破产风险,短期业绩压力下管理层也会更倾向于进行盈余管理。同时在激烈的竞争环境中,公司出于保持竞争优势和避免信息掠夺目的而倾向于减少公司特质性信息披露。因此,我们认为产品市场竞争主要通过影响发行人的经营风险和信息披露质量两条路径影响债券契约条款设置。

一方面,激烈的行业竞争会使得公司面临较低利润率,增大公司的现金流波动和经营风险(Hou and Robinson, 2006)。在市场掠夺定价、掠夺市场份额以及进入威胁等严峻的竞争环境下,公司面临着缺乏议价能力、投资不足、经营损失甚至破产的不利局面(Haushalter et al., 2007)。相比于市场集中行业的公司,竞争性行业的公司更难以获得超额利润,无法进行创新性投资以形成独特竞争优势来巩固自身竞争地位(吴昊旻等, 2012),需要为保障短期业绩稳定,防范掠夺威胁提升公司现金持有水平(韩忠雪和周婷婷, 2011),由此形成恶性循环。Aguerrevere(2009)也发现尤其在市场低迷时,竞争行业中的公司破产风险更大;市场繁荣时,集中行业公司则会获取更多利润。公司的经营利润是支撑公司偿债的主要力量,处于竞争激烈环境中的公司具有更高的债务违约风险。

另一方面,理论和实证研究均发现,激烈竞争使得公司为减少竞争对手“信息掠夺”威胁而倾向于减少信息披露,降低市场上公司异质性信息水平(Gertner et al., 1988; Verrecchia and Weber, 2006)。公司通过披露非异质性信息或隐瞒信息来避免对手掌握更多公司有价值的信息,某些情况下减少信息披露也可以阻止潜在的竞争对手进入(Li, 2010)。此外,在竞争更激烈的市场中,管理层为达到业绩目标,向外界投资者传递良好经营的信号,倾向于选择操纵盈余(王红建等, 2015; 温日光和汪剑锋, 2018)。Markarian and Santaló(2014)也发现市场竞争激化了管理层的盈余管理动机,且在公司处于经营困境或经营状况逊于对手时表现得更加明显。周夏飞和周强龙(2014)认为产品市场竞争并没有体现出治理效应,反而会使管理层由于业绩压力及信息保护进行盈余管理。公司为应对市场竞争威胁而进行盈余操纵增大了投资者对公司未来现金流预测的不确定性,给债权人带来更高的信息风险(Bharath et al., 2008)。这对于依赖公开市场信息的债权人来说,将面临更为严重的信息不对称问题。产品市场竞争程度越高,公司未来违约风险增大,信息披露质量下降,因而公司债券契约中限制性条款数量越多。基于此,本文提出如下研究假设:

H1: 产品市场竞争程度越高,公司在发行公司债券时所需设置的债券契约

条款越多。

由于单个公司的市场竞争力不同,其面临行业竞争的压力也存在差异。产业组织理论中用公司向市场要求高价的议价能力来度量其市场势力(Lindenberg and Ross, 1981; Domowitz et al., 1986)。往往拥有技术壁垒或品质优势的公司,在行业竞争中具有更强的市场势力,在激烈的市场竞争中受到的掠夺风险和利润挤压威胁更弱(Datta et al., 2013)。产品的独特性使得公司能够在遇到外生不利冲击时不被轻易替代,较高的议价能力提升了其风险应对能力,从而保障稳定的现金流和盈利水平。相反,市场势力较弱的公司产品需求弹性较大,市场波动引起的成本上涨风险难以转移,增加了其未来经营现金流和营业利润的不确定性(Jory and Ngo, 2017)。

同时,在议价能力上的优势保障了市场势力较强的公司能够获得更大的盈利空间,其应对市场竞争风险的能力突出,对于现金流风险有着“自然防护效应”(陈志斌和王诗雨, 2015)。在激烈的市场竞争行业中,市场势力较强的公司能够及时将经营不利风险如成本冲击等传递给客户,进而减少公司现金流和利润波动(Peress, 2010; Datta et al., 2013)。此外,由于市场势力强的公司具有风险转嫁能力,其面临的短期业绩压力也相对较弱,通过操纵盈余以达到市场预期,的倾向较小(Datta et al., 2011)。周夏飞和周强龙(2014)也指出在产品市场竞争较强的行业中,市场势力更弱的公司盈余管理程度显著更大。高市场势力是行业风险的减震器,市场势力小的公司更易遭受激烈竞争所带来的不确定性与风险,受到更多的债券契约条款约束。基于此,本文提出如下研究假设:

H2: 公司市场势力能够减弱产品市场竞争与公司债券契约条款之间的正相关关系。

在中国供给侧改革的宏观经济背景下,公司供应链关系的安全受到政府监管部门和资本市场的广泛关注。近年来,上下游产业链分工协作与依赖程度加深,客户作为供应链中的重要一环,对公司的经营业绩(Patatoukas, 2012; Irvine et al., 2016)、投资决策(Kale and Shahrur, 2007)以及债券定价(王雄元和高开娟, 2017a)都会产生显著影响。

一方面,随着产品市场竞争的不断增强,公司谋求与大客户的良好关系虽然能够促使公司间私有信息共享,提高市场占有率,但也可能会促使管理层建立“个人帝国”,尤其是客户关系主要来源于管理层私人关系时,更容易进行过度投资(Aggarwal and Wamwick, 2006)。此外,为维持长期稳定关系,管理层可能会与客户进行关系化专用性投资,专用性投资占用公司营运资金的同时,其投资收益具有较高的不确定性,也可能因为大客户产品需求的改变而付诸东流,增加了公司的经营风险(Gosman and Kohlbeck, 2009; 王雄元和高开娟, 2017b)。

另一方面,在激烈的竞争环境中,对于大客户的依赖性进一步增加了企业现金流的风险性,客户出现财务困境或改变产品需求都会极大影响企业的经营风险(Kim et al. , 2015)。客户集中度越高的公司,其议价能力受大客户依赖关系限制,企业利润空间挤压降低了其面临市场竞争的能力(Pfeffer and Salancik, 2003)。市场通过价格战、营销战等手段激烈竞争时,客户集中度更高的企业由于其本身利润空间较小,面临客户流失的威胁更大(刘端和王竹青, 2017)。此外,客户集中度也加剧了供应链主体之间的风险传导效应,上下游的行业冲击均会通过集中的客户关系影响企业经营现金流和利润收入(Hertzel et al. , 2008)。在产品市场竞争激烈的环境中,外部债权人会感知到公司由于客户集中度较高所带来的经营风险加剧,公司债券发行将会受到更多的契约条款约束。基于此,本文提出如下研究假设:

H3: 公司客户集中度越高,产品市场竞争与公司债券契约条款之间的正相关关系越强。

2 研究设计

2.1 样本选取与数据来源

本文以 2007—2017 年上海证券交易所和深圳证券交易所 A 股上市公司发行的公司债券为研究样本,发行多次公司债券的仅保留首次发行样本,并剔除金融类企业、ST、PT 企业债券以及数据缺失样本,最终获得公司债券观测值 616 个。具体样本筛选过程如表 1 所示:2007—2017 年上市公司公开发行债券 966 支,剔除金融类公司发行债券 79 支,为避免公司连续发行多期债券之间的影响,本文仅保留首期发行债券(剔除非首期发行 215 支),以及剔除变量缺失样本 56 支,最终得到本文研究样本为 506 个上市公司 616 支公开发行债券。本文研究所涉及的债券基本特征数据、产品市场竞争数据以及其他财务指标数据来自 Wind 和 CSMAR 数据库。为提升研究结论的可靠性,本文对所有连续变量均进行 1%和 99%分位数缩尾处理。

表 1 债券样本筛选过程

公开发行债券样本	966/支
-金融类公司债券	79
-非首期发行债券	215
-变量缺失样本	56
本文样本	616

借鉴 Smith and Warner (1979)、陈超和李镕伊(2014)等对债券契约条款的

识别和度量,本文从深交所、上交所债券信息披露网站下载所有上市公司公开发行的债券募集说明书,经过 Python 文本识别以及手工归纳整理得到债券契约条款数据,并结合中国资本市场《公司债券发行试点办法》《公司债券发行与交易管理办法》《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 23 号——公开发行公司债券募集说明书》等监管规定的要求,将契约条款分为以下四类:限制分配红利、限制投资经营、限制后续融资和特殊事件条款,具体内容以及使用比例如表 2 所示。

表 2 债券契约条款分类、内容及使用情况

条款类型	条款内容	使用比例/%
限制分配红利	限制股利	93.58
	限制高管薪酬	92.09
限制投资经营	限制投资、收购兼并	94.03
	限制关联交易	23.13
	限制出售、质押资产	68.51
	限制放弃债权	37.01
	限制对外担保行为	43.58
限制后续融资	限制新增借款	36.27
	限制发行债券	1.64
限制特殊事件	违约补偿	63.73
	限制重大损失	93.43
	加速清偿	63.28
	违约救济	54.03
	信用评级变化	44.93
	限制交叉违约	46.57

通过表 2 可以看出,本文研究中共识别 4 大类、15 小类债券契约条款,其中使用率较高的条款包括限制股利、限制高管薪酬、限制投资、收购兼并以及限制重大损失四类,其使用率均达到 90% 以上。使用率较低的条款,例如限制发行债券条款,会对公司未来融资决策产生重大影响,其使用率仅 1.64%。其他条款使用率均不高于 70%,且条款使用率差异性较大,说明公司债券中契约条款设置存在较大选择空间。为排除以往研究提出的合同条款“格式化”“模板化”担忧,本文在后续稳健性检验中进一步剔除使用率超过 90% 的四类条款,重新构建债券契约条款指标以保障实证结果的可靠性。

2.2 模型设定和变量定义

2.2.1 模型设定

为检验假设 H1,本文以债券契约条款总数以及加权契约条款指数衡量债

券契约约束 (Covenant) 作为被解释变量, 以产品市场竞争 (Competition) 作为解释变量, 回归模型控制公司层面和债券层面相关变量, 并控制年份固定效应, 具体模型如下:

$$\text{Covenant}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Competition}_{i,t-1} + \alpha_k \text{Controls}_{i,t-1} + \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为检验本文假设 H2 和 H3, 探究公司在产业链关系中的市场地位如何影响产品市场竞争与债券契约条款的关系, 本文进一步从公司产品市场势力 (MP) 和客户集中度 (CC) 两个视角进行异质性检验, 构建交乘模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Covenant}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Competition}_{i,t-1} + \beta_2 \text{MP}_{i,t-1} (\text{CC}_{i,t-1}) + \\ & \beta_3 \text{MP}_{i,t-1} (\text{CC}_{i,t-1}) \times \text{Competition}_{i,t-1} + \beta_k \text{Controls}_{i,t-1} + \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

2.2.2 被解释变量定义

借鉴以往学者对于债券契约条款的度量, 本文在识别条款文本的基础上, 选用两种方法对债券契约条款进行度量, 具体定义及计算方法如下:

(1) 契约条款总量 (Cov): 参考 Billet et al. (2007)、Smith and Warner (1979)、史永东和田渊博 (2016) 等研究对债券契约条款的定义和度量, 本文将四类债券契约条款的数量相加, 选取债券契约条款总数作为解释变量。由于债券契约条款总数是计数变量, 所以本文回归中对契约条款总数进行自然对数处理。

(2) 契约条款加权指数 (Windexcov): 参考 Billett et al. (2007)、陈超和李镕伊 (2014) 等研究, 根据各类债券契约条款出现的数量进行加权, 构造契约条款加权指数。首先, 赋予各公司债券在不同契约条款维度上的得分, 即计算各债券在某一类契约条款上的得分, 具体计算公式如下所示:

$$P_{i,j} = \begin{cases} \frac{x_{i,j}}{\sum_{i=1}^l x_{i,j}}, & \sum_{i=1}^l x_{i,j} \neq 0, \\ 0, & \sum_{i=1}^l x_{i,j} = 0. \end{cases} \quad (3)$$

其中 $P_{i,j}$ 表示 i 债券在 j 维度上的得分, $x_{i,j}$ 表示 i 债券的契约条款中属于 j 维度的个数, $\sum_{i=1}^l x_{i,j}$ 表示所有债券的契约条款中属于 j 维度的个数。然后计算各公司债券的契约条款加权指数, 根据每个债券在某一维度上的得分, 通过如下公式平均加权得到该债券的契约条款加权指数得分:

$$\text{Windex cov}_i = \frac{\sum_{j=1}^J P_{i,j}}{J} \times 100 \quad (4)$$

2.2.3 主要解释变量度量

本文解释变量为产品市场竞争,借鉴 Irvine and Pontiff (2009)、Peress (2010)、陈志斌和王诗雨(2015)、吴昊旻等(2012)研究,本文选取被广泛使用的行业熵指数(EI)、行业前四大公司收入占比(CR4)、行业公司数(Num)度量产品市场竞争。依据《上市公司行业分类指引》(2012修订)划分行业,因制造业上市公司众多,所以制造业按二级分类、其他产业则一级分类。据前文所述进行样本剔除工作后,样本最终涵盖35个行业。产品市场竞争指标具体定义如下:

(1) 行业熵指数(EI)

$$EI_i = \sum_{j=1}^n S_{i,j} \log(1/S_{i,j}) \quad (5)$$

EI_i 表示 i 行业市场集中度,其中 $S_{i,j}$ 为公司 j 的行业市场份额。 EI_i 越大,行业市场集中度越低,产品市场竞争越激烈。

(2) 行业前四大公司收入占比(CR4)。CR4表示某年度行业中收入前四的公司营业收入之和占行业总收入的比例。CR4越大,则说明行业中前四大公司所占市场份额越大,市场垄断程度越高,市场竞争程度越低。

(3) 行业公司数(Num)。Num则从行业企业数目角度衡量产品市场竞争情况,Num等于某年度行业中公司数目。Num值越大,说明行业内公司数越多,产品市场竞争越激烈。后文实证检验中对该计数变量进行对数化处理。

2.2.4 调节变量度量

(1) 产品市场势力(MP)。借鉴吴昊旻等(2012)、周夏飞和周强龙(2014)的做法,本文采用以下方式计算产品市场势力。首先计算公司勒纳指数 $LI = \text{折旧及息税前利润}/\text{销售额}$,为了对不同行业的上市公司进行产品市场势力比较,在勒纳指数的基础之上进行销售额加权处理,得到某公司的产品市场势力如下:

$$MP_{i,j,t} = LI_{i,j,t} - \sum_{i=1}^n \omega_{i,j,t} LI_{i,j,t} \quad (6)$$

其中 $LI_{i,j,t}$ 代表 j 行业 i 公司 t 年的勒纳指数,等于折旧及息税前利润/销售额, $w_{i,j,t}$ 则表示该企业的销售额占该行业所有公司销售总额百分比。MP越大,公司产品市场势力越强,具有更高的议价定价能力。

(2) 客户集中度(CC)。借鉴 Dhaliwal et al. (2016)、王雄元和高开娟(2017a,b)对于客户集中度的研究,本文选取年报中披露的前五大客户销售额占公司该年度总销售额的比例衡量客户集中度。前五大客户销售额占比越高,

公司客户集中度越高,对于前五大客户的高度依赖增加了企业未来的经营风险。

2.2.5 控制变量度量

本文从公司特征、债券特征两个角度选择会对债券契约条款使用产生影响的控制变量。其中公司层面控制变量包括:产权性质(State)、资产规模(Size)、公司成长性(MB)、资产负债率(Lev)、公司业绩(ROA)、有形资产比率(Tangible)、公司成立年限(Age)。Nash et al. (2003)、Billett et al. (2007)发现成长性较高的公司为了保障经营活动的灵活性,会倾向于设置较少的债券契约条款限制。债券层面控制变量包括:债券信用评级(Rating)、是否可回售(Putable)、债券规模(Amount)、债券期限(Maturity)。在回归中对公司资产规模(Size)、成立年限(Age)进行对数化处理。同时,本文回归模型中控制年份(Year)固定效应。表 3 列示了本文的变量定义。

表 3 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
契约条款总数	Cov	契约条款总数
契约条款指数	Windexcov	债券契约条款加权指数
产品市场竞争	EI	行业熵指数
	CR4	行业前四大的公司销售额占比之和
	Num	行业中公司数量取自然对数
产品市场势力	MP	公司产品市场势力
客户集中度	CC	前五大客户销售额占比之和
产权性质	State	终极控制人为国有企业取 1,否则为 0
资产规模	Size	总资产取自然对数
成长性	MB	公司账面市值比
资产负债率	Lev	总负债/总资产
公司业绩	ROA	净利润/总资产
有形资产比率	Tangible	有形资产/总资产
公司成立年限	Age	债券发行时公司成立年限加 1 取自然对数
债券信用评级	Rating	债券评级 AAA、AA+、AA、AA-级分别取值为 1,2,3,4
是否可回售	Putable	债券具有回售条款则为 1,否则为 0
债券规模	Amount	本期债券发行规模(亿)加 1 取自然对数
债券期限	Maturity	本期债券发行期限(年)加 1 取自然对数

2.2.6 描述性统计

表 4 是对主要变量的描述性统计。在总样本 616 只债券中,平均每个公司

债券中包含 9.546 条债券契约条款,债券中最少包含 3 条债券契约条款,最多的债券样本中设置了 19 条契约条款,可见不同债券样本中契约条款设置存在较大差异。回归样本中行业前四大公司销售占比最小为 0.137,最大为 0.895,平均占比达到 0.473。行业公司数量最小存在 11 家,最大存在 277 家,平均行业公司数量为 83.76 家公司。可见各行业产品市场竞争程度存在较大差异。此外,描述性统计结果显示国有上市公司债券占比 49.2%。

表 4 主要变量描述性统计

变量名	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
条款总数	Cov	616	9.546	3.741	3.000	19.000
条款指数	Windexcov	616	0.155	0.077	0.0525	0.295
行业熵指数	EI	616	3.252	0.749	1.515	4.664
行业前四大销售额占比	CR4	616	0.473	0.175	0.137	0.895
行业公司数量	Num	616	4.428	0.682	2.398	5.624
产权性质	State	616	0.492	0.500	0.000	1.000
资产规模	Size	616	4.714	1.317	2.382	8.873
成长性	MB	616	1.975	1.283	0.768	6.750
资产负债率	Lev	616	0.529	0.174	0.044	0.847
公司业绩	ROA	616	0.046	0.035	-0.029	0.156
有形资产比率	Tangible	616	0.929	0.110	0.160	1.000
公司成立年限	Age	616	2.749	0.350	1.609	3.434
债券信用评级	Rating	616	0.243	0.429	0.000	1.000
是否可回售	Puttable	616	0.709	0.454	0.000	1.000
债券规模	Amount	616	2.149	0.800	0.0583	4.248
债券期限	Maturity	616	1.583	0.278	1.099	2.303

3 实证结果分析

3.1 基准回归：产品市场竞争与公司债券契约条款

表 5 列示了探究产品市场竞争对公司债券契约条款影响的主假设回归结果。列(1)~(3)采用契约条款总数的对数处理作为被解释变量,分别采用熵指数(EI)、前四大公司占比(CR4)和行业公司数量(Num)作为解释变量进行回归。列(4)~(6)则采用债券契约条款加权指数作为被解释变量。回归结果显示,产品市场竞争指标 EI、Num 与债券契约条款的回归系数在 1%的水平上显著为正,CR4 回归系数显著为正,说明产品市场竞争程度越高,债券中会设置更多的契约条款限制,由此验证了假设 H1。

产品市场竞争程度越高,公司盈利空间受到的挤压增加了公司未来经营风险和债务违约风险。同时,公司为保障特有竞争力和避免信息掠夺风险而有动机减少信息披露,增加了发行人与债权人之间的信息不对称程度。所以产品市场竞争程度较强的行业,债券契约条款约束更强。此外,表 5 回归结果还显示国有产权性质、公司业绩水平以及偿债能力较好的发债公司都面临着较少的债券契约条款约束,具有较高成长性的公司则面临较多的债券契约条款。

表 5 产品市场竞争与公司债券契约条款

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
EI	0.067 *** (3.10)			0.014 *** (3.84)		
CR4		-0.212 ** (-2.37)			-0.046 *** (-2.96)	
Num			0.094 *** (3.67)			0.019 *** (4.55)
State	-0.089 ** (-2.33)	-0.095 ** (-2.50)	-0.085 ** (-2.24)	-0.025 *** (-3.94)	-0.026 *** (-4.17)	-0.024 *** (-3.83)
Size	0.030 (1.63)	0.031 (1.64)	0.028 (1.51)	0.006 * (1.74)	0.006 * (1.76)	0.005 (1.59)
MB	0.039 ** (2.09)	0.041 ** (2.16)	0.034 * (1.90)	0.010 *** (3.28)	0.011 *** (3.33)	0.010 *** (3.06)
Lev	0.146 (1.14)	0.148 (1.15)	0.125 (0.97)	0.039 * (1.82)	0.040 * (1.83)	0.035 (1.62)
ROA	-2.743 *** (-4.40)	-2.782 *** (-4.43)	-2.712 *** (-4.41)	-0.508 *** (-4.98)	-0.517 *** (-5.01)	-0.502 *** (-5.00)
Tangible	-0.385 ** (-2.47)	-0.390 ** (-2.44)	-0.311 * (-1.92)	-0.075 ** (-2.57)	-0.076 ** (-2.51)	-0.059 * (-1.90)
Age	0.194 *** (3.82)	0.203 *** (4.01)	0.187 *** (3.66)	0.047 *** (5.74)	0.049 *** (5.99)	0.046 *** (5.50)
Rating	0.184 *** (4.92)	0.188 *** (5.00)	0.171 *** (4.51)	0.036 *** (5.46)	0.036 *** (5.56)	0.033 *** (5.03)
Puttable	0.149 *** (3.66)	0.153 *** (3.75)	0.146 *** (3.64)	0.017 ** (2.57)	0.018 *** (2.69)	0.017 ** (2.54)
Amount	-0.020 (-0.66)	-0.020 (-0.65)	-0.015 (-0.48)	-0.006 (-1.17)	-0.006 (-1.16)	-0.005 (-0.94)
Maturity	-0.051 (-0.81)	-0.055 (-0.87)	-0.045 (-0.71)	-0.009 (-0.79)	-0.010 (-0.87)	-0.008 (-0.67)

续表						
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windxcov		
Constant	1. 621 *** (6. 73)	1. 919 *** (7. 80)	1. 387 *** (5. 40)	0. 021 (0. 52)	0. 085 ** (1. 99)	-0. 027 (-0. 60)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	616	616	616	616	616	616
Adj. R ²	0. 156	0. 150	0. 163	0. 208	0. 200	0. 217

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著,括号中的数值为t值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

进一步地,本文借鉴以往研究将债券契约条款分为限制股利分配类条款、限制投资类条款、限制融资类条款以及特殊事件类条款,构建对应类别条款数量加1取自然对数作为被解释变量,补充探究产品市场竞争对于不同类型契约条款使用的影响。回归结果如表6所示,可以看出产品市场竞争较强的公司,债券契约中限制投资类、限制融资类以及特殊事件类条款约束均有显著增加,股利分配类条款则不显著。

表 6 产品市场竞争对不同类型条款的影响

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dividend	Investment	Finance	Events
EI	-0. 000 (-0. 02)	0. 070 ** (2. 53)	0. 062 *** (3. 65)	0. 054 ** (2. 46)
State	0. 009 (0. 39)	-0. 126 *** (-2. 70)	-0. 122 *** (-4. 65)	-0. 036 (-1. 03)
Size	-0. 007 (-0. 56)	0. 036 (1. 54)	0. 026 * (1. 90)	0. 023 (1. 40)
MB	-0. 004 (-0. 44)	0. 041 * (1. 75)	0. 048 *** (3. 65)	0. 024 (1. 39)
Lev	0. 049 (0. 66)	0. 203 (1. 31)	0. 168 * (1. 80)	0. 041 (0. 34)
ROA	1. 097 *** (3. 17)	-3. 478 *** (-4. 64)	-2. 261 *** (-5. 07)	-2. 013 *** (-3. 11)
Tangible	0. 254 * (1. 66)	-0. 370 * (-1. 79)	-0. 365 ** (-2. 53)	-0. 399 *** (-3. 09)
Age	-0. 076 ** (-2. 26)	0. 202 *** (3. 30)	0. 238 *** (6. 59)	0. 150 *** (3. 08)
Rating	-0. 160 *** (-4. 06)	0. 263 *** (5. 47)	0. 165 *** (5. 52)	0. 131 *** (3. 64)

续表				
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Dividend	Investment	Finance	Events
Puttable	-0.031	0.165 ***	0.044	0.139 ***
	(-1.33)	(3.35)	(1.54)	(3.52)
Amount	0.019	-0.042	-0.036 *	0.002
	(0.94)	(-1.13)	(-1.71)	(0.07)
Maturity	0.038	-0.018	-0.047	-0.074
	(0.72)	(-0.22)	(-0.89)	(-1.28)
Constant	0.914 ***	0.756 **	-0.309	1.176 ***
	(4.23)	(2.46)	(-1.54)	(5.48)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	616	616	616	616
Adj. R ²	0.073	0.146	0.220	0.108

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著,括号中的数值为t值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

3.2 异质性检验：市场势力、客户集中度调节作用

在行业竞争环境中,每个公司所处的竞争地位不同,所面临的经营利润挤压和信息不对称程度也不同,因此,本文进一步考虑公司市场势力对产品市场竞争与公司债券契约条款关系的调节作用。表7中列(1)~(3)被解释变量为契约条款总数,列(4)~(6)被解释变量为债券契约条款加权指数。回归结果显示,产品市场竞争与公司市场势力的交乘项EI×MP、Num×MP系数显著为负,CR4×MP交乘项系数显著为正,说明市场势力越强的公司,产品市场竞争与债券契约条款之间的关系被削弱。市场势力较强的公司在行业中更加具有话语权,行业竞争对于公司经营利润的挤压作用较弱,也降低了公司保护自身特质信息而减少信息披露的动机,削弱了发债公司与债权人之间的信息不对称程度。表7回归结果支持本文假设H2,在竞争程度较强的环境中,市场势力较大的公司盈利空间较大,未来经营风险较低,因此会面临较少的债券契约条款约束。

表 7 产品市场竞争、市场势力与公司债券契约条款

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
EI	0.066 ***			0.014 ***		
	(3.09)			(3.87)		
CR4		-0.222 **			-0.047 ***	
		(-2.48)			(-3.06)	

续表

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
Num			0.079 *** (3.14)			0.018 *** (4.21)
MP	0.004 (0.02)	-0.029 (-0.17)	0.001 (0.01)	-0.000 (-0.01)	-0.005 (-0.19)	-0.006 (-0.23)
EI×MP	-0.982 *** (-3.80)			-0.160 *** (-3.97)		
CR4×MP		3.834 *** (3.47)			0.626 *** (3.52)	
Num×MP			-1.157 *** (-3.79)			-0.173 *** (-3.71)
State	-0.091 ** (-2.41)	-0.097 ** (-2.56)	-0.095 ** (-2.50)	-0.026 *** (-4.09)	-0.027 *** (-4.31)	-0.026 *** (-4.14)
Size	0.027 (1.44)	0.029 (1.52)	0.024 (1.32)	0.005 (1.56)	0.005 (1.64)	0.004 (1.41)
MB	0.023 (1.23)	0.026 (1.33)	0.021 (1.13)	0.008 ** (2.44)	0.008 ** (2.53)	0.007 ** (2.29)
Lev	0.119 (0.93)	0.137 (1.06)	0.074 (0.58)	0.034 (1.60)	0.037 * (1.71)	0.026 (1.24)
ROA	-2.326 *** (-3.62)	-2.321 *** (-3.57)	-2.519 *** (-4.00)	-0.439 *** (-4.14)	-0.440 *** (-4.09)	-0.469 *** (-4.57)
Tangible	-0.319 * (-1.79)	-0.341 * (-1.86)	-0.271 (-1.62)	-0.065 ** (-2.02)	-0.069 ** (-2.04)	-0.054 * (-1.68)
Age	0.198 *** (3.91)	0.209 *** (4.12)	0.195 *** (3.79)	0.048 *** (5.91)	0.050 *** (6.18)	0.047 *** (5.71)
Rating	0.183 *** (4.94)	0.189 *** (5.06)	0.170 *** (4.57)	0.035 *** (5.47)	0.037 *** (5.60)	0.033 *** (5.05)
Puttable	0.159 *** (3.98)	0.164 *** (4.09)	0.154 *** (3.88)	0.019 *** (2.92)	0.020 *** (3.08)	0.018 *** (2.81)
Amount	-0.014 (-0.47)	-0.016 (-0.53)	-0.008 (-0.28)	-0.005 (-0.97)	-0.005 (-1.02)	-0.003 (-0.71)
Maturity	-0.079 (-1.24)	-0.081 (-1.28)	-0.072 (-1.14)	-0.015 (-1.30)	-0.016 (-1.35)	-0.013 (-1.18)
Constant	1.615 *** (6.31)	1.911 *** (7.65)	1.487 *** (5.67)	0.023 (0.54)	0.086 ** (1.98)	-0.010 (-0.21)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	606	606	606	606	606	606
Adj. R ²	0.180	0.171	0.183	0.228	0.217	0.232

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著，括号中的数值为t值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

表 8 展示了客户集中度调节作用的回归结果。除了外部产品市场竞争环境之外,公司经营风险还会受到客户稳定性的影响。因此,本文从客户集中度考察不同客户关系依赖性是否会影响产品市场竞争与债券契约条款之间的关系。根据表 8 回归结果所示,产品市场竞争与客户集中度的交乘项 $EI \times CC$ 、 $Num \times CC$ 系数显著正相关,交乘项 $CR4 \times CC$ 系数显著负相关,说明客户集中度增加了激烈竞争环境中公司所面临的经营风险,因此会面临更多的债券契约条款约束。

表 8 产品市场竞争、客户集中度与公司债券契约条款

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
EI	0.037 (1.56)			0.010** (2.24)		
CR4		-0.117 (-1.18)			-0.029 (-1.60)	
Num			0.083*** (3.02)			0.019*** (3.84)
EI×CC	0.004*** (4.02)			0.001*** (3.15)		
CR4×CC		-0.015*** (-3.37)			-0.002** (-2.51)	
Num×CC			0.006*** (5.45)			0.001*** (4.73)
CC	0.001 (0.85)	0.001 (1.11)	0.000 (0.36)	0.000* (1.74)	0.000* (1.91)	0.000 (1.33)
State	-0.115** (-2.50)	-0.117** (-2.53)	-0.114** (-2.56)	-0.026*** (-3.33)	-0.027*** (-3.40)	-0.026*** (-3.39)
Size	0.008 (0.38)	0.010 (0.43)	0.009 (0.41)	0.001 (0.19)	0.001 (0.25)	0.001 (0.17)
MB	0.052** (2.43)	0.054** (2.48)	0.050** (2.54)	0.011*** (2.97)	0.012*** (3.01)	0.011*** (3.03)
Lev	0.241 (1.58)	0.264* (1.72)	0.214 (1.45)	0.046* (1.72)	0.049* (1.83)	0.041 (1.57)
ROA	-2.090*** (-3.06)	-2.040*** (-2.92)	-2.247*** (-3.40)	-0.427*** (-3.56)	-0.424*** (-3.47)	-0.448*** (-3.85)
Tangible	-0.477*** (-2.60)	-0.490*** (-2.64)	-0.340* (-1.92)	-0.103*** (-3.10)	-0.105*** (-3.05)	-0.076** (-2.18)
Age	0.155*** (2.62)	0.159*** (2.67)	0.139** (2.42)	0.041*** (4.05)	0.042*** (4.13)	0.038*** (3.84)

续表

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
Rating	0.216 *** (4.68)	0.216 *** (4.66)	0.214 *** (4.65)	0.038 *** (4.59)	0.038 *** (4.59)	0.037 *** (4.55)
Puttable	0.051 (1.08)	0.053 (1.10)	0.052 (1.12)	0.006 (0.78)	0.007 (0.82)	0.007 (0.84)
Amount	-0.006 (-0.16)	-0.008 (-0.23)	-0.000 (-0.01)	-0.004 (-0.78)	-0.005 (-0.84)	-0.003 (-0.60)
Maturity	-0.064 (-0.88)	-0.064 (-0.88)	-0.063 (-0.86)	-0.012 (-0.90)	-0.012 (-0.90)	-0.011 (-0.85)
Constant	1.962 *** (6.98)	2.113 *** (7.26)	1.644 *** (5.55)	0.094 ** (2.00)	0.135 *** (2.69)	0.029 (0.57)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	405	405	405	405	405	405
Adj. R ²	0.167	0.154	0.197	0.228	0.215	0.257

注：*、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号中的数值为 *t* 值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

客户集中度增加了公司未来由于大客户流失带来的经营风险，同时大客户具有更高的议价能力，降低了公司的盈利空间。所以，客户集中度加剧了激烈环境中公司的违约风险，会面临更多的契约条款约束，回归结果支持本文假设 H3。

3.3 内生性问题与稳健性检验

3.3.1 内生性问题解决

公司债券契约条款受到公司自身以及制度环境等多方面的因素影响，因此本文研究可能存在遗漏重要解释变量而导致的内生性问题，为此本文采用工具变量法和 Heckman 两阶段法解决可能存在的内生性问题。

夏立军和陈信元(2007)将“涉及国家安全的行业、自然垄断的行业、提供重要公共产品和服务的行业以及支柱产业和高新技术产业”界定为管制性行业^①，具体包括以下行业：采掘业(B)；石油、化学、塑胶、塑料(C4)；金属、非金属

^① 由于我国证监会 2011 年对行业分类做出了进一步细化和调整，因此本文根据 2011 年证监会行业分类将对应的受管制行业界定为采掘业(B—B06、B07、B08、B09、B10、B11、B12)；石油、化学、塑胶、塑料(C25、C26、C28、C29、C30、C31、C32、C33、C39、C43)；金属、非金属(C6)；电力、煤气及水的生产与供应(D)；交通运输、仓储业(G53、G54、G55、G56、G57、G58、G59、G60)；信息技术业(I63、I64、I65)以及水利、环境和公共设施管理业(N76、N77、N78)。

(C6);电力、煤气及水的生产和供应业(D);交通运输、仓储业(F);信息技术业(G)。管制行业关系国民经济命脉,受到国家政策影响更大,受管制行业进入壁垒较高,行业竞争程度较低,所以行业是否受到管制可以作为产品市场竞争的工具变量(罗党论和刘晓龙,2009)。同时,政府对行业进行管制外生于公司本身经营管理。此外,行业内公司平均资产规模水平能够在一定程度上反映该行业的进入难度,平均规模较低的行业进入门槛低,具有更高的市场竞争水平。但行业平均资产规模并不会影响个别公司债券契约条款设置。因此,本文选取行业管制(regulate)和行业平均资产规模(ave_size)两个工具变量进行工具变量-两阶段最小二乘法(IV-2SLS)检验。

如表 9 所示,列(1)~(3)为行业平均资产规模作为产品市场竞争(以 EI 为例)工具变量的回归结果,列(4)~(6)为行业管制作为工具变量回归的结果。第一阶段回归结果(列(1),(4))显示行业平均规模越大、行业属于管制行业,产品市场竞争程度显著越小。Wald F 检验值大于 10%显著性下的临界值,拒绝工具变量系数为 0 的假设,工具变量 t 值也较大,因此拒绝弱工具变量假设。第二阶段(列(2)~(3),列(5)~(6))表明产品市场竞争与债券契约条款显著正相关,与主假设结果一致。第二阶段 Durbin-Wu-Hausmann 检验均在 10%水平上不显著,不能拒绝第二阶段回归模型中所有变量均外生的假设。因此,在考虑内生性问题之后,本文研究结果依然与主假设一致。

表 9 产品市场竞争与公司债券契约条款(IV-2SLS)

	(1) 2sls-1 st	(2) 2sls-2 nd	(3) 2sls-2 nd	(4) 2sls-1 st	(5) 2sls-2 nd	(6) 2sls-2 nd	(7) Heckman
	EI	Ln(cov+1)	Windexcov	EI	Ln(cov+1)	Windexcov	Ln(cov+1)
EI		0.145 *	0.000 **		0.160 *	0.000 **	0.060 ***
		(1.80)	(2.25)		(1.72)	(2.20)	(3.23)
ave_size	-0.211 *** (-6.34)						
regulate				-0.334 *** (-5.34)			
imr							0.033 ** (2.12)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald F	40.22			28.49			
DWH		1.39	2.16		1.32	2.31	
N	607	607	607	616	616	616	616
Adj. R ²	0.099	0.130	0.171	0.079	0.122	0.150	0.171

注: *、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号中的数值为 t 值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

由于本文被解释变量为连续计数变量,因此构建 `high_cov` 变量度量企业债券契约条款数量是否高于年度-行业中位数,若高于中位数,则 `high_cov` 取值为 1,否则为 0,用 `high_cov` 度量公司债券中是否倾向于设置更多条款。Heckman 第一阶段中选取债券规模 (`Amount`)、债券期限 (`maturity`),债券信用评级 (`Rating`),以及公司层面变量资产规模 (`Size`)、资产负债率 (`Lev`) 对公司债券条款设置倾向进行拟合,并得到逆米尔斯比 (`imr`)。Heckman 第二阶段在主假设模型(1)基础上加入 `imr` 进行回归。回归结果如表 9 列(7)所示(表为全部内生性检验结果),`imr` 系数显著,说明主假设模型存在一定的内生性问题,但加入 `imr` 之后,产品市场竞争(`EI`)依然显著为正,支持本文主假设,产品市场竞争越激烈,公司所面临的债券契约条款约束越多。

3.3.2 其他稳健性检验

(1) 变更主假设回归模型。由于本文中公司债券契约条款总数为计数变量,普通最小二乘回归可能存在估计偏差,参考 Shi and Sun(2015)采用泊松回归模型进行稳健性检验,将债券契约条款总数作为回归被解释变量。泊松模型回归结果如下表 10 所示,主要结论不变。

表 10 稳健性-剔除经济危机影响

Variables	泊松回归			剔除经济危机年度			剔除经济危机年度		
	Cov			Ln(cov+1)			Windexcov		
EI	0.060 ***			0.062 ***			0.014 ***		
	(3.33)			(2.83)			(3.65)		
CR4	-0.197 ***			-0.209 **			-0.045 ***		
	-2.57			(-2.32)			(-2.92)		
Num	0.083 ***			0.080 ***			0.018 ***		
	4.09			(3.12)			(4.15)		
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	616	616	616	600	600	600	600	600	600
Adj. R ²	0.0453	0.0440	0.0470	0.154	0.150	0.158	0.210	0.203	0.216

注: *、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号中的数值为 *t* 值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

(2) 剔除经济危机年度。中国公司债券从 2007 年开始试点发行,为剔除 2007—2008 年经济危机给公司带来的经营风险增加,本文将总样本中 2008 年及之前的债券样本剔除,剩余样本的回归结果如表 10 所示。剔除经济危机影

响之后的回归结果与假设 H1 依然一致。

(3) 剔除“格式化”契约条款。根据表 2 公司债券契约条款内容及使用情况可以发现,一些条款使用高于 90%,这些可能由于文本规范性要求而存在的重复性“格式化”条款受到公司所处市场环境以及公司特征的影响不大,所以本文剔除限制分红、限制高管薪酬、限制投资与收购兼并、限制重大损失这四种细分条款后重新计算债券契约条款总数和契约条款指数,用重新计算后的契约条款指标进行回归,回归结果如表 11 所示,回归结果依然支持本文假设 H1。

表 11 稳健性-剔除“格式化”条款

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windxcov		
EI	0.101 ** (2.33)			0.019 *** (3.23)		
CR4		-0.341 * (-1.89)			-0.061 ** (-2.47)	
Num			0.158 *** (3.23)			0.028 *** (4.30)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	580	580	580	580	580	580
Adj. R ²	0.115	0.112	0.124	0.193	0.186	0.204

注：*、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号中的数值为 *t* 值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

(4) 更换产品市场竞争和债券契约条款度量指标。参考陈志斌和王诗雨(2015)、吴昊旻等(2012),本文计算行业内上市公司销售额的赫芬达尔指数(HHI)作为产品市场竞争的替代变量进行回归。HHI 越小,表明行业越分散,产品市场竞争更激烈。如表 12 所示,HHI 系数显著为负,说明产品市场竞争程度越高,公司契约条款数量越大,支持本文假设 H1。

借鉴 Billett et al. (2007)、史永东和田渊博(2016)的研究,本文进一步构建债券契约条款指数 Indexcov 作为债券契约条款的代理指标,对于每一只公司债券,如果其债券募集说明书中,每一大类中至少存在一个条款记为 1,不存在该大类的任何条款则记为 0。对各类条款的虚拟变量进行求和,并除以大类的总数 4,从而得到每一只债券的契约条款基本指数。回归结果如表 12 所示,依旧支持本文的研究假设。

表 12 稳健性-变更度量指标

Variables	变更产品市场竞争指标		变更契约条款指标		
	Ln(cov+1)	Windexcov	Indexcov		
HHI	-0.180 *** (-2.93)	-0.022 ** (-2.26)			
EI			0.025 *** (4.34)		
CR4			-0.093 *** (-3.85)		
Num			0.027 *** (4.13)		
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	609	609	616	616	616
Adj. R ²	0.158	0.202	0.162	0.156	0.160

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著,括号中的数值为*t*值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

(5) 补充控制变量。公司债券契约条款制定除了受到市场竞争程度影响外,上市公司本身资金需求、其他渠道融资难度以及议价能力等也会影响其债务融资成本,因此,本文借鉴李波和朱太辉(2020)的研究,选取公司现金持有(Cash)和外源融资约束(SA指数)来度量公司资金需求与融资难易程度、议价程度。其中公司现金持有定义为现金及现金等价物余额/上期总资产,SA指数计算公式为:

$$SA_{i,t} = -0.737 \times size_{i,t} + 0.043 \times size_{i,t}^2 - 0.40 \times age_{i,t}$$

(7)

将这两个变量加入主假设模型中进行再次检验。回归结果如表13所示。结果显示,考虑以上可能影响企业债券契约条款设置的因素后,本文假设H1研究结果依然成立。

表 13 稳健性-补充控制变量

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
EI	0.069 *** (3.10)			0.015 *** (3.83)		
CR4			-0.212 ** (-2.28)			-0.045 *** (-2.86)
Num			0.105 *** (3.90)			0.021 *** (4.74)

续表						
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
Cash	-0.384 ** (-1.99)	-0.364 * (-1.88)	-0.427 ** (-2.19)	-0.065 ** (-2.07)	-0.061 * (-1.93)	-0.073 ** (-2.33)
SA	-0.061 (-0.44)	-0.065 (-0.46)	-0.083 (-0.62)	-0.011 (-0.48)	-0.012 (-0.49)	-0.016 (-0.68)
State	-0.100 ** (-2.56)	-0.106 *** (-2.73)	-0.095 ** (-2.44)	-0.027 *** (-4.15)	-0.028 *** (-4.37)	-0.026 *** (-4.00)
Size	0.016 (0.39)	0.016 (0.37)	0.008 (0.19)	0.003 (0.39)	0.003 (0.37)	0.001 (0.14)
MB	0.041 ** (2.11)	0.043 ** (2.14)	0.038 ** (2.00)	0.011 *** (3.17)	0.011 *** (3.17)	0.010 *** (3.05)
Lev	0.133 (1.00)	0.136 (1.02)	0.111 (0.84)	0.040 * (1.81)	0.041 * (1.82)	0.036 (1.63)
ROA	-2.509 *** (-4.03)	-2.548 *** (-4.06)	-2.465 *** (-4.03)	-0.460 *** (-4.51)	-0.468 *** (-4.54)	-0.451 *** (-4.53)
Tangible	-0.341 ** (-2.16)	-0.345 ** (-2.13)	-0.254 (-1.57)	-0.068 ** (-2.30)	-0.069 ** (-2.24)	-0.051 (-1.60)
Age	0.162 ** (2.03)	0.170 ** (2.11)	0.141 * (1.82)	0.042 *** (3.03)	0.043 *** (3.10)	0.038 *** (2.76)
Rating	0.173 *** (4.45)	0.177 *** (4.54)	0.156 *** (3.96)	0.033 *** (4.92)	0.034 *** (5.03)	0.030 *** (4.41)
Puttable	0.165 *** (3.88)	0.169 *** (3.98)	0.162 *** (3.89)	0.019 *** (2.76)	0.020 *** (2.88)	0.019 *** (2.76)
Amount	-0.032 (-1.02)	-0.032 (-1.03)	-0.026 (-0.85)	-0.007 (-1.41)	-0.007 (-1.41)	-0.006 (-1.20)
Maturity	-0.029 (-0.46)	-0.032 (-0.51)	-0.023 (-0.37)	-0.004 (-0.38)	-0.005 (-0.44)	-0.003 (-0.29)
Constant	1.621 *** (6.73)	1.919 *** (7.80)	1.387 *** (5.40)	0.021 (0.52)	0.085 ** (1.99)	-0.027 (-0.60)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	583	583	583	583	583	583
Adj. R ²	0.153	0.146	0.164	0.204	0.195	0.217

注：*、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著，括号中的数值为 *t* 值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

4 影响机制分析

债权人面临的信息不对称和代理问题是债券契约中设置约束性条款的根

本原因。激烈的产品市场竞争一方面会削弱公司议价能力,压缩利润空间,加剧未来经营风险;另一方面会导致管理层迫于业绩压力而进行正向盈余管理,降低公司信息披露质量。为了进一步厘清产品市场竞争的作用机制,本文从企业风险(经营风险和违约风险)和盈余管理两个角度进行机制检验。

4.1 风险机制检验

具有垄断优势的公司能够获得较强的议价能力和更高的利润率,能够更好地抵抗市场波动,公司所面临的经营风险和违约风险较低。而处在产品市场竞争激烈环境中的公司面临较大生存压力,公司为保持竞争地位可能会采取低价格战等策略,更难获得充足资金,发展真实竞争力。激烈的市场竞争使企业面临更大的经营风险,其偿还债务的难度将上升。因此,为探究产品市场竞争是否通过增加企业经营风险和违约风险,从而加剧债权人所面临的违约风险,影响公司债券中契约条款的数量,本文进一步检验企业风险在产品市场竞争与公司债券契约条款之间的机制作用。

企业经营风险维度:本文借鉴 Eriksson(1999),廖理等(2009)等研究,通过计算债券发行前三年主营业务收入的标准离差率来度量公司经营风险,如果公司经营风险高于样本中位数,则定义 High_Risk 等于 1,否则 High_Risk 等于 0。

企业违约风险维度:本文借鉴李波和朱太辉(2020)选取 Z_Score 指数度量企业违约风险,具体计算公式为 $Z\_Score = A \times 1.2 + B \times 1.4 + C \times 3.3 + D \times 0.6 + E \times 0.99$,其中 $A = \text{营运资金} / \text{总资产}$; $B = \text{留存收益} / \text{总资产}$; $C = \text{息税前利润} / \text{总资产}$; $D = \text{股票总市值} / \text{负债账面价值}$; $E = \text{营业收入} / \text{总资产}$,Z_Score 模型从企业资产规模、变现能力、盈利能力、财务结构以及偿债能力等方面综合反映企业经营状况,Z_Score 得分越大,企业发生财务危机的可能性越小。

具体回归结果如表 14 和表 15 所示。表 14 和表 15 中列(1)~(3)被解释变量均为契约条款总数,列(4)~(6)被解释变量均为债券契约条款加权指数。表 14 回归结果显示,产品市场竞争与公司经营风险的交乘项 $El \times High\_Risk$ 、 $Num \times High\_Risk$ 系数显著为正, $CR4 \times High\_Risk$ 交乘项系数显著为负,说明经营风险越高的公司,产品市场竞争与债券契约条款之间的正向关系越显著。表 15 回归结果显示,产品市场竞争与违约风险的交乘项 $El \times Z\_Score$ 、 $Num \times Z\_Score$ 在债券契约条款指数回归中系数显著为负, $CR4 \times Z\_Score$ 系数显著为正,说明违约风险加剧了产品市场竞争与债券契约条款之间的正向关系。企业风险机制检验表明,风险较高的公司在行业竞争中陷入经营困境的可能性更大,债务违约风险更高,因此将面临更严格的债券契约条款约束。

表 14 经营风险机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
EI	0.040 (1.09)			0.003 (0.49)		
CR4		-0.094 (-0.61)			0.002 (0.10)	
Num			0.073 * (1.65)			0.011 (1.64)
Risk	-0.072 (-0.48)	0.364 *** (3.87)	-0.012 (-0.05)	-0.039 (-1.51)	0.086 *** (5.14)	-0.042 (-1.04)
EI×High_Risk	0.075 * (1.72)			0.023 *** (2.93)		
CR4×High_Risk		-0.391 ** (-2.09)			-0.109 *** (-3.24)	
Num×High_Risk			0.042 (0.76)			0.017 * (1.88)
State	-0.056 (-1.33)	-0.063 (-1.50)	-0.055 (-1.30)	-0.020 *** (-2.76)	-0.021 *** (-2.95)	-0.019 *** (-2.68)
Size	0.027 (1.28)	0.028 (1.33)	0.024 (1.17)	0.004 (0.98)	0.004 (1.05)	0.003 (0.91)
MB	0.026 (1.35)	0.024 (1.24)	0.026 (1.40)	0.007 ** (2.25)	0.007 ** (2.12)	0.007 ** (2.28)
Lev	-0.033 (-0.24)	-0.041 (-0.30)	-0.045 (-0.32)	0.003 (0.13)	0.001 (0.06)	0.001 (0.05)
ROA	-3.173 *** (-4.54)	-3.160 *** (-4.47)	-3.249 *** (-4.80)	-0.591 *** (-5.16)	-0.588 *** (-5.11)	-0.607 *** (-5.50)
Tangible	-0.432 *** (-2.86)	-0.442 *** (-2.83)	-0.335 ** (-2.11)	-0.072 ** (-2.44)	-0.075 ** (-2.45)	-0.053 (-1.62)
Age	0.194 *** (3.16)	0.197 *** (3.22)	0.187 *** (2.98)	0.051 *** (4.77)	0.051 *** (4.84)	0.049 *** (4.54)
Rating	0.173 *** (4.03)	0.183 *** (4.29)	0.163 *** (3.71)	0.034 *** (4.43)	0.036 *** (4.76)	0.032 *** (4.12)
Puttable	0.168 *** (3.64)	0.177 *** (3.84)	0.169 *** (3.67)	0.017 ** (2.26)	0.019 ** (2.49)	0.017 ** (2.27)
Amount	-0.011 (-0.31)	-0.011 (-0.34)	-0.004 (-0.12)	-0.003 (-0.55)	-0.003 (-0.58)	-0.002 (-0.39)
Maturity	-0.033 (-0.49)	-0.038 (-0.57)	-0.028 (-0.42)	-0.010 (-0.81)	-0.011 (-0.91)	-0.009 (-0.71)

续表						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
Constant	1.722 *** (6.33)	1.898 *** (7.16)	1.464 *** (4.78)	0.056 (1.17)	0.064 (1.33)	0.005 (0.09)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	481	481	481	481	481	481
Adj. R ²	0.244	0.242	0.243	0.298	0.296	0.299

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著,括号中的数值为t值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

表 15 违约风险机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
EI	0.044 * (1.93)			0.012 *** (2.99)		
CR4		-0.141 (-1.50)			-0.038 ** (-2.30)	
Num			0.071 *** (2.67)			0.017 *** (3.70)
Z_Score	-0.046 *** (-8.69)	-0.047 *** (-8.76)	-0.045 *** (-8.89)	-0.007 *** (-7.69)	-0.007 *** (-7.88)	-0.007 *** (-7.61)
EI×Z_Score	-0.007 (-1.31)			-0.002 ** (-1.98)		
CR4×Z_Score		0.032 (1.55)			0.007 ** (2.06)	
Num×Z_Score			-0.005 (-0.89)			-0.002 * (-1.91)
State	-0.054 (-1.37)	-0.059 (-1.50)	-0.047 (-1.20)	-0.021 *** (-3.15)	-0.022 *** (-3.35)	-0.020 *** (-2.92)
Size	0.047 ** (2.43)	0.047 ** (2.40)	0.045 ** (2.32)	0.008 ** (2.57)	0.008 ** (2.54)	0.008 ** (2.38)
MB	0.031 (1.61)	0.032 * (1.65)	0.027 (1.40)	0.010 *** (3.02)	0.011 *** (3.07)	0.009 *** (2.72)
Lev	0.104 (0.77)	0.102 (0.76)	0.092 (0.67)	0.036 (1.54)	0.036 (1.51)	0.033 (1.40)
ROA	0.460 (0.67)	0.507 (0.73)	0.458 (0.68)	-0.061 (-0.49)	-0.048 (-0.38)	-0.057 (-0.46)
Tangible	-0.389 ** (-2.38)	-0.394 ** (-2.37)	-0.324 * (-1.87)	-0.069 ** (-2.24)	-0.070 ** (-2.19)	-0.054 (-1.57)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
Age	0.202*** (3.68)	0.208*** (3.80)	0.191*** (3.48)	0.048*** (5.38)	0.049*** (5.60)	0.045*** (5.04)
Rating	0.136*** (3.72)	0.138*** (3.77)	0.125*** (3.36)	0.030*** (4.51)	0.031*** (4.60)	0.028*** (4.08)
Puttable	0.141*** (3.31)	0.143*** (3.36)	0.142*** (3.36)	0.016** (2.23)	0.017** (2.30)	0.016** (2.31)
Amount	-0.045 (-1.48)	-0.045 (-1.45)	-0.041 (-1.35)	-0.008 (-1.60)	-0.008 (-1.56)	-0.007 (-1.41)
Maturity	0.016 (0.26)	0.014 (0.22)	0.020 (0.31)	0.000 (0.04)	-0.000 (-0.02)	0.001 (0.09)
Constant	1.695*** (6.61)	1.899*** (7.35)	1.500*** (5.62)	0.025 (0.56)	0.079* (1.72)	-0.018 (-0.38)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	513	513	513	513	513	513
Adj. R ²	0.249	0.248	0.254	0.290	0.285	0.298

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著，括号中的数值为t值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

4.2 盈余管理机制检验

激烈的产品市场竞争迫使管理层面临严峻的短期业绩压力,为避免业绩下降受到市场惩罚,管理层有动机进行更多的盈余管理,尤其是处于竞争劣势或财务困境中的公司,其盈余管理动机更强。为检验盈余管理在产品市场竞争与债券契约条款中的机制作用,本文使用修正后的 Jones 模型(Dechow et al., 1995)计算出的操控性应计利润(DA)来衡量公司盈余管理。定义盈余管理(High_DA):如果公司盈余管理水平高于样本中位数,则定义 High_DA 等于 1,否则 High_DA 等于 0。

盈余管理机制检验结果如表 16 所示,产品市场竞争与公司盈余管理程度的交乘项 EI×High_DA、Num×High_DA 系数显著为正,CR4×High_DA 交乘项系数显著为负,说明盈余管理程度越高的公司,产品市场竞争与债券契约条款之间的正向关系越显著。市场竞争激烈会促使管理层进行盈余管理,加剧债权人和发行公司之间的信息不对称程度。机制检验结果说明债权人能够通过公司所处的产品市场竞争环境判断其盈余管理动机,市场竞争激烈时,管理层迫于短期业绩压力而更倾向于进行盈余管理,因而需要设置更多的债券契约条款约束以保障债权人利益。

表 16 盈余管理机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
EI	0.064 *			0.011 *		
	(1.89)			(1.90)		
CR4		-0.200			-0.029	
		(-1.35)			(-1.20)	
Num			0.068 *			0.011
			(1.66)			(1.59)
High_DA	-0.160	0.289 ***	-0.331	-0.034	0.054 ***	-0.086 **
	(-1.01)	(3.17)	(-1.23)	(-1.25)	(3.26)	(-1.99)
EI×High_DA	0.084 *			0.016 **		
	(1.85)			(2.03)		
CR4×High_DA		-0.350 *			-0.070 **	
		(-1.80)			(-2.06)	
Num×High_DA			0.100 *			0.023 **
			(1.74)			(2.46)
State	-0.084 **	-0.094 **	-0.082 **	-0.025 ***	-0.027 ***	-0.024 ***
	(-2.14)	(-2.42)	(-2.06)	(-3.69)	(-3.98)	(-3.58)
Size	0.032 *	0.033 *	0.028	0.006 *	0.006 *	0.005
	(1.68)	(1.72)	(1.47)	(1.69)	(1.75)	(1.49)
MB	0.029	0.030 *	0.025	0.009 ***	0.009 ***	0.008 **
	(1.59)	(1.65)	(1.37)	(2.80)	(2.86)	(2.45)
Lev	0.149	0.158	0.126	0.038	0.040 *	0.034
	(1.08)	(1.14)	(0.89)	(1.62)	(1.67)	(1.42)
ROA	-2.945 ***	-2.952 ***	-2.961 ***	-0.539 ***	-0.540 ***	-0.538 ***
	(-4.76)	(-4.65)	(-4.84)	(-5.21)	(-5.12)	(-5.24)
Tangible	-0.392 ***	-0.402 ***	-0.291 *	-0.075 ***	-0.076 ***	-0.056 *
	(-2.67)	(-2.64)	(-1.85)	(-2.73)	(-2.65)	(-1.84)
Age	0.184 ***	0.184 ***	0.183 ***	0.048 ***	0.048 ***	0.048 ***
	(3.16)	(3.13)	(3.07)	(4.76)	(4.71)	(4.67)
Rating	0.161 ***	0.163 ***	0.138 ***	0.032 ***	0.033 ***	0.028 ***
	(4.24)	(4.26)	(3.54)	(4.80)	(4.80)	(4.12)
Puttable	0.154 ***	0.162 ***	0.149 ***	0.016 **	0.018 **	0.015 **
	(3.68)	(3.84)	(3.58)	(2.32)	(2.52)	(2.16)
Amount	-0.026	-0.024	-0.020	-0.007	-0.006	-0.006
	(-0.84)	(-0.77)	(-0.66)	(-1.26)	(-1.19)	(-1.09)
Maturity	-0.037	-0.041	-0.035	-0.009	-0.010	-0.009
	(-0.59)	(-0.66)	(-0.55)	(-0.82)	(-0.89)	(-0.76)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(cov+1)			Windexcov		
Constant	1. 610 *** (6. 41)	1. 908 *** (7. 09)	1. 454 *** (5. 00)	0. 028 (0. 64)	0. 076 (1. 55)	0. 004 (0. 08)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	548	548	548	548	548	548
Adj. R ²	0. 225	0. 216	0. 219	0. 259	0. 249	0. 258

注：*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%水平上显著，括号中的数值为*t*值。所有检验的标准误差均经过异方差和公司层面的聚类调整。

5 研究结论

本文基于代理理论和信息不对称理论，利用中国资本市场 2007—2017 年 A 股上市公司公开发行债券样本探究产品市场竞争环境对公司债券契约条款设置的影响以及作用机制。本文研究结果表明，激烈的外部市场竞争环境会增加公司经营风险，加剧债权人与发债公司之间的信息不对称程度，使得处于高产品市场竞争环境中的公司面临更多的债券契约条款约束。通过进一步区分公司在行业中的市场势力以及客户集中度对上述关系的影响，发现市场势力能够缓解公司外部激烈竞争对于公司经营利润空间的挤压，降低债券契约条款约束。但是公司客户集中度会加剧竞争环境中的经营风险，增加债券契约条款约束。

本文首次从产品市场竞争视角考察了其对公司债券契约条款的影响，拓展了公司债券契约条款领域的研究范畴，同时也为债券市场完善监管政策提供经验证据。在产品更替日新月异、竞争水平不断提升的市场背景下，监管机构应该规范市场竞争环境，完善投资者保护机制。为保障债权人利益，必须有效监督和监管债券发行公司的经营风险、违约风险和信息披露质量，深化债券市场改革，完善债券市场法制，严厉打击逃废债行为。

参考文献

陈超，李榕伊. 2014. 债券融资成本与债券契约条款设计[J]. 金融研究，(1)：44-57.

Chen C, Li R Y. 2014. The cost of debt and corporate bond contract design[J]. *Journal of Financial Research*, (1)：44-57. (in Chinese)

陈志斌，王诗雨. 2015. 产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞

- 争程度和企业竞争地位的双重考量[J]. 中国工业经济, (3): 96-108.
- Chen Z B, Wang S Y. 2015. Impact of product market competition on corporate cash flow risk: Analysis based on the competition degree of industry and the competitive position of enterprise[J]. *China Industrial Economics*, (3): 96-108. (in Chinese)
- 方红星, 施继坤, 张广宝. 2013. 产权性质、信息质量与公司债定价——来自中国资本市场的经验证据[J]. 金融研究, (4): 170-182.
- Fang H X, Shi J K, Zhang G B. 2013. Ownership type, information quality, and corporate bond pricing: The empirical evidence from capital market in China[J]. *Journal of Financial Research*, (4): 170-182. (in Chinese)
- 高强, 邹恒甫. 2015. 企业债与公司债二级市场定价比较研究[J]. 金融研究, (1): 84-100.
- Gao Q, Zou H F. 2015. A comparative study on the secondary market pricing of China's enterprise bonds and corporate bonds[J]. *Journal of Financial Research*, (1): 84-100. (in Chinese)
- 韩忠雪, 周婷婷. 2011. 产品市场竞争、融资约束与公司现金持有: 基于中国制造业上市公司的实证分析[J]. 南开管理评论, 14(4): 149-160.
- Han Z X, Zhou T T. 2011. Product market competition, financing constraints and cash holdings: An empirical study based on enlisted companies in China's manufacture industry[J]. *Nankai Business Review*, 14(4): 149-160. (in Chinese)
- 李波, 朱太辉. 2020. 银行价格竞争、融资约束与企业研发投入——基于“中介效应”模型的实证研究[J]. 金融研究, (7): 134-152.
- Li B, Zhu T H. 2020. Banking price competition, financial constraints, and R&D investment: An empirical study based on a mediating effect model[J]. *Journal of Financial Research*, (7): 134-152. (in Chinese)
- 廖理, 廖冠民, 沈红波. 2009. 经营风险、晋升激励与公司绩效[J]. 中国工业经济, (8): 119-130.
- Liao L, Liao G M, Shen H B. 2009. Operating risk, promotion incentive and corporate performance [J]. *China Industrial Economics*, (8): 119-130. (in Chinese)
- 刘端, 王竹青. 2017. 不同市场竞争条件下客户关系集中度对企业现金持有的影响——基于中国制造业上市公司的实证[J]. 管理评论, 29(4): 181-195.
- Liu D, Wang Z Q. 2017. The effect of customer relationship concentration on corporate cash holdings under different competitive market conditions: An empirical study based on enlisted companies in China's manufacture industry[J]. *Management Review*, 29(4): 181-195. (in Chinese)

- 罗党论, 刘晓龙. 2009. 政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 管理世界, (5): 97-106.
- Luo D L, Liu X L. 2009. Political relationship, barriers to entry and enterprises' performance[J]. *Journal of Management World*, (5): 97-106. (in Chinese)
- 施丹, 姜国华. 2013. 会计信息在公司债信用等级迁移中的预测作用研究[J]. 会计研究, (3): 43-50.
- Shi D, Jiang G H. 2013. Accounting information and corporate bond credit rating migration[J]. *Accounting Research*, (3): 43-50. (in Chinese)
- 史永东, 田渊博. 2016. 契约条款影响债券价格吗? ——基于中国公司债市场的经验研究[J]. 金融研究, (8): 143-158.
- Shi Y D, Tian Y B. 2016. Do bond covenants affect bond price? An empirical study based on corporate bond market of China[J]. *Journal of Financial Research*, (8): 143-158. (in Chinese)
- 王红建, 李青原, 陈雅娜. 2015. 盈余管理、经济周期与产品市场竞争[J]. 会计研究, (9): 44-51.
- Wang H J, Li Q Y, Chen Y N. 2015. Earnings management, business cycle and product market competition[J]. *Accounting Research*, (9): 44-51. (in Chinese)
- 王雄元, 高开娟. 2017a. 客户集中度与公司债二级市场信用利差[J]. 金融研究, (1): 130-144.
- Wang X Y, Gao K J. 2017a. Customer-based concentration and bond yield spread in secondary market [J]. *Journal of Financial Research*, (1): 130-144. (in Chinese)
- 王雄元, 高开娟. 2017b. 客户关系与企业成本粘性: 敲竹杠还是合作[J]. 南开管理评论, 20(1): 132-142.
- Wang X Y, Gao K J. 2017b. Customer relationship and cost stickiness: Hold-up or cooperation[J]. *Nankai Business Review*, 20(1): 132-142. (in Chinese)
- 温日光, 汪剑锋. 2018. 上市公司会因行业竞争压力上调公司盈余吗[J]. 南开管理评论, 21(1): 182-190, 215.
- Wen R G, Wang J F. 2018. Could listed companies increase earnings for pressure of industrial competition[J]. *Nankai Business Review*, 21(1): 182-190, 215. (in Chinese)
- 吴昊旻, 杨兴全, 魏卉. 2012. 产品市场竞争与公司股票特质性风险——基于我国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 47(6): 101-115.
- Wu H M, Yang X Q, Wei H. 2012. Product market competition and firm's stock idiosyncratic risk: Based on the empirical evidence of Chinese listed companies[J]. *Economic Research Journal*, 47(6): 101-115. (in Chinese)

- 夏立军, 陈信元. 2007. 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定[J]. *经济研究*, 42(7): 82-95, 136.
- Xia L J, Chen X Y. 2007. Marketization, SOE reform strategy, and endogenously determined corporate governance structure[J]. *Economic Research Journal*, 42(7): 82-95, 136. (in Chinese)
- 周夏飞, 周强龙. 2014. 产品市场势力、行业竞争与公司盈余管理——基于中国上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, (8): 60-66.
- Zhou X F, Zhou Q L. 2014. Product market power, industry competition, and corporate earnings management: Based on the empirical evidence of Chinese listed companies[J]. *Accounting Research*, (8): 60-66. (in Chinese)
- 朱玉杰, 张上冉. 2021. 不同发审机制下的承销商声誉与债券融资成本[J]. *经济学报*, 8(1): 109-128.
- Zhu Y J, Zhang S R. 2021. Underwriter's reputation and bond financing cost under different issuing mechanisms[J]. *China Journal of Economics*, 8(1): 109-128. (in Chinese)
- Aggarwal R K, Samwick A A. 2006. Empire-builders and shirkers: Investment, firm performance, and managerial incentives[J]. *Journal of Corporate Finance*, 12(3): 489-515.
- Aguerrevere F L. 2009. Real options, product market competition, and asset returns[J]. *The Journal of Finance*, 64(2): 957-983.
- Akdoğan E, MacKay P. 2012. Product markets and corporate investment: Theory and evidence[J]. *Journal of Banking and Finance*, 36(2): 439-453.
- Ball R, Robin A, Sadka G. 2008. Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism[J]. *Review of Accounting Studies*, 13(2/3): 168-205.
- Beatty A, Weber J, Yu J J. 2008. Conservatism and debt[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 45(2/3): 154-174.
- Begley J, Feltham G A. 1999. An empirical examination of the relation between debt contracts and management incentives[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 27(2): 229-259.
- Bharath S T, Sunder J, Sunder S V. 2008. Accounting quality and debt contracting[J]. *The Accounting Review*, 83(1): 1-28.
- Billett M T, King T H D, Mauer D C. 2007. Growth opportunities and the choice of leverage, debt maturity, and covenants[J]. *The Journal of Finance*, 62(2): 697-730.
- Boubaker S, Saffar W, Sassi S. 2018. Product market competition and debt choice[J].

- Journal of Corporate Finance*, 49: 204-224.
- Chava S, Roberts M R. 2008. How does financing impact investment? The role of debt covenants[J]. *The Journal of Finance*, 63(5): 2085-2121.
- Chava S, Kumar P, Warga A. 2010. Managerial agency and bond covenants[J]. *Review of Financial Studies*, 23(3): 1120-1148.
- Datta S, Iskandar-Datta M, Sharma V. 2011. Product market pricing power, industry concentration and analysts' earnings forecasts[J]. *Journal of Banking and Finance*, 35(6): 1352-1366.
- Datta S, Iskandar-Datta M, Singh V. 2013. Product market power, industry structure, and corporate earnings management[J]. *Journal of Banking and Finance*, 37(8): 3273-3285.
- Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. 1995. Detecting earnings management[J]. *The Accounting Review*, 70(2): 193-225.
- Dewatripont M, Tirole J. 1994. A theory of debt and equity: Diversity of securities and manager-shareholder congruence[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(4): 1027-1054.
- Domowitz I, Hubbard R G, Petersen B C. 1986. Business cycles and the relationship between concentration and price-cost margins[J]. *The RAND Journal of Economics*, 17(1): 1-17.
- Eriksson T. 1999. Executive compensation and tournament theory: Empirical tests on Danish data[J]. *Journal of Labor Economics*, 17(2): 262-280.
- Gârleanu N, Zwiebel J. 2009. Design and renegotiation of debt covenants[J]. *The Review of Financial Studies*, 22(2): 749-781.
- Gertner R, Gibbons R, Scharfstein D. 1988. Simultaneous signalling to the capital and product markets[J]. *The RAND Journal of Economics*, 19(2): 173-190.
- Gosman M L, Kohlbeck M J. 2009. Effects of the existence and identity of major customers on supplier profitability: Is Wal-Mart different? [J]. *Journal of Management Accounting Research*, 21(1): 179-201.
- Haushalter D, Klasa S, Maxwell W F. 2007. The influence of product market dynamics on a firm's cash holdings and hedging behavior[J]. *Journal of Financial Economics*, 84(3): 797-825.
- Hertzfel M G, Li Z, Officer M S, et al. 2008. Inter-firm linkages and the wealth effects of financial distress along the supply chain [J]. *Journal of Financial Economics*, 87(2): 374-387.
- Hou K W, Robinson D T. 2006. Industry concentration and average stock returns[J]. *The Journal of Finance*, 61(4): 1927-1956.

- Irvine P J, Pontiff J. 2009. Idiosyncratic return volatility, cash flows, and product market competition[J]. *Review of Financial Studies*, 22(3): 1149-1177.
- Irvine P J, Park S S, Yıldızhan Ç. 2016. Customer-base concentration, profitability, and the relationship life cycle[J]. *The Accounting Review*, 91(3): 883-906.
- Jensen M C, Meckling W H. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305-360.
- Jory S, Ngo T. 2017. Firm power in product market and stock returns[J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 65: 182-193.
- Kale J R, Shahrur H. 2007. Corporate capital structure and the characteristics of suppliers and customers[J]. *Journal of Financial Economics*, 83(2): 321-365.
- Kim J B, Song B Y, Zhang Y. 2015. Earnings performance of major customers and bank loan contracting with suppliers[J]. *Journal of Banking and Finance*, 59: 384-398.
- Li X. 2010. The impacts of product market competition on the quantity and quality of voluntary disclosures[J]. *Review of Accounting Studies*, 15(3): 663-711.
- Lindenberg E B, Ross S A. 1981. Tobin's Q ratio and industrial organization[J]. *The Journal of Business*, 54(1): 1-32.
- Malitz I. 1986. On financial contracting: The determinants of bond covenants [J]. *Financial Management*, 15(2): 18-25.
- Markarian G, Santaló J. 2014. Product market competition, information and earnings management[J]. *Journal of Business Finance and Accounting*, 41(5/6): 572-599.
- Nash R C, Netter J M, Poulsen A B. 2003. Determinants of contractual relations between shareholders and bondholders: Investment opportunities and restrictive covenants[J]. *Journal of Corporate Finance*, 9(2): 201-232.
- Nikolaev V V. 2010. Debt covenants and accounting conservatism [J]. *Journal of Accounting Research*, 48(1): 137-176.
- Patatoukas P N. 2012. Customer-base concentration: Implications for firm performance and capital markets[J]. *The Accounting Review*, 87(2): 363-392.
- Peress J. 2010. Product market competition, insider trading, and stock market efficiency [J]. *The Journal of Finance*, 65(1): 1-43.
- Pfeffer J, Salancik G R. 2003. The external control of organizations: A resource dependence perspective[M]. Stanford: Stanford Business Books.
- Shi G F, Sun J F. 2015. Corporate bond covenants and social responsibility investment [J]. *Journal of Business Ethics*, 131(2): 285-303.
- Shleifer A. 2004. Does competition destroy ethical behavior? [J]. *American Economic Review*, 94(2): 414-418.
- Smith C W Jr, Warner J B. 1979. On financial contracting: An analysis of bond

- covenants[J]. *Journal of Financial Economics*, 7(2): 117-161.
- Verrecchia R E, Weber J. 2006. Redacted disclosure [J]. *Journal of Accounting Research*, 44(4): 791-814.
- Zhang J Y. 2008. The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1): 27-54.

Product Market Competition and Corporate Bond Covenants

Zhuoxiu Xia Lu Deng

(School of Economics and Management, Beihang University)

Abstract Corporate bond covenants have aroused increasing attention in recent years, while most studies are focused on bond issuances in developed markets. Given that developing bond market is an important part of capital market reform in China, this paper aims to explore how product market competition affects bond contracts design using a sample of 506 Chinese listed firms which issued public corporate bond during 2007—2017. By identifying covenants in bond contracts based on textual analysis techniques, we find that higher intense of product market competition can lead to more bond covenants. Considering that firms in the same industry are faced with various level of competition, we find that the positive relationship between product market competition and bond covenants is more significant when firms have a weaker market power or a higher-concentrated customer relationship. Further evidences show that firm risk and information disclosure play a significant moderator role. Our study enriches researches on bond covenants, which is of certain significance to deeply understand agency problems between bondholders and shareholders, and provides theoretical reference for bond market supervision.

JEL Classification D86, G32, G34

ESG 责任履行提高了企业估值吗?¹

——来自 MSCI 评级的准自然试验

王海军² 陈波³ 何玉⁴

摘 要 ESG 理念已成全球共识,而企业 ESG 责任的履行是中国“双碳目标”达成和全社会可持续发展的关键环节。基于此,以 MSCI ESG 评级入选的 313 家 A 股上市公司作为试验组样本,利用双重差分倾向得分匹配模型(PSM-DID)进行控制组样本匹配,从理论机制和实证分析角度探讨了 ESG 评级对企业估值的影响机制与路径,研究发现:第一,无论是评级事件还是评级分值,入选 ESG 评级都可以有效提高公司估值;第二,ESG 评级调整与上市企业估值调整存在正相关关系,评级上调将推动估值上升,而评级下调将导致估值下降,但随时间推移这种相关关系存在递减效应,表明资本市场对 ESG 披露信息存在一个接收、消化和正反馈过程;第三,ESG 评级通过机构持股比、股票波动率、年交易额和融资成本四个渠道来影响企业估值,表明 ESG 具有价值发现、风险抑制能、信息传递和融资约束缓解作用;第四,ESG 评级对估值的影响存在异质性,相比高碳企业、工业企业和农业企业,低碳企业和服务业企业估值对 ESG 评级更为敏感;第五,采用工具变量法、样本重组、更换变量等方法进行内生性和稳健性检验,并没有改变研究结论。本文研究结果对于建立中国版本的 ESG 强制信息披露制度、统一和完善 ESG 评价评级标准、推动上市公司高质量发展和价值最大化具有重要参考价值。

关键词 ESG;企业估值;MSCI 评级;PSM-DID 模型;中介效应

0 引言

国际投资者在追求企业财务绩效的同时,越来越关注其非财务方面的可持

1 作者感谢国家自然科学基金青年科学基金项目“面向高维大数据的正则化统计方法的相关研究”(71701223)和浙江省软科学研究计划重点项目“浙江游资对我国股票市场的影响及其监管研究”(2019C25022)的资助。文责自负。

2 王海军,北京物资学院中国投资者教育与保护研究中心研究员,E-mail:wanghaijun2005@126.com。

3 陈波(通讯作者),中央财经大学财经研究院副研究员,E-mail:chenbo@cufe.edu.cn。

4 何玉,浙江财经大学金融学院讲师,E-mail:heyu1021@live.com。

续发展表现,以此降低企业在面临各类环境及社会相关的风险时所造成的损失,保障可持续性收益(Capelle-Blancard and Petit, 2019)。ESG(Environmental, Social and Governance)就是一种关注企业环境、社会、治理绩效而非财务绩效的投资理念和企业评价标准(Khan, 2019),是投资者关系管理体系的重要内容(Wong et al., 2021; Baker et al., 2021)。截至2021年11月,全球已有114家交易所开始推进上市公司ESG信息披露,覆盖56783家上市公司,参与联合国责任投资倡议(UN PRI)的会员机构达3404家,所管理的资产总额接近100万亿美元(Sustainable Stock Exchanges Initiative, 2021)^①。根据全球可持续发展投资者联盟(GSIA)数据,2020年融入ESG投资理念的全球可持续投资高达35.3万亿美元,比2016年增长54.56%,其中美国、日本、欧盟、加拿大和澳大利亚合计占比超过90%^②。新兴市场的ESG投资规模也在快速增长,ESG投资已成为中国资本市场的热点。2018年,中国证监会提出“确立环境、社会责任和公司治理(ESG)信息披露的基本框架”(《上市公司治理准则》,2018)^③,并在2021年将ESG信息作为上市公司与投资者沟通的关键内容(《上市公司投资者关系管理指引(征求意见稿)》,2021)^④。自从中国政府提出“碳达峰”、“碳中和”目标后,上市公司发布ESG报告的热情大大增加。2021年共有1092家中国A股上市公司发布2020年ESG报告,占A股上市公司总数的25.3%,其中沪深300指数成分股企业的ESG报告披露率已达85%^⑤。

尽管关于企业估值的研究已经非常丰富,但是目前的文献缺乏从ESG角度探讨其对企业估值的影响,进而也制约了ESG理念的普及和企业ESG责任履行的动因研究。本文以2019年国际主流的ESG评级机构MCSI披露的313家中国A股上市公司ESG数据作为试验组样本,构建股利贴现估值模型和PSM-DID模型,分析了入选ESG评级事件对上市公司估值的影响。本文重点回答三个问题:(1)在有效控制了其他影响企业估值的因素后,入选ESG评级和评分等级越高是否会显著提高企业的估值?(2)ESG评级影响企业估值的潜在途径是什么?(3)ESG评级对企业估值影响是否存在群体异质性差异?对以上问题的回答,有助于我们理解企业ESG责任履行在企业市场价值提升方面的作用。

本文主要贡献体现在:一是在研究视角上,本文是国内最早从ESG评级角度探讨企业履行ESG责任对企业价值影响的研究,并通过DDM模型进行了理

① 数据来源:Sustainable Stock Exchanges Initiative 官网, <https://sseinitiative.org/exchanges-filter-search/>。

② 数据来源:GSIA, <http://www.gsi-alliance.org/wp-content/uploads/2021/08/GSIR-20201.pdf>, PP9。

③ 资料来源:中国证监会官网, http://www.csrc.gov.cn/pub/zjhpublic/zjh/201809/t20180930_344906.htm。

④ 资料来源: http://www.csrc.gov.cn/newsite/zjhxwfb/xwdd/202102/t20210205_392302.html。

⑤ 数据来源: <https://finance.huanqiu.com/article/440sxupmT0g>。

论论证,拓展了企业估值理论和责任投资理论研究范畴;二是研究方法上,利用上市公司微观数据,采用 PSM-DID 模型检验了 ESG 评级事件和评级分值两面对企业估值的作用,并根据企业碳排放行业和产业性质差异进行了异质性检验;三是研究层次上引入了中介效应模型,探究了机构持股比、股票波动率、成交额和融资成本四个渠道的中介效应,揭示了 ESG 评级影响估值的具体路径;四是研究意义上,本文的发现对监管机构全面理解 ESG 履行的经济后果,从宏观层面构建 ESG 强制信息披露制度、强化上市公司 ESG 监管具有重要的参考价值,同时对于推动我国“双碳”目标的达成具有重要政策启示。

本文余下部分结构安排如下:第 1 部分为文献综述、理论分析和研究假设,第 2 部分介绍研究模型设计和样本数据选择,第 3 部分汇报主要实证结论和相关检验结果,第 4 部分为内生性探讨,第 5 部分为全文结论并提出相应政策建议。

1 文献综述与理论分析

1.1 文献综述

1.1.1 公司估值影响因素的研究文献

目前关于公司估值影响因素的研究文献主要集中在以下三方面:一是认为规模和价值等业绩指标是公司估值的重要因素(汪先珍和马成虎,2022)。很多文献对于上市公司估值因素的探讨都离不开业绩角度的分析。例如 Novy-Marx (2013)认为盈利企业比非盈利企业不仅估值更高,股票回报率也显著更高。控制公司的盈利水平能显著提升价值策略效果,对市值最大、流动性最强的上市公司股票更显著。曾振和沈维涛(2016)认为创业板存在高估值现象,主要与行业构成、规模结构、成长性、供求关系等因素有一定关系。而且创业板上市企业普遍存在上市后净利润下降、总资产周转率和权益乘数显著下降,创业板上市公司的估值水平显著高于中小企业板,存在一定的泡沫(王燕鸣和张俊青,2011)。张建波和李振(2014)认为产品价格波动率、产业集中度、行业市净率对行业股票价格波动有显著影响,其他行业因素对股票价格波动率没有显著影响。二是认为在市场资金供求对估值存在重要影响。胡继之和于华(1999)认为在市场条件中,资金是最最重要的一个方面,直接影响供求关系和价格水平。刘焜松(2005)较早地指出由于 A 股散户投资者主导,缺乏理性,容易投机,易受市场情绪影响,这导致了許多股票市场的异象,很多股票的价格要远远高于其内在价值,中国股市存在较为严重的泡沫,这与胡继之等(1999)的研究结论一致。三是机构投资对上市公司估值的作用探讨。刘维奇和刘新新(2014)的研

究表明,机构投资者在市场上表现得更为理性,他们的情绪能够预测后市。并且机构投资者能够显著降低公司的股权资本成本,干预公司治理,提高公司信息披露水平,发挥外部监督作用,降低公司资金成本,提高公司价值。更直接地,有研究指出机构持股与 IPO 估值正相关,机构投资者的信号作用是试图传递有关企业质量的信息,而企业质量反过来又具有近似公平的 IPO 估值(Ong C Z et al., 2020)。机构投资者之所以有稳定市场和改善市场效率的作用,很重要的原因是对于信息不对称的改善。如王雪等(2018)认为公募投资基金之间的信息扩散强度可以影响到公司盈余公告的市场反应。在盈余公告发布之前,股票所处信息网络的网络密度越高,基金之间信息扩散越快。基金之间的信息扩散有利于减小意见分歧,从而更有效地促进盈余信息融入股价,提高市场定价效率,改善公告后市场反应过度和反应不足的现象。机构投资者网络在盈余信息定价所起到的作用也有着重要意义。

1.1.2 ESG 评级的相关文献

随着 ESG 实践的推动,针对 ESG 及 ESG 评级的经济后果的研究增多。早期关于 ESG 责任与企业绩效的存在比较大的争议,部分学者认为企业过多投入 ESG 会削弱主营业务能力,影响企业的短期绩效表现(Kuo et al., 2021)。但是随着全球公共性问题日益突出,尤其是疫情大流行带来的前所未有的冲击,研究者们已意识到 ESG 对于企业可持续发展的重要性。如在企业绩效方面, Wong et al. (2021) 研究发现 ESG 认证降低了公司的资本成本,而托宾 Q 显著增加,即意味着公司价值得到提升。晓芳等(2021)的研究发现 ESG 评级可以抑制公司的信息风险和经营风险从而提高经营业绩。而 Reber 等(2022)发现 ESG 评级降低了 IPO 第 1 年的公司特质波动率和下跌尾风险。Zhang et al. (2021a) 发现 ESG 评级越高的公司与其关联的隐含波动率越低,并且表现出更多的负的隐含偏度和更高的隐含峰度。在 ESG 投资表现方面, Zhang et al. (2021b) 发现在投资组合中,与低 ESG 投资组合相比,高 ESG 投资组合获得的超额回报显著提高。同样, Ouchen (2022) 也发现 ESG 投资组合相对于传统投资组合具有较高的收益和较低的风险。疫情对于 ESG 的表现提供了更好的证明, Yoo et al. (2021) 发现在疫情大流行期间, ESG 评分特别是环境评分的增加与较高的回报和较低的波动性有关。Omura et al. (2021) 也发现在疫情期间, 相比传统投资, ESG 概念的投资表现更优异。

综上,近期的研究支持了 ESG 对企业绩效会产生显著影响,但是尚缺乏 ESG 对企业估值影响的深入研究。考虑到包括中国在内的许多新兴市场国家正在大力推进碳中和目标, ESG 是否能够与该目标形成激励相容可能决定了 ESG 在新兴市场的机会。为此我们将探索 ESG 对企业估值的影响和内在机制分析,从而有助于分析 ESG 责任履行的动因,并促进 ESG 理念的普及。

1.2 理论分析与研究假设

为进一步论证 ESG 对估值的作用机制,本文利用股利贴现模型(Dividend Discount Model,DDM)构建一个简化的数学模型分析框架。假设投资人 A 购买某上市公司 B 的股票的初始买入价为 p_0 ,投资持有期为 t 年,年股息率固定为 d ($0 \leq d \leq 1$), d 代表企业 B 的股权融资成本,市场无风险利率为 r , r 代表股票市场平均收益水平,投资人 A 在第 t 年抛售该股票时的股价 p_t 。此外,假设上市公司当前每股净利润为 e ,未来每年固定增长率为 g ,则根据 DDM 模型,有如下公式成立:

$$p_0 = \frac{p_0 d}{1+r} + \frac{p_0 d}{(1+r)^2} + \frac{p_0 d}{(1+r)^3} + \cdots + \frac{p_0 d}{(1+r)^t} + \frac{p_t}{(1+r)^t} = \frac{p_0 dt}{1+r} + \frac{p_t}{(1+r)^t}$$

对 p_t 求解得到:

$$p_t = p_0(1+r)^t - p_0 dt(1+r)^{t-1} \quad (1)$$

在式(1)两边同时除以 $e(1+g)^t$ 得到:

$$\frac{p_t}{e(1+g)^t} = \frac{p_0}{e(1+g)^t} (1+r)^t - \frac{p_0}{e(1+g)^t} dt(1+r)^{t-1} \quad (2)$$

令 $\frac{p_t}{e(1+g)^t} = PE_t$, $\frac{p_0}{e(1+g)^t} = PE_0 \times \frac{1}{(1+g)^t}$,显然 PE_t 即为上市公司第 t 年的估值,而 PE_0 即为当前估值,故式(2)可改写为:

$$PE_t = PE_0 \frac{(1+r)^t}{(1+g)^t} - PE_0 dt \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} \quad (3)$$

可见,股票未来估值主要由当前估值 PE_0 、净利润增长率 g 、无风险利率 r 、年股息率 d 和投资期限 t 五个因素共同决定。而在当前估值、净利润增长率和投资期既定的情况下,主要考虑无风险利率和年股息率对估值的影响,可对式(3)中 r 和 d 分别求偏导,得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial PE_t}{\partial r} &= PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} - PE_0 dt \frac{(t-1)(1+r)^{t-2}}{(1+g)^t} \\ &= PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} \left(1 - \frac{dt}{1+r}\right) \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

$$\frac{\partial PE_t}{\partial d} = -PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} \leq 0 \quad (5)$$

明显看出,估值 PE_t 是无风险利率 r 的递增函数,是年股息率 d 的递减函数,即估值随着无风险利率的提高而上升,随着股息率的提高而下降。根据前述分析,本文假定 r 和 d 与 ESG 评级 R 存在如下函数关系式:

$$r = f(R) \quad (6)$$

$$d = \varphi(R) \quad (7)$$

根据 ESG 对估值影响的传导路径分析,ESG 评级具有信息传递和价值发现功能,因此评级提高意味着潜在获利机会的出现,可以提高市场整体无风险利率水平 r 。而评级的风险抑制功能和融资约束缓解功能会影响企业损益表,评级提高有助于降低企业股权融资成本,即导致股息率 d 下降。据此 r 和 d 与 R 有如下关系式成立:

$$f'(R) \geq 0 \quad (8)$$

$$\varphi'(R) \leq 0 \quad (9)$$

即 r 是 R 的递增函数, d 是 R 的递减函数。将(4)和(5)带入公式(1),对 R 求导,并结合(6)和(7),则有:

$$\begin{aligned} \frac{dPE_t}{dR} &= PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} f'(R) - PE_0 \varphi'(R) t \frac{(t-1)(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} - \\ &\quad PE_0 dt \frac{(t-1)(1+r)^{t-2}}{(1+g)^t} \varphi'(R) \\ &= PE_0 t \frac{(1+r)^{t-1}}{(1+g)^t} \left[f'(R) - \frac{\varphi'(R)(t-1)(1+d)}{(1+r)} \right] \geq 0 \end{aligned}$$

由此证明企业估值 PE 是 ESG 评级的增函数,即企业 ESG 评级越高,企业的估值也越高。

因此本文提出基本假设 1:

H1: ESG 评级可以显著影响企业估值,且评级越高,估值越高。

ESG 作为上市公司投资者管理的重要工具有助于投资者更加全面地了解公司信息、减少投资者的投资不确定性、减少信息不对称、降低上市公司资本成本、增加上市公司投资收益(Bushee and Miller, 2012; Chandler, 2014)、改善公司经营业绩(Vlittis and Charitou, 2012; Nguyen et al., 2020)、降低股权融资成本(Breuer et al., 2018; Nel et al., 2019)、提升上市公司声誉和市场曝光度(Chahine et al., 2020; Karolyi et al., 2020)、抑制股价崩盘和价格波动(Xu et al., 2021)和改善股票流动性和分析师关注(Esterhuyse and Wingard, 2016)。这主要通过以下四个渠道实现:一是 ESG 评级有助于市场了解企业在环境、社会和公司治理方面的投入和表现,帮助投资者识别潜在的价值和风险,从而增加机构持股比例;二是 ESG 评级通过客观和及时的信息披露,释放积极信号,可以降低市场交易的波动性和投资炒作,降低股票的波动率;三是 ESG 评级减少上市公司与投资者之间的信息不对称,有助于提高股票成交量;四是较高的 ESG 评级有利于提高企业声誉和市场影响力,并在债权融资和股权融资中获得更为有利的条件,从而降低企业融资成本。为此本文提出基本假设 2:

H2: 机构持股比、股票波动率、股票成交量和融资成本在 ESG 评级影响企业估值中发挥了中介作用。

现有文献对不同行业的 ESG 表现进行了探讨,证明不同行业在 ESG 表现上存在异质性,如在航空行业(Sunbin Y et al., 2021)、能源行业(Yoo et al., 2021)、汽车行业(Silvia S and Augusto V D, 2021)以及金融和矿业行业(Konstantina R et al., 2022; Samuel A and Dong T M, 2022)等代表性行业,企业的 ESG 表现受所处行业碳排放水平影响较大。此外,疫情对于 ESG 的表现提供了更好的证明,Yoo et al. (2021)发现在疫情大流行期间,ESG 评分特别是环境评分的增加与较高的回报和较低的波动性有关。Omura et al. (2021)也发现在疫情期间,相比传统投资,ESG 概念的投资表现更优异。这说明 ESG 表现除了存在异质性外,外部风险事件会对 ESG 表现与估值关系产生催化效应,为此本文提出假设 3:

H3: ESG 评级对企业估值的影响存在异质性,碳排放等行业属性差异以及疫情事件的冲击会影响 ESG 与估值的关系。

2 研究设计

2.1 样本选择

本文选择 2019 年纳入 MSCI ESG 评级的 313 家 A 股上市公司为实验组对象,样本数据选取的时间范围为 2017—2020 年,共获得 1219 条有效观测值,其中 2019—2020 为试验期,2017—2018 年定义为非实验对比期。样本所覆盖的行业包括制造业(91 家)、金融业(58 家)、生活消费服务(36)、信息技术与服务(30)、能源化工与金属(29 家)、农林牧副渔(27 家)、建筑与房地产(18 家)、交通运输、物流与基础建设(18 家)、其他(6 家)。试验的年份选择 2019 年,主要基于以下两点考虑:一是 2019 年纳入 MSCI ESG 评级的企业最多,覆盖范围最广,且入选企业基本上是行业头部企业,入选事件在行业中具有示范效应,可能会通过对市场交易形成扰动而间接影响非入选企业的估值;二是 2019 年底至 2020 年初是新冠疫情暴发开始时期,疫情对所有上市公司都造成了冲击,而疫情的影响可能凸显了企业在履行 ESG 责任方面的重要性,因此选择该年份可以较好地评估疫情前后企业履行 ESG 责任的效果,并可减少控制组的选择性偏差。

根据 2021 年 4 月中国生态环境部对于高耗能和高污染行业的界定,以及上海环境能源交易所 2021 年 6 月发布的《关于全国碳排放权交易有关事项的公告》,纳入中国碳市场的高能耗行业有八个,包括电力、石化、化工、建材、钢

铁、有色金属、造纸和民航,因此本文将样本中属于这八个行业中的企业界定为高碳排放企业(高碳企业),其余企业界定为低碳排放企业(低碳企业)。此外,考虑到农业和服务业的碳排放相对于工业较低,因此也将企业按照农业、服务业和工业进行产业划分。

2.2 变量定义

(1) 因变量(PB)。与通常采用市盈率 PE 作为估值指标不同,本文以 ESG 评级发布日次日的动态市净率 PB 作为因变量来衡量企业估值。主要考虑到市盈率与企业的盈利直接相关,经济周期变动易导致不同类型企业收益出现明显起落,甚至成为负值,此时市盈率估值的可操作性降低,而市净率受到企业会计制度和政策规定的影响弱于市盈率,不易受到企业利润和人为操纵的干扰,估值结果更加客观(陈蕾等,2016)。

(2) 自变量(ESG)。本文采用 MSCI ESG 的评级等级作为自变量,MSCI 将公司的 ESG 表现从低到高分 7 个等级,分别是 CCC、B、BB、BBB、A、AA、AAA^①,借鉴钟辉勇等(2016)、马榕和石晓军(2015)和林晚发等(2019)的直接赋值法,本文定义公司的评级为 CCC 时,ESG 取值为 1,以此类推,当公司的评级为 AAA 时,ESG 取值达最大值为 7。ESG 分值越高代表企业履行社会、环境和治理的责任表现也越好。^②

(3) 中介变量。根据假设 2,本文构建四个指标,分别是:①机构持股比(sharehold),表征价值发现作用。ESG 评级属于买方评级,有助于为机构投资者持仓动机提供价值线索;②年化波动率(volatility),表征风险抑制作用,反映股票投资风险,理论上波动率越大代表股票风险越高,与估值成负相关;③年成交额(volume),表征信息传递作用,该指标越高表明市场对股票投资热度越高,股票信息释放信息也更充分,因此估值也越高;④融资成本(finance),表征融资约束缓解作用,企业高成本融资侵蚀企业利润,进而会拉低公司价值,因此该指标与企业估值负相关。

(4) 控制变量。借鉴汪先珍和马成虎(2022)和曾振和沈维涛等(2016)研究方法,选择企业层面、市场层面和宏观层面的控制变量共 10 个,分别为:①市占率(market),反映公司在行业中的市场势力和影响力,理论上市占有率越高的公司,行业影响力也越大,因此相比同行业公司会得到更高估值;②销售净利率(npm),销售净利率是衡量公司盈利能力的核心指标,该指标越高,代表公司

^① 按照 MSCI 的定义,AAA 和 AA 代表被评级企业在 ESG 风险和管理方面处于行业领先水平;A、BBB 和 BB 代表被评级企业在 ESG 风险和管理方面处于行业平均水平;而 B、CCC 代表被评级企业具有高风险敞口和管理风险。

^② ESG 评级原始数据来自 MSCI 官网(<https://www.msci.com/zh/esg-ratings/>)。

盈利能力越强,估值相应也越高;③公司规模(size),通常公司规模越大,企业的估值也应越高;④研发投入(R&D),研发投入代表企业创新能力,该指标对估值影响为正;⑤资产负债率(debt),资产负债率越高企业经营风险越大,对估值存在负面影响;⑥营业收入增长率(income),营业收入增长越高,代表企业市场前景越高,对估值有正向作用;⑦分析师研报数量(report),分析师出具的研究报告数量越多,代表资本市场对企业关注度越高,对估值提升作用积极;⑧行业和宏观变量,包括企业所属行业的平均市净率($\overline{PB}$)、货币增长率(M2)和 GDP 增长率(growth),反映行业整体估值水平和宏观经济因素对估值的影响。

以上数据均来源于 CSMAR 和 Wind 数据库,详细的变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量分类	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	PB	动态市净率	股票现价/每股净资产的预测值
自变量	Treated	效应组别	实验组(取值 1)和控股组(取值 0)
	Time	时间组别	试验前(取值 0)和试验后(取值 1)
	ESG	ESG 评级	评级分值范围 1~7,分值越高,评级越高
中介变量	sharehold	机构持股比例	机构投资者在流通股中的持股比例(%)
	volatility	年化波动率	股票年收益率的标准差
	volume	年成交额	股票年成交金额取自然对数加 1
	finance	融资成本	(净资本支出-利息收入)/(短期债务+长期债务)(%)
控制变量	market	市占率	企业营业收入/行业营业收入(%)
	npm	销售净利率	净利润/销售收入(%)
	size	公司规模	公司期末净资产总额取自然对数加 1
	R&D	研发投入	公司研发支出占主营业务收入比例(%)
	debt	资产负债率	公司期末资产负债率(%)
	income	营业收入增长率	上市公司期末营业收入/上期营业收入(%)
	report	研报数量	分析师研究报告份数(个)
	$\overline{PB}$	行业平均市净率净率	剔除样本公司后同行业其他企业 PB 加权平均值(%)
	M2	广义货币增长	政策变量,M2 同比增长率(%)
	growth	经济增长率	政策变量,GDP 同比增长率(%)

2.3 PSM-DID 样本选择

为保证实验组和控制组具有充分的可比性,参照 Chen et al. (2018)及田利辉和王可第(2017)。本文运用 PSM-DID 方法,为实验组寻找相应的控制组样本。本文选择 10 个控制变量作为匹配变量。PSM-DID 模型采用 Logit 回归,对二元被解释变量(是否为实验组,即 Treated)进行回归,然后以每个匹配变量的回归系数作为权重,拟合出每一个样本的倾向得分值,该分值体现了某个样本

作为实验组的概率大小。然后,根据倾向得分值对实验组和非实验组进行有放回的、一对多的最近邻匹配,最终得到与实验组相匹配的控制组。表 2 报告了 Logit 回归结果。

表 2 Logit 匹配回归结果

变量	因变量 Treated
market	0.0746 *** (3.05)
npm	0.1021 ** (2.18)
size	2.2521 ** (2.09)
R&D	0.3772 **** (3.88)
debt	-0.1632 *** (-4.07)
income	0.0087 ** (2.15)
report	0.2631 ** (2.37)
$\overline{PB}$	0.0428 ** (2.21)
M2	0.1172 * (1.93)
growth	0.2274 *** (3.62)
Cons	10.6843 ** (2.67)
N	982
Pseudo R ²	0.2483

注：***、**和*分别表示双尾检验的统计显著性水平为1%、5%和10%，下表同。

表 3 报告了平衡性检验结果。因变量 PB 的均值在实验组和控制组存在 5%水平上的显著差异,而各控制变量在实验组和控制组间均不存在显著差异,这说明本文运用的 PSM-DID 方法具有较为充分的合理性,总体匹配效果理想。

表 3 匹配的平衡性检验

变 量	实验组均值 (N=1219)	控制组均值 (N=2034)	差值及显著性 (实验组-控制组)
PB	4.4257	4.4241	0.0016**
sharehold	50.0589	50.9812	-0.9223
volatility	1.1168	1.1052	0.0116
volume	22.8362	22.8749	-0.0387
finance	0.0580	0.0578	0.0002
market	10.1865	10.1031	0.0834
npm	20.2962	20.2532	0.0430
size	22.8533	23.6561	-0.8028
R&D	2.0632	2.4012	-0.3380
debt	0.3672	0.3711	-0.0039
income	0.0389	0.0372	0.0017
report	8.5632	8.4124	0.1508
PB	6.6383	6.6026	0.0357
CPI	9.9019	9.9019	0.0000
GDP	6.6403	6.6403	0.0000

2.4 描述性统计分析

表 4 显示,各变量的标准差最大为 16.7432,说明变量的描述性统计均在正常范围内。此外,本文还对数据进行如下必要处理:(1)对全部变量进行方差膨胀因子(VIF)诊断,变量方差膨胀因子最大值为 1.56,最小值为 0.88,解释变量方差膨胀因子(VIF)值均小于 10,结合全变量相关系数矩阵,相关系数最高值为 0.2239,因此变量整体不存在严重的多重共线性问题;(2)借鉴李维安和马超(2014)的研究,对连续变量按照 1%和 99%的标准进行 Winsorize 处理,以控制极端值影响。

表 4 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
PB	3253	4.4247	6.7483	2.5642	0.0000	253.9053
Treated	3253	0.3747	2.8492	0.0000	0.0000	1.0000
Time	3253	0.5000	0.5000	0.5000	0.0000	1.0000
ESG	3253	1.6667	3.5179	0.0000	0.0000	7.0000
sharehold	3253	50.6356	1.1847	43.8927	0.0300	93.1000
volatility	3253	1.1095	0.4278	1.4582	-0.3000	8.8561
volume	3253	22.8604	1.0273	20.0057	15.0683	34.8724

续表

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
finance	3253	0.0579	4.7032	0.0268	0.0000	28.2541
market	3253	10.1344	14.7843	4.7273	0.0600	56.8639
npm	3253	20.2693	15.7853	14.0738	-102.562	210.5776
size	3253	23.3553	14.6723	14.5021	1.7855	67.6429
R&D	3253	2.2745	8.8347	5.7844	0.0653	40.6833
debt	3253	0.3696	13.7783	0.4732	0.0000	23.7855
income	3253	0.0378	12.7326	0.0742	-0.4832	5.6843
report	3253	8.4689	14.7742	3.6736	0.0000	23.7544
PB	3253	6.6160	16.7432	5.7784	1.7853	30.7854
CPI	3253	9.9019	2.0263	9.5700	8.1000	13.3000
GDP	3253	6.6403	0.2937	6.6700	6.1000	7.7300

2.5 模型设定

2.5.1 基准回归模型

为验证假设 1,本文分别构建如下两个计量模型:

$$PB_{it} = \alpha + \beta Treated_i \times Time_t + \gamma controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

$$PB_{it} = \alpha + \beta ESG_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

计量模型(10)为双重差分模型下的基准回归,该模型用于检验引入 ESG 评级是否会对企业估值产生影响,其中哑变量 Treated 代表是否被纳入评级的效应组别,取值为 1 的是实验组,取值为 0 的是控制组。时间哑变量 Time 代表是否被纳入评级的时间组别,取值为 1 表示 2019 年及之后(试验后),取值为 0 代表 2019 年前(实验前)。Teaeted×Time 为效应组别和时间组别的交互项,参数值β反映了双重差分的净效应,即如果其显著为正,则表明评级对企业估值具有显著正向影响。计量模型(11)是在计量模型(10)成立的基础上,考察评级分值对企业估值影响的面板模型。其中,i 为企业,t 为年份,λ_i 为个体固定效应,λ_t 为时间固定效应,ε_{it} 为随机误差项。ESG 为自变量,其估计参数反映了自变量对估值影响的总效应,Controls 代表控制变量,且在模型(10)和模型(11)中均设置相同的控制变量。

2.5.2 中介效应模型

为验证假设 2 中介效应的存在,本文分两步构建中介效应模型,具体如下:

$$Mechanism_{it} = \alpha + \beta ESG_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

$$PB_{it} = \alpha + \gamma ESG_{it} + \gamma Mechanism_{it} + \delta Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

