

义务教育财政投入均衡化助推建设教育强国

Balanced Financial Investment in Compulsory Education

Promote a Powerful Country of Education

戚昌厚 范小海

QI Chang-hou FAN Xiao-hai

[摘要] 教育公平的核心在于促进城乡、区域、校际、群体之间的教育均衡化发展，特别是义务教育的均衡化发展直接关系到起点公平和机会公平，对建设教育强国具有重要意义。本文基于2001—2021年教育事业费支出数据，利用典型事实、泰尔指数及其分解和基尼系数刻画了我国义务教育财政投入均衡化的发展变化。研究发现，各个教育阶段的教育均衡化程度均有明显提升，免费义务教育的均衡化程度最高，而非免费的学前教育 and 普通高中教育的均衡化程度较低。教育财政均衡化程度与财力均衡化程度不一致，省际教育财政投入的不平等程度仍然较高。要进一步提高国家设定的义务教育经费投入最低标准、继续增强中央对义务教育的财政事权和支出责任、尽快将免费义务教育延伸至学前教育 and 高中教育阶段，以提升义务教育均衡化水平，实现教育基本公共服务均等化。

[关键词] 义务教育 财政投入 基本公共服务均等化

[中图分类号] F812.45 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0003-10

Abstract: The core of educational equity lies in promoting the balanced development of education between urban and rural areas, regions, schools and groups, especially the balanced development of compulsory education is directly related to the fairness of starting point and opportunity, which is of great significance to building a strong education country. Based on the data of education expenditure from 2001–2021, this paper uses typical facts, Theil index and Gini coefficient to portray the development changes of the equalization of financial investment in compulsory education in China. It is found that the equalization degree of education at all education stages has improved significantly, the equalization degree of free compulsory education is the highest, while the equalization degree of non-free preschool education and general high school education is lower. The degree of financial equalization in education is not consistent with the degree of financial equalization. The inequality of financial investment in education between provinces is still high. It is necessary to further raise the minimum standard of compulsory education financial investment set by the state, continue to enhance the central government's financial authority and expenditure responsibility for compulsory education, and extend free compulsory education to preschool and high school education stages as soon as possible, so as to enhance the level of equalization of compulsory education and realize the equalization of basic public services in education.

Key words: Compulsory education Financial investment Equalization of basic public services

[收稿日期] 2023-05-03

[作者简介] 戚昌厚，男，1979年12月生，中国人民大学附属中学分校高级教师，中国人民大学博士后，副教授，研究方向为教育财政与基础教育；范小海，男，1993年2月生，中国人民大学财政金融学院博士研究生，研究方向为财税理论与政策。本文通讯作者为范小海，联系方式为 fan_xh20@ruc.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新时代我国财税再分配的精准调节机制研究”（项目编号：22&ZD090）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

党的二十大报告明确提出,“坚持以人民为中心发展教育,加快建设高质量教育体系,发展素质教育,促进教育公平。加快义务教育优质均衡发展和城乡一体化,优化区域教育资源配置。”2023年5月29日,中共中央政治局就建设教育强国第五次集体学习时指出要“缩小教育的城乡、区域、学校、群体差距,努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育,更好满足群众对‘上好学’的需要”。教育是改善民生、缩小收入差距、实现阶层流动和社会公平正义的重要手段和途径。教育公平是教育作为一项公共物品或准公共物品的本质特征,是社会公平的重要基础,也是人们普遍认同的价值取向。教育公平的核心在于促进城乡、区域、学校、群体之间的均衡化发展,特别是义务教育的均衡化发展直接关系到起点公平和机会公平。实现义务教育均衡化发展的关键在于财政投入,均衡的财政投入既是实现教育公平的基本保障,也是实现教育均衡化发展的突出标志,所以,均衡的教育财政投入对建设教育强国具有重要的促进作用,具有基础性的重要意义。财政负有实现教育服务均等化的兜底之责(贾康,2006^[1])。在转移支付的财力均衡化效应进入相对稳定阶段的背景下(郝春虹等,2021^[2]),教育财政均衡化程度如何变化有待进一步考察。

十八大以来,在党中央加快教育现代化、建设教育强国的重大决策部署下,新时代的教育事业取得了历史性成就,发生了格局性变化。我国目前的教育强国指数位居全球第23位,比2012年上升26位,是进步最快的国家。21世纪以来,我国基础教育发展成果显著,截至“十三五”末,普惠性幼儿园覆盖率达84.7%,九年义务教育巩固率达95.2%,大班额基本消除,高中教育毛入学率达91.2%,步入普及化发展阶段。2022年1月10号,国家发展改革委等部门联合印发的《“十四五”公共服务规划》中,明确九年义务教育巩固率到2025年要实现96%的目标,各省份也均在本省份的“十四五”公共服务规划中设置了不低于这一国家标准的目标值。同时,国家对基础教育阶段的财政投入水平不断提高,义务教育生均教育事业费支出水平逐年提高(见图1)。但

是从财政性义务教育支出占GDP的比重来看,2021年我国为2.01%,而2019年时OECD国家均值为2.5%,挪威、英国、美国和法国分别为3.2%、2.8%、2.5%、2.4%(OECD,2020^[3]),与这些发达国家相比,我国的义务教育财政投入水平有待进一步提升。此外,随着经济社会的快速发展,以及老龄化和人口出生率的不断降低,九年义务教育逐渐难以满足经济高质量发展和人民群众的需要,将义务教育扩展至十二年或十五年的呼声日益高涨,即将免费义务教育向前扩展至幼儿园和向后扩展至高中,覆盖整个基础教育阶段,但义务教育扩围进程进展缓慢,这也与发达国家有明显的差距。

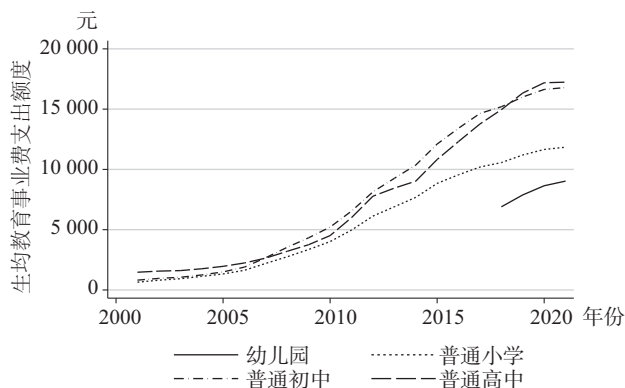


图1 全国基础教育各阶段生均一般公共预算教育事业费支出水平图(2001—2021年)

基于教育基本公共服务均等化改革的要求,国家在义务教育阶段的财政投入机制上设置了全国统一的国家基础标准,中央财政和地方财政共同承担支出责任,并出于均衡地区间财力水平的目的,中央财政对财力水平较弱地区的分摊比例更高。但是,由于国家基础标准较低,地方政府往往根据自身经济发展水平和财力状况进一步在国家基础标准之上制定出更高的经费投入水平,当然,高出部分完全由地方政府承担,这就使得地方政府主要承担着教育财政支出的责任(刘文杰等,2022^[4])。因此,各地区的实际教育财政投入水平存在明显的差距,例如,根据教育部官网数据显示,2021年各省份普通小学和普通初中生均一般公共预算公用经费最高为北京的9791.18元、17717.04元,最低为河南的1778.4元、2728.92元,二者相差5.5倍、6.5倍^①。此外,从一般公共

① 从2021年普通小学和普通初中生均一般公共预算教育经费来看,最高为北京的35473.59元、64124.46元,最低为河南的7099.14元、10436.79元,二者相差5倍、6.1倍,虽然相对比值下降,但是绝对差值明显更大。

预算教育经费占一般公共预算支出的比重来看,最高为广东的20.79%,最低为黑龙江的11.9%,二者相差了近9个百分点,区域间差距十分显著。

本文基于2001—2021年历年《教育经费执行公告》数据,利用泰尔指数及其分解和基尼系数方法测度了我国义务教育均衡化程度及其变化。研究发现,随着义务教育政策的不断完善和教育事业费支出的不断增长,我国义务教育呈现出越来越明显的均衡化趋向,但离高度均衡化仍有一定距离。从各级教育生均一般公共预算教育事业费支出水平的泰尔指数和基尼系数来看,幼儿园、普通小学、普通初中和普通高中的均衡化程度均有明显提升,普通小学的均衡化程度最高,其次是普通初中,之后是普通高中,幼儿园的均衡化程度最低,这也就意味着九年义务教育的均衡化程度最高,而还未实现免费教育的幼儿园和普通高中的均衡化程度有待进一步提升,说明国家应将免费义务教育进一步扩围至幼儿园和高中阶段,以更好地实现基础教育均衡化发展。

二、文献综述

瑞典教育学家托尔斯顿·胡森在其代表作《社会环境与学业成就》^[5]中提出,平等是教育的根本所在(詹克斯·科尔曼,1966^[6]),特别是基础教育的平等。实现义务教育均衡发展是我国在全面普及义务教育后提出的一项重大战略部署(祁占勇等,2017^[7])。义务教育均衡化的根本在于教育资源的均衡享有,其均衡化程度不仅影响当代人的生存权和发展权,还会影响代际公平(严雅娜,2016^[8])。张万朋和孙雪(2010)^[9]认为基本教育公共服务均等化,尤其是教育财政的均等化是义务教育均衡发展的首要环节和必要前提,而基本教育公共服务均等化的实现是实现教育均衡发展的主要举措。

肖碧云(2019)^[10]通过对福建的研究发现,财力不足、财力和事权不匹配以及不完善的财政转移支付制度是影响教育基本公共服务均等化实现的三个重要因素。财政资源错配使资源更多地流向了发达地区,而落后地区所享受的财政资源较少,导致落后地区公共服务基础设施更加落后,城乡之间基本公共服务水平差距不断拉大。倪红日和张亮(2012)^[11]也认为,基本公共服务非均等化的现状与政府对基本公共服务支持力度的差异有关,根本原因在于地方政府财政的事权和财力不匹配。严雅娜和谭建立(2017)^[12]通过

研究财政对基本公共服务均等化的影响发现,与发达地区相比,欠发达地区转移支付水平和财政分权程度的提高对基本公共服务水平的影响较弱。詹国辉(2017)^[13]基于江苏省13市的面板数据的研究发现,转移支付与区域间公共服务均等化显著正相关,一般性转移支付比专项转移支付的均等化效果更佳。吉富星和鲍曙光(2019)^[14]基于县级面板数据的研究发现,财政分权扩大了基本公共服务差距,而转移支付则起到一定的“矫正”作用,但均等化效果不彰。田志磊等(2011)^[15]也发现,省内财政分权是导致城乡义务教育公平不平等的最主要因素。唐丽娜和王记文(2016)^[16]利用“中国教育追踪调查”2013—2014学年数据研究表明,我国初中义务教育阶段的基础公共教育服务均等化还未实现,城乡之间、地区之间还存在较大差距,户籍制度会影响均等化,外县户籍学生享受贫困生补助的机会明显少于本县户籍学生。孙德超(2012)^[17]基于现实观察指出,城乡分割的二元结构是影响地区和城乡义务教育不均衡发展的重要因素。汪凡等(2019)^[18]研究了中国基础教育公共服务均等化的空间格局,发现常住人口、第三产业比例、建成区面积是基础教育公共服务均等化空间格局差异的主要影响因素。祁占勇等(2017)^[7]的研究发现,影响我国西北地区义务教育均衡发展的因素主要是自然环境恶劣,义务教育政策的历史惯性长期未得到彻底根除,义务教育政策执行的监督与激励机制不健全,义务教育治理体系与治理能力现代化水平不高。推进义务教育均衡化的重要保障是增加教育经费,且财政资金应主要投向义务教育(吴承志,2006^[19]),还要落实各级政府的办学责任,保证对教育的投入,建立农村和贫困落后地区基础教育经费财政转移支付制度(郭强,2007^[20])。肖碧云(2019)^[10]提出,推进教育公共服务均等化要加大教育财政投入力度,合理划分省与市县政府的财权和事权,完善教育转移支付制度。

三、义务教育制度的变迁

(一) 基础教育高度集中的政府提供时期(1949—1985年)

1949—1966年,我国的基础教育建设开始起步。1949年出台的《中国人民政治协商会议共同纲领》为我国教育事业的建设明确了指导方针,即在“民族的、科学的、大众的文化教育”总纲领和“为工农兵服

务,为生产建设服务”总方针的指导下,政府恢复各级各类学校,并对旧学校实行接管和改造。1951年年末,我国召开首次全国初等教育及师范会议,会议系统阐述了有关初等教育普及发展的相关理念,将平均80%的适龄儿童依法享有受教育权利和五年内计划培养百万小学教师以及加速初等教育的普及作为重要工作目标。这为后续教育事业的发展奠定了基础。紧接着1953年发布的《关于文化教育工作的报告》,将中学教育和高级师范教育的强化实施提上日程、摆在重点。1956年出台的《1956年到1967年全国农业发展纲要(草案)》指出要在12年内基本扫除青壮年文盲,根据各地实际情况,在7年或12年内普及小学教育。此后,受政治因素的影响,教育建设也采取了冒进思路,各级各类教育学校数量急速膨胀。为了缓解急速建设形成的教育质量参差不齐的问题,教育部于1962年和1963年接连出台新的发展方案,将建设重点中小学重新摆在重要位置。1966至1976的十年间,教育发展基本陷入瘫痪。1971年出台的《全国教育工作会议纪要》中明确提出要全面实施小学初等教育五年制,在条件允许的情况下部分地区可普及七年教育。在这一政策的推动下,我国农村的教育整体向好,初等教育规模仍在进一步扩大,城乡教育差距有逐步减小的趋势,但从教育质量看,仅仅是实现了形式上的教育均衡化。1978年1月,教育部发布了《关于办好一批重点中小学试行方案》,对全国中小学办学目标、发展模式及方案做出一系列规定,同时加附20所已有重点中小学校名单,作为办学指南和重心所在。1982年颁布的《中华人民共和国宪法修改草案》中的第19条规定“国家举办各种学校,普及初等义务教育”,这是我国教育史上富有里程碑意义的重大突破,是首次将普及义务教育写入宪法,为全国范围内普及相关教育事业提供了硬性保障。根据我国义务教育均衡化的发展历程来看,建国伊始党和国家便将基础教育事业置于较为重要的位置,其后虽经历一段波折期,但“义务教育”在1985年被首次提出后,便长期作为我国教育发展的战略重点方向。1986年,《中华人民共和国义务教育法》颁布,该法是新中国成立以来第一部教育法,具有划时代的意义,实施九年义务教育成为法定任务和国家意志。

(二) 新法律颁布后的政府主导提供时期(1986—2006年)

随着改革开放和现代化的不断推进,我国的科教

文卫事业在20世纪90年代迎来迅速发展的时期。1992年召开的十四大将“于20纪末,基本普及九年义务教育,基本扫除青壮年文盲”(简称“两基”)作为我国基础教育事业的前进目标,要求各级部门将实现这一目标摆在工作的首要与核心位置,1993年中共中央、国务院印发《中国教育改革和发展纲要》,再次明确了十四大提出的“两基”义务教育目标。1993年3月,全国范围召开的中国全民教育国家级大会,发布的《中国全民教育行动纲领》中明确了全民教育的目标和措施。1994年,为了进一步鼓励和敦促义务教育事业发展,国家教委颁布了《普及义务教育评估验收暂行办法》,围绕地区如何开展义务教育工作、实施成效、投入占比、建校设施、素质考察等制定详细评估方法与策略。省一级政府相关部门可以自由制定适合本地发展的校舍仪器、图书资料等指标标准。县级层面,除进行自我检查和思想动态评估外,加入了省级人民政府督查、国家教委抽查的制度,初步形成了中央评估各省、各省评估各县、各县评估各乡的逐级验收制度。据统计数据显示,截至2000年年底,经过“两基”考核评估办法实施工作后,2541个县级地区的义务教育达标率合格,占全国县级地区的比例大于85%。相比前一阶段,初等教育的学龄儿童入学率达到99.11%,基本实现了初等教育均等化,相应毕业生升学率为94.89%,初中阶段学生入学率达到88.60%。

继2000年“两基”目标基本实现以后,2001年5月国务院颁发《关于基础教育改革与发展的决定》,指出我国各地基础教育水平与发展程度依然存在不平衡、不充分的问题,改革与发展依然面临挑战。这对我国基础教育事业产生了深远影响。为进一步落实政府对义务教育的责任,国务院于2002年和2003年相继下发《国务院办公厅关于完善农村义务教育管理体制的通知》和《国务院关于进一步加强对农村教育工作的决定》,指出我国农村义务教育管理体制要“以县为主”,规定了西部地区“两基”的攻坚目标。为持续促进城乡教育公平化,教育部于2002年2月发布了《关于加强基础教育办学管理若干问题的通知》,该文件在认真总结以往普通学校教育体制机制改革得失的基础上指出,新世纪基础教育均衡化的战略目标和重点工作是积极推进义务教育阶段学校的均衡发展。2006年,《中华人民共和国义务教育法(修正案)》(简称《修正案》)的通过是我国义务教

育史上新的里程碑事件。《修正案》指出国务院和县级以上地方政府应当合理配置教育资源,教育均衡发展,改善薄弱学校的办学条件,采取措施保障农村地区、民族地区实施义务教育,保障家庭经济困难与残疾的适龄儿童、少年接受义务教育,这是新中国首次将义务教育均衡发展写进法律,此后我国义务教育朝着均衡化发展方向实质性迈进。

(三) 义务教育进入均衡化发展时期(2007年至今)

虽然我国实现了普及九年义务教育的目标,但是随着经济社会的快速发展,越来越多的教育问题逐渐显现,例如,辍学率居高不下、高考移民问题、教育乱收费问题、择校问题、贫困山区的教育问题等。一系列的教育问题亟需解决,这势必要求出台能够解决问题的新政策。2007年5月,《国家教育事业发展“十一五”规划纲要》出台,文件指出要推进义务教育的均衡发展,促进教育公平发展,牢牢把握住教育的社会主义性质和公益性质。同年10月,十七大报告中提出要推动建设学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居的和谐社会,推动建设社会公平正义,教育作为民族振兴的基石,教育公平是社会公平的重要基础,更应该优先发展。“义务教育均衡发展”的理念首次被写入党的政治报告。2010年1月,教育部印发的《关于贯彻落实科学发展观进一步推行义务教育均衡发展的意见》中指出我国的义务教育已经进入了新阶段,现阶段的义务教育应该重视有质量、有内涵的发展,应该推进义务教育均衡发展。2014年出台的《国务院关于深入推进义务教育均衡发展的意见》中提出要对农村地区的中小学教职员工的编制标准加以重点关注。随后发布的《关于统一城乡中小学教职工编制标准的通知》统一了农村与城市中小学教职工的编制标准,从制度上解决了长期以来的城乡教师编制倒挂问题。紧接着,出台了《关于推进县(区)域内义务教育学校校长教师交流轮岗的意见》,该文件促进了优秀教师资源的流动,有效推动了教师资源的均衡配置。2017年10月,十九大报告明确指出,中国特色社会主义进入了新时

代。新时代以来,虽然义务教育在中西部地区得到明显加强,但距离全面的义务教育均衡化还有不小差距。其中的突出问题是,义务教育的经费投入有待进一步提高。此外,在师资水平、基础设施、办学条件等方面,东部与中西部还存在明显差异,尤其是中西部的农村教师队伍出现了结构性问题。义务教育资源还难以充分满足农村地区的教育需要。当前,党和政府均更加重视教育优先发展战略,通过公共资源向教育领域倾斜配置是实现教育优先战略的重要保障。

自中央与地方财政事权和支出责任划分改革以来,义务教育就进入了国家基本公共服务均等化清单^①,作为中央和地方共同事权,由中央和地方财政按比例分担支出责任。2023年出台的《国家基本公共服务标准(2023年版)》中明确了义务教育阶段生均公用经费基准定额,小学720元,初中940元;寄宿制学校按寄宿生数年生均增加300元;农村地区不足100人的规模较小学校按100人核定;特殊教育学校和随班就读残疾学生每生每年6000元。2019年国务院办公厅印发的《教育领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案》中进一步细化了中央和地方对义务教育不同阶段及对象的支付范围。其中,在公用经费保障上,将此前的分地区生均公用经费基准定额,调整为全国统一的基准定额,并提高了寄宿制学校等公用经费水平,单独核定义务教育阶段特殊教育学校和随班就读残疾学生等公用经费标准。所需经费由中央与地方财政分档按比例分担,其中:第一档中央财政分担80%;第二档中央财政分担60%;第三档、第四档、第五档中央财政分担50%^②。此外,还对家庭经济困难学生生活补助、校舍安全保障、贫困地区学生营养膳食补助、其他经常性事项、涉及阶段性任务和专项性工作的事情做出了具体规定。

虽然义务教育是教育的基础和初级部分,但在整个教育体系中起到不可忽视的作用,只有作为基础教育的义务教育发展好了,我国的教育才能从根本上得到进一步的发展。随着我国经济社会的不断发展,新时代义务教育的均衡化任重道远。

① 资料来源:《国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》(国发〔2016〕49号)、《国务院关于印发“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》(国发〔2017〕9号)。

② 第一档包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆12个省份;第二档包括河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、海南10个省份;第三档包括辽宁、福建、山东3个省份(不含计划单列市);第四档包括天津、江苏、浙江、广东4个省份及大连、宁波、厦门、青岛、深圳5个计划单列市;第五档包括北京、上海2个省份。

四、模型、数据与结果

(一) 模型与数据

在实证研究中,不同学者对教育基本公共服务均等化程度的计算方法不同,主要采用比值法(郭宏宝,2007^[21])、变异系数法(安体富和任强,2008^[22];杨亦然和何静,2011^[23])、泰尔指数(周琛影,2013^[24];马慧强等,2016^[25])、基尼系数(李波等,2019^[26])等方法进行测度。本文在考察教育均衡化的地区间差异问题时主要使用比值法、泰尔指数和基尼系数进行测度。利用泰尔指数及其分解可以测算地区间教育财政投入的差距,分析不平等程度的变化。泰尔指数的计算方式如下:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \log \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \quad (1)$$

其中, T 表示衡量教育财政投入不平等的泰尔指数。 n 表示省份数, y_i 和 \bar{y} 分别表示第*i*省的教育财政投入额和所有省的平均投入额。

将样本分为不同组时,可以将泰尔指数分解为组内差距和组间差距,从而可以衡量组内差距和组间差距对于总差距的贡献。假设所有省份被分为*k*组, g_k 表示第*k*组所有省份, y_i 和 y_k 分别表示第*i*个省份的教育财政投入额和第*k*组省份的教育财政投入总额, n_k 表示第*k*组省份的个数,则有

$$T = T_b + T_w = \sum_{k=1}^K y_k \log \frac{y_k}{n_k/n} + \sum_{k=1}^K y_k \left(\sum_{i \in g_k} \frac{y_i}{y_k} \log \frac{y_i/y_k}{1/n_k} \right) \quad (2)$$

其中, T_b 表示组间差距, T_w 表示组内差距。由于教育财政投入额的组间差距主要是由于各省份教育财政投入额的不同导致的,可以认为将义务教育作为地方事权导致了教育财政投入额的组间差距 T_b 。因此,教育财政投入额的组间差距与泰尔指数之比 T_b/T ,可以用来衡量教育财政投入额的差异中有多少是由地

方事权导致的。因为只能获取省级教育财政投入数据,故按照东中西三大地区进行分组,以考察组间差距和组内差距。

本文使用的数据来自教育部官网发布的历年《教育经费执行公告》数据(2001—2021年),选取其中各年均统计的31个省份的各级教育生均一般公共预算教育经费作为主要分析数据。由于本文主要考察的是义务教育的均等化,同时为了更为明显地对比实行免费教育的小学和初中与未免费的幼儿园和高中的均衡化差异,故进一步选取了幼儿园、普通小学、普通初中、普通高中的生均一般公共预算教育经费支出数据。

(二) 测算结果

表1报告了2001—2021年全国各省份幼儿园至普通高中各阶段一般公共预算教育经费支出中最高值与最低值以及二者的比值。横向看,2021年时,幼儿园生均教育经费支出最高省份的数额为38541元,最低省份的数额为3835元,二者相差10.05倍;普通小学生均教育经费支出的最大值为33634元,最小值为6839元,二者相差4.92倍;普通初中生均教育经费支出的最大值为57157元,最小值为9958元,二者相差5.74倍;普通高中生均教育经费支出的最大值为66434元,最小值为10427元,二者相差6.37倍。这表明省级教育财政支出差距仍然很大,教育均衡化任重道远。纵向看,各教育阶段生均教育经费支出的最大值与最小值均呈现增大的趋势,但二者的比值却是逐渐缩小的。由此可知,义务教育阶段教育财政支出的均衡化水平远高于幼儿园和高中阶段,各教育阶段财政支出的均衡化水平均随着时间的推移而提升。仅从这一简单的比较可能还无法很好地看出教育财政投入均衡化的发展变化,下面将利用泰尔指数及其分解和基尼系数来测度教育财政投入的均衡化结果。

表1 各级教育生均一般公共预算教育经费支出 (单位:元)

年份	幼儿园			普通小学			普通初中			普通高中		
	最小值	最大值	比值	最小值	最大值	比值	最小值	最大值	比值	最小值	最大值	比值
2001				354	3 612	10.21	511	3 411	6.67	802	4 967	6.19
2002				469	4 390	9.37	580	4 257	7.33	886	5 411	6.11
2003				516	5 341	10.34	640	5 386	8.41	913	6 336	6.94
2004				654	6 680	10.21	764	6 831	8.94	913	7 156	7.84

续前表

年份	幼儿园			普通小学			普通初中			普通高中		
	最小值	最大值	比值	最小值	最大值	比值	最小值	最大值	比值	最小值	最大值	比值
2005				744	7 941	10.67	908	8 422	9.27	1 052	8 132	7.73
2006				949	9 410	9.92	1 191	10 326	8.67	1 304	9 586	7.35
2007				1 393	11 499	8.26	1 742	13 123	7.54	1 627	11 499	7.07
2008				1 640	13 016	7.94	2 311	15 474	6.70	1 857	14 965	8.06
2009				1 949	14 793	7.59	2 698	18 224	6.75	2 193	16 854	7.69
2010				2 186	16 144	7.38	3 204	20 023	6.25	2 458	20 620	8.39
2011				2 737	18 494	6.76	4 134	25 828	6.25	3 424	28 534	8.33
2012				3 458	20 408	5.90	5 403	28 822	5.33	5 275	31 884	6.04
2013				3 914	21 728	5.55	6 140	32 544	5.30	5 618	36 763	6.54
2014				4 448	23 442	5.27	6 925	36 507	5.27	5 990	40 748	6.80
2015				4 575	25 750	5.63	7 263	40 444	5.57	5 871	42 193	7.19
2016				5 036	25 794	5.12	7 812	45 516	5.83	6 398	50 803	7.94
2017				5 759	30 017	5.21	8 998	57 636	6.41	8 149	61 409	7.54
2018	3 020	36 842	12.20	6 370	31 376	4.93	9 863	59 768	6.06	9 350	66 084	7.07
2019	3 537	37 465	10.59	6 951	33 775	4.86	10 485	61 005	5.82	10 309	70 582	6.85
2020	3 985	39 094	9.81	7 237	33 547	4.64	10 721	58 686	5.47	10 667	70 296	6.59
2021	3 835	38 541	10.05	6 839	33 634	4.92	9 958	57 157	5.74	10 427	66 434	6.37

注：最大值和最小值为31省份生均教育事业费当年的最大值和最小值，比值为最大值/最小值，幼儿园数据从2018年开始统计出现。
数据来源：教育部官网历年教育经费支出数据，经整理计算得到。

表2和图2报告了历年生均一般公共预算教育事业费支出的基尼系数。可以看出，幼儿园至普通高中各教育阶段生均教育事业费支出水平的不平等程度呈现波动下降趋势，特别是2017年以来的逐年下降趋势更明显。分教育阶段来看，幼儿园阶段生均教育事业费支出的基尼系数大于0.31，2021年为0.31145，不平等程度仍然较高；普通高中阶段生均教育事业费支出的基尼系数虽然在2020年已经下降到0.25以下，但仍高达0.24186，不平等程度也仍然过高^①。九年免费义务教育的普通小学和普通初中教育事业费支出的基尼系数分别在2016年和2021年下降到0.2以下，2021年分别为0.18644、0.19856，不平等程度在各基础教育阶段中最低，特别是普通小学的不平等程度最低，但各个阶段教育均衡化程度离完全平等的理想状态（即基尼系数为0）仍有一定差距。对比九年免费义务教育阶段与非免费教育阶段的基尼系数大小可知，免费义务教育对实现教育财政投入均衡化具有根本性作用，要适度扩大免费义务教育的范围，这不仅能够

降低家庭教育成本，而且对实现教育基本公共服务均等化和扎实推进共同富裕将起到明显的促进作用。

表2 各级教育生均一般公共预算教育事业费支出的基尼系数

年份	幼儿园	普通小学	普通初中	普通高中
2001		0.31706	0.28904	0.27473
2002		0.30463	0.29076	0.28897
2003		0.32011	0.30892	0.30528
2004		0.32469	0.31608	0.31745
2005		0.31861	0.31670	0.31124
2006		0.30157	0.30206	0.29695
2007		0.28838	0.28543	0.28844
2008		0.28479	0.26572	0.30016
2009		0.28199	0.26731	0.30282
2010		0.28654	0.27419	0.31605
2011		0.27476	0.26336	0.29670

① 郝春虹等（2021）^[2]的研究结果表明，2017年中央对地方进行财政转移支付后的省际财力均等化基尼系数为0.23，而本文测算得出2017年高中阶段的教育事业费支出基尼系数为0.27，高于财力均等化的基尼系数，表明教育财政投入均衡化与财力均等化不一致，但义务教育阶段的均衡化效果明显优于财力均等化。

续前表

年份	幼儿园	普通小学	普通初中	普通高中
2012		0.238 12	0.236 25	0.255 63
2013		0.224 69	0.232 26	0.269 09
2014		0.222 24	0.228 64	0.291 91
2015		0.213 37	0.220 71	0.280 53
2016		0.199 83	0.216 88	0.268 92
2017		0.195 86	0.219 50	0.270 23
2018	0.350 52	0.192 47	0.215 75	0.260 81
2019	0.323 17	0.189 93	0.212 39	0.258 85
2020	0.316 89	0.184 58	0.200 36	0.248 33
2021	0.311 45	0.186 44	0.198 56	0.241 86

数据来源：根据一般公共预算教育事业费支出（2001—2021年）数据计算得出。

表3和图3报告了历年生均一般公共预算教育事业费支出的泰尔指数及其分解结果。可以看出，各教育阶段省际生均一般公共预算教育事业费的差距呈缩小趋势，与基尼系数的衡量结果一致，特别是九年免费义务教育阶段的普通小学和普通初中生均教育事业费支出的省际差距的泰尔系数 T 值分别在2013年和2015年已经低于0.1，2021年分别为0.068、0.081，而幼儿园和普通高中教育事业费支出的泰尔系数 T 值仍高于0.1，2021年分别为0.174、0.116。从组内差距和组间差距对总差距的贡献看，三大地区内部各

省份间的组内差距占比在70%左右，对总差距具有主导作用，表明即使在经济发展水平相似性较高的地区内部，各个省份的教育财政支出水平也存在较大差异，特别是普通小学阶段生均教育事业费支出的不平等主要来自组内差距，2021年组内差距高达84.6%。三大地区间的组间差距占比在30%左右，组间差距 T_b 占总差距 T 的比值 T_b/T 整体上呈现降低的趋势，普通小学的 T_b/T 自2014年以来始终低于20%，普通初中的 T_b/T 自2014年以来低于30%。但也要注意的是，2016年以来这两个义务教育阶段的 T_b/T 却有稳定的态势，意味着三大地区间的义务教育均衡化进程放缓。

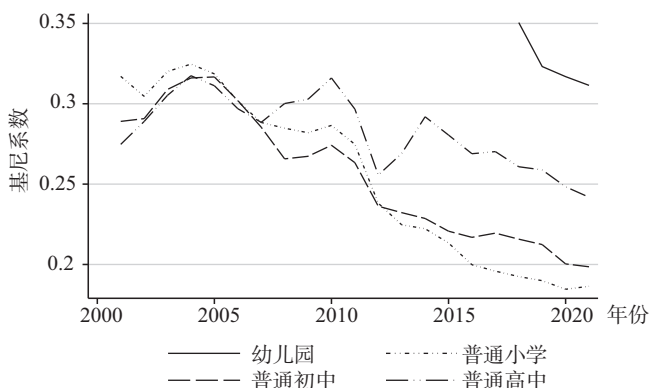


图2 各级教育生均一般公共预算教育事业费支出水平的基尼系数（2001—2021年）

数据来源：根据一般公共预算教育事业费支出（2001—2021年）数据计算结果绘制。

表3 各级教育生均一般公共预算教育事业费支出的泰尔指数及其分解结果

年份	幼儿园				普通小学				普通初中				普通高中			
	T	T_w	T_b	T_b/T	T	T_w	T_b	T_b/T	T	T_w	T_b	T_b/T	T	T_w	T_b	T_b/T
2001					0.194	0.147	0.047	24.05%	0.155	0.116	0.039	24.88%	0.136	0.094	0.042	30.74%
2002					0.181	0.139	0.043	23.53%	0.162	0.122	0.040	24.42%	0.150	0.107	0.043	28.51%
2003					0.201	0.145	0.056	27.66%	0.187	0.131	0.055	29.60%	0.169	0.112	0.057	33.55%
2004					0.210	0.146	0.064	30.53%	0.202	0.134	0.068	33.79%	0.184	0.114	0.070	37.90%
2005					0.202	0.141	0.062	30.56%	0.202	0.133	0.069	34.10%	0.176	0.106	0.070	39.67%
2006					0.186	0.128	0.058	31.08%	0.191	0.126	0.066	34.35%	0.169	0.105	0.064	37.64%
2007					0.166	0.118	0.048	28.72%	0.174	0.117	0.057	32.85%	0.160	0.102	0.058	36.09%
2008					0.157	0.111	0.046	29.32%	0.147	0.103	0.044	29.74%	0.185	0.124	0.061	32.80%
2009					0.148	0.104	0.044	30.01%	0.142	0.100	0.042	29.46%	0.183	0.122	0.061	33.32%
2010					0.146	0.101	0.044	30.45%	0.144	0.095	0.049	33.79%	0.193	0.125	0.067	35.05%
2011					0.133	0.095	0.038	28.90%	0.133	0.088	0.045	34.07%	0.177	0.120	0.056	31.98%
2012					0.102	0.077	0.025	24.48%	0.107	0.073	0.034	31.89%	0.135	0.092	0.043	31.90%
2013					0.091	0.070	0.021	23.05%	0.103	0.072	0.031	29.97%	0.150	0.102	0.048	31.80%
2014					0.088	0.074	0.015	16.66%	0.101	0.074	0.027	26.84%	0.172	0.116	0.057	32.82%

续前表

年份	幼儿园				普通小学				普通初中				普通高中			
	组内差距	组间差距	组内差距	组间差距	组内差距	组间差距	组内差距	组间差距	组内差距	组间差距	组内差距	组间差距	组内差距	组间差距		
2015					0.083	0.073	0.009	11.35%	0.090	0.069	0.021	23.58%	0.151	0.102	0.049	32.44%
2016					0.072	0.063	0.009	12.43%	0.088	0.066	0.022	25.32%	0.142	0.094	0.048	33.71%
2017					0.073	0.064	0.008	11.67%	0.099	0.075	0.024	24.18%	0.149	0.101	0.049	32.55%
2018	0.224	0.184	0.040	17.99%	0.072	0.062	0.009	13.13%	0.099	0.074	0.025	24.92%	0.139	0.092	0.047	34.06%
2019	0.190	0.151	0.040	20.84%	0.071	0.059	0.011	16.07%	0.095	0.071	0.024	25.44%	0.135	0.091	0.044	32.55%
2020	0.180	0.143	0.038	20.84%	0.066	0.057	0.010	14.60%	0.083	0.062	0.021	25.33%	0.123	0.084	0.039	31.45%
2021	0.174	0.140	0.033	19.12%	0.068	0.057	0.010	15.40%	0.081	0.061	0.020	24.44%	0.116	0.079	0.037	31.89%

数据来源：根据一般公共预算教育事业费支出（2001—2021年）数据计算得出。

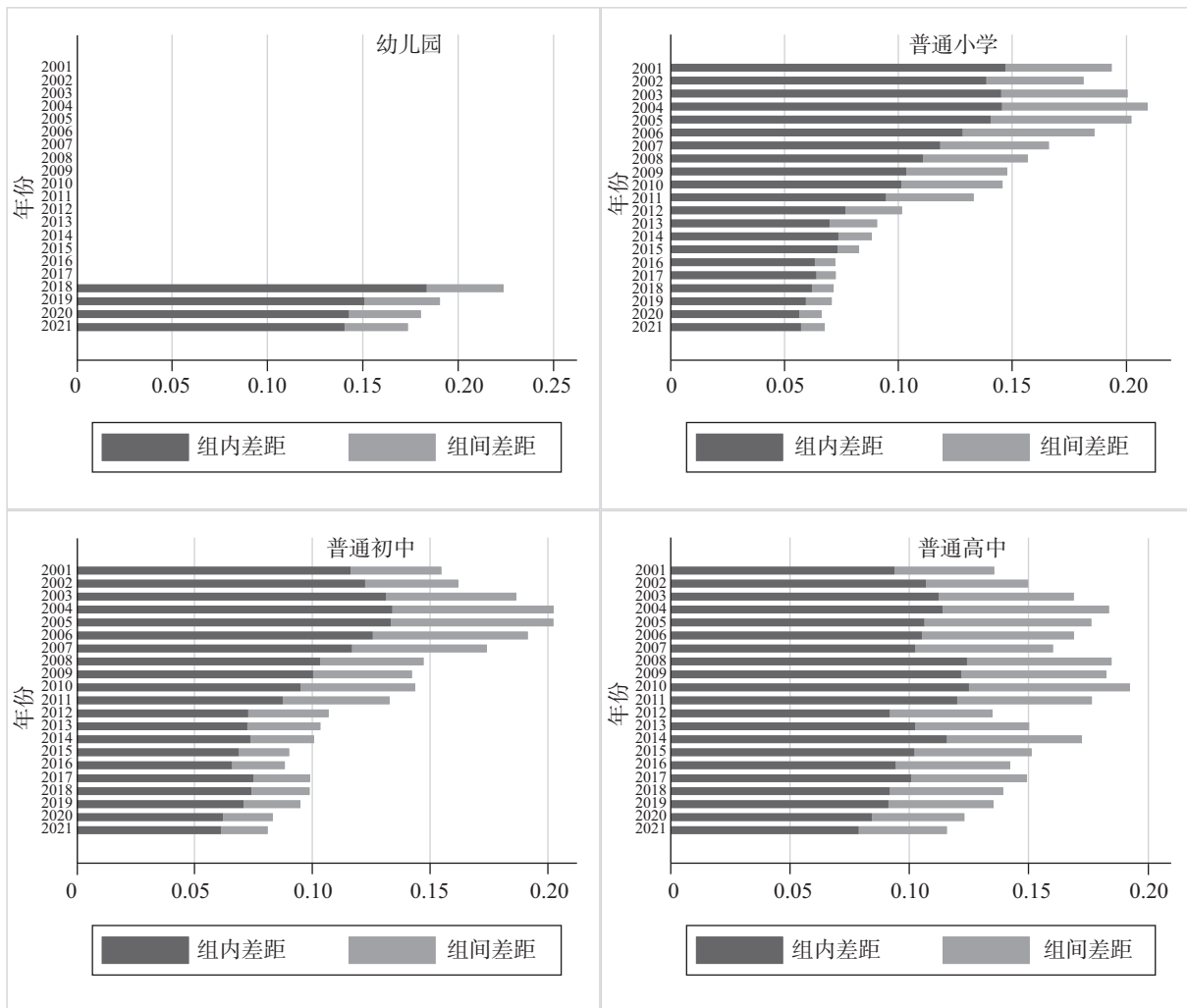


图3 各级教育生均一般公共预算教育事业费支出水平的泰尔指数（2001—2021年）

注：横轴为泰尔指数 T 值。

数据来源：根据一般公共预算教育事业费支出（2001—2021年）数据计算结果绘制。

通过以上分析可知，当前我国基础教育阶段的财政投入均衡化水平不断提升，尤其是九年免费义务教育阶段财政投入的均衡化水平最高。区域间和省际教育财政投入的差距仍然较大且有趋于稳定的态势，有碍于整体教育公平的实现，不利于教育强

国目标的实现。

五、结论与政策建议

本文基于全国和各省份历年教育财政支出数据，利用典型事实以及指数方法分析了我国义务教育财政

投入均衡化的发展变化。总体上看,生均教育财政支出不断增长,体现出国家对义务教育阶段财政经费的投入是不断扩大的,这有利于地区间义务教育的均衡化发展。无论是从基尼系数看还是从泰尔指数看,省际教育财政投入的不平等程度均是降低的,特别是九年免费义务教育阶段财政投入的均衡化程度最高。但当前省际的教育财政均衡化程度低于财力均衡化水平,义务教育均衡化的实现程度还有很大提升空间,无论是总体上还是省际的教育财政投入水平仍有待进一步提升。应通过义务教育的高度均衡化发展,助力教育强国目标的实现。

据此,本文提出以下政策建议:(1)应进一步提升教育公用经费的基础标准,当前的国家基础标

准过低,通过提高基础标准,有利于缩小省际生均教育经费支出差距,助推义务教育的均衡化发展。(2)合理调整中央和地方的财政事权和支出责任,进一步增强中央的义务教育事权和支出责任,这有利于在全国范围内统一实施更高标准的义务教育财政投入水平,进而加快实现教育基本公共服务均等化。(3)免费义务教育阶段的教育均衡化水平更高,表明国家应扩大免费义务教育范围,将学前教育和高中教育也纳入其中,以更好地实现基础教育的均衡化发展。(4)要深刻认识到义务教育财政投入均衡化是实现教育基本公共服务均等化的必要条件之一,还需要优化教育财政支出结构、提高支出绩效等其他制度性改革。

参考文献

- [1] 贾康. 区分“公平”与“均平”把握好政府责任与政策理性 [J]. 财政研究, 2006 (12): 6-10.
- [2] 郝春虹, 王英家, 贾晓俊, 岳希明. 分好“财政蛋糕”: 对转移支付财力均等化效应和效率的考察 [J]. 中国工业经济, 2021 (12): 31-49.
- [3] OECD. Education at a Glance 2022 [J]. (2020)[2022-11-13]. <https://meyda.education.gov.il/files/edu/data/eag2022.pdf>.
- [4] 刘文杰, 宋弘, 陈诗一. 教育财政如何影响家庭人力资本投资: 事实、机制与政策含义 [J]. 金融研究, 2022 (9): 93-110.
- [5] 托尔斯顿·胡森. 社会环境与学业成就 [M]. 张人杰, 译. 昆明: 云南教育出版社, 1991.
- [6] 詹姆斯·科尔曼. 教育机会均等的观念 [M]. 何瑾, 译. 上海: 华东师范大学出版社, 1989.
- [7] 祁占勇, 王君妍, 司晓宏. 我国西北地区义务教育均衡发展的现实困境与政策选择——基于国家教育督导《反馈意见》的研究 [J]. 中国教育学刊, 2017 (10): 53-58.
- [8] 严雅娜. 义务教育均等化测度及影响因素——基于2004—2013年数据的分析 [J]. 财经论丛, 2016 (9): 18-27.
- [9] 张万朋, 孙雪. 关于“均等化”与“均衡化”的思考 [J]. 教育与经济, 2010 (4): 31-35.
- [10] 肖碧云. 公共财政视角下的基本公共教育服务均等化研究——以福建省为例 [J]. 长沙大学学报, 2019 (5): 140-144.
- [11] 倪红日, 张亮. 基本公共服务均等化与财政管理体制改革研究 [J]. 管理世界, 2012 (9): 7-18, 60.
- [12] 严雅娜, 谭建立. 财政分权对义务教育均衡化发展的影响及对策研究——基于2004—2013年省级面板数据 [J]. 江西财经大学学报, 2017 (4): 24-31, 134-135.
- [13] 詹国辉. 区域间公共服务均等化的影响因素分析——基于江苏省13个地级市的面板数据 [J]. 公共管理与政策评论, 2017 (1): 62-71.
- [14] 吉富星, 鲍曙光. 中国式财政分权、转移支付体系与基本公共服务均等化 [J]. 中国软科学, 2019 (12): 170-177.
- [15] 田志磊, 袁连生, 张雪. 地区间城乡义务教育公平差异研究 [J]. 教育与经济, 2011 (2): 43-48.
- [16] 唐丽娜, 王记文. 基本公共教育服务均等化及其影响因素 [J]. 青年研究, 2016 (3): 58-66, 95-96.
- [17] 孙德超. 义务教育服务不均等的现实考察及均等化途径研究 [J]. 社会科学战线, 2012 (11): 216-220.
- [18] 汪凡, 白永平, 周亮, 纪学朋, 徐智邦, 乔富伟. 中国基础教育公共服务均等化空间格局及其影响因素 [J]. 地理研究, 2019 (2): 285-296.
- [19] 吴承志. 关于基础教育发展问题的思考 [J]. 当代教育论坛, 2006 (24): 41-42.
- [20] 郭强. 和谐社会中的基础教育均衡发展 [J]. 中国教育学刊, 2007 (4): 13-15.
- [21] 郭宏宝. 财政视角下公共服务均等化的功效系数评价——以教育均等化为例 [J]. 财贸经济, 2007 (S1): 42-46, 128.
- [22] 安体富, 任强. 中国公共服务均等化水平指标体系的构建——基于地区差别视角的量化分析 [J]. 财贸经济, 2008 (6): 79-82.
- [23] 杨亦然, 何静. 重庆市基本公共服务均等化发展状况实证研究 [J]. 企业经济, 2011 (12): 154-156.
- [24] 周琛影. 公共服务均等化的财政转移支付效应评估——以上海为例 [J]. 经济体制改革, 2013 (4): 43-47.
- [25] 马慧强, 王清, 弓志刚. 京津冀基本公共服务均等化水平测度及时空格局演变 [J]. 干旱区资源与环境, 2016 (11): 64-69.
- [26] 李波, 黄斌, 汪栋. 回顾与前瞻: 中国义务教育财政体制70年 [J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2019 (6): 35-44.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

对关于房地产税若干疑惑的思考和回答

Some Thoughts about Real Property Tax Policy in China

任强 侯一麟 张平 马海涛

REN Qiang HOU Yi-lin ZHANG Ping MA Hai-tao

[摘要] 笔者梳理近年国内学界和政策研究部门对我国未来房地产税政策的若干质疑和疑惑，归纳为八个问题，从基础学理和政策机制的角度进行论证。本文的主要观点如下：作为财产税的房地产税是现代税制结构的三个支柱之一；以收入为目的的房地产税长期看应当成为基层政府的重要收入来源之一；地方政府在房地产税政管理领域应当有一定的自主权；实施宽税基的房地产税是长期最佳政策选项；房地产税减免应靶向低收入人群；房地产税会影响收入分配但不是主要的调节手段；房地产税是一项基础性制度，是促进房地产业良性循环和健康发展的长效机制之一；房地产泡沫与房地产税没有直接关联，开征房地产税并不能根除泡沫。

[关键词] 房地产税 税制结构 收入分配 地方税 基础制度

[中图分类号] F812.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0013-12

Abstract: Based on the debates about real property tax among scholars and practitioners in China, this paper provides arguments from the perspective of basic theory and policy mechanism. Our main points are as follows: real property taxation should be one of the three pillars in the modern tax structure with its revenue belonging to local government and a large discretion left to localities; a broad-base tax with credits targeting only low-income groups is the best choice when adopting real property tax; the real property tax is not a policy tool in redistribution but may affect its outcome; as a basic institution, the real property tax may enhance the sustainable growth for housing sector but is not the most important tool in avoiding real estate bubbles.

Key words: Real property tax Tax structure Income distribution Local tax Basic institution setup

[收稿日期] 2022-08-04

[作者简介] 任强，男，1981年6月生，中央财经大学财政税务学院教授，博士生导师，研究方向为财税理论与政策；侯一麟，男，1962年11月生，美国西拉丘斯大学麦克斯韦尔公民与公共事务学院教授，博士生导师，研究方向为财政政策、公共预算和政府间财政关系；张平，1984年8月生，男，复旦大学国际关系与公共事务学院教授，博士生导师，研究方向为财税理论与公共政策；马海涛，男，1966年5月生，中央财经大学教授，博士生导师，研究方向为财税理论与政策。本文通讯作者为任强，联系方式为 renqiang@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“房地产税政策在再分配中的切入和预期效应研究”（项目编号：23BJY028）；国家自然科学基金重点项目“公共治理体系变革创新的理论与机制”（项目编号：72234001）；中央财经大学中国财政发展协同创新中心“房地产税问题研究”项目。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

从21世纪初提出“对不动产开征统一规范的物业税”以来,我国对房地产税问题的关注已近20年。其间,进行了相关模拟及立法研究,也进行了沪渝两市“房产税”的试点。目前,关于房地产税改革仍存若干质疑和疑惑,个别讨论又返回到多年前讨论的起点。显然,理清相关质疑和问题将对我国房地产税改革和完善税制体系有重要意义。在之前基础上(侯一麟和马海涛,2016^[1];Hou等,2019^[2];张平等,2023^[3]),本文继续梳理国内学术界和智库圈近年关于房地产税政策讨论中的若干热点,概括为八个方面,从基础学理和政策机制设计的视角,对房地产税进行较深入的思考。这八个方面分别是:(1)房地产税与税制结构;(2)房地产税的收入归属;(3)房地产税与地方税权;(4)房地产税的税基;(5)房地产税的税前减免;(6)房地产税与收入分配;(7)房地产税与基础性制度和长效机制;(8)房地产税与泡沫根治。前五部分的主要结论简言之:“要有房地产税”“收入归地方”“地方要有自主权”“税基尽量宽”“减免要明确靶向”;后三部分主要涉及房地产税与收入分配及房地产市场的关系。这八个问题层层递进,各涉及一个方面,又相互关联、不可分割。

二、房地产税与税制结构

(一) 房地产税与税制结构演变

税收是分摊公共服务成本的方式(Cooley, 1903^[4])。人类社会发展到今天,这种分摊方式演变为货物和劳务税、所得税、财产税三大类。公共服务成本分摊方式与人类活动方式相适应。伴随着生产力的提高,人类社会经历了从农耕时代到现代社会的演变。与人类活动方式相适应的公共服务成本分摊方式也发生了根本变化。

在社会生产力低下阶段,人类的主要经济活动围绕在耕种土地并收获农业产出上。此时,仅有劳动力,没有土地,不会有农业产出;仅有土地,没有劳动力,也不会有农业产出;有了土地和劳动力,才会有产出。人类社会的主要活动在于此,公共服务成本分摊方式自然也附加于上。对土地这种生产要素课

税,就是土地税(Land Tax);对劳动力这种生产要素课税,就是人头税(Poll Tax)。在农耕时代,人类持有不动产的最主要形式是用于农业耕种的土地,对土地的拥有基本代表“量能课税”中“能”的标准;在现代社会,居民持有不动产的形式主要是城市里用于居住或生产及商业的房地产。农业生产区域的土地税蔓延到了城市化区域,就变成了房地产税。

伴随着生产力水平的提高,人类社会逐渐向商品社会过渡。商品社会最基本的特征是专业化和社会分工。在农业经济社会,人类劳动的附加值更多地存在于农业产出中;在商品社会,人类劳动的附加值更多地存在于比农业产出更高级的产品及对应的生产阶段中。计量附加值最方便易行的方式是观测交易行为及与之相对应的交易物和交易额。对货币化的交易额按照比例征税自然就成为货物和劳务税的主要征收形式。

针对所得课税的税类在社会发展过程中逐步出现。公司是企业组织形式中的高级形式。公司运营过程中的收入减除成本及费用等后形成的利润应分摊政府提供公共服务的成本,公司需要缴纳企业所得税。个人获得所得需要缴纳个人所得税。所得税尤其个人所得税逐步成为政府收入的重要形式。

三类税种是税制结构的三个支柱。所得税的课税对象是作为流量的收入;货物和劳务税的课税对象是生产、流通和消费过程中交易的商品和劳务;财产税的课税对象主要是沉淀为存量资产的房地产。前两类税种的收入与经济周期相关性较强;房地产税以房地产为课税对象,以筹集收入为目的的房地产税类型税基较宽,在计税依据和税率特殊设计的情况下^①,收入还相对稳定(Lutz等,2011^[5];Mikesell和Liu,2013^[6];Anderson和Shimul,2018^[7])。所得税中的个人所得税税制设计是累进的,使用时被赋予更多的再分配职能;针对住房的房地产税更注重收支关联和效率(Hou等,2019)^[2]。三者相互搭配,使得公共服务的成本按照不同方式在纳税人之间进行分摊。

出于各种原因,三个支柱的收入在各国的比重并不一样。有些国家如日本从20世纪60和70年代看,所得税占比较大,但改革以后货物和劳务税的比重逐步提高;有的国家如美国在20世纪30年代前,房地

^① 实践上,房地产税的计税依据不完全紧跟市场价格,在“以支定收”模式下税率还是浮动的,这导致了收入的稳定性。

产税占比不低,但后来货物和劳务税的比重也开始提高;我国自改革开放以来,货物和劳务税占比很高,改革过程中所得税尤其是个人所得税比重逐步提升(占比仍然偏低),但财产税占比不高。从经合组织各国近年来平均情况看,针对存量房地产课征的税收^①占GDP的比重为0.92%(2017年数据)。我国的房产税和城镇土地使用税属于经合组织口径中针对存量房地产课征的税收。根据财政部数据统计,2021年我国房产税收入3278亿元,城镇土地使用税收入2126亿元。如以上述两项之和为分子,以2021年全年国内生产总值114万亿元为分母,则这一比例为0.47%,为经合组织国家平均值的一半。如果对标相对发达的几个大国,会显得更低一些,主要差别在于对居住性住房的房地产税上。

(二) 三个支柱与政府间财政关系

三个支柱还与政府层级有一定的对应关系。所得税中的个人所得税在税制设计中往往收入越高,边际税率越高;从个人所得税的收支配比关系看,低收入者更有利。个人所得税的收支过程更体现再分配的特征。地区发展需要高端人才,而高端人才和高收入存在因果关系。地区之间的竞争希望吸引高端人才,而不是低端人才;实际中的竞争手段往往是通过各种方式补贴高端人才,而不是更多地体现再分配特征。因而,财政的再分配职能(Redistribution)和个人所得税工具使用的强度更多的是由上级政府尤其是中央政府承担或体现。在地区发展不平衡,经济和人才集聚程度高的情况下,个人所得税收入归上级政府对再分配职能的体现更强。

货物和劳务税在不同国家形式不一。对于一般货物和劳务税,不少国家采取对各个环节增值额为依据进行课税,即增值税;也有一些国家在最终消费端课税,如美国的零售税(Retail Sales Tax);对于特定货物和劳务税,可以在生产环节、中间环节或最终消费环节课税。实践上看,货物和劳务税收入为多级政府共有或单独享有。

财产税中房地产税的课税对象为不动产。土地和

地上建筑物供给不会像劳动力和其他生产要素一样在特定区域具有非常大的弹性。对工商业房地产,附加其上的税负差异不至于对使用其作为生产要素的企业产生较大的激励(Kenyon等,2012^[8])。对居住性住房,尤其在居住和生产经营分区情况下,居住区政府提供公共服务成本的分摊标准会先天落在房地产这一课税物上^②。此时,房地产税的使用还具有受益税性质。从这一角度看,对工商业和居住性房地产税征纳并归于地方政府,有不少优势。

三、房地产税:中央税还是地方税?