第一步构建以 ESG 评级为自变量、以 4 个中介变量为因变量的回归模型,如果估计参数均显著,则表明 ESG 评级与中介变量高度相关;第二步,构建自变

量、中介变量与企业估值的回归模型,如果估计参数显著,且自变量的系数小于模型(11)中自变量的估计参数,则证明 ESG 的中介效应成立。

3 实证分析

3.1 基准回归

表 5 展示了计量模型(10)的基准回归结果,所有变量均控制个体固定效应和时间固定效应。其中:回归模型(1)是交乘项 $Treated \times Time$ 与因变量的单独拟合结果,回归模型(2)~(10)是控制变量逐个加入后的拟合结果。明显可以看出,交乘项的估计参数在所有模型中均在 5%水平上显著,这表明相较于实验组样本,控制组样本的 ESG 评级的确对估值产生了正向影响,具体而言 ESG 评级每向上调整 1%,会带来估值提升约 0.2%,因此假设 1 中关于 ESG 与估值正相关关系的假设成立。控制变量整体符合预期,以全变量回归模型(10)为例,市占率、销售净利率、企业规模、研发投入、营业收入增长率和研报数量 6 个变量对企业估值影响均显著为正,6 个变量每提高 1%,将带来估值分别提升 0.0226%、0.0037%、1.0067%、1.7372%、0.2084%和 0.0136%,且企业规模和研发投入两个指标对企业估值影响最大。资产负债率对企业估值影响显著为负,当资产负债率提高 1%,将导致估值下降 0.5822%。最后,行业平均市盈率、M2 和 GDP 对估值的影响较为显著,三个变量每提高 1%,将促使估值分别提升 0.0058%、0.2263%和 0.1068%,而 M2 的估计参数较 GDP 更大,表明货币供应量对股市的直接影响更为显著。

3.2 平稳性检验与安慰剂检验

为解决基准回归的内生性和模型选择偏误问题,本文参考范子英和刘甲炎(2015)及罗长远和陈智韬(2021)的研究思路,将 2017—2020 年的年份哑变量引入回归方程进行平稳性检验和安慰剂检验,模型设置如下:

$$PB_{it} = \alpha + \sum_{t=2017}^{2020} \beta_i Treated_i \times Time_t + \gamma controls_{it} + \varepsilon \quad (14)$$

估计结果见图 1。在 $\pm 90\%$ 的置信区间,对于纳入 ESG 评级的企业来说,在 2019 年之前估计参数均不能拒绝零假设,在 2019 年及之后,估计参数转正,表明双重差分模型满足平行趋势假设,ESG 评级对于企业估值存在正向效应。

为了验证实验组估值的提高确实是由于参与 ESG 评级所引起的,本文还进行了安慰剂检验。具体而言,在剔除实验组后的 3939 家上市公司样本中再随机抽取新的处理组,重复抽取 1000 次。图 2 是 1000 次估计参数值的 p 值分

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
GDP										0.1068* (1.76)
Cons	2.9414*** (8.41)	3.7502*** (8.21)	-4.6847 (-1.42)	12.0784*** (2.25)	6.8842*** (5.88)	2.0843*** (4.18)	10.0263*** (2.18)	3.5732*** (6.92)	5.4563 (0.98)	11.6853 (1.21)
ID	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3253	3216	3253	3210	3253	3253	3253	3253	3253	3253
R ²	0.0145	0.1055	0.1169	0.2012	0.2259	0.3061	0.3007	0.3199	0.4067	0.4627

注：括号中为 t 值，*、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著水平，下表同。

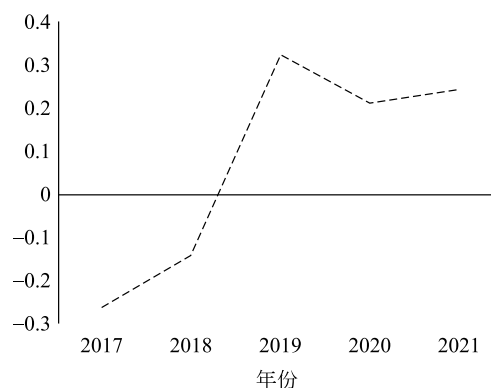


图 1 平行趋势检验

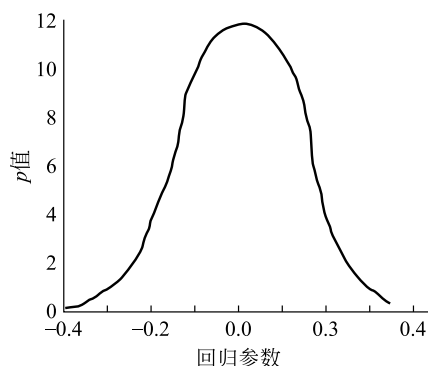


图 2 安慰剂检验

布,参数值基本分布在 0 附近且对称。由此可以得出结论,基于准自然实验得到的估计系数显著异于安慰剂检验得到的估计系数,ESG 对于企业估值提升效应并非源于其他不可观测的因素。

3.3 评级分值的基准回归

根据计量模型(11),本文选择评级日后 1~6 个月内的 PB 均值作为新的因变量,以 ESG 评级分值作为自变量建立模型进行回归,结果见表 6。可以看出,ESG 评级分值对企业估值的作用显著为正,进一步证明了假设 1。然而整体上估计参数存在一定程度递减,尤其是在滞后 3 个月内的参数值最低,但是滞后 4 个月,参数值有所回升,但仍未超过评级后 1 个月内的参数值。这反映了市场对 ESG 评级所披露的信息存在一个接收、验证和正反馈过程,在这个过程中信息的消化吸收影响股票交易情绪,并带动短期资金交易行为,导致估值出现随时间下沉现象。

表 6 评级分值影响的基准回归

变量	滞后 1 月	滞后 2 月	滞后 3 月	滞后 4 月	滞后 5 月	滞后 6 月
ESG	0.3756 ** (2.12)	0.3363 * (1.78)	0.2721 * (1.77)	0.3278 ** (2.26)	0.3265 ** (2.45)	0.3205 ** (2.38)
Cons	2.2647 * (1.77)	1.7572 * (1.79)	3.0225 * (1.78)	3.8042 (0.78)	2.6885 (0.77)	4.6884 ** (2.56)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3253	3253	3253	3253	3253	3253
R ²	0.1373	0.1356	0.1489	0.1278	0.1375	0.1583

3.4 评级调整对估值的影响

鉴于样本中获得两次及以上评级的公司达 253 家,为评估评级调整对估值的影响,本文以各公司前后相邻两期评级分值得差 ESG_gap 作为评级调整的释变量,若 ESG_gap>0,则表示评级上调,ESG_gap<0 则代表评级下调,ESG_gap=0 代表维持评级,同时以对应前后两期的 PB 差值 PB_gap 作为被解释变量进行基准回归,回归结果见表 7。

表 7 评级调整对估值差异的影响

变量	评级上调	评级下调	维持评级
ESG_gap	0.2188 *** (3.45)	-0.0267 ** (-2.55)	0.0368 (1.23)
Cons	10.4173 *** (4.87)	10.0954 (0.48)	12.7825 *** (5.02)
Controls	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
N	158	104	312
R ²	0.1306	0.1664	0.1478

结果显示,评级上调对 PB 差值的影响显著为正,即表明评级上调可以进一步提高企业后续估值水平,而评级下调对 PB 差值的影响显著为负,也表明评级下调会降低后续估值水平,在维持评级的情况下,评级调整对估值调整不显著。从这个意义上看,企业只有保持连续的 ESG 投入,才会被资本市场持续关注和认可,进而推动公司价值维持在一个相对高的水平上。因此本文假设 1 进一步得到证明。

3.5 中介效应检验

表 8 和表 9 是中介效应模型的回归情况。表 8 对应中介效应模型(12),结果显示 ESG 评级对机构持股比和交易量的影响均显著为正,对融资成本和波动率的影响均显著为负,说明 ESG 评级的确具有价值发现、风险抑制和信息传递作用,并且降低了企业外部融资成本。表 9 对应中介效应模型(13),可以看出,ESG 和中介变量的估计参数均较为显著,且 ESG 的估计参数均小于表 6 中 ESG 的估计参数,因此关于中介效应的假设 2 整体成立。

表 8 中介效应检验(1)

变量	sharehold	volatility	volume	finance
ESG	0.9924 ** (1.96)	-0.0233 *** (-3.40)	0.2825 *** (4.64)	-0.2013 ** (-2.32)
Cons	45.2683 *** (10.04)	0.9903 *** (9.69)	21.3009 (0.72)	20.5793 (1.12)
Controls	控制	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
N	996	996	993	993
R ²	0.1724	0.1656	0.1628	0.1456

表 9 中介效应检验(2)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ESG	0.1885 ** (2.56)	0.1784 ** (2.43)	0.1576 ** (2.37)	0.1543 ** (2.29)	0.1128 ** (2.33)
sharehold		0.0124 ** (2.07)	0.0127 ** (2.13)	0.0109 ** (2.25)	0.0101 ** (2.17)
volatility			-0.7678 ** (-1.99)	-0.7156 ** (-2.21)	-0.6789 ** (-2.08)
volume				0.6674 *** (4.78)	0.6389 *** (4.92)
finance					-0.0784 ** (-2.51)
Cons	4.3685 *** (10.21)	4.8965 *** (3.89)	0.1085 ** (2.34)	3.6885 *** (3.78)	6.7832 * (1.63)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制
N	1219	1219	1219	1219	1219
R ²	0.1134	0.1278	0.2308	0.2437	0.2563

3.6 异质性检验

为验证假设 3, 本文对不同碳排放行业进行产业分组和行业分组检验。表 10 报告了评级事件对估值影响的分组检验。可以看出, 农业企业和服务业企业的估计参数较为显著, 而工业企业的估计参数不显著($\beta=0.1679, P>0.1$), 且服务业企业的显著性水平($\beta=0.2012, P<0.05$) 高于农业企业($\beta=0.4782, P<0.1$), 表明服务业企业的估值对 ESG 评级更敏感, 而工业企业并不敏感。行业分组显示, 低碳行业的 ESG 估计参数较为显著, 而高碳行业并不显著。这反映了两方面问题: 其一, 低碳企业和高碳企业在污染和碳排放量上本身存在差异, 低碳企业对环境和社会影响程度相对较低, 因此在 ESG 评级上低碳企业整体优于高碳企业。根据本文样本统计, 高碳企业 ESG 评级平均分为 4.86, 而低碳企业 ESG 评级平均分为 5.55, 比高碳企业高约 14%。其二, 高碳企业属于中国高耗能和高污染的“两高”限制性行业, 从当前实践来看, 高碳企业的绿色转型任重道远, 其 ESG 责任的履行与全社会的期望也有较大差距, 因此其 ESG 评级对估值的影响弱于低碳企业。此外, 经验 p 值表明, 以上两类分组的各组间 ESG 估计参数差异显著。

表 10 评级事件影响的分组检验

变量	产业分组			行业分组	
	农业	工业	服务业	低碳企业	高碳企业
Time	0.4782* (1.82)	0.1679 (1.42)	0.2012** (2.55)	0.2535** (2.37)	0.0747 (0.82)
Cons	10.2636** (2.08)	-3.7965 (-0.89)	7.0442* (1.67)	5.8935*** (5.57)	-4.6753* (-1.78)
ID	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制
N	154	800	838	1588	404
R ²	0.1904	0.1078	0.1589	0.2207	0.1063
经验 p 值	0.0212***	0.0158***	0.0089**	0.0156***	

注: “组间差异”用于检验组间 ESG 估计参数差异显著性, 通过 Bootstrap 随机抽样 500 次所得, 表 13 同。其中 0.0212***、0.0158***、0.0089**、0.0156*** 分别代表农业与工业、工业与服务业、服务业与农业、低碳企业与高碳企业之间的组间差异 p 值。

表 11 展示的是异质性分组情况下, ESG 评级分值的估计参数矩阵。可以发现, 在 6 个时间段内, 服务业企业和低碳企业的估计参数显著为正, 而且估计参数值虽有波动但都有一个随时间推移增大的趋势, 表明评级分值对估值的影响可能随时间强化。农业企业的估计参数不显著, 但也均为正, 表明 ESG 评级

分值对企业估值可能存在正向影响。而工业企业和高碳企业的估计参数基本不显著。

表 11 评级分值影响估计参数值矩阵(分组)

分组	滞后 1 月	滞后 2 月	滞后 3 月	滞后 4 月	滞后 5 月	滞后 6 月
农业	1.0867 (0.82)	1.1057 (1.15)	1.1561 (0.56)	1.6055 (1.29)	1.6267 (1.03)	1.1164 (1.48)
工业	0.1237 (0.77)	0.0273 (0.51)	-0.0059 (-0.52)	0.0027 (0.18)	0.0206 (1.24)	0.0628 (1.37)
服务业	0.4374 *** (3.67)	0.4044 *** (2.89)	0.4783 *** (3.61)	0.4573 *** (2.75)	0.5059 *** (3.58)	0.5011 *** (3.66)
低碳行业	0.3038 *** (5.83)	0.3278 *** (4.57)	0.3385 ** (4.44)	0.4061 ** (2.18)	0.5274 ** (2.42)	0.5263 ** (2.34)
高碳行业	0.4276 (1.47)	0.3638 (0.78)	0.1678 (1.27)	-0.0104 (-0.66)	0.2785 * (1.69)	0.1278 * (1.62)

3.7 稳健性检验

为保障研究结果的稳健性,本文主要采用产权性质分组、疫情影响分组和变量替换法 3 种方法进行稳健性检验,检验结果详见表 12。

回归结果(1)展示了产权性质分类,可以看出 ESG 评级对民营控股企业的影响显著为正,国有控股企业的估计参数为正,但不显著,从估计参数值看民营控股企业远高于国有控股企业,这表明 ESG 评级对民营企业的正向促进作用更强。回归结果(2)展示了疫情发生前分组情况,疫情前后估计参数均较为显著,且疫情发生后 ESG 对企业估值的影响显著增大,这表明疫情可能导致全社会对企业 ESG 表现更加重视,并放大了 ESG 对估值的作用效果。此外,经验 p 值表明,以上两类分组的组间 ESG 估计参数差异显著。回归结果(3)是样本调整回归,主要通过剔除金融企业(225 家)和房地产企业(71)分别回归。可以看出,无论是剔除金融企业还是房地产企业,最后保留样本的 ESG 估计参数仍显著。回归结果(4)是自变量替换回归,将自变量 MSCI ESG 评级替换为 CDP 和彭博的 ESG 评级数据,根据 CDP 和彭博官网披露的信息,两公司截至 2020 年底分别对 195 家和 1039 家中国上市公司进行了 ESG 评级,根据评级分值进行基准回归,结果显示 CDP 和彭博的评级结果对企业估值的影响显著为正。模型(5)是将因变量替换为市盈率 PE 和市销率 PS,替换后,ESG 估计参数值有所降低,但是仍分别在 5%和 10%水平上显著。综上,采用上述检验方法并没有改变本文的研究结论。

表 12 稳健性检验

变量	(1)		(2)		(3)			(4)		(5)	
	产权性质分组		疫情影响分组		样本调整			更换自变量		更换因变量	
	民营控股	国有控股	2020 年前	2020 年后	剔除金融	剔除房地产	剔除金融和房地产	CDP 评级	彭博评级	PE	PS
ESG	0.7583 ^{***} (2.29)	0.0563 (0.79)	0.0785 [*] (1.77)	0.1045 ^{***} (4.06)	0.3982 [*] (1.93)	0.4428 ^{***} (2.47)	0.3784 [*] (1.95)	0.1059 ^{***} (2.17)	0.1037 ^{***} (2.08)	0.0166 ^{***} (2.35)	0.0102 ^{***} (2.23)
Cons	12.5744 (1.52)	12.6705 [*] (1.68)	-7.6854 ^{***} (-2.38)	9.0685 (0.78)	13.0854 (0.34)	10.0785 ^{***} (2.61)	3.0882 [*] (1.87)	12.8965 ^{***} (3.77)	10.7865 ^{***} (2.22)	11.0056 (1.08)	12.7952 (0.62)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ID	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	453	516	523	465	780	934	717	195	1039	1219	1219
R ²	0.2786	0.1082	0.1056	0.2538	0.1685	0.1577	0.3062	0.2074	0.2785	0.1663	0.2027
经验 p 值	0.0261 ^{***}		0.0219 ^{***}		—	—	—	—	—	—	—

4 内生性讨论

为了控制内生性问题,可采用工具变量法进行检验。工具变量主要采用 A 股 2020 年非 ST 上市公司中,企业高管中是否有女性高管和海外留学与工作经历高管两项指标。有效工具变量需满足相关性和内生性两个条件:首先,已有文献显示,高管团队女性高管和海外背景会显著影响企业履行社会责任(罗思平和于永达,2012;Ismail and Latiff,2019),当高管团队中女性高管和海外背景高管比例越高时,企业的环境和社会责任表现会更好,评级也更高,因此两项指标与 ESG 评级应呈现正相关关系。其次,高管团队女性高管和高管海外背景不会对企业估值产生直接影响,也与控制变量和随机扰动项基本不相关,因此外生性成立。本文设置工具变量为 IV,如果上市公司中有女性高管或海外背景高管,则 IV 取值为 1,否则取值为 0。两阶段最小二乘(2SLS)模型如下所示:

$$ESG_{it} = \alpha + \beta IV_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$PB_{it} = \alpha + \beta \widehat{ESG}_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

模型(15)是自变量与工具变量的回归模型,如果估计参数显著,则表明自变量与工具变量相关性假设成立。模型(16)是将模型(15)中得到的自变量估计值与因变量进行回归的模型,如果估计参数仍显著,则表明工具变量设定符合预期。表 13 汇报了采用女性高管和海外背景高管两个工作变量的回归结果。第(1)列和第(2)列汇报了第一阶段的回归结果,IV 的估计参数分别为 0.2355 和 0.1361,并且在 1%的水平上显著。同时,Kleibergen-Paap rk LM 统计量分别为 66.0167 和 53.6848,均达到了 1%的显著性水平,Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量分别为 110.3674 和 122.6784,均大于 Stock-Yogo weak ID test 在 10%水平上的 13.4028 和 11.0573,两个统计量分别拒绝了识别不足和弱工具变量的原假设,Anderson-Rubin Wald 统计量对应的 p 值小于 1%,拒绝了“内生回归系数之和等于零”的原假设,以上检验统计量证明了本文工具变量的正确性。第(3)和第(4)列汇报了第二阶段的回归结果, $\widehat{ESG}$ 的估计参数分别为 0.1181 和 0.0078,且均在 1%水平上显著。以上结果表明,即使考虑了内生性问题,ESG 评级与估值的正向关系依然成立。

表 13 工具变量法

变量	ESG		PB	
	女性高管 (1)	海外背景 (2)	女性高管 (3)	海外背景 (4)
IV	0.2355 *** (0.0356)	0.1361 *** (0.0116)		

续表

变量	ESG		PB	
	女性高管 (1)	海外背景 (2)	女性高管 (3)	海外背景 (4)
$\widehat{ESG}$			0.1181*** (0.0128)	0.0078*** (0.0012)
Controls	控制	控制	控制	控制
N	1219	1219	1219	1219
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	66.0167	53.6848	[0.0000]	[0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	110.3674	122.6784	{13.4028}	{11.0573}
Anderson-Rubin Wald 统计量	17.8848	25.5741	[0.0000]	[0.0000]

注:() 内为回归系数的稳健性标准差,[] 内为统计量的 p 值,{ } 内为 Stock-Yogo weakID test 在 10% 水平上额临界值,*** 代表 1% 的统计水平上显著。

5 结论与启示

5.1 主要结论

本文构建 PSM-DDM 模型,基于我国上市公司获得的 MSCI ESG 评级结果,研究我国上市公司 ESG 责任履行与企业估值的关系。研究发现:①ESG 责任履行显著提高企业估值,平稳性检验和安慰剂检验结果也支持该结论;②企业提升 ESG 责任履行,即 MSCI ESG 评级上调,短期内提升企业估值,且长期内保持高估值水平;③ESG 责任履行通过提高机构持股比例和成交量、降低股价波动率和融资成本来提升企业估值,MSCI ESG 评级揭示了 ESG 责任履行的价值发现、风险抑制、信息传递和融资约束缓解作用;④异质性检验表明,低碳企业和民营控股企业相对于高碳企业和国有控股企业,其估值对 ESG 评级更为敏感。此外疫情的暴发提高了 ESG 对估值的影响程度;⑤剔除金融和房地产企业进行样本分组、更换变量和采用女性高管占比和海外高管占比作为工作变量等方法,均支持本文结论。

5.2 政策启示

当前中国正在大力推动“双碳”减排政策,实现经济社会绿色可持续发展,而 ESG 实践的成效对于上述目的的达成至关重要。因此,结合本文研究结论,有如下政策启示:①尽快建立 ESG 强制信息披露制度,推动中国标准的 ESG 评级体系建设。借鉴国际权威的信息披露标准和框架,建立符合中国“双碳”发展目标的 ESG 强制信息披露制度,制定规范、具体、统一的信息披露标准,加大高

碳企业信息披露的监管力度。同时参考国际主流评级机构的理念和标准,构建适用于中国的责任投资评级和评价体系;②推动市场化 ESG 投资,提高责任投资比重。按照央行统计,2020 年末,我国绿色债券存量约 8000 亿元,占全部企业和政府债券余额的比例仅约为 1.09%,中国 ESG 主题基金规模尚不足股票型基金和混合型基金总体市场规模的 2%,而这一比例在欧洲高达 15%。因此,需要引导社保、保险机构、养老金年金等长期机构投资者在选择投资产品时兼顾社会责任,关注和跟随绿色指数,发挥大型投资机构的示范作用。③创新 ESG 融资渠道,降低企业资金成本。监管机构要引导金融机构对 ESG 表现优良的企业和项目提供融资,降低融资门槛。例如可以把 ESG 评级合格的绿色信贷资产纳入中央银行货币政策操作合格抵押品的范围,为商业银行绿色信贷业务提供激励,也可以对投向 ESG 的信贷资产定向降准。同时,商业银行可根据 ESG 评级结果,建立负面清单,减少对 ESG 表现较差企业的贷款。

参考文献

- 陈蕾,李和荟,王弘祎. 2016. 周期性企业估值框架构建[J]. 经济与管理研究, 37(10): 118-125.
- Chen L, Li H H, Wang H Y. 2016. Constructing the framework of cyclical company valuation[J]. *Research on Economics and Management*, 37(10): 118-125. (in Chinese)
- 范子英,刘甲炎. 2015. 为买房而储蓄——兼论房产税改革的收入分配效应[J]. 管理世界, (5): 18-27.
- Fan Z Y, Liu J Y. 2015. Saving for buying a house: A study on the effect of the income distribution in the reform of the tax for the house property[J]. *Journal of Management World*, (5): 18-27. (in Chinese)
- 胡继之,于华. 1999. 影响中国股市价格波动若干因素的实证分析[J]. 中国社会科学, (3): 68-87.
- Hu J Z, Yu H. 1999. Empirical analysis of several factors affecting the price fluctuation of China's stock market[J]. *China Social Sciences*, (3): 68-87. (in Chinese)
- 李维安,马超. 2014. “实业+金融”的产融结合模式与企业投资效率——基于中国上市公司控股金融机构的研究[J]. 金融研究, (11): 109-126.
- Li W A, Ma C. 2014. The combination model of “industrial and financial” and companies investment efficiency: A research based on holding financial institutions of listing corporations in China[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 109-126. (in Chinese)

- 林晚发,刘颖斐,赵仲匡. 2019. 承销商评级与债券信用利差——来自《证券公司分类监管规定》的经验证据[J]. 中国工业经济, (1): 174-192.
- Lin W F, Liu Y F, Zhao Z K. 2019. Underwriter rating and bond credit spread—Empirical evidence from the “securities company classification supervision regulations”[J]. *China Industrial Economics*, (1): 174-192. (in Chinese)
- 刘焯松. 2005. 股票内在投资价值理论与中国股市泡沫问题[J]. 经济研究, (2): 45-53.
- Liu H S. 2005. The theory of the stock intrinsic value and the bubble of China's stock market[J]. *Economic research*, (2): 45-53. (in Chinese)
- 刘维奇,刘新新. 2014. 个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证 A 股市场的研究[J]. 管理科学学报, 17(3): 70-87.
- Liu W Q, Liu X X. 2014. Individual/institutional investor sentiment and stock returns: Study based on Shanghai A-share market [J]. *Journal of Management Science*, 17(3): 70-87. (in Chinese)
- 罗长远,陈智韬. 2021. “走出去”对企业产能利用率的影响——来自“一带一路”倡议准自然实验的证据[J]. 学术月刊, 53(1): 63-79.
- Luo C Y, Chen Z T. 2021. Going global and production capacity utilization of enterprises—The “Belt & Road” initiative as a Quasi-natural experiment [J]. *Academic Monthly*, 53(1): 63-79. (in Chinese)
- 罗思平,于永达. 2012. 技术转移、“海归”与企业技术创新——基于中国光伏产业的实证研究[J]. 管理世界, (11): 124-132.
- Luo S P, Yu Y D. 2012. Technology transfer, “overseas returnees” and enterprise technology innovation—Empirical research based on China's photovoltaic industry [J]. *Journal of Management World*, (11): 124-132. (in Chinese).
- 马榕,石晓军. 2015. 中国债券信用评级结果具有甄别能力吗? ——基于盈余管理敏感性的视角[J]. 经济学(季刊), 15(1): 197-216.
- Ma R, Shi X J. 2015. Do the credit ratings in China's bond market have the riskiness-discrimination power: An earnings management perspective [J]. *China Economic Quarterly*, 15(1): 197-216. (in Chinese)
- 田利辉,王可第. 2017. 社会责任信息披露的“掩饰效应”和上市公司崩盘风险——来自中国股票市场的 DID-PSM 分析[J]. 管理世界, (11): 146-157.
- Tian L H, Wang K D. 2017. The “camouflage effect” of social responsibility information disclosure and the collapse risk of listed companies—DID-PSM analysis from the Chinese stock market[J]. *Journal of Management World*, (11): 146-157. (in Chinese).
- 王雪,郭庆云,罗荣华,等. 2018. 基于信息网络视角的机构持股与盈余公告市场反应研究[J]. 中国软科学, (11): 172-183.

- Wang X, Guo Q Y, Luo R H, et al. 2018. Research on stock holdings of institutional investor and market reaction to earning announcement-based on information network perspective [J]. *China Soft Science*, (11): 172-183. (in Chinese)
- 汪先珍, 马成虎. 2022. 控股股东股权质押、内部占用及其经济后果——基于融资工具的理论视角[J]. *系统工程理论与实践*, 42(5): 1146-1171.
- Wang X Z, Ma C H. 2022. Share pledging, expropriation incentives and economic consequences: A theoretical perspective [J]. *System Engineering Theory and Practice*, 42(5): 1146-1171. (in Chinese)
- 王燕鸣, 张俊青. 2011. 创业板上市公司成长性与估值[J]. *经济管理*, 33(7): 45-49.
- Wang Y M, Zhang J Q. 2011. Growth and valuation of GEM listed companies[J]. *Economic management*, 33(7): 45-49. (in Chinese)
- 晓芳, 兰凤云, 施雯, 等. 2021. 上市公司的 ESG 评级会影响审计收费吗? ——基于 ESG 评级事件的准自然实验[J]. *审计研究*, (3): 41-50.
- Xiao F, Lan F Y, Shi W, et al. 2021. Does ESG rating of listed firms affect audit fees? —Quasi natural experiment based on ESG rating events [J]. *Auditing Research*, (3): 41-50. (in Chinese)
- 张建波, 李振. 2014. 行业因素对我国股票价格波动率的影响研究[J]. *山东大学学报(哲学社会科学版)*, (1): 88-93.
- Zhang J B, Li Z. 2014. The study of the industry factors on the volatility of China's stock price [J]. *Journal of Shandong University (Philosophy and Social Sciences Edition)*, (1): 88-93. (in Chinese)
- 钟辉勇, 钟宁桦, 朱小能. 2016. 城投债的担保可信吗? ——来自债券评级和发行定价的证据[J]. *金融研究*, (4): 66-82.
- Zhong H Y, Zhong N Y, Zhu X N. 2016. Are the urban construction investment bonds' guarantees credible? Evidence from credit ratings and bond pricings [J]. *Journal of Financial Research*, (4): 66-82. (in Chinese)
- 曾振, 沈维涛. 2016. 创业板上市公司估值特征及影响因素研究[J]. *证券市场导报*, (3): 32-39.
- Zeng Z, Shen W T. 2016. Research on valuation characteristics and influencing factors of GEM listed companies [J]. *Securities Market Guide*, (3): 32-39. (in Chinese)
- Abdi Y, L i X N, Càmara-Turull X. 2022. Exploring the impact of sustainability (ESG) disclosure on firm value and financial performance (FP) in airline industry: The moderating role of size and age [J]. *Environment Development and Sustainability*,

- 24(4): 5052-5079.
- Baker E D, Boulton T J, Braga-Alves M V, et al. 2021. ESG government risk and international IPO underpricing[J]. *Journal of Corporate Finance*, 67: 101913.
- Breuer W, Müller T, Rosenbach D, et al. 2018. Corporate social responsibility, investor protection, and cost of equity: A cross-country comparison[J]. *Journal of Banking & Finance*, 96: 34-55.
- Bushee B J, Miller G S. 2012. Investor relations, firm visibility, and investor following [J]. *The Accounting Review*, 87(3): 867-897.
- Capelle-Blancard G, Petit A. 2019. Every little helps? ESG news and stock market reaction[J]. *Journal of Business Ethics*, 157(2): 543-565.
- Chahine S, Colak G, Hasan I, et al. 2020. Investor relations and IPO performance[J]. *Review of Accounting Studies*, 25(2): 474-512.
- Chandler C S. 2014. Investor relations from the perspective of CEOs[J]. *International Journal of Strategic Communication*, 8(3): 160-176.
- Chen Y C, Hung M, Wang Y X. 2018. The effect of mandatory CSR disclosure on firm profitability and social externalities: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 65(1): 169-190.
- Esterhuyse L, Wingard C. 2016. An exploration of the online investor relations (IR) practices of companies listed on the johannesburg stock exchange (JSE)[J]. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 19(2): 215-231.
- Ismail A M, Latiff I H M. 2019. Board diversity and corporate sustainability practices: Evidence on environmental, social and governance (ESG) reporting [J]. *International Journal of Financial Research*, 10(3): 31-50.
- Karolyi G A, Kim D, Liao R. 2020. The theory and practice of investor relations: A global perspective[J]. *Management Science*, 66(10): 4746-4771.
- Khan M. 2019. Corporate governance, ESG, and stock returns around the world[J]. *Financial Analysts Journal*, 75(4): 103-123.
- Konstantina R, Ioannis P, Alexandros G, et al. 2022. The Determinants of the environmental performance of EU financial institutions: An empirical study with a GLM model[J]. *Energies*, 15(15): 5325-5325.
- Kuo T C, Chen H M, Meng H M. 2021. Do corporate social responsibility practices improve financial performance? A case study of airline companies[J]. *Journal of Cleaner Production*, 310: 127380.
- Nel G F, Smit E V D M, Brümmer L M. 2019. The impact of internet investor relations on the cost of capital: Evidence from companies listed on the johannesburg stock exchange[J]. *Australian Accounting Review*, 29(1): 36-48.

- Nguyen H, Calantone R, Krishnan R. 2020. Influence of social media emotional word of mouth on institutional investors' decisions and firm value[J]. *Management Science*, 66(2): 887-910.
- Novy-Marx R. 2013. The other side of value: The gross profitability premium [J]. *Journal of Financial Economics*, 108(1): 1-28.
- Omura A, Roca E, Nakai M. 2021. Does responsible investing pay during economic downturns: Evidence from the COVID-19 pandemic [J]. *Finance Research Letters*, 42: 101914.
- Ong C Z, Mohd-Rashid R, Taufil-Mohd K N. 2020. Do institutional investors drive the IPO valuation[J]. *Borsa Istanbul Review*, 20: 307-321.
- Ouchen A. 2022. Is the ESG portfolio less turbulent than a market benchmark portfolio? [J]. *Risk Management*, 24(1): 1-33.
- Reber B, Gold A, Gold S. 2022. ESG disclosure and idiosyncratic risk in initial public offerings[J]. *Journal of Business Ethics*, 179(3): 867-886.
- Samuel A, Dong T M. 2022. Sustainable environmental strategy, firm competitiveness, and financial performance: Evidence from the mining industry[J]. *Resources Policy*, 75: 102515-102522.
- Silvia S, Augusto V D. 2021. Technical efficiency of car manufacturers under environmental and sustainability pressures: A Data Envelopment Analysis approach [J]. *Journal of Cleaner Production*, 311: 127589.1-127589.11.
- Sunbin Y, Ryota K A, Shunsuke M. 2021. Does sustainability activities performance matter during financial crises? Investigating the case of COVID-19 [J]. *Energy Policy*, 155: 112330-112330.
- Vlittis A, Charitou M. 2012. Valuation effects of investor relations investments [J]. *Accounting & Finance*, 52(3): 941-970.
- Wong W C, Batten J A, Ahmad A H, et al. 2021. Does ESG certification add firm value? [J]. *Finance Research Letters*, 39: 101593.
- Xu M L, Yang W, Huang Z X. 2021. Do investor relations matter in the tourism industry? Evidence from public opinions in China [J]. *Economic Modelling*, 94: 923-933.
- Yoo S, Keeley A R, Managi S. 2021. Does sustainability activities performance matter during financial crises? Investigating the case of COVID-19 [J]. *Energy Policy*, 155: 112330.
- Zhang J Y, De Spiegeleer J, Schoutens W. 2021a. Implied tail risk and ESG ratings [J]. *Mathematics*, 9(14): 1611.
- Zhang X K, Zhao X K, Qu L S. 2021b. Do green policies catalyze green investment? Evidence from ESG investing developments in China [J]. *Economics Letters*, 207: 110028.

Does ESG Fulfillment Increase Corporate Valuations? Quasi Natural Test from MSCI Rating

Haijun Wang¹ Bo Chen² Yu He³

(1. School of Economics, Beijing WUZI University;

2. School of Finance and economics, Central University of Economics and Finance;

3. School of Finance, Zhejiang University of Economics and Finance)

Abstract The concept of ESG has become a global consensus, and the fulfillment of corporate ESG responsibilities is a key link in achieving China's "dual carbon goals" and sustainable development of the whole society. Based on this, the 313 A-share listed companies selected by the MCSI ESG rating were used as the test group samples, and the double difference propensity score matching model (PSM-DID) was used to match the control group samples, and the ESG rating pairing was discussed from the perspective of theoretical mechanism and empirical analysis. The impact mechanism and path of corporate valuations, this study found: ① Whether it is a rating event or a rating score, being selected for ESG ratings can effectively increase the company's valuation. ② There is a positive correlation between ESG rating adjustments and listed companies' valuation adjustments, and rating upgrades will promote the increase in valuation, while the downgrade of the rating will lead to the decrease in valuation. However, this correlation has a diminishing effect over time, indicating that the capital market has a process of receiving, digesting, and positive feedback on ESG disclosure information. ③ ESG rating is based on institutional shareholding ratio, stock volatility, annual transaction volume, and financing cost four channels to affect corporate valuation, indicating that ESG has value discovery, risk suppression, information transmission, and financing constraints mitigation. ④ ESG ratings have heterogeneous effects on valuation. Compared with high-carbon companies, industrial companies, and agricultural companies, the valuations of low-carbon companies and service companies are more sensitive to ESG ratings. ⑤ Apply methods such as instrumental variable method, sample reorganization, and replacement of variables for endogeneity and robustness testing, and not change the research conclusions. The research results of this paper have important reference value for establishing the Chinese version of the ESG mandatory information disclosure system, unifying and improving ESG evaluation and rating standards, and promoting the high-quality development and value maximization of listed companies.

JEL Classification G12, G31, G34

农地经营权抵押贷款增收效应分析¹

——基于内生转换模型的实证检验

闫啸² 牛荣³ 李芸⁴

摘要 农户农地经营权抵押贷款决策是一个基于成本-收益分析的自选择过程,因此,在估测抵押贷款产生的收入效应时,必须纠正样本选择偏差导致的内生性问题。本文以农地产权抵押贷款典型试点区宁夏平罗县农户为样本,运用内生转换回归模型(ESRM)消除自选择偏误和内生性问题,考察农地经营权抵押贷款对农户总收入、农业收入和非农收入的影响。结果表明,农地经营权抵押贷款对农户总收入、农业收入和非农收入增长均有显著正向促进作用,且农地经营权抵押贷款对非农收入的促进作用大于对农业收入的促进效应。基于此,本文提出持续推进农地经营权抵押贷款的政策建议,促进农地经营权抵押贷款进一步推广落实,更好地激发农村地区开展农地抵押贷款的积极性,有效发挥农地经营权抵押贷款的增收作用,提高农户收入,实现共同富裕。

关键词 农地经营权抵押贷款;自选择;农户收入;内生转换模型

0 引言

由于缺乏有效抵押物,导致农户普遍面临信贷约束,严重阻碍了农业发展与农户增收。农地经营权抵押贷款作为一种新型抵押产品,自开展试点以来,显著满足了农户资金需求,一定程度上缓解了农户发展农业生产面临的资金紧缺问题,是增加农民收入、促进农业生产的有效措施(李林等,2018)。2016年我国开始启动农地经营权抵押贷款试点工作,2019年1月1日正式颁布实施新

¹ 作者感谢国家自然科学基金项目“农地经营权抵押贷款信贷约束检验与模式优化研究——基于农户分化视角”(项目编号:71603208)、陕西省社会科学基金项目“基于合作金融视角的农户与新型经营主体利益联结机制研究”(项目编号:2019D030)的资助;感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

² 闫啸,西北农林科技大学经济管理学院博士研究生,E-mail:twist7819@1631.com。

³ 牛荣(通讯作者),西北农林科技大学经济管理学院教授,E-mail:315677453@qq.com。

⁴ 李芸,西北农林科技大学经济管理学院硕士研究生,E-mail:471596257@qq.com。

《农村土地承包法》,2019年11月26日发布的《中共中央国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》为农村承包土地经营权抵押贷款业务提供了强有力的法律依据和政策支持。因此,研究农地经营权抵押贷款实施对农户收入的影响,评价贷款试点效果能为进一步推进该业务提供理论依据。

鉴于此,国内外学者均对农地经营权抵押贷款收入效应进行了深入研究。国外学者较早就开始对土地抵押贷款与农户收入关系进行研究。Feder et al. (1998)的研究表明在泰国开展土地抵押贷款可显著提高农户信贷可得性,并有助于提高农户收入水平。Carter and Olinto(2003)对巴拉圭的研究结果表明,农户通过农地抵押获取贷款金额愈高,交易成本愈小,提高农户收入作用越显著。Besley(2009)研究发现农地经营权抵押贷款能有效缓解农村信贷约束,增加农业资本投入,有利于提高农业效率,进而促进农户收入水平提高。Stupen(2014)通过研究分析提出农地经营权抵押贷款是提高农业效益与增加农户收入极具效果的途径。

近年来,国内学者运用不同方法对农地抵押贷款政策实施的收入效应进行实证研究,证实了农地抵押贷款对农户的增收效应。鲁美辰(2013)基于DID模型进行实证研究,发现农地经营权抵押贷款一定程度上会影响农户收入结构,促进农户增收。于琴和刘亚相(2014)运用分位数回归方法对西部地区农地经营权抵押贷款对不同收入水平农户收入影响进行研究,发现农地经营权抵押贷款对中低收入水平农户产生明显增收效应,其贡献率随着收入增加而下降。梁虎等(2017)基于宁夏和陕西地区农户调查数据,运用倾向得分匹配法进行实证研究,发现农地经营权抵押贷款和其他贷款均促进了农户收入增长。张欣等(2017)和惠献波(2019)运用倾向得分匹配法(PSM),通过实证研究提出在不考虑样本选择性偏差和内生性问题的情况下,会高估农地经营权抵押贷款收入效应,农地经营权抵押贷款收入效应明显,农户进行农地经营权抵押贷款有利于增加其总收入和农业收入。

通过梳理文献发现,诸多实证研究认为农户进行农地经营权抵押贷款能显著提高农户收入,目前采用的研究方法主要有基于OLS模型的线性回归方法、基于自然实验法的双重差分模型(DID)、分位数回归方法、倾向得分匹配法(PSM)等。然而,是否进行农地抵押贷款并非随机事件,该决策是受到农户个人特征、家庭特征和农地经营权抵押贷款特征等因素综合影响的自选择过程。在估计农地经营权抵押贷款对农户收入影响作用时,由于进行农地经营权抵押贷款农户与未进行农地经营权抵押贷款农户初始条件并不相同,样本中贷款农户与未贷款农户划分并非随机进行,贷款参与者未得到贷款与未参与贷款者得到贷款行为无法直接观察,存在样本选择性偏差,单纯运用OLS模型估计或分位数回归方法会忽略农地经营权抵押贷款决策中的自选择与内生性问题,无法

得到无偏差的一致估计量。DID模型有其严格的适用条件,要求样本满足随机性和同质性假设。因此,要消除自选择问题,首先要纠正样本选择偏差导致的内生性问题,PSM作为一种改进方法,虽能有效消除由于年龄、受教育水平、经营规模等可观测变量引起的样本选择偏差,却无法消除农户兴趣偏好、合作意识、能力禀赋等不可观测变量带来的选择偏差。

因此本文采用Maddala提出的内生转换模型(ESRM),不仅可以消除由于个体特征、资源禀赋等可观测变量导致的自选择偏误,还考虑了风险偏好、政策了解程度等无法观测变量导致的样本选择性偏误,从而弥补了PSM方法的不足。通过比较进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款对农户收入的处理效应判断农户在农地经营权抵押决策上是否作出理性选择,能突破处理效应中实验组与对照组样本农户同质的不合理假设,而以往研究未对这一问题进行分析。本文对比了内生转换回归模型与OLS实证结果,准确量化农地经营权抵押贷款改革试验效果,为完善农地经营权抵押贷款制度及农户增收致富提供一定程度的政策借鉴。

1 理论分析

1.1 农地经营权抵押贷款影响农户收入相关理论

贷款与农户收入关系属于投入-产出关系,依据经典柯布道格拉斯生产函数,资本、劳动力和技术等均均为影响产出基本要素,农业发展主要因素包括投入劳动力数、资本与综合技术水平,表达式如下:

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta}e^{\mu}$$

其中 Y 为总产值, A 为综合技术水平, L 为投入劳动力数, K 为投入资本, α 为劳动力产出弹性系数, β 为资本产出弹性系数, μ 为随机干扰项。投入资本对总产值的影响表示如下:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \beta AL^{\alpha}K^{\beta-1}e^{\mu} > 0$$

在保持综合技术水平和投入劳动力数量不变条件下,随着资本投入量增加,农业总产值和农户收入会相应提高。由于农户家庭自有综合技术和劳动力数量短期内一般不会发生较大变化,因此,资本投入量便成为农户在生产活动中最易控制的可变要素(陈云松和范晓光,2011)。当农户投入一定规模劳动力,该家庭即拥有相应生产能力,家庭产出将会达到相应预期数值。基于此,若欲进一步扩大家庭总产出,提高家庭收入,便需要追加资本投入量。而农村家庭资本总量包括两个重要来源:一是农户初始资本金额;二是农户从各种金融机构申请获取的融资金额。农户通过农地经营权抵押贷款获得更多初始资金,

对劳动要素投入没有显著影响,而是加大资本要素投入量(李雪松和黄彦彦,2015),从而增加农业产出和提高农户经济收入。

1.2 研究假设

农户从金融机构获取农地经营权抵押贷款一般用于生产要素中资本投入(牛荣等,2018)。农地经营权抵押贷款对农户收入增长的影响解释如图1所示。农户贷款前初始生产投入为 K_0 ,初始收入为 R_0 。获取农地经营权抵押贷款后,农业生产和非农业投资活动增加后的生产投入为 K_1 ,农户收入将增加至 R_1 。而下一时期,农户将继续使用前期部分收入进行投资与再生产,因此如果下一时期生产性投入 K_2 大于 K_0 ,则同期收入将增加至 R_2 。如此循环往复,直至生产投资活动的边际收益为0时,农户才会中止再投入。因此,农地经营权抵押贷款具有可持续性,能不断推动包括农业收入和非农业收入的农户收入增长。贷款对农户收入的作用表现为 $R_i(i \geq 1)$ 相对于 R_0 的增长, $i=t$ 时贷款对农户收入的促进作用完全发挥, $i \neq t$ 时贷款对农户的增收作用尚未完全发挥,此时农户会将贷款产生的收入增长用于再生产,以继续提高收入。农地经营权抵押贷款促进农户农业收入和非农业收入的增长作用机理相同,作为农业收入和非农业收入之和的农户总收入自然会相应增长(孟楠等,2016)。因此本文提出假说1。

假说1:在排除其他因素影响下,农地经营权抵押贷款可显著促进农户总收入、农业收入和非农收入增加。

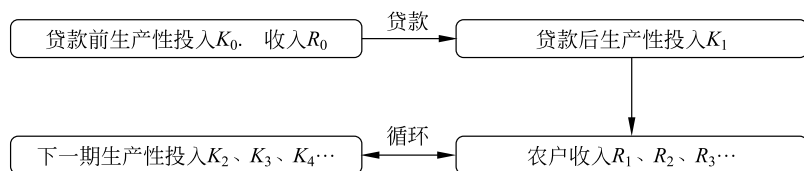


图1 农地经营权抵押贷款促进农户增收机制

农户将农地经营权向金融机构进行抵押贷款的初衷是要弥补资金流动性不足,将资金投入 to 农业生产中,进而促进农业增效和农户增收。而在农地经营权抵押贷款试点中,由于非农生产收益的绝对优势,出现了原本应该用于农业生产的贷款被部分抵押农户转移至非农业生产中的现象,这种现象的发生使贷款用途的差异对农户收入结构产生影响(曹璨等,2019)。按照理性人假说,农户追求的是消费效用的最大化和利润的最大化。农户更多地会选择将贷款资金作为要素投入到非农生产和其他产业经营中,从而促进非农收入增加。据此本文提出假说2。

假说2:在排除其他因素的影响下,农地经营权抵押贷款促进农户非农业收入的增幅大于促进农业收入的增幅。

2 数据、变量与模型

2.1 数据来源

本文数据来源于西北农林科技大学陕西省农村金融研究所对宁夏回族自治区平罗县 6 个乡(镇)35 个村庄 438 名农户 2018 年相关情况的实地调研。调查问卷包含本文所需基础数据,如受访者基本信息、家庭基本情况、借贷情况、是否进行农地经营权抵押贷款等内容。平罗县 2013 年开启农村产权抵押贷款试点,结合当地实际采用政府主导型农地经营权抵押贷款模式,将农业产业基金、扶贫基金与农村各类产权抵押贷款统筹运用,引入“政银保”抵押担保合作模式,2018 年办理农村产权抵押贷款 2840 笔 2.29 亿元,有效解决了农村贷款抵押不足的难题,缓解了农户信贷约束。以此试点为调查区域,具有典型性和代表性。为保证样本代表性,调查采取分层抽样和随机抽样相结合方式,每个乡(镇)中选取 5~6 个村,每个村中随机抽样选取 10 余农户进行问卷调查,剔除缺失和异常数据,共获取 383 个有效样本。

2.2 变量选择

本文对农户总收入、农业收入和非农业收入分别取对数后作为被解释变量。选择户主特征、家庭特征及其他特征为控制变量,参照已有文献(梁虎等,2017;闫啸和牛荣,2017)的研究,选择户主年龄与文化程度,家庭特征包括人口数、供养比、土地经营面积、土地流转状况和家庭经营类型作为户主特征,选择是否参加培训、负债和是否购买保险作为其他特征变量。本文的核心解释变量为是否进行农地经营权抵押贷款。

进行排除性限制检验是内生转换回归模型的关键,即决策方程至少需要一个不出现在收入方程的变量作为识别变量,识别变量要求与农户是否进行农地经营权抵押贷款显著相关,而不直接影响农户总收入(林乐芬和王步天,2015)。本文只选取对农地经营权抵押贷款政策认知程度的一个变量作为识别变量,因此不存在过度识别问题。工具变量法第一阶段估计 F 统计量值为 214.038,大于经验值 10,说明不存在弱工具变量问题。对农地经营权抵押贷款政策的认知程度满足排除性限制,可以作为识别变量。

表 1 变量定义

变量名称	变量定义	均值	标准差
总收入对数	总收入取对数	11.03	0.79
农业收入对数	农业收入取对数	10.40	0.88

续表

变量名称	变量定义	均值	标准差
非农业收入对数	非农业收入取对数	10.09	1.14
户主年龄	29 岁及以下=1,30~39 岁=2,40~49 岁=3,50~59 岁=4,60 岁及以上=5	3.50	0.96
户主文化程度	没上过学=1,小学文化=2,初中文化=3,高中文化=4,大专以上文化=5	2.67	0.75
人口数	家庭人口数	4.08	1.53
供养比	供养比=非劳动力人数/人口数	0.31	0.23
土地经营面积	家庭土地经营面积	16.76	26.14
土地流转情况	流出=1,既无流出也无流入=2,流入=3	2.00	0.62
家庭经营类型	纯农业=1,农业为主兼营非农业=2,非农业为主兼营农业=3,非农业=4	2.41	1.18
是否参加过培训	否=0,是=1	0.28	0.45
负债	无=0,0~20000 元=1,20001~50000 元=2,50001~80000 元=3,80001~100000 元=4,100000 元以上=5	1.26	1.58
是否购买保险	否=0,是=1	0.96	0.21
是否进行农地经营权抵押贷款	否=0,是=1	0.26	0.44
对农地抵押贷款政策的认知程度	非常不了解=1,比较不了解=2,一般=3,比较了解=4,非常了解=5)	2.42	1.19

2.3 模型构建

考虑到存在选择性偏误,本文采用内生转换回归模型研究农地经营权抵押贷款这一自选择决策对农户总收入、农业收入和非农收入的不同影响,模型包括一个是否进行农地经营权抵押贷款的选择方程和两个总收入决定方程。

农户是否进行农地经营权抵押贷款选择方程如下:

$$I_i^* = \gamma Z_i + \mu_i \tag{1}$$

其中 I_i^* 表示决定农户 i 是否进行农地经营权抵押贷款的潜变量, γ 为待估参数, Z_i 是影响农户是否进行农地经营权抵押贷款的解释变量向量,包含 10 个控制变量和 1 个农地经营权抵押贷款政策认知程度的识别变量, μ_i 为随机误差项。为消除内生性问题带来的选择性偏误,决策方程至少需要一个不出现在收入方程中的变量作为识别变量,识别变量要求与农户是否进行农地经营权抵押贷款显著相关,而不直接影响农户总收入,本文选取对农地经营权抵押贷款政策的认知程度作为识别变量。

假定 I_i 为潜变量 I_i^* 的相应可观测结果,若 $I_i^* > 0$,则 $I_i = 1$,表示农户 i 进行农地经营权抵押贷款,对应处理组个体;否则 $I_i = 0$,表示农户 i 未进行农地经营

权抵押贷款,对应控制组个体。

总收入决定方程如下:

$$\text{若 } I_i = 1, \quad \ln Y_{1i} = \alpha_{11} X_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

$$\text{若 } I_i = 0, \quad \ln Y_{2i} = \alpha_{21} X_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (3)$$

其中 $\ln Y_{1i}$ 和 $\ln Y_{2i}$ 分别表示进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款两种情况下的农户总收入对数,同一农户在同一时间点 $\ln Y_{1i}$ 和 $\ln Y_{2i}$ 只能有一个被观察到; X_{1i} 和 X_{2i} 为影响总收入水平的解释变量向量, α_{11} 和 α_{21} 为待估参数向量, ε_{1i} 和 ε_{2i} 为随机误差项。

影响农户是否进行农地经营权抵押贷款的决策因素同时也会影响其总收入,因而会导致 μ_i 与 ε_{1i} 、 ε_{2i} 相关,使得 ε_{1i} 和 ε_{2i} 的条件期望不为 0。

μ_i 、 ε_{1i} 和 ε_{2i} 均服从正态分布,协方差矩阵如下:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 & \sigma_{1u} & \sigma_{2u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_1^2 & . \\ \sigma_{2u} & . & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (4)$$

其中 σ_μ^2 是选择方程随机误差项 μ_i 的方差; σ_1^2 和 σ_2^2 是总收入方程随机误差项 ε_{1i} 和 ε_{2i} 的方差; σ_{1u} 是 μ_i 与 ε_{1i} 的协方差; σ_{2u} 是 μ_i 与 ε_{2i} 的协方差;未定义 ε_{1i} 和 ε_{2i} 的协方差,因为只可观察到 Y_{1i} 或 Y_{2i} ,两者不会同时显现。

由于随机误差项 μ_i 与 ε_{1i} 、 ε_{0i} 均相关,采用 OLS 无法得到一致估计结果,此时采用极大似然估计法,对数似然函数如下:

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_i \left(I_i \left\{ \ln [F(\eta_{1i})] + \ln \left[f \left(\frac{\varepsilon_{1i}}{\sigma_1} \right) \right] - \ln \sigma_1 \right\} + \right. \\ \left. (1 - I_i) \left\{ \ln [F(\eta_{2i})] + \ln \left[f \left(\frac{\varepsilon_{2i}}{\sigma_2} \right) \right] - \ln \sigma_2 \right\} \right) \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $f(\cdot)$ 和 $F(\cdot)$ 分别表示标准正态分布密度函数和分布函数。

$$\eta_{ji} = \frac{\left(\gamma Z_i + \frac{\rho_j \varepsilon_{ji}}{\sigma_j} \right)}{\sqrt{1 - \rho_j^2}}, \quad j = 1, 2 \quad (6)$$

$$\rho_1 = \frac{\sigma_{1u}^2}{\sigma_u \sigma_1} \quad (7)$$

$$\rho_2 = \frac{\sigma_{2u}^2}{\sigma_u \sigma_2} \quad (8)$$

其中 ρ_1 是 μ_i 与 ε_{1i} 的相关系数, ρ_2 是 μ_i 与 ε_{2i} 的相关系数。

ε_{1i} 和 ε_{2i} 条件期望如下:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{1i} | I_i = 1) &= E(\varepsilon_{1i} | I_i^* > 0) = E(\varepsilon_{1i} | \gamma Z_i + \mu_i > 0) = E(\varepsilon_{1i} | \mu_i > -\gamma Z_i) \\ &= E(\varepsilon_{1i} | \mu_i < \gamma Z_i) = \sigma_{2u} \times \frac{f(Z_i \gamma)}{F(Z_i \gamma)} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{2i} | I_i = 0) &= E(\varepsilon_{2i} | I_i^* \leq 0) = E(\varepsilon_{2i} | \gamma Z_i + \mu_i \leq 0) = E(\varepsilon_{2i} | \mu_i \leq -\gamma Z_i) \\ &= E(\varepsilon_{2i} | \mu_i \geq \gamma Z_i) = \rho_2 \times \frac{-\varphi(Z_i \gamma)}{1 - \phi(Z_i \gamma)} \end{aligned} \quad (10)$$

记 $\lambda_{1i} = \frac{\varphi(Z_i \gamma)}{\phi(Z_i \gamma)}$, $\lambda_{2i} = \frac{-\varphi(Z_i \gamma)}{1 - \phi(Z_i \gamma)}$, λ_{1i} 和 λ_{2i} 被称为逆米尔斯比率。

$$\ln Y_{1i} = \alpha_{11} X_{1i} + \lambda_{1i} \sigma_{1\mu} + \vartheta_{1i} \quad (11)$$

$$\ln Y_{2i} = \alpha_{21} X_{2i} + \lambda_{2i} \sigma_{2\mu} + \vartheta_{2i} \quad (12)$$

其中随机误差项 ϑ_{1i} 和 ϑ_{2i} 满足条件期望为 0 的正态分布。

不同情形下农户的条件期望总收入为：

$$E(\ln Y_{1i} | L_i = 1) = \alpha_{11} X_{1i} + \lambda_{1i} \sigma_{1\mu} \quad (13)$$

$$E(\ln Y_{1i} | L_i = 0) = \alpha_{11} X_{2i} + \lambda_{2i} \sigma_{1\mu} \quad (14)$$

$$E(\ln Y_{2i} | L_i = 1) = \alpha_{21} X_{1i} + \lambda_{1i} \sigma_{2\mu} \quad (15)$$

$$E(\ln Y_{2i} | L_i = 0) = \alpha_{21} X_{2i} + \lambda_{2i} \sigma_{2\mu} \quad (16)$$

表 1 中定义了处理组和控制组的平均处理效应与异质性效应。其中 ATT 为进行农地抵押贷款的平均处理效应, ATU 为未进行农地抵押贷款的平均处理效应, HT 为进行农地抵押贷款收入与未进行抵押贷款反事实收入之间的差异, HU 为未进行农地抵押贷款收入与进行抵押贷款反事实收入之间的差异, Δ 为消除自选择问题与异质性偏误之后进行农地抵押贷款与未进行抵押贷款的收入差异。ATT 与 ATU 表示政策评估中的潜在产出或潜在效果, 可用于评估进行农地经营权抵押贷款这一个个体的决策是否符合经济理性。若 ATT 大于 0 且 ATU 小于 0, 平均处理效应在方向上的不一致说明是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题, 是个体基于比较优势做出的理性决策结果(刘辉煌和吴伟, 2014)。

表 2 处理效应与异质性效应

	进行农地抵押贷款	未进行农地抵押贷款	处理效应
进行农地抵押贷款	$A = E(\ln Y_{1i} L_i = 1)$	$B = E(\ln Y_{2i} L_i = 1)$	$ATT = A - B$
未进行农地抵押贷款	$C = E(\ln Y_{1i} L_i = 0)$	$D = E(\ln Y_{2i} L_i = 0)$	$ATU = C - D$
异质性效应	$HT = A - C$	$HU = B - D$	$\Delta = HT - HU = ATT - ATU$

类似地, 运用内生转换模型可分别研究农地经营权抵押贷款对农户农业收入与非农业收入的影响, 并估计其处理效应与异质性效应。

2.4 描述性统计

根据表 3,总体受调查农户户主年龄以中老年群体为主,40~59 岁占比高达 68.93%。户主受教育水平普遍偏低,初中及以下学历占比超过 90%。大多数农户仅拥有自身承包土地而不存在流转,占比高达 61.88%。绝大多数农户家庭经营类型为农业与非农业同时进行,占比达 77.55%。大多数农户未参加培训,参训农户占比仅为 27.94%。超半数农户不存在负债,占比达 51.17%。高达 95.56%的农户选择购买保险,说明农户保险意识普遍较强。

表 3 分类变量描述性统计

变量	总样本 (<i>N</i> =383)	进行农地经营权 抵押贷款 (<i>N</i> =99)	未进行农地经营权 抵押贷款 (<i>N</i> =284)
户主年龄			
29 岁及以下	1.04%	1.01%	1.06%
30~39 岁	14.36%	15.15%	14.08%
40~49 岁	33.94%	41.41%	31.34%
50~59 岁	34.99%	37.37%	34.15%
60 岁及以上	15.67%	5.05%	19.37%
户主文化程度			
没上过学	7.05%	6.06%	7.39%
小学文化	28.72%	28.28%	28.87%
初中文化	54.83%	57.58%	53.87%
高中文化	9.14%	8.08%	9.51%
大专以上文化	0.26%	0	0.35%
土地流转情况			
流出	19.06%	16.16%	20.07%
既无流出也无流入	61.88%	54.55%	64.44%
流入	19.06%	29.29%	15.93%
家庭经营类型			
纯农业	16.97%	14.14%	17.96%
农业为主兼营非农业	34.73%	45.45%	30.99%
非农业为主兼营农业	42.82%	37.37%	44.72%
非农业	5.22%	3.03%	5.99%
是否参加过培训			
否	72.06%	61.62%	75.70%
是	27.94%	38.38%	24.30%

续表			
变量	总样本 (<i>N</i> =383)	进行农地经营权 抵押贷款 (<i>N</i> =99)	未进行农地经营权 抵押贷款 (<i>N</i> =284)
负债			
无	51.17%	26.26%	59.86%
0~20000 元	8.88%	5.05%	10.21%
20001~50000 元	22.19%	32.32%	18.66%
50001~80000 元	6.53%	11.11%	4.93%
80001~100000 元	3.13%	7.07%	1.76%
100000 元以上	8.09%	18.18%	4.58%
是否购买保险			
否	4.44%	5.05%	4.23%
是	95.56%	94.95%	95.77%
是否进行农地经营权抵押贷款			
否	74.15%	0	100%
是	25.85%	100%	0
对农地经营权抵押贷款政策认知程度			
非常不了解	24.02%	0%	32.39%
比较不了解	39.95%	11.11%	50.00%
一般	10.44%	13.13%	9.51%
比较了解	20.89%	59.60%	7.39%
非常了解	4.70%	16.16%	0.71%

3 实证结果分析

3.1 回归估计结果

3.1.1 总收入回归估计结果

农地经营权抵押贷款总收入效应的内生转换回归模型和 OLS 估计结果如表 4 所示。 $\lambda_j(j=1,2)$ 分别为进行农地经营权抵押贷款和未进行抵押贷款条件下收入方程的逆米尔斯比率。若内生转换回归模型似然比检验的卡方统计量相应 p 值小于 0.1,表明拒绝选择方程和总收入方程相互独立的原假设,说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策并非随机过程,存在选择性偏误和内生性,运用 OLS 无法得到无偏一致的结果;若相应 p 值大于 0.1,表明无法拒绝选择方程和总收入方程相互独立的原假设,无法说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策过程存在选择性偏误和内生性,可直接使用 OLS 进行估计。

表 4 总收入回归估计结果

变量	内生转换回归			OLS (4)
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2) 处理组	(3) 控制组	
户主年龄	-0.176 (0.146)	-0.192 ** (0.028)	-0.111 *** (0.006)	-0.111 *** (0.007)
户主文化程度	-0.094 (0.510)	0.159 * (0.097)	0.116 ** (0.020)	0.122 ** (0.011)
人口数	-0.000 (0.998)	0.189 *** (0.000)	0.190 *** (0.000)	0.173 *** (0.000)
供养比	0.398 (0.440)	-1.241 *** (0.000)	-0.521 *** (0.003)	-0.633 *** (0.001)
土地经营面积	-0.006 (0.108)	0.020 *** (0.000)	0.002 (0.224)	0.003 (0.157)
土地流转情况	0.149 (0.345)	0.437 *** (0.000)	0.112 * (0.072)	0.216 *** (0.000)
家庭经营类型	-0.168 (0.216)	0.015 (0.874)	0.110 *** (0.000)	0.102 (0.114)
是否参加过培训	0.074 (0.732)	0.182 (0.154)	0.297 *** (0.001)	0.270 *** (0.000)
负债	0.197 *** (0.001)	0.122 *** (0.001)	0.055 * (0.071)	0.063 *** (0.005)
是否购买保险	-0.364 (0.393)	0.422 (0.126)	0.240 (0.174)	0.358 *** (0.003)
是否进行农地经营权抵押贷款				0.350 *** (0.000)
对农地经营权抵押贷款政策的认知程度	0.973 *** (0.000)			
常数项	-2.422 ** (0.018)	8.990 *** (0.000)	9.535 *** (0.000)	9.276 *** (0.000)
λ_j		1.721	0.482	
模型似然比检验的卡方统计量		4.19 ** (0.041)		

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

(1) 内生转换回归模型似然比检验结果。内生转换回归模型似然比检验的卡方统计量为 4.19, 相应 p 值为 0.041, 表明在 5% 显著性水平拒绝选择方程和总收入方程相互独立的原假设, 说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策并非随机过程, 存在选择性偏误和内生性。

(2) OLS 估计结果。根据 OLS 估计结果,控制变量中户主年龄和家庭供养比对农户总收入具有显著负向降低作用,户主文化程度、家庭人口数、土地流转情况、参加培训、负债水平和购买保险对农户总收入均具有显著正向促进作用。农地经营权抵押贷款对农户总收入具有显著正向促进作用,在其他条件相同情况下,进行农地经营权抵押贷款比未进行抵押贷款农户的总收入高 35%。但由于是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,OLS 无法消除选择性偏误。

(3) 内生转换回归模型选择方程估计结果。表 4 中内生转换回归模型的选择方程(1)显示是否进行农地经营权抵押贷款的影响因素估计结果。结果表明农户负债水平与进行农地经营权抵押贷款概率正相关。对农地经营权抵押贷款政策的认知程度越高,农户进行抵押贷款意愿越强烈,概率越高。

(4) 内生转换回归模型收入方程估计结果。内生转换回归模型的收入方程(2)和(3)估计了进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款两种情况下农户总收入方程结果。结果表明户主年龄和家庭供养比对农户总收入具有显著降低作用,户主文化程度、家庭人口数、土地流转情况和负债水平对农户总收入具有显著正向促进作用。处理组中土地经营面积对农户总收入具有显著正向促进作用,而控制组中并不显著。控制组中家庭经营类型和参加培训对农户总收入具有显著正向促进作用,在处理组中并不显著。

3.1.2 农业收入回归估计结果

农地经营权抵押贷款农业收入效应的内生转换回归模型和 OLS 估计结果如表 5 所示。

表 5 农业收入回归估计结果

变量	内生转换回归			OLS
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2)处理组	(3)控制组	(4)
户主年龄	-0.142 (0.268)	-0.036 (0.746)	-0.149*** (0.005)	-0.111** (0.037)
户主文化程度	-0.194 (0.207)	0.330*** (0.006)	0.037 (0.571)	0.095 (0.156)
人口数	-0.036 (0.648)	0.224*** (0.000)	0.070** (0.049)	0.095** (0.015)
供养比	0.573 (0.283)	-1.135*** (0.009)	-0.196 (0.384)	-0.422* (0.068)
土地经营面积	-0.006 (0.108)	0.020*** (0.000)	0.003* (0.099)	0.004* (0.059)

续表

变量	内生转换回归			OLS
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2)处理组	(3)控制组	(4)
土地流转情况	0.135 (0.410)	0.494 ^{***} (0.000)	0.189 ^{**} (0.024)	0.293 ^{***} (0.000)
家庭经营类型	0.066 (0.637)	-0.164 (0.148)	0.082 ^{**} (0.032)	0.046 [*] (0.095)
是否参加过培训	0.075 (0.735)	0.072 (0.644)	0.132 (0.245)	0.164 [*] (0.093)
负债	0.157 ^{**} (0.011)	0.098 ^{**} (0.035)	0.069 [*] (0.060)	0.081 ^{***} (0.008)
是否购买保险	-0.423 (0.331)	0.784 ^{**} (0.022)	0.320 (0.173)	0.425 ^{***} (0.010)
是否进行农地经营权抵押贷款				0.235 ^{**} (0.012)
对农地经营权抵押贷款政策的认知程度	1.039 ^{***} (0.000)			
常数项	-2.457 ^{**} (0.020)	7.405 ^{***} (0.000)	9.500 ^{***} (0.000)	8.903 ^{***} (0.000)
λ_j		1.733	0.484	
模型似然比检验的卡方统计量		10.23 ^{***} (0.001)		

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

(1) 内生转换回归模型似然比检验结果。内生转换回归模型似然比检验的卡方统计量为 10.23, 相应 p 值为 0.001, 表明在 1% 显著性水平拒绝选择方程和农业收入方程相互独立的原假设, 说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策并非随机过程, 存在选择性偏误和内生性。

(2) OLS 估计结果。根据 OLS 估计结果, 家庭供养比对农户农业收入具有显著负向降低作用, 家庭人口数、土地经营面积、土地流转情况、家庭经营类型、参加培训、负债水平和购买保险对农户农业收入具有显著正向促进作用。农地经营权抵押贷款对农户农业收入具有显著正向促进作用, 在其他条件相同情况下, 进行农地经营权抵押贷款比未进行抵押贷款的农户农业收入高 23.5%。但由于是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题, OLS 无法消除选择性偏误。

(3) 内生转换回归模型选择方程估计结果。表 5 中内生转换回归模型选择方程(1)估计了是否进行农地经营权抵押贷款的影响因素结果。结果表明农户负债水平与进行农地经营权抵押贷款概率正相关。对农地经营权抵押贷款的认知程度越高,进行农地经营权抵押贷款概率越高。

(4) 内生转换回归模型收入方程估计结果。内生转换回归模型的收入方程(2)和(3)估计了进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款两种情况下的农户农业收入方程结果。结果表明家庭人口数、土地经营面积、土地流转情况和负债水平对农户农业收入均具有显著正向促进作用。处理组中家庭供养比对农户农业收入具有显著负向降低作用,户主受教育水平和购买保险对农户农业收入具有显著正向促进作用,控制组中并不显著。控制组中户主年龄和家庭经营类型对农户农业收入具有显著正向促进作用,但处理组中并不显著。

3.1.3 非农收入回归估计结果

农地经营权抵押贷款非农业收入效应的内生转换回归模型和 OLS 估计结果如表 6 所示。

表 6 非农收入回归估计结果

变量	内生转换回归			OLS
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2)处理组	(3)控制组	
户主年龄	-0.167 (0.159)	-0.358 *** (0.005)	-0.052 (0.436)	-0.092 (0.117)
户主文化程度	-0.126 (0.370)	-0.021 (0.880)	0.230 *** (0.006)	0.185 ** (0.021)
人口数	-0.044 (0.560)	0.154 ** (0.032)	0.215 *** (0.000)	0.193 *** (0.000)
供养比	0.187 (0.720)	-1.392 *** (0.008)	-0.879 *** (0.002)	-0.875 *** (0.001)
土地经营面积	-0.002 (0.684)	0.023 *** (0.000)	0.008 ** (0.022)	0.011 * (0.084)
土地流转情况	0.195 (0.217)	0.114 (0.391)	0.141 (0.182)	0.132 (0.142)
家庭经营类型	-0.100 (0.475)	0.260 * (0.068)	0.491 *** (0.000)	0.466 *** (0.000)
是否参加过培训	0.015 (0.944)	0.042 (0.827)	0.443 *** (0.002)	0.305 *** (0.007)

续表

变量	内生转换回归			OLS
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2)处理组	(3)控制组	(4)
负债	0.199 ^{***} (0.001)	0.146 ^{***} (0.007)	-0.066 (0.176)	0.011 (0.766)
是否购买保险	-0.255 (0.538)	0.019 (0.963)	0.040 (0.889)	0.573 (0.368)
是否进行农地经营权抵押贷款				0.573 ^{***} (0.000)
对农地经营权抵押贷款政策的认知程度	0.927 ^{***} (0.000)			
常数项	-2.360 ^{**} (0.021)	9.418 ^{***} (0.000)	7.094 ^{***} (0.000)	7.395 ^{***} (0.000)
λ_j		1.668	0.486	
模型似然比检验的卡方统计量		20.91 ^{***} (0.000)		

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

(1) 内生转换回归模型似然比检验结果。内生转换回归模型似然比检验的卡方统计量为 20.91,相应 p 值为 0,表明在 1%显著性水平拒绝选择方程和非农业收入方程相互独立的原假设,说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策并非随机过程,存在选择性偏误和内生性。

(2) OLS 估计结果。依据 OLS 估计结果,家庭供养比对农户非农业收入具有显著负向降低作用,户主文化水平、家庭人口数、土地经营面积、家庭经营类型和参加培训对农户非农业收入具有显著正向促进作用。农地经营权抵押贷款对农户非农业收入也具有显著正向促进作用,其他条件相同情况下,进行农地经营权抵押贷款较未进行抵押贷款农户的非农业收入高 23.5%。但由于是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,OLS 无法消除选择性偏误。

(3) 内生转换回归模型选择方程估计结果。表 6 中内生转换回归模型选择方程(1)表明是否进行农地经营权抵押贷款的影响因素估计结果。结果表明农户负债水平与进行农地经营权抵押贷款概率正相关。对农地经营权抵押贷款的认知程度越高,农户进行农地经营权抵押贷款概率越高,主动性越强。

(4) 内生转换回归模型收入方程估计结果。内生转换回归模型收入方程(2)和(3)估计了进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款两种情况下农户

的非农收入结果。结果表明家庭供养比对农户非农业收入具有显著负向降低作用,家庭人口数、土地经营面积和家庭经营类型对农户非农业收入具有显著正向促进作用。处理组中户主年龄对农户非农业收入具有显著负向降低作用,负债水平对农户非农业收入具有显著正向促进作用,控制组中并不显著。控制组中户主受教育水平和参加培训对农户非农业收入具有显著正向促进作用,但处理组中并不显著。

3.2 处理效应与异质性效应

根据表 7,ATT 表明进行农地经营权抵押贷款农户收入超过假设其未进行抵押贷款条件下收入的比例;ATU 表明未进行农地经营权抵押贷款农户如进行抵押贷款收入超出其实际收入的比例。若 ATT 符号为正,说明进行农地经营权抵押贷款农户做出理性选择;若 ATU 符号为负,说明未进行农地经营权抵押贷款农户做出理性选择;若 ATT 符号为正同时 ATU 符号为负,说明进行与未进行抵押贷款农户均为实现自身利益最大化做出理性决策,农户抵押贷款决策为自选择过程。HT 表明未进行农地抵押贷款农户如选择抵押贷款,其收入超过实际进行农地抵押贷款农户收入的比例;HU 表明进行农地抵押贷款农户如未进行农地抵押贷款,其收入超过实际未进行农地抵押贷款农户收入的比例; Δ 是在消除自选择问题和异质性偏差后,进行农地抵押贷款农户收入超过未进行抵押贷款农户收入的比例。

表 7 处理效应与异质性效应

	总收入	农业收入	非农业收入
ATT	0.253	0.216	0.937
ATU	-0.085	0.171	-0.239
HT	0.645	0.274	0.933
HU	0.307	0.228	-0.244
Δ	0.338	0.046	1.176

3.2.1 总收入处理效应分析

首先,总收入下 ATT 表明进行农地经营权抵押贷款农户总收入较假设其未进行抵押贷款条件下总收入高 23.3%,ATU 表明如果未进行农地经营权抵押贷款农户选择进行抵押贷款,其总收入会减少 8.5%,说明对于总收入而言,是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,无论是进行还是未进行农地经营权抵押贷款的农户均基于比较优势做出利于增加自身收益的理性决策。其次,总收入下 ATT 的绝对值大于 ATU 的绝对值,说明进行农地经营权抵押贷款农户比实际未进行抵押贷款农户总收入增长更高,克服选择性偏误和内生性后,农

地经营权抵押贷款促进总收入提高的作用依然显著。再次,HT表明如果未进行农地抵押贷款农户选择进行农地抵押贷款,其总收入将比实际进行农地抵押贷款农户高64.5%;HU表明如果进行农地抵押贷款的农户选择不进行农地抵押贷款,其总收入将比实际未进行农地抵押贷款农户高30.7%; Δ 表明消除自选择问题和异质性偏差后,进行农地抵押贷款农户总收入比未进行农地抵押贷款农户总收入高33.8%。最后,使用OLS估计农地经营权抵押贷款对农户收入增长作用时系数为35%,说明在考虑农地经营权抵押贷款选择性偏差和内生性问题后,农地经营权抵押贷款对农户总收入提高作用明显变小,忽视农地经营权抵押贷款选择性偏差和内生性问题将会造成农地经营权抵押贷款总收入效应严重高估(张欣等,2017)。

3.2.2 农业收入处理效应分析

首先,农业收入下ATT表明进行农地经营权抵押贷款农户比假设其未进行抵押贷款条件下农业收入高21.6%,说明在克服选择性偏误和内生性后,农地经营权抵押贷款促进农户收入的提高作用依然显著;ATU表明如果未进行农地经营权抵押贷款的农户选择进行抵押贷款,其总收入会增长17.1%,说明对于农业收入而言,未进行农地经营权抵押贷款农户未做出理性选择。其次,HT表明如果未进行农地抵押贷款农户选择进行抵押贷款,其农业收入将比实际进行农地抵押贷款农户高27.4%;HU表明进行农地抵押贷款农户如果选择不进行抵押贷款,其农业收入将比实际未进行农地抵押贷款农户高22.8%; Δ 表明消除自选择问题和异质性偏差后,进行农地抵押贷款农户农业收入较未进行抵押贷款农户农业收入高4.6%。最后,使用OLS估计农地经营权抵押贷款对农户农业收入增长作用时的系数为23.5%,说明在考虑农地经营权抵押贷款选择性偏差和内生性问题后,农地经营权抵押贷款对农户农业收入的提高作用变小,忽视农地经营权抵押贷款的选择性偏差和内生性问题将导致农地经营权抵押贷款的农业收入效应高估。

3.2.3 非农业收入处理效应分析

首先,非农业收入下ATT表明进行农地经营权抵押贷款农户比假设其未进行抵押贷款条件下的非农业收入高93.7%,ATU表明如果未进行农地经营权抵押贷款农户选择进行抵押贷款,其非农业收入会减少23.9%,说明对于非农业收入而言,是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,无论是进行农地经营权抵押贷款农户还是未选择抵押贷款农户都基于比较优势做出增加自身收益的理性决策。其次,非农业收入下ATT绝对值大于ATU绝对值,说明进行农地经营权抵押贷款农户比实际未选择抵押贷款农户非农业收入增长更高,克服选择性偏误和内生性问题后,农地经营权抵押贷款促进非农业收入提高的作用

依然显著。再次,HT表明如果未进行农地抵押贷款农户选择进行抵押贷款,其非农业收入将比实际进行农地抵押贷款农户高93.3%;HU表明如果进行农地抵押贷款农户不选择抵押贷款,其非农业收入将比实际未进行农地抵押贷款农户低24.4%; Δ 表明消除自选择问题和异质性偏差后,进行农地抵押贷款农户农业收入比未进行抵押贷款农户非农业收入高117.6%。最后,运用OLS估计农地经营权抵押贷款对非农业收入增长作用时的系数为57.3%,说明在考虑农地经营权抵押贷款的选择性偏差和内生性问题后,农地经营权抵押贷款对农户总收入的提高作用明显变大,忽视农地经营权抵押贷款的选择性偏差和内生性问题将会造成农地经营权抵押贷款非农业收入效应严重低估。

总结以上结论,第一,于总收入和农业收入而言,无论进行农地经营权抵押贷款农户还是未选择抵押贷款农户均做出理性选择;于农业收入而言,未进行农地经营权抵押贷款农户如其选择抵押贷款,农业收入会进一步增长,部分真正需要农地经营权抵押贷款农户并未进行贷款。第二,消除选择性偏差和内生性问题后,农地经营权抵押贷款对农户总收入、农业收入和非农业收入均具有显著正向促进作用。第三,农地经营权抵押贷款对农户非农业收入的正向促进作用大于对农业收入的正向促进效应,因为原本应该用于农业生产贷款被部分抵押农户转移至非农业经营中(吴昕蓉,2018),非农生产项目的经济收益往往高于农业生产经济收益(惠献波,2019)。最后,如不考虑农地经营权抵押贷款的内生性问题,直接运用OLS进行估计,会高估农地经营权抵押贷款对农户总收入和农业收入的正向促进作用,并低估农地经营权抵押贷款对农户非农业收入的正向促进作用。

4 稳健性检验

为考察变量解释能力,本文改变研究方法,由于对农地经营权抵押贷款政策认知程度对农户是否进行抵押贷款具有直接影响,而对农户收入并无直接影响,因此,参照张欣等(2016)的研究,将贷款行为与待选工具变量进行回归,检验其相关性。依据检验结果,农地经营权抵押贷款政策认知程度通过了显著性检验,因此将其作为工具变量^①,运用工具变量法研究农地经营权抵押贷款收入效应,进行稳健性检验。工具变量法实证结果如表8所示。

根据表8,总收入、农业收入和非农业收入方程中农地经营权抵押贷款的系数均显著为正,说明农地经营权抵押贷款对总收入、农业收入和非农业收入均

^① 本文选择贷款经历和农地经营权抵押贷款政策认知程度作为待选工具变量。由于篇幅限制,回归结果未报告,如有需要可联系作者索取。

具有正向促进作用,与内生转换回归模型结论一致,通过稳健性检验。

表 8 工具变量法估计结果

变量	总收入	农业收入	非农业收入
户主年龄	-0.109 *** (0.007)	-0.103 ** (0.048)	-0.094 (0.103)
户主文化程度	0.123 *** (0.010)	0.100 (0.133)	0.184 ** (0.019)
人口数	0.173 *** (0.000)	0.094 ** (0.013)	0.194 *** (0.000)
供养比	-0.630 *** (0.000)	-0.410 * (0.073)	-0.878 *** (0.001)
土地经营面积	0.003 (0.141)	0.004 ** (0.036)	0.011 * (0.082)
土地流转情况	0.215 *** (0.000)	0.289 *** (0.000)	0.134 (0.129)
家庭经营类型	0.103 (0.106)	0.048 * (0.077)	0.463 *** (0.000)
是否参加过培训	0.267 *** (0.000)	0.149 (0.118)	0.310 *** (0.003)
负债	0.060 *** (0.010)	0.068 ** (0.028)	0.015 (0.698)
是否购买保险	0.358 *** (0.003)	0.426 *** (0.009)	0.160 (0.359)
是否进行农地经营权抵押贷款	0.382 *** (0.001)	0.375 ** (0.013)	0.528 *** (0.006)
常数项	9.265 *** (0.000)	8.847 *** (0.000)	7.416 *** (0.000)

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1% 的显著性水平上显著

5 结论与建议

5.1 结论

本文以宁夏石嘴山市平罗县调研数据为样本,进行描述性分析与实证分析,运用内生转换回归模型研究农地经营权抵押贷款对农户总收入、农业收入和非农业的收入效应,并计算相应处理效应,得到以下结论:

(1) 根据描述性分析结果,选择进行农地经营权抵押贷款的农户比例不

高,农户对农地经营权抵押贷款政策的整体认知程度较低,而对农地经营权抵押贷款的政策认知程度对其是否进行抵押贷款具有显著影响,说明抵押贷款政策尚未得到全面推广,农地经营权抵押贷款政策宣传落实工作仍有待提高。

(2) 依据内生转换回归模型估计结果,无论农户是否进行农地经营权抵押贷款,户主年龄和家庭供养比均对农户总收入具有显著负向降低作用,户主文化程度、家庭人口数、土地流转情况和负债水平均对农户总收入具有显著正向促进作用。

(3) 就农地经营权抵押贷款决策的自选择问题而言,根据 ATT 与 ATU 的符号,进行农地经营权抵押贷款农户的总收入(非农业收入)比假设其没有进行农地经营权抵押贷款条件下的总收入(非农业收入)高,未进行农地经营权抵押贷款农户比假设其进行农地经营权抵押贷款的总收入(非农业收入)高;同时,进行农地经营权抵押贷款农户的农业收入比假设其没有进行农地经营权抵押贷款条件下的农业收入高,未进行农地经营权抵押贷款农户比假设其进行农地经营权抵押贷款的农业收入低。在总收入和非农业收入层面,无论是进行农地经营权抵押贷款还是未进行农地经营权抵押贷款的农户均基于比较优势作出了理性选择;而在农业收入层面,未进行农地经营权抵押贷款的农户的选择存在非理性,如其选择进行农地经营权抵押贷款,农业收入将会得到进一步增长,说明部分真正需要农地经营权抵押贷款的农户未进行贷款。

(4) 消除选择性偏误和内生性问题之后,研究发现农地经营权抵押贷款对总收入、农业收入和非农业收入均具有显著的正向促进作用,且农地经营权抵押贷款对农户非农业收入的正向促进作用大于对农业收入的正向促进效应,增收效果更好。

5.2 建议

鉴于实证结果验证了农地经营权抵押贷款对农户收入具有显著正向促进作用,且进入全面建设小康社会后,农地经营权抵押贷款更需持续推进,结合实际提出政策建议,促进农地经营权抵押贷款进一步推广落实,有效发挥农地经营权抵押贷款的增收作用,提高农户收入,实现共同富裕。

(1) 政府激励扶持,出台优惠政策。由于进行农地经营权抵押贷款的农户比例较低,政府应出台相应的良性激励措施,在政策上予以优惠,进一步激励农户开拓创新,有效利用农地经营权抵押贷款拓展新业务,获得新收益,提高自身收入,促进农村经济发展。

(2) 金融机构要结合农户自身禀赋设计贷款合约。农地经营权抵押贷款决策是基于农户自身禀赋的自选择过程,金融机构开展农地经营权抵押贷款业务时,应充分考虑农户自身禀赋和当地农业经济发展特点等因素,合理调整与

优化农地经营权抵押贷款合约设计。

(3) 重点扶持新型农业经营主体发展。农地经营权抵押贷款对非农生产的增收效果显著,因此有必要扶持发展适度规模经营,对新型农业经营主体等重点对象进行引导,尤其是对规模经营农户,充分发挥金融助推农业生产作用,推动农地产权抵押贷款,开展以农业多种经营,实现农民增收、农业增效。

(4) 开放农地经营权抵押试点范围。农地经营权抵押贷款的增收效应已经实证检验,应进一步扩大试点范围,政府和金融机构合力保障农地贷款政策落实,使更多农户共享政策红利,促进农村经济发展和农民增收。

(5) 建立健全、有序、开放的农地产权交易市场。由于土地流转情况对农地经营权抵押贷款和农户总收入均具有显著正向促进作用,政府应完善农地产权交易市场。建立土地交换机制,并为其提供公平公正的交易场所;建立在线交易平台,以进一步扩大产权交易市场。

参考文献

- 曹璨,陈璇,罗剑朝. 2019. 农地经营权抵押贷款对农户收入影响的实证检验[J]. 农林经济管理学报, 18(6): 785-794.
- Cao L, Chen X, Luo J C. 2019. Impact of mortgage loan of rural land contractual right on households' income [J]. *Journal of Agro-Forestry Economics and Management*, 18(6): 785-794. (in Chinese)
- 陈云松,范晓光. 2011. 社会资本的劳动力市场效应估算——关于内生性问题的文献回溯和研究策略[J]. 社会学研究, (1): 167-195.
- Chen Y S, Fan X G. 2011. Measuring the labor market effects of social capital: A literature review and research strategy of dealing with the endogeneity problem[J]. *Sociological Studies*, (1): 167-195. (in Chinese)
- 惠献波. 2019. 农村土地经营权抵押贷款: 收入效应及模式差异[J]. 中国流通经济, 33(1): 112-118.
- Hui X B. 2019. Research on rural land management right mortgage loan: Income effect and mode differences[J]. *China Business and Market*, 33(1): 112-118. (in Chinese)
- 李林,潘伟光,陆凯麒. 2018. 农村土地承包经营权抵押贷款意愿的影响因素——基于农户视角的调研分析[J]. 江苏农业科学, 46(2): 283-287.
- Li L, Pan W G, Lu K Q. 2018. Influencing factors of willingness to mortgage loans for the right to contract management of rural land—A survey and analysis based on the perspective of farmers[J]. *Jiangsu Agricultural Sciences*, 46(2): 283-287. (in Chinese)

- 李雪松, 黄彦彦. 2015. 房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率[J]. 经济研究, 50(9): 100-113.
- Li X S, Huang Y Y. 2015. Rising housing price, multi-suite decision and household savings rate in urban China[J]. *Economic Research Journal*, 50(9): 100-113. (in Chinese)
- 梁虎, 罗剑朝, 张珩. 2017. 农地抵押贷款借贷行为对农户收入的影响——基于PSM模型的计量分析[J]. 农业技术经济, (10): 106-118.
- Liang H, Luo J C, Zhang H. 2017. The influence of farmland management rights mortgage loan borrowing behavior on farmers' income—Econometric analysis based on PSM model [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, (10): 106-118. (in Chinese)
- 林乐芬, 王步天. 2015. 农地经营权抵押贷款制度供给效果评价——基于农村金融改革试验区418名县乡村三级管理者的调查[J]. 经济学家, (10): 84-91.
- Lin L F, Wang B T. 2015. Evaluation on the effects of the supply of mortgage system of the operation rights of rural land—Investigation on 418 managers at the levels of county, township and villages in rural financial reform test zones [J]. *Economist*, (10): 84-91. (in Chinese)
- 刘辉煌, 吴伟. 2014. 我国农户借贷状况及其收入效应研究[J]. 上海经济研究, (8): 27-33, 41.
- Liu H H, Wu W. 2014. The income effect of access to credit in rural China: An empirical research based on micro survey data [J]. *Shanghai Economic Review*, (8): 27-33, 41. (in Chinese)
- 鲁美辰. 2013. 土地承包经营权抵押贷款对农民收入的影响评价——基于DID模型分析[J]. 中外企业家, (8): 63-64.
- Lu M C. 2013. Evaluation of the impact of land contract management rights mortgage on farmers' income—Based on the DID model [J]. *Chinese & Foreign Entrepreneurs*, (8): 63-64. (in Chinese)
- 孟楠, 罗剑朝, 马婧. 2016. 农户风险意识与承担能力对农地经营权抵押贷款行为响应影响研究——来自宁夏平罗732户农户数据的经验考察[J]. 农村经济, (10): 74-80.
- Meng N, Luo J C, Ma J. 2016. Research on the impact of farmer households' risk awareness and ability to the response of farmland management rights mortgage loans: An empirical investigation from the data of 732 farmers in Pingluo, Ningxia [J]. *Rural Economy*, (10): 74-80. (in Chinese)
- 牛荣, 陈思, 张珩. 2018. 不同规模农地抵押贷款可得性研究[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 18(6): 81-89.

- Niu R, Chen S, Zhang H. 2018. Availability of rural land contractual management right mortgage from different land scale[J]. *Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition)*, 18(6): 81-89. (in Chinese)
- 吴昕蓉. 2018. 以农地抵押贷款助推现代农业发展[J]. *农村经济与科技*, 29(15): 119-120.
- Wu X R. 2018. Promoting the development of modern agriculture with the mortgage of farmland management rights [J]. *Rural Economy and Science-Technology*, 29(15): 119-120. (in Chinese)
- 闫啸, 牛荣. 2017. 农户借贷对收入增长的影响: 1771 个农户样本[J]. *改革*, (10): 105-113.
- Yan X, Niu R. 2017. The influence of farmers' borrowing or lending money on income growing: Sample of 1771 farmers [J]. *Reform*, (10): 105-113. (in Chinese)
- 于琴, 刘亚相. 2014. 西部地区农村产权抵押贷款对农户收入影响的实证分析[J]. *四川农业大学学报*, 32(4): 455-461.
- Yu Q, Liu Y X. 2014. An empirical analysis of rural property mortgage effects on farmers' income in the west of China[J]. *Journal of Sichuan Agricultural University*, 32(4): 455-461. (in Chinese)
- 张欣, 于丽红, 兰庆高. 2016. 农户农地经营权抵押贷款行为对家庭福利的影响——基于辽宁省昌图县的调查[J]. *金融理论与实践*, (10): 67-70.
- Zhang X, Yu L H, Lan Q G. 2016. The impact of farmers' farmland management rights mortgage loans on family welfare: Based on a survey in Changtu County, Liaoning Province[J]. *Financial Theory & Practice*, (10): 67-70. (in Chinese)
- 张欣, 于丽红, 兰庆高. 2017. 农户农地经营权抵押贷款收入效应实证检验——基于辽宁省昌图县的调查[J]. *中国土地科学*, 31(12): 42-50.
- Zhang X, Yu L H, Lan Q G. 2017. Empirical test on income effect of rural households' farmland management right mortgage loan: Based on the investigation on Changtu county in Liaoning province[J]. *China Land Sciences*, 31(12): 42-50. (in Chinese)
- Besley T. 2009. Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana[J]. *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.
- Carter M R, Olinto P. 2003. Getting institutions "right" for whom? Credit constraints and the impact of property rights on the quantity and composition of investment[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1): 173-186.
- Feder G, Onchan T, Raparla T. 1998. Collateral, guaranties and rural credit in developing countries: Evidence from Asia [J]. *Agricultural Economics*, 2(3):

231-245.

Stupen R. 2014. Development of land and mortgage crediting of agriculture through land banks mechanism[J]. *Ukrainian Journal Economist*, (4): 31-34.

Analysis of Income Increase Effect of Farmland Management Rights Mortgage —Empirical Test Based on Endogenous Switching Model

Xiao Yan Rong Niu Yun Li

(College of Economy and Management, Northwest A&F University)

Abstract Based on the data of Pingluo County, Ningxia, this paper uses the endogenous transformation regression model to solve the endogenous and selective errors caused by self-selection, and studies the effects of farmland mortgage loans on Farmers' total income, agricultural income and non-agricultural income, and then calculates the corresponding processing effects. The results show that after eliminating the selective bias and endogenous problems, farmland mortgage loans have a significant positive effect on the total income, agricultural income and non-agricultural income. And the positive effect of farmland mortgage loans on the non-agricultural income of farmers is greater than the positive effect on the agricultural income. Based on the conclusions, this paper puts forward a series of policy suggestions to improve the policy mechanism of farmland mortgages, so as to play its role in promoting the income growth of farmers better.