(一) 房地产税作为地方税的理由

所谓“中央税”,还是“地方税”?不仅指的收入是否归地方,还涉及地方是否参与税率等税制要素设计,地方是否参与征管,收入是否由地方自主使用等。本部分主要探讨收入是否归地方。在“地方”层面,本文又区分“中间层级”和“基层”^③。如映射到我国,可以将省级政府视为中间层级;区县和乡镇作为基层。考虑我国地市级政府曾经作为地区行政公署而现在又作为一级政府的历史及其承上启下的重要性,地市级介于中间层级和基层之间。本文所讨论的“地方税”中的“地方”主要指向是“基层”。

国家人口有多有少,面积有大有小。大国某个基层政府服务或覆盖的人口有可能比小国全国人口都要多。在一些大国作为基层或中间层级政府重要收入的房地产税,可能在小国就是全国性的收入。讨论房地产税作为中央税还是地方税的问题还需要考虑大国和小国的差异。由于房地产税有很多类型,既有宽税基、作为收入工具的房地产税;也有税基相对窄、作为调控工具的房地产税。讨论房地产税上下级政府收入归属问题上,本文讨论的是宽税基、作为收入工具的房地产税,但会涉及作为调控工具的房地产税。

因为房地产税给纳税人带来的“痛感”较强,由房地产税收入形成的公共服务也必须让纳税人的“获得感”最强。货物和劳务税和所得税缴纳时先有

① OECD收入统计中4100款Recurrent taxes on immovable property。

② 如美国不少基层政府(Municipality)服务的区域基本上都是规划(或自然形成)为居住区域。除此之外房地产类型基本没有,也基本没有实体性工商业活动。此时,基层政府获取货物和劳务税及所得税收入的可能性极低,唯有可能的就是房地产税(当然,此时人头税也是可以的)。类同我国的居民小区,不可能通过增值税或所得税分摊物业维护成本,仅能通过按面积标准收费的物业费形式进行。从这种意义上看,我国的物业费是以“费”形式存在的“房地产税”。

③ 毛泽东同志(1956年4月25日)提到,“中央和地方的关系也是一个矛盾”,同时他还提到“还有一个地方和地方的关系问题,这里说的主要是地方的上下级关系问题。”^[9]

现金流入,后进行纳税。而房地产税的缴纳与当期有没有现金流无关;在征管方式上一般不像所得税那样采取预扣制。这就使得房地产税缴纳带来的痛感较强。既然痛感较强,使用房地产税提供的公共服务要求体现在离纳税人最近的地方政府。痛感属于主观感受层面。既然是主观感受,则痛感的强弱势必会受到价值观的影响。在强调自由、多元化和分权价值观的国家,更要求收入归属基层政府;在强调集中价值观的国家,房地产税收支循环中覆盖的人口可能更广。

房地产税作为地方税还有更多其他的缘由:如税基的不可移动性、扭曲不如其他税那么大等,上文已有部分分析。

(二) 各国房地产税收入归属的实践

从各国开征房地产税的实践看,往往基于筹集收入的房地产税的收入归基层政府,而基于调控的房地产税倾向于归上级政府。

韩国的房地产税有地方财产税(Local Property Tax)和综合不动产税(Comprehensive Real Estate Holding Tax)两种。地方财产税以筹集财政收入为目的,对于普通居民住房实行超额累进税率,收入直接进入三级政府中最基层政府(首尔市除外)。综合不动产税于2005年1月5日开征,立足于税负公平并调控房价。在税收开征时,以家庭为单位将在全国的不动产予以加总并给予6亿韩元的免征额^①。在政策实施过程中,将以家庭为单位改变为以个人单位(每人免征6亿韩元),使得税收的波及面更窄。综合不动产税归入中央收入,使用时在地区之间进行再分配。从两种税的规模来看,地方财产税是基层政府的重要财政收入,综合不动产税规模相对有限。2020年,地方财产税收入13.8万亿韩元,占中间层级和基层政府税收收入的13.5%,纳税数量约为3700万件。^②综合不动产税收入3.6万亿韩元(OECD收入统计口径),占中央政府税收收入的1.26%,其纳税人数量为74万人。^③

日本基于收入的房地产税为固定资产税(Fixed Assets Tax)。固定资产税占日本三级政府中最基层政府税收收入的40.6%。^④基于调控的房地产税有土地

价值税(Land Value Tax)和特别土地保有税(Special Land Holding Tax)。土地价值税属于中央收入。1992年税率为0.2%,之后年度为0.3%。该税税基较窄,立足于抑制土地投机,对评估单价低于30000日元/平方米的土地免征,首套住宅占地小于1000平方米的免征。特别土地保有税于1973年开征,2003年停征,属于市町村税,目的在于抑制空置土地的持有(Ishi, 1991^[10])。

英国的房地产税就收入归属来看,分为两大类(英格兰情况)。一类是对住房征收的房地产税。在20世纪90年代初人头税(Community Charge或Poll Tax)改革失败后,改革为现行的“议政税”(Council Tax)。议政税施行分级定额税率,收入归地方政府。另一类是针对工商业房地产的房地产税(Business Rates)。2013—2014财年前,后一税种收入的100%进入中央政府,然后按照人口数量在各基层政府之间进行再分配。自2013—2014财年始,出于给与基层政府更多发展经济激励的考虑,50%的税收划给地方政府。

美国的房地产税各州情况不一。从Tiebout-Oates-Hamilton模型(Tiebout, 1956^[11]; Oates, 1969^[12]; Hamilton, 1975^[13])看,自然是收支落在越基层越有利于公共服务效率。不过,模型毕竟是理论上高度抽象的。在州及以下层面,有的州在某些方面更强调集中,而有的州则不那么集中。有的是在州以下合并基层政府(如学区)以扩大房地产税统筹使用范围。美国自20世纪40年代超过11.5万的独立学区,缩小至2012年的1.3万(Fisher, 2018^[14])。

我国是单一制国家,更为强调集中和均等化。尽管政府层级有五级,居民纳税过程中潜意识里不区分缴纳的税收是哪一级政府的。这与讲求分权国家的居民不同,居民关于税收成本和公共服务匹配意识不是那么强烈。Tiebout(1956)^[11]模型在我国一定程度存在,其所述公共服务及成本和关联往往在私人小区的层面实现。就我国情况看,宽税基以筹集收入为目的的房地产税可以归入区县级政府,不建议再下沉至乡镇或街道一级政府。至于基于调控的房地产税,则可

① 对于家庭只有唯一住房情况,免征额为9亿韩元。

② 来源:《2021年韩国地方税统计年鉴》(2021 지방세 통계연감)。

③ 综合不动产税纳税人数量来源于<https://tasis.nts.go.kr/websquare/websquare.html?w2xPath=/cm/index.xml>中的表1-3;个人纳税人数量及数额来自表7-1-1。

④ 来源:https://www.soumu.go.jp/menu_seisaku/hakusyo/index.html#chihou-en。

以视具体目的和税制要素，收入归于上一级政府。

四、房地产税与地方税权

(一) 税收“三权”

税权包含“三权”，即立法权、受益权和征管权。立法权指的是在决定税种开征、税率、计税依据和减免税设计上的权力；受益权指的是收入是否归入该级政府；而征管权指的是直接面向纳税人征收的权力或责任。在单一制国家，房地产税的税权最终来源于中央。中央决定税权的各个侧面及地方的自主度。一些联邦制国家，房地产税税权最终来源于地方政府，如美国由州宪法决定税权的配置及基层的自主度。由于上一部分已经探讨了受益权问题，本部分重点探讨立法权和征管权。

地方政府的税收自主权，指的是地方政府在多大程度上拥有税权，体现在税收“三权”的各个侧面上。地方有自主权不意味完全无约束的绝对自由。美国州宪法中会规定房地产税的课税范围、税前扣除、税后减免及税率决定方式等。地方在这个范围内实施。日本和韩国的房地产税税率、计税依据、减免和收入归属都是由中央政府决定，地方政府在税率和税收征管上有一定的自主权，但不是太大。英国为单一制国家，包含苏格兰、英格兰、威尔士和北爱尔兰几个部分，尽管各地关于房地产税的设计有一定差异，但框架基本相同，税权最终来源于中央。20世纪90年代前后地方税改革即由中央政府主导。世界各国地方关于房地产税的自主权不一，这与各国国情和历史息息相关。

(二) 多级政府关于房地产税税权配置的案例

关于房地产税在地方上的自主权，以下列举几个案例借以说明问题。案例之一是美国加利福尼亚州（加州）的第十三号提案。该提案的重点如下：1975年3月1日前购买的房地产以该时点的市场价值为基准；提案实施后发生交易的房地产以交易日的市场价值为准；提案实施后，财产评估值的涨幅以每年2%为限，或者以通货膨胀的年上涨幅度为限，两者间取低值。这个方案导致同样的房地产因为购买时点在同一辖区面临不同的税负，非常不公平；就其经济效应看，也限制经济要素的流动性，带来效率损失（任强等，2021^[15]）。按道理说这种政策由公众投票通过

并实施，但实施前后的过程说明了“非理性”的民主带来了结果。我国是单一制国家，若房地产税在我国实施，务必要在充分研究各国经验教训的基础上由中央政府把握给与地方自主的点和程度。

案例之二是日本固定资产税关于税率和税基评估政策的实践。长期以来，日本固定资产税的标准税率为1.4%。但是，房价跨时期有涨有落，不同区域房价也高低不一。为规避房价巨幅波动带来的冲击，同时，也为减轻高房价地区税收给纳税人带来的痛感，地方政府采取调低“事实”评估比率的办法。1979年，基于房地产税的评估价为官方评估市场价的比率，全国平均为61.4%；到了1991年，房价上升很快，这个比率下降到了36.3%。1991年，高房价的东京几个特别区的比率平均为21.9%，大阪市为14.6%，而其他房价没这么高的城市，这一比率为50%（Ishi, 1991^[10]）。显然，需要给地方政府调整名义税率的自主权；如果名义税率限制过严，需要给地方政府调整评估比率的自主权，以统一调整市场价和评估价的偏离程度。

案例之三是韩国建立全国统一不动产价值评估系统的实践。1989年前，负责韩国不动产价值评估事务的涉及多个部门。涉及地方税的由内务部（Ministry of Interior）、涉及国税的由财政部（Ministry of Finance）、涉及土地房屋补偿的由建设部（Ministry of Construction）、涉及抵押的由不动产评估委员会（Korea Appraisal Board）来评估。自1989年开始，韩国开始整合全国土地价值评估系统，并在2005年整合包含住房在内的全国不动产价值评估系统。以2018年情况为例，中央政府先在全国选择50万块参考地，并评估其市场价值；之后，由地方政府参照参考地的评估价值评估全国3200万块不动产的价值。在这个过程中，评估标准和规范由中央制定，评估过程由中央监管。集成化的评估为包含地方财产税和综合不动产税税基评估在内的60项公共事务提供依据。在评估征管过程中，韩国有集中、也有分散。^① 尽管房地产税为地方税，中央政府在评估事项中不介入也可以实现其功能，如美国。但若房地产税在地方多级政府共享（收入分享或税基分享）时，在评估问题上适当集中有利于更好发挥规模效应。

在房地产税税政上要恰当寻求集权与分权的边

① 来源：<https://www.oicrf.org/-/korea-s-mass-assessment-system-of-land-pricing-for-taxation-utilizing-ict>。

界。如在我国实施，需要赋予地方一定的自主权。我国是单一制国家，最高权力机关为人民代表大会。我国《立法法》第八条规定，“下列事项只能制定法律：…税种的设立、税率的确定和税收征收管理等税收基本制度。”法律可以在自由度上赋予地方不小的空间和幅度，并由地方自行决定。然而，如何开征？税前减免和税收免除如何确定？在这些问题上，需要保持一定的集中。中央政府要发挥我国制度优势，在研究各国经验和教训的基础上，确定地方政府政策设计上的正面和负面清单，保持一定的掌控力，但又给与一定的自主度。

五、房地产税：宽税基还是窄税基？

（一）“宽税基”和“窄税基”

税基指的是行政区域内予以课税的个体基数之和。如果是从价税，则指的是课税客体的价值之和。税基有潜在税基和实际税基之分。潜在税基指的是如果没有任何减免时，所有课税客体的价值之和。实际税基指的是在有减免时，实际课税客体的价值之和。实际税基越接近潜在税基，则越是“宽税基”；实际税基占潜在税基比例较小，则越是“窄税基”。在房地产税是“宽税基”的情况下，绝大多数房地产的价值都在实际税基内；在“窄税基”的情况下，由于部分类型、部分比例或额度房地产价值被扣除或免除，导致只有较小部分价值保留在房地产税的实际基数之内。

以获取收入为目的的房地产税往往是宽税基的。以调节为目的的房地产税往往是窄税基的。房地产税税基的宽窄取决于房地产税政策希望实现的目标。在技术细节上，受税前和税后减免因素的影响。

（二）我国实施宽税基房地产税的缘由

本文讨论的房地产税是希望房地产税以宽税基存在，下面几条的意见都指向宽税基的房地产税。

第一，房地产作为家庭财富的重要组成部分，增加对存量财富的课税，有助于完善税制结构。

第二，房地产税是附加在房地产上的后置性每年需要征收的税收，增加后置性年度税收的同时势必影响前置一次性的土地收入。对政府来说，同一块土地的收入在多个时间区间进行平滑化处理，有利于改变政府行为方式，缓和即期“竭泽而渔”的行为，有利于形成通过提高公共服务提升土地价值进而房地产税收入的正向循环（任强等，2017^[16]；

邵磊等，2020^[17]）。

第三，房地产税倒逼政府提高整体绩效和不动产管理水平。房地产税“痛感”较强，纳税人势必要求基层政府预算透明和提高基层治理水平；同时，房地产税的实施，要求政府完善不动产评估、统计等机制，使其成为宏观调控和完善国家治理的高质量抓手。

第四，房地产税可以作为促进房地产业良性循环和健康发展的基础性制度和长效机制。尽管有房地产税的国家也可能有泡沫的存在，但税收成本的增加可以加大一部分持有成本，对泡沫的存在起到负向作用。

一个完善的治理工具可能需要多代人的努力才能形成，应做好房地产税税基评估、政策研究工作，稳步推进，在宽税基的基础上从低实际税率和可接受的税负起步。

六、房地产税的税前减免：

广覆盖还是靶向低收入？

（一）房地产税是“对物税”，还是“对人税”？

“对物税”的课税对象是物，不考虑人的因素。货物和劳务税是典型的“对物税”，税收缴纳和人没有太大的关系。“对人税”的课税对象是人（含家庭），同样的课税客体，应纳税款会因个人情况而异，如个人所得税。

房地产税可以设计成“对物税”，也可以与人有一定的关联，并演变为“对人税”。假若缴纳“房地产税”的多少仅与房地产及所处的区域有关系，而与持有该房地产的人没有任何关系，则该房地产税就是完全的对物税，如韩国的地方财产税；假若中高收入人群正常缴税，低收入人群有适当减免，自住和业主退休有减免，则房地产税就有一定“人”的因素在内，如美国不少州的房地产税；假若房地产税的设计主要是基于人的因素，则更像是“对人税”，如韩国的综合不动产税，以家庭或人为单位纳税。总体来看，基于收入为目的的房地产税更像是“对物税”，而基于调控为目的的房地产税更像是“对人税”。

（二）房地产税政策中对人的因素的考虑

为了提高房地产税的可接受度，在关于我国未来房地产税政策的讨论中附加了不少对人的考虑。其中，税前减免是讨论的核心之一。笔者总结了目前税

前减免的几种说法，并标识为“面积减免”“价值减免”“套数减免”和“单价起征点”^①四种（见表1）。每一种减免税下，又可能分为多种方式。其中，前三大类是基于“对人税”的设计。这些减免政策考虑添加了不少调节因素，实施后也会对人的行为产生不少影响。

表 1 房地产税减免税方式的预期效应或需要关注（避免）的问题

减免税方式	预期效应或需要关注（避免）的问题
一、面积减免	
1. 按每套赋予减免面积	“大房子换多套小房子”
2. 按家庭赋予定额减免面积	“假离婚”
3. 按家庭成员数赋予减免面积	多生育子女，增加赡养老人数量；界定家庭成员增加征管成本
二、价值减免	
1. 按每套赋予减免价值	“大房子换多套小房子”
2. 按家庭赋予减免价值	“假离婚”
3. 按家庭成员赋予减免价值	多生育子女，增加赡养老人数量；界定家庭成员增加征管成本
三、套数减免	
1. 每家庭减一（两）套	“假离婚”“多套小房子换成单套大房子”
2. 每人减一（两）套	多生育子女，增加赡养老人数量；界定家庭成员增加征管成本
四、单价起征点	
	起征点附近的价格核实增加税收征管成本

以“面积减免”说中按家庭赋予定额减免面积为例，笔者虚拟了一个案例。假设甲在北京市西城区居住，30年前单位分了一套100平方米的住房，按照7万元/平方米的价格计算，该住房市值700万元；乙在北京市延庆区居住，30年前从单位分到一套110平方米的住房，按照2万元/平方米的价格计算，该住房市值220万元。在20世纪末住房改革时，甲和乙从单位（政府）购得住房产权，但价格相差不大。假若北京市政府规定减免面积为100平方米/户，那么，甲虽然住在市中心，房价也比较高，但因为住房面积小于免征面积，不需要缴纳房地产税；乙尽管住在距离核心区较远的地方，房子价值也较低，但因为面积较大，需要缴纳房地产税。显然，乙会质疑该房地产税减免政策中的公平问题。

再以“套数减免”说中按家庭人口赋予减免套

数（“见证就免”）为例。假设甲乙两个家庭在北京各拥有三套住宅，该地规定可按家庭人口数免于征收与家庭人口数一致的住房。甲在二环内拥有一套200平方米的别墅，并在远郊拥有2套各为50平方米的公寓；乙在远郊拥有三套均为50平方米的公寓。两个家庭都是夫妇二人，子女均已单独立户。按照政策，甲选择远郊一套50平方米的公寓作为纳税对象，乙同时也选择一套50平方米的公寓作为纳税对象。两个家庭财富差距很大，纳税基本一致。

如此种种，四种减免类型表面上看貌似公平，公众讨论时也易于被接受。然而，一旦实施后续必出现各种质疑。实际享受政策优惠的不是真正的低收入人群。长期看，会给税收公平和经济效率带来负向影响，给后续的政策执行埋下不稳定的伏笔。我们总体认为，房地产税的设计更应接近“对物税”特征，如需在税收减免中考虑“人”的因素，则应真正靶向低收入人群，而非上述的广覆盖。

七、房地产税与收入分配

（一）房地产税：基于效率还是收入分配

研究房地产税与财政的关系，一般都从 Tiebout (1956)^[11]模型说起。他在观察美国基层政府运行事实的基础上，进行高度抽象。他试图说明基层政府如何通过“类市场”的方法使得基层公共服务的提供能够满足多样化的需求，实现配置效率。Oates (1969)^[12]通过实证说明，使得美国基层政府收支关联的税是房地产税；Hamilton (1975)^[13]继续完善，说明规划限制 (Zoning) 与房地产税的交互作用使得辖区公共服务成本在家庭之间的分配满足最低标准以实现效率。Tiebout-Oates-Hamilton 模型中描述的基层政府实际是个俱乐部。俱乐部内的家庭是相对同质的 (Homogeneous)，而不同俱乐部之间是异质的 (Heterogenous)。居民在不同俱乐部之间进行选择，多获得公共服务收益、多付出成本；少获得公共服务收益、少付出成本。类同个人购买私人物品：有人花费较高的价格购买奢侈消费品，而另一些人花费较低的价格购买廉价消费品。因而，有专家分析房地产税是受益税，税收与公共服务成本相互关联，影响房地产税与收入分配好像没有什么太大的意义。

^① “单价起征点”不是考虑人的因素。

在研究“极小”的俱乐部政府公共服务提供时，Tiebout-Oates-Hamilton模型比较具备解释力。然而，房地产税有时也被覆盖人口更多、内部人口异质性更强、服务面积更广的（上级）政府所使用，高度抽象的理论和现实有一定的距离。

（二）房地产税与税负转嫁、税收归宿

由于存在税负转嫁，假定缴纳房地产税的人就是直接承担房地产税的人过于简单。关于房地产税的税负转嫁和税收归属，主要有三个观点，分别是：消费税观点（Excise tax）、资本税（Capital tax）观点及受益税观点（Benefit View）（Zodrow, 2011^[18]）。消费税观点从局部均衡视角分析房地产税归属，认为针对土地部分的房地产税由征税时的所有者负担，而地上建筑物部分的房地产税由承租人负担。资本税观点从一般均衡视角分析归属问题，认为房地产税是对资本这种要素的课税。一般意义上看，资本税会降低资本的收益率。然而，由于房地产税的税率并非各地或所有类型房地产都一致，资本税观点认为这会视要素的流动性产生一般均衡效应。受益税观点体现在上文中的Tiebout-Oates-Hamilton模型中，将公共服务因素考虑进来，认为房地产税是对享受地方公共服务的收费。事实上，三种观点各有其道理，会在不同情形下予以体现。如从消费税观点和资本税观点看，房地产税是会转嫁的，因而，研究房地产税与收入分配的关系时必须找到谁是真正的承担者；如从受益税观点看，如上文所述似乎没有必要研究房地产税与收入分配的关系。尽管如此，也有一些研究在强假设下研究房地产税与收入分配的关系。

（三）房地产税与缩小收入分配差异和税收公平

关于房地产税与收入分配，需要区分两个角度。角度一：房地产税是否有利于缩小收入分配差异？考虑视角是税收均等。衡量上看，可以使用基尼系数，预期征税后的基尼系数小于征税前的基尼系数。角度二：房地产税是否有利于税收公平？即是否收入多的缴纳房地房产税的额度占收入比重越大^①。即，房地产税是累进的（Progressive），还是累退的（Regressive）。衡量上看，可以通过Suits指数（Suits, 1977^[19]）、Kakawani指数（Kakawani, 1977^[20]）或回归的方式进行（如Amornsiripanitch, 2020^[21]）。两个视角不同，

但在不少情况下方向一致。

房地产税在多大程度上影响收入分配？这取决于多个因素，即房地产税的税制要素、收入和财富分配的初始状况等。假如随着家庭收入的提高，以房地产形式存在的财富占家庭总财富的比重逐步降低，那么，同一比例没有任何减免的房地产税有可能恶化收入分配，有可能既会拉大税后基尼系数，也会使税收呈现出累退性的特征。我们使用《中国家庭追踪调查》（2018）年数据静态模拟发现：（1）随着家庭收入的提高，我国家庭房地产价值占家庭总资产的比重不断提高。（2）在全国实际税率为0.245%（即税收除以房地产价值）的情况下，假若没有减免，则税后基尼系数较税前有所扩大，同时S指数和K指数都为负。换句话说，一点减免都没有的房地产税政策既恶化了收入分配，同时也使得房地产税呈现累退性。（3）在此基础上，如果加入一定的断路器（Circuit Breaker）政策（Bowman等, 2019^[22]），即添加针对低收入者的税后减免，则税后基尼系数有可能缩小，同时，也可能使得房地产税变成累退。实际结果如何，仍取决于断路器政策的具体技术设置。张平和侯一麟（2016）^[23]利用中国家庭金融调查（2011）数据进行模拟，并以0.5%的实际税率分三种方案进行测算，他们发现有利于累进的方案排序为“按人均价值（各省份2011年住房销售平均单价乘以30平方米）减免”、“家庭首套减免”和“按人均面积（30平方米）减免”。

对于国外房地产税制要素设计如何影响收入分配，以Plummer（2003）^[24]的研究为例说明。Plummer（2003）^[24]对美国得克萨斯州达拉斯县（Dallas County）域内房地产税的累进性和累退性进行测度。在达拉斯县域内的每处房地产至少需要缴纳县、市（City）和学区（School District）的房地产税^②。他所研究的样本分属于县域内25个市和15个学区。由于联邦政府个人所得税对房地产税有税前扣除政策，他在研究中还考虑了联邦个人所得税税前扣除对房地产税实际负担的影响。总的结论为：三类房地产税之和在居民之间基本是比例的（Proportional），稍微有一点累进；如果分别看县房地产税、市房地产税和学区

① 关于税收公平中“收入”的衡量，有当年家庭年收入、家庭永久收入等不同衡量办法。

② 关于美国县、市和学区关系的分析，见马海涛和任强（2015）^[25]的简要分析。

房地产税,则除了市房地产税稍微有一些累退,其他两种基本是比例的,稍微有一点累进。至于为何呈现这种现象,跟自住减免政策、老年人减免政策和房地产税的联邦个人所得税税前扣除政策等息息相关。有些政策貌似公平,反而还会增加累退性,如联邦个人所得税对房地产税税前抵扣的政策。享受抵扣及个人所得税边际税率较高的不少都是高收入阶层。Plummer (2003)^[24]的研究说明,不能泛泛说房地产税是累进还是累退的,必须得看税前扣除政策和税后减免政策等。

财政在调节收入分配上发力,要靠收和支两个方面^①。“收”方面有所得税、货物和劳务税及财产税等;社会保障中的社会保险(五险一金)收支都发力,其中的社会救济和社会福利在“支”上发力;转移支付指的是政府间尤其是上级政府对下级政府的资金往来,主要在区域之间实现再分配。不同收支手段在收入再分配问题上被赋予的权重会有不同。在个人所得税和社会保障之间的比较方面,岳希明和种聪(2020)^[26]利用《中国家庭收入调查》(CHIP2018)发现:我国居民获得的来自政府的社会保障支出具有缩小收入差距的作用,且非常明显;而个人所得税的作用较小,社会保障缴费的分配效应甚至为负。如将各种收支工具在再分配上的效果上进行排序,需要更多实证方面的证据。政府实际上也在多管发力,不断探索,以形成“体现效率、促进公平的收入分配制度”。

关于房地产税在收入再分配中的作用,本研究主要的看法是:房地产税政策首先不是为收入分配政策而生,但在政策设计中应注意房地产税的再分配效果,尤其是在税制设计中考虑税收政策实施对低收入者的影响。

八、房地产税是一项基础制度

(一) 我国房地产行业的发展与政策

房地产行业发展与所处经济发展阶段息息相关。我国改革开放后经济活力大大激活,我国作为新兴经

济体成为世界各国投资者争相投资的对象和沃土。作为生产活动必需但又相对稀缺的土地资源自然愈发显得价值更高。在存在升值预期并有借贷市场的情况下,房地产成为投资的热门对象。房地产行业的发展还带动着建筑、金融、家电和装修等行业,其重要性越来越突出并成为经济的支柱产业。房地产行业下滑对经济带来的负面连锁反应是决策者和学术界担心的后果,我国经济一定程度上形成路径依赖。正因为如此,在经济并房地产市场下滑时,往往信贷等房地产调控政策放松;在经济并房价上涨较快时,房地产调控政策收紧。

无论是处于强劲增长势头的新兴经济体,还是稳定发展的成熟发达的经济体,都希望建立促进房地产市场健康发展的基础性制度和长效机制^②。金融、土地、财税、投资、立法和保障性住房等是各国促进房地产市场健康发展的工具。但由于各国情况不同,不同工具的使用效力不同。

(二) 房地产税与基础性制度和长效机制

与房地产相关的税收大概有三类:以交易额为课税对象的货物和劳务税,如我国目前的增值税;以所得额为课税对象的所得税,企业所得税、个人所得税和土地增值税(实质是特定行业的附加所得税);房地产保有环节的财产税(1986版的房产税、1988版的城镇土地使用税和2011版沪渝两市的试点房产税)。

关于税收和房地产市场及泡沫的关系,Miao(2015)^[27]建立了一个信贷推动的资产泡沫理论框架,发现:只要税率足够高,房地产税和托宾税(即对收入额为依据的课税)可以抑制房地产泡沫。Wan(2018)^{[28][29]}借鉴金融资产泡沫问题的相关研究,将其运用到房地产领域。他认为,在长期情况下,不论是托宾税、所得税还是房地产税都能够抑制泡沫。当然,前提同样是税率必须达到一定的水平。他们在模型中所称房地产税是直接按照房地产价值并配以适当的税率的类型,属于理论上宽税基的房地产税,不是类似上海和重庆试点的窄税基房地产税。

① 《中共中央、国务院关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》(2020年5月11日)指出,要“健全以税收、社会保障、转移支付等为主要手段的再分配调节机制”。

② 2016年年底中央经济工作会议首次提出,“要坚持‘房子是用来住的、不是用来炒的’的定位,综合运用金融、土地、财税、投资、立法等手段,加快研究建立符合国情、适应市场规律的基础性制度和长效机制,既抑制房地产泡沫,又防止出现大起大落。”2021年中央经济工作会议再次重申,“要坚持房子是用来住的、不是用来炒的定位,加强预期引导,探索新的发展模式,坚持租购并举,加快发展长租房市场,推进保障性住房建设,支持商品房市场更好满足购房者的合理住房需求,因城施策促进房地产业良性循环和健康发展。”

也有一些实证研究探讨税收和房地产市场及泡沫的关系。Van den Noord (2005)^[30]从与住房相关的个人所得税与房地产税政策宽松程度分析税收与房地产市场波动之间的关系。理论上,税收政策越是宽松,房地产需求对房地产价格的弹性越大,房地产市场越容易波动。实证上,他用个人所得税住房贷款利息扣除(Deduction)或抵免(Credit)程度高低、对住房估算租金(Imputed Income)是否征所得税或房地产税税负高低进行衡量。综合各种因素,作者计算了个人所得税和房地产税的税收楔子(Tax Wedge)。他发现:税收楔子越大,房地产行业的波动程度越小,比较典型的是德国和法国两个国家。Blöchliger等(2015)^[31]对OECD国家房地产税与房地产价格间的关系进行了研究。他们发现房地产税收入占GDP比重与房地产价格增速和波动呈现出负相关关系。

综合相关理论及实证研究,宽税基的房地产税有助于在长期弱化泡沫。房地产税可以成为促进房地产业良性循环和健康发展的基础性制度和长效机制之一。

九、房地产税与泡沫根治

(一) 泡沫、房地产泡沫

市场经济下,价格反映供需。当较多投机需求掺入其中导致价格上扬并偏离经济支撑时会产生泡沫。当泡沫较大时,会带动各种生产要素过分投入该物品的生产;而当泡沫破灭时,过度供给的物品并非经济体真实需要的物品,此时已经投入的各种生产要素形成了低效率供给。不仅如此,泡沫产生后,过多的金融资本和实物资本聚集在泡沫产生行业,还会挤压其他行业的生存空间。因而,泡沫的产生和破灭会破坏社会生产,产生无效率的供给,其被形象地视为经济中的“癌症”(Wan, 2018^[28])。

在新兴经济体的上升期,经济的潜在增长会使得投资者预期供给弹性较小的房地产的价值会更快地增长。比较宽松的借贷约束进一步会助推房地产价值更快增长的预期,这样,房地产市场上的投机行为会进一步加剧。房地产市场的泡沫还会挤占实体经济的资金,因为信贷机构的信用额度都用于房地产行业,从而对实体经济产生挤压。

(二) 有房地产税国家和地区的房地产泡沫

世界不少国家和地区有房地产税,历史上也确实

存在房地产泡沫。美国的房地产税占房地产价值的1%左右,占家庭税前收入的3%左右。2008年美国“次贷”危机中的次级债主要投向就是房地产贷款。当较大比例借款人的收入不足以按时偿还贷款时,“次贷”危机爆发了。可见,有房地产税的国家,也可能存在房地产泡沫。

一些文献提到,正是因为日本20世纪90年代初开征了房地产税才导致彼时房地产泡沫的破灭。实际上,这是不正确的。日本一桥大学财政学家石弘光佐证,20世纪80年代,日本经历了二战后的第3波房价高速增长,城市区域房价在1985年至1990年期间平均增长了3倍(Ishi, 1991^[10])。日本政府希望通过房地产税改革抑制高速增长的房价。具体措施之一是调整房地产税的计税依据,而不是开征房地产税。早在二战后,日本政府一定程度上借鉴夏普(Shoup)代表团的建议,改革并建立了日本现行房地产税的框架(任强等, 2018^[32])。石弘光指出,20世纪80年代日本实施的宽松货币政策(“Easy money” Policy)是房地产市场泡沫形成的重要因素。到1990年,货币政策趋紧的时候,房地产泡沫开始破裂。事实上,在日本一揽子房地产税收改革于1991年4月生效时,日本房地产价格已经走在下坡路上了。当然,一揽子房地产税收改革对房价下降有无进一步助推作用,尚需要相应研究进一步证实,但房地产泡沫形成的诱因显然不是因为房地产税,房地产泡沫的破裂也不是归咎于房地产税本身。

作为新兴经济体,韩国在21世纪初也经历了房地产市场的高速增长。在房地产市场高速增长前,韩国也有房地产税。再看一下我国的香港特别行政区。殖民统治时期,英国将房地产税移植到香港,当地将其称之为差饷(Rates)(Nissim, 2021^[33])。后续香港依旧出现了高房价,即便现在也房价不菲。

实践表明,有房地产税的国家和地区,也可能存在房地产“泡沫”。如果非从房地产税找原因的话,或许是因为房地产税不够“重”。

(三) 房地产税开征与即期投资者情绪

据统计,2021年年末,我国金融机构人民币各项贷款余额192.69万亿元,房地产贷款余额52.17万亿元。房地产市场贷款占各项贷款余额的1/4强。部分贷款流到卖方,即房地产开发企业,部分流到买方。买卖双方一定程度上存在着投机倾向。持有成本的

增加会增加居住成本、投资成本并影响投资或投机预期,从而会影响房地产市场的风向,并会影响到金融流域及其他领域。

目前,确有一些关于房地产税政策在“从无到有”过程中对房地产价格影响的研究,如刘甲炎和范子英(2013)^[34]、Bai等(2014)^[35]、Du和Zhang(2015)^[36]、Økland(2020)^[37]和Jiang等(2019)^[38]等。这些研究大多使用准实验的方法,研究房地产税政策变化对某地区的冲击。前三个研究专门针对我国上海和重庆的2011年房产税。这三个研究得出的结论不完全相同。譬如Bai等(2014)^[35]发现:重庆试点的房产税反而抬高了平均房价,主要原因就在于重庆试点房产税中100平方米免税面积所致,税制设计诱使投资从高端移到中低端住房。Økland(2020)^[37]研究了2016年挪威首都奥斯陆引入房地产税后对房地产价格的影响。与上海和重庆房地产税的大比例减免类似,奥斯陆的房地产税在计税依据(计税依据为实际房价的80%)上设置400万挪威克郎,将很大一部分课税对象排除在外。奥斯陆的税率也不高,2016年为千分之二,2017年升至千分之三。对奥斯陆的实证研究发现:房地产税开征后,房地产价格基本没有多大的变化。作者分析,这或许是跟“蜻蜓点水”式的政策有关,纳税人并没有征税带来的疼痛感觉。Jiang等(2019)^[38]使用一般均衡模型专门针对我国情境,模拟房地产税开征的经济效果。他们假设在2025年全国按照1.5%的税率征收房地产税,模拟结果显示房价在当年会下降36.1%。

综合八、九两个部分的分析,我们认为:房地产泡沫的产生不是因为缺少房地产税,抑制泡沫也不能寄希望于房地产税。当然,宽税基的房地产税有助于在长期弱化泡沫,应当作为一项基础制度。在实施过程中,应注意选择政策出台和实施时机,尤其避免多重紧缩政策叠加和经济下滑带来的剧烈冲击,从低税率做起。

十、结语

2003年以来,国内学术界和智库圈及政策研究部门对要不要开征、如何开始和怎么开征等问题仍存多重疑惑和质疑。这些若不讲清、阐明,不利于下一步税制改革的推进。笔者发现确实一些研究和实践正在推进,不过也发现一些讨论又回到多年前的原点。因而,有必要继续将相关问题进一步讲清楚、说明白。

本文对涉及房地产税政策的八个方面进行分析。总体结论是建议实施宽税基的房地产税。在一个较长的时期,实施宽税基并辅之以从低变高的税率,房地产税收收入比重逐步提高,税制结构更加完善。宽税基的房地产税实施后,收入归于地方。在中央适当把握赋权的点和程度后,地方政府在税权上要有一定的自主性。在房地产税减免政策上,做好测算,重点靶向低收入家庭。房地产税的存在和泡沫有一定负向关系,但不是抑制泡沫的最根本因素。从长期看,可以逐步增加保有环节税收使之成为促进房地产业良性循环和健康发展的基础性制度和长效机制之一。

参考文献

- [1] 侯一麟,马海涛.中国房地产税设计原理和实施策略分析[J].财政研究,2016(2):65-78.
- [2] Hou Y, Ren Q, Zhang P, et al. Development, Governance, and Real Property Tax in China [M]. Cham, Switzerland: Palgrave Macmillan, 2019.
- [3] 张平,侯一麟,任强,马海涛.房地产税与财政治理:对八个问题的回答[J].国际经济评论,2023(1):53-71.
- [4] Cooley T M I. A Treatise on the Law of Taxation: Including the Law of Local Assessments [M]. Callaghan, 1903.
- [5] Lutz B, Molloy R, Shan H. The Housing Crisis and State and Local Government Tax Revenue: Five Channels [J]. Regional Science and Urban Economics, 2011, 41(4): 306-319.
- [6] Mikesell J L, Liu C. Property Tax Stability: A Tax System Model of Base and Revenue Dynamics through the Great Recession and Beyond [J]. Public Finance and Management, 2013, 13(4): 310.
- [7] Anderson J E, Shimul S N. State and Local Property, Income, and Sales Tax Elasticity: Estimates from Dynamic Heterogeneous Panels [J]. National Tax Journal, 2018, 71(3): 521-546.
- [8] Kenyon D A, Langley A H, Paquin B P. Rethinking Property Tax Incentives for Business [M]. Cambridge, MA: Lincoln Institute of Land Policy, 2012.
- [9] 毛泽东.论十大关系[M].北京:人民出版社,1976.

- [10] Ishi H. Land Tax Reform in Japan [J]. Hitotsubashi Journal of Economics, 1991, 32 (1): 1-20.
- [11] Tiebout C M. A Pure Theory of Local Expenditures [J]. Journal of Political Economy, 1956, 64 (5): 416-424.
- [12] Oates W E. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis [J]. Journal of Political Economy, 1969, 77 (6): 957-971.
- [13] Hamilton B W. Zoning and Property Taxation in a System of Local Governments [J]. Urban studies, 1975, 12 (2): 205-211.
- [14] Fisher R C. State and Local Public Finance [M]. London and New York: Routledge, 2018.
- [15] 任强, 马海涛, 孙陶沙, 张平, 邵磊. 美国加州第十三号提案及对我国未来房地产税政策的启示 [J]. 山东财经大学学报, 2021 (6): 12-22.
- [16] 任强, 侯一麟, 马海涛. 公共服务资本化与房产市值: 对中国是否应当开征房地产税的启示 [J]. 财贸经济, 2017 (12): 66-79.
- [17] 邵磊, 任强, 侯一麟. 基础教育均等化措施的房地产资本化效应 [J]. 世界经济, 2020 (11): 78-101.
- [18] Zodrow G R. The Property Tax as a Capital Tax: A Room with Three Views [J]. National Tax Journal, 2001, 54 (1): 139-156.
- [19] Suits D B. Measurement of Tax Progressivity [J]. The American Economic Review, 1977, 67 (4): 747-752.
- [20] Kakwani N C. Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison [J]. The Economic Journal, 1977, 87 (345): 71-80.
- [21] Amornsiripanitch N. Why Are Residential Property Tax Rates Regressive? [J]. SSRN 3729072, 2020.
- [22] Bowman J H, Kenyon D A, Langley A, et al. Property Tax Circuit Breakers: Fair and Cost-Effective Relief for Taxpayers [D/OL]. (2009-10-01) [2022-08-06]. https://www.lincolnst.edu/sites/default/files/pubfiles/property-tax-circuit-breakers-full_0.pdf.
- [23] 张平, 侯一麟. 房地产税的纳税能力、税负分布及再分配效应 [J]. 经济研究, 2016 (12): 118-132.
- [24] Plummer E. Evidence on the Incidence of Residential Property Taxes across Households [J]. National Tax Journal, 2003, 56 (4): 739-753.
- [25] 马海涛, 任强. 美国基层政府间横向财税关系: 案例研究及启示 [J]. 预算管理会计, 2015 (9): 45-48.
- [26] 岳希明, 种聪. 我国社会保障支出的收入分配和减贫效应研究——基于全面建成小康社会的视角 [J]. China Economist, 2020, 15 (4): 100-131.
- [27] Miao J, Wang P, Zhou J. Asset Bubbles, Collateral, and Policy Analysis [J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 76: S57-S70.
- [28] Wan J. Prevention and Landing of Bubble [J]. International Review of Economics & Finance, 2018, 56: 190-204.
- [29] Wan J. Bubble Occurrence and Landing, Asia-Pacific Economic Association [C]. Annual Meeting, Los Angeles, University of Southern California, August. http://apeaweb.org/confer/LA18/papers/Wan_Junmin.pdf, 2018.
- [30] Van den Noord P. Tax Incentives and House Price Volatility in the Euro Area: Theory and Evidence [J]. Économie Internationale, 2005 (1): 29-45.
- [31] Blöchliger H, Égert B, Alvarez B, et al. The Stabilisation Properties of Immobile Property taxation: Evidence from OECD Countries [D/OL]. (2015-05-29) [2022-08-06]. <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/5js0cqq93djc-en.pdf?expires=1696218361&id=id&acname=guest&checksum=0221BDD7E3ABF76934629108617875BD>.
- [32] 任强, 杨华, 马海涛. 对日本房地产保有环节税收政策实践的思考和借鉴 [J]. 国际税收, 2018 (5): 29-34.
- [33] Nissim R. Land Administration and Practice in Hong Kong [M]. Hong Kong University Press, 2021.
- [34] 刘甲炎, 范子英. 中国房产税试点的效果评估: 基于合成控制法的研究 [J]. 世界经济, 2013 (11): 117-135.
- [35] Bai C E, Li Q, Ouyang M. Property Taxes and Home Prices: A Tale of Two Cities [J]. Journal of Econometrics, 2014, 180 (1): 1-15.
- [36] Du Z, Zhang L. Home-Purchase Restriction, Property Tax and Housing Price in China: A Counterfactual Analysis [J]. Journal of Econometrics, 2015, 188 (2): 558-568.
- [37] Økland A. The Capitalisation of a Recurring Tax on Properties: Evidence from Local Property Tax Reforms [C]. 113th Annual Conference on Taxation. NTA, 2020.
- [38] Jiang S, Miao J, Zhang Y. China's Housing Bubble, Infrastructure Investment, And Economic Growth [J]. International Economic Review, 2022, 63 (3): 1189-1237.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

金融错配与企业技术创新

——基于中国上市企业的经验证据

Financial Misallocation and Firm's Technological Innovation:
Empirical Evidences from Chinese Listed Firms

李健 管煜 代昀昊

LI Jian GUAN Yu DAI Yun-hao

[摘要] 本文基于2007—2021年中国A股上市企业数据,从创新投入和创新产出双重视角考察金融错配对企业技术创新的影响。研究结果显示,无论是从创新投入视角还是从创新产出视角均发现金融错配对企业技术创新产生显著的负面影响。经过变换被解释变量和解释变量度量方式、更改样本时间跨度以及考虑内生性问题等稳健性检验,研究结论仍然成立。异质性检验结果表明,金融错配对企业技术创新的影响因企业所有权和行业技术特质不同而存在显著的差异,且金融错配对企业创新投入和产出的影响也因此有所差异。本文从企业外部融资渠道和内部资本管理视角探究金融错配对企业技术创新的作用机制,并通过中介效应检验发现,金融错配可以通过融资约束、融资成本以及营运资本波动的渠道作用于企业技术创新。本文丰富了金融错配影响企业技术创新的研究框架,为企业如何提高技术创新水平提供了一定的经验证据和政策参考。

[关键词] 金融错配 企业技术创新 作用机制 异质性

[中图分类号] F832.5 F062.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0025-15

Abstract: Based on the data of China's A-share listed firms from 2007 to 2021, this paper examines the impact of financial misallocation on firm's technological innovation from the dual perspectives of innovation input and innovation output. The research results show that both from the perspective of innovation input or innovation output, it is found that financial misallocation has a significant negative impact on firm's technological innovation. After robustness checks such as changing the measurement methods of explained variables and explanatory variable, changing the sample time span and considering endogenous problem, the conclusion of the study is still valid. The results of the heterogeneity test show that the impact of financial misallocation on firms' technological innovation varies significantly due to differences in firm ownership and nature of technology, and the impacts of financial misallocation on firms' innovation input and output also vary accordingly. This paper explores the mechanism of financial misallocation on firm's technological innovation from the perspective of external financing channel and internal capital management, and finds that financial misallocation can affect on firm's technological innovation through the channels of financing constraint, financing cost and working capital fluctuation. This paper enriches the research framework on the impact of financial misallocation on firm's technological innovation, and provides some empirical evidences and policy references for firms on how to improve their technological innovation level.

Key words: Financial misallocation Firm's technological innovation Operation mechanism Heterogeneity

[收稿日期] 2023-03-30

[作者简介] 李健,男,1986年11月生,经济学博士,渤海大学经济学院副教授,研究方向为金融发展与经济增长;管煜,女,1998年10月生,渤海大学经济学院硕士研究生,研究方向为公司金融;代昀昊,男,1988年3月生,经济学博士,华中科技大学经济学院副教授,博士生导师,研究方向为公司金融。本文通讯作者为李健,联系方式为123aqz@163.com。

[基金项目] 辽宁省社会科学规划基金项目“数字普惠金融发展对辽宁居民幸福感影响研究”(项目编号:L23BJY031)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

党的二十大报告指出：“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位。”在创新驱动发展的战略指引下，中国的创新意识逐渐加强，创新能力日益突出。R&D 费用支出从 2007 年的 3 710.2 亿元增加到 2021 年的 27 956.3 亿元，平均增长速度高达约 15.52%。在此期间，中国的专利申请数量与专利授权数量分别以年均 15.54% 和 20.16% 的速度迅速增加^①。世界知识产权组织发布的《2022 年全球创新指数报告》^② 显示，中国的创新指数在国际上排名为第 11 位，中国成功进入创新型国家行列，并且在创新投入和创新产出方面均已取得了较好的成绩。但作为世界第二大经济体的国家，中国创新指数排名并不理想，与前十名发达国家相比，中国的创新水平仍有较大的提升空间。从 R&D 费用支出的来源上看，2021 年中国的 R&D 费用支出约 78.0% 来自于企业。中国若想提高自主创新能力，需坚持企业作为技术创新的主体地位（段军山和庄旭东，2021^[1]）。而且创新能够决定企业的投资回报、比较优势以及市场价值，是企业快速发展的根本驱动力（王玉泽等，2019^[2]）。因此，企业提升技术创新水平，是关系到自身发展的重大问题，也是国家形成新发展格局的关键。企业进行技术创新对资金的需求量大、风险性高，需要持续性资金和人力资本的投入（Hall，2002^[3]）。企业若想保证技术创新水平得以稳步提升，不仅需要充足的自身资金储备，还需要得到外部金融资源的支持。而政府对金融资源的垄断和政策上“扶持强者”的倾向会导致金融资源在不同企业之间发生错配，使金融资源无法流进技术创新效率高的企业。金融错配不仅引起企业内部资金不足，更抬高了企业进行外源融资的门槛，破坏了金融市场公平竞争的融资环境，进一步阻碍了企业从事技术创新活动。

当前中国经济正处于由高速增长阶段转向高质量发展阶段的关键时期，需要着力提高企业全要素生产率，而促进企业技术创新是其核心。但中国的金融体系并不完善，金融市场资源配置扭曲导致的金融错配问题存在于各个企业之中，这不禁引发我们对金融错配可能造成的后果进行思考：金融错配是否对企业技

术创新水平的提升产生影响？若产生影响，是通过何种作用渠道？企业应如何规避掉金融错配和技术创新可能产生的抑制效应？在实现高水平科技自立自强、建设科技强国的新阶段，解答以上问题对中国实现全面建成社会主义现代化强国的目标具有重要的理论价值和现实意义。

与已有研究相比，本文的边际贡献可能体现在以下三个方面：第一，本文从要素资源配置视角探究金融错配对企业技术创新的影响，不仅从理论上拓展了技术创新的影响因素研究范围，也是对金融错配的经济学效应现有研究的补充。当前学术界关于要素资源配置问题对企业技术创新的影响研究大多从资源错配的创新效应方向出发，事实上将要素资源细化后进行研究更有利于找出影响企业技术创新的真实因素，这其中金融资源配置问题更是研究的重中之重，而当前鲜少有学者将关注点聚焦于此。本文的研究基于中国金融市场现状，为学术界探究企业技术创新的影响因素提供了新思路。第二，本文从创新投入和创新产出两个层面验证金融错配对企业技术创新的影响，这是从创新全过程综合分析金融错配的技术创新效应，有助于弥补和完善现有研究。学者们在研究企业技术创新时大多从创新投入或创新产出单一视角出发，采取这样的做法得出的结论可能与实际情况有所偏差。由于企业技术创新投入过程存在操作风险以及投入时间过长等问题，同一因素对企业技术创新投入和产出的影响可能并不相同，因此从单一视角往往难以洞悉企业技术创新全貌。基于对研究结果可信性的考虑，本文综合考察金融错配在投入和产出方面的创新效应，对现有研究进一步进行了完善和补充。第三，从外部融资渠道和内部资本管理两个层面以融资约束、融资成本以及营运资本波动三个视角深入分析金融错配对企业技术创新的作用机制，在一定程度上弥补了现有研究中的不足。既有文献在衡量企业外部融资难度时，往往仅触及融资约束或融资成本的其中一个方面，忽略了企业外部融资问题是由这两个因素共同决定的结果。本文在进行基于企业外部融资角度的中介效应检验时，综合使用融资约束和融资成本两个变量，以此达到从融资约束和成本角度反映外部融资难度的目的，同时可使结论更为稳健。此外，目前学术

① 原始数据来源于国家统计局。

② 全文报告下载网址：www.globalinnovationindex.org。

界对于金融错配影响企业技术创新作用机制方面的研究,特别是对于同时考虑外部融资渠道和内部资本管理的作用机制研究尤为匮乏。本文突破性地将营运资本波动情况纳入金融错配影响企业技术创新的作用机制范畴,这不仅为提高企业技术创新水平提供了思考方向,也为相关研究丰富了理论基础。

二、文献综述与研究假设

当前国内外学者对影响企业技术创新的因素研究主要可以分成两类:企业内部因素和企业外部因素。其中,企业内部因素包括企业规模(朱恒鹏,2006^[4])、所有制结构(陈林等,2019^[5])、高管特征(虞义华等,2018^[6])等;外部因素包括市场竞争(孔令文等,2022^[7])、法律环境(黎文靖等,2021^[8])、政府政策(熊凯军,2023^[9];Doh和Kim,2014^[10])、金融发展(Brown等,2009^[11];Hsu等,2014^[12];唐松等,2020^[13])等。但在影响企业技术创新的外部因素中,学者们关于金融发展对技术创新的影响研究较为丰富。根据现有文献可以发现,多数学者倾向于支持金融发展能够促进企业技术创新水平提升的观点。解维敏和方红星(2011)^[14]以及贾俊生等(2017)^[15]采用中国上市公司微观数据得出金融发展能够显著促进企业创新这一论断。而钟腾和汪昌云(2017)^[16]以及Hsu等(2014)^[12]的研究将金融市场分为信贷市场和股票市场,分别考察这两种类型的市场对企业技术创新的影响。前者发现相比于银行业规模扩大和市场化,股票市场在促进企业技术创新方面的作用更为突出,而后者表明股票市场的发展能够提高企业创新水平,信贷市场的发展可能会限制创新水平的提高。张杰和高德步(2017)^[17]从规模层面、效率层面以及市场化层面综合度量金融发展水平,发现金融发展的不同层面对企业技术创新影响具有显著的差异,其中金融发展规模对企业技术创新产生正面影响,金融市场化对企业技术创新产生负面影响,而金融发展效率的影响并不太明显。本文发现以上研究均是立足于传统金融发展,而随着近年来科技与金融的深度融合,催生出金融业新的发展形态——数字普惠金融,众多学者对金融发展研究也拓展到数字普惠金融方向。如唐松等(2020)^[13]、万佳彧等(2020)^[18]研究均证实数字普惠金融对企业技术创新产生显著的促进作用。另外,针对金融发展对企业技术创新的影响,还有学者延伸至绿色金融方向,如王玉林和周亚

虹(2023)^[19]的研究表明绿色金融发展可以促进企业绿色技术创新。

从以上研究可以看出,学者们通常是从正面视角来论证金融体系在企业技术创新过程中的影响,而从反面视角进行论证的研究相对匮乏。我国金融体系发展过程中存在着诸多的不足,这其中金融资源的错配更为突出。金融错配是指金融资源流向低效率部门,从而使金融资源配置无法达到帕累托最优状态(韩珣和李建军,2020^[20];同小歌等,2022^[21])。造成金融错配的主要原因是我国金融体系发展相对滞后,金融资源的分配权和定价权被政府和国有银行控制而非市场(张杰等,2011^[22];张辽和范佳佳,2022^[23])。戴静和张建华(2013)^[24]以及Cuariglia和Poncet(2008)^[25]认为政府主导金融体系使市场形成严重的两极分化:国有企业虽然拥有获取资源的“特权”,但是研发动力不足,致使大量资源被闲置。相反,民营企业创新效率更高,却得不到充足的金融资源。

金融错配具有极强的传导性和影响力,对企业技术创新活动产生重大的影响。政府通过垄断金融资源控制权对市场进行干预,造成企业之间获得资源的数量相差悬殊,最终使资源没有流向高效率的企业。中小企业创新效率更高,却得不到充足的金融资源支持创新(戴魁早和刘友金,2016^[26])。信息不对称和信贷歧视又成为中小企业进行外部融资的“拦路虎”,且创新产出成果本身又具有一定的滞后性,因此中小企业更加注重短期利益,将资金用到短期项目,挤占了R&D活动投入。与中小企业不同,国有企业备受政策偏爱,凭借多元化的融资方式获得超出实际所需的金融资源(戴静和张建华,2013^[24];李晓龙等,2017^[27])。并且诸多研究表明,国有企业普遍创新效率低下,研发惰性强(同小歌等,2022^[21])。因此,金融资源大量涌入国有企业,却不能物尽其用,造成资源浪费。由上述对不同所有制企业融资能力的分析发现,金融资源的配置方向与企业创新所需投入方向背道而驰,极大程度限制企业技术创新的投资规模。政府对金融资源的垄断还可能会诱发企业通过与政府建立寻租联系,以获得低成本的要害资源(Claessens等,2008^[28])。企业一旦因此获得可观的利润,进行创新研发的热情就会逐渐消散,抑制技术创新水平的提升。另外,金融错配使要素价格发生扭曲,影响企业技术创新的投入成本和产出收益(康志

勇, 2014^[29])。要素价格过高, 企业无法获得创新所需的资源, 严重阻碍开发和推广新技术, 不利于激励企业进行持续性技术创新 (张辽和范佳佳, 2022^[23])。企业进行创新活动还需考虑风险因素, 金融错配导致企业的创新研发风险难以得到准确预估和分散, 企业研发动力受到抑制。综上所述, 金融错配会降低金融资源的利用效率, 导致企业没有得到适当金融体系的支持, 最终抑制企业技术创新。因此, 本文提出以下假设:

假设 1: 金融错配抑制企业技术创新水平的提升。

对于金融错配影响企业技术创新的内在机制, 诸多研究表明外部融资和内部资本管理中发挥了重要作用。朱红军等 (2006)^[30]和沈红波等 (2010)^[31]的研究表明金融发展可通过降低信息不对称程度和提高资源配置效率来缓解融资约束。而金融错配导致信息不对称和资源配置低效问题严峻, 使企业在内部资金不足的情况下融资约束更为严重。韩珣和李建军 (2020)^[20]研究指出严重的金融错配加剧企业融资约束, 首当其冲的当属中小企业。良好的金融体系有助于减轻企业融资约束的压力, 解决研发投资的资金风险 (解维敏和方红星, 2011^[14])。陈海强等 (2015)^[32]的研究进一步指出融资约束能够对技术效率的提升产生负面影响。融资约束使企业资金不足, 投资规模缩小。面对较强的融资约束时, 企业更加青睐于短期见效快的项目, 以至于技术创新处于偏低的水平。万佳彧等 (2020)^[18]研究指出融资约束会弱化企业创新激励, 并通过实证结果证实融资约束抑制企业技术创新。在融资成本方面, 金融错配会导致企业所面临的要素价格上涨, 使融资成本急剧攀升。企业若想在如此严重的信贷歧视下获取稀缺的金融资源, 便要被迫依靠非正规的金融机构 (韩珣和李建军, 2020^[20])。诸如向高利贷机构借款, 实则等同于再次提高融资成本, 使企业进退维谷。而高昂的融资成本使企业研发成本提高, 进而导致创新利润降低 (康志勇, 2014^[29]; 郭田勇和孙光宇, 2021^[33])。并且外部融资成本越高, 企业进行创新研发的动力越小, 不利于扩大创新规模和提高创新水平。另外, 企业若是根据优序融资理论进行融资, 应该首选债务融资 (郭田勇和孙光宇, 2021^[33])。而李平和季永宝 (2014)^[34]指出银行信用融资对企业技术创新的促进作用显著超越企业内部融资和债券融资。即所谓最优的融资方式却无法最

大程度促进企业技术创新, 从侧面证实了融资困难对技术创新的不利影响之大。金融错配还会改变企业内部资本的使用方式, 从而影响企业技术创新。鞠晓生等 (2013)^[35]认为当企业面临资金困难问题时, 上市企业完全可通过调整内部资金的使用方式来减轻资金问题对创新投资的影响。鉴于营运资本具有调整成本低、流动性强的特点 (徐晨阳等, 2017^[36]), 企业面对金融错配时, 为了最大限度保障企业资产损失最小化, 便会首先考虑调整营运资本投资。倘若企业通过此方法应对金融错配, 则依据营运资本投资对其他投资的平滑作用, 营运资本变动方向与创新投资方向此起彼伏 (鞠晓生等, 2013^[35])。具体而言, 企业对营运资本投资削减得越多, 便对创新投资削减得越少; 反之亦然。受到金融错配影响的企业营运资本不断波动, 为了维持正常的运转, 营运资本需要保持在适量的水平上。因此企业削减营运资本投资的力度将十分有限, 营运资本也便不再对企业平滑其他投资起到良好的调整效果, 最终使创新投资无法得到相应的保障, 技术创新水平的提高受到严重阻碍。根据上述分析, 金融错配改变外部融资渠道和内部资本管理方式进而影响企业技术创新。综上所述, 本文提出如下假设:

假设 2: 金融错配通过融资约束、融资成本以及营运资本波动对企业技术创新产生影响。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

1. 基准模型。

根据研究假设, 本文参考段军山和庄旭东 (2021)^[1]、李春涛等 (2020)^[37]的研究从创新投入和创新产出视角构建如下计量模型以检验金融错配对企业技术创新的影响:

$$Y_{it} = a_0 + a_1 FM_{it} + a_2 controls + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下角标 i 、 j 、 t 依次代表企业、行业 and 年份; Y_{it} 代表企业技术创新, 包括技术创新投入 (RD)、技术创新产出 ($Patent$ 、 $Patent_Award$); FM_{it} 代表金融错配; $controls$ 代表控制变量合集, 包括公司规模 ($Size$)、资产负债率 (Lev)、固定资产占比 ($Fixed$)、企业年龄 ($FirmAge$)、企业成长性 ($Growth$)、盈利能力 (ROE)、股权集中度 ($Top1$)、董事会结构 ($Indep$); δ_j 、 θ_t 代表行业固定效应和时间固定效应; ε_{it}

为随机误差项。根据上文研究假设，基准回归模型主要关注核心解释变量 FM_{it} 前的系数 a_1 。若 FM_{it} 的系数显著为负，则表明金融错配抑制企业技术创新水平的提升，即假设 1 成立。

2. 中介效应模型。

本文参考温忠麟等 (2005)^[38]、宋敏等 (2021)^[39] 的中介效应检验程序——逐步回归法，验证金融错配是否通过融资约束、融资成本以及营运资本波动来作用于企业技术创新：

$$M_{it} = b_0 + b_1 FM_{it} + b_2 controls + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = c_0 + c_1 FM_{it} + c_2 M_{it} + c_3 controls + \delta_j + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， M_{it} 为中介变量，包括融资约束 (WW)、融资成本 (TTM)、营运资本波动 (DWC)；其余变量含义同基准模型。具体检验程序如下：第一步，检验金融错配对企业技术创新的总效应，观察模型 (1) 中的系数 a_1 ；第二步，检验金融错配对中介变量 M_{it} 的影响，观察模型 (2) 中的回归系数 b_1 ；第三步，同时检验金融错配、中介变量对技术创新的影响，观察模型 (3) 中的回归系数 c_1 、 c_2 。中介效应的判断：若系数 a_1 在统计水平上显著为负，且系数 b_1 、 c_2 都显著，则存在中介效应；若 b_1 、 c_2 中至少有一个系数不显著，则需通过 Sobel 检验判断 $b_1 \times c_2$ 的显著性。若中介效应存在，则假设 2 成立。

(二) 变量设定和指标构建

1. 被解释变量。

企业技术创新 (RD 、 $Patent$ 、 $Patent_Award$)。已有文献对于企业技术创新的研究多从投入或产出两个角度出发，本文也将参照多数学者的研究思路，将投入和产出同时纳入研究范畴，全面讨论金融错配对企业技术创新的影响。衡量企业技术创新投入一般用研发支出或研发人数。Brown 等 (2009)^[11] 使用研发支出金额的增减变化来反映企业创新所受的影响。同小歌等 (2022)^[21] 的研究也指出，研发支出作为企业技术创新的基础，与产出成果存在直接联系。综上研究，本文选择研发支出作为衡量企业创新的指标。以研发支出测度技术创新时，段军山和庄旭东 (2021)^[1] 选择研发支出金额对数值衡量企业创新投入，而解维敏和方红星 (2011)^[14] 则采用研发支出对总资产进行标准化来衡量企业创新投入。本文参考以上学者的研究思路，以研发支出金额加 1 后取对数 (RD) 作为企业技术创新投入的代理变量；研发支出

对总资产进行标准化 ($RD2$) 用于替代原被解释变量中的投入指标进行稳健性检验。衡量企业技术创新产出的方式有无形资产增量、专利申请量及授权量。由于上市企业的无形资产存在大量缺失数据，因此本文放弃使用无形资产增量。受数据缺失问题限制，本文综合使用专利申请量和专利授权量从创新产出视角衡量企业技术创新水平，这样的做法也可以作为稳健性检验的手段。考虑到部分样本企业没有从事创新研发活动，专利数量为 0，且可能存在厚尾现象，故用专利申请量和授权量分别加 1 后取对数 ($Patent$ 、 $Patent_Award$) 作为创新产出的代理变量。根据《中华人民共和国专利法》中对专利的划分方法，专利在分为发明专利与非发明专利 (实用新型和外观设计) 的基础上，分别加 1 取对数 ($Patentinv$ 、 $Patentnon$ 、 $Patent_Awardinv$ 、 $Patent_Awardnon$)，用于后文的稳健性检验。

2. 解释变量。

金融错配 (FM)。金融错配是指金融资源流向低效率部门，从宏观和微观两个层面对经济与金融产生不利影响，从而使社会或企业无法达到帕累托最优 (韩珣和李建军，2020^[20]；同小歌等，2022^[21])。金融错配的衡量指标主要有各地区的金融市场化指数与基准指数的差值 (李晓龙等，2017^[27])、国有经济的银行贷款份额 (俞颖等，2017^[40]) 和资金使用成本与行业平均成本的偏离程度 (邵挺，2010^[41]；同小歌等，2022^[21])。本文研究内容为金融错配对企业技术创新的影响，因此衡量指标聚焦于微观企业层面数据。鉴于金融错配实质是金融资源向“有效配置”的偏离，本文选择企业资金使用成本与行业平均成本偏离程度作为度量金融错配的指标更为合适。通过借鉴邵挺 (2010)^[41]、张辽和范佳佳 (2022)^[23] 的研究思路，本文选择企业资金使用成本与行业平均成本的比值再减 1 (FM) 作为核心解释变量金融错配的衡量指标，其中企业资金使用成本以利息支出与扣除应付账款的负债之比赋值。而韩珣和李建军 (2020)^[20] 以及同小歌等 (2022)^[21] 的研究，直接以企业资金使用成本与行业平均成本的差值 ($FM2$) 作为衡量金融错配的标准，也可在一定程度上反映金融错配水平，因此本文参考此方法进行稳健性检验。

3. 中介变量。

融资约束 (WW)。目前学术界对于企业融资约束的度量方法尚未统一，已有的衡量方式中具代表性

的有 SA 指数 (Hadlock 和 Pierce, 2010^[42]; 鞠晓生等, 2013^[35]; 万佳彧等, 2020^[18])、KZ 指数 (Kaplan 和 Zingales, 1997^[43]) 和 WW 指数 (Whited 和 Wu, 2006^[44]; 陈晓红和高阳洁, 2013^[45]; 鞠晓生等, 2013^[35]; 邓可斌和曾海舰, 2014^[46])。邓可斌和曾海舰 (2014)^[46] 的研究指出, WW 指数能够较好契合融资约束的内涵, 以此测算股权与债务融资约束更为合理。陈晓红和高阳洁 (2013)^[45] 的研究指出, WW 指数通过对大样本的模型估计规避了样本选择问题、内生性问题以及由托宾 Q 引发的测量误差。因此, 本文从衡量企业层面融资约束的有效性及与其他指数相比的优势性综合考虑, 最终选择 WW 指数作为融资约束的代理变量。

融资成本 (TTCM)。目前衡量企业融资成本的方法没有统一的标准, 部分学者采用利息支出进行标准化的方式, 如赵宸宇和李雪松 (2017)^[47] 的研究将利息支出除以营业收入衡量融资成本。考虑到利息支出作为融资成本的一部分, 无法全面表现出企业融资所需成本大小, 融资成本还包括了融资过程中产生的其它费用 (如手续费等), 于是有部分学者利用更为全面的财务费用指标测算融资成本。根据现有文献, 以企业财务费用率即财务费用与营业收入之比来衡量融资成本是常见的做法。唐松等 (2020)^[13] 的研究指出, 财务费用率能够从侧面反映出企业融资所需支付的详细费用。肖文和薛天航 (2019)^[48] 的研究则指出企业财务费用率是重要的会计科目, 其数值越大说明融资成本越高。因此, 本文使用企业财务费用率指标

作为企业融资成本的代理变量。

营运资本波动 (DWC)。在涉及企业营运资本波动的测算时, 多数学者采用了流动资产与流动负债这两个指标, 但具体做法不尽相同。徐晨阳等 (2017)^[36] 以流动资产与流动负债的差额在总资产中的占比反映营运资本变动情况。鞠晓生等 (2013)^[35] 研究指出, 营运资本波动以当期与上期营运资本的差额来测算, 其中营运资本为流动资产与流动负债的差值。由于本文为了验证调整营运资本投资对削弱企业技术创新投资是否起到缓冲作用, 所以参考鞠晓生等 (2013)^[35] 研究中的做法, 以流动资产与流动负债的差额赋值营运资本, 以当期与上期营运资本之差刻画营运资本波动情况。

4. 控制变量。

参考段军山和庄旭东 (2021)^[11]、李春涛等 (2020)^[37] 关于企业技术创新的研究, 本文从公司特性、财务状况以及公司治理等方面引入了如下控制变量: 公司规模 (Size), 用总资产对数值衡量。资产负债率 (Lev), 用总负债与总资产的比值衡量。固定资产占比 (Fixed), 用固定资产在总资产中的占比衡量。企业年龄 (FirmAge), 用当前年份减公司成立年份加 1 后取对数衡量。企业成长性 (Growth), 用营业收入增长率衡量。盈利能力 (ROE), 用净资产收益率衡量。股权集中度 (Top1), 用第一大股东持股比例衡量。董事会结构 (Indep), 用董事会中独立董事数量占比衡量。

表 1 模型变量设定

变量类型	变量名称	变量符号表示	变量度量说明
被解释变量	技术创新投入	RD	用研发支出金额加 1 后取对数衡量
		RD2	用研发支出与总资产的比值衡量
	技术创新产出	Patent	用专利的总申请量加 1 后取对数衡量
		Patent_Award	用专利的总授权量加 1 后取对数衡量
		Patentinv	用发明专利申请量加 1 后取对数衡量
		Patentnon	用非发明专利申请量加 1 后取对数衡量
		Patent_Awardinv	用发明专利授权量加 1 后取对数衡量
		Patent_Awardnon	用非发明专利授权量加 1 后取对数衡量
解释变量	金融错配	FM	每个企业的资金使用成本/行业平均成本-1
		FM2	每个企业的资金使用成本-行业平均成本

续前表

变量类型	变量名称	变量符号表示	变量度量说明
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	用总资产的对数值衡量
	资产负债率	<i>Lev</i>	用总负债与总资产的比值衡量
	固定资产占比	<i>Fixed</i>	用固定资产在总资产中的占比衡量
	企业年龄	<i>FirmAge</i>	用当前年份减公司成立年份加1后取对数衡量
	企业成长性	<i>Growth</i>	用营业收入增长率衡量
	盈利能力	<i>ROE</i>	用净资产收益率衡量
	股权集中度	<i>Top1</i>	用第一大股东持股比例衡量
	董事会结构	<i>Indep</i>	用董事会中独立董事数量占比衡量
中介变量	融资约束	<i>WW</i>	借鉴 Whited 和 Wu (2006) ^[44] 的研究思路构建融资约束指数
	融资成本	<i>TTM</i>	用企业财务费用率衡量
	营运资本波动	<i>DWC</i>	用当期与上期营运资本之差衡量。其中, 营运资本=流动资产-流动负债

(三) 样本选择与数据来源

本文选取 2007—2021 年中国上市 A 股 2 585 家企业作为研究初始样本, 基于数据的准确性与代表性问题, 具体做如下筛选: 剔除金融行业等具有投资性质的企业; 剔除 ST、*ST 企业; 剔除数据部分缺失的企业, 并保留至少连续三年没有缺失值的企业样本。本文对连续型变量做了上下 1% 水平的缩尾处理以克服异常值和极端值对研究结论的影响。最终, 本文得到 2 585 家上市企业样本, 共 22 382 个观测值。本文研究上市企业层面数据均来自国泰安 (CSMAR) 数据库。

(四) 变量描述性统计分析

表 2 列出了本文主要变量的描述性统计分析结果。由表 2 可知, 企业技术创新投入的代理变量 *RD* 均值为 8.540, 最大值为 13.406, 最小值为 2.054, 标准差为 1.707, 说明不同企业的技术创新投入水平存在较大差异。同时, 以 *Patent* 与 *Patent_Award* 衡量的产出水平也得到类似结论, 意味着不同企业之间的技术性创新水平参差不齐。另外, 核心解释变量金融错配 *FM* 的均值为 0.076, 最大值为 10.368, 最小值为 -3.792, 这说明企业存在不同程度的金融错配现象较为普遍。

表 2 描述性统计分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>RD</i>	22 382	8.540	1.707	2.054	13.406
<i>RD2</i>	22 382	0.020	0.018	0.000	0.116
<i>Patent</i>	22 382	2.882	1.643	0.000	7.613
<i>Patent_Award</i>	22 382	2.666	1.594	0.000	7.265
<i>Patentinv</i>	22 382	2.026	1.515	0.000	6.998
<i>Patentnon</i>	22 382	2.311	1.631	0.000	6.817
<i>Patent_Awardinv</i>	22 382	1.336	1.276	0.000	6.163
<i>Patent_Awardnon</i>	22 382	2.348	1.638	0.000	6.797
<i>FM</i>	22 382	0.076	0.886	-3.792	10.368
<i>FM2</i>	22 382	0.001	0.018	-0.111	0.066

续前表

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>WW</i>	22 382	-1.018	0.075	-1.275	-0.629
<i>TTM</i>	22 382	0.018	0.073	-0.539	7.268
<i>DWC</i>	22 382	0.014	0.108	-0.314	0.693
<i>Size</i>	22 382	22.292	1.315	19.575	26.696
<i>Lev</i>	22 382	0.444	0.197	0.032	0.908
<i>Fixed</i>	22 382	0.225	0.152	0.003	0.736
<i>FirmAge</i>	22 382	2.838	0.366	1.099	3.611
<i>Growth</i>	22 382	0.186	0.411	-0.590	7.671
<i>ROE</i>	22 382	0.064	0.132	-0.962	0.500
<i>Top1</i>	22 382	0.342	0.147	0.072	0.758
<i>Indep</i>	22 382	0.375	0.054	0.200	0.600

四、实证结果分析

(一) 基准模型回归结果分析

本文采用统计分析软件 Stata17.0 对前文计量模型进行回归估计以检验金融错配对企业技术创新的影响,结果见表3。其中,列(1)和列(2)的被解释变量为 *RD*,列(3)和列(4)的被解释变量为 *Patent*,列(5)和列(6)的被解释变量为 *Patent_Award*。列(1)、列(3)和列(5)为未包括控制变量的回归结果,本文发现金融错配 *FM* 的系数在1%的统计水平上显著为负,这说明无论是以创新投入还是以创新产出衡量企业技术创新,均发现金融错配对企业技术创新产生显著的抑制作用,即金融错配程度越高,企业技术创新水平越低。列(2)、列(4)和

列(6)为包括控制变量的回归结果,本文发现金融错配 *FM* 的系数依旧在1%的统计水平上显著为负,这表明金融错配对企业技术创新仍然是显著的抑制作用。表3中的回归结果表明,无论计量回归模型中是否包含控制变量,金融错配 *FM* 的统计特征都没有发生显著的变化。这可能是因为企业受到金融错配影响,致使内部资金短缺、流动性差,外部融资受到约束、融资成本高。为了追求最大利益,企业通常将有限的资金运用到见效快的项目中。反观周期长、高成本、高风险的技术创新活动在企业投资中不受欢迎,以至于技术创新水平的提升受到抑制。因此金融错配对企业技术创新投入、产出产生了明显的抑制作用,即假设1得到支持。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>RD</i>	<i>RD</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent_Award</i>	<i>Patent_Award</i>
<i>FM</i>	-0.121 *** (-10.936)	-0.031 *** (-3.259)	-0.099 *** (-9.075)	-0.049 *** (-4.652)	-0.071 *** (-7.064)	-0.029 *** (-3.017)
<i>controls</i>	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
$\delta_j \& \theta_t$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382
<i>adj. R²</i>	0.275	0.570	0.232	0.405	0.265	0.426
<i>F</i> 检验统计量	227.87	620.72	219.05	372.15	263.14	416.22

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著,括号内为稳健 *t* 统计量。下同。

(二) 稳健性回归结果分析

1. 变换被解释变量度量方式。

本文通过参考解维敏和方红星 (2011)^[14] 对企业技术创新的测算方法, 选用研发支出金额与总资产的比值 (*RD2*) 替代原被解释变量中的技术创新投入 (*RD*) 进行估计, 以验证前文回归结果的稳健性。同时根据《中华人民共和国专利法》规定, 并参考段军山和庄旭东 (2021)^[1] 的做法, 将专利按照发明专利与非发明专利 (实用新型和外观设计) 分组估计, 进一步检验结论的可靠性。具体做法如下: 以发明专利、非发明专利的申请量和授权量分别加 1 后取对数 (*Patentinv*、*Patentnon*、*Patent_Awardinv*、*Patent_Awardnon*) 替代原被解释变量中技术创新产出 (*Patent*、*Patent_Award*) 进行估计^①。回归结果与上文基本一致, 金融错配对企业技术创新水平提升的抑制效应显著, 说明原结论是稳健的。

2. 变换解释变量度量方式。

为了验证回归结果的稳健性, 本文同样对解释变量的衡量指标进行了替换。通过参考同小歌等 (2022)^[21]、韩珣和李建军 (2020)^[20] 对金融错配的测算方法, 选用企业的资金使用成本与行业平均成本之差 (*FM2*) 替换原解释变量金融错配 (*FM*) 进行估计^②。回归结果表明, 无论采用何种方式测度金融错配, 其对企业技术创新都具有显著的抑制作用, 这与上文基准回归结果基本一致, 说明原结论具有稳定性。

3. 更改样本时间跨度。

考虑到 2008 年全球爆发金融危机以及 2020 年在中国正式爆发新冠疫情等突发事件, 为了防止以上两个重大事件的外部冲击对本文实证结果产生干扰, 本文对全样本数据进行更改时间跨度处理以检验基准回

归结果的稳健性。为了保证数据的连续性, 本文剔除掉 2011 年前的数据进行回归, 以考察排除金融危机影响后的金融错配对企业技术创新的影响; 剔除掉 2019 年后的数据进行回归, 以考察排除疫情影响后的金融错配对企业技术创新的影响^③。结果显示, 分别排除掉金融危机与新冠疫情可能产生的干扰后, 回归结果与上文一致, 说明原结论具有稳健性。为了使结论更具稳定性, 本文进一步将金融危机与新冠疫情可能产生的影响同时规避掉再次进行回归, 金融错配对企业技术创新仍然存在显著的抑制作用。综上分析, 对总样本数据进行更改时间跨度处理后的回归结果与基准回归结果基本一致, 体现出原结论具有稳健性。

4. 工具变量法。

尽管本文在构建计量回归模型分析金融错配对企业技术创新影响时加入了一系列控制变量来降低内生性问题产生的影响, 但双向因果关系也可能导致内生性问题。因此, 本文采用工具变量法 (两阶段最小二乘法) 来缓解内生性问题带来的影响。本文首先选用核心解释变量金融错配的滞后一阶 (*FM1*) 作为工具变量进行回归分析。一方面, 内生变量与其滞后一阶高度相关, 当期金融错配水平会受到上一期金融错配水平的影响, 符合工具变量与内生变量的相关性要求; 另一方面, 技术创新属于企业内部决策行为, 上一期的金融错配对其并无直接影响, 故满足外生性要求。由表 4 列 (1)、列 (3) 和列 (5) 第一阶段的回归结果可以发现, *F* 统计量值远大于 10, 说明不存在弱工具变量的问题。由列 (2)、列 (4) 和列 (6) 可以看出第二阶段的回归结果与基准回归基本一致, 说明原结论是可靠的。

表 4 稳健性回归结果: 工具变量法一

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	first-stage	second-stage	first-stage	second-stage	first-stage	second-stage
	<i>FM</i>	<i>RD</i>	<i>FM</i>	<i>Patent</i>	<i>FM</i>	<i>Patent_Award</i>
IV1: <i>FM1</i>	0.520 *** (40.860)		0.520 *** (40.860)		0.520 *** (40.860)	
<i>FM</i>		-0.091 *** (-4.907)		-0.115 *** (-5.534)		-0.082 *** (-4.165)

① 受篇幅限制, 文中未报告变换被解释变量度量方式的稳健性回归结果, 感兴趣的读者可联系作者索取。

② 受篇幅限制, 文中未报告变换解释变量度量方式的稳健性回归结果, 感兴趣的读者可联系作者索取。

③ 受篇幅限制, 文中未报告更改样本时间跨度的稳健性回归结果, 感兴趣的读者可联系作者索取。

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	first-stage	second-stage	first-stage	second-stage	first-stage	second-stage
	<i>FM</i>	<i>RD</i>	<i>FM</i>	<i>Patent</i>	<i>FM</i>	<i>Patent_Award</i>
<i>controls</i> & δ_j & θ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	18 651	18 651	18 651	18 651	18 651	18 651
<i>F</i> 检验统计量	423. 19		423. 19		423. 19	
<i>Wald</i> 检验统计量		358 073. 84		14 003. 84		19 686. 27

本文还参考王玉泽等 (2019)^[2] 的研究思路, 选择城市层面的平均金融错配水平 (*mean1_FM*) 作为工具变量, 这是因为某个城市的金融错配水平不仅能够反映出该城市金融资源的配置情况, 又与企业个体的金融错配高度相关, 因而满足相关性假设; 同时, 一个城市的金融错配平均值与企业个体内部技术创新情况无关, 进而也满足外生性假设。以上说明工具变量选择城市层面的金融错配平均值来衡量是合理的。由表 5 列 (1)、(3) 和 (5) 可以发现, 第一阶段 *F* 统计量值都远大于 10, 说明工具变量的选择满足要

求。同时, 由列 (2)、(4) 和 (6) 的结果可以发现, 金融错配对于企业技术创新的抑制作用并没有发生改变, 证明基准回归结果是稳健的。为了全面验证结论的可靠性, 本文还参考了胡海峰等 (2020)^[49] 对于工具变量的测度方法, 在刻画城市的金融错配程度时进一步剔除掉本企业的样本。由于该城市中其他企业平均金融错配水平与该企业金融错配有相关性, 但不会直接影响到该企业技术创新, 便得到了另外一种有效的工具变量衡量方法 (*mean2_FM*), 本文发现基准回归结果依然是稳健的^①。

表 5 稳健性回归结果: 工具变量法二

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	first-stage	second-stage	first-stage	second-stage	first-stage	second-stage
	<i>FM</i>	<i>RD</i>	<i>FM</i>	<i>Patent</i>	<i>FM</i>	<i>Patent_Award</i>
IV2: <i>mean1_FM</i>	0. 885 *** (33. 010)		0. 885 *** (33. 010)		0. 885 *** (33. 010)	
<i>FM</i>		-0. 061 ** (-2. 245)		-0. 149 *** (-5. 255)		-0. 115 *** (-4. 276)
<i>controls</i> & δ_j & θ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382
<i>F</i> 检验统计量	120. 78		120. 78		120. 78	
<i>Wald</i> 检验统计量		26 666. 18		15 867. 51		17 795. 93

五、作用机制分析

(一) 以融资约束为中介变量的回归结果分析

本文参考温忠麟等 (2005)^[38] 的研究思路, 主要采用逐步回归方法检验中介效应的存在, 并参考宋敏等 (2021)^[39] 的研究思路, 以 Sobel 检验法作为补充, 保证中介效应的可信性。按照逐步回归的检验流程, 第一步需要检验金融错配对企业技术创新的总效

应。表 6 中列 (1)、列 (4) 和列 (7) 的结果表明, 系数 a_1 在 1% 的统计水平上显著为负, 说明金融错配显著抑制技术创新的总效应成立。第二步, 加入中介变量融资约束 (*WW*) 后对模型 (2) 进行回归, 以检验解释变量金融错配对中介变量融资约束的影响。如列 (2)、列 (5) 和列 (8) 检验结果所示, 金融错配对融资约束的影响系数 b_1 均在 1% 的统计水平上显著为正。第三步, 检验融资约束是否在金融错配抑

① 受篇幅限制, 文中未报告工具变量法三的稳健性回归结果, 感兴趣的读者可联系作者索取。

制企业技术创新的过程中起到中介作用。列(3)、列(6)和列(9)的结果显示,融资约束的系数 c_2 均显著为负,说明融资约束对企业技术创新投入和产出均产生负向影响。综上逐步回归结果可知,融资约

束在金融错配和企业技术创新之间发挥中介作用。同时Sobel检验结果进一步证实了融资约束中介效应的存在。因此,假设2得到验证。

表6 作用机制回归结果: WW为中介变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	RD	WW	RD	Patent	WW	Patent	Patent_Award	WW	Patent_Award
FM	-0.031*** (-3.259)	0.002*** (8.771)	-0.022** (-2.355)	-0.049*** (-4.652)	0.002*** (8.771)	-0.043*** (-4.107)	-0.029*** (-3.017)	0.002*** (8.771)	-0.023** (-2.431)
WW			-3.957*** (-13.526)			-2.776*** (-9.155)			-2.610*** (-9.042)
Sobel 统计量 (P 值)		-8.049*** (0.000)			-6.695*** (0.000)			-6.652*** (0.000)	
controls& δ_j & θ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382
adj. R ²	0.570	0.850	0.575	0.405	0.850	0.407	0.426	0.850	0.428
F 检验统计量	620.72	3 132.85	616.81	372.15	3 132.85	367.65	416.22	3 132.85	411.28

(二) 以融资成本为中介变量的回归结果分析

表7报告了融资成本(TTM)中介效应的估计结果。依旧采用前文的检验程序,可发现系数 b_1 显著为正,说明金融错配导致企业从事融资活动的成本不断攀升。接下来分析融资成本对企业技术创新的影响,尽管列(6)和列(9)所示的系数 c_2 不显著,但根据Sobel检验Z值的显著性特征,仍然可以得出融资成本作为中介变量的间接效应成立的结论。融资成本提高能够显著抑制企业技术创新水平提升,主要

原因是融资成本攀升使企业固有的融资结构遭到破坏,进而使企业进行技术创新活动的成本提高。企业的经营决策往往会对长期性、高成本、高风险的投资项目产生排斥,因此企业削减研发性支出,产出也随之减少。此外,唐松等(2020)^[13]研究指出融资成本的提高实质为可用资金减少,这无疑会抑制企业技术创新的活力。综上,我们证实了融资成本中介效应存在,假设2得到验证。

表7 作用机制回归结果: TTM为中介变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	RD	TTM	RD	Patent	TTM	Patent	Patent_Award	TTM	Patent_Award
FM	-0.031*** (-3.259)	0.012*** (15.139)	-0.018 (-1.578)	-0.049*** (-4.652)	0.012*** (15.139)	-0.039*** (-3.318)	-0.029*** (-3.017)	0.012*** (15.139)	-0.024** (-2.235)
TTM			-1.057* (-1.941)			-0.774 (-1.544)			-0.433 (-1.197)
Sobel 统计量 (P 值)		-8.854*** (0.000)			-6.004*** (0.000)			-3.612*** (0.000)	
controls& δ_j & θ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382
adj. R ²	0.570	0.132	0.572	0.405	0.132	0.406	0.426	0.132	0.426
F 检验统计量	620.72	112.53	610.41	372.15	112.53	365.79	416.22	112.53	407.89

(三) 以营运资本波动为中介变量的回归结果分析

表 8 报告了营运资本波动 (*DWC*) 中介效应的估计结果。按照前文的检验程序, 营运资本波动中介效应通过了逐步回归检验与 Sobel 检验。我们观察到各个变量回归系数的特征, 发现营运资本波动随金融错配同方向变动, 即金融错配导致营运资本波动加剧。营运资本具有调整成本低的特点, 并且调整过程可逆 (徐晨阳等, 2017^[36])。金融错配使企业融资受到阻碍, 负债水平降低, 导致企业营运资本在未来不断波动。而列 (3)、列 (6) 和列 (9) 的结果显示, 营运资本波动与技术创新的关系

显著为负, 表明营运资本波动越大对技术创新的负面影响越大。鞠晓生等 (2013)^[35] 研究指出营运资本波动对企业创新存在抑制作用。企业调整营运资本的初衷是为了保护如创新研发一样成本高的投资不被削减, 而金融错配使企业营运资本投资低于正常水平, 为了维持企业正常运转, 营运资本投资的削减空间缩小。营运资本波动的提高进一步表明了企业对营运资本投资的削减量不足, 因此企业减少对营运资本的投资来保全创新投资的愿望落空, 技术创新水平提升受到阻碍。营运资本波动为中介变量的间接效应成立, 假设 2 得到验证。

表 8 作用机制回归结果: *DWC* 为中介变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>RD</i>	<i>DWC</i>	<i>RD</i>	<i>Patent</i>	<i>DWC</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent_Award</i>	<i>DWC</i>	<i>Patent_Award</i>
<i>FM</i>	-0.031*** (-3.259)	0.013*** (12.052)	-0.026*** (-2.708)	-0.049*** (-4.652)	0.013*** (12.052)	-0.045*** (-4.307)	-0.029*** (-3.017)	0.013*** (12.052)	-0.025*** (-2.578)
<i>DWC</i>			-0.408*** (-5.227)			-0.276*** (-3.255)			-0.324*** (-3.985)
Sobel 统计量 (<i>P</i> 值)		-5.157*** (0.000)			-3.193*** (0.001)			-3.896*** (0.000)	
<i>controls</i> & δ_j & θ_t	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382	22 382
<i>adj. R</i> ²	0.570	0.143	0.571	0.405	0.143	0.405	0.426	0.143	0.426
<i>F</i> 检验统计量	620.72	61.77	608.62	372.15	61.77	364.91	416.22	61.77	407.80

六、异质性分析

(一) 基于企业所有权视角

金融资源在不同所有权的企业之间分配不均衡, 导致金融错配对企业技术创新的影响也存在差异, 因此本文按照所有权性质将企业分组进行回归, 回归结果见表 9。我们发现, 在非国有企业样本中金融错配对企业技术创新投入和产出均在 1% 的统计水平上显著为负, 表明金融错配会阻碍非国有企业技术创新水平的提升。而对于国有企业而言, 金融错配对企业技术创新没有显著的抑制作用。这与汪伟和潘孝挺 (2015)^[50] 的研究结果一致, 并且他们指出, 随着政府持股比例减少, 金融要素扭曲对企业创新活动的抑制作用增强。针对上述差异形成的原因, 可从企业融资能力、抗风

险性等角度进行阐释。非国有企业信息不对称问题严峻, 财务风险大, 易受到信贷歧视, 以至于在进行外部融资时处于劣势地位, 资源错配会提高非国有企业的生产成本和要素成本 (李旭超等, 2017^[51]), 因此面对金融错配引发的资金问题和不确定性, 非国有企业可能会优先投资短期利润大的项目, 侵占原本用来研发的资源。与之相反, 国有企业的融资渠道广, 政府担保力度大, 抵御风险能力强 (万佳或等, 2020^[18])。即使受到一定程度的金融错配影响, 国有企业仍可凭借其资金储备充足的优势, 有实力抵御资金短缺的冲击, 保全对技术创新的投资。综上所述, 金融错配对企业技术创新的影响在不同所有权性质的企业之间存在明显差异, 其中非国有企业技术创新受到的负面影响更大。

表 9 异质性回归结果：按所有权性质分组

变量	国有企业			非国有企业		
	<i>RD</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent_Award</i>	<i>RD</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent_Award</i>
<i>FM</i>	-0.028 (-1.300)	-0.022 (-1.148)	-0.001 (-0.075)	-0.040*** (-4.074)	-0.059*** (-4.721)	-0.043*** (-3.677)
<i>controls</i> & δ_j & θ_t	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8 513	8 513	8 513	13 869	13 869	13 869
<i>adj. R</i> ²	0.598	0.481	0.498	0.561	0.354	0.377

(二) 基于行业技术特质视角

企业所处行业的经营范围常与企业技术创新活动密切相关，因此本文借鉴王玉泽等（2019）^[2]的研究思路，依据《国民经济行业分类》标准，将总样本企业分为高技术企业与非高技术企业^①，分组讨论金融错配对企业技术创新的影响，回归结果见表 10。本文发现无论是高技术企业还是非高技术企业，金融错配都将抑制技术创新水平的提升。而通过观察表中回归系数，我们可以发现金融错配对高技术企业创新产出的影响较大，而对创新投入的影响较小。存在以上差异的主要原因是，高技术企业资金储备充足，实力雄厚，抵御风险能力更强。技术创新作为高技术行业最基本的特征，也是资金的主要投向，并且高技术企业会受到政府扶持，即使受到金融错配影响也得以尽量维持正常的创新投入水平。段军山和庄旭东

（2021）^[1]的研究指出，高技术企业的创新投入是其生产的刚需。以上充分证明了高技术企业创新投入受其他因素影响程度较低。相比之下，非高技术企业不以创新研发为主，对于技术创新的投资意愿低（李春涛等，2020^[37]），受到金融错配影响时，更倾向于投资到其他成本低的项目而削减创新投资。因此，非高技术企业面对的金融错配技术创新投入的负向影响更大。但对于企业的技术创新产出而言，由于高技术企业以研发创新活动为主，经营风险更大，故高技术企业的创新产出水平受到金融错配的抑制效应更大。由此可见，金融错配提高高技术企业提高创新产出水平的抑制作用更强。综上，金融错配对企业技术创新的影响在不同行业技术特质的企业间存在差异，即对高技术企业创新产出的影响更大，对投入的影响相对较小。

表 10 异质性回归结果：按行业技术特质分组

变量	高技术			非高技术		
	<i>RD</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent_Award</i>	<i>RD</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent_Award</i>
<i>FM</i>	-0.028** (-2.012)	-0.089*** (-5.301)	-0.048*** (-2.986)	-0.054*** (-4.173)	-0.048*** (-3.528)	-0.039*** (-3.202)
<i>controls</i> & δ_j & θ_t	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	6 489	6 489	6 489	15 893	15 893	15 893
<i>adj. R</i> ²	0.663	0.472	0.504	0.543	0.394	0.411

七、研究结论与启示

本文以 2007—2021 年中国 A 股上市企业为研究对象，从企业技术创新投入和产出双重视角考察金融错配对企业技术创新的影响。本文得到如下研究结论：

第一，在样本观测期内，无论从创新投入视角还是创新产出视角，均发现金融错配显著地抑制企业技术创新。为了验证研究结果的稳健性，本文采用变换被解释变量和解释变量度量方式、更改样本时间跨度以及考虑变量内生性问题等多种方式进行稳健性检验，发现金融错配抑制企业技术创新水平提升这一结

① 将医药制造业，铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业，计算机、通信和其他电子设备制造业，仪器仪表制造业，电信、广播电视和卫星传输服务业，互联网和相关服务业，软件和信息技术服务业，专业技术服务业，生态保护和环境治理业 9 类样本企业划为高技术行业。

论并没有发生显著的变化。

第二,金融错配对企业技术创新的影响在不同企业所有权和行业技术特质方面表现出显著的异质性特征。金融错配对企业技术创新在非国有企业中具有显著的抑制作用,而对国有企业没有显著的抑制作用。基于行业技术特质视角分析,金融错配对企业技术创新的抑制作用在投入和产出两个方面也具有差异性。具体表现为,金融错配对高技术企业的创新产出影响更大,而对投入影响更小。

第三,从企业外部融资渠道和内部资本管理视角,发现融资约束、融资成本、营运资本波动均在金融错配抑制企业技术创新中发挥中介效应。具体来说,其一,金融错配加剧企业融资约束,导致企业外部融资受阻,从而抑制技术创新。其二,金融错配导致企业从事融资活动的成本不断攀升,不利于企业进行技术创新。其三,金融错配使营运资本投资削减量降低,导致创新投资无法得到相应的保障,对企业技术创新造成阻碍。

根据以上结论,本文得到如下启示:(1)积极推进我国金融体系市场化进程,建立以市场为导向的金融资源配置机制。政府应当减轻对利率的管制,加快利率市场化改革,使要素价格能够真实反映市场中的供需关系,充分发挥价格发现机制。打破国有企业

对金融资源的垄断地位,需要政府转变立场。在金融资源的分配过程中,政府应减少对金融资源的支配和所有制歧视,使金融资源能够在不同所有制企业之间合理高效地流动。(2)应当保持企业内部资金的稳定性,并提高外部融资能力。为了企业能够从容应对资金难题,政府应当提供优惠的税收政策予以支持。政府对中小企业实施优惠的税收政策不仅能够激发企业技术创新活力,还可减少内部资金的波动,从而稳定对创新的投入。提高企业融资能力依赖于金融市场建设,如推广多样化信贷产品和金融服务能够有效拓宽企业融资渠道。企业也应加强自身建设,如不断优化融资结构,提高自身信用等级以便获得更多信贷资源,以及通过建立完整的信息披露制度、加强与金融机构的合作来减轻信息不对称对融资的消极影响。(3)政府需要关注金融错配对企业技术创新的影响在不同所有制企业和行业技术特质方面的差异,做到因地制宜。具体来看,各地政府应当根据实际情况,明晰知识产权制度,有针对性和有所侧重地推进金融要素的市场化改革,支持金融产业发展。促进金融资源流入非国有企业,充分提高企业创新活力和生产效率。打破行业、部门的技术壁垒,促进企业之间知识共享和人才流动,从而更好地支持企业进行技术创新。

参考文献

- [1] 段军山,庄旭东.金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据[J].中国工业经济,2021(1):155-173.
- [2] 王玉泽,罗能生,刘文彬.什么样的杠杆率有利于企业创新[J].中国工业经济,2019(3):138-155.
- [3] Hall B H. The Financing of Research and Development [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18 (1): 35-51.
- [4] 朱恒鹏.企业规模、市场力量与民营企业创新行为[J].世界经济,2006(12):41-52.
- [5] 陈林,万攀兵,许莹盈.混合所有制企业的股权结构与创新行为——基于自然实验与断点回归的实证检验[J].管理世界,2019(10):186-205.
- [6] 虞义华,赵奇锋,鞠晓生.发明家高管与企业创新[J].中国工业经济,2018(3):136-154.
- [7] 孔令文,徐长生,易鸣.市场竞争程度、需求规模与企业技术创新——基于中国工业企业微观数据的研究[J].管理评论,2022(1):118-129.
- [8] 黎文靖,彭远怀,谭有超.知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁[J].经济研究,2021(5):144-161.
- [9] 熊凯军.研发补贴、非研发补贴如何影响企业创新投入[J].科学学研究,2023(1):181-192.
- [10] Doh S, Kim B. Government Support for SME Innovations in the Regional Industries: The Case of Government Financial Support Program in South Korea [J]. Research Policy, 2014, 43 (9): 1557-1569.
- [11] Brown J R, Fazzari S M, Petersen B C. Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom [J]. The Journal of Finance, 2009, 64 (1): 151-185.
- [12] Hsu P H, Tian X, Xu Y. Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112 (1): 116-135.
- [13] 唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020(5):52-66.
- [14] 解维敏,方红星.金融发展、融资约束与企业研发投入[J].金融研究,2011(5):171-183.

- [15] 贾俊生, 伦晓波, 林树. 金融发展、微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析 [J]. 金融研究, 2017 (1): 99-113.
- [16] 钟腾, 汪昌云. 金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角 [J]. 金融研究, 2017 (12): 127-142.
- [17] 张杰, 高德步. 金融发展与创新: 来自中国的证据与解释 [J]. 产业经济研究, 2017 (3): 43-57.
- [18] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新 [J]. 经济评论, 2020 (1): 71-83.
- [19] 王玉林, 周亚虹. 绿色金融发展与企业创新 [J]. 财经研究, 2023 (1): 49-62.
- [20] 韩珣, 李建军. 金融错配、非金融企业影子银行化与经济“脱实向虚” [J]. 金融研究, 2020 (8): 93-111.
- [21] 同小歌, 冉茂盛, 李万利. 金融错配与企业创新——基于政策扭曲与金融摩擦研究 [J]. 科研管理, 2022 (7): 69-76.
- [22] 张杰, 周晓艳, 李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D? [J]. 经济研究, 2011 (8): 78-91.
- [23] 张辽, 范佳佳. 金融资源错配如何阻碍技术创新——基于技术差距的视角 [J]. 国际商务, 2022 (3): 87-105.
- [24] 戴静, 张建华. 金融所有制歧视、所有制结构与创新产出——来自中国地区工业部门的证据 [J]. 金融研究, 2013 (5): 86-98.
- [25] Guariglia A, Poncet S. Are Financial Distortions an Impediment to Economic Growth? Evidence from China [J]. Journal of Comparative Economics, 2008, 36 (4): 633-657.
- [26] 戴魁早, 刘友金. 要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析 [J]. 经济研究, 2016 (7): 72-86.
- [27] 李晓龙, 冉光和, 郑威. 金融要素扭曲如何影响企业创新投资——基于融资约束的视角 [J]. 国际金融研究, 2017 (12): 25-35.
- [28] Claessens S, Feijen E, Laeven L. Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88 (3): 554-580.
- [29] 康志勇. 金融错配阻碍了中国本土企业创新吗? [J]. 研究与发展管理, 2014 (5): 63-72.
- [30] 朱红军, 何贤杰, 陈信元. 金融发展、预算软约束与企业投资 [J]. 会计研究, 2006 (10): 64-71.
- [31] 沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2010 (6): 55-64.
- [32] 陈海强, 韩乾, 吴锴. 融资约束抑制技术效率提升吗? ——基于制造业微观数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2015 (10): 148-162.
- [33] 郭田勇, 孙光宇. 经济政策不确定性、融资成本和企业创新 [J]. 国际金融研究, 2021 (10): 78-87.
- [34] 李平, 季永宝. 要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新? [J]. 世界经济研究, 2014 (1): 10-15.
- [35] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013 (1): 4-16.
- [36] 徐晨阳, 王满, 何新宇. 融资约束能促进营运资本平滑作用的发挥吗? ——基于机构投资者视角的研究 [J]. 金融评论, 2017 (6): 72-87.
- [37] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据 [J]. 中国工业经济, 2020 (1): 81-98.
- [38] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用 [J]. 心理学报, 2005 (2): 268-274.
- [39] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角 [J]. 中国工业经济, 2021 (4): 138-155.
- [40] 俞颖, 苏慧琨, 李勇. 区域金融差异演进路径与机理 [J]. 中国工业经济, 2017 (4): 74-93.
- [41] 邵挺. 金融错配、所有制结构与资本回报率: 来自 1999—2007 年我国工业企业的研究 [J]. 金融研究, 2010 (9): 51-68.
- [42] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (5): 1909-1940.
- [43] Kaplan S N, Zingales L. Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112 (1): 169-215.
- [44] Whited T M, Wu G. Financial Constraints Risk [J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19 (2): 531-559.
- [45] 陈晓红, 高阳洁. 企业家人口统计特征对中小企业融资约束的影响机制研究 [J]. 科研管理, 2013 (12): 110-119.
- [46] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验 [J]. 经济研究, 2014 (2): 47-60.
- [47] 赵宸宇, 李雪松. 对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2017 (6): 105-117.
- [48] 肖文, 薛天航. 劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动 [J]. 世界经济, 2019 (1): 76-94.
- [49] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率 [J]. 世界经济, 2020 (1): 70-96.
- [50] 汪伟, 潘孝挺. 金融要素扭曲与企业创新活动 [J]. 统计研究, 2015 (5): 26-31.
- [51] 李旭超, 罗德明, 金祥荣. 资源错置与中国企业规模分布特征 [J]. 中国社会科学, 2017 (2): 25-43.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

突发事件冲击下的国际原油市场波动 对股市的风险溢出研究

The Risk Contagion of Global Crude Oil Market to
the Stock Market under the Impact of Emergency

张年华 黄佳耿 徐浩宇

ZHANG Nian-hua HUANG Jia-geng XU Hao-yu

[摘要] 基于网络分析法原理, 本文构建国际原油市场对股市的风险溢出强度指数, 并在突发事件冲击下, 系统考察国际原油市场波动对股市的风险溢出规律及影响机理。研究表明, 突发新冠病毒感染会显著强化国际原油市场对股市的风险溢出, 所在国感染风险上升会增强本土股市的脆弱性并加剧国际原油市场风险溢入。从风险溢出源头看, WTI 和 Brent 原油期货市场是国际原油市场的风险溢出中心, 这表明海外成熟度高、影响力大的原油市场波动更容易加剧系统性风险传染。从各股市受到的风险冲击强度看, 尽管中国股市在病毒感染期间受到来自国际原油市场的风险溢出冲击强度低于美股和英国股市, 但中国股市仍持续面临国际原油市场的风险溢出冲击。根据影响机理分析, 在面对突发事件冲击时, 优化金融市场环境、维持汇率稳定、降低股市投机氛围等均是有有效应对手段。基于此, 本文为有效监测国际原油市场风险输入, 以及维持中国股市稳定和防范股市系统性风险提供有益参考。

[关键词] 突发事件冲击 原油市场波动 股市风险 防范风险溢入

[中图分类号] F830 F831 F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0040-17

Abstract: This paper constructs a risk spillover intensity index, and then study the risk contagion and impact mechanism of the global crude oil market to the stock market under the impact of emergency. We find that a sudden Covid-19 infection will intensify the risk spillover from the global crude oil market to the stock market, and the rising epidemic risk in the host country will also intensify the vulnerability of the local stock market and the risk spillover of the global crude oil market. We also find that WTI and Brent Futures Market are the risk spillover centers of the global crude oil market, which shows that the crude oil markets with high maturity and great influence are more likely to aggravate systemic risk contagion. During the period of virus infection, the risk spillover of China stock market from global crude oil market is lower than that of US stock market and UK stock market, but China stock market will still face the risk impact of global crude oil market. In the face of unexpected shocks, optimizing the financial market environment, maintaining exchange rate stability and reducing the speculative atmosphere in the stock market are all effective countermeasures. Finally, this paper provides relevant suggestions for maintaining market stability.

Key words: The impact of emergency Volatility in oil market Risk in stock market Prevent risk spill in

[收稿日期] 2022-11-16

[作者简介] 张年华, 女, 1991年12月生, 上海财经大学金融学院博士研究生, 研究方向为金融工程与风险防范; 黄佳耿, 男, 1998年10月生, 华东政法大学政府管理学院硕士研究生, 研究方向为国际金融与金融市场; 徐浩宇, 男, 1976年3月生, 上海财经大学金融学院副教授, 博士生导师, 研究方向为证券期货与资产定价。本文通讯作者为张年华, 联系方式为 zhangFSXDDHH@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“基于新发展理念的经济结构调整与金融系统防风险的动态平衡机制研究”(项目编号: 22AZD134)。

感谢匿名审稿人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

人类历史上暴发的国际性突发事件经常对金融市场稳定产生不利影响。作为典型的突发事件,2020年突发新冠病毒感染加剧了全球经济衰退和市场恐慌情绪蔓延,进一步加剧国际原油市场动荡,其中美国WTI原油期货结算价直接跌至-37美元/桶,英国Brent原油期货和中国上海INE原油期货价格也大幅波动。随着新冠病毒变异毒株蔓延,国际原油生产链、运输链遭受重创,原油市场运行效率显著下降(Mensi等,2020^[1])且价格波动风险大幅外溢(Akhtaruzzaman等,2021^[2])。当前,新能源对石油等传统能源的替代作用有限,石油仍然是全球能源危机中最重要的战略储备资源,因此国际油价波动也加剧了全球经济和金融的不确定性(Brown,2021^[3])。尤其对于中国而言,作为国际第一大原油消费国,原油供给对外依赖程度高而原油定价能力弱(田洪志等,2020a^[4]),长期面临“东方交易、西方定价”的不利格局。因此,国际原油市场动荡不仅关乎中国原油进口安全,还可能通过多种渠道对中国金融市场稳定产生不利影响。当前,如何有效监测国际原油市场的异常波动,防范外部风险冲击和维持中国经济、金融稳定,已经成为国内金融监管部门面临的重要挑战。基于此,本文构建国际原油市场对股市的风险溢出强度指数,以突发新冠病毒感染这一典型突发事件为例,系统考察国际原油市场波动对股市的风险传染特征,这对防范突发事件冲击下的海外风险输入和守住不发生系统性金融风险的底线具有重要借鉴意义。

国际原油市场波动对股市的风险溢出冲击一直是学术界的研究热点(Balcilar等,2018^[5];Tsouknidis等,2021^[6];钟婉玲和李海奇,2022^[7])。在金融危机之前,部分研究并未发现原油价格波动对中国股市产生风险溢出的证据(金洪飞和金萃,2008^[8])。然而,在后危机时代,中国原油进口对外依赖度持续增强加剧了国际原油市场的风险溢入(王奇珍和王玉东,2018^[9]),原油价格波动已然成为中国股市的重要风险来源(Li和Wei,2018^[10];钟婉玲和李海奇,2022^[7])。不仅如此,大量的国际性突发事件冲击也显著加剧了原油市场波动和风险传染(Yang等,2020^[11];Gu等,2021^[12]),如全球自然灾害(Demirer等,2018^[13])、流行病传染(Sharif等,2020^[14])、地

缘政治冲突(Qx等,2021^[15])等均显著强化原油市场波动的风险外溢。虽然已有研究已很好地证明了原油市场波动对股市存在影响(朱小能和袁经发,2019^[16];周东海等,2020^[17];康继军和郑丝月,2021^[18]),但仍然鲜有学者立足于突发新冠病毒感染事件背景,系统研究极端突发事件冲击下的原油市场波动对股市的风险传染规律及影响机理。现阶段,新冠病毒不断变异,全球感染风险持续反弹正不断加剧国际原油市场波动对全球金融市场的冲击(Qx等,2021^[15];隋建利等,2022^[19])。基于此,本文以新冠病毒感染这一国际性突发事件为背景,深入研究全球原油期货市场对股市的风险溢出规律及传染机理,这对肃清中国股市外部风险来源和维持金融市场稳定具有重要参考意义。

从研究方法看,早期大量学者主要基于GARCH族模型(Sadorsky,2012^[20];Chang等,2013^[21])、Copula函数(Nguyen和Bhatti,2012^[22];Sukcharoen等,2014^[23];朱慧明等,2016^[24])和VAR模型(Kang和Ratti,2015^[25];Diaz等,2016^[26])等方法来研究原油市场波动对股市的风险溢出,尽管这类方法较好地估计出风险溢出参数,但仍然难以捕捉原油市场风险溢出的动态时变特征及市场结构突变产生的影响(王奇珍和王玉东,2018^[9];张跃军等,2021^[27])。近期,随着计量研究方法的创新,较多学者尝试基于Diebold和Yilmaz(2012;2014)^{[28][29]}提出的TVP-VAR模型广义方差分解方法,构建DY时变风险溢出强度指数来量化国际原油市场波动对股市的风险溢出影响(Varella和Hamid,2019^[30];陈声利等,2019^[31])。研究表明,风险溢出指数能更全面地刻画金融市场间的风险传染机制(周开国等,2021^[32]),可以更充分地捕捉极端突发事件冲击下的原油市场波动对金融市场的时变风险溢出效应(钟婉玲和李海奇,2022^[7];隋建利等,2022^[19])。因此,本文借鉴最新发展的时变参数向量自回归溢出模型(TVP-VAR-DY)来捕捉原油市场波动对股市的风险传染规律。

纵观已有研究,第一,研究金融市场风险溢出规律的文献主要聚焦于股市、汇市或原油市场等单一市场,而鲜有学者系统研究国际性突发事件冲击下的原油市场波动对股市的跨市场风险传染特征。当前,作为国际性突发事件,新冠病毒感染加剧了国际原油市场波动,并对全球金融市场稳定产生冲击。因此,本文以这一典型的突发事件为背景,深入研究原油市场

波动对股市的风险传染及影响机理具有重要现实意义。第二, 现有文献研究两市的风险传染主要聚焦于风险溢出的强度、方向和动态特征的讨论, 而缺乏对两市的风险溢出影响机理的系统考察。第三, 鉴于国际原油价格波动存在明显的结构突变特征和时变动态特征, 而传统常参数模型无法有效捕捉原油市场波动对股市的风险溢出影响, 因此本文借鉴最新发展的时变向量自回归溢出模型可以更精准地捕捉市场风险传染规律。基于此, 本文将中国、美国 and 英国三大股市, 以及 Brent、WTI 和 INE 三大原油期货市场纳入统一框架研究, 系统捕捉突发事件冲击下的国际原油市场波动对股市的风险溢出规律, 最后从风险治理视角, 为健全市场监管, 有效防范突发事件冲击下的海外风险输入, 以及守住不发生系统性金融风险的底线提供重要参考建议。

二、风险测度和模型构建

(一) 市场风险溢出强度测度

对市场风险进行准确的定量测度是进行实证研究的基础。经典文献主要从资产组合 (Banulescu 和 Dumitrescu, 2015^[33])、尾部依赖 (Adrian 和 Brunnermeier, 2016^[34])、联合违约概率 (Suh, 2012^[35]) 和网络分析 (Diebold 和 Yilmaz, 2014^[29]) 等角度来测度金融风险。鉴于前三类方法仅能测度风险总量 (Benoit 等, 2017^[36]), 无法准确刻画市场风险传染来源与扩散机制, 因此, 本文借鉴第四类方法的原理, 构建风险溢出强度指数来进行风险度量。借鉴 Diebold 和 Yilmaz (2012, 2014)^{[28][29]} 的网络分析法原理, 本文通过 TVP-VAR 模型广义方差分解来构建市场风险溢出强度指数, 可以用于测度不同金融市场间的风险传染强度 (张年华等, 2021^[37]; 周开国等, 2021^[32]; 钟婉玲和李海奇, 2022^[7])。借鉴该研究范式, 本文构建 TVP-VAR-DY 时变参数向量自回归溢出指数来刻画国际原油市场波动对股市的风险溢出强度。

首先, 本文参考 Garman 和 Klass (1980)^[38]、郑挺国和刘堂勇 (2018)^[39]、吴献博和惠晓峰 (2022)^[40] 等研究, 基于式 (1) 分别测算国际三大原油期货市 (即美国 WTI 原油期货市、英国 Brent 原油期货市和中国 INE 上海原油期货市) 和国际三大股票市场 (美国股市、英国股市和中国股市) 的日内极差波动率 RV (Range Volatility)。

$$RV_{it} = 0.511(H-L)^2 - 0.019[(C-O)(H+L-2O) - 2(H-O)(L-O)] - 0.383(C-O)^2 \quad (1)$$

其中, O 、 C 、 H 、 L 分别代表国际三大原油期货指数和三大股票指数的每日开盘价 (Open)、收盘价 (Close)、最高价 (High) 和最低价 (Low)。

其次, 在计算获得六大市场的日内极差波动率 RV 的基础上, 本文结合公式 $\sigma_{it} = 100 \times \sqrt{360 \times RV_{it}}$ 进一步计算六大市场的日内年化波动率 σ_{it} 。同时, 考虑到二阶矩的日内年化波动率 σ_{it} 可能不服从正态分布, 因此本文借鉴郑挺国和刘堂勇 (2018)^[39] 的研究取对数年化波动率 $\ln(\sigma_{it})$ 进行建模分析。

最后, 在获得国际三大原油市场和国际三大股市的对数年化波动率 $\ln(\sigma_{it})$ (以下简称: 波动率) 后, 本文参考 Diebold 和 Yilmaz (2012, 2014)^{[28][29]} 和 Wang 等 (2017)^[41] 的研究方法, 开始基于广义方差分解原理构建衡量国际原油市场波动对股市风险溢出的强度指数, 具体步骤如下:

第一步, 本文先构建包含 WTI 原油指数、Brent 原油指数、中国 INE 原油指数、美国标普 500 指数、英国富时 100 指数和中国上证指数六个指数波动率的时变参数 TVP-VAR 模型 (Primiceri, 2005^[42]), 并参考现有研究范式, 采用马尔科夫蒙特卡罗模拟 (MCMC) 进行参数估计 (Nakajima, 2011^[43])。依照现有惯例, 将 TVP-VAR 模型的后验估计系数 β_t 重新排列得到系数矩阵 $\phi_{1,t}, \phi_{2,t}, \dots, \phi_{p,t}$, 并利用递推关系式 (2), 进而求得 TVP-VAR (∞) 模型系数矩阵 $\Phi_{h,t}$ 。

$$\Phi_{it} = \phi_{1t} \Phi_{(i-1)t} + \phi_{2t} \Phi_{(i-2)t} + \dots + \phi_{pt} \Phi_{(i-p)t} \quad (2)$$

第二步, 广义方差分解。在 t 时刻, 估计参数的第 H 步的预测值 Y_{t+H} 的随机误差可以表示为 $\sum_{h=0}^{H-1} \Phi_{ht} \varepsilon_{t+H-h}$, 其随机误差的方差-协方差矩阵可以表示为 $\sum_{h=0}^{H-1} \Phi_{ht} \Pi_t \Phi_{ht}'$ 。