JEL Classification F321.1

经济政策不确定性与家庭风险性 金融产品投资

陈瀚斌¹ 张浩²

摘要 本文旨在探讨经济政策不确定性对家庭部门的金融参与行为会受到怎样的影响。本文基于2010、2012和2014年的家庭微观调查数据实证探究经济政策不确定性如何影响家庭的风险性金融产品投资。研究表明,经济政策不确定性增加会显著降低家庭的风险性金融产品投资额占总金融资产的比例。本文进一步对影响渠道进行分析显示:家庭的不确定性收入和债务负担会放大经济政策不确定性对家庭金融参与的影响。收入波动性越大的家庭风险性金融产品投资比例在经济政策不确定性增加时会有更大程度下降。在异质性分析中,本文主要讨论了家庭的互联网使用和家庭的社会交互程度两个维度的差异。结果显示,当家庭使用互联网以及家庭有更多的社会交往活动时,经济政策不确定性增加对家庭的风险性金融产品投资比例的影响更大。

关键词 经济政策不确定性;家庭金融;风险性金融产品投资

0 引言

近年来,随着国际局势的变化,各国出台的政策具有更大的不确定性。尤其是受2020年以来疫情的影响,每个家庭感受到更深刻的政策不确定性。政策不确定性对经济社会发展有广泛的影响,对企业部门而言,政策不确定性会影响企业的投资、研发、并购、生产乃至影响企业的绩效(Julio and Yook, 2012; 李凤羽和杨墨竹, 2015; Gulen and Ion, 2016; Bonaime et al., 2018)。对家庭部门而言,政策不确定性不仅通过影响企业部门的生产经营进而影响家庭活动,也会直接影响家庭的消费、储蓄和劳动决策(Fuchs-Schündeln and Schündeln, 2005; Giavazzi and McMahon, 2012)。然而,经济政策不确定性对家庭金融市场

1 陈瀚斌(通讯作者),北京大学光华管理学院博士研究生, E-mail: hanbin_chen@stu.pku.edu.cn。

2 张浩,首都经济贸易大学工商管理学院讲师, E-mail: zhanghao-cuebba@cueb.edu.cn。

参与的影响受到的关注较少。

家庭金融是一个重要的课题,从各国的数据来看,家庭的金融市场参与程度都比较低,而且家庭的金融市场参与行为难以被很好地观测(Campbell, 2006)。根据 Survey of Consumer Finances(SCF)数据统计,多年来美国家庭的股票市场参与率约为 50%左右(Hong et al., 2004; Agarwal et al., 2022)。而由于现代金融市场发展较晚,根据本文的数据统计和前人的研究结果,中国家庭的金融参与度更低,中国家庭的股票市场参与率不到 10%(尹志超等, 2015a)。中国家庭的金融参与行为受到哪些因素的影响,如何让股票等金融产品成为未来家庭重要的资产选择值得进行更多的探索。本文以经济政策不确定性为视角,分析经济政策不确定性如何影响家庭的金融参与。

为了度量经济政策不确定性对家庭金融参与的影响,本文使用了中国家庭追踪调查数据(CFPS),使得一些不可观测的家庭固有特征和年度特征能够得到控制。本文研究发现,经济政策不确定性增加会显著降低家庭持有的风险性金融产品的比例,同时显著降低家庭持有风险性金融产品的概率。进一步研究发现,家庭的不确定性收入和债务负担是可能的影响渠道,它们会放大经济政策不确定性对家庭金融参与的影响。收入波动性越大的家庭在经济政策不确定性高时,会更多地减少风险性金融产品的持有比例。最后,本文通过异质性分析发现,当家庭使用互联网以及家庭有更多的社会交往活动时,家庭的风险性金融产品投资比例会受到经济政策不确定性更大的影响,从而连接了社会交互和金融市场参与这一系列的文献(Ellison and Fudenberg, 1995; Hong et al., 2004)。

本文接下来的部分结构安排如下:第 1 部分是文献回顾与研究假设,第 2 部分是数据、变量和实证设计,第 3 部分是基准回归,第 4 部分是影响渠道分析,第 5 部分是异质性分析,第 6 部分是稳健性检验,最后一部分是全文总结。

1 文献回顾与研究假设

本文从家庭金融参与行为的角度开展经济政策不确定性对家庭决策影响的研究,而已有文献较多研究了政策不确定性对企业层面的影响。文献多通过经济政策不确定性指数或者选举等外生事件来衡量政策不确定性对企业投资、并购、研发等经营活动以及股票市场表现的影响(Julio and Yook, 2012; Pástor and Veronesi, 2012; 李凤羽和杨墨竹, 2015; Gulen and Ion, 2016; 唐朝, 2017; Bonaime et al., 2018; 顾夏铭等, 2018),但探究政策不确定性对家庭决策的影响的研究还较少。政策不确定性对企业的影响与对家庭的影响并不相同,因为企业的投资往往是不可逆的,而家庭的金融投资是可逆的(Agarwal et al., 2022)。对家庭部门受政策不确定性影响的分析有助于更充分地刻画政策不确定性对经济运转的影响。

本文能够利用家庭微观数据开展政策不确定性对家庭金融决策的研究得

益于近年来微观调查数据的蓬勃发展。基于这些数据,已有文献对家庭或个体的金融参与的决定因素做出了丰富的研究,也就家庭对金融市场“有限参与”背后的影响因素进行了探究。以往的研究表明,诸如居民健康、教育程度、年龄等特征都会对个体的风险态度和金融决策造成影响,而且这些特征很难通过投资组合的方式加以分散。前人的研究结果显示,健康水平越高,户口为城镇户口的中国家庭对风险资产的投资意愿越高(刘潇等,2014)。而探讨年龄、婚姻(王璘和吴卫星,2014)、性别因素对金融参与影响的研究的结论并不统一。例如,有学者表示年龄对股市参与的影响是非线性的(刘潇等,2014),但也有可能年龄越大,投资者风险承担能力越强,个体参与股票市场的意愿会提高(王聪和田存志,2012)。在诸多影响家庭金融参与的因素中,家庭财富或家庭收入以及家庭人力资本投资的影响更为突出,也被用于解释“有限参与”之谜。因为参与股票投资需要承担一定的固定成本,所以家庭财富越多,参与成本对家庭的影响越小,家庭对股市的投资意愿越高(王聪和田存志,2012)。而家庭收入风险波动性越大,其对风险资产的投资越谨慎。除了家庭财富的影响外,人力资本差异也被用于解释金融参与程度的不同。教育程度较高以及拥有金融知识的家庭的金融参与率更高(尹志超等,2014)。以上这些研究为本文控制家庭和个体的影响提供了良好参考,但主要分析了家庭自身的特征对金融参与的影响,研究外部环境如何影响家庭金融投资的文献并不多。本文将通过刻画一种重要的外部环境变化——经济政策不确定性的变化,来解释家庭金融参与行为的变化。

政策不确定性风险是家庭资产配置过程中需要考虑的一种重要的不确定性风险。不确定性本身会影响家庭消费、储蓄等方方面面的决策,也用于解释一些特色的经济现象。罗楚亮(2004)研究表明中国家庭“高储蓄”现象的部分原因是经济转型过程中,中国家庭在住房、医疗、就业等方面面临的不确定性增加,因此触发了“预防性储蓄”行为,出于平滑消费的动机减少当期的消费。家庭的投资组合会考虑对不同风险的对冲(Heaton and Lucas, 1997; Betermier et al., 2012)。Betermier et al. (2012)基于瑞典的家庭数据研究发现,家庭的投资决策会考虑人力资本风险,从而在转换工作时会调整投资决策。如果家庭成员职业转换后的工资波动率更高,那么会减少风险资产的持有比例。政策不确定性除了会影响企业经营和宏观经济运转,也作为一种重要的不确定性风险影响家庭的决策。政策不确定性上升时,家庭的预防性储蓄动机增加,用于风险资产投资的资金就减少,对风险资产投资秉持更谨慎态度,从而使得家庭配置风险性金融资产的比例和意愿下降。据此,本文提出研究假设1。

H1: 经济政策不确定性的增加会显著减少家庭的风险性金融产品的投资比例。

在讨论政策不确定性通过怎样的机制影响家庭的金融资产配置时,家庭的收入发挥着重要的传导作用。劳动收入对家庭的消费行为、储蓄行为以及劳动

供给行为都产生了重要的影响 (Gourinchas and Parker, 2001; Fuchs-Schündeln and Schündeln, 2005; Giavazzi and McMahon, 2012)。Giavazzi and McMahon (2012) 基于 1998 年德国大选这一准自然实验研究发现, 家庭会通过增加储蓄、增加兼职工作的劳动供给来应对政策不确定性的增加。大选会带来与家庭生活息息相关的税收政策、养老金政策、失业保障政策等不确定性, 从而带来未来收入的不确定性。对于年轻家庭或者流动性财富较少的家庭而言, 政策不确定性增加时的劳动收入风险会更大。而从资产配置的角度看, 家庭在面临政策不确定性时会对风险资产的配置做出调整, 通过减少高风险的投资对劳动收入风险进行对冲。但也有观点认为对于风险资产的投资不仅取决于投资的夏普比率, 也取决于收入和金融市场回报间的相关性 (Campbell and Viceira, 2002)。当相关性较低时, 股票可以成为收入风险的对冲工具。即使收入波动性高的家庭也可能会因为对冲风险的需求而增加股票等风险资产的投资参与度 (Bonaparte et al., 2014)。关于如何刻画劳动收入风险, Agarwal et al. (2022) 等文献通过计算收入的标准差来衡量不确定性。而罗楚亮 (2004), 沈坤荣和谢勇 (2012) 等文献通过构造家庭收入方程, 来计算持久性收入和不确定性收入。根据以上的分析, 本文提出研究假设 2。

H2: 收入波动性大的家庭受到经济政策不确定性影响更大, 不确定性收入会放大经济政策不确定性对家庭风险性金融产品的投资比例的影响。

除了考虑收入风险的影响, 本文进一步考虑了债务负担对经济政策不确定性影响的放大作用。已有文献在研究家庭行为时, 关注了金融市场摩擦对家庭行为的影响, 也关注了政策不确定性对信贷供给的影响, 但尚未考虑政策不确定性通过信贷渠道对家庭行为的影响。由于金融体系不完善造成个人流动性约束或信贷约束加强时, 家庭为了购买大额商品, 往往需要控制当前的消费支出并进行强制储蓄。而不确定性可能会强化由于金融市场不完善带来的流动性约束的影响, 从而使得家庭的行为更为保守 (万广华等, 2001)。甘犁等 (2018) 研究发现低收入家庭的储蓄率由于流动性约束的存在而难以减少, 导致了经济部门中的储蓄率偏高。除了消费和储蓄, 信贷约束还对家庭的教育支出、创业选择等方面造成影响。在个人面临信贷约束或流动性约束时, 其对于风险资产的配置需求也会受限 (尹志超等, 2015b)。更大的债务负担会使得家庭面临再借贷难的信贷约束和还本付息压力, 未来的一部分家庭收入将用于还本付息, 当经济政策不确定性上升时, 债务负担越大的家庭的金融参与受到的抑制会越明显。因此, 本文提出研究假设 3。

H3: 债务负担会放大经济政策不确定性对家庭风险性金融产品的投资比例的影响。

之后, 本文还考虑了家庭金融参与的信息成本和社会交互带来的影响。这是因为信息成本被普遍认为是股票市场参与的成本之一, 由于信息处理和信息

获取能力低而带来的市场摩擦将会减少家庭的股票市场参与(郭士祺和梁平汉,2014)。社会交互也有口口相传式的信息传递作用(孟涓涓等,2013),有社会互动的家庭更有可能参与股票市场(Ellison and Fudenberg,1995;Hong et al.,2004)。中国式的社会网络除了能够传递信息外,也对家庭起到支持作用(王聪等,2015),如帮助中国农村家庭获得更多的信贷等(胡枫和陈玉宇,2012),从而调节经济政策不确定性对家庭金融参与的负面作用。随着信息技术的进步,互联网逐渐成为一种新的信息传播途径,并减少了金融市场摩擦(周广肃和梁琪,2018)。根据传统的看法,有信息优势的家庭,其信息成本更低,这些家庭可能受到政策不确定性的影响更小。但另一方面,从政策不确定性的视角来看,信息的加速传递也可能对家庭金融参与有抑制作用。互联网的出现提高了信息传递的速度并加大了信息的数量,互联网上对于某项政策是否会更改,某项改革是否会被执行的讨论加大了家庭对不确定性的感知,从而使得家庭的金融参与行为对政策不确定性更敏感。从政策不确定性的视角来看,社会交互也可能对家庭金融参与有不同的影响。口口相传式的交流和关于政策的讨论,同样可能放大政策不确定性对金融参与的影响。本文将在异质性分析部分从经济政策不确定性的视角出发,对互联网信息和社会交互的作用进行探究。

以往的文献就家庭对金融市场“有限参与”的问题有诸多有益的探究,相比于与本文比较相关的几篇文献,本文在如下方面进行了不同的研究探索。(1)本文与刘逢雨等(2019)都关注了经济政策不确定性对金融参与的影响,但不同于刘逢雨等(2019)文章中采用中国经济政策不确定性指数衡量经济政策不确定性的做法,本文基于省份的经济政策不确定性开展研究,使得时间固定效应得以控制,并加入了家庭和地区固定效应以控制不可观测特征的影响。同时,两篇文章在使用的数据上也存在不同,本文为了保证历年风险性金融资产定义的一致性,对CFPS数据进行进一步的挑选和处理,具体处理过程将在下文中阐述。为了避免因果识别上存在偏差,本文进一步为经济政策不确定性指数寻找了工具变量以更好地识别因果效应。最后,本文使用省级经济政策不确定性指数估计得到的对家庭风险性金融产品投资比例的影响要小于刘逢雨等(2019)估计的影响。(2)不同于刘逢雨等(2019)的讨论,本文检验了经济政策不确定性通过收入风险渠道和信贷渠道对家庭金融参与的影响机制,并讨论了经济政策不确定性视角下互联网信息和社会交互对金融参与可能的抑制作用。(3)Agarwal et al. (2022)研究了美国州长选举带来的政治不确定性对家庭金融参与的影响。因为两篇文章对不确定性的度量指标不同,这里无法比较政策不确定性对中国和美国家庭金融参与行为影响的差异。但在两国数据中,家庭金融参与率的下降都与收入风险有关。不同于Agarwal et al. (2022)讨论的州长选举带来的政治不确定性对家庭金融参与的影响,本文讨论的是经济政策不确定性对家庭金融参与的影响,本文解释变量衡量主要是政策上可能的变动带来

的不确定性。与 Agarwal et al. (2022) 相比, 本文进一步讨论了经济政策不确定性的信贷摩擦渠道, 并从经济政策不确定性的视角出发, 讨论互联网使用和社会交互对中国家庭金融参与率可能的抑制作用。

相比于之前的文献, 本文的边际贡献体现在: (1) 在当前背景下, 经济政策不确定性带来的风险是众多类型的风险中备受瞩目的一类风险。以往针对政策不确定性的研究多在企业层面开展。本文探究了家庭部门如何受到经济政策不确定性的影响, 以及什么样的家庭是对经济政策不确定性更敏感的家庭, 进一步丰富了经济政策不确定性对家庭金融资产配置影响的研究。(2) 本文对经济政策不确定性通过哪些渠道影响家庭的金融资产配置进行了探索, 本文认为不确定性收入及家庭债务负担会放大经济政策不确定性对家庭金融参与的影响, 从而为经济政策不确定性如何影响家庭决策的机制探索作出边际贡献。(3) 本文研究发现, 从经济政策不确定性的视角出发, 互联网信息和社会交互对家庭金融参与率可能存在负向影响。在面对政策不确定性上升时, 互联网信息和社会交互活动并不会提升家庭对风险资产的配置, 反而会降低家庭的风险性金融产品投资比例。

2 数据、变量和实证设计

2.1 数据来源

本文主要利用 2010、2012 和 2014 年的“中国家庭追踪调查”(CFPS) 的年度调查数据开展研究。后文有两处回归使用了 2016 年和 2018 年的 CFPS 数据, 分别是在探讨家庭债务负担的影响部分使用了 2014、2016 和 2018 年的数据; 在稳健性回归部分, 为了验证本文结论在更长时间维度上的稳健性, 本文将使用 2010、2012、2014、2016 和 2018 年的五期数据。这一调查由北京大学中国社会科学调查中心实施, 从 2010 年开始, 每两年对家庭进行追踪调查, 截至 2020 年共有 6 期数据。2020 年的追踪调查问卷尚未整理出家庭经济层面的数据。为了保持对金融产品定义的一致性, 本文在主要的回归部分利用了 2010、2012、2014 三期数据。样本覆盖了中国 25 个省/市/自治区, 目标样本规模为 16000 户。调查问卷内容包括家庭经济问卷、家庭关系问卷、成人问卷等, 为本文研究提供了所需要的家庭金融市场参与、家庭和个人特征等变量。其他经济数据来自 CSMAR 数据库和 CEIC 数据库。在附录部分详细描述了本文主要使用 2010、2012 和 2014 年数据的理由。

2.2 变量选择

为了衡量经济政策不确定性, 本文考虑了两个经济政策不确定性指标:

Davis et al. (2019)和 Yu et al. (2021)构建的政策不确定性指标。Baker et al. (2016)根据新闻文章中提到的“E”(经济)、“P”(政策)和“U”(不确定性)三类术语,对包含三类关键词的文章数进行统计、标准化和归一化,最后得到一国的经济政策不确定性。这一指标之后在关于经济政策不确定性的研究中得到了广泛应用。但是 Baker 等衡量的中国经济政策不确定性指数主要依据英文报纸《南华早报》,在词汇表达上与中文有所差异。同时这一报纸更多关注中国华南地区和东南亚相关新闻,对中国不同区域关注程度会有所差异。为了进一步改进数据,Davis et al. (2019)根据大陆中文报纸《光明日报》和《人民日报》对中国的政策不确定性指数进行量化,优化了在新闻词汇语言和区域关注上的问题。

然而,单一的国家指数还存在不能识别区域异质性的问题。Yu et al. (2021)基于中国各省份主流的日报的文章数据,遵循 Baker et al. (2016)的方法构建了中国省级经济政策不确定性指标。它在三个方面与 Baker et al. (2016)EPU 指数有差别:(1)Yu et al. (2021)基于中文报纸作为数据来源,对关键词的筛选结合了政府年度工作报告、“五年规划”、《人民日报》、《光明日报》和《经济日报》的内容,在检索时使用的关键词更准确和全面。(2)Yu et al. (2021)构建的 EPU 指数衡量的是省一级的经济政策不确定性,从而引入了区域的异质性。(3)Yu et al. (2021)在构造指数时,排除了非经济新闻,这是因为省内许多文章与经济无关,引入非经济新闻可能会使得对各省经济政策不确定性的衡量不准确。因为本文的样本时间区间较短,引入区域的异质性有利于增加解释力度,所以本文选择 Yu et al. (2021)构造的省份经济政策不确定性指数作为解释变量衡量经济政策不确定性。由于 Yu et al. (2021)构造的指数是年度数据,本文在研究过程中也使用了 Davis et al. (2019)构造的中国月度经济政策不确定性指数来衡量经济政策不确定性以保证结果的稳健性。

本文关注的被解释变量是家庭金融资产配置变量,主要被解释变量是家庭风险性金融资产配置比例 `fin_prop`:家庭风险性金融产品占家庭金融总资产的比例。中国家庭的风险性金融产品以股票、基金为主,其他部分包括债券、金融衍生品、信托产品、外汇产品,而家庭金融资产包括家庭的风险性金融产品和现金、存款、民间借贷和其他金融资产。本文中的风险性金融产品指的是股票和基金,而这两种产品也是中国家庭持有比例最多的金融产品,具有较好的代表性。为了保障结果的稳健性以及丰富本文结论,本文也考虑了家庭是否持有股票 `if_stock` 作为被解释变量。

根据已有文献如 Campbell(2006)等,考虑到家庭参与金融投资时的“背景风险”,本文还控制了家庭户主(本文对户主的定义如下:2010,2012 年采用家庭重大事件决策者为户主,2014 年在数据中不提供重大事件决策者的识别,因此以家庭投资主事人为户主)个人层面的特征:年龄、年龄的平方项、受教育年限、婚姻状况、健康状况评价、性别;家庭层面的特征:家庭收入、家庭总房产价

值、家庭城乡属性、家庭成员是否有经济学教育背景;区域经济变量:各省经济增速,并控制了年份、区域和家庭的固定效应以控制不可观测的特征。

具体的变量描述如表 1 所示。

表 1 变量描述

	变量	含义
被解释变量	fin_prop	股票和基金产品持有额占家庭总金融资产的比重
	if_stock	是否持有股票,持有则记为 1,否则记为 0
核心解释变量	p_epu	家庭受访前一年所在省份的 Yu et al. (2021) 经济政策不确定性指数值,并取对数
	epu_12m	Davis et al. (2019) 中国经济政策不确定性指数,取家庭受访时间点前 12 个月平均值和对数
工具变量	p_epu_iv1	家庭受访月份是否位于所在省省长/省委书记变更月份前 12 个月,是则记为 1,否则记为 0
	p_epu_iv2	全国其他省份的经济政策不确定性的平均值,并取对数
	epu_12m_iv1	俄罗斯经济政策不确定性指数,取家庭受访时间点前 24 个月至前 13 个月的平均值和对数
	epu_12m_iv2	印度经济政策不确定性指数,取家庭受访时间点前 24 个月至前 13 个月的平均值和对数
其他变量	age	户主年龄
	age_sq	户主年龄平方
	edu	户主受教育年限,取对数
	marry	户主婚姻状况,在婚则记为 1,否则记为 0
	gender	户主性别,男性记为 1,女性记为 0
	health	户主健康状况评价,从 1 到 5 表示健康程度的下降
	income	过去 12 个月家庭纯收入,包括工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入,并取对数
	urban	家庭城乡属性,城镇家庭记为 1,非城镇家庭记为 0
	house	家庭总房产价值,取对数
	gdp_g	各省历年的 gdp 增速/100
	econ_edu	家庭成员学历是否有经济学背景,是记为 1,否则记为 0
	econ_index	中国经济前景指数,取对数
	epu_y	Davis et al. (2019) 中国经济政策不确定性指数,并按年取平均值和对数
	familysize	家庭人口数
	hccp	户主是否为党员,是记为 1,否则记为 0
	remploy	家庭就业人口占总人口比例
	inde_I	根据家庭收入方程计算家庭不确定性收入,取对数
	net	户主是否上过网,是记为 1,否则记为 0
	social	家庭人情支出是否高于样本中人情支出金额中位数,是记为 1,否则记为 0
	bank	待偿银行借款余额/占家庭纯收入的比例
	n_bank	待偿非银行借款余额/占家庭纯收入的比例
	if_win	过去 12 个月投资是否获利,是记为 1,否则记为 0

2.3 数据描述

本文作了如下数据处理:(1)在2014年CFPS数据中,可以获得每个家庭投资的金融产品种类数据,但不提供每种产品的投资金额数据,仅提供了每个家庭投资的金融产品总价数据。而在2010年和2012年的数据中能够观察到家庭分别在股票和基金产品上的投资金额。为了保持样本期内对金融产品投资占比变量定义的一致性,本文在2014年样本中剔除了投资于债券、金融衍生品、信托产品、外汇产品、其他金融产品的样本,以保证2014年的家庭风险资产配置比例变量 *fin_prop* 依旧衡量的是股票和基金产品占家庭总金融资产的比重。(2)删去变量值为空的样本。(3)所有的连续变量做1%的 *winsorize* 处理。

从表2的描述性统计中可以看出,2010、2012和2014年中国家庭的风险性金融产品投资比例均值为3.59%,大部分家庭没有投资风险性金融产品。样本中持有股票的家庭-年样本仅占3.21%,大部分家庭没有投资于股票市场,可以看出在样本期内中国家庭的金融参与率是很低的。这一比例相较周广肃和梁琪(2018)采用城镇家庭样本衡量的比例7%低,因为本文同时纳入城镇和非城镇家庭样本,后文针对家庭的城乡属性进行了异质性分析。就家庭主事者的特征而言,样本家庭的主事者(即本文定义的“户主”)的平均年龄在50岁,平均受教育年限6.67年(取对数后为1.8977),平均而言具有小学学历。大部分主事者是在婚男性,对自我的健康评价处于中等水平,家庭主事者是党员比例为4.14%。就家庭的经济特征而言,样本家庭的年均收入为26502.65元(取对数后为10.1850),房产总价值53798.45元(取对数后为10.8930),待偿银行借款余额占家庭收入的平均比例为21%,待偿非银行借款余额占家庭收入的平均比例为35.6%,投资取得盈利的家庭-年观测值比例为34.3%。就家庭的其他特征而言,样本中城镇家庭的家庭-年观测值比例约为50%,使用过互联网的家庭比例平均为52%,这一比例偏高的原因是在本文中,若户主在2010、2012和2014年内使用过互联网,就将变量 *net* 定义为1。家庭成员有经济学背景的家庭-年观测值比例为3.24%,家庭人数平均为3.81,家庭就业人口占家庭人数的比例平均值为62.9%。样本期内省份GDP增速最大值为17.4%,最小值为4.9%,平均增速10.26%。

本文使用的省份经济政策不确定性数据来自Yu et al. (2021),因为本文后续采用的是2010、2012和2014年的CFPS家庭经济和金融投资数据,所以表2 Panel B中展示的是家庭受访前一年即2009、2011、2013年全国各省份^①的经济政策不确定性(取对数前的值)的描述性统计结果。这里以福建省和辽宁省为例,2009、2011和2013年的福建省、辽宁省的经济政策不确定性水平始终位于

^①表中展示的是中国31省级行政区(不含中国港澳台地区)的经济政策不确定性数据。

25%~50%分位值的区间。

表 2 描述性统计

Panel A: 样本描述性统计						
变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
fin_prop	11651	0.0359	0.1531	0.0000	0.0000	1.0000
p_epu	11651	2.6983	1.0303	-1.0942	2.9376	4.2955
age	11651	50.9661	12.5827	17.0000	50.0000	91.0000
edu	11651	1.8977	0.9036	0.0000	2.3026	2.8332
marry	11651	0.8997	0.3005	0.0000	1.0000	1.0000
gender	11651	0.7179	0.4501	0.0000	1.0000	1.0000
health	11651	2.7852	1.2664	1.0000	3.0000	5.0000
income	11651	10.1850	1.1939	5.3033	10.4043	12.4772
urban	11651	0.5060	0.5000	0.0000	1.0000	1.0000
house	11651	10.8930	3.3982	0.0000	11.6953	15.3416
gdp_g	11651	0.1026	0.0248	0.0490	0.1010	0.1740
econ_edu	11651	0.0324	0.1772	0.0000	0.0000	1.0000
p_epu_iv1	11651	0.4336	0.4956	0.0000	0.0000	1.0000
p_epu_iv2	11651	3.0324	0.1305	2.8598	2.9633	3.2461
econ_index	11651	4.7218	0.0394	4.6483	4.7286	4.7962
epu_y	11651	4.7724	0.0743	4.6656	4.8054	4.8340
epu_12m	11651	4.8075	0.1092	4.5920	4.8406	4.9251
epu_12m_iv1	11651	4.7862	0.1960	4.6040	4.6692	5.1649
epu_12m_iv2	11651	4.8824	0.1146	4.5925	4.9427	4.9983
familysize	11651	3.8178	1.7188	1.0000	4.0000	17.0000
hccp	11651	0.0414	0.1992	0.0000	0.0000	1.0000
remploy	11651	0.6290	0.3567	0.0000	0.6667	1.0000
inde_I	11651	0.0000	1.0857	-5.4069	0.1789	3.3427
net	11651	0.5277	0.4993	0.0000	1.0000	1.0000
social	11651	0.4936	0.5000	0.0000	0.0000	1.0000
if_stock	21402	0.0321	0.1764	0.0000	0.0000	1.0000
bank	7582	0.2103	4.0914	0.0000	0.0000	285.7143
n_bank	7582	0.3563	5.5742	0.0000	0.0000	200.0002
if_win	542	0.3432	0.4752	0.0000	0.0000	1.0000

Panel B: 省份经济政策不确定性描述性统计							
变量名	年份	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
p_epu	2009	31	18.6996	14.8007	1.0124	15.5874	74.9050
	2011	31	19.2621	13.3080	1.4910	16.2659	73.3724
	2013	31	24.8731	16.0290	0.3348	23.8009	76.4771

2.4 实证设计

在实证部分,本文将使用以下模型来实证分析经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资的影响:

$$y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 p\_epu_{ht} + \beta_2 \times controls_{iht} + \alpha_i + \mu_h + \gamma_t + \varepsilon_{iht} \quad (1)$$

其中,被解释变量是家庭的风险性金融资产投资,包括家庭的风险性金融产品占总金融资产的比重 fin_prop 和家庭是否持有股票 if_stock 。经济政策不确定性变量用所在省份的经济政策不确定性指数 p_epu 来衡量。 $controls$ 为本文的控制变量,下标 i, h, t 分别代表家庭、省份和年份。本文在模型中使用省份固定效应控制省份之间的系统差异,使用家庭固定效应控制家庭不可观测的特征,使用年份固定效应控制宏观经济条件的影响。

在关于影响渠道讨论的部分,本文采取的实证模型如下:

$$y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 p\_epu_{ht} + \theta_1 inde\_I_{iht} + \theta_2 p\_epu_{ht} \times inde\_I_{iht} + \beta_2 \times controls_{iht} + \alpha_i + \mu_h + \gamma_t + \varepsilon_{iht} \quad (2)$$

借助实证模型(2),本文讨论家庭的不确定性收入是否放大了经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响,其中 $inde\_I$ 代表家庭的不确定性收入。

$$y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 p\_epu_{ht} + \theta_1 bank_{iht} (\theta_1 n\_bank_{iht}) + \theta_2 p\_epu_{ht} \times bank_{iht} (\theta_2 p\_epu_{ht} \times n\_bank_{iht}) + \beta_2 \times controls_{iht} + \alpha_i + \mu_h + \gamma_t + \varepsilon_{iht} \quad (3)$$

借助实证模型(3),本文讨论家庭待偿还的银行债务负担(或者待偿还的非银行债务负担)是否放大了经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响,其中 $bank$ 为当年家庭待偿银行借款余额占家庭收入的比例, n_bank 为当年家庭待偿非银行借款余额占家庭收入的比例,分别代表了家庭的不同债务负担。

由于模型中控制了大量的固定效应,本文借鉴 Giannetti and Wang(2016)以及 Agarwal et al. (2022),使用最小二乘法进行估计。同样借鉴 Giannetti and Wang(2016)以及 Agarwal et al. (2022),本文在家庭层面对标准误差进行聚类,因为家庭的金融参与和投资行为可能随时间的推移而相关。

3 基准回归

3.1 基准回归

表 3 显示的是经济政策不确定性对家庭风险金融产品投资的结果,列(1)

中控制了省份固定效应和年份效应,没有控制家庭固定效应,所以从列(1)的结果中可以看出户主个人特征和家庭特征对家庭金融参与的影响。在不控制家庭固定效应的情况下,经济政策不确定性显著减少了家庭的风险性金融产品的投资比例,这与本文的研究假设 1 是一致的。从家庭户主特征来看,年龄对家庭风险性金融产品投资的影响呈现非线性的影响。户主受教育年限越长,学历越高,了解风险产品信息成本越低,家庭的风险性金融产品的投资比例越高。而就户主的婚姻状况的影响来看,户主处于在婚状态会让家庭更少投资于风险性金融产品,但这一结果并不显著。与家庭的男性决策者相比,女性决策者会更倾向于投资风险性金融产品。户主的健康状况和地区的经济发展对家庭风险性金融产品投资参与的影响并不显著。从家庭特征的影响来看,我们可以看到收入更高或者有更多房产的“富有”家庭会更多地参与风险性金融产品市场,家庭的财富越多,越能弥补进入股票等市场所需的成本。城镇家庭由于金融可得性更高,会更多地参与风险性金融产品投资。而家庭成员的经济学专业背景也会提高家庭的风险性金融产品投资比例。第(2)列控制了家庭固定效应,从结果中可以看出经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资的比例依旧有显著为负的影响,系数大小略有下降。因此,本文的研究假设 1 得以验证。

表 3 经济政策不确定性与家庭风险性金融产品投资——基准结果

	(1)	(2)
	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0094 *** (0.0020)	-0.0090 *** (0.0021)
age	0.0023 ** (0.0009)	0.0006 (0.0014)
age_sq	-0.0000 ** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
edu	0.0144 *** (0.0014)	-0.0009 (0.0019)
marry	-0.0040 (0.0059)	0.0070 (0.0094)
gender	-0.0221 *** (0.0045)	-0.0067 (0.0047)
health	0.0002 (0.0012)	-0.0018 (0.0014)
income	0.0067 *** (0.0010)	0.0015 (0.0012)

续表

	(1)	(2)
	fin_prop	fin_prop
urban	0.0386 *** (0.0032)	0.0132 ** (0.0055)
house	0.0017 *** (0.0006)	0.0006 (0.0006)
gdp_g	-0.2000 (0.1385)	-0.2528 * (0.1387)
econ_edu	0.0646 *** (0.0150)	0.0237 * (0.0141)
Constant	-0.0907 *** (0.0309)	0.0677 * (0.0355)
Observations	11651	11651
R-squared	0.1184	0.6810
Year FE	Yes	Yes
Family FE	No	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

为了避免因为区域内的相关性而导致不能被实证模型解释的误差部分存在相关性，本文也将标准误差在区县和村居/社区层面进行聚类处理，具体的实证结果在附录部分展示。

进一步地，本文观察了经济政策不确定性对家庭股票市场参与的影响。这里的被解释变量是家庭是否持有股票“if_stock”。从表 4 结果来看，经济政策不确定性水平较高时，家庭会减少股票市场的参与。

表 4 经济政策不确定性与家庭股票市场参与

	(1)	(2)
	if_stock	if_stock
p_epu	-0.0027 ** (0.0013)	-0.0024 * (0.0013)
Constant	-0.1138 *** (0.0263)	0.0013 (0.0242)
Observations	21402	21402
R-squared	0.1043	0.7414
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Family FE	No	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

3.2 省份经济政策不确定性与全国经济政策不确定性

进一步探究的一个问题是,各个省份的经济政策不确定性的影响是否都来自全国的经济政策不确定性的影响。基准回归中由于我们控制了年度固定效应,因此实际上控制了来自年度特征的影响。这里我们探究省份经济政策不确定性变量 p_epu 和全国经济政策不确定性变量 epu_y 之间的相关性。表 5 第 (1) 列中控制了各省份经济增速、经济前景指数和省份固定效应,并将各个省份的经济政策不确定性对全国经济政策不确定性进行回归,从结果中可以看出当该年度中国经济政策不确定性水平越高时,省份的经济政策不确定性也会越高。利用第 (1) 列的回归结果,并取残差 $residual$ (剔除来自全国经济政策不确定性的影响),将家庭的风险性金融产品投资比例对残差进行回归,我们从第 (2) 列的结果看经济政策不确定性残差越高,家庭对风险性金融产品的投资比例也会越低。第 (3) 列的结果显示,在控制过去一年的全国经济政策不确定性之后,省份经济政策不确定性变量的影响依旧显著为负。因此,我们认为各个省份的经济政策不确定性并非都来自全国的经济政策不确定性。

表 5 省份经济政策不确定性与全国经济政策不确定性

	(1)	(2)	(3)
	p_epu	fin_prop	fin_prop
$residual$		-0.0087*** (0.0020)	
epu_y	3.2722*** (0.1316)		0.0062 (0.0211)
p_epu			-0.0078*** (0.0020)
Constant	-36.7739*** (1.7180)	0.0057 (0.0329)	0.0070 (0.0989)
Observations	11651	11651	11651
R-squared	0.5832	0.6802	0.6800
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	No	No	No
Family FE	No	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$

3.3 内生性考虑:工具变量法

参考前人文献,本文采用两种方式确定工具变量。第一种是采用家庭所在

省份的省长或省委书记变更作为工具变量(胡志安和邱智敏,2021)。地方官员在经济发展中扮演重要角色,不同省长/省委书记管辖下的区域经济发展情况有较大差异(贾倩等,2013;王贤彬和徐现祥,2008),实施的经济政策也各有特点,省长/省委书记的变动会带来区域经济政策的不确定性,从而满足相关性要求。为了满足外生性要求“地方官员变更仅通过影响政策不确定性从而影响家庭金融参与行为”,本文将省领导变更时间要求为在家庭受访月份之后一年内。因为避免了官员变更本身对区域家庭的影响,而保证对家庭的影响源自于经济政策不确定性。第二种工具变量是采用当年全国其他省份的经济政策不确定性的均值作为工具变量(Yu et al., 2021)。我们认为第二种工具变量也满足工具变量的相关性和外生性条件。首先,各省份之间经济关联强,一省的经济政策不确定性与其他地区的经济政策不确定性存在相关性。其次,全国其他地区的经济政策不确定性程度作为一个整体层面指标,与单个家庭的风险性金融产品投资决策没有直接关系,主要是通过影响家庭所在省份的经济政策不确定性水平来影响家庭的风险性金融投资。从表 6 的结果来看,第一阶段回归的 F 统计值和 Cragg-Donald Wald F 统计值均大于 10,拒绝了工具变量是弱工具变量的原假设。而过度识别检验 p 值大于 10% 避免了过度识别的问题。因此,本文选择的工具变量是相对合适的。

表 6 工具变量回归

	(1)	(2)
	p_epu	fin_prop
p_epu_iv1	0.1577 *** (0.0078)	
p_epu_iv2	-19.8626 *** (0.3468)	
p_epu		-0.0282 *** (0.0032)
Constant	64.1271 *** (1.0918)	
Observations	11651	11651
R-squared	0.7476	
一阶段 F 统计值	333.39	
Cragg-Donald Wald F 统计值	1365.084	
过度识别检验 p 值		0.8474
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

从表 6 结果来看,列(1)是第一阶段回归结果,列(2)反映工具变量回归的结果。用工具变量克服潜在的内生性问题后,可以看出经济政策不确定性依然对家庭的风险性金融产品投资有显著的负向影响。

从结果来看,工具变量 p_epu_iv2 对本文内生解释变量 p_epu 的系数显著为负,但这并不代表除本省外,全国层面经济政策不确定性水平的上升将降低本省份的经济政策不确定性水平,因为前文在比较省份经济政策不确定性与全国经济政策不确定性时,本文发现每年中国的经济政策不确定性水平越高,省份层面的经济政策不确定性水平也会越高。工具变量 p_epu_iv2 更多反映的是除本省份外其他省份层面经济政策不确定性的平均水平,而非全国层面的经济政策不确定性水平。为了避免因为读者将工具变量 p_epu_iv2 等价于同期全国层面的经济政策不确定性水平而在结果解读上造成困扰,本文在附录部分调整了工具变量的使用。一方面,本文将除本省外其他省份经济政策不确定性指数均值(工具变量 p_epu_iv2)替换为其滞后一期的值 lp_epu_iv2 。另一方面,本文补充了仅使用官员变换变量(即 p_epu_iv1)作为工具变量的实证结果,实证结果均保持稳健。

3.4 采用月度政策不确定性指数进行稳健性检验

本文主要采用的是年度的省份经济政策不确定性指数数据,而家庭存在特定的 CFPS 数据受访月份,为了能进一步衡量家庭受访月份附近的经济政策不确定性的影响,本文利用 Davis et al. (2019)的中国月度经济政策不确定性指数对假设 1 进行检验,并同样进行工具变量检验。这里我们采用的经济政策不确定性变量为家庭接受 CFPS 数据团队采访时点的前 12 个月的政策不确定性指数平均值,并取对数。

表 7 第(1)列的结果显示,采用新的经济政策不确定性指数依然不影响结果的稳健性。家庭受访前 12 个月的经济政策不确定性平均值均对家庭的风险性金融产品投资比例有显著的负向影响。

表 7 月度经济政策不确定性指数的稳健性检验

	基准回归	工具变量回归	
	(1)	(2)	(3)
	fin_prop	epu_12m	fin_prop
epu_12m_iv1		-0.4460*** (0.0080)	
epu_12m_iv2		0.1707*** (0.0080)	

续表

	基准回归	工具变量回归	
	(1)	(2)	(3)
	fin_prop	epu_12m	fin_prop
epu_12m	-0.4090 *** (0.1198)		-0.2492 ** (0.1085)
Constant	1.9883 *** (0.5788)	6.1079 *** (0.0231)	
Observations	11651	11651	11651
R-squared	0.6811	0.9907	
一阶段回归 F 值		401.07	
Cragg-Donald Wald F 值		2854.315	
过度识别检验 p 值			0.2195
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

为了克服潜在的内生性问题,参考前人文献,本文为全国月度的经济政策不确定性指数寻找了工具变量。这里寻找的工具变量是同为重要新兴经济体,且有较强经济联系的俄罗斯和印度的经济政策不确定性指数。关于相关性的讨论,中国与俄罗斯、印度同为重要新兴经济体,彼此之间有较强的经济互动和有较强的政策联系。而关于外生性的讨论,本文采用的是家庭受访月份前 24 个月至前 13 个月的俄罗斯和印度的经济政策不确定性指数平均值作为工具变量,相比于潜在的内生解释变量提前了 12 个月。并且,印度和俄罗斯的经济政策不确定性较难通过其他渠道影响中国家庭的具体的金融参与行为,主要是通过影响中国的经济政策不确定性影响家庭的风险性金融产品投资决策。表 7 的第(2)列是第一阶段回归的结果,第一阶段回归的 F 统计值和 Cragg-Donald Wald F 统计值均大于 10,拒绝了工具变量是弱工具变量的原假设。而过度识别检验 p 值大于 10%,避免了过度识别的问题。第(3)列的工具变量回归结果显示,家庭受访前 12 个月的经济政策不确定性平均值对家庭金融参与的影响在克服了潜在的内生性问题后依然稳健。

由于 CFPS 团队访问家庭的月份多集中于 7 月和 8 月,读者可能担心变量 epu_12m 和时间固定效应共线。但从上表实证结果来看,由于家庭在不同月份受访,变量 epu_12m 在家庭间的差异依旧能够在控制时间固定效应后显著解释家庭风险性金融产品投资比例的差异。同时,在附录部分,本文利用删去受访

月份在 7 月和 8 月的样本后重新进行了回归,结果保持稳健。

4 影响渠道分析

4.1 收入渠道的影响

首先,本文观察收入波动性不同的家庭在面对经济政策不确定性增加时的风险性金融产品投资比例的差异。

从基准回归中得到的结果是经济政策不确定性增加会显著降低家庭的风险性金融产品投资比例,那么经济政策不确定性为什么会导致家庭的风险性金融产品投资比例下降?前人的研究中提到了政策不确定性会带来家庭未来收入的不确定性加大。我们观察收入波动性如何影响家庭风险性金融产品投资比例。由于经济政策不确定性会带来家庭未来收入的不确定性,因此收入的波动性是家庭面对政策不确定性时重要的风险敞口。为了度量家庭收入的波动性,本文选取了样本中存在 3 年家庭纯收入的家庭样本,根据家庭在所有年份的纯收入计算该家庭的纯收入标准差,然后根据家庭收入标准差的中位数进行分组,分为高收入波动家庭和低收入波动家庭样本,以 dummy 变量 vol 表征。vol=1 代表高收入波动家庭,vol=0 代表低收入波动家庭,并检验收入的波动性如何影响家庭的风险投资决策。

从表 8 列(1)~(2)的结果来看,相比于低收入波动家庭,高收入波动家庭在经济政策不确定性水平增加时将更多地减少投资于风险性金融产品的比例。为了衡量高收入波动家庭和低收入波动家庭的风险性金融产品投资比例受到影响是否有显著性差异,这里构建了省份经济政策不确定性和家庭收入波动性变量 vol 的交叉项 p_epu×vol 加入第(3)列的回归中。由于回归中控制了家庭固定效应,所以回归中没有展示 vol 项的系数。从结果来看,家庭的收入波动性越大,经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响越大。低收入波动家庭,如有稳定收入的公务员家庭,未来收入不确定性是较低的,因此家庭的金融资产配置受到经济政策不确定性的影响更小(Giavazzi and McMahon, 2012)。

表 8 收入渠道的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低收入波动组	高收入波动组	构建交叉项	不确定性收入的影响
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0068 *** (0.0025)	-0.0103 *** (0.0032)	-0.0056 ** (0.0024)	-0.0087 *** (0.0020)

续表

	(1) 低收入波动组 fin_prop	(2) 高收入波动组 fin_prop	(3) 构建交叉项 fin_prop	(4) 不确定性收入的影响 fin_prop
p_epu×vol			-0.0061* (0.0036)	
inde_I				-0.0278** (0.0130)
p_epu×inde_I				-0.0041*** (0.0013)
Constant	0.0990** (0.0434)	0.0502 (0.0552)	0.0673* (0.0354)	-0.2903** (0.1273)
Observations	5827	5824	11651	11651
R-squared	0.6730	0.6822	0.6811	0.6820
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

其次,本文衡量不确定性收入是否放大了政策不确定性对家庭金融参与的影响。一般而言,持久性收入与家庭的特征、家庭成员如户主的特征密切相关。根据沈坤荣和谢勇(2012),本文将家庭的收入作为被解释变量,对户主的年龄及平方项、受教育程度、婚姻、性别、健康程度、家庭城乡属性、家庭人口规模、家庭就业人口比例、户主是否为党员以及所在省份 GDP 增速这些变量进行回归,取残差来衡量不确定性收入。由于这一残差不能被家庭结构特征和个体特征解释,因此用来表示不确定性收入,记为 inde_I。

$$y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 \text{age}_{iht} + \beta_2 \times \text{age\_sq}_{iht} + \beta_3 \times \text{edu}_{iht} + \beta_4 \times \text{marry}_{iht} + \beta_5 \times \text{gender}_{iht} + \beta_6 \times \text{health}_{iht} + \beta_7 \times \text{urban}_{iht} + \beta_8 \times \text{familysize}_{iht} + \beta_9 \times \text{remploy}_{iht} + \beta_{10} \times \text{hccp}_{iht} + \beta_{11} \times \text{gdp\_g}_{ht} + \varepsilon_{iht} \quad (4)$$

$$\text{inde\_I}_{iht} = y_{iht} - \hat{y}_{iht} \quad (5)$$

表 8 第(4)列中,本文构建了不确定性收入与经济政策不确定性的交叉项,从结果可以看出,不确定收入越高,经济政策不确定性对家庭风险性金融投资的影响越大。

本文除了通过构建交叉项并纳入回归中来检验分组系数之间的差异,在附录部分,本文通过组间系数差异检验并观察经验 p 值来确定分组系数差异的显著性,本文中其他分组回归的系数差异检验结果也在附录部分中呈现,实证结果保持稳健。

4.2 债务负担的影响

除了不确定性收入渠道的影响,这一部分探究家庭的借款偿还压力是否是可能的影响渠道。关于政策不确定性对企业的影响,除了实物期权的渠道外还通过金融摩擦的渠道实现。对于资金状况差,外部融资约束较高的企业而言,在政策不确定性较高时或者面临风险冲击时,企业的资金成本受到影响(Christiano et al., 2014; 谭小芬和张文婧, 2017)。借贷双方的信息不对称程度上升,信贷对抵押品的要求增大,导致信贷可得性下降,资金成本上升。因此,这里借鉴前人文献对企业部门的探究,考虑经济政策不确定性是否也会通过信贷渠道对家庭部门的风险性金融产品投资比例产生影响。

这一部分,本文区分家庭受访时的待偿借款余额为从银行借款待偿余额和非银行借款待偿余额,即正规金融和非正规金融借款余额,并除以当年家庭收入计算了债务收入比,记为 bank 和 n_bank。这一部分采用 2014、2016 和 2018 年的 CFPS 数据,原因如下:2010、2012 年对待偿还借款余额的调查每年一种问法,且 2010 年的对借款总额的问法无法区分民间借贷还是银行借贷,而 2014、2016、2018 年对待偿还借款余额问法一致。这里为了保持问卷中对待偿还借款余额问法的一致性,采用 2014、2016、2018 年的问卷数据。这里对风险性金融产品投资比例的定义为所有金融产品总价/金融资产总额,所有金融产品种类包括:股票、基金、国债、信托、外汇和其他金融资产(如期货、期权等)。从数据来看,家庭金融产品持有结构仍以股票和基金为主,其他产品占比很小,因此能缓解对风险性金融产品总价中纳入国债的担忧。

从表 9 的结果来看,当年家庭待偿银行借款余额越大的,其风险性金融产品投资比例受到经济政策不确定性影响越大,而当年待偿非银行借款余额并没有显著影响。本文认为正规金融有较强的还款约束力,更大的家庭待偿借款余额反映家庭更大的债务负担,所以加大了经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的负向影响。而来自亲友,其他私人借款等非银行借款待偿余额没有反映家庭更大的债务负担的影响。

表 9 债务负担的影响

	(1)	(2)
	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0007 (0.0016)	-0.0007 (0.0016)
bank	0.0016* (0.0009)	

续表

	(1)	(2)
	fin_prop	fin_prop
p_epu×bank	-0.0006* (0.0003)	
n_bank		0.0002 (0.0002)
p_epu×n_bank		-0.0001 (0.0001)
Constant	0.0388 (0.0441)	0.0415 (0.0443)
Observations	7582	7582
R-squared	0.7572	0.7572
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

5 异质性分析

前文检验了经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响，并就影响渠道进行了探讨。这一部分将就家庭的异质性进行分析。

5.1 城乡差异

第一个考虑的家庭异质性是家庭的城乡差异，并通过构建城乡差异变量 urban 与经济政策不确定性变量 p_epu 的交叉项加入回归中，结果如表 10 第 (3) 列所示。从第 (3) 列结果来看，交叉项 p_epu×urban 系数显著为负，这意味着城镇家庭在面对经济政策不确定性增加时，会更多地减少对风险性金融产品的持有。这里的一种解释是：城镇家庭的社交活动会更多地和商业相关，家庭的金融可得性更好，获取相关信息更多，周围交往的家庭更关心金融投资，因此其金融参与行为对经济政策不确定性的敏感性更高。所以当经济政策不确定性增加时，城镇家庭会更多地减少对风险性金融产品的持有。

5.2 户主是否使用过互联网

借鉴郭士祺和梁平汉(2014)，网络信息可获得性很大程度上能够反映股市

表 10 异质性分析

城乡差异			是否使用互联网			是否有较多社会交互活动		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
非城镇家庭 fin_prop	城镇家庭 fin_prop	构建交叉项 fin_prop	不使用 fin_prop	使用 fin_prop	构建交叉项 fin_prop	社会交互少 fin_prop	社会交互多 fin_prop	构建交叉项 fin_prop
-0.0036 ^{**} (0.0017)	-0.0116 ^{***} (0.0033)	-0.0041 ^{**} (0.0018)	-0.0063 ^{***} (0.0019)	-0.0112 ^{***} (0.0035)	-0.0046 ^{**} (0.0019)	-0.0053 ^{**} (0.0023)	-0.0143 ^{***} (0.0038)	-0.0054 ^{**} (0.0022)
p_epu			-0.0081 ^{**} (0.0033)					
p_epu×urban								
p_epu×net			-0.0082 ^{**} (0.0037)					
p_epu×social						-0.0084 ^{**} (0.0041)		
Constant	0.0041 (0.0189)	0.1591 ^{**} (0.0684)	0.0530 (0.0357)	0.0543 [*] (0.0319)	0.0315 (0.0607)	0.0669 [*] (0.0355)	-0.0148 (0.0399)	0.1738 ^{***} (0.0570)
Observations	5646	5767	11651	5503	6148	11651	5900	5751
R-squared	0.5757	0.6753	0.6813	0.6173	0.6834	0.6813	0.6479	0.6908
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，^{*} $p<0.1$ ，^{**} $p<0.05$ ，^{***} $p<0.01$ 。

信息的可获得性,所以本文利用“是否使用互联网”这一变量来衡量家庭的信息获取能力,并通过构建“是否使用互联网”变量与政策不确定性变量 p_epu 的交叉项 $p\_epu \times net$ 加入回归中。由于控制了家庭固定效应,所以“是否使用互联网”变量 net 的系数不显示。从表10的第(6)列结果来看,交叉项 $p\_epu \times net$ 系数显著为负,这意味着有互联网信息渠道的家庭在面临经济政策不确定性时会更大程度降低风险性金融产品的投资比例。这是因为互联网在加快传递信息,而经济政策不确定性较高的时期信息更为庞杂。如果家庭在经济政策不确定性较高的时期通过互联网能接触到更多的信息,但没有足够的能力分辨信息的真假,那么家庭会减少有更多风险的决策,从而使得家庭的风险性金融产品的投资行为对经济政策不确定性更敏感。在经济政策不确定性增加时使用互联网的家庭的风险性金融产品投资比例会下降更多。

5.3 社会交互程度差异

这里通过使用家庭人情支出的金额衡量家庭社会交互程度的差异。在本文使用的CFPS数据中,2012年没有关于家庭人情支出的数据。为了避免因为仅使用2010年和2014年的人情支出数据而导致对家庭社会交互程度的度量误差,本文使用家庭的历年人情支出金额的平均值来衡量一个家庭的社会交互活动的多少。本文将人情支出高于全样本人情支出金额中位数的家庭视为社会交互程度比较高的家庭,将人情支出低于全样本人情支出金额中位数的家庭视为社会交互程度比较低的家庭,并设置一个dummy变量 $social$ 。dummy变量=1代表社会交互程度比较高的家庭样本,dummy变量=0代表社会交互程度比较低的家庭样本。表10第(9)列将构建社会交互程度变量 $social$ 与经济政策不确定性变量 p_epu 的交叉项加入回归中。由于控制了家庭固定效应,所以社会交互程度变量系数不显示。从第(9)列结果来看社会交互越多的家庭在经济政策不确定性增加时会更多地减少风险性金融产品的投资比例。社会交互更多的家庭的信息获取更充分,如果家庭缺少分辨信息真假的能力,那么也会选择比较保守的风险投资决策。并且,社会交往活动更多的家庭可能会表现出更从众的投资行为。当经济政策不确定性升高时,有更多的家庭会为了规避风险而较少风险性金融投资,受到从众心理的影响,社会交互越多的家庭在经济政策不确定性增加时会更多地减少风险性金融产品的投资比例。

6 稳健性检验

6.1 使用更长时间维度的样本

如前文数据描述部分所述,由于不同年份的CFPS数据调查问卷的问法存

在部分不一致,导致了对金融产品投资占比变量的定义可能存在不一致。为了保持样本期内对金融产品投资占比变量定义的一致性,本文主要部分使用的是 2010、2012、2014 年的数据。这里出于以下两个方面的原因将使用 2010、2012、2014、2016 和 2018 年的 CFPS 数据进行稳健性分析。(1)使用更长时间维度的样本,能够体现本文的结论不是既定时期下的结论,而是具有更长时间维度上的稳健性;(2)前文探讨了互联网的使用带来的异质性影响,而 2013 年后移动互联网的蓬勃发展让互联网有了更广阔的应用场景。因此,对互联网使用带来的异质性影响的探讨更适合使用更长时间维度的数据。

表 11 第(1)列的结果显示,在更长时间维度上,经济政策不确定性增加会显著降低家庭对风险性金融产品的投资比例。因此,本文的结论并不是受限于特定时期的结论。(2)~(3)列是根据家庭是否使用互联网进行分组回归的结果。第(4)列是经济政策不确定性与是否使用互联网构造交叉项加入回归后的实证结果。表 11 实证结果显示,在考虑了互联网更加蓬勃发展的 2016 和 2018 年的样本,有互联网信息渠道的家庭在面临经济政策不确定性时会更大程度降低风险性金融产品的投资比例。前文对互联网使用带来的异质性影响的分析结果是稳健的。

表 11 使用更长时间维度的样本

	基准回归		是否使用互联网	
	(1)	(2)	(3)	(4)
		不使用	使用	构建交叉项
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0048 *** (0.0017)	-0.0015 (0.0015)	-0.0074 *** (0.0027)	-0.0008 (0.0016)
p_epu×net				-0.0071 ** (0.0030)
Constant	0.0517 * (0.0302)	0.0062 (0.0312)	0.0502 (0.0462)	0.0502 * (0.0301)
Observations	14378	6661	7717	14378
R-squared	0.6250	0.5235	0.6283	0.6252
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

6.2 利用 2010 年和 2014 年的样本进行 tobit 回归

因为 CFPS 提供的金融产品价值数据是市值数据,从而导致了实证结果

可靠性的担忧：经济政策不确定性可能会直接影响金融产品的市值大小，从而带来本文被解释变量金融产品投资比例的变动。为了解决对使用市值数据的担忧，在表 12 第 (1) 列中本文采用 2010 年的投资本金数据进行 tobit 回归，在第 (2)~(3) 列中本文利用官员变更作为工具变量进行估计以克服潜在的内生性问题。对于 2014 年的样本，我们能获取投资盈利数据。因此，通过在风险性金融产品市值数据和金融资产总额数据上减去投资盈利额来排除投资盈利与否对金融产品投资比例衡量的影响。同样这里进行第 (4) 列的 tobit 回归和第 (5)~(6) 列的工具变量回归以克服潜在的内生性问题的影响。通过利用 2010 年和 2014 年投资本金数据进行回归，本文缓解了关于经济政策不确定性对风险性金融产品比例的影响是来自对其持有产品市值变动的影响这一担忧。从结果来看，经济政策不确定性对家庭风险性金融产品投资比例的影响依然显著为负。

表 12 2010 年和 2014 年的样本回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2010 年样本			2014 样本		
	基准回归	工具变量回归		基准回归	工具变量回归	
	fin_prop	p_epu	fin_prop	fin_prop	p_epu	fin_prop
p_epu	-0.0631 *		-0.5522 ***	-0.0422 **		-1.2917 **
	(0.0380)		(0.1803)	(0.0198)		(0.5953)
p_epu_iv1		0.5747 ***			0.1555 ***	
		(0.0277)			(0.0347)	
Constant	-6.1414 ***	2.8209 ***	-4.9125 ***	-7.5474 ***	4.1308 ***	-2.0182
	(0.9457)	(0.3020)	(1.0483)	(0.7040)	(0.3952)	(0.3945)
Observations	3071	3071	3071	3741	3741	3741
一阶段回归 F 统计值		39.86			44.97	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	No	No	No	No	No	No
Family FE	No	No	No	No	No	No
Province FE	No	No	No	No	No	No

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

6.3 投资是否获利

由于 CFPS 数据仅在 2014、2016、2018 年的调查中提供了投资盈利金额数据，我们利用 2014、2016 和 2018 年的数据，如果家庭投资盈利记为 1，否则记为 0。这里探究经济政策不确定性是否影响家庭金融投资的盈利。从表 13 第 (1) 列结果来看，经济政策不确定性并不会显著影响家庭金融投资是否盈利。因

此,这里的实证结果进一步缓解了关于经济政策不确定性对风险性金融产品比例的影响是来自对其持有产品市值的影响的担忧。

表 13 其他稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	投资是否盈利	删去户主年龄过大样本		调整样本权重		控制月份固定效应	
	if_win	fin_prop	if_stock	fin_prop	if_stock	fin_prop	if_stock
p_epu	0.0331 (0.0421)	-0.0094 *** (0.0023)	-0.0026 * (0.0015)	-0.0057 ** (0.0026)	-0.0027 * (0.0016)	-0.0078 *** (0.0020)	-0.0025 * (0.0013)
Constant	1.4349 (1.2573)	0.0958 ** (0.0472)	0.0288 (0.0309)	0.0085 (0.0340)	-0.0058 (0.0273)	0.0688 * (0.0354)	0.0019 (0.0242)
Observations	542	9884	17996	11651	21402	11651	21402
R-squared	0.6219	0.6799	0.7410	0.6715	0.7170	0.6830	0.7415
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month FE	No	No	No	No	No	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

6.4 去除户主年龄过高的样本

因为户主年龄过高,可能导致控制的户主个人特征变量失效,所以这里去掉户主年龄高于 65 岁的样本。从表 13 第(2)~(3)列结果来看依然稳健,从而缓解了对部分样本户主年龄过大的担忧。

6.5 调整样本权重

CFPS 数据背后的中国家庭追踪调查团队通过复杂的抽样设计确定了问卷访问对象,为了避免抽样设计对实证结果造成影响,这里对样本中家庭数据赋予了相应权重。由于本文使用了 2010、2012 和 2014 年的多年追踪数据,所以本文选择利用 2010、2012 和 2014 年面板权重(也即追踪权重)进行样本的权重调整,而后进行稳健性回归,结果如表 13 第(4)~(5)列中所示。

从表 13 中的结果来看,在调整权重后,经济政策不确定性的增加,依然显著降低了家庭的风险性金融产品投资比例,同时降低了家庭投资于股票市场的概率,所以结论比较稳健。

6.6 控制月份固定效应

为了避免本文的结论受到特定受访月份的影响,这里进一步控制了月份固定效应。从表13第(6)~(7)列结果看,控制月份固定效应后结果依然稳健:经济政策不确定性的增加,依然显著降低了家庭的风险性金融产品投资比例,同时降低了家庭投资于股票市场的概率。

7 全文总结

本文利用“中国家庭追踪调查”(CFPS)的微观数据探究了经济政策不确定性增加对家庭金融市场参与行为的影响。以往的文献多关注政策不确定性对企业的影响、对宏观经济运行的影响,但较少关注政策不确定性增加对家庭的金融决策会产生什么影响,通过什么渠道加以影响。本文就以上问题进行了探索。

本文关注的是家庭的风险性金融产品的投资比例如何受到经济政策不确定性的影响。研究发现,经济政策不确定性的增加会显著减少家庭风险性金融产品的投资比例,并且降低了持有股票的概率。面对经济政策不确定性的增加,收入波动性大的家庭对政策不确定性的风险敞口更大,更倾向于减少风险性金融产品投资和参与。在对影响渠道的探究中,我们认为不确定性收入越多的家庭会面临更大的不确定性,从而在经济政策不确定性增加时会倾向于更多地减少风险性金融产品投资。此外,债务收入比越高的家庭,由于债务负担更重,其风险性金融产品投资比例受到经济政策不确定性影响更大。在异质性分析中,本文区分了样本家庭是否是城镇家庭、户主是否使用过互联网、家庭是否有更多的社会交互活动。本文结合户主是否使用互联网、家庭是否有更多的社会交互活动两个维度分析,研究发现对于使用互联网的家庭以及有更多的社会交往活动的家庭,当经济政策不确定性增加时,这些家庭的金融决策受到的影响更大,风险性金融产品的投资比例会下降更多。因此,从经济政策不确定性的视角出发,互联网使用和社会交互对家庭风险性金融产品投资可能存在抑制作用。

结合文献和数据来看,中国家庭的金融市场参与率比较低,投资的金融资产品种还比较单一。从长远来看,合理的政策设计可以适当提升家庭的金融市场参与率,丰富家庭投资渠道。从本文结论看,经济政策不确定性不仅会直接影响家庭的金融参与,也会通过信贷约束、家庭自身收入的不确定性放大影响,因此应该尽量保持政策的连续性,减少不确定性,并针对不同类别家庭实施精准的金融支持政策和金融教育帮助。以上是本文的主要结论,希望能够丰富家庭金融市场参与相关领域的研究。

附录

附录1 关于数据的补充说明

在2016、2018年的CFPS数据问卷设计中,针对金融产品的问题为:“您家现在是否持有金融产品,如股票、基金、国债、信托产品、外汇产品等?”以及“金融产品总价(元)”,在这两期数据中无法识别家庭投资的具体金融产品种类。如果纳入2016和2018年的数据有两处问题:(1)根据对金融产品的定义,2016和2018年数据对金融产品总价的计算中纳入了国债等金融产品,国债不大符合本文对风险性金融产品的定义。(2)2010、2012和2014年的数据中则能够识别家庭当年投资的金融产品种类,该年调查团队对金融产品投资的提问是针对家庭每项持有的金融产品分别提问的,而2016年和2018年的数据中仅能识别家庭全部金融产品投资额。使用2016和2018年数据可能导致对风险性金融产品的定义与2010和2012年的定义不一致。因此,为了保持对金融产品定义的一致性,本文在主要的回归部分利用了2010、2012、2014年三期数据。后文有两处回归使用了2016、2018年的数据。第一处是在探讨家庭债务负担的影响部分,这里使用2014、2016和2018年的数据有如下两点考虑:(1)2010、2012年对待偿还借款余额的调查问卷中每年一种问法,在数据使用上存在不一致问题,如在2010年的对借款总额的问法无法区分民间借贷还是银行借贷,而2014、2016、2018年对待偿还借款余额问法一致。这里为了保持问卷中对待偿还借款余额问法的一致性,采用2014、2016、2018年的问卷数据。此时对风险性金融产品的定义中纳入了国债。(2)中国家庭持有的金融产品组合里国债的持有比例非常低,家庭的金融产品组合仍以股票和基金为主。出于以上两点考虑,在家庭债务负担的影响部分使用了2014、2016和2018年的数据。第二处是在稳健性回归部分,为了验证本文结论在更长时间维度上的稳健性,本文将使用2010、2012、2014、2016和2018年的五期数据。

附录2 标准误聚类的调整

为了避免因为存在区域内家庭金融参与行为的相关性而导致误差项相关性对实证结果的影响,本文也将标准误差在区县和村居/社区层面进行了聚类处理。附表1结果显示,按照区县和村居层面对标准误差进行聚类,我们的结果仍然具有统计显著性。

附表 1 标准误的不同聚类层面

	(1)	(2)	(3)	(4)
	在村居/社区层面聚类		在区县层面聚类	
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0094 *** (0.0029)	-0.0090 *** (0.0026)	-0.0094 *** (0.0029)	-0.0090 ** (0.0038)
Constant	-0.0907 *** (0.0341)	0.0677 * (0.0405)	-0.0907 ** (0.0384)	0.0677 (0.0477)
Observations	11651	11651	11651	11651
R-squared	0.1184	0.6810	0.1184	0.6810
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	No	Yes	No	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

附录 3 调整工具变量的使用

在附表 2(1)~(2)列中本文将除本省外其他省份经济政策不确定性指数均值(即工具变量 p_epu_iv2)替换为滞后一期的值 Lp_epu_iv2,结果保持稳健。此时,Lp_epu_iv2 对内生解释变量 p_epu 的系数依旧显著为负。本文从区域协作和竞争角度提供两种可能的解释,一种可能的解释是当其他省份经济政策不确定性水平越高时,本省份可能面临其他省份的政策不确定性溢出的影响,因此需要减少自身的经济政策不确定性以避免其他省溢出的不确定性和自身不确定性的叠加影响。另一种可能的解释是当其他省份经济政策不确定性水平越高时,这些省份可能有会更多地开展“试点”工作,本省份通过直接学习和模仿这些“试点”工作政策,能够降低本省份的经济政策的不确定性,从而使得本省份的经济不确定性水平与其他省份的经济政策不确定性水平负相关。但因为区域间经济政策不确定性的关联性不在本文的研究范围之内,因此这一话题留待探究。

附表 2 调整工具变量的使用

	(1)	(2)	(3)	(4)
	使用滞后一期的 p_epu_iv2 作为 IV		仅使用 p_epu_iv1 作为 IV	
	第一阶段回归	工具变量回归	第一阶段回归	工具变量回归
	p_epu	fin_prop	p_epu	fin_prop
p_epu_iv1	0.1713 *** (0.0115)		0.3230 *** (0.0125)	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	使用滞后一期的 p_epu_iv2 作为 IV		仅使用 p_epu_iv1 作为 IV	
	第一阶段回归	工具变量回归	第一阶段回归	工具变量回归
	p_epu	fin_prop	p_epu	fin_prop
Lp_epu_iv2	-10.0335 *** (0.3478)			
p_epu		-0.0197 *** (0.0051)		-0.0268 *** (0.0102)
Constant	35.6832 *** (1.1349)		4.7314 *** (0.3458)	
Observations	11651	11651	11651	11651
R-squared	0.6857		0.6561	
一阶段回归 F 值	205.63		151.36	
Cragg-Donald Wald F 值	429.566		201.523	
过度识别检验 p 值	0.2874			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes

说明:括号中为标准误,* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

附表 2 中(3)~(4)补充了仅使用官员变换变量(即 p_epu_iv1)作为工具变量的实证结果,实证结果保持稳健。

附录 4 删除家庭受访月份在 7 月和 8 月的样本

在这一部分,本文检验了删除受访月份在 7 月和 8 月的样本后,月度经济政策不确定性指标是否依然能够显著影响家庭的风险性金融产品投资比例。从附表 3 列(2)结果来看,因为样本量的大量减少,所以系数大小有所下降且系数显著性有所下降,但依旧在 90%的置信水平下显著。

附表 3 删除受访月份集中于 7 月和 8 月的样本

	(1)	(2)
	未删除样本	删除受访月份为 7 月和 8 月的样本
	fin_prop	fin_prop
epu_12m	-0.4090 *** (0.1198)	-0.3621 * (0.2123)

续表

	(1)	(2)
	未删除样本	删除受访月份为 7 月和 8 月的样本
	fin_prop	fin_prop
Constant	1.9883 *** (0.5788)	1.6521 (1.0339)
Observations	11651	1356
R-squared	0.6811	0.7420
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes

说明 1: 括号中为标准误, * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

附录 5 组间系数差异检验

在这一部分, 本文将针对分组回归的结果补充组间系数差异检验的结果。附表 4 中的分组回归和纳入交叉项回归的结果如前文中所示, 这里补充了组间系数差异值和组间系数差异的经验 P 值。

附表 4 分组回归结果及组间系数差异检验

	收入渠道			城乡差异		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低收入 波动	高收入 波动	构建交叉项	非城镇家庭	城镇家庭	构建交叉项
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0068 *** (0.0025)	-0.0103 *** (0.0032)	-0.0056 ** (0.0024)	-0.0036 ** (0.0017)	-0.0116 *** (0.0033)	-0.0041 ** (0.0018)
p_epu×vol			-0.0061 * (0.0036)			
p_epu×urban						-0.0081 ** (0.0033)
Constant	0.0990 ** (0.0434)	0.0502 (0.0552)	0.0673 * (0.0354)	0.0041 (0.0189)	0.1591 ** (0.0684)	0.0530 (0.0357)
p_epu 组间系数 差异		0.004			0.008	
组间系数差异 p 值		0.09			0.01	
Observations	5827	5824	11651	5646	5767	11651

续表

	收入渠道			城乡差异		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低收入 波动	高收入 波动	构建交叉项	非城镇家庭	城镇家庭	构建交叉项
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
R-squared	0.6730	0.6822	0.6811	0.5757	0.6753	0.6813
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
是否使用互联网						
(样本期为2010,2012,2014年)						
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	不使用	使用	构建交叉项	社会交互少	社会交互多	构建交叉项
	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop	fin_prop
p_epu	-0.0063 *** (0.0019)	-0.0112 *** (0.0035)	-0.0046 ** (0.0019)	-0.0053 ** (0.0023)	-0.0143 *** (0.0038)	-0.0054 ** (0.0022)
p_epu×net			-0.0082 ** (0.0037)			
p_epu×social						-0.0084 ** (0.0041)
Constant	0.0543 * (0.0319)	0.0315 (0.0607)	0.0669 * (0.0355)	-0.0148 (0.0399)	0.1738 *** (0.0570)	0.0678 * (0.0355)
p_epu 组间系数 差异	0.005			0.009		
组间系数差异 p 值	0.06			0.01		
Observations	5503	6148	11651	5900	5751	11651
R-squared	0.6173	0.6834	0.6813	0.6479	0.6908	0.6813
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
是否使用互联网						
(样本期为2010,2012,2014,2016,2018年)						
	(13)	(14)	(15)			
	不使用	使用	构建交叉项			
	fin_prop	fin_prop	fin_prop			
p_epu	-0.0015 (0.0015)	-0.0074 *** (0.0027)	-0.0008 (0.0016)			

续表

	是否使用互联网		
	(样本期为 2010,2012,2014,2016,2018 年)		
	(13)	(14)	(15)
	不使用 fin_prop	使用 fin_prop	构建交叉项 fin_prop
p_epu×net			-0.0071 ** (0.0030)
Constant	0.0062 (0.0312)	0.0502 (0.0462)	0.0502 * (0.0301)
p_epu 组间系数 差异	0.006		
组间系数差异 p 值	0.01		
Observations	6661	7717	14378
R-squared	0.5235	0.6283	0.6252
Controls	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Family FE	Yes	Yes	Yes
Province FE	Yes	Yes	Yes

说明：括号中为标准误，* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

参考文献

甘犁, 赵乃宝, 孙永智. 2018. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 经济研究, 53(12): 34-50.

Gan L, Zhao N B, Sun Y Z. 2018. Income inequality, liquidity constraints and China's household savings rate[J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 34-50. (in Chinese)

顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 2018. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 53(2): 109-123.

Gu X M, Chen Y M, Pan S Y. 2018. Economic policy uncertainty and innovation: Evidence from listed companies in China[J]. *Economic Research Journal*, 53(2): 109-123. (in Chinese)

郭士祺, 梁平汉. 2014. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 经济研究, 49(S1): 116-131.

Guo S Q, Liang P H. 2014. Social interactions, information channel and household

- stock market participation: An empirical study based on 2011 Chinese Household Finance Survey[J]. *Economic Research Journal*, 49(S1): 116-131. (in Chinese)
- 胡枫, 陈玉宇. 2012. 社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查(CFPS)的证据[J]. *金融研究*, (12): 178-192.
- Hu F, Chen Y Y. 2012. Social network and rural credit in China: Evidence from CFPS[J]. *Journal of Financial Research*, (12): 178-192. (in Chinese)
- 胡志安, 邱智敏. 2021. 不确定性会导致企业寻租吗? ——基于世界银行投资环境调查的实证研究[J]. *经济学报*, 8(2): 129-151.
- Hu Z A, Qiu Z M. 2021. Does uncertainty cause corporate bribery? —Evidence from world bank investment climate survey[J]. *China Journal of Economics*, 8(2): 129-151. (in Chinese)
- 贾倩, 孔祥, 孙铮. 2013. 政策不确定性与企业投资行为——基于省级地方官员变更的实证检验[J]. *财经研究*, 39(2): 81-91.
- Jia Q, Kong X, Sun Z. 2013. Policy uncertainty and corporate investment behavior: Empirical evidence based on the turnover of provincial officials[J]. *Journal of Finance Economics*, 39(2): 81-91. (in Chinese)
- 李凤羽, 杨墨竹. 2015. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗? ——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. *金融研究*, (4): 115-129.
- Li F Y, Yang M Z. 2015. Can economic policy uncertainty influence corporate investment? The empirical research by using China economic policy uncertainty index [J]. *Journal of Financial Research*, (4): 115-129. (in Chinese)
- 刘逢雨, 赵宇亮, 何富美. 2019. 经济政策不确定性与家庭资产配置[J]. *金融经济学研究*, 34(4): 98-109.
- Liu F Y, Zhao Y L, He F M. 2019. Uncertainties in economic policies and allocation of family assets[J]. *Financial Economics Research*, 34(4): 98-109. (in Chinese)
- 刘潇, 程志强, 张琼. 2014. 居民健康与金融投资偏好[J]. *经济研究*, 49(S1): 77-88.
- Liu X, Cheng Z Q, Zhang Q. 2014. Health status and individual portfolio preferences[J]. *Economic Research Journal*, 49(S1): 77-88. (in Chinese)
- 罗楚亮. 2004. 经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为[J]. *经济研究*, 39(4): 100-106.
- Luo C L. 2004. Uncertainty during economic transition and household consumption behavior in urban China[J]. *Economic Research Journal*, 39(4): 100-106. (in Chinese)
- 孟涓涓, 赵龙凯, 刘玉珍, 等. 2013. 社会性学习、从众心理和股市参与决策[J]. *金融研究*, (7): 153-165.

- Meng J J, Zhao L K, Liu Y Z, et al. 2013. Social learning, social conformity and stock market participation[J]. *Journal of Financial Research*, (7): 153-165. (in Chinese)
- 沈坤荣, 谢勇. 2012. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J]. *金融研究*, (3): 1-13.
- Shen K R, Xie Y. 2012. The empirical research on the uncertainty and the household savings rate in urban China[J]. *Journal of Financial Research*, (3): 1-13. (in Chinese)
- 谭小芬, 张文婧. 2017. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. *世界经济*, 40(12): 3-26.
- Tan X F, Zhang W J. 2017. The transmission mechanism analysis of the impact of economic policy uncertainty on corporate investment [J]. *The Journal of World Economy*, 40(12): 3-26. (in Chinese)
- 唐朝. 2017. 经济政策不确定性与金融市场参与——基于基金流量的经验证据[J]. *投资研究*, 36(11): 76-93.
- Tang C. 2017. Economic policy uncertainty and financial market participation—Empirical evidence from mutual fund flow data[J]. *Review of Investment Studies*, 36(11): 76-93. (in Chinese)
- 万广华, 张茵, 牛建高. 2001. 流动性约束、不确定性与中国居民消费[J]. *经济研究*, (11): 35-44.
- Wan G H, Zhang Y, Niu J G. 2001. Liquidity constraints, uncertainty and household consumption in China[J]. *Economic Research Journal*, (11): 35-44. (in Chinese)
- 王聪, 田存志. 2012. 股市参与、参与程度及其影响因素[J]. *经济研究*, 47(10): 97-107.
- Wang C, Tian C Z. 2012. Stock market participation, participation rate and determinants[J]. *Economic Research Journal*, 47(10): 97-107. (in Chinese)
- 王聪, 柴时军, 田存志, 等. 2015. 家庭社会网络与股市参与[J]. *世界经济*, 38(5): 105-124.
- Wang C, Chai S J, Tian C Z, et al. 2015. Family social networks and stock market participation[J]. *The Journal of World Economy*, 38(5): 105-124. (in Chinese)
- 王琰, 吴卫星. 2014. 婚姻对家庭风险资产选择的影响[J]. *南开经济研究*, (3): 100-112.
- Wang J, Wu W X. 2014. The effect of marital status on household choice in risky assets[J]. *Nankai Economic Studies*, (3): 100-112. (in Chinese)
- 王贤彬, 徐现祥. 2008. 地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省

- 委书记的证据[J]. 管理世界, (3): 16-26.
- Wang X B, Xu X X. 2008. Origins, career paths, tenure of local officials and provincial economic growth: Evidence from China [J]. *Journal of Management World*, (3): 16-26. (in Chinese)
- 尹志超, 宋全云, 吴雨. 2014. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 49(4): 62-75.
- Yin Z C, Song Q Y, Wu Y. 2014. Financial literacy, trading experience and household portfolio choice [J]. *Economic Research Journal*, 49(4): 62-75. (in Chinese)
- 尹志超, 吴雨, 甘犁. 2015a. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 50(3): 87-99.
- Yin Z C, Wu Y, Gan L. 2015a. Financial availability, financial market participation and household portfolio choice[J]. *Economic Research Journal*, 50(3): 87-99. (in Chinese)
- 尹志超, 宋鹏, 黄倩. 2015b. 信贷约束与家庭资产选择——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J]. 投资研究, 34(1): 4-24.
- Yin Z C, Song P, Huang Q. 2015b. The credit constraints and assets choice of a household—The empirical research on data from China household finance survey [J]. *Review of Investment Studies*, 34(1): 4-24. (in Chinese)
- 周广肃, 梁琪. 2018. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究, (1): 84-101.
- Zhou G S, Liang Q. 2018. Internet usage, market frictions and household investment on risky financial assets[J]. *Journal of Financial Research*, (1): 84-101. (in Chinese)
- Agarwal V, Aslan H, Huang L X, et al. 2022. Political uncertainty and household stock market participation[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 57(8): 2899-2928.
- Baker S R, Bloom N, Davis S J. 2016. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636.
- Betermier S, Jansson T, Parlour C, et al. 2012. Hedging labor income risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 105(3): 622-639.
- Bonaime A, Gulen H, Ion M. 2018. Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions? [J]. *Journal of Financial Economics*, 129(3): 531-558.
- Bonaparte Y, Korniotis G M, Kumar A. 2014. Income hedging and portfolio decisions [J]. *Journal of Financial Economics*, 113(2): 300-324.
- Campbell J Y, Viceira L M. 2002. Strategic asset allocation: Portfolio choice for long-

- term investors[M]. Oxford: Oxford University Press.
- Campbell J Y. 2006. Household finance [J]. *The Journal of Finance*, 61 (4): 1553-1604.
- Christiano L J, Motto R, Rostagno M. 2014. Risk shocks [J]. *American Economic Review*, 104(1): 27-65.
- Davis S J, Liu D, Sheng X S. 2019. Economic policy uncertainty in China since 1949: The view from mainland newspapers[R]. Work Paper.
- Ellison G, Fudenberg D. 1995. Word-of-mouth communication and social learning[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1): 93-125.
- Fuchs-Schündeln N, Schündeln M. 2005. Precautionary savings and self-selection: Evidence from the german reunification “experiment” [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3): 1085-1120.
- Giannetti M, Wang T Y. 2016. Corporate scandals and household stock market participation[J]. *The Journal of Finance*, 71(6): 2591-2636.
- Giavazzi F, McMahon M. 2012. Policy uncertainty and household savings [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 94(2): 517-531.
- Gourinchas P O, Parker J A. 2001. The empirical importance of precautionary saving [J]. *American Economic Review*, 91(2): 406-412.
- Gulen H, Ion M. 2016. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 29(3): 523-564.
- Heaton J, Lucas D. 1997. Market frictions, savings behavior, and portfolio choice[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 1(1): 76-101.
- Hong H, Kubik J D, Stein J C. 2004. Social interaction and stock-market participation [J]. *The Journal of Finance*, 59(1): 137-163.
- Julio B, Yook Y. 2012. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *The Journal of Finance*, 67(1): 45-83.
- Pástor L, Veronesi P. 2012. Uncertainty about government policy and stock prices[J]. *The Journal of Finance*, 67(4): 1219-1264.
- Yu J, Shi X P, Guo D M, et al. 2021. Economic policy uncertainty (EPU) and firm carbon emissions: Evidence using a China provincial EPU index [J]. *Energy Economics*, 94: 105071.

Economic Policy Uncertainty and Household Investment in Risky Financial Assets

Hanbin Chen¹ Hao Zhang²

(1. *Guanghua School of Management, Peking University;*

2. *College of Business Administration, Capital University of Economics and Business*)

Abstract How the financial participation behavior of the household is affected by the economic policy uncertainty? Based on household micro-survey data from 2010 to 2014, this paper studies how economic policy uncertainty affects household investment in risky financial assets. The empirical results show that increased economic policy uncertainty will significantly reduce the proportion of risky financial assets in total financial assets of households. Further analysis of the channels shows that uncertain income and debt burden will amplify the impact of economic policy uncertainty on household financial participation. And households with more volatile incomes saw a greater decline in the proportion of their investments in risky financial assets when economic policy uncertainty increased. In the heterogeneity analysis, this paper mainly discusses the differences caused by the use of the Internet and the degree of social interaction of households. The results show that when households use the Internet and have more social interaction activities, the increase of economic policy uncertainty has a greater impact on the proportion of households investing in risky financial assets.

JEL Classification D14, G11, G18

环境治理是否促进了地方官员晋升?¹

——基于中国地级市样本的实证研究

赵丽² 胡植尧³

摘要 本文使用2007到2016年官员晋升数据与276个地级市面板数据匹配,实证考察环境治理对官员晋升的影响。研究发现:环境治理促进了官员晋升;环境绩效考核和经济绩效考核并存,环境绩效在官员考核中被强化,经济绩效被弱化。从区域角度看,北方地区更强调以经济增长的方式晋升,南方地区注重以环境治理的方式晋升;相比非环境保护重点城市,环境保护重点城市的官员通过环境治理晋升的概率更高。从官员特征看,官员任期越长,环境治理对官员晋升的影响越大;使用逆温作为工具变量,并经过多种稳健性检验后,结论依然成立。本文的政策含义是,应当强化绿色发展理念和环境绩效考核的重要性、调整绩效考核比重,建立“因地制宜”的官员治理体系、建立正式制度和非正式制度相结合的治理体系,激发官员环境治理的内生动力,实现绿色高质量发展。

关键词 环境治理;官员晋升激励;经济发展水平

0 引言和文献综述

当前中国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。人民群众日益增长的优美生态环境需要与更多优质生态产品的供给能力不足之间的矛盾突出,是社会主要矛盾新变化的一个重要方面。“十三五”期间,污染防治攻坚战阶段性目标任务圆满完成,生态环境质量明显改善。但经济社会发展不平衡、不协调、不可持续的问题仍然突出,多阶段、多领域、多类型生态环境问题交织,生态环境与人民群众需求和期待差距较大。

1 本研究得到中国社会科学院大学(研究生院)研究生科研创新支持计划项目“大型平台企业数据确权研究”(2022-KY-118)的资助。

2 赵丽,中国社会科学院大学商学院博士生,E-mail:936674463@qq.com。

3 胡植尧(通讯作者),中国社会科学院大学经济学院博士生,E-mail:huzhiyao@ucass.edu.cn。

新形势下,生态环境治理的政绩评价是影响官员晋升的重要因素,领导干部环境治理考核影响官员晋升。政治经济学从官员激励角度出发,认为地方政府在面对中央节能减排目标和责任的硬约束时,若想实现从GDP增长到绿色增长转变,需要发挥内部机制的激励效应。而官员晋升机制正是激励地方政府官员环境治理的动力之一。与此相对应,国家不断调整官员政绩考核内容和各项考核指标在综合绩效考核中的权重。2007年国家明确提出,将节能减排指标完成情况作为政绩考核的重要内容,实行“一票否决”制。2014年中央提出“环保约谈”,对辖区环境不合格的相关负责人进行约谈,敦促其改进地方环境。从中央出台的一系列文件可以看出,环境治理逐步纳入官员考核体系,并且考核内容不断细化,采用“软硬”两种方法,激发官员在环境治理中的作用,确保在发展经济的同时,环境质量呈总体向好的方向发展。

改革开放四十余年,中国经济增长举世瞩目,对其增长动力的探讨至今炙手可热,有学者认为地方政策执行者——地方官员是经济增长的主要原因,现有文献关于官员与辖区经济增长的关系,主要从官员个人特征和外在激励两方面进行研究。

在官员个人特征方面,研究官员任期(张军和高远,2007)、年龄(王贤彬等,2009)、来源与去向(王贤彬和徐现祥,2008)、所处的党派、所学专业性质(杨海生等,2010)、政治网络关系(陶然等,2010;皮建才,2012;王守坤,2013)对经济增长产生影响。

在官员外在激励方面,主要围绕“为增长而竞争”的“晋升锦标赛”理论展开(周黎安,2007),认为官员的升迁概率与经济增长呈显著正相关(周黎安等,2005;罗党论等,2015)。但姚洋和张牧扬(2013)通过实证检验官员在职期间城市的经济增长速度对晋升没有显著作用。陶然等(2010)也认为,从正式制度看,并不存在从中央到地方主要经济指标挂钩的考核体系。即使这样,罗党论等(2015)重新审视了经济增长业绩与地方官员晋升的关联性,认为虽然以经济增长业绩落实地方官员的晋升选拔会存在很多问题,但这一机制始终存在相应的合理性和操作性。此外,张牧扬(2013)从地方官员与财政支出结构角度进行研究,认为事前能力强的官员会选择经济增长迅速的“经济建设性”支出,以此达到官员预期的晋升收益。财政分权和行政分权的激励,与政治晋升的博弈形成互补(Jin et al., 2005),共同解释了地方官员发展地方经济的行为。Lee et al. (2010)进一步分析了中国环境政策,认为中国高度分权的制度结构是执行失败的原因,地方政府缺乏环境治理的激励,因此在多任务选择中更倾向于选择短期经济利益。由此可见,在以GDP为核心的激励制度下,容易造成以环境治理设施为代表的公共物品供给不足。

傅勇(2008)指出中国政府转型首先在中央层面上发生。面对改善环境治

理不足等问题,中央政府应当对地方政府的政绩考核方式做出适当调整。韩晶和张新闻(2016)、刘玉海和赵鹏(2018)探讨了经济增长和环境保护之间的矛盾,并且研究了如何推动经济增长与环境保护协调发展;陈钊和徐彤(2011)通过构建数理模型,从理论上证明了官员治理模式从“为增长而竞争”向“为和谐而竞争”过渡的现实可能性。现有学者以环境质量为核心(孙伟增等,2014),以能源利用效率改善为聚点(Chen et al., 2016),以重污染行业上市公司的污染投资为对象(朱建军和张蕊,2016),认为考核机制变化能够缓解经济增长与环境保护之间的矛盾,增强中国城市经济增长可持续性。然而,环境治理这一考核方式具有地区局限性,仅在东部地区官员晋升受绿色增长影响较为显著(韩晶和张新闻,2016)。除此之外,刘玉海和赵鹏(2018)、梁平汉和高楠(2014)、张楠和卢洪友(2016)认为官员个人特征对环境污染治理有一定的正向影响。但何为等(2017)否定了官员个人特征对环境治理的影响。盛明科和李代明(2018)、朱建军和张蕊(2016)论述了官员的政绩考核方式正在发生变革,以此满足公众环保需求,进而促进经济可持续发展。也有部分学者提出不同的观点,如冉冉(2013)和Wu et al. (2013)认为环境治理绩效与官员晋升不具有显著的正向影响。

基于以上现实和理论背景,本文使用2007—2016年276个地级市面板数据,研究环境治理是否纳入官员绩效考核制度;基于委托代理理论和晋升锦标赛理论,探究了2007年将节能减排目标纳入官员绩效考核后,环境治理对官员晋升的影响;此外,通过安慰剂检验,验证了在此之前,官员主要通过经济增长的方式晋升,而非环境治理方式晋升。并且,南方和北方、是否为环境保护重点城市、官员任期的长短都会使环境治理对官员晋升产生不同影响。此外,使用地级市初始发展状况和逆温这一工具变量,对存在的内生性问题进行处理。

本文可能的边际贡献有如下几点:第一,本文采用NASA校正的pm2.5数据,此数据具有覆盖面广、测量精度高的特征,有效弥补了地面监测基站空间分布不足带来的信息缺口,减小了测量误差;并使用逆温数据,对潜在遗漏变量等内生性问题进行了处理,使得识别结果更加干净。第二,本文发现环境治理纳入官员绩效考核制度,打破了唯经济增长“论英雄”的晋升方式,但这并不意味着经济绩效考核方式完全退出考核体系,只是会弱化经济绩效考核方式。多元政绩考核制度可以促使官员兼顾多重代理任务,促进环境治理和经济增长之间的共生式发展。

1 理论分析

自改革开放起,中国经济保持高速增长。经济高速增长背后存在着与之相对应的强大政治激励以及提供这种政治激励的制度安排。一是基于委托代理

关系。中央与地方之间存在委托代理关系,中央是委托人,省级政府为一级代理人,地级市政府为二级代理人。委托代理的流程一般为,中央制定发展规划和目标,省级政府和地级市政府负责完成目标,与此同时,省级政府又是一级代理人,将中央政府颁布的任务目标细化分配给二级代理人地级市政府,形成一个委托代理关系链。因此,地方官员作为地方政策的制定者、执行者、代理人,具有谋划地方环境发展和环境治理的职责和义务。

二是基于晋升锦标赛理论。官员作为理性人存在谋求更高发展的动机。长期以来,中央以经济增长论英雄,经济增长是官员晋升的主要依据(周黎安,2007)。单纯地以经济增长为官员晋升主要途径的“晋升锦标赛”作为一种强激励,可能使官员在财政支出或资源配置时产生一系列扭曲性后果。一方面,易出现“重基建,轻民生”的财政支出结构。财政分权下,地方官员为了向上级领导传递“强能力”的信号,在财政支出过程中,倾向资本回报率高的基础设施建设支出,以此在较短的时间内充分展现“工作能力”,向上级传递强“工作能力”信号,以期用最短的时间实现最快的晋升。与此同时,忽略了资本回报率较低的民生性支出,而环保支出属于民生性支出范畴,很可能被基础设施建设性支出挤占。另一方面,官员也易形成“重经济,轻环境”的扭曲性资源配置。“晋升锦标赛”使官员更注重任期内经济的短期增长,投资作为拉动经济增长的“三驾马车”之一,地方政府对吸引外资具有极大的热情,过度的外资引进可能会引起“污染天堂”现象,即以牺牲环境换取经济总量的发展,这种做法忽视了经济长期的可持续发展,地方官员在环境保护与经济发展中博弈,容易出现“政企合谋”现象。“政企合谋”会使地方官员降低排污标准,放任企业污染排放;降低企业排污标准会使企业盈利,并在一定程度上促进地方经济增长并以税收的方式增加地方政府的财政收入,实现地方政府和非法排污企业的“互惠互利”。正是由于“唯经济增长”的晋升制度带来的包括环境保护在内一系列问题,阻碍了经济增长和环境保护之间的协同发展,因此亟须设计出激励官员实施环境治理晋升制度,进而促进经济增长和环境保护之间“共生式”发展。

因此,本文基于委托代理理论和晋升锦标赛理论,提出基本假设:自2007年起,环境治理开始纳入官员绩效考核体系,促进了官员晋升,形成环境晋升锦标赛制度。并且,随着环境保护重要性的凸显,环境治理在官员绩效考核中的作用被强化,经济发展在官员绩效考核中的作用被弱化。

2 数据与研究方法

2.1 样本与数据来源

本文采用地级市样本数据主要是因为:一方面地级市样本数据较省级样本

数据更加具体化,接收到的考核目标也更加细化,更便于考核地方官员政绩;另外,相对于省级样本数据,以地级市为研究样本扩大了样本研究范围,估计结果更加准确。本文以市长为研究对象的原因在于:姚洋和张牧扬(2013)发现,在地方官员晋升问题上,区别于市委书记的决策性分工,市长主要负责政策的制定和实施。环境治理政策的制定和执行更多以市长为主。出于类似考虑,认为以市长为研究对象更能在一定程度上说明环境治理对官员晋升的激励作用。

本文主要研究以环境治理为代表的环境绩效对地方官员晋升的影响。国务院办公厅在2007年5月下发的《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》中,明确提出要将节能减排指标完成情况作为官员政绩考核的重要内容,对于不能按时完成既定指标的地方官员实行“一票否决制”。换言之,中央政府对地方政府“为和谐而竞争”的官员治理模式是自2007年之后才真正建立起来的。因此,本文选取2007—2016年间的276个地级市数据作为样本数据。因北京、上海、天津、重庆是直辖市,地区经济发展状况和环境保护初始禀赋与其他地级市的初始禀赋差异较大,故将其剔除。此外,三沙和拉萨数据缺失严重,故不作为样本数据。市长个人特征信息包括职位变动时的晋升状况、任期、年龄、受教育水平等。地级市官员个人信息数据由地市级领导人资料库、人民网、中华网、百度等手动搜索得来。地级市相关经济信息主要源于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》,环境数据主要来源于NASA。

2.2 变量刻画

2.2.1 被解释变量:官员是否晋升

如果官员晋升,赋值为1;若留任、平调或降职,即未晋升则为0。在刻画官员晋升变量时,参照罗党论等(2015)的做法,若地级市市长调任为市委书记或副省级城市的市长、副省长甚至省长,或者是国务院部委下的各司正职干部则定义为晋升;若地级市市长之间的平调、留任或者调任至地级市政协工作则定义为未晋升。

2.2.2 核心解释变量:环境治理绩效

根据现有文献,一般用污染物排放或环境治理效率代表环境治理绩效。不同学者对环境治理绩效构造有所差异。环境治理效率是通过产出投入比计算得出,不同的投入产出变量和不同的测算方法,测算出的效率值具有较大差异。作为治理型政府,地方政府要满足辖区内公民的环境治理诉求,相对于环境治理效率计算出的一个数值,对公民来说不具有感知性。基于上述考虑,选择环境治理效率作为环境治理的代理变量不是一个最佳的选择。本文基于公民对环境污染的感知度,将 $\text{pm}_{2.5}$ 增长率作为环境治理的代理变量,若 $\text{pm}_{2.5}$ 增长

率越大则环境污染越严重,环境治理水平越差。

2.2.3 其他变量

(1) 社会经济变量。参考以往学者的研究,控制变量主要包括:①城市经济增长率(cgdp_growth)。②城市 GDP 与省份 GDP 的差值(gdpcp)。相对于省内其他城市官员的经济增长优势。③参照 Wu et al. (2013) 现任官员与上一任官员相比任期内 GDP 相对增长率(gdptenure)。④人口密度(popden)。用单位面积土地上居住的人口数。⑤产业结构(industry2)。第二产业增加值占 GDP 的比重。产业结构和布局不合理,生态环境风险增加。⑥外商直接投资(fdi)。外商直接投资占 GDP 比重,外商直接投资额的单位是美元,通过每年的汇率将单位换算成人民币。⑦地方政府规模(gov)。用地方政府财政支出占地区 GDP 的比重表示地方政府规模,体现地方政府对地区环境治理的掌控力度。

(2) 官员个人特征信息。主要包括市长个人特征信息;①官员任期(tenure)。官员职位变动时的实际任期年数。若 1—6 月份上任,则任期从当年开始,若 7—12 月份上任,则任期从次年开始。若一年内有多位官员上任,则选择任期超过半年或者任期最长的官员。②官员年龄(age)。官员在任时的年龄。③官员受教育水平(education)。大专、本科学历为 0,否则为 1。受教育水平越高,晋升概率越大。变量描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量代码	样本量	均值	方差	最小值	最大值
官员是否晋升	promotion	2752	0.16	0.364	0	1
环境治理水平	pm2.5growth	2760	-0.01	0.136	-0.4231899	0.8369414
	cgdp_growth	2758	11.55	3.359	5.9	18.22
	gdpcp	2746	0.66	3.253	-27.38	101.2
经济发展水平	gdptenure	2591	-2.08	3.462	-20.26667	13.66
	industry2	2760	49.63	10.581	14.95	90.97
人口密度	popden	2484	426.11	310.005	4.82	2648.11
政府规模	gov	2760	17.66	15.479	0	638.84
外商投资	fdi	2608	2.00	2.537	0	88.9
官员任期	tenure	2752	2.56	1.481	1	12
官员年龄	age	2751	50.44	3.722	38	61
官员受教育水平	education	2704	0.85	0.361	0	1

2.3 模型选择

本文收集 2007—2016 年地级市面板数据,利用线性概率模型(LPM)验证

环境治理绩效是否真正纳入官员晋升体系,即研究环境治理绩效对官员晋升的影响。

参照罗党论等(2015)对模型的构造,将地级市官员晋升模型设置为:

$$\text{Promotion}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Pm2.5}_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 Promotion_{it} 为被解释变量,官员是否晋升, i 代表每个地级市, t 代表年份。 Pm2.5_{it} 用 pm2.5 增长率表示,反映每个地方官员的环境治理水平, X_{it} 为其他控制变量, μ_i 和 ν_t 分别表示城市固定效应和时间固定效应。系数 β_1 是本文关注的重点,如果 pm2.5 增长率下降,则会增加官员晋升的可能性, β_1 应该显著为负,它度量了环境治理绩效对官员晋升的影响。

3 实证部分

3.1 基本回归

本文主要研究环境治理对官员晋升的影响。基本回归结果见表2。第(1)列~第(4)列是在核心解释变量环境治理对官员晋升的影响的基础上,不断地加入经济发展水平、社会经济变量、官员特征变量的回归结果。本文关注的环境污染(pm2.5growth)的回归系数均显著为负,说明环境污染的降低显著增加了官员晋升的概率,即环境治理促进了官员晋升。值得一提的是,在很长一段时间内,中国官员以辖区经济发展水平为主要的晋升方式。因此,单独将经济发展水平变量加入第2列中的主要目的是考察经济发展水平对官员晋升是否还存在显著影响。从实证结果看,相对经济发展水平(gdptenure)对官员晋升依旧具有显著正向影响,说明在环境治理考核出台后,经济发展考核在官员晋升中依旧发挥一定促进作用。第3列和第4列分别是加入社会经济变量和官员个人特征变量的回归结果,环境污染变量 pm2.5growth 的回归系数依旧显著。第4列中, pm2.5 增长率的系数为-0.209,这意味着 pm2.5 增长率每降低一单位标准差,官员晋升概率增大7.71%。 gdptenure 的系数为0.008,这意味着相对经济增长每增加一单位标准差,官员晋升概率增加1.49%^①。上述回归结果在一定程度上说明自2007年起,环境治理开始纳入官员绩效考核体系,且地方环境治理水平越高,官员晋升的概率越大。此外,通过比较可知,环境绩效在官员绩效考核中作用被强化,经济绩效在官员绩效考核中作用被弱化。

① 通过计算 pm2.5growth 的标准差为0.369, $0.369 \times (-0.209) = -0.0771$ 。 gdptenure 的标准差为1.861,通过计算 $1.861 \times 0.008 = 0.0149$ 。

表 2 环境质量对官员晋升的基本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	promotion	promotion	promotion	promotion
pm2.5growth	-0.125 ** (0.060)	-0.152 ** (0.062)	-0.149 ** (0.067)	-0.209 *** (0.061)
cgdp_growth		-0.004 (0.005)	-0.004 (0.006)	-0.002 (0.006)
gdpep		-0.002 (0.004)	-0.004 (0.005)	0.000 (0.004)
gdptenure		0.012 *** (0.003)	0.020 *** (0.003)	0.008 ** (0.003)
控制变量	无	无	社会经济变量	社会经济变量 官员特征变量
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	2752	2589	2204	2182
R ²	0.098	0.105	0.132	0.271

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号中的数值为标准误，下同。

3.2 稳健性检验

3.2.1 换被解释变量：官员调动的回归结果

梁平汉和高楠(2014)认为地方领导职务变动会打破旧的合谋关系,从而改善地方环境治理。在此,我们用“官员调动”变量替换“官员晋升”变量,研究环境治理对官员调动的影响。“官员调动”变量不仅包括官员晋升,还包括官员平调和官员职位的终止。因此,实际上,官员调动是在官员晋升定义基础上范围的适度扩大。对此,设置官员调动(change)为一个虚拟变量,若官员职位发生变化,值为1;反之,值为0,回归结果见表3。从表3中可以看出,环境污染(pm2.5growth)与官员调动(change)之间显著为负,即环境治理水平越差,官员调动的可能性越小。此外,经济发展水平中的gdptenure与官员调动之间显著为正,即经济发展水平越高,官员调动的可能性越大。因此,当替换被解释变量时,回归结果依旧显著,通过了稳健性检验。

表 3 环境治理对官员调动的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	change	change	change	change
pm2.5growth	-0.148 ** (0.069)	-0.172 ** (0.072)	-0.173 ** (0.084)	-0.245 *** (0.076)

续表				
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	change	change	change	change
cgdp_growth		-0.006 (0.006)	-0.009 (0.007)	-0.010 (0.007)
gdpcp		-0.011 ** (0.005)	-0.013 ** (0.006)	-0.005 (0.006)
gdptenure		0.031 *** (0.004)	0.040 *** (0.004)	0.023 *** (0.004)
控制变量	无	无	社会经济变量	社会经济变量 官员特征变量
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	2760	2591	2206	2182
R ²	0.138	0.170	0.154	0.304

3.2.2 更换被解释变量：官员晋升程度的回归结果

上述研究发现,环境治理对官员晋升有一定促进作用。虽然同为晋升,但是环境治理效果差异将对官员晋升程度造成不同的影响,我们猜测环境治理水平越高,官员晋升程度越高,即环境污染程度越低,官员晋升程度越大,晋升的越快。基于此,我们对官员晋升程度进行划分,设置 rankpro 变量表示官员晋升程度,若市长晋升为市委书记赋值为 1,晋升为副部级官员赋值为 2,晋升为省委常委赋值为 3,晋升为省委副书记则赋值为 4,即市长晋升程度越高赋值越大。因此,将被解释变量换为 rankpro,解释变量依旧是环境污染变量 pm2.5 增长率,以此进行稳健性检验,回归结果依旧显著,验证了环境治理水平越高官员晋升程度越高的猜想,回归结果见表 4。

表 4 环境治理对官员晋升级别的影响

变量	(1) rankpro	(2) rankpro	(3) rankpro	(4) rankpro
pm2.5growth	-0.135 * (0.073)	-0.163 ** (0.075)	-0.142 * (0.080)	-0.205 *** (0.075)
cgdp_growth		-0.002 (0.007)	-0.003 (0.008)	-0.001 (0.007)
gdpcp		-0.003 (0.005)	-0.006 (0.006)	-0.001 (0.006)
gdptenure		0.012 *** (0.003)	0.020 *** (0.004)	0.007 * (0.004)

续表

变量	(1) rankpro	(2) rankpro	(3) rankpro	(4) rankpro
控制变量	无	无	社会经济变量	社会经济变量 官员特征变量
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	2760	2591	2206	2182
R^2	0.093	0.101	0.124	0.230

3.2.3 分组变量回归：南北方地区差异

中国幅员辽阔,南方地区和北方地区无论是经济发展水平还是资源禀赋方面都具有显著差异。北方地区受纬度较高、冬季集中供暖、第二产业较发达等因素影响,相较于南方地区,环境污染问题更严重。因此,本文对南方地区和北方地区进行分组回归,检验不同地区环境治理对官员晋升的影响,分组回归结果见表 5。第(1)列代表北方地区的回归结果,第(2)列表示的是南方地区回归结果。从回归结果可以看出,环境污染(pm2.5growth)在北方地区对官员晋升没有显著影响,很有趣的是相对经济发展水平(gdptenure)对北方地区官员晋升有一定的正向显著性影响。南方地区环境污染(pm2.5growth)与官员晋升之间显著为负,即环境污染越严重,官员晋升的可能性越小或者环境治理水平越高,官员晋升的可能性越大。

对于这种现象,可能的解释是,虽然中央不断出台文件强调环境在经济发展中的重要影响,强化环境治理水平在官员政绩考核中的重要性,但实际上经济发展水平在官员绩效考核中依旧具有一定影响。相对于南方地区,北方地区普遍存在经济发展水平较弱的状况,且与南方相差悬殊,即与环境治理相比,经济发展是北方地区发展的短板,经济发展的潜力和空间较大,地方官员依靠经济发展晋升的机会就会增强。根据傅勇和张晏(2007)的研究,经济发展水平的提升主要凭借资本回报率高的经济项目基础建设,所以北方地区环境污染(pm2.5growth)对官员晋升没有显著影响,反而相对经济发展水平(gdptenure)对晋升有一定的显著正向影响。同样的道理,回归结果中南方地区的环境污染(pm2.5growth)与官员晋升呈显著的负相关就不难理解了。南北方地区分组回归可以说明,经济发展水平相对较差的地区,官员对 GDP 的追求依然存在,尤其在面临经济压力和环境治理压力的抉择中,经济发展对官员来说依然是现实选择(盛明科和李代明,2018)。

3.2.4 分组回归：环境保护重点城市

根据地级市是否为环境保护重点城市将所有的 276 个城市分为两组：第一

组是 101 个环境保护重点城市,划分的依据为《中国环境年鉴》中的环境保护重点城市名单;第二组是除 101 个环境保护重点城市之外的 175 个城市。选择环境保护重点城市的主要原因在于省级领导对环境保护重点城市的关注度更高,环境保护政策实行更早,环境治理绩效考核越对官员晋升有正向激励作用。在此借鉴卢洪友等(2018)的做法,考虑到环境保护重点城市范围在 2011 年有所调整,为保证数据的连续性,样本范围取自 2011 年调整前后均在环境保护重点城市范围内的城市。由于缺乏西藏自治区数据,本文将拉萨市剔除样本范围。此外,还剔除了 4 个直辖市的样本数据,主要是因为直辖市行政级别高于其他环境保护重点城市,可能会存在内生性问题。本文分别检验环境治理在环境保护重点城市和非环境保护重点城市对官员晋升的影响。回归结果见表 5 第(3)列和第(4)列。从有效激励的角度来看,环境保护重点城市的环境治理对辖区官员的晋升影响大于非环境保护重点城市。通过系数可以看出,与非环境保护重点城市相比,环境保护重点城市的环境治理对官员晋升影响更大。同时可以看出,在环境保护重点城市样本模型中,相对经济发展水平(gdptenure)与官员晋升之间不具有显著的正向影响。在非环境重点保护城市样本模型中,相对经济发展水平(gdptenure)与官员晋升之间依旧具有显著的正向影响。这说明,在环境保护重点城市,环境治理对官员晋升的激励更具显著影响。

表 5 分组回归

变量	(1) 北方地区 promotion	(2) 南方地区 promotion	(3) 环境重点保护城市 promotion	(4) 非环境重点保护城市 promotion	(5) 任期交互项 promotion
pm2.5growth	-0.169 (0.120)	-0.350*** (0.097)	-0.271** (0.111)	-0.178** (0.073)	-0.014 (0.098)
pm2.5_tenure					-0.079* (0.042)
cgdp_growth	-0.002 (0.008)	-0.000 (0.009)	-0.013 (0.010)	0.005 (0.007)	-0.003 (0.005)
gdpcp	-0.007 (0.005)	0.005 (0.009)	0.009 (0.010)	-0.005 (0.005)	0.001 (0.004)
gdptenure	0.014*** (0.005)	0.004 (0.005)	0.006 (0.006)	0.008** (0.004)	0.008** (0.003)
控制变量	社会经济变量 官员特征变量	社会经济变量 官员特征变量	社会经济变量 官员特征变量	社会经济变量 官员特征变量	社会经济变量 官员特征变量
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	804	1217	784	1398	2182
R ²	0.303	0.278	0.253	0.290	0.272

3.2.5 官员任期、环境治理与官员晋升

官员任期是影响官员晋升的重要因素。官员任期关系到官员实施政策的连贯性和实施政策的成果。据此猜想官员任期的差异,影响官员通过环境治理获得晋升优势的差异。因此,在基本回归的基础上,加入 $pm2.5\_tenure$ 变量,表示环境治理与官员任期的交互项,用以检验官员不同任期下,环境治理对官员晋升的影响。表5第(5)列的回归结果表明, $pm2.5\_tenure$ 在10%的水平下显著为负,说明官员任期越长,环境污染对官员晋升的影响越来越小,即随着官员任期越长,环境治理对官员晋升的影响越来越大。对此可能的解释是:一是环境治理是一项系统性工程,官员任期越长,环境治理政策的连贯性、一致性以及效果越强,晋升的可能性也就越大;二是随着官员任期的增长,官员在“干中学”中获得更多的环境治理经验,为环境治理后期工作的开展奠定基础,进而获得晋升的可能性越大。

3.2.6 安慰剂检验

基本回归的结果表明,环境治理促进了官员晋升,即自2007年起,官员环境治理水平开始正式纳入官员考核体系。因此,本文选取2003—2006年数据做安慰剂检验,考察在环境治理水平纳入官员绩效考核之前影响官员晋升的主要因素。在2007年之前的很长一段时间,官员晋升主要依靠经济增长的方式,即地方经济发展水平越高,官员晋升的可能性越大,且经济发展的诉求会弱化地方环境治理诉求,从而损害地区的环境质量。因此,猜想在2007年之前,环境治理水平对官员晋升没有显著影响,相对经济发展水平对官员晋升存在显著影响。从表6可以看出,回归结果和我们预期相符,在2007年之前环境治理对官员晋升不具有显著的影响,相对经济发展水平($gdptenure$)对官员晋升存在正向的显著影响,这一结果与之前学者(周黎安,2007;姚洋和张牧扬,2013)的结论比较一致,即在环境治理水平纳入官员政绩考核体系之前,相对经济发展水平($gdptenure$)对官员晋升有一定正向影响。在此基础上,结合基本回归的结果,说明在2007年之前,经济发展水平是官员考核的主要指标,环境治理水平尚未被纳入官员考核体系;随着时代的发展,环境保护的重要性越来越凸显,2007年之后,官员的环境治理水平逐步纳入官员考核体系,需要说明的是,环境治理水平纳入官员考核体系并不意味着经济发展水平完全退出官员考核体系。通过基本回归中系数的比较可以发现,在官员考核体系中,环境治理对官员晋升的作用大于经济发展对官员晋升的作用。因此,环境治理在官员考核中的作用被强化,经济发展在官员考核中的作用被弱化。

表 6 2003—2006 年分样本回归

变量	(1) promotion	(2) promotion	(3) promotion	(4) promotion
pm2.5growth	0.040 (0.085)	0.102 (0.126)	0.113 (0.133)	0.146 (0.141)
cgdp_growth		0.010 (0.026)	0.013 (0.028)	0.016 (0.028)
gdpcp		-0.003 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)
gdptenure		0.102 ** (0.042)	0.100 ** (0.042)	0.097 ** (0.040)
控制变量	无	无	社会经济变量	社会经济变量 官员特征变量
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	821	334	319	319
R ²	0.259	0.447	0.467	0.489

3.2.7 剔除副省级城市的回归

中国大多数地级市的市长是正厅级,但是副省级城市的市长为副部级,级别更高,占全样本的 5.4%。这可能会导致环境治理对官员晋升影响的估计出现偏差和异常。因此,本文剔除 276 个城市中的 15 个副省级城市样本,并对余下的地级市样本进行检验。回归结果见表 7,结果表明,环境污染(pm2.5growth)的系数依然显著为负,主要结论并未发生改变,通过稳健性检验。

表 7 剔除副省级城市样本回归

变量	(1) promotion	(2) promotion	(3) promotion	(4) promotion
pm2.5growth	-0.138 ** (0.063)	-0.167 *** (0.065)	-0.164 ** (0.071)	-0.220 *** (0.064)
cgdp_growth		-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.002 (0.006)
gdpcp		-0.002 (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.000 (0.004)
gdptenure		0.012 *** (0.003)	0.020 *** (0.004)	0.008 ** (0.003)
控制变量	无	无	社会经济变量	社会经济变量 官员特征变量

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	promotion	promotion	promotion	promotion
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	2602	2461	2091	2069
R^2	0.099	0.103	0.131	0.276

3.3 进一步分析

内生性是实证研究中至关重要且亟须解决的问题。本文内生性问题主要源于以下几点:一是互为因果。一方面环境治理可能促进官员晋升,另一方面为了让官员快速晋升,可能会将官员任命到环境治理水平优良的城市,进而产生互为因果的影响。二是测量误差。本文官员晋升的数据是通过网络收集整理而来,尽管已通过多渠道查询验证,但网络数据缺乏保障和数据披露的滞后性依旧会造成测量误差。三是遗漏变量。影响环境治理和官员晋升的因素非常多,很难在模型中全部包含,可能会遗漏某些变量而导致偏差。

3.3.1 互为因果导致的内生性检验:地级市初始状况对官员绩效的影响

参考吴敏和周黎安(2018)对“官员任命受当地公共品水平影响”可能产生的内生性问题的解决方法。我们利用此方法考察地方的经济和环境初始状况对经济发展水平和环境治理水平的影响,即上级在任命地方官员时可能会考虑当地初始的经济和环境状况,以此决定地方官员的任命。例如,上级为了让市长较快晋升,可能将市长调任至经济和环境初始状况较好的城市,以达到较快晋升的目的。为了解决这一担忧,我们用地级市官员上任前三年平均的经济发展水平和环境治理水平来预测当年上任官员的经济发展绩效和环境治理绩效,检验地级市初始经济发展和环境治理水平对当期官员经济绩效和环境绩效的影响。为此,选取地级市城市维护建设资金支出(pre_envfinance)、从事环境保护人数(pre_envpeople)、绿地面积(pre_green)、工业固体废物综合利用率(pre_solwas)、工业二氧化硫排放量(pre_so2)、工业废水排放量(pre_water)、工业烟尘排放量(pre_dust),表征地级市初始的环境治理水平。用第二产业增加值占GDP比重(pre_industry2)、人口密度(pre_popden)、政府规模(pre_gov)、实际利用外资情况(pre_fdi),表征地级市初始的经济发展水平。

表8的估计结果显示,在考察初始环境状况对当期官员环境治理的影响时,发现初始工业废水排放量对环境污染在10%水平下显著为正,而与初始工业废水排放量类似的初始工业烟尘排放量对初始环境污染在5%水平下显著为负。上述估计结果总体上可以说明,初始的环境状况对当期的环境治理没有显著影响,即不存在上级政府为促进官员晋升将官员委派到初始环境状况优良地

区这一现象。此外,从表 9 可以看出,在考察初始经济状况对当期官员经济发展的影响时,发现初始第二产业占 GDP 的比重、政府规模、实际利用外资情况对当期经济发展水平显著影响,其他初始经济变量对当期官员的经济发展水平不具有显著影响,且经济发展水平不是我们主要的研究对象。因此,可以认为初始的经济绩效对当期官员的经济绩效影响不大。总体来说,上级在任命官员时,不存在将官员委任到初始环境状况好的地区,以达到更快的晋升这一现象。从而在一定程度上排除了官员任命的内生性问题对估计结果的影响。

表 8 初始环境对环境绩效影响

变量	pm2. 5growth
pre_envfinance	-0. 000 (0. 000)
pre_envpeople	-0. 018 (0. 049)
pre_solwas	-0. 000 (0. 001)
pre_green	-0. 000 (0. 001)
pre_so2	0. 003 (0. 008)
pre_water	0. 189 * (0. 106)
pre_dust	-0. 019 ** (0. 009)
样本量	716
R ²	0. 431

表 9 初始经济对经济绩效影响

变量	gdptenure
pre_industry2	-0. 212 *** (0. 072)
pre_popden	0. 007 ** (0. 003)
pre_gov	0. 029 (0. 045)
pre_fdi	-0. 372 * (0. 197)
样本量	608
R ²	0. 549

3.3.2 遗漏变量导致的内生性问题:使用逆温作为工具变量

针对潜在的遗漏变量问题,本文选取逆温累计天数作为环境污染 (pm2. 5growth) 的工具变量,进行两阶段最小二乘估计。一般来说,靠近地面的空气温度高,远离地面的空气温度低,热空气不断向上流动,但发生逆温时,下层温度比上层温度低,空气流动受阻,污染物也集聚在地面附近无法扩散。本文使用第三层大气温度减去第二层大气温度作为判断是否出现逆温的标准,如果第三层大气温度大于第二层大气温度,则当天出现逆温,赋值为 1,反之,赋值为 0。将地级市内一年中出现逆温的天数加总,得到逆温累计天数 (Chen et al. ,2022)。

有效的工具变量需要满足相关性和外生性两个条件。首先是相关性,逆温出现时不利于污染物扩散,逆温累计天数越多,该年环境越差,二者之间符合相关性条件。其次是外生性,逆温作为气候变量,对于官员晋升来说是外生的。因此,逆温满足相关性和外生性两个条件,可以作为有效的工具变量。本文使用两阶段最小二乘法 (2SLS) 回归,第一阶段主要识别逆温对环境污染的影响,这不仅可以缓解环境污染本身存在的内生性问题,而且还可以在第二阶段中考察逆温带来的环境污染以及对官员晋升的影响。

整体而言,表 10 第 (1) 列表示的是第一阶段回归结果,结果表明逆温天数在 1% 水平下显著提高了环境污染程度。并且,第一阶段 F 值为 77. 15,远大于 10。因此,没有理由认为存在弱工具变量问题。表 10 第 (2) 列为第二阶段回归结果,pm2. 5growth 在 5% 水平下显著降低了官员晋升概率。综上所述,环境污染显著降低了官员晋升概率,即环境治理显著提高了官员晋升概率。

表 10 逆温作为工具变量

变量	(1)	(2)
	第一阶段 pm2. 5growth	第二阶段 promotion
逆温天数	0. 003 *** (0. 000)	
pm2. 5growth		-0. 702 ** (0. 287)
cgdp_growth	-0. 000 (0. 003)	-0. 002 (0. 005)
gdpcp	0. 001 (0. 002)	0. 000 (0. 004)
gdptenure	-0. 001 (0. 001)	0. 007 ** (0. 003)
第一阶段 F 值	77. 15	

续表

变量	(1) 第一阶段 pm2.5growth	(2) 第二阶段 promotion
	社会经济变量 官员特征变量	社会经济变量 官员特征变量
控制变量		
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	2173	2173

4 结论与建议

本文利用 2007—2016 年 276 个地级市样本数据,从理论和实证两个层面出发,研究环境治理是否促进了官员晋升。本文研究发现:第一,环境治理纳入官员政绩考核体系。环境治理促进了官员晋升。环境绩效在官员考核中的作用被强化,经济绩效的作用被弱化。第二,从区域维度看,南北方地区官员根据地区发展的短板,选择不同的晋升方式:北方地区更强调以经济增长的方式晋升,南方地区更注重以环境治理的方式晋升;环境保护重点城市的官员依靠环境治理晋升的可能性更高。第三,从官员特征看,官员任期越长,环境治理对于官员晋升的影响越大。第四,在内生性问题上,地级市初始经济和环境水平对经济绩效和环境绩效没有显著影响。此外,本文使用逆温出现天数作为工具变量,对潜在内生性进行处理,发现结果依然成立。

基于此,可得出以下政策建议:

首先,强化绿色发展理念。中央政府应加强环境在考核体系中的重要性,建立官员绿色考核系统。厘清经济增长和环境治理之间的关系,理顺多重任务之间的主次关系,破除“唯 GDP”的考核机制,用“绿色考核指标”激发官员内生动力,通过制度设计降低委托代理问题。贯彻“绿水青山就是金山银山”的理念。

其次,建立“因地制宜”的官员治理体系。在环境绩效纳入官员绩效考核之前,经济绩效长期在官员绩效考核中占据主导地位。应该逐步实行官员考核制度的变革,根据实际情况调整当地官员治理体系,调整环境绩效考核和经济绩效考核在总体绩效考核中的比重,形成“因地制宜”的官员治理体系。

最后,建立正式制度与非正式制度相结合的治理体系。“一票否决”“行政追责”等正式制度对环境治理起约束性作用。此外发挥环保约谈等非正式制度的作用,二者互为补充,协同约束地方官员行为,共同促进地方环境良性发展。

参考文献

- 陈钊, 徐彤. 2011. 走向“为和谐而竞争”: 晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁[J]. 世界经济, (9): 3-18.
- Chen Z, Xu T. 2011. Toward “Competing for Harmony”: Rank order political tournament and changing of central-local governance [J]. *The Journal of World Economy*, (9): 3-18. (in Chinese)
- 傅勇, 张晏. 2007. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价[J]. 管理世界, (3): 4-12, 22.
- Fu Y, Zhang Y. 2007. The China-style of decentralization and fiscal expenditure composition: The cost of competition for growth[J]. *Journal of Management World*, (3): 4-12, 22. (in Chinese)
- 傅勇. 2008. 中国的分权为何不同: 一个考虑政治激励与财政激励的分析框架[J]. 世界经济, (11): 16-25.
- Fu Y. 2008. Why China's decentralization differs? [J]. *The Journal of World Economy*, (11): 16-25. (in Chinese)
- 韩晶, 张新闻. 2016. 绿色增长是影响官员晋升的主要因素么? ——基于 2003~2014 年省级面板数据的经验研究[J]. 经济社会体制比较, (5): 12-24.
- Han J, Zhang X W. 2016. Is green growth the main factor that affects officials' promotion? An empirical study based on 2003~2014 provincial panel data [J]. *Comparative Economic & Social Systems*, (5): 12-24. (in Chinese)
- 何为, 郭树龙, 刘昌义. 2017. 官员政绩考核对环境治理影响的统计检验[J]. 统计与决策, (4): 107-109.
- He W, Guo S L, Liu C Y. 2017. Statistical test of the influence of official performance assessment on environmental governance [J]. *Statistics & Decision*, (4): 107-109. (in Chinese)
- 梁平汉, 高楠. 2014. 人事变更、法制环境和地方环境污染[J]. 管理世界, (6): 65-78.
- Liang P H, Gao N. 2014. The personnel change, the legal environment and the local environmental pollution[J]. *Journal of Management World*, (6): 65-78. (in Chinese)
- 刘玉海, 赵鹏. 2018. 地方官员治理与城市绿色增长[J]. 经济学报, 5(4): 45-78.
- Liu Y H, Zhao P. 2018. The impact of local official governance on urban green growth[J]. *China Journal of Economics*, 5(4): 45-78. (in Chinese)
- 卢洪友, 刘启明, 祁毓. 2018. 中国环境保护税的污染减排效应再研究——基于排污费征收标准变化的视角[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 18(5): 67-82.