第三步, 标准化处理。根据广义方差分解结果, Y_i 在 t 时刻第 H 步的方差分解中, 来源于 Y_j 的部分, 可用于衡量某一市场 j 的风险冲击对市场 i 的波动率 $\ln(\sigma_{it})$ 在预测期 H 的误差方差的贡献程度, 用公式 (3) 表示如下:

$$\gamma_{ij}(H) = \sigma_{jj,t}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Phi_{ht} p_t e_j)^2 / \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Phi_{ht} \Pi_t \Phi_{ht}' e_j) \quad (3)$$

其中, Π_i 为 ε_i 的方差-协方差矩阵; p_i 为下三角矩阵, 并满足 $p_i p_i' = \Pi_i$; e_i 为第 i 个元素为 1, 其余元素为 0 的列向量; $\sigma_{j,i}^{-1}$ 为 p_i 的第 j 个对角元素。

基于此, 本文根据 Diebold 和 Yilmaz (2012, 2014)^{[28][29]} 提出的总溢出指数原理, 进一步构造了包含国际三大原油期货市场以及国际三大股票市场在内的金融市场总风险溢出强度指数 total, 即在 t 时刻, 包含上述六大市场的国际金融市场风险溢出总强度指数 total 可表示为式 (4):

$$total_t(H) = \sum_{i,j=1, i \neq j}^6 \gamma_{ji}(H) \times 100 / \sum_{i,j=1}^6 \gamma_{ji}(H) \quad (4)$$

同时, 在 t 时刻, 这六大市场中的某一市场 i 受到其他市场 j 风险溢入的方向性强度指数 $from(j-i)$ 可表示为式 (5)。其中, 本文还将基于式 (5) 的计算原理, 将国际 WTI 原油市场、Brent 原油市场和中國 INE 原油市场对中国股市的风险溢入冲击强度进行加总, 用以衡量国际原油市场波动对中国股市的风险溢出强度。

$$from_{j \rightarrow i,t}(H) = \sum_{j=1, i \neq j}^6 \gamma_{ji}(H) \times 100 / \sum_{i,j=1}^6 \gamma_{ji}(H) \quad (5)$$

同样, 在 t 时刻, 任一市场 i 对其他市场 j 的风险溢出强度的方向性溢出指数 $to(i-j)$ 也可表示为式 (6):

$$to_{i \rightarrow j,t}(H) = \sum_{j=1, i \neq j}^6 \gamma_{ji}(H) \times 100 / \sum_{i,j=1}^6 \gamma_{ji}(H) \quad (6)$$

最后, 在这六大市场中, 某一市场 i 的风险溢出对其他市场 j 的净影响效应 $net(i-j)$, 可定义为该市场 i 风险对其他市场 j 的方向性溢出强度与该市场 i 来自其他市场 j 的风险方向性溢出强度的差。因此, 任一市场的风险净溢出强度指数可以表示为 (7) 式:

$$net_{ji}(H) = (\gamma_{ji}(H) / \sum_{i,k=1}^6 \gamma_{ik}(H) - \gamma_{ji}(H) / \sum_{j,k=1}^6 \gamma_{jk}(H)) \times 100 \quad (7)$$

(二) 突发事件冲击下的国际原油市场对股市风险溢出的影响分析

研究表明, 国际原油市场与中美金融市场之间的风险传染特征具有明显的“事件驱动”特性 (隋建利等, 2022^[19]), 如突发新冠病毒感染会显著强化两

市的风险传染。当前, 国际原油兼具商品和金融的“双重属性” (龚旭等, 2021^[44]), 原油价格动荡不仅冲击上市公司经营业绩引起股价波动, 还会强化板块联动最终影响整体股市 (汪冬华等, 2022^[45]; Hashmi 等, 2021^[46])。特别在极端突发事件冲击下, 原油的金融资产属性显著强化, 原油价格波动风险向股市等金融市场传导外溢的程度会显著增强 (Benk 和 Gillman, 2019^[47])。基于此, 本文借鉴杨子暉和王姝黛 (2021)^[48] 等研究, 采用 COVID-19 单日新增确诊病例数 ($Diagc$) 和累计确诊病例数增长率 ($ddiag$) 等指标来衡量全球新冠病毒感染的风险程度, 进而检验感染风险增加对国际原油市场波动向股市风险溢出强度的影响。

首先, 基于方差分解结果, 探索突发新冠病毒感染对“国际原油市场向股市风险溢出强度”的动态影响, 本文构建如下回归模型:

$$stock-from-oil_t = \alpha + \beta_1 diagc_t + \beta_{2i} control_{it} + u_t \quad (8)$$

$$control_{it} = \{ hjetf_{it}, oiletf_{2t}, hbetf_{3t}, xxetf_{4t}, exg_{5t}, ted_{6t}, gzlc_{7t} \} \quad (9)$$

其中, 被解释变量 $stock-from-oil$ 代表了中国、美国和英国这三大股市受到来自国际原油市场的风险溢出总和, 以此代表国际原油市场波动对股市的风险溢出强度。同时, 本文分别考察国际原油市场对中国 ($zg-from-oil$)、美国 ($mg-from-oil$) 和英国股市 ($yg-from-oil$) 的风险冲击及其与各国新冠病毒感染风险的关系, 其中, $zg-from-oil$ 指标代表国际原油市场对中国股市的风险溢出强度, $mg-from-oil$ 和 $yg-from-oil$ 指标则分别代表国际原油市场对美国和英国股市的风险溢出强度。

解释变量 $diagc$ 为新冠病毒单日新增确诊病例数, 代表病毒感染风险程度, 在实证中用累计确诊病例数增长率 ($ddiag$) 作为替代变量进行稳健性检验。同时, 为尽可能减少遗漏变量产生的内生性问题, 本文借鉴 Tsouknidis (2016)^[6]、叶五一等 (2018)^[49]、杨子暉和王姝黛 (2021)^[48] 的研究, 在模型中加入衡量同期国际金融市场状态的控制变量 $control$: $hjetf$ (黄金矿商 ETF 波动率指数) 和 $oiletf$ (原油 ETF 波动率指数) 为国际金融市场主要避险资产; $hbetf$ (欧洲货币 ETF 波动率指数) 为“欧元 VIX 恐慌指数”, 可以表征汇率市场的风险预期; $xxetf$ (新兴市场 ETF 波动率指数) 代表了新兴市场的金融风险预

期。此外，本文引入代表同期宏观经济状态的变量，其中 exg 为美元指数（刘映琳等，2019^[4]；田洪志等，2020a^[45]；汪冬华等，2022^[50]）、 ted 为泰德利差（三个月银行间短期利率和三个月国债短期率之差）、 $gzlc$ 为十年期和三个月期的国债期限利差，这些变量可以衡量同期宏观经济变动及金融市场的流动性状况。

其次，为进一步考察突发事件冲击下国际原油市场波动对中国股市风险溢出的影响机理，本文构建如下模型：

$$zg-from-oil_t = \alpha + \beta_1 diagc_t + \beta_2 exg_t + \beta_3 hsl_t + \beta_4 ted_t + \beta_5 finance_t + u \quad (10)$$

其中，被解释变量 $zg-from-oil$ 代表中国股市受到来自国际原油市场波动的风险溢入强度总和，在实证研究中，同时用 $zg-from-wti$ （代表中国股市受到来自 WTI 原油市场的风险溢入强度）和 $zg-from-brent$ （代表中国股市受到来自 Brent 原油市场的风险溢入强度）作为稳健性检验的替代变量。解释变量 $diagc$ 表示全球新冠病毒感染单日新增确诊病例数，在实证中同时采用美国 $diagcm$ 和英国 $diagcy$ 等海外病毒感染风险变量作为解释变量进行稳健性检验。此外，解释变量 exg 为美元指数，用以检验同期的汇率波动影响，其中 exg 指标上涨代表美元汇率升值，此时人民币贬值，意味着中国的进出口贸易条件恶化，因此可能进一步加剧原油市场风险溢入； hsl 指标代表中国股市的投机风险，用市场换手率作为替代指标，用以检验股市投机氛围等微观特征与股市受到原油市场风险溢入的关联。最后，参考 Cai 等（2017）^[51]、赵华和王杰（2018）^[52] 的研究，采用泰德利差（ ted ）和中国金融环境条件指数（ $finance$ ）分别衡量国际金融市场环境和国内金融市场环境的变化，以此检验金融市场环境与“中国股市受到原油市场风险溢出强度”的关系。其中， ted 指标上升代表银行体系风险增加，此时信贷成本激增会导致国际金融市场流动性萎缩，因此可能强化国际原油市场对中国股市的风险溢出； $finance$ 是第一财经研究院发布的中国金融条件指数，该指数通过主成分分析法抓取中国银行间、股债市场等融资渠道信息，能综合反映中国金融市场环境，指数高于零代表金融环境紧缩，低于零则代表金融环境宽松。

三、数据来源和变量说明

（一）研究区间界定

本文对突发事件的实证分析主要涉及两个时间窗口：其一，突发新冠病毒感染暴发前的样本区间（2019年9月1日至2019年12月11日），即全球首例新冠病毒确诊病例公布的前三个月。其二，突发新冠病毒感染暴发的样本区间（2019年12月12日至2022年5月30日），其中参考袁梦怡和胡迪（2021）^[53] 的研究，本文将第一轮暴发时期的样本区间定位为2019年12月12日至2020年5月29日，其中2019年12月12日为全球首例新冠病毒确诊病例公布时间，而2020年5月29日为5月份全球股市的最后交易日，也是第一轮病毒感染事件期间全球股市系统性金融风险集中释放的截止日。同时，根据发展动态，本文将第二轮暴发时期定位为2021年12月01日至2022年5月30日，其中2021年12月全球单日新冠病毒新增确诊病例首次超过100万例，其后单日新增确诊病例持续上升至最高384万例，并在2022年5月30日后回落至50万例。此外，针对不同市场非同步交易问题，本文充分比较了移动平均法、周频率数据和剔除数据等处理方法，最后选择剔除不同市场非同步交易数据的方法来处理时差问题，这更真实地揭示了该典型突发事件暴发期间的市场风险溢出规律。

（二）样本和变量选择

为捕捉突发新冠病毒感染冲击下的原油市场波动对股市的风险传染，本文借鉴田洪志等（2020a）^[45] 的研究，选择布伦特 Brent、西德克萨斯 WTI 和上海 INE 原油期货市场作为原油市场的代表，同时选择美国标普 500 指数、英国富时 100 指数和中国上证指数作为股市的代表。此外，在实证研究中，本文借鉴 Garman 和 Klass（1980）^[38]、郑挺国和刘堂勇（2018）^[39] 的方法分别测算 6 个市场的价格波动率指数以衡量市场风险。在这六大市场中，WTI 原油期货指数和 Brent 原油期货指数是国际原油定价基准（田洪志等，2020a^[45]），而中国 INE 原油期货也是国际主流交易品种，在 2021 年全球原油期货交易市场规模的排名位居第三；同时，标普 500 指数、富时 100 指数和上证指数等也是全球股市的重要参考指数。因此，本文选择这六大市场展开研究具备一定代表性。相关变量的定义和说明详见表 1：

表 1 变量定义和说明

变量类型	变量名称	符号	指标含义	参考文献
被解释变量	股市来自原油市场的风险溢出	<i>stock-from-oil</i>	风险溢出	Diebold 和 Yilmaz (2012, 2014) ^{[28][29]} ; 田洪志等 (2020a) ^[4] ; 张年华等 (2021) ^[37] ; 周开国等 (2021) ^[32] ; 钟婉玲和李海奇 (2022) ^[7] ; 隋建利等 (2022) ^[19]
	中国股市来自原油市场的风险溢出	<i>zg-from-oil</i>		
	美国股市来自原油市场的风险溢出	<i>mg-from-oil</i>		
	英国股市来自原油市场的风险溢出	<i>yg-from-oil</i>		
	中国股市来自 WTI 原油市场的风险溢入	<i>zg-from-wti</i>		
	中国股市来自 Brent 原油市场的风险溢入	<i>zg-from-brent</i>		
解释变量	新增病例数/累计确诊增长率	<i>diagc/ddiag</i>	新冠病毒感染风险	Mensi 等 (2020) ^[1] ; Akhtaruzzaman 等 (2020) ^[2] ; 杨子暉和王姝黛 (2021) ^[48]
控制变量	欧洲货币 ETF 波动率指数	<i>hbetf</i>	市场风险	—
	国债期限利差	<i>gzlc</i>	宏观状态	Cai 等 (2017) ^[51] ; 赵华和王杰 (2018) ^[52] ; 杨子暉和王姝黛 (2021) ^[48]
	泰德利差	<i>ted</i>	金融环境	—
	新兴市场波动率	<i>xxetf</i>	市场风险	—
	美元汇率	<i>exg</i>	汇率渠道	刘映琳等 (2019) ^[50] ; 田洪志等 (2020a) ^[4] ; 杨子暉和王姝黛 (2021) ^[48] ; 汪冬华等 (2022) ^[45]
	原油 ETF 波动率	<i>oiletf</i>	避险资产	—
	黄金矿商 ETF 波动率指数	<i>hjksetf</i>	避险资产	—

注：数据来源于同花顺数据库和 wind 数据库。

(三) 数据来源和描述性统计

六大市场的开盘价 (Open)、收盘价 (Close)、最高价 (High) 和最低价 (Low) 等日频数据, 以及全球新冠病毒新增确诊病例数 (*diagc*)、全球新冠病毒累计确诊病例数 (*ddiag*) 等数据来源于同花顺 iFinD 数据库。此外, 欧元汇率波动率 (*oyetf*)、国际原油 ETF 指数 (*oiletf*)、泰德利差 (*ted*) 等数据来源于万得数据库。表 2 分别列出了 INE 原油期货指数、WTI 原油期货指数和 Brent 原油期货指数的波动率数据, 同时给出中国上证综合指数 (ZG)、美国标

普 500 指数 (MG) 及英国富时 100 指数 (YG) 这三大股市的波动率时间序列数据及其描述性统计特征。从平均值看, 国际股票市场的波动率比国际原油市场的波动率高; 从分市场看, 欧美股市的波动率均值、标准差和最大值都比中国股市的略高。此外, 从数据的平稳性看, PP 统计量检验均在 1% 的显著性水平上拒绝六大市场的波动率序列存在单位根的原假设, 而 ADF 检验也在 1% 的显著性水平上拒绝单位根的原假设, 这说明本文变量数据均满足平稳性要求。

表 2 国际原油市场和股市的对数波动率序列和单位根检验

统计量	国际原油市场			国际股票市场		
	INE 波动率指数	WTI 波动率指数	Brent 波动率指数	ZG 波动率指数	MG 波动率指数	YG 波动率指数
样本量	636	636	636	636	636	636
均值	9.490 0	7.777 0	7.765 7	10.653 5	10.691 5	11.436 5
中位数	9.449 5	7.709 7	7.701 7	10.654 1	10.725 4	11.388 4
最大值	12.287 0	10.110 5	10.236 8	12.333 9	12.448 2	13.305 7
最小值	5.746 9	6.436 6	6.510 4	9.374 2	8.846 8	10.094 9
标准差	0.594 5	0.590 8	0.583 0	0.453 5	0.664 7	0.507 3
偏度	0.262 3	0.677 7	0.799 9	0.203 3	0.003 2	0.493 3
峰度	3.338 0	0.611 4	0.873 6	0.000 4	-0.361 8	0.431 8
PP 检验	-13.660 ***	-10.521 ***	-10.202 ***	-16.936 ***	-10.332 ***	-15.250 ***
ADF 检验	-4.078 ***	-3.879 ***	-3.737 ***	-5.849 ***	-4.702 ***	-5.398 ***

注：(1) 数据来源于同花顺数据库, 并剔除因各国节假日不同而缺失的样本数据。(2) *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。(3) 本文还采用 DF-GLS 检验, 结果均在 1%显著性水平上拒绝存在单位根的原假设。

四、实证结果分析

本文构建国际原油市场对股市的风险溢出强度指数，并以新冠病毒感染这一典型突发事件为背景，系统研究国际原油市场波动对股市的风险传染规律。参考已有文献，根据 AIC 统计量、SBIC 统计量和 HQIC 统计量最小原则，本文选择时变参数向量自回归溢出模型的最优滞后阶数为 4 阶。同时，参考郑挺国和刘堂勇（2018）^[39] 的研究，选择国际原油市场对股市风险溢出强度指数均值最高的方差分解期数 H 。结果表明，当实证模型方差分解期数达到 18 期时，原油市场波动对股市的风险溢出强度均值基本稳定，因此本文将最优方差分解期数设定为 18 期。

（一）突发事件冲击下的国际原油市场和股市风险溢出的动态特征

首先，根据图 1 国际原油市场和股市风险总溢出强度的动态变化可知，在第一轮突发新冠病毒感染暴发期间（2019 年 12 月 12 日至 2020 年 5 月 29 日），两市风险总溢出强度明显增强。从分市场看，原油市场风险溢出强度上升是两市风险总溢出强度上升的重

要原因，尤其在全球首例新冠确诊病例公布后，原油市场波动加剧（图中点“1”）导致两市风险溢出强度上升。此后，Brent 原油期货价格在 2020 年 2 月 3 日大幅下跌达到 -4.27%（图中点“2”），并在 2 月 24 日再次大幅下跌 -3.91%（图中点“3”），其间国际原油市场剧烈波动不断强化市场风险溢出。同时，伴随全球原油价格暴跌，国际股市风险溢出强度也逐渐增强，其中，2020 年 3 月 9 日美股触发熔断（图中点“4”），2020 年 3 月 12 日欧美股市再次暴跌（图中点“5”），至此全球股市动荡开始加剧两市风险溢出。因此，在第一轮疫情暴发时期，国际原油市场波动率显著上升率先强化两市风险溢出，此后股市价格波动加剧并逐渐成为市场风险的重要来源。而在第二轮疫情暴发期间（2021 年 12 月 01 日至 2022 年 5 月 30 日），原油市场波动风险成为两市风险总溢出强度攀升的主导因素。其中，在 2022 年 3 月 9 日，Brent 原油期货创历史的单日下跌超过 -12.09%，这也导致短期内国际油股两市风险总溢出强度显著增强。由此可见，自疫情暴发以来，国际原油期货市场不论从风险溢出大小还是风险溢出反应次序上都成为国际油股两市风险总溢出效应的主导。

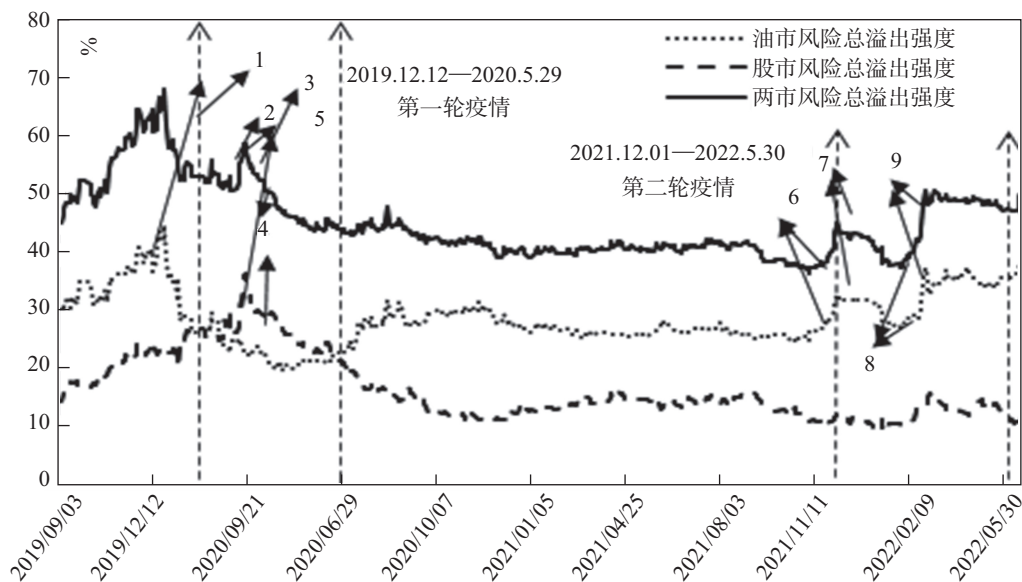


图 1 国际原油市场和股市风险总溢出强度的动态变化

注：“1”：2019 年 12 月 12 日首例新冠病毒确诊病例公布；“2”：2020 年 2 月 3 日布伦特原油下跌 -4.27%；“3”：2020 年 2 月 24 日布伦特原油下跌 -3.91%，拉开短期下跌序幕；“4”：2020 年 3 月 9 日，布伦特原油下跌 -26.18%，美股史上第二次触发熔断机制；“5”：2020 年 3 月 12 日，欧洲股市暴跌，包括美国在内的多国股市触发熔断；“6”：2021 年 12 月 1 日为全球第二轮病毒感染暴发起始点，单日新增确诊病例数超过 70 万例，为连续两月最高值；“7”：2021 年 12 月 23 日，全球单日新增确诊病例数首次超过 100 万例；“8”：2022 年 2 月 24 日俄乌冲突；“9”：2022 年 3 月 9 日布伦特原油下跌 -12.09%。

根据图 2 可知，国际股市受到国际原油市场的风险溢出冲击明显增强，尤其在第一轮和第二轮病毒感

染集中暴发时期，国际原油市场对股市的风险溢出更为突出。从股市受到的风险溢出来源看，WTI 和

Brent 原油期货市场对国际股市风险冲击的重要来源，而中国原油期货市场对国际三大股市的风险溢出总和相对最小。此外，根据表 3 可知，在第一轮疫情期间，国际原油市场对股市的风险溢出冲击在暴发初期较大（2019 年 12 月），其后原油市场对股市的风险溢出强度逐月下降；从风险溢出来源看，Brent 原油期货市场的风险溢出强度略高于 WTI 原油市场（如 2019 年 12 月 Brent 市场的风险溢出均值为 2.832 8，大于 WTI 市场的 2.600 7），而中国 INE 原油期货市

场的风险溢出强度最低（2019 年 12 月的风险溢出均值为 1.540 5）。在第二轮疫情期，国际原油市场对股市的风险溢出主要集中在 2022 年 3 月和 4 月病毒感染最为严重时期，其中 WTI 和 Brent 原油期货市场对股市的风险溢出强度分别为 2.134 6 和 2.117 2，高于中国 INE 原油期货市场风险溢出强度的 0.717 5。

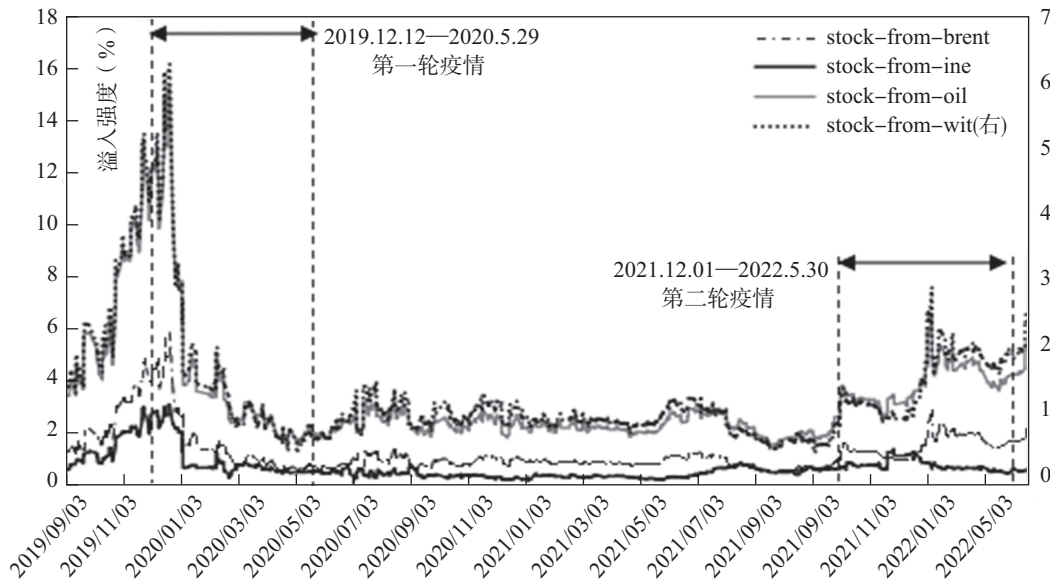


图 2 国际股市来自三大原油市场的风险溢出冲击分解

表 3 股市来自三大原油市场的风险溢出冲击分解

股市	时期	分阶段	stock-from-oil	stock-from-wti	stock-from-brent	stock-from-ine
三大股市受到的风险溢出强度分解	2019 年 12 月	第一轮	6.974 0	2.600 7	2.832 8	1.540 5
	2020 年 1 月		5.236 9	2.001 8	2.139 3	1.095 8
	2020 年 2 月		3.436 3	1.309 8	1.467 1	0.659 4
	2020 年 3 月		2.780 8	1.010 9	1.029 8	0.740 1
	2020 年 4 月		2.099 1	0.750 7	0.809 1	0.539 3
	2020 年 5 月		1.923 1	0.702 5	0.699 9	0.520 7
	2021 年 12 月	第二轮	3.411 2	1.398 1	1.258 4	0.754 7
	2022 年 1 月		3.091 7	1.134 1	1.063 6	0.894 0
	2022 年 2 月		3.514 8	1.192 1	1.207 3	1.115 4
	2022 年 3 月		4.969 3	2.134 6	2.117 2	0.717 5
	2022 年 4 月		4.625 0	1.967 2	2.001 3	0.656 5
	2022 年 5 月		3.940 2	1.582 3	1.833 7	0.524 2

注：stock-from-oil 代表三大股市受到的来自三大原油市场的风险溢出程度的总和，stock-from-wti 代表三大股市来自 WTI 原油市场的风险溢出程度，stock-from-brent 代表三大股市来自 Brent 原油市场的风险溢出程度，stock-from-ine 代表三大股市来自 INE 原油市场的风险溢出程度。

数据来源：作者计算。

(二) 突发事件冲击下国际原油市场波动对各国股市的风险溢出规律

根据下表4和图3可知,在突发新冠病毒感染暴发期间,国际股市受到国际原油市场的风险冲击强度明显增强,尤其在第一轮疫情暴发初期,原油市场对股市的风险溢出更为剧烈。主要原因在于,突发事件冲击具有“事件驱动”特性(隋建利等,2022^[19]),会显著强化全球金融市场间的风险传染(Roncoroni等,2021^[54]; Baker等,2020^[55]; Haddad等,2020^[56]; Ji等,2020^[57]; Nyman等,2021^[58]),其中首次暴发造成国际原油期货市场价格动荡和恐慌情绪蔓延,会进一步强化原油市场风险对股市溢出。此外,从各股市受到的风险溢出强度来看,美股受到原油市场风险溢出冲击一直比英国股市和中国股市更强烈,如在第一轮疫情暴发期间,美股来自原油市场的风险溢出强度均值为2.0368,英国股市为1.0303,而中国股市为0.9999;同样,在第二轮疫情暴发期间,美股来自原

油市场的风险溢出冲击均值为1.8971,也高于英国的1.3838和中国股市的0.6779。可能原因在于当前国际原油贸易呈现“东方交易,西方定价,美元计价”的市场格局,其中美元汇率与国际原油价格波动密切相关(Mensah和Alagidede,2017^[59]),因此也会强化美国金融市场和国际原油市场的风险联动。

此外,从美国股市受到的国际原油市场风险溢出冲击看,根据图4可知,在暴发期间,美国股市受到的国际油市风险溢出冲击主要来自WTI原油期货市场和Brent原油期货市场,而中国INE原油期货市场对美股的风险溢出冲击相对较小。如表4显示,在第一轮疫情暴发时期,美股受到WTI原油期货市场的风险溢出强度均值为0.8905,占比为43.72%;受到Brent原油期货市场的风险溢出强度均值为0.8098,占比为39.76%;而来自中国INE原油期货市场的风险溢出强度为0.3364,占比只有16.52%。其次,在第二轮疫情期间,虽然三大原油期货市场对美股的风险溢出强

表4 美国、英国和中国股市来自国际原油市场的风险冲击分解

分股市	时期	分阶段	来自三大原油市场	来自 WTI 原油市场	来自 Brent 原油市场	来自 INE 原油市场
美国股市	2019年12月12日—2020年5月29日	第一轮	2.0368	0.8905	0.8098	0.3364
	2021年12月1日—2022年5月30日	第二轮	1.8971	0.8129	0.7871	0.2971
英国股市	2019年12月12日—2020年5月29日	第一轮	1.0303	0.3729	0.3797	0.2777
	2021年12月1日—2022年5月30日	第二轮	1.3838	0.5430	0.5461	0.2948
中国股市	2019年12月12日—2020年5月29日	第一轮	0.9999	0.3584	0.3310	0.3104
	2021年12月1日—2022年5月30日	第二轮	0.6779	0.2444	0.2590	0.1745

数据来源:作者计算。

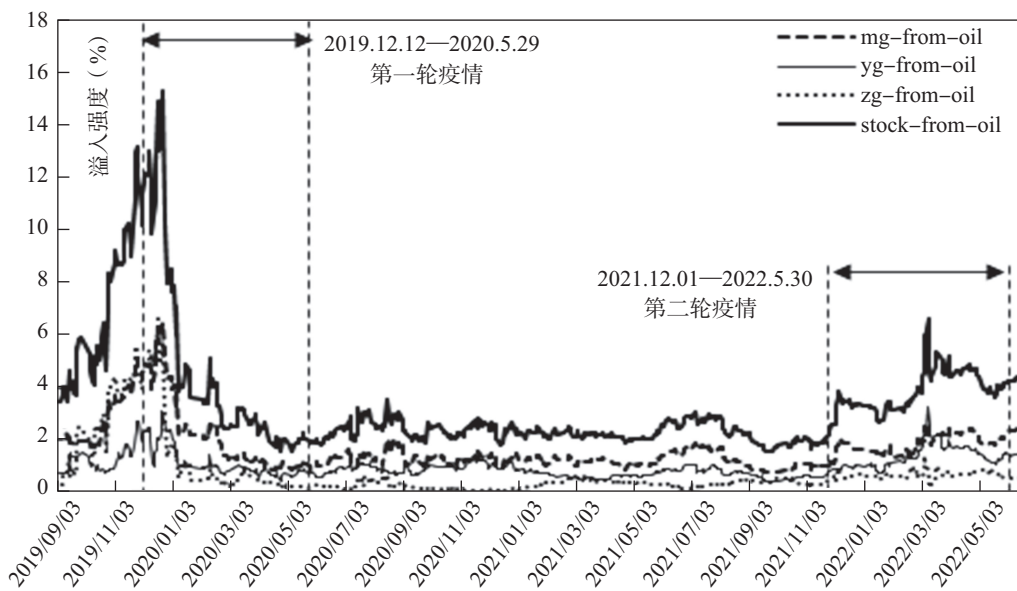


图3 三大股市来自国际原油市场的风险溢出的强度变化

度大小有所降低，但三大原油市场对美股的风险溢出大小排序依旧存在 WTI 原油市场大于 Brent 原油市场，而 Brent 原油市场大于中国 INE 原油市场的特征。因此，国际原油期货市场对股市风险溢出冲击可能与原油市场的影响力有关，其中 WTI 原油期货市场对中国原油期货市场成熟度更高，价格影响力更大，因此对股市的风险溢出冲击也更强。

从英国股市受到的风险溢出来源看，根据图 5 可知，WTI 原油期货市场和 Brent 原油期货市场对英国股市的风险溢出冲击较大，而中国 INE 原油期货市场对英国股市的风险溢出冲击相对较小。在第一轮疫情暴发时期，英国股市受到来自原油期货市场的风险溢出均值为 1.030 3，其中来自 Brent 原油期货市场

的风险溢出冲击占比为 36.85%，来自 WTI 原油期货市场的风险溢出冲击占比为 36.19%，而来自中国 INE 原油期货市场的风险溢出冲击占比为 26.95%。同样，在第二轮疫情期间，Brent 原油期货市场对英国股市的风险溢出冲击占比最高为 39.49%，WTI 原油期货市场的冲击占比为 39.24%，而中国 INE 原油期货市场的冲击占比最低为 21.30%。因此，结合上述美股受到的风险冲击来源看，WTI 和 Brent 原油期货市场对欧美股市的风险溢出都更为强烈，这再次印证了市场成熟度更高，价格影响力更大的国际原油市场对股市的风险溢出冲击更强的结论。

此外，根据图 6 可知，国际原油市场波动对中国股市的风险溢出影响在第一轮疫情暴发时期较为强烈，

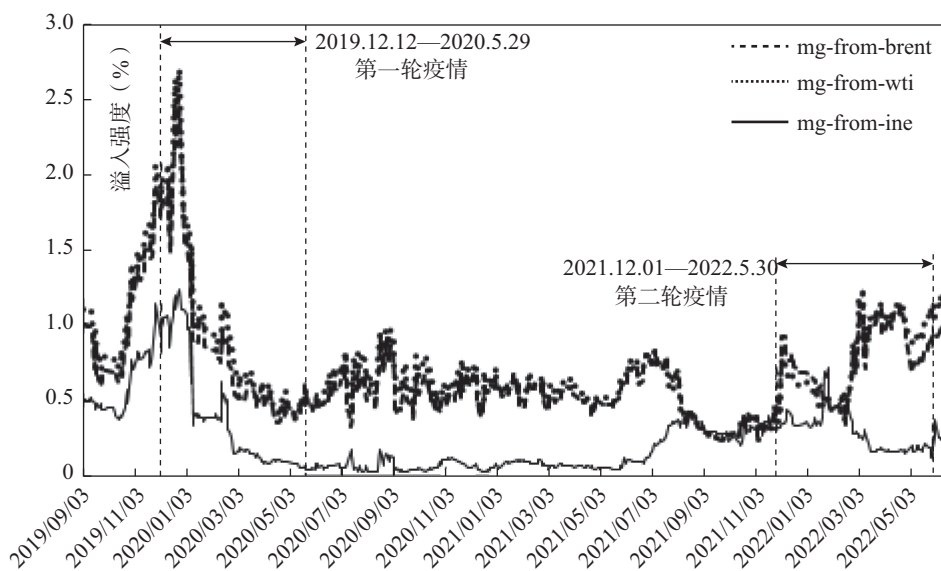


图 4 美国股市来自三大原油市场风险冲击的动态变化

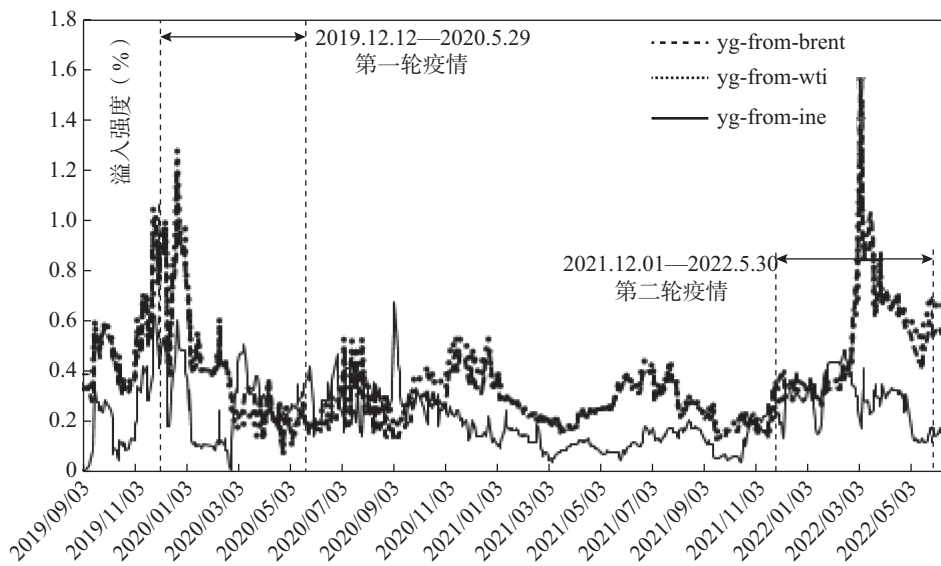


图 5 英国股市来自三大原油市场风险冲击的动态变化

此时风险溢出效应均值为 0.999 9, 而第二轮疫情的风险溢出效应均值已明显减弱为 0.677 9。同时, 与欧美股市受到的风险溢出冲击相比, 中国股市来自原油市场的风险溢出冲击相对较小。从中国股市受到的风险冲击来源看, 在第一轮疫情时期, 中国股市受到来自 WTI 原油市场的风险溢出冲击均值为 0.358 4, 占比 35.84%, 来自 Brent 原油市场的风险溢出均值为 0.331 0, 占比 33.10%, 而本土 INE 原油市场对中国股市的风险溢出冲击均值为 0.310 4, 占比为 31.04%; 在第二轮疫情期间, 中国本土 INE 原油市

场对本土股市的风险溢出冲击下降为 0.174 5, 占比最低为 25.74%。因此, 从风险冲击来源看, WTI 和 Brent 等海外成熟原油市场是中国股市风险输入的重要来源, 而中国本土原油市场对股市的风险冲击相对有限。究其原因, WTI 和 Brent 原油市场的成熟度及其国际定价影响力更强, 同时中国原油进口对外依赖程度更高 (田洪志等, 2020a^[45]; 田洪志等, 2020b^[60]; 汪冬华等, 2022^[45]), 因此, 海外成熟的原油期货市场对中国股市的风险溢出强度高于国内原油期货市场的影

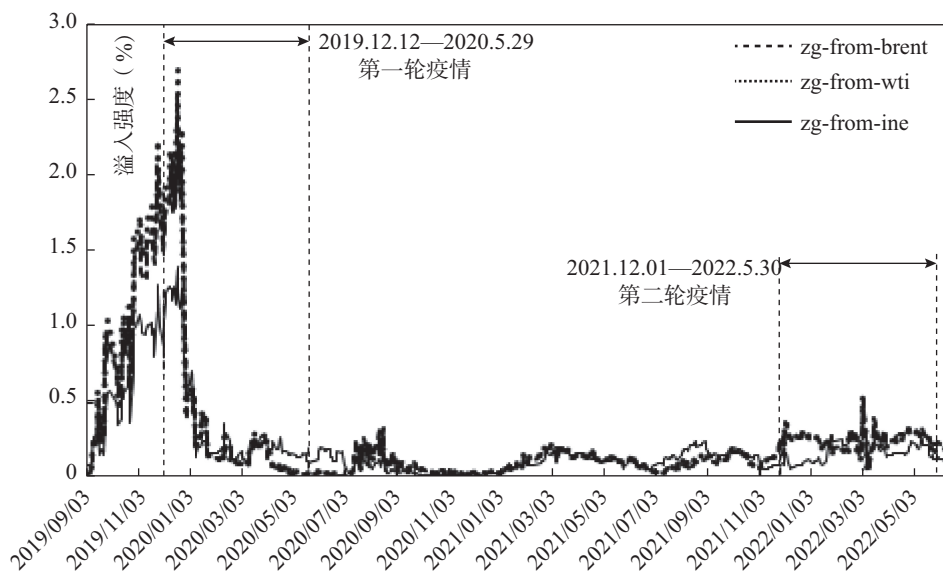


图 6 中国股市来自三大原油市场风险冲击的动态变化

(三) 突发事件冲击加剧国际原油市场对股市风险溢出的实证分析

基于 TVP-VAR-DY 模型, 本文测算国际原油市场波动对股市的风险溢出强度, 并检验突发事件冲击加剧国际原油市场对股市风险溢出的潜在机理。图 7 进一步描绘了国际原油市场波动对股市风险溢出强度的动态变化 (*stock-from-oil*) 及与全球新冠病毒感染风险程度 (*diagc*) 的动态关联。研究表明, 在疫情暴发初期, 股市受到原油市场的风险溢出冲击尤为强烈, 其后原油市场对股市的风险溢出强度逐步下降, 而此时全球病毒感染风险程度则不断加剧, 具体表现为全球单日新增确诊病例数 *diagc* 不断激增。因此, 从表象看, 在疫情暴发初期, 原油市场波动对股市的风险溢出强度 (*stock-from-oil*) 与全球感染风险的严重程度 (*diagc*) 似乎并无显著的正相关关系。然而, 实际原因在于, 突发事件冲击在初期激发了国际金融市场投资者的恐慌情绪, 出于避险动机考虑, 投资者在短期内过度抛售股票和原油期货等高风险的资产

(杨子晖和王姝黛, 2021^[48]), 由此引起两市价格剧烈波动, 因此短期内原油市场波动对股市的风险溢出程度显著提升, 而随着两市价格逐渐恢复, 原油市场对股市的风险溢出程度逐渐下降。然而, 在疫情暴发初期阶段, 由于新冠病毒的传染性极强, 全球单日新增确诊病例数呈现指数上升趋势。因此, 在初期阶段, 原油市场对股市的风险溢出强度与全球新冠病毒感染风险的严重程度并未体现出统计意义上的正相关性, 但这更加说明了初期突发事件冲击对原油市场风险溢出的影响不可忽视。不仅如此, 在第二轮疫情时期, 国际原油市场对股市的风险溢出强度 (*stock-from-oil*) 与全球病毒感染风险严重程度 (*diagc*) 则体现出显著的正向关联, 具体表现为全球病毒感染风险上升并不断强化国际原油市场波动对股市的风险溢出冲击。

表 5 对全球新冠病毒感染风险严重程度 (*diagc*) 与国际原油市场对股市风险溢出强度的动态关系进行回归检验。结果表明, 全球单日新增确诊病例数

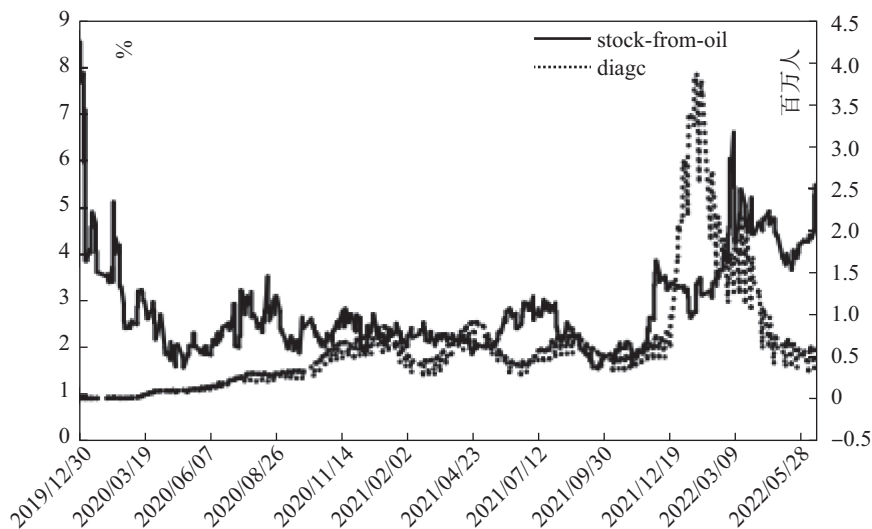


图7 原油市场对股市风险溢出和全球新增确诊病例数的动态关系

diagc (单位: 万人) 对“*stock-from-oil*”的影响参数在 1% 的显著性水平上为正, 这表明风险上升确实强化了国际原油市场对股市的风险溢出冲击。从控制变量的参数估计结果看, 反映全球外汇市场恐慌情绪的 *hbetf* 变量 (“欧元 VIX” 波动率指数) 的估计参数显著为正, 这表明在突发事件暴发期间, 汇率市场的风险预期增加也会加剧国际原油市场波动对股市的风险溢出; *exg* 美元指数的参数估计结果也为正, 并且通过 1% 显著性水平检验, 说明美元升值也会加剧国际原油市场对股市的风险溢出, 这可能与当前国际原油贸易主要采用美元计价的格局有关, 计价货币的汇率变动会加剧原油价格波动对股市的风险冲击。此外, *oiletf* (原油 ETF 波动率指数)、*hjetf* (黄金矿工 ETF 波动率指数) 和 *xxetf* (新兴市场 ETF 波动率指数) 的参数估计系数为负, 说明在病毒暴发期间, 国际避险资产价格上升在一定程度上可能缓解金融市场的恐慌情绪, 进而降低油价波动对股市的负面冲击。最后, *ted* (泰德利差) 的估计参数在 1% 的显著性水平上为正数, 表明国际金融市场流动性紧张加剧原油市场风险溢出。

接着, 表 5 通过一系列稳健性检验来佐证基准回归的结论。其一, 模型 (2) 采用 “OLS+稳健标准误” 的方法进行回归检验, 主要是排除模型可能存

在的异方差对实证结果的影响。根据表 5 可知, 模型 (2) 的参数估计结果与基准回归不存在显著差异, 检验结果满足稳健性要求。其二, 借鉴杨子晖和王姝黛 (2021)^[48] 的研究, 表 5 的模型 (3) 对全部解释变量进行滞后一期处理, 以削弱模型可能存在的内生性问题对回归结果的干扰, 检验结果依旧满足稳健性要求; 模型 (4) 采用 “GMM+工具变量” 的方法进一步做内生性检验, 其中工具变量设定为全球单日新增确诊病例数 (*diagc*) 的滞后一阶、二阶和三阶变量, 最后回归结果也满足稳健性要求。其三, 考虑到地缘政治风险事件也是加剧油价波动的重要因素 (李振等, 2021^[61]), 本文在模型 (5) 中剔除了新冠期间, 包括俄乌冲突在内的 14 次全球地缘政治风险事件的样本 (具体见表 5 注解), 然后再采用处理后的样本进行回归检验, 实证结果依旧支持研究结论。模型 (6) 进一步采用替换核心解释变量的方法进行检验, 即采用全球新冠病毒累计确诊病例数增长率 (*ddiag*) 作为单日新增确诊病例数 (*diagc*) 的替代变量进行实证, 回归结果也支持风险上升会强化国际原油市场波动对股市风险溢出的结论。模型 (7) 进一步采用 HAC 稳健标准差法, 以此排除自相关问题的干扰, 结果表明, Newey-West 的标准误差有所增加, 但核心解释变量的估计参数依旧符合预期。

表 5 国际原油市场对股市风险溢出与全球病毒感染风险的关系

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>
<i>diagc</i>	0.037*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.041*** (0.006)	0.035*** (0.006)	0.409** (0.199)	0.037*** (0.011)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>	<i>stock-from-oil</i>
<i>hjetf</i>	-0.083*** (0.017)	-0.083*** (0.020)	-0.089*** (0.017)	-0.064*** (0.015)	-0.068*** (0.017)	-0.075*** (0.018)	-0.083** (0.034)
<i>oiletf</i>	-0.016*** (0.002)	-0.016*** (0.003)	-0.015*** (0.002)	-0.014*** (0.003)	-0.014*** (0.002)	-0.016*** (0.002)	-0.016*** (0.006)
<i>hbetf</i>	0.282*** (0.043)	0.282*** (0.048)	0.303*** (0.042)	0.274*** (0.042)	0.268*** (0.042)	0.272*** (0.044)	0.282*** (0.082)
<i>xxetf</i>	-0.027*** (0.007)	-0.027*** (0.009)	-0.026*** (0.007)	-0.026*** (0.008)	-0.026** (0.007)	-0.027*** (0.007)	-0.027** (0.013)
<i>exg</i>	0.108*** (0.013)	0.108*** (0.011)	0.104*** (0.013)	0.110*** (0.010)	0.109*** (0.013)	0.115*** (0.014)	0.108*** (0.020)
<i>ted</i>	2.200*** (0.273)	2.200*** (0.512)	1.926*** (0.267)	1.607*** (0.406)	1.773*** (0.265)	1.826*** (0.279)	2.200** (1.029)
<i>gzlc</i>	-0.269*** (0.077)	-0.269** (0.106)	-0.235*** (0.075)	-0.178** (0.091)	-0.155*** (0.074)	0.007 (0.069)	-0.269 (0.211)
<i>cons</i>	-6.781*** (1.296)	-6.781*** (1.181)	-6.560*** (1.270)	-7.478*** (0.997)	-7.233*** (1.258)	-7.616*** (1.328)	-6.781*** (2.161)
处理原则	基准回归	OLS+稳健标准误	内生性解释变量滞后一期	GMM+工具变量L1/L2/L3	剔除地缘政治样本	替换感染风险变量	HAC 稳健标准差法
<i>Hansen</i>	—	—	—	0.5540	—	—	—
<i>Adj. R²</i>	0.481 2	0.488 6	0.483 2	0.520 9	0.493 5	0.448 4	—
<i>N</i>	561	561	560	558	503	561	561

注：(1) *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，下同。(2) 全球单日新增确诊病例数 *diagc* 的单位为：万人。(3) 剔除地缘政策样本包括伊朗遭遇空袭（2020年1月3日—11日）、沙俄油价战争（2020年3月6日—9日）、中印冲突（2020年6月15日—16日）、美国大选（2020年11月3日—8日）、英国脱欧（2020年12月24日—31日）、国会山庄动乱（2021年1月6日—8日）、中海油被制裁（2021年1月14日）、美军空袭伊朗（2021年2月15日—28日）、美国制裁俄罗斯（2021年4月12日—15日）、美军空袭阿富汗（2021年8月15日—31日）、哈萨克斯坦动乱（2022年1月5日—10日）、俄乌冲突（2022年2月24日—3月3日）、欧美针对俄乌事件制裁俄罗斯（2022年4月6日—8日）、芬兰和瑞典加入北约（2022年5月15日—17日）等。

表6刻画了国际原油市场对中国、美国 and 英国三大股票市场的风险溢出强度与所在国新冠病毒感染风险程度的关联。其中，股票市场所在国的单日新增确诊病例数 (*diagc*) 的参数估计结果均为正数，而且通过1%的显著性水平检验，这表明本土感染风险程度上升会加剧本土股票市场的脆弱性（杨子暉和王姝黛，2021^[48]），进而强化国际原油期货市场对

本土股票市场的风险溢入冲击。不仅如此，稳健性检验表明，股票市场所在国的新冠病毒累计确诊病例数增长率 *ddiag* (%) 的估计参数也显著为正，如中国、美国的 *ddiag* 解释变量的参数估计结果均通过1%的显著性水平检验，这进一步说明本土感染风险程度上升会加剧国际原油市场波动对本土股市的冲击。

表6 国际原油市场对各国股市风险溢出强度与股市所在国感染风险的关系

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>mg-from-oil</i>	<i>mg-from-oil</i>	<i>yg-from-oil</i>	<i>yg-from-oil</i>	<i>zg-from-oil</i>	<i>zg-from-oil</i>
<i>diagc</i>	0.010*** (0.003)	—	0.020*** (0.002)	—	0.007*** (0.002)	—
<i>ddiag</i>	—	0.232** (0.104)	—	0.059 (0.076)	—	0.118** (0.053)
<i>hjetf</i>	-0.047*** (0.009)	-0.045*** (0.009)	-0.026*** (0.006)	-0.023*** (0.007)	-0.009* (0.005)	-0.007 (0.005)
<i>oiletf</i>	-0.009*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>mg-from-oil</i>	<i>mg-from-oil</i>	<i>yg-from-oil</i>	<i>yg-from-oil</i>	<i>zg-from-oil</i>	<i>zg-from-oil</i>
<i>hbetf</i>	0.131 *** (0.023)	0.129 *** (0.023)	0.171 *** (0.016)	0.164 *** (0.017)	-0.020 * (0.012)	-0.022 * (0.012)
<i>xxetf</i>	-0.016 *** (0.004)	-0.016 *** (0.004)	-0.016 *** (0.003)	-0.015 *** (0.003)	0.004 ** (0.002)	0.004 ** (0.002)
<i>exg</i>	0.054 *** (0.007)	0.055 *** (0.007)	0.026 *** (0.005)	0.030 *** (0.005)	0.029 *** (0.004)	0.030 *** (0.004)
<i>ted</i>	1.110 *** (0.147)	0.989 *** (0.146)	0.378 *** (0.100)	0.202 * (0.107)	0.712 *** (0.074)	0.635 *** (0.075)
<i>gzlc</i>	-0.196 *** (0.041)	-0.112 *** (0.036)	-0.131 *** (0.028)	0.007 (0.027)	0.058 *** (0.021)	0.112 *** (0.018)
<i>cons</i>	-2.923 *** (0.695)	-3.135 *** (0.694)	-1.687 *** (0.476)	-2.160 *** (0.509)	-2.171 *** (0.353)	-2.320 *** (0.355)
处理原则	基准回归	替换变量	基准回归	替换变量	基准回归	替换变量
<i>F</i>	52.69	51.57	66.78	48.71	48.66	45.90
<i>Adj. R²</i>	0.424 8	0.419 4	0.484 5	0.405 3	0.405 1	0.390 8
<i>N</i>	561	561	561	561	561	561

注：*zg-from-oil* 指标代表国际原油市场对中国股市的风险溢出强度，*mg-from-oil* 和 *yg-from-oil* 指标则分别代表国际原油市场对美国和英国股市的风险溢出强度。

(四) 突发事件冲击下国际原油市场波动对中国股市风险溢出的影响因素分析

1. 基准回归。

为验证突发事件冲击下国际原油市场波动对中国股市风险溢出的影响因素，下文分别选取突发新冠病毒感染期间的国际原油期货市场、WTI 原油期货市场和 Brent 原油期货市场对中国股市的风险溢入强度作为被解释变量，并以全球新冠病毒感染风险、美国 and 英国的新冠病毒感染风险分别作为核心解释变量进行回归检验。表 7 表明，美国、英国的新冠病毒单日新增确诊病例数 *diagc* 的估计参数均在 1% 的显著性水平上为正，说明美国、英国的感染风险上升会强化欧

美原油期货市场波动对中国股市的风险冲击。其次，*exg* 估计参数均在 1% 的显著性水平上为正，表明美元指数大幅上涨会恶化中国的贸易条件，并且加剧油价输入性通胀风险冲击，这对国内股市稳定产生不利影响。此外，*hsl* 的估计参数为正数，说明国内股市投机氛围上升，则在面临突发事件冲击时，国内股市恐慌情绪激增将加剧投资者的非理性抛售行为，由此使得中国股市受到国际原油市场波动冲击更为强烈。最后，国际金融市场环境紧缩 (*ted*) 会加剧国际原油价格波动并增强原油市场对中国股市冲击，而中国金融条件指数 (*finance*) 上升有助于缓解来自国际原油市场的外部风险冲击。

表 7 国际原油市场对中国股市风险溢出的影响因素分析

变量	国际原油市场对中国股市风险溢出的影响分析		WTI 原油市场对中国股市风险溢出的影响分析		Brent 原油市场对中国股市风险溢出的影响分析	
	<i>zg-from-oil</i>	<i>zg-from-oil</i>	<i>zg-from-wti</i>	<i>zg-from-wti</i>	<i>zg-from-brent</i>	<i>zg-from-brent</i>
<i>diagc</i>	0.091 *** (0.017)	0.090 *** (0.015)	0.070 ** (0.030)	0.085 *** (0.027)	0.064 *** (0.011)	0.054 *** (0.010)
<i>exg</i>	—	0.023 *** (0.003)	—	0.007 *** (0.001)	—	0.009 *** (0.001)
<i>hsl</i>	—	0.182 *** (0.045)	—	0.065 *** (0.017)	—	0.066 *** (0.017)
<i>ted</i>	—	0.204 *** (0.052)	—	0.068 *** (0.020)	—	0.046 ** (0.020)
<i>finance</i>	—	-0.071 ** (0.029)	—	-0.055 *** (0.011)	—	-0.044 *** (0.011)

续前表

变量	国际原油市场对中国股市风险溢出的影响分析		WTI 原油市场对中国股市风险溢出的影响分析		Brent 原油市场对中国股市风险溢出的影响分析	
	<i>zg-from-oil</i>	<i>zg-from-oil</i>	<i>zg-from-wti</i>	<i>zg-from-wti</i>	<i>zg-from-brent</i>	<i>zg-from-brent</i>
<i>cons</i>	0.359*** (0.015)	-2.113*** (0.301)	0.133*** (0.005)	-0.677*** (0.116)	0.124*** (0.005)	-0.832*** (0.117)
<i>N</i>	561	561	561	561	561	561
<i>Adj. R²</i>	0.048 6	0.296 1	0.007 7	0.248 0	0.052 5	0.281 9
<i>F</i>	29.60	48.10	5.37	37.93	32.03	44.96

注：(1) 小括号内为参数估计的稳健标准误。(2) 美国 and 全球单日新增确诊病例数 (*diagc*) 的单位为百万人，英国 *diagc* 的单位为十万人。(3) *zg-from-oil* 指标代表中国股市受到来自国际原油市场波动的风险溢入强度总和，*zg-from-wti* 指标代表中国股市受到来自 WTI 原油市场的风险溢入强度，*zg-from-brent* 代表中国股市受到来自 Brent 原油市场的风险溢入强度。

2. 稳健性检验。

上述回归结果表明，全球新冠病毒感染风险上升会加剧国际原油市场波动对中国股市的风险溢入，尤其欧美感染风险暴发会显著强化 WTI 原油市场和 Brent 原油市场对中国股市的风险冲击。同时，研究表明，美元汇率波动、国际金融市场环境紧缩和中国股市换手率高的特点也会加剧国际原油市场风险溢入。但从客观角度分析，实证模型不可避免地可能存在遗漏变量等内生性问题干扰而导致参数回归结果偏误，因此本文在采用 HAC 稳健标准差法控制自相关问题干扰的同时，也进行一系列的稳健性检验。