- Lu H Y, Liu Q M, Qi Y. 2018. Re-study on the pollution reduction effect of environmental tax: Based on the change of China's sewage charges collection standards[J]. *Journal of China University of Geosciences (Social Sciences Edition)*, 18(5): 67-82. (in Chinese)
- 罗党论, 余国满, 陈杰. 2015. 经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视——新理论和基于地级市数据的新证据[J]. *经济学(季刊)*, 14(3): 1145-1172.
- Luo D L, She G M, Chen J. 2015. A new re-examination of the relationship between economic performance and local leader's promotion: New theory and new evidence from city-level data[J]. *China Economic Quarterly*, 14(3): 1145-1172. (in Chinese)
- 皮建才. 2012. 中国式分权下的地方官员治理研究[J]. *经济研究*, 47(10): 14-26.
- Pi J C. 2012. The governance of local officials under Chinese style decentralization [J]. *Economic Research Journal*, 47(10): 14-26. (in Chinese)
- 冉冉. 2013. “压力型体制”下的政治激励与地方环境治理[J]. *经济社会体制比较*, (3): 111-118.
- Ran R. 2013. Political incentives and local environmental governance under a “Pressurized System” [J]. *Comparative Economic & Social Systems*, (3): 111-118. (in Chinese)
- 盛明科, 李代明. 2018. 地方生态治理支出规模与官员晋升的关系研究——基于市级面板数据的结论[J]. *中国行政管理*, (4): 128-134.
- Sheng M K, Li D M. 2018. A study on the relationship between the scale of local ecological governance expenditure and the officials' promotion: Based on the municipal panel data [J]. *Chinese Public Administration*, (4): 128-134. (in Chinese)
- 孙伟增, 罗党论, 郑思齐, 等. 2014. 环保考核、地方官员晋升与环境治理——基于2004—2009年中国86个重点城市的经验证据[J]. *清华大学学报(哲学社会科学版)*, 29(4): 49-62, 171.
- Sun W Z, Luo D L, Zheng S Q, et al. 2014. Environmental assessment, local official promotion and environmental management: Empirical evidence from 86 main cities of China (2004—2009) [J]. *Journal of Tsinghua University (Philosophy and Social Sciences)*, 29(4): 49-62, 171. (in Chinese)
- 陶然, 苏福兵, 陆曦, 等. 2010. 经济增长能够带来晋升吗? ——对晋升锦标赛理论的逻辑挑战与省级实证重估[J]. *管理世界*, (12): 13-26.
- Tao R, Su F B, Lu X, et al. 2010. Can economic growth bring about upgrade? [J]. *Journal of Management World*, (12): 13-26. (in Chinese)
- 王守坤. 2013. 中国省级官员晋升与辖区增长绩效——基于政治网络强度的经验判断[J]. *浙江社会科学*, (9): 34-42.

- Wang S K. 2013. Chinese provincial officials' promotion and local economic performance: Based on the experience judgment of political network intensity[J]. *Zhejiang Social Sciences*, (9): 34-42. (in Chinese)
- 王贤彬, 徐现祥. 2008. 地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据[J]. 管理世界, (3): 16-26.
- Wang X B, Xu X X. 2008. The source of local officials, their ways to go, their term and economic growth[J]. *Journal of Management World*, (3): 16-26. (in Chinese)
- 王贤彬, 徐现祥, 李郇. 2009. 地方官员更替与经济增长[J]. 经济学(季刊), 8(4): 1301-1328.
- Wang X B, Xu X X, Li X. 2009. Provincial governors' turnovers and economic growth: Evidence from China[J]. *China Economic Quarterly*, 8(4): 1301-1328. (in Chinese)
- 吴敏, 周黎安. 2018. 晋升激励与城市建设: 公共品可视性的视角[J]. 经济研究, 53(12): 97-111.
- Wu M, Zhou L A. 2018. Political incentives and city construction: The visibility of public projects[J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 97-111. (in Chinese)
- 杨海生, 罗党论, 陈少凌. 2010. 资源禀赋、官员交流与经济增长[J]. 管理世界, (5): 17-26.
- Yang H S, Luo D L, Chen S L. 2010. The resources endowment, the interchange of officials' positions, and the Economic Growth[J]. *Journal of Management World*, (5): 17-26. (in Chinese)
- 姚洋, 张牧扬. 2013. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J]. 经济研究, 48(1): 137-150.
- Yao Y, Zhang M Y. 2013. Performance of officials and the promotion tournament: Evidence from Chinese cities[J]. *Economic Research Journal*, 48(1): 137-150. (in Chinese)
- 张军, 高远. 2007. 官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据[J]. 经济研究, 42(11): 91-103.
- Zhang J, Gao Y. 2007. Term limits and rotation of Chinese governors: Do they matter to economic growth? [J]. *Economic Research Journal*, 42(11): 91-103. (in Chinese)
- 张牧扬. 2013. 晋升锦标赛下的地方官员与财政支出结构[J]. 世界经济文汇, (1): 86-103.
- Zhang W Y. 2013. Political tournament, career concern and fiscal expenditure bias [J]. *World Economic Papers*, (1): 86-103. (in Chinese)
- 张楠, 卢洪友. 2016. 官员垂直交流与环境治理——来自中国 109 个城市市委书记(市长)的经验证据[J]. 公共管理学报, 13(1): 31-43.

- Zhang N, Lu H Y. 2016. Capital official communication and environment governance: Empirical evidence from Chinese party secretaries and mayors in 109 cities[J]. *Journal of Public Management*, 13(1): 31-43. (in Chinese)
- 周黎安, 李宏彬, 陈烨. 2005. 相对绩效考核: 中国地方官员晋升机制的一项经验研究[J]. *经济学报*, (1): 83-96.
- Zhou L A, Li H B, Chen Y. 2005. Relative performance evaluation: An empirical analysis of turnover of Chinese local officials[J]. *China Journal of Economics*, (1): 83-96. (in Chinese)
- 周黎安. 2007. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, (7): 36-50.
- Zhou L A. 2007. Governing China's local officials: An analysis of promotion tournament Model[J]. *Economic Research Journal*, (7): 36-50. (in Chinese)
- 朱建军, 张蕊. 2016. 经济增长、民生改善与地方官员晋升再考察——来自 2000—2014 年中国省级面板数据的经验证据[J]. *经济学动态*, (6): 50-61.
- Zhu J J, Zhang R. 2016. Economic growth, improvement of people's livelihood and more observation on the promotion of local officials[J]. *Economic Perspectives*, (6): 50-61. (in Chinese)
- Chen S, Oliva P, Zhang P. 2022. The effect of air pollution on migration: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 156: 102833.
- Chen X D, Qin Q D, Wei Y M. 2016. Energy productivity and Chinese local officials' promotions: Evidence from provincial governors[J]. *Energy Policy*, 95: 103-112.
- Jin H H, Qian Y Y, Weingast B R. 2005. Regional decentralization and fiscal incentives: Federalism, Chinese style[J]. *Journal of Public Economics*, 89(9/10): 1719-1742.
- Lee Y S F, Lo C W H, Lee A K Y. 2010. Strategy Misguided: The weak links between urban emission control measures, vehicular emissions, and public health in Guangzhou[J]. *Journal of Contemporary China*, 19(63): 37-54.
- Wu J, Deng Y H, Huang J, et al. 2013. Incentives and outcomes: China's environmental policy[R]. NBER Working Paper No. w18754.

Does Environmental Governance Promote the Promotion of Local Officials?

—An Empirical Study Based on Samples of Prefecture-Level Cities in China

Li Zhao¹ Zhiyao Hu²

(1. School of Business, University of Chinese Academy of Social Sciences;

2. School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract This paper uses the promotion data of officials from 2007 to 2016 to match the panel data of 276 prefecture-level cities to empirically investigate the impact of environmental governance on the promotion of officials. Research findings: Environmental governance promoted the promotion of officials, environmental performance assessment and economic performance assessment coexist, and environmental performance was strengthened, while economic performance was weakened. From the regional point of view, the northern region emphasizes the promotion through economic growth, while the southern region emphasizes the promotion through environmental governance; official in key environmental protection cities are more likely to be promoted through environmental governance than those in non-key environmental protection cities. From the characteristics of officials, the longer the tenure of officials, the greater the impact of environmental governance on the promotion of officials; using thermal inversion as a tool variable and after a variety of robust tests, the conclusions were still established. The policy implication of this paper is: Policymakers should strengthen the importance of green development concept and environmental performance assessment, adjust the proportion of performance assessment, establish the official governance system according to local conditions, and built the governance system by combining formal and informal systems, so as to stimulate the endogenous power of environmental governance of officials and achieve green and high-quality development.

JEL Classification H77, H76, Q53

循环经济政策与中国企业环境绩效： 助推器抑或绊脚石？¹

刘胜² 温锡峰³ 陈秀英⁴

摘要 循环经济政策能通过减少资源消耗浪费、实现资源循环再利用来提升企业环境绩效,但也可能会因此加剧规制成本压力或受困于技术复杂性而挫败企业治污积极性。为此,本文利用中国工业企业数据库、工业企业污染排放数据和投入产出数据,通过构建双重差分模型识别循环经济试点政策对企业污染排放的影响,以分析其到底是企业污染治理中的“助推器”还是“绊脚石”。研究发现:循环经济试点政策实施后,实验组的污染物排放量相比于对照组显著降低,说明循环经济试点政策显著提高了企业环境绩效。这一结论在采用替换被解释变量、删除同期政策干扰、控制行业时间趋势、随机抽取实验组的安慰剂等一系列稳健性检验后依然成立。进一步地,循环经济政策实施有利于促进企业节能降耗、加强末端处理和提升技术开发能力,进而推动企业环境绩效提升。异质性检验发现,循环经济政策的作用在非资源型城市的企业、超大型城市的企业以及上游服务业外资开放度高的行业的企业样本中更为突出。在“双碳”目标下,本文从循环经济的新视角拓展了环境规制政策效果评估的理论研究,并为助力实现绿色低碳循环发展、推进生态文明建设、擘画“美丽中国”蓝图提供了靶向发力的政策依据。

关键词 循环经济政策;企业污染排放;环境绩效;准自然实验;“双碳”目标

0 引言

改革开放以来,中国快速成长为世界第二大经济体,但与此同时,也日益面

1 广东省哲学社会科学规划青年项目“数字化赋能与制造业全球价值链攀升:理论逻辑与广东实践”(GD22YYJ16);广州市哲学社会科学“十四五”规划课题“广州建设现代服务业强市研究:基于数字化转型协同治理视角”(2022GZQN06)。

2 刘胜,广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院副教授,E-mail:gdutfsliusheng@126.com。

3 温锡峰,广东外语外贸大学经济贸易学院硕士研究生,E-mail:wensifengrie@163.com。

4 陈秀英(通讯作者),广东金融学院经济贸易学院副教授,E-mail:chenxiuying1128@163.com。

面临着资源能源消耗扩大、环境污染问题突出等严峻挑战,由此将会对中国经济高质量发展进程产生重要的影响(陈诗一和陈登科,2018)。尤其是部分工业企业的资源消耗增长过快、资源利用效率过低和资源再生化率不高,忽略了以构建绿色低碳循环发展经济体系来促进自身的业务扩张和利润增长,这不仅造成了资源能源的过度浪费现象,也带来了突出的生态环境污染问题。经济新常态下,在资源要素成本持续攀升及其增量供应面临约束的双重背景下,“环境库兹涅茨曲线”下所隐含的“先污染、后治理”这一粗放式增长模式已难以为继。步入高质量发展的新阶段,社会各界更加关注绿色低碳转型,加快推动中国工业企业由“资源-产品-废物-排放”向“资源-产品-废物-再生资源-再利用”的循环模式转变,大力发展循环经济,推进资源节约集约循环利用,这对保障国家资源能源安全、实现碳达峰与碳中和目标、促进我国生态文明建设有着重要的现实意义。

一般认为,适宜的环境规制能通过将外部环境成本内部化或降低企业产能等方式来改善生态环境质量(涂正革和谌仁俊,2015)。从本质上看,循环经济试点政策作为一种市场激励型的柔性环境规制方式,强调从推进资源节约集约循环利用等方面进行综合性环境治理,与既有的规制政策工具体系形成了协同互补的关系(谢海燕,2020),且在新发展阶段下因其独特的功能作用而逐渐成为国家环保政策体系尤其是自愿性环境规制手段的重要构成。梳理国内外文献可知,学界主要从循环经济的概念界定及其局限性(Korhonen et al., 2018)、循环经济的测度框架及指标体系(Moraga et al., 2019)、循环经济的目标或战略导向(Morseletto, 2020)、循环经济的影响因素(Bongers and Casas, 2022)、循环回收的工业流程及技术解决方案(Mossali et al., 2020)等方面展开了研究,但较少会涉及循环经济政策实施效果及其作用机制的系统评估与因果考察。此外,与本文较为密切的文献探讨了循环经济发展及其相关政策对企业环境绩效的影响效果,但尚未达成一致的结论。一方面,有的文献认为,循环经济发展方式及其政策实施发挥了“助推器”作用,表现为参与主体依托减量化(reducing)、再利用(reusing)和再循环(recycling)原则,通过提升资源利用效率、加强资源回收利用等方式,来助力企业改善清洁生产过程、提高资源环境管理效率(Kunz et al., 2018; Busu and Trica, 2019),进而赋能企业更好地改善环境绩效(Zhu et al., 2019; Fan and Fang, 2020)。另一方面,还有的文献认为循环经济政策作为一项对生产者环保责任延伸的规制措施,其实施将会在一定程度上倒逼企业增加购置可循环利用的生产设备以及配套引进管理技术人才,由此将可能会增加企业成本乃至削减企业市场竞争力,进而挫伤企业循环生产技术采用的积极性(Scheinberg et al., 2016; Tsiliyannis, 2019; Cainelli et al., 2020; Fitch-Roy et al., 2020)。此外,通常来看,如若相关的市场激励型环境规制政策效果不彰,那么

很可能是与我国环境规制工具“行政命令有余而市场手段不足”的传统体制管理弊端有关(张晓,1999),因为这会诱发企业的策略性应对行为。鉴于生产者延伸责任的选择权仍在生产者手中(张旭东和雷娟,2012),当因环保成本上升而损害企业追求利润最大化的目标,或因其行为惯性缺乏足够的约束力时,可能会诱使企业采取策略性行为进而忽视资源再生或废物再利用环节(唐晓华等,2007),并引致企业陷入循环生产管理困难、回收体系混乱无序、回收处理能力较差(张晓华和刘滨,2005)及环保技术不达标、再生利用程度低等多重困境(邹松涛,2009),造成“二次污染”及治污失效或低效,并最终使其成为一种流于形式且挤占资源的“绊脚石”。

从实践来看,我国长期以来致力于转变经济发展方式,将建设资源节约型、环境友好型社会作为经济发展的重要抓手和着力点。2005年国家发展改革委等六部委联合发布的《关于组织开展循环经济试点(第一批)工作的通知》,确立了我国第一批循环经济试点单位,这为进一步评价循环经济试点政策对企业环境绩效影响的净效应提供了现实可行性。而党的二十大报告中进一步强调“积极稳妥推进碳达峰碳中和”,尤其是“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”,这为我国进一步深化推动循环经济政策塑造了良好的政策环境基础。事实上,虽然我国早期的环境规制措施会带有明显的行政管制色彩,但从我国循环经济进入以试点示范为主要特征的时期以来,循环经济政策便越来越多地呈现出向市场型规制政策转变的特点(郝永勤和赵宏伟,2010)。那么,在我国致力于实现碳达峰碳中和目标下,中国已实施的循环经济试点政策能否起到改善企业环境绩效的作用?如果可以的话,是通过何种渠道来发挥作用的呢?遗憾的是,虽然目前国内关于环境规制政策的实证评估这一类文献已然较多,然而还鲜有文献从循环经济视角对中国循环经济试点政策效果及其作用机制做出系统评价和定量探讨。此外,虽然西方文献中关于循环经济政策的研究较为丰富,但鉴于不同国家之间的环境规制的制度安排以及企业发展的实际情况存在明显差异(Golub,1996),因此不能简单套用西方文献的理论模型及经验证据来解决中国企业在推进循环经济发展中所遇到的具体问题。为廓清我国在深入推进绿色转型发展背景下这一“悬而未决”的难题,本文认为亟须运用中国大样本微观数据开展拟自然实验的政策净效应评估,以构建中国特色情境下的循环经济政策的评估思路并提出针对性的政策建议。

为充分回应既有的理论争论,并为新阶段下进一步破解制约我国循环经济政策体系的治理困局提供经验证据,本文试图从以下方面进行拓展深化:(1)在研究视角上,已有文献侧重讨论了环境税、“大气十条”等命令控制型环境规制及“低碳城市”、“绿色信贷”等市场激励型环境规制的减排作用,但基于循环经济这一新视角去定量探讨循环经济试点政策影响企业环境绩效的研究还较为

匮乏。为此,本文率先从转型经济体推行循环经济发展政策的新角度,识别了循环经济试点单位建设对中国大样本微观企业环境绩效的影响,这有利于更好地拓展循环经济政策实施的微观减排效应的研究,并从转型经济体的特定情境回应“波特假说”在中国循环经济领域是否有效这一经典的理论议题。(2)在识别策略方面,以是否设立循环经济试点单位作为外生的政策冲击,以双重差分法(DID)来研究循环经济试点政策实施对中国企业环境绩效的影响,有效地解决传统估计模型中潜在的内生性问题,进而得到更可靠的结论。同时,也从定量研究角度探索我国循环经济制度创新路径这一重大现实问题,为理解我国工业企业减排背后的制度变革驱动因素提供了一个新颖的解释。(3)在研究方法上,进一步借助三重差分法(DDD)等计量模型识别循环经济试点政策影响企业环境绩效的作用机制,并从多个异质性维度探究循环经济试点政策对企业减排的差异化影响,为我国精准靶向推进循环经济体系建设而非“一刀切”提供了精细化的依据。(4)进一步发现2005年实施的循环经济试点政策在环境治理上主要表现为“减排”效应,而“再生”效应在考察期内并不明显,即企业资源再利用能力和地区再生资源产业的发展未能因试点政策实施而显著提升,资源再利用率方式的效应还有待释放,这为我国未来进一步强化循环经济政策“专业性”、“协同性”及健全“循环经济”特色导向的政策体系提供了可行的调整方向。

1 政策背景与研究假说

1.1 政策背景

20世纪90年代,为响应联合国环境与发展大会的号召,我国政府开始实施可持续发展战略,强调企业应以清洁生产为主,加快从末端治理向生产全过程控制的转变,从而实现企业环境治理与经济效益提升的“双赢”。到2004年,发展循环经济、建设资源节约型和环境友好型社会作为中国中长期科技发展的优先议题之一被写进《生态建设、环境保护与循环经济》的报告中,确立了提高资源生产率、减少环境污染和将经济发展与环境保护相结合的战略方向(白露等,2007)。

2005年以来,我国在清洁生产领域取得了一定的成效,但在相当长的时期内,传统的粗放型经济增长方式并未根本转变,资源利用率低且环境污染重等问题并没有得到根本性的解决。因此,《国务院关于加快发展循环经济的若干意见》出台,开始对能源消耗、经济产出和资源的回收、利用与处置提出了具体的指标要求,指出通过大力推进节约降耗、全面推行清洁生产、大力开展资源综合利用和大力发展环保产业四大重点工作和把握资源开采、资源消耗、废物产

生、再生资源产生和消费五大环节发展循环经济,并逐步开展循环经济示范试点、探索发展循环经济的有效模式,这标志着我国循环经济试点工作全面启动并进入快速发展阶段,也意味着中国开始由行政规制政策更多地向市场激励政策转变(郗永勤和赵宏伟,2010)。中央政府在《推进循环经济发展的举措》中指出,对资源节约、循环经济等重大项目给予必要的资金支持,通过设立专项资金、实施绿色采购政策和调整产业政策支持循环经济的开展。如财税政策上,《关于企业所得税若干优惠政策的通知》中规定企业利用废水、废气、废渣等废弃物为主要原料进行生产可在5年内减征或者免征所得税;并且增值税方面国家对利用废物生产产品和从废物中回收原料的企业采用减征或者免征增值税的政策;此外,设立环境保护专项资金、清洁生产专项资金和节能专项基金等。同年,国家发展改革委等六部门联合发布了《关于组织开展循环经济试点(第一批)工作的通知》,确立试点的重点行业、重点领域、产业园区、省市及主要内容,其中将北京市、辽宁省、上海市、江苏省、山东省、重庆市(三峡库区)、宁波市、铜陵市、贵阳市和鹤壁市等地区作为我国第一批循环经济试点城市,以进一步探索我国城市循环经济发展的基本实践模式。

此后,2007年第十届全国人民代表大会常务委员会修订通过了《节约能源法》,正式立法将节约资源确定为我国的基本国策之一。2009年《中华人民共和国循环经济促进法》正式实施,对“减量化、再利用和资源化”的具体行为进行法律规范并提出了相关的激励措施和法律责任,标志着我国的循环经济政策进入了相对成熟的阶段(郗永勤和赵宏伟,2010)。2013年,国家发展改革委为落实“十二五”规划,实施了循环经济“十百千”示范行动要求,印发了《关于组织开展循环经济示范城市(县)创建工作的通知》,并启动了循环经济示范城市(县)创建工作。2021年,国家发展改革委发布“十四五”循环经济发展规划,旨在进一步巩固前期成果并继续优化与完善中国循环经济政策体系。至此,一揽子的循环经济政策措施逐渐成为我国提高资源利用效率、促进生态文明建设和推动“美丽中国”建设的重要环境规制手段之一。

1.2 研究假说

1.2.1 循环经济政策与企业环境绩效

循环经济试点政策本质上作为一种市场激励型的环境规制政策,面临着“规制遵从成本”及“创新补偿效应”之间的权衡博弈(Porter and Van der Linde, 1995; 韩超等, 2017)。在循环经济试点政策实施前,受到财权事权不匹配等因素的束缚,地方政府可能缺乏推动循环经济发展方式的足够激励及精细化的政策指导,而属地企业也会因推动循环经济发展方式所需付出的高昂成本代价而踟蹰不前。在上述情况下,决策者迫切需要制定适宜的政策举措去激励废弃物

回收和再循环利用等相关的解决方案实施(Favot and Massarutto, 2019)。在试点政策即《关于组织开展循环经济试点(第一批)工作的通知》颁布后,中央政府的政策导向更强调以循环经济发展为重心时,循环型生产方式的战略目标得到进一步确立与强化(Morseletto, 2020),此时政府和属地企业的态度和行动重心也会发生相应的调整变化。具体而言,政府配套出台的循环经济试点政策主要从能源资源的集约利用和技术的升级改造等方面对企业施行循环经济模式提出了具体要求。例如,鼓励企业推进节约降耗,通过减少自然资源要素消耗以实现各领域资源节约;此外,全面推行清洁生产,从源头减少废物的产生,以实现污染防治从末端处理向生产全过程的转变;激励企业大力开展资源综合利用,包括废物资源化和再生资源回收利用;大力发展环保产业,注重与循环经济领域相关的技术设备的研究开发与环保技能人才培养,从而为企业发展循环经济生产方式提供更为充足的技术保障(Su et al., 2013)。在地方政府的强激励下,循环经济领域的专项财税优惠政策及配套扶持政策逐渐增多,企业借助上层循环经济政策变革的契机来实现自身发展与环境治理“双赢”的时机日趋成熟。由此,循环经济试点政策的“创新补偿效应”以及对可持续发展目标(SDGs)的正外部性不断强化(Dong et al., 2021),其通过将环境成本内部化,可为试点地区的企业逐步强化推行循环经济发展模式的激励与改善自身的环境绩效营造更为良好的政策环境。

1.2.2 循环经济政策影响企业环境绩效的作用机制

一方面,循环经济试点政策实施有利于提高企业能源利用效率进而改善企业环境绩效。循环经济试点政策的基点在于推动资源节约集约高效利用,而研究表明提升现有能源的利用效率是实现节能政策目标的关键举措(陈钊和陈乔伊, 2019)。循环经济试点政策实施后,有利于带来属地产业结构转型升级、畅通循环经济投融资市场、改善能源要素市场扭曲、搭建循环经济公共服务平台等许多新的积极变化(郗永勤和赵宏伟, 2010)。而出于充分利用这一市场激励型环境规制政策所附带的财税政策优惠、降低未来遭受环保行政处罚的潜在风险及满足投资者和社会公众对ESG的诉求关注等多重好处的考量,试点地区的企业尤其是能源利用效率低的企业可能会有足够的动力和激励减少资源消耗型的要素投入,并致力于以清洁低碳的要素投入来进行替代;通过资源节约、集约循环利用,有效提高资源产出率,并着力降低单位产品污染排放强度。而能源效率改善作为循环经济体系运行中的重要环节,有利于为企业最终构建资源节约和循环利用的生产模式营造良好的技术配套环境(Halkos and Petrou, 2019)。

另一方面,在循环经济试点政策之下,企业会倾向于通过加快资本更新或增强研发投入方式来实现绿色转型(万攀兵等, 2021)。首先,试点地区的企业为实现既定的循环经济目标或标准要求,会强化购买相应的治污技术设备行为

或自主加强末端治理方式(Dean et al., 2000),这相较前端治理或其他方式而言通常更简单有效(韩超等, 2021)。特别是对研发能力不足的企业,循环经济试点政策有助于促使他们通过购买新的治污和生产设备来改善自身的环境绩效(张彩云和吕越, 2018)。此外,相较环保设备投入,技术创新被认为在循环经济体系中发挥着主导性的作用(Reichel et al., 2016)。根据弱“波特假说”,在循环经济政策实施下,资源循环再利用理念逐步深入到生产者及消费者心中,此时实施环境规制措施可激发企业开展绿色创新或采用节能减排技术的动力来提高投入产出率,进而抵消环境规制所带来的成本,并助力实现盈利与环保的双赢,即此时“创新补偿效应”占据主导地位(陈诗一, 2010)。这也从根本上为企业构建“低消耗、低排放、高效率”为特征的绿色低碳循环发展模式夯实了技术支撑条件。

据此,提出以下研究假说:

假说1:循环经济试点政策实施有利于促进工业企业环境绩效改善。

假说2:循环经济试点政策实施有利于引导企业调整要素投入或提高能源效率,以及激励企业增加技术设备的投入和技术研发来提高其环境绩效。

2 实证设计

2.1 基准模型

为检验循环经济试点政策对中国工业企业环境绩效的影响,本文在控制了相关企业特征及城市特征等企业环境绩效的影响因素变量的基础上,构建了如下计量模型:

$$\ln\text{so2p}_{it} = \gamma + \beta_1 \text{did}_{it} + \beta_2 \text{treat}_i + \beta_3 \text{post}_t + \beta_k \text{Control}_{it} + a_i + c_{jt} + u_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 t 和 j 分别表示企业、年份和城市, $\ln\text{so2p}_{it}$ 为工业企业的二氧化硫排放量(取对数),用以度量企业层面的环境绩效; did_{it} 表示循环经济试点城市与试点时间的交互项; treat_i 和 post_t 分别为两个子项,子项在回归结果中并未汇报。 γ 为常数项, β_1 和 β_k 为估计系数, Control_{it} 为企业层面和城市层面等一系列的控制变量, a_i 为年份固定效应, c_{jt} 为城市固定效应, u_{it} 为随机误差项。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

企业环境绩效($\ln\text{so2p}$)。有许多文献指出,大气污染减排是我国环境污染治理的主要内容之一,其主要污染物包括了硫氧化物、挥发性有机物、颗粒污染物等。需要指出的是,我国长期以化石燃料尤其是以煤炭为主的能源消费结

构,使得二氧化硫成为工业企业所生成和排放的主要环境污染物之一(陈硕和陈婷,2014)。为此,基于数据可得性与现实合理性,本文选取企业层面的二氧化硫排放量对数($\ln so2p$)来衡量企业的环境绩效水平。另外,废物的回收与转化作为循环经济的关键构成要素,通过对废物进行能源的转化或再利用,有利于最大限度地减少废物和资源的浪费(Malinauskaite et al., 2017)。鉴于此,本文将在进一步研究部分去拓展探讨在循环经济试点政策实施下企业在资源再利用方面的表现。

2.2.2 核心解释变量

根据2005年10月国家发展改革委等六部门联合发布的《关于组织开展循环经济试点(第一批)工作的通知》,本文将北京市、辽宁省、上海市、江苏省、山东省、宁波市、铜陵市、贵阳市和鹤壁市等作为我国发展循环经济的试点地区^①。而实际上早在2005年6月,国务院就印发了《国务院关于加快发展循环经济的若干意见》的通知,初步确定了开展循环经济试点的方针政策。因此,本文将2005年作为循环经济试点的初始年份,并进一步以试点年份与试点地区的交互项(did)来衡量本文的核心解释变量。

2.2.3 控制变量

考虑到不同企业与城市所蕴含的差异化特点均有可能对企业环境绩效产生重要影响,本文进一步选取与企业经济特征相关和城市层面的部分指标作为控制变量。具体而言,企业层面的控制变量参考苏丹妮和盛斌(2021)等文献的做法,将产值、成立年龄、资产负债率、公司规模和净资产利润率等指标作为控制变量。其中,产值($product$)用工业总产值现价万元的对数表示,成立年龄(age)用所处年份减去开业成立年份的对数来表示,资产负债率($debt$)用负债合计除以资产总计的对数来表示,公司规模($size$)用资产总计的对数来表示,净资产利润率($profit$)用营业利润除以资产总计的对数来表示。

城市层面主要参考徐佳和崔静波(2020)的做法,分别引入外商投资占比(fdi)、人均GDP($\ln pgdp$)、产业结构($Industry$)作为具体的控制变量。其中,外商投资占比用外商投资企业工业总产值除以规模以上工业总产值当年价来表示,人均GDP用人均地区生产总值的对数来表示,产业结构用第二产业增加值占GDP的比重来表示。

相关变量的具体定义详见表1。为进一步检验本文控制变量可能存在的共线性问题,本文还进一步补充了有关的共线性检验(表2)。结果显示,绝大多

^①考虑到通知中仅将重庆市(三峡库区)作为试点区域,即仅对部分地区而非全市实行循环经济试点政策,因此在检验时将重庆市剔除。在此基础上,本文实证所采用的第一次循环经济试点地区共涉及50个城市。

数的控制变量的相关性均小于 0.8,表明本文所选取的变量总体上并不存在严重的共线性问题。

表 1 主要变量定义

变量名称	定义	参考文献
lnso2p	工业企业二氧化硫排放量的对数	陈硕和陈婷(2014)
did	第一次循环经济试点政策实施的相关地区及政策实施年份的交互项	
控制变量		
product(产值)	工业总产值现价的对数	苏丹妮和盛斌(2021)
age(成立年限)	企业所处年份减去成立年份的对数	
debt(资产负债率)	总负债除以总资产的对数	
size(公司规模)	总资产的对数	
profit(净资产利润率)	营业利润除总资产的对数	
fdi(外商投资占比)	外商投资企业工业总产值/规模以上工业总产值当年价	徐佳和崔静波(2020)
lnpgdp(人均gdp)	人均地区生产总值的对数	
Industry(产业结构)	第二产业增加值占gdp的比重	
机制变量		
能源利用效率	企业当年工业总产值/煤炭总消耗量	林伯强和杜克锐(2013)
	工业总产值/燃料煤与燃料油(不包含车船用油)的总消费量	
能源结构清洁化	洁净燃气/洁净燃气和煤炭的总使用量	孙博文和张政(2021); 韩超等(2020)
末端治污	SO ₂ 处理总量	韩超等(2021)
	SO ₂ 处理率	
加强技术开发	企业处理污染废水和废气设施的投入数量	孙博文(2021)
	实用新型专利和发明型专利的总申请数量	

表 2 共线性检验

corr	product	age	debt	size	profit	fdi	lnpgdp	Industry
product	1							
age	0.1466	1						
debt	0.0948	0.0397	1					
size	0.7746	0.1868	0.0423	1				
profit	-0.013	-0.0855	-0.2388	-0.0737	1			
fdi	0.1543	0.0974	0.0287	0.1202	0.0939	1		
lnpgdp	0.2353	0.1	-0.0329	0.2378	0.0847	0.5061	1	
Industry	0.0298	-0.014	-0.0223	0.0458	0.11	-0.0532	0.3065	1

2.3 数据说明

本文所使用的企业污染排放数据及其他企业数据主要来源于中国工业企业数据库及中国工业企业污染排放数据库。其中,中国工业企业污染排放数据库涵盖了中国工业企业环境污染等各种污染物排放指标,是当前研究中国工业企业环境绩效的重要数据来源之一。而城市数据主要来源于国家统计局公布的《中国城市统计年鉴》,其包含了中国大部分城市经济发展和生态环境的各项指标。

此外,关于中国工业企业数据库和污染数据库的匹配过程介绍如下:首先对中国工业企业数据库和中国企业污染数据库进行匹配,得到 30 个省(或直辖市)和自治区的企业数据^①。考虑到匹配后的数据存在相同企业对应同一年份的情况,为此先对企业名称为空的企业进行剔除,而后通过对地区行政和实际持有人等信息一一对比,删除有关的异常值。基于此,本文还进一步将中国工业企业数据与中国城市统计年鉴的数据进行匹配以进行回归检验。

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计

表 3 是本文主要变量的描述性统计。其中,did 均值为 0.235,说明实施循环经济试点政策的地区仅为样本的一部分,而非全部样本,符合考察双重差分政策冲击效果的实验组和控制组设置的样本要求。

表 3 描述性统计结果

变量	N	mean	sd	min	max	range
lnso2p	347658	9.813	2.267	0	21.50	21.50
did	483358	0.235	0.424	0	1	1
product	475290	8.280	1.746	-2.303	20.03	22.33
age	477634	2.237	0.924	0	7.606	7.606
debt	444136	-0.699	0.766	-12.78	11.09	23.87
size	482626	10.98	1.625	0	19.44	19.44
profit	324092	-2.997	1.713	-13.02	7.197	20.21
fdi	452837	0.150	0.137	0	0.780	0.780
lnpgdp	418414	10.21	0.841	4.595	12.58	7.984

① 受到数据可得性等因素的影响,本文在实际回归时未能涵盖西藏自治区的企业样本。

						续表
变量	N	mean	sd	min	max	range
Industry	476295	0.490	0.0910	0.157	0.898	0.741
能源利用效率 1	226556	0.262	1.915	-12.89	13.59	26.49
能源利用效率 2	51217	0.836	1.956	-10.69	14.86	25.55
能源结构清洁化	6279	-1.615	2.092	-11.78	0	11.78
末端治理 1	221766	0.982	0.845	0	7.681	7.681
末端治理 2	129917	-1.260	3.463	-16.63	20.16	36.78
加强技术开发	483358	0.700	10.36	0	2379	2379

3.2 基准回归结果

本文采用逐步回归的方式对相关指标进行处理,其中,表 4 第(1)列为不加入企业层面和城市层面的控制变量的情形下循环经济试点政策影响企业环境绩效的回归结果,表 4 第(2)列在模型中仅加入企业层面的控制变量,表 4 第(3)列同时加入了企业及城市层面的控制变量。由回归结果中不难看出,无论是否加入控制变量,循环经济试点政策的实施均能有效降低试点地区的企业二氧化硫排放量,进而达到助力改善企业环境绩效的目的。

表 4 循环经济试点政策对企业环境绩效的影响

变量	(1) lns02p	(2) lns02p	(3) lns02p
did	-0.166 *** (-6.72)	-0.228 *** (-8.49)	-0.120 *** (-4.08)
product		0.330 *** (54.20)	0.329 *** (51.29)
age		-0.032 *** (-4.14)	-0.028 *** (-3.14)
debt		0.050 *** (5.79)	0.055 *** (6.29)
size		0.167 *** (23.31)	0.150 *** (19.87)
profit		-0.019 *** (-4.91)	-0.028 *** (-6.71)
fdi			-1.153 *** (-6.48)
lnpgdp			0.041 (1.12)
Industry			0.868 *** (4.72)

续表			
变量	(1) lns02p	(2) lns02p	(3) lns02p
Constant	9.849 *** (1094.08)	5.259 *** (80.80)	4.669 *** (12.79)
Observations	348071	224750	194184
R-squared	0.080	0.202	0.200
Control	NO	YES	YES
City	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

注:括号内报告的是聚类在企业层面的 t 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。以下各表同此。

3.3 稳健性检验

为了验证前述回归结果是否具有稳健性,本文还进行了以下一系列的稳健性检验。

3.3.1 替换被解释变量

循环经济试点政策并未明确对某一类污染物的排放做出特定限制要求,因此在同一政策实施下企业不一定只对二氧化硫的排放量进行控制,还可能会通过减少其他污染物的排放来达到提高企业环境绩效及强化市场竞争力的目的。因此,本文考虑将其他污染物的排放量作为被解释变量进行稳健性检验。基于数据可得性,本文选取了工业企业的废水排放量(lnpolwaterp)和工业企业的废气排放量(lnpolairp),将其对数化处理后作为被解释变量,结果如表 5 第(1)、(2)列所示。可以看到,循环经济试点政策下实验组城市的企业废水排放量和废气排放量均有显著下降,说明前文所得到的基准结论依旧成立。

表 5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnpolwaterp	lnpolairp	第二批试点城市	排除其他政策干扰
did	-0.089 *** (-3.21)	-0.113 *** (-3.93)	-0.058 ** (-2.24)	-0.159 *** (-3.48)
product	0.382 *** (63.54)	0.385 *** (50.14)	0.324 *** (58.61)	0.253 *** (25.48)
age	0.054 *** (6.61)	-0.054 *** (-5.74)	-0.043 *** (-5.76)	-0.038 *** (-3.44)
debt	0.009 (1.14)	0.037 *** (3.33)	0.059 *** (7.66)	0.050 *** (3.51)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnpolwaterp	lnpolairp	第二批试点城市	排除其他政策干扰
size	0.235 *** (33.97)	0.266 *** (29.96)	0.168 *** (26.07)	0.214 *** (18.84)
profit	-0.013 *** (-3.31)	-0.004 (-0.84)	-0.030 *** (-8.35)	-0.009 (-1.57)
fdi	0.156 (1.00)	-0.364 * (-1.90)	-0.559 *** (-3.34)	-0.551 * (-1.94)
lnpgdp	-0.123 *** (-3.85)	-0.116 ** (-2.39)	0.031 (0.94)	0.066 (-0.21)
Industry	0.932 *** (5.95)	0.628 *** (2.70)	0.963 *** (6.00)	1.290 *** (3.13)
Constant	5.263 *** (16.57)	2.847 *** (6.10)	4.462 *** (13.60)	4.896 *** (6.91)
Observations	222457	131863	260576	41849
R-squared	0.251	0.296	0.209	0.269
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes

3.3.2 全样本回归

2007 年 6 月,《国务院关于引发节能减排综合性工作方案的通知》要求组织开展第二批国家循环经济示范试点工作,试点单位要于 2008 年 4 月底前将相关的循环经济试点实施方案报送国家发展改革委。因此,本文根据国家循环经济试点单位(第二批)的通知,将天津市、山西省、浙江省、河南省、甘肃省、青岛市、深圳市、邯郸市、阜新市、白山市、七台河市、淮北市、萍乡市、荆门市、榆林市、石嘴山市和石河子市等第二批试点地区加入模型中进行回归,结果见表 5 第(3)列,结果依旧显著,说明前文的结论仍然稳健。

3.3.3 删除同期政策干扰

本文的研究区间为 1998 年到 2013 年,为避免同期的其他环境政策的影响,对相关数据进行以下处理:首先,考虑到 2011 年《国务院关于印发国家环境保护“十二五”规划的通知》重点强调的关于加大结构调整力度、加大二氧化硫和氮氧化物的减排力度、实施多种大气污染物综合控制的政策要求会对我国工业企业环境绩效演变造成较大影响,为此将涉及“十二五”期间的年份(2011 年至 2013 年)进行删除;其次,财政部联合环保总局于 2002 年发布了《燃煤二氧化硫排放污染防治技术政策》,该政策对全国企业在 2002 年到 2010 年的污染

排放提出了要求,这可能会对循环经济试点政策的效果产生一定的干扰。为保证对照组具有可比性和一致性,将研究区间缩小为 2002 到 2010 年;再次,2007 年我国正式启动了 SO₂ 排污权有偿使用,将江苏省、天津市、浙江省、河北省、山西省、重庆市、湖北省、陕西省、内蒙古自治区、湖南省和河南省等 11 个省市设置为试点地区,为排除潜在的干扰,本文将上述的 11 个省市在 2008 年及以后的数据进行删除;此外,2002 年全国人大常委会修订通过《中华人民共和国清洁生产促进法》,共出台了 56 个清洁生产行业标准,为排除相关的干扰,本文将实施行业按实施年份之后的数据全部删除;与此同时,将国家发展改革委发布的清洁生产评价指标体系中涉及的行业也进行了删除,具体参照高翔和何欢浪 (2021)附录中的行业代码及实施时间,“十一五”规划期间我国对包括电力、化工、石化、钢铁、有色、医药、造纸、冶金、水泥和玻璃等 SO₂ 排放行业进行了重点监测,因此本文将上述“十一五”期间提到的 10 个行业进行删除;进一步地,1998 年国务院批准通过了《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区划分方案》,要求两控区内地区 2005 年排放量不得高于 2000 年,为了排除这一干扰,本文将 1998 年到 2005 年涉及的 175 个“两控区”地区全部删除;最后,鉴于 2008 年经济危机可能会对环境规制政策效果产生一定的干扰作用 (Hoffmann, 2007),因此本文将 2008 年的企业样本也予以删除。在上述数据处理基础上,将相关估计结果汇报在表 5 第 (4) 列,从中可见,在排除其他干扰后,我国循环经济试点政策的实施效果依然显著。

3.3.4 控制行业时间趋势

由于实验组和控制组企业所处的行业可能有所不同,其 SO₂ 排放量在样本期内可能存在不同的变化趋势。对此,本文将行业时间趋势项 (industry×t) 纳入模型中以进一步考虑所处不同行业的企业具有不同变动趋势的情况,结果见表 6 第 (1) 列。从中可知,双重差分项的估计系数仍显著为负,前文的基准结论具有稳健性。

表 6 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	控制行业时间趋势	两期倍差法	缩尾处理	随机性检验	反事实假设
did	-0.133 *** (-5.26)	-0.075 ** (-2.34)	-0.126 *** (-4.59)		
L. lnso _{2p}				0.003 (0.69)	
did2004					-0.123 (0.216)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	控制行业时间趋势	两期倍差法	缩尾处理	随机性检验	反事实假设
Constant	4.287 *** (13.33)	12.139 *** (41.33)	3.740 *** (8.28)	-12.331 *** (-46.92)	7.166 *** (9.92)
Observations	194184	305209	194184	152563	170822
R-squared	0.371	0.205	0.206	0.134	0.819
Industry	Yes	No	No	No	No
行业趋势项	Yes	No	No	No	No
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	No	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

3.3.5 两期倍差法

本文参考邵朝对等(2021)的做法,以 2004 年作为分界线,将 2004 年及以前的年份作为一期,2004 年以后的年份当作另一期,而后在分别对相关数据进行平均化处理后开展两期倍差回归,结果见表 6 第(2)列,可以发现,双重差分项的回归结果依然显著。

3.3.6 前后 2.5% 缩尾处理

本文通过对研究区间内的数据进行前后各 2.5% 的缩尾处理后开展实证检验,回归结果见表 6 第(3)列。我们发现,双重差分项的估计结果仍然显著,说明本文结论具有稳健性。

3.3.7 随机性检验

需要指出的是,即便 DID 方法拥有较多的优点,但样本的自选择问题仍可能存在,进而会导致文章估计结果存在偏误。为确保该试验符合随机性假设检验,本文参考李婉红等(2022)做法,采用 Logit 回归模型检验国家是否会根据排放强度而设立循环经济试点城市。其中,将该地区是否被设立为循环经济试点城市设置为被解释变量,以污染排放分别滞后一期和滞后两期作为解释变量,进而考察污染排放状况是否会影响某一个地区成为循环经济试点城市的可能性。表 6 第(4)列结果显示,回归系数不显著,说明污染排放强度的强弱不是设立循环经济试点城市的前提,从而满足样本选择的随机性原则,进一步缓解了样本自选择的偏误问题。

3.3.8 反事实检验

除随机性检验外,考虑到企业减排效应可能并非循环经济试点政策所致,因此本文将循环经济试点地区成立时间提前一年构造反事实假设,以验证结论的稳

健性,回归结果见表6第(5)列。从中可见,相关的回归系数并不显著,进一步验证了我国工业企业的环境绩效改善确实是源于循环经济试点地区的建设。

3.3.9 安慰剂检验

为进一步说明回归结果的稳健性,本文采取随机分配试点城市的方式进行安慰剂测试。具体而言,本文从284个城市中随机选取了50个城市为处理组设定为循环经济试点城市,其余为对照组。本文一共进行了500次随机抽样,并将回归结果的估计系数的分布及其 p 值汇报在图1中。由图1可见,回归结果大多分布在零点附近,且 p 值大多数大于0.1。同时本文的真实估计(表4第(3)列)明显异于安慰剂检验回归的结果,进一步说明了实验结果的稳健性。

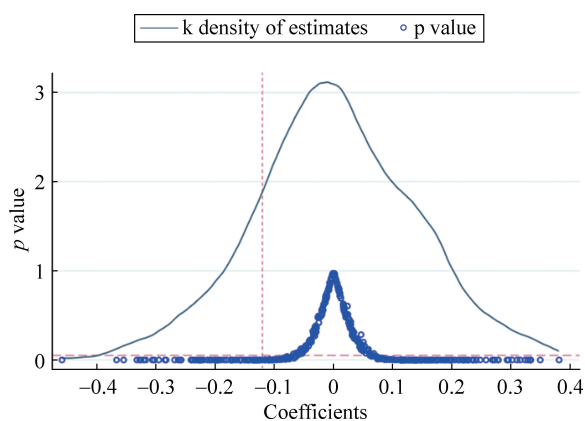


图1 安慰剂检验

3.3.10 平行趋势检验

2005年国家发展改革委等六部门联合发布的《关于组织开展循环经济试点(第一批)工作的通知》确立第一批循环经济试点地区,因此,本文将2005年作为政策执行的基期年。参考Beck et al. (2010)的做法,先计算出事前的均值,然后对所有期数的回归系数和置信区间采取去均值的方式,以尽可能地处理存在的事前趋势。同时,考虑到无关控制组可能会对本文的实证结果产生影响,因此本文将与试点城市地理相邻的其他城市的企业作为控制组(基于2021年高德地图获取)。一方面,城市相邻意味着城市之间会有更为接近的经济或文化特点;另一方面,试点政策除了作用于相关的试点城市外,其作用向邻近城市溢出的概率也会更大。另外,为准确客观地反映试点政策的影响,本文将不对时间区间进行缩减,同时删去基期前一期的数据。采用以上方法对文章的数据进行处理后,绘制了平行趋势图。由图2可见,在试点政策实施之前,处理组与实验组并不存在明显的差异,但整体上呈现振荡式下降的趋势。而在试点政策

实施之后,处理组和控制组出现了明显的差异,且持续了大概五年的时间。而后,两者之间的差异程度逐步缩小,这可能与试点政策的时效性或可持续性等原因有关,也从侧面反映了未来我国亟须进一步建立健全长效机制,从而更持续地延展循环经济试点政策的作用效果。

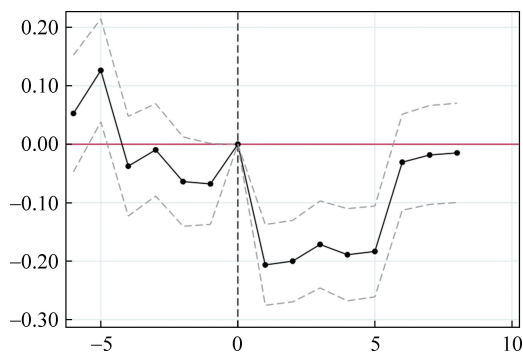


图2 平行趋势检验

3.4 机制结果分析

为检验机制假说是否成立,本文主要从微观层面和“减量化、再利用和资源化”等基本原则出发去构建相关的机制指标,过程如下(具体指标均做对数化处理)。

(1) 能源利用效率。具体而言,本文用企业当年工业总产值除以煤炭能源的总消耗量,即单位能耗的工业总产值来表示能源生产率。原因在于:一方面,煤炭在中国能源消耗结构中占据主体地位,且不同的能源存在替代不明显、能源结构变动小等特点(林伯强和杜克锐,2013);另一方面,中国工业数据缺少企业二次能源如电力等相关维度数据(陈钊和陈乔伊,2019)。另外,本文也以工业总产值占燃料煤与燃料油(不包含车船用油)总消费量的比值来表示能源利用效率并进行稳健性检验。

(2) 能源结构清洁化。本文基于《中国能源统计年鉴(2017)》中的各种能源标准煤参考系数,分别将洁净燃气和煤炭消耗量折算成标准煤,然后用洁净燃气占洁净燃气和煤炭的总使用量的比重构建能源结构清洁化指标(韩超等,2020;孙博文,2021)。该指标越高,表明企业越依赖于通过增加对清洁能源的使用来扩大生产规模,并从源头上预防或降低污染产生的概率风险。

(3) 末端治污。主要参考韩超等(2021)及孙博文(2021)的做法,采用 SO_2 处理量、 SO_2 处理率和治污设备的投入数量等指标作为末端处理的代理变量。其中, SO_2 处理量、 SO_2 处理率,分别采用 SO_2 去除总量加一的对数和 SO_2 去除量占 SO_2 产生量的比值来表示;而治污设备的投入数量用企业处理污染废水和

废气的投入数量来表示并间接表征企业污染治理成本,该指标可更好地反映企业污染治理策略变化(孙博文,2021)。

(4) 加强技术开发。专利数量是企业技术水平的重要体现,而相较于专利授权数,专利申请数据更为稳定可靠(齐绍洲等,2018)。而专利的类型包括外观设计型、实用新型和发明型三种专利,对工业企业而言,仅从外观设计进行创新并不能充分满足提升企业环境绩效的要求,只有对产品本身进行改进或工艺流程的创新,才能从根本上实现“弱波特假说效应”。因此,本文将实用新型专利和发明型专利的总申请数量作为企业创新能力的代理变量并进行回归。在此基础上,借鉴现有文献的做法,本文采用三重差分模型对机制变量进行检验:

$$\ln so2p_{it} = did_{it} \times channel_{it} + treat_i \times channel_{it} + post_t \times channel_{it} + did_{it} + channel_{it} + treat_i + post_t + \gamma + \beta_k Control_{it} + \alpha_i + c_{jt} + u_{it} \quad (2)$$

其中, $channel_{it}$ 表示机制变量。因 $treat_i$ 和 $post_t$ 两个子项在回归估计时被吸合并,故在下文并未展示两子项的回归结果。而异质性部分因篇幅原因仅重点展示三重差分项的估计结果,具体见下表。

表7展示了能源利用效率与结构清洁化的检验结果,前4列是对能源利用效率路径的检验。其中,表7第(1)列的双重差分项的回归结果显著为正,表明实施循环经济试点政策的实施确实有助于促使企业提高能源利用效率。表7第(2)列的三重差分项的估计结果显著为负,说明资源利用效率提高可能是企业改善环境绩效的重要途径之一;表7第(3)、(4)列是对能源利用效率机制的稳健性检验。其中,所关注的双重差分项及三重差分项的估计系数也是显著的,进一步验证了机制检验结果的稳健性。表7第(5)列从能源结构清洁化的视角来验证相关试点政策影响企业环境绩效的渠道。交互项的结果表明,企业并未能通过增加洁净燃气等清洁能源的使用来提升其环境绩效。原因在于能源使用方式的转变往往意味着企业转换成本的增加,而清洁能源使用所带来的效用可能并不比其他能源高,即循环经济政策的经济效益可能并不会因单纯地转向再生资源或材料而明显提高(Lieder and Rashid,2016),因此企业转变能源使用方式的激励可能不够。《国务院关于加快发展循环经济的若干意见》也说明了开展循环经济试点政策的目标之一是为解决资源利用率低和环境污染严重的问题,因此清洁生产可能并非循环经济的重点路径。

表 7 能源利用效率与结构清洁化的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did	0.083 *** (3.02)	-0.038 ** (-2.27)	0.101 *** (3.11)	0.038 * (1.86)	-0.003 (-0.02)
did×channel		-0.039 *** (-4.23)		-0.041 *** (-3.24)	

续表					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
treat×channel		0.023 ^{***} (2.90)		0.009 (1.07)	
year×channel		0.029 ^{***} (4.72)		0.049 ^{***} (5.37)	
channel		-0.847 ^{***} (-149.15)		-0.916 ^{***} (-144.49)	
Constant	-1.698 ^{***} (-3.86)	3.400 ^{***} (14.76)	-3.691 ^{***} (-4.92)	1.552 ^{***} (3.29)	-7.130 [*] (-1.96)
Observations	108605	108205	64113	63358	6525
<i>R-squared</i>	0.240	0.771	0.264	0.761	0.347
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

表 8 分别从 SO₂ 处理量、SO₂ 处理率和治污设备投入数量的角度来展示循环经济试点政策下企业末端处理和创新能力的检验结果,其中,第(1)、(2)列双重差分项的系数显著为正,表明在循环经济试点政策的作用下,企业在增加 SO₂ 处理总量的同时 SO₂ 处理率也得到了提高。而第(3)列双重差分项的估计量系数显著为正,说明循环经济试点政策的实施确实会使得企业投入了更多的治污设备,污染治理成本有所增加。进一步地,表 8 第(4)列三重差分项估计量 did×channel 的系数在 5%水平上显著为负,表明循环经济试点政策可激励企业增加废水与废气处理设备的数量,进而促进企业环境绩效的改善。表 8 第(5)、(6)列交互项的估计量系数均显著,表明循环经济试点政策有利于增强企业实用型专利和发明型专利的研发意愿,进而实现“以创新促环保”的政策初衷。

表 8 末端处理和创新能力的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
did	0.351 *** (5.31)	0.063 *** (8.92)	0.509 *** (4.62)	-0.244 *** (-5.20)	0.210 ** (2.43)	-0.109 *** (-3.69)
did×channel				-0.082 ** (-2.03)		-0.029 * (-1.70)
treat×channel				0.068 ** (2.36)		0.024 (1.35)
year×channel				-0.091 *** (-3.92)		0.009 (0.87)

续表						
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
channel				0. 870 *** (46. 96)		-0. 015 (-1. 44)
Constant	5. 42 *** (3. 91)	1. 34 ** (8. 72)	0. 076 (0. 36)	6. 167 *** (10. 91)	-6. 608 *** (-4. 59)	4. 667 *** (12. 81)
Observations	105014	82979	103456	86604	276185	194063
<i>R-squared</i>	0. 266	0. 294	0. 268	0. 322	0. 027	0. 201
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

3.5 异质性检验结果

尽管本文已论证了循环经济试点政策实施对企业环境绩效有改善效果,但不同试点城市、不同的企业类型对于政策冲击的反应程度是否存在差异呢?对上述相关问题的研究有利于更加全面深入地理解循环经济试点政策的使用范围和边界条件。因此,接下来从城市、行业与企业的异质性视角方面深入探究循环经济试点政策对企业环境绩效的差异化影响。

3.5.1 考虑城市异质性的检验结果

第一,考虑资源型城市和非资源城市对企业环境绩效的影响。一般而言,资源城市不仅会因“资源诅咒”而产生挤出效应,抑制企业技术创新活动,还更易于陷入“荷兰病”困境。资源型城市“先开发后治理”的传统经济扩张模式容易导致其陷入“贫困-环境恶化-贫困”的恶性循环之中(白露等,2007)。因此,从理论上讲,开展循环经济试点工作的目标之一是破除资源型城市经济和生态发展难以持续兼顾的瓶颈,从而促进资源型城市实现内在平衡。为对上述推论进行检验,本文根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020)》将城市分为资源型城市和非资源型城市,而后分别将资源型城市(resource)和非资源型城市(nonresource)设置为虚拟变量进行回归。结果见表 10 第(1)、(2)列,从三重差分项的估计结果中可以看到,循环经济试点政策并未能显著改善资源型城市的企业环境绩效,反倒是加重了相关区域企业污染排放,而相对地,非资源型城市的企业环境绩效有明显改善。据此,本文推测这可能与样本企业所处的地理区位及产业发展状况等复杂因素有关。从区位及产业转移角度看,不难发现,大部分资源型城市集中在中、西部和东北部,少数分布在东部^①(表 9),且东部资源城市多集中在较为偏远的行政区域。而在西部大开发和中部崛起等发

^① 根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020)》和国家统计局关于地区的划分,本文将资源型城市(按地理行政区划)对应划入到东、中、西和东北地区。

展战略实施后,多数的资源型城市开始更多地承接了来自东部沿海的工业项目转移尤其是重化工业转移,由此,产业污染呈现从东部向中西部、从中心向外围加速转移的趋势(豆建民和沈艳兵,2014;胡志强和苗长虹,2018)。鉴于资源型城市本就严峻的污染治理负担及后续的污染转移“双重叠加”,即便是循环经济政策的作用有所释放,但综合各种效应来看,资源型城市企业的环境绩效未能因循环经济政策的实施而发生根本性逆转。而从地方政府政绩压力下的产业发展导向角度看,多数的资源型城市往往因“资源诅咒”效应而呈现欠发达状态,基于本地的资源禀赋优势,相关地区为加速经济增长而可能会倾向引入和发展更多的重化工业项目或资源消耗型项目,由此将在一定程度上加剧污染集聚乃至可能会进一步形成“污染避难所”(王军洋,2015)。而非资源型城市的产业结构相对多元化,治污“存量”负担较轻,且“新增”转移治污的包袱压力也较轻,因此对循环经济政策的贯彻与执行也能够更为顺畅彻底。

表 9 资源型及非资源型城市在地区上的划分

城市类型	东部	中部	西部	东北部
资源型城市	20	37	48	21
非资源型城市	68	45	83	15

第二,考虑城市规模的影响。参考 2014 年国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》^①,将城市分为小城市 (small)、中等城市 (medium)、大城市 (big) 和超大型城市 (super) (试点城市不包含小城市),并分别设置虚拟变量进行回归,结果见表 10 第 (3)~(5) 列。从三重差分项的估计结果中可以看出,循环经济试点政策对超大型城市的企业环境绩效的效果显著,而对大城市或中型城市的企业环境绩效的影响为正或不显著。一个可能的解释是,相较其他类型的城市而言,超大型城市作为中央环保政策落实的关键主体和中坚力量,通常会面临着更大的环境保护监管和舆论压力,这有利于强化其执行循环经济政策的激励和动机,而另一方面,超大型城市更为完善的环保基础设施条件及更优良的环保设备和管理经验等优势,也有助于其更好地释放循环经济试点政策下的红利效应。

表 10 考虑城市异质性的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	resource	nonresource	medium	big	super
did	-0.176 *** (-5.08)	0.668 (1.19)	-0.124 *** (-4.21)	-0.187 *** (-4.38)	-0.058 (-1.39)

① 人口规模处于 50 万以下为小城市,处于 50 万到 100 万的为中等城市,处于 100 万到 500 万的为大城市,处于 500 万到 1000 万的为特大城市,超过 1000 万的为超大城市。由于后两者的数量并不多,因此本文将其归为一类,并将其界定为超大型城市 (super),以与该通知中的“超大城市”区分开来。

					续表
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	resource	nonresource	medium	big	super
did×resource	0.242 *** (3.66)				
did×nonresource		-0.242 *** (-3.67)			
did×medium			0.158 (0.26)		
did×big				0.122 ** (2.05)	
did×super					-0.146 *** (-2.45)
Constant	4.604 *** (12.54)	4.559 *** (12.23)	4.718 *** (12.90)	4.772 *** (13.00)	4.567 *** (12.46)
Observations	194184	194063	194063	194063	194063
R-squared	0.200	0.200	0.200	0.200	0.200
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

3.5.2 考虑行业和企业异质性的检验结果

(1) 考虑不同环境规制程度的重点监控行业。循环经济试点政策要求钢铁、有色、煤炭、电力、化工、建材、轻工等重点行业提出资源循环利用模式,研究促进资源循环利用政策,因此本文将行业划分为循环经济重点行业和非重点行业进行研究,其中重点行业(*cyclvind*)设置为1,非重点行业设置为0,结果见表12第(1)列。三重差分项的系数显著为负,说明相比于循环经济的非重点行业而言,循环经济试点政策对于试点范围内重点行业的企业环境绩效具有一定的提升作用。为进一步验证循环经济政策有效性和适用性,本文还参考任胜钢等(2019)的做法,将《国家酸雨和二氧化硫污染防治“十一五”规划》所指定的重点监测行业设置为SO₂排放行业(*mainso₂*)^①,其余设置为非SO₂排放行业并分别赋值为1和0,进行实证分析。可以发现,表12第(2)列的三重差分项估计量系数的回归结果并不显著。通过对比上述不同环境规制的研究发现,循环经济试点政策主要对其规定范围内的行业产生冲击作用,这些行业受制于环境监管的压力,具有较强的改善环境绩效的意愿,这也证实了循环经济试点政策对

①《国家酸雨和二氧化硫污染防治“十一五”规划》所指定的重点监测行业包括电力、化工、石化、钢铁、有色、医药、造纸、冶金、水泥和玻璃等行业。

重点行业的突出作用。

(2) 考虑污染密集型行业(polind)。本文对清洁生产行业和污染密集行业进行界定,将行业污染排放强度超过中位数水平的行业设定为污染密集型行业,其余设置为清洁生产行业并分别赋值 1 和 0(孙博文,2021)。回归结果如表 12 第(3)列所示,循环经济试点政策并未加强污染密集型行业改善环境绩效的意愿,换言之,其可能会对清洁生产行业产生改善效果。可能的原因在于,污染密集型行业的企业也许需要通过大幅的缩减生产规模以实现减排目的。考虑到循环经济政策为一种市场激励型政策,并不具有强制约束性,当实施规制成本大于生产经营成本时,企业可能会选择更适合自身发展的应对策略,而非一味盲目地减排。

上文分别从循环经济政策实施重点行业、“十一五”SO₂ 排放行业及污染密集型行业方面探讨行业的异质性,尽管三者间存在一定的联系,但区别也较为明显,实证结果也表明只有循环经济试点政策重点行业的回归结果是显著的,其余两者均不显著,其结果是合理的。原因在于:循环经济中的“重点行业”与“十一五”SO₂ 排放行业基于不同的行业进行区分,两者之间的范围不同导致实证的结果存在差异。而污染密集型行业是基于数据本身数值的大小计算得出,由于每年不同行业的中位数是变化的,所以其涵盖的行业不确定性更大。因此尽管它们之间可能存在交叉,但其与前两者相比仍存在较明显的区别(表 11)。

表 11 行业分类上的区别

行业 类型	钢铁	有色	煤炭	电力	化工	建材	轻工	石化	医药	造纸	冶金	水泥	玻璃
循环经济 重点行业	√	√	√	√	√	√	√	×	×	×	×	×	×
“十一五”的 SO ₂ 排放行业	√	√	√	√	√	×	×	√	√	√	√	√	√
污染密集型 行业	参考孙博文(2021)的做法,将行业污染排放强度超过中位数水平的行业设定为污染密集型行业。												

综上,本文从多维度探究循环经济试点政策对不同行业企业环境绩效的影响,进一步证明了循环经济试点政策在一定程度上是有效的,其涉及的重点行业企业的环境绩效在试点政策下均得到显著的提升。但从另一方面来看,其产生的外溢效果可能会存在边界范畴,这与现实情况也是相符的。从实践来看,工业企业进行环境污染治理需要付出较高的成本代价,在没有强外部压力或缺乏明确政策引导的条件下,多数的企业可能会策略性选择成本更低的生产方式及治污模式,主动改善环境绩效的激励动机相对不足。

(3) 考虑各制造业行业上游服务业外资开放度。本文还参考苏丹妮和盛斌(2021)做法,将中国外资管制条款中禁止、限制、鼓励条目分别赋值 1、

0.5、0,其余赋值为 0.25。得到服务业外资开放管制程度后,以所在服务业的投入产出系数为权重构造各制造业的上游服务业外资开放指标(serfdi),若该指标大于平均值,取值为 1,否则为 0。结果见表 12 第(4)列。可以发现,三重交互项的系数为正,说明上游服务业外资开放度低行业的企业污染排放有所增加,换言之,上游服务业外资开放度高行业的企业在循环经济试点政策下可更好地减排。原因在于:开放程度高的企业能借助海外平台或更多元化的资源来更好地适应政策要求并开展循环经济活动,进而实现国内外“双循环”。此外,强化环境规制约束在某种程度上有利于更好地发挥外商投资对绿色发展的作用(黄磊和吴传清,2021)。

表 12 考虑行业和企业异质性的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnso2p				
did	-0.060 * (-1.65)	-0.192 *** (-5.38)	-0.245 *** (-6.52)	-0.251 *** (-6.84)	-0.153 *** (-4.49)
did×cyclyind	-0.110 ** (-2.08)				
did×mainso ₂		0.051 (0.91)			
did×polind			0.138 *** (2.71)		
did×serfdi				0.249 *** (4.74)	
did×soe					0.113 * (1.92)
Constant	4.591 *** (12.57)	4.170 *** (11.69)	4.13 *** (11.76)	4.452 *** (12.38)	4.743 *** (13.02)
Observation	194063	194063	194063	194063	194063
R-squared	0.202	0.231	0.245	0.219	0.201
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(4) 考虑企业的所有制属性。虽然国有企业在国民经济中的比重已大幅下降,但仍是中国经济的主要组成部分。因此参考邵朝对等(2021)的做法,本文将国家资本或集体资本>实收资本×0.5的情形定义为国有企业(soe)同时设置为 1,其余设置为 0。回归结果如表 12 第(5)列所示。其中,三重差分项系数为 0.113,说明相对非国有企业而言,循环经济试点政策并未提升国有企业的环境绩效,相反还增加了其二氧化硫的排放。可能的原因在于国有企业本身兼顾

社会责任和经济效益的双重使命,原本就拥有循环经济的相关技术设备和较为规范的环保管理体系,加之地方政府对国有企业的监管相对较为宽松,因此,即便是有新的循环经济试点政策实施,国有企业从中所获得的边际效应和实际效果可能也不突出。

4 进一步研究

国务院在《关于加快发展循环经济的若干意见》中明确指出,循环经济可从以下四个方面推进,即:①大力推进节约降耗,通过减少自然资源的消耗实现各领域资源节约;②全面推行清洁生产,从源头减少废物的产生以实现污染防治从末端处理向生产全过程的转变;③大力开展资源综合利用,包括废物资源化和再生资源回收利用;④大力发展环保产业,注重相关技术设备的研究开发,为企业推进循环经济发展模式提供更有力的技术保障。

而上文对循环经济试点政策环境效应的研究中,主要从 SO_2 排放量来定义企业环境绩效,即对试点政策的“减排”效应进行检验,而“资源再利用能力的增强和环境产业的发展”也是循环经济需要考察的方面,因此本文将在这一部分继续探究循环经济的“再生”效应。

自2002年《国民经济行业分类》被重新修编后,“废弃资源综合利用业”被纳入中国工业企业数据库,行业大类代码为“43”,因此本文通过对废弃资源综合利用业的探究去间接刻画我国环境产业的发展状况。考虑到中国工业企业数据库仅是对“规模以上”统计口径的企业数据进行收集,且统计口径在2007年和2011年均发生变化,所以仅从企业数量的变动上并无法很好地反应该产业的变动情况,但通过与全国指标进行比较能较好地处理这个问题。

本文利用中国工业企业数据库分别统计了试点城市废弃资源综合利用业的企业数量占试点城市总企业比例及全国废弃资源综合利用业企业的数量占全国比例。图3分别从全国废弃资源综合利用业的平均水平、第二次循环经济试点城市废弃资源综合利用业的水平、不考虑第一次循环经济试点城市的全国废弃资源综合利用业的平均水平、不考虑第二次循环经济试点城市的全国废弃资源综合利用业的平均水平以及剔除两次试点城市的全国废弃资源综合利用业的平均水平等5个角度,与第一次试点城市废弃资源综合利用业的水平进行比较。从中可知,第一次试点城市的废弃资源综合利用业的规模以上企业和全国水平相比,并不存在增速上的明显差异,且第一次试点城市的废弃资源综合利用业大多位于全国均值水平以下,说明循环经济试点政策在统计意义上并未对规模以上废弃资源综合利用产业的发展产生显著影响。

进一步地,在宏观层面上《中国城市统计年鉴》提供了城市工业固体废物的

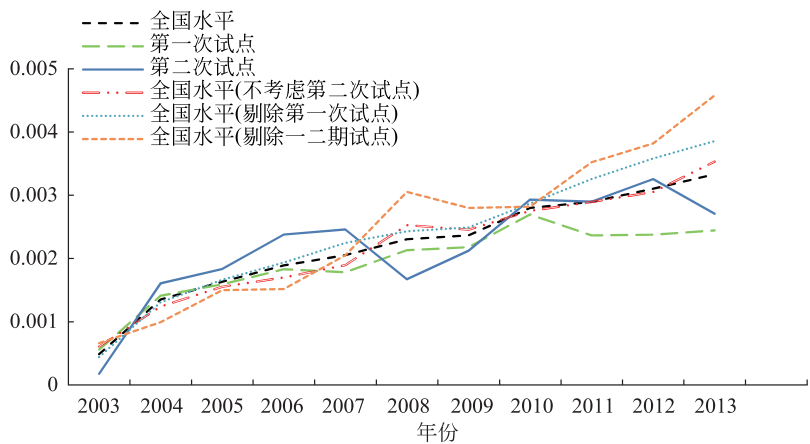


图 3 中国工业企业中废物资源综合利用产业或环境产业的占比情况

综合利用率指标(*lncitycycle*), 本文将其作为被解释变量从宏观角度上检验结论的可靠性。从城市层面来看, 表 13 第(1)列的回归结果表明(仅添加城市层面的控制变量), 试点城市并未因循环经济试点政策的实施而明显提升城市工业固体废物的综合利用率。该回归结果也表明, 废弃物综合利用指标在循环经济试点政策的作用下并未得到明显的改善(城市工业固体废物的综合利用率指标为正向指标), 表明循环经济试点的“循环再利用”政策特色亟须加强。这可能与城市的地理区位和市场供求密切相关。正如中国循环经济协会^①所指出的工业固体废弃物产生地主要集中在中、西部地区, 但市场价格的波动以及政策的影响使得固废物利用率极低, 加之各地区综合利用的技术水平不均衡, 因此, 寄希望于以循环经济试点政策来带动资源综合利用产业发展并不容易。

表 13 循环经济政策的可持续效应检验结果

变量	(1) <i>lncitycycle</i>	(2) <i>lncycle</i>
did	-0.078 ***	-0.029
	(-34.06)	(-1.62)
product		0.025 ***
		(7.73)
age		-0.17 ***
		(-4.03)
debt		0.016 ***
		(3.35)

① 中国循环经济协会官网: <https://www.chinacace.org/news/view?id=6420>

续表

变量	(1) lncitycycle	(2) lncycle
size		0.005 (1.58)
profit		0.008 *** (3.69)
fdi	-0.093 *** (-34.06)	-0.052 (-0.50)
lnpgdp	0.083 *** (16.85)	0.019 (0.92)
Industry	0.424 *** (20.35)	0.097 (1.01)
Constant	3.365 *** (75.57)	-1.523 *** (-7.45)
Observations	274247	143969
R-squared	0.7338	0.0585
Control	YES	YES
City	YES	YES
Year	YES	YES

在微观层面上,由于中国工业企业数据库在“再利用”领域仅提供了企业的重复用水等少量针对性的指标,所以,本文选用企业重复用水的对数(lncycle)作为企业层面资源再利用成果的衡量。表 13 第(2)列主要对企业资源回收再利用情况进行考察。交互项的估计系数表明,循环经济试点政策并未显著提高企业废水再利用率,这与前面宏观层面的检验结果基本是一致的。综上,我们进行以下的讨论:(1)首先,囿于中国工业企业数据库中鲜见有关企业工业固体废物再利用的数据,在循环经济“再生效应”领域数据的可获得性不足导致本文难以开展更为深入和全面的探讨。(2)从现实生活来看,企业要提升资源的再利用率,需要投入较多的循环经济领域的专门技术和环保设备、专业化管理经验及专项资金等,而循环经济试点政策作为市场化手段,对企业污染治理行为缺乏强有力的约束。加之路径依赖的导向作用,企业可能偏向于通过采用传统的治污手段和过往经验来策略性应对循环经济试点政策,采纳包括减少能源使用和增加治污设备等方式来实现环境绩效提升。由此,在新阶段下,循环经济试点下的资源再利用率方式的效应还有待释放,这也启示未来我国应进一步强化循环经济政策制定与实施的“专业性”与“协同性”,以强化其政策特色效果。

5 结论和启示

在高质量发展目标下,“绿水青山就是金山银山”的理念深入人心,如何更好地实现我国工业企业资源的高效利用和循环利用成为社会各界所关注的热点问题。2021年国家发展改革委印发了《关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》,要求大力发展循环经济,全面提高资源利用效率,并充分发挥减少资源消耗和降碳的协同作用,助力实现碳达峰碳中和目标,实现循环经济和环境绩效之间更紧密的联系互动,这也凸显了循环经济政策将会是助力我国实现“双碳”目标的重中之重。为了弥补当前循环经济试点政策评估的研究文献极为匮乏的现状,为进一步优化完善国家循环经济试点政策提供针对性的经验研究,本文基于1998—2013年中国工业企业污染排放的微观数据,以中国循环经济试点政策的实施作为一项准自然实验,运用双重差分和三重差分法等多种计量方法策略,精准识别了循环经济试点政策对中国工业企业环境绩效的影响效果及作用机制。

研究发现:循环经济试点政策能提高试点城市企业的环境绩效。具体来看,开展循环经济试点工作可以促进企业通过节约降耗、末端治理和加强技术开发来提升环境绩效,但循环经济试点并没有增加企业清洁生产、运用清洁能源的意愿,且对企业资源回收再利用并没有显著的促进作用。异质性方面,不同城市、行业和企业受到政策的影响各不相同。从城市来看,资源型城市并没有因为循环经济试点的开展而有明显的环境改善,相反还可能因污染密集型产业转移而导致环境进一步恶化;而城市规模越大,对于开展循环经济试点政策越有利,受益于超大型城市发展所带来的正外部性,当地的企业拥有更强的意愿去改善环境绩效;行业方面,循环经济试点政策所要求的重点行业由于具有更明确的政策激励及指引导向,因而更有目标动力去提升和改善自身的环境绩效;相比于清洁生产行业而言,循环经济试点政策效果并不明显,部分污染密集型行业存在增加污染排放的倾向。另外,上游服务业外资开放度高的行业中的企业在循环经济试点政策中会更积极去提升自身的环境绩效。分企业属性的类型来看,相比非国有企业,国有企业在循环经济试点政策中的成效并不明显,未来需要进一步增强国有企业开展循环经济工作的激励相容机制。进一步研究还发现,循环经济试点在“资源再利用”方面的改善效果并不理想,相关政策潜能仍有待释放。

为学习贯彻党的二十大精神,建设“美丽中国”、实现“双碳”目标,本文提出以下几点对应的政策启示。

(1) 坚持以市场为导向的政策工具,深化推进循环经济试点城市建设。尽

管循环经济在改善企业环境绩效能有所建树,但当前的政策实施过程中仍未能充分体现其“资源再利用”的独特优势。若企业资源回收再利用程度低,无法形成“资源-产品-废物-资源”的可持续闭环,这也意味着循环经济政策的环境改善作用可能难以持久。为此,政府应将资源再利用率和企业废物排放等综合指标都纳入到循环经济政策的监管和考核指标体系中,进一步促进“减量化、再利用、再循环”,以真正实现资源的高效利用和循环利用。

(2) 扩大循环经济适用范围与领域。基于前期循环经济试点城市的经验,通过进一步扩大试点城市和行业的规模和范围,将更多城市、行业纳入循环经济发展的生态系统中,强化企业高管及员工的循环经济观念,通过出台循环经济行业规范标准或准入门槛,倒逼企业实质性开展循环经济治理。

(3) 加快特大城市循环经济模式建设,实现城市间“先发带动后发”,发挥特大城市正向“溢出效应”而非“虹吸效应”,帮助资源型城市从环境恶化和“资源诅咒”的负循环中脱离出来,实现自身内部的经济环境可持续发展,进而建设城市间的循环经济生态圈。

(4) 基于外资开放在循环经济体系中的积极作用,政府应逐步放宽竞争性行业领域的外资管制,进一步完善负面清单管理,鼓励外商投资建厂,企业通过引入外资合作的方式能够在“干中学”中借鉴、吸收国外先进的循环技术及管理经验,实现对现有循环技术的更新和突破。同时,继续推进国有体制改革,加快推进国企的混改,积极引入外资成分参与到国有企业,搭建第三方监督平台,改善国企委托代理关系所导致的环保激励不足与治污效率不够高的问题,多措并举激化循环经济发展的“活水”效应。

参考文献

- 白露,白永秀,薛耀文,等. 2007. 循环经济实现途径研究的回顾和展望[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 36(1): 84-88.
- Bai L, Bai Y X, Xue Y W, et al. 2007. Summarize of the ways of realizing circular economy in developing cities [J]. *Journal of Social Science of Hunan Normal University*, 36(1): 84-88. (in Chinese)
- 陈诗一. 2010. 节能减排与中国工业的双赢发展: 2009—2049[J]. 经济研究, 45(3): 129-143.
- Chen S Y. 2010. Energy-save and emission-abate activity with its impact on industrial win-win development in China: 2009—2049 [J]. *Economic Research Journal*, 45(3): 129-143. (in Chinese)
- 陈诗一,陈登科. 2018. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 53(2):

20-34.

Chen S Y, Chen D K. 2018. Air pollution, government regulations and high-quality economic development [J]. *Economic Research Journal*, 53 (2): 20-34. (in Chinese)

陈硕, 陈婷. 2014. 空气质量与公共健康: 以火电厂二氧化硫排放为例[J]. 经济研究, 49(8): 158-169.

Chen S, Chen T. 2014. Air pollution and public health: Evidence from sulfur dioxide emission of coal-fired power stations in China [J]. *Economic Research Journal*, 49(8): 158-169. (in Chinese)

陈钊, 陈乔伊. 2019. 中国企业能源利用效率: 异质性、影响因素及政策含义[J]. 中国工业经济, (12): 78-95.

Chen Z, Chen Q Y. 2019. Energy efficiency of Chinese firms: Heterogeneity, influencing factors and policy implications[J]. *China Industrial Economics*, (12): 78-95. (in Chinese)

豆建民, 沈艳兵. 2014. 产业转移对中国中部地区的环境影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 24(11): 96-102.

Dou J M, Shen Y B. 2014. On the influence of the industrial transfer on the environment in the central region of China [J]. *China Population, Resources and Environment*, 24(11): 96-102. (in Chinese)

高翔, 何欢浪. 2021. 清洁生产、绿色转型与企业产品质量升级[J]. 统计研究, 38(7): 64-75.

Gao X, He H L. 2021. Clean production, green transformation and enterprise product quality upgrading[J]. *Statistical Research*, 38(7): 64-75. (in Chinese)

韩超, 张伟广, 冯展斌. 2017. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济(4): 115-134.

Han C, Zhang W G, Feng Z B. 2017. How does environmental regulation remove resource misallocation—An analysis of the first obligatory pollution control in China [J]. *China Industrial Economics*, (4): 115-134. (in Chinese)

韩超, 陈震, 王震. 2020. 节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究[J]. 中国工业经济, (10): 43-61.

Han C, Chen Z, Wang Z. 2020. Study on the mechanism of Firms' pollution reduction under the constraint of energy-saving target [J]. *China Industrial Economics*, (10): 43-61. (in Chinese)

韩超, 王震, 田蕾. 2021. 环境规制驱动减排的机制: 污染处理行为与资源再配置效应[J]. 世界经济, 44(8): 82-105.

Han C, Wang Z, Tian L. 2021. The mechanism of environmental regulation driving

- emission reduction: Pollution treatment behavior and resource reallocation effect[J]. *The Journal of World Economy*, 44(8): 82-105. (in Chinese)
- 胡志强, 苗长虹. 2018. 中国污染产业转移的时空格局及其与污染转移的关系[J]. *软科学*, 32(7): 39-43.
- Hu Z Q, Miao C H. 2018. The spatiotemporal pattern of China's pollution industry transfer and its relationship with pollution transfer[J]. *Soft Science*, 32(7): 39-43. (in Chinese)
- 黄磊, 吴传清. 2021. 外商投资、环境规制与长江经济带城市绿色发展效率[J]. *改革*, (3): 94-110.
- Huang L, Wu C Q. 2021. Foreign investment, environmental regulation and green development efficiency of cities along the Yangtze River economic belt[J]. *Reform*, (3): 94-110. (in Chinese)
- 李婉红, 刘芳, 刘天森. 2022. 国家高新区提升了城市创新效率吗? ——基于空间集聚调节效应的实证检验[J]. *管理评论*, 34(5): 93-108.
- Li W H, Liu F, Liu T S. 2022. Can national high-tech zones improve the urban innovation efficiency? —An empirical test based on the effect of spatial agglomeration regulation[J]. *Management Review*, 34(5): 93-108. (in Chinese)
- 林伯强, 杜克锐. 2013. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. *经济研究*, 48(9): 125-136.
- Lin B Q, Du K R. 2013. The energy effect of factor market distortion in China[J]. *Economic Research Journal*, 48(9): 125-136. (in Chinese)
- 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 2018. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. *经济研究*, 53(12): 129-143.
- Qi S Z, Lin S, Cui J B. 2018. Do environmental rights trading schemes induce green innovation? Evidence from listed firms in China [J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 129-143. (in Chinese)
- 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 2019. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. *中国工业经济*(5): 5-23.
- Ren S G, Zheng J J, Liu D H, et al. 2019. Does emissions trading system improve Firm's total factor productivity—Evidence from Chinese listed companies[J]. *China Industrial Economics*, (5): 5-23. (in Chinese)
- 邵朝对, 苏丹妮, 杨琦. 2021. 外资进入对东道国本土企业的环境效应: 来自中国的证据[J]. *世界经济*, 44(3): 32-60.
- Shao C D, Su D N, Yang Q. 2021. Environmental effects of FDI on domestic firms in host countries: Evidence from China [J]. *The Journal of World Economy*, 44(3): 32-60. (in Chinese)

- 苏丹妮, 盛斌. 2021. 服务业外资开放如何影响企业环境绩效——来自中国的经验[J]. 中国工业经济(6): 61-79.
- Su D N, Sheng B. 2021. How services FDI opening affects firm environmental performance—Evidence from China[J]. *China Industrial Economics*, (6): 61-79. (in Chinese)
- 孙博文. 2021. 清洁生产标准实施对污染行业僵尸企业的处置效果[J]. 中国人口·资源与环境, 31(11): 48-58.
- Sun B W. 2021. Estimation of the effect of the implementation of cleaner production standards on zombie firm disposal in polluting industries[J]. *China Population, Resources and Environment*, 31(11): 48-58. (in Chinese)
- 唐晓华, 王广凤, 马小平. 2007. 基于生态效益的生态产业链形成研究[J]. 中国工业经济, (11): 121-127.
- Tang X H, Wang G F, Ma X P. 2007. Study on establishment of eco-industrial chain based on eco-efficiency[J]. *China Industrial Economy*, (11): 121-127. (in Chinese)
- 涂正革, 湛仁俊. 2015. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 经济研究, 50(7): 160-173.
- Tu Z G, Shen R J. 2015. Can emissions trading scheme achieve the porter effect in China? [J]. *Economic Research Journal*, 50(7): 160-173. (in Chinese)
- 万攀兵, 杨晁, 陈林. 2021. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, (9): 118-136.
- Wan P B, Yang M, Chen L. 2021. How do environmental technology standards affect the green transition of China's manufacturing industry—A perspective from technological transformation[J]. *China Industrial Economics*, (9): 118-136. (in Chinese)
- 王军洋. 2015. 政府行为选择与市场逆淘汰——为什么欠发达地区更会出现污染聚集现象? [J]. 人文杂志, (11): 102-110.
- Wang J Y. 2015. Government behavior selection and market reverse elimination: Why is pollution aggregation more common in underdeveloped regions? [J]. *The Journal of Humanities*, (11): 102-110. (in Chinese)
- 郝永勤, 赵宏伟. 2010. 中国循环经济政策的动因、演进、特点与评价[J]. 中国行政管理, (10): 44-47.
- Xi Y Q, Zhao H W. 2010. The motivation, evolution, characteristics and evaluation of circular economy in China[J]. *Chinese Public Administration*, (10): 44-47. (in Chinese)
- 谢海燕. 2020. 绿色发展下循环经济的现状及方向[J]. 宏观经济管理, (1):

- 14-21.
- Xie H Y. 2020. The current situation and direction of circular economy in the context of green development[J]. *Macroeconomic Management*, (1): 14-21. (in Chinese)
- 徐佳, 崔静波. 2020. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, (12): 178-196.
- Xu J, Cui J B. 2020. Low-carbon cities and Firms' green technological innovation [J]. *China Industrial Economics*, (12): 178-196. (in Chinese)
- 张彩云, 吕越. 2018. 绿色生产规制与企业研发创新——影响及机制研究[J]. 经济管理, 40(1): 71-91.
- Zhang C Y, Lv Y. 2018. Green production regulation and enterprise R&D innovation: Impact and mechanism research[J]. *Economic Management Journal*, 40(1): 71-91. (in Chinese)
- 张晓明. 1999. 中国环境政策的总体评价[J]. 中国社会科学, (3): 88-99.
- Zhang X. 1999. The overall evaluation of China's environmental policy[J]. *Social Sciences in China*, (3): 88-99. (in Chinese)
- 张晓华, 刘滨. 2005. “扩大生产者责任”原则及其在循环经济发展中的作用[J]. 中国人口·资源与环境, 15(2): 19-22.
- Zhang X H, Liu B. 2005. Extended producer responsibility and its role in the development of circular economy [J]. *China Population, Resources and Environment*, 15(2): 19-22. (in Chinese)
- 张旭东, 雷娟. 2012. 循环经济模式下生产者延伸责任研究[J]. 环境保护, (12): 41-44.
- Zhang X D, Lei J. 2012. Research on extended responsibility of producers under circular economy model[J]. *Environmental Protection*, (12): 41-44. (in Chinese)
- 邹松涛. 2009. 基于循环经济的电子废物循环利用研究[J]. 企业经济, (6): 42-44.
- Zou S T. 2009. Research on recycling of electronic waste based on recycling economy[J]. *Enterprise Economics*, (6): 42-44. (in Chinese)
- Beck T, Levine R, Levkov A. 2010. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- Bongers A, Casas P. 2022. The circular economy and the optimal recycling rate: A macroeconomic approach[J]. *Ecological Economics*, 199: 107504.
- Busu M, Trica C L. 2019. Sustainability of circular economy indicators and their impact on economic growth of the European Union[J]. *Sustainability*, 11(19): 5481.
- Cainelli G, D'Amato A, Mazzanti M. 2020. Resource efficient eco-innovations for a

- circular economy: Evidence from EU firms[J]. *Research Policy*, 49(1): 103827.
- Dean T J, Brown R L, Stango V. 2000. Environmental regulation as a barrier to the formation of small manufacturing establishments: A longitudinal examination [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 40(1): 56-75.
- Dong L, Liu Z W, Bian Y L. 2021. Match circular economy and urban sustainability: Re-investigating circular economy under sustainable development goals (SDGs) [J]. *Circular Economy and Sustainability*, 1(1): 243-256.
- Fan Y P, Fang C L. 2020. Circular economy development in China-current situation, evaluation and policy implications[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 84: 106441.
- Favot M, Massarutto A. 2019. Rare-earth elements in the circular economy: The case of yttrium[J]. *Journal of Environmental Management*, 240: 504-510.
- Fitch-Roy O, Benson D, Monciardini D. 2020. Going around in circles? Conceptual recycling, patching and policy layering in the EU circular economy package [J]. *Environmental Politics*, 29(6): 983-1003.
- Golub J. 1996. State power and institutional influence in European integration: Lessons from the packaging waste directive[J]. *Journal of Common Market Studies*, 34(3): 313-339.
- Halkos G, Petrou K N. 2019. Analysing the energy efficiency of EU member states: The potential of energy recovery from waste in the circular economy [J]. *Energies*, 12(19): 3718.
- Hoffmann V H. 2007. EU ETS and investment decisions: The case of the German electricity industry[J]. *European Management Journal*, 25(6): 464-474.
- Korhonen J, Honkasalo A, Seppälä J. 2018. Circular economy: The concept and its limitations[J]. *Ecological Economics*, 143: 37-46.
- Kunz N, Mayers K, Van Wassenhove L N. 2018. Stakeholder views on extended producer responsibility and the circular economy [J]. *California Management Review*, 60(3): 45-70.
- Lieder M, Rashid A. 2016. Towards circular economy implementation: A comprehensive review in context of manufacturing industry[J]. *Journal of Cleaner Production*, 115: 36-51.
- Malinauskaite J, Jouhara H, Czajczyńska D, et al. 2017. Municipal solid waste management and waste-to-energy in the context of a circular economy and energy recycling in Europe[J]. *Energy*, 141: 2013-2044.
- Moraga G, Huysveld S, Mathieux F, et al. 2019. Circular economy indicators: What do they measure? [J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 146: 452-461.

- Morseletto P. 2020. Targets for a circular economy [J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 153: 104553.
- Mossali E, Picone N, Gentilini L, et al. 2020. Lithium-ion batteries towards circular economy: A literature review of opportunities and issues of recycling treatments [J]. *Journal of Environmental Management*, 264: 110500.
- Porter M E, Van der Linde C. 1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97-118.
- Reichel A, Schoenmakere M D, Gillabel J, et al. Circular economy in Europe: Developing the knowledge base [R]. The European Environment Agency, 2016.
- Scheinberg A, Nesić J, Savain R, et al. 2016. From collision to collaboration-Integrating informal recyclers and re-use operators in Europe: A review [J]. *Waste Management & Research: The Journal for a Sustainable Circular Economy*, 34(9): 820-839.
- Su B W, Heshmati A, Geng Y, et al. 2013. A review of the circular economy in China: Moving from rhetoric to implementation [J]. *Journal of Cleaner Production*, 42: 215-227.
- Tsiliyannis C A. 2019. The Cycle rate as the means for real-time monitoring of wastes in circular economy [J]. *Journal of Cleaner Production*, 227: 911-931.
- Zhu J M, Fan C M, Shi H J, et al. 2019. Efforts for a circular economy in China: A comprehensive review of policies [J]. *Journal of Industrial Ecology*, 23 (1): 110-118.

Circular Economy Policy and Enterprises' Environmental Performance: Booster or Stumbling Block?

Sheng Liu¹ Xifeng Wen² Xiuying Chen³

(1. Institute of Studies for the Greater Bay Research, Guangdong University of Foreign Studies;

2. School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies;

3. School of Economics and Trade, Guangdong University of Finance)

Abstract Circular economy policy can improve the environmental performance of enterprises by reducing resource consumption and waste and realizing resource recycling, but it may also frustrate the enthusiasm of enterprises to control pollution by increasing the pressure of regulation cost or being trapped by technical complexity. Therefore, this paper uses China's industrial enterprise database, industrial enterprise pollution emission data and input-output data to identify the impact of circular economy pilot policies on corporate

pollution emission by constructing a difference-in-differences model, so as to analyze whether it is a “booster” or a “stumbling block” in corporate pollution control. It is found that after the implementation of the circular economy pilot policy, the pollutant emissions of the experimental group are significantly lower than those of the control group, indicating that the circular economy pilot policy has significantly improved the environmental performance of enterprises. This conclusion is still valid after a series of robustness tests such as replacing the explained variable, deleting the contemporaneous policy interference, controlling the time trend of the industry, and randomly selecting the placebo in the experimental group. Furthermore, circular economy policies can promote enterprises’ environmental performance by promoting energy saving and consumption reduction, strengthening end treatment and enhancing technology development capabilities. The heterogeneity test finds that the effect of circular economy policy is more prominent in the samples of enterprises in non-resource-based cities, enterprises in super-large cities and enterprises with higher openness level to foreign investment in the upstream service industry. Under the “dual carbon” goal, the conclusions of this paper expand the theoretical research on the effect evaluation of environmental regulation policies from the new perspective of circular economy, and provide targeted policy basis for helping to achieve green, circular and low-carbon development, promoting the construction of ecological civilization, and planning a “beautiful China” blueprint.

JEL Classification L60, Q57, Q58

中国制造业物质生产率与价值生产率 变化及收敛趋势研究¹ ——基于上市公司的经验证据

肖挺² 唐宇晨³

摘 要 本文基于国泰安数据库以及手动收集的上市公司销售量数据,运用 ACF 方法测算了 2011—2019 年期间企业的物质全要素生产率(TFPQ)和价值全要素生产率(TFPR),比较了两者的变化趋势以及收敛情况。结果显示,整体、分地区、分行业的 TFPR 呈现先增长后下降的态势,而 TFPQ 基本表现出较平稳的增长,非国有企业和年轻企业 TFPQ 明显更大。制造业企业 TFPR 整体上存在绝对 β 收敛,且 TFPR 绝对 β 收敛的速度大于 TFPQ。部分行业和地区的企业 TFPQ 不存在绝对 β 收敛但存在条件 β 收敛,行业、地区层面的企业 TFPR 基本都存在绝对 β 收敛。测算剔除价格因素的生产率 TFPQ,并从行业、地区、企业性质等方面分别与 TFPR 对比分析,能对中国制造业技术效率变化进行更直观的审视,并有助于把握行业和地区间真实的全要素生产率水平的增长,为推动我国制造业高质量发展提供经验证据。

关键词 制造业企业;物质全要素生产率;价值全要素生产率;收敛

0 引言

当今世界正经历百年未有之大变局,中美贸易摩擦频繁,国际环境不断变幻,新冠疫情在全球范围内蔓延,我国面临的风险和挑战不断上升。党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中明确提出,坚持把发展经济着力点放在实体经济上,坚定不移建设制造强国。制造业是一国之本,也是国家发展的基石。

¹ 国家自然科学基金地区项目《制造企业业务维度对服务化收益影响机制研究:基于与服务供应商合作关系的视角》(72262015);江西省教育厅科技项目《信号理论视角下制造企业“服务化困境”问题的实证评估》(GJJ210522)。

² 肖挺,江西财经大学国际经贸学院教授,E-mail:ncu_xiao@163.com。

³ 唐宇晨(通讯作者),南开大学经济学院国际经济研究所博士研究生,E-mail:tangyuchendoc@163.com。

我国一直都是制造业大国,为了实现从制造业大国迈向制造业强国的目标,思考如何把制造业做实做强做优,着力提高制造业质量以推动高质量发展就显得格外重要。推动高质量发展是保持经济持续健康发展的必然要求,我国正处于转变发展方式的关键阶段,以往依靠资源环境和廉价劳动力的粗放型发展方式难以为继。发展动力亟须从要素投入转向创新驱动,经济增长的方式也应从粗放型转为集约型,提高全要素生产率对经济增长的贡献程度。提高全要素生产率是高质量发展的动力源泉,也是推动质量和效率变革的主要动力。全要素生产率是除要素投入以外引起经济增长的重要因素,不仅能反映资源配置效率,还可以反映技术进步对经济增长的影响,很好地度量了经济发展的质量。

因此提高制造业全要素生产率是我国实现高质量发展的关键所在。为了能够提高制造业生产效率,就有必要以“史”为鉴,弄清楚我国制造业全要素生产率的发展和演变过程,以往对于制造业全要素的测算结果由于方法和数据的差别较大,但多数研究利用工业企业数据测算了1998—2007年制造业TFP,发现增长率在3%~5%之间(杨汝岱,2015)。但在次贷危机之后,我国制造业TFP增长率近年来又有一定程度下降,甚至出现了负增长的情况,与美国的差距有进一步拉大的趋势(赵玉林和谷建军,2018)。同时,由于数据质量的原因,鲜有文章测算次贷危机之后微观制造业企业的物质生产率,并缺乏趋势性以及异质性的分析。因此,本文利用2011—2019年制造业上市企业的数据,从物质生产率(TFPQ)和价值生产率(TFPR)两个方面测算了制造业企业的全要素生产率,从全国、地区、行业等多个层面进行了发展趋势分析,同时还着重检验了各层面的TFP的收敛性,比较物质全要素生产率与价值全要素生产率的异同,全面审视了近年制造业TFP的发展情况。

本文主要有以下两个贡献:第一,本文研究和分析了次贷危机之后微观制造业企业的两类TFP,并多角度讨论了TFP的变化和收敛趋势,为我国制造业TFP的发展提供了一些经验上的证据。第二,在已有研究的基础上,本文进一步讨论了制造业企业物质全要素生产率的变化与收敛情况,并与传统的价值全要素生产率相比较,试图了解我国制造业真实的TFP变化情况,为现有研究做出补充,并希望为后续研究提供一定的借鉴意义。

1 文献综述

在生产过程中,企业全要素生产率(TFP)反映了平均每单位投入要素的产出水平即投入产出效率。估算企业全要素生产率有助于分析经济增长的源泉以及对经济增长产生贡献的具体因素,确定经济增长是效率型还是投入型,并探究增长是否可持续(唐未兵等,2014)。企业全要素生产率的标准定义最早由Solow(1956)提出,除传统生产要素以外引起产出增加的部分为“索罗剩余”,即

全要素生产率。此外 Solow (1956) 认为在规模报酬不变和希克斯中性的条件下, 全要素生产率增长等同于技术进步率。虽然在很多文献中用全要素生产率代表技术进步, 但实际上影响全要素生产率变动的不仅是技术进步这一方面, 还有组织创新、人力资本、制度、资源配置效率等其他因素。目前国内外学者主要从两个角度探讨导致中国制造业各部门全要素生产率出现差异的原因, Baqaee and Farhi (2020) 发现冲击对宏观经济的全要素生产率的影响可以分为两部分, 一部分为技术效应, 另一部分则是资源重新配置产生的配置效率。首先, 资源错配造成的资源配置低效率会导致社会总要素生产率水平下降, Hsieh and Klenow (2009) 基于异质性企业垄断竞争模型进行分析, 发现如果中国的制造业以美国为基准调整其资源配置水平, 中国的整体产出水平会增加 30% ~ 50%。Brandt et al. (2012) 认为制造业企业全要素生产率增长是由于生产率高的新企业进入市场, 当新企业取代退出企业时, 投入要素的重新配置提高了企业的全要素生产率。戴小勇 (2021) 发现转型时期虽然中国的创新投入不断增加, 但是全要素生产率的增速是下降的, 这是因为要素市场存在扭曲而抵消了创新投入带来的影响, 从而导致行业总全要素生产率下降。也有部分国内学者 (龚关和胡关亮, 2013; 文东伟, 2019) 在 Hsieh and Klenow (2009) 建立的 HK 模型的基础上, 测度中国制造业资源错配的程度, 并进一步探讨资本和劳动配置效率改善对总体生产率增长的影响。其次, 技术差异也是引起生产率差异的重要原因, 一些学者 (颜鹏飞和李兵, 2004; 李平, 2016) 运用随机前沿分析 (SFA) 和数据包络分析法 (DEA) 测度全要素生产率的变化, 并进一步将其分解为相对技术效率和技术进步, 得出技术进步和技术效率是提升中国全要素生产率的重要途径。也有部分学者认为技术进步才是拉动中国全要素生产率的主要因素, 技术进步使得在原来投入要素相同的条件下产出增加, Zheng and Hu (2006) 用数据包络分析法 (DEA) 测度了中国不同省份的生产率, 发现观测期间 TFP 的增长的主要依赖于技术进步, 而非技术效率。

尽管不同企业、行业、产业间会存在着生产率的差异, 但跨国或地区要素流动、不同企业的进入和退出以及要素的重新配置, 都会使得生产率逐渐趋同。因此从研究企业生产率差异的角度出发, 许多学者把对全要素生产率的研究拓展到对其收敛特点的分析上, 现有关于制造业全要素生产率收敛检验的文献基本聚焦于省际、地区层面以及行业层面。Escribano and Stucchi (2014) 分析了衰退和扩张对不同生产率水平企业生产率增长的影响, 并检验生产率较低的企业在衰退期间是否倾向于追赶生产率较高的企业, 发现生产率在衰退时趋于收敛。Rodrik (2013) 得出制造业的劳动生产率存在绝对收敛, 而除制造业以外的其他行业均不存在收敛, 展示了不同行业间收敛性的差异。在省际和地区的空间收敛研究中, 彭国华 (2005) 分析了 1982—2002 年省际全要素生产率的收敛

模式,并将其与收入的收敛模式进行对比,发现两者的收敛模式存在很多相似之处,得出整体层面全国的 TFP 不存在绝对收敛,只有条件收敛,其次只有东部地区的 TFP 存在俱乐部收敛。谢千里等(2008)分析了 1998—2005 年中国的沿海、东北部、中部和西部四个主要生产率的收敛情况,得出沿海地区和中部地区之间存在 TFP 收敛,而东北部和西部地区不存在收敛现象。余泳泽(2015)对 1978—2012 年中国省际全要素生产率收敛进行检验,在考虑空间外溢效应之后,中国省际全要素生产率的收敛速度在加快,东、中、西部地区内部 TFP 都呈现较为明显的俱乐部空间收敛趋势且空间外溢效应为正。此外,越来越多学者在分析 TFP 收敛性时加入环境等方面的因素,例如杨翔等(2015)测算了 1998—2011 年中国制造业行业的碳生产率,发现制造业的碳生产率整体上呈现增长的趋势,且碳生产率存在 δ 收敛和 β 收敛,因行业异质性的存在使行业间的收敛特征有所差异,污染类行业的绝对 β 收敛速度要快于相对干净类行业,高技术类行业的绝对 β 收敛速度快于中低技术类行业。蔺鹏和孟娜娜(2021)将环境污染综合指数纳入产出指标,测度了中国六大城市群 2003—2018 年真实绿色全要素生产率(GTFP),得出技术效率是使得整体及各城市群的真实 GTFP 增长的主要原因,从其空间收敛特征来看,虽然存在异质性,但六大城市群 GTFP 增长表现出较强的空间 β 条件收敛性和俱乐部趋同特征。

现有的研究由于缺乏产量数据,更多的是围绕价值生产率(TFPR)进行分析,测算制造业价值全要素生产率使用的是经过行业等宏观层面价格指数进行平减后的工业增加值或产值,而物质全要素生产率用的是真实的产量数据,同时也能看成是经过企业层面价格平减指数的工业增加值或产值。Abbott III(1992)最先察觉使用收益衡量的生产率可能与真实生产率存在一定的差距,他发现美国制造业中同样的产品可能会收取不同的价格,如果每家企业产品价格并不相同,那么经过行业价格指数进行平减后得到的企业产出会存在一定误差,进而导致生产率的计算有偏误。Foster et al.(2008)也认为之前的研究低估了企业生产率的实际差异,开创性地提出了物质生产率(TFPQ)与价值生产率(TFPR)的概念,并基于可获得的产量和价格信息直接衡量物质生产率,得出基于收益的价值生产率可以分解为物质生产率和价格,物质生产率与企业层面价格负相关,而价值生产率与价格正相关。因为以往研究中生产率是用含有价格因素的价值生产率来代表的,但是价格包含着要素价格可能会与工资产生反向因果关系。Carlsson et al.(2011)利用瑞典制造业中较为可靠的企业层面产品价格和数量的数据,测算了瑞典制造业企业的物质生产率,并探讨其变化对工资的影响。在物质生产率(TFPQ)与价值生产率(TFPR)的概念基础上,Hsieh and Klenow(2009)建立了新的分析框架,建立了 HK 模型来测度资源错配,认为不存在扭曲时,价值生产率(TFPR)应该等于物质生产率(TFPQ)和企业产出价

格的乘积,并且此时不同企业间的价值生产率(TFPR)应该相等,最后得到存在扭曲时,可以通过价值生产率的离散程度衡量资源错配程度的重要结论。Kaoru et al. (2020)拓展了HK模型,假定企业间的价格加成是不同的,并将销售额分解为物质全要素生产率、要素扭曲、价格加成以及包含要素价格和需求变化的常数项,最后发现相对于价格加成和要素扭曲而言,物质全要素生产率对销售额增长具有主导作用,无形资本通过物质全要素生产率对销售额增长有显著影响。由于缺乏企业层面的价格和产量数据,目前关于物质全要素生产率的相关研究以及测算国内文献还相对较少,其中最具有代表性的是李旭超等(2017)沿用HK模型来测度资源错置程度,其中测算物质全要素生产率时由于缺少企业实际产量和企业产品价格的数据,只能根据HK模型中物质全要素生产率公式,用产值的幂函数逼近得到物质全要素生产率的值,最后得出资源错配使得中国企业规模分布无法与生产率分布决定的最优分布对应。

已有研究为全要素生产率与经济发展建立了良好联系,为了解我国经济快速腾飞的原动力作出了理论和实践上的贡献。同时,行业、地区和国家间的TFP差异也引起了许多学者的注意,从资源错配和技术差异两个方面分析了存在TFP发展差距的原因,并通过TFP的发展趋势以及内部和空间收敛情况来具体分析TFP的发展前景。但是过往研究存在的比较大的问题是只关注了价值全要素生产率的测算与分析,仅有少数学者开始逐渐关注物质全要素生产率。虽然在研究价值全要素生产率时,都会对产值、增加值、中间投入等进行价格平减,但是这只能在一定程度上排除价格的变动对TFP的影响,并没有从根本上把价格和真实的生产率区分开,所以得到的价值全要素生产率可能并不是技术效率的合理衡量指标。因为技术的进步使得物质全要素生产率增加,往往是伴随着价格下降的,所以价值全要素生产率会因为价格差异的存在扭曲了技术变化的测算结果。而在TFP收敛的分析中,首先,已有的研究多是研究省际、地区或者行业间的收敛情况,没有考虑到微观企业个体自身的特点对收敛性结果的影响,因此所得结果的误差可能会比较大,而且也缺少指导企业发展的现实意义;再次,已有文献同样也只关注了价值全要素生产率的收敛情况,并没能考虑地区或者产业内部的价格差异,所以得到的价值全要素生产率收敛并不是真实技术效率变化情况的收敛。基于上述研究存在的不足,本文以2010—2019年上市企业为研究对象,在国泰安企业数据的基础上,手动收集了相关企业的产量数据,用ACF法分别计算了企业的物质全要素生产率与价值全要素生产率,从整体上、分行业、分地区等多个层面比较它们的变化趋势和收敛情况,旨在探究真实的企业技术效率变化,填补已有研究的空白,并为后续进一步研究物质全要素生产率打下一定的基础。

2 研究方法 with 数据处理

2.1 方法说明

关于企业全要素生产率微观层面的计算方法,常见的有 OLS、GMM、ACF、OP、LP 等方法,其中普通最小二乘法、OP 法、LP 法和工具变量法(系统广义矩估计)属于半参数估计方法。应用 OLS 方法测算 TFP 会出现同时性偏差和样本选择偏差,从而导致 TFP 残差计算不准确。OP 法旨在解决微观数据的同时性偏差和样本选择偏差问题,而 LP 法解决同时性偏差问题,OP 和 LP 通过生产率的代理变量(投资或者中间投入)来处理内生性,但又带来了共线性问题,使得生产率估计有偏。为了克服 OP 和 LP 方法的共线性问题,剔除外生随机冲击的影响,本文对基于 ACF 方法估计的企业生产率以及在后文中运用 Wooldridge 方法估计的生产率进行稳健性检验。此时,基于 ACF 方法的全要素生产率模型构建如下:

$$y_{ijt} = a_{jt} + b_{jt}l_{ijt} + c_{jt}k_{ijt} + \sigma_{jt}m_{ijt} + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中:测算价值全要素生产率时,总产出 y ,原本为工业增加值,但上市公司年报并没有公布这一数据,参照以往研究的标准(Bond and Meghir, 1994),用企业的年度营业收入替代,即 y_{ijt} 用平减过后的 t 年 j 行业中企业 i 的营业收入取对数来代表,若测算物质全要素生产率, y_{ijt} 则用 t 年 j 行业中企业 i 的销售数量取对数代表。 l 是企业雇佣人数的对数,代表劳动要素的投入。 k 是企业资本要素的投入,本文使用固定资产净额取对数代表。 m 是原材料及其他中间品投入的对数形式,采用中国上市公司数据库中企业购买商品、接受劳务实际支付现金的对数进行衡量。

2.2 数据处理与进一步说明

本文以 2011 至 2019 年年报中公布销售量数据的上市制造业企业为实证研究对象,利用国泰安数据库获得了企业销售额、员工人数等基本信息,并通过巨潮资讯网手动收集了企业销量数据。根据新浪财经频道上申银万国证券公司的一级行业分类(简称申万一级行业分类)划分^①,本文所选取的制造业分类包括化工、医药生物、家用电器、建筑材料、有色金属、机械设备、汽车、电子、电气设备、纺织服装、计算机、轻工制造、钢铁、食品饮料等。从研究区域看,本文

^① 本文之所以选择用申万行业一级分类,主要是因为申万行业分类存在时间长,并且从投资管理和研究的双重角度来划分行业,同时,申万二级分类的类别过多,行业内样本量不足,所以综合考虑使用申万二级行业分类。

的样本包括中国的31个省、自治区以及直辖市,不包括中国的香港、台湾和澳门。从所有制看,分为国有企业、非国有企业。按企业年龄看,小于平均数10年的企业为年轻企业,否则为老企业^①。

在得到制造业上市企业的数据集之后,我们对所有上市制造业企业进行整合,对数据进行了以下处理:

首先剔除有以下几种情况的样本数据:(1)为了分析跨期生产率的收敛趋势,我们剔除了变量存在缺失以及企业上市年份在2011年以后的样本,以构造平衡面板数据。(2)剔除没有报告销售量的样本,此外有的企业在年报中报告的销售量实质上是销售额,我们对此样本也予以剔除。(3)剔除国泰安数据中的ST、PT、ST*企业,以及在观测年份期间企业名称和主营业务变更的企业。(3)借鉴肖挺(2021)的方法,剔除员工人数少于100人的企业。因为在员工数量较少的情况下,较小幅度的变动也可能会对TFP值产生较大的干扰,从而难以反映TFP的真实变化。(4)为了较为准确地计算多产品企业的销售量,我们剔除了主营产品营业收入占比小于50%的企业,后文会详述具体的原因。(5)对TFP值高于或低于1%极端值的企业样本进行截尾处理。根据上述条件进行遴选后,我们最终共获得了473个有效企业样本,共4257个观测值。

其次对名义变量的调整:(1)由于上市企业没有公布总产出或增加值数据,我们用销售额来代替总产出数据,而销售额包含了价格波动因素,无法反映实际的变化,因此本文对销售额按照分行业的生产者出厂价格指数进行平减。(2)按现价计算的资本存量也具有价格波动因素,而无法反映其真实的规模与效益,但中国价格统计年鉴没有分行业的固定资产投资价格指数,本文使用全国固定资产投资价格指数对固定资产投资额进行平减。(3)中间投入用全国工业生产者购进价格分类指数进行平减,将各行业的工业中间投入与各自所属类别的价格指数对应进行平减。

最后为了测算上市企业的物质生产率(TFPQ),我们需要找到销售量数据。但是同衡量实际生产数量一样,衡量多产品企业的销售量数据是非常复杂的,本文销售量数据收集和处理的步骤如下:(1)对于生产单一产品的企业,我们直接使用报告的销售量数据,尽可能将所有单一产品企业纳入观测样本中以减少潜在的测量误差。若在观测期间虽然企业并非生产一种产品,但存在某一种产品营业收入占90%以上,我们也直接按照生产单一产品的企业来处理。(2)除了生产单一产品的企业外,大多数上市制造业企业为多产品企业,由于多产品企业生产和销售种类十分多样化,很可能主营产品并非一种,不能随意加

^① 这里的企业年龄指的是企业上市年龄,因为本文使用的是上市企业数据,所以上市年龄更能代表企业的相关特征,并且上市年龄和成立年龄是高度相关的,使用成立年龄的结果基本与上市年龄一致。

总各产品销售量来得出总销量,为减少误差我们主要选取了主营产品收入占比在 50%以上的多产品企业。此外,我们应该注意在投入相同的情况下生产单一企业和多样化企业的比较,比如对于生产多种产品的企业,假设其销售水泥的营业收入占比为 80%,其生产 100 吨水泥与生产单一产品的企业生产 125 吨水泥的物质生产率(TFPQ)是一样的^①。因此对于生产多样化企业的销售量需要进一步进行调整,我们借鉴 Foster et al. (2008)的方法来计算销售量,用当年报告的销售量除以该主营产品在企业销售额中所占的份额,即经调整后产品 A 的实际销售量=产品 A 报告的销售量/产品 A 的销售额占比,这种调整方法实际上是假设每种产品的投入与收入份额成比例。

表 1 是样本的分布情况,由于在公用事业、农林牧渔、国防军工、建筑装饰、通信这五个申万一级行业中,有销售量数据企业较少,难以代表该样本所在的整个行业,所以统一将这些企业归为其他类别,仅在测量整体物质全要素生产率和价值全要素生产率时候会用到。根据统计,企业上市时间平均数为 10.4 年,因此本文以企业上市时间 10 年为界限划分新企业和老企业。可以看到,化工、机械设备和汽车行业是样本数最多的行业,均超过了 10%,而样本中年轻企业和非国有企业较多,并且将近一半的企业位于华东地区。

表 1 样本分布情况

	样本数量	占比/%		样本数量	占比/%
化工	693	16.28	计算机	135	3.17
医药生物	189	4.44	其他	171	4.02
家用电器	198	4.65	老企业	1827	42.9
建筑材料	225	5.29	年轻企业	2430	57.1
有色金属	216	5.07	国有企业	1575	37.0
机械设备	729	17.12	非国有企业	2682	63.0
汽车	450	10.57	东北地区	189	4.44
电子	270	6.34	华东地区	1980	46.51
电气设备	207	4.86	华中地区	495	11.63
纺织服装	198	4.65	华北地区	387	9.09
食品饮料	252	5.92	华南地区	711	16.7
轻工制造	153	3.59	西北地区	135	3.17
钢铁	171	4.02	西南地区	360	8.46
总观测值				4257	

① 本文假定如果一家企业用 80%的产能生产某一产品,而另一家企业只生产一种产品,如果第一家企业的产量是第二家的 80%,那么他们的潜在产量是一样的,如文中例子:100/0.8=125,因此本文最后把第一种企业处理为生产 125 吨的单一产品企业。

3 TFPQ 与 TFPR 的测算与描述

全要素生产率可以基于实际产量测算出物质生产率(TFPQ),也可以基于企业收入得到价值生产率(TFPR),两者主要区别在于前者不考虑价格的因素,而后者包含了价格的影响,物质全要素生产率与产品价格呈负相关,价值全要素生产率与产品价格呈正相关。物质生产率(TFPQ)代表企业的“真实”技术效率,且是价值生产率(TFPR)的组成部分,在同等条件下企业因其技术效率高而拥有较高的价值全要素生产率水平,同时价值全要素生产率的高低也可能受到生产商所面临需求和价格的影响(Foster et al., 2008)。基于此,本文选取2000—2019年473家制造业上市企业,将31个样本地区(不包括台湾、澳门、香港)划分为东北地区、华东地区、华中地区、华北地区、华南地区、西北地区、西南地区,选取申万一级分类中化工、医药生物、家用电器、建筑材料、有色金属、机械设备、汽车、电子、电气设备、纺织服装、计算机、轻工制造、钢铁、食品饮料十个行业^①,运用ACF方法估算了整体的物质全要素生产率与价值全要素生产率,并根据地区、行业、企业性质、企业年龄进行分样本回归分析,比较其物质全要素生产率与价值全要素生产率变化。

首先从图1(a)可以看到全国的物质全要素生产率虽然增长趋势较慢,但是处于一个稳中有升的状态,从2011年的8.66稳步增长至2019年的8.91。TFPR从2011年的7.04先下降至2015年的6.86,然后2016年至2019年实现了较快的增长,年均增长率为1.33%。这些变化可能得益于“十三五”规划期间改革力度加大,我国深入推进供给侧结构性改革,制造业转型升级步伐加快以寻求高质量发展,制造业上市企业生产率有所上升。从分地区的角度来分析两类TFP走势,大部分上市企业样本位于华东、华南、华中地区(占总样本的74.8%),因此主要分析这三个地区的生产率变化。2013年后华东地区为价值全要素生产率平均水平最高的地区,该地区整体的价值全要素生产率水平都高于全国平均水平,但两者变化趋势较为相似,都是先缓慢下降至2015年达到最小值,然后在之后的年份逐步上升。而华东地区的物质全要素生产率水平接近于全国的平均水平,两者的走势基本一致。华南地区是物质全要素生产率值最高的地区,其物质全要素生产率的平均值从2011年的9.25增长至2019年的9.8。华中地区的物质全要素生产率值和价值全要素生产率值都低于全国平均水平,但其价值全要素生产率变化较大,与全国平均水平的差距在不断缩小。华南地区物质全要素生产率值最高的原因可能在于要素配置效率较高,华南地区的四个

^① 本文只具体分析了10个行业的TFP趋势和收敛性,主要是因为剩下行业的观测值较少,可能并不能很好地代表行业的整体情况,同时,行业分类太多也不利于寻找规律和分析。

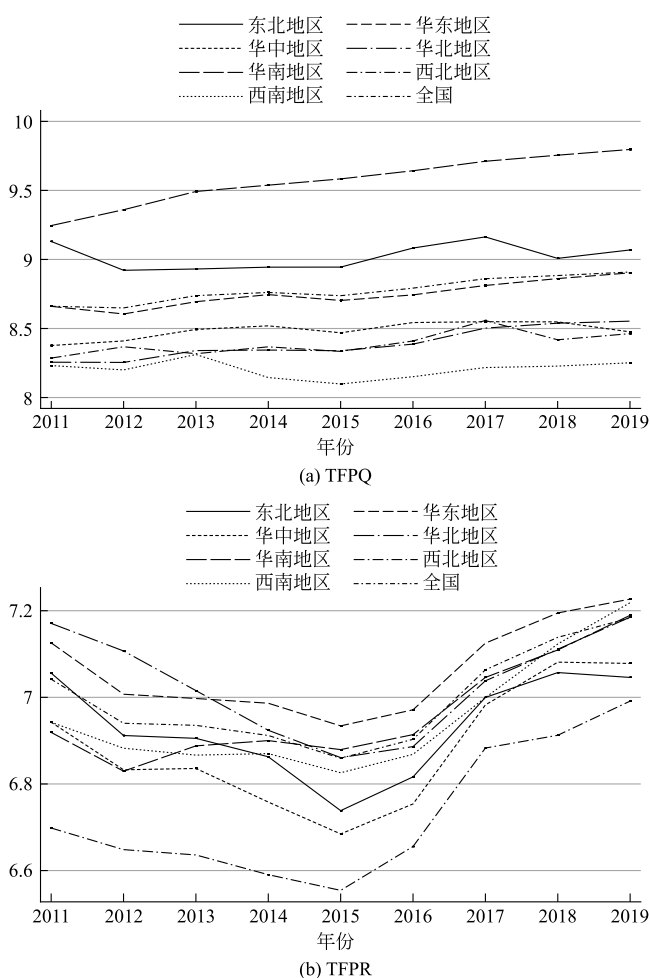


图1 不同地区间价值全要素生产率与物质全要素生产率趋势图

地区都为沿海城市,一般而言沿海地区为资本净流入地区,特别是海南省自由贸易港的建设对该地区的经济起到了一定的拉升作用。同时在第七次人口普查数据中,广东省作为人口增长和人口流入最大的省份,与2010年相比人口增加了2017.09万人,2015—2019年人口迁徙总数为304.4万人,充足的劳动供给与跨区域的资本流动,提高了要素的配置效率从而减少生产效率的损失。

其次,图2展示了2011—2019年十个行业的物质全要素生产率与价值全要素生产率的走势,各行业的价值全要素生产率趋势变化幅度都大于它们的物质全要素生产率变化,即不同行业价值全要素生产率的离散程度是大于其物质全要素生产率离散程度的。电子、家用电器、纺织服装、建筑材料的物质全要素生产率值皆高于全国物质全要素生产率的平均水平,其中物质全要素生产率最大的行业是电子行业,物质全要素生产率从2011年的12.26增长至2019年的

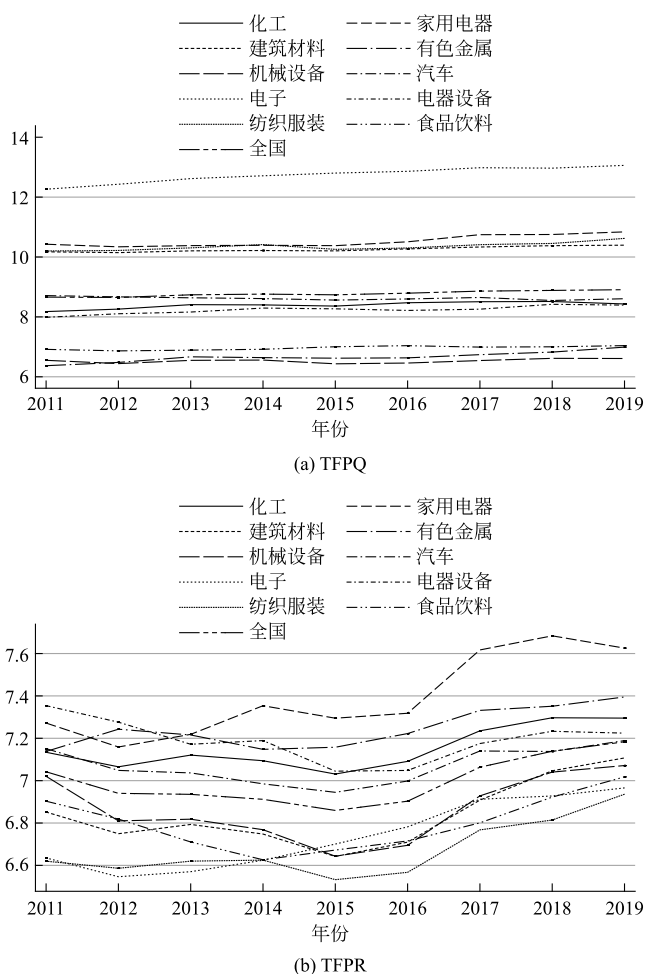


图 2 不同行业间价值全要素生产率与物质全要素生产率趋势图

13.06, 而其价值全要素生产率远小于全国的价值全要素生产率平均水平, 先从 2011 年下降至 2012 年的最小值 6.55, 然后逐年上升至 2019 年的 6.92。电子行业主要生产显示器件、电子系统组装、电路板等元件, 在同样的劳动和资本投入下, 产量多但元件价格较其他行业产品比如家用电器、电气设备来说偏低。同时建筑材料和纺织服装行业作为劳动密集型行业, 特别是纺织服装行业 2014 年之后的价值全要素生产率水平是最低的, 中国廉价的劳动力、原材料成本低以及产品技术复杂度偏低使得这两个行业较其他行业来说价格严重偏低, 从而拉低了它们的价值全要素生产率。家用电器行业的物质全要素生产率值为第二高的行业, 其价值全要素生产率值在 2012 年超越电气设备行业之后成为价值全要素生产率最大的一个行业, 家用电器行业作为技术密集型行业, 产品因技术复杂度高于其他行业而价格较高, 所以价值全要素生产率整体上也是高于

其他行业。

最后,图3对于不同企业性质、不同年龄段制造业上市企业价值全要素生产率与物质全要素生产率的走势情况进行分析,可以得到非国有企业、年轻企业的物质全要素生产率值分别高于国有企业、老企业。但是价值全要素生产率的结果相反,老企业、国有企业的价值全要素生产率值分别高于年轻企业与非国有企业。在图3(b)价值全要素生产率走势图中,年轻企业和非国有企业的走势在2011—2016年基本重叠,这是因为年轻企业中非国有企业占比非常大,约为83.1%。而老企业中国有企业占比64.9%,因此老企业与国有企业的价值全要素生产率走势曲线也十分接近。物质全要素生产率代表着真实的技术效率,价值全要素生产率包含着价格因素不一定能准确地反映TFP的动态。年轻企业的实际技术效率高于老企业,但是价值全要素生产率低于老企业的原因可能是年轻企业为保持市场竞争优势通常采取低价策略,对消费者要价低会导致整体的价值全要素生产率低。国有企业与非国有企业比较,所有制不同可能会

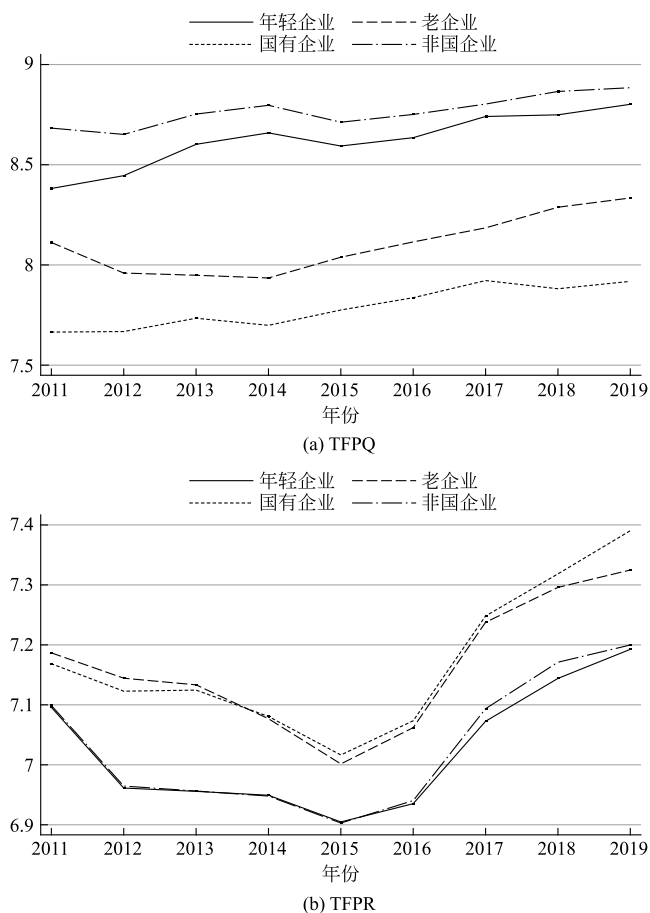


图3 不同企业性质、时间段的价值全要素生产率与物质全要素生产率趋势图

带来所有制歧视,并且体制改革、行政权力对微观企业运行的干预导致市场扭曲和资源错配,国有部门的组内配置效率明显低于非国有部门,从而使得国有企业的生产率有所损失,其物质全要素生产率小于非国有企业。因此,国企改革和其配置效率提升的必要性仍然存在,且改革应更多关注国有部门不同特质企业个体之间的资本配置机制。

4 制造业企业 TFPQ 与 TFPR 的收敛性分析

全要素生产率的收敛性主要有 δ 收敛和 β 收敛,而 β 收敛又分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛。 δ 收敛和绝对 β 收敛都属于绝对收敛,绝对 β 收敛是指企业的TFP最终都会收敛到同一个值,而条件 β 收敛认为个体并不一定拥有相同的收敛值,而是收敛于各自的稳态。以往研究多探讨收入生产率(TFPR)的收敛情况,而并没有关注到物质生产率(TFPQ),因此本文进一步观察物质全要素生产率的收敛,并与价值全要素生产率的收敛情况相比较。

4.1 δ 收敛

δ 收敛通常用变异系数(CV)来判断,如果变异系数随时间变小,也就是制造业企业间的TFP差异逐渐变小,就可以说存在 δ 收敛。借鉴杨正林和方齐云(2008)、滕泽伟等(2017)的方法,具体的计算公式为:

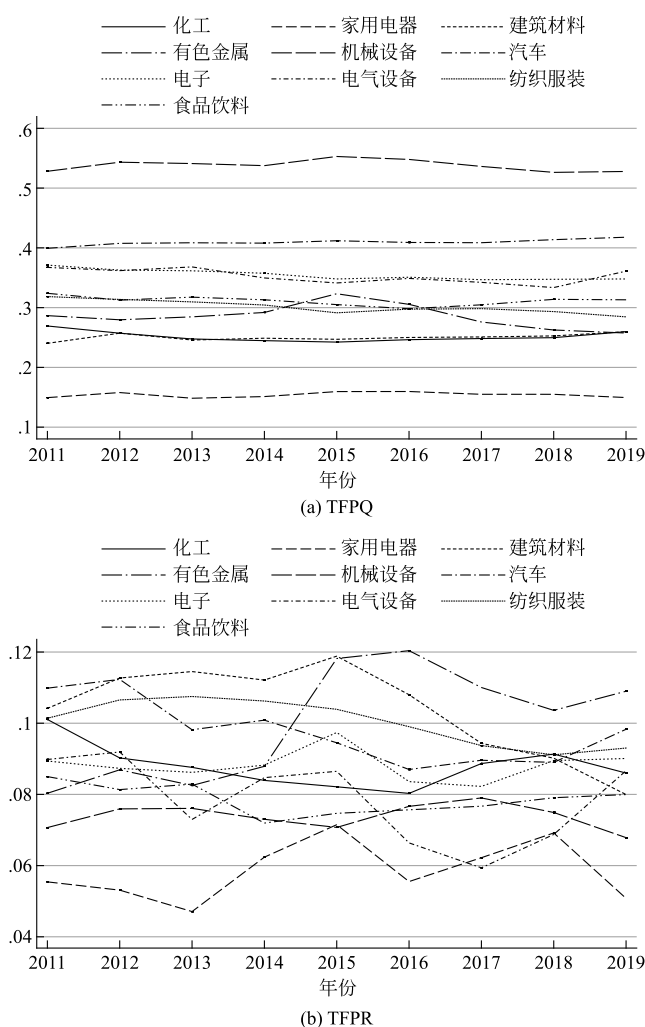
$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left(\text{tfp}_i - \frac{\sum_{i=1}^n \text{tfp}_i}{n} \right)^2}{n}} \quad (2)$$

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^n \text{tfp}_i}{n} \quad (3)$$

$$\text{CV} = \frac{s}{\mu} \quad (4)$$

其中, i 代表企业, n 代表企业数量, tfp_i 代表企业 i 的全要素生产率(包括物质全要素生产率和价值全要素生产率), μ 代表均值, s 代表标准差,CV就是变异系数。

图4是2011—2019年分行业物质全要素生产率和价值全要素生产率变异系数的变化情况,表2则展示了分行业、分地区、分企业性质以及年龄的变异系数年均变化率。从图4(a)可以看到制造业分行业物质全要素生产率的变异系数随时间基本没有变化,但是需要注意的是,由于行业间物质全要素生产率的变异系数差别较大,因此图4(a)的纵轴刻度也比较大,各个行业内部的变异系

图4 分行业 δ 收敛变化趋势

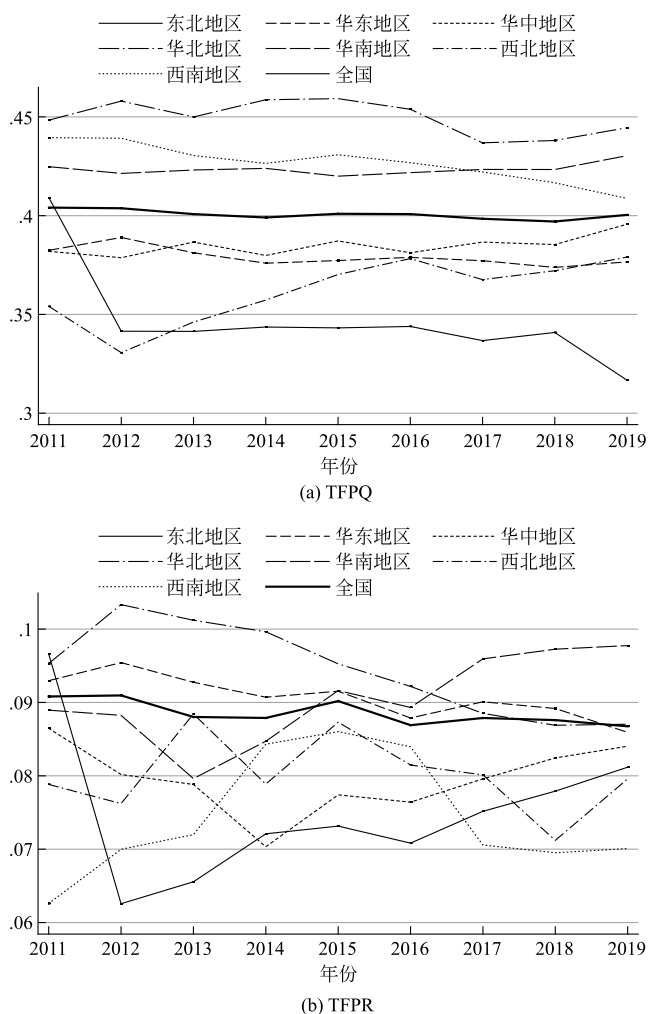
数变化趋势并不容易观察。结合表2中物质全要素生产率的变异系数年均变化率,可以看到虽然物质全要素生产率的变异系数逐年变化很小,但是在样本期内多数行业(70%)的物质全要素生产率变异系数年均变化率都小于0,除家用电器、建筑材料、汽车行业之外的多数行业的物质全要素生产率存在 δ 收敛。同时,我们发现价值全要素生产率变异系数的变化明显大于物质全要素生产率。结合图4(b)和表2,发现除有色金属行业和电子行业外几乎所有行业的价值全要素生产率存在 δ 收敛,有色金属行业在2015年左右变异系数有比较大的上升,虽然后几年有一定减小,但整体的趋势依旧是发散的。与物质全要素生产率的变异系数相比,制造业企业价值全要素生产率的差异比较小,表明价格会一定程度上削弱企业价值生产率的差别。并且同一个行业的物质全要素生产率与

价值全要素生产率的收敛性也会存在差异,比如有色金属行业物质全要素生产率存在 δ 收敛(-1.153%),而价值全要素生产率是明显发散的(4.462%)。

表 2 δ 收敛年均变化率 %

全样本		物质全要素生产率 δ 收敛年均变化率	价值全要素生产率 δ 收敛年均变化率
		-0.046	-0.051
行业	化工	-0.544	-1.863
	家用电器	0.029	-1.045
	建筑材料	0.990	-2.903
	有色金属	-1.153	4.462
	机械设备	-0.006	-0.500
	汽车	0.580	-1.314
	电子	-0.766	0.100
	电气设备	-0.253	-0.439
	纺织服装	-1.338	-1.032
	食品饮料	-0.489	-0.743
地区	东北地区	-2.771	-2.000
	华东地区	-0.201	-0.948
	华中地区	0.405	-0.354
	华北地区	-0.044	-1.085
	华南地区	0.200	1.238
	西北地区	0.921	0.120
	西南地区	-0.905	1.494
企业性质	国有企业	0.610	-1.029
	非国有企业	-0.446	-0.417
企业年龄	年轻企业	-0.199	-0.118
	老企业	0.118	-1.427

除分行业外,本文进一步分析了分地区、分企业性质以及企业年龄的变异系数变化情况。图 5 是分地区的两类 TFP 变异系数趋势图,比较图 5(a)与图 5(b),我们发现与分行业的变异系数相似,分地区物质全要素生产率的变异系数普遍比价值全要素生产率的变异系数更大,且地区间的差别也更大。全国层面物质全要素生产率的变异系数变化不明显,但有向下的趋势,分地区物质全要素生产率的变异系数整体上比较平稳,其中东北地区以及西南地区收敛幅度较大,结合表 2 可知,两者年均下降比率分别为 -2.771% 和 -0.905% 。价值全要素生产率的变异系数变化最明显的是东北地区(-2%)和华北地区(-1.085%),但是与物质全要素生产率不同,西南地区价值全要素生产率变异系数的变化率为正值(1.494%),表明西南地区内部的价值全要素生产率是发散的。图 6 是分企业性质和企业年龄的 TFP 变异系数变化趋势,可以看到物质全要素生产率和

图5 分地区 δ 收敛变化趋势

价值全要素生产率存在明显的差别,价值全要素生产率的变异系数都是在减小,存在 δ 收敛,而物质全要素生产率存在异质性,非国有企业和年轻企业变异系数不断减小,存在 δ 收敛,而国有企业和老企业是发散的。结合表2可以看到,国有企业和老企业的价值全要素生产率的收敛速度更快(-1.029%和-1.427%),这与物质全要素生产率的变异系数变化存在较大的差别。

综上所述,从各个分类来看,物质全要素生产率组内的变异系数比价值全要素生产率更大,且组间的物质全要素生产率变动幅度也更大,这主要是因为物质全要素生产率是剔除了价格之后的真实生产率,即使是在投入相当的情况,不同产品间的生产成本和技术复杂度差异很大,从而企业间的产量会存在比较大的差别,所以相应的变异系数也会更大。并且,物质全要素生产率与价

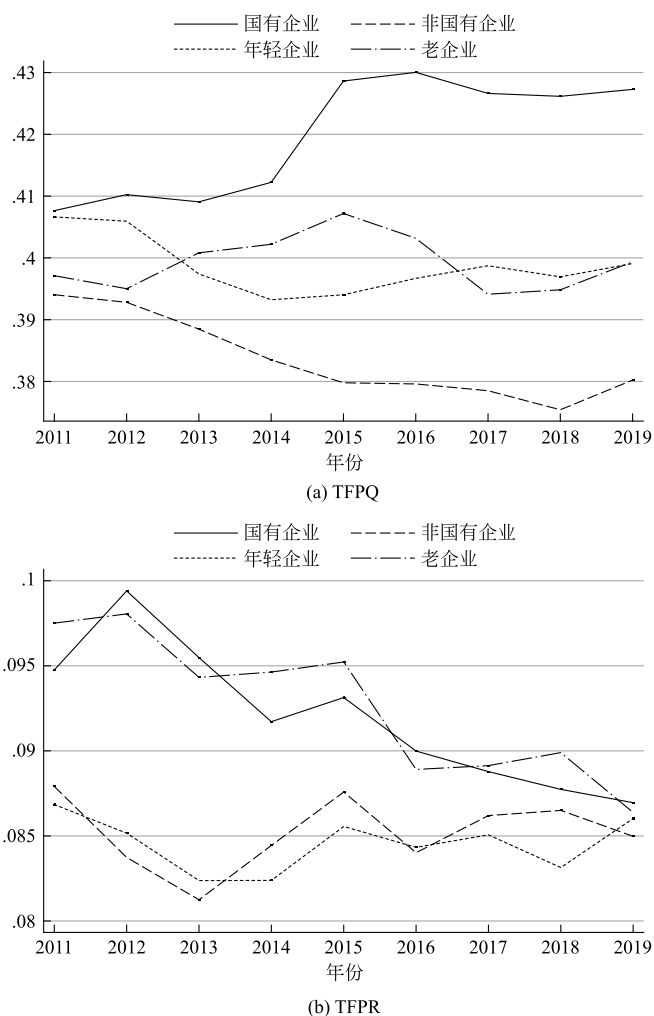


图 6 分企业性质和年龄 δ 收敛变化趋势

值全要素生产率的收敛性及收敛速度也存在比较大的差别,一方面样本数量的不足可能会使得变化趋势结果存在一定的偶然性,像样本量较多的化工行业以及华东地区,他们的物质全要素生产率和价值全要素生产率的收敛性结果就比较类似。同时,组内的价格差异过大也是造成物质全要素生产率和价值全要素生产率的收敛性差异的重要原因,比如国有企业和老企业。当然简单的变异系数变化趋势更多的是直观描述性地刻画收敛性,对于存在的收敛性差异需要进一步定量分析。

4.2 绝对 β 收敛

绝对 β 收敛多用于地区经济研究,指落后地区的经济发展要比发达地区更

快,无论初始状态如何,最终都会收敛到同一水平。随后许多学者把这一概念应用到 TFP 的研究中,考察行业、地区内的 TFP 是否会趋同,收敛到同一水平。早期研究多用样本期内的期末 TFP 减去期初 TFP 来计算 TFP 增长情况,再跟基年 TFP 回归得到收敛系数,这种方法相当于构建了一年的截面数据,遗漏了中间年份的数据,并不能很好地捕捉个体 TFP 的变化趋势。因此在后续的研究中,有学者考虑到 TFP 变化率对时间段的敏感性,把整体样本分为几个时间段分别估计,或者在不同时间段内求均值再利用期初和期末的两个时间段估计,但是这些方法依旧没能很好地解决遗漏数据以及不符合发展趋势的问题。本文在此基础上,选择时间间隔为 1 年,用企业相邻两期的 TFP 变化作为 TFP 增长,并与前一期 TFP 回归,得到收敛系数,从而克服了上述问题,具体的回归方程如下:

$$\ln tfp_{it} - \ln tfp_{it-1} = \alpha + \beta \ln tfp_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $\ln tfp_{it}$ 和 $\ln tfp_{it-1}$ 分别表示第 t 期和第 $t-1$ 期企业 i 的 TFP 对数, α 表示截距项, β 就是本文关注的收敛系数, ε_{it} 是随机干扰项。本文利用 OLS 估计 β , 因为绝对收敛不考虑企业个体间的异质性, 所以直接用 OLS 估计, 如果 β 为负显著, 那么就存在绝对 β 收敛, 并且根据公式可得, 收敛速度 $\lambda = -\ln(1+\beta)$ 。

表 3 是物质全要素生产率与价值全要素生产率绝对 β 收敛的回归结果, 由于篇幅的限制, 本文只报告了 β 值和 t 值, 并手动计算了收敛速度 λ 。从收敛性上看, 物质全要素生产率和价值全要素生产率在全国层面存在绝对 β 收敛, 表现为 TFP 较低的企业 TFP 增长速度更快, 不断追赶高 TFP 企业, 最终实现趋同。在不同行业内部, 家用电器、建筑材料和汽车行业的物质全要素生产率不存在绝对 β 收敛, 而只有有色金属行业的价值全要素生产率不存在绝对 β 收敛。这一结果与前文的 δ 收敛结果基本一致, 物质全要素生产率存在绝对 β 收敛的行业一定是 δ 收敛的, 但是电子行业价值全要素生产率存在绝对 β 收敛而不存在 δ 收敛。分地区的价值全要素生产率都存在绝对 β 收敛, 但是华北、华南和西北地区物质全要素生产率收敛系数为正, 表明并没有发生分地区内部物质全要素生产率趋同现象。最后国有企业和非国有企业、年轻企业和老企业 β 值都显著为负, 内部都存在绝对 β 收敛。

从收敛速度上看, 不管是整体还是分类别, 价值全要素生产率的收敛速度都要比物质全要素生产率快。分行业来看, 化工、电气设备和有色金属行业物质全要素生产率的收敛速度是最快的, 而家用电器、机械设备和电气设备行业的价值全要素生产率收敛最快; 分地区来看, 华中地区物质全要素生产率的收敛速度相对较大, 东北和西南地区物质全要素生产率虽然也是收敛的, 但显著性不高, 因此收敛速度可能没有很大的参考价值, 而东北地区的价值全要素生产率的收敛速度是最大的; 从企业性质和年龄上看, 国有企业的物质全要素生

产率收敛速度相对较快,而非国有企业的价值全要素生产率收敛较快,同时年轻企业与老企业的收敛速度则没有明显差别。

表 3 绝对 β 收敛(OLS)

		物质全要素生产率			价值全要素生产率		
		β	t 值	λ	β	t 值	λ
全样本		-0.017 ***	-6.33	0.0171	-0.098 ***	-13.90	0.1031
行业	化工	-0.062 ***	-6.23	0.0640	-0.109 ***	-6.54	0.1154
	家用电器	-0.023	-1.35	—	-0.244 ***	-4.87	0.2797
	建筑材料	0.002	0.22	—	-0.061 ***	-2.77	0.0629
	有色金属	-0.030 **	-1.99	0.0305	-0.044	-1.57	—
	机械设备	-0.029 ***	-3.32	0.0294	-0.161 ***	-7.56	0.1755
	汽车	-0.002	-0.35	—	-0.069 ***	-4.03	0.0715
	电子	-0.020 ***	-4.23	0.0202	-0.077 ***	-2.94	0.0801
	电气设备	-0.039 ***	-3.26	0.0398	-0.154 ***	-3.89	0.1672
	纺织服装	-0.022 ***	-3.02	0.0222	-0.062 **	-2.37	0.0640
	食品饮料	-0.021 *	-1.87	0.0212	-0.087 ***	-3.15	0.0910
地区	东北地区	-0.020 *	-1.71	0.0202	-0.209 ***	-4.68	0.2345
	华东地区	-0.019 ***	-5.57	0.0192	-0.089 ***	-9.41	0.0932
	华中地区	-0.060 ***	-4.9	0.0619	-0.120 ***	-5.12	0.1278
	华北地区	-0.011	-1.21	—	-0.086 ***	-3.99	0.0899
	华南地区	0.004	0.81	—	-0.076 ***	-4.51	0.0790
	西北地区	0.009	0.45	—	-0.117 **	-2.54	0.1244
	西南地区	-0.019 *	-1.83	0.0192	-0.150 ***	-4.61	0.1625
企业性质	国有企业	-0.021 ***	-4.71	0.0212	-0.066 ***	-6.77	0.0683
	非国有企业	-0.014 ***	-4.05	0.0141	-0.123 ***	-12.59	0.1312
企业年龄	年轻企业	-0.012 ***	-3.82	0.0121	-0.100 ***	-9.9	0.1054
	老企业	-0.024 ***	-5.07	0.0243	-0.104 ***	-10.51	0.1098

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%水平上通过显著性检验,不存在收敛挥着收敛系数小于-1 而无法计算收敛速度的用—表示,下同。

结合前文 δ 收敛的分析结果,本文发现不管是物质全要素生产率还是价值全要素生产率,绝对 β 收敛和 δ 收敛都存在一定差异,这可能是由于不同企业个体间的生产率差异不仅与初始条件有关,造成低生产率企业的增速更快,追赶高生产率企业,还与个体间随时间变动以及所处环境的外在因素有关(Miketa and Mulder, 2005)。而对比物质全要素生产率和价值全要素生产率,本文发现不管是在收敛性,还是在收敛速度上,两者都存在比较大的差别,许多行业和地区价值全要素生产率存在绝对 β 收敛,而物质全要素生产率并不存在收敛。这可能跟企业间物质全要素生产率离散度比较高,不同企业及行业的成本以及技术水平存在比较大的差别有关,使得物质全要素生产率并不能收敛于同一水

平。而物质全要素生产率高的企业产品价格相应会更低,因此企业间价值全要素生产率并不会像物质全要素生产率那么分散,反而分布更加集中,并且在不存在资源错配的情况下,理论上所有企业价值全要素生产率都是相同的,因此价值全要素生产率的绝对 β 收敛会更加明显。而考虑到企业个体差异对收敛性的影响,绝对 β 收敛往往不能实现,所有企业并不一定能收敛到同一个水平,更有可能的是收敛到各自相应的水平,因此,接下来需要检验条件 β 收敛。

4.3 条件 β 收敛

与前文绝对 β 收敛强调 TFP 收敛到同一水平不同,条件 β 收敛考虑了企业个体之间的异质性,由于不同企业拥有不同的特征,因此并不会全体最终达到同一稳态,而是不同个体收敛到各自的稳态。已有的研究为了控制个体的特征,多在绝对 β 收敛的基础上,采用面板固定效应来估计条件 β 收敛的结果,通过控制个体固定效应来捕捉个体间的差异。但是简单的双向固定效应只能控制不随时变的变量以及时变的宏观变量,并不能控制随时间变化的个体特征变量,所以在此基础上,需要加入影响企业 TFP 增长的微观控制变量。综上所述,本文采用双向固定效应,并控制个体特征变量来估计条件 β 收敛,具体形式如下:

$$\ln tfp_{it} - \ln tfp_{it-1} = \alpha + \beta \ln tfp_{it-1} + X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

与绝对 β 收敛相比, $\ln tfp_{it}$ 和 $\ln tfp_{it-1}$ 的含义是一致的,只是加入了 δ_i 企业固定效应以及 μ_t 时间固定效应,并加入了主要的控制变量 X_{it} ,主要包括企业规模(size),企业年龄(age),资产负债率(tl),所有权性质(state),股权集中度(oc),资产收益率(roa),具体定义如表4所示。与绝对 β 收敛相同,如果系数 β 显著小于0,那么就存在条件 β 收敛,条件收敛的速度依旧为 $\lambda = -\ln(1+\beta)$ 。

表4 控制变量描述性统计

变量	名称	定义	观测值	均值	方差	最小值	最大值
size	企业规模	营业收入的对数	4257	22.255	1.238	19.082	27.468
age	企业年龄	上市年龄的对数	4252 ^①	2.219	0.725	0	3.332
tl	资产负债率	总负债/总资产	4257	0.414	0.201	0.007	2.024
state	所有权性质	国有=1,其他=0	4257	0.376	0.484	0	1
oc	股权集中度	前十大股东持股比例	4251 ^②	0.451	0.196	0.109	0.985
roa	资产收益率	净利润/平均资产总额	4257	0.040	0.073	-1.648	1.126

表5是物质全要素生产率条件 β 收敛的回归结果。首先,从回归系数上看,

① 企业年龄的对数少了5个观测值,是因为有5家公司是在2011年上市的,所以当年的企业年龄为0,因此对于年龄的对数就是缺失值。

② 在本文的数据样本期内,国泰安数据库中缺少了扬子新材等6家企业某一年的股权集中度数据。

表 5 物质全要素生产率条件 β 收敛 (TW-FE)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	分行业										
全样本	化工	家用电器	建筑材料	有色金属	机械设备	汽车	电子	电气设备	纺织服装	食品饮料	
lnfp	-0.608*** (-39.64)	-0.439*** (-14.43)	-0.569*** (-8.19)	-0.608*** (-9.71)	-0.513*** (-7.05)	-0.767*** (-19.31)	-0.507*** (-10.79)	-0.380*** (-7.74)	-0.540*** (-8.64)	-0.410*** (-6.59)	-0.411*** (-7.05)
size	0.021*** (5.09)	-0.013 (-1.53)	0.012 (1.20)	0.048*** (4.29)	0.014 (0.96)	0.038** (2.14)	0.024** (2.32)	-0.005 (-0.59)	0.034 (1.64)	0.010 (1.01)	-0.017 (-1.07)
tl	-0.001 (-0.08)	0.021 (0.66)	0.054 (0.96)	-0.075** (-2.00)	0.031 (0.78)	-0.044 (-0.49)	0.041 (0.92)	-0.029 (-0.82)	0.067 (0.84)	0.013 (0.37)	0.172*** (3.23)
age	-0.008 (-0.94)	-0.013 (-0.75)	-0.028 (-1.09)	-0.015 (-0.79)	0.008 (0.24)	-0.049 (-1.18)	-0.003 (-0.12)	0.032* (1.97)	0.043 (0.96)	0.020 (1.01)	-0.025 (-1.06)
state	-0.022 (-1.64)	-0.033 (-0.85)	-0.016 (-0.77)	—	-0.006 (-0.15)	-0.138* (-1.77)	-0.007 (-0.27)	-0.014 (-0.78)	—	0.031* (1.66)	-0.080*** (-3.20)
oc	0.004 (0.28)	0.015 (0.53)	0.034 (0.95)	-0.101*** (-2.57)	0.058 (1.03)	0.078 (1.02)	-0.009 (-0.26)	0.083*** (2.71)	-0.011 (-0.14)	0.006 (0.18)	-0.069 (-1.31)
roa	0.073*** (3.34)	0.025 (0.41)	-0.079 (-1.46)	-0.056 (-0.75)	0.025 (0.51)	0.066 (0.90)	0.374*** (5.08)	-0.008 (-0.16)	1.001*** (4.38)	0.121* (1.94)	0.274*** (3.42)
λ	0.9365	0.5780	0.8416	0.9365	0.7195	1.4567	0.7072	0.4780	0.7765	0.5276	0.5293
N	3770	616	176	200	192	636	400	240	184	175	223

续表

(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
分地区				分企业性质			分企业年龄			
东北地区	华东地区	华中地区	华北地区	华南地区	西北地区	西南地区	国有企业	非国有企业	年轻企业	老企业
-0.685 ^{***} (-11.14)	-0.532 ^{***} (-25.04)	-1.189 ^{***} (-25.96)	-0.622 ^{***} (-12.09)	-0.241 ^{***} (-6.27)	-0.495 ^{***} (-5.98)	-0.474 ^{***} (-10.41)	-0.503 ^{***} (-26.00)	-0.824 ^{***} (-31.95)	-0.518 ^{***} (-21.99)	-0.715 ^{***} (-34.71)
0.015 ^{***} (1.21)	0.012 ^{***} (2.33)	-0.014 (-0.94)	0.034 [*] (1.86)	0.027 ^{***} (3.70)	0.059 [*] (1.78)	0.033 [*] (1.86)	0.020 ^{***} (3.51)	0.025 ^{***} (3.82)	0.021 ^{***} (2.66)	0.018 ^{***} (3.76)
0.070 ^{***} (2.64)	0.017 (0.86)	-0.172 ^{**} (-2.34)	0.049 (0.77)	-0.033 (-0.98)	0.013 (0.08)	-0.018 (-0.26)	0.008 (0.36)	-0.026 (-1.01)	0.028 (0.84)	-0.018 (-0.95)
-0.064 ^{**} (-2.49)	-0.007 (-0.75)	-0.015 (-0.46)	-0.001 (-0.03)	-0.007 (-0.42)	-0.229 ^{**} (-2.09)	-0.026 (-0.74)	0.002 (0.11)	0.012 (0.11)	-0.050 ^{**} (-2.20)	0.004 (0.41)
-0.018 (-0.71)	0.014 (0.53)	0.006 (0.18)	0.002 (0.03)	-0.014 (-0.55)	—	-0.121 ^{***} (-3.88)	-0.061 ^{***} (-2.38)	-0.015 (-0.88)	—	—
0.032 (0.74)	0.019 (1.05)	0.054 (1.05)	-0.081 (-1.11)	0.062 ^{**} (1.99)	0.097 (0.70)	0.045 (0.77)	0.015 (0.71)	0.004 (0.17)	0.026 (0.98)	-0.007 (-0.37)
0.074 ^{**} (2.23)	0.010 (0.43)	-0.094 (-0.71)	0.526 ^{***} (4.42)	-0.010 (-0.24)	0.065 (0.22)	0.424 ^{***} (3.65)	0.057 [*] (1.65)	0.083 ^{***} (2.59)	0.159 ^{***} (3.46)	0.036 (1.50)
1.1552 168	0.7593 1,752	— 434	0.9729 344	0.2758 632	0.6832 120	0.6425 320	0.6992 2357	1.7373 1410	0.7298 2097	1.2553 1641

注:括号中为稳健标准误,在分项回归中,如果分样本中没有企业性质差异,则无企业性质估计系数,用—表示,下同。

加入了个体和时间的固定效应之后,不管是全样本还是分不同异质性讨论, β 都是在1%水平上负显著的,说明企业物质全要素生产率的增长随着前一期物质全要素生产率的增加而减慢,存在条件 β 收敛,收敛于各自的稳态水平。从收敛的速度上看,全样本的企业收敛速度平均为0.9162,与绝对 β 收敛相比,收敛速度更快,并且分行业、地区等的结果也类似。分行业看,收敛最快的行业分别是机械设备、电气设备和家用电器,这与绝对 β 收敛的结果有一定差异,不存在绝对 β 收敛的行业,比如家用电器,存在条件 β 收敛,而且收敛速度较快。分地区看,东北、华北和华东地区收敛最快,考虑到将近50%的样本属于华东地区,因此华东地区的收敛结果更加具有代表性。同时,相对于非国有企业和年轻企业,国有企业和老企业的收敛速度更快,与绝对 β 收敛的结果比较一致。

本文在回归中加入了可能会影响企业TFP变化的控制变量。可以看到,企业规模和资产收益率整体上会促进企业生产率的增长,企业规模越大,资产收益率越高,企业物质全要素生产率的增长越快,这可能是因为企业规模大的企业存在规模经济,企业的平均成本相对较低,同时也会获得更多的行业和政府资源,从而提高企业TFP(Kim, 2018; 胡海峰等, 2020)。而资产收益率高代表着盈利能力强,展现了良好的企业发展状况,因而同样更容易获得外部资源,放松借贷约束,拥有充足的自主研发创新,从而提高TFP。从系数上看,整体层面企业资产负债率和股权集中度对物质全要素生产率变化的影响并不明显,并且对不同组别的影响方向也并不一致。虽然从全样本看企业年龄和所有权性质对物质全要素生产率增长的影响并不显著,但是分项影响方向比较一致,且显著的系数多是负向显著,说明企业年龄越大以及所有制为国有性质的企业会一定程度上不利于物质全要素生产率增长。

企业价值全要素生产率的条件 β 收敛结果如表6所示。从收敛性上看,不管是全样本还是分样本,企业都存在条件 β 收敛, β 系数基本处于-0.5至-0.7之间,说明各个行业、地区等的收敛情况类似,其中食品饮料行业以及东北地区的收敛系数比较大,收敛速度分别为1.328和2.2349。这一结果与价值全要素生产率的绝对 β 收敛结果类似,不过条件 β 收敛的速度普遍要比绝对 β 收敛快,并且行业、地区间的差异也更小,并且样本数比较多,其中代表性较强的机械设备行业和华东地区,他们的收敛性和收敛速度都与全样本结果很接近。从不同企业性质和年龄上看,企业都存在价值全要素生产率的条件 β 收敛,并且收敛的速度也比较接近,只是非国有企业和老企业的收敛速度更快,这也与绝对 β 收敛的结果一致的。

其次,从控制变量的影响上看,企业规模和资产收益率会显著提高企业价值全要素生产率的增长,并且从分样本回归结果看,资产收益率对价值全要素生产率的影响更大。但与价值全要素生产率的控制变量结果不同的是,企业资

表 6 价值全要素生产率条件 β 收敛 (TW-FE)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	分行业										
	全样本	化工	家用电器	建筑材料	有色金属	机械设备	汽车	电子	电气设备	纺织服装	食品饮料
lnfp	-0.620*** (-43.91)	-0.656*** (-18.04)	-0.646*** (-9.73)	-0.617*** (-11.97)	-0.545*** (-8.42)	-0.670*** (-19.97)	-0.579*** (-11.63)	-0.574*** (-9.42)	-0.630*** (-8.25)	-0.563*** (-8.35)	-0.735*** (-17.55)
size	0.042*** (23.19)	0.040*** (8.88)	0.067*** (6.25)	0.052*** (6.65)	0.040*** (4.70)	0.051*** (12.55)	0.033*** (5.97)	0.024*** (2.87)	0.046*** (3.75)	0.050*** (4.83)	0.019*** (2.87)
tl	-0.023*** (-3.37)	-0.001 (-0.06)	-0.078 (-1.27)	-0.048* (-1.86)	-0.006 (-0.25)	-0.013 (-0.63)	0.074*** (3.23)	-0.084** (-2.42)	-0.074 (-1.58)	-0.050 (-1.43)	0.086*** (3.88)
age	-0.024*** (-6.50)	-0.039*** (-4.15)	-0.009 (-0.34)	-0.036*** (-2.88)	-0.003 (-0.15)	-0.028*** (-3.04)	-0.008 (-0.75)	0.010 (0.62)	0.036 (1.33)	-0.004 (-0.21)	-0.039*** (-3.98)
state	0.002 (0.38)	-0.031 (-1.55)	-0.006 (-0.25)	—	0.019 (0.98)	-0.025 (-1.39)	-0.008 (-0.60)	0.003 (0.17)	—	0.002 (0.14)	-0.009 (-0.94)
oc	0.003 (0.43)	0.007 (0.51)	-0.007 (-0.19)	-0.014 (-0.53)	0.075*** (2.54)	-0.010 (-0.57)	0.001 (0.06)	0.043 (1.43)	0.046 (0.96)	-0.008 (-0.26)	-0.037* (-1.71)
roa	0.042*** (4.57)	0.141*** (4.49)	-0.035 (-0.60)	0.120*** (2.42)	0.012 (0.46)	0.009 (0.51)	0.161*** (4.30)	0.107*** (2.09)	0.422*** (3.04)	0.121** (2.13)	0.319*** (9.55)
λ	0.9676	1.0671	1.0385	0.9597	0.7875	1.1087	0.8651	0.8533	0.9943	0.8278	1.3280
N	3782	616	176	200	192	648	400	240	184	175	223

续表

(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
分地区				分企业性质						
东北地区	华东地区	华中地区	华北地区	华南地区	西北地区	西南地区	国有企业	非国有企业	年轻企业	老企业
-0.893 ^{***} (-15.72)	-0.607 ^{***} (-30.01)	-0.710 ^{***} (-16.20)	-0.594 ^{***} (-12.17)	-0.489 ^{***} (-13.10)	-0.612 ^{***} (-8.71)	-0.730 ^{***} (-16.55)	-0.573 ^{***} (-25.39)	-0.648 ^{***} (-35.55)	-0.614 ^{***} (-29.92)	-0.685 ^{***} (-32.91)
0.055 ^{***} (7.10)	0.041 ^{***} (15.55)	0.048 ^{***} (9.21)	0.032 ^{***} (4.99)	0.032 ^{***} (6.50)	0.048 ^{***} (6.60)	0.060 ^{***} (7.92)	0.034 ^{***} (12.38)	0.047 ^{***} (19.32)	0.045 ^{***} (15.71)	0.047 ^{***} (18.88)
-0.011 ^{***} (-0.62)	-0.035 ^{***} (-3.50)	-0.023 ^{***} (-0.91)	0.051 ^{***} (2.40)	-0.081 ^{***} (-3.69)	0.031 ^{***} (0.86)	-0.059 ^{***} (-2.18)	0.002 ^{***} (0.22)	-0.048 ^{***} (-5.20)	-0.047 ^{***} (-4.49)	-0.005 ^{***} (-0.52)
-0.049 ^{***} (-3.08)	-0.018 ^{***} (-3.53)	-0.061 ^{***} (-5.67)	-0.015 ^{***} (-1.28)	0.009 ^{***} (0.84)	-0.104 ^{***} (-4.28)	-0.011 ^{***} (-0.82)	-0.016 ^{***} (-2.09)	-0.033 ^{***} (-6.24)	-0.015 [*] (-1.94)	-0.020 [*] (-0.52)
-0.020 [*] (-1.23)	0.008 [*] (0.57)	-0.005 [*] (-0.48)	-0.001 [*] (-0.03)	-0.003 [*] (-0.15)	—	0.011 [*] (0.88)	—	—	0.011 [*] (0.86)	0.003 [*] (0.53)
0.012 [*] (0.45)	0.022 ^{**} (2.43)	0.020 [*] (1.20)	-0.025 [*] (-1.04)	-0.013 [*] (-0.62)	-0.020 [*] (-0.67)	-0.011 [*] (-0.47)	0.005 [*] (0.64)	0.003 [*] (0.31)	0.001 [*] (0.05)	0.004 [*] (0.48)
0.024 [*] (1.19)	0.022 [*] (1.78)	0.213 ^{***} (4.85)	0.138 ^{***} (3.52)	-0.046 [*] (-1.62)	0.027 [*] (0.41)	0.290 ^{***} (6.42)	0.057 ^{***} (3.74)	0.034 ^{***} (2.92)	0.054 ^{***} (3.26)	0.026 ^{**} (2.22)
2.2349 [*] 168	0.9339 [*] 1759	1.2379 [*] 439	0.9014 [*] 344	0.6714 [*] 632	0.9467 [*] 120	1.3093 [*] 320	0.8510 [*] 1417	1.0441 [*] 2362	0.9519 [*] 2097	1.1552 [*] 1652

产负债率和企业年龄会对企业价值全要素生产率增长有抑制作用,过高的资产负债率不利于企业发展,资产负债率过高会增加企业利息成本,降低企业利润,因此无法积极参与创新活动,并且会降低企业抗风险能力,从而不利于企业长期发展(张杰,2019)。而是否为国有企业以及股权集中度对企业 TFP 增长没有显著的影响。

与物质全要素生产率的条件 β 收敛结果相比,全样本的价值全要素生产率收敛系数基本没有差别,从分样本回归结果看,系数方向以及显著性都是一致的,不过价值全要素生产率的系数差异更小,这与以产量计算的物质全要素生产率离散程度更高有关,不同行业、地区企业产量的差异,造成了差异性的收敛速度。这表明以物质全要素生产率衡量的技术效率的收敛速度在行业、地区、不同产权性质以及不同年龄间的差异较大,但是价值全要素生产率的收敛并没有明显异质性的表现。这可能是因为各个组别内部的技术效率基础差异就很明显,在内部差异明显的行业或地区,随着竞争的加剧,技术效率变化的幅度更大,因此技术收敛的速度也更快。而价值全要素生产率包括了物质全要素生产率与价格,产品价格往往是存在刚性的,虽然企业技术效率有所改变,但是短时间内价格并不会有很大变化,因此价值全要素生产率的收敛并没有表现出物质全要素生产率差异性的收敛速度,行业、地区间的收敛速度都比较相似。

5 稳健性检验

5.1 WRDG 法、LP 法分别再次测算 TFP

本文使用 ACF 法来测算企业的物质全要素生产率与价值全要素生产率,在 OP 与 LP 法的基础上,ACF 放松了假设条件,把劳动力投入引入到中间投入的函数中,解决了 OP 和 LP 两步估计法在一阶段估计劳动产出弹性时可能存在的严重共线性问题,因此提高了计算准确性。Wooldridge(2009)则提出可以用广义矩估计(GMM)来解决内生性及共线性问题,与 ACF 法相比,WRDG 法克服了 ACF 提出的在第一步估计中存在的内生性问题,并且在考虑序列相关和异方差的情况下,能够得到稳健标准误。因此,本文用 WRDG 法测算企业 TFP,并讨论收敛性,来检验本文结果是否稳健,同时也用 LP 法来测算企业 TFP 与基准结果相比较。表 7 和表 8 分别是 LP 法和 WRDG 法测算的物质全要素生产率的总体和分行业的绝对 β 收敛和条件 β 收敛的结果,由于篇幅的限制,没有展示分地区、企业性质和企业年龄的结果,同时也省略了价值全要素生产率的结果。回归结果显示,不管是绝对 β 收敛还是条件 β 收敛,WRDG 测算的物质全要素生产率的收敛结果与 ACF 并没有很大差别,特别是条件 β 收敛结果基本一致。

表 7 TFPQ 收敛(LP)

	绝对 β 收敛			条件 β 收敛		
	β	t	λ	β	t	λ
全样本	-0.053 ***	-9.74	0.0545	-0.591 ***	-32.64	0.8940
化工	-0.057 ***	-3.41	0.0587	-0.630 ***	-15	0.9943
家用电器	-0.037 **	-2.60	0.0377	-0.577 ***	-7.88	0.8604
建筑材料	-0.013	-0.92	—	-0.251 ***	-3.29	0.2890
有色金属	-0.253 ***	-8.40	0.2917	-0.500 ***	-9.42	0.6931
机械设备	-0.126 ***	-5.87	0.1347	-0.638 ***	-10.58	1.0161
汽车	0.034 *	-1.72	—	-0.457 ***	-7.39	0.6106
电子	-0.076 ***	-5.64	0.0790	-0.555 ***	-7.38	0.8097
电气设备	-0.106 ***	-3.86	0.1120	-0.940 ***	-12.37	2.8134
纺织服装	-0.036 ***	-2.86	0.0367	-0.400 ***	-6.06	0.5108
食品饮料	-0.061 ***	-2.71	0.0629	-0.441 ***	-4.36	0.5816

表 8 TFPQ 收敛(WRDG)

	绝对 β 收敛			条件 β 收敛		
	β	t	λ	β	t	λ
全样本	-0.042 ***	-6.68	0.0429	-0.592 ***	-28.09	0.8965
化工	-0.068 ***	-5.16	0.0704	-0.443 ***	-13.01	0.5852
家用电器	-0.028 *	-1.74	0.0284	-0.569 ***	-8.07	0.8416
建筑材料	-0.006	-0.53	—	-0.281 ***	-4.1	0.3299
有色金属	-0.394 ***	-5.49	0.5009	-1.021 ***	-9.99	—
机械设备	-0.085 ***	-7.16	0.0888	-0.457 ***	-13.1	0.6106
汽车	-0.015	-0.78	—	-0.551 ***	-7.42	0.8007
电子	-0.226 ***	-14.4	0.2562	-0.852 ***	-28.94	1.9105
电气设备	0.054	1.39	—	-0.278	-1.52	—
纺织服装	-0.058 ***	-5.09	0.0598	-0.566 ***	-8.95	0.8347
食品饮料	0.028	0.53	—	-0.716 ***	-4.22	1.2588

5.2 剔除控制变量

在条件 β 收敛的分析中,本文在控制时间和个体双固定效应的前提下,还控制了一些会对 TFP 产生影响的企业层面控制变量,但是也有研究指出,在控制了个体固定效应的前提下,不需要再加入其他控制变量(Miller and Upadhyay,2002;肖挺,2021),加入太多的控制变量可能会存在过度控制等问题。因此,本文同时也考察了不加入控制变量,只进行双向固定效应的条件 β 收敛情况,结果如表 9 示。可以看到,与上文的结果相比,系数的方向和显著性

都没有发生改变,只是整体上有些许减小,收敛速度有一点改变。根据这一结果可知,在分析条件 β 收敛时,是否有加入控制变量对结果没有很大影响。

表 9 条件 β 收敛(剔除控制变量)

	TFPQ			TFPR		
	β	t	λ	β	t	λ
全样本	-0.597***	-39.00	0.9088	-0.504***	-34.84	0.7012
化工	-0.437***	-14.07	0.5745	-0.581***	-14.70	0.8699
家用电器	-0.583***	-8.22	0.8747	-0.662***	-8.83	1.0847
建筑材料	-0.550***	-7.64	0.7985	-0.491***	-7.88	0.6753
有色金属	-0.515***	-6.66	0.7236	-0.471***	-7.97	0.6368
机械设备	-0.770***	-19.06	1.4697	-0.611***	-16.56	0.9442
汽车	-0.503***	-10.58	0.6992	-0.496***	-10.17	0.6852
电子	-0.406***	-8.41	0.5209	-0.621***	-11.09	0.9702
电气设备	-0.558***	-9.02	0.8164	-0.593***	-7.74	0.8989
纺织服装	-0.435***	-6.99	0.5709	-0.464***	-7.23	0.6236
食品饮料	-0.411***	-6.67	0.5293	-0.700***	-15.91	1.2040
东北地区	-0.712***	-10.60	1.2448	-0.887***	-13.58	2.1804
华东地区	-0.522***	-24.12	0.7381	-0.537***	-25.38	0.7700
华中地区	-1.196***	-25.46		-0.584***	-12.11	0.8771
华北地区	-0.604***	-11.71	0.9263	-0.539***	-12.31	0.7744
华南地区	-0.238***	-5.93	0.2718	-0.470***	-12.53	0.6349
西北地区	-0.607***	-6.42	0.9339	-0.600***	-7.00	0.9163
西南地区	-0.510***	-10.56	0.7133	-0.613***	-12.66	0.9493
国有企业	-0.500***	-20.49	0.6931	-0.490***	-21.37	0.6733
非国有企业	-0.738***	-36.08	1.3394	-0.590***	-30.87	0.8916
年轻企业	-0.505***	-26.13	0.7032	-0.559***	-26.66	0.8187
老企业	-0.833***	-30.62	1.7898	-0.593***	-25.37	0.8989

5.3 一阶差分 GMM 估计

在分析条件 β 收敛时,本文使用了许多学者选择的双向固定效应模型,但是对于面板数据来说,双向固定效应模型可能会存在遗漏变量,双向因果等内生性问题。针对这一可能存在的问题,主流的做法是采用一阶差分广义矩估计法来解决。本文研究的是滞后的 TFP 对企业 TFP 增长的影响,因此可以实施一阶差分 GMM 来估计,通过一阶差分去掉固定效应的影响,然后用一组滞后的解释变量作为相应变量的工具变量(Arellano and Bond, 1991)。回归的结果表 10 中报告了系数 β 、t 值、AR(2)、Hansen 值以及 Hansen 的 p 值,由于篇幅限制,这里只报告了物质全要素生产率的条件 β 收敛结果。表中的系数显示存在条件 β

收敛的结果依旧是存在的,不过系数大小变化更大,同时 AR(2) 以及 Hansen 检验的结果显示基本不存在序列自相关以及工具变量过多问题。而个别几个分样本结果没通过检验可能与样本的数量不足有较大关系,但是整体上看,利用一阶差分 GMM 得到的结果与基准结果差别不大,所以条件 β 收敛的结果是比较稳健的。

表 10 条件 β 收敛(一阶差分 GMM)

		TFPQ				
		β	t	AR(2)	Hansen	p 值(Hansen)
全样本		-0.469***	-3.70	0.225	22.52	0.210
行业	化工	-0.428***	-8.08	0.719	15.23	0.085
	家用电器	-1.001***	-17.30	0.872	12.87	0.168
	建筑材料	-0.912***	-30.06	0.143	14.23	0.114
	有色金属	-0.097*	-1.73	0.428	13.10	0.158
	机械设备	-0.792***	-3.29	0.778	14.90	0.094
	汽车	-0.939***	-3.70	0.972	12.78	0.173
	电子	-0.284***	-7.46	0.643	13.19	0.154
	电气设备	-0.336***	-9.56	0.010	14.06	0.120
	纺织服装	-0.355***	-3.47	0.608	14.11	0.119
	食品饮料	-0.755***	-9.57	0.526	13.54	0.140
地区	东北地区	-0.657***	-14.04	0.345	9.49	0.394
	华东地区	-0.435***	-2.66	0.535	13.15	0.156
	华中地区	-1.757***	-65.04	0.057	8.81	0.455
	华北地区	-0.819***	-21.30	0.613	16.26	0.062
	华南地区	-0.357***	-2.71	0.236	9.89	0.360
	西北地区	-0.539***	-12.57	0.288	3.51	0.941
	西南地区	-0.364*	-1.78	0.249	5.82	0.758
企业性质	国有企业	-0.389***	-3.64	0.752	13.65	0.136
	非国有企业	-1.604***	-12.32	0.020	15.13	0.087
企业年龄	年轻企业	-0.548***	-6.83	0.427	14.09	0.119
	老企业	-0.708***	-4.53	0.298	13.92	0.125

6 结论与政策启示

中国正在进入一个全新的阶段,增长速度、经济结构和发展动力都需要进行调整与重塑,寻找新的增长点和竞争力迫在眉睫。从根本上讲,就是需要提高微观企业层面和宏观加总层面的全要素生产率(TFP),以新供给开发新需求,以新技术追求新利润,而作为制造业强国,如何提高制造业的 TFP 是重中之

重,是实现经济高质量发展的根本。本文基于2011—2019年上市制造业企业的数据及手动收集的企业销量数据,系统分析了全国、分地区、分行业、分企业性质以及企业年龄的物质全要素生产率与价值全要素生产率的变化趋势,同时还从 δ 收敛、绝对 β 收敛以及条件 β 收敛三个层面分析了企业全要素生产率的收敛情况,并着重比较了企业物质全要素生产率与价值全要素生产率变化趋势以及收敛情况的异同。本文主要有以下发现:

首先,从TFP变化趋势来看,上市制造业企业整体物质全要素生产率在样本期内稳步上升,地区内部物质全要素生产率变化略有波动,但总体变化不大。而分行业的物质全要素生产率基本保持稳步上升的趋势,同时企业性质和年龄对物质全要素生产率影响较大,非国有企业和年轻企业物质全要素生产率明显更大,呈现波动式上升。然而上市制造业企业价值全要素生产率的变化与物质全要素生产率有比较大的不同,不管是从整体、分地区、分行业以及所有制来看,价值全要素生产率大致的变动趋势基本是在2011至2015年逐步下降,2015年后再持续上升。这一变化可能得益于“十三五”规划期间改革力度加大,制造业为追寻高质量发展转型升级步伐加快,从而导致制造业上市企业生产率有所上升。

其次,从TFP的 δ 收敛性来看,上市制造业整体上存在一定的 δ 收敛,但是地区和行业之间的收敛性差异较大。相对于价值全要素生产率来说,物质全要素生产率的变异系数更大,但是其变异系数的变化率更小,这表明企业物质全要素生产率的地区或者行业内部差异较大,但是随时间变化较慢。与TFP变化趋势相同,非国有企业和年轻企业物质全要素生产率存在 δ 收敛,而国有企业和老企业的价值全要素生产率存在 δ 收敛,这说明国有企业之间和老企业之间的技术效率差距没有缩小,需要进行去国有企业改革和提升老企业配置效率。

最后,从TFP的 β 收敛性来看,上市制造业企业物质全要素生产率和价值全要素生产率整体上存在绝对 β 收敛,但是物质全要素生产率的绝对 β 收敛性在行业、地区间存在比较大的差异,有部分行业 and 地区不存在绝对 β 收敛,价值全要素生产率则不管是哪个行业、哪个地区基本都存在绝对 β 收敛。同时,国有和非国有、年轻和老企业都存在绝对 β 收敛,比较收敛速度可以看到,物质全要素生产率的收敛速度整体上比价值全要素生产率慢很多。进一步的条件 β 收敛结果显示,虽然有些行业 and 地区不存在绝对 β 收敛,但是都存在条件 β 收敛,收敛于各自的稳态,并且条件 β 收敛的速度比较稳定,相较于价值全要素生产率,物质全要素生产率的收敛速度差异更大。与绝对 β 收敛比较,条件 β 的收敛速度要大很多,这说明相对于整体统一性稳态,收敛于各个稳态的速度更快。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:第一,上市制造业企业TFP近年来

稳步上升,华东地区和华南地区等发达地区制造业企业 TFP 处于领先地位,但地区间的 TFP 差异很大,地区间技术水平发展很不平衡,并且地区内部的差异明显,许多地区收敛趋势并不明显,因此需要加快技术的转移和共享,促进全面发展。第二,根据物质全要素生产率与价值全要素生产率结果的比较,与传统结果不同的是,国有企业的真实 TFP 可能并不高,并且内部收敛缓慢,这与国企内部制度僵化、革新动力不强以及产权制度不明晰等有很大的关系。因此一方面需要加快改革步伐,调动国有企业创新热情,充分发挥国有控股的资本力量,另一方面应该合理资源分配,给高效率的非国有企业投入更多资金,为新兴企业发展提供保障,发挥好微小企业“鲶鱼效应”的作用,为市场提供活力。第三,企业、行业、地区间的异质性导致条件 β 收敛更加明显,收敛速度更快,因此在制定相关政策时,应充分考虑异质性的存在,根据各自特征调整政策内容,对症下药,充分发挥政府对市场的引导作用。

需要指出的是,本文也存在一定的不足。首先,本文使用的上市制造业企业的样本量较少,而且能多大程度上代表制造业整体情况需要进一步讨论,数据样本的不够可能会导致本文的结论代表性不足,因此后续可能需要进一步扩充样本容量。其次,中间品投入虽然用全国工业生产者购进价格分类指数来平减,但没有办法做到精确平减。最后,使用微观数据衡量物质全要素生产率会存在一些困难,由于微观数据缺乏这项研究所需的详细生产信息,销售量数据较少,我们能获得的企业样本有限,虽然我们尽可能囊括了符合本文要求的数据,但是仍存在一些误差,比如样本选取的某一行业内部产品差异较大,所测算的物质全要素生产率可能没有反映真实的物质产出,因此如何获取更精确的销量信息,并通过同质性产品来更准确地测算物质全要素生产率是在后续的研究急需解决的问题。

参考文献

- 戴小勇. 2021. 中国高创新投入与低生产率之谜:资源错配视角的解释[J]. 世界经济, 44(3): 86-109.
- Dai X Y. 2021. The puzzle of R&D boom and productivity slowdown in China: The role of resource misallocation[J]. *The Journal of World Economy*, 44(3): 86-109. (in Chinese)
- 龚关, 胡关亮. 2013. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, (4): 4-15, 29.
- Gong G, Hu G L. 2013. Efficiency of resource allocation and manufacturing total factor productivity in China[J]. *Economic Research Journal*, (4): 4-15, 29. (in

Chinese)

胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 2020. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 43(1): 70-96.

Hu H F, Dou B, Wang A P. 2020. Corporate financialization and productivity[J]. *The Journal of World Economy*, 43(1): 70-96. (in Chinese)

李平. 提升全要素生产率的路径及影响因素——增长核算与前沿面分解视角的梳理分析[J]. 管理世界, 2016(9): 1-11.

Li P. 2016. The path and influencing factors of improving total factor productivity: Analysis from the perspective of growth accounting and frontier decomposition[J]. *Journal of Management World*, (9): 1-11. (in Chinese)

李旭超, 罗德明, 金祥荣. 2017. 资源错置与中国企业规模分布特征[J]. 中国社会科学, (2): 25-43.

Li X C, Luo D M, Jin X R. 2017. Misallocation of resources and characteristics of Chinese enterprise scale distribution[J]. *Social Sciences in China*, (2): 25-43. (in Chinese)

蔺鹏, 孟娜娜. 2021. 绿色全要素生产率增长的时空分异与动态收敛[J]. 数量经济技术经济研究, 38(8): 104-124.

Lin P, Meng N N. 2021. Spatio-temporal differentiation and dynamic convergence of green total factor productivity growth[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 38(8): 104-124. (in Chinese)

彭国华. 2005. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. 经济研究, 40(9): 19-29.

Peng G H. 2005. The disparity of income, TFP and the convergence hypothesis in Chinese provinces[J]. *Economic Research Journal*, 40(9): 19-29. (in Chinese)

唐未兵, 傅元海, 王展祥. 2014. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 49(7): 31-43.

Tang W B, Fu Y H, Wang Z X. 2014. Technology innovation, technology introduction and transformation of economic growth pattern[J]. *Economic Research Journal*, 49(7): 31-43. (in Chinese)

滕泽伟, 胡宗彪, 蒋西艳. 2017. 中国服务业碳生产率变动的差异及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 34(3): 78-94.

Teng Z W, Hu Z B, Jiang X Y. 2017. Study on the difference and convergence of carbon productivity in China's service industry[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 34(3): 78-94. (in Chinese)

文东伟. 2019. 资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J]. 经济学(季刊), 18(2): 617-638.

- Wen D W. 2019. Resource misallocation, TFP and growth potential in China's manufacturing[J]. *China Economic Quarterly*, 18(2): 617-638. (in Chinese)
- 肖挺. 2021. 中国服务业全要素生产率变化及收敛趋势研究——基于上市企业的经验证据[J]. *财贸研究*, 32(4): 28-43.
- Xiao T. 2021. Change and convergence trend of total factor productivity in China's service industry: Based on empirical evidence of listed companies[J]. *Finance and Trade Research*, 32(4): 28-43. (in Chinese)
- 谢千里, 罗斯基, 张轶凡. 2008. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. *经济学(季刊)*, 7(3): 809-826.
- Xie Q L, Luo S J, Zhang Y F. 2008. Productivity growth and convergence across China's industrial economy[J]. *China Economic Quarterly*, 7(3): 809-826. (in Chinese)
- 颜鹏飞, 王兵. 2004. 技术效率、技术进步与生产率增长: 基于 DEA 的实证分析[J]. *经济研究*, 39(12): 55-65.
- Yan P F, Wang B. 2004. Technical efficiency, technical progress & productivity growth: An empirical analysis based on DEA[J]. *Economic Research Journal*, 39(12): 55-65. (in Chinese)
- 杨汝岱. 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. *经济研究*, 50(2): 61-74.
- Yang R D. 2015. Study on the total factor productivity of Chinese manufacturing enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 50(2): 61-74. (in Chinese)
- 杨翔, 李小平, 周大川. 2015. 中国制造业碳生产率的差异与收敛性研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 32(12): 3-20.
- Yang X, Li X P, Zhou D C. 2015. Study on the difference and convergence of carbon productivity in Chinese manufacturing[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 32(12): 3-20. (in Chinese)
- 杨正林, 方齐云. 2008. 能源生产率差异与收敛: 基于省际面板数据的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 25(9): 17-30.
- Yang Z L, Fang Q Y. 2008. Difference and convergence of energy productivity: An empirical analysis based on the panel data by province [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 25(9): 17-30. (in Chinese)
- 余泳泽. 2015. 中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究[J]. *世界经济*, 38(10): 30-55.
- Yu Y Z. 2015. Dynamic spatial convergence of provincial total factor productivity in China[J]. *The Journal of World Economy*, 38(10): 30-55. (in Chinese)
- 张杰. 2019. 负债率如何影响生产率——基于中国工业部门 U 型关系的一个解释[J]. *财贸经济*, 40(3): 68-83.

- Zhang J. 2019. How does high debt level affect productivity? —An explanation based on U-shaped relationship in China's industry [J]. *Finance & Trade Economics*, 40(3): 68-83. (in Chinese)
- 赵玉林, 谷军健. 2018. 中美制造业发展质量的测度与比较研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 35(12): 116-133.
- Zhao Y L, Gu J J. 2018. Measurement and comparison of the development quality in manufacturing between China and the US [J]. *The Journal of Quantitative Technical Economics*, 35(12): 116-133. (in Chinese)
- Abbott III T A. 1992. Price dispersion in U. S. manufacturing: Implications for the aggregation of products and firms[R]. U. S. Census Bureau, Center for Economic Studies.
- Arellano M, Bond S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations[J]. *The Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.
- Baqae D R, Farhi E. 2020. Productivity and misallocation in general equilibrium[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1): 105-163.
- Bond S, Meghir C. 1994. Investment and financial constraints[J]. *Review of Economic Studies*, 12(6): 1974-1977.
- Brandt L, van Biesebroeck J, Zhang Y F. 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 97(2): 339-351.
- Carlsson M, Messina J, Skans S N. 2011. Wage adjustment and productivity shocks, Discussion Paper No. 5719[R]. Germany: IZA.
- Escribano A, Stucchi R. 2014. Does recession drive convergence in firms' productivity? Evidence from spanish manufacturing firms [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 41(3): 339-349.
- Foster L, Haltiwanger J, Syverson C. 2008. Reallocation, firm turnover, and efficiency: Selection on productivity or profitability? [J]. *American Economic Review*, 98(1): 394-425.
- Hsieh C T, Klenow P J. 2009. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.
- Kaoru H, Miho T, Kenta Y. 2020. Firm age, productivity, and intangible capital, RIETI Discussion Paper Series 20-E-001[R]. Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Kim S. 2018. Firm heterogeneity in sources of total factor productivity growth for Japanese manufacturing firms[J]. *Applied Economics*, 50(58): 6301-6315.

- Miketa A, Mulder P. 2005. Energy productivity across developed and developing countries in 10 manufacturing sectors: Patterns of growth and convergence [J]. *Energy Economics*, 27(3): 429-453.
- Miller S M, Upadhyay M P. 2002. Total factor productivity and the convergence hypothesis[J]. *Journal of Macroeconomics*, 24(2): 267-286.
- Rodrik D. 2013. Unconditional convergence in manufacturing[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(1): 165-204.
- Solow R M. 1956. A contribution to the theory of economic growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Wooldridge J M. 2009. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables[J]. *Economics Letters*, 104(3): 112-114.
- Zheng J H, Hu A A. 2006. An empirical analysis of provincial productivity in China (1979—2001) [J]. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 4(3): 221-239.

Trend and Convergence of China's Manufacturing Industry's TFPQ and TFPR

—Empirical Evidence Based on Listed Companies

Ting Xiao¹ Yuchen Tang²

(1. School of International Economics and Trade, Jiangxi University of Finance & Economics;

2. Institution of International Economics, School of Economics, NanKai University)

Abstract Measure the total factor productivity of quantity (TFPQ) and total factor productivity of revenue (TFPR) level of listed companies in China's manufacturing industry, excluding price factors, and systematically analyze the changing trends and convergence of TFPQ and TFPR across the country, by region, industry, company nature and company age. Based on the Guotaian database and manually collected sales volume data of listed companies, the ACF method was used to measure TFPQ and TFPR, and the convergence of the two was tested. The study found that the overall, regional, and regional TFPR showed a trend of first growth and then a decline, while TFPQ basically showed a relatively stable growth, and the TFPQ of non-state-owned enterprises and young enterprises was significantly larger. Manufacturing companies, TFPQ and TFPR have absolute β convergence as a whole. Some industries and regions do not have absolute β convergence but have β convergence. TFPR basically has absolute β convergence no matter which industry or region. The previous research ignores the actual difference

between TFPQ and TFPR. This article not only uses estimation strategies to infer material productivity, but also uses available data to directly measure material productivity, and conduct a convergence test on the TFPQ and TFPR of listed companies. Comparison, so as to conduct a more intuitive examination of the changes in the technical efficiency of China's manufacturing industry. Value productivity TFPR contains price factors that cannot reflect the true technical efficiency, and thus cannot be a basis for providing policy recommendations. Measuring and analyzing TFPQ helps to grasp the true growth of TFP levels between industries and regions, and provides empirical evidence for promoting high-quality development of China's manufacturing industry.

JEL Classification F719

职业选择、职业内在价值与福利的代际传递¹

王博贤² 李力行³ 聂卓⁴

摘 要 职业的非货币特质,或称为职业的内在价值,是反映就业质量的重要因素,与个人福利水平密切相关。本文使用中国家庭追踪调查和中国综合社会调查数据,构建了从社会、体力、智力、自主控制和安全等五个层面衡量职业内在价值的指标,并发现父辈收入越高,子辈选择职业的内在价值越高。进一步分析显示,只有当父辈收入高于某一门槛值时,才会对子辈选择职业的内在价值水平产生显著的正向影响。这些发现表明,父辈除去通过影响子辈的收入和教育等显性特征并进而影响可用货币度量的福利外,还会影响子辈以舒适性、安全性、受尊重程度等职业内在价值为代表的非货币福利。因此,传统的收入代际流动系数可能会高估社会流动性,将职业的内在价值纳入代际传递的研究视野,对全面理解社会流动性问题有重要价值。

关键词 职业选择;内在价值;代际传递;就业质量

0 引言

阶层固化和社会流动性长期以来都是社会舆论的重要议题。经济学家常通过“父辈-子辈收入弹性”等代际流动性指标,衡量收入、教育、财富、职业等经济社会特征在不同代际之间的相关性,并作为反映社会流动性的重要依据。在流动性高的社会中,家庭社会经济状况较低的个人,通过天资和努力,也有较大可能达到较高的经济社会状况,从而在代际之间实现阶层的流动。保持一定程度的社会流动性是维持社会稳定的基石,这已经成为大众的共识。

除了收入和财富这样的显性指标,个人所从事的职业的内在特质也是个人福利的重要组成部分。许多经济学、心理学和社会学文献表明,职业包含诸多

1 本研究获得国家社科基金重点项目“数字经济发展、企业组织结构变革与劳动就业研究”(批准号22AJY002)的资助。作者感谢第六届“中国劳动经济学者论坛”年会评论人的宝贵意见,文责自负。

2 王博贤,北京大学国家发展研究院博士研究生,E-mail:bxwang2019@nsd.pku.edu.cn。

3 李力行(通讯作者),北京大学国家发展研究院教授,E-mail:lilixing@nsd.pku.edu.cn。

4 聂卓,对外经济贸易大学国际经济贸易学院讲师,E-mail:niezhao@uibe.edu.cn。

非货币特质(non-pecuniary aspects),如受尊重程度、自我掌控性、成长性、安全性等,这些“内在价值”与个人的福利水平密切相关(Karasek, 1979; Katz and Autor, 1999; Ros et al., 1999; Green, 2006; Kalleberg, 2016; 许龙等, 2017)。一份工作的非货币特质的质量越高,也即职业的内在价值越高,则人们越是愿意接受相对更低的工资水平来从事这份工作,因为职业的非货币特质对货币收入进行了补偿(Rosen, 1986)。有证据表明,家庭背景越好的子辈,会从事那些收入相对不高但内在价值更高的职业,如艺术家等(Bui, 2017; Sussman, 2017)。Morgan et al. (2022)和Schultz and Stansbury (2022)则发现,学术工作者的“精英家庭”出身十分普遍。其原因在于,尽管学者的收入并不是最高的,但其带来的成就感和社会尊重度远非其他职业可比,也因此吸引了许多家境殷实之人的青睐。根据Becker and Tomes (1986)的经典代际流动理论模型,父辈会将子辈包括收入在内的综合福利状况纳入其效用函数进行选择。给定职业内在价值的重要意义,在研究社会流动时,有必要将其纳入考量范围,从综合福利的角度进行分析,才能对阶层固化等问题做出完整的回答。遗憾的是,现有文献对福利代际传递方面的研究严重缺乏,尤其是中文文献还处于空白。本文旨在考察父辈收入如何影响子辈职业的内在价值,填补文献的空缺。

近年来,随着信息技术的进步和数字经济的发展,劳动力市场迎来了结构性变革,工作性质出现了从人力到机器、从线下到线上、从固定到灵活等方面的变化(Spreitzer et al., 2017; 世界银行, 2019; 莫怡青和李力行, 2022)。关于替代性工作安排(Alternative Working Arrangement)的文献方兴未艾,启发了我们对职业的非货币特质的更多思考。Mas and Pallais (2017)发现,平均而言,美国工人愿意为工作任务的灵活设定而放弃约20%的工资收入,愿意为居家工作而放弃约8%的工资收入。He et al. (2021)也发现中国工人对灵活工作有较强的支付意愿。这些研究说明,工作的灵活性和办公地点等特征对工人的福利有重要的影响。在当前的中国,数字经济的发展与持续增长的就业压力叠加,使得灵活就业、零工就业变得愈发普遍。考察职业的非货币特质和内在价值,是理解各种新就业形态劳动者福利状况的必需步骤,其现实意义不言而喻。

本文的实证研究使用“中国家庭追踪调查”(以下简称CFPS)和“中国综合社会调查”(以下简称CGSS)两个有全国代表性的微观调查数据库。我们将文献中衡量职业非货币价值的方法与CFPS中关于工作主观满意度的信息以及CGSS中职业与劳动模块的相关信息结合,在社会层面、体力层面、智力层面、自主控制层面和安全层面等五个方面构建了衡量职业内在价值的指标体系,并通过主成分分析法提取出一个综合指标作为职业内在价值的度量。本文进而使用CFPS数据库中14596个父子配对观测值衡量了父辈收入对子辈职业内在价值的影响。分析表明,父辈收入与子辈职业内在价值高度正相关——父辈收入

越高,子辈选择职业的内在价值越高。这一结论在考虑一系列替代假说和混杂因素的情况下依然成立。本文还发现,父辈收入与子辈职业内在价值之间并非简单的线性关系。只有当父辈收入高于某一门槛值时,才会对子辈选择职业的内在价值水平产生显著的正向影响。

本文与研究职业的补偿性差异(compensating differentials)或非货币特征的文献密切相关。这类文献度量工人由于较差的工作条件而获得的除边际生产率外的额外工资回报,解释人力资本水平以外的其他因素导致的工资差异(Rosen,1986;Sorkin,2018;Taber and Vejlín,2020)。度量工人对替代性工作安排支付的意愿的研究也属于这一类文献(如Mas and Pallais(2017))。国内学者大多通过职业的非货币特征解释性别、城乡间工资差距的来源。例如,卿石松(2011)发现职业的非货币特征约解释了中国性别工资差距的6%。邓曲恒和王亚柯(2013)的研究表明,农民工在城乡劳动力市场面临恶劣生产条件时,并未获得相应的补偿性收益。钱雪亚和肖青青(2015)的研究在验证该结论的同时,进一步发现若去除工资补偿性差异的部分,城乡居民收入差距将会进一步扩大。方福前和武文琪(2015)发现,非国有部门的蓝领劳动力由于补偿性差异的存在而使其工资得到一定提升。李红阳和邵敏(2018)指出,临时工与正式工之间的工资差异,可以部分通过临时工得到了更少的补偿性工资被解释。此外,也有部分文献依据职业的死亡风险对应的工资补偿来衡量生命价值(Viscusi and Aldy,2003;秦雪征等,2010;张国胜等,2018)。就这类文献而言,本文的边际贡献在于从代际角度衡量了父辈收入对子辈从事职业非货币特征的影响,强调了职业非货币特征是个人福利的关键组成部分。

本文的研究也丰富了关于代际流动的相关文献。在Becker and Tomes(1979,1986)理论文章的基础上,国内外学者对收入、教育和职业三类代际流动性进行了系统的探索。Solon(1999)和Black and Devereux(2011)等对这方面的国际文献进行了系统性总结,陈雅坤等(2022)着重对最近10年的文献进展进行了梳理。针对中国的相关研究发现,新中国成立以来,中国的收入和教育代际流动性经历了先上升后下降的历程(李力行和周广肃,2014;王学龙和袁易明,2015;李任玉等,2017;Fan et al.,2021)。具体就职业的代际流动而言,文献发现中国有较强的“子承父业”的趋势(周兴和张鹏,2015;纪珽和张国峰,2021),并探索了诸如贸易开放、社会资本、教育机会、风险偏好等变量对职业代际流动性的影响(卢盛峰等,2015;邵宜航和张朝阳,2016;赵颖,2017;纪珽等,2020)。总的来说,现有研究集中于职业流动性的测量及其影响因素的探索,但未关注到职业对个人主观福利的影响。相对而言,本文拓展了关于中国代际流动的文献,将职业福利纳入代际流动的分析范围。

此外,本文也与社会经济背景如何影响个人选择的文献相关。Bell et al.