其一，在内生性检验方面，采用单日新增确诊病例数 (*diagc*) 滞后变量作为工具变量开展 GMM 回归分析。其中，将感染风险滞后项作为工具变量可满足相关性与外生性要求。首先，新冠病毒具备人传人特征，滞后的新增感染病例数与当期新增感染病例数密切相关，而且滞后的新增感染病例数属于已知信息，具备“前定”特征，因此满足外生性要求。结果显示新增感染病例数滞后项回归系数均显著为正，并且都通过 1% 的显著性水平检验，此外其他因素变量的参数估计结果也符合预期并且无显著变化。因此，内生性检验所显示的结果依然显著支持本文的研究结论。其二，本文还采用边际效用方法进行边际弹性分析、采用剔除国际地缘政治冲突事件的主要时间进行样本处理、采用新冠病毒累计确诊病例数增长率 (*ddiag*) 作为单日新增确诊病例数 (*diagc*) 的替代变量进行回归检验，这三种方法的稳健性检验也均符合预期，因此本文的研究结论具有可靠性。^①

五、结论和启示

本文构造国际原油市场对股市的风险溢入强度指

数，系统考察突发事件冲击下的国际原油市场波动对股市的风险传染规律，旨在为有效防范海外风险溢入和守住不发生系统性金融风险的底线提供有益参考。研究表明：突发新冠病毒感染风险上升会加剧恐慌情绪蔓延，进而强化国际原油市场对股市的风险溢出，同时所在国感染风险上升也会增强本土股市的脆弱性并加剧风险溢入。从风险溢出源头看，海外成熟度高、影响力大的 WTI 和 Brent 原油期货市场是国际原油市场风险溢出中心，其价格波动更容易加剧系统性风险传染。从各股市受到的风险冲击强度看，美股和英国股市在突发事件冲击期间受到的原油市场风险溢出冲击持续高于中国股市，这与欧美金融市场与国际原油市场联动紧密有关。基于此，本文提出以下启示建议：

第一，突发事件冲击会强化国际原油市场波动对中国股市冲击，如突发新冠病毒感染风险上升会强化股市脆弱性并加剧风险输入。因此，尽管当前中国股市整体稳定，但在新冠病毒不断变异背景下，中国股市仍将面临海外风险输入的持续冲击。当前，中国金融系统性风险监管部门需要时刻警惕来自国际原油市场的风险溢出影响，这对守住不发生系统性金融风险的底线具有重要意义。

第二，中国股市受到的国际原油市场风险溢出冲击主要来源于 WTI 和 Brent 原油期货市场，这与中国原油进口对外依赖程度高有关，也与国际原油贸易主要采用美元定价的市场格局关联。其中，美元汇率升值会加剧中国原油进口的汇率风险进而强化风险溢入，因此国内金融监管部门和原油进口企业需协同合作，有效监测和运用汇率衍生工具对冲石油美元的汇率风险冲击。此外，需要增强中国原油期货的定价能

^① 受篇幅所限，文中未列出内生性检验和稳健性检验结果的图表，感兴趣的读者可联系作者索取。

力和国际影响力,这对抑制突发事件冲击下的国际原油市场风险输入具有重要意义。

第三,优化国内金融市场环境,抑制股市投机风险有利于缓解国际原油市场风险冲击。其中,宽松的金融市场环境可以有效避免流动性危机,这对于降低

投资者恐慌情绪,缓解海外风险冲击和维持中国股市稳定具有重要作用。特别地,在突发事件冲击下,建议监管部门通过积极货币政策释放流动性宽松信号,以此降低市场恐慌情绪,这对于防范和缓解突发事件冲击下的系统性风险具有重要作用。

参考文献

- [1] Mensi W, Sensoy A, Xuan V V, et al. Impact of COVID-19 Outbreak on Asymmetric Multifractality of Gold and Oil Prices [J]. Resources Policy, 2020, 69: 101829.
- [2] Akhtaruzzaman M, Boubaker S, Chiah M, et al. COVID19 and Oil Price Risk Exposure [J]. Finance Research Letters, 2021, 42: 101882.
- [3] Brown J P, Response of Consumer Debt to Income Shocks: The Case of Energy Booms and Busts [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2021, 53 (7): 1629-1675.
- [4] 田洪志, 姚峰, 李慧. 中国是否拥有原油的国际定价权?——基于油价间独立性与传导性视角 [J]. 中国管理科学, 2020 (11): 90-99.
- [5] Balcilar M, Hammoudeh S, Toparli E A. On the Risk Spillover Across the Oil Market, Stock Market, and the Oil Related CDS Sectors: A Volatility Impulse Response Approach [J]. Energy Economics, 2018, 74 (AUG.): 813-827.
- [6] Tsouknidis D A. Dynamic Volatility Spillovers across Shipping Freight Markets [J]. Transportation Research Part E, 2016 (7): 90-111.
- [7] 钟婉玲, 李海奇. 国际油价、宏观经济变量与中国股市的尾部风险溢出效应研究 [J]. 中国管理科学, 2022 (2): 27-37.
- [8] 金洪飞, 金萃. 石油价格与股票市场的溢出效应——基于中美数据的比较分析 [J]. 金融研究, 2008 (2): 83-97.
- [9] 王奇珍, 王玉东. 国际油价、美国经济不确定性和中国股市的波动溢出效应研究 [J]. 中国管理科学, 2018 (11): 50-61.
- [10] Li X, Wei Y. The Dependence and Risk Spillover between Crude Oil Market and China Stock Market: New Evidence from a Variational Mode Decomposition-based Copula Method [J]. Energy Economics, 2018, 74 (AUG.): 565-581.
- [11] Yang Y, Ma Y R, Hu M, et al. Extreme Risk Spillover between Chinese and Global Crude Oil Futures [J]. Finance Research Letters, 2020, 40: 101743.
- [12] Gu X, Zhu Z, Yu M. The Macro Effects of GPR and EPU Indexes over the Global Oil Market—Are the Two Types of Uncertainty Shock Alike? [J]. Energy Economics, 2021, 100: 105394.
- [13] Demirel R, Gupta R, Suleman T, et al. Time-varying Rare Disaster Risks, Oil Returns and Volatility [J]. Energy Economics, 2018, 75 (SEP.): 239-248.
- [14] Sharif A, Aloui C, Yarovaia L. COVID-19 Pandemic, Oil Prices, Stock Market, Geopolitical Risk and Policy Uncertainty Nexus in the US Economy: Fresh Evidence from the Wavelet-based Approach [J]. International Review of Financial Analysis, 2020, 70: 101496.
- [15] Qx A, Ri A, Tao Q B, et al. Linkages between the International Crude Oil Market and the Chinese Stock Market: A BEKK-GARCH-AFD Approach [J]. Energy Economics, 2021, 102: 105484.
- [16] 朱小能, 袁经发. 去伪存真: 油价趋势与股票市场——来自“一带一路”35国的经验证据 [J]. 金融研究, 2019 (6): 131-150.
- [17] 周东海, 陈滨霞, 蒋远营. “两率”市场化改革、国际原油与中国股市关系 [J]. 统计与信息论坛, 2020 (2): 47-58.
- [18] 康继军, 郑丝月. 仅用原油价格能否有效衡量能源市场冲击 [J]. 世界经济, 2021 (7): 181-206.
- [19] 隋建利, 杨庆伟, 刘金全. 极端事件冲击下的价格联动、风险传染与风险溯源: 来自国际原油市场与中美金融市场的新发现 [J]. 世界经济研究, 2022 (4): 47-62.
- [20] Sadorsky P. Correlations and Volatility Spillovers between Oil Prices and the Stock Prices of Clean Energy and Technology Companies [J]. Energy Economics, 2012, 34 (1): 248-255.
- [21] Chang C, McAleer M, Tansuchat R. Conditional Correlations and Volatility Spillovers between Crude Oil and Stock Index Returns [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2013, 25: 116-138.
- [22] Nguyen C C, Bhatti M I. Copula Model Dependency between Oil Prices and Stock Markets: Evidence from China and Vietnam [J]. Journal of International Financial Markets Institutions & Money, 2012, 22 (4): 758-773.
- [23] Sukcharoen K, Zohrabyan T, Leatham D, et al. Interdependence of Oil Prices and Stock Market Indices: A Copula Approach [J]. Energy Economics, 2014, 44: 331-339.
- [24] 朱慧明, 董丹, 郭鹏. 基于 Copula 函数的国际原油价格与股票市场收益的相关性研究 [J]. 财经理论与实践, 2016 (2): 32-37.
- [25] Kang W, Ratti R A, Yoon K H. Time-varying Effect of Oil Market Shocks on the Stock Market [J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 61 (2): S150-S163.
- [26] Diaz E M, Molero J C, Gracia F. Oil Price Volatility and Stock Returns in the G7 Economies—Science Direct [J]. Energy Economics, 2016, 54: 417-430.
- [27] 张跃军, 张晗, 王金丽. 考虑结构变化和长记忆性的国际原油价格波动率预测研究 [J]. 中国管理科学, 2021 (9): 54-64.
- [28] Diebold F X, Yilmaz K. Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers [J]. International Journal of

- Forecasting, 2012, 28 (1): 57-66.
- [29] Diebold F X, YiImaz K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms [J]. Journal of Econometrics, 2014, 182 (1): 119-134.
- [30] Varella M A, Hamid S. Exchange Rates, Oil Prices and World Stock Returns [J]. Resources Policy, 2019, 61: 585-602.
- [31] 陈声利, 赵学军, 张自力. 全球视野的大类资产风险溢出研究 [J]. 管理科学, 2019 (6): 3-17.
- [32] 周开国, 季苏楠, 杨海生. 系统性金融风险跨市场传染机制研究——基于金融协调监管视角 [J]. 管理科学学报, 2021 (7): 1-20.
- [33] Banulescu G D, Dumitrescu E I. Which Are the SIFIs? A Component Expected Shortfall Approach to Systemic Risk [J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 50: 575-588.
- [34] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR [J]. American Economic Review, 2016, 106: 1705-1741.
- [35] Suh S. Measuring Systemic Risk: A Factor-augmented Correlated Default Approach [J]. Journal of Financial International, 2012, 21 (2): 341-358.
- [36] Benoit S, Colliard J-E, Hurlin C, Pérignon C. Where the Risk Lie; A Survey on Systemic Risk [J]. Review of Finance, 2017, 21 (1): 109-152.
- [37] 张年华, 黄佳耿, 徐浩宇. 金融危机、汇率改革与人民币汇率的波动溢出效应——基于汇率时变溢出检验 [J]. 上海经济研究, 2021 (12): 80-93.
- [38] Garman M B, Klass M J. On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data [J]. The Journal of Business, 1980 (1): 67-78.
- [39] 郑挺国, 刘堂勇. 股市波动溢出效应及其影响因素分析 [J]. 经济学 (季刊), 2018 (2): 669-692.
- [40] 吴献博, 惠晓峰. 中国 A 股市场金融板块间风险相依关系及动态演化研究 [J]. 中国管理科学, 2022 (5): 54-64.
- [41] Wang G, Xie C, He K, Stanley H E. Extreme Risk Spillover Network: Application to Financial Institutions [J]. Quantitative Finance, 2017, 17 (9): 1417-1433.
- [42] Primiceri G E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy [J]. Review of Economic Studies, 2005, 72 (3): 821-852.
- [43] Nakajima J. Time-varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications [J]. Institute for Monetary and Economic Studies, 2011, 29: 107-142.
- [44] 龚旭, 姬强, 林伯强. 能源金融研究回顾与前沿方向探索 [J]. 系统工程理论与实践, 2021 (12): 3349-3365.
- [45] 汪冬华, 姚钰雯, 王暖. 基于 Hawkes 过程的国际原油市场与中国股票市场大幅波动联动性研究 [J]. 中国管理科学, 2022 (8): 36-43.
- [46] Hashmi S M, Chang B H, Bhutto N A. Asymmetric Effect of Oil Prices on Stock Market Prices: New Evidence From Oil-exporting and Oil-importing Countries [J]. Resources Policy, 2021, 70: 101946.
- [47] Benk S, Gillman M. Granger Predictability of Oil Prices after the Great Recession [J]. Journal of International Money and Finance, 2020, 101: 102100.
- [48] 杨子晖, 王姝黛. 突发公共卫生事件下的全球股市系统性金融风险传染 [J]. 经济研究, 2021 (8): 22-38.
- [49] 叶五一, 曾海歌, 缪柏其. VIX 指数对股票市场间联动性影响的实证研究 [J]. 统计研究, 2018 (6): 68-76.
- [50] 刘映琳, 刘永辉, 鞠卓. 国际原油价格波动对中国商品期货的影响——基于多重相关性结构断点的分析 [J]. 中国管理科学, 2019 (2): 31-40.
- [51] Cai X, Gautier P, Wolthoff R P. Search Frictions, Competing Mechanisms and Optimal Market Segmentation. [J]. Journal of Economic Theory, 2017, 169: 453-473.
- [52] 赵华, 王杰. 基于混频数据的实体经济与金融市场时变溢出效应研究 [J]. 统计研究, 2018 (7): 49-61.
- [53] 袁梦怡, 胡迪. 疫情冲击下全球股市的风险溢出效应研究 [J]. 金融论坛, 2021 (9): 36-48.
- [54] Roncoroni A, Battiston S, D'Errico M, Halaj G. Interconnected Banks and Systemically Important Exposures [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2021, 133: 104266.
- [55] Baker S R, Bloom N, Davis S J, Kost K J, Sammon M C, Viratyosin T. The Unprecedented Stock Market Impact of COVID-19 [R]. National Bureau of Economic Research, Working Paper, 2020, 26945.
- [56] Haddad V, Alan M, Tyler, M. When Selling Becomes Viral: Disruptions in Debt Markets in the Covid-19 Crisis and the Fed's Response [R]. National Bureau of Economic Research, Working Paper, 2020, 27168.
- [57] Ji Q, Zhang D, Zhao Y. Searching for Safe-haven Assets during the COVID-19 Pandemic [J]. International Review of Financial Analysis, 2020, 71: 101526.
- [58] Nyman R, Kapadia S, Tuckett D. News And Narratives in Financial Systems: Exploiting Big Data for Systemic Risk Assessment [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2021, 127: 104119.
- [59] Mensah J O, Alagidede P. How are Africa's Emerging Stock Markets Related to Advanced Markets? Evidence from Copulas [J]. Economic Modelling, 2017, 60: 1-10.
- [60] 田洪志, 姚峰, 罗浩, 李慧. 中国原油价格争取成为国际基准指标的进程研判 [J]. 中国软科学, 2020 (12): 11-21.
- [61] 李振, 石晴, 卜林. 地缘政治风险是国际原油价格波动的影响因子吗?: 基于 GARCH-MIDAS 模型的分析 [J]. 世界经济研究, 2021 (11): 18-33.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

注册会计师说“不”的“阵痛”效应研究

Research on the Throe Effect of CPA's Saying No

孙龙渊 李晓慧 陈沁

SUN Long-yuan LI Xiao-hui CHEN Qin

[摘要] 本文以2015至2019年遭遇注册会计师说“不”，即出具非“清洁”审计意见的上市公司为样本，研究非“清洁”审计意见对股价崩盘的影响。研究表明：注册会计师说“不”会带来股价崩盘的“阵痛”效应，即被出具非“清洁”审计意见会导致公司股价崩盘风险在短期内上升，但长期内会下降。这是因为：注册会计师说“不”会揭示被审计公司存在的问题，抵消管理层的“捂盘效应”，增大股价崩盘风险；但遭遇说“不”的公司会采取各种措施纠错，在一定程序消弭注册会计师说“不”带来的负面影响，因此，注册会计师说“不”的“阵痛”效应有利于资本市场秩序的长期维护和公司经营稳健性的长远提升。进一步研究表明：良好的外部监管和完善的内部控制有助于消弭注册会计师说“不”带来的“阵痛”，身处此类环境中的公司会更为迅捷有效地采取措施，降低因遭遇说“不”而增加的股价崩盘风险。

[关键词] 非“清洁”审计意见 股价崩盘 “阵痛”效应 审计监管

[中图分类号] F239.44 F239.43 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0057-11

Abstract: The article takes public companies encountered non-clean audit opinions which is CPA's Saying No from 2015 to 2019 as samples to study the impact of non-clean audit opinions on stock price collapse. The results show that CPA's Saying No will bring about Throe Effect for stock price collapse, in other words, issuance of non-clean audit opinion will increase risk of stock price collapse of companies in short term, which will decline in the long run. This is because the CPA's Saying No will reveal the problems of the audited company, offset the Covering Effect of the management, and increase the risk of stock price crash. However, companies encountered Saying No will take various measures to correct errors. In a result, the negative impact of the CPA's Saying No will be eliminated to a certain degree. Therefore, Throe effect of the CPA's Saying No is conducive to the longtime maintenance of the order of the capital market and the longtime improvement of the quality of the company's operational robustness. Further research has shown that a good external supervision and a sound internal control can help eliminate Throe Effect by CPA's Saying No, and companies in such an environment will take measures more quickly and effectively to reduce the increased risk of stock price collapse.

Key words: Non-clean audit opinion Stock price collapse Throe effect Audit supervision

[收稿日期] 2021-08-06

[作者简介] 孙龙渊，男，1991年4月生，北京信息科技大学信息管理学院讲师，研究方向为共享审计师的“信号传递”机制；李晓慧，女，1967年12月生，中央财经大学会计学院教授，博士生导师，研究方向为现代审计理论与实务；陈沁，女，1998年6月生，中央财经大学会计学院博士研究生，研究方向为资本市场信息披露制度。本文通讯作者为孙龙渊，联系方式为Sun18317212963@163.com。

[基金项目] 中国会计学会重点会计科研课题“国家治理体系中注册会计师监督的顶层设计与工作机制研究”（项目编号：2020ASC017）；北京社会科学基金重点项目“审计过程数字化路径与方法研究”（项目编号：21GLA007）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

2015年以来,我国股票市场剧烈动荡,出现数次“千股跌停”与个股崩盘,股价崩盘的研究开始进入研究者的视野。股价崩盘是指没有任何预兆时,市场指数或股票价格“断崖式”下跌的现象,这种现象易引发投资者恐慌,加剧股价暴跌,甚至给投资者以毁灭性打击。现有研究表明:股价崩盘主要来源于管理层的“捂盘假说”,即管理层出于自利动机,会选择性地隐瞒坏消息(Kim等,2016^[1]),造成公司和投资者之间的信息不对称和投资者过于乐观的估计,产生股价“泡沫”(王化成等,2015^[2];叶康涛等,2015^[3])。当坏消息累积到一定程度,对公司的财务报表质量产生重大影响时,会以某种形式“集中释放”,引起股价的飞速下跌(Hutton等,2009^[4];谢德仁等,2016^[5]),这种因披露负面消息导致的股价飞速下跌,即为“股价崩盘”。现有研究表明:会计信息披露的透明和稳健性能显著影响股价崩盘风险(谢德仁等,2016^[5],张多蕾和张尧,2020^[6]),因此,研究会计信息披露对股价崩盘风险的影响,不仅具有较高的学术价值,也有助于完善相关政策制定和维护资本市场秩序。

注册会计师作为资本市场不可或缺的第三方鉴证人,其出具的审计报告是财务报表预期使用者与公司沟通的重要渠道(Jensen和Meckling,1976^[7])。审计报告意见分“清洁”与非“清洁”,出具“清洁”审计意见,即不带任何事项段的无保留审计意见,意味着注册会计师认可被审计公司披露信息的合法公允性,而非“清洁”审计意见的出具则意味着注册会计师认为被审计公司的经营管理可能存在问题。潘秀丽和王娟(2016)^[8]的研究表明:公司被出具非“清洁”审计意见,会向信息使用者传递公司可能存在问题的信号,引起诸如股价崩盘等反应。因此,资本市场中很多上市公司都认为非“清洁”意见是增大股价崩盘风险的“助推手”。但是,注册会计师说“不”对上市公司真的只有消极影响吗?这是本文所要揭示的问题。

本文以2015至2019年的A股上市公司为样本,研究注册会计师说“不”,即向被审计公司出具非“清洁”审计意见对公司股价崩盘风险的影响。研究结果表明:注册会计师说“不”会带来“阵痛”效应,即公司的股价崩盘风险会在短期内上升,但长期内会下降。这是因为注册会计师说“不”会揭示被审计公司的负面信息,进而抵消管理层隐瞒信息的

“捂盘”行为,引起投资者对被投资单位管理层的不信任和猜疑,甚至失去信心,进行撤资或抛售股票,造成股价崩盘;加之证监会、证券交易所等监管机构也会依据审计意见,对被审计公司采取立案调查、行政处罚等一系列措施,这些都会在一定程度上增大公司股价崩盘甚至退市的风险。然而,遭遇说“不”的公司会采取包括由董事会、监事会发布专项说明;积极回应证监会、上海证券交易所(即:上交所)、深圳证券交易所(即:深交所)等监管机构的立案说明和问询函以及更换事务所等具体措施,这些措施在一定程度上会消弭注册会计师说“不”带来的负面影响。因此,从长远来看,资本市场中注册会计师说“不”不仅不是增大股价崩盘风险的“助推手”,反而会促使被审计公司采取措施纠正漏洞,降低股价崩盘风险,起到完善资本市场治理的积极作用。

本文的结论完善了股价崩盘风险的相关研究,并从以下几方面做出贡献:第一,本文以2015至2019这资本市场飞速发展的五年为区间,从较长的时间观测注册会计师说“不”对股价崩盘风险的影响,证明注册会计师说“不”只能造成“阵痛”,弥补了现有研究缺少从长期观测审计意见对股价崩盘风险影响的空白。第二,本文收集并总结了遭遇注册会计师说“不”的公司在之后五年采取的措施,对这些措施进行追踪,通过研究证明措施可以消弭“疼痛”,从而弥补了现有研究缺少非“清洁”意见出具后被审计公司采取措施及产生后果的空白,同时完善了相关法规的修订,对公司经营稳健性的提高、资本市场监管制度的完善和注册会计师执业能力提升都具有指导意义。第三,本文发现被审计公司的外部监管环境和内部控制制度越完善,“阵痛”效应越明显,通过细化分类对此类理论研究做出贡献,并再度证明了资本市场监管环境和公司内部控制的完善有助于上市公司的经营稳健性和信息披露质量的提高。

二、文献综述与假设提出

(一) 注册会计师说“不”与股价崩盘风险

目前,注册会计师说“不”,即出具非“清洁”审计意见与股价崩盘风险的研究主要聚焦审计意见的信息披露对股价崩盘风险的影响。潘秀丽和王娟(2016)^[8]指出,被出具非“清洁”审计意见的公司在以前年度习惯于隐瞒负面信息,而非“清洁”审计意见出具本身就意味着公司所隐瞒的坏消息的集中释放,必然导致股价崩盘。其他研究则发现,除负面

信息的泄露外,对正面信息的粉饰和夸大同样意味着披露信息不实,也会引发股价崩盘(Chen等,2001^[9];Solomom,2012^[10];李哲,2018^[11])。在此基础上,另一些研究从信息披露质量与股价崩盘风险的视角展开,发现凡是能提高公司信息披露质量的行为,包括内部控制制度的完善(Hutton等,2009^[4])、公司治理水平的提高(Kim等,2011b^[12])、避税行为和法律管制的进步(叶康涛等,2015^[3])等,都会抑制股价崩盘风险;但是,诸如盈余管理(Hutton等,2009^[4])及会计稳健性降低(Kim和Zhang,2014^[13])等管理层用来掩盖事实的手段,都会在降低信息披露质量的同时增大股价崩盘风险。

现有研究表明:注册会计师出具的审计报告具有“信号传递”功能,“清洁”审计意见可以公允合理地鉴证公司经营管理状况,非“清洁”审计意见则表明注册会计师认为公司披露的信息可能存在问题(Ashbaugh-Skaife等,2010^[14];Chen等,2010^[15];李增泉,1999^[16])。据此,本文认为:注册会计师对所审计的上市公司说“不”,即出具非“清洁”审计意见,会向信息使用者传递出“注册会计师在审计过程中,发现被审计公司财务状况可能存在错报”等负面信息,会在一定程度上抵消管理层隐瞒负面信息的“捂盘”,这种抵消会引起投资者对被投资单位管理层的不信任和猜疑,甚至失去对被投资单位的信心,导致投资者撤资或抛售股票,增加股价崩盘风险;同时,证监会、证券交易所等监管机构也会视审计意见的出具情况对被审计公司进行立案调查或行政处罚,这会在一定程度上损毁被审计单位的声誉,增加被审计公司股价崩盘甚至退市的风险。基于此,本文提出假设1:

H1: 注册会计师说“不”会增加被审计公司的股价崩盘风险

(二) 注册会计师说“不”的“阵痛”效应

现有研究虽然表明出具非“清洁”审计意见会加大股价崩盘风险,但也有研究表明,连续披露非“清洁”审计意见的公司会产生正向的市场反应:张继勋等(2011)^[17]的研究发现市场对首次和连续披露的带强调事项段的无保留审计意见反应无显著差异,但恽碧琰和阚京华(2008)^[18]的研究却发现“首次披露”和“连续披露”的市场反应有显著差异,证券市场更倾向于对连续披露做出正向反应。

本文依据公司上市时间,收集2015年以来上市公司被出具非“清洁”审计意见后采取的措施,对

涉及“连续披露”的现象进行追踪。发现公司在首次遭遇注册会计师说“不”后,采取的措施主要分为以下三类:第一,由董事会、监事会发布专项说明,对造成非无保留意见的事项进行回应,并试图解决导致非“清洁”审计意见出具的事项;第二,回应上交所、深交所出具的问询函,如果被证监会立案侦查或处罚,还会回应证监会出具的立案说明或处罚公告;第三,被出具保留、无法表示等较严重意见的公司,会选择解聘原事务所并更换新事务所。

这些现象表明:注册会计师说“不”会引发监管者关注,促使被审计公司采取措施,纠正造成非“清洁”意见的问题。现有研究表明:证监会等监管机构的行政处罚有助于提升审计质量(刘峰等,2010^[19]),变更事务所有助于上市公司获取标准无保留审计意见(韩维芳和刘欣慰,2019^[20]),而“上市公司出具应对审计意见的公告”本身就表明公司对非“清洁”审计意见十分重视,愿意采取措施纠正自己犯下的错误,属于“知错能改”的“积极”信号。依据信号传递理论,积极信号的传递可以引起市场的正向反应,提升公司首发上市融资的正向回报(王帆和张龙平,2012^[21])。据此本文推断:当上市公司首次遭遇注册会计师说“不”后,会或多或少地采取措施进行应对,这些措施会向外界传递出“公司正在积极努力纠错”的信号,增强投资者信心,在较长的时间内缓慢修复公司声誉,最终消弭注册会计师说“不”造成的“痛疼”,降低股价崩盘风险。因此,本文认为注册会计师说“不”引起的股价崩盘风险提升只是“阵痛”,因说“不”引起的股价崩盘风险提升,最终会因公司努力纠错而消除。据此,本文提出假设2:

H2: 因注册会计师说“不”增加的股价崩盘风险会随着时间的推移而下降。

综上所述,本文想论证的主题是:虽然注册会计师说“不”会向信息使用者传递出“注册会计师在审计过程中,发现被审计公司财务状况可能存在错报”等负面信息,增加股价崩盘风险;但注册会计师说“不”会或多或少引起被审计公司的重视,督促被审计公司采取措施,尝试纠正自身犯下的错误,并向市场传递积极的信号,消弭说“不”即非“清洁”审计意见出具带来的不利影响;因此,公司的股价崩盘风险最终会下降,呈现出“先升后降”的“阵痛”效应。

三、样本选择与模型设计

(一) 样本选择

本文以 2015 至 2019 年^①的上市公司为样本，研究注册会计师说“不”对股价崩盘风险的影响。样本筛选过程为：先从国泰安数据库中下载 2015 至 2019 年共 16 912 条数据，由于当期出具的审计意见不会对当期公司的股票崩盘风险造成影响，本文补充了 2014 年上市公司的审计意见，又剔除股价崩盘风险指标缺失的 2 756 条数据，再剔除控制变量缺失的 810 条数据和除金融行业的 321 条数据，最终剩余 13 025 条数据，构成本文的研究样本，所有连续变量均经过上下 1%水平的缩尾处理。

(二) 模型设计

参照前人对股价崩盘风险的研究，本文以分市场等权平均法计算的负收益偏态系数 $NCSKEW$ 和上下波动比率 $DUVOL$ 来衡量股价崩盘风险 $Crash_Risk$ ，计算过程如下：

首先，使用股票 i 的周收益数据回归，得出残差 $\varepsilon_{i,t}$ ， $R_{i,t}$ 是股票 i 在第 t 周的收益率（包括现金股利再投资）， $R_{m,t}$ 为市场上所有 A 股第 t 周的平均收益率，回归方程如下：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i}XR_{m,t-1} + \beta_{2i}XR_{m,t-1} + \beta_{3i}XR_{m,t} + \beta_{4i}XR_{m,t+1} + \beta_{5i}XR_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

然后，使用 $\varepsilon_{i,t}$ 计算股票 i 所在的公司周收益 $W_{i,t}$ ，计算公式如下：

$$W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

最后，使用特定公司周收益 $W_{i,t}$ 构造变量负收益

偏态系数 $NCSKEW_{i,t}$ 和股价波动性 $DuVol_{i,t}$ ， n 是股票 i 每年交易的周数，其中， n_{up} 为 $W_{i,t}$ 大于年平均收益 W_i 的周数， n_{down} 为 $W_{i,t}$ 小于年平均收益 W_i 的周数，计算公式如下：

$$NCSKEW_{i,t} = \frac{-[n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{i,t}^3]}{(n-1)(n-2)^{\frac{3}{2}} (\sum W_{i,t}^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (3)$$

$$DUVOL_{i,t} = -\log \left[\frac{(n_{up}-1) \sum_{down} W_{i,t}^2}{(n_{down}-1) \sum_{up} W_{i,t}^2} \right] \quad (4)$$

以是否遭遇注册会计师说“不”，即出具非“清洁”审计意见 $Opinion$ 和距离首次遭遇说“不”的时间 $Time$ 为自变量，构建模型如下：

$$Crash_Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 XOpinion_{i,t-1} + \alpha_2 XCrash_Risk_{i,t-1} + \alpha_3 XControl_{i,t} + \alpha_4 X \sum Year_{i,t} + \alpha_5 X \sum Indu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Crash_Risk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 XOpinion_{i,t-1} + \beta_2 XTime + \beta_3 XOpinion_{i,t-1} XTime + \beta_4 XCrash_Risk_{i,t-1} + \beta_5 XControl_{i,t} + \beta_6 X \sum Year_{i,t} + \beta_7 X \sum Indu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$Control_{i,t}$ 为控制变量， $Opinion_{i,t-1}$ 为公司 i 前一期被出具的审计意见。式 (5) 用来检验假设 1，主要看系数 α_1 ，如果 α_1 显著为正，则说明注册会计师说“不”会增大股票崩盘风险，否则无意义；式 (6) 用来检验假设 2，主要观测交乘项系数 β_3 ，如果 β_3 显著为负，则说明随着时间的流逝，因非“清洁”意见出具而增大股票崩盘风险会逐渐消失，也即被出具非“清洁”意见的公司采取的措施会逐步抵消负向效应。变量定义如表 1。

表 1 变量定义表

变量类型	变量符号	定义
被解释变量	$Crash_Risk$	负收益偏态系数 $NCSKEW$ 和上下波动比率 $DUVOL$
解释变量	$Opinion$	审计意见哑变量，公司上一期是否被出具非“清洁”审计意见，是则取 1，否则取 0
	$Time$	时间哑变量，将公司首次被出具非无保留审计意见的年度取值为 1，之后一年取值为 2，以前年度皆为 0，其他年度依此类推
	$TimeXOpinion$	时间哑变量和审计意见哑变量的交乘项
控制变量	L_Crash_Risk	上一期的负收益偏态系数 $NCSKEW$ 和上下波动比率 $DUVOL$
	$Turnover$	月平均换手率，算法为本年月平均换手率与上一年月平均换手率的差值

^① 由于 1999-2000 年我国并未要求上市公司披露财务信息，这段时间数据无法获取，而本文又需要研究现代资本市场下审计意见对股价崩盘风险的作用，故选取时间段为离论文写作时间点较近的 2015 至 2019 年。

续前表

变量类型	变量符号	定义
控制变量	<i>RET</i>	股票平均周收益率, 算法为本年度客户公司股票的平均周收益率
	<i>Sigma</i>	股票年收益率波动, 算法为股票公司周收益率标准差
	<i>Size</i>	公司规模, 算法为总资产自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率, 算法为总负债/总资产
	<i>ROA</i>	总资产收益率, 算法为净利润/总资产
	<i>MB</i>	账面市值比, 算法为公司市值/账面价值
	<i>ST</i>	ST 哑变量, 即样本内公司是否为 ST 或 *ST 公司, 如果是, 是则取 1, 不是则取 0
	<i>Year</i>	年度哑变量
	<i>Indu</i>	行业哑变量

四、实证分析

(一) 描述性分析

本文首先对式 (5) 和式 (6) 中所涉及的变量, 以是否被注册会计师说“不”为分界线, 进行描述性分析, 结果如表 2 所示。

由表 2 可知, 负收益偏态系数 (*Ncskew*) 的均值

为-0.361, 标准差为 0.830。上下波动比率 (*Duvol*) 的均值为-0.253, 标准差为 0.519, 总体来说均值差异不大, 但是标准差较大, 说明不同公司所遭受到的股价崩盘风险大不相同, 而非无“清洁”审计意见 (*Opinion*) 的均值为 0.46, 说明有 4.6% 的公司被出具了非“清洁”审计意见。

表 2 描述性分析表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Ncskew</i>	13 025	-0.361	0.830	-5.173	5.078
<i>Duvol</i>	13 025	-0.253	0.519	-2.383	2.932
<i>Opinion</i>	13 025	0.046	0.210	0.000	1.000
<i>L. Ncskew</i>	13 025	-0.372	0.787	-2.673	1.904
<i>L. Duvol</i>	13 025	-0.265	0.533	-2.500	2.932
<i>Turnover</i>	13 025	-0.089	0.450	-1.974	1.067
<i>RET</i>	13 025	0.002	0.011	-0.018	0.037
<i>Sigma</i>	13 025	0.066	0.028	0.0239	0.163
<i>Size</i>	13 025	22.370	1.308	19.621	27.152
<i>Lev</i>	13 025	0.437	0.206	0.059	0.950
<i>ROA</i>	13 025	0.029	0.079	-0.414	0.193
<i>MB</i>	13 025	0.614	0.260	0.099	1.152
<i>ST</i>	13 025	0.039	0.193	0.000	1.000

(二) 假设检验

之后本文以模型 (1) 和模型 (2) 对假设进行检验, 结果见表 3。

如表 3 所示, 被解释变量负收益偏态系数 (*Ncskew*) 和上下波动比率 (*Duvol*) 都与是否出具非“清洁”审计意见 (*Opinion*) 的系数在 1% 的水平上显著正相关, 说明遭遇出具非“清洁”审计意见公司, 股价崩盘风险比被出具“清洁”审计意见的公司高,

也即注册会计师说“不”确实可以增大股价崩盘风险; 但时间哑变量 (*Time*) 与是否出具非“清洁”审计意见 (*Opinion*) 的交乘项系数均与负收益偏态系数 (*Ncskew*) 和上下波动比率在 10% 的水平上显著相关, 说明随着时间的推移, 被出具非“清洁”审计意见的公司的股价崩盘风险有了明显下降。随后本文又对样本中被出具非“清洁”审计意见的公司进行了跟踪研究, 发现虽然非“清洁”审计意见的出具会导致股价

崩盘风险上升,但仅有不到5%的公司在意见出具后出现了退市,大部分公司仍存活。结合各上市公司在初次被出具非“清洁”审计意见后都会采取的三类措施,可以推断注册会计师说“不”虽然会在短期内增大股价崩盘风险,但因为各公司均会采取措施,措施的出台会在长期内消弭说“不”造成的“痛疼”,因而风险的提升仅仅表现为“阵痛”,最终会随着公司采取应对措施和时间的流逝而消弭。

表3 回归检验表

	负偏态收益系数 (Ncskew)		上下波动率 (Duvol)	
Opinion	0.185*** (4.80)	0.314*** (4.24)	0.123*** (5.02)	0.207*** (4.62)
Time		-0.004 (-0.24)		-0.002 (-0.21)
Time×Opinion		-0.063* (-1.86)		-0.039* (-1.92)
L. Ncskew	0.054*** (6.31)	0.057*** (6.22)		
L. Duvol			0.051*** (6.01)	0.050*** (5.98)
Turnover	0.010 (0.58)	0.020 (1.03)	0.005 (0.47)	0.006 (0.50)
RET	-14.680*** (-12.61)	-16.146*** (-13.10)	-11.867*** (-15.95)	-11.923*** (-16.01)
Sigma	-6.967*** (-16.23)	-7.060*** (-15.55)	-3.564*** (-13.01)	-3.566*** (-13.01)
Size	0.028*** (3.44)	0.026*** (3.01)	0.014*** (2.73)	0.014*** (2.71)
Lev	0.079* (1.83)	0.097** (2.14)	0.028 (1.02)	0.030 (1.11)
ROA	0.068 (0.68)	0.078 (0.72)	0.046 (0.71)	0.047 (0.73)
MB	-0.423*** (-9.97)	-0.430*** (-9.55)	-0.213*** (-7.85)	-0.216*** (-7.95)
ST	0.109*** (3.01)	0.107*** (2.80)	0.045* (1.95)	0.046** (1.99)
_cons	-0.422** (-2.31)	-0.375* (-1.94)	-0.336*** (-2.88)	-0.332*** (-2.85)
行业和年度	已控制	已控制	已控制	已控制
N	13 025	13 025	13 025	13 025
Adj. R ²	0.10	0.11	0.10	0.11

*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01; 括号内为t值。下同。

综上,注册会计师说“不”虽然会向信息使用者传递出“被审计公司财务状况存在问题”等负面信息,增加股价崩盘风险,但遭遇说“不”的公司会采取措施纠正自身犯下的错误,这种积极纠错的态度会向市场传递正向信号,消弭因注册会计师说“不”增大的股价崩盘风险。因此,从长期来看,注册会计师说“不”会帮助公司提升其经营稳健性和信息披露质量,最终使遭遇说“不”的公司经历“阵痛”后涅槃重生。总而言之,注册会计师说“不”虽会引起股价崩盘风险提升等“阵痛”,但从长期来看却有助于被审计公司发现和纠正错报,对资本市场的秩序完善和信息通达会起到一定的积极作用。

五、机制检验

因前文提到被审计公司在被出具非“清洁”审计意见后,会采取措施进行应对,为说明股价崩盘风险的下降应归因于被审计公司采取的措施,而非随时间流逝带来的自然下降,本文将时间哑变量(Time)替换为措施哑变量(Time₂),定义为样本期内首次被出具非“清洁”审计意见时,被审计公司采取包括发布董事会、监事会的专项说明,回复交易所问询函或证监会处罚公告,以及更换事务所等措施的年份为1,下一年为2,之前为0,依次类推。将措施哑变量(Time₂)与是否出具非“清洁”审计意见(Opinion)做交乘项(Time₂×Opinion),替换模型(2)中的交乘项(Time×Opinion),探究采取措施对股价崩盘风险的影响。

同时,为了区分三种措施各自的影响,本文分别将被审计公司发布董事会、监事会的专项说明定义为哑变量Time₃,将被审计公司回复交易所问询函或证监会处罚公告定义为哑变量Time₄,将更换事务所定义为哑变量Time₅;分别在公司采取对应措施的当年将哑变量赋值为1,下一年为2,之前为0,以此类推。并将其与是否出具非“清洁”审计意见(Opinion)做交乘项,替换模型(2)中的交乘项(Time×Opinion),探究哪种措施对股价崩盘的“阵痛”效应影响更大,结果如表4所示。

表4 机制检验

	负偏态收益系数 (Ncskew)				上下波动率 (Duvol)					
	综合措施	发布专项说明	回复问询函	更换事务所	综合措施	发布专项说明	回复问询函	更换事务所		
Opinion	0.185*** (4.4)	0.377*** (3.68)	0.315*** (4.24)	0.319*** (4.31)	0.172*** (3.66)	0.123*** (5.02)	0.256*** (4.03)	0.215*** (4.64)	0.217*** (4.70)	0.101** (3.46)

续前表

	负偏态收益系数 (<i>Ncskew</i>)					上下波动率 (<i>Duol</i>)				
	综合措施		发布专项说明	回复问询函	更换事务所	综合措施		发布专项说明	回复问询函	更换事务所
<i>Time₂</i>		-0.004 (-0.24)					-0.002 (-0.24)			
<i>Time₂×Opinion</i>		-0.063* (-1.86)					-0.043** (-2.03)			
<i>Time₃</i>			-0.004 (-0.24)					-0.002 (-0.25)		
<i>Time₃×Opinion</i>			-0.063* (-1.87)					-0.043** (-2.07)		
<i>Time₄</i>				-0.003 (-0.22)					-0.002 (-0.24)	
<i>Time₄×Opinion</i>				-0.065* (-1.96)					-0.044** (-2.14)	
<i>Time₅</i>					0.017 (0.77)					0.007 (0.55)
<i>Time₅×Opinion</i>					0.017 (0.20)					0.070 (1.34)
<i>L. Ncskew</i>	0.054*** (6.31)	0.057*** (6.22)	0.057** (6.22)	0.056*** (6.22)	0.056*** (6.23)					
<i>L. Duol</i>						0.051*** (6.01)	0.051*** (5.97)	0.052*** (5.51)	0.052*** (5.98)	0.052*** (6.00)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业和年度	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>_cons</i>	-0.381** (-1.97)	-0.375* (-1.94)	-0.375* (-1.94)	-0.374* (-1.94)	-0.382** (-1.98)	-0.336*** (-2.88)	-0.335*** (-2.79)	-0.355*** (-3.07)	-0.335*** (-2.79)	-0.337*** (-2.80)
<i>N</i>	13 025	13 025	13 025	13 025	13 025	13 025	13 025	13 025	13 025	13 025
<i>Adj. R2</i>	0.1	0.11	0.11	0.11	0.11	0.1	0.11	0.11	0.11	0.11

如表4“综合措施”一列所示，是否出具非“清洁”审计意见与措施哑变量 (*Time₂*) 的交乘项仍显著，当因变量为上下波动率 (*Duol*) 时，显著性甚至由10%水平增至5%，较表3有所提高。这样的结果验证了“公司采取措施降低因非‘清洁’审计意见出具而增加的股价崩盘风险”的机制，也对假设检验进行了补充。同时，表4“回复专项说明”和“发布询证函”两列的措施哑变量 *Time₃×Opinion* 和 *Time₄×Opinion* 与股价崩盘风险的系数至少在10%的水平上显著，但“更换事务所”哑变量 *Time₅×Opinion* 则与股价崩盘风险的系数不显著。这说明，相较于被出具非“清洁”审计意见后更换事务所，被审计公司主动发布董事会、监事会的专项说明或主动回复交易所询证函与证监会处罚公告，能使股价崩盘风险呈现出更快、更显著的下降。这是因为样本中绝大部分公司在被出具非“清洁”审计意见后，都会通过发布专项说明或回复监管机构的询证

进行解释，但更换事务所存在审计意见购买的嫌疑，因此采取更换事务所来降低股价崩盘风险的样本并不多，更换事务所这类措施对股价崩盘风险的“阵痛”效应影响较小。

六、进一步研究

(一) 外部监管对“阵痛”效应的调节

1. 市场监管对“阵痛”效应的调节。

相关研究表明，市场化程度会增大声誉对风险的抑制，表现为市场化程度越高，声誉对内部控制的完善作用越大，越能抑制企业风险并完善信息披露水平(柳光强和王迪, 2021^[22])。据此本文推断，若被审计公司所在地市场化程度较高，则法律法规监管较完善，管理层对风险更敏感，遭遇注册会计师说“不”会更快地采取措施，更快地消弭因说“不”造成的“阵痛”。因此，本文参考前人研究，取得样本内上

市公司注册地所在省份的“市场化指数”^①，以市场化指数的均值为限，将公司注册地所在省份的市场化指数低于均值的样本命名为“低市场化程度”组，

将高于均值的样本命名为“高市场化程度”组，进行分组检验，结果如表5所示。

表5 市场化程度对“阵痛”效应的调节

	负偏态收益系数 (<i>Ncskew</i>)				上下波动率 (<i>Duol</i>)			
	高市场化程度		低市场化程度		高市场化程度		低市场化程度	
<i>Opinion</i>	0.085 (1.46)	0.399*** (3.61)	0.269*** (4.67)	0.276*** (2.73)	0.056 (1.61)	0.202*** (2.92)	0.188*** (5.38)	0.244*** (3.88)
<i>Time</i>		-0.017 (-0.74)		0.007 (0.35)		-0.099 (-0.61)		0.002 (0.13)
<i>Time</i> × <i>Opinion</i>		-0.136*** (-2.69)		-0.010 (-0.21)		-0.065** (-2.05)		-0.027 (-0.97)
<i>L. Ncskew</i>	0.049*** (4.11)	0.049*** (4.07)	0.062*** (4.32)	0.062*** (4.32)				
<i>L. Duol</i>					0.043*** (3.88)	0.044*** (3.79)	0.055*** (4.15)	0.056*** (4.14)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业和年度	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>_cons</i>	0.188 (0.69)	0.203 (0.74)	0.955*** (3.04)	0.955*** (3.04)	-0.055 (-0.33)	-0.022 (-0.13)	0.485** (2.55)	0.495** (2.53)
<i>N</i>	7 765	7 765	5 260	5 260	7 765	7 765	5 260	5 260
<i>Adj. R</i> ²	0.10	0.11	0.10	0.11	0.11	0.10	0.10	0.11

如表5所示，在高市场化程度组，负收益偏态系数 (*Ncskew*) 和上下波动率 (*Duol*) 与是否出具非“清洁”审计意见 (*Opinion*) 的系数都为正且不显著，看似“阵痛”效应不存在，但时间哑变量 (*Time*) 与是否出具非“清洁”审计意见 (*Opinion*) 的交乘项系数却均为负，与上下波动率 (*DUVOL*) 在5%的水平上显著，与负收益偏态系数 (*Ncskew*) 在1%的水平上显著。而在低市场化程度组，时间哑变量 (*Time*) 与是否出具非“清洁”审计意见 (*Opinion*) 的交乘项系数均不显著，但负收益偏态系数 (*Ncskew*) 和上下波动率 (*Duol*) 与是否出具非“清洁”审计意见 (*Opinion*) 的系数都为正且在1%的水平上显著。据此，本文认为“阵痛”效应在市场化程度较高的地区体现得更为明显，表现为：市场化程度较高时，注册会计师说“不”不会增加股价崩盘风险，但是说“不”后股价崩盘风险却可以随着时间的推移而下降，而市场化程度较低时，注册会计师说“不”会显著增加被审计公司的股价崩盘风险，且增加的股价崩盘风险会一直存在，不会随着时间的流逝而消弭。这可能是由于：市场化较高的地区法律监管较为完善，管理层对风险的意识较强，一旦

公司被出具非“清洁”审计意见，管理层会立即采取措施进行纠正，而较高的市场化程度加速措施生效，因此注册会计师说“不”提升的股价崩盘风险会更快地被管理层采取的措施消弭，“阵痛”持续的时间更短，效应体现得更为迅速明显。

2. 注册会计师监管对“阵痛”效应的调节。

除市场监管外，本文也研究了注册会计师监管对“阵痛”效应的调节。本文首先按照公司所聘请事务所是否为“四大”进行分组研究，发现“阵痛”效应也主要存在于非“四大”组中，当公司聘请事务所为“四大”时，无论是注册会计师说“不”引起的股价崩盘风险提升，还是之后的“阵痛”效应，较之非“四大”均不明显，这看似说明审计质量较低的“四大”对“阵痛”效应的影响更为明显。但是，郭照蕊 (2011)^[23] 和王兵等 (2011)^[24] 的研究证明“四大”提供的审计服务质量并无明显高于国内所，加之样本中聘请“四大”的公司占比不足5%，以“四大”作为注册会计师监管的分组可能导致结果存在偏颇。因此，本文查阅了相关文献，发现黄益雄和李长爱 (2016)^[25] 的研究表明：小规模事务所受中注协年报风险约谈后，审计质量的提升会比大规

① 市场化指数即由樊刚计算，发布在《中国分省份市场化指数报告》中的各省份市场化指数，从人大经济论坛上获取。

模事务所更显著，这是受过约谈的事务所执业不规范，约谈会帮助这些事务所认识到自身存在的执业风险，尽快地完善执业以提高审计质量。基于此，本文剔除样本中聘请“四大”的事务所，以事务所当年是否接受过中注协的年报风险约谈为基准，将样本分

为“有约谈组”和“无约谈组”，基于“受过约谈的事务所风险较高”这一理论，认为“有约谈组”的审计质量和注册会计师监管较低，“无约谈组”的审计质量和注册会计师监管较高，探究注册会计师监管对“阵痛”效应的调节，结果如表6。

表6 注册会计师监管对“阵痛”效应的调节

	负偏态收益系数 (Ncskew)				上下波动率 (Duvol)			
	无约谈		有约谈		无约谈		有约谈	
Opinion	0.133* (1.93)	0.475*** (3.68)	0.203*** (3.92)	0.228** (2.46)	0.145*** (3.49)	0.415*** (5.18)	0.107*** (3.35)	0.108* (1.87)
Time		-0.005 (-0.18)		0.006 (0.29)		0.001 (0.08)		-0.001 (-0.01)
Time×Opinion		-0.152*** (-2.72)		-0.018 (-0.41)		-0.126*** (-3.62)		-0.001 (-0.00)
L. Ncskew	0.034** (2.19)	0.033** (2.18)	0.065*** (5.46)	0.065*** (5.45)				
L. Duvol					0.036** (2.54)	0.035** (2.43)	0.054*** (4.72)	0.054*** (4.72)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业和年度	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
_cons	-0.670* (-1.86)	-0.651* (-1.81)	0.728*** (2.70)	0.727*** (2.70)	-0.442** (-2.04)	-0.451** (-2.02)	0.396** (2.37)	0.396** (2.37)
N	4 668	4 668	7 608	7 608	4 668	4 668	7 608	7 608
Adj. R ²	0.10	0.11	0.10	0.11	0.10	0.11	0.10	0.11

如表6所示，首先，不论是“有约谈组”还是“无约谈组”，负收益偏态系数 (Ncskew) 和上下波动率 (Duvol) 与是否出具非“清洁”审计意见 (Opinion) 的系数均为正，且多在1%的水平上显著。这说明不论事务所是否受过中注协约谈，其出具非“清洁”审计意见均会增大被审计公司的股价崩盘风险。然而，只有在“无约谈组”中，时间哑变量 (Time) 与是否出具非“清洁”审计意见 (Opinion) 的交乘项系数才为正且在1%的水平上显著，这说明“阵痛”效应仅存在于“无约谈组”中。这方面是因为没有受过约谈的事务所执业较为规范，风险点少，提供的审计服务和注册会计师监管质量高，出具非“清洁”审计意见更有说服力，会更大程度引起被审

计公司的警觉，促进被审计公司改正，迅速消弭非“清洁”审计意见的影响；另一方面也是因为无“约谈”组的被审计客户重大错报风险较低，经营环境好，这也有利于遭遇说“不”后采取的措施发挥效用。

(二) 内部控制对“阵痛”效应的调节

现有研究表明：有效的内部控制会抑制公司的盈余管理水平和股价崩盘风险，提升公司的会计信息质量 (王宗润和陈艳, 2014^[26]；曾江洪等, 2020^[27])。基于此，本文结合近年来上市公司披露的内部控制审计报告，以内部控制审计报告披露的内部控制是否有效为依据，将样本公司分为内部控制“有效”组和“无效”组，探究公司内部控制对“阵痛”效应的调节，结果如表7。

表7 公司内部控制对“阵痛”效应的调节

	负偏态收益系数 (Ncskew)				上下波动率 (Duvol)			
	内部控制有效		内部控制无效		内部控制有效		内部控制无效	
Opinion	0.179*** (4.07)	0.335*** (4.13)	0.124 (0.64)	-0.192 (-0.53)	0.121*** (4.40)	0.222*** (4.41)	0.059 0 (0.49)	-0.123 (-0.55)
Time		-0.011 (-0.71)		-0.026 (-0.18)		-0.006 (-0.58)		-0.012 (-0.15)
Time×Opinion		-0.064* (-1.78)		0.176 (0.93)		-0.043* (-1.94)		0.100 (0.86)

续前表

	负偏态收益系数 (<i>Ncskew</i>)				上下波动率 (<i>Duvol</i>)			
	内部控制有效		内部控制无效		内部控制有效		内部控制无效	
<i>L. Ncskew</i>	0.054*** (5.86)	0.054*** (5.84)	-0.168 (-1.63)	-0.174* (-1.68)				
<i>L. Duvol</i>					0.053*** (5.94)	0.052*** (5.90)	-0.187** (-2.01)	-0.191** (-2.05)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业和年度	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>_cons</i>	-0.329* (-1.66)	-0.318 (-1.60)	-0.526 (-0.21)	-0.676 (-0.27)	-0.302** (-2.45)	-0.296** (-2.40)	0.187 (0.12)	0.102 (0.07)
<i>N</i>	12 432	12 432	198	198	12 432	12 432	198	198
<i>Adj. R²</i>	0.10	0.10	0.21	0.21	0.10	0.10	0.21	0.21

如表7所示,当内部控制有效时,负收益偏态系数(*Ncskew*)和上下波动率(*Duvol*)与是否出具非“清洁”审计意见(*Opinion*)的系数均为正,在1%的水平上显著,且时间哑变量(*Time*)与是否出具非“清洁”审计意见(*Opinion*)的系数也为正且在10%的水平上显著。而当内部控制无效时,所有解释变量的系数均不显著。这说明“阵痛”效应在内部控制较好的公司中更为显著。本文又以内部控制审计报告中披露的“内部控制是否存在缺陷”为分组依据,将样本分为内部控制“有缺陷组”和“无缺陷组”,发现当被解释变量为负收益偏态系数(*Ncskew*)时,内部控制“无缺陷组”的时间哑变量(*Time*)与是否出具非“清洁”审计意见(*Opinion*)的系数为正且在10%的水平上显著。这从侧面说明,当被审计公司的内部控制无缺陷时,“阵痛”效应更为显著。这是因为有效且无缺陷的内部控制能够使公司更快地采取措施应对非“清洁”审计意见,且这类公司大多运营顺畅,经营风险低,所采取的措施能得到有效执行,可以更为有效地消弭“阵痛”,降低因非“清洁”审计意见出具增大的股价崩盘风险。

综上,良好的外部监管和内部控制都可以快速消弭因注册会计师说“不”带来的“阵痛”,处在此类环境中的公司会更为迅速有效地采取措施,降低非“清洁”审计意见带来的股价崩盘风险。这进一步说明:净化资本市场监管环境、提升事务所执业质量和完善公司内部控制流程会更有助于上市公司纠正审计报告中披露的错报,对上市公司经营的稳健性和信息披露质量的提升起到更好的促进作用。

(三) 稳健性检验

本文将检验方法由检验上一期的审计意见对当期的股价崩盘风险改为检验当期审计意见对后一期至后

四期股价崩盘风险的影响,更好地观测注册会计师说“不”引起的阵痛效应,结果发现,是否出具非“清洁”审计意见(*Opinion*)与被解释变量的系数显著性在后一期最高,之后逐渐下降,在第四期已不显著,这再次证明了注册会计师说“不”引起的股价崩盘风险上升仅为“阵痛”,“阵痛”效应也再一次得到验证。

除此之外,本文也控制了模型(1)的自相关和异方差,同时进行了Placebo安慰剂检验,结果均实质变化。

七、结论

本文以2015至2019年遭遇注册会计师说“不”,即被出具非“清洁”审计意见的上市公司为样本,研究注册会计师说“不”,即非“清洁”审计意见对股价崩盘风险的影响。结果表明:注册会计师说“不”会带来股价崩盘风险的“阵痛”效应,即非“清洁”审计意见会导致股价崩盘风险的短期上升,但长期却是下降的,且外部监管和内部控制越完善,股价崩盘风险下降越快,“阵痛”效应越明显。表现为:内部控制有效或无缺陷的公司、身处市场化程度较高的地区的公司以及聘请未接受中注协约谈的事务所的公司,因非“清洁”审计意见的出具而提升的股价崩盘风险下降较快。这是因为良好的外部监管环境和内部控制制度可以快速消弭因注册会计师说“不”带来的“阵痛”,身处此类环境的公司也会更为迅速有效地采取措施,降低非“清洁”审计意见带来的股价崩盘风险。这也说明:净化资本市场监管环境、提升事务所执业质量和完善公司内部控制流程有助于上市公司纠正审计报告中披露的错报,对上市公司经营的稳定性和信息披露质量提升起到促进作用。

本文结论说明,注册会计师说“不”会引起股价崩盘风险的增大,从短期来看,这种“痛疼”对公司来讲是坏事,但从长期来说,却有助于被审计公司正视自身错漏,积极采取措施纠错,且净化资本市场监管环境和完善公司内部控制流程对此类“纠错”会起促进作用。因此“痛疼”仅是“阵痛”,是资本市场健康发展的基础。基于此,本文建议资本市场的监管从以下两个方面着力:一方面采取各种措施促使

注册会计师勇敢说“不”,包括通过培训提升注册会计师的执业能力、严厉打击注册会计师与客户合谋行为,真正发挥注册会计师审计在资本市场中“警示风险、通达信息”的作用;二是从法规、政策等方面营造环境,促使公司正确接受注册会计师说“不”的建议,减缓公司股价崩盘“阵痛”风险,促使公司历经“阵痛”后“涅槃重生”。

参考文献

- [1] Kim J B, Wang Z, Zhang L. CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33 (4): 1720-1749.
- [2] 王化成,曹丰,叶康涛. 监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2015 (2): 45-57, 187.
- [3] 叶康涛,曹丰,王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗? [J]. 金融研究, 2015 (2): 192-206.
- [4] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque Financial Reports, R2 and Crash Risk [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94 (1): 67-86.
- [5] 谢德仁,郑登津,崔宸瑜. 控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗?——基于股价崩盘风险视角的研究 [J]. 管理世界, 2016 (5): 128-140.
- [6] 张多蕾,张娆. 会计信息稳健性,投资者异质信念与股价崩盘风险 [J]. 财经问题研究, 2020 (6): 67-74.
- [7] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 4 (3): 305-360.
- [8] 潘秀丽,王娟. 政府层级、审计意见与股价崩盘风险 [J]. 中央财经大学报, 2016 (11): 57-65.
- [9] Chen J, Hong H, Stein J C. Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns and Conditional Skewness in Stock Prices [J]. Journal of Financial Economics, 2001, 61 (3): 345-381.
- [10] Solomon D H. Selective Publicity and Stock Prices [J]. Journal of Finance, 2012, 67 (2): 599-638.
- [11] 李哲. “多言寡行”的环境披露模式是否会被信息使用者摒弃 [J]. 世界经济, 2018 (12): 169-190.
- [12] Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 2011b, 100 (3): 639-662.
- [13] Kim J B, Zhang L. Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-level Evidence [J]. Contemporary Accounting Research, Forthcoming, 2014, 33 (1): 412-441.
- [14] Ashbaugh-Skaife H, Collins D W, Kinney W R, Lafond A R. The Effect of SOX Internal Control Deficiencies on Firm Risk and Cost of Equity. Journal of Accounting Research, 2010, 47 (1): 1-43.
- [15] Chen C J P, Su X, Zhao R. An Emerging Market's Reaction to Initial Modified Audit Opinions: Evidence from the Shanghai Stock Exchange. Contemporary Accounting Research, 2010, 17 (3): 429-455.
- [16] 李增泉. 实证分析: 审计意见的信息含量 [J]. 会计研究, 1999 (8): 17-23.
- [17] 张继勋,周冉,孙鹏. 内部控制披露、审计意见、投资者的风险感知和投资决策: 一项实验证据 [J]. 会计研究, 2011 (11): 66-73.
- [18] 恽碧琰,阚京华. 上市公司首次及连续披露解释性说明审计意见信息含量比较研究 [J]. 财会通讯: 学术版, 2008 (12): 68-71.
- [19] 刘峰,赵景文,涂国前,黄宇明. 审计师聘约权安排重要吗?——审计师声誉角度的检验 [J]. 会计研究, 2010 (12): 49-56.
- [20] 韩维芳,刘欣慰. 非标意见内容是否影响审计师变更与审计收费? [J]. 审计与经济研究, 2019 (4): 22-32.
- [21] 王帆,张龙平. 审计师声誉研究: 述评与展望 [J]. 会计研究, 2012 (11): 74-78, 85.
- [22] 柳光强,王迪. 政府会计监督如何影响盈余管理——基于财政部会计信息质量随机检查的准自然实验 [J]. 管理世界, 2021 (5): 157-169, 12.
- [23] 郭照蕊. 国际四大与高审计质量——来自中国证券市场的证据 [J]. 审计研究, 2011 (1): 98-107.
- [24] 王兵,苏文兵,何梦庄. “四大”审计质量在中国存在差异吗? [J]. 审计研究, 2011 (6): 91-99.
- [25] 黄益雄,李长爱. 行业自律监管能改进审计质量吗?——基于中注协约谈的证据 [J]. 会计研究, 2016 (11): 84-91.
- [26] 王宗润,陈艳,周艳菊. 基于熵模型的内部控制质量与会计稳健性研究——来自我国金融行业上市公司面板数据 [J]. 中央财经大学学报, 2014 (1): 55-63.
- [27] 曾江洪,曾琪珊,黄向荣. 内部控制影响长期并购绩效的中介效应研究——董事持股的异质性情境 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (10): 102-114.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

科技金融与企业融资效率

——来自长三角城市群高新技术企业的经验证据

Sci-tech Finance and Firm Financing Efficiency:

Empirical Evidences from High-tech Enterprises in Yangtze River Delta City Group

郭金录 金宁 张婕 张云

GUO Jin-lu JIN Ning ZHANG Jie ZHANG Yun

[摘要] 本文选取2012—2020年长三角地区403家上市的高新技术企业年度数据,实证检验长三角地区科技金融发展水平对高新技术企业融资效率的影响机制、作用渠道及其企业异质性特征。研究表明:区域科技金融发展水平对高新技术企业融资效率具有显著的正向激励效应;科技金融发展对高新技术企业融资效率的影响存在两条作用途径,分别是融资约束与技术创新扩散,且两者分别承担的是完全中介作用和部分中介作用;进一步分析中,相比国有企业而言,科技发展水平的提升更有助于提高民营企业的融资效率;在区域经济发展水平上,经济发展水平较高的大城市,可以提供更为优越的科技金融环境,从而能够更好地促进当地高新技术企业融资效率的提升。

[关键词] 科技金融 融资效率 融资约束 技术创新扩散 长三角城市群

[中图分类号] F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0068-13

Abstract: Based on the annual data of 403 listed high-tech enterprises in the Yangtze River Delta from 2012 to 2020, this paper makes an empirical analysis on the impact of the development of science and technology finance in the Yangtze River Delta on the financing efficiency of high-tech enterprises, the action channels and the characteristics of enterprise heterogeneity. The research shows that the development of science and technology finance has a significant positive incentive effect on the financing efficiency of high-tech enterprise. The impact of the development of science and Technology Finance on the financing efficiency of enterprises has intermediary channels such as the mitigation effect of financing constraints and the diffusion effect of technological innovation. In further analysis, compared with state-owned enterprises, the improvement of scientific and technological development level is more helpful to improve the financing efficiency of private enterprises. Large cities with advanced economic development level can provide a more superior scientific and technological financial environment, so as to better promote the financing efficiency of local high-tech enterprises.