(2019)发现,来自收入上1%家庭的孩子成为发明家的概率,是中位数以下家庭孩子的10倍。Luo and Mongey(2019)的研究表明,背负学生贷的个体更有可能选择高工资但舒适度较低的工作。Morgan et al.(2022)和Schultz and Stansbury(2022)两项研究均指出,在理工科、人类学、社会学等学科从事科研工作的人员,其家庭背景的“精英程度”均远好于同年龄段的其他人员。陈斌开和陈思宇(2018)指出,宗族文化显著提高了移民进入低端服务业的概率,但对高端服务业就业没有影响。卢盛峰等(2012)则发现,家庭背景较好的居民在获得更高工资性收入的同时,也有更大概率获得更高的非工资性收入。Boar and Lashkari(2021)发现,在美国,富有家庭的孩子有更大的可能性选择富有价值感的工作。本文与该文的研究问题接近,但不同之处在于,本文所考察的中国场景与该文所考察的美国场景在作用机制和影响效果方面可能有明显的差异。一方面,中国作为转型期发展中国家,与发达国家的经验证据可能存在出入。依据马斯洛需求层次理论,人在满足生理(如食物和衣服)需求的基础之上,才会考虑价值需求(Maslow,1943,1954)。因此,在中国,对于那些父辈收入较低的子辈而言,其在选择职业时更有可能优先考虑收入而非职业内在价值,这可能呈现出与美国截然不同的结论。另一方面,在不同文化背景下,个人对职业带来的收入及价值感需求存在差异。例如,Tay and Diener(2011)在一项针对123个国家的跨国研究中发现,不同国家受访者的工作收入及职业非货币特质与个人主观福利的相关性存在较大差异。后文的分析也印证了这一点。门槛回归结果表明,父辈收入对子辈职业内在价值的影响是非线性的。当父辈收入低于门槛值时,父辈收入对子辈职业内在价值并无统计意义上显著的影响;当父辈收入在门槛值之上时,父辈收入对子辈职业的内在价值产生了显著的正向影响。这表明,由于不同国别的发展阶段、文化内涵不同,福利的代际传递也呈现出不同的特点。

本文的安排如下。第1节介绍父辈收入影响子辈职业选择的理论机制和待检验的实证假说。第2节介绍文章使用的数据以及核心变量的估算。第3节报告本文的主要研究发现,也就是子辈职业内在价值与父辈收入之间的正相关关系。第4节简要总结。

1 理论分析和研究假说

本节通过一个简要的概念模型来导出待验证的研究假说。

考虑一个经典的两期代际流动模型(Becker and Tomes,1979,1986)。第一期为父辈的效用最大化问题,假设父辈会关心子辈的福利,也即父辈效用由本人消费和子辈效用两部分组成。此外,父辈可以通过向子辈转移财富或对子辈

进行人力资本投资等方式影响子辈的效用。显然,父辈面临的问题是在自身消费和对子辈的投资及财富转移之间做权衡取舍,其预算约束则是自身消费与转移给子辈的资源(包括财富转移和用于人力资本投资的部分)之和不能超过其工资收入和来自其父辈(爷辈)的财富转移之和。

第二期为子辈的效用最大化问题。假设子辈效用由两部分组成,第一部分来自其父辈转移的财富,第二部分来自其基于自身人力资本水平选择的职业,而职业带来的效用进一步分为两个来源,一是收入,二是非货币特质(即内在价值)。因此,子辈的效用由货币收入(包括父辈的转移和自身职业收入)和职业的非货币特质两部分组成,并赋予货币和非货币特质相应的权重。假设这两类特质对子辈效用的影响都满足边际效用递减的规律。显然,子辈的职业选择由效用最大化的一阶条件决定,将使得一单位货币带来的边际效用和一单位内在价值带来的边际效用相等。

在这个高度简化的模型中,由于更富有的父辈能转移给子辈的财富更多,对于其子辈而言,一单位货币收入带给他们的边际效用会更低。因此,在其他条件相同时,他们子辈将会选择那些内在价值更高的职业,这也正是本文第一个假说。

假说1: 父辈收入越高,其子辈选择职业的内在价值更高。

此外,值得注意的是,家庭的社会经济地位会影响人的具体偏好。例如,Lawrance(1991)的研究表明,不同收入水平的家庭,其跨期时间偏好存在差异。Banker et al. (2020)指出,贫穷家庭的孩子会更厌恶从事有挑战性的工作。根据马斯洛需求层次理论,人在满足生理(如食物和衣服)需求的基础之上,才会考虑价值需求(Maslow, 1943, 1954)。贫穷家庭的子辈,其效用函数中职业的非货币特质所占的权重会较低。在极端情况下,尚未能满足生理需求的人,非货币特质所占的权重甚至可能为零;而当收入水平迈过一定的门槛后,人们赋予职业非货币特质的权重会逐渐增加。根据这一逻辑,父辈收入对子辈所选择的职业的内在价值的影响是非线性的,可能存在某一门槛,这是本文的第二个假说。

假说2: 只有当父辈收入越过某一门槛值时,随着父辈收入的提高,子辈选择工作的内在价值才会更高。

2 职业内在价值的估算

本节介绍本文使用的数据来源、关键变量的构建,其中重点是职业内在价值的估算。

本文使用的数据主要来自CFPS和CGSS。CFPS是由北京大学社会调查中心开展的一项全国性、综合性的社会追踪调查项目,旨在通过对全国样本家庭

及其成员的调查,收集个体、家庭和村居层次的多时点信息,为社会提供有效的信息来源。CFPS使用PPS抽样方式,在2010年基线调查中共获得25个省份14960户家庭的信息,此后每两年追踪样本一次。这一样本具有全国代表性,与人口普查数据的人口学、社会经济信息相关性极高。本文使用的是CFPS 2010—2018年共五轮调查的样本。经匹配后,保留子辈职业未缺失的样本,共得到14596个父子配对观测值(父辈-子辈对),包含子辈职业、受教育程度和父辈收入、职业等信息。本文的实证分析主要将使用CFPS数据。

CGSS也是一个全国性调查项目,由中国人民大学调查与数据中心执行,全面收集了社会、社区、家庭、个人等多个层次的数据,其2006年问卷中的职业与劳动模块详细询问了与受访者职业有关的各类信息,如工作性质、时间、工作环境和工作中的具体安排等。本文将这一模块中的相关问题与CFPS问卷中有关职业主观满意度的问题相结合,构建了职业内在价值的指标。下面详细介绍相关变量的构建过程。

2.1 职业分类方式

CFPS在2010年基线调查中,询问了受访者的主要职业,本文将这一变量定义为受访者的职业,并依据ISCO—88职业代码将受访者职业分为23类^①,包括官员和经理人、专业人员、技术人员、职员、服务人员或销售员、农业和渔业从业者、手工行业工人、工厂或机器操作和组装工人、基础工作从业者、军人等10个大类。ISCO—88共包含4位代码,随着代码位数的增加而将职业分类不断细化。本文根据ISCO—88职业代码前两位将职业进行分类^②。

2.2 收入变量的构建

使用父辈和子辈收入测量代际流动性,需要解决两个问题。第一个问题是生命周期偏差(Jenkins,1987)。测量代际流动性,需要使用父辈和子辈的终生收入进行回归。研究者通常只能获得某几个年份的调查收入,但该变量会随受访者年龄不同而不断发生变化,且极易受到外生冲击影响(Mazumder,2005;Solon,1989),与全生命周期收入并不等同。这就是代际流动测量中的生命周期偏差。例如,Haider and Solon(2006)使用美国社会保障数据记录的个人全职业周期收入发现,调查收入与终生收入之间存在系统性偏差。Nyblom and Stuhler

^① ISCO—88是国际劳工组织1988年正式发布的国际职业分类标准,主要依据完成工作任务所需技能的相似程度对职业进行分类。详见<https://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/isco/isco88/major.htm>。

^② 如果根据ISCO—88前三位代码进行职业分类,会出现部分职业类型对应的样本过少,这会导致在计算职业内在价值及职业选择弹性时出现较大误差。

(2016)使用瑞典的长时段收入数据发现,在使用中年时的调查收入衡量代际流动性时,所引起的误差最小。综上,本文在匹配得到父辈-子辈对之后,删除了在 2010 年接受 CFPS 基线调查时子辈年龄小于 22 岁或父辈年龄大于 64 岁的样本。本文的子辈样本在不同年代之间的分布如表 1 所示。同时,本文将受访者在不同轮次调查得到的收入以 2010 年基础价格进行折算,并根据同一个体在 2010—2018 年的五轮调查中至少两轮调查的收入,计算其平均值,并作为其终生收入的代理变量。

表 1 样本在不同年代的分布情况

出生年代	样本数	占比/%
1960	553	3.79
1970	6571	45.02
1980	7472	51.19
总数	14596	100

第二个常见的问题是样本选择偏误。一般而言,当使用调查数据计算代际流动性时,只有父辈和子辈同住,才能同时获得二者的收入信息。对于那些父辈和子辈已经分开居住或是有家庭成员外出的样本,往往只能获得父辈或子辈一方面的收入信息,无法纳入测算代际流动性所使用的样本中。Chetty et al. (2014)通过使用税收行政数据解决了样本选择偏误的问题,这一方法对数据的要求较高。CFPS 数据的一大特点,是其包含了受访家庭所有人全部直系亲属的出生年份、受教育年限、职业等丰富信息。利用这些信息,本文借鉴 Fan et al. (2021)的做法^①,使用 Heckman 两步法对缺失的父辈和子辈收入变量进行插补,一定程度上解决了样本选择偏误的问题。

具体来说,本文使用的收入变量为受访者个人总收入,包括工资性收入、雇佣型收入、资产性收入(如以个人名义租赁获得的租金、股票分红等)、转移收入(如从各种渠道获得的补偿金等)、其他收入(如接受的各种赠予等)。本文将父辈收入变量定义为父亲和母亲的收入之和。在对父辈收入进行插补后,其密度分布如图 1 所示,接近正态分布。

2.3 职业内在价值的估算

在心理学与管理学文献中,有较为丰富的针对职业如何影响个人福利的测

^① 首先使用全部子辈样本,估计如下 Probit 模型: $I_i = \alpha_0 + \alpha_1 z_i + X_i \alpha_X + \varepsilon_i$ 。其中,若子辈 i 有收入信息,则 I_i 取 1,否则取 0。 z_i 是子辈兄弟姐妹的个数。 X_i 为一系列关于教育、性别、年龄、户口、区域的协变量。通过对该式的估计,计算逆米尔斯比率 λ_i ,并使用有收入信息的全部样本,估计方程: $\ln y_i = \beta_0 + X_i \beta_X + \beta_\lambda \lambda_i + \delta_i$,得到该式的各个系数。接着利用计算得到的系数为每一个子辈计算收入的估计值。在计算子辈收入后,使用同样的方法估计父辈收入。详见(Fan et al., 2021)。

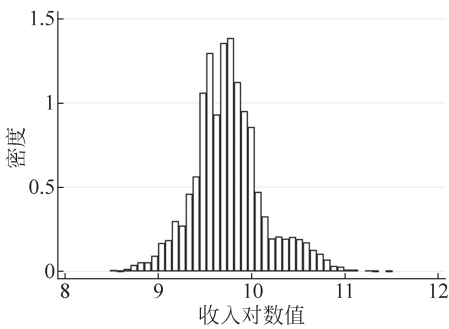


图 1 Heckman 两步法插补后父辈收入分布密度图

量方案(Ros et al. , 1999; Green, 2006; Kalleberg, 2016; 许龙等, 2017)^①。例如, Green(2006)从工作需要使用的技能、努力程度、自由裁量程度、风险及安全程度、主观满意度等五个层面对工作质量进行了逐一分析。Kalleberg(2016)在对多篇文献进行总结的基础上指出,工作的安全程度、成长机会、对工作任务的自我控制程度、主观的快乐程度、是否有时间陪同家人等是衡量工作质量的重要维度。此外,国际劳工组织等机构还提供了测量职业质量并进行跨国比对的方案(ILO, 2013)。本文将文献中衡量职业非货币价值的方法与 CFPS 2010 年问卷中关于工作特质主观评价的问题、CGSS 2006 年问卷“职业与劳动”模块中有关职业特质的问题相结合,使用主成分分析法建立对职业内在价值的估计。具体而言,我们分 5 个方面衡量职业的内在价值,包括社会层面(能对主管表达不同意见)、体力层面(繁重的体力劳动、弄脏身体、需要频繁快速移动、工作环境)、智力层面(需要专门训练、快速反应的脑力劳动)、自主控制层面(遵循标准程序、重复做同样事情)、安全层面等,使用的 10 个问题如表 2 所示。

表 2 职业内在价值指标体系

问题	度量方式	问题来源
社会层面		
您是否能够自由地对直接主管表达不同意见呢?	1~5, 完全自由~一点也不自由	CGSS
体力层面		
在工作过程中,是否经常遇到繁重的体力劳动	1~5, 总是~从不	CGSS
您的工作是否会让您弄得很脏呢?	1~4, 非常脏~一点也不脏	CGSS
在工作过程中,是否经常遇到快速而频繁地移动身体的位置	1~5, 总是~从不	CGSS
您对目前的工作环境有多满意?	1~5, 非常不满意~非常满意	CFPS

^① 本文关注职业的内在价值,需要尽量排除个人的收入、教育等因素的影响,这与基于收入水平和受教育水平构建的国际社会经济地位指标(ISEI)有显著区别。

续表		
问题	度量方式	问题来源
智力层面		
在您看来,要做好这个工作,是否需要接受专门的训练或培训?	需要、不需要	CGSS
在工作过程中,是否经常遇到:需要快速反应的思考或脑力劳动	1~5,总是~从不	CGSS
自主控制层面		
工作模式是否符合您工作的实际情况:我的工作必须正确地遵循标准程序做	1~4,非常符合~完全不符合	CGSS
工作模式是否符合您工作的实际情况:我每天重复做同样的事情	1~4,非常符合~完全不符合	CGSS
安全层面		
您对目前的工作安全性有多满意?	1~5,非常不满意~非常满意	CFPS

我们将各问题答案的度量方式进行重新排序,使得更大的数字代表更高的价值,然后再进行标准化。以上问题的回答通常与受访者的货币收入、工作时长、从事该工作的时间等个人因素相关。例如,货币收入更高的工作,其工作安全性也通常更高。又如,在同一职业工作的时间越长,劳动者越能自由地向主管表达意见。为了排除以上个人层面的混杂因素对职业内在价值的潜在影响,我们进行了如下的回归分析,以求得每种职业在剔除个人影响后相对稳定的内在价值:

$$\nu_{ij}^x = \alpha^x X_{ij} + \delta_j^x + \varepsilon_{ij}^x \tag{1}$$

式中, x 取值为1至10,代表表2中提及的10个问题。 i 代表受访者, j 代表该受访者的职业。 ν_{ij}^x 指职业 j 中的受访者 i 对问题 x 的回答。 X_{ij} 为一系列控制变量,包括受访者的货币收入、每周工作的小时数、在该职业工作的年限(分类变量,包括小于1年、2~5年、6~10年、11~20年和超过20年等5类)。 δ_j^x 为职业固定效应, ε_{ij}^x 为残差项。

通过式(1)的回归分析,可以为每个职业估计得到10个固定效应,分别反映上述10个问题所体现出来的职业的内在价值。需要说明的是,本文之所以同时选用了来自CFPS和CGSS两个调查的问题,主要是因为单个调查无法覆盖职业内在价值的全部维度。由于这两个调查均在全国层面具有代表性,通过各个调查分别估计得到的固定效应值也在全国层面具有代表性。在此基础上,本文对每一个职业估计得到的10个固定效应值通过主成分分析做进一步提取,并得到职业内在价值的估计值。

结果显示,第一主成分共解释了10个指标中高达55.7%的方差。表3展示了主成分分析中这10个方面特性各自的权重,以及未被第一主成分解释的

方差占比。可以看出,对绝大多数的特征而言,大部分的方差均能被第一主成分所解释,说明采用第一个主成分作为职业内在价值的估计量是合理的。因此,我们选择第一主成分作为对职业内在价值的估计值。

表 3 职业内在价值主成分分析结果

职业特质	权重	未解释的方差
社会		
自由表达意见	0.33	0.40
体力		
轻体力劳动	0.39	0.13
不会弄脏	0.40	0.13
不频繁移动	0.34	0.36
工作环境好	0.35	0.33
智力		
需要专门培训	0.27	0.60
需要思考	0.39	0.17
自主控制		
不必遵循标准程序	-0.04	0.99
不重复做事	0.18	0.82
安全		
工作安全	0.30	0.49

表 4 按照从高到低的顺序展示了各职业的内在价值,并列出了从事该职业的受访子辈样本数量和平均收入。可以看出,不同职业的内在价值存在较大的差异。其中,内在价值较高的职业包括其他专家(商业、法律等)、物理、数学和工程科学专家、公司管理者、高级官员等。其他专家(商业、法律等)为 ISCO—88 中的分类,包括经济学等社会科学家、律师、法官、作家、导演、图书管理员等。内在价值较低的职业包括冶炼和建筑工人、采矿、建筑、制造、运输业劳力、固定设备操作人员等。

表 4 职业内在价值及平均收入情况

排序	职业名称	职业内在价值	平均收入/(元/年)	样本量
1	其他专家(商业、法律等)	3.68	28549	294
2	物理、数学和工程科学专家	3.12	35163	170
3	公司管理者	3.07	29911	287
4	高级官员	2.96	29680	39
5	其他技术人员(金融、商业等)	2.92	30066	390
6	教师	2.74	28429	530
7	办公职员	1.54	28616	509

续表

排序	职业名称	职业内在价值	平均收入/(元/年)	样本量
8	消费者服务职员	1.01	27961	37
9	生命科学和健康专家	0.80	27177	232
10	物理和工程科学技术人员	0.80	27623	69
11	模特、销售员和讲解员	0.57	23260	1061
12	生命科学和健康技术人员	-0.12	28559	96
13	司机	-0.36	25541	785
14	个人服务类工作人员	-0.94	24447	881
15	机器操作和组装工人	-1.32	24187	498
16	其他手工行业工人(食品加工、家具、纺织等)	-1.44	20766	476
17	金属、机械行业工人	-1.68	25610	791
18	精密、手工和印刷行业工人	-1.94	23703	114
19	农林牧渔业从业人员	-2.40	17775	6436
20	销售和服务业基础工作	-2.85	21815	44
21	固定设备操作人员	-2.90	27163	174
22	采矿、建筑、制造、运输业劳力	-3.60	24156	48
23	冶炼和建筑业工人	-3.66	23651	635

为了验证职业内在价值度量指标的稳健性,本文还进行了如下分析。CFPS 问卷询问了受访者对工作的主观满意度^①,本文将该问题按式(1)中的设定进行回归,得到了每种职业在主观满意度得分方面的固定效应,并与表 4 中的内在价值指标进行对比。图 2 的散点图显示,这两个指标存在显著的正相关关系,相关系数达 0.53,并在 1%水平上显著。由于受访者对工作满意度的回答是一个包括了职业内在价值和收入等各方面特质的综合指标,与本文所希望衡量的“职业带给人的货币收入外的其他福利”存在差别,本文在后续的分析中将使用职业内在价值指标作为核心变量。

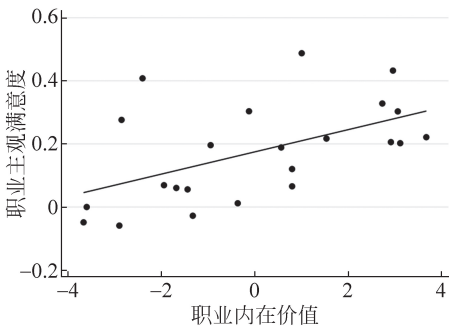


图 2 受访者对工作的主观满意度与职业内在价值间关系

① 问题为,您对目前工作的整体有多满意?选项为 1~5 的量表,非常不满意-非常满意。

2.4 其他变量的描述性统计

后文分析中用到的其他变量的描述性统计结果如表 5 所示。其中,父辈受教育水平从 1~5 分别代表文盲/半文盲、小学、初中、高中、本专科及以上。子辈性别为男性取 1,否则取 0。子辈受教育年限定义为子辈取得的最高学历对应的标准教育年限。如果父辈和子辈按照 ISCO—88 两位代码的职业分类相同,则父辈子辈是否同一职业的变量取 1,否则取 0。受访家户所在省份为北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省时,沿海省份取 1,否则取 0。父母一方为农业户口时,农业户口取 1,否则取 0。

表 5 变量的描述性统计

变量名	观测值	均值	方差	最小值	中位数	最大值
父辈收入对数值	14596	9.754	0.379	8.480	9.732	11.51
父辈受教育水平	14596	2.403	1.084	1	2	5
子辈性别	14596	0.499	0.500	0	0	1
子辈是否独生子女	14596	0.0837	0.277	0	0	1
子辈受教育年限	14596	8.675	4.438	0	9	22
父辈子辈是否同一职业	14596	0.428	0.495	0	0	1
沿海省份	14596	0.367	0.482	0	0	1
农业户口	14596	0.856	0.351	0	1	1

3 研究发现

3.1 基本发现

本小节通过散点图和回归分析验证假说 1。图 3 首先通过分仓散点图 (Binned Scatterplot) 展示了父辈收入与子辈职业内在价值间的关系,可以看出二者存在高度的正相关。

接下来,我们通过如下的回归方程考察个体职业的内在价值与其父辈收入的关系:

$$IQ_i = \beta_0 + \beta_1 \ln IC_i + \varepsilon_i \tag{2}$$

式中, IQ_i 为个体 i 所从事职业的内在价值, IC_i 为其父辈收入。在全样本回归中,估计系数为 1.86,且在 1%置信水平下显著。这些结果证实了父辈收入越高,则其子辈选择职业的内在价值也将越高的猜想,与假说 1 吻合。

为了确认假说 1 的主要发现并非被具有某一人口学特征的样本所驱动,我

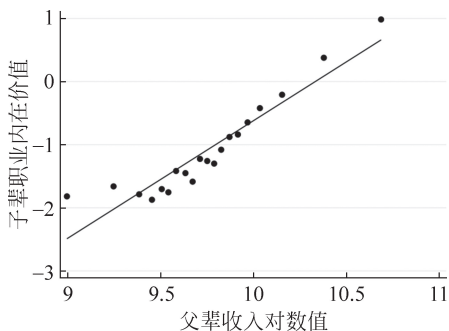


图 3 子辈职业内在价值与父辈收入的关系

们按照子辈性别、子辈数量、家户所在省份、家户户口类型及父辈最高受教育水平等人口学特征对样本进行分类,并将在每一个类别内子辈职业内在价值对父辈收入对数值的回归系数和置信区间展示在图 4 中。可以看出,尽管子辈职业内在价值与父辈收入之间的关系在各组之间存在一定程度的异质性,但全部回归系数均在 1% 水平上显著,这进一步说明了假说 1 存在的普遍性。

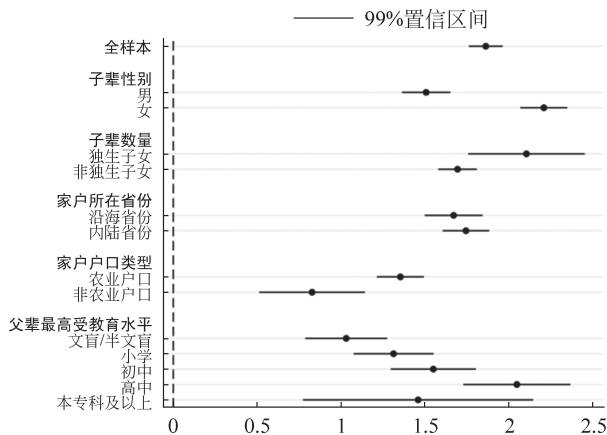


图 4 子辈职业内在价值对父辈收入回归系数——按人口学特征分类展示

3.2 稳健性检验和机制说明

本小节通过一系列的检验说明父辈收入对子辈所选择职业内在价值的正向影响是稳健的,且这一影响主要通过本文理论分析部分所阐述的渠道发挥作用。

3.2.1 排除收入代际传递的影响

上文表 4 中数据显示,整体而言,内在价值更高的职业,平均收入也更高。它们的具体关系如图 5(a) 所示。可以看到,二者呈显著的正相关关系(相关系

数 0.76, 1% 水平显著)。因此, 本文基准回归得到的父辈收入对子辈职业内在价值的正向影响, 可能只是由于职业内在价值与收入高度正相关, 而基准回归的结果仅仅度量了传统的收入代际传递性。

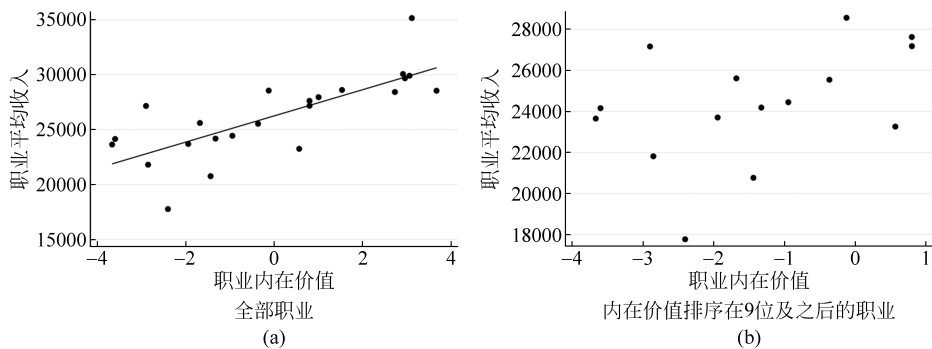


图5 职业平均收入与内在价值间关系

仔细观察图 5(a) 可以发现, 各种职业其内在价值与收入之间的正相关关系主要是由内在价值排序较高的那些职业所驱动的。图 5(b) 截取了内在价值排序在第 9 位及之后的职业, 重新展示其平均收入和内在价值。可以看出, 两者的正相关性基本消失(相关关系的统计显著性大于 0.1)。在这部分样本中, 通过收入的代际传递所产生的影响较小。

接下来, 我们使用子辈在内在价值排序第 9 位及之后职业的样本, 对主回归分析的结果进行稳健性检验。如表 6 第(1)列所示, 子辈职业内在价值对父辈收入对数值的回归系数有所下降, 为 0.873, 但仍然在 1% 统计水平下显著, 这说明在尽可能排除收入代际传递的影响后, 依然存在父辈收入越高, 则子辈选择职业内在价值越高的现象。换言之, 职业内在价值确实是区别于职业收入的独立变量, 度量了职业特质的不同侧面。

3.2.2 排除国有部门的影响

一般而言, 父辈收入越高, 则其社会经济地位相对越高, 而这意味着其拥有更多的权力和资源, 并有能力为子女安排工作。若父辈通过为子辈安排工作的方式影响其职业选择, 且父辈为子辈安排的工作又恰好是内在价值较高的工作, 那么基准回归的结果将受到较大影响。此外, 由于 CFPS 问卷未询问受访者获得该工作的方式, 本文无法通过直接在计算职业选择弹性时控制相关变量的方式排除该渠道的影响。Jia et al. (2021) 指出, 政府工作人员的子女更容易成为企业家。韩雷等(2016)的研究发现, 中国国有部门存在明显的代际传递现象, 父辈为国有部门雇员的子女更有可能获得体制内就业机会。考虑到非国有部门一般面临较强的市场竞争, 招收的“关系户”比例相对较低, 本文使用子辈

表 6 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	排除收入代际 传递	排除国有部门	20 世纪 80 年代样本	20 世纪 70 年代样本	20 世纪 60 年代	控制子辈 教育	控制父辈 职业	控制子辈 可能收入	工具变量	父辈收入 排序
父辈收入对数值	0.873 ^{***} (0.028)	1.692 ^{***} (0.122)	2.146 ^{***} (0.058)	1.668 ^{***} (0.058)	0.975 ^{***} (0.173)	0.645 ^{***} (0.039)	0.427 ^{***} (0.037)	0.622 ^{***} (0.038)	2.444 ^{***} (0.057)	
子辈受教育年限						0.217 ^{***} (0.003)	0.160 ^{***} (0.003)	0.301 ^{***} (0.009)		
父辈子辈是否同一 职业							-1.370 ^{***} (0.027)	-1.408 ^{***} (0.027)		
父辈收入排序分位数										0.024 ^{***} (0.001)
子辈在各职业潜在收入								是		
调整 R ² 值	0.074	0.117	0.154	0.111	0.053	0.325	0.425	0.446	0.121	0.124
样本量	12340	1446	7472	6571	553	14596	14596	14596	14596	14596

注：括号内为标准误，* 代表 $p<0.10$ ，** 代表 $p<0.05$ ，*** 代表 $p<0.01$ 。

在非国有部门工作的样本进行回归^①。表6第(2)列结果显示,对于全部非国有样本而言,将子辈职业内在价值对父辈收入对数值回归后得到的系数基本保持不变。这一证据在一定程度上削弱了父辈为子辈直接安排工作这一渠道的影响。

此外,在衡量内在价值时,我们只排除了受访者汇报的个人收入的影响,但未排除职业可能存在的灰色收入的影响。由于CFPS问卷中并没有对灰色收入变量的直接度量,我们将受访者工作单位是否为国有部门作为存在灰色收入的代理变量,在式(1)中控制这一变量后进行回归。结果显示,新得到的一组职业内在价值与之前相比几乎没有变化。

3.2.3 排除“包分配”政策的影响

本文样本的子辈出生年代覆盖了自20世纪60年代至20世纪80年代的区间。值得注意的是,在计划经济及改革开放初期,由于大学毕业生“包分配”等政策的影响,个体选择职业的自由是受限的。由于本文约70%的样本为初中及以下学历,受“包分配”政策的影响应该并不严重。

此外,对相关政策的回顾可以发现1985年公布的《中共中央关于教育体制改革的决定》宣布了“包分配”制度改革的开始。同时,1999年公布的《面向21世纪教育振兴行动计划》要求从2000年开始,结束计划、分配、派遣,转向以市场导向为原则的就业目标。因此,分年代来看,1980年及之后出生的个体大部分于2000年之后就业,此时“包分配”政策已完全取消。因此,本文按照子辈出生年份为20世纪80年代、20世纪70年代、20世纪60年代将样本分为三类,分别将子辈职业内在价值对父辈收入对数值的回归结果汇报在表6第(3)至(5)列中。可以发现,三个回归系数均在1%水平上显著。在排除“包分配”政策影响后,20世纪80年代出生的人群中依然存在父辈收入越高,子辈选择职业的内在于价值越高的现象,且回归系数更大。这一结果说明,“包分配”政策对基准回归结果稳健性的影响有限。

3.2.4 控制子辈受教育程度

有关代际流动的理论文献指出,父辈可以通过对子辈进行人力资本投资从而而影响其受教育程度(Becker and Tomes, 1979, 1986),而不同的教育程度对应的职业选择范围也存在很大差异。换句话说,父辈对子辈职业选择的影响,可能来源于子辈的教育水平这一渠道。为了控制这一渠道的影响,我们在基准回归中增加了子辈教育水平作为控制变量。表6第(6)列的回归结果显示,尽管

^① CFPS 问卷中询问,您现在主要工作的机构属于以下哪一类? 本文将政府部门/党政机关/人民团体/军队/国有/集体事业单位/院/科研院所/国有企业/国有控股企业定义为国有部门,其余机构定义为非国有部门。

系数有所下降,但仍然在1%统计水平下显著。这说明即便是控制了子辈教育水平,也存在父辈收入越高、子辈所从事职业内在价值越高的现象。

3.2.5 控制父辈与子辈是否为同一职业

有文献指出,父辈可以通过影响、塑造子辈的偏好并进而影响其职业选择(Doepke and Zilibotti, 2008, 2017; Lo Bello and Morchio, 2022)。由于子辈的偏好难以被直接度量,本文将父辈和子辈是否从事同一职业作为父辈影响子辈职业偏好的代理变量,在基准回归中加以控制(同时也控制了子辈的受教育水平)。表6第(7)列的回归结果显示,在控制子辈受教育程度和子辈是否与父辈为同一职业之后,父辈收入影响子辈职业内在价值的回归系数依然显著。

3.2.6 控制子辈在各职业的可能收入

另一个可能的担忧是,父辈可能通过影响子辈在不同职业的可能收入,进而影响其职业选择。例如,有文献表明,来自社会经济地位更高家庭的子辈,拥有更广泛且层级更高的社交网络(Kramarz and Skans, 2014),或是有机会发展出更好的社交技巧,并进而帮助其在劳动力市场获得更好的表现(Deming, 2017)。对一个人而言,如果从事不同的职业,会具有不同的收入水平。如果富有家庭的孩子,由于其拥有更好的教育和社交网络,并因此而刚好在那些内在价值更高的职业有更高的可能收入,那么他们的职业选择就并非出于对内在价值的考量,而仅仅是出于获得更高收入的动机。换句话说,一个人在各个职业的“可能收入”成为遗漏变量,将影响我们估计结果。

为了尽可能控制这一影响,本文采取的方法是先估计一个收入决定方程,得到“可能收入”的预测值,然后在基准回归中控制这一预测收入。收入决定方程如下:

$$\ln e_{ij} = \alpha_j \ln IC_i + \alpha_j X_i + \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

式中, i 表示个体, j 表示职业,被解释变量 e_{ij} 为个体 i 在职业 j 的可能收入。控制变量中, IC_i 为 i 父辈的收入, X_i 为一系列协变量,包括受教育年限、年龄、性别和户口类型, δ_j 为职业固定效应, ε_{ij} 为残差项。在为23个职业均估计出相应系数后,我们可以对个体在从事不同职业时可能得到的收入进行预测。随后,我们在式(2)的基准回归中控制可能收入的预测值,结果如表6第(8)列所示。可以看出,父辈收入提高,子辈选择高内在价值职业的现象依然存在。这说明即便排除子辈在不同职业可能收入的影响,基准回归结果仍然稳健。

3.2.7 减弱父辈收入所受生命周期偏差的影响

由于文中所用的父辈收入为调查收入,并非全生命周期收入,因此其受到

生命周期偏误的影响(Jenkins, 1987)。在收入变量构建的部分,本文基于Nyblom and Stuhler(2016)的研究,删除了在2010年接受CFPS基线调查时子辈年龄小于22岁或父辈年龄大于64岁的样本,基准回归使用的是父辈收入处于相对稳定阶段的样本。

依据Gong et al. (2012)所述,使用教育水平作为收入的工具变量并考察代际流动性是文献解决生命周期偏误的惯常做法。因此,本文还尝试使用父辈的平均受教育年限作为父辈收入的工具变量,考察父辈收入对子辈职业内在价值的影响。如表6第(9)列所示,工具变量回归的结果依然正向显著。此外,工具变量一阶段回归的F值为13000,不存在弱工具变量问题。

此外,Nyblom and Stuhler(2017)指出,当使用父辈和子辈的收入排序分位数进行回归时,得到的代际收入弹性受全生命周期收入偏差影响最小。因此,本文将父辈收入分为0至100的100个分位,将此排序作为父辈终生收入的代理变量,并探究其对子辈职业内在价值的影响。如表6第(10)列所示,父辈收入排序的系数仍正向显著。

3.2.8 估算职业选择弹性

考虑到本文研究的对象是个体的职业选择,接下来我们通过Mlogit (Multinomial Logit)模型估算父辈收入对子辈选择某个职业的影响——也就是职业选择对父辈收入的弹性,然后再通过不同职业的内在价值和该弹性的结合来呈现支持假说1的证据。换句话说,我们将前面的子辈职业内在价值对父辈收入的回归分析分解成两个步骤来呈现,以便更好地理解职业选择的影响因素。

具体而言,在Mlogit回归中,被解释变量为子辈所选择的职业,核心解释变量为其父辈的收入。根据Mlogit回归结果,我们可以进一步计算出当父辈收入每提高1%时,子辈选择某个职业的概率所提高的百分比,也就是职业选择弹性,其数学表达式为 $\partial \ln P(\text{Occupation}_i = j) / \partial \ln \text{Income\_Parents}$ 。式中, $P(\text{Occupation}_i = j)$ 为子辈*i*选择职业*j*的无条件概率, Income_Parents 为父辈的收入。

表7展示了23个职业选择弹性的估计值,分布在-1.49至2.91之间。弹性最低的职业为农林牧渔业从业人员,弹性最高的为物理、数学和工程科学专家。可以看出,对于那些出生在富有家庭的孩子来说,他们更有可能选择物理、数学和工程科学专家、其他技术人员(金融、商业等)、其他专家(商业、法律等)等职业,更不可能选择农林牧渔业从业人员、冶炼和建筑业工人等职业,这些发现符合常识。

表 7 职业选择弹性的估算结果

排序	职业名称	职业选择弹性
1	物理、数学和工程科学专家	2.91
2	其他技术人员(金融、商业等)	2.45
3	其他专家(商业、法律等)	2.31
4	办公职员	2.31
5	物理和工程科学技术人员	2.15
6	生命科学和健康专家	1.90
7	公司管理者	1.75
8	生命科学和健康技术人员	1.72
9	高级官员	1.62
10	教师	1.61
11	固定设备操作人员	1.50
12	采矿、建筑、制造、运输业劳力	1.46
13	模特、销售员和讲解员	1.23
14	消费者服务职员	1.16
15	个人服务类工作人员	1.05
16	金属、机械行业工人	0.86
17	精密、手工和印刷行业工人	0.81
18	机器操作和组装工人	0.61
19	司机	0.57
20	其他手工行业工人(食品加工、家具、纺织等)	0.03
21	销售和服务业基础工作	0.02
22	冶炼和建筑业工人	-0.12
23	农林牧渔业从业人员	-1.49

在估算出职业选择弹性的基础上,图 6 展示了职业内在价值指标与职业选

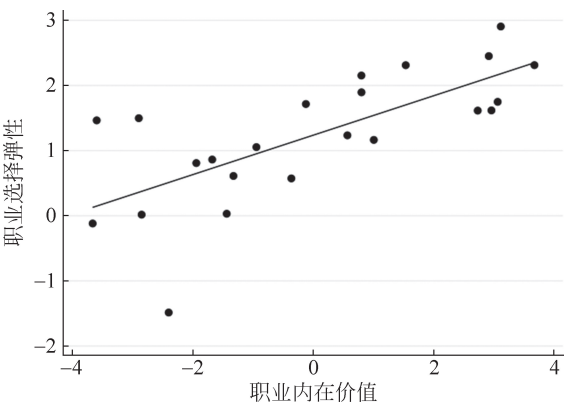


图 6 职业选择弹性与内在价值间关系

择弹性的散点图。可以看出,这两个变量之间呈现正相关关系。其相关系数高达 0.71,且在 1%水平下显著。简单 OLS 回归的结果表明,职业内在价值可以解释职业选择弹性方差的 50.7%。这些结果说明,那些更富有家庭的孩子有更大概率选择的职业,也恰好是那些内在价值更高的职业。换句话说,更富有家庭的孩子,有更大可能性选择高内在价值的职业。

3.3 异质性分析

理论分析表明,贫穷家庭的子辈效用函数中职业内在价值所占的权重会较低。在极端情况下,尚未能满足基本需求的人,职业内在价值所占的权重甚至可能为零;当收入水平满足人的基本需求后,人们赋予职业内在价值的权重会逐渐增加。根据这一逻辑,父辈收入对子辈所选择的职业的内在价值的影响将会是非线性的,可能存在着门槛效应。从上文中图 3 的分仓散点图中也可以看出,在父辈收入较低的阶段,父辈收入与子辈职业内在价值不相关。在父辈收入超过某一值后,其与子辈职业内在价值的正相关关系开始显现。在本小节中,我们通过门槛回归对父辈收入与子辈职业内在价值之间的非线性关系进行检验。

我们使用的门槛回归模型如下:

$$IQ_i = \beta_0 + \beta_1 \ln IC_i \times I(\ln IC_i \leq \gamma) + \beta_2 \ln IC_i \times I(\ln IC_i > \gamma) + \varepsilon_i \quad (4)$$

式中, IQ_i 为个体 i 所从事职业的内在价值, IC_i 为其父辈收入, γ 为门槛值。 β_1 和 β_2 分别代表父辈收入处于门槛值以下和处于门槛值以上时所对应的父辈收入的回归系数。

回归的结果显示,门槛 γ 的估计值为 9.538,其 95%的置信区间为 9.508 ~ 9.559。在门槛值以下,父辈收入回归系数 β_1 的估计值为 0.181,统计上不显著 ($p > 0.1$);在门槛值以上,父辈收入回归系数 β_2 的估计值为 2.385,在 1%统计水平上显著。门槛回归结果对数据的拟合情况如图 7 所示。我们还构造 LR 统计量对门槛效应进行了检验,其零假设为不存在门槛值。检验得到的 LR 统计

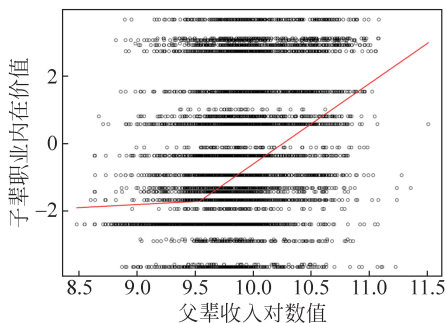


图 7 门槛回归拟合曲线

量为239.72,在1%水平上拒绝原假设,证实了门槛效应的存在。这些结果支持假说2,即只有当父辈收入越过某一门槛值时,才会对子辈选择职业的内在价值产生正向影响。

本文还参照稳健性检验中估算职业选择弹性的方式,将样本按照父辈收入的中位数分为高收入和低收入两组,分别计算其子辈的职业选择弹性,并通过散点图考察弹性与职业内在价值间的关系,结果展示在图8中。可以看出,父辈收入提高导致子辈更可能选择高内在价值工作的现象只在高收入群体中存在,在低收入群体中则不成立。根据前文的分析,对于父辈收入较低的个体而言,其效用函数中赋予职业内在价值的权重较低,赋予收入的权重则较高,这可能是导致右图结论不显著的原因。换言之,在父辈收入越过某一门槛后,子辈将赋予职业内在价值更高的权重,并随着父辈收入的提高而选择内在价值更高的工作。

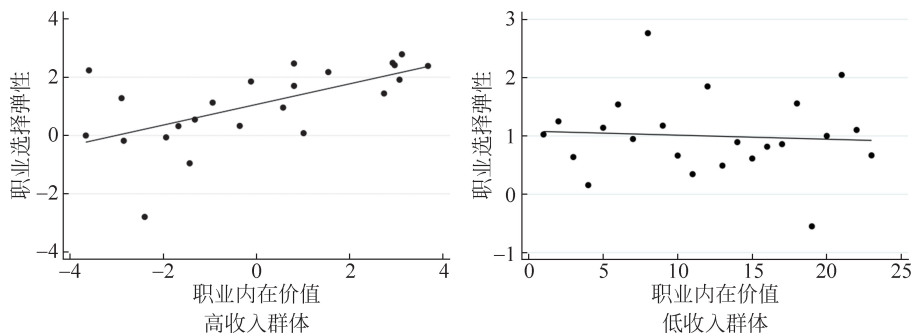


图8 不同收入群体职业选择弹性与内在价值间关系

4 结论

本文使用CFPS和CGSS数据,从职业内在价值的角度考察了职业选择现象中的社会流动性问题。本文首先利用数据中关于工作性质的问题,从社会、体力、层面、自主控制和安全等5个层面,通过主成分分析法构建了职业的内在价值指标,然后通过实证分析证实了“父辈收入越高,子辈选择职业的内在价值更高”的假说,且发现这一现象只有当父辈收入越过某一门槛值时才显著存在。

社会流动是经济学中备受关注的话题。关于代际之间经济社会特征的传递,前沿文献主要集中于对传导机制(如基因等禀赋的继承、人力资本投资、就业机会、迁移、家庭和社会网络等)和传递渠道(如收入、财富、教育、职业、身份地位等)的探讨,以及对影响代际传递的相关政策(如社会保障、户籍制度、再分

配制度、金融发展、平权行动(affirmative action)进行考察。从传导机制来说,本文的研究属于父辈收入影响子辈职业选择的范畴。从传递渠道来说,大部分研究关注收入和教育,从职业的角度考察社会流动的研究相对较少,关注到职业非货币价值的研究则更为罕见。本文的研究说明,不同职业所具有的内在价值大不相同,其代表了从业者福利水平的巨大差异。父辈除去通过影响子辈的收入和教育等显性特征并进而影响子辈可用货币度量的福利外,还会影响子辈以舒适性、安全性、受尊重程度等职业内在价值为代表的非货币福利。只有将这些特征纳入研究视野,才能更全面地理解代际间经济社会地位的传递。

从影响代际传递的政策来看,现有的研究指出,改革开放以来中国以收入和教育为代表的社会流动性有下降的趋势,这与户籍分割、公共服务不均等因素有关(王学龙和袁易明,2015; Fan et al., 2021)。本文的研究指出,在提供公平的经济活动机会和均等化公共服务赋能弱势群体,并通过再分配等手段直接提高他们收入的同时,政策制订者也应关注其在货币收入以外的其他维度的福利。例如,提升内在价值较低的职业的劳动环境舒适度、凸显其社会价值也是潜在促进社会流动的政策选项。在当前中国经济面临的就业压力巨大、灵活就业群体持续增加的状况下,调整劳动法律制度,对包括劳动保障和社会保险在内的公共服务体系进行相应改革,扩大其覆盖范围,将是提升新就业形态劳动者就业质量的必要举措(李力行和周广肃,2022)。

参考文献

- 陈斌开, 陈思宇. 2018. 流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业? [J]. 经济研究, 53(3): 35-49.
- Chen B K, Chen S Y. 2018. Flowing social capital: Can traditional clan culture affect migrants' employment in modern society? [J]. *Economic Research Journal*, 53(3): 35-49. (in Chinese)
- 陈雅坤, 张皓辰, 杨汝岱, 等. 2022. 经济机会、代际流动性和共同富裕: 一个文献综述[R]. 北京大学中国经济研究中心讨论稿, No. C2022005.
- Chen Y K, Zhang H C, Yang R D, et al. 2022. Economic opportunity, intergenerational mobility, and common prosperity: A survey[R]. CCER Working Paper Series, No. C2022005. (in Chinese)
- 邓曲恒, 王亚柯. 2013. 农民工的工作条件与工资收入: 以补偿性工资差异为视角[J]. 南开经济研究, (6): 134-147.
- Deng Q H, Wang Y K. 2013. Job disamenities and wage of rural migrants in

- China—Based on the analysis of compensating wage differentials [J]. *Nankai Economic Studies*, (6): 134-147. (in Chinese)
- 方福前, 武文琪. 2015. 中国国有与非国有部门职业间工资差异及影响因素的实证研究[J]. *中国工业经济*, (9): 53-68.
- Fang F Q, Wu W Q. 2015. An empirical study on wage differentials and its fluctuations between different occupations in state and non-state departments [J]. *China Industrial Economics*, (9): 53-68. (in Chinese)
- 韩雷, 陈华帅, 刘长庚. 2016. “铁饭碗”可以代代相传吗? ——中国体制内单位就业代际传递的实证研究[J]. *经济学动态*, (8): 61-70.
- Han L, Chen H S, Liu C G. 2016. Can the “Iron Rice Bowl” be passed from generation to generation? —An empirical study on intergenerational transmission of employment within the Chinese state-owned sector [J]. *Economic Perspectives*, (8): 61-70. (in Chinese)
- 纪珽, 潘煜, 林发勤. 2020. 贸易开放对代际间职业流动性的影响——基于中国加入 WTO 的分析[J]. *国际贸易问题*, (9): 1-16.
- Ji T, Pan Y, Lin F Q. 2020. Trade openness and intergenerational occupational mobility—Evidence from China’s WTO accession [J]. *Journal of International Trade*, (9): 1-16. (in Chinese)
- 纪珽, 张国峰. 2021. 代际间职业流动、劳动力配置与中国的劳动生产率[J]. *世界经济*, 44(5): 105-129.
- Ji T, Zhang G F. 2021. Intergenerational occupational mobility, misallocation of talent and labour productivity in China [J]. *The Journal of World Economy*, 44(5): 105-129. (in Chinese)
- 李红阳, 邵敏. 2018. 临时性就业对劳动者工资收入的影响[J]. *财经研究*, 44(1): 113-127.
- Li H Y, Shao M. 2018. The effect of temporary employment on labor wages [J]. *Journal of Finance and Economics*, 44(1): 113-127. (in Chinese)
- 李力行, 周广肃. 2014. 代际传递、社会流动性及其变化趋势——来自收入、职业、教育、政治身份的多角度分析[J]. *浙江社会科学*, (5): 11-22.
- Li L X, Zhou G S. 2014. Intergenerational Transmission and Social Mobility in China: An Analysis of Income, Occupation, Education and Political Status [J]. *Zhejiang Social Sciences*, (5): 11-22. (in Chinese)
- 李力行, 周广肃. 2022. 平台经济下的劳动就业和收入分配: 变化趋势与政策应对[J]. *国际经济评论*, (2): 46-59.
- Li L X, Zhou G S. 2022. Employment and income distribution under the platform

- economy: Trends and policies [J]. *International Economic Review*, (2): 46-59.
(in Chinese)
- 李任玉, 陈悉榕, 甘犁. 2017. 代际流动性趋势及其分解: 增长、排序与离散效应 [J]. *经济研究*, 52(9): 165-181.
- Li R Y, Chen X R, Gan L. 2017. Intergenerational mobility and its decomposition: Growth and structural effects [J]. *Economic Research Journal*, 52(9): 165-181.
(in Chinese)
- 卢盛峰, 陈思霞, 卢洪友. 2012. 家庭背景、职业特征与非工资性收入差距 [J]. *世界经济文汇*, (6): 92-110.
- Lu S F, Chen S X, Lu H Y. 2012. Family backgrounds, occupational characteristics, and non-wage income gaps [J]. *World Economic Papers*, (6): 92-110. (in Chinese)
- 卢盛峰, 陈思霞, 张东杰. 2015. 教育机会、人力资本积累与代际职业流动——基于岳父母/女婿配对数据的实证分析 [J]. *经济学动态*, (2): 19-32.
- Lu S F, Chen S X, Zhang D J. 2015. Educational opportunities, human capital accumulation and intergenerational occupational mobility: An empirical analysis based on the data of parents in law/son-in-law pairs [J]. *Economic Perspectives*, (2): 19-32. (in Chinese)
- 莫怡青, 李力行. 2022. 零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例 [J]. *管理世界*, 38(2): 31-45.
- Mo Y Q, Li L X. 2022. Gig economy and entrepreneurship: Evidence from the entry of food delivery platforms [J]. *Journal of Management World*, 38(2): 31-45.
(in Chinese)
- 钱雪亚, 肖青青. 2015. 工作条件、工资补偿与劳动力市场城乡分割测量 [J]. *统计研究*, 32(8): 37-45.
- Qian X Y, Xiao Q Q. 2015. Working condition, compensation and estimation of urban-rural segmentation in labor market [J]. *Statistical Research*, 32(8): 37-45.
(in Chinese)
- 秦雪征, 刘阳阳, 李力行. 2010. 生命的价值及其地区差异: 基于全国人口抽样调查的估计 [J]. *中国工业经济*, (10): 33-43.
- Qin X Z, Liu Y Y, Li L X. 2010. The value of life and its regional difference: Evidence from China inter-census population survey [J]. *China Industrial Economics*, (10): 33-43. (in Chinese)
- 卿石松. 2011. 工作特征对性别工资差距的作用 [J]. *经济评论*, (6): 72-80.
- Qing S S. 2011. The role of job characters on gender wage differentials in urban

- China[J]. *Economic Review*, (6): 72-80. (in Chinese)
- 邵宜航, 张朝阳. 2016. 关系社会资本与代际职业流动[J]. *经济学动态*, (6): 37-49.
- Shao Y H, Zhang C Y. 2016. Relationship social capital and intergenerational career mobility[J]. *Economic Perspectives*, (6): 37-49. (in Chinese)
- 世界银行. 2019. 世界发展报告 2019: 工作性质的变革[R].
- World Bank. 2019. World Development Report 2019: The Changing Nature of Work [R]. (in Chinese)
- 王学龙, 袁易明. 2015. 中国社会代际流动性之变迁: 趋势与原因[J]. *经济研究*, 50(9): 58-71.
- Wang X L, Yuan Y M. 2015. The social mobility of Chinese society: Trends and causes[J]. *Economic Research Journal*, 50(9): 58-71. (in Chinese)
- 许龙, 高素英, 刘宏波, 等. 2017. 中国情境下员工幸福感的多层面模型[J]. *心理科学进展*, 25(12): 2179-2191.
- Xu L, Gao S Y, Liu H B, et al. 2017. Employee well-being in Chinese context: A multilevel model[J]. *Advances in Psychological Science*, 25(12): 2179-2191. (in Chinese)
- 张国胜, 陈瑛, 徐琛, 等. 2018. 生命价值、职业伤害成本低估与安全事故[J]. *经济研究*, 53(9): 182-198.
- Zhang G S, Chen Y, Xu C, et al. 2018. Value of statistical life, undervalued cost of occupational injuries and production accidents[J]. *Economic Research Journal*, 53(9): 182-198. (in Chinese)
- 赵颖. 2017. 中国劳动者的风险偏好与职业选择[J]. *经济学动态*, (1): 62-76.
- Zhao Y. 2017. The risk preferences and career choices of Chinese workers[J]. *Economic Perspectives*, (1): 62-76. (in Chinese)
- 周兴, 张鹏. 2015. 代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究[J]. *经济学(季刊)*, 14(1): 351-372.
- Zhou X, Zhang P. 2015. Intergenerational occupational mobility and intergenerational income mobility: An empirical research about urban and rural families in China[J]. *China Economic Quarterly*, 14(1): 351-372. (in Chinese)
- Banker S, Bhanot S P, Deshpande A. 2020. Poverty identity and preference for challenge: Evidence from the U. S. and India[J]. *Journal of Economic Psychology*, 76: 102214.
- Becker G S, Tomes N. 1979. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility[J]. *Journal of Political Economy*, 87(6): 1153-1189.

- Becker G S, Tomes N. 1986. Human capital and the rise and fall of families [J]. *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 2): S1-S39.
- Bell A, Chetty R, Jaravel X, et al. 2019. Who becomes an inventor in America? The importance of exposure to innovation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(2): 647-713.
- Black S E, Devereux P J. 2011. Recent developments in intergenerational mobility [M]//Card D, Ashenfelter O. *Handbook of labor economics*. North Holland: Elsevier, 4: 1487-1541.
- Boar C, Lashkari D. 2021. Occupational choice and the intergenerational mobility of welfare[R]. NBER Working Paper, No. 29381.
- Bui Q. 2017-02-09. A secret of many urban 20-somethings: Their parents help with the rent[N]. The New York Times.
- Chetty R, Hendren N, Kline P, et al. 2014. Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 129(4): 1553-1623.
- Deming D J. 2017. The growing importance of social skills in the labor market[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4): 1593-1640.
- Doepke M, Zilibotti F. 2008. Occupational choice and the spirit of capitalism[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 747-793.
- Doepke M, Zilibotti F. 2017. Parenting with style: Altruism and paternalism in intergenerational preference transmission[J]. *Econometrica*, 85(5): 1331-1371.
- Fan Y, Yi J J, Zhang J S. 2021. Rising intergenerational income persistence in China [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(1): 202-230.
- Gong H, Leigh A, Meng X. 2012. Intergenerational income mobility in urban China[J]. *Review of Income and Wealth*, 58(3): 481-503.
- Green F. 2006. *Demanding work: The paradox of job quality in the affluent economy* [M]. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Haider S, Solon G. 2006. Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings[J]. *American Economic Review*, 96(4): 1308-1320.
- He H R, Neumark D, Weng Q. 2021. Do workers value flexible jobs? A field experiment [J]. *Journal of Labor Economics*, 39(3): 709-738.
- Jenkins S. 1987. Snapshots versus movies: 'Lifecycle biases' and the estimation of intergenerational earnings inheritance [J]. *European Economic Review*, 31(5): 1149-1158.
- Jia R X, Lan X H, Padró I Miquel G. 2021. Doing business in China: Parental

- background and government intervention determine who owns business[J]. *Journal of Development Economics*, 151: 102670.
- Kalleberg A L. 2016. Good jobs, bad jobs[M]//Edgell S, Gottfried H, Granter E. The Sage handbook of the sociology of work and employment. London: Sage Publications: 129-147.
- Karasek R A Jr. 1979. Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign [J]. *Administrative Science Quarterly*, 24 (2): 285-308.
- Katz L F, Autor D H. 1999. Changes in the wage structure and earnings inequality [M]//Ashenfelter O C, Card D. Handbook of Labor Economics. North Holland: Elsevier, 3: 1463-1555.
- Kramarz F, Skans O N. 2014. When strong ties are strong: Networks and youth labour market entry[J]. *The Review of Economic Studies*, 81(3): 1164-1200.
- Lawrance E C. 1991. Poverty and the rate of time preference: Evidence from panel data [J]. *Journal of Political Economy*, 99(1): 54-77.
- Lo Bello S, Morchio I. 2022. Like father, like son: Occupational choice, intergenerational persistence and misallocation[J]. *Quantitative Economics*, 13(2): 629-679.
- Luo M, Mongey S. 2019. Assets and job choice: Student debt, wages and amenities [R]. NBER Working Paper, No. 25801.
- Mas A, Pallais A. 2017. Valuing alternative work arrangements[J]. *American Economic Review*, 107(12): 3722-3759.
- Maslow A H. 1943. A theory of human motivation[J]. *Psychological Review*, 50(4): 370-396.
- Maslow A H. 1954. The instinctoid nature of basic needs[J]. *Journal of Personality*, 22(3): 326-347.
- Mazumder B. 2005. Fortunate sons: New estimates of intergenerational mobility in the United States using social security earnings data[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 87(2): 235-255.
- Morgan A C, Laberge N, Larremore D B, et al. 2022. Socioeconomic roots of academic faculty[J]. *Nature Human Behaviour*, 6: 1625-1633.
- Nyblom M, Stuhler J. 2016. Heterogeneous income profiles and lifecycle bias in intergenerational mobility estimation[J]. *Journal of Human Resources*, 51(1): 239-268.
- Nyblom M, Stuhler J. 2017. Biases in standard measures of intergenerational income

- dependence[J]. *Journal of Human Resources*, 52(3): 800-825.
- Ros M, Schwartz S H, Surkiss S. 1999. Basic individual values, work values, and the meaning of work[J]. *Applied Psychology*, 48(1): 49-71.
- Rosen S. 1986. The theory of equalizing differences[M]//Ashenfelter O C, Layard R. *Handbook of labor economics*. North Holland: Elsevier, 1: 641-692.
- Schultz R, Stansbury A. 2022. Socioeconomic diversity of economics PhDs [R]. Working Paper Series WP22-4.
- Solon G. 1989. Biases in the estimation of intergenerational earnings correlations[J]. *Review of Economics and Statistics*, 71(1): 172-174.
- Solon G. 1999. Intergenerational mobility in the labor market[M]//Ashenfelter O C, Card D. *Handbook of labor economics*. North Holland: Elsevier, 3: 1761-1800.
- Sorkin I. 2018. Ranking firms using revealed preference[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3): 1331-1393.
- Spreitzer G M, Cameron L, Garrett L. 2017. Alternative work arrangements: Two images of the new world of work [J]. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 4(1): 473-499.
- Sussman A L. 2017. Can only rich kids afford to work in the art world? [Z]. Artsy.
- Taber C, Vejlin R. 2020. Estimation of a roy/search/compensating differential model of the labor market[J]. *Econometrica*, 88(3): 1031-1069.
- Tay L, Diener E. 2011. Needs and subjective well-being around the world[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101(2): 354-365.
- Viscusi W K, Aldy J E. 2003. The value of a statistical life: A critical review of market estimates throughout the world[J]. *Journal of Risk and Uncertainty*, 27(1): 5-76.

Occupational Choice, Occupational Intrinsic Qualities and the Intergenerational Mobility of Welfare

Boxian Wang¹ Lixing Li¹ Zhuo Nie²

(1. *National School of Development, Peking University;*

2. *School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics*)

Abstract Non-pecuniary aspects, also known as intrinsic qualities of occupations, are important factors reflecting job qualities and are closely related to individual welfare. This paper uses data from the China Family Panel Studies and Chinese General Social Survey to construct indicators that measure the intrinsic qualities of occupations from five

aspects: society, physics, intelligence, autonomy, and safety. It is found that the higher the parental income is, the higher the intrinsic qualities of their children's occupations are. Further analysis shows that there is a significant positive impact on the children's occupations' intrinsic qualities only when the parental income is above a certain threshold. These findings indicate that, in addition to influencing the explicit characteristics such as income and education of the children and thus affecting the welfare measured in monetary terms, parents also affect their children's non-monetary welfare, represented by the intrinsic qualities of occupations such as comfort, safety, and respect. Hence, traditional intergenerational mobility coefficients of income may overestimate social mobility. Incorporating the intrinsic qualities of occupations into the research scope of intergenerational mobility is of great importance for a comprehensive understanding of social mobility issues.

JEL Classification J24, J62, P46

市场机制、社会资本与共同富裕¹

——基于中国多维减贫政策目标的视角

尹俊² 孙博文³ 陈强远⁴ 陈心想⁵

摘要 党的十八大以来,中国开展的精准扶贫使得农村的多维贫困程度显著下降,继续改善农村多维贫困是新时期扎实推动共同富裕的重要环节和必要手段。本文在多维减贫政策目标下,考察了市场机制与社会资本的多维减贫效应及两者作用的关系。基于2014、2016及2018年北京大学中国家庭追踪调查数据(CFPS),采用内生Probit模型进行了实证分析。研究发现:以农地流转市场化为代表的市场机制与农村社会资本都表现出显著的多维减贫效应。进一步分析两者作用的关系发现,市场机制对社会资本的多维减贫效应具有显著替代作用,农地流转市场化水平越高,社会资本的多维减贫效应更弱,更具体地表现为对集体社会资本而非个体社会资本的替代效应。随着市场化转型的推进,集体社会资本的作用被弱化了,市场机制发挥着更为关键的多维减贫效应。异质性分析中,与区域市场化水平较低地区以及农地转入样本相比,区域市场化水平较高地区以及农地转出样本中市场机制对集体社会资本的替代作用更强。机制检验发现,市场机制和个体社会资本对各维度贫困都有一定的缓解作用,市场机制对集体社会资本的替代作用也较为稳健,但对个体社会资本的替代和互补作用在不同减贫渠道中均有体现。针对研究结论,本文提出了推动农地流转市场化、培育农村社会资本以及健全多维减贫机制的对策建议。

关键词 共同富裕;多维减贫;市场机制;社会资本

1 本研究获得国家社会科学基金重大项目“习近平总书记关于贫困治理的思想和实践研究”(19ZDA002)和国家社科基金一般项目“中国特色社会主义学术体系和话语体系研究”(19BSH002)的资助。

2 尹俊,北京大學习近平新时代中国特色社会主义思想研究院研究員,E-mail:jyin@nsd.pku.edu.cn。

3 孙博文(通讯作者),中国社会科学院数量经济与技术经济研究所绿色创新经济研究室副研究员,E-mail:sunbowen@cass.org.cn;

4 陈强远,中国人民大学国家发展与战略研究院副教授,E-mail:chqiangy@126.com。

5 陈心想,中央民族大学民族学与社会学学院教授,E-mail:chen_xinxiang@muc.edu.cn。

0 引言

党的二十大报告指出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。作为一项长远目标,共同富裕是指全体人民在物质和精神等多方面的全面富裕。正如习近平总书记在中央财经委员会第十次会议上所强调的,促进共同富裕与促进人的全面发展是高度统一的。这就意味着共同富裕是一个多维的概念,其基础不仅包括物质生活富裕,还包括精神自信、环境的宜居宜业、社会的和谐和睦、公共服务的普及普惠、文化产品的丰富共享,即实现多维度的幸福生活和人的全面发展(沈扬扬等,2022)。党的十八大以来,中国开展的精准扶贫行动完成了消除绝对贫困的艰巨历史任务,也使得农村的多维贫困程度显著下降,标志着我国在实现共同富裕的道路上迈出了坚实的一大步。其原因在于,中国的精准扶贫并非只是单维度的收入脱贫,而是包括且不限于“两不愁、三保障”的多维减贫,这与共同富裕的多维要求和内涵本质上是一致的。多维减贫超越了唯收入论的单一维度的贫困治理思维,是个体全面发展和促进共同富裕的科学路径和重要的衡量尺度。因此,多维减贫既是中国精准扶贫时期的重要目标,也可作为新的时期扎实推动共同富裕的阶段性的目标。在绝对贫困消除之后,相对贫困依然存在,中国发展不平衡不充分问题仍然突出,城乡、区域之间在收入分配、公共服务和社会保障等方面差距依然较大,实现农村地区相对低收入群体的家庭收入、健康、教育、资产及生活条件等综合福利改善依然属于多维减贫的范畴,换言之,在新的时期继续改善农村的多维贫困是促进共同富裕和实现乡村振兴的重要环节和必要手段(高强和孔祥智,2020;罗必良,2020)。

在此背景下,本文基于党的十八大以来中国开展的精准扶贫行动,探讨成功推动农村多维减贫的科学机制和有效路径,为新的时期扎实推动共同富裕提供理论指引和经验参考。中国精准扶贫的实践证明,开展农村多维减贫必须建立健全政府、市场、社会共同参与的协同机制。党和政府作为多维减贫的主要执行者和领导者,承担着不可替代的关键角色,这方面已有共识,本文不再赘述。市场和社会在多维减贫中的作用同样不可忽视。一方面,市场力量发挥着重要作用。农村的市场化改革可以优化农村资源配置,比如健全农村商品流通与市场化交易机制,实现劳动力、土地等要素市场化,可以提高农民工资收入、经营性收入、土地流转财产收入和农地规模经营收入等,进而激活农村内生发展动力(黄征学等,2019)。另一方面,社会力量也发挥着重要作用。在广大农村地区,基于传统亲缘地缘血缘关系的社会关系网络等社会资本对于农民生产生活条件改善和乡村治理有着持续的作用,这也得到学界的基本共识。

那么,随着农村市场化改革的深入推进,市场机制与社会资本作用的关系如何,替代抑或互补?对于这一问题,现有研究结论存在明显对立。一部分学

者认为市场机制规则清晰、交易成本低,随着市场水平的提升将对社会资本产生替代作用,虽然这也是一个长期过程(Stiglitz,2000)。另一部分学者则认为,社会关系网络等社会资本在新生的市场机制形成过程中未完全被瓦解和替代,而是嵌入到市场机制中,继续发挥作用(Bian and Logan,1996)。比如,农村社会资本有助于降低信息不对称、获得亲友资源帮扶、提高融资能力、改善健康状况、推动土地流转等,还能助力民间出资修建学校、道路、桥梁、水利灌溉设施、民营养老院、民营社会福利机构,为农村提供公共产品(陆铭和李爽,2008;赵剑治和陆铭,2010)。

实际上,对于市场机制与社会资本作用之间关系这一宏大命题的探讨并不容易,已有研究大多基于宏观视角,关注区域市场化指数(樊纲指数)对于农村社会资本作用的影响。本文则另辟蹊径,关注微观视角下的农村内部市场化、农村社会资本和多维减贫政策目标的关系,即基于2014、2016、2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS)构建了农地流转市场化指数和农村多维贫困指数两项指标,并度量了个体和集体社会资本,进而回答以下两个研究问题:第一,农地流转市场化与农村社会资本是否都表现出显著的多维减贫效应?第二,农地流转市场化与农村社会资本作用的关系是替代还是互补,或者农地流转市场化对农村社会资本作用发挥的影响是什么?回答以上两个研究问题,对于构建政府、市场和社会协同发挥作用的 multidimensional poverty reduction mechanism 有着重要启示,也为新时期构建多维促进共同富裕的机制提供了理论参考。与既有研究相比,本文可能的贡献体现在:第一,研究视角上,本文考察了多维减贫的政策目标下市场机制与社会资本的作用及其相互关系。已有研究大多只从收入、消费或其他单一维度福利增加的视角,未考虑多维福利增加的问题。因此本文有助于为构建多维减贫机制、缓解农村多维贫困、提高农民综合福利、推进多维的共同富裕提供政策启示。第二,核心指标构造上,发展了现有研究的测量方法(de Souza Ferreira Filho and Horridge,2014),本文基于CFPS中农地流转参与情况和农地流转租金数据,首次构造了农村内部农地流转市场化指标,此外,还基于A-F框架构造了一个农村多维贫困评价指标体系、测度了农村多维贫困指数,并开展了实证分析。第三,研究方法上,基于农地流转市场化指标与社会资本的工具变量选择,采用内生Probit模型对有关命题进行实证检验,有效缓解了内生估计偏误问题,使得研究结论更加科学可靠。第四,研究内容上,关于市场机制与社会资本的关系研究,大部分学者将焦点放在了劳动力市场上、忽视了土地要素市场化的因素,或者采用宏观视角下的省级樊纲指数展开讨论、忽视了区域与农村内部市场化不同步的问题。本文扩展性地从农村土地要素市场化的视角,系统分析了农地流转市场化与社会资本的多维减贫效应,并探讨了农地流转市场化和农村社会资本的替代和互补关系。

1 文献述评与理论机制

1.1 文献述评

1.1.1 对市场机制与社会资本减贫效应的相关研究

现有研究认为,市场机制与社会资本在促进收入增加和减贫方面均发挥着关键作用。一是市场机制增收与减贫效应方面的研究。诸多研究探讨了市场化对收入增长的促进作用,但对市场化的定义和研究视角有所差异。张爽等(2007)采用樊纲指数探讨了外部区域市场化对农村家庭收入的影响,发现市场机制的增收效应显著。考虑到樊纲指数测度的是省一级层面的市场化指数(樊纲等,2007),不少学者选择其他代理指标测度农村市场化进程。比如,王晶(2013)采用非农就业比例对农村市场化水平进行测度,证实了增收效应的存在。陆铭等(2010)基于村庄非农就业情况和向外移民数量测度农村市场化,证实了消费促进效应。还有学者基于土地市场化视角,证实了土地流转的增收效应等(刘明辉等,2019)。

二是社会资本减贫效应方面的研究。社会资本反映了个体与集体社会关系网络与资源获取能力。Grootaert(1999)指出,社会资本较高的农户更容易进入发达地区的劳动力市场,获得更高的市场收入。柯武刚和史漫飞(2000)发现,社会资本能够弥补市场中的“信息不对称”、降低交易费用,激励个体参与产品、信贷和劳动力市场交易,进而提高个人收入水平。还有类似研究证实了社会资本的直接减贫效应(帅昭文等,2020)、消费促进效应(Narayan and Pritchett, 1997)、经济增长效应(Knack and Keefer, 1997)等。此外, Coleman(1988)发现社会资本有助于为家庭子女提供更好的教育机会,并可以提高教育质量,创造人力资本。王丹利和陆铭(2020)还认为,农村社会资本对于公共产品供给有一定的促进保障作用。

1.1.2 市场机制对社会资本作用的替代或互补关系研究

市场机制与社会资本的作用关系是一个经典命题,涉及经济学与社会学的研究范式差异。经济学认为市场机制的核心是价格机制,人与人之间通过产品价格产生间接联系,而社会学进一步强调了人与人之间的直接互动关系。在促进经济社会发展与福利改善的进程中,市场机制与社会资本两者都扮演着关键角色,但也存在较为复杂的互动关系。

一种观点认为两者存在互补关系。市场机制与社会资本之间互动嵌入,在市场化过程中社会资本作用得到强化。根据经典的“权力持续/精英循环”理论(Rona-Tas, 1994),在市场化转型的过程中,社会资本非但没有消失,反而是深

度嵌入、协同发挥作用,好的一方面在于,社会资本充当了市场转型摩擦中的“润滑剂”作用,两者协同发挥互补作用,但坏处在于社会关系网络或政治权力在市场化进程中持续主导资源配置,造成严重的资源错配和腐败问题。现有研究也发现了这一关系,在中国由计划经济体制向市场经济体制转型的过程中,社会资本持续深入地“嵌入”市场化进程,导致市场化对社会资本作用的发挥表现出持续促进作用(边燕杰和张文宏,2001);社会资本并没有因为市场化水平的提升而消失,而是会依托于计划经济时代形成的权威体系深度“嵌入”市场化进程,为市场化提供道德规范、信任互惠以及其他市场需求的有价值资源,而且相关资源的获得都依赖于社会资本的培育,单凭市场可能无法实现(张文宏和张莉,2012)。Knight and Yueh(2002)采用中国的城市调查数据研究了社会资本在劳动力市场上的作用,发现社会资本在私有部门的回报率高于国有部门,这在很大程度上意味着社会资本“嵌入”到劳动力市场之中。张顺和程诚(2012)同样在劳动就业市场上证实了市场化对社会网络资本收入促进作用的强化。王晶(2013)研究了农村地区市场化对社会资本作用的影响,发现社会网络、社会信任等社会资本具有显著的收入促进效应,且农村市场化显著强化了社会资本的这一效应,两者之间表现出显著的互补作用。

另一种观点认为两者存在替代关系。市场化削弱了社会资本作用的发挥,社会资本与市场化机制的资源配置作用发挥是独立且不相容的,两者存在此消彼长的替代关系(Nee, 1996)。根据“权力转移/精英再生”理论(Szelenyi, 1978),在市场化转型的进程中,原本依靠社会资本或者政治权力获得资源的精英,其地位会因为市场资源配置主体地位的提升而逐渐弱化。随着市场制度的不断完善,“规则型”治理的边际交易成本越来越低,市场逐渐成为资源配置的主要方式,成熟的法律、市场制度会对传统的社会关系网络构成冲击(王永钦, 2006),基于社会关系网络的资源配置方式将会被削弱。比如,张爽等(2007)质疑了Knight and Yueh(2002)的研究结论,以收入减贫为福利目标,发现市场化弱化了社会资本的效应,具有替代作用。陆铭等(2010)发现,随着中国农村市场化水平不断提升,互助、公民参与以及信任等三种社会资本未能帮助中国农村家庭抵御自然灾害对消费的负面冲击,农村市场化以及正式保险机制对传统社会资本这一非正式保险机制产生了替代作用。

1.1.3 影响市场机制与社会资本作用关系的外部约束条件

进一步研究发现,市场机制对社会资本作用发挥的影响,在不同的经济社会条件下有所差异,关键取决于两个因素:市场化程度与社会资本的结构属性(张文宏和张莉,2012;边燕杰等,2012)。一方面,在市场化程度较低的阶段,社会资本可以充当市场化转型进程中的“润滑剂”促进市场交易完成,这意味着市场机制和社会资本之间存在互补关系(张克中,2005)。随着市场化程度的提

高,市场交易规则更加清晰、交易成本也更低,导致市场机制对交易成本相对较高的社会资本产生替代作用。另一方面,根据结构属性分类,社会资本可以分为私人属性与公共属性,市场机制对私人属性的个体社会资本(Bourdieu, 1986)与公共属性的集体社会资本(Putnam, 1995)影响存在差异。集体社会资本具有典型的公共产品属性,能在一定程度上弥补“信息不对称”问题,降低交易费用、激励个体在产品、信贷和劳动力市场上进行交易,因此与市场机制可能表现出替代关系。而个体社会资本可利用“人情”关系网络获得社会资源,这一作用可能会超过集体社会资本的信息供给作用(边燕杰,2004),尤其在以血缘、亲缘和地缘为纽带的农村地区,人情关系是乡村社会关系网络的核心,使得市场机制与社会资本可能表现出一定的互补关系。

基于以上文献综述,下面提出本文的理论机制。

1.2 理论机制

1.2.1 市场机制与社会资本的多维减贫效应

多维贫困的症结点在于能力贫困(Sen, 1985),不仅体现为收入/消费这一结果变量的贫困属性,还与教育等人力资本、农村公共基础设施(道路、供水、供电、供气)和社会保障等公共品的供给保障密切相关。我们认为市场机制与社会资本都有助于促进多维减贫。一方面,市场机制的不断完善有助于农民通过农产品市场化交易、外出打工、农地流转等渠道获得经营性收入、工资性收入、财产性收入等,有助于降低家庭贫困,并提升公共产品的供给。另一方面,社会资本不仅有助于农民通过社会关系网络提高资源获得能力、促进收入增长,还有助于吸引民间资本投入,修建道路、供水供电设施、学校、养老机构等,成为农村公共产品供给的重要渠道和补充。进一步分类来看,无论是集体社会资本还是个体社会资本,都有多维减贫效应,集体社会资本更多反映的是其他人的社会关系网络对多维减贫的促进作用,个体社会资本则更多反映的是私人社会网络对多维减贫的促进作用,两者的作用可能存在一定差异,但都有正向的促进作用。因此我们认为,市场机制与农村社会资本都可能存在多维减贫效应,对于构建多维减贫机制均至关重要。据此,提出假设1。

假设1: 市场机制与社会资本均表现出多维减贫效应。

1.2.2 市场机制与社会资本多维减贫效应之间的关系

相关研究提示我们,探讨市场机制与社会资本的作用关系需要分情况讨论。在现有研究的基础上,本文试图构建市场机制影响社会资本多维减贫效应的综合理论框架:从制度经济学的视角看,随着中国农村市场化转型的深入推进,市场交易机制规则更清晰、交易成本会更低,使得市场机制逐渐对社会资本

产生愈加明显的替代作用。进一步从社会资本的公共属性和私人属性来看,结合社会资本具有的“信息”和“人情”双重功能(边燕杰和张文宏,2001)可知,其公共产品属性越强、外部性越大,则“信息”供给能力越强,依赖于集体社会资本便可以很好地减少道德风险、逆向选择问题,这与市场机制的属性相似,因此两者存在替代关系。还有一种解释,根据费孝通(1985)的“差序格局”理论,农村社会关系网络中家庭相对缺乏自己与他人的概念、仅存在圈内人与圈外人之分,强调社会资本的公共属性。而市场机制会加剧圈内人竞争、使得圈内主体成为事实上的利益圈外人,长此以往,市场制度将会替代传统人情,进而影响社会结构。但市场机制与个体社会资本的作用之间可能存在互补关系,这与“人情”关系网络对家庭资源获得的保障作用不无关系,比如,家庭通过社会关系网络提高了外出务工概率、促进熟人土地流转等,个体社会资本深度嵌入了市场机制,因此发挥了互补作用。据此,提出假设2。

假设2:随着市场化水平的提升,市场机制对社会资本的多维减贫效应具有显著替代作用,但主要表现为对集体社会资本而非个体社会资本的替代,即市场化水平越高,集体社会资本的多维减贫效应更弱。

2 研究设计

2.1 计量模型

鉴于被解释变量的二值属性,建立面板 Probit 模型开展实证分析:

$$P_r(\text{MPI}_{it} = 1) = \Phi[\alpha_0 + \alpha_1 \text{SC}_{it} + \alpha_2 \text{RM}_{it} + \alpha_3 \text{SC}_{it} \times \text{RM}_{it} + X'\gamma + \varepsilon_{it}] \quad (1)$$

其中,MPI为家庭多维贫困指数。 $P_r(\text{MPI}_{it} = 1)$ 表示在 t 年第 i 个家庭发生多维贫困概率。核心解释变量为农村市场化RM和农村社会资本SC,两者交互项 $\text{SC}_{it} \times \text{RM}_{it}$ 用以检验农村市场化与社会资本作用之间的关系,交互项系数为正则意味着两者在多维减贫方面存在替代效应,反之则存在互补作用。 X 为控制变量,对一系列个体、家庭以及村庄维度变量进行控制, ε_{it} 为残差项。

(1)被解释变量:农户多维贫困指数(MPI)。基于Sen(1985)的多维贫困理论并借鉴联合国开发计划署多维评价指标体系,表1构建了包含收入、健康、教育、资产和生活状况指标在内的多维贫困评价体系。采用等权赋值法确定指标权重^①,

^① 多维贫困评价指标体系的权重赋值方法较多,应用较多的权重赋值方法包括等权赋值法、BP神经网络法、主成分分析法等。采用当前国内外普遍认可的维度与指标等权重法,即在维度等权重的条件下,再在各维度下给予每个指标相同的权重。更重要的是,这种等权重方法权衡了各指标对家庭资产贫困贡献度大小,确保不同年度数据结果连续可比性。

并基于 A-F 方法框架(Alkire and Foster,2011)测度了多维贫困指数 MPIK^①。MPIK 中的 K 代表多维贫困虚拟变量设定的临界值,其中 $K \in (0,1)$, $K=1/2$ 则意味着超过一半的指标处于贫困剥夺状态。K 越大多维贫困标准越严格、多维贫困发生率越低。

表 1 多维贫困评价指标体系

一级指标	编号	二级指标	CFPS 调查问卷	贫困剥夺标准界定
收入	1	人均纯收入	家庭人均纯收入	低于 2300 元(根据 2010 年可比价调整),则认为存在收入剥夺。
健康	2	健康状况	您认为自己的健康状况如何? 1. 非常健康;2. 很健康;3. 比较健康;4. 一般;5. 不健康。	选项为 4,5
教育	3	受教育年限	您的受教育程度:1. 文盲/半文盲;2. 小学;3. 初中;4. 高中;5. 大专;6. 大学本科;7. 硕士;8. 博士。	选项为 1,2
生活状况	4	做饭用水	您家做饭用的水最主要是:1. 江河湖水;2. 井水;3. 自来水;4. 桶装水/纯净水/过滤水;5. 雨水;6. 窖水;7. 池塘水/山泉水;77. 其他。	选项为 1,2,5,6
	5	通电	您家通电的情况是怎样? 1. 没通电;2. 经常断电;3. 偶尔断电;4. 几乎未断电。	选项为 1,2
	6	燃料	您家做饭用的最主要燃料是:1. 柴草;2. 煤炭;3. 罐装煤气/液化气;4. 天然气/管道煤气;5. 太阳能/沼气;6. 电;77. 其他做饭燃料。	选项为 1,2
	7	住房状态	您家目前存在下列哪些住房困难情况? 1. 12 岁以上的子女与父母同住一室;2. 老少三代同住一室;3. 12 岁以上的异性子女同住一室;4. 有的床晚上架起白天拆掉;5. 客厅里也架起了睡觉的床;77. 其他住房困难;78. 没有上述困难情况。	选项为 1~5

① 具体方法思路是,首先构建剥夺矩阵 h ,其矩阵的基本元素取值为:若 $y_{ij} < z_j$ (第 i 户家庭在第 j 项福利指标上遭受剥夺),那么 $h_{ij} = w_j$;若 $y_{ij} \geq z_j$ (第 i 户家庭在第 j 项福利指标上未遭受剥夺),则 $h_{ij} = 0$; y_{ij} 表示 i 户家庭在 j 项福利指标的赋值水平, z_j 表示第 j 项福利指标的剥夺临界值或者贫困线, w_j 表示第 j 项福利指标的权重 $\sum_{j=1}^{\infty} w_j = 1$ 。在剥夺矩阵 h 的基础之上,可进一步构建剥夺得分列向量 $c = (c_1, c_2, \cdots, c_n)$,计算家庭剥夺得分,其中 $c_i = \sum_j h_{ij}$,表示第 i 户家庭的剥夺得分 $MPI \in (0,1)$ 。

续表

一级指标	编号	二级指标	CFPS 调查问卷	贫困剥夺标准界定
	8	农用机械	您家有哪些农用机械? 1. 拖拉机; 2. 脱粒机(包括打稻机);3. 机引农 具;4. 抽水机(包括水泵);5. 加工 机械;77. 其他固定资产;78. 以上 都没有。	数值为 78 被剥夺,2016 及 2018 年问卷调整为农用机械 价值,若为 0 则被剥夺。
资产	9	耐用消费品	您家有下列物品吗? 1. 汽车;2. 电 动自行车;3. 摩托车;4. 电冰箱、冰 柜;5. 洗衣机;6. 电视机;7. 家用电 脑;8. 组合音响;9. 摄像机;10. 照 相机;11. 空调;12. 手机;13. 值钱 家具;14. 高档乐器;77. 首饰等其 他耐用消费品;78. 以上都没有。	数值为 78 被剥夺,2016 及 2018 年问卷调整为农用机械 价值,若为 0 则被剥夺。

(2) 核心解释变量一:市场机制。本文从农村要素市场化的角度寻找市场机制的代理变量。已有研究大多基于农村非农业就业的劳动力要素市场视角,缺乏从土地要素市场视角的分析。本文则从农地流转市场化的视角对市场机制开展分析。农地流转市场化程度,已有研究主要是从是否签订市场化合同契约、交易对象是否是熟人等角度进行评价,而这两个方面都与农地流转租金相关。一方面,签订市场化合同契约代表着更高的市场交易属性,由于价格机制是市场机制的核心,因此更高的市场交易属性也意味着农地流转租金这一价格信号能够有效反映农地的市场供求状况和资源稀缺程度。虽然理论上根据经典地租理论,农地流转租金决定于土地价值,但是若缺乏规范的土地市场和市场化合同契约的保障,就可能出现农地流转租金远低于市场均衡价格的情况,无法反映出土地的价值。另一方面,熟人交易主要依赖社会关系网络开展土地流转,代表着较低的市场水平,因此存在大量的农地流转租金价格为零或者远低于市场均衡价格的情况。综上,虽然农地流转租金价格也会受到级差地租等多个因素的影响,但总体而言,市场化程度越高则平均租金水平越高(de Souza Ferreira Filho and Horridge,2014),市场化程度较低的情况下,农地流转租金价格则会远低于市场均衡价格(Ma et al.,2015)。因此,本文借鉴以往的研究(Wang et al.,2015;罗必良等,2017;仇童伟等,2019,2020),将农地流转租金的价格作为农村要素市场化的代理变量,即农地流转租金越高,农村要素市场化程度越高。借鉴 de Souza Ferreira Filho and Horridge(2014)的做法,本文基于 CFPS 数据中农地租金数据,估算单位面积租金指标 b ,构造了基于农地流转市场化的市场机制 I 和 II,分别采用村庄租金中位数 cid_zcmr 以及均值 cid_zcaar 表示,根据以下公式测算:

$$b = \frac{a}{c \times d} \quad (2)$$

其中, b 为家户农地流转价格或单位农地面积租金收入, a 为家户农地流转租金总收入, c 为人均农地面积, d 为家户人口数量。

具体计算过程说明如下:第一,基于租金收入而非支出数据。原因在于,租金收入来源比较明确,租金收入的唯一来源是农地流转出去,且大多属于“一对一”而极少存在“一对多”情况^①,方便计算平均租金收入(图1(a)、图1(b)和图1(c))。相比而言,租金支出情况复杂,除以“一对一”方式租赁土地外,存在农业大户“一对多”租用农地情况、难以估算单位农地租金支出数据^②。第二,基于家户人口规模估算农地面积。考虑到2014年之后无法从CFPS数据中得到连续的农地面积数据,鉴于此,采用各省人均耕地面积进行替代。为尽量避免测量误差带来的潜在估计偏误问题,后文将控制省级固定效应和人均耕地面积指标进行稳健性分析。

(3) 核心解释变量二:社会资本。限于数据指标,本文重点关注结构性社会资本(社会关系网络)而非认知性社会资本(如信任),并根据结构属性将其分为个体(家庭)社会资本及集体(村庄)社会资本两类。(1)个体社会资本 $\lnrqzc$,反映了个体或家庭人情社会关系网络,采用家庭人情支出取对数测算。参照已有研究(如马光荣和杨思艳,2011;周广肃等,2014;陈浩和王佳,2016;谭燕芝等,2017;赵羚雅,2019;王强,2019),家庭人情支出是衡量家庭社会资本的重要代理变量,人情支出越高意味着家庭与亲朋、邻居交往越频繁,社会关系网络也越发达。而且,人情支出如婚丧嫁娶、升学、拜年、生孩子等一般具有“刚性支出”的特征,支出标准通常约定俗成,与风俗习惯相关,因而,人情支出金额能够很大程度上反映出支出渠道的数量,这体现了社会资本的 network 特性。在CFPS问卷中,问题设置为“过去12个月,您家因为亲朋好友家里有人结婚、考上大专/大学、生小孩、去世、拜年(给压岁钱)或者其他因素,总共出了多少人情礼?(元)”。也有研究认为,家庭收入是人情支出的重要影响因素(如赵剑治和陆铭,2010),应该使用人情支出的家庭收入占比这一变量,以剔除家庭收入的影响。这一指标的问题是,对于中西部收入偏低或者贫困程度较低的家庭而言,

① 中国家庭追踪调查数据(CFPS)仅涉及农地流转市场中的普通农户,没有涉及家庭农场、合作社以及企业等其他农地流转主体。农户是唯一的农地流入主体,农户可能从其他农户、家庭农场、合作社等流入农地。农户也是唯一农地流出主体,农户可能将农地流向其他农户、合作社或者家庭农场等。

② 有学者指出,农地流转中的农地转入租金能够较好地反映农户层面的农地流转市场化程度。主要是因为,土地转入户被视为市场的主动行动者,转入户一般会根据需求而寻找合适的土地,并且大多不会专门寻求交易对象(仇童伟等,2019),本文由于无法识别土地租金支出的农户分布,则选择农户租金收入进行测算。

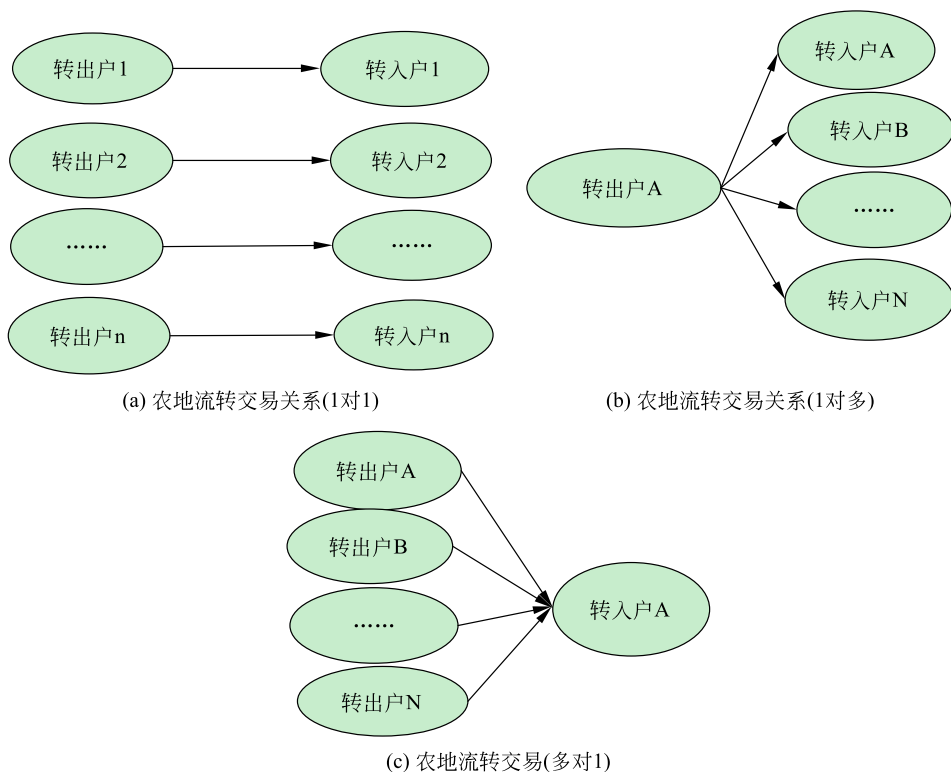


图1 平均租金收入的计算

资料来源:笔者绘制整理。

由于人情支出的“刚性”特征,容易出现人情支出和收入的“倒挂”现象——收入低的家庭反而表现出更高的人情支出占比,也因此对应着更高的社会资本水平,这显然与事实不符。而且,本研究中鉴于被解释变量多维贫困指数中包含了家庭人均纯收入,若将人情支出占家庭收入比重指标作为核心解释变量,则会造成严重的内生估计偏误。鉴于以上分析,本文采用了人情支出绝对值的设定。(2)集体社会资本 $\lnrqzc\_other$,反映了社会资本的公共属性,借鉴张爽等(2007)的做法,将集体社会资本界定为“排除本家庭外的村庄其他家庭社会资本平均数”,这一设定既可以缓解集体社会资本的联立内生问题,也有助于反映集体社会资本公共产品属性和外部性特征,还能避免集体社会资本被村庄固定效应吸收。

(4) 其他控制变量。参照现有研究(Grootaert, 1999; 张爽等, 2007; 周广肃等, 2014),影响家庭多维贫困的控制变量分为个体和家户两类。个体层面控制变量有:户主性别 $gender$ (1=男; 0=女),在中国农村传统的影响下,男性户主一般拥有更强的社会协调能力和更多社会资源;户主年龄 age ,户主年龄越大,可

能会体弱多病,不利于家庭生活水平的改善;户主受教育年限 $\text{edu}^{\text{①}}$,教育人力资本的积累是家庭摆脱贫困的长效机制,教育水平越高意味着较强的技能水平和机械操作能力,家庭贫困发生率往往越低;户主婚姻状况 $\text{marry}^{\text{②}}$ (非独居=1,独居=0,非独居状态包括在婚、同居,独居状态包括未婚、离婚以及丧偶),良好的婚姻状况影响了家庭幸福感水平,有助于为促进家庭成员工作提供精神力量支持。家庭层面控制变量有:家庭土地是否征用 tdzy (1=是,0=否),农地征用补偿通过改善家庭收入促进多维减贫;家庭规模 fmlscale ,反映了家庭成员人口数,家庭规模会直接降低人均收入水平,但也意味着更广泛的社会关系网络与务工规模都会对多维减贫产生影响。

2.2 数据来源与统计描述

本文使用的数据来自北京大学中国家庭追踪调查数据(CFPS)。CFPS旨在通过追踪调查个体、家庭、社区三个层次的数据,对具体的经济活动、教育成果、家庭关系以及健康医疗等多个维度的内容进行调查,反映中国社会、经济和人口等方面的变迁。CFPS覆盖全国25个省(区、市)(除新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏、海南和港澳台地区),采用三阶段不等概率的整群抽样设计,目标样本规模为16000户,调查对象为样本中的全部家庭成员,这25个省(区、市)的人口约占全国总人口(不含港、澳、台)的95%,因此,CFPS的样本可以视为全国性的样本,具有较好的代表性。CFPS数据2010年正式开始调查访问,目前已经公开2010年、2012年、2014年以及2016年数据,部分公开到2018年的数据。基于相关指标数据的有效性筛选,遴选出2014、2016、2018三年不平衡面板数据,共计样本10201个。表2报告了主要变量内涵及统计描述特征。随着多维贫困标准K的提升($1/4 \rightarrow 1/3 \rightarrow 1/2$),多维贫困程度也在逐渐增加,多维贫困发生率从68.6%下降至54.2%和13.1%,农地租金中位数和均值分别从2014年的221元、257元增加到2018年的321元、426元,农地流转市场化水平不断提升,个体和集体社会资本水平也不断提升。

① CFPS问卷中涉及的问题是:您的受教育程度:1.文盲/半文盲;2.小学;3.初中;4.高中;5.大专;6.大学本科;7.硕士;8.博士。按照受教育年限法将教育水平划分为五个等级:A.文盲、半文盲人口,定义该人群的受教育年限为3年;B.小学,定义该人群受教育年限为6年;C.初中,定义该人群受教育年限为9年;D.高中(包括普通高中、中专、职高等),定义该人群受教育年限为12年;E.大专及以上,由于实际调研过程中,该类人群几乎为0,因此定义该人群受教育年限为15年。

② CFPS问卷中的问题是:您的婚姻状况? 1.未婚;2.在婚(有配偶);3.同居;4.离婚;5.丧偶,将1,4,5视为独居,其他视为非独居。

表 2 统计描述

变量	名称	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
MPI025	浅度多维贫困 (K=1/4)	1=是;0=否	10201	0.686	0.464	0	1
MPI033	多维贫困 (基准) (K=1/3)	1=是;0=否	10201	0.542	0.498	0	1
MPI050	深度多维贫困 (K=1/2)	1=是;0=否	10201	0.132	0.338	0	1
lncid_zcmar	市场机制 I	村庄农地流转租金中位数	10201	2.477	2.819	0	7.091
lncid_zcaar	市场机制 II	村庄农地流转租金平均值	10201	2.774	2.890	0	7.108
lnrqzc	个体社会资本	家庭人情礼支出取对数	10201	7.354	1.940	0	11.51
lnrqzc_other	集体社会资本	排除本家庭外的村庄其他家庭社会资本平均数取对数	10201	7.991	0.771	2.944	10.22
gender	户主性别	1=男;0=女	10201	0.517	0.500	0	1
age	户主年龄	年龄	10201	44.24	15.85	16	98
edu	户主教育程度	受教育年限	10201	9.184	2.428	6	15
Marry	户主婚姻状况	是否独居 (1=独居, 0=非独居)	10201	0.667	0.471	0	1
tdzy	家庭土地征用	1=征用,0=未征用	10201	0.0614	0.240	0	1
fmlscale	家庭规模	家庭成员数量	10201	4.667	2.187	1	17

3 实证分析

3.1 工具变量基准回归

考虑到市场机制与社会资本的潜在内生问题,有必要选择合适的工具变量开展回归分析。遗漏变量、互为因果、测量误差等一系列因素产生内生性问题,导致估计偏误。一是遗漏变量问题。多维贫困指数的计算包含了家庭收入、健康、教育、资产以及生活等多方面的指标,控制变量的选择理应穷尽对相关变量的影响因素,但由于 CFPS 样本数据的局限性,这一要求难以满足。二是互为因果关系。多维贫困与农地流转市场化、社会资本之间也可能存在互动内生问题。家庭的贫困程度会在一定程度上影响其参与农地流转意愿,也会影响其社会关系网络。三是测量误差问题。对于农村市场化的测度方法较多,包括商品及要素层面的相关指标计算。本文从不同视角构造了农地流转市场化指数作

为市场机制的代理变量,旨在缓解测量误差的内生估计偏误。此外,社会资本的测度方法也是纷繁复杂,即便在劳动力市场中对社会资本界定较为清晰的领域,也存在着社会网络、关系、资源等混杂的社会资本概念,导致研究结果莫衷一是。本文在变量设定与估计模型时,已在村庄层面的集体社会资本计算过程中排除了家庭因素,其联立内生性问题得到了缓解。

为此,本文缓解内生问题的重点是寻求个体社会资本、农地流转市场化的工具变量。在从“相关性”及“外生性”的视角初步判定其有效性的基础上,进一步基于 ivprobit 模型中 Wald 内生性检验以及 AR 弱工具变量检验,对本文合适的工具变量进行遴选。

一方面,个体社会资本的工具体量选择。根据现有研究,笔者整理了以下四个工具变量备选:(1)“正式组织参与”(IV1)。“正式组织参与”是家庭社会资本积累的重要方式,但可能对家庭贫困存在直接影响,留待检验。(2)“村庄信任平均水平”(IV2)。选用村庄层面的行为均值作为家庭层面的工具变量是常见做法(如高虹和陆铭,2010;丁冬等,2013)。IV2 的有效性体现在,村庄层面信任水平促进村庄公共活动参与,有效扩展了家庭层面的社会资本,满足了“相关性”特征;村庄层面信任水平反映了村庄整体公共活动活跃程度,也不直接影响家庭福利,满足“外生性”要求。另外,基于村庄信任这一认知性社会资本构造工具变量,也与本研究中的集体社会资本指标显著区分。(3)“祭祖扫墓”(IV3)。在中国尤其是农村,祭祖扫墓是重要的文化传统和习俗,对农民建立、维持和拓展社会网络具有积极影响,符合工具变量“相关性”要求;另外,在农村,无论富贵贫贱,亲朋好友均会一起祭祖扫墓,逢年过节参与祭祖扫墓更是不可或缺的一种仪式,符合工具变量“外生性”要求(赵羚雅,2019)。(4)“家庭是否参加选举”(IV4)。农户是否参加选举与农户家庭的社会资本相关,因为选举本身代表一种政治性社会资本,其结构、关系和认知等不同维度将会对农户社会资本产生影响;但是,农户是否参加选举与影响多维贫困的其他因素是无关的,因为国家规定年满十八周岁的公民均有选举权,具有法定外生性(车四方等,2019)。通过 Wald 和 AR 统计量检验可知,仅 IV2 和 IV3 同时满足 Wald 和 AR 统计量均拒绝原假设的要求,Wald 分别为 7.12($p=0.0076$)和 4.26($p=0.0390$),AR 统计量分别为 8.17($p=0.0043$)和 4.57($p=0.0326$),支持了社会资本内生以及工具变量拒绝弱工具变量的要求,考虑到 IV2 的统计量显著性更强,本文采用了“村庄信任平均水平”(IV2)的设定。

另一方面,农地流转市场化的工具变量选择。本文以村庄距离县城距离 $\ln czed$ 这一自然地理变量作为村庄农地流转市场化的工具变量进行回归。这一自然地理变量满足严格外生条件,另外工具变量与农地流转市场化指标也存在显著相关性。根据农地流转市场化指标计算公式,其体现了农地流转意愿以及

农地流转价格的综合信息。农户距离城市距离远近以及交通便捷性,与其是否选择外出务工息息相关,并且影响农户农地流转意愿和行为。除此之外,根据级差地租理论,农地租金或者地租受其地理位置、土地肥沃程度和距离市场远近等因素影响,这意味着农户距离县城距离与农地流转市场化水平可能存在显著相关关系。工具变量检验发现 Wald 和 AR 值分别为 24.44($p=0.000$)和 33.55($p=0.000$),证实了工具变量的有效性。

表 3 报告了基准回归结果。其中,列(1)和列(2)未考虑核心解释变量内生问题,报告了面板 Probit 的估计结果,发现个体社会资本、集体社会资本与市场机制的系数均显著为负,均能够显著降低家庭贫困发生率;另外,从社会资本与市场机制的交互项看,仅集体社会资本与市场机制的交互显著为正,意味着市场机制对集体社会资本的多维减贫效应表现出一定的替代作用,但对个体社会资本作用发挥影响不显著,初步证实了假设 1 和假设 2。进一步地,列(3)和列(4)报告了综合考虑社会资本和市场机制内生问题的 ivprobit 工具变量回归结果。研究发现,个体社会资本的多维减贫效应依然显著,然而,考虑工具变量之后,集体社会资本的多维减贫效应变得不显著。此外,市场机制与集体社会资本存在显著替代关系。这一研究结论再次证实了假设 1 和假设 2,也为“权力转移/精英再生”理论增添了新证据。因此,本文从农地流转市场化的角度证实了市场机制对农村社会资本作用的替代效应,表明在农村市场化进程中,“规则型”治理的边际交易成本越来越低,市场逐渐成为资源配置的主要方式,市场机制对基于人情社会关系网络的乡村社会进行重构,也彰显了深化农村市场化改革、积极推动农地流转市场化的重要意义。综上可知,除集体社会资本外,在缓解内生问题之后核心解释变量系数符号及显著性未发生显著改变,但系数大小有明显下降,有效克服了核心解释变量内生估计偏误,使得结论更加科学可靠。接下来的分析均基于 ivprobit 工具变量回归结果。

表 3 工具变量基准结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	xtprobit		ivprobit	
	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
个体社会资本	-0.0435 *** (0.0099)	-0.0359 *** (0.0103)	-0.6541 *** (0.0381)	-0.6939 *** (0.0419)
集体社会资本	-0.1101 *** (0.0240)	-0.1227 *** (0.0247)	0.3063 * (0.1744)	0.3606 * (0.1850)
市场机制 I	-0.1991 *** (0.0525)		-0.6565 *** (0.1897)	
市场机制 II		-0.2043 *** (0.0516)		-0.5547 *** (0.1009)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	xtprobit		ivprobit	
	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
个体社会资本×市场机制 I	-0.0023 (0.0027)		-0.0242 (0.0957)	
集体社会资本×市场机制 I	0.0236 *** (0.0069)		0.1122 *** (0.0080)	
个体社会资本×市场机制 II		-0.0049 * (0.0026)		-0.0422 (0.0955)
集体社会资本×市场机制 II		0.0267 *** (0.0067)		0.1179 *** (0.0090)
户主性别	-0.1399 *** (0.0270)	-0.1392 *** (0.0270)	-0.0943 *** (0.0269)	-0.0885 *** (0.0277)
户主年龄	0.0181 *** (0.0009)	0.0180 *** (0.0009)	0.0051 * (0.0029)	0.0053 * (0.0029)
户主教育程度	-0.2239 *** (0.0064)	-0.2241 *** (0.0064)	-0.0686 ** (0.0333)	-0.0654 * (0.0351)
户主婚姻状况	-0.3420 *** (0.0308)	-0.3419 *** (0.0308)	-0.1022 (0.0691)	-0.1017 (0.0714)
家庭土地征用	-0.0241 (0.0562)	-0.0246 (0.0561)	-0.1210 ** (0.0530)	-0.0985 * (0.0512)
家庭规模	0.0313 *** (0.0064)	0.0313 *** (0.0064)	0.0277 *** (0.0055)	0.0257 *** (0.0054)
Observations	10201	10201	10201	10201
Wald test of exogeneity	—	—	26.93[$p=0.00$]	25.82[$p=0.00$]

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平显著，括号内表示稳健标准误，以下各表同。

控制变量分析发现，家庭户主年龄越大、家庭成员数量越多，则多维贫困发生概率越高，家庭户主为男性、教育程度增加、家庭土地征用等都有助于改善家庭多维贫困；家庭婚姻状态的改善也有助于促进多维减贫，但未通过显著检验。

3.2 稳健性讨论

表4报告了不同策略下的稳健性检验结果：(1)被解释变量替换为传统收入贫困指标 poverty。若家庭人均纯收入低于2300元(根据2010年可比价调整)，则认为存在收入贫困；(2)构造市场机制Ⅲ指标：农地流转参与率 cid_zcrate。计算公式为：农地流转人口参与率 = $\sum(\text{农地转出户} \times \text{家户人口规模}) / \text{村庄总人口}$ ，这一指标表示农地流转市场交易主体数量和参与水平，反映了农

地流转交易活跃度和市场发育水平。对于家户是否参与农地流转,可根据CFPS问卷中问题FS2“家户是否存在租用土地行为”以及FS4“家户是否存在出租土地行为”进行识别,将存在以上行为两类家户均界定为流转户;(3)构造市场机制IV指标:零租金家户比重 zero_rate2。鉴于土地转出租金能够反映农地流转市场化的发育程度,本文进一步构造了村庄农地转出零租金占农地流转比重指标,以反映农地流转市场化水平,这一指标的合理性在于,零租金或者低租金流转通常发生在熟人关系网络之间,而且也未签订正式的流转合同,导致农地流转市场化水平偏低;(4)控制人均耕地面积。加入省级层面人均耕地面积变量,控制各省人均耕地面积差异因素,以进一步减少其对村庄农地流转平均租金的影响;(5)采用面板logit固定效应模型。加入村庄和省级固定效应,以控制不随时间变动的村庄及省级不可观测因素。表4中稳健性结果显示^①,不同稳健性策略下,个体社会资本和市场机制都表现出显著的多维减贫效应,集体社会资本的多维减贫效应不存在,而且市场机制对集体社会资本表现出显著的替代作用,结论总体稳健。

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	poverty	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
个体社会资本	-0.6552 *** (0.0544)	-0.6561 *** (0.0372)	-0.0684 *** (0.0127)	-0.6402 *** (0.0459)	-0.0747 *** (0.0171)
集体社会资本	0.3591 * (0.1906)	0.6946 *** (0.1389)	0.0282 (0.0336)	0.2856 * (0.1730)	-0.1912 *** (0.0437)
市场机制 I	-0.4189 *** (0.1189)			-0.6647 *** (0.1020)	-0.3078 *** (0.0904)
农地流转参与率		-12.0446 (10.1102)			
零租金家户比重			-1.0454 *** (0.3258)		
个体社会资本×市场机制 I	-0.0502 (0.1081)			-0.0207 (0.0963)	-0.0037 (0.0046)
集体社会资本×市场机制 I	0.1097 *** (0.0119)			0.1093 *** (0.0095)	0.0372 *** (0.0118)
个体社会资本×农地流转参与率		-3.3159 *** (1.1468)			

① 限于篇幅,稳健性检验中,列(1)、列(4)和列(5)仅报告了市场机制I有关结果,市场机制II的结论同样稳健。

续表				
	(1) poverty	(2) MPI033	(3) MPI033	(4) MPI033
集体社会资本×农地流转参与率		1.9405*** (0.1539)		
个体社会资本×零租金家户比重			-0.1463*** (0.0426)	
集体社会资本×零租金家户比重			0.0317* (0.0170)	
Observations	10201	10201	10201	10201