Key words: Technology finance Financing efficiency Financing constraints Technological innovation diffusion Yangtze River Delta city group

[收稿日期] 2021-05-20

[作者简介] 郭金录,男,1978年12月生,武汉理工大学经济学院博士研究生,研究方向为文化金融、金融科技等;金宁,女,1995年12月生,河海大学商学院硕士研究生,研究方向为资源管理、环境会计与管理会计;张婕,女,1980年5月生,河海大学商学院教授,研究方向为资源管理、环境会计等;张云,男,1978年12月生,上海立信会计金融学院金融学院教授,博士生导师,研究方向为绿色金融与数字科技。本文通讯作者为张婕,联系方式为zhangjie_jie@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“高质量发展视角下黄河流域生态保护综合补偿机制研究”(项目编号:20BGL196);上海市哲学社会科学规划基金项目“特殊经济功能区定位下临港新片区金融开放与风险防范研究”(项目编号:2021ZJB004)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

“双循环”新发展格局是我国在新形势下提出的重大战略,这意味着相应的科技创新需要尽快弥补关键技术短板,加快发展相适应的科技创新模式。2021年7月,《国务院办公厅关于完善科技成果评价机制的指导意见》指出,推动技术产出高质量成果、营造良好创新生态,有利于夯实“双循环”的发展根基。高新技术企业是我国主要的科技创新经济体,对创新研发资金的需求比其他类型企业都要强烈。科技金融是释放创新潜能、提升企业竞争力的重要助推器(程翔等,2020^[1]),2022年《政府工作报告》也提出,促进创业投资发展,创新科技金融产品和服务,不断培育壮大新动能。

长三角位于全国最大的经济核心区,科技创新资源丰富,在国家现代化建设中具有重要地位。2020年12月,科技部印发《长三角科技创新共同体建设发展规划》,表明在新的历史发展格局下长三角科创一体化发展是大势所趋。长三角城市群积极开展科技金融建设,推进长三角科技创新共同体建设。例如上海市通过搭建科技履约贷、微贷通、创投贷等“3+X”科技金融产品体系等细化金融机构服务、健全金融政策环境;江苏省以苏南自主创新示范区为重点先试先行,打造智权融资、设立“种子基金”等举措,引导苏南、苏中与苏北发挥自身金融优势;浙江省杭州市积极打造科技金融的“杭州模式”,协同多种科技金融手段,营造良好融资环境。但区域间客观存在的发展差距、科创型企业生命周期不稳定、风险价值波动较大等因素,导致长三角区域科技金融发展呈现出政府资金、社会资金与科技创新的结合度不高,区域内科技金融资源配置不平衡的发展趋势。例如在研发(R&D)经费投入强度方面,江苏、上海、浙江在全国具有明显的领先优势,而安徽的R&D经费投入强度连续三年低于全国平均水平,与其他两省一市差距较大;部分科技金融政策标准较高,倾向服务于成熟期科创企业,对于种子期、成长期企业来说,政策覆盖率较低,容易沦为空政策(杨璐,2021^[2])。

若金融要素与科技要素未达到合理的分配预期,可能会导致资金供需不匹配,融资效果较差。在科创驱动“中国制造”迈向“中国创造”的背景下,长三角城市群作为我国科技金融发展试点区域,科技金

融政策是否真正有助于缓解高新技术企业“融资难”的现象是一个值得探讨的问题。本文以长三角城市群高新技术企业作为样本,分析区域科技金融发展水平影响高新技术企业融资效率的传导机制,以期能够精准破解企业的融资难题,增强区域协同发展示范效应,为长三角一体化发展提供实践参考。本文的主要贡献在于:(1)从金融视角探讨科技金融政策在企业层面的微观实施效应,研究宏观区域科技金融发展水平对微观高新技术企业融资效率的影响。(2)探讨了区域科技金融发展对高新技术企业融资效率的影响机制。基于金融与科技双视角,检验融资约束与技术创新扩散的中介作用是否是科技金融发展对高新技术企业融资效率产生影响的两个路径。(3)以长三角城市群高新技术企业作为研究对象,既有效契合了科技金融政策的服务主体,也突出了长三角三省一市引领全国科技创新发展的重要意义。

二、文献综述

在“后金融危机”时代,科技创新链条与金融市场链条的融合创新、联合发展是科学技术进步的必然要求。在国内,“科技金融”概念最早出现在1993年,是指促进科技开发、成果转化和高新技术产业发展的一系列金融工具、金融制度、金融政策与金融服务的系统性、创新性安排(赵文昌等,2009^[3])。

已有研究主要围绕科技金融发展体系、科技金融对科技创新的作用效果以及科技金融对经济增长的影响三个方面展开。科技金融发展体系从多个指标反映各地区的科技金融发展情况。张玉喜和赵丽丽(2015)^[4]以资源投入主体为切入点,从政府、企业、金融市场与中介机构四个方面构建科技金融体系;在各类金融资源主体参与科技创新的基础上,王宏起和徐玉莲(2012)^[5]从科技金融资金总量指数、科技金融投资绩效指数、科技金融结构指数、科技金融环境指数四个角度出发,构建科技金融评价指标体系。在科技金融与科技创新相互影响方面,Chowdhury和Maung(2012)^[6]分别以发达国家和新兴国家为例进行研究,结果表明金融市场的发展水平对科技创新的投入有明显的促进作用。张芷若和谷国锋(2019)^[7]研究科技金融与科技创新的耦合关系,认为差异化的科技金融与科技创新政策,更有利于促进二者的协同发展。在科技金融的影响方面,张婕等(2021)^[8]以

长三角 G60 科创走廊为例, 研究表明, 与科技资本市场投入和企业自有资金相比, 财政科技投入和金融机构科技信贷更能促进企业绩效提升。周应春 (2021)^[9] 基于空间计量模型研究发现, 科技金融发展不仅显著提升城市本身的经济增长质量, 还带动周围城市的经济增长。

在企业融资效率的内涵方面, 西方学者未给融资效率的概念加以界定, 主要研究筹资方式与企业绩效两者关系, Sarriaallende 等 (2002)^[10] 认为企业选择股权、债券、内源三种不同融资方式会产生不同的融资成本, 长期会影响企业未来的融资效率。国内学者探讨了融资效率的概念以及企业融资效率的影响因素。宋文兵 (1997)^[11] 认为融资效率包括交易效率和配置效率, 投资者既能够最低成本获取金融资源, 又能够利用有限资源进行最优化生产 (肖劲和马亚军, 2004^[12]; 卢福财, 20010^[13])。张玉喜和赵丽丽 (2014)^[14] 进一步细化融资效率概念, 认为企业融资效率是指企业在进行融资活动时, 能够以最优收益成本比和最低风险帮助企业获得金融资本的能力。影响企业融资效率的因素包括宏观因素和微观因素。宏观影响因素包括经济环境、政策环境、竞争环境、信息环境、金融环境等。熊正德等 (2011)^[15] 对比分析特定时期的战略性新兴产业金融支持效率, 认为宏观经济形势越好, 产业从金融市场上获得的融资支持效率越高。张云等 (2022)^[16] 从政策环境出发, 通过构建企业房产资产权重函数, 发现“房住不炒”政策对企业股票短期和长期回报均有较为显著的抑制作用。股票收益下降代表企业股权融资的报酬率下降, 会对企业股权融资效率产生负向影响。微观企业因素包括融资结构、企业规模、治理结构、盈利能力和偿债能力等。Wang (2014)^[17] 认为与私有企业和外商投资企业相比, 国有企业的融资效率相比较低。崔杰等 (2014)^[18] 研究发现企业规模、治理结构和主营业务情况对融资效率影响最大, 盈利能力与偿债能力影响程度一般。因此, 提升企业治理能力, 优化融资结构, 有利于提高资金配置效率, 改善融资效率 (姜妍, 2020^[19])。

三、理论分析和研究假设

房汉廷 (2010)^[20] 指出, 科技金融运行机制在于: 金融资本对科技资源进行开发, 实现科技资源的

风险分散和价值发现; 同时, 科技资源利用金融资本进行知识和技术创新, 使金融资本具备未来的高收益性。因此, 金融资本与科技创新是研究科技金融影响高新技术企业融资效率的基本视角, 具体理论框架图如图 1 所示。

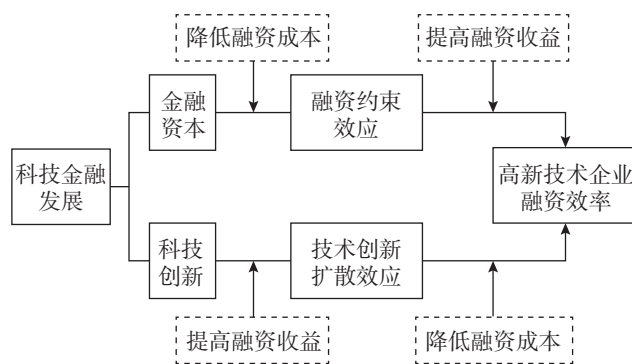


图 1 区域科技金融发展对企业融资效率的影响机制示意图

区域科技金融发展对企业融资效率的影响反映在融资成本和融资收益两个方面。一是科技金融针对性引导社会资金供给流向, 构建多渠道融资格局, 降低融资成本。为促进高新技术产业发展, 以政府资金为杠杆撬动社会资金, 科技金融提供了一系列金融工具、金融政策与金融服务, 具体包括财政创业引导基金、科技银行、科技担保、知识产权质押贷款等各种股权融资和债务融资方式 (马凌远和李晓敏, 2019^[21])。传统融资方式伴随高昂的银行贷款利息和担保费用, 而科技金融创新降低了企业融资门槛, 不仅使企业免受多重融资成本, 而且政府、科技企业和金融机构多方合作的融资模式, 有利于形成完善的创新风险规避机制, 构建多主体、多渠道的风险共担新型融资格局 (唐雯等, 2011^[22])。二是科技金融针对性引导企业加强融资管理, 增强资金配置效率, 提高融资收益。科技创新活动风险与机遇并存, 科创型企业通常要经历初创期、成长期、成熟期等阶段, 对技术创新具有强烈依赖性, 信息不对称使其在寻求市场上的投融资机制方面缺失一定的敏锐性 (侯世英和宋良荣, 2020^[23])。科技金融根据科创型企业成长的不同阶段, 面临的不同压力和需要解决的问题, 提供针对性的融资模式, 变“人找政策”为“政策找人”, 化解高新技术企业的资金瓶颈。科创型企业则根据自身发展规划结合科技金融提供的社会融资方案, 优化自主创新资金投入配置, 有效管理研发资金, 提高融通资金的使用效率 (周泽炯和陆苗苗,

2019^[24])。基于以上分析,本文认为,高新技术企业的融资效率会因为企业所处的科技金融发展环境的完善而不断提高,这种改善可能通过多融资渠道、低融资成本、高融资收益来体现,是三者综合作用的结果。

因此,本文提出假设1:

H1: 科技金融发展对高新技术企业融资效率有直接的促进作用。

基于金融资本视角,科技金融主要解决的是高新技术企业的融资约束问题。第一,科技金融能够为科技创新市场引入多元创新的金融市场状态,降低投资者的创新风险和融资成本,为创新要素的聚集和科技成果的转化提供充足资金,缓解创新投资的融资约束问题。在传统信贷市场,由于信息不对称,多数科创型企业只能以高于市场利率成本获得贷款,加上手续费、承诺贴息、评估费、担保费、咨询费等各种费用,造成企业外部融资成本高(马轶群和郭家宝,2021^[25])。内部和外部融资成本差异越大,说明需要支付更多的额外成本去完成外部融资这一行为,企业面临的融资约束就越强烈(沈红波等,2010^[26])。科技金融将高新技术企业从一般企业分离,设立定向贷款、科技保险、天使投资等科技金融工具,拓宽融资渠道,降低融资成本,缓解创新投资的融资约束问题(Love,2001^[27])。第二,高新技术企业通过科技金融缓解融资约束,使得企业有更多的资金从事科技创新活动,获取创新收益,从而提高资金的分配效率和效益。高新技术企业存在一定程度的融资约束,会限制R&D投资(卢馨等,2013^[28])。因此,缓解融资约束,可以增加企业的R&D投资(郑毅和徐佳,2018^[29])。Demircuc-Kunt和Maksimovic(1998)^[30]认为当企业所处的金融环境允许企业以较低的成本获得外部资金时,企业倾向于用外部资金代替内部资金,支持企业成长。高新技术企业获得充足外部资金投入研发、生产、运营等环节,保证科技创新产业链整体运作效率平稳,加之融资企业自身的管理运营,可以使科技创新产业链利益最大化,提高企业实际融资效率(杨利娟,2020^[31])。基于金融资本视角,科技金融发展降低企业融资成本,为企业带来融通资金,缓解企业融资约束,进而使得创新项目有充足的资金去实现其高收益性,最终提升了高新技术企业的融资效率。

综上所述,本文提出假设2:

H2: 融资约束在科技金融与高新技术企业融资

效率的关系中发挥了显著的中介作用。

基于科技创新视角,科技金融可以引导金融资本进入科技产业,在行业内形成技术创新扩散效应。第一,技术创新扩散是影响创新发展的重要因素,熊彼特在《经济发展理论》中认为:技术创新的扩散实质上是一种企业模仿行为,在市场参与者不断对新技术进行模仿创新的过程中产生技术扩散,拉动整个行业的创新效益。在科技金融资源投入高新技术企业运作后,企业通过增加研发投入,获得收益增加和市场份额扩大带来的示范效应(张紫璇和赵丽萍,2019^[32])。R&D投资越大,企业技术创新成功率越大,生产产品附加值越高,带来的技术创新成果越显著,例如专利数、新技术的产品数或者新产品的销售额等,都能提高企业自身收益(崔松虎和金福子,2008^[33])。同时,同一行业的其他企业,在经济利益的驱使下,相互之间模仿学习,扩大技术和知识的扩散范围。当技术创新成果在行业内实现充分交换与替代时,整个行业的创新绩效就会得到显著提升,带动个体企业融资收益的增加(李兆伟和毛梅,2021^[34])。第二,当高新技术企业内部的技术价值增加后,可提高其信用程度,这样企业就能够以较低的成本获得银行信贷或担保公司担保贷款等更多融资渠道,形成良好的融资效率循环。在技术创新扩散的作用下,行业的创新效益聚集使得行业内的企业在模仿创新中实现资本积累,自有资金增加,企业便有能力更多地依赖成本较低的内部融资。外部融资方面,财政资金支持政策,如对技术型企业融资费用给予补贴和对入驻高新技术产业园区企业给予的奖励,可以帮助企业在初期发挥杠杆作用,撬动社会资本加速流向企业创新活动,降低外部融资难度(毕海霞,2021^[35])。此外,高新技术企业内部的技术增量、成果孵化率、固定资产存量大大提升,可以通过知识产权质押、固定资产抵押等形式以较低的成本获得银行信贷或担保公司担保贷,降低企业外部融资成本。基于科技创新视角,科技金融发展为企业带来的金融资源可以使得科技要素的价值得到最大限度的实现,研发企业获得示范效应,促进业内其他企业的模仿学习,进而形成技术创新扩散效应,提高行业内整体企业融资效益,同时高附加值的企业可以有更多的机会使用内部融资、降低外部融资成本,最终提升了高新技术企业的融资效率。

综上所述,本文提出假设3:

H3: 技术创新扩散在科技金融与高新技术企业

融资效率的关系中发挥了显著的中介作用。

四、实证模型和数据说明

(一) 计量模型

1. 基准回归模型设定。

为了验证假设 1，检验长三角科技城市群金融发展正向影响高新技术企业融资效率的可能性，将高新技术企业融资效率 (FE) 作为被解释变量，区域科技金融发展水平 (TF) 作为解释变量，构建如式 (1) 所示的基准回归模型。

$$FE_{it} = \alpha + \beta TF_{it} + \sum_{k=1}^6 \gamma_k Control_{k+zi} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中， FE_{it} 是高新技术企业 i 在 t 年的融资效率， TF_{it} 表示高新技术企业 i 在 t 年所享受的区域科技金融发展水平。控制变量包括当年的企业规模 ($Size$)、资产报酬率 (ROA)、财务杠杆率 (Lev)、现金流量水平 ($Cash$) 和股权集中度 ($Manage$)。此外，还控制了企业固定效应、年份固定效应和行业固定效应， ε 为随机扰动项。

2. 中介效应模型设定。

对于假设 2 和假设 3，为验证融资约束 (SA 指数) 与技术创新扩散 (申请专利增长率) 在科技金融发展与高新技术企业融资效率的关系中发挥了显著的中介作用，本文将在式 (1) 的基础上运用如下中介效应模型进行探究。

$$ME_{it} = \alpha + \theta TF_{it} + z_i + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$FE_{it} = \alpha + \beta' TF_{it} + \sigma ME_{it} + \sum_{k=1}^6 \gamma_k Control_{k+zi} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式 (2) 和式 (3) 中， ME_{it} 代表中介变量——融资约束和技术创新扩散，其他变量的内涵与式 (1) 相同。根据温忠麟和叶宝娟 (2014)^[36] 的研究，采用依次检验法进行中介效应检验，具体步骤如下：首先，根据式 (1) 验证区域科技金融发展对高新技术企业融资效率的综合影响，系数 β 代表总效应。如

果其显著，则根据式 (2) 分别验证区域科技金融发展对两个中介变量的影响。如果 θ 显著，根据式 (3)，将区域科技金融发展和中介变量指标都加入回归，检验融资约束和技术创新扩散的中介效应是否存在以及是否完全。若中介变量指标显著，再观察区域科技金融发展的系数是否显著；如果区域科技金融发展的系数不显著，则存在完全中介效应；如果区域科技金融发展的系数显著，则存在部分中介效应。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。

被解释变量是高新技术企业融资效率 (FE)，企业的融资效率反映能够创造企业价值的融资能力，很难用一个具体的财务指标来衡量。已有企业融资效率常用测度方法有以下三种：(1) 模糊评价法和熵值法。选取配置效率、交易效率、治理效率相关的评价指标，运用熵值法对不同的上市企业融资效率进行测算 (伍装, 2006^[37]; 张博和杨熙安, 2014^[38])。 (2) 数据包络分析 (DEA) 方法。通过构建有关企业的融资投入指标与融资产出指标，运用 DEA 等方法对企业的融资效率进行测算 (周磊和安焱, 2019^[39]; 桂嘉伟和吴群琪, 2019^[40])。 (3) 构造公式法。单一比值法常用“投资报酬率和资本成本率的比值”来计算 (方芳和曾辉, 2005^[41])，还有基于融资成本、融资风险和融资收益构造企业融资效率测度公式 (黄辉, 2009^[42])。考虑到企业融资效率应包括的三个主要内涵：一是企业是否能够实现融通资金的成本最小化；二是企业所融通的资金能否带来最大化的融资收益；三是企业能否以较低的融资风险获得并使用资金。因此，参考张玉喜和赵丽丽 (2015)^[14]、周率等 (2021)^[43] 对企业融资效率的衡量，综合考虑融资成本、融资收益和融资风险，构建如下计算公式：

$$FE = FI \times [1 - FC(1 + FR)] \times 100\% \quad (4)$$

式 (4) 中， FE 代表融资效率； FI 代表融资收益， FC 代表融资成本， FR 代表融资风险。具体计算公式如表 1 所示。

表 1 融资效率指标体系及计算公式

指标类别	衡量变量	计算公式
融资收益 (FI)	净资产收益率 (ROE)	$ROE = \text{净利润} / \text{平均净资产}$
融资成本 (FC)	加权平均资本成本 ($WACC$)	$WACC = \text{利率} \times (1 - \text{税率}) \times (\text{债务资本} / \text{总资本}) + \text{权益资本成本率} \times (\text{权益资本} / \text{总资本})$
融资风险 (FR)	财务风险 (DFL)	$DFL = \text{息税前利润} / (\text{息税前利润} - \text{利息})$

2. 解释变量。

区域科技金融发展水平通过构建科技金融发展指数 (TF) 来定量表示区域科技金融发展水平。借鉴曹颖等 (2011)^[44] 对科技金融评价指标体系的构建思路, 按照“科技金融投入—科技金融产出”的评价方法, 分为科技金融经费指数、科技金融环境指数和科技金融产出指数三个方面。

科技金融经费指数反映科技金融活动中金融资本对科技活动的供给情况, 用财政科技拨款和企业研发费用两个指标来测度 (刘文丽等, 2014^[45]; 张玉华和张涛, 2018^[46])。财政科技拨款力度反映政府对高新技术企业创新发展的支持力度; 企业研发经费力度反映企业在获取各方科技金融资源后的研发投入力度。科技金融环境指数反映高科技企业在获取科技金融资源后的应用环境, 将科技金融环境分为科技金融

人力环境与科技金融研发环境 (甘星和甘伟, 2017^[47]; 杨建辉等, 2020^[48])。科技金融环境越完善, 金融资源与科技资源的衔接越有效, 科技金融发展程度越高。科技金融产出指数反映科技金融资源应用于企业科技创新活动之后的科技产出成果。只有当科技金融资源得到充分利用, 带来科技产出成果利益最大化, 才能表明该地的科技金融投入与产出是有效率的。参考王海芸和刘杨 (2020)^[49] 对科技金融综合指数的算法, 选择使用专利申请授权情况表示科技金融产出指数。

科技金融发展指数的组成见表 2。采用熵值法对长三角 23 个城市 (扬州、泰州、金华除外^①) 2012—2020 年的科技金融发展水平进行测度, 求得每个城市的科技金融发展指数。

表 2 区域科技金融发展指数的组成

一级指标	二级指标	计算方法	指标属性
科技金融经费指数	财政科技经费力度	财政科技拨款/财政支出	正向
	企业研发经费力度	研发经费支出/国内生产总值	正向
科技金融环境指数	科技金融人力环境	科技金融人员/地区总人口	正向
	科技金融研发环境	研发机构 (科技金融机构) 数/地区总人口	正向
科技金融产出指数	科技产出成果	专利申请授权量/科技 (研发) 经费支出	正向

3. 中介变量。

中介变量为融资约束和技术创新扩散, 其中融资约束用 SA 指数 (SA) 表示, 技术创新扩散指数用申请专利的增长率 (PA) 表示。参照鞠晓生等 (2013)^[50] 的研究, 选用 SA 指数测度高新技术企业的融资约束。融资约束常用的测量方法有 KZ 指数、WW 指数等, 但上述指数测算方法大多依据企业的财务变量, 如企业流动资金、财务杠杆率等可能会相互影响。为避免内生性干扰, Hadlock 和 Pierce (2010)^[51] 构建了 SA 指数作为融资约束的替代变量, 具体见公式:

$$SA = 0.043 \times (\ln size)^2 - (0.04 \times age) - (0.737 \times \ln size) \quad (5)$$

式 (5) 中, size 表示企业资产规模, age 表示

企业年龄。

国际先进技术主要有三条扩散路径: 进口、输入型外商直接投资 (FDI) 和专利申请 (Eaton 和 Kortum, 1996^[52])。参照李平和刘建 (2006)^[53] 的研究, 用申请专利的增长率 (PA) 来表示高新技术企业的技术创新扩散程度。

4. 控制变量。

参考吴超鹏和唐菡 (2016)^[54] 研究, 将企业规模、资产报酬率、财务杠杆率、现金流量水平和股权集中度作为本文的控制变量, 同时还控制了年度和行业虚拟变量。

在本文所构建的实证模型中, 变量的类型、符号名称和定义如表 3 所示。

① 在科技金融数据收集过程中, 扬州、泰州、金华三地有关“科技金融环境指数”的基础数据官方未明确且完整地披露, 造成三地的科技金融相关数据样本存在大量缺失, 予以剔除。

表3 变量说明

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	<i>FE</i>	企业融资效率	$FE = FI \times [1 - FC(1 + FR)] \times 100\%$
自变量	<i>TF</i>	区域科技金融发展	熵值法测算
中介变量	<i>SA</i>	融资约束指数	$SA = 0.043 \times (\ln size^2) - (0.04 \times age) - (0.737 \times \ln size)$
	<i>PA</i>	技术创新扩散指数	申请专利的增长率
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	企业当期末总资产的自然对数
	<i>ROA</i>	资产报酬率	(利润总额+财务费用)/资产总额
	<i>Lev</i>	财务杠杆率	企业总负债/企业总资产
	<i>Cash</i>	现金流量水平	企业经营活动现金流量/总资产
	<i>Manage</i>	股权集中度	企业前十大股东持股比例

(三) 数据说明和分析

选取2012—2020年作为研究数据窗口，将长三角城市群26个城市的上市高新技术企业作为数据搜集对象，剔除ST、PT公司以及数据缺失的样本，最终得到403家高新技术上市公司，共计3524个观测值。企业融资效率、融资约束的相关指标数据来自CSMAR国泰安数据库，科技金融发展、技术创新扩散的相关指标数据来源于各省份的《统计年鉴》和《统计公报》。

描述性统计结果如表4所示。从高新技术企业融资效率指标来看，整体水平较高，均值达到了7.8949，50%以上的企业的融资效率超过6.8653，但各企业间差距较大；区域科技金融发展水平是0到1的标准化数值，整体较低，均值为0.4391。从中值来看，50%以上的地区科技金融发展水平只达到0.3744。其他相关变量均在合理的浮动范围内，能够为面板数据的研究提供良好的样本分布。

表4 变量描述性统计

变量名称	变量定义	观测值	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>FE</i>	企业融资效率	3524	7.8949	6.6746	6.8653	-3.6986	30.3523
<i>TF</i>	区域科技金融指数	3524	0.4391	0.2212	0.3744	0.0907	0.8748
<i>SA</i>	融资约束指数	3519	4.0167	1.5429	3.7729	1.5743	10.7458
<i>PA</i>	技术扩散指数	3524	12.1812	33.2516	6.9992	-42.8080	133.0168
<i>Size</i>	企业规模	3524	22.0395	1.3031	21.8728	19.8504	27.0665
<i>ROA</i>	资产报酬率	3524	0.0595	0.0457	0.0493	-0.0625	0.2191
<i>Lev</i>	财务杠杆率	3524	0.3975	0.1949	0.3787	0.0553	0.9268
<i>Cash</i>	现金流量水平	3524	0.0515	0.0666	0.0516	-0.1657	0.2288
<i>Manage</i>	股权集中度	3524	35.9276	14.2372	34.8700	8.2600	73.3000

五、实证结果与分析

(一) 全样本回归分析

表5为区域科技金融发展水平对高新技术企业融资效率的回归结果。列(1)~列(3)的结果显示，科技金融经费指数 TF_1 和科技金融环境指数 TF_2 的回归系数分别为0.3675和0.8725，且均在1%的水平

上呈显著正相关关系。这说明长三角在开展科技金融活动支持企业科技创新时，具备较为完善的科研经费分配体系和科研经费使用体系。长三角致力于投入公共金融资本，利用政府公信力建立政策性金融机构，鼓励、支持、引导民间商业金融的发展，多渠道扩展高新技术企业的融资来源。除了财政资金主导的公共科技金融，还包括银行、担保公司、保险公司、基

金、创投等资本市场科技金融支持，专为融资能力弱的企业提供低成本的融资渠道，缓解了资金约束，提高了高新技术企业的融资效率。长三角区域科技金融发展水平越高，该地的科技活动从业人员就越多，利用科技金融资源从事科技创新活动的活跃度就越高，通过实现人才开发效益最大化，提高高新技术企业通过科技人才有效管理、使用融资资源的可能性。同时，长三角三省一市研发机构主要集中于高技术领域，可以将科技含量较高的原材料和设备引入，增强研发能力及自主创新增长能力，进而提高企业产出效率。

科技金融产出指数 TF_3 的回归系数为 -0.2115 ，没有通过显著性检验，表明长三角地区科技金融产出不能够显著提升高新技术企业的融资效率。列 (4) 在控制了所有控制变量的情况下，科技金融发展指数 (TF) 的回归系数为 0.9837 ，且通过 1% 的显著性水平检验，说明假设 1 存在的合理性。总体来看，长三角地区科技金融发展的不断推进，所带来的成效明显，能够有效地促进高新技术企业融资效率的提升。

表 5 全样本回归结果

变量	FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
TF				0.9837*** (3.0270)
TF_1	0.3675*** (3.9230)			
TF_2		0.8725** (2.4602)		
TF_3			-0.2115 (-1.7947)	
$Size$	2.5242*** (15.7643)	2.5830*** (15.7557)	2.7396*** (18.2488)	2.4894*** (14.4557)
ROA	125.6076*** (56.2092)	125.3026*** (56.0424)	124.7168*** (55.7882)	125.7587*** (55.9842)
Lev	5.8195*** (7.8723)	5.8076*** (7.8444)	5.7437*** (7.7590)	5.8489*** (7.8997)
$Cash$	2.0049* (1.7870)	2.1158* (1.8834)	2.2720** (2.0263)	2.0750** (1.8479)
$Manage$	0.0032** (0.2600)	0.0061 (0.4902)	0.0032* (0.2554)	0.0052* (0.4239)
$_{-}cons$	-62.9982*** (-15.7486)	-64.3566*** (-16.0804)	-65.9379*** (-16.8305)	-61.2800*** (-14.3474)
$Code$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes

续前表

变量	FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 524	3 524	3 524	3 524
R^2	0.7116	0.7109	0.7106	0.7111

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号内数值表示对应系数 t 统计量的 p 值，下同。

(二) 稳健性检验

为进一步检验上述结论的稳健性和可靠性，进行了以下稳健性检验。

1. 替换企业融资效率测度方法。

较低的融资成本是企业选择融通资本中的重要依据，但只有企业投资收益足以补偿融资成本，企业的融资效率才可能是有效的。参考张海君 (2017)^[55] 的研究，采用“投资回报率与资本成本率的比值”的度量方法计算高新技术企业融资效率，通过横向比较企业融资成本和投资收益的情况来判断企业融资效率的相对高低。其中，投资报酬率的衡量指标选择总资产收益率 (ROA)，资本成本率的衡量指标选择加权平均资本成本率 ($WACC$)，对模型 (1) 重新回归。回归结果见表 8，稳健性检验结果与前文回归结果基本保持一致。

表 8 替换 FE 测量方法的稳健性检验

变量	FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
TF				0.7452*** (11.0850)
TF_1	0.2274*** (11.7254)			
TF_2		0.7191*** (9.7970)		
TF_3			-0.1101*** (-4.4945)	
$Size$	0.7303*** (21.6927)	0.7348*** (21.2662)	0.8680*** (27.1240)	0.6726*** (18.5591)
ROA	22.1625*** (47.6653)	22.0141*** (47.1284)	21.5860*** (45.7357)	22.3540*** (47.7722)
Lev	-0.5134*** (-3.2907)	-0.5109*** (-3.2552)	-0.5600*** (-3.5315)	-0.4872*** (-3.1148)
$Cash$	0.6117*** (2.6103)	0.6361*** (2.6980)	0.7835*** (3.2952)	0.6214*** (2.6459)

续前表

变量	FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Manage</i>	-0.008 3 *** (-3.250 1)	-0.005 6 ** (-2.170 3)	-0.008 4 *** (-3.238 7)	-0.006 6 ** (-2.561 2)
<i>_cons</i>	-17.469 8 *** (-20.944 1)	-17.894 2 *** (-21.364 4)	-19.436 2 *** (-23.480 0)	-15.658 8 *** (-17.544 2)
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 524	3 524	3 524	3 524
<i>R</i> ²	0.783 3	0.780 7	0.775 9	0.725 6

2. 引入滞后项。

考虑到高新技术企业经营运作存在一定的周期，企业融资效率的变化会比科技金融发展滞后一定时间。具体地，进行稳健性检验时，在式(1)的基础上，核心解释变量科技金融发展(TF)不再使用当期值，而是使用滞后一期值(TF_{*it-1*})，对式(1)进行回归分析。回归结果表9显示，在使用了科技金融发展的滞后值后，科技金融发展仍然显著地对高新技术企业融资效率产生影响，这与基准回归结果基本一致，说明本文的结果是稳健的。

表9 基于自变量滞后的稳健性检验

变量	FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TF_{it-1}</i>				2.906 0 *** (6.200 9)
<i>TF1_{it-1}</i>	0.267 5 ** (2.031 8)			
<i>TF2_{it-1}</i>		3.558 8 *** (6.018 6)		
<i>TF3_{it-1}</i>			0.093 5 (0.594 8)	
<i>Size</i>	5.169 8 *** (25.241 3)	4.590 9 *** (20.293 0)	5.157 4 *** (24.476 4)	4.552 8 *** (20.004 9)
<i>ROA</i>	119.084 0 *** (41.285 5)	119.785 1 *** (41.747 2)	118.891 2 *** (41.211 7)	120.127 4 *** (41.838 9)
<i>Lev</i>	1.520 0 (1.518 6)	1.803 2 * (1.810 4)	1.520 2 (1.517 7)	1.791 4 * (1.799 5)
<i>Cash</i>	-0.289 6 (-0.215 9)	-0.706 2 (-0.529 1)	-0.164 2 (-0.122 5)	-0.911 4 (-0.681 9)
<i>Manage</i>	-0.048 5 *** (-2.900 4)	-0.037 4 ** (-2.238 2)	-0.047 2 *** (-2.819 5)	-0.042 5 ** (-2.555 9)
<i>_cons</i>	-119.428 8 *** (-22.695 2)	-111.319 1 *** (-20.641 0)	-118.924 7 *** (-22.468 7)	-105.983 1 *** (-18.763 8)

续前表

变量	FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 130	3 130	3 130	3 130
<i>R</i> ²	0.763 6	0.766 5	0.763 3	0.766 7

1. 更换模型。

考虑到被解释变量的滞后影响，即高新技术企业融资效果的滞后期数也会对当前的融资效果产生影响。故分别采用差分GMM动态面板模型和系统GMM动态面板模型对假设1进行检验。本文选择被解释变量高新技术企业融资效率的滞后一阶作为解释变量，分别使用DIF-GMM和SYS-GMM进行再回归，回归结果如表10所示。列(1)DIF-GMM中P-AR(2) = 0.243 8 > 0.1, P-Sargan = 0.401 0 > 0.1, 表明模型中工具变量是有效的。同理，列(2)SYS-GMM中P-AR(2) = 0.488 5 > 0.1, P-Sargan = 0.753 3 > 0.1, 表明检验结果均接受原假设，评估模型稳健性较好。

表10 GMM模型回归结果

变量	(1)	(2)
	DIF-GMM	SYS-GMM
<i>L.FE</i>	0.050 6 ** (1.867 0)	0.058 0 * (1.782 8)
<i>TF</i>	2.117 9 *** (2.770 1)	0.541 0 * (0.753 4)
<i>Size</i>	5.599 4 *** (7.318 2)	12.901 5 *** (4.021 7)
<i>ROA</i>	140.383 8 *** (17.612 2)	122.881 8 *** (14.873 3)
<i>Lev</i>	-3.427 2 * (-1.407 8)	0.046 8 * (0.021 9)
<i>Cash</i>	2.265 5 * (1.024 0)	-1.595 6 (-0.816 5)
<i>Manage</i>	-0.017 4 ** (-0.527 5)	-0.059 5 ** (-2.134 2)
<i>_cons</i>	-120.965 1 *** (-7.263 6)	-240.855 1 *** (-4.097 5)
AR(1)	0.000 0	0.000 0
AR(2)	0.243 8	0.488 5
Sargan test	0.401 0	0.753 3

(三) 中介变量影响分析

表6列示的是两个中介变量——融资约束和技术创新扩散,对科技金融发展影响高新技术企业融资效率的中介效应结果。

1. 融资约束中介作用分析。

表6列(2)的结果显示,科技金融发展指数TF的回归系数在1%的显著水平上为-0.1845,说明科技金融发展水平提升有利于缓解高新技术企业的融资约束。列(3)的结果显示,融资约束SA的回归系数为-4.1619,且在1%的显著性水平上显著,但是TF的回归系数为0.1996,没有通过显著性检验,说明高新技术企业融资约束承担了科技金融发展对高新技术企业融资效率影响的完全中介作用,验证了假设2存在的合理性。结果说明长三角科技金融发展环境较为优越,能够很好地降低高新技术企业的融资障碍,使企业获得更多的银行贷款和商业信贷来缓解融资约束。当企业能够以合适的融资渠道筹集资金,投入到具有发展前景的项目,项目因多元金融资本的加入,分散创新风险,为企业带来高额回报,提高项目投资的实际效率,进而提高融资效率。

2. 技术创新扩散中介作用分析。

表6列(5)的结果显示,科技金融发展指数TF的回归系数在1%的显著水平上为40.9744,说明科技金融发展水平提升有利于促进高新技术企业的技术创新扩散活动。列(6)的结果显示,技术创新扩散PA的回归系数在1%的显著水平上为0.0091,同时TF的系数也显著,在1%的显著水平上为1.3559,说明高新技术企业的技术创新扩散承担了科技金融发展对高新技术企业融资效率影响的部分中介作用,假设3得到验证。实证结果说明长三角科技金融发展能够确保企业进行R&D投资的可得性和持续性,有效带动企业与行业间产生技术创新扩散效应。从财政对科学技术的支出来看,2020年长三角地区科学技术预算支出从高到低分别为江苏、浙江、上海和安徽,三省一市共支出1795.4亿元。这些资金投入可以使得技术创新处于被动地位的企业拥有较为充裕的金融资源和科技资源,选择主动开拓新的技术市场,收获技术创新扩散的红利,获得新知识、新产品和新技术来改造旧知识、旧产品和旧技术,降低产品或工艺成本,提高产品或工艺收益,从而提高整体的融资效率。

表6 中介作用检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	SA	FE	FE	PA	FE
TF	0.983 7*** (3.027 0)	-0.184 5*** (-35.216 8)	0.199 6 (0.529 4)	0.983 7*** (3.027 0)	40.974 4*** (13.044 9)	1.355 9*** (4.093 1)
SA			-4.161 9*** (-4.033 4)			
PA						0.009 1*** (5.308 0)
Size	2.489 4*** (14.455 7)	1.096 2*** (391.598 2)	7.073 9*** (6.181 3)	2.489 4*** (14.455 7)	-2.847 6* (-1.710 8)	2.463 5*** (14.353 1)
ROA	125.758 7*** (55.984 2)	0.083 7** (2.317 2)	126.143 8*** (56.189 5)	125.758 7*** (55.984 2)	-24.122 4 (-1.111 0)	125.539 5*** (56.086 0)
Lev	5.848 9*** (7.899 7)	0.011 4 (0.957 0)	5.937 9*** (8.013 8)	5.848 9*** (7.899 7)	-1.360 1 (-0.190 1)	5.836 5*** (7.912 4)
Cash	2.075 0** (1.847 9)	0.000 5 (0.027 3)	2.068 3* (1.844 7)	2.075 0** (1.847 9)	-33.829 6*** (-3.117 1)	1.767 6 (1.578 0)
Manage	0.005 2 (0.423 9)	0.002 2*** (10.953 8)	0.014 7 (1.173 7)	0.005 2 (0.423 9)	-0.081 8 (-0.684 1)	0.004 5 (0.365 2)
_cons	-61.280 0*** (-14.347 4)	-20.301 6*** (-292.579 3)	-14.891 1*** (-2.844 7)	-61.280 0*** (-14.347 4)	76.650 3* (1.856 7)	-60.583 6*** (-14.230 6)
Code	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>FE</i>	<i>SA</i>	<i>FE</i>	<i>FE</i>	<i>PA</i>	<i>FE</i>
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 524	3 519	3 519	3 524	3 524	3 524
<i>R</i> ²	0.711 1	0.998 6	0.712 3	0.711 1	0.128 0	0.713 3

(四) 异质性检验

1. 企业层面的异质性分析。

根据所有权性质不同将长三角高新技术企业划分为国有企业和民营企业。表7列(1)显示科技金融发展指数*TF*的回归系数为2.112 5,通过10%的显著性检验;列(2)结果显示科技金融发展指数*TF*的回归系数在1%的显著水平上为4.176 1。这说明相较于国有企业更多承担社会功能,民营企业承担的是产业功能,长三角城市群科技金融发展能够很好地解决民营高新技术企业的困境,增强融资能力,释放融资活力,提高融资效率。

2. 区域外部环境的异质性分析。

考虑到各城市经济发展长期不平衡,科技金融发展可能会对处于不同经济规模城市的高新技术企业产生异质性影响。参考由第一财经公布的《中国城市新分级名单》,将样本划分为大城市高新技术企业和中小城市高新技术企业两个子样本。表7列(3)显示科技金融发展指数*TF*的回归系数为3.707 9,通过1%的显著性检验;列(4)结果显示,科技金融发展指数*TF*的回归系数为3.422 9,通过1%的显著性检验。这说明相较于中小城市而言,经济发展水平较高的大城市,其市场环境、法治环境、政策环境以及融资环境等各方面水平都比较高,为高新技术企业发展提供了良好的宏观环境,较强地促进了科技金融对企业融资效率的正向影响。

表7 异质性特征分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国企	民营	大城市	中小城市
<i>TF</i>	2.112 5* (1.683 9)	4.176 1*** (9.703 4)	3.707 9*** (13.354 6)	3.422 9*** (3.853 4)
<i>Size</i>	-0.210 4 (-0.472 4)	-0.377 5*** (-2.926 0)	0.244 9*** (4.113 1)	0.011 4 (0.049 3)
<i>ROA</i>	148.055 2*** (15.844 1)	127.675 2*** (53.136 8)	128.087 1*** (77.478 9)	136.512 7*** (29.621 2)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国企	民营	大城市	中小城市
<i>Lev</i>	13.407 8*** (5.735 6)	12.389 8*** (16.663 5)	11.299 6*** (26.219 6)	13.301 7*** (8.440 0)
<i>Cash</i>	-1.007 0 (-0.203 1)	-5.087 0*** (-2.783 0)	-0.111 3 (-0.108 6)	-0.646 5 (-0.187 4)
<i>Manage</i>	0.004 3 (0.177 7)	0.025 5*** (3.303 8)	0.014 3*** (3.220 8)	0.023 6 (1.417 4)
<i>_cons</i>	-2.815 7 (-0.283 3)	1.761 4 (0.475 9)	-11.442 4*** (-8.492 9)	-9.000 7* (-1.781 6)
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	132	1 435	3 200	324
<i>R</i> ²	0.748 3	0.731 2	0.642 0	0.817 8

六、结论与建议

选取2012—2020年长三角地区403家上市高新技术企业年度数据,实证分析长三角城市群科技金融发展对高新技术企业融资效率的影响效应、传导机制及相关异质性特征。研究表明:(1)区域科技金融发展能够显著提升高新技术企业的融资效率;(2)一个完善的科技金融发展环境可以为企业提供较低的融资成本,激发企业获取较高的融资收益,通过缓解企业融资约束、扩大企业间或行业间的技术创新扩散效应来提高企业的融资效率;(3)相比国有企业而言,民营企业对于科技金融服务的供给变化更加敏感;(4)相较于小城市,经济发展水平较高的大城市,能够有效优化城市的科技资源与金融资源的衔接,提供更加科学、全面、合理的科技金融服务,促进当地高新技术企业融资效率的提升。

上述研究结论对提高长三角高新技术企业融资效

率具有一定的启示和借鉴意义:

第一,构建“因地制宜”的集成式科技金融体系。虽然长三角近年来一直致力于科技金融协同发展的顶层设计,但通过熵值法分析可以发现,长三角各城市科技金融发展水平并不均衡。因此,在促进三省一市协同发展的同时,需结合本地区高新技术企业的发展特点及产业定位,因地制宜地改善和调整科技金融服务供给,细化实施举措。以提升区域协同创新能力为目标,持续发挥经济发达城市的科技金融辐射效益,着力提升经济欠发达城市的科技金融环境,久久为功,推动长三角区域创新一体化。

第二,提升高新技术企业融通资本的使用效率。高新技术企业需及时关注财政补贴、科技创新信贷、风险投资基金等新型融资手段,合理搭配融资结构,以较低的融资成本去获取企业所需的项目资金,缓解融资约束困境。同时,掌握相应的资金管理与运作能

力,利用好技术创新的溢出效应,有效发挥长三角高新技术产业高渗透能力、强带动作用的特点,对先进技术进行创新学习,促进产业间技术创新扩散的良性循环。

第三,继续加大对民营高新技术企业的科技金融扶持力度。相比于国有企业,由于经济政策环境的不稳定性,使得民营企业在从事技术创新活动时承担的风险更大。科技金融应有效捕捉民营企业的科技创新需求,科技银行、科技信贷和风险投资等科技金融工具手段多管齐下,将财力、人力、物力等科技金融资源向民营企业倾斜。同时,鼓励国有企业积极响应地方的科技金融政策,完善国有企业的科技金融体系,倒逼国有企业加强内部管理与科技创新的转型升级。以“科创+产业”为引领,国有企业和民营企业深化创新开放合作,努力建成具有长效影响力的长三角科技创新共同体。

参考文献

- [1] 程翔,张瑞,张峰.科技金融政策是否提升了企业竞争力?——来自高新技术上市公司的证据[J].经济与管理研究,2020(8):131-144.
- [2] 杨璐.长三角科技金融协同发展的问题和优化建议[J].江苏科技信息,2021(4):1-4.
- [3] 赵昌文,陈春发,唐英凯.科技金融[M].北京:科学出版社,2009:26.
- [4] 张玉喜,赵丽丽.中国科技金融投入对科技创新的作用效果——基于静态和动态面板数据模型的实证研究[J].科学学研究,2015(2):177-184,214.
- [5] 王宏起,徐玉莲.科技创新与科技金融协同度模型及其应用研究[J].中国软科学,2012(6):129-138.
- [6] Chowdhury R, Maung M. Financial Market Evelopment and the Effectiveness of R&D Investment: Evidence from Developed and Emerging Countries [J]. Research in International Business and Finance, 2012, 26 (2): 258-272.
- [7] 张芷若,谷国锋.科技金融与科技创新耦合协调度的空间格局分析[J].经济地理,2019(4):50-58.
- [8] 张婕,金宁,张云.科技金融投入、区域间经济联系与企业财务绩效——来自长三角G60科创走廊的实证分析[J].上海财经大学学报,2021(3):48-63.
- [9] 周春应.中国科技金融对区域经济增长的影响研究——基于空间计量模型[J].技术经济与管理研究,2021(7):3-7.
- [10] Sarriaallende V, Klapper L, Sulla V. Small and Medium Size Enterprise Financing in Eastern Europe [J]. Social Science Electronic Publishing, 2002(4):1-60.
- [11] 宋文兵.关于融资方式需要澄清的几个问题[J].金融研究,1998(1):35-42.
- [12] 肖劲,马亚军.企业融资效率及理论分析框架[J].财经科学,2004(S1):337-340.
- [13] 卢福财.企业融资效率分析[D].北京:中国社会科学院研究生院,2000.
- [14] 张玉喜,赵丽丽.政府支持和金融发展、社会资本与科技创新企业融资效率[J].科研管理,2015(11):55-63.
- [15] 熊正德,詹斌,林雪.基于DEA和Logit模型的战略性新兴产业金融支持效率[J].系统工程,2011(6):35-41.
- [16] 张云,刘芸,章逸飞.“房住不炒”政策的股市溢出效应——包含房产要素的动态均衡模型与资产定价研究[J].系统工程理论与实践,2022(4):865-878.
- [17] Wang S. A Comparison of Financing Utilization Efficiency among Statedowned, Private and FDI Enterprises [J]. Management&Engineering, 2014(15):31-36.
- [18] 崔杰,胡海青,张道宏.非上市中小企业融资效率影响因素研究——来自制造类非上市中小企业的证据[J].软科学,2014(12):84-88.
- [19] 姜妍.基于Super-SBM和Logit模型的人工智能产业融资效率及影响因素研究[J].工业技术经济,2020(7):131-136.
- [20] 房汉廷.关于科技金融理论、实践与政策的思考[J].中国科技论坛,2010(11):5-10,23.
- [21] 马凌远,李晓敏.科技金融政策促进了地区创新水平提升吗?——基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验[J].中国软科学,

- 2019 (12): 30-42.
- [22] 唐雯, 陈爱祖, 饶倩. 以科技金融创新破解科技型中小企业融资困境 [J]. 科技管理研究, 2011 (7): 1-5.
- [23] 侯世英, 宋良荣. 金融科技、科技金融与区域研发创新 [J]. 财经理论与实践, 2020 (5): 11-19.
- [24] 周泽炯, 陆苗苗. 战略性新兴产业自主创新能力的驱动因素研究 [J]. 吉首大学学报 (社会科学版), 2019 (1): 30-38.
- [25] 马铁群, 郭家宝. 互联网金融、金融脱媒与中小企业融资约束 [J]. 会计之友, 2021 (16): 112-118.
- [26] 沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2010 (6): 55-64.
- [27] Love L. Financial Development and Financial Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model [R]. Working Paper, World Bank, 2001.
- [28] 卢馨, 郑阳飞, 李建明. 融资约束对企业 R&D 投资的影响研究——来自中国高新技术上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2013 (5): 51-58, 96.
- [29] 郑毅, 徐佳. 融资约束、信息披露与 R&D 投资 [J]. 经济与管理, 2018 (1): 46-53.
- [30] Demircuc-Kunt A, Maksimovic V. Law, Finance and Firm Growth [J]. Journal of Finance, 1998 (53): 2107-2137.
- [31] 杨利娟. 科技金融发展中信息不对称问题研究 [J]. 经济研究导刊, 2020 (17): 134-136.
- [32] 张紫璇, 赵丽萍. 各省科技金融发展、技术创新水平与经济增长的门槛效应分析——基于 2000—2015 年的省际面板数据 [J]. 科技管理研究, 2018 (5): 93-98.
- [33] 崔松虎, 金福子. R&D 投资对企业效益的实证分析——以我国电子信息百强企业为例 [J]. 北京工业大学学报 (社会科学版), 2008 (6): 36-38, 61.
- [34] 李兆伟, 毛梅. 科技金融、企业技术创新与经济增长 [J]. 现代企业, 2021 (6): 98-99.
- [35] 毕海霞. 探讨科技金融支持高新技术产业园区的发展现状及对策 [J]. 经济管理文摘, 2021 (10): 39-40.
- [36] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [37] 伍装. 中国中小企业融资效率研究 [J]. 软科学, 2006 (1): 132-137.
- [38] 张博, 杨熙安. 基于熵值法的上市公司融资效率研究 [J]. 财经理论研究, 2014 (1): 105-112.
- [39] 周磊, 安焯. 新旧动能转换背景下我国现代物流业融资效率研究 [J]. 经济问题, 2019 (11): 53-60.
- [40] 桂嘉伟, 吴群琪. 新三板科技服务企业融资效率与财务风险研究 [J]. 科技进步与对策, 2019 (12): 115-124.
- [41] 方芳, 曾辉. 中小企业融资方式与融资效率比较 [J]. 经济理论与经济管理, 2005 (4): 38-42.
- [42] 黄辉. 企业特征、融资方式与企业融资效率 [J]. 预测, 2009 (2): 21-27.
- [43] 周率, 王子博, 夏睿瞳. 资本市场开放对企业融资效率的影响研究——基于“沪港通”的准自然实验 [J]. 海南大学学报 (人文社会科学版), 2021 (5): 91-100.
- [44] 曹颢, 尤建新, 卢锐, 陈海洋. 我国科技金融发展指数实证研究 [J]. 中国管理科学, 2011 (3): 134-140.
- [45] 刘文丽, 郝万禄, 夏球. 我国科技金融对经济增长影响的区域差异——基于东部、中部和西部面板数据的实证分析 [J]. 宏观经济研究, 2014 (2): 87-94.
- [46] 张玉华, 张涛. 科技金融对生产性服务业与制造业协同集聚的影响研究 [J]. 中国软科学, 2018 (3): 47-55.
- [47] 甘星, 甘伟. 环渤海、长三角、珠三角三大经济圈科技金融效率差异实证研究 [J]. 宏观经济研究, 2017 (11): 103-114.
- [48] 杨建辉, 黎绮熳, 谢洁仪. 区域科技金融发展评价指标体系——基于投影寻踪模型分析 [J]. 科技管理研究, 2020 (6): 69-74.
- [49] 王海芸, 刘杨. 基于波士顿矩阵的科技金融发展分类策略研究 [J]. 科学学研究, 2020 (6): 1018-1027.
- [50] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013 (1): 4-16.
- [51] Hadlock, C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. Rev. Financ. Stud., 2010, 23 (5): 1909-1940.
- [52] Eaton J, Kortum S. Trade in Ideas Patenting and Productivity in the OECD [J]. Journal of International Economic, 1996 (40): 251-278.
- [53] 李平, 刘建. FDI、国外专利申请与中国各地区的技术进步——国际技术扩散视角的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2006 (7): 99-104.
- [54] 吴超鹏, 唐菡. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业财务绩效——来自中国上市公司的证据 [J]. 经济研究, 2016 (11): 125-139.
- [55] 张海君. 内部控制、法制环境与企业融资效率——基于 A 股上市公司的经验证据 [J]. 山西财经大学学报, 2017 (7): 84-97.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

企业家信心与固定资产投资： 理论模型和实证检验

Entrepreneurial Confidence and Fixed Assets Investment： Theoretical Model and Empirical Evidences

贾鹏飞 郑诗琨 谢丽娟

JIA Peng-fei ZHENG Shi-kun XIE Li-juan

[摘要] 本文首先建立一个扩展 Angeleto 和 Lao (2013)^[1] 的理论模型，推导证明企业家信心对固定资产投资有正向促进效应，然后采用 2006—2021 年中国 27 个工业行业月度数据，基于 PVAR 模型和 TVP-VAR 模型对其影响进行实证检验。研究结果表明：(1) 企业家信心对固定资产投资具有明显的促进作用；(2) 企业家信心对固定资产投资的正向影响具有滞后性，长期效应的程度几乎是短期效应的三倍；(3) 在企业家信心普遍高涨时期，信心的提升对固定资产投资的促进效应随时间推移呈现不断强化态势，而在企业家信心低迷时期，正向影响效果减弱且持续时间明显缩短；(4) 从不同制造业类别看，传统制造业的固定资产投资受企业家信心冲击正向影响显著，高技术制造业固定资产投资不受影响。本文的研究结论为提振信心以促进固定资产投资相关政策的实施提供依据与参考。

[关键词] 企业家信心 固定资产投资 制造业 PVAR 模型 TVP-VAR 模型

[中图分类号] F015 F424.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0081-14

Abstract: By establishing an extended theoretical model based on Angeleto & Lao (2013)^[1], we prove that entrepreneurial confidence has a positive effect on fixed asset investment. Using a PVAR model and a TVP-VAR model with monthly datasets of 27 industrial sectors from 2006 to 2021, we find that entrepreneurial confidence shock has a significant positive effect on fixed asset investment. The positive influence of entrepreneurial confidence on fixed asset investment exhibits a lagged effect, with the long-term effect being nearly three times that of the short-term effect. It is worth noting that during periods of high entrepreneurial confidence, the enhancing effect of confidence on fixed asset investment strengthens over time. Conversely, during periods of low entrepreneurial confidence, the positive impact weakens and the duration noticeably shortens. We also find that the magnitude of the influence varies for different manufacturing industries. For traditional manufacturing industries, the influence is significantly positive. For high-tech manufacturing industries, it does not exist. This paper provides a reference for implementing policies that boost confidence and promote fixed asset investment.

Key words: Entrepreneurial confidence Fixed asset investment Manufacturing industry PVAR TVP-VAR

[收稿日期] 2022-12-30

[作者简介] 贾鹏飞，男，1988年3月生，南京大学商学院副教授，研究方向为宏观经济学、货币经济学；郑诗琨，男，1999年11月生，威斯康星大学麦迪逊分校经济系硕士研究生，研究方向为宏观经济学、国际经济学；谢丽娟，女，1991年8月生，南京大学商学院博士研究生，研究方向为宏观经济学、金融学。本文通讯作者为谢丽娟，联系方式为 dg20020016@smail.nju.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“宏观审慎政策的理论依据与最优政策设计”（项目编号：72104101）；中央高校基本科研业务费专项资金“南京大学‘研究阐释党的二十大精神专项课题’”（项目编号：010414370312）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

近年来,在新冠病毒感染疫情冲击、国际地缘政治风险扩散、大国博弈加剧等诸多因素的影响下,全球经济增速放缓。面对复杂严峻的外部环境,中国经济发展的不确定性和不稳定性大幅上升,短期需求下降的情形时有发生,经济增长的下行压力明显增加。众所周知,在经济低迷或面临下行压力时“信心比黄金更重要”。信心作为未来产出的领先指标,是经济的晴雨表,因此长期地受到政策制定者、市场参与者和学术研究者的关注。研究表明,信心水平通过消费、投资等行为显著影响宏观经济运行(Carroll等,1994^[2]; Matsusaka和Sbordone,1995^[3]; Ludvigson,2004^[4]; Taylor和McNabb,2007^[5]; Christiansen等,2013^[6]; Nowzohour和Stracca,2020^[7])。此外,信心还作为国家政策冲击的一个传导渠道发挥重要作用。Bachmann和Sims(2012)^[8]认为在经济下行期信心是财政政策传导的重要构成。在关于货币政策冲击、产出冲击等诸多研究中也发现(Lien等,2021^[9]; Guimaraes等,2016^[10]; Silvia和Iqbal,2011^[11])。Zhang等(2019)^[12]将信心分为消费者信心和企业家信心,研究发现企业家信心在中国货币政策的传导中起主导作用。根据《中国经济景气月报》的数据显示,企业家信心水平在2007年第二季度达到近年的最高值146,受2008年全球金融危机影响,该指标在当年第一季度迅速下滑并持续走低,2009年第一季度探底至105,之后伴随着经济的恢复指标值逐渐上涨。新冠病毒感染疫情暴发初期企业家信心同样遭受大幅冲击,指标值从2019年第四季度的122迅速滑落至2020年第一季度的88。2021年中央经济工作会议明确指出“要提振市场主体信心”。

企业家信心最直接影响的是企业自身经营决策。企业的固定资产是企业经营过程中使用的长期资产,如土地、机器、建筑物等。固定资产投资通常在企业总投资中占较高比重,固定资产投资水平的变化与企业产出的变化高度相关。关于固定资产投资的决策体现了企业对未来长期经济形势以及自身经营情况的判断。固定资产投资对于企业自身和宏观经济发展都具有十分重要的意义。国家统计局的数据显示,2023年1~3月份全国固定资产投资增长5.1%,而2022年1~3月份全国固定资产投资增速为9.3%。可见,

2023年我国固定资产投资增速明显下降。在此背景下,考察企业家信心对固定资产投资的影响显得非常有必要,这不仅为已有理论研究做出补充,而且为当前投资增长乏力期政府有效调控固定资产投资提供参考和依据。

研究表明,企业家信心对固定资产投资有显著的促进效应(韩国高和胡文明,2016^[13]; 聂辉华等,2020^[14]; Hayward等,2010^[15])。现有研究主要使用宏微观数据从实证层面论证二者的关系,较少涉及理论模型分析。本文的不同在于,一方面,我们构建理论模型推导论证了企业家信心对企业固定资产投资存在正向影响;另一方面,本文的实证部分探究了该影响的时变性特征和行业异质性特征,为已有实证研究作出补充。首先,本文建立了一个包含家庭部门和企业部门的理论模型。通过模型推导,我们证明在不完全信息的情况下,企业家信心对企业均衡投资水平具有正向影响。接着,我们将企业家信心、固定投资增长率等变量引入PVAR模型与TVP-VAR模型,采用2006年至2021年中国27个工业行业的月度数据进行实证检验。实证结果表明,企业家信心显著促进固定资产投资。基准回归结果验证了理论模型推导的结论。在此基础上,我们进一步分析该效应的时变差异和行业异质性。通过对比短期、中期、长期的时变参数,我们发现企业家信心冲击滞后一年的长期效应几乎是短期效应的三倍。企业家信心对固定资产投资增长的促进具有明显的滞后性。从传统制造业和高技术制造业的实证结果来看,企业家信心冲击会刺激传统制造业的固定资产投资增长,而高技术制造业行业固定资产投资不受企业家信心影响。

本文接下来的内容安排如下:第二部分为文献综述;第三部分对Angeletos和Lao(2013)^[1]的理论模型进行扩展,证明企业家信心对固定资产投资存在促进效应;第四部分为实证研究设计,包括PVAR模型和TVP-VAR模型的设定以及变量和数据的说明;第五部分为实证结果与讨论,我们使用中国工业行业数据进行实证分析;第六部分为结论与政策建议。

二、文献综述

与本文的研究内容密切相关的文献有两类。第一类文献是关于企业家信心、企业决策与宏观经济。现有文献主要从两个角度展开:第一个角度是研究企业

家信心本身对企业决策和宏观经济的影响。从企业决策来看,余明桂等(2006)^[16]使用A股上市公司的面板数据研究发现,自信的管理者更倾向于采取激进的债务融资策略。苏冬蔚和曾海舰(2011)^[17]通过构建面板数据条件二项Logit模型证明企业家对经济前景越有信心,债务融资的可能性就越大。Malmendier等(2011)^[18]使用福布斯500强企业的CEO的公司决策数据得出结论:过于自信的CEO认为外部资金使用成本过高,会减少对于外部资金的使用。Angeletos和Lian(2020)^[19]构建新凯恩斯模型,发现企业家信心的波动可能具有“乘数效应”,在影响企业家投融资决策的过程中放大经济的波动。从宏观经济总体来看,Taylor和McNabb(2007)^[5]使用欧洲四国的数据证明企业家信心的上升领先于宏观经济走势,可以用来预测经济周期。陈彦斌和唐诗磊(2009)^[20]将企业家信心分解为基本面信心和动物精神,研究认为企业家信心显著影响中国宏观经济波动。Dressler和Kersting(2014)^[21]认为,信心这种非基本面的波动是不可忽视的,并且在美国经济波动中的比重越来越大。Chauvet和Guo(2003)^[22]使用多重均衡宏观模型证明,在1969—1970年、1973—1975年以及1981—1982年的三次经济衰退中,企业家的悲观情绪所起到的助推作用不可忽视。Harrison和Weder(2006)^[23]也发现了相似结论,认为人们的悲观预期造就了1929—1932年的大萧条与1937—1938年的缓慢经济恢复。

第二个角度是将企业家信心作为一个渠道或中介变量,探究它在其他因素影响宏观经济的过程中发挥的传导作用。陈红等(2015)^[24]关于货币政策传导的信心渠道研究发现,货币政策冲击显著影响经济主体信心,信心与产出正相关,其中投资者信心渠道比消费者信心渠道更有效。刘晓君等(2019)^[25]认为货币政策调整会影响企业家信心进而对内需产生影响最终促进中国经济增长。耿中元和朱植散(2018)^[26]基于中国2007—2016年40个季度A股上市公司样本的实证研究表明:企业家信心在货币政策传导过程中有不可忽视的作用。杨杨和杨兵(2020)^[27]对中国1090家上市公司年报进行文本挖掘发现积极的企业家信心能促进税收优惠的正向作用。李永友(2012)^[28]发现企业家信心会放大我国财政政策的乘数效应,充分利用企业家信心,就可以用同样的财政支出换取更大的

投资与产出增长。Bachmann和Sims(2011)^[8]使用世界大型企业联合会首席执行官信心调查(Conference Board's CEO Confidence Survey)的数据,发现当经济较为稳健时,企业家响应财政政策的过程不受信心影响,而在萧条时期,企业家信心对财政政策的传导非常重要。耿中元等(2021)^[29]发现企业家信心在经济不确定性对企业投资抑制作用中发挥了部分中介效应。马理等(2023)^[30]使用结构向量自回归模型研究认为,企业家信心对贸易摩擦的负面影响存在放大作用。

第二类文献讨论了企业家信心对投资行为的影响。韩国高和胡文明(2016)^[13]采用动态面板数据系统GMM方法研究发现企业家信心对固定资产投资具有显著促进作用,提高企业家信心将降低宏观经济不确定性对固定资产投资的抑制作用。聂辉华等(2020)^[14]使用文本挖掘方法从A股上市公司的年报中提取企业家情绪,发现感知到政策不确定性、信心不足的企业会减少实业投资并增持金融资产。张成思等(2021)^[31]发现中国民营企业只在宏观经济感知乐观时响应积极的货币政策刺激,增加投资,而国有企业响应不明显。Hayward等(2010)^[15]认为企业家信心和企业投资之间存在正相关关系,并且良好的企业家情感认知和企业财务韧性有助于提升企业家信心与企业投资。Khan和Upadhyaya(2020)^[32]使用了美国企业家信心调查数据,发现企业家信心对于未来1~3个季度的投资有预测作用。

综上所述,尽管以往的研究表明企业家信心对固定资产投资有正向影响,但是对该影响的具体机制及其异质性特征等方面还有待挖掘。现有研究大多使用实证方法检验企业家信心与企业投资二者关系,缺乏理论模型的构建和分析。诸多实证研究中较少涉及在不同条件下信心对企业固定资产投资影响的差异分析。鉴于此,本文尝试从以下三个方面对现有文献进行补充:第一,我们将企业家信心引入一个包含家庭部门和企业部门的一般均衡模型,通过数理推导证明企业家信心对企业均衡投资水平具有正向影响;第二,本文构建时变参数向量自回归模型,探究在不同滞后条件和不同信心状态时点,企业家信心对固定资产投资影响的差异;第三,本文参照制造业分类标准将样本分为传统制造业和高技术制造业,考察该影响效应的行业异质性。

三、理论模型

本部分扩展了 Angeleto 和 Lao (2013)^[1] 的经典模型。与 Angeleto 和 Lao (2013)^[1] 不同, 本文模型将资本设定为一个内生化的变量, 将其通过家庭部门的效用函数引入企业部门的生产函数, 并在生产函数中加总为企业的固定资产投资。我们在模型中设定企业家信心水平, 把信心划分为确定的和未确定的两个部分, 分完美信息和非完美信息两种情形讨论了企业家信心对固定资产投资影响的差异。模型均衡结果显示, 企业家信心正向影响企业固定资产投资水平。

(一) 模型假设

假设整个经济由许多小岛组成, 所有的小岛连续分布在 $I=[0, 1]$ 上, 记作 $i \in I$ 。每个小岛有一个代表性家庭和一个代表性本地企业, 他们都是价格接受者。小岛间的生产效率、可获取的信息和贸易机会各不相同。每个小岛专业生产某一种商品, 但是希望消费的商品种类越多越好, 因此小岛之间存在贸易需求。每个小岛生产的商品要么被用于岛内消费, 要么通过贸易出口供其他小岛消费。时间是离散的, 记作 $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ 。每一个时刻包含两个阶段, 代表性家庭和企业在第一阶段进行固定资产投资与生产, 在第二阶段进行贸易与消费。小岛之间的贸易是去中心化的, 通过随机配对实现, 即每个小岛在第一阶段进行投资和生产时不知道自己将在第二阶段与哪个小岛进行贸易, 在第二阶段通过随机匹配的方式与另一个小岛发生贸易。

(二) 企业部门

代表性企业第一阶段雇用劳动力进行生产, 并接受消费者提供的贷款用于企业固定资产投资。在第二阶段, 企业将生产出的商品供岛内消费和出口贸易。

对于小岛 i 的代表性企业, 其 t 时期的生产函数为:

$$y_{it} = A_{it} \left(\sum_{s=0}^t k_{is} \right)^\theta (n_{it})^{1-\theta}, \theta \in (0, 1) \quad (1)$$

其中, y_{it} 表示 t 时刻的企业产出; A_{it} 表示 t 时刻小岛的全要素生产率 (TFP); k_{is} 为当期消费者向企业提供贷款的数量, $\sum_{s=0}^t k_{is}$ 则表示企业在 t 时刻使用消费者提供的贷款进行固定资产投资的总额; n_{it} 表示 t 时刻

企业雇用的劳动力。由于我们主要关注企业固定资产投资, 为方便分析, 假设劳动投入 n_{it} 为常数 1。

代表性企业的利润函数表示为:

$$\pi_{it} = p_{it} y_{it} - w_{it} n_{it} - r_{it} k_{it} \quad (2)$$

其中, π_{it} 表示 t 时刻企业的利润, p_{it} 表示 t 时刻企业产品的本地价格 (小岛 i 的价格水平), w_{it} 表示企业对每单位劳动支付的工资, r_{it} 表示企业使用每单位资本支付的利率。可见, 企业的营业收入扣除工资支出与固定资产投资使用的利息支出, 剩余的部分就是企业利润。

(三) 家庭部门

代表性家庭在第一阶段进行劳动生产赚取劳动报酬, 并且将消费剩余的资金向企业提供贷款, 从而赚取资产报酬。在第二阶段, 家庭在自身预算约束下消费本地商品和进口商品, 并由此参与贸易。

假设在 t 时刻的第一个时期, 家庭将上一个时刻剩余的资金借给企业进行固定资产投资, 企业承诺在之后每个时期向家庭支付利息, 直到家庭要求企业偿付本金为止。家庭可以在第二个时期开始的任意时期要求企业偿还本金。由于家庭将资金借给企业进行投资时, 可能存在损失本金的风险, 故借出资金存在一个负效用。

因此, 小岛 i 上代表性家庭的效用可以表示为:

$$\Lambda_i = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [U(c_{it}, c_{it}^*) - V(k_{it})] \quad (3)$$

其中, $\beta \in (0, 1)$ 为折现系数, $c_{it}, c_{it}^* \in \mathbb{R}_+$ 分别代表 t 时刻家庭对于本地商品和进口商品的消费数量。 $U(\cdot)$ 是消费给家庭带来的正效用, $V(\cdot)$ 是出借资金给家庭带来的负效用。可见, 代表性家庭的效用为各期消费带来的正效用与出借资金带来的负效用之差的现值之和。 $U(\cdot)$ 和 $V(\cdot)$ 的具体形式为:

$$U(c, c^*) = \left(\frac{c}{1-\eta} \right)^{1-\eta} \left(\frac{c^*}{\eta} \right)^\eta, V(k_{it}) = \rho k_{it} \quad (4)$$

其中, $\rho > 0$ 为常数系数。

对于代表性家庭来说, 其预算约束是 t 时刻的消费不能超过收入。这就意味着, 家庭在 t 时刻消费本地商品和进口商品的总额, 必须小于或等于家庭的收入总额, 家庭收入包括劳动获得的工资报酬、出借资金获得的利息报酬和企业的利润。因此, 家庭的预算约束为:

$$p_{it}c_{it} + p_{it}^*c_{it}^* \leq w_{it}n_{it} + r_{it}k_{it} + \pi_{it} \quad (5)$$

其中, p_{it} 表示 t 时刻小岛 i 的本地商品价格, p_{it}^* 表示 t 时刻小岛 i 的进口商品价格。式(5)左边代表家庭的总消费,右边代表家庭的总收入。

(四) 模型均衡

首先,考虑 t 时刻小岛 i 的代表性家庭行为。家庭面临的问题是在预算约束式(5)下选择本地商品消费 c_{it} 、进口商品消费 c_{it}^* 和资金出借 k_{it} 来最大化其总效用式(3)。根据标准的最大化问题的求解方法,我们使用家庭部门的效用函数式(3)和预算约束式(5)来构造拉格朗日函数:

$$L(c_{it}, c_{it}^*, \lambda) = \Lambda_i + \lambda_{it}(p_{it}c_{it} + p_{it}^*c_{it}^* - w_{it}n_{it} - r_{it}k_{it} - \pi_{it}) \quad (6)$$

式(6)中的 λ_{it} 是预算约束的拉格朗日乘子,为了将模型中的本地价格 p_{it} 标准化,我们令 $\lambda_{it} = 1$ 。那么,关于家庭消费的最优选择,令 $\frac{\partial L}{\partial c} = 0, \frac{\partial L}{\partial c^*} = 0$, 则:

$$\frac{p_{it}}{p_{it}^*} = \frac{U_c}{U_{c^*}} = \frac{(1-\eta)c_{it}^*}{\eta c_{it}} \quad (7)$$

由于贸易均衡满足 $p_{it}^*c_{it}^* = p_{it}(y_{it} - c_{it})$, 市场出清满足 $c_{it} + c_{it}^* = y_{it}$ 。将式(7)代入这两个均衡条件,我们得到代表性家庭的均衡消费和均衡本地商品价格:

$$c_{it} = (1-\eta)y_{it}, c_{it}^* = \eta y_{it}, R_{it} = y_{it}^{-\eta} y_{jt}^{\eta} \quad (8)$$

关于代表性家庭和代表性企业在第一阶段对资金供求的最优决策,令 $\frac{\partial L}{\partial k} = 0, \frac{\partial \pi}{\partial k} = 0$, 我们得到以下阶段条件:

$$V'(k_{it}) = r_{it}, r_{it} = \mathbb{E}_{it}[p_{it}] \theta \frac{y_{it}}{\sum_{s=0}^i k_{is}} \quad (9)$$

其中, $\mathbb{E}_{it}[\cdot]$ 表示在第一个阶段关于借贷资本价格的理性条件期望。然后,将上述代表性家庭的均衡条件式(9)代入代表性企业生产函数式(1),可以得到小岛 i 的均衡产出与均衡价格预期,即命题1。

命题 1: 在均衡条件下,生产和贸易满足:

$$y_{it}' = (\theta^\theta \rho^{-\theta} A_{it})^{\frac{1}{1-\theta}} \left(\int_{I|I_i} p_{it}(j) P_{it}(j) dj \right)^{\frac{\theta}{1-\theta}} \quad (10)$$

$$p_{it}(j)' = y_{it}^{-\eta} y_{jt}^{\eta} \quad (11)$$

其中, $P_{it}(j)$ 是 i 岛连接到 j 岛的概率, $p_{it}(j)$ 代表 i 岛连接到 j 岛时的本地商品价格。将式(11)代入式(10)我们最终可以得到小岛 i 的均衡产出表达式:

$$\log y_{it} = (1-\alpha)f_i + \frac{\alpha}{\eta} \log(\mathbb{E}_{it}[y_{jt}^{\eta}])$$

其中, $f_i = \frac{1}{1-\theta} \log(\theta^\theta \rho^{-\theta} A_{it})$ 表示 i 岛的基本面, $\alpha =$

$\frac{\eta}{\eta + (1-\theta)/\theta} \in (0, 1)$ 是由家庭部门偏好相关的系数

η 和企业部门生产相关的系数 θ 共同决定的。由此可见,小岛 i 的最优均衡产出由两个部分决定,分别是小岛 i 自身的基本面和小岛 i 对于与之进行贸易的小岛 j 的预期产出。

通过对式(10)定义一个压缩映射,我们不难得到定理1^①。

定理 1: 经济系统的均衡存在且唯一。

(五) 完美与不完美信息

最后,我们将问题聚焦到不同信息情形下小岛间的贸易,即小岛 i 对于与之进行贸易的小岛 j 的产出如何预期的问题。

对于任意时刻 t , 小岛 i 通过随机匹配与另一个小岛 j 进行贸易。这样的匹配是独立同分布的,且符合均匀分布,这意味着每一个岛和其他任何一个岛匹配进行贸易的概率相同。在时刻 t 的第一阶段,小岛 i 不知道与其配对的小岛 j 的贸易条件,因此,小岛 i 的企业和家庭需要根据所获得的信息,作出生产决策和借贷决策。

令 x_{it} 代表小岛 i 的企业家对可能匹配的小岛的全要素生产率的预测, X_t 代表这些预测的平均值。同时,定义 Y_t 为经济中所有小岛产出对数的平均值,定义 K_t 为所有小岛固定资产投资的平均值。当小岛 i 的企业家预测其他小岛生产率较高时,他认为该岛屿产出较高,进口需求较为旺盛,意味着企业家对经济前景较为乐观,倾向于增加固定资产投资。因此, x_{it} 可以视为 i 小岛的企业家信心, X_t 则代表了经济

① 受篇幅所限,定理1的证明未在文中列出,感兴趣的读者可联系作者索取。

系统整体的乐观或悲观情绪。

1. 完美信息的情形。

完美信息的情形意味着小岛 i 对于其他小岛的生产率水平完全知晓。在完美信息的情况下，经济系统中不存在不确定性，贸易的双方对彼此的产出完全知晓。这时小岛 i 只需要依据自己和小岛 j 的基本面作出生产决策。因此，我们提出命题 2^①。

命题 2: 在完美信息的情形下，总体产出水平 Y_t ，固定资产投资水平 K_t ，只受基本面的影响，不受噪音任何干扰。

2. 不完美信息的情形。

不完美信息情形意味着小岛 i 对于其他小岛的生产率水平不完全知晓，只知晓部分相关信息。小岛 i 的企业家在所得信息的基础上对与之进行贸易的小岛 j 的生产率做出预测，也就是 x_{it} 。根据上文的分析， x_{it} 就是小岛 i 的企业家信心，它可以表示为两个部分之和，即 $x_{it} = \log A_{jt} + u_{it}$ 。其中， $\log A_{jt} \sim N(0, \sigma_A^2)$ ，它是企业家确定的信息，是企业家信心中符合事实的、理性的成分； $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ ，它是企业家对小岛 j 的生产率的信息未确定的部分，是一个外生扰动项，是企业家信心中与事实不符的、非理性成分。

将企业家信心 x_{it} 代入均衡产出表达式，使用待定系数法计算，我们得到命题 3^②。

命题 3: 在不完美信息的情形下，经济系统均衡时，存在参数 $\phi_1, \phi_a, \psi_1, \psi_a \in \mathbb{R}_+$ 和 $\phi_0, \psi_0 \in \mathbb{R}$ ，使得对于任意 (i, t, x_{it}) ，有

$$\log y_{it} = \phi_0 + \phi_a \log A_{it} + \phi_1 x_{it}$$

$$\log \sum_{s=0}^t k_{is} = \psi_0 + \psi_a \log A_{it} + \psi_1 x_{it}$$

可见，固定资产投资和企业产出是关于企业家信心的增函数， $Y_t \propto X_t$ ， $K_t \propto X_t$ 。进一步分析企业家信心中的非理性成分，不难发现同样有 $Y_t \propto u_{it}$ 且 $K_t \propto u_{it}$ 。也就是说，当企业家信心强劲，即 i 小岛的企业家认为 j 小岛生产效率高、产出增长、贸易需求上升时， i 小岛的企业家会进行更多的固定资产投资从而

产出更多商品。反之，当企业家信心低迷，固定资产投资和产出都会受到负面影响。

根据上文的模型推导，我们提出本文的核心假设：企业家信心对固定资产投资具有正向促进作用。

四、实证研究设计

(一) 变量与数据说明

本文的被解释变量是固定资产投资 $Fixasset_{i,t}$ ，采用中国工业行业固定资产投资的同比增长率表示，以此代表样本期内不同行业企业的固定资产投资水平。参照国家统计局国民经济行业分类标准，我国的工业行业分为采矿业，电力、热力及水生产和供应业，制造业三个大类。由于电力、热力及水生产和供应业市场化程度较低，我们将其剔除。此外，受到数据缺失等数据质量问题限制，我们最终选取了 27 个工业行业^③的固定资产投资数据，并以此为行业基准选择其他变量的相应行业数据。

$Conf_{i,t}$ 是本文的核心解释变量企业家信心，我们使用国家统计局发布的《中国经济景气月报》中的分行业企业景气指数表示。企业景气指数是一个综合指标，是在对众多微观企业进行定性调查的基础上，对所得数据进行适当处理，从而获得的对于宏观经济景气状态的一种定量测度指数。该指数的取值范围在 0~200 之间，以 100 作为临界值。指数值大于 100 表示各经济指标上升，整体景气状态良好、乐观，越接近 200 乐观程度越高；指数值小于 100 表示各经济指标下降，整体景气状态不佳、悲观，越接近 0 悲观程度越高。企业景气指数代表企业家对于当前企业经营状况的判断以及未来企业运行状态的预期，是综合反映企业家对宏观经济运行信心的指标，本文使用该指标来衡量企业家信心水平。需要说明的是，国家统计局发布的分行业企业景气指数为季度更新数据，我们使用当月所在的季度数值代表该月的企业家信心值，由此得到企业家信心的月度数据。图 1 展示了 2006 年至 2021 年企业家信心水平的变化情况。可以看出，

① 受篇幅所限，命题 2 的证明未在文中列出，感兴趣的读者可联系作者索取。

② 受篇幅所限，命题 3 的证明未在文中列出，感兴趣的读者可联系作者索取。

③ 本文选取的 27 个工业行业包括：电气机械及器材制造业；纺织服装、鞋、帽制造业；纺织业；非金属矿采选业；非金属矿物制品业；黑色金属矿采选业；黑色金属冶炼及压延加工业；化学纤维制造业；化学原料及化学制品制造业；计算机、通信及其他电子设备制造业；家具制造业；金属制品业；酒、饮料及精制茶制造业；煤炭采选业；木材加工及木、竹、藤、栈、皮革、毛皮、羽毛及其制造业；食品制造业；通用设备制造业；文教、工美、体育及娱乐用品制造业；烟草制造业；医药制造业；仪器仪表制造业；印刷及记录媒介复制业；有色金属矿采选业；有色金属冶炼及压延加工业；造纸及纸制品业；专用设备制造业。

2008年金融危机后、2015年年底至2016年年初、2019年年底至2020年年初新冠病毒感染疫情暴发初期是三个企业家信心水平明显下降的时期。其中，疫情对企业家信心冲击最大，指数大幅下降至100以下。

参考韩国高和胡文明（2016）^[13]、聂辉华等（2020）^[14]在类似研究中的做法，我们同时考虑企业杠杆率、主营业务增长、利润等因素的影响。本文将 $Margin_{i,t}$ （利润率）和 $Rev_{i,t}$ （营收同比增长）两个

变量纳入模型反映企业经营基本状况产生的影响，使用 $Deb_{i,t}$ （资产负债率）表示企业的债务负担，探究其对模型系统的影响。

基于数据的可得性，本文选取中国27个工业行业2006—2021年的月度数据作为研究样本。数据来源于国家统计局。为排除极端值的影响，数据参照 Barnett 和 Lewis（1978）^[33]的方法进行了缩尾处理。具体的变量与数据说明见表1。

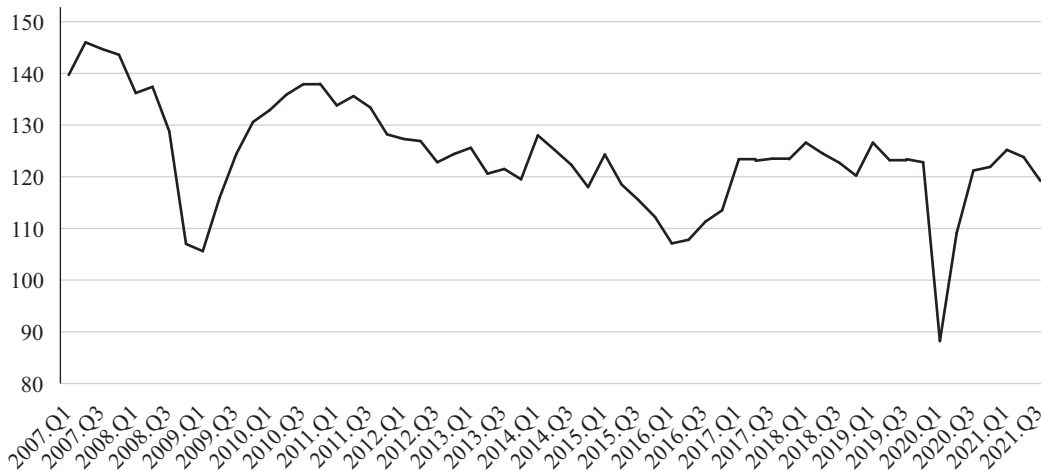


图1 2006—2021年企业家信心水平走势

表1 模型的变量及数据说明

变量指标	变量含义	变量解释与计算方法	数据来源
$Fixasset_{i,t}$	固定资产投资增长率	反映该行业固定资产投资的增减； $Fix_{i,t} = (\text{该行业当期固定资产投资完成额} / \text{上一年同期固定资产投资完成额} - 1) \times 100$	《中国经济景气月报》 [†]
$Conf_{i,t}$	企业家信心	反映该行业被调查的企业家对经济形势的感知；数值介于0到200之间；大于100时，表明该行业的企业家认为当季经济形势正在好转，处于景气状态；值越高，企业家所感知的情况就越好	《中国经济景气月报》 [†]
$Margin_{i,t}$	利润率	反映行业利润状况； $Margin_{i,t} = (1 - \text{行业当期成本} / \text{行业当期营收}) \times 100$	国家统计局
$Deb_{i,t}$	资产负债率	反映行业杠杆状况； $Deb_{i,t} = (\text{行业当期总负债} / \text{行业当期总资产}) \times 100$	国家统计局
$Rev_{i,t}$	营收增长率	反映行业营收状况； $Rev_{i,t} = (\text{行业当期营收} / \text{行业上年同期成本} - 1) \times 100$	国家统计局

注：†《中国经济景气月报》是由国家统计局中国经济景气监测中心主办的全面、准确、及时发布中国政府统计数据的双月刊。

（二）计量模型设定

本文选用面板向量自回归模型（PVAR模型），利用中国工业行业层面面板数据实证研究企业家信心对固定资产投资的影响。PVAR模型最早由 Holtz-Eakin 等（1988）^[34]提出，经过多名学者的不断完善与发展，逐渐成为宏观经济和金融领域一种成熟的实证分析方法。PVAR模型是传统的时间序列VAR模型和面板数据模型的结合，兼具二者的优点。在模型的设定上与VAR模型类似，PVAR模型允许所有变

量之间存在内生关系。同时，PVAR模型使用面板数据，一方面考虑了个体效应和时间效应，克服了个体异质性和跨截面异质性对模型估计造成的影响；另一方面降低了传统VAR模型对时间序列长度的限制。因此，本文采用PVAR模型来考察变量之间的动态关系。模型具体设定如下：

$$Y_{i,t} = A_1 Y_{i,t-1} + A_2 Y_{i,t-2} + \dots + A_p Y_{i,t-p} + \eta_i + e_{i,t} \quad (11)$$

其中， $Y_{i,t} = [Conf_{i,t} Fixasset_{i,t} Deb_{i,t} Rev_{i,t} Margin_{i,t}]'$ 是

包含了五个内生变量的列向量， i 表示不同行业， t 表示不同时间， p 表示滞后阶数，最优滞后阶数由信息准则确定； $A_1, A_2 \dots A_p$ 是 5×5 的变量参数矩阵； η_i 表示行业固定效应； $e_{i,t}$ 为随机扰动项。

为了探究不同时期变量之间动态关系的差异，本文在进一步分析中使用时变参数向量自回归模型 (TVP-VAR 模型) 进行估计。TVP-VAR 模型的优点是可以捕捉模型滞后结构时变性和非线性特征，因此我们采用该模型分析企业家信心对固定资产投资影响的时变动态特征。模型设定如下：

$$Y_{i,t} = A_i Y_{i,t-1} + B_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

$$A_i = A_{i-1} + u_i, \quad B_i = B_{i-1} + v_i \quad (13)$$

其中， $Y_{i,t}$ 是本文五个内生变量的列向量， A_i 是模型的 5×5 时变参数矩阵， B_i 是一个 5×1 的时变常数向量， ε_i 为随机扰动项， u_i 为表示 A_i 系数游走的 5×5 系数矩阵， v_i 为表示 B_i 系数游走的 5×1 系数矩阵。

五、实证结果与讨论

(一) 描述性统计

表 2 显示了本文变量的描述性统计。各行业、各时期的固定资产投资同比增长率的平均值为 16.9%，最大值为 63.3%，最小值为 -19.8%。总体来说，2006 年至 2021 年，中国工业行业固定资产投资保持了高增速。从核心解释变量企业家信心来看，各行业、各时期的平均值为 125.8，最大值为 146，最小值为 88.2，平均来看处于乐观状态。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$Fixasset_{i,t}$	4 779	16.9	21.7	-19.8	63.3
$Conf_{i,t}$	4 779	125.8	15.2	88.2	146.0
$Deb_{i,t}$	4 779	53.8	6.4	41.3	64.5
$Rev_{i,t}$	4 779	13.7	12.6	-8.3	39.3
$Margin_{i,t}$	4 779	17.5	7.4	7.9	37.7

资料来源：国家统计局。

(二) 基准回归结果

PVAR 模型使用的面板数据具有时间序列的特征，因此在估计之前，首先需要对数据进行平稳性检验，以此避免由于数据不平稳导致的伪回归现象。根据已有文献，面板单位根的检验方法有很多种，本文采用 LLC 检验，检验结果呈现在表 3 中。可以看出，本文所有变量均通过单位根检验，数据平稳可以进行后续分析。

表 3 LLC 检验结果

变量名称	Adjusted t
$Fixasset_{i,t}$	-2.73**
$Conf_{i,t}$	-5.00***
$Deb_{i,t}$	-3.37***
$Rev_{i,t}$	-4.70***
$Margin_{i,t}$	-11.57***

接下来，我们利用 AIC、BIC 和 HQIC 准则确定模型的最优滞后阶数。依据 AIC、BIC 或 HQIC 统计量最小为最优的原则，确定 PVAR 模型的最优滞后阶数为 4 阶。信息准则结果如表 4 所示。最终，我们构建一个 PVAR(4) 模型。由于面板向量自回归模型的参数没有实际经济意义，研究一般只关注其生成的脉冲响应函数。为了节省篇幅，这里不详细列出参数结果。

表 4 最优滞后阶数信息准则结果

lag	AIC	BIC	HQIC
1	28.237 4	28.456 1	28.314 2
2	27.242 7	27.496 9	27.332 0
3	26.996 8	27.286 7	27.098 8
4	26.836 2	27.162 2 [†]	26.950 0 [†]
5	26.828 8 [†]	27.191 3	26.956 4
6	26.861 7	27.261 1	27.002 3

注：[†] 代表最小值。

图 2 展示了各变量之间的脉冲响应函数结果，它反映出当其他变量冲击不变的情况下，一个变量的随机扰动项一单位标准化信息冲击对另一个变量产生的影响。图 2 各行依次是企业家信心 ($Conf_{i,t}$)、固定资产投资增长率 ($Fixasset_{i,t}$)、资产负债率 ($Deb_{i,t}$)、营收增长率 ($Rev_{i,t}$)、利润率 ($Margin_{i,t}$) 的冲击对各变量的脉冲响应结果。其中，第一行为本文的核心解释变量企业家信心对其他内生变量的脉冲响应函数图，是我们关注的重点。从第一行 5 张小图的走势可以看出，相比于其他几行的脉冲响应图，企业家信心冲击对其他变量的影响响应程度比较明显。当发生 1 单位正向的企业家信心冲击，企业的利润率下降 0.5 单位，资产负债率上升接近 0.1 单位，营收增长率上升 2 单位，固定资产投资增长率在冲击发生时刻变动很小，随后几期逐渐上升至超过 2 单位。

我们发现，企业家信心正向冲击造成企业的利润率和资产负债率反向变动。这可能是由于当企业家信

心上升时，企业家倾向于借贷更多的资金进行固定资产投资和生产。此时，企业负债增加、利润率下降。随着后续的生产 and 贸易的发生，企业盈利并偿还债务，带来利润率上升和负债率下降。这个过程的关键是企业家信心对固定资产投资的影响。图3单独展示了固定资产投资对1个单位正向企业家信心冲击的脉冲响应。可以看出，当企业家信心正向冲击发生，企

业的固定资产投资没有立刻发生变化，而是在随后几期逐渐上升，达到超过2单位的最高点后缓慢下降，并且正向响应持续了多期。这种滞后的正向响应也与后文的时变参数模型的结果相符。综上所述，PVAR模型的脉冲响应函数证实了我们在上文理论模型推导提出的核心假设，企业家信心对固定资产投资有显著的正向促进作用。

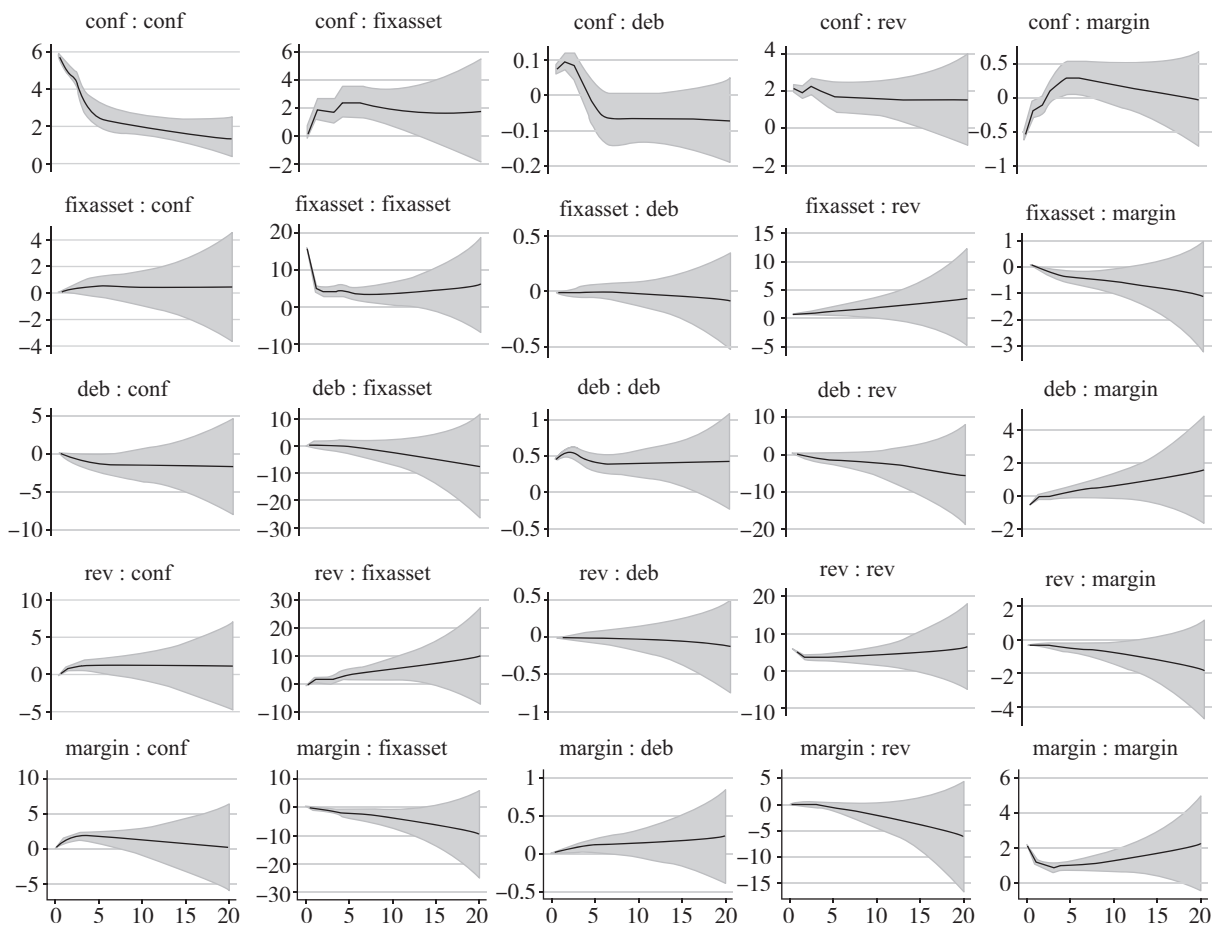


图2 基于PVAR模型的脉冲响应结果

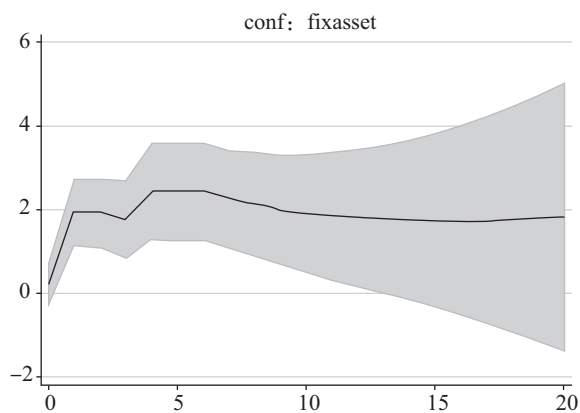


图3 基于PVAR模型企业家信心冲击对固定资产投资的脉冲响应结果

(三) 异质性分析

1. 时变参数模型分析。

在进行模型回归之前，参照 Nakajima (2011)^[35]的做法，我们应用MCMC法迭代进行2000次模拟路径计算出参数的后验分布。从图4的估计结果可以看出，样本自相关系数平稳下降，样本路径是平稳的，抽样有效。

图5的上图展示了滞后4期（点状虚线）、滞后8期（长虚线）和滞后12期（实线）的企业家信心对固定资产投资的动态脉冲响应结果，分别代表短期、中期和长期效应。可以看出，不同滞后期下固定资产投资对企业家信心冲击的脉冲响应均为正向，但

是响应程度具有明显差异。具体而言，企业家信心冲击对固定资产投资的短期正向效应最小，且在各个时点差异不大。长虚线代表的中期脉冲响应最大值是短期的两倍，不同时间点的差异明显，在 2011 年之后的响应值明显上升，2015 年左右达到最大值后有所下降，之后稍有回升，2017 年以后响应程度不断减

弱。实线代表的长期效应走势与长虚线代表的中期效应几乎一致，但是波动程度更大，长期最大值超过短期最大值的三倍。这意味着企业家信心对固定资产投资的影响具有明显的滞后性，滞后一年的长期效应显著大于短期和中期效应。

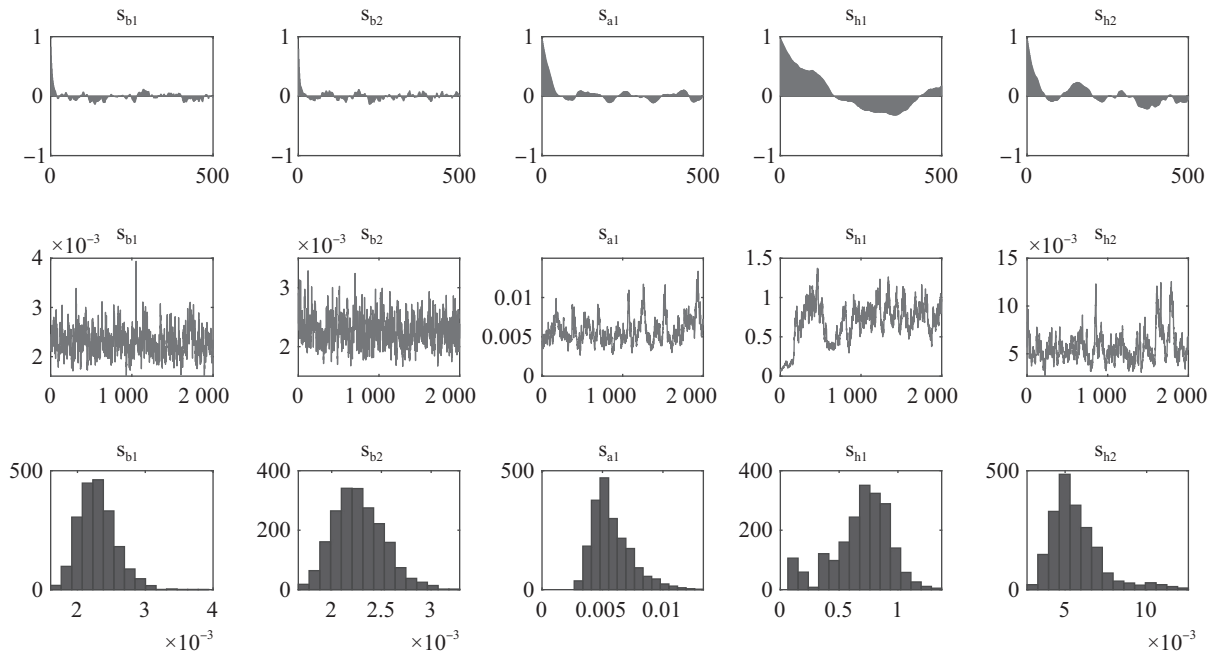


图 4 TVP-VAR 模型的时变参数特征

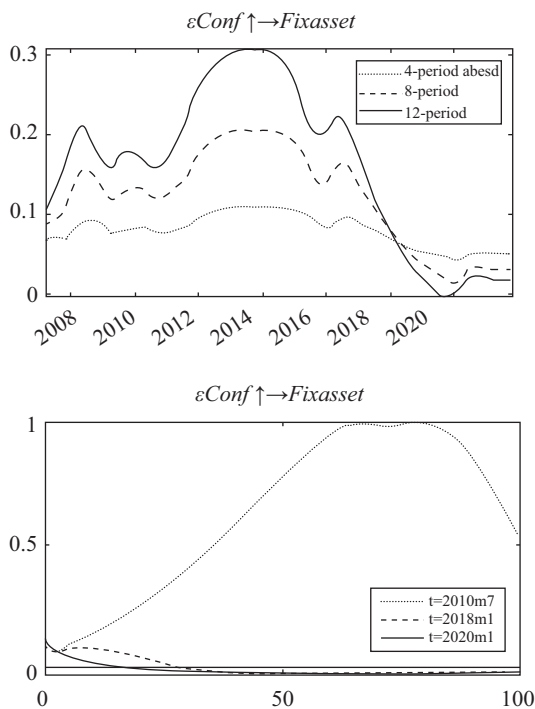


图 5 企业家信心冲击对固定资产投资的动态脉冲响应结果（上）和时点脉冲响应结果

值得注意的是，2011 年至 2015 年间，中期和长期的响应值都表现出明显上升，短期来看尽管不明显也有小幅上涨，这说明在 2011 年至 2015 年企业家信心对固定资产投资水平的促进效应显著增强。从图 1 企业家信心的走势图来看，2011 年至 2015 年正是企业家信心较为高涨的时期。企业家的乐观情绪似乎强化了信心对固定资产投资的中长期促进效应。2017 年之后，无论是长期、中期还是短期效应，企业家信心对固定资产投资的正向影响都显著减小。从中国经济周期来看，2017 年正处于我国经济的下行周期。受到“去杠杆”政策影响，与大力刺激经济时期相比，我国企业在当时的整体投资水平减少。企业家信心的提振对固定资产投资的促进效应下降与中国经济现实较为符合。另一方面，图 1 表明 2017 年之后的信心水平并不高涨，同等程度的信心冲击对固定资产投资的促进效果有限。因此，当处在经济下行时期或整体信心水平不高涨区间，需要更大程度的信心提振来实现与上行期或高涨期类似的对固定资产投资的强促进效应。

为了说明以上观点，我们进一步探究企业家不同的情绪状态是否会影响到对固定资产投资的作用程度。根据图1企业家信心走势结合中国经济发展现实，我们选取2010年7月、2017年10月和2020年1月作为脉冲响应函数的三个冲击时点，分别代表企业家情绪高涨期、波动期和低迷期。估计得到三个时点脉冲响应函数的结果，如图5下图所示。尽管三个时点固定资产投资对企业家信心冲击的初始响应值基本一致，但其时变特征差异显著。在2010年7月时点，企业家情绪总体处于高涨期，由点状虚线代表的响应值不断上升，也就是说企业家信心对固定资产投资的促进程度随时间推移不断增强。长虚线代表的企业家情绪波动期的结果明显弱于高涨期。具体表现为，企业家信心对固定资产投资的正向影响小幅上升，维持十几期后开始缓慢下降，而高涨期的正影响在滞后几十期里一直呈现出不断强化的态势。在2020年1月时点为代表的企业家情绪低迷期，信心对固定资产投资的促进效应明显小于高涨期和波动期，并且呈现不断减弱的趋势，正效应仅仅维持了几期很快转为负值。

三个时期的脉冲结果差异很大反映出不同情绪周期下信心对固定资产投资影响的异质性。当企业家情绪高涨，也就是信心水平总体较高时，信心的提振对固定资产投资的促进效应随时间推移不断扩大，表现出非常明显的强化趋势。在企业家信心总体低迷期间，尽管信心刺激仍然会提升固定资产投资，但是正向效应持续的时间很短并且其程度很快减少至更低的水平。当企业家情绪处于正常波动区间，信心对固定资产投资影响的走势与基准回归结果类似，在冲击发生几期后正效应先逐步扩大之后缓慢下降至原有的水平。因此，我们认为需要根据不同时期企业家的情绪状态制定不同程度的提振信心举措，从而实现对固定资产投资的促进效应。当企业家情绪普遍低迷，对信心提振的举措需要更加明确。

2. 制造业分类别分析。

接下来，本文进一步分析企业家信心对固定资产投资影响的行业差异。根据国家统计局制造业高技术产业分类标准^①，我们将制造业分为传统制造业和高技术制造业两个子样本分别使用PVAR模型进行估

计，结果如图6所示^②。图6上图的传统制造业脉冲响应结果与图3全样本的结果高度一致，固定资产投资对企业家信心冲击有明显的正向响应。在冲击发生时刻，固定资产投资响应水平在0值附近，之后几期很快增长然后逐渐下降。这说明，对于传统制造业来说企业家信心能促进固定资产投资增长，且这种促进效应具有滞后性。然而，图6下图显示高技术制造业的脉冲响应结果为0值上的直线。这表明高技术制造业的固定资产投资不受企业家信心冲击的影响。这可能与高技术制造业固定资产投资规模大、技术水平高、研发成本高等因素造成的生产和盈利模式有关。由此可见，PVAR模型基准分析的结果主要是由传统制造行业贡献的。有关高技术制造业不受企业家信心影响的具体原因值得在以后的研究中进一步展开。

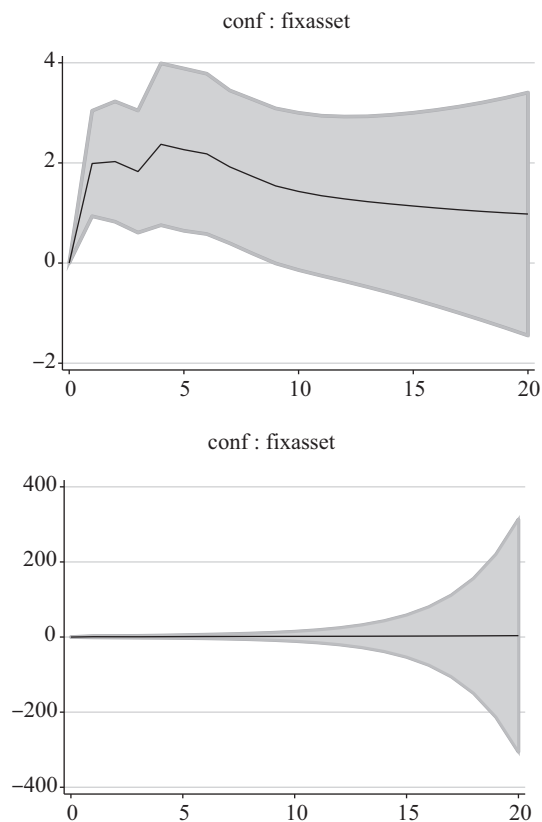


图6 传统制造业（上）和高技术制造业企业家信心冲击对固定资产投资的脉冲响应结果

(四) 稳健性检验

为了检验模型的实证结果是否可靠，能否证实企业家信心对企业固定资产投资有正向影响，本文从以

^① 国家统计局发布的《高技术产业（制造业）分类（2017）》。

^② 为节省空间仅展示企业家信心冲击对固定资产投资的脉冲响应结果，如需查看全部结果可以联系作者索取。

下三个方面进行稳定性检验。结果表明，原有结论稳健。

1. 替换企业家信心测度指标。

我们使用采购经理指数（PMI 指数）替换上文核心解释变量作为企业家信心的测度指标。PMI 指数是基于针对采购经理的月度调查得到的综合性经济指数，能综合反映行业景气水平，可以作为企业家信心的一种替代。基于 PVAR 模型的脉冲响应结果如图 7 所示。估计结果与原核心解释变量的结论一致。图 8 展示了基于 TVP-VAR 模型的 PMI 指数冲击对固定资产投资的动态脉冲响应结果和时点脉冲响应结果，结论稳健。

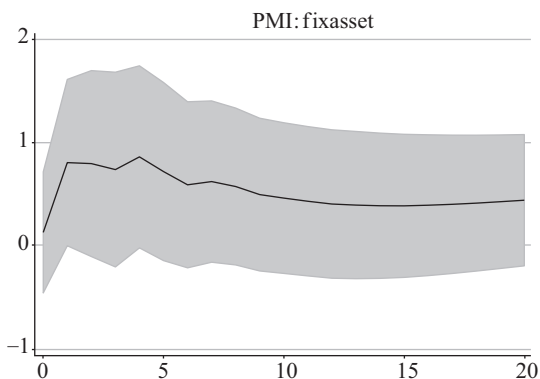


图 7 PMI 指数冲击对固定资产投资的脉冲响应结果

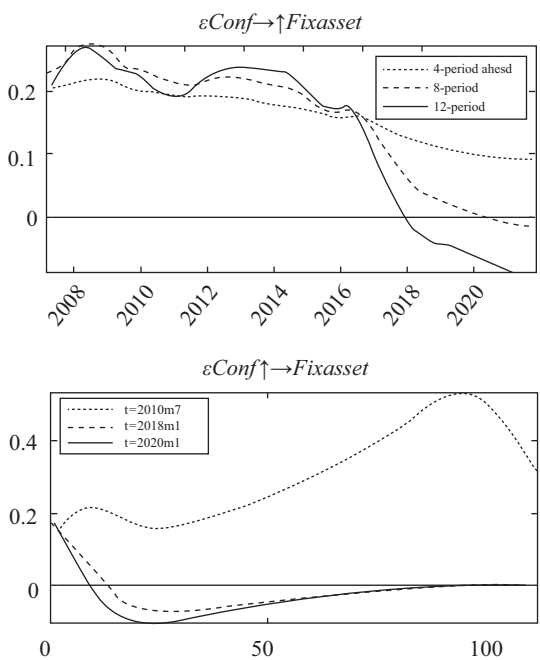


图 8 PMI 指数冲击对固定资产投资的动态脉冲响应结果（上）和时点脉冲响应结果

2. 采用季度数据。

由于企业家对经济景气程度的感知和信心的调整

通常具有一定的延迟，我们将数据的频度拓宽采用季度频率数据进行估计。PVAR 模型的脉冲响应结果展示在图 9 中。图 10 是使用季度频率数据进行 TVP-VAR 模型估计的脉冲结果。可以看出，结论依然稳健。

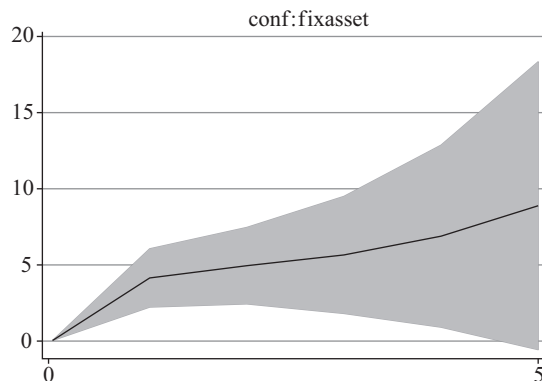


图 9 季度数据企业家信心冲击对于固定资产投资的脉冲响应结果

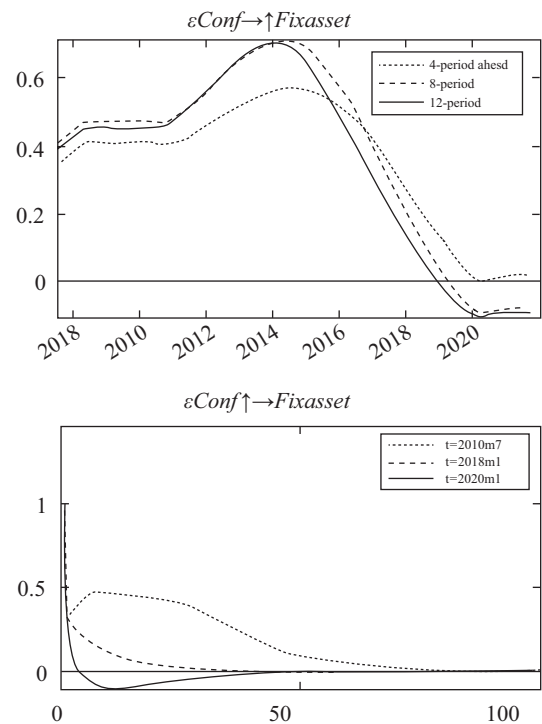


图 10 季度数据企业家信心冲击对固定资产投资的动态脉冲响应结果（上）和时点脉冲响应结果

3. 使用面板工具变量模型。

根据 Arellano 和 Bover (1995)^[36]、Blundell 和 Bond (1998)^[37]，系统 GMM 方法可以较好地处理动态面板数据的内生性问题。因此，我们参考 Wintoki 等 (2012)^[38] 对本文的变量使用系统 GMM 回归，结果呈现在表 5 中，本文的结论稳健。

表5 面板工具变量模型的回归结果

	GMM
$Conf_{i,t}$	0.138 * (0.020)
$Deb_{i,t}$	-0.057 (0.049)
$Margin_{i,t}$	0.079 ** (0.041)
$Rev_{i,t}$	0.326 *** (0.025)
N	4 725
AR(1) p 值	0.000
AR(2) p 值	0.217
Sarganp 值	0.256

六、结论与政策建议

本文首先构建了一个包含企业和家庭的两部门一般均衡模型，通过模型推导证明，在不完全信息的情形下，企业家信心对固定资产投资均衡水平有正向作用。接着，基于我国2006—2021年27个工业行业样本的月度数据，我们使用面板向量自回归模型，实证检验了企业家信心冲击对固定资产投资增长率的影响，实证结果与理论推导结论一致。在基准回归的基础上，本文进一步分析了企业家信心对固定资产投资影响的时变参数特征和行业异质性。

本文研究发现：当发生正向企业家信心冲击，固定资产投资水平的响应为正，呈现先增强后缓慢减弱的态势。这意味着企业家信心提振能显著且持续提升固定资产投资增长水平；时变参数模型的结果表明企业家信心对固定资产投资的影响具有明显的滞后性，长期参数的数值是短期参数的三倍左右，滞后一年的长期效应参数波动幅度明显大于滞后四个月的短期效

应参数；企业家信心对固定资产投资的促进程度受到企业家情绪周期影响，在企业家情绪高涨时期，也就是当信心水平普遍较高时，信心对固定资产投资的正向影响随着时间推移不断强化。当企业家情绪处于低迷时期，信心对固定资产投资的刺激持续下降，正效应仅仅维持几期后降至负值；从不同制造业行业来看，对于传统制造业行业来说，企业家信心提升促进固定资产投资，但是，高技术制造业不存在这种效应。

为了更好地发挥企业家信心作用，提升企业固定资产投资水平，从而促进经济发展，基于本文的研究发现，我们提出以下几点政策建议：

第一，在不同时期、不同行业，运用针对性政策提振企业家信心。一方面，当企业家情绪处于不同周期时应采用不同力度的政策提振信心。当前，经济下行压力较大，要综合实施税费减免、降低融资成本等助企纾困政策，大力提振企业家信心，更好地实现对固定资产投资的促进作用。另一方面，根据不同行业特点进行政策激励。对于传统制造业来说，可以采用相应政策积极提振企业家信心促进投资和发展，而对于高技术制造业需要匹配其他更加有效的政策。

第二，大力提升政策的透明性和可预期性。考虑到固定资产的调整具有时滞性，要进一步畅通企业家的信息渠道，保证政策传导的即时性和有效性。地方政府通过即时发布政策信息、定期组织交流会议等多种形式建立政企长效沟通机制，从而减少企业家对政策的不确定性的担忧，稳定企业家预期，增强企业家信心。

第三，持续优化营商环境。破除地方保护，建立更高效的市场准入退出机制，提升投资便利度，鼓励创新，提升跨境贸易管理水平，维护市场公平，尽可能减少企业经营各环节不必要的摩擦成本，增强企业家的获得感，从而提升企业家信心。

参考文献

[1] Angeletos G M, La'O J. Sentiments [J]. *Econometrica*, 2013, 81 (2): 739-779.