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著，控制变量结果未呈现，下同。

3.3 结论异质性

3.3.1 区域市场化异质性

外部市场环境有可能通过一定的传导机制影响农村内部市场化机制发挥作用。本文基于东中西地区市场化水平差距设置外部市场化环境变量,进一步设定东部地区虚拟变量 east,根据 CFPS 数据库调查样本,将东部地区设定为 1,中西部地区设定为 0,用以检验区域市场化存在差异情况下本文有关结论的特征。除了社会资本与市场机制的系数之外,本文关注的核心是东部地区虚拟变量与市场机制和社会资本的三乘交互项系数,即通过“个体社会资本×市场机制×东部地区”以及“集体社会资本×市场机制×东部地区”的交互项系数,观察区域市场化水平是强化还是弱化了农村内部市场化对社会资本的替代作用。

表 5 报告了区域市场化异质性回归结果。一方面,从区域异质性看,列(1)显示,与个体社会资本相比,仅“集体社会资本×市场机制 I×东部地区”交互项系数显著为正,列(2)中也发现仅“集体社会资本×市场机制 II×东部地区”交互项系数显著为正,表明与中西部地区相比,在市场化水平更高的东部地区农村市场化机制对社会资本的替代作用更显著,且仅表现在集体社会资本层面。另一方面,从省级市场化指数异质性看,本文通过获取王小鲁等(2018)测算的宏观省级市场化指数或樊纲指数 mi,对外部市场化环境的影响作用进行异质性讨论,为确保调节变量尽量外生,采用 2014 年樊纲指数与本文数据库匹配,构造了“个体社会资本×市场机制×樊纲指数”以及“集体社会资本×市场机制×樊纲指数”的三重交互项。列(3)和列(4)结果显示,与个体社会资本相比,仅“集体社会资本×市场机制 I×樊纲指数”和“集体社会资本×市场机制 II×樊纲指数”的交互项系数显著为正,表明随着地区市场化水平的提升,农村市场化对社会资本的替代作用越强,且仅体现在集体社会资本层面,这一结论侧面印证了区

域异质性的稳健性。究其原因,区域市场化对农村内部市场化进程影响表现出一定的压力倒逼机制,我国市场化改革的深入推进,促进形成了农村内外联动的市场化机制,并协同社会资本成为多维减贫的有效路径。

表 5 区域市场化异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	区域异质性		市场化异质性	
	MPI033	MPI033	MPI033	MPI033
个体社会资本	-0.6414 *** (0.0407)	-0.6806 *** (0.0438)	-0.6411 *** (0.0453)	-0.6809 *** (0.0494)
集体社会资本	0.2111 (0.1906)	0.2504 (0.2045)	0.2691 (0.1773)	0.3178 * (0.1861)
市场机制 I	-0.9875 *** (0.1561)		-0.7610 *** (0.1198)	
市场机制 II		-0.9109 *** (0.1743)		-0.6738 *** (0.1207)
东部地区	-0.1934 *** (0.0407)	-0.2253 *** (0.0428)		
樊纲指数			-0.0321 ** (0.0129)	-0.0333 ** (0.0133)
个体社会资本×市场机制 I×东部地区	-0.0020 (0.0064)			
集体社会资本×市场机制 I×东部地区	0.0044 * (0.0026)			
个体社会资本×市场机制 II×东部地区		-0.0043 (0.0062)		
集体社会资本×市场机制 II×东部地区		0.0075 * (0.0044)		
个体社会资本×市场机制 I×樊纲指数			-0.0010 (0.0015)	
集体社会资本×市场机制 I×樊纲指数			0.0012 ** (0.0006)	
个体社会资本×市场机制 II×樊纲指数				-0.0016 (0.0015)
集体社会资本×市场机制 II×樊纲指数				0.0018 * (0.0010)
Observations	10201	10201	10201	10201

注:为使结果简洁,未呈现调节变量与个体社会资本、集体社会资本和市场机制的交叉项结果,下同。

3.3.2 多维贫困深度异质性

表 6 报告了浅度多维贫困 ($K=1/4$) 和深度多维贫困 ($K=1/2$) 样本下的结果差异。市场机制与社会资本的作用及互动关系可能与多维贫困深度密切相关。我国已消除了绝对贫困,但以实现共同富裕为目标的多维减贫任务还将持续。列(1)和列(3)结果显示,在不同多维贫困水平下,个体社会资本与市场机制 I 的多维减贫效应都显著,而且市场机制 I 对集体社会资本表现出显著的替代作用。从影响程度看,与浅度贫困户相比,个体社会资本与市场机制 I 对深度贫困家庭的多维减贫效应更大,而且市场机制 I 也对集体社会资本表现出更强的替代效应。同理,列(2)和列(4)中将市场机制 I 替换为市场机制 II 之后,发现总体结论依然稳健。综合结论可知,社会资本与市场机制对不同程度的多维贫困都有显著的脱贫效应,这一点并没有实质差异,而且市场机制对集体社会资本的替代作用都显著。由于深度多维贫困家户的收入、生活条件、资产情况剥脱更为严重,从而可以通过农地流转收入和社会关系网络资源支持积极脱贫,呈现更强的脱贫边际效应。另外,随着家庭多维贫困的改善,社会资本与市场机制依然表现出较强的多维减贫效应,凸显了后扶贫时代构建市场机制与社会资本协同作用的多维减贫机制的必要性。

表 6 多维贫困深度异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	浅度多维贫困 ($K=1/4$)		深度多维贫困 ($K=1/2$)	
	MPI025	MPI025	MPI050	MPI050
个体社会资本	-0.6595 *** (0.0356)	-0.7037 *** (0.0334)	-0.6756 *** (0.0332)	-0.7218 *** (0.0296)
集体社会资本	0.1941 (0.1700)	0.2449 (0.1773)	0.2135 (0.1760)	0.2668 (0.1845)
市场机制 I	-1.1824 * (0.6714)		-1.2436 * (0.6610)	
市场机制 II		-1.0661 (0.6643)		-1.1158 * (0.6553)
个体社会资本×市场机制 I	0.0409 (0.0853)		0.0466 (0.0855)	
集体社会资本×市场机制 I	0.1131 *** (0.0073)		0.1153 *** (0.0065)	
个体社会资本×市场机制 II		0.0203 (0.0834)		0.0238 (0.0839)
集体社会资本×市场机制 II		0.1198 *** (0.0070)		0.1228 *** (0.0058)
Observations	10201	10201	10201	10201

3.3.3 农地流转方向异质性

表 7 报告了农地流转方向异质性结果。对于农户土地流转行为,学界多使用农户家庭是否参与农地转出或农地转入来表示农户是否参与土地流转的行为。为此,本研究分别设定了农地转入 TDZR 和农地转出 TDZC 两个虚拟变量,以及构造了“个体社会资本×市场机制×农地转入”以及“集体社会资本×市场机制×农地转出”的交互项。综合列(1)和列(2)结果可知,对于农地转入和农地转出样本而言,个体社会资本、市场机制 I 和市场机制 II 都表现出显著的多维减贫效应,并且集体社会资本的脱贫作用不存在,这一点与基准结论类同。差别在于两点:一方面,从农地流转方向看,农地转出 TDZC 的多维减贫效应显著,而农地转入 TDZR 的效果不明显,农地流入和农地流出的减贫效应具有不对称性。与农地转出户相比,农地转入家庭拥有相对更强的经济实力和市场信息获取、整合能力,农地流转行为对其多维减贫效应不明显,转入户的土地规模收益效应不显著;相比而言,转出户通过获得租金直接促进多维减贫,而且农地转出之后外出务工收入也会显著增加(夏玉莲和匡远配,2017)。另一方面,从三重交互项来看,与农地转入相比,也仅农地转出与市场机制和集体社会资本的交互项(集体社会资本×市场机制×农地转出)系数显著为正,意味着农地转出强化了市场机制对集体社会资本的替代作用,这可能与农地转出之后外出务工增加与城乡劳动市场一体化水平的提升有关,就业市场化水平的提升强化了市场机制的作用发挥。

表 7 农地流转方向异质性

	(1) 农地转入 MPI033	(2) 农地转出 MPI033
个体社会资本	-0.6551 *** (0.0369)	-0.6951 *** (0.0416)
集体社会资本	0.3008 * (0.1738)	0.3571 * (0.1844)
市场机制 I	-0.6861 *** (0.1832)	
市场机制 II		-0.5642 *** (0.1995)
农地转入	0.0440 (0.0456)	
农地转出		-0.1598 * (0.0818)

续表

	(1)	(2)
	农地转入	农地转出
	MPI033	MPI033
个体社会资本×市场机制 I ×农地转入	0.0009 (0.0068)	
集体社会资本×市场机制 I ×农地转入	-0.0031 (0.0070)	
个体社会资本×市场机制 I ×农地转出		-0.0086* (0.0047)
集体社会资本×市场机制 I ×农地转出		0.0114** (0.0052)
Observations	10201	10201

4 机制分析

表 8 基于多维贫困指数 (MPI033) 的分解, 报告了具体作用机制是回归结果^①。本文表 1 多维贫困评价指标体系以及各指标的贫困剥夺标准将多维贫困指数分解为收入贫困 BDpincome、健康贫困 BDhealth、教育贫困 BDedu、生活状况贫困 (清洁用水贫困 BDewater、用电贫困 BDelec、燃料贫困 BDelec、住房贫困 BDhc)、资产贫困 (农机贫困 BDagri、耐用消费品贫困 BDduraa) 等方面。根据列 (1) 至列 (9) 结果不难发现, 个体社会资本对家庭各维度贫困剥夺都有显著的抑制作用, 传统意义上的农村家庭人情社会关系网络对于增加农民收入、促进健康改善、改善教育水平、摆脱生活贫困与资产贫困依然扮演着关键角色; 集体社会资本仅对健康贫困存在显著改善作用, 对清洁用水贫困、用电贫困、住房贫困的改善作用未通过显著检验; 市场机制方面, 农地流转市场化机制也对家庭各维度贫困剥夺表现出显著的抑制作用, 且仅耐用消费品渠道未通过显著检验; 最后, 从市场机制对社会资本作用的影响来看, 无一例外, 市场机制与集体社会资本的交互项 ($\lnrqzc\_other \times \ln cid\_zmar$) 系数均显著为正, 表明市场机制对集体社会资本表现出显著的替代作用, 另外, 市场机制与个体社会资本的交互项 ($\lnrqzc \times \ln cid\_zmar$) 系数则有正有负, 两者的关系在健康减贫、清洁用水减贫和用电减贫方面表现出显著的替代作用, 而在农机减贫方面反而表现出显著的互补作用。综上结果, 整体上类似于基准结果, 在各个减贫渠道中, 个体社会资本与市场机制的减贫效应都显著, 而且市场机制对集体社会资本表现出

① 限于篇幅, 仅报告了市场机制 I 有关结果, 市场机制 II 的结论稳健。

表 8 多维减贫机制

[illegible]

显著的替代作用,而对个体社会资本的替代或互补作用在各渠道均有所体现,但总体上对多维减贫层面不显著。

5 研究结论与启示

建立健全政府、市场、社会共同参与的多维减贫协同机制是党的十八大以来中国精准扶贫的重要经验,也是新时期扎实推动共同富裕的科学路径。关于政府的作用研究已经很多,但关于市场机制与社会资本的作用和互动关系的研究仍是一个经典且有争议的命题。在既有研究的基础上,本文基于农地流转市场化 and 多维减贫政策目标的视角对这一命题进行研究,基于2014、2016及2018年北京大学中国家庭追踪调查数据(CFPS),采用内生 ivprobit 模型进行了实证分析。研究发现:(1)市场机制和社会资本都表现出显著的多维减贫效应;(2)市场机制对社会资本具有显著的替代作用,农地流转市场化水平越高,则社会资本的多维减贫效应更弱,更具体地表现为对集体社会资本而非个体社会资本的替代;(3)对区域市场化及农地流转方向异质性分析发现,与区域市场化水平较低地区以及农地转入样本相比,区域市场化水平较高地区以及农地转出样本中市场机制对集体社会资本的替代作用更强;(4)机制检验发现,个体社会资本和市场机制对各维度贫困渠道都有一定的缓解作用,市场机制对集体社会资本的替代作用也较为稳健,但对个体社会资本的替代和互补作用在不同减贫渠道中均有体现。针对相关结论,有以下政策启示:

第一,健全完善政府、市场、社会协同发挥作用的多维减贫机制。扎实推动共同富裕和全面推进乡村振兴阶段,要更加重视多维减贫的政策目标导向,为此需要发挥政府、市场、社会的协同作用。健全多维减贫机制,既要发挥有为政府的作用,还要发挥有效市场和社会资本的作用,要深化农村市场化改革、发挥市场机制的资源配置作用,同时重视传统农村人情关系网络的社会治理作用,促进乡村治理进程中正式制度与非正式制度协同配合、高效融合,更好地实现多维减贫的综合福利改善目标。同时要强调的是,多维减贫机制的完善也要做到重点突出,本研究显示,农村市场机制对社会资本总体上表现出替代作用,随着农村市场化改革的深入推进,市场机制由于交易成本低、规则清晰,将对乡村社会关系网络这一社会资本进行替代,进而重构乡村治理基础,因此农村市场化改革将发挥更为重要的作用。与此同时,考虑到中国农村问题的复杂性及社会资本的重要作用,这并不意味着摒弃传统社会治理模式、在农村实现完全市场化,而是要注重激发市场机制与社会资本的共同积极作用,巩固乡村振兴的治理基础。

第二,持续深化农村要素市场化改革,不断提高农地流转市场化水平。农

地流转市场化是促进农地规模经营、提高土地利用效率、促进农民增收的关键。本文发现,农村市场化尤其是农地流转市场化水平的提升具有持续、稳定的多维减贫效应。政府应持续深化农村要素市场化改革,不断完善农村产权制度,夯实农地流转的制度基础。持续深化“三权分置”改革,在保持农村土地承包关系稳定并长久不变以及保障农民土地承包经营权前提下,健全土地经营权流转服务体系,提高农地流转参与水平。建立与完善区域性农村产权交易服务平台,准确、及时发布产权交易信息,消除农地流转过程中的信息不对称问题,提高农地流转市场化水平。在农地流转市场不断完善的基础上,坚持市场化改革方向,加快完善农村劳动力、资本以及技术市场,不断完善农村产品市场流通体系、健全农村市场化运行机制,提高农村村民的市场适应力。

第三,积极培育农村社会资本,优化社会资本结构。本文发现社会资本具有显著的多维减贫效应,尤其是个体社会资本有着重要的作用。因此,既要充分发挥个体社会关系网络的“资源引流”作用,提高个体社会资本水平,吸引更多资源要素流向农村,助力降低农村多维贫困水平。同时,要不断整合乡贤资源、老乡企业家资源以及村民精英,支持成立农村高质量发展帮扶工作小组,为农民工返乡创业、乡贤扶贫开发投入、社会帮扶创造良好的环境氛围。此外,要加大对农村社区服务、就业培训、体育活动以及娱乐文化中心等公共产品投入,提高村民社会活动参与度,丰富社会资本。

第四,健全多维减贫评价机制,因地制宜设定过渡期多维减贫目标。多维减贫与共同富裕、乡村振兴具有内在目标、逻辑与实现路径的一致性。本文所构建的多维贫困评价指标体系不仅包含了收入指标,还包含教育、基础设施建设等诸多公共产品供给和基本公共服务保障指标,体现了共同富裕和乡村振兴的要求。本研究发现,市场机制与社会资本协同发挥作用,有助于促进这一目标实现,这既为推进多维减贫、共同富裕和乡村振兴提供了方向抓手,也提供了实践路径。因此,在“五年过渡期”及未来更长一段时间,政府可以探索建立健全多维减贫评价机制,根据不同地区的资源禀赋、政策帮扶力度以及帮扶政策特征,探索性地设定差异化多维减贫目标,比如在当前消除绝对贫困的基础上,针对不同地区,适度调整、增删一些新的就业、健康、教育以及生活条件改善等方面的多维减贫指标,并将其纳入推动共同富裕和乡村振兴建设的落实任务,推动脱贫攻坚与共同富裕、乡村振兴的有效衔接。

参考文献

- 边燕杰,张文宏. 2001. 经济体制、社会网络与职业流动[J]. 中国社会科学,(2): 77-89.

- Bian Y J, Zhang W H. 2001. Economic systems, social networks and occupational mobility[J]. *Social Sciences in China*, (2): 77-89. (in Chinese)
- 边燕杰. 2004. 城市居民社会资本的来源及作用: 网络观点与调查发现[J]. 中国社会科学, (3): 136-146.
- Bian Y J. 2004. Source and functions of urbanites' social capital: A network approach[J]. *Social Sciences in China*, (3): 136-146. (in Chinese)
- 边燕杰, 王文彬, 张磊, 等. 2012. 跨体制社会资本及其收入回报[J]. 中国社会科学, (2): 110-126.
- Bian Y J, Wang W B, Zhang L, et al. 2012. Institution-crossing social capital and its income returns[J]. *Social Sciences in China*, (2): 110-126. (in Chinese)
- 车四方, 谢家智, 姚领. 2019. 社会资本、农村劳动力流动与农户家庭多维贫困[J]. 西南大学学报(社会科学版), 45(2): 61-73.
- Che S F, Xie J Z, Yao L. 2019. Social capital, rural labor mobility and multidimensional poverty of rural households [J]. *Journal of Southwest University (Social Sciences Edition)*, 45(2): 61-73. (in Chinese)
- 陈浩, 王佳. 2016. 社会资本能促进土地流转吗? ——基于中国家庭追踪调查的研究[J]. 中南财经政法大学学报, (1): 21-29.
- Chen H, Wang J. 2016. Can social capital promote farmland transfer? A case study based on China family panel studies [J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, (1): 21-29. (in Chinese)
- 丁冬, 王秀华, 郑风田. 2013. 社会资本、农户福利与贫困——基于河南省农户调查数据[J]. 中国人口·资源与环境, 23(7): 122-128.
- Ding D, Wang X H, Zheng F T. 2013. Social capital, farmers welfare and poverty: Based on the data of farmers in Henan [J]. *China Population, Resources and Environment*, 23(7): 122-128. (in Chinese)
- 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 2007. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2006 年度报告[M]. 北京: 经济科学出版社.
- 费孝通. 1985. 乡土中国[M]. 北京: 生活·读书·新知三联书店.
- 高虹, 陆铭. 2010. 社会信任对劳动力流动的影响——中国农村整合型社会资本的作用及其地区差异[J]. 中国农村经济, (3): 12-24, 34.
- Gao H, Lu M. 2010. The impacts of social trust to rural labour migration: The role of integrative social capital in rural China and its regional differences[J]. *Chinese Rural Economy*, (3): 12-24, 34. (in Chinese)
- 高强, 孔祥智. 2020. 论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 41(3): 120-128.
- Gao Q, Kong X Z. 2020. On relative poverty and measures to cope with it [J].

- Journal of Xinjiang Normal University (Edition of Philosophy and Social Sciences)*, 41(3): 120-128. (in Chinese)
- 黄征学, 高国力, 滕飞, 等. 2019. 中国长期减贫, 路在何方? ——2020年脱贫攻坚完成后的减贫战略前瞻[J]. 中国农村经济, (9): 2-14.
- Huang Z X, Gao G L, Teng F, et al. 2019. Where is the way for China to reduce poverty for a long time? Prospects for poverty reduction strategies after the completion of poverty alleviation in 2020 [J]. *Chinese Rural Economy*, (9): 2-14. (in Chinese)
- 柯武刚, 史漫飞. 2000. 制度经济学: 社会秩序与公共政策[M]. 韩朝华, 译. 北京: 商务印书馆.
- 刘明辉, 卢飞, 刘灿. 2019. 土地流转行为、农业机械化服务与农户农业增收——基于CFPS2016数据的经验分析[J]. 南京社会科学, (2): 26-33.
- Liu M H, Lu F, Liu C. 2019. Study on the influence of farmers' land transfer behavior, agricultural mechanization services on farm household agricultural income: Experience analysis based on CFPS 2016 data [J]. *Nanjing Journal of Social Sciences*, (2): 26-33. (in Chinese)
- 陆铭, 李爽. 2008. 社会资本、非正式制度与经济发展[J]. 管理世界, (9): 161-165, 179.
- Lu M, Li S. 2008. The social capital, the informal system and the economic growth [J]. *Journal of Management World*, (9): 161-165, 179. (in Chinese)
- 陆铭, 张爽, 佐藤宏. 2010. 市场化进程中社会资本还能够充当保险机制吗? ——中国农村家庭灾后消费的经验研究[J]. 世界经济文汇, (1): 16-38.
- Lu M, Zhang S, Sato H. 2010. Does social capital help households cope with natural disaster during marketization? Evidence from rural China [J]. *World Economic Papers*, (1): 16-38. (in Chinese)
- 罗必良, 邹宝玲, 何一鸣. 2017. 农地租约期限的“逆向选择”——基于9省份农户问卷的实证分析[J]. 农业技术经济, (1): 4-17.
- Luo B L, Zou B L, He Y M. 2017. The “adverse selection” problem of agricultural land lease term: Based on the empirical analysis of the questionnaire of farmers in 9 provinces and regions [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, (1): 4-17. (in Chinese)
- 罗必良. 2020. 相对贫困治理: 性质、策略与长效机制[J]. 求索, (6): 18-27.
- Luo B L. 2020. Relative poverty control: Nature, strategy and long-term mechanism [J]. *Seeker*, (6): 18-27. (in Chinese)
- 马光荣, 杨恩艳. 2011. 社会网络、非正规金融与创业[J]. 经济研究, 46(3): 83-94.

- Ma G R, Yang E Y. 2011. Social networks, informal finance and entrepreneurship [J]. *Economic Research Journal*, 46(3): 83-94. (in Chinese)
- 仇童伟, 罗必良, 何勤英. 2019. 农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析[J]. *中国农村观察*, (4): 128-144.
- Qiu T W, Luo B L, He Q Y. 2019. Market transition of agricultural land transfer: Theory and evidence based on the relationship between transaction partners and land rents[J]. *China Rural Survey*, (4): 128-144. (in Chinese)
- 仇童伟, 罗必良, 何勤英. 2020. 农地产权稳定与农地流转市场转型——基于中国家庭金融调查数据的证据[J]. *中南财经政法大学学报*, (2): 133-145.
- Qiu T W, Luo B L, He Q Y. 2020. Land tenure stability and transition of land rental market: Evidence from China household finance survey [J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, (2): 133-145. (in Chinese)
- 沈扬扬, 詹鹏, 周云波. 2022. “共同富裕”视角下的中国农村多维贫困——来自CHIP 2013—2018 的证据[J]. *经济科学*, (3): 35-49.
- Shen Y Y, Zhan P, Zhou Y B. 2022. Common prosperity and multidimensional poverty in rural China: Evidence from CHIP 2013—2018[J]. *Economic Science*, (3): 35-49. (in Chinese)
- 帅昭文, 吴本健, 陈心想. 2020. 族际通婚对民族地区减贫的影响研究——以人口较少民族为例[J]. *中央民族大学学报(哲学社会科学版)*, 47(3): 98-109.
- Shuai Z W, Wu B J, Chen X X. 2020. Study on the impact of intermarriage of ethnic groups on poverty reduction in ethnic areas: Case study on less populated ethnic groups [J]. *Journal of Minzu University of China (Philosophy and Social Sciences Edition)*, 47(3): 98-109. (in Chinese)
- 谭燕芝, 张子豪, 睦张媛. 2017. 非正规金融能否促进农户脱贫——基于CFPS 2012 年微观数据的实证分析[J]. *农业技术经济*, (2): 41-50.
- Tan Y Z, Zhang Z H, Sui Z Y. 2017. Can informal finance promote farmer's poverty alleviation? An empirical analysis based on CFPS micro data in 2012[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, (2): 41-50. (in Chinese)
- 王丹利, 陆铭. 2020. 农村公共品提供: 社会与政府的互补机制[J]. *经济研究*, 55(9): 155-173.
- Wang D L, Lu M. 2020. Provision of rural public goods in China: The mechanism of society-government complementarities[J]. *Economic Research Journal*, 55(9): 155-173. (in Chinese)
- 王晶. 2013. 农村市场化、社会资本与农民家庭收入机制[J]. *社会学研究*, 28(3): 119-144.
- Wang J. 2013. Rural marketization, social capital and the mechanisms of rural

- family income[J]. *Sociological Studies*, 28(3): 119-144. (in Chinese)
- 王强. 2019. 社会资本的反贫困机制——基于农村困难家庭全国性调查的实证研究[J]. 学习与实践, (6): 83-95.
- Wang Q. 2019. Anti-poverty mechanism of social capital[J]. *Study and Practice*, (6): 83-95. (in Chinese)
- 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 2019. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社.
- 王永钦. 2006. 市场互联性、关系型合约与经济转型[J]. 经济研究, 41(6): 79-91.
- Wang Y Q. 2006. Interlinking markets, relational contract and economic transition [J]. *Economic Research Journal*, 41(6): 79-91. (in Chinese)
- 夏玉莲, 匡远配. 2017. 农地流转的多维减贫效应分析——基于5省1218户农户的调查数据[J]. 中国农村经济, (9): 44-61.
- Xia Y L, Kuang Y P. 2017. Multidimensional poverty reduction effects of farmland transfer: An analysis based on data collected from 1218 farm households in five provinces[J]. *Chinese Rural Economy*, (9): 44-61. (in Chinese)
- 张克中. 2005. 中国经济转型的社会资本分析[J]. 江西财经大学学报, (3): 9-11.
- Zhang K Z. 2005. The social capital research on China's economic transition[J]. *Journal of Jiangxi University of Finance and Economics*, (3): 9-11. (in Chinese)
- 张爽, 陆铭, 章元. 2007. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强? ——来自中国农村贫困的实证研究[J]. 经济学(季刊)(2): 539-560.
- Zhang S, Lu M, Zhang Y. 2007. Does the strength of social capital on poverty reduction fall or rise during marketization? Evidence from rural China[J]. *China Economic Quarterly*, (2): 539-560. (in Chinese)
- 张顺, 程诚. 2012. 市场化改革与社会网络资本的收入效应[J]. 社会学研究, 27(1): 130-151.
- Zhang S, Cheng C. 2012. Market reforms and the income effects of social network capital[J]. *Sociological Studies*, 27(1): 130-151. (in Chinese)
- 张文宏, 张莉. 2012. 劳动力市场中的社会资本与市场化[J]. 社会学研究, 27(5): 1-24.
- Zhang W H, Zhang L. 2012. Social capital and marketization in the labor market [J]. *Sociological Studies*, 27(5): 1-24. (in Chinese)
- 赵剑治, 陆铭. 2010. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J]. 经济学(季刊), 9(1): 363-390.
- Zhao J Z, Lu M. 2010. The contribution of Guanxi to income inequality in rural China and a cross-regional comparison: A regression-based decomposition [J]. *China Economic Quarterly*, 9(1): 363-390. (in Chinese)

- 赵羚雅. 2019. 社会资本、民间借贷与农村居民贫困[J]. 经济经纬, 36(5): 33-40.
- Zhao L Y. 2019. Social capital, private lending and farmers' poverty[J]. *Economic Survey*, 36(5): 33-40. (in Chinese)
- 周广肃, 樊纲, 申广军. 2014. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界, (7): 12-21.
- Zhou G S, Fan G, Shen G J. 2014. The income disparity, the social capital and health: A case study based on China family panel studies [J]. *Journal of Management World*, (7): 12-21. (in Chinese)
- Alkire S, Foster J. 2011. Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement[J]. *The Journal of Economic Inequality*, 9(2): 289-314.
- Bian Y J, Logan J R. 1996. Market transition and the persistence of power: The changing stratification system in urban China[J]. *American Sociological Review*, 61(5): 739-758.
- Bourdieu P. 1986. The forms of capital[M]//Richardson J. *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. New York: Greenwood Press, 241-258.
- Coleman J S. 1988. Social capital in the creation of human capital[J]. *American Journal of Sociology*, 94: S95-S120.
- de Souza Ferreira Filho J B, Horridge M. 2014. Ethanol expansion and indirect land use change in Brazil[J]. *Land Use Policy*, 36: 595-604.
- Grootaert C. 1999. Social capital, household welfare, and poverty in Indonesia[R]. The World Bank.
- Knack S, Keefer P. 1997. Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4): 1251-1288.
- Knight J, Yueh L. 2002. The role of social capital in the labour market in China[R]. Oxford University, Department of Economics Discussion Paper.
- Ma X L, Heerink N, Feng S Y, et al. 2015. Farmland tenure in China: Comparing legal, actual and perceived security[J]. *Land Use Policy*, 42: 293-306.
- Narayan D, Pritchett L. 1997. Cents and sociability: Household income and social capital in rural Tanzania[R]. The World Bank.
- Nee V. 1996. The emergence of a market society: Changing mechanisms of stratification in China[J]. *American Journal of Sociology*, 101(4): 908-949.
- Putnam R D. 1995. Bowling alone: America's declining social capital[J]. *Journal of Democracy*, 6(1): 65-78.
- Rona-Tas A. 1994. The first shall be last? Entrepreneurship and communist cadres in the transition from socialism[J]. *American Journal of Sociology*, 100(1): 40-69.
- Sen A. 1985. *Commodities and capabilities*[M]. Oxford: Elsevier Science Publishing Co.

- Stiglitz J E. 2000. *Economics of the public sector* [M]. 3rd ed. New York: W. W. Norton & Company.
- Szelenyi I. 1978. Social inequalities in state socialist redistributive economies [J]. *International Journal of Comparative Sociology*, 19(1/2): 63-87.
- Wang H, Riedinger J, Jin S Q. 2015. Land documents, tenure security and land rental development: Panel evidence from China [J]. *China Economic Review*, 36: 220-235.

Market Mechanism, Social Capital and Common Prosperity —From the Perspective of China's Multi-dimensional Poverty Governance

Jun Yin¹ Bowen Sun² Qiangyuan Chen³ Xinxiang Chen⁴

- (1. *Institute of Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era, Peking University*;
2. *Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences*;
3. *National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China*;
4. *School of Ethnology and Sociology, Minzu University of China*)

Abstract Since the 18th National Congress of the Communist Party of China (CPC), China's targeted poverty alleviation has significantly reduced the level of multi-dimensional poverty in rural areas. Continued multi-dimensional poverty governance is an important stage and a necessary means to promote common prosperity in the new era. Under the goal of multi-dimensional poverty reduction policy, we examine the multi-dimensional poverty reduction effect of market mechanism (marketization of farmland transfer) and social capital and the relationship between them. Based on the 2014, 2016, and 2018 China Family Panel Studies (CFPS) data, the ivprobit model is used for empirical analysis. Results show that, both market mechanism and social capital play a significant role in multi-dimensional poverty reduction. Further analysis of the relationship between the two shows that, the marketization mechanism has a substitution effect on social capital, that is, the higher the level of marketization of farmland transfer, the weaker the multi-dimensional poverty reduction effect of social capital, which is more specifically expressed as a substitution effect on collective social capital. This means that with the deepening of the market-oriented transformation, the role of collective social capital has been weakened, and the process of rural marketization has a substitution effect. In the heterogeneity analysis, compared with the low level of regional marketization and the samples of farmland transfer-in, the substitution effect of market mechanism on collective social capital is stronger in the regions with higher level of regional marketization and samples of farmland transfer-out. The mechanism test shows that, the

market mechanism and individual social capital have a certain mitigation effect on all dimensions of poverty, and the substitution effect of the market mechanism on collective social capital is also relatively stable, but the substitution and complementary effects on individual social capital vary in different poverty alleviation channels. Based on the research conclusions, this paper puts forward countermeasures and suggestions to promote the marketization of farmland transfer, cultivate rural social capital, and establish the multidimensional poverty reduction mechanism.

JEL Classification Q13, I32, Z13

最低工资政策能否提升劳动者健康¹

——来自区县级数据的证据

张思涵² 郭四维³ 曲兆鹏⁴ 张明昂⁵

摘 要 本文利用中国各区县之间最低工资水平调整时间和幅度的差异,构建了一个广义双差分模型,对最低工资政策能否提升劳动者健康问题进行了系统的经验分析。研究表明,最低工资政策显著提高了劳动者的健康水平。进一步根据收入分组分析发现,该政策提高了低收入者的健康水平,对中高收入者的健康没有影响。对该效应的机制分析表明:增加劳动者被正式雇佣的机会、增加收入水平、增加健康投资、改善健康行为是这一效应得以实现的主要途径;相反,由于最低工资提高,劳动者增加工作时间,对健康状况产生负面影响的机制并不显著。本文的结论深化了对于最低工资政策影响的认识,为更科学全面评估我国的最低工资政策提供了新的参考。

关键词 最低工资政策;劳动者健康;广义双重差分模型;区县数据

0 引言

最低工资政策作为保障低收入劳动者、促进社会平等的最重要的劳动力市场制度之一,受到全球各国政府的普遍重视,并在世界范围内的大多数国家中得到广泛推行与实施。因此最低工资政策的影响也一直是劳动经济学和公共政策中的经典问题和热门话题,得到了学术界、政府和公众的广泛关注。

但长期以来,对这一问题的研究和讨论,主要集中在有关最低工资政策对劳动者的劳动力市场表现和经济福利方面,比如就业、收入、不平等和贫困等,对这一政策可能具有的间接影响,比如劳动者健康状况等非劳动力市场表现方面研究和讨论则相对不足(Horn et al., 2017)。

1 作者感谢国家自然科学基金项目(72203247)的资助,感谢匿名审稿专家的宝贵建议。文责自负。

2 张思涵,北京信息科技大学经济管理学院讲师,E-mail:zhangsihan_zsh@163.com。

3 郭四维,清华大学经济管理学院博士研究生,E-mail:siwei.guo@columbia.edu。

4 曲兆鹏(通讯作者),南京大学商学院副教授,E-mail:qu@nju.edu.cn。

5 张明昂,中央财经大学财政税务学院助理教授,E-mail:zma_econ@126.com。

劳动者的健康状况是影响其福利状况的重要指标,尤其是对于低收入劳动者而言,健康状况的好坏直接决定其是否有能力提高收入,逃离“低收入陷阱”。在此次新冠肺炎疫情期间,相比于中高收入群体而言,低收入群体面临着更加严重的健康威胁(Whitehead et al., 2021)。健康的不平等不仅是社会不平等的重要体现,同时由于健康在经济增长和发展中的重要作用(Bloom and Canning, 2000),也将进一步加剧发展的不平衡,阻碍经济增长与脱贫。

所以很自然地让人提出一个值得思考的问题:最低工资政策能否改善劳动者健康状况?尤其针对我国的现实情况,作为最大的发展中国家,中国在劳动者收入水平以及医疗卫生条件等方面与发达国家均存在一定的差距(Yip et al., 2019)。在这种情况下,研究我国最低工资政策与劳动者健康状况之间的因果关系,对于全面探索提高我国劳动者健康水平的有效路径,深入理解劳动者健康的影响因素有着重要的意义。

根据经典的健康需求理论经济模型,最低工资政策可以从收入与时间成本两方面影响劳动者健康状况(Grossman, 1972):一方面,最低工资标准的提高可以带来其工资收入水平的提高,使其生活质量得到改善,增加其对健康的投资,从而对其健康状况产生正向影响。另一方面,最低工资标准的提高相当于增加了劳动者用于闲暇的单位时间成本,劳动者可能会因此增加工作时间,从而使工作负担加重,可能会对其健康状况产生不利的影响。因此,从理论上难以判断,究竟是“收入—健康效应”还是“替代—时间效应”哪一个占主导地位。所以,最低工资政策对劳动者健康影响的方向和大小是不确定的,需要实证研究的检验。

近年来国际上一些研究开始关注最低工资政策对劳动者非劳动力市场表现的影响。多数研究发现最低工资政策对劳动者健康存在显著正向影响(McCarrier et al., 2011; Meltzer and Chen, 2011; Averett et al., 2017; Lenhart, 2017; Reeves et al., 2017),对受影响家庭的婴儿健康也存在显著影响(Wehby et al., 2020),也有研究发现最低工资会显著地降低劳动者的健康状况(Horn et al., 2017)。然而,现有相关研究主要围绕发达国家展开,缺少发展中国家的相关经验证据(Leigh et al., 2019)。关于我国最低工资政策影响的研究比较丰富,围绕劳动者就业和收入(丁守海, 2010; 孙中伟和舒纷纷, 2011; 杨娟和李实, 2016; 马双等, 2017)及在企业出口、生产率、外商投资、资源错配、抑制僵尸企业等多方面(孙楚仁等, 2013; Gan et al., 2016; 陆瑶等, 2017; 张军等, 2017; 刘贯春等 2017, 蒋灵多和陆毅, 2017; 马双和赖漫桐, 2020; Hau et al., 2020)得到了不少真知灼见,但对于最低工资能否影响劳动者健康状况的研究尚不多见。截至目前,与本文主题相同的国内研究只有段志民(2020)。该文采用2010—2015的中国综合社会调查数据,利用省级最低工资调整的变化构建双重差分模型,结果发现最低工资提升可以显著地改善低收入群体的健康状况。

在段志民(2020)的基础上,本文利用1999—2005年间我国最低工资标准在不同区县与不同年份之间的变化,基于中国健康与营养调查(CHNS)数据,使用双重差分回归方法实证分析了最低工资标准提高对我国劳动者健康水平的影响。本文与段志民(2020)的主要区别在于,我们所使用的最低工资数据直接来自区县级。这使我们对最低工资的测量更为准确,同时也显著增加了样本量与变异程度,有利于获得最低工资对劳动者健康影响的更加精确的估计。我们的基准回归结果表明:最低工资标准的提高可以显著增加低收入劳动者主观汇报的“自评健康状况”指标的水平,而对高收入劳动者没有显著影响。具体而言,最低工资标准每提高1%的水平,会使得低收入劳动者自我评价为健康的概率提高0.39个百分点。这一数值相比于段志民(2020)的主要估计结果明显较大^①。

此外在双差分模型的具体使用上,本文也相对更加规范。我们先后使用平行趋势检验、三差分模型和控制各省份随时间变化的趋势项等估计和检验方法,对我们的模型是否符合平行趋势假设,以及在放松该假设的前提下的估计结果进行了进一步验证,结果依旧保持稳健。除了“自评健康状况”指标外,本文还对“患病影响”及“过去四周生病受伤情况”这两个更为客观的健康指标进行了分析,发现提高最低工资标准也会显著降低低收入劳动者受到患病影响以及在过去四周内生病受伤的概率,而高收入劳动者的这两个健康指标同样不受最低工资标准变化的影响。

在分析最低工资影响劳动者健康的作用机制时,本文区别了就业和收入两种影响路径。在就业方面,我们首先考虑了最低工资对低收入劳动者被雇佣或者解雇的影响。结果发现,最低工资标准提高将显著增加低收入劳动者从事雇佣工作的概率,而且同时并不会导致原本从事雇佣工作的低收入劳动者被解雇。这在很大程度上解释了最低工资变动也会影响初始时期未从事雇佣工作人群的健康的原因。其次在收入方面,我们发现最低工资标准的提高也将显著增加低收入劳动者的收入水平,而收入水平的改善进一步带来健康资本投资的增加。具体表现为增加对热量和碳水化合物的摄入,并显著降低抽烟行为。最后,提高最低工资标准对低收入劳动者的工作时长没有显著影响,因此不会对低收入劳动者的健康产生负面影响。

本文的边际贡献主要在于以下几个方面:首先,与段志民(2020)相同,本文从研究主题上拓展了国内最低工资政策影响研究的主题范围。通过将Grossman健康需求理论经济模型与我国实际情况紧密结合,对我国重要的劳动

^① 进一步考虑到本文定义的“低工资劳动者”的范围比该文定义的更大,即包含了更多不受最低工资影响的劳动者,所以在其他条件相同的情况下,我们的估计结果应该比该文小。综上所述可以认为:使用省级最低工资数据可能会显著低估最低工资对健康的效果。

力市场制度——最低工资政策进行深入分析,为理解影响劳动者健康状况的公共政策提供了新的视角。其次,与既有的大多数关于最低工资研究所采用的省级或地市级数据不同,我们所使用区县级的最低工资数据,从测量的角度更为精确,也增加了样本量与变异程度,有利于获得对最低工资影响的更加精确的估计。最后,在机制验证方面,以往的多数文献往往只注重收入路径,即劳动者收入提升进一步带来健康投资的增加和健康行为的改善(段志民,2020),对最低工资提升对低收入劳动者就业的影响进而导致健康受益(或受损)的机制讨论较少。而本文强调最低工资提高可能会通过就业和收入两条路径影响劳动者健康。与 Horn et al. (2017)的结论相反,我们发现提高最低工资显著增加了低收入者被雇佣的概率,从而增加了收入的稳定性,因此可以进一步改善其健康状况。

本文其余部分按照如下方式组织:第1部分介绍我国的最低工资政策;第2部分介绍本文使用的数据和变量;第3部分介绍计量模型;第4部分汇报文章主要估计结果,并进行稳健性检验和异质性分析;第5部分探讨可能的影响机制;最后是结论。

1 制度背景:中国的最低工资政策

我国于1994年7月5日推行《中华人民共和国劳动法》(以下简称《劳动法》),明确规定“国家实行最低工资保障制度”,用人单位支付劳动者的工资不得低于当地最低工资标准。由此最低工资政策的法律地位在我国首次得到了确立,并于1995年1月1日开始正式实施。随后各省(自治区、直辖市)陆续出台了各自的最低工资标准。此后,2004年1月20日,当时的人力资源和社会保障部(现为劳动与社会保障部)专门制定并公布了《最低工资规定》,要求地方政府依据各地的生活成本与经济水平等因素确定最低工资的标准,且至少每两年要依据地方经济条件的变化进行一次调整。该规定自2004年3月1日起正式生效,政府也进一步加强了对最低工资制度的落实与监管。至此,最低工资制度在中国劳动力市场上正式大面积广泛推广与实施。

根据《劳动法》和《最低工资规定》中的要求,全国各地在确定和调整最低工资标准时要参考“地区之间经济发展水平和生活成本的差异”,因此在我国不仅不同省份之间的最低工资标准存在较大差异,同一个省内的不同地级市之间、同一个地级市内不同县区之间的最低工资标准都存在差异。我国各级政府对当地的最低工资基本上每年都会进行调整^①,且由于地方经济发展水平的不

^① 2009年除外。由于金融危机的影响,我国绝大多数地区2009年的最低工资水平相比2008年没有发生变化。

同,各地区之间最低工资标准的调整幅度也均存在着较大差异。这使得本文的核心解释变量——最低工资,在县区之间、年份之间都有充分的变化。

我们计算了全国所有区县在1999—2005年间每一年的最低工资平均值,并将结果汇报在图1中。观察图1我们发现,全国区县的平均最低工资水平从1999年的每月每人233.3元,到2005年增至374.5元。这期间最低工资标准呈现出不断上升的趋势。

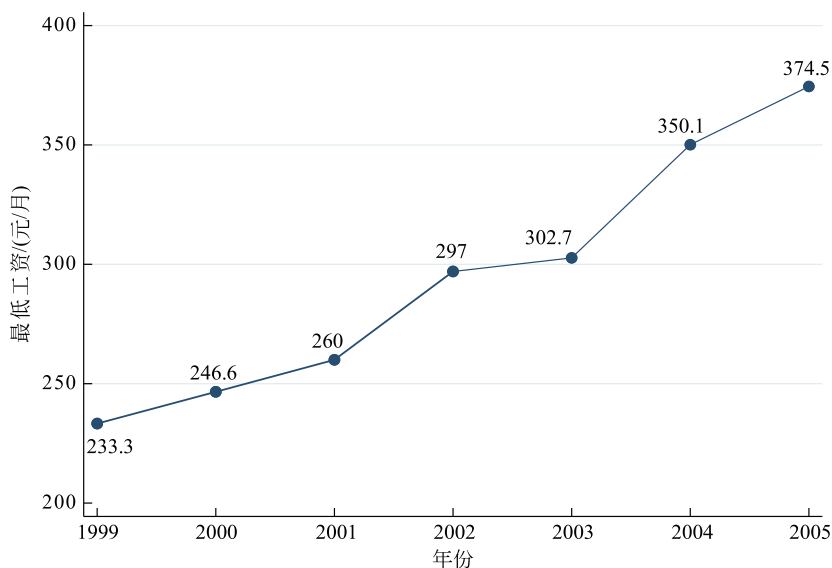


图1 平均最低工资随年份变化图

为了展现最低工资在全国不同地区间的差异,我们在图2画出了1999年和2005年最低工资在不同区县之间的分布情况,可以看出,同一年份内最低工资在各区县之间存在较大差异,1999年全国最低工资分布在每月100元到500元之间,而2005年分布在200元至700元之间。这说明最低工资在县区维度具有充分的变异,这为本文的实证分析奠定了基础。

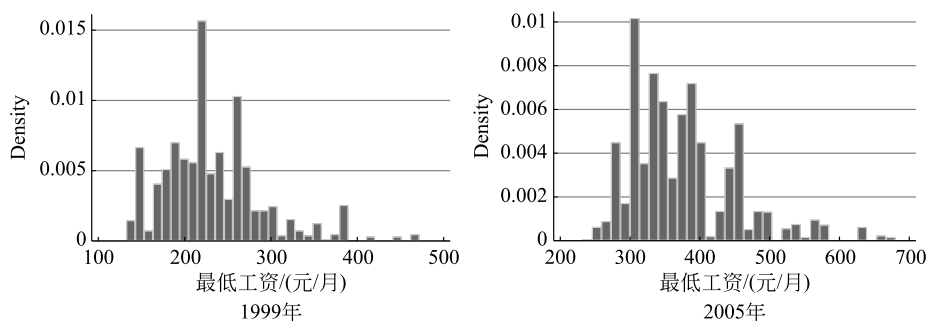


图2 最低工资水平的分布图

此外,我国最低工资标准的制定与出台基本是在各级地方政府内部完成,在新的变化出台之前不会经过社会的公开讨论。提高最低工资到新标准的决定一经地方政府发布,会通过地方政府网站、报纸与电视广播等渠道让公众知晓。这一决定程序保证了公众对最低工资的变化幅度事先不会有准确的预期,因此事先不会有劳动者行为方面的变化,从而保证了最低工资调整对个体劳动者而言是一个相对外生的冲击。

2 数据与变量

2.1 个体层面数据

本文所使用的个体层面数据来自中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS)。CHNS是由美国北卡罗来纳大学教堂山分校(The University of North Carolina at Chapel Hill)与中国疾病预防控制中心合作开展的长期追踪调查。该调查开始于1989年,在1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年、2011年以及2015年开展了多轮追踪调查,通过多层随机聚类(multistage random cluster process)的方式抽取样本,覆盖15个省份与直辖市,样本分布广泛且具有较好的代表性^①。我们获得了CHNS受访个体所在县区的信息,因此可以与县区层面的最低工资数据匹配,满足本文研究需要。

由于最低工资数据在1997年及之前缺失较多,本文使用了CHNS在2000年及之后的样本,同时由于关键的被解释变量(自我评价的健康水平)在2009年及之后不再被问及,因此,结合研究需要,我们使用了2000年、2004年、2006年三轮调查的样本。此外,我们将样本年龄选定在18岁到55岁之间,因为这个年龄段之外的绝大多数劳动者或年龄过小未参与工作,或已达退休年龄,不再受到最低工资政策的直接影响。

与相关文献一致(Lenhart, 2017; Horn et al., 2017; Averett et al., 2017),我们主要使用劳动者主观汇报的综合健康来衡量健康水平。主观汇报的综合健康水平指标可以较为全面地反映个体综合的健康水平,在有关劳动者健康的研究中得到了极为广泛的使用(Strauss and Thomas, 1998)。在稳健性检验中,本文还使用了自评患病影响等健康指标进行辅助研究,避免了使用单一健康指标而导致准确性不强的问题。本文使用的各类健康指标定义如下:

(1) 自评健康状况。“自评健康状况”这一指标来自CHNS问卷中的问题“与同龄人相比,你觉得自己的健康状况怎么样?”,对该问题的回答为四级程度变量

^① 在2011年之前,CHNS样本涵盖辽宁、山东、黑龙江、江苏、湖北、湖南、河南、贵州、广西9个省份。北京、上海、重庆从2011年起加入调查,陕西、云南、浙江从2015年起加入调查。

“非常好”“好”“一般”和“差”。如果受访者回答“非常好”或者“好”,我们认为其自我评价为健康,并定义其“自评健康状况”虚拟变量为1,如果受访者回答“一般”或者“差”,则定义其“自评健康状况”虚拟变量为0(程令国和张晔,2012)。

(2) 患病影响。“患病影响”这一指标来自CHNS问卷中的问题“在过去三个月里,你有无因患病而影响日常生活和工作?”。如果受访者回答“有”,则定义其“患病影响”指标虚拟变量为1,如果受访者回答“无”,则定义其“患病影响”虚拟变量为0。这一指标在有关劳动者健康的实证研究中也得到了非常广泛的使用(Over et al., 1992; Jamison et al., 1993; Schultz and Tansel, 1997)。

(3) 过去四周生病受伤情况。“过去四周生病受伤情况”这一指标来自CHNS问卷中的问题“过去四周中,你是否生过病或受过伤?是否长期患有慢性病或急性病?”。依据问卷提示,这些病痛包括发烧咽喉痛、咳嗽、腹泻胃痛、头痛目眩、关节肌肉酸痛、皮疹皮炎、眼耳疾病、心脏病心口痛等症状。如果受访者回答“有”,则定义其“过去四周生病受伤情况”虚拟变量为1,如果受访者回答“无”,则定义其“过去四周生病受伤情况”虚拟变量为0。

2.2 最低工资数据

全国各地不同年份最低工资标准的数据可以通过查询各地人力资源与社会保障局网站、收集整理各地有关最低工资标准调整的通知等方式得到,本文得到全国2374个县区1999—2005年共计7年间的最低工资数据,数据覆盖了全国绝大部分地区。在此基础上,我们将CHNS数据涉及的区县与最低工资数据中的区县进行了匹配,从而得到了CHNS样本中每个劳动者所在区县对应的最低工资标准,这些成功匹配的区县即是本文实证回归中样本区县。

2.3 地区层面数据

本文在进行实证分析时还使用了一系列地区层面的数据,主要包括经济数据、人口数据与医疗卫生数据三类,这些数据全部来自各年度的《中国城市统计年鉴》。其中经济数据包括国内生产总值、职工平均工资;人口数据包括城市总人口、单位从业人员数量、城镇个体劳动者数量、第一产业从业人员比重;医疗卫生数据包括医院卫生院数量、医生数量。我们将以上城市层面数据与CHNS数据涉及区县所隶属的市相匹配,从而得到每个劳动者所属地级市在每个调查年份的一系列地区层面控制变量,在回归中进行控制时分别对这些变量取自然对数。此外,考虑到在本文样本期间内,我国于2001年和2005年先后实施了城镇职工基本医疗保险制度和新型农村合作医疗制度,对劳动力健康水平的提升也有积极影响,可能会为本文实证结果带来干扰。因此,我们使用CHNS社区调查问卷中有关当地医保覆盖情况的信息,构造“个体所在社区是否覆盖医

疗保险”这一虚拟变量,并在实证模型中加以控制。具体而言,如果个体所在社区中已覆盖以下类型医疗保险(商业保险、公费医疗、职工医疗保险、合作医疗保险)中的任意一项,则该虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。

2.4 样本的统计描述

在这一部分中对个体样本进行基本统计描述。由于在进行回归分析时依据劳动者收入将样本划分为低收入群体与高收入群体两类,因而在进行描述性统计时我们也对这两类群体分别展开。描述性统计的结果汇报于表 1 中,每个变量均汇报了均值与标准差,观测值在最后一行予以报告。观察表 1 我们可以发现,全部样本的平均年龄在 40 岁左右,低收入群体的平均年龄要更大。全部样本中男性比例约为 47.1%,少数民族约占 9.1%,城市户籍比例约为 26.1%,而低收入群体中男性占比仅为 42.7%,城市户籍的占比仅为 17.3%,高收入群体中则分别达到了 52.6%和 37.1%,与我国的国情非常相符,即男性劳动者的收入水平要高于女性,城市劳动者的收入水平高于乡村劳动者。受教育程度这一指标根据是否拥有高中及以上学历分为两类,全部样本中拥有高中及以上学历的个体占比为 33.7%,低收入群体和高收入群体这一比例分别为 25.4%和 43.2%,充分反映了高收入劳动者的受教育程度更高这一事实。最后,我们观察三个健康变量“自评健康状况”、“患病影响”和“过去四周生病受伤情况”,全部样本中劳动者自我评价为健康的比例约为 68.0%,受到患病影响及过去四周生病受伤的比例分别为 4.7%和 9.8%。高收入劳动者这三个指标反映的健康情况都要优于低收入劳动者,这在一定程度上体现了高收入与高健康水平的相关性。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	高收入群体	低收入群体	全部样本
年龄	39.556 (9.492)	40.787 (8.799)	40.239 (9.134)
性别(男性=1)	0.526 (0.499)	0.427 (0.495)	0.471 (0.499)
民族(汉族=1)	0.921 (0.270)	0.899 (0.301)	0.909 (0.288)
户籍(城市户籍=1)	0.371 (0.483)	0.173 (0.378)	0.261 (0.439)
受教育程度(高中及以上=1)	0.432 (0.495)	0.254 (0.435)	0.337 (0.473)
自评健康状况	0.690 (0.463)	0.673 (0.469)	0.680 (0.466)

续表

变量	高收入群体	低收入群体	全部样本
患病影响	0.040 (0.196)	0.052 (0.222)	0.047 (0.211)
过去四周生病受伤情况	0.092 (0.289)	0.104 (0.305)	0.098 (0.298)
观测值	5588	6995	12821

注：a. CHNS 变量的定义与对应的问卷问题代码：“年龄”，A3a；“性别”，AA2a；“民族”，NATIONALITY（来自于问卷 codebook）；“户籍”，A8b1；“受教育程度”，A12；“自评健康状况”，U48a；“患病影响”，U48；“过去四周生病受伤情况”，M23。

b. 对于每个变量的描述性统计结果，第一行为均值，第二行（括号中的）为标准差。

3 实证方法

为了识别最低工资标准提高对劳动者健康状况的影响，我们构造了如下的回归方程：

$$y_{ict} = \alpha_i + \beta \times \ln(\text{MinimumWage}_{c,t-1}) + \lambda_t + X_{ct} + \varepsilon_{ict} \tag{1}$$

其中，被解释变量 y_{ict} 表示区县 c 中的个体 i 在 t 年的健康状况；解释变量 $\ln(\text{MinimumWage}_{c,t-1})$ 为区县 c 在 $t-1$ 年的最低工资水平的自然对数^①，其系数 β 是我们关心的解释变量的估计系数，表示最低工资调整对劳动者健康状况的实际影响； α_i 表示个体固定效应，用来控制不随时间变化的个体人口学特征（如性别、民族等）^②； λ_t 表示年份固定效应，用来控制不同地区间共同的时间趋势的影响。

由此可见，式（1）是一种面板数据双重固定效应模型，因果识别来自最低工资标准在不同县市、不同年份两个维度的连续性变化，因此可以理解为一种广义双重差分（Generalized difference-in-differences, Generalized DID）模型（Imbens and Wooldridge, 2009）^③。

为了进一步减轻遗漏变量问题，我们还控制了可能同时影响当地最低工资水平和劳动者健康的地区时变因素 X_{ct} ，这些地区控制变量包括国内生产总值、职工平均工资、城市总人口、单位从业人员数量、城镇个体劳动者数量、第一产

① 之所以选用滞后一年是因为调查年当年的最低工资标准发生的变化可能没有充足时间将其影响施加到个体劳动者的健康水平上，所以多数研究都是采用滞后一年的最低工资标准，比如周广肃（2017）、Dautović et al.（2019）、Geng et al.（2022）等。

② 由于个体受访编码以地区编码开头，并且不随时间变化，因此个体固定效应 λ_i 已经包含了区县固定效应 λ_c ，控制个体固定效应相比于仅仅控制区县固定效应在因果识别上更为准确。

③ 关于 Generalized DID 的讨论与应用，见 Draca et al.（2011）、Dautović et al.（2017）、Horn et al.（2017）、Callaway and Sant’Anna（2021）等研究。相比之下，经典的 DID 是利用受处理状态在横截面和时间两个维度的不连续（即 0 到 1）变化（即定义分别代表处理组和受处理时间的两个虚拟变量）。

业从业人员比重、医院卫生院数量、医生数量及有无医保覆盖。

尽管在上述回归中我们通过控制个体固定效应、年份固定效应以及加入地区控制变量削弱了最低工资指标的内在性,但其内在性依旧难以得到完全解决。为此,借鉴 Bleakley (2007)、Angrist and Pischke (2009) 的思路,进一步控制了每个省份不同的线性时间趋势 $\lambda_p \times t$, 其中 λ_p 表示省份虚拟变量。这样做允许了不同省份劳动者的健康水平本身会遵循不同的线性时间趋势进行变化,从而排除了可能遗漏的地区性趋势的影响。回归方程如下:

$$y_{ict} = \alpha_i + \beta \times \ln(\text{MinimumWage}_{c,t-1}) + \lambda_t + X_{ct} + \lambda_p \times t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

为解决误差项可能存在的异方差和聚类相关问题,我们将回归标准误差在县区维度进行聚类 (cluster) 调整。

此外,受 Dautović et al. (2017) 研究的启发,我们还区分了中高收入和低收入群体,利用中高收入群体作为控制组,进行安慰剂检验。考虑到只有低收入群体会受到最低工资政策的影响,而中高收入劳动者不会受到最低工资政策的直接影响,如果回归结果显示两类劳动者的健康水平都受到了最低工资变化的影响,那么这一影响有可能是其他被遗漏的因素(如县区经济社会发展水平、医疗保险及扶贫政策)导致的,估计系数是有偏的。相反,如果我们发现低收入劳动者的健康水平受到最低工资变化的显著影响,而中高收入劳动者的健康水平不受其影响,则可以在一定程度上排除潜在遗漏变量的问题,进一步证明本文因果识别的可信性,表明劳动者健康水平的变化确实是由最低工资的变化而非同时期其他难以观测的因素所致。

为了划分中高收入和低收入群体,我们依据个体首次出现在样本中时的年收入,如果其首次出现受访的年收入小于等于2倍的所在县区当年最低工资水平,则我们认为其受到最低工资影响,将划入处理组 (treatment group), 否则该个体被划分进控制组 (control group)。为了避免个体分组变化带来的样本选择问题,我们规定个体的分组身份在之后的年份里不发生变化。

我们没有直接用最低工资线作为分组标准的原因是:由于个体劳动者的分组身份一旦确定便不会再发生变化,随着最低工资标准的提高,在初始期收入稍高于当地最低工资标准的劳动者,随着最低工资标准的提高,其收入在随后的样本年份里很可能会低于当地最低工资,那么该个体收入会受到最低工资标准提高的影响,因此,收入刚超过最低工资标准的劳动者,其收入、就业、消费等诸多变量会受到最低工资变化的影响 (Belman et al., 2015), 应该被划分进实验组^①。为了尽可能保证控制组样本在整个样本区间均不受到最低工资影响,

^① 当然,这种分组方式可能使得部分不会受到最低工资政策影响的劳动者被划分进实验组,但这并不会影响到本文的主要结论,针对低收入劳动者的回归结果可以理解为其所受影响的下界 (lower bound)。

我们采取了相对保守的做法,选用两倍最低工资作为划分依据,这样做也存在一定的现实依据:从前文图 1 可以看出,本文实证研究中涉及到的全部区县的平均最低工资水平在基准回归样本时间范围内(1999—2005 年)增长了不到 2 倍,这意味着初始期收入小于 2 倍的当地最低工资的个体在研究期限内很可能受到最低工资政策的影响,而初始期收入高于 2 倍的当地最低工资的个体基本不会受到最低工资的影响,因此在基准回归中以 2 倍的最低工资为界对实验组与控制组进行了划分。

4 基准结果、稳健性检验与异质性分析

4.1 基准回归结果

表 2 汇报了基准回归方程的估计结果,即最低工资标准的提高对劳动者“自评健康状况”指标的影响。我们首先汇报了基于全样本的式(1)的回归结果,如第(1)、(2)列所示,其中第(2)列在第(1)列的基础上控制了地区层面时变变量。我们发现最低工资的提高显著改善了劳动者自我汇报的健康水平。考虑到最低工资应该主要对低收入群体带来影响,我们进一步区分了高低收入群体分样本对式(1)进行回归。第(3)、(4)列汇报了处理组(即低收入劳动者)的回归结果,第(5)、(6)列则汇报了对照组(即中高收入劳动者)的回归结果,第(4)、(6)列在第(3)、(5)列的基础上进一步控制了前文所述的一系列地区控制变量。根据第(3)列结果,对低收入劳动者而言,最低工资提高 1 个百分点,会导致劳动者自我评价为健康的概率提高 0.34 个百分点左右,结果在 1%的水平上显著。第(4)列结果进一步表明加入地区控制变量后,最低工资提高 1 个百分点,会导致其自我评价为健康的概率提高 0.39 个百分点左右,结果依旧在 1%的水平上显著,回归结果并未发生明显变化。而观察(5)、(6)列可以发现,对于中高收入劳动者而言,无论是否加入地区控制变量,最低工资变化对其自我评价为健康的概率并无显著影响。

表 2 基准回归:最低工资对劳动者自评健康的影响

	全样本		低收入组		高收入组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
最低工资	0.314 *** (0.117)	0.168 * (0.086)	0.340 *** (0.126)	0.387 *** (0.123)	0.115 (0.146)	0.112 (0.165)
是否覆盖医保政策		0.007 (0.019)		-0.008 (0.021)		-0.009 (0.026)
国内生产总值		0.088 (0.160)		0.325 * (0.177)		0.096 (0.209)

续表

	全样本		低收入组		高收入组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
职工平均工资		-0.078 (0.261)		0.039 (0.250)		0.224 (0.291)
城市总人口		-0.220 (0.140)		-0.048 (0.222)		-0.120 (0.209)
单位从业人员数量		-0.007 (0.093)		-0.032 (0.068)		-0.002 (0.063)
城镇个体劳动者数量		0.019 (0.027)		-0.043 (0.037)		0.048 (0.043)
第一产业从业人员比重		0.007 (0.038)		-0.015 (0.040)		0.007 (0.039)
医院卫生院数量		0.024 (0.050)		0.091 ** (0.043)		-0.030 (0.056)
医生数量		-0.007 (0.089)		-0.002 (0.135)		0.067 (0.128)
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14685	12821	8167	6995	6282	5588
R-squared	0.517	0.522	0.510	0.523	0.534	0.541

注：括号内均为估计系数的稳健标准误，在县区维度进行聚类调整。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。余表同此。

以上结果表明，低收入劳动者的健康水平会受到最低工资变化的正向影响，中高收入劳动者则不受其影响。这也说明了劳动者健康水平的变化是由于最低工资变化的影响，而非同时期其他难以观测的因素所致。

4.2 稳健性检验

(1) 改变最低工资的构建方式。在基准回归中我们使用调查年份前一年的最低工资标准作为解释变量。由于 CHNS 并不是每年都对样本进行调查，两期调查之间有着数年的时间跨度。因此，个体在被调查年的健康水平可能不仅受到前一年最低工资水平的影响，还可能是受到更早年份最低工资变化的累积（滞后）影响。考虑到这一因素，我们针对每个地区，使用地区 c 在本调查期与上一调查期之间所有年份最低工资的平均值并取对数作为调查期对应的最低工资标准，重新构造了回归所用的解释变量。同时，如前文所述，我们基于式(2)进行回归，即在回归中不仅加入了地区控制变量，同时还控制了每个省份不同的线性时间趋势，结果见表 3 第(1)、(2)列。第(1)、(2)列分别对应低收

入与中高收入劳动者的估计结果,对于低收入劳动者,最低工资每提高 1%的水平,其自我评价为健康的概率提高 0.43 个百分点,估计系数在 5%的水平上显著;对于中高收入劳动者,估计系数为 0.17 但并不显著。与主回归相比,估计结果保持稳健。

表 3 稳健性检验:改变最低工资构建方式与基期收入衡量方式

	(1)	(2)	(3)	(4)
	改变最低工资的构建方式		改变基期收入的度量方式	
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
最低工资	0.425 ** (0.166)	0.171 (0.183)	0.574 *** (0.167)	0.153 (0.119)
City level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7027	5633	5820	6825
R-squared	0.521	0.537	0.525	0.534

注:第(1)、(2)列对应改变最低工资构建方式后的估计结果,第(3)、(4)列对应改变样本分组方式后的估计结果。

(2) 改变基期收入的衡量方式。在基准回归中我们通过将个体收入与最低工资标准进行比较来划分确定个体劳动者属于实验组还是属于控制组。个人收入虽然更为直接地反应个体劳动者属于低收入还是高收入群体,不过考虑到我国的基本经济单位是家庭,家庭收入有时更能反映家庭中个体的经济状况,从而也可以用来判断最低工资标准对其可能存在的影响。因此,在这部分的稳健检验中,我们基于个体所属家庭的家庭人均收入对个体进行分组。如果初始时期家庭人均收入小于等于 2 倍的当期最低工资标准,则该个体被划分进实验组,否则,该个体被划分进控制组,同样,个体劳动者的分组身份在之后年份里不再发生变化。回归结果汇报于表 3 第(3)、(4)列。对于低收入家庭的劳动者,最低工资每提高 1%的水平,其自我评价为健康的概率提高 0.57 个百分点,估计结果在 1%的水平上显著,而对于中高收入家庭的劳动者来说,最低工资标准的变化对其自我评价为健康的概率无显著影响。与主回归相比,估计结果同样保持稳健。

(3) 三重差分法。尽管在基准回归中我们通过控制个体固定效应、年份固定效应以及加入地区控制变量削弱了最低工资指标的内生性,但其内生性依旧难以得到完全解决。虽然我们通过区分高低收入群体在一定程度上排除了其他因素的干扰,但仍可能会存在一些区县层面的、针对低收入群体的政策变化

与最低工资标准的变动相关,并且会影响到当地劳动者的健康水平。例如,从 2003 年起,我国在农村地区逐步推广建立新型农村合作医疗;2000 年起,开始进行农村税费改革,并最终于 2006 年取消了农业税;另外,城镇居民最低生活保障和农村最低生活保障等制度在此期间也在逐步建立。在此背景下,分样本回归时针对低收入劳动者得到的估计系数也可能是最低工资政策与这些同时期政策冲击的影响叠加后共同作用的结果。为了解决这一问题,进一步证明主要结论的准确性,我们构造了如下三重差分方程式:

$$y_{ict} = \alpha_i + \beta \times \text{MinimumWage}_{c,t-1} \times \text{Treat}_i + \lambda_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

式(3)的核心解释变量是 $\text{MinimumWage}_{c,t-1} \times \text{Treat}_i$, 利用最低工资在地区和年份的变化,以及对低收入与中高收入劳动者影响上存在的不同,构造了区县、时间和个体三个维度的差异,因此是三重差分方法。相比于式(1)而言,式(3)通过多引入了个体维度差异,因此可以控制县区-年份固定效应 λ_{ct} ,从而控制包括上述提到的同时期其他冲击在内的所有县区-年份层面变动的遗漏变量的影响。因此我们得到的估计系数 β 是在除去所有的其他县区-时间维度因素的影响后,低收入劳动者与中高收入劳动者相比,其健康水平受到最低工资变化的影响的大小。我们针对基准回归与前文两个稳健性检验分别进行三重差分的回归分析,并将结果汇报于表 4 中。观察表 4 第(1)列可以发现,最低工资提高 1 个百分点,会导致低收入劳动者与高收入劳动者相比其自我评价为健康的概率提高 0.08 个百分点,估计结果在 10%的水平上显著。表 4 第(2)、(3)列表明,使用多年平均最低工资或基于家庭人均收入进行分组后,最低工资提高 1 个百分点,会导致低收入劳动者与中高收入劳动者相比其自我评价为健康的概率分别提高 0.06 或 0.14 个百分点,估计结果分别在 10%和 1%的水平上显著。结果依旧保持稳健。

表 4 稳健性检验:三重差分(DDD)回归

	(1)	(2)	(3)
最低工资	0.082 * (0.045)	0.063 * (0.035)	0.138 *** (0.041)
Individual FE	Yes	Yes	Yes
County×Year of Survey FE	Yes	Yes	Yes
Observations	14449	14526	14505
R-squared	0.543	0.542	0.542

注:第(1)列是在基准回归的基础上进行三重差分回归的估计结果,第(2)列是在稳健性检验(1)的基础上进行三重差分回归的估计结果,第(3)列是在稳健性检验(2)的基础上进行三重差分回归的估计结果。

(4) 利用 2004 年政策调整进行平行性趋势检验。由于基准回归利用的是

最低工资在不同县区和年份的连续性变化,因此无法按照标准的 DID 做法进行平行性趋势检验。为此,我们利用 2004 年我国加强对于最低工资的执行力度的政策冲击,构造标准的双重差分模型来检验平行性趋势(蒋灵多和陆毅,2017;Mayneris et al.,2018)。2004 年,我国劳动与社会保障部出台新的《最低工资规定》,要求地方政府依据各地的生活成本与经济水平等因素确定最低工资的标准,并加强了对最低工资制度的落实与监管。

我们比较中高收入与低收入群体在 2004 年政策调整前后健康水平差异的变化。由于 2004 年加强了最低工资的执行,我们预期在此之前,最低工资对低收入和中高收入群体的健康不会产生差异性影响,在 2004 年之后,则会显著改善低收入群体的健康水平。由于基准回归中使用的最低工资来自 1999、2003 和 2005 三个年份(分别对于滞后一期的个体健康),前两个年份可以作为对照组用来检验平行性趋势。我们构造的回归方程如下:

$$y_{ict} = \alpha_i + \beta \times \text{LowIncome}_i \times \text{Post2004}_t + \lambda_t + X_{ct} + \lambda_p \times t + \varepsilon_{ict} \tag{4}$$

$$y_{ict} = \alpha_i + \sum_{t = 2003, 2005} \beta_t \times \text{LowIncome}_i \times \text{Dummy}_t + \lambda_t + X_{ct} + \lambda_p \times t + \varepsilon_{ict} \tag{5}$$

其中,LowIncome_{*i*}表示低收入群体(即初始收入水平低于当地最低工资 2 倍),Post2004_{*t*}是代表 2004 年之后的虚拟变量,Dummy_{*t*}是表征年份的虚拟变量。其他变量与式(2)定义相同。回归结果汇总于表 5,其中第(1)列为式(4)的回归结果,我们发现,2004 年最低工资标准出台后,低收入群体相比于高收入群体的健康水平显著提高。同时,这一设定满足平行性趋势,根据第(2)列即式(5)的回归结果,1999 年到 2003 年间的最低工资调整未影响到高、低收入群体的健康差异,而 2003 年到 2005 年间最低工资的提高显著改善了低收入群体的健康水平。

表 5 使用 2004 年政策冲击检验平行性趋势

	(1)	(2)
LowIncome×Post2004	0.032 * (0.017)	
LowIncome×Dummy2003		0.019 (0.020)
LowIncome×Dummy2005		0.045 ** (0.022)
City level controls	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes
Observations	12660	12660
R-squared	0.525	0.525

(5) 使用其他的健康指标。在上文中,我们使用个体劳动者的“自评健康状况”指标来衡量个体的健康水平。尽管这一指标在有关劳动者健康的研究中得到了广泛的使用,但单一综合指标往往过于宽泛笼统,且不同个体在进行自我评价时的标尺不同,对这一指标的衡量可能会出现偏误,从而对实证研究的结论产生影响。

为了能够进一步丰富对个体健康的衡量方式,此处我们使用个体的“患病影响”与“过去四周生病受伤情况”两个指标作为被解释变量分别展开分析。回归结果汇报在表 6 中。观察表 6 第(1)列可以发现最低工资每提高 1%,低收入劳动者受到患病影响的概率降低 0.2 个百分点左右,估计系数在 1%的水平上显著,而第(2)列结果表明,最低工资对中高收入劳动者受到患病影响的概率并无显著影响。

表 6 稳健性检验:使用个体患病、过去四周生病受伤情况作为被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	个体患病影响		过去四周是否生病受伤	
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
最低工资	-0.204 *** (0.050)	0.008 (0.047)	-0.184 ** (0.091)	0.070 (0.061)
City level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	6810	5896	6998	6213
R-squared	0.444	0.474	0.480	0.502

类似地,观察表 6 第(3)列可以发现最低工资每提高 1%,低收入劳动者在过去四周生病受伤的概率降低 0.2 个百分点左右,估计系数在 5%水平上显著,第(4)列则表明,最低工资变化对高收入劳动者在过去四周生病受伤的概率并无显著影响。在使用这两个健康指标进行分析检验后我们发现,主要结论依旧是稳健的。

4.3 异质性分析

(1) 性别。首先我们考察最低工资变化对劳动者健康的影响在男女性之间的差异。男性与女性在从事工作的种类、强度与薪资水平上均存在差异,其健康水平受最低工资影响的方式、程度也可能会有所不同。我们将低收入劳动者进一步划分为女性劳动者与男性劳动者,分别进行回归分析^①。回归结果见

① 由于最低工资对中高收入劳动者的健康没有影响,在后文的分析中,我们均聚焦于低收入劳动者。

表 7 第(1)、(2)列,最低工资水平每提高 1%将使女性自我评价为健康的概率提高约 0.4 个百分点,使男性自我评价为健康的概率提高 0.37 个百分点,估计结果均在统计意义上显著。可见,最低工资对劳动者健康水平的影响在性别方面无明显差异。

表 7 异质性分析(低收入群体)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	女性	男性	低技能	高技能	雇佣	非雇佣
最低工资	0.395 *** (0.144)	0.370 ** (0.142)	0.440 *** (0.129)	0.309 (0.277)	0.492 ** (0.234)	0.325 ** (0.125)
City level controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	4003	2992	4169	1409	2388	4599
R-squared	0.521	0.523	0.532	0.551	0.519	0.525

注:第(1)、(2)列对应区分个体性别的异质性分析的估计结果,第(3)、(4)列对应区分个体受教育程度的异质性分析的估计结果,第(5)、(6)列对应区分个体是否从事雇佣工作的异质性分析的估计结果。

(2) 受教育水平。高技能劳动者与低技能劳动者所从事工作的种类与工作的方式存在很大差异,其健康水平也可能受到最低工资标准变化的不同影响。对于低收入群体,我们根据其受教育水平划分为高技能劳动者(拥有高中及高中以上学历)与低技能劳动者(高中以下学历),分别进行回归分析,回归结果汇报在表 7 第(3)、(4)列。结果表明,最低工资每提高 1%,低技能劳动者自我评价为健康的概率提高 0.44 个百分点,且在 1%的水平上显著,而高技能劳动者的回归系数较小且不再显著。可能的原因是这些高技能个体分布在低收入群体样本的收入水平的上层,他们受到的最低工资变化的影响是相对较小的。

(3) 是否从事雇佣工作。从事雇佣工作与未从事雇佣工作的个体其健康水平受到最低工资影响的作用机制存在明显不同。对于从事雇佣工作的个体而言,最低工资标准的提高可以直接影响其收入,从而对其健康水平带来影响;而对于尚未从事雇佣工作的个体而言,最低工资标准的提高将增大不从事雇佣工作的机会成本,从而可能会增加这部分劳动者向雇佣工作岗位的进入,进而对其健康水平带来影响。

我们针对个体工作身份差异——是否从事雇佣工作展开异质性分析。基

于低收入劳动者在样本初始期是否从事雇佣工作^①进行了分样本回归,结果汇报在表7第(5)、(6)列。可以发现最低工资每提高1%的水平,雇佣工作者自我评价为健康的概率提高0.49个百分点,而未从事雇佣工作的人自我评价为健康的概率提高0.33个百分点,两者均在5%的水平上显著。

最低工资政策对于从事和不从事雇佣工作的劳动者健康状况均有显著影响,虽然对前者的影响更大。如前所述,最低工资影响未从事雇佣工作劳动者健康的这种“溢出效应”可能是由于最低工资提高后促进了未从事雇佣工作的劳动者进入雇佣工作。在后文中,我们将对这一可能的影响进行具体分析。

5 影响机制分析

最低工资的调整不仅会对雇佣工作者产生直接影响(“集约边际”),也会通过影响雇佣工作决策而对原本未从事雇佣工作的人群产生影响(“扩展边际”)。由于从事雇佣工作与未从事雇佣工作的劳动者健康水平受到最低工资政策影响的渠道会存在一些差异,因此,我们对雇佣工作者与非雇佣工作者分别进行说明。

对于雇佣工作者来说,经典的健康需求理论认为最低工资政策可以从收入与时间成本两个角度影响其健康水平(Grossman, 1972)。一方面,最低工资标准的提高可以带来劳动者收入水平的提高,使劳动者的生活质量得到改善,从而对劳动者健康产生正向的影响。另一方面,最低工资标准的提高会增加休息、娱乐等活动的时间成本,因而可能会增加劳动者用于工作的时间,使其工作负担加重,从而对劳动者健康产生负向的影响。此外,最低工资标准的提高将增大企业的用人成本,从而可能使得部分雇佣工作者因裁员等原因被迫退出雇佣工作(即被解雇),进而对这部分劳动者的健康产生不利的影响。

对于原本不从事雇佣工作的劳动者来说,最低工资政策在短期内虽然不会对其收入和工作时长存在直接影响,却可以通过影响其被雇佣的状态来形成间接影响。从进入雇佣工作角度来看,一方面,最低工资标准的提高将增大不从事雇佣工作的机会成本,从而吸引部分未从事雇佣工作的劳动者进入雇佣工作岗位。另一方面,最低工资标准提高也可能使企业的负担加重,进而导致企业的用人门槛提高,那么未从事雇佣工作的劳动者将更难找到雇佣工作。因此,具体的影响方向需要实证分析给出答案。

接下来,我们从雇佣工作进入与退出、个体收入、健康投资、工作时长等多

^① 我们将现在有工作但不从事农渔猎、自营且不是家庭主妇身份定义为从事雇佣工作。我们依据个体首次出现在样本中时是否从事雇佣工作进行分组。

个方面逐一对可能的影响渠道展开分析。

5.1 雇佣与解雇

我们首先讨论最低工资的变化如何影响个体劳动者受雇或被解雇。大量研究表明,被解雇带来的失业会损害个体健康、提高死亡率(Sullivan and Von Wachter, 2009; Marcus, 2013)。就我们研究的问题而言,最低工资标准的提高将使得从事雇佣工作与原有情况相比更加具有吸引力,从而使得不从事雇佣工作的机会成本提高,这对从事雇佣工作与未从事雇佣工作的个体都会带来影响。一方面,原本对从事雇佣工作意愿不强的个体因为受到雇佣工作更大的吸引,从而可能选择进入雇佣工作岗位。另一方面,最低工资标准的提高可能带来企业用人成本的增加,导致企业的负担有所加重,同时希望从事雇佣工作的人数也可能会增多,企业雇佣劳动力的条件会更为苛刻,门槛会有所提高。尽管部分个体希望从事雇佣工作,但其找到雇佣工作的难度可能会增大,且已经从事雇佣工作的个体也有可能因企业裁员等原因而被迫退出雇佣工作,面临失业问题。因而最低工资变化对个体就业的影响方向是不确定的,并且已有的实证研究也未得出一致的结论。例如,在一篇颇具影响力的研究中,Card and Krueger (1994)通过比较美国宾夕法尼亚州和新泽西州最低工资调整的差异,发现提高最低工资能够促进就业。而Neumark and Wascher (2007)通过对文献的梳理发现多数研究支持了提高最低工资会减少就业。关于中国的研究中,马双等(2012, 2017)发现最低工资提高显著减少了制造业企业就业,但促进了女性的劳动参与,而杨娟和李实(2016)发现最低工资的提高对流动人口的就业没有显著影响。所以提升最低工资究竟将如何影响劳动者就业,尤其是低收入者的就业并没有定论。

我们针对低收入群体中个体劳动者在初始期是否从事雇佣工作进行分组,分别研究了最低工资对于未从事雇佣工作的劳动者进入雇佣工作和从事雇佣工作的劳动者被解雇的影响^①,结果汇报在表8中。观察表8第(1)列我们发现,最低工资每提高1%的水平,未从事雇佣工作者进入雇佣工作的概率提高0.33个百分点,在1%的水平上显著,而第(2)列估计系数非常小且并不显著,说明最低工资水平的变化不会导致已从事雇佣工作者被解雇。这些结果说明最低工资标准提高可以通过促进未从事雇佣工作的劳动者进入雇佣工作岗位,进而改善其健康水平,但不会通过使原有的雇佣工作者被解雇或者失业这一渠道来影响个体健康。

^① 将劳动者在每一期是否从事雇佣工作作为被解释变量。如果劳动者从事雇佣工作,则被解释变量取值为“1”,如果劳动者不从事雇佣工作,则取值为“0”。

续表											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
变量	收入	是否 抽烟	是否 从事 体育 运动	是否 拥有 医疗 保险	热量 摄入	碳水 化合物 摄入	蛋白质 摄入	脂肪 摄入	健康 状况	热量 摄入 是否 超标	碳水 摄入 是否 超标
Controlling for Potential Channels									Yes		
Observations	5814	7010	6788	7139	6883	6883	6883	6883	6995	7216	7216
R-squared	0.623	0.838	0.516	0.688	0.573	0.620	0.557	0.582	0.524	0.504	0.475

注：第(1)的收入和第(5)~(8)列的食物摄入量均取了自然对数。第(9)列控制的作用渠道变量包括个体是否抽烟、热量摄入和碳水化合物摄入。

5.3 健康投资

最低工资提高导致的收入变化可能进一步带来对于健康资本投资的变化,从而 影响个体的综合健康水平。为此,我们从健康行为、医疗保险和饮食结构等方面展开了分析。我们首先考虑了最低工资对于抽烟行为的影响。最低工资提高带来的收入情况的改善可以缓解精神压力、促进精神健康,从而减少抽烟行为(Saffer and Dave, 2005;Byrne and Mazanov, 2016; Wehby et al. ,2020)。表 9 第(2)列的回归结果证实了我们的猜想,最低工资的提高显著降低了抽烟行为。但根据第(3)列的回归结果,最低工资对参与体育活动的概率没有显著影响。第(4)列的结果表明,最低工资标准对低收入劳动者拥有医疗保险的概率没有显著影响。第(5)、(6)列的结果表明最低工资标准的提高改变了膳食结构,显著提高了热量和碳水化合物的摄入。这些发现表明,最低工资通过增加低收入劳动者对健康资本的投资而改善了其健康水平。

为进一步验证受雇和收入增加、抽烟行为的减少以及膳食结构的优化是最低工资政策作用于劳动力健康提升的渠道,我们将其是否受雇、收入、是否抽烟、热量摄入和碳水化合物摄入作为控制变量引入回归模型中。第(9)列结果显示,在控制上述变量后,主解释变量的估计系数较基准回归明显降低,表明最低工资标准的提高是通过上述渠道导致其健康状况的提升。

此外,根据《中国居民膳食指南(2016)》,我国成年人每日食物热量摄入总量的建议范围为低于 2500 卡路里、每日碳水化合物供能占总摄入比例建议为 55%左右,可见热量和碳水化合物摄入并非越高越好,而是需要控制在合理范围内。据此,我们分别构造“热量摄入是否超标”及“碳水化合物摄入是否超标”两个虚拟变量,并将其作为被解释变量,实证检验最低工资的提高带来的劳动力热量和碳水化合物摄入的提升是否有利于健康,回归结果见表 9 第(10)、(11)列。

结果显示,最低工资政策对于超额摄入热量和碳水化合物并无显著影响,即最低工资标准的提高在健康范围内提高了劳动力对于能量和碳水化合物的摄入。

5.4 工作时长变化

最低工资标准的提高虽然可以带来收入的增多,从而有益于低收入劳动者的健康,但同时也可能影响低收入群体的工作时长。前文已经论述过,劳动者工作时间变长可能导致其娱乐、休闲等时间的缩短,同时也可能会增加劳动者的工作压力,这些均可能会给个体劳动者的健康带来负向影响(Grossman, 1972)。因此,有必要针对最低工资标准提高对劳动者的工作时长的影响展开实证分析。我们以个体劳动者汇报的每周工作的小时数作为被解释变量进行回归分析,回归结果汇报于表 10。观察第(1)列的估计系数我们发现,最低工资标准的变化对低收入群体的工作时长没有显著的影响。进一步地,我们区分了期初从事雇佣工作的劳动者和未从事雇佣工作的劳动者进行分样本回归。第(2)和(3)列的回归结果同样是不显著的。因此,没有证据表明最低工资标准的提高会通过影响劳动者的工作时长进而对其健康产生不利的影响。

表 10 影响机制分析:工作时长变化(低收入群体)

变量	(1)	(2)	(3)
	每天工作的小时数		
	全部	受雇	未受雇
最低工资	-0.740 (1.949)	-1.397 (1.527)	-1.689 (2.144)
City level controls	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes
Province-Specific Year Trend	Yes	Yes	Yes
Observations	3559	1866	1687
R-squared	0.603	0.559	0.644

6 结论

最低工资政策作为我国一项非常重要的劳动力市场政策,在改善劳动者待遇水平、增进劳动者整体福利方面发挥着重要的作用。本文利用我国最低工资水平在不同地区与不同年份之间的差异,基于中国健康与营养调查(CHNS)样本,使用广义双重差分等方法实证分析我国最低工资标准的变化如何影响劳动者的健康水平。

实证结果表明,最低工资标准的上升显著提高了低收入劳动者自我评价为健康的概率,同时显著降低了低收入劳动者受到患病影响与在过去四周生病受伤的概率,而对中高收入劳动者影响很小,且在统计意义上不显著。这一结论在多种检验下仍然保持稳健。在对影响机制进行分析后发现,最低工资标准的上升提高了低收入劳动者进入雇佣工作的概率,而不会影响已从事雇佣工作的个体从雇佣工作岗位中退出,这在很大程度上解释了起初未从事雇佣工作的劳动者也会受到最低工资影响的原因。最低工资标准上升提高了低收入劳动者的收入水平,进而导致了其对健康投资的增加,但对其工作时长没有显著影响。这些渠道导致了最低工资标准的提高对劳动者健康的正向影响。

本文的结论深化了对于最低工资政策影响的科学认识,为更科学全面评估中国的最低工资政策提供了新的参考。

参考文献

- 程令国,张晔. 2012. “新农合”:经济绩效还是健康绩效? [J]. 经济研究, 47(1): 120-133.
- Cheng L G, Zhang Y. 2012. The new rural cooperative medical scheme: Financial protection or health improvement? [J]. *Economic Research Journal*, 47(1): 120-133. (in Chinese)
- 丁守海. 2010. 最低工资管制的就业效应分析——兼论《劳动合同法》的交互影响 [J]. 中国社会科学, (1): 85-102.
- Ding S H. 2010. An analysis of minimum wage effects on the labor market—Effect of interaction with the law of the PRC on employment contracts [J]. *Social Sciences in China*, (1): 85-102. (in Chinese)
- 段志民. 2020. 最低工资政策的健康效应存在吗? ——来自中国综合社会调查数据的经验证据 [J]. 南开经济研究, (2): 3-24.
- Duan Z M. 2020. Does the health effect of the minimum wage policy exist: Empirical evidence from CGSS [J]. *Nankai Economic Studies*, (2): 3-24. (in Chinese)
- 蒋灵多, 陆毅. 2017. 最低工资标准能否抑制新僵尸企业的形成 [J]. 中国工业经济, (11): 118-136.
- Jiang L D, Lu Y. 2017. Does minimum wage standard inhibit the formation of new zombie firms [J]. *China Industrial Economics*, (11): 118-136. (in Chinese)
- 刘贯春, 陈登科, 丰超. 2017. 最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析 [J]. 中国工业经济, (7): 62-80.
- Liu G C, Chen D K, Feng C. 2017. The analysis of effects and mechanisms of minimum wage standard on resource misallocation [J]. *China Industrial Economics*,

(7): 62-80. (in Chinese)

陆瑶, 施新政, 刘璐瑶. 2017. 劳动力保护与盈余管理——基于最低工资政策变动的实证分析[J]. 管理世界, (3): 146-158.

Lu Y, Shi X Z, Liu L Y. 2017. Labor protection and earnings management—An empirical study based on the change of minimum wage policy [J]. *Journal of Management World*, (3): 146-158. (in Chinese)

马双, 张劼, 朱喜. 2012. 最低工资对中国就业和工资水平的影响[J]. 经济研究, 47(5): 132-146.

Ma S, Zhang J, Zhu X. 2012. The effect of minimum wage on average wage and employment[J]. *Economic Research Journal*, 47(5): 132-146. (in Chinese)

马双, 李雪莲, 蔡栋梁. 2017. 最低工资与已婚女性劳动参与[J]. 经济研究, 52(6): 153-168.

Ma S, Li X L, Cai D L. 2017. Minimum wage and labor force participation of married women[J]. *Economic Research Journal*, 52(6): 153-168. (in Chinese)

马双, 赖漫桐. 2020. 劳动力成本外生上涨与FDI进入: 基于最低工资视角[J]. 中国工业经济, (6): 81-99.

Ma S, Lai M T. 2020. Exogenous increase of labor cost and FDI entry: From the perspective of minimum wage[J]. *China Industrial Economics*, (6): 81-99. (in Chinese)

孙楚仁, 田国强, 章韬. 2013. 最低工资标准与中国企业的出口行为[J]. 经济研究, 48(2): 42-54.

Sun C R, Tian G Q, Zhang T. 2013. Productivity heterogeneity, minimum wage and Firms' exports in China[J]. *Economic Research Journal*, 48(2): 42-54. (in Chinese)

孙中伟, 舒纷纷. 2011. 最低工资标准与农民工工资——基于珠三角的实证研究[J]. 管理世界, (8): 45-56.

Sun Z W, Shu B B. 2011. The standard of the minimum wage, and the wages of peasant-workers: A case study based on Zhujiang Delta[J]. *Journal of Management World*, (8): 45-56. (in Chinese)

杨娟, 李实. 2016. 最低工资提高会增加农民工收入吗? [J]. 经济学(季刊), 15(4): 1563-1580.

Yang J, Li S. 2016. Will the increase of MWs improve rural migrants' income? [J]. *China Economic Quarterly*, 15(4): 1563-1580. (in Chinese)

张军, 赵达, 周龙飞. 2017. 最低工资标准提高对就业正规化的影响[J]. 中国工业经济, (1): 81-97.

Zhang J, Zhao D, Zhou L F. 2017. Effect of minimum wage hikes on formalisation of employment[J]. *China Industrial Economics*, (1): 81-97. (in Chinese)

周广肃. 2017. 最低工资制度影响了家庭创业行为吗? ——来自中国家庭追踪调

- 查的证据[J]. 经济科学, (3): 73-87.
- Zhou G S. 2017. Does the minimum wage system affect family entrepreneurship—An empirical evidence from CFPS [J]. *Economic Science*, (3): 73-87. (in Chinese)
- Angrist J D, Pischke J S. 2009. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion* [M]. New Jersey: Princeton University Press.
- Averett S L, Smith J K, Wang Y. 2017. The effects of minimum wages on the health of working teenagers[J]. *Applied Economics Letters*, 24(16): 1127-1130.
- Belman D, Wolfson P, Nawakitphaitoon K. 2015. Who is affected by the minimum wage? [J]. *Industrial Relations*, 54(4): 582-621.
- Bleakley H. 2007. Disease and development: Evidence from hookworm eradication in the American South[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(1): 73-117.
- Bloom D E, Canning D. 2000. The health and wealth of nations[J]. *Science*, 287(5456): 1207-1209.
- Byrne D, Mazanov J. 2016. Smoking and cardiovascular risk: Role of stress in the genesis of smoking behavior[M]//Alvarenga M E, Byrne D. *Handbook of psychocardiology*. Singapore: Springer, 79-97.
- Callaway B, Sant'Anna P H. 2021. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- Card D, Krueger A B. 1994. Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania[J]. *The American Economic Review*, 84(4): 772-793.
- Dautović E, Hau H, Huang Y. 2019. Consumption response to minimum wages: Evidence from Chinese households[J]. *SSRN* 3496668.
- Draca M, Machin S, Van Reenen J. 2011. Minimum wages and firm profitability[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(1): 129-151.
- Gan L, Hernandez M A, Ma S. 2016. The higher costs of doing business in China: Minimum wages and firms' export behavior[J]. *Journal of International Economics*, 100: 81-94.
- Geng H G, Huang Y, Lin C, et al. 2022. Minimum wage and corporate investment: Evidence from manufacturing firms in China [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 57(1): 94-126.
- Grossman M. 1972. On the concept of health capital and the demand for health[J]. *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- Hau H, Huang Y, Wang G W. 2020. Firm response to competitive shocks: Evidence from China's minimum wage policy[J]. *The Review of Economic Studies*, 87(6): 2639-2671.

- Horn B P, Maclean J C, Strain M R. 2017. Do minimum wage increases influence worker health? [J]. *Economic Inquiry*, 55(4): 1986-2007.
- Imbens G W, Wooldridge J M. 2009. Recent developments in the econometrics of program evaluation[J]. *Journal of Economic Literature*, 47(1): 5-86.
- Jamison D T, Breman J G, Measham A R, et al. 1993. *Disease control priorities in developing countries*[M]. New York: Oxford University Press.
- Leigh J P, Leigh W A, Du J. 2019. Minimum wages and public health: A literature review[J]. *Preventive Medicine*, 118: 122-134.
- Lenhart O. 2017. Do higher minimum wages benefit health? Evidence from the UK[J]. *Journal of Policy Analysis and Manage*, 36(4): 828-852.
- Marcus J. 2013. The effect of unemployment on the mental health of spouses—Evidence from plant closures in Germany[J]. *Journal of Health Economics*, 32(3): 546-558.
- Mayneris F, Poncet S, Zhang T. 2018. Improving or disappearing: Firm-level adjustments to minimum wages in China[J]. *Journal of Development Economics*, 135: 20-42.
- McCarrier K P, Zimmerman F J, Ralston J D, et al. 2011. Associations between minimum wage policy and access to health care: Evidence from the Behavioral Risk Factor Surveillance System, 1996—2007[J]. *American Journal of Public Health*, 101(2): 359-367.
- Meltzer D O, Chen Z. 2011. The impact of minimum wage rates on body weight in the United States [M]//Grossman M, Mocan N H. *Economic aspects of obesity*. Chicago, IL: University of Chicago Press, 17-34.
- Neumark D, Wascher W L. 2007. Minimum wages and employment[J]. *Foundations and Trends® in Microeconomics*, 3(1/2): 1-182.
- Over M, Ellis R P, Huber J H, et al. 1992. The consequences of adult ill-health[M]//Feachem R G A, Kjellstrom T, Murray C J L, et al. *The health of adults in the developing world*. Oxford: Oxford University Press.
- Reeves A, McKee M, Mackenbach J, et al. 2017. Introduction of a national minimum wage reduced depressive symptoms in low-wage workers: A quasi-natural experiment in the UK[J]. *Health Economics*, 26(5): 639-655.
- Saffer H, Dave D. 2005. Mental illness and the demand for alcohol, cocaine, and cigarettes[J]. *Economic Inquiry*, 43(2): 229-246.
- Schultz T P, Tansel A. 1997. Wage and labor supply effects of illness in Côte d'Ivoire and Ghana: Instrumental variable estimates for days disabled [J]. *Journal of Development Economics*, 53(2): 251-286.
- Strauss J, Thomas D. 1998. Health, nutrition, and economic development[J]. *Journal of Economic Literature*, 36(2): 766-817.

- Sullivan D, Von Wachter T. 2009. Job displacement and mortality: An analysis using administrative data[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3): 1265-1306.
- Wehby G L, Dave D, Kaestner R. 2020. Effects of the minimum wage on infant health [J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 39(2): 411-443.
- Whitehead M, Taylor-Robinson D, Barr B. 2021. Poverty, health, and covid-19[J]. *BMJ*, 372: 376.
- Yip W, Fu H Q, Chen A T, et al. 2019. 10 years of health-care reform in China: Progress and gaps in universal health coverage [J]. *The Lancet*, 394 (10204): 1192-1204.

Can Minimum Wage Policy Improve Worker's Health in China? Evidence from County-Level Data

Sihan Zhang¹ Siwei Guo² Zhaopeng Qu³ Ming-ang Zhang⁴

- (1. School of Economics and Management, Beijing Information Science and Technology University;
2. School of Economics and Management, Tsinghua University; 3. School of Business, Nanjing University;
4. School of Public Finance and Taxation, Central University of Finance and Economics)

Abstract This paper uses the differences of the time and magnitude of minimum wage adjustments across counties to construct a Generalized Difference-in-Differences model to conduct a systematically empirical analysis on this problem. Research results show that China's minimum wage policy has significantly improved worker's health. Further analysis based on the income subgroup finds that the minimum wage policy significantly improves the health of low-income earners, but has no effect on the health of middle- and high-income earners. The mechanism analysis of the minimum wage policy's effect on low-income earners further shows that it increases the probability of workers being formally employed, increases income and health investment, and improves health behavior, which are the reasons for the minimum wage-health effect; on the contrary, we find no significant evidence for the potential mechanism that the increase of the minimum wage negatively affects the health of workers by increasing their working hours. This paper's conclusion deepens the understanding of the impact of the minimum wage policy and provides a new reference for a more scientific and comprehensive assessment of China's minimum wage policy.

JEL Classification I10, I18, J38

社会规范对合作影响机制的研究¹

——基于内化效应和社会认同效应的分析

崔驰² 安露露³ 戴明⁴

摘 要 人们的合作行为受到社会规范的驱使,这一观点近期得到了学术界的证实。本文设计了一个在遵守社会规范和个人利益之间权衡的社会规范实验,借此将被试者分为遵守社会规范组和不遵守社会规范组,进而分解内化效应和社会认同效应。研究发现:(1)内化效应与社会认同效应都可以从整体上有效提高社会合作水平,但是在维持高水平合作方面的作用有限;(2)随着社会规范遵守程度的增强,社会认同效应在促进社会合作方面的主导作用逐渐被内化效应取代;(3)内化效应在维持高水平合作方面的作用随社会规范遵守程度的增强逐渐凸显,社会认同效应则在降低平均合作率衰减速度方面表现得更好,但短期内仍无法扭转平均合作率高速下降的趋势。本文利用实验室实验为社会规范促进社会合作的研究提供了一种新的视角。

关键词 社会规范;合作;社会认同效应;内化效应;公共品博弈

0 引言

经济社会的正常运转和社会合作的有效进行都离不开社会规范(social norms)的驱使和约束。在人类社会的演化发展过程中,社会规范作为一种非正式制度对人们的反社会行为——如欺骗(Bicchieri et al., 2019)、歧视(Barr et al., 2018)、贪污腐败(Banerjee, 2016; 张新超等, 2016; Muthukrishna et al.,

1 本研究获得国家社会科学基金年度项目“社会经济地位对儿童成长的综合影响及其破解的实地实验研究”(项目编号:22BJL082);教育部人文社会科学青年基金项目“社会规范影响合作水平的机制研究”(项目编号:20YJCZH013)的资助。作者非常感谢两位审稿专家宝贵的修改意见,同样感谢荷兰马斯特里赫特大学经济系 Alexander Vostroknutov 教授、瑞士苏黎世大学经济系 Roberto Weber 教授、澳大利亚昆士兰大学经济系 Daniel Zizzo 教授、新加坡南洋理工大学经济系包特教授对本文提出的宝贵意见,同时非常感谢我的妻子和我相亲时的言行为本研究提供了最初的灵感。

2 崔驰,东北师范大学经济与管理学院副教授,E-mail:cuic354@nenu.edu.cn。

3 安露露,北京师范大学经济与工商管理学院硕士研究生,E-mail:202021030002@mail.bnu.edu.cn。

4 戴明,海德堡大学经济与社会科学学院博士研究生,E-mail:daiming9999@hotmail.com。

2017)以及逃税行为(Hallsworth et al., 2017)——起到了较强的约束作用,进而有利于经济社会的稳定运行。与此同时,社会规范也时刻影响人们的亲社会行为,例如利他偏好(Krupka and Weber, 2013; Gächter et al., 2017a; 崔驰等, 2019, 2022)、公平偏好(Bicchieri and Chavez, 2010; 崔驰和路智雯, 2018; 戴明, 2020)、互惠(Gächter et al., 2013)以及人际交往中的信任(Bicchieri et al., 2019)等,进而促进了社会合作效率的提升。

从现有的研究来看,有学者认为社会规范可以直接作用于人们心理层面的认知活动(Ohtsuki et al., 2009),使人们在作出行为决策之前,考虑其行为是否符合社会规范并将这一过程内化,在这里我们将其称为“内化社会规范”。内化社会规范是人类社会长期演变发展的产物,它可以通过两种渠道影响人们的亲社会行为,如合作等。一方面,社会规范对个人行为的约束力可能源于人们对其社会形象的普遍关注,即为了达到某个荣誉性目标或者避免遭受污名惩罚(Bénabou and Tirol, 2006)。例如,Andreoni and Bernheim(2009)发现完全均等分配(五五分)的规范并不能解释大部分实验结果,人们可能会为了迎合他人的公平偏好而决定自己的行为模式。另一方面,社会规范也可能通过影响个人的认知水平,使人们形成一种内在遵守社会规范的本能(Frey et al., 2010; Gavrillets and Richerson, 2017),进而潜移默化地影响人们的行为决策,尤其是合作行为。与社会规范的内化相关,内化效应则是指以内化社会规范程度高低为标准分组后,社会合作效率的相应变化。近些年来,越来越多的实验研究涉及社会规范的内化对人们合作行为的影响。Kimbrough and Vostroknutov(2016)在Krupka and Weber(2009)的研究基础上通过交通灯实验(traffic lights game)在被试者未知的情况下将其分为遵守社会规范组和不遵守社会规范组,研究了内化社会规范对人们合作行为的影响,并证明了规范敏感度较强(内化社会规范较强)的个体更加倾向于选择合作。随后的多数研究都得到了类似的实验结论,即社会规范内化的存在确实极大地促进了社会合作,内化效应也是显著正向的(Gächter et al., 2017b; Barr et al., 2018; Chang et al., 2019; Rössler et al., 2019)。

此外,社会认同(Social Identity)可能是社会规范促进合作的另外一种途径。Tajfel等人最早于20世纪70年代就提出了社会认同理论,该理论逐渐成为解释群体间行为的最具有影响力的理论之一。该理论认为个体对群体的认同是群体行为的基础,其主要作用原理是通过增强个体对所处群体的社会偏好,引起群体偏见,进而使其作出更加有利于群体的行为,促进群体合作水平的提升(Tajfel, 1974; Jetten et al., 1996; Eckel and Grossman, 2005; Goette et al., 2006; Chen and Li, 2009; 周业安和王一子, 2016)。现实生活中,人们往往将他人行为是否合乎自身认同的规范作为判别可否与其展开合作的标准,即合作团队内成员之间存在一定程度的社会认同,而这种认同的产生显然源于社会规

范。由此,理论上可以通过激发特定的社会认同影响人们的亲社会行为,进而提升社会合作效率。

随着通信技术的革新发展,人们的交际圈子快速扩大,由社会认同推动的传统熟人合作模型也逐渐转向现代化的由社会规范推动的大规模陌生人合作模式。此外,随着全民受教育水平和道德素质的提高,个人价值观逐渐向社会规范靠拢(Tabellini,2008),遵守社会规范的意愿也越加强烈。那么,随之而来的问题是随着个人规范意识的增强,社会合作对社会认同和社会规范内化的相对依赖度是否会发生变化?然而,现有研究大多是单一地探究其中一项对合作的促进效果,缺乏将两种效应直接分离的研究,其原因可能是:①传统新古典研究范式的“惯性”,将社会规范视为既定的社会条件而忽视了对它的研究;②过去的文献由于研究方法和研究工具的缺失(Manski,2000),导致研究者很难从定量的角度对社会规范促进合作的内化效应和社会认同效应进行直接分离。而随着20世纪80年代行为与实验经济学的兴起,逐渐打破了研究方法和工具的瓶颈,故本文将采用实验方法研究社会规范和社会认同对合作的影响效应,即社会认同效应和内化效应,并探究在不同的社会规范遵守程度中,社会合作对两种效应的依赖度差异。

本文利用社会规范实验和公共品博弈实验的组合简化现实情境研究社会规范①对社会合作的整体影响机制,分离社会认同效应和内化效应。本文后续内容安排如下:第1部分是文献综述,第2部分是实验设计,第3部分是实验结果和数据分析,最后是结论与讨论。

1 文献综述

近年来,由于行为与实验经济学的兴起,越来越多的研究者采用公共品博弈实验研究人们的合作行为(Santos et al.,2008;Szolnoki and Perc,2010;Brekke et al.,2011;陈叶烽和何浩然,2012;连洪泉等,2013;周业安等,2014;Chen et al.,2015)。根据传统经济学的理性人假定,个体在公共品博弈中的最优选择是“搭便车”,但是大量的实验研究结果对这一理论预测提出了挑战,即发现大多数人都具有很强的社会偏好,愿意为了实现合作而支付私人成本(Andreoni,

①从严格的定义上看,不同学科(从经济学到社会学再到心理学)对社会规范界定描述各不相同,但是其核心内容大同小异。规范通常被理解为在群体内占主导地位的行为范式,被共同理解和支持,并且通过群体中的社交互动得以维持(Ostrom,2000)。在这里我们将社会规范解释为一种特殊的行为规则,指其在特定情况下向特定人群规定或禁止某种行为(Jackson,1965;Cialdini,2003;Lapinski and Rimal,2005)。如果个人在以下条件更偏向于遵循规则,则该规则满足社会规范的性质:①人们认为有足够多的其他人也遵守它(经验期望);②人们认为有足够多的其他人也应该遵守该规则,并可能愿意制裁他人的违反行为(规范性期望)(Bicchieri,2005)。

1988,1995;Keser and van Winden,2000;Fischbacher et al.,2001;Hauert et al.,2002;Rege and Telle,2004)。

近期,有研究者发现人们的亲社会行为,尤其是合作行为,不仅受到社会偏好的影响,也受到社会规范的驱使(Krupka and Weber,2009,2013;Kessler and Leider,2012;Kimbrough et al.,2014;关宏宇等,2015)。例如, Ellingsen and Johannesson(2008)认为大多数人对自身的社会形象非常敏感,而与社会形象相关的自豪感也是个体亲社会行为的源泉。社会规范作为维持社会形象的基础,可以通过间接提升个人行为的自豪感强化人们的亲社会行为。Krupka and Weber(2009)直接研究了社会规范对人们亲社会行为的影响,发现社会规范会强化人们的亲社会行为。但他们仅仅是比较了第三方遵守社会规范的信息(information treatment^①)和引起被试者注意社会规范的环境或线索(focusing treatment^②)对个体行为的影响,并没有对形成机制进行深入探究。Kimbrough and Vostroknutov(2016)根据被试者遵守社会规范的程度分组来研究社会规范的内化效应对合作的促进效果。他们通过交通灯实验直接分离了个体遵守社会规范的程度,然后依据实验结果将被试者分成遵守社会规范组和不遵守社会规范组,并让其参加有限期^③固定搭配的公共品博弈实验,结果发现遵守社会规范组的合作率显著高于不遵守社会规范组,且遵守社会规范组的合作率保持了较强的稳定性,在一定程度上证实了社会规范内化对合作的积极影响。随后,越来越多的学者开始对社会规范内化进行研究,但无论是实验室实验(Gächter et al.,2017b;Barr et al.,2018;Chang et al.,2019)还是田野实验(Rössler et al.,2019),研究结果都支持 Kimbrough and Vostroknutov(2016)的研究结论。

除内化效应之外,社会规范也可能通过在群组内部形成特定的社会认同,进而影响群组成员的合作行为。中国自古以来就是礼仪之邦,人们在社会交往过程中非常重视社会规范,常常将社会规范遵守程度视为一种与人相处的认知聚点,也就是俗语中的“人以类聚”。Calvert(1995)认为“识别或者创造聚点是保证参与者成功合作的一种方式”,而产生聚点的同时也伴随着社会认同的出现。但是,现有研究关于此机制的探讨相对缺乏,仅有的研究主要是集中在发现社会认同对社会合作具有促进作用上。他们认为社会认同(social identity)或身份认同感可以增强成员对群体的社会偏好,导致群内偏见,从而使人们作出

① information treatment 是指被试者可以看到或了解其他人是否遵守社会规范,这里强调了被试者可以直接获取他人如何遵守社会规范的相关信息。

② focusing treatment 是指通过某些社会规范的环境线索引起被试者产生相应的社会规范行为,这里被试者没有直接获取相关社会规范的信息,而是被启发出社会规范行为。

③ 在 Kimbrough and Vostroknutov(2016)公共品博弈实验中,实验员没有明确告诉被试者参加公共品博弈实验的具体轮数,因此,对于被试者来说无法准确预期博弈进行的轮数,但实际上该博弈进行了10轮。

更加利于群体的行为,促进群体合作水平的提升(Tajfel et al., 1971; Tajfel, 1974; Jetten et al., 1996; Terry et al., 1999; Akerlof and Kranton, 2000; Eckel and Grossman, 2005; Chen et al., 2010; Benjamin et al., 2010; Chen and Li, 2009)。如 Eckel and Grossman(2005)通过构造群内身份,研究社会认同强度对公共品博弈实验中被试者合作行为的影响,发现社会认同可以很好地提升组内成员的合作水平,同时还发现社会认同显著提高了组员的捐献水平。Guala et al. (2013)利用囚徒困境实验改变参与者的信念,让他们产生群体归属感和身份认同感,发现群内成员比群外成员捐献的更多并且合作率更高。这些研究证据都表明了社会认同确实可以有效提高社会合作效率(Solow and Kirkwood, 2002; Goette et al., 2012)。

基于以上两方面,本文借鉴了 Kimbrough and Vostroknutov(2016)的实验设计,通过引入社会规范实验将被试者按照其遵守社会规范的程度进行分组探究不同组被试者在公共品博弈实验中的合作行为,引入不同规则使实验情境更加贴近现实生活,进而试图分析比较内化效应和社会认同效应在不同社会规范遵守程度下促进社会合作的相对作用。文章的主要贡献在于:①采用实验经济学方法研究社会规范影响合作的效应,丰富了国内对社会规范作用的研究;②改进了 Kimbrough and Vostroknutov(2016)的研究设计,首次尝试将社会规范和社会认同相结合以探究这两种效应在不同的社会规范遵守程度下促进社会合作的相对作用,在一定程度上丰富了 Krupka and Weber(2009)以及 Kimbrough and Vostroknutov(2016)的研究成果,并且实验设计更加贴近现实,提高了以往研究的外部效应。

2 实验设计

本实验在东北师范大学经济管理实验室和数学与统计学院教育部重点实验室进行。我们在长春市多所大学张贴招募海报,并从招募的实验志愿者中随机抽取 272 名被试者,这些被试者分别来自社会科学、理学、工学等各个专业。本次实验采用 Z-tree 实验软件(Fischbacher, 2007)进行实验程序编程,整个实验过程都是在计算机上完成的,每个实验局的被试者数量为 16 人,耗时约 60 分钟。

实验由社会规范实验^①和公共品博弈实验两个环节组成。除此之外,为了控制条件性合作及其他因素对公共品博弈的影响,被试者在公共品博弈实验结

^① 本文的社会规范实验沿袭 Kimbrough and Vostroknutov(2016)的实验设计并对原设计的社会情境进行了改进。在 Kimbrough and Vostroknutov(2016)的研究设计中,采用了较为复杂的交通灯情境(简称“RF 实验”),但交通灯实验的现实情境可能会引起被试者的侥幸心理,即当马路上没有行人和车辆时,即使不遵守交通规则也不会对他人造成影响。为了排除这种侥幸心理的影响和便于被试者理解,我们将此情境简化为丢垃圾情境。而且,绿色环保也是近年来广受关注的热点话题,人们对此也更加敏感。

束后还完成了条件合作量表 (Keser and van Winden, 2000; Fischbacher et al., 2001) 和人口统计量数据的填写。社会规范实验的目的是通过构建遵守社会规范和个人利益之间冲突的决策情景, 使被试者面临两难的权衡, 进而根据实验结果将被试者分为遵守社会规范组和不遵守社会规范组。与此同时, 根据被试者在公共品博弈实验之前是否被告知具体的四人组分规则信息, 形成两个实验局即内化组和社会认同组。内化组的被试者不知晓分组信息, 社会认同组则被告知^①。然后, 探究不同实验局以及它们各自的遵守社会规范组和不遵守社会规范组在公共品博弈实验中的合作情况。最后, 通过与没有施加分组干预的基础组进行对比, 分析比较社会规范影响合作的两种效应, 即内化效应和社会认同效应。具体实验内容如下。

被试者首先参加社会规范实验, 然后参与固定搭配的 10 轮公共品博弈实验。在社会规范实验中, 每个被试者有 100 个小球, 并被明确告知小球代表“垃圾”, A 盒子代表“垃圾箱”, B 盒子代表“随地乱扔”^②, 而被试者的任务就是决定如何在 A 盒子(“垃圾箱”)和 B 盒子(“随地乱扔”)之间分配这 100 个小球。如果被试者将小球放进 A 盒子里, 那么其收益为每个小球 0.25 个筹码; 而放进 B 盒子里的收益为每个小球 0.4 个筹码, 社会规范实验的收益为两个盒子的收益之和。宣读完实验规则后, 实验员会明确地用指令性规范^③告诉被试者: “社会规范是人们应该将小球(“垃圾”)全部放进 A 盒子(“垃圾箱”)中”^④。社会规范实验结束后, 每个被试者都将看到自己在 A 盒子中的收益、B 盒子中的收益以及加总后的总收益(A 盒子和 B 盒子的收益之和)。之后进行第二环节, 被试者参加每四人一组的公共品博弈实验, 每个被试者的初始禀赋是 20 个筹码。然后, 告知被试者公共品博弈实验重复进行 10 轮, 四人组的人员构成在整个实

① 按照心理学定义, 社会认同就是“个体知晓他/她归属于特定的社会群体, 而且他(她)所获得的群体资格会赋予其某种情感和价值意义”, 因此我们通过告知被试者其所在小组的成员在遵守社会规范方面与自己表现相似, 进而激发被试者的社会认同感。

② Zizzo (2010) 提出实验者需求效应 (experimenter demand effects) 主要是由于恰当行为信息提示所引起的被试者的行为变化。因此, 在社会规范实验中, 我们并未明确提及将小球扔进 B 盒子(“随地乱扔”)里会造成环境污染以及其他可能带来的负效应, 其目的是尽可能减少需求效应的影响并显示出被试者真实的遵守社会规范的倾向性。

③ Cialdini 及其同事 (Cialdini et al., 1990; Reno et al., 1993) 区分了两种类型的规范, 即描述性规范和指令性规范。其中, 指令性规范涉及对个人行为的道德价值和社会标准判断, 即明确规定“什么是对的或错的”“人们应该做什么”或“什么行为是社会可接受的和有价值”。多数研究发现指令性规范对人们的行为具有更显著的影响 (Brauer and Chaurand, 2010), 且现实生活中的社会规范带有指令性规范的特征, 故本实验选用指令性规范。

④ 在社会规范实验中, 其实验结果可能会被解释为实验者需求效应 (experimenter demand effects), 即被试者因对实验者的假设进行推论而相应地改变其决策行为 (De Quidt et al., 2019)。Levitt and List (2007) 认为需求效应也可以解释为在亲社会行为方面许多明显的异质性, 且 Kimbrough and Vostroknutov (2016) 认为任何实验者的需求效应实际上都是我们试图衡量的规范依赖性的体现。因此, 我们认为社会规范实验可以反映出被试者对规范的遵守情况, 且依此分组存在一定的合理性。

验过程中不会发生改变。被试者可以选择向公共项目中投资0到20个筹码中的任何一个数量,如果被试者选择投资 X ,小组的其他三个成员分别投资 Y 、 A 和 B ,那么该被试者此轮获得的收益为 $20-X+0.4\times(X+Y+A+B)$ 。在每一轮公共品博弈实验结束后,所有被试者都可以看到自己对公共项目的投资额(X),小组所有成员对公共项目的总投资额($X+Y+A+B$)、保留在自己私人账户中的筹码数($20-X$)、从公共项目中获得收益($0.4\times(X+Y+A+B)$)和自己在该轮次中的总收益($20-X+0.4\times(X+Y+A+B)$)。被试者在公共品博弈实验中获得最终收益为这10轮实验所挣得的筹码之和乘以0.1倍。实验结束后,被试者的最终收益为两实验收益之和再加上10元出场费。所有实验组都经过这两阶段的实验,但是分组方式和告知被试者的信息略有不同。根据这些不同分为了三个实验组,它们分别是:基础组(T1)、内化组(T2)和社会认同组(T3),其整体实验流程如图1所示。下面是对每个实验组的详细描述。

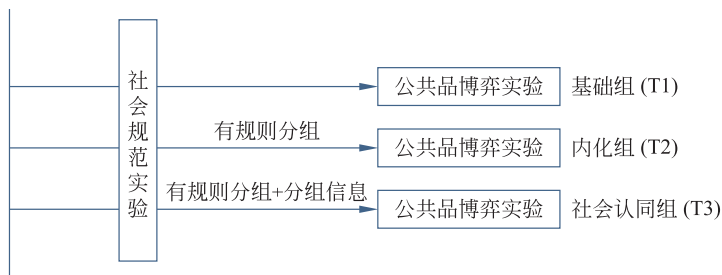


图1 实验流程图

基础组(T1):实验开始前,实验员告诉被试者将进行社会规范实验,向被试者发放实验说明书并解释实验流程,然后开始社会规范实验。社会规范实验完成后,向被试者发放公共品博弈实验的说明书并解释实验流程。在该环节电脑将被试者分为每4人一组,然后开始10轮人员构成固定化的公共品博弈实验。

内化组(T2):除了公共品博弈实验的分组方式与基础组不同外,其他实验设置均与基础组相同。即与基础组(T1)的唯一区别为在社会规范实验完成后,根据被试者在社会规范实验中的选择结果,将其分为遵守社会规范组和不遵守社会规范组^①,然后再进行公共品博弈实验。但是被试者并没有被告知这种分

^① 在本文的实验中,每个实验局共有16名被试者,我们根据被试者在社会规范实验中扔进A盒子(“垃圾箱”)的小球数量进行从大到小排序,扔进A盒子(“垃圾箱”)中数量最多的为序号1,最少的为序号16,并将被试按照该排列序号依次分为每四人一组,即1~4号为一组,5~8为一组等。其中,排名靠前的两组为遵守社会规范组,排名靠后的两组分为不遵守社会规范组。而另外一种分组方式是首先将被试者分为遵守社会规范组(即前8名被试),然后按照1,3,5,7为一组,2,4,6,8为一组的方式,同理不遵守社会规范组则是9,11,13,15为一组,10,12,14,16为一组。由于我们度量的是平均效应,故这两种方式相差不大。本文则采用前一种方式。

组方式,即他(她)们并不知晓自己所在四人组的成员特征信息(特指遵守社会规范方面的特征信息)。此外,在内化组中,被试者被分入遵守社会规范组还是不遵守社会规范组是由其自身是否遵守社会规范的特点所决定的,他(她)们并不知晓自己所在四人组属于遵守规范组还是不遵守规范组。我们将被试者在本组的合作行为与基础组的合作行为的差别界定为内化效应。

社会认同组(T3):此实验组的实验设置与内化组的不同点在于,被试者知道自己在公共品博弈中的分组是依据社会规范实验测度出的特征进行的。具体来说,被试者知晓自己所在四人组的成员特征信息(特指遵守社会规范方面的特征信息)。即,当完成社会规范实验后,实验员向被试者发放公共品博弈实验的说明书,向其解释实验流程,并强调公共品博弈实验的分组原则,即告知“在本实验中,和您同组的三位组员是和您同类型的实验者即在实验三^①中,他们放入A盒子中的小球个数和您放入的个数相近”,这样做的目的是激发组内成员之间的社会认同感。同时,为了检验分组规则是否有效地激发了组员之间的社会认同感,我们采用问卷形式测度受访者在知晓分组规则后(公共品博弈实验之前)其对同组成员和不同组成员的态度差异^②。同理,在社会认同组中,被试者被分入遵守社会规范组还是不遵守社会规范组是由其自身是否遵守社会规范的特点所决定的,他(她)们并不知晓自己所在小组属于遵守规范组还是不遵守规范组。因此,该组被试者的合作行为与基础组的合作行为的差别可以被解释为内化效应和社会认同效应的叠加。

3 实验结果分析

3.1 描述性统计

本实验于2018年5月、6月和10月、2019年4月、5月,以及2021年12月在东北师范大学经济管理实验模拟中心和数学与统计学院教育部重点实验室

① 第一个实验是采用量表测度被试者的风险偏好(Holt and Laury, 2002),第二个实验是借鉴Fischbacher and Föllmi-Heusi(2013)和Gächter and Schulz(2016)中的方法测度被试者的诚实水平,由于这两个实验与后续实验之间不存在直接的联系,所以我们认为它们对后续实验的影响是相当小的。

② 在问卷设计上,我们借鉴了Chen and Li(2009)的实验设计,即在受访者线上完成社会规范实验后告知分组规则(与他们分为一组的其他3位受访者是与他们投入A盒子(“垃圾箱”)中小球(“垃圾”)个数相近的受访者),之后参与4种分配情境下的第三方独裁者博弈实验,即作为第三方分别在两名其他受访者之间分配100个筹码。其中,两位其他受访者的身份组合分别是:(同组参与者1,同组参与者2)、(不同组参与者1,不同组参与者2)、(同组参与者1,不同组参与者2)以及(不同组参与者1,同组参与者2)。此外,为了避免单纯“组”概念的影响,我们还设计了没有社会认同激发的对照组,即受访者在完成社会规范实验后仅被告知他们将会与其他3位受访者分为一组。具体的问卷设计和结果详见附录1。

进行。实验被试者总数为 272 人,每场中每个实验局的被试者数量为 16 人,耗时约 60 分钟/场,被试者的平均收益为 35.5 元。

表 1 描述了三个实验局的基本统计量,其中包括每个实验局的被试者人数、社会规范实验中被试者投入 A 盒子中的小球数量及其标准差、公共品博弈实验中被试者的平均投资比例及其标准差。三个实验局的被试者人数分别为:基础组(T1)有 80 名被试者,内化组(T2)有 96 名被试者,社会认同组(T3)有 96 名被试者。基础组(T1)、内化组(T2)和社会认同组(T3)分别向 A 盒子中投入的小球数平均为 58.8、51.3 和 58.4,三个实验局的标准差基本上比较接近。基础组在公共品博弈中的平均投资比例为 31.3%,内化组为 34.1%,社会认同组为 43.5%。

表 1 三个实验组的基本统计量

实验组	被试数量	A 盒子中的平均小球数	公共品博弈实验的平均投资比例
基础组(T1)	80	58.8 (35.7)	0.313 (0.337)
内化组(T2)	96	51.3 (34.2)	0.341 (0.332)
社会认同组(T3)	96	58.4 (35.6)	0.435 (0.336)

注:三个实验局的平均投资比例的最小值均为 0,最大值均为 1;三个实验局 A 盒子的小球数最小值均为 0,最大值均为 100;括号内为标准差。

3.2 社会规范实验的数据分析

图 2 描述的是被试者在社会规范实验中投入 A 盒子里的小球数量的分布状况。我们发现基础组大约有 17.5%的被试者选择向 A 盒子(垃圾箱)投入 0 个小球,27.5%的被试者投入 100 个;内化组大约有 18.75%的被试者向 A 盒子投入 0 个小球,16.67%的被试者投入 100 个小球;社会认同组大约有 14.58%的被试者选择向 A 盒子投入 0 个小球,21.88%的被试者投入 100 个小球。表 2 是对基础组(T1)、内化组(T2)和社会认同组(T3)中 A 盒子里小球数进行 Wilcoxon 秩和检验(即 Wilcoxon Rank-sum Test 非参数检验)得到的结果。根据表 2 可知,在基础组(T1)、内化组(T2)和社会认同组(T3)中,任何两组之间的小球分布比例都无显著性差别,说明这三个实验局的被试者类型的分布是没有区别的。图 3 是内化组(T2)和社会认同组(T3)的遵守社会规范组和不遵守社会规范组在 A 盒子中的投球情况,可以发现遵守社会规范组的小球分布主要集中在 50~100 区间内,绝大部分人会向 A 盒子投入至少 50 个小球,而不遵守社会规范组的小球分布主要集中在 0~50 区间内,并且投入 A 盒子的小球数普遍都小于 50。这说明我们划分的遵守社会规范组的被试者倾向于牺牲自己的部

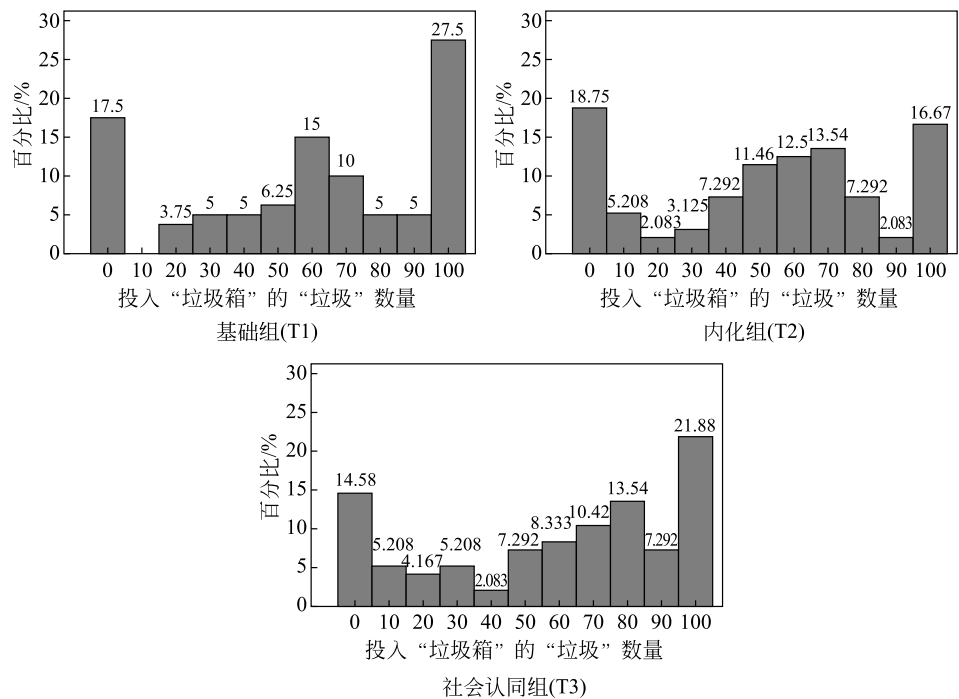


图 2 社会规范实验的小球分布(总体)

分收益从而将更多的小球放入 A 盒子(垃圾箱)中,而不遵守社会规范组的被试者则为了追求更多的私人利益将更多的小球放入 B 盒子(随地乱扔)中,这与现实生活中观察到的情况基本一致。

表 2 Wilcoxon Rank-sum Test 检验结果

实验局	原假设	z 值	p 值
基础组 vs 内化组	两组分布比例无显著性差异	-1.217	0.2237
基础组 vs 社会认同组	两组分布比例无显著性差异	-0.030	0.9761
内化组 vs 社会认同组	两组分布比例无显著性差异	-1.572	0.1160

3.3 公共品博弈实验的数据分析

本小节将分析社会规范和社会认同对合作的影响效应。由于内化组和社会认同组的分组方式是根据社会规范实验的结果将被试者分成了遵守社会规范组和不遵守社会规范组,因此本节先从总体上分析不同实验局在公共品博弈实验中的投资水平,然后再细分为遵守社会规范组和不遵守社会规范组进行讨论。

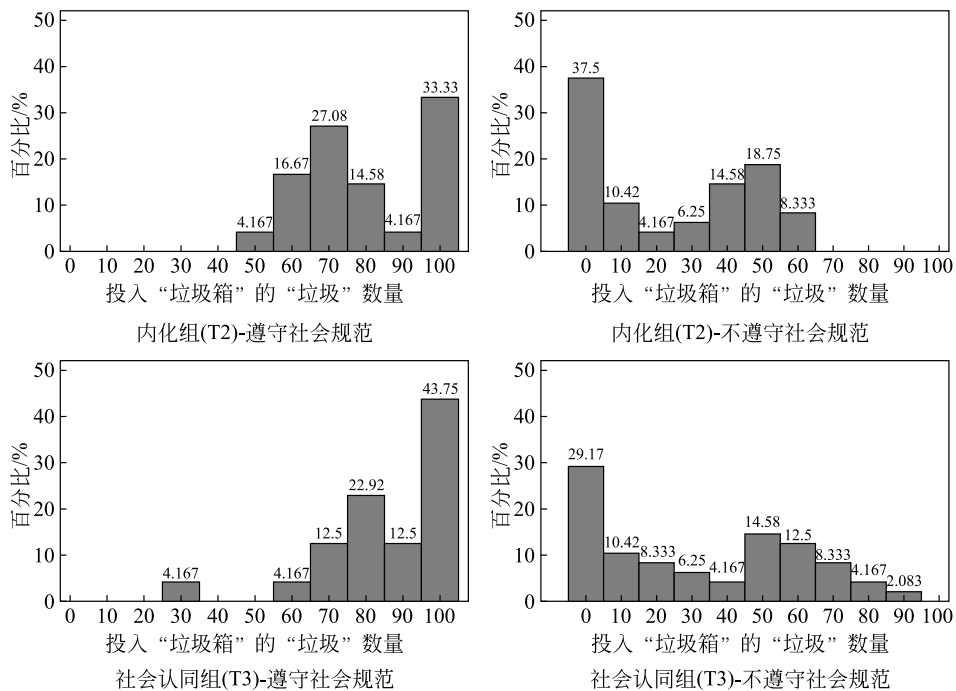


图3 社会规范实验的小球分布(分组)

3.3.1 公共品博弈实验的总体数据分析

图4描述了不同实验局的公共品博弈实验投资比例的分布情况,即基础组(T1)、内化组(T2)和社会认同组(T3)。总体上,多数被试者的投资比例集中在0.1及以下。具体来说,基础组投资比例小于0.1的被试者占比达到40.88%,为三个实验局之最,而投资比例大于0.5的仅占34.75%;内化组投资比例小于0.1的被试者占比为35.42%,投资比例大于0.5的占比为36.873%;社会认同组投资比例小于0.1的被试者占比为22.08%,而投资比例大于0.5的占比为49.17%。此外,在社会认同组和内化组中投资比例达到100%的被试者占比也明显高于基础组,依次是14.38%、10.52%和9.875%。显然,从各实验局投资比例分布的情况来看,社会认同组的合作率最高,内化组次之,基础组最差。

尽管在社会规范实验中已经证明了基础组、内化组和社会认同组中被试者并不存在明显差异,但为了保证实验结果的可比性和有效性,我们利用三组被试者在公共品博弈第一轮实验结果进行检验。正如前面实验设计中所提及的,在内化组中,被试者并不知晓公共品博弈实验的分组规则,因此如果不同组被试者之间不存在差异,内化组和基础组在第一轮中的投资水平应该不存在显著性差异,检验结果也证明了这一点,如表3所示: $z = -1.033$, $p = 0.3017$,并不

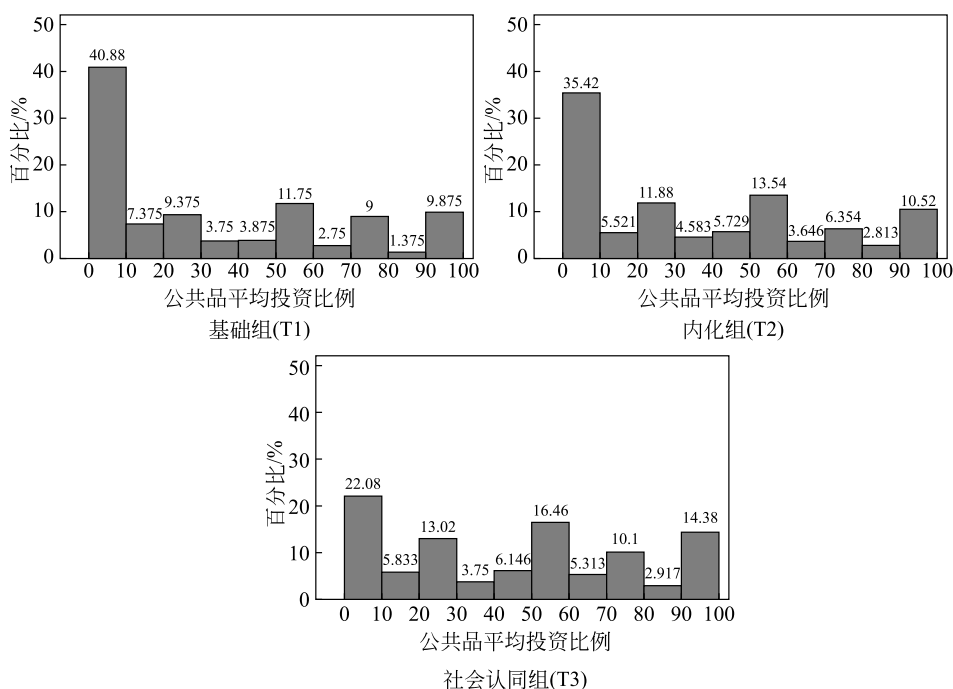


图4 公共品博弈实验的投资比例分布

能通过显著水平为1%的统计检验,即内化组和基础组在第一轮中的投资水平不存在显著性差异。

在正式分析内化效应^①和社会认同效应能否显著提升合作率之前,我们首先需要检验社会认同组中的分组规则是否有效激发了人们的社会认同感。我们对问卷结果进行了比较分析:发现相对于没有明确分组规则的受访者,知晓分组规则的受访者对组内成员表现得更加慷慨,即在第三方独裁者博弈中他们分配给组内成员显著更多的筹码(组内偏好),而分配给组外成员显著更少的筹码(组外歧视)。由此说明,社会认同中的分组规则设置确实能够有效激发被试的社会认同感(具体结果详见附录1)。

为探究内化效应和社会认同效应能否显著地提升合作率,我们利用Wilcoxon秩和检验对基础组(T1)、内化组(T2)和社会认同组(T3)总体平均投资水平进行两两检验,结果如表3所示。基础组(T1)和内化组(T2): $z = -2.112, p = 0.0347$,在5%的显著性水平下拒绝原假设,这说明基础组的平均投资水平显著小于内化组,即内化效应能够显著地提高合作水平。内化组(T2)和

^① 内化效应是指内化组与基础组的平均合作率差异;同理,社会认同效应是指社会认同与内化组的平均合作率差异。

社会认同组(T3): $z=-6.455, p=0.000$, 在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 这说明社会认同组(T3)的平均投资水平显著高于内化组(T2)的投资水平, 即证明了由社会规范产生的特定社会认同确实极大地促进了社会合作。基础组(T1)和社会认同组(T3): $z=-8.051, p=0.0000$, 在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 表明基础组的平均投资水平显著小于社会认同组, 这说明由社会规范引致的社会认同效应和内化效应显著提升合作水平。

表 3 Wilcoxon Rank-sum Test 检验结果

实验组	z 值 (第一轮)	p 值 (第一轮)	z 值 (总体)	p 值 (总体)
基础组 vs 内化组	-1.033	0.3017	-2.112	0.0347
基础组 vs 社会认同组	-2.372	0.0177	-8.051	0.0000
内化组 vs 社会认同组	-1.395	0.1631	-6.455	0.0000

接下来, 我们对内化效应和社会认同效应在维持社会合作方面的作用进行分析。图 5 展示的是基础组(T1)、内化组(T2)和社会认同组(T3)合作率的变化趋势。从图 5 可以直观地看出, 基础组、内化组和社会认同组的投资比例都随着实验轮数的增加有明显的下降趋势, 这与以往的研究结果相一致。对各实验局进行期数效应检验发现, 基础组、内化组和社会认同组的投资比例确实随着实验轮数的增加而显著下降。其中, 社会认同组的下降趋势最为明显, 下降速度最快($b=-3.375, p=0.000$), 内化组次之($b=-2.621, p=0.000$), 基础组的下降速度最慢($b=-1.816, p=0.003$), 这主要是由于基础组的整体投资率都很低, 下降空间有限。但我们也可以明显看到在内化效应和社会认同效应作用下, 内化组和社会认同组的平均合作率在大多数轮次中均高于基础组。

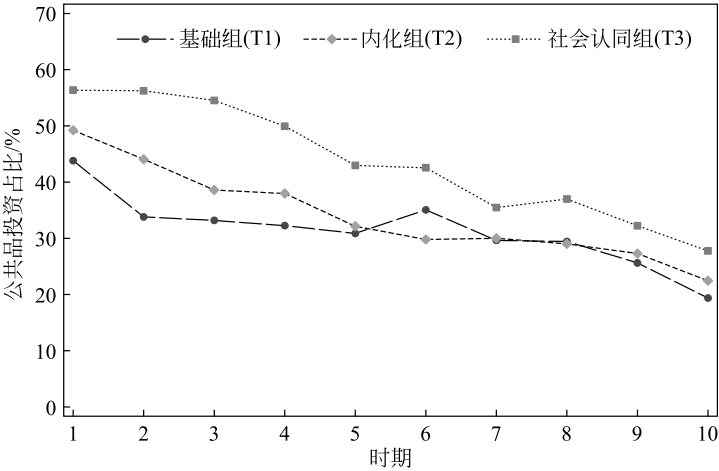


图 5 公共品博弈实验的投资趋势

为了进一步探究三组平均合作率随轮次衰减的速度变化,我们利用 Matlab 的 curve fitting tool 分别对三组公共品博弈实验的数据进行非线性拟合(具体拟合曲线和方程形式详见附录 2)并根据拟合效果选择最佳的最高次项和具体方程形式。根据拟合方程,我们可以求出各组在公共品博弈实验中的平均合作率随轮次变化的下降速度变化(加速度),进而探究内化效应和社会认同效应在改变平均合作率变化趋势惯性方面的角色,结果如表 4 所示。首先,对基础组而言,在第 1~5 期,其平均合作率的衰减加速度一直处于大于 0 的状态但不断减小,到第 5 期时的衰减加速度已经接近于 0,即公共品投资已经处于或接近于匀速下降。在第 5~10 期,其平均合作率的衰减加速度开始小于 0 且绝对值不断增大,即合作率水平的下降速度越来越快,这可能是受到公共品博弈的实验结束效应影响。其次,对内化组而言,其在前 6 期的合作率衰减速度不断减缓,后 4 期则逐渐加速,但是相较于基础组,其平均合作率的加速度绝对值都要更小,即内化效应可以在一定程度上降低衰减速度的变化。最后,对社会认同组而言,不同于基础组和内化组,其平均合作率在前 5 期加速衰减但加速度越来越小,而在后 5 期开始逐渐降低衰减速度且降低幅度越来越大,即加速度越来越大。但是,相较于基础组,其平均合作率的加速度绝对值都要更小,即内化效应和社会认同效应能够在一定程度上维持甚至降低平均合作率的衰减速度且社会认同效应的作用更强。

表 4 三组平均合作率随轮次衰减的速度变化 %

轮次	基础组	内化组	社会认同组
1	3.8244	1.8688	-1.12874
2	2.9508	1.5436	-0.89168
3	2.0772	1.2184	-0.65462
4	1.2036	0.8932	-0.41756
5	0.33	0.568	-0.1805
6	-0.5436	0.2428	0.05656
7	-1.4172	-0.0824	0.29362
8	-2.2908	-0.4076	0.53068
9	-3.1644	-0.7328	0.76774
10	-4.038	-1.058	1.0048

注:衰减加速度大于 0 表示下降速度越来越小,衰减速度等于 0 或接近 0,表示下降速度处于匀速下降或接近匀速下降,而衰减速度小于 0 表示下降速度越来越大。

综上,从三组衰减速度变化的角度上看,内化效应和社会认同效应也能够在一定程度上降低平均合作率的衰减速度,但是相对于基础组,内化组和社会

认同组的下降速度仍然更大,即内化效应和社会认同效应维持高水平合作方面的作用有限。

结论1: 内化效应与社会认同效应都可以从整体上有效促进社会合作水平的提升,但是在维持高水平社会合作方面的作用有限。

3.3.2 遵守和不遵守社会规范组的公共品博弈实验数据分析

图6展示的是遵守社会规范组和不遵守社会规范组在公共品博弈实验中的投资率分布。总体上,遵守社会规范组的投资率分布更加均匀,而不遵守社会规范组的投资率分布偏左,这说明不遵守社会规范组的整体合作率较低。具体来说,在遵守社会规范组中,内化-遵守社会规范组的投资比例小于0.1的占比为28.75%,而投资比例大于0.5的占比为41.875%;社会认同-遵守社会规范组的投资比例小于0.1的占比为14.38%,这明显小于内化组,而其投资比例大于0.5的占比为57.712%,大于内化组。在不遵守社会规范组中,内化-不遵守社会规范组的投资比例小于0.1的占比为42.08%,这一比例远高于内化-遵守社会规范组,而其投资比例大于0.5的占比仅为31.878%;社会认同-不遵守社会规范组的投资比例小于0.1的占比为29.79%,而其投资比例大于0.5的占比为40.625%。

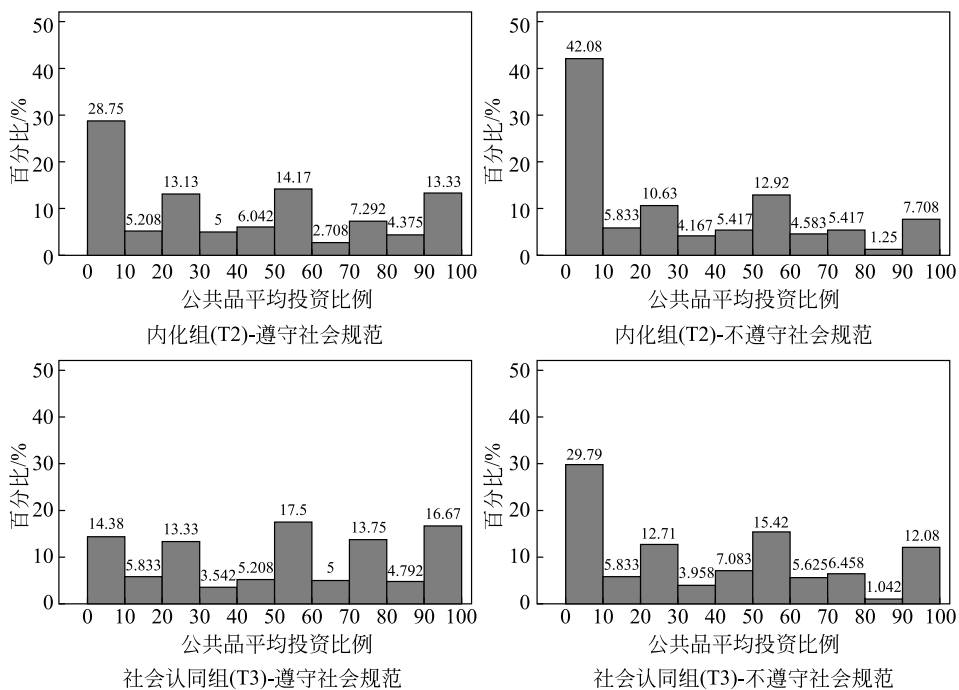


图6 遵守社会规范和不遵守社会规范的投资比例分布

然后,我们对四组数据进行 Wilcoxon 秩和检验(如表 5 所示)。在内化组中,遵守社会规范组和不遵守社会规范组之间存在显著性差异: $z=4.697, p=0.0000$ 。在社会认同组中,遵守社会规范组和不遵守社会规范组之间也存在显著差异: $z=6.365, p=0.0000$;这说明无论是在内化组还是社会认同组中,遵守社会规范组的投资比例都显著大于不遵守社会规范组的投资比例,即遵守社会规范者比不遵守社会规范者更加倾向于合作,进一步证明了内化效应在促进社会合作方面有效应。此外,我们将内化组和社会认同组中的遵守社会规范组和不遵守社会规范组分别进行比较,结果也再次证明了社会认同效应在促进社会合作方面的有效性。具体来说,在遵守社会规范组中,内化组与社会认同组之间存在显著性差异($z=-5.273, p=0.0000$),即社会认同组-遵守社会规范组的合作率显著更高。在不遵守社会规范组中,内化组和社会认同组也存在显著性差别($z=-3.877, p=0.0001$),且社会认同组-不遵守社会规范组的合作率显著更高。

表 5 Wilcoxon Rank-sum Test 检验结果

实验组	原假设	z 值	p 值
T2-遵守规范组 vs T2-不遵守规范组	两组投资比例无显著性差异	4.697	0.0000
T3-遵守规范组 vs T3-不遵守规范组	两组投资比例无显著性差异	6.365	0.0000
T2-遵守规范组 vs T3-遵守规范组	两组投资比例无显著性差异	-5.273	0.0000
T2-不遵守规范组 vs T3-不遵守规范组	两组投资比例无显著性差异	-3.877	0.0001

注:T2 表示内化组,T3 表示社会认同组。

为了进一步探究社会合作对内化效应和社会认同效应的依赖程度是否会随人们对社会规范的遵守程度变化,即内化效应和社会认同效应在遵守社会规范组和不遵守社会规范组中推动社会合作的主导角色或相对强度是否发生变化,我们将公共品博弈实验的投资率对两组(内化组和认同组)的遵守社会规范组和不遵守社会规范组进行回归分析,结果如表 6 所示。首先,当以基础组为对照组时,内化-遵守社会规范组、社会认同-遵守社会规范组、内化-不遵守社会规范组和社会认同-不遵守社会规范组与其合作率都具有显著性差别。其中,如表 6 第(5)和第(6)列的结果所示,在不遵守社会规范组中,内化效应^①并没有带来合作率的显著提升,而由社会认同效应所带来的合作率提升为 7.101%。在遵守社会规范组中,由内化效应所带来的合作率提升为 8.145%,即内化组-遵守社会规范组的合作率比基础组高 8.145%,而由社会认同效应所带来的

① 内化效应是内化组-遵守社会规范组(内化组-不遵守社会规范组)与基础组的平均合作率差异;同理,社会认同效应是社会认同组-遵守社会规范组(社会认同-不遵守社会规范组)与内化组-遵守社会规范组(内化组-不遵守社会规范组)的平均合作率差异。值得注意的是,在我们的计算定义里内化效应可能是负向的,例如由于内化组的最不遵守社会规范组在社会规范遵守方面的平均水平低于基础组,即内化组的最不遵守社会规范组的内化效应显然低于基础组,使得计算结果是负向的。

表 6 遵守和不遵守社会规范组在公共品博弈实验中平均合作率的差异比较

模型	被解释变量：被试者在公共物品博弈实验中的投资百分比					
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)
T2-遵守规范组	7.725 *** (1.964)	8.758 *** (1.950)			7.725 *** (1.964)	8.145 *** (1.956)
T2-不遵守规范组	-2.233 (1.194)	-0.941 (1.846)			-2.233 (1.870)	-1.368 (1.862)
T3-遵守规范组			18.881 *** (1.916)	19.235 *** (1.905)	18.881 *** (1.917)	19.257 *** (1.910)
T3-不遵守规范组			5.516 *** (1.919)	5.288 *** (1.922)	5.516 *** (1.194)	5.733 *** (1.918)
性别		-1.555 (1.996)		5.488 *** (1.874)		-2.424 (1.540)
家庭兄弟姐妹数		3.721 *** (1.007)		2.620 *** (0.868)		2.328 *** (0.738)
其他控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
常数项	31.306 *** (1.194)	25.056 *** (3.719)	31.306 *** (1.193)	38.591 *** (3.578)	31.306 *** (1.194)	33.426 *** (2.990)
F 值	12.09	10.72	49.03	31.23	32.87	24.63
R ²	0.0137	0.0220	0.0525	0.0604	0.0452	0.0488
观测值	1760	1760	1760	1760	2720	2720

注：括号里的数值为标准误，以分组后的不同实验组别为虚拟变量。如模型(1)中，以内化-遵守社会规范组为虚拟变量，将其设为 1，其他取值为 0，以内化-不遵守社会规范组为虚拟变量，将其设为 1，其他为 0；其他控制变量为：民族、户口、常住地。* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

合作率提升为 11.112%。因此，在人们的社会规范意识相对较为薄弱的情况下，相较于内化效应，社会认同效应是助推高效率合作的主导方式。而随着社会规范意识的提高，内化效应对合作的促进效果逐渐凸显并逐渐取代社会认同效应成为推动高效率合作的主导方式。此外，在表 6 的第(6)列中，可以看到家庭中兄弟姐妹的数量越多，个人的合作倾向也越高。此结论和探究独生子女和非独生子女偏好差异的研究结论相一致，即有兄弟姐妹的青少年在信任、值得信任和合作倾向等方面表现得更好 (Dunn, 1988; Cameron et al., 2013; 陈刚, 2020)，其可能的机制是与兄弟姐妹间的交流互动有效提高了个人的社交技能并促进了心理层面的发展，使他们形成了更信任他人和更愿意与他人合作的特性。为了更清晰地看出内化效应和社会认同效应在不同社会规范强度（即人们的社会规范意识）下相对主导角色的变化，我们将内化组和社会认同组被试者

按照遵守社会规范的程度高低分组^①进行分析,结果如表7所示。总的来看,随着社会规范遵守程度的提高,内化效应在促进社会合作方面的作用不断增强,逐渐取代社会认同效应成为推动高水平合作的主导力量,社会认同效应则维持在一个相对平稳的水平。

结论2:随着社会规范遵守程度的增强,社会认同效应在促进社会合作方面的主导作用逐渐被内化效应取代,即对于不遵守社会规范组来说,社会认同效应对合作的促进强度相对更大,对于遵守社会规范组来说,内化效应在促进社会合作方面起到了主导作用。

表7 不同社会规范遵守程度组的内化效应和社会认同效应

遵守社会规范程度	内化效应	认同效应
最不遵守社会规范组	-11.743 ***	11.729 ***
不遵守社会规范组	-2.233	7.75 ***
遵守社会规范组	7.725 ***	11.156 ***
最遵守社会规范组	13.881 ***	11.979 ***

注:从上到下表示遵守社会规范的程度逐渐增强,其中遵守规范组是内化-遵守规范组和社会认同-遵守规范组的组合,而不遵守规范组是内化-不遵守规范组和社会认同-不遵守规范组的组合。^{*} $p<0.1$,^{**} $p<0.05$,^{***} $p<0.01$ 。

最后,我们对内化效应和社会认同效应在遵守社会规范组和不遵守社会规范组维持社会合作方面的作用进行分析。图7展示的是各个实验组中遵守社会规范组和不遵守社会规范组的合作率变化趋势,我们对四组数据分别进行了期数效应检验。首先,在不遵守社会规范组中,不管是内化-不遵守社会规范组还是社会认同-不遵守社会规范组,其合作率均随着轮次增加呈现明显的下降趋势,其中内化-不遵守社会规范组的期数效应为: $b=-3.839, p=0.000$,结果与 Kimbrough and Vostroknutov (2016) 的结论一致;而社会认同-不遵守社会规范组的期数效应为: $b=-3.149, p=0.000$,显然,这两组的合作率下降速度显著快于基础组($b=-1.816, p=0.003$)。其次,在遵守社会规范组中,内化-遵守社会规范组和社会认同-遵守社会规范组的合作率水平都存在明显的下降趋势,社会认同-遵守社会规范组的下降速度最快($b=-3.602, p=0.000$),基础组次之($b=-1.816, p=0.003$),内化-遵守社会规范组最慢($b=-1.405, p=0.003$)。其中,内化-遵守社会规范组的结果与 Kimbrough and Vostroknutov (2016) 的结论显著

^① 在前文实验设计中的分组规则下,我们分别将社会规范遵守程度最强(排序为1~4)和最弱(排序为13~16)的两组抽离出来进行分析,并将社会规范遵守程度最强的组定义为最遵守规范组,最弱的组定义为最不遵守规范组。值得注意的是,我们并没有采用排序5~8组和9~12组的数据,其主要原因是公共物品博弈实验中的分组规则是按照被试者在社会规范实验中的表现从大到小进行排序分组,因此处在中间的两组受到随机因素的干扰较大,在社会规范遵守程度方面的区分度较小。

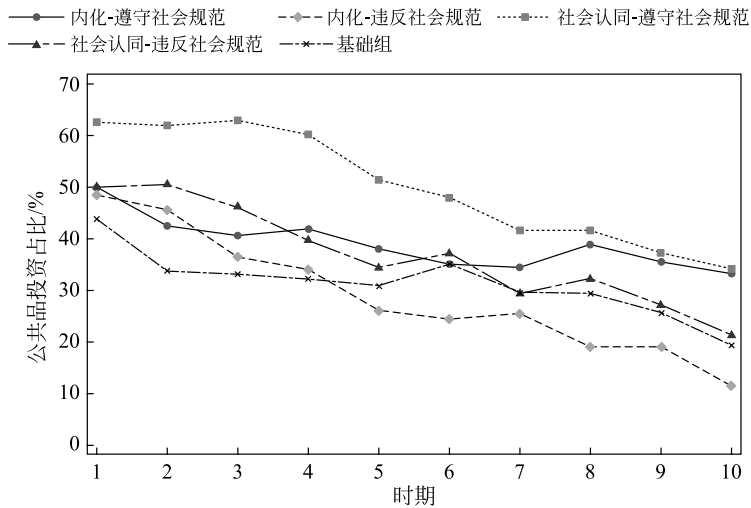


图7 公共品博弈实验的投资趋势

不同,他们认为遵守社会规范组的期数效应不显著,即合作率较高且稳定,这可能与他们的实验设计没有明确告诉被试者进行几轮公共品博弈实验有关,而本实验明确告诉了被试者会进行10轮公共品博弈实验。从结果来看,社会认同-遵守规范组具有最明显的下降趋势(下降速度最快),可能是由于其初始合作率水平最高,下降空间更大。但有趣的是,随着社会规范意识的增强(即社会规范遵守程度的提高),内化效应在维持高水平合作方面的作用逐渐凸显,即内化-遵守社会规范组的合作率下降速度远低于基础组和内化-不遵守规范组。

同理,为了进一步探究各遵守规范组和不遵守规范组平均合作率随轮次衰减的速度变化,我们利用Matlab的curve fitting tool分别对内化组和社会认同组的遵守规范组和不遵守规范组的公共品博弈实验的结果进行非线性拟合(具体拟合曲线和方程形式详见附录2)。各组平均合作率随轮次变化的加速度结果如表8所示,可以看到不管是内化-遵守规范组、内化不遵守规范组还是社会认同-不遵守规范组,其平均合作率的衰减加速度变化趋势都与基础组相似,即在前6期,平均合作率的衰减速度在减缓并逐渐接近于均速下降,后4期则逐渐加速。其中,相对于内化-不遵守规范组,内化-遵守规范组的平均合作率的加速度绝对值在各轮次中相对更小,即随社会规范遵守程度的增强,内化效应在维持甚至降低平均合作率衰减速度方面的作用也有所增强。而对社会认同-遵守社会规范组,其平均合作率在前5期加速衰减,但是加速度越来越小,在后5期则加速降低其衰减速度,且平均合作率的加速度绝对值在各轮次中都比基础组更小。显然,相对于基础组,社会认同组-遵守规范组结合了内化效应和社会认同效应,结合以上分析结果可知内化效应和社会认同效应都能够在一定程度上

维持甚至降低平均合作率的衰减速度,但从长期来看,社会认同效应在降低平均合作率衰减速度方面表现更为突出。

表 8 不同组平均合作率随轮次衰减的速度变化 %

轮次	T1	T2_遵守规范组	T2_不遵守规范组	T3_遵守规范组	T3_不遵守规范组
1	3.8244	1.82682	1.91078	-2.9146	0.65692
2	2.9508	1.51164	1.57556	-2.3152	0.53164
3	2.0772	1.19646	1.24034	-1.7158	0.40636
4	1.2036	0.88128	0.90512	-1.1164	0.28108
5	0.33	0.5661	0.5699	-0.517	0.1558
6	-0.5436	0.25092	0.23468	0.0824	0.03052
7	-1.4172	-0.06426	-0.10054	0.6818	-0.09476
8	-2.2908	-0.37944	-0.43576	1.2812	-0.22004
9	-3.1644	-0.69462	-0.77098	1.8806	-0.34532
10	-4.038	-1.0098	-1.1062	2.48	-0.4706

注:T1表示基础组,T2表示内化组,T3表示社会认同组;衰减加速度大于0表示下降速度越来越小,衰减速度等于0或接近0,表示下降速度处于匀速下降或接近匀速下降,而衰减速度小于0则表示下降速度越来越大。

综上,我们可以发现内化效应在维持高水平合作方面的作用随社会规范遵守程度的增强逐渐凸显,社会认同效应则没有发挥出维持高水平合作的作用。内化效应和社会认同效应在维持甚至降低平均合作率的衰减速度方面都具有重要的作用,其中社会认同效应在降低平均合作率衰减速度方面表现更为突出,但短期内并没有扭转社会认同组(包括遵守规范组和不遵守规范组)高速下降的趋势。

结论 3: 内化效应在维持高水平合作方面的作用随社会规范遵守程度的增强逐渐凸显,社会认同效应则在维持甚至降低平均合作率衰减速度方面表现更好,但短期内仍无法扭转平均合作率高速下降的趋势。

3.3.3 稳健性检验

1) 条件合作者的影响

不同组之间的合作率差异可能会受到各组条件合作者比例的影响,从而对内化效应和社会认同效应的估计造成混杂。为检验这一点,我们利用实验结束后通过问卷测度的条件合作者数据^①对此进行比较分析,结果如表 9 所示。实际上,我们可以看到基础组、内化组和社会认同组及其细分的遵守规范组和不

^①但值得注意的是,我们对于条件合作者的度量是在公共品博弈实验结束后进行的,可能存在很多混杂因素的干扰,例如顺序效应的影响,因此该结果仅能作为一些补充,我们对于该结果也是保持谨慎的态度。

遵守规范组在条件合作者比例上并没有明显的差异,比例均在 54%~63% 范围内,由此可以在一定程度上排除各组条件合作者比例差异对合作结果所造成的干扰。此外,可以看到认同组(T3)-不遵守规范组相对于基础组有较大比例的搭便车者(20.7% vs 16.2%),但是其合作行为仍然显著优于基础组,这说明社会认同可能起着比较大的作用。

表 9 不同组中被试类型分布 %

实验局	搭便车者	条件合作者	U 型	完全合作	无法分类者
T1	16.2	60.0	15.0	1.3	7.5
T2	18.7	56.3	12.5	1.0	11.5
T3	13.5	58.3	14.6	1.0	12.6
T2-遵守规范组	14.5	58.4	10.4	2.0	19.0
T2-不遵守规范组	22.9	54.2	14.6	0	13.0
T3-遵守规范组	6.3	62.5	17.6	0	13.6
T3-不遵守规范组	20.7	54.1	11.6	2.0	11.6

注:T1 表示基础组,T2 表示内化组,T3 表示社会认同组。

2) 策略性行为影响

由于在社会认同组中,被试者被明确告知其在公共物品博弈实验中的分组规则,由此可能会引发被试者的策略性行为,例如积极互惠和消极互惠行为,进而对内化效应和社会认同效应的估计造成偏差。为此,我们利用受分组时的随机因素影响最小的最遵守社会规范组和最不遵守社会规范组的数据对此进行分析。

假设存在策略性行为的影响,社会认同-最遵守规范组和内化-最遵守规范组的差异将是积极互惠和社会认同效应的叠加,而社会认同-最不遵守规范组和内化-最不遵守规范组的差异将是消极互惠和社会认同效应的叠加。(a)假设社会认同效应在社会认同-最遵守组和社会认同-最不遵守组之间不存在差异,且可以看到前者的差异显著大于后者,那就可能说明存在策略性行为的干扰,但是我们发现社会认同-最遵守和内化-最遵守之间的合作率差异为 11.979%,而社会认同-最不遵守和内化-最不遵守之间的合作率差异为 11.729%,两者之间并不存在显著性的差异,这在一定程度上证明了策略性行为的干扰可能是微不足道的。(b)如果假设社会认同效应在社会认同-最遵守组更大,我们应该期望可以看到更显著的差距,但并没有得到数据支撑,所以(a)中结论同样适用。(c)如果假设社会认同效应在社会认同-最不遵守组更大,策略性行为可能是一个相对较大的干扰,但是由于文章所研究的社会认同恰是以规范认同为聚点引发对同组个体成员的认同,所以我们认为(c)的情形可能是不符合现实的。综上,我们认为被试者的策略性动机对主要实验结果的影响可能是有限的。

4 结论与讨论

本文通过社会规范实验和公共品博弈实验研究了社会规范对社会合作的影响,以进一步分解依托于社会规范促进合作的两种常见的机制效应:内化效应和社会认同效应。研究发现:(1)内化效应与社会认同效应都可以从整体上有效促进社会合作水平的提升,但是在维持高水平社会合作方面的作用有限;(2)随着社会规范遵守程度的增强,社会认同效应在促进社会合作方面的主导作用逐渐被内化效应取代;(3)内化效应在维持高水平合作方面的作用随社会规范遵守程度的增强逐渐凸显,社会认同效应则在维持甚至降低平均合作率衰减速度方面表现得更好,但短期内仍无法扭转平均合作率高速下降的趋势。

社会规范是社会生活中一个普遍的特征,几乎遍及人类社会交往的各个方面,对促进合作也有着重要的作用。然而,有关社会规范的实证研究相对较少,尤其是关于社会规范如何促进合作的机制研究,而本文利用实验室实验研究了社会规范对合作的影响效应,试图为社会规范研究提供一种新的思路。本文与多数关于社会规范如何影响合作的研究不同:首先,以往研究大多是对公共品博弈实验的合作规范进行研究,比如惩罚搭便车者的规范和条件合作者规范(Fehr and Fischbacher, 2004a, 2004b),本文则强调可以在合作之前进行规划,通过社会规范激发特定的社会认同进而促进社会合作,这种方式很好地避免了前者在维持合作方面的高成本执行传导问题。其次,以往研究大多是单一地探究内化效应或社会认同效应对社会合作的促进作用,较少涉及现实生活中社会规范促进社会合作的两种效应的结合,即内化效应和社会认同效应的叠加,本文则对社会规范的这两种效应进行研究。最后,本研究通过变化社会规范的遵守程度模拟了现实世界中社会规范发展的不同阶段,探究了依托于社会规范发挥作用的内化效应和社会认同效应在推动社会合作方面的主导角色变化,为推动我国社会规范意识建设提供证据支撑。

当然,本文还有诸多不完善的方面:其一,本文利用实验室实验研究了社会认同效应和内化效应对社会合作的促进强度,但是我们是通过社会规范这个认知聚点引发人们的社会认同感,不同于以往自然的身份认同。有研究将社会认同划分为两类,即固有身份(Hoff and Pandey, 2006; de Benedictis-Kessner et al., 2013)和最简群体范式(Eckel and Grossman, 2005),本研究则关注于后者。之后的研究可以进一步考虑将个体自然身份纳入研究框架。此外,还有更复杂的社会情境可以被考虑进来,比如外部环境的不确定性如何影响这两种机制的作用、个体的抗风险能力是否会影响人们对社会规范行为的需求和公共品博弈合作水平,这也是我们实验进一步扩展的方向。其二,研究结论的外部有效性有待检验。一般来说,实验室实验相较于实地实验具有更好的内部有效性,但由

于实验室实验本身的局限性,我们需要进一步通过实地实验方法检验其外部有效性。其三,本文在检验分组规则是否有效激发了被试者的社会认同上即在论证群体身份上的证据相对较弱。尽管我们通过补充问卷的形式弥补了这一缺陷,但由于问卷缺乏真实的货币激励,可能存在一定的偏差。此外,本实验采用的环保类的社会规范尽可能有效激发实验参与者的社会认同(Dono et al., 2010; Fritsche et al., 2018),可以进一步加强实验结果的有效性,但即使如此,这也是我们在后续研究中需要注意的问题和完善的地方。以上的不足和缺陷也是我们未来进一步完善扩展现有研究的方向,希望为丰富社会规范与合作的研究尽一点力量。

附录

附录 1

我们采用问卷方法检验社会认同组的分组规则能否有效激发受访者对组内成员的社会认同感。具体来说,我们设计了两个实验局:

(1) 社会认同组:首先,受访者需要完成社会规范实验,完成后被告知其将与另外3位受访者分为一组,且这三位受访者投入A盒子(“垃圾箱”)的小球个数与其投入A盒子中的小球个数相近;其次,该受访者需要完成四种分配情形下的第三方独裁者博弈实验,即受访者被告知其需要在两位受访者之间分配100个筹码,分配决策不会影响受访者本人的收益。四种分配情形下的两位受访者组合分别是:独裁者游戏1(同组参与者1,同组参与者2)、独裁者游戏2(不同组参与者1,不同组参与者2)、独裁者游戏3(同组参与者1,不同组参与者2)和独裁者游戏4^①(不同组参与者1,同组参与者2);

(2) 对照组:受访者的任务与社会认同组相同,唯一的区别在于受访者在完成社会规范实验后仅被告知其将与另外3位受访者分为一组,即没有特殊的分组规则。

有效收集到的对照组和社会认同组的问卷数量分别为43和44,具体分析结果展示如下。

首先,我们检验了问卷受访者和真实实验被试者在社会规范遵守程度上是否存在显著性差异^②,我们将问卷中的对照组和社会认同组分别与真实实验中

① 可以看出独裁者游戏3和独裁者游戏4本质上是一样的,而设计这两个游戏的目的是另一方面可以检验受访者是否认真填写问卷,另一方面可以排除标签对受访者的影响。结果发现受访者在独裁者游戏3和独裁者游戏4中的分配结果并没有显著性差异。

② 一个有关调查问卷的担忧是被试者缺乏真实的货币激励(调查问卷无法进行真实支付),但由于线上问卷的匿名性更高,受访者出于社会形象顾虑进行伪装的动机更弱,可以进一步抵消缺乏货币激励所带来的问题。

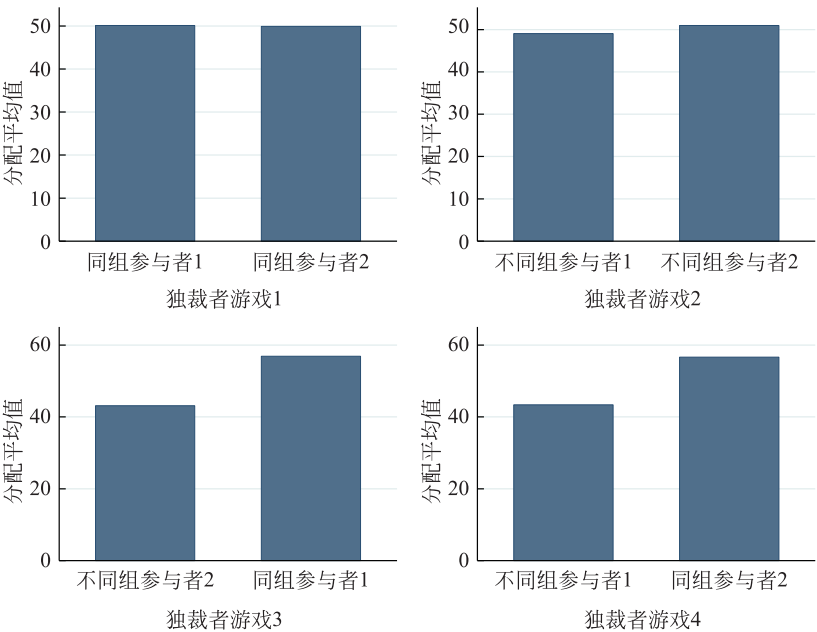
的基础组和社会认同组在社会规范实验中的结果进行比较,结果如附表 1 所示,即真实实验被试者和问卷受访者在社会规范实验中的表现并不存在显著性差异。

附表 1 Wilcoxon Ranksum Test 检验结果

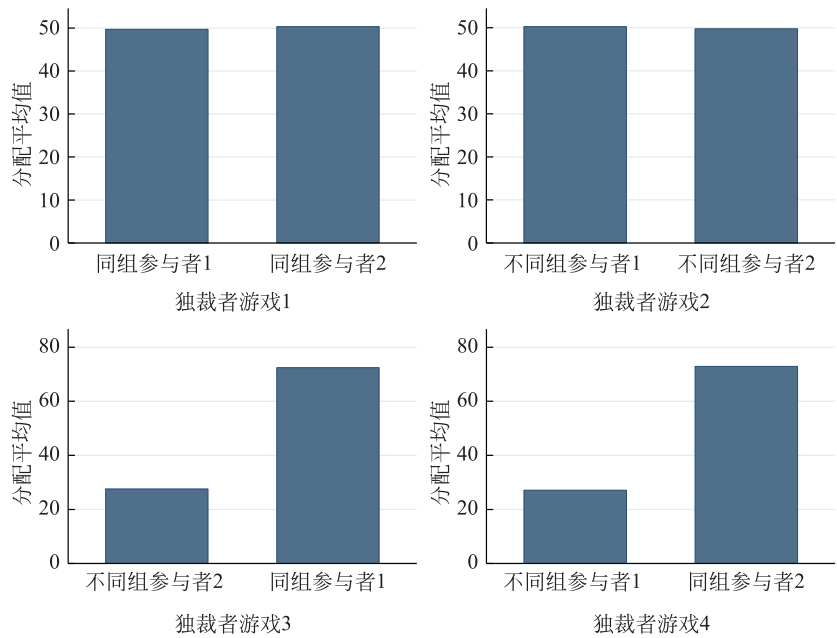
实验组	H ₀	z 值	p 值
基础组 vs 对照组	两组分布无显著性差异	-0.752	0.4523
社会认同组 I vs 社会认同组 II	两组分布无显著性差异	-0.689	0.4907

注:原假设是两组被试者投入 A 盒子中的小球个数相同。为便于区分,我们将真实实验中的社会认同组称为“社会认同组 I”,将问卷中的社会认同组称为“社会认同组 II”。

其次,我们对问卷受访者在不同独裁者博弈实验中的结果进行分析。由附图 1、2 和附表 2 可知,对照组和社会认同组的受访者在独裁者游戏 1 和独裁者游戏 2 中对参与者 1 和参与者 2 的分配都遵循“50-50”的公平分配。此外,我们发现无论是对照组还是社会认同组,受访者在独裁者游戏 3 和独裁者游戏 4 中都表现出一定的组内偏好,即对同组成员分配更多的筹码。这说明即使没有特殊的分组规则,单纯“同组”的概念就可能增加被试者对组内成员的偏好。附表 3 是分别对四种分配情形下的分配结果进行 T 检验的结果,可以发现在游戏 1 和游戏 2 中,对照组和社会认同组的受访者在不同受访者之间的分配值并不存在显著差异,但是其在游戏 3 和游戏 4 的分配值存在显著性差异,即受访者均显著偏好于组内成员。



附图 1 第三方独裁者游戏(对照组)



附图 2 第三方独裁者游戏(社会认同组)

附表 2 描述性统计

	独裁者游戏 1 (同组 1,同组 2)	独裁者游戏 2 (不同 1,不同 2)	独裁者游戏 3 (同组 1,不同 2)	独裁者游戏 4 (不同 1,同组 2)
对照组	(50.1,49.9)	(49,51)	(56.9,43.1)	(43.3,56.7)
社会认同组	(49.7,50.3)	(50.25,49.75)	(72.4,27.6)	(27.1,72.9)

注：括号内的数字是不同组受访者在不同独裁者博弈中分配给对应同组或不同组成员的平均筹码数。

附表 3 T 检验

	H ₀	t 值	p 值
对照组			
独裁者游戏 1	同组 1=同组 2	-0.4330	0.6672
独裁者游戏 2	不同组 1=不同组 2	0.1179	0.9067
独裁者游戏 3	同组 1=不同组 2	8.7282	0.0000
独裁者游戏 4	不同组 1=同组 2	-8.8023	0.0000
社会认同组			
独裁者游戏 1	同组 1=同组 2	0.7809	0.4392
独裁者游戏 2	不同组 1=不同组 2	-1.4680	0.1496
独裁者游戏 3	同组 1=不同组 2	4.3187	0.0001
独裁者游戏 4	不同组 1=同组 2	-4.1568	0.0002

最后,为检验社会认同组的分组规则是否有效激发了受访者的社会认同感,我们将对照组和社会认同组受访者在独裁者博弈 3 和独裁者博弈 4 中的分配结果进行对比。如果社会认同组受访者在独裁者博弈 3 和 4 中分配给组内成员的筹码数显著高于对照组,而分配给组外成员的筹码数显著低于对照组,即可以表明社会认同组的分组规则确实激发或强化了受访者对组内成员的社会认同感。结果如回归附表 4 所示,我们发现相对于对照组,社会认同组的受访者在独裁者游戏 3 和 4 中分配给同组成员显著更多的筹码,而分配给不同组成员显著更少的筹码。这说明社会认同组中的分组规则确实有效激发或强化了受访者的社会认同感。

附表 4 对照组和社会认同组在不同独裁者博弈中分配结果比较

	独裁者游戏 1-同组	独裁者游戏 2-不同组	独裁者游戏 3-同组	独裁者游戏 3-不同组	独裁者游戏 4-同组	独裁者游戏 4-不同组
社会认同组	-0.698 (0.932)	0.861 (2.207)	14.251 *** (3.135)	-14.251 *** (3.135)	15.249 *** (3.234)	-15.249 *** (3.234)
年龄	0.204 (0.827)	2.333 (1.937)	-3.515 (2.581)	3.515 (2.580)	-2.967 (2.828)	2.967 (2.828)
性别	-1.206 (1.188)	-3.599 * (2.076)	1.919 (3.181)	-1.919 (3.181)	1.798 (3.194)	-1.798 (3.194)
教育	-0.367 (0.742)	-1.462 (1.789)	-0.991 (2.292)	0.991 (2.292)	-0.625 (2.234)	0.625 (2.234)
常数项	50.76 *** (0.745)	47.51 *** (2.853)	66.242 *** (5.919)	33.758 *** (5.919)	64.109 *** (6.506)	35.891 *** (6.506)
R ²	0.0344	0.0385	0.2516	0.2561	0.2582	0.2582
观测值	87	87	87	87	87	87

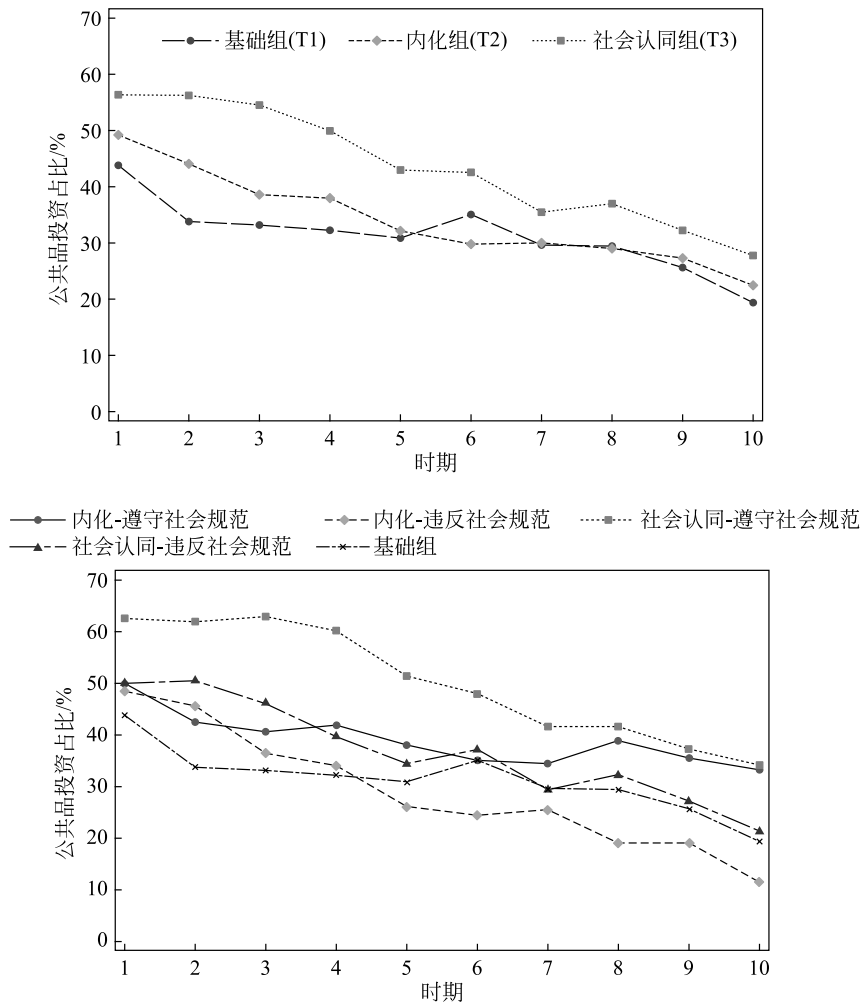
注:括号里的数值为标准误。不同实验组别为虚拟变量,社会认同组设为 1,对照组设为 0。被解释变量分别表示在不同独裁者游戏中,受访者分配给同组或者不同组的筹码数。* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

附录 2

我们采用 Matlab 软件的 curve fitting tool 对各组的公共品博弈投资水平数据进行非线性拟合。具体步骤如下。

第一步:筛选非线性拟合方程

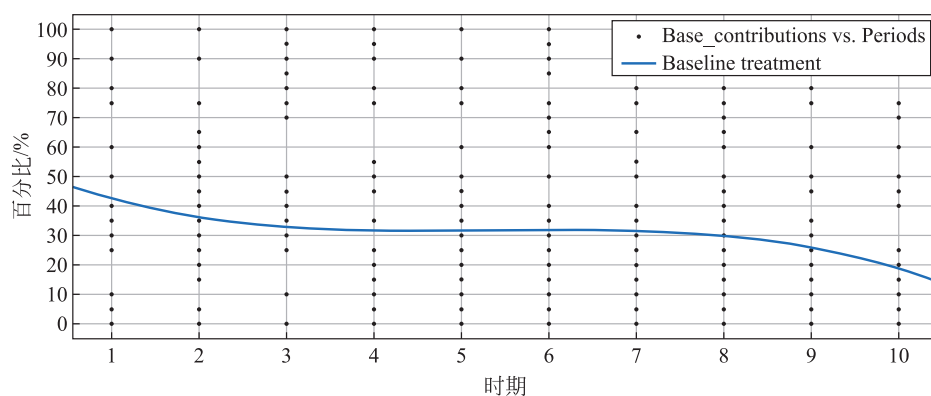
首先,通过各组在公共品博弈实验中的平均合作率下降趋势图确定非线性拟合方程。如附图 3 所示,可以看到曲线下降趋势比较符合一元多项式方程。



附图3 各组的平均合作率趋势

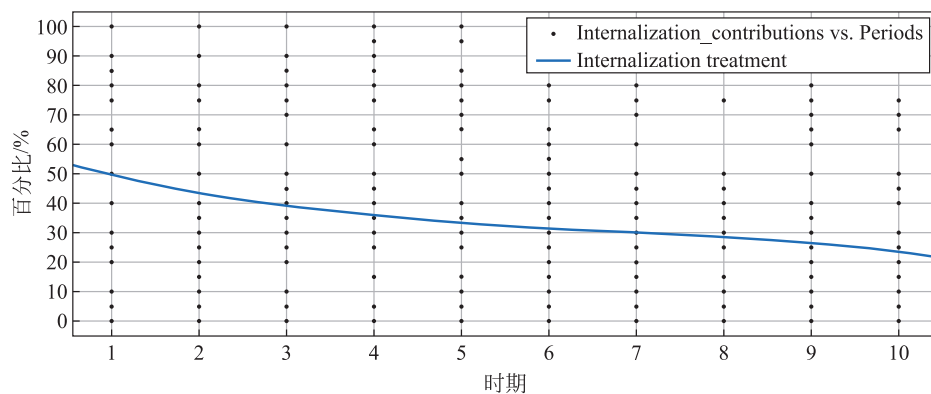
第二步: 确定最高次项和方程形式

在确定一元多项式方程形式后, 需要进一步寻找多项式方程的最高次项, 即我们利用 Matlab 拟合工具确定最高次项以及方程的具体形式。由于 curve fitting tool 中的最高次项的选择范围为 1~9, 我们对 9 种最高次项进行逐个测试并根据拟合效果选择最佳的最高次项和具体方程形式。结果显示, 不管是基础组、内化组、社会认同组, 还是内化组和社会认同组的遵守规范组和不遵守规范组, 其拟合优度达到最大时的最高次项均为 3, 具体拟合曲线图和方程形式如附图 4~10 所示。



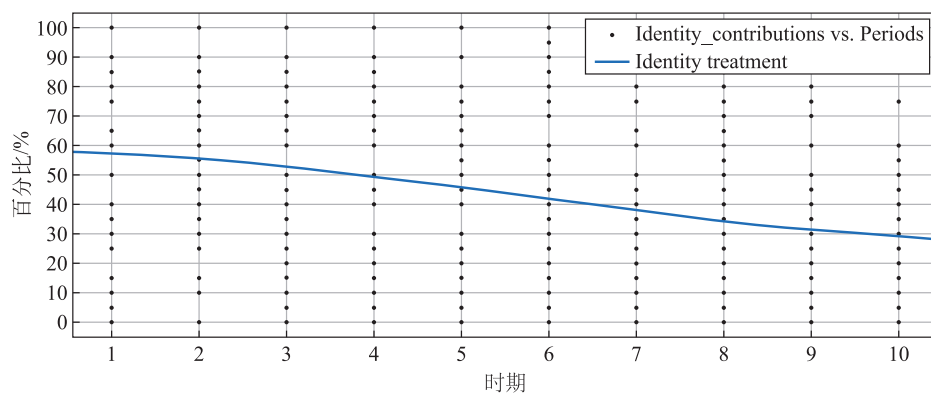
附图4 基础组拟合曲线

基础组的拟合方程: $\hat{y} = -0.1456 \cdot x^3 + 2.349 \cdot x^2 - 12.31 \cdot x + 52.64$



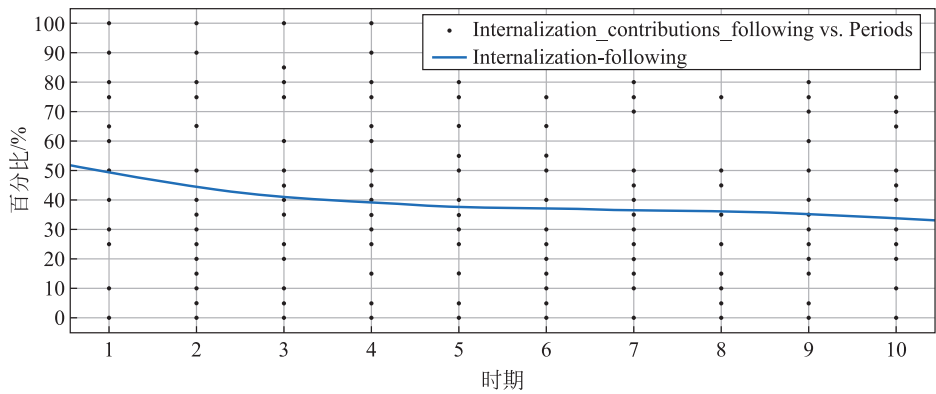
附图5 内化组拟合曲线

内化组的拟合方程: $\hat{y} = -0.0542 \cdot x^3 + 1.097 \cdot x^2 - 8.974 \cdot x + 57.58$



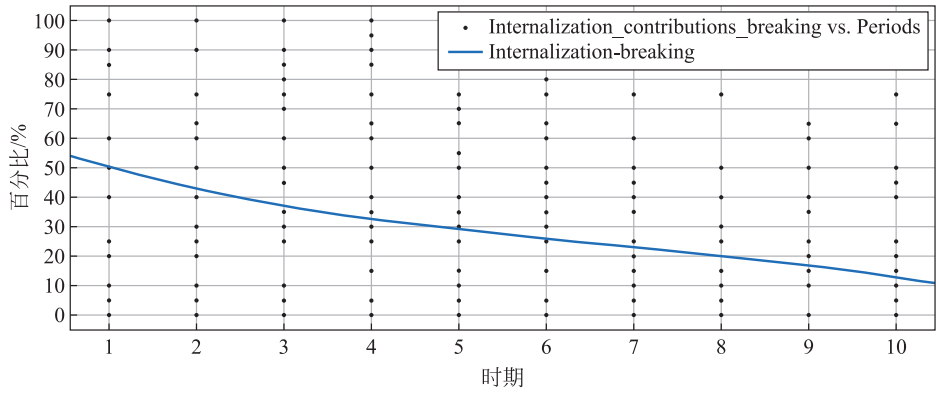
附图6 社会认同组拟合曲线

社会认同组的拟合方程: $\hat{y} = 0.03951 \cdot x^3 - 0.6829 \cdot x^2 - 0.0287 \cdot x + 58$



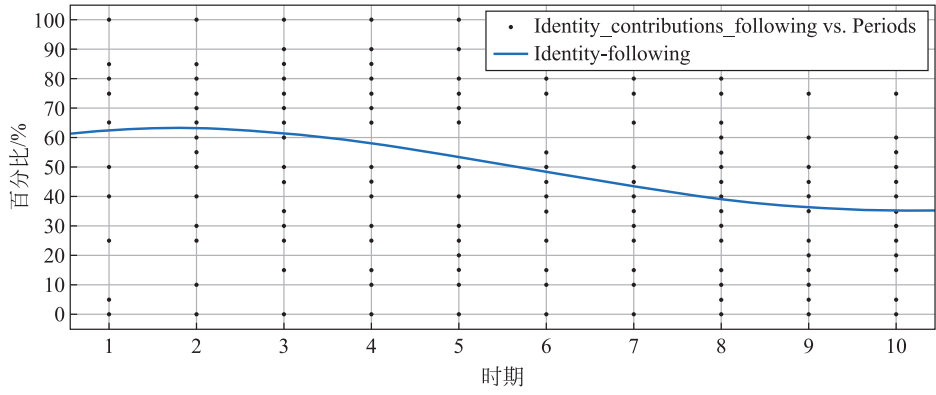
附图 7 内化-遵守规范组拟合曲线

内化-遵守规范组的拟合方程： $\hat{y} = -0.05253 \cdot x^3 + 1.071 \cdot x^2 - 7.652 \cdot x + 55.77$



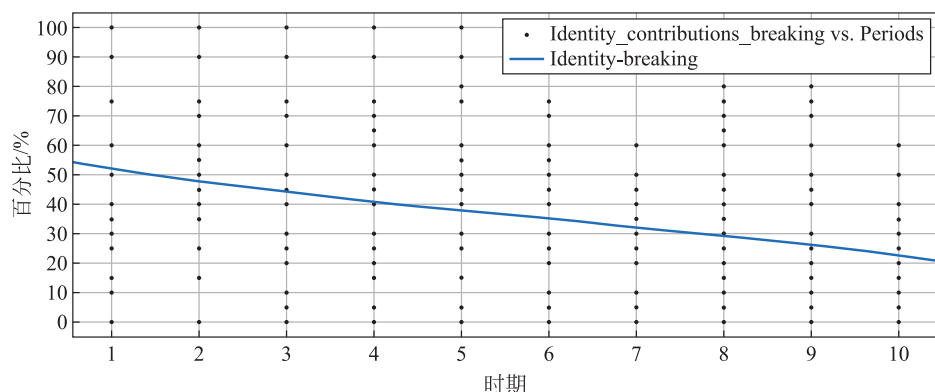
附图 8 内化-不遵守规范组拟合曲线

内化-不遵守规范组的拟合方程： $\hat{y} = -0.05587 \cdot x^3 + 1.123 \cdot x^2 - 10.3 \cdot x + 59.39$



附图 9 社会认同-遵守规范组拟合曲线

社会认同-遵守规范组的拟合方程： $\hat{y} = 0.0999 \cdot x^3 - 1.757 \cdot x^2 + 5.193 \cdot x + 59.04$



附图 10 社会认同-不遵守规范组拟合曲线

社会认同-不遵守规范组的拟合方程: $\hat{y} = -0.02088 \cdot x^3 + 0.3911 \cdot x^2 - 5.251 \cdot x + 56.96$

参考文献

陈刚. 2020. 独生子女政策与消失的企业家精神[J]. 经济学动态, (7): 84-98.

Chen G. 2020. China's one-child policy and the missing entrepreneurship [J]. *Economic Perspectives*, (7): 84-98. (in Chinese)

陈叶烽, 何浩然. 2012. 是什么影响了人们的自愿合作水平——基于公共品博弈实验数据的分析[J]. 经济学家, (5): 18-26.

Chen Y F, He H R. 2012. What is the impact of people's voluntary cooperation—Analysis based on experimental data of public goods game[J]. *Economist*, (5): 18-26. (in Chinese)

崔驰, 戴明, 孙可可. 2022. 中国大学生是不是精致利己主义者? ——基于显示偏好原理的独断博弈实验研究[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版), (1): 88-99.

Cui C, Dai M, Sun K K. 2022. Are Chinese college students refindly self-interested? —An experimental study of dictator game based on GARP[J]. *Journal of Northeast Normal University: Philosophy and Social Sciences*, (1): 88-99. (in Chinese)

崔驰, 路智雯, 戴明. 2019. 简单、复杂劳动获得禀赋是否影响人们的亲社会行为[J]. 税务与经济, (3): 25-31.

Cui C, Lu Z W, Dai M. 2019. Does simple and complex labor gain endowment affect people's prosocial behavior? [J]. *Taxation and Economy*, (3): 25-31. (in Chinese)

崔驰, 路智雯. 2018. 禀赋来源和框架影响人们的分配行为吗——基于 Dictator

- game 的实验研究[J]. 南方经济, (9): 107-122.
- Cui C, Lu Z W. 2018. Does the source of endowment and framework affect people's distribution behavior: Experimental research based on dictator game [J]. *South China Journal of Economics*, (9): 107-22. (in Chinese)
- 戴明. 2020. 不同年龄维度的青少年公平观异质性的研究[D]. 东北师范大学.
- Dai M. 2020. A study on the heterogeneity of teenagers of fairness views across ages [D]. *Northeast Normal University*. (in Chinese)
- 关宏宇, 朱宪辰, 周彩霞. 2015. 规则公平偏好对个体公共物品自愿供给的影响: 一项实验研究[J]. 财贸经济, (5): 35-47.
- Guan H Y, Zhu X C, Zhou C X. 2015. Fair-rule preference and the voluntary provision in public goods: An experimental investigation [J]. *Finance and Trade Economics*, (5): 35-47. (in Chinese)
- 连洪泉, 周业安, 左聪颖, 陈叶烽, 宋紫峰. 2013. 惩罚机制真能解决搭便车难题吗? ——基于动态公共品实验的证据[J]. 管理世界, (4): 69-81.
- Lian H Q, Zhou Y A, Zuo C Y, Chen Y F, Song Z F. 2013. Can the punishment mechanisms really solve the free-rider problems? —A study based on the evidence from the test on the dynamic public goods game[J]. *Journal of Management World*, (4): 69-81. (in Chinese)
- 张新超, 范良聪, 刘璐. 2016. 腐败何以持续: 基于社会规范视角的实验研究[J]. 南方经济, (5): 97-114.
- Zhang X C, Fan L C, Liu L. 2016. Corruption as a social norm: An experimental investigation[J]. *South China Journal of Economics*, (5): 97-114. (in Chinese)
- 周业安, 黄国宾, 何浩然, 等. 2014. 领导者真能起到榜样作用吗? ——一项基于公共品博弈实验的研究[J]. 管理世界, (10): 75-90.
- Zhou Y A, Huang G B, He H R, et al. 2014. Can leaders really play a role of model? An investigation based on public goods game [J]. *Journal of Management World*, (10): 75-90. (in Chinese)
- 周业安, 王一子. 2016. 社会认同、偏好和经济行为——基于行为和实验经济学研究成果的讨论[J]. 南方经济, (10): 95-105.
- Zhou Y A, Wang Y Z. 2016. Social identity, preferences and economic behaviors: Based on the reviews of the research findings of behavior and experimental economics [J]. *South China Journal of Economics*, (10): 95-105. (in Chinese)
- Akerlof G A, Kranton R E. 2000. Economics and identity[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3): 715-753.
- Andreoni J. 1988. Why free ride?: Strategies and learning in public goods experiments [J]. *Journal of public Economics*, 37(3): 291-304.
- Andreoni J. 1995. Cooperation in public-goods experiments: Kindness or confusion?

- [J]. *The American Economic Review*, 891-904.
- Andreoni, J., Bernheim, B. D. 2009. Social image and the 50-50 norm: A theoretical and experimental analysis of audience effects[J]. *Econometrica*, 77(5), 1607-1636.
- Banerjee R. 2016. On the interpretation of bribery in a laboratory corruption game: Moral frames and social norms[J]. *Experimental Economics*, 19(1): 240-267.
- Barr A, Lane T, Nosenzo D. 2018. On the social inappropriateness of discrimination [J]. *Journal of Public Economics*, 164: 153-164.
- Bénabou R, Tirole J. 2006. Incentives and Prosocial Behavior[J]. *American Economic Review*, 96 (5): 1652-1678.
- Benjamin D J, Choi J J, Strickland A J. 2010. Social identity and preferences [J]. *American Economic Review*, 100(4): 1913-28.
- Bicchieri C, Chavez A. 2010. Behaving as expected: Public information and fairness norms[J]. *Journal of Behavioral Decision Making*, 23(2): 161-178.
- Bicchieri C, Dimant E, Sonderegger S. 2019. It's not a lie if you believe it: Lying and belief distortion under norm-uncertainty[J]. Available at SSRN.
- Bicchieri C. 2005. *The grammar of society: The nature and dynamics of social norms* [M]. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brauer M, Chaurand N. 2010. Descriptive norms, prescriptive norms, and social control: An intercultural comparison of people's reactions to uncivil behaviors [J]. *European Journal of Social Psychology*, 40(3): 490-499.
- Brekke K A, Hauge K E, Lind J T, et al. 2011. Playing with the good guys. A public good game with endogenous group formation [J]. *Journal of Public Economics*, 95(9-10): 1111-1118.
- Calvert S L. 1995. Pictorial discourse and learning[J]. *Discursive psychology in practice*, 194-204.
- Cameron, L, Erkal, N, Gangadharan, L, Meng, X. 2013. Little emperors: Behavioral impacts of China's one-child policy[J]. *Science*, 339(6122), 953-957.
- Chang D, Chen R, Krupka E. 2019. Rhetoric matters: A social norms explanation for the anomaly of framing[J]. *Games and Economic Behavior*, 116: 158-178.
- Chen X, Sasaki T, Brännström Å, et al. 2015. First carrot, then stick: How the adaptive hybridization of incentives promotes cooperation [J]. *Journal of the royal society interface*, 12(102): 20140935.
- Chen Y, Harper F M, Konstan J, et al. 2010. Social comparisons and contributions to online communities: A field experiment on movielens [J]. *American Economic Review*, 100(4): 1358-98.
- Chen Y, Li S X. 2009. Group identity and social preferences[J]. *American Economic Review*, 99(1): 431-57.

- Cialdini R B, Reno R R, Kallgren C A. 1990. A focus theory of normative conduct: Recycling the concept of norms to reduce littering in public places[J]. *Journal of personality and social psychology*, 58(6): 1015.
- Cialdini R B. 2003. Crafting normative messages to protect the environment[J]. *Current directions in psychological science*, 12(4): 105-109.
- de Benedictis-Kessner J, de Kadt D, Wise T. 2013. Playing with race: How racial diversity affects redistributive behavior in simulated public goods games[J]. *SSRN Electronic Journal*.
- De Quidt J, Vesterlund L, Wilson A J. 2019. Experimenter demand effects[M]// *Handbook of research methods and applications in experimental economics*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Dono J, Webb J, Richardson B. 2010. The relationship between environmental activism, pro-environmental behaviour and social identity [J]. *Journal of environmental psychology*, 30(2): 178-186.
- Dunn, J. 1988. Sibling influences on childhood development [J]. *Journal of child psychology and psychiatry*, 29(2), 119-127.
- Eckel C C, Grossman P J. 2005. Managing diversity by creating team identity [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 58(3): 371-392.
- Ellingsen T, Johannesson M. 2008. Pride and prejudice: The human side of incentive theory[J]. *American Economic Review*, 98(3): 990-1008.
- Fehr E, Fischbacher U. 2004a. Social norms and human cooperation [J]. *Trends in cognitive sciences*, 8(4): 185-190.
- Fehr E, Fischbacher U. 2004b. Third-party punishment and social norms [J]. *Evolution and human behavior*, 25(2): 63-87.
- Fischbacher U, Föllmi-Heusi F. 2013. Lies in disguise—An experimental study on cheating [J]. *Journal of the European Economic Association*, 11(3): 525-547.
- Fischbacher U, Gächter S, Fehr E. 2001. Are people conditionally cooperative? Evidence from a public goods experiment [J]. *Economics letters*, 71(3): 397-404.
- Fischbacher U. 2007. z-Tree: Zurich toolbox for ready-made economic experiments [J]. *Experimental economics*, 10(2): 171-178.
- Frey B S, Savage D A, Torgler B. 2010. Interaction of natural survival instincts and internalized social norms exploring the Titanic and Lusitania disasters [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(11): 4862-4865.
- Fritsche I, Barth M, Jugert P, et al. 2018. A social identity model of pro-environmental action (SIMPEA) [J]. *Psychological Review*, 125(2): 245.
- Gächter S, Kölle F, Quercia S. 2017a. Reciprocity and the tragedies of maintaining and providing the commons [J]. *Nature human behaviour*, 1(9): 650-656.

- Gächter S, Gerhards L, Nosenzo D. 2017b. The importance of peers for compliance with norms of fair sharing[J]. *European Economic Review*, 97: 72-86.
- Gächter S, Nosenzo D, Sefton M. 2013. Peer effects in pro-social behavior: Social norms or social preferences? [J]. *Journal of the European Economic Association*, 11(3): 548-573.
- Gächter S, Schulz J F. 2016. Intrinsic honesty and the prevalence of rule violations across societies[J]. *Nature*, 531(7595): 496-499.
- Gavrilets S, Richerson P J. 2017. Collective action and the evolution of social norm internalization[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(23): 6068-6073.
- Goette L, Huffman D, Meier S. 2006. The impact of group membership on cooperation and norm enforcement: Evidence using random assignment to real social groups[J]. *American Economic Review*, 96(2): 212-216.
- Goette L, Huffman D, Meier S. 2012. The impact of social ties on group interactions: Evidence from minimal groups and randomly assigned real groups[J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 4(1): 101-15.
- Guala F, Mittone L, Ploner M. 2013. Group membership, team preferences, and expectations[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 86: 183-190.
- Hallsworth M, List J A, Metcalfe R D, et al. 2017. The behavioralist as tax collector: Using natural field experiments to enhance tax compliance[J]. *Journal of Public Economics*, 148: 14-31.
- Hauert C, De Monte S, Hofbauer J, et al. 2002. Replicator dynamics for optional public good games[J]. *Journal of Theoretical Biology*, 218(2): 187-194.
- Hoff K, Pandey P. 2006. Discrimination, social identity, and durable inequalities[J]. *American Economic Review*, 96(2): 206-211.
- Holt C A, Laury S K. 2002. Risk aversion and incentive effects[J]. *American Economic Review*, 92(5): 1644-1655.
- Jackson J M. 1965. Variability in visual thresholds[J]. *The Journal of Psychology*, 59(1): 17-28.
- Jetten J, Spears R, Manstead A S R. 1996. Intergroup norms and intergroup discrimination: Distinctive self-categorization and social identity effects[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(6): 1222.
- Keser C, Van Winden F. 2000. Conditional cooperation and voluntary contributions to public goods[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 102(1): 23-39.
- Kessler J B, Leider S. 2012. Norms and contracting[J]. *Management Science*, 58(1): 62-77.
- Kimbrough E O, Miller J B, Vostroknutov A. 2014. Norms, frames and prosocial

- behavior in games [R]. Working paper, Simon Fraser University, Bocconi University, Maastricht University.
- Kimbrough E O, Vostroknutov A. 2016. Norms make preferences social[J]. *Journal of the European Economic Association*, 14(3): 608-638.
- Krupka E L, Weber R A. 2009. The focusing and informational effects of norms on pro-social behavior[J]. *Journal of Economic Psychology*, 30(3): 307-320.
- Krupka E L, Weber R A. 2013. Identifying social norms using coordination games: Why does dictator game sharing vary? [J]. *Journal of the European Economic Association*, 11(3): 495-524.
- Lapinski M K, Rimal R N. 2005. An explication of social norms[J]. *Communication theory*, 15(2): 127-147.
- Levitt S D, List J A. 2007. What do laboratory experiments measuring social preferences reveal about the real world? [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2): 153-174.
- Manski C F. 2000. Economic analysis of social interactions[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3): 115-136.
- Muthukrishna M, Francois P, Pourahmadi S, et al. 2017. Corrupting cooperation and how anti-corruption strategies may backfire[J]. *Nature Human Behaviour*, 1(7): 0138.
- Ohtsuki H, Iwasa Y, Nowak M A. 2009. Indirect reciprocity provides only a narrow margin of efficiency for costly punishment[J]. *Nature*, 457(7225): 79-82.
- Ostrom E. 2000. Collective action and the evolution of social norms [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3): 137-158.
- Rege M, Telle K. 2004. The impact of social approval and framing on cooperation in public good situations[J]. *Journal of Public Economics*, 88(7-8): 1625-1644.
- Reno R R, Cialdini R B, Kallgren C A. 1993. The transsituational influence of social norms[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(1): 104.
- Rössler C, Rusch H, Friehe T. 2019. Do norms make preferences social? Supporting evidence from the field[J]. *Economics Letters*, 183: 108569.
- Santos F C, Santos M D, Pacheco J M. 2008. Social diversity promotes the emergence of cooperation in public goods games[J]. *Nature*, 454(7201): 213-216.
- Solow J L, Kirkwood N. 2002. Group identity and gender in public goods experiments [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 48(4): 403-412.
- Szolnoki A, Perc M. 2010. Reward and cooperation in the spatial public goods game [J]. *EPL (Europhysics Letters)*, 92(3): 38003.
- Tabellini G. 2008. Presidential Address Institutions and Culture [J]. *Journal of the European Economic Association*. 6(2-3): 255-94.
- Tajfel H, Billig M G, Bundy R P, et al. 1971. Social categorization and intergroup

- behaviour[J]. *European Journal of Social Psychology*, 1(2): 149-178.
- Tajfel H. 1974. Social identity and intergroup behaviour[J]. *Social Science Information*, 13(2): 65-93.
- Terry D J, Hogg M A, White K M. 1999. The theory of planned behavior: Self-identity, social identity and group norms[J]. *British Journal of Social Psychology*, 38(3): 225-244.
- Zizzo D J. 2010. Experimenter demand effects in economic experiments[J]. *Experimental Economics*, 13(1): 75-98.

The Influence Mechanism of Social Norms on Cooperation: An Elicitation of Internalization Effect and Identity Effect

Chi Cui¹ Lulu An² Ming Dai³

(1. School of Economics and Management, Northeast Normal University;

2. Business School, Beijing Normal University;

3. Faculty of Economics and Social Sciences, University of Heidelberg)

Abstract The idea that people's cooperative behavior in games is driven by social norms has recently gained academic consensus. In this study, we constructed a social norm experiment in which participants were divided into a social norm compliance group and a non-social norm compliance group to further decompose the two common mechanism effects that promote cooperation based on social norms: Internalization effect and social identity effect. The results show that: (1) Both the internalization effect and the social identity effect can effectively improve the level of social cooperation on the whole, but the role of maintaining high level of social cooperation is limited; (2) With the enhancement of compliance with social norms, the dominant role of social identity effect in promoting social cooperation is gradually replaced by internalization effect; (3) The internalization effect plays an important role in maintaining high level of cooperation with the increase of compliance with social norms, while the social identity effect plays a better role in maintaining or even reducing the decline rate of average cooperation rate, but it still cannot reverse the rapid decline trend of average cooperation rate in the short term. This paper uses laboratory experiments to provide a new perspective for the study of social norms promoting social cooperation.

JEL Classification C92, H41, Z13

《经济学报》征稿简则

1. 征稿范围

《经济学报》涵盖经济学科的所有学科领域,发表原创性的学术研究成果以及综述和评论性的研究论文。本刊秉承学术、公正的原则,倡导独立、客观的研究,遵循严谨、规范的方法。

2. 投稿要求

1) 投稿论文应详细录入文章标题、摘要、关键词、JEL (Journal of Economic Literature) 分类号以及作者详细信息(包括邮寄通信地址、邮编、电话、电子邮箱、传真、作者工作单位、职称、研究方向等信息),以方便审稿人浏览和编辑部的工作。多名作者署名的论文,请标明通信作者。

2) 论文的正文格式按下面的顺序录入:中文标题→中文作者姓名(多位作者姓名间用“逗号”分隔)→中文摘要→中文关键词(关键词之间用“分号”分隔)→正文(正文中的层次用阿拉伯数字编号,从0开始,层次标题左对齐)→附录→参考文献→英文标题→英文作者姓名和工作单位→英文摘要→JEL Classification。

3) 文章中的数学公式按出现的先后顺序统一编号。数学公式的标号放入圆括号内(例如(1)),并标注在公式行的右边。表或图按在文中出现的先后顺序统一编号(例如图1、图2……)。表的标号和标题放在相应表格上方,图的标号和标题放在相应图的下方,每张图必须达到出版质量。另外,尽可能不要使用脚注或尾注。

4) 英文参考文献在文中出现标注在圆括号中,如(Wensley, 1981),如果作者名需在正文中出现,标注成Wensley (1981);多个参考文献出现的顺序按照第一作者的英文字母顺序排列,如(Donnelly, 1981; Iacobucci, 1994; Nevin, 1981);两个作者时用“and”写出,如(Little and Rubin, 1987);三个及以上作者的参考文献只需写出第一个作者,后加“et al.”如(Rust et al., 1999)。中文参考文献在文中的标注原则相同,形式如(胡晓云, 2003; 郭艳红和邓贵仕, 2008; 王海忠等, 2006)。

5) 文后参考文献条目先列中文文献,再列英文文献,接着列其他语种参考文献,如果参考文献引自中文期刊则要翻译成英文对应的条目。参考文献的作者要写全姓和名,三人以上的只列出三人即可;期刊要写明出版卷(期)。参考文献的格式及示例见表1和表2。请注意:表2中的空格、点号,全部使用西文标点。

表1 主要参考文献的格式

类别代码	文献类别	著录格式
M	专著或译著	原作者. 出版年. 译著名 [M]. 译者, 译. 出版地: 出版者: 页码.
C	文集析出	作者. 出版年. 文题 [C]//编者. 文集名. 出版地: 出版者, 起始页码-终止页码.
J	期刊析出	作者. 年. 文题 [J]. 刊名, 卷(期): 起始页码-终止页码.
D	学位论文	作者. 发布年份. 文题 [D]. 所在城市: 保存单位.
P	专利文献	申请者. 发布日期. 专利名: 国名, 专利号 [P].
S	技术标准	技术标准代号. 发布年份. 技术标准名称 [S]. 地名: 责任单位.
R	科技报告	作者. 发布年份. 文题[R]. 地名: 责任单位: 报告代码及编号.
N	报纸析出	作者. 出版日期(版次). 文题 [N]. 报纸名.
Z	其他	作者. 出版日期. 文题 [Z]. 出版地: 出版者.
OL	网络版	作者. [引证日期]. 文题 [文献类别/OL]. (上传日期) http://网址 .

表2 部分参考文献的示例

蔡昉, 王德文, 曲玥. 2009. 中国产业升级的大国雁阵模型分析[J]. 经济研究, (9): 4-14.

Cai F, Wang D W, Qu Y. 2009. Flying geese within borders: How China sustains its labor-intensive industries[J]. *Economic Research Journal*, (9): 4-14. (in Chinese)

郑开青. 1987. 通讯系统模拟及软件[D]. 北京: 清华大学.

Petrowski A. 1996. A clearing procedure as a niching method for genetic algorithms [C]// Proc 3rd IEEE Conf Evolutionary Computation. Piscataway, NJ: IEEE Press, 798-803.

3. 特别声明

1) 作者保证论文不泄露国家秘密。若发生泄密问题,一切责任由作者承担。论文如果为涉密科研项目资助产出论文,作者须提交所在单位的保密审批意见。

2) 来稿录用与否,本刊都会通知作者。若来稿未被录用,本刊限于人力不予退稿,请作者自留底稿。

3) 投稿者如无特殊声明,稿件一经采用,一律视为编辑部拥有该稿件的印刷版、电子版和网络版的使用权。

4. 通信地址: 北京市海淀区清华大学经济管理学院《经济学报》编辑部

联系电话: (010) 62797503 邮政编码: 100084

电子邮件: cje@sem.tsinghua.edu.cn

网站: <http://www.cje.sem.tsinghua.edu.cn>