[2] Carroll C D, Fuhrer J C, Wilcox D W. Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why? [J]. *The American Economic Review*, 1994, 84 (5): 1397-1408.

[3] Matsusaka J G, Sbordone A M. Consumer Confidence and Economic Fluctuations [J]. *Economic Inquiry*, 1995, 33 (2): 296-318.

[4] Ludvigson S C. Consumer Confidence and Consumer Spending [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2004, 18 (2): 29-50.

[5] Taylor K, McNabb R. Business Cycles and the Role of Confidence: Evidence for Europe [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2007, 69 (2): 185-208.

- [6] Christiansen C, Eriksen J N, Møller S V. Forecasting US Recessions: The Role of Sentiment [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 49: 459-468.
- [7] Nowzohour L, Stracca L. More than a Feeling: Confidence, Uncertainty, and Macroeconomic Fluctuations [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2020, 34 (4): 691-726.
- [8] Bachmann R, Sims E R. Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2012, 59 (3): 235-249.
- [9] Lien D, Sun Y, Zhang C. Uncertainty, Confidence, and Monetary Policy in China [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2021, 76: 1347-1358.
- [10] Guimaraes B, Machado C, Ribeiro M. A Model of the Confidence Channel of Fiscal Policy [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2016, 48 (7): 1363-1395.
- [11] Silvia J, Iqbal A. Monetary Policy, Fiscal Policy, and Confidence [J]. *International Journal of Economics and Finance*, 2011, 3 (4): 22-35.
- [12] Zhang C, Sun Y, Tang D. Whose Confidence Matters in Chinese Monetary Policy? [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2019, 60: 188-202.
- [13] 韩国高, 胡文明. 宏观经济不确定性、企业家信心与固定资产投资——基于我国省际动态面板数据的系统 GMM 方法 [J]. *财经科学*, 2016 (3): 79-89.
- [14] 聂辉华, 阮睿, 沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置 [J]. *世界经济*, 2020 (6): 77-98.
- [15] Hayward M L A, Forster W R, Sarasvathy S D, et al. Beyond Hubris: How Highly Confident Entrepreneurs Rebound to Venture Again [J]. *Journal of Business Venturing*, 2010, 25 (6): 569-578.
- [16] 余明桂, 夏新平, 邹振松. 管理者过度自信与企业激进负债行为 [J]. *管理世界*, 2006 (8): 104-112, 125, 172.
- [17] 苏冬蔚, 曾海舰. 宏观经济因素、企业家信心与公司融资选择 [J]. *金融研究*, 2011 (4): 129-142.
- [18] Malmendier U, Tate G, Yan J. Overconfidence and Early-life Experiences: The Effect of Managerial Traits On Corporate Financial Policies [J]. *The Journal of finance*, 2011, 66 (5): 1687-1733.
- [19] Angeletos G M, Lian C. Confidence and the Propagation of Demand Shocks [J]. *The Review of Economic Studies*, 2022, 89 (3): 1085-1119.
- [20] 陈彦斌, 唐诗磊. 信心、动物精神与中国宏观经济波动 [J]. *金融研究*, 2009 (9): 89-109.
- [21] Dressler S J, Kersting E K. Economies of Scale in Banking, Confidence Shocks, and Business Cycles [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2014, 18 (5): 1069-1090.
- [22] Chauvet M, Guo J T. Sunspots, Animal Spirits, and Economic Fluctuations [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2003, 7 (1): 140-169.
- [23] Harrison S G, Weder M. Did Sunspot Forces Cause the Great Depression? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53 (7): 1327-1339.
- [24] 陈红, 郭丹, 张佳睿. 货币政策传导信心渠道研究 [J]. *当代经济研究*, 2015 (12): 67-75.
- [25] 刘晓君, 姜伟, 胡劲松. 基于 TVP-VAR 模型的信心、货币政策与中国经济波动研究 [J]. *中国管理科学*, 2019 (8): 37-46.
- [26] 耿中元, 朱植散. 货币政策、企业家信心与上市公司投资效率 [J]. *经济理论与经济管理*, 2018 (12): 33-46.
- [27] 杨杨, 杨兵. 税收优惠、企业家市场信心与企业投资——基于上市公司年报文本挖掘的实证 [J]. *税务研究*, 2020 (7): 86-94.
- [28] 李永友. 市场主体信心与财政乘数效应的非线性特征——基于 SVAR 模型的反事实分析 [J]. *管理世界*, 2012 (1): 46-58, 187.
- [29] 耿中元, 李统, 何运信. 经济政策不确定性对企业投资的影响——企业家信心的中介效应及代理成本的调节作用 [J]. *复旦学报 (社会科学版)*, 2021 (1): 184-193.
- [30] 马理, 李丹娜, 闫芳. 信心受损对贸易摩擦负面影响的放大效应——企业固定资产投资的视角 [J]. *西安交通大学学报 (社会科学版)*, 2023 (3): 87-97.
- [31] 张成思, 孙宇辰, 阮睿. 宏观经济感知、货币政策与微观企业投融资行为 [J]. *经济研究*, 2021 (10): 39-55.
- [32] Khan H, Upadhyaya S. Does Business Confidence Matter for Investment? [J]. *Empirical Economics*, 2020, 59 (4): 1633-1665.
- [33] Barnett V, Lewis T. *Outliers in Statistical Data* [M]. Belfast: John Wiley, 1978: 22-27.
- [34] Holtz-Eakin D, Newey W, Rosen H S. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data [J]. *Econometrica*, 1988: 1371-1395.
- [35] Nakajima J. Time-varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications [J]. *Monetary and Economic Studies*, 2011, 29: 107-142.
- [36] Arellano M, Bover O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models [J]. *Journal of econometrics*, 1995, 68 (1): 29-51.
- [37] Blundell R, Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. *Journal of econometrics*, 1998, 87 (1): 115-143.
- [38] Wintoki M B, Linck J S, Netter J M. Endogeneity and the Dynamics of Internal Corporate Governance [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 105 (3): 581-606.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

小股东行权有效抑制大股东掏空行为实证研究

——基于中证中小投资者服务中心持股行权证据

An Empirical Analysis on the Effective Inhibition of Controlling Shareholders' Tunneling Behavior by Minority Shareholders' Right Exercise: Evidences from Right Exercise of China Securities Investor Services Center

甘月 李增福

GAN Yue LI Zeng-fu

[摘要] 基于中国中证中小投资者服务中心持股行权证据检验证实：上市公司小股东行权能够有效抑制大股东掏空行为。笔者基于委托代理理论和威慑理论，以中证中小投资者服务中心开展持股行权工作为准自然实验，选取2013—2017年A股非金融类上市公司的样本有效数据，运用双重差分法，实证检验了上市公司小股东行权与大股东掏空行为之间的关系及其变化。检验结果证实：上市公司小股东行权与大股东掏空行为负相关；小股东股东大会出席率和小股东诉讼维权积极性是小股东行权有效抑制大股东掏空行为的重要因素；外部审计监管程度负向影响小股东行权与大股东掏空行为之间的关系，内部股权制衡程度正向影响小股东行权与大股东掏空行为之间的关系。经济后果检验证实：小股东行权对大股东掏空行为的有效抑制降低了上市公司的企业债务融资成本，增加了企业技术创新的投入。本文从上市公司小股东行权与大股东掏空行为之间关系的实证研究方面拓展了相关公司治理理论的应用边际，证实了上市公司小股东行权影响大股东掏空行为机理的研究结论，可以为政府相关部门制定加强保护中小投资者利益的监管措施和上市公司提高企业内部治理水平提供理论依据。

[关键词] 小股东行权 大股东掏空 股东大会 小股东诉讼 双重差分法

[中图分类号] F279.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0095-16

Abstract: Based on the empirical test of the right exercise of China Securities Investor Services Center (CSISC), it is confirmed that the right exercise of minority shareholders of listed companies can effectively inhibit the tunneling of controlling shareholders. Based on the principal-agent theory and deterrence theory, the author carried out a natural experiment based on the CSISC, selected valid sample data of A-share non-financial listed companies from 2013 to 2017, and applied Difference-in-Differences method to empirically test the relationship between minority shareholders' right exercise and controlling shareholders tunneling behavior of listed companies and its changes. The test results confirm that the minority shareholders' right exercise is negatively correlated with the controlling shareholders' tunneling behavior. The participation rate of minority shareholders at annual general meeting and the enthusiasm of minority shareholders' litigation rights protection are important factors for minority shareholders to effectively restrain the tunneling of controlling shareholders. The degree of external audit supervision and the degree of internal equity checks-and-balances negatively affect the relationship between the right exercise of minority shareholders and the tunneling of controlling shareholders. The economic consequence test confirms that the minority shareholders' right exercise effectively inhibits the controlling shareholders' tunneling behavior, reduces the corporate debt financing cost of listed companies, and increases the investment in innovation. This paper expands the application margin of relevant corporate governance theories from the empirical research on the relationship between minority shareholders' right exercise and controlling shareholders' tunneling behavior of listed companies, and reveals the research conclusion that minority shareholders' right exercise affects the mechanism of controlling shareholders' tunneling behavior of listed companies. It can provide a theoretical basis for the relevant government departments to formulate regulatory measures to strengthen the protection of the interests of minority investors and listed companies to improve the level of internal governance.

Key words: Right exercise of minority shareholders Tunneling of controlling shareholders Annual general meetings Minority shareholder litigation Difference in Differences

[收稿日期] 2023-06-01

[作者简介] 甘月，女，1996年2月生，华南师范大学经济与管理学院博士研究生，研究方向为财务会计与公司治理；李增福，男，1968年7月生，华南师范大学经济与管理学院教授，博士生导师，主要研究方向为财务会计。本文通讯作者为李增福，联系方式为lizengfu@126.com。

[基金项目] 国家社科基金一般项目“混合所有制企业中非控股股东利益侵占行为及治理研究”（项目编号：19BGL057）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

为维护中小投资者合法权益而设立的中证中小投资者服务中心（以下简称“投服中心”）旨在通过上市公司小股东行权抑制大股东掏空行为。2016年2月，投服中心开始在上海、湖南和广东（除深圳外）三地开展持股行权试点工作。同年5月，投服中心首次以股东身份参加了柘中股份的股东大会，行使了股东的质询权、建议权和投票权。2017年4月，投服中心持股行权工作的开展范围由三个试点地区拓展至全国范围。投服中心是证监会为维护中小投资者合法权益而设立的专职机构，职责主要是在其开展持股行权工作时特别关注大股东掏空行为。所谓大股东掏空，是指大股东利用其控制权优势对公司财富进行转移（Johnson等，2000^[1]；刘超等，2020^[2]）。从理论上讲，投服中心持股行权通过引导中小股东积极行权（何慧华和方军雄，2021^[3]）和维权（辛宇等，2020^[4]）抑制大股东掏空行为。首先，投服中心具有浓厚的官办色彩，这使其行权能够得到大股东和高管的重视，进而提高中小投资者发声的分量（辛宇等，2020^[4]）。同时，投服中心的公益性能有效解决中小股东行权中的搭便车问题。因上述两点都能不同程度地引导中小股东积极参与公司治理（何慧华和方军雄，2021^[3]），故而抑制了大股东掏空行为（黄泽悦等，2022^[5]）。其次，投服中心作为专业的维权机构，具有明显的技术优势和人才优势，能够为中小股东提供专业支持，代表中小股东提起诉讼和帮助中小股东发起证券支持诉讼，改善中小股东在诉讼中的不利地位（辛宇等，2020^[4]），因而抑制大股东掏空行为（陈海声和梁喜，2010^[6]）。

揭示上市公司小股东行权影响大股东掏空行为机理是亟待学术界探究的重要课题。现有关于投服中心持股行权对上市公司影响的文献主要涉及信息披露（何慧华和方军雄，2021^[3]；郑国坚等，2021^[7]）、盈余管理（Ge等，2022^[8]）、股价崩盘（Hu等，2022^[9]；陈克兢等，2022^[10]）、审计费用（刘馨茗等，2021^[11]）、风险承担能力（Chen等，2023^[12]）、企业并购绩效（Wang等，2023^[13]）以及行权后的市场反应（陈运森等，2021^[14]）等方面，缺乏进一步探究上市公司小股东行权对大股东掏空行为具体影响方面的科研成果。基于此，本文通过以中国中证中小投资者服务中心持股行权的证据实证检验上市公司小

股东行权与大股东掏空行为之间的关系及其变化，以揭示小股东行权抑制大股东掏空行为的影响机理。

二、文献综述与研究假设

（一）上市公司小股东行权与大股东掏空行为之间的关系

上市公司股权结构高度集中，“一股独大”问题严重是我国资本市场主要特征。在这种情况下，小股东积极主义成为中小投资者维护自身权益，对抗大股东掏空等利益侵害行为的强大自救机制（辛宇等，2020^[4]）。股东积极主义是指股东行使其所拥有的权利，积极参与公司经营管理的行为（Nordberg，2010^[15]）。小股东行权能对大股东掏空行为起到抑制作用的原因在于：首先，通过出席股东大会，小股东可以直接在会议上否决涉及大股东掏空行为的议案，提高大股东掏空成本，抑制大股东的掏空行为（李姝等，2018^[16]）。其次，小股东可以利用手中的投票权提名与其利益一致的董事，对大股东的行为进行监督（祝继高等，2015^[17]），甚至与大股东争夺代理权，从而抑制大股东的掏空行为（李姝等，2018^[16]）。例如，2015年的深圳康佳集团股份有限公司中小股东维权事件中，中小股东利用累积投票制度从大股东手中成功夺权。最后，积极行权的小股东对公司的经营管理情况有更为全面的了解（郑志刚等，2022^[18]），能够及时地发现并抑制大股东掏空行为。综上，小股东行权抑制大股东掏空行为。但在实践中，由于“搭便车”问题的存在，小股东大多不愿参与公司治理（孔东民等，2013^[19]）。因此，如果投服中心行权能够引导小股东积极行权，那么自然会对大股东的掏空行为起到抑制作用。

投服中心能较好地引导中小股东积极行权。一方面，投服中心是由证监会设立的专司保护中小投资者的机构，配有专业团队，能够为中小股东提供免费的专业援助，在降低中小股东行权成本的同时解决了中小股东专业能力不足的问题，引导中小股东积极行权。且投服中心的官办背景也有助于提高中小股东的发声分量（辛宇等，2020^[4]），缓解中小股东在行权时面临的“股少言轻”问题，激发行权积极性（何慧华和方军雄，2021^[3]）。另一方面，投服中心可以通过发起证券支持诉讼、特别代表人诉讼等方式无偿帮助中小股东维权，降低中小股东的维权成本（Ge等，2022^[8]），引导中小股东积极维权。且投服中心配有专业的法律

团队,能够有效缓解中小股东维权专业性不足的问题,扭转其在庭审过程中处于劣势的局面(辛宇等,2020^[4]),激发中小股东的维权积极性。因此,投服中心行权能够在一定程度上缓解中小股东在行权和维权过程中的“搭便车”问题,进而减少大股东的掏空行为。基于此,本文做出如下假设。

H1: 上市公司小股东行权与大股东掏空行为为负相关。

(二) 小股东行权影响大股东掏空行为的内在机制

投服中心行权通过提高小股东在股东大会中的出席率和小股东诉讼维权积极性两个渠道抑制大股东的掏空行为。

1. 小股东的股东大会出席率。

由委托代理理论可知,作为委托人的小股东参与公司治理会对作为代理人的大股东的掏空行为产生监督作用。现有关于中小股东积极主义有效性的实证研究发现,小股东的网络投票参与率、年度股东大会出席率均与大股东掏空行为存在显著负相关关系(黎文靖等,2012^[20];黄泽悦等,2022^[5])。这背后可能的原因是:首先,由于小股东各自拥有不同的背景,因而出席股东大会的小股东人数越多,小股东之间的背景差异越大。这种背景差异性扩大所带来的信息流动性和信息处理能力的提高(Williams和O'Reilly,1998^[21];郭白滢和周任远,2019^[22]),不仅有助于小股东识别大股东的隐性掏空行为(黄泽悦等,2022^[5]),而且有助于小股东在共同利益受到侵害时结成利益同盟(Van Zomeren等,2004^[23];郑志刚等,2019^[24]),共同抵制大股东的掏空行为。其次,小股东的股东大会出席率越高,大股东越能清楚地感受到其掏空行为受损对象所带来的压迫感(Gillan和Starks,1998^[25];Dickert和Slovic,2009^[26]),使大股东在进行掏空决策时更为谨慎(Jones等,2007^[27];郝云宏等,2013^[28])。最后,参与股东大会的中小股东越多,以质询和建议的方式向大股东传达的不同观点越多,有利于推动就议案合理性问题而展开的讨论,进而提高掏空议案被否决的可能性(Levit,2019^[29])。此外,中小股东的集聚行为还能吸引媒体和监管机构的关注(李培功和沈艺峰,2010^[30]),导致大股东掏空的违规成本上升,掏空行为减少。综上,小股东在股东大会中的出席率与大股东掏空行为为负相关。因此,如果投服中心行权能够提高小股东的

股东大会出席率,那么自然会对大股东的掏空行为起到抑制作用。

投服中心通过持股行权发挥的示范引领作用能够唤醒中小股东的行权意识,提高中小股东在股东大会中的出席率(何慧华和方军雄,2021^[3])。中小股东存在参与公司治理不积极(Harris等,2010^[31];Yao等,2019^[32])以及行权成本较高而收益较低(Firth等,2019^[33];郑国坚等,2016^[34];辛宇等,2020^[4])的问题。这些问题的出现主要是由于中小投资者“股少言轻”且专业能力不足(黎文靖等,2012^[20]),不为大股东和高管所重视(何慧华和方军雄,2021^[3])。投服中心配备了一支拥有充足的专业知识的团队,其中包括行业专家、一线监管人员、高校研究机构以及资深律师等,能够为中小股东提供专业支持,缓解中小投资者专业能力不足的问题。同时,投服中心的官方背景使得其行为受到市场和监管部门的高度关注,提高了它以小股东身份行权时的话语权,缓解了中小股东在“股少言轻”方面的顾虑,唤起他们积极参与公司治理的意识,进而提高他们在股东大会中的出席率(何慧华和方军雄,2021^[3])。基于此,本文做出如下假设。

H2: 小股东行权通过提高上市公司小股东的股东大会出席率,负向影响大股东掏空行为。

2. 小股东诉讼维权积极性。

由威慑理论可知,小股东诉讼对大股东掏空行为具有威慑作用。具体而言,一方面,中国证监会《上市公司信息披露管理办法》第22条第5项规定,如果报告期内发生重大诉讼、仲裁等重大事件,公司必须披露。而披露小股东诉讼事件会对外传递公司可能存在侵害小股东利益行为的信号,导致市场中的潜在投资者对公司失去信任(赵瑞瑞和陈运森,2023^[35]),加剧公司的融资约束(王彦超和姜国华,2016^[36]),进而对公司未来的经营活动产生影响。公司经营绩效恶化对大股东造成的利益损失可能超过掏空给大股东带来的收益,使得大股东掏空行为减少。另一方面,小股东诉讼使公司面临巨额的赔偿成本,对公司未来现金流造成不利影响,加剧公司的经营风险(赵瑞瑞和陈运森,2023^[35]),导致公司未来经营绩效下降,进而对大股东的利益产生负面影响,提高了大股东的掏空成本。综上,小股东诉讼抑制大股东掏空行为。但在现实中,诉讼成本较高而收益较低的问题阻碍了小股东采取诉讼的方式抵抗大股东掏空行为(Lin,

2007^[37])。因此,如果投服中心能够提高小股东诉讼维权的积极性,那么自然会抑制大股东的掏空行为。

现有研究发现,投服中心通过持股行权唤醒了小股东的诉讼维权意识(何慧华和方军雄,2021^[3]),提高了小股东的诉讼维权积极性。我国投资者法律保护较弱(郑国坚等,2016^[34]),案件诉讼效率低下、诉讼成本高昂且赔付力度不足,使得中小股东不愿就大股东侵害其利益的行为提起诉讼(辛宇等,2020^[4])。新《证券法》赋予了投服中心提起股东代表诉讼不受持股期限和持股比例限制的权利。中小股东只需向投服中心授权并提供相关材料,投服中心就可代表他们提起诉讼。同时,投服中心的政府背景使其能够与司法机关协同合作(何慧华和方军雄,2021^[3]),在一定程度上缓解了我国投资者法律保护制度不完善的问题(Ge等,2022^[8])。因此,投服中心的存在降低了中小股东的诉讼成本,鼓励了更多的中小股东通过司法诉讼的方式维护自身权益,增加了大股东的掏空成本,限制了其掏空上市公司的能力和动机(陈海声和梁喜,2010^[6])。例如,在2016年至2018年间,康美药业控股股东及其关联方累计非法占用其非经营性资金高达116多亿元,2019年证监会对其做出处罚,2021年投服中心公开接受投资者委托,申请将案件由普通代表人诉讼转换为特别代表人诉讼,并向中国证券登记结算有限责任公司调取康美药业案权利人名单,依据登记结算机构提供的数据代表55326位投资者向广州中院予以登记。同年,投服中心代表原告方胜诉,获赔总额约24.59亿元。基于此,本文做出如下假设。

H3: 小股东行权通过提高小股东诉讼维权积极性,抑制大股东掏空行为。

(三) 外部审计监管和内部股权制衡的调节效应

为进一步分析上市公司小股东行权与大股东掏空行为之间的因果关系,本文从异质性角度考察这两者之间的关系。现有研究表明:外部审计监管和内部股权制衡都对大股东的掏空行为具有显著影响(周中胜和陈汉文,2006^[38];焦健等,2017^[39];李增泉等,2004^[40])。因此,接下来将分析外部审计监管和内部股权制衡对小股东行权与大股东掏空行为之间关系的调节效应。

1. 外部审计监管的调节效应。

现有研究发现,外部审计起到了监督大股东掏空行为的作用(岳衡,2006^[41]),大股东掏空情况越严

重的企业,其外部审计监管质量越低(周中胜和陈汉文,2006^[38])。基于此,本文认为外部审计监管质量的提高削弱了小股东行权与大股东掏空行为之间的负向关系。具体来说,一方面,外部审计监管质量越高,审计师对大股东掏空行为的容忍度越低,因而更可能对存在大股东掏空行为的上市公司出具非标准审计意见(周中胜和陈汉文,2006^[38])。上市公司被出具非标准审计意见将会吸引债权人等利益相关者以及监管部门的关注,迫使大股东减少掏空行为(岳衡,2006^[41])。另一方面,外部审计监管质量低的上市公司存在严重大股东掏空问题的可能性更大。这主要是由于,当大股东同时具备掏空动机和能力时,为掩盖其掏空行为,大股东往往不愿意聘请高质量审计师来对自身的掏空行为进行监督(杜兴强等,2010^[42])。因此,外部审计监管质量高的上市公司对依靠小股东行权来抑制大股东的掏空行为的需求较低,而外部审计监管质量低的上市公司对依靠小股东行权来约束大股东掏空行为的需求较为强烈。基于此,本文做出如下假设。

H4: 外部审计监管质量的提高削弱了小股东行权与大股东掏空行为之间的负向关系。

2. 内部股权制衡的调节效应。

现有研究关于股权制衡对大股东掏空的影响主要有以下两种观点。一种观点认为,其他大股东对第一大股东的制衡作用能够抑制第一大股东的掏空行为(唐清泉等,2005^[43]);另一种观点认为,除了选择监督外,其他股东也有可能选择合谋,与第一大股东共同剥夺中小股东的利益(Maury和Pajuste,2005^[44])。基于此,本文认为,在第一种情况下,内部股权制衡度的提高削弱了小股东行权与大股东掏空行为之间的负向关系;在第二种情况下,内部股权制衡度的提高促进了小股东行权与大股东掏空行为之间的负向关系。具体来说,当其他大股东选择抵制第一大股东的掏空行为时,将会对第一大股东的掏空行为产生制衡作用(吕怀立和李婉丽,2010^[45];吴先聪等,2016^[46])。此时,小股东可以选择搭其他大股东的便车,而不需要通过自己行权来抑制第一大股东的掏空行为。因此,在这种情况下,股权制衡度越高,其他大股东对第一大股东掏空行为的制衡作用越强,小股东通过自身行权抑制大股东掏空行为的激励越弱。当其他大股东选择与第一大股东合谋实施掏空时,为维护自身利益,小股东将通过行权的方式来约束大股东的掏空行

为。因此,在这种情况下,股权制衡度越高,小股东因其他大股东与第一大股东合谋掏空受到的侵害越严重,行权以抑制大股东掏空行为的激励越强烈。基于此,本文做出如下对立假设。

H5a: 内部股权制衡度的提高削弱了小股东行权与大股东掏空行为之间的负向关系。

H5b: 内部股权制衡度的提高促进了小股东行权与大股东掏空行为之间的负向关系。

(四) 小股东行权抑制大股东掏空对上市公司质量产生的经济后果

本文从债务融资成本和创新投入两个层面考察小股东行权影响大股东掏空对上市公司质量产生的经济后果,为投服中心持股行权保护中小投资者合法权益、提高上市公司质量提供更加深入的经验证据。

1. 小股东行权抑制大股东掏空对上市公司债务融资成本的影响。

现有研究发现,大股东掏空行为与上市公司债务融资成本之间存在正向关系(吴先聪等,2020^[47])。基于此,本文认为小股东行权对大股东掏空行为的有效抑制降低上市公司债务融资成本。具体来说,大股东掏空会对公司经营状况产生不利影响,使其财务状况恶化(郑国坚等,2014^[48]),公司价值降低(Claessens等,2000^[49]),导致债权人的投资风险增大(Lin等,2011^[50];Luo等,2015^[51])。此时,基于对大股东道德风险行为的预期,理性的债权人会在进行投资时要求更高的风险溢价(王运通和姜付秀,2017^[52]),从而增加公司的债务融资成本。因此,在大股东掏空问题较严重的公司中,上市公司的债务融资成本可能较高。当小股东行权抑制大股东的掏空行为后,公司的经营绩效提高,财务状况得到改善,进而使公司的偿债能力增强,债务人对借出资金安全性的担忧减弱,降低了公司的债务融资成本(吴先聪等,2020^[47])。基于此,本文做出如下假设。

H6: 小股东行权对大股东掏空行为的有效抑制降低上市公司债务融资成本。

2. 小股东行权抑制大股东掏空对上市公司创新投入的影响。

现有研究发现,大股东掏空行为会减少公司的创新投入(张瑞君等,2017^[53];姜军等,2020^[54])。基于此,本文认为小股东行权对大股东掏空行为的有效抑制增加上市公司创新投入。具体而言,首先,当大股东具有较强掏空动机时,大股东将更愿意进行短

期投资,进行创新等长期投资的动力较小(姜付秀等,2017^[55]);其次,大股东掏空行为会挤占公司原本用于经营活动的现金流,降低公司盈利能力(党宏欣,2022^[56]),导致其陷入财务困境的可能性提高(Altman,1968^[57]),进而使公司可用于创新投入的经济资源减少(姜军等,2020^[54]);最后,大股东的掏空行为将会使公司遭受的融资约束程度提高(陈泽艺等,2022^[58]),导致公司获取创新资源的难度加大。因此,在大股东掏空问题较严重的公司中,上市公司的创新投入可能较少。小股东行权抑制大股东掏空行为后,大股东进行创新投资的意愿提高,且公司可用于创新投入的资源增多,进而使公司的创新投入增加。基于此,本文做出如下假设。

H7: 小股东行权对大股东掏空行为的有效抑制增加上市公司创新投入。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

考虑到投服中心于2016年2月开展持股行权试点工作,并于2017年4月在全国推广,本文参考何慧华和方军雄(2021)^[3]的做法,以2013—2017年沪深A股上市公司为初始样本,并按照以下标准剔除了部分样本:(1)金融和保险类上市公司;(2)ST类上市公司;(3)存在数据缺失的上市公司样本。同时,还对所有公司层面的连续变量都在上下1%的水平上进行缩尾(Winsorize)处理。最终得到3924个公司-年度观测值。本文的上市公司特征数据、财务数据、创新投入数据以及机制检验中测算“小股东年度股东大会出席率”“小股东诉讼维权积极性”指标使用的数据均从国泰安数据库(CSMAR)获取。

(二) 双重差分模型构建

双重差分法是一种评估政策效果的计量方法,其将某项政策的实施看作是一项自然实验,通过在样本中加入一组未受政策影响的控制组,与受政策影响的实验组进行比较分析,来考察政策实施对分析对象造成的净影响。本文参考何慧华和方军雄(2021)^[3]的做法,构建如式(1)所示的双重差分模型,考察投服中心持股行权这一政策的实施对大股东掏空行为造成的净影响,以检验前文提出的研究假设H1。

$$T_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat + \alpha_2 \times treat \times post + Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

其中：被解释变量 Tun 为大股东掏空，本文使用两种方式测算上市公司大股东掏空程度。 $treat \times post$ 为实验组虚拟变量 ($treat$) 和时间虚拟变量 ($post$) 的交互项，是本文的核心变量，其系数 α_2 反映了投服中心持股行权对上市公司大股东掏空的净影响。 $Controls$ 为控制变量集，参考刘超等 (2020)^[2] 和焦健等 (2017)^[39] 的做法，引入以下控制变量：公司规模 ($size$)、公司年龄 (age)、公司杠杆率 (lev)、成长潜力 ($growth$)、股权集中度 (top)、独立董事比例 ($Indep$)、管理层持股比例 ($manshare$)、两职合一 ($dual$)、产权性质 (soe)。 $\sum Year$ 和 $\sum Industry$ 分别为时间和行业固定效应，用于控制时间因素和不随时间变化的行业因素，并在公司层面聚类。

(三) 变量设计与测量

1. 被解释变量。

被解释变量为大股东掏空 (Tun)。参考现有文献 (Jiang 等, 2010^[59]; 梁上坤和陈冬华, 2015^[60]; 黄泽悦等, 2022^[5]; 沈灏和辛姜, 2023^[61])，采用其他应收款来衡量大股东掏空的程度，并用总资产进行标准化，记为 $Tun1$ 。同时，鉴于其他应收款的增加也可能是由公司的正常经营活动产生的，本文还参考刘超等 (2020)^[2]、Wang 和 Xiao (2011)^[62] 的做法，将式 (2) 回归后的残差 (异常应收款) 作为大股东掏空的另一个衡量指标，记为 $Tun2$ 。

$$Tun1 = \beta_0 + \beta_1 size + \beta_2 lev + \beta_3 roa + \beta_4 top + \beta_5 top_{2-5} + \beta_6 dual + \beta_7 board + \beta_8 Indep + Controls + \varepsilon \quad (2)$$

其中： $size$ 表示公司规模； lev 表示公司杠杆率； roa 表示公司盈利能力； top 表示股权集中度， $Indep$ 表示独立董事比例； top_{2-5} 表示股权制衡度，用第二到第五大股东持股比例衡量； $board$ 表示董事会规模，用董事会人数的自然对数衡量； $Controls$ 的含义与式 (1) 相同。

2. 解释变量。

解释变量为投服中心持股行权试点 ($treat \times post$)。 $treat \times post$ 为实验组虚拟变量 ($treat$) 和时间虚拟变量 ($post$) 的交互项。 $treat$ 为实验组虚拟变量。考虑到投服中心首先在上海、湖南和广东 (除深圳外) 试点运行，为使对照组与实验组的其他特征尽可能接近自然实验，本文参照何慧华和方军雄 (2021)^[3] 的处理方式，选取浙江、湖北和深圳作为对照组。具体而言，上市公司处于投服中心试点省市时， $treat$ 取 1；当上市公司所在地临近投服中心试点

省市 (浙江、湖北和深圳) 时， $treat$ 取 0。 $post$ 为投服中心试点前后的时间虚拟变量。由于试点工作是在 2016 年开展，2017 年 5 月结束，因此如果是 2016 年或 2017 年，则 $post$ 取 1。同时，考虑到 2015 年股灾的巨大影响，本文参考何慧华和方军雄 (2021)^[3] 的做法，剔除 2015 年，定义 2013 年和 2014 年 $post$ 取 0。

3. 控制变量。

参考刘超等 (2020)^[2]、王垒等 (2020)^[63] 和焦健等 (2017)^[39] 的做法，本文引入以下控制变量 ($Controls$)：(1) 公司规模 ($size$)，用总资产的自然对数衡量。不同规模的公司的的大股东掏空程度不同 (王垒等, 2020^[63])。(2) 公司年龄 (age)，用“当年年份-上市年份”的自然对数衡量。公司年龄会影响大股东掏空程度 (焦健等, 2017^[39])。(3) 公司杠杆率 (lev)，用总负债与总资产之比衡量。公司杠杆率会影响大股东的掏空动机和能力 (王垒等, 2020^[63])。(4) 成长潜力 ($growth$)，用营业收入增长率来衡量。较高的公司成长潜力可提供较多的资金用于大股东掏空 (Jiang 等, 2010^[59])。(5) 股权集中度 (top)，用第一大股东持股比例衡量。股权集中度越高，大股东的掏空能力越强。(6) 独立董事比例 ($Indep$)，用董事会中独立董事占比衡量。独立董事可约束大股东的掏空行为 (Boateng 和 Huang, 2017^[64])。(7) 管理层持股比例 ($manshare$)，用管理层持股数量占比衡量。管理层持股比例越高，管理层越有可能为维护自身利益而约束大股东的掏空行为。(8) 两职合一 ($dual$)，当董事长与总经理为同一人时取 1，否则取 0。董事长和总理由一人兼任会影响董事会的独立性，进而对控股股东的利益侵占行为产生影响 (高雷等, 2006^[65])。(9) 产权性质 (soe)，当企业为国有企业时取 1，否则取 0。国有上市公司控股股东的利益侵占情况比非国有上市公司更为严重 (李增泉等, 2004^[40])。

(四) 描述性统计

表 1 给出了本文主要变量的描述性统计结果。结果显示，样本中上市公司其他应收款占比 ($Tun1$) 的均值为 1.7%，最大值为 16.4%，与研究大股东掏空的现有文献的统计结果基本一致 (黄泽悦等, 2022^[5])，这一结果反映出大股东掏空行为在我国上市公司中普遍存在。 $treat$ 的均值为 0.465，说明样本期间大约有 46.5% 的上市公司处于投服中心持股行权的试点地区。

表 1 描述性统计

变量名	观测个数	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Tun1</i>	3 924	0.017	0.025	0.009	0.000	0.164
<i>Tun2</i>	3 924	0.000	0.020	0.000	-0.072	0.092
<i>treat</i>	3 924	0.465	0.499	0.000	0.000	1.000
<i>post</i>	3 924	0.535	0.499	1.000	0.000	1.000
<i>size</i>	3 924	22.115	1.301	21.968	19.506	26.695
<i>age</i>	3 924	2.165	0.749	2.079	0.000	3.219
<i>lev</i>	3 924	0.416	0.205	0.404	0.054	0.942
<i>top</i>	3 924	33.412	14.495	31.135	8.770	75.160
<i>Indep</i>	3 924	37.541	5.436	33.330	33.330	57.140
<i>manshare</i>	3 924	13.623	19.094	1.341	0.000	69.294
<i>dual</i>	3 924	0.304	0.460	0.000	0.000	1.000
<i>growth</i>	3 924	0.238	0.529	0.139	-0.606	3.888
<i>soe</i>	3 924	0.281	0.449	0.000	0.000	1.000

四、实证结果分析

为检验上市公司小股东行权对大股东掏空行为的抑制作用，本文从以下几个方面进行实证分析：(1) 考察小股东行权对大股东掏空行为的影响；(2) 采用平行趋势检验、安慰剂检验以及其他稳健性检验方法考察基准结果是否稳健；(3) 对理论分析部分提出的两个机制进行检验；(4) 从外部审计监督和内部股权制衡两个方面进行异质性分析；(5) 从债务融资成本和创新投入两个层面考察小股东行权影响大股东掏空对上市公司质量产生的经济后果。

(一) 基准回归结果：上市公司小股东行权抑制大股东的掏空行为

表 2 汇报了投服中心持股行权与其他应收款占比和异常应收款的基准回归结果。其中，列 (1)、列 (3) 为单变量回归结果。结果显示，交互项 (*treat* × *post*) 与其他应收款占比和异常应收款的回归系数均为负，且至少在 5% 的水平上显著。这表明投服中心持股行权对试点地区上市公司大股东的掏空行为具有显著的抑制作用，与本文的假设 H1 相符。由于企业规模、杠杆率、股权集中度、独立董事占比等因素也可能对大股东掏空产生影响，因此进一步引入了式 (1) 中给出的控制变量，全变量回归结果在列 (2)、

列 (4) 中列示。可以看出，交互项 (*treat* × *post*) 与其他应收款占比的系数为 -0.003，与异常应收款的系数也为 -0.003，且均在 5% 的水平上显著。这一结果仍与本文的理论结论相符。上述结果表明，小股东行权对试点地区上市公司的大股东掏空行为有显著的抑制作用，支持了本文的假设 H1。

表 2 投服中心持股行权与大股东掏空

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Tun1</i>	<i>Tun1</i>	<i>Tun2</i>	<i>Tun2</i>
<i>treat</i>	0.019 (1.08)	0.020*** (7.88)	0.020*** (14.99)	0.022*** (8.75)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.003** (-2.49)	-0.003** (-2.05)	-0.004*** (-2.71)	-0.003** (-2.19)
<i>size</i>		0.001 (0.94)		0.008*** (6.29)
<i>lnage</i>		-0.000 (-0.07)		-0.001 (-0.25)
<i>tl</i>		0.004 (0.83)		-0.047*** (-9.37)
<i>top1</i>		-0.000 (-0.20)		0.000*** (3.24)
<i>Indep</i>		-0.000 (-0.54)		-0.000 (-1.19)
<i>manshare</i>		-0.000 (-0.58)		-0.000 (-0.49)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Tun1</i>	<i>Tun1</i>	<i>Tun2</i>	<i>Tun2</i>
<i>dual</i>		0.001 (0.58)		0.000 (0.07)
<i>growth</i>		0.000 (0.02)		0.001 (1.06)
<i>soe</i>		-0.006 (-1.03)		-0.007 (-1.37)
<i>_cons</i>	0.009 (1.02)	-0.014 (-0.49)	-0.008*** (-22.08)	-0.161*** (-5.70)
年份固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
<i>N</i>	3 924	3 924	3 924	3 924
<i>Adj-R²</i>	0.483	0.469	0.160	0.218

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内数字为*t*值，标准误经公司层面聚类调整；下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。

平行趋势假定是采用 DID 方法的前提条件，即处理组和控制组在投服中心持股行权开展试点前各年度应该具有一致的大股东掏空趋势。为检验是否满足平行趋势假定，本文参考何慧华和方军雄 (2021)^[3]的做法，构建如下模型：

$$Tun = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat + \alpha_2 \times treat \times before2 + \alpha_3 \times treat \times before1 + \alpha_4 \times treat \times current + \alpha_5 \times treat \times post1 + Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (3)$$

其中：如果是 2014 年及以前，*before2* 取 1，否则取 0；如果是 2015 年，*before1* 取 1，否则取 0；如果是 2016 年，*current* 取 1，否则取 0；如果是 2017 年，*post1* 取 1，否则取 0。其余变量定义与式 (1) 相同。表 3 汇报了平行趋势检验结果。表 3 列 (1) 给出了被解释变量为其他应收款占比的回归结果，列 (2) 给出了被解释变量为异常应收款的回归结果。可以看出，投服中心持股行权开展试点前，交互项 *treat* × *before2* 和 *treat* × *before1* 的回归系数均不显著；持股行权开展试点后，交互项 *treat* × *current* 和 *treat* × *post1* 的回归系数均显著为负。上述结果表明平行趋势检验通过。

2. 安慰剂检验。

为排除随机性因素或其他政策对大股东掏空的影响，本文参考何慧华和方军雄 (2021)^[3]的做法，通

过改变投服中心持股行权开展试点的时间进行安慰剂检验，将开展试点的年份统一提前 4 年重新回归，若回归结果中交互项 *treat* × *post2* 的回归系数不再显著，则说明大股东掏空行为的减少是由于小股东行权。表 3 列 (3)、列 (4) 汇报了试点年份提前 4 年的回归结果。可以看出，试点开展时间提前 4 年后，交互项 *treat* × *post2* 的回归系数并不显著，这在一定程度上表明，大股东掏空行为的减少是因为小股东行权，而非其他因素造成的。

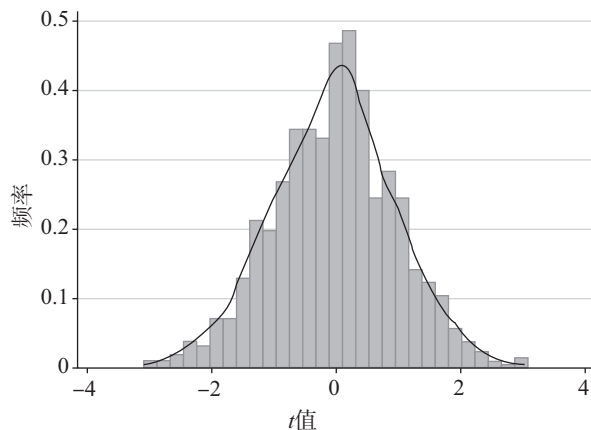


图 1 1 000 次安慰剂检验 *t* 统计量核密度图

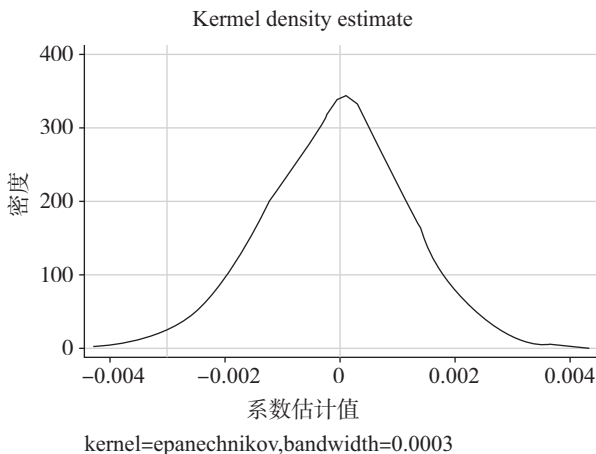


图 2 1 000 次安慰剂检验回归系数核密度图

此外，本文还通过随机设定投服中心持股行权试点时间的方式进行了安慰剂检验。具体来说，我们随机赋值试点时间，然后用随机赋值的试点时间对式 (1) 进行回归，将交互项的回归系数和标准误记录下来，计算 *t* 统计量。将上述过程重复 1 000 次后，得到 1 000 个 *t* 统计量。图 1 是 *t* 统计量的核密度图。从图 1 中可以看出，交互项回归系数的 *t* 值的绝对值都小于表 2 中真实解释变量回归系数的 *t* 值的绝对值。图 2 是交互项回归系数的核密度图，可以看出，

交互项的回归系数大致服从以 0 为均值的正态分布，其绝对值小于表 2 列 (2)、列 (4) 中系数的绝对值。上述结果表明，随机投服中心持股行权时间并不

能显著影响大股东的掏空行为，进而说明小股东行权对大股东掏空行为的抑制作用并非是由不可观测的因素所驱动。

表 3 稳健性检验

变量	平行趋势检验		安慰剂检验	
	<i>Tun1</i>	<i>Tun2</i>	<i>Tun1</i>	<i>Tun2</i>
<i>treat</i>	0.017 *** (8.01)	0.002 * (1.90)	0.001 (0.68)	0.002 (1.15)
<i>treat</i> × <i>before2</i>	-0.002 (-1.52)	-0.002 (-1.46)		
<i>treat</i> × <i>before1</i>	-0.001 (-0.74)	-0.001 (-0.66)		
<i>treat</i> × <i>current</i>	-0.003 * (-1.78)	-0.002 * (-1.82)		
<i>treat</i> × <i>post1</i>	-0.007 *** (-4.09)	-0.006 *** (-4.02)		
<i>treat</i> × <i>post2</i>			-0.002 (-0.79)	-0.002 (-1.14)
<i>_cons</i>	-0.002 (-0.07)	-0.065 *** (-6.27)	0.089 *** (3.65)	-0.031 (-1.60)
年份固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
<i>N</i>	4 902	5 054	3 104	3 104
<i>Adj-R</i> ²	0.504	0.057	0.156	0.048

3. 其他稳健性检验。

除上述稳健性检验外，本文还做了以下稳健性检验。一是调整试点窗口。在前文研究中，我们未包括 2015 年的样本。因此，在这一部分，我们将 2015 年的样本考虑进来，重新定义时间虚拟变量 *post3*。如果是 2013 年、2014 年或 2015 年，*post3* 取 0；如果是 2016 年或 2017 年，*post3* 取 1。用 *post3* 替代式 (1) 中的 *post*，重新对式 (1) 进行回归，回归结果在表 4 列 (1)、列 (2) 中汇报。二是控制地区固定效应。在式 (1) 的基础上，我们进一步控制了地区固定效应，回归结果在表 4 列 (3)、列 (4) 中给出。三是将试点地区以外全部地区作为对照组。在前文中，我们仅将浙江省、湖北省和深圳市作为对照组，而文章的结果可能是由这种特殊的对照组选择导致

的。因此，在这一部分，我们将试点地区以外的全部地区作为对照组，重新对式 (1) 进行回归，回归结果在表 4 列 (5)、列 (6) 中给出。四是 PSM-DID 检验。为控制其他公司层面因素的影响，我们对主回归进行了 PSM-DID 检验。以试点地区之外全部地区的上市公司为对照组，通过近邻匹配法进行 1 : 4 匹配，回归结果在表 4 列 (7)、列 (8) 中汇报。五是替换被解释变量。参考刘少波和马超 (2016)^[66]、叶康涛等 (2007)^[67] 的做法，使用其他应收款的年度增量来衡量大股东掏空的程度，并用总资产进行标准化，记为 *Tun3*。回归结果在表 4 列 (9) 中给出。从表 4 可以看出，上述结果与基准回归结果基本相符，进一步支持了本文的结论。

表 4 其他稳健性检验

变量	调整试点窗口		地区固定效应		全部地区为对照组		PSM-DID		替换被解释变量
	<i>Tun1</i>	<i>Tun2</i>	<i>Tun1</i>	<i>Tun2</i>	<i>Tun3</i>	<i>Tun2</i>	<i>Tun1</i>	<i>Tun2</i>	<i>Tun3</i>
<i>treat</i>	0.000 (0.30)	0.001 (0.66)							0.001 (1.17)
<i>treat</i> × <i>post3</i>	-0.003* (-1.86)	-0.003** (-2.04)							
<i>treat</i> × <i>post</i>			-0.003* (-1.86)	-0.003** (-1.97)					-0.005*** (-3.66)
<i>treat1</i>					0.000 (0.30)	0.001 (0.66)	0.000 (0.26)	0.001 (0.81)	
<i>treat1</i> × <i>post</i>					-0.003* (-1.86)	-0.003** (-2.04)	-0.003* (-1.82)	-0.003** (-2.24)	
<i>_cons</i>	0.023 (1.55)	-0.069*** (-6.62)	0.021 (1.33)	-0.069*** (-6.29)	0.023 (1.55)	-0.069*** (-6.62)	0.024 (1.59)	-0.069*** (-6.73)	-0.028*** (-3.00)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	否	否	是	是	否	否	否	否	否
<i>N</i>	3 924	3 924	3 924	3 924	3 924	3 924	3 731	3 731	3 923
<i>Adj-R</i> ²	0.133	0.055	0.161	0.066	0.133	0.055	0.137	0.060	0.022

(三) 机制检验

根据理论分析部分，投服中心持股行权可能通过以下两条路径影响上市公司的大股东掏空行为：其一，通过发挥示范引领作用，引导中小投资者主动行权，积极参加股东大会（何慧华和方军雄；2021^[3]），越多中小股东参与股东大会，就越有助于抑制大股东的掏空行为（黄泽悦等，2022^[5]）；其二，通过对存在大股东掏空情形的上市公司及其控股股东发起司法诉讼，提高大股东的掏空成本，进而抑制大股东的掏空行为。

1. 小股东行权提高小股东在股东大会中的出席率。

为检验假设 H2，首先，本文构建如下模型，对投服中心持股行权后，试点地区上市公司年度股东大会整体出席情况进行分析。

$$Brshare = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat + \alpha_2 \times treat \times post + Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (4)$$

其中，*Brshare* 表示年度股东大会整体出席情况，用当年股东大会出席股份比例来衡量。其余变量含义与式（1）相同。回归结果在表 5 列（1）中给出。可

以看出，交互项（*treat*×*post*）与股东大会出席股份比例回归系数在 5% 的水平上显著为正，表明投服中心持股行权显著提高了试点地区上市公司股东大会出席率。

其次，本文考察投服中心持股行权后，试点地区上市公司中小股东出席年度股东大会的情况，建立如下模型：

$$MinorityHolding = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat + \alpha_2 \times treat \times post + Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (5)$$

其中，*MinorityHolding* 表示中小股东出席年度股东大会的情况。参考何慧华和方军雄（2021）^[3] 的做法，使用以下两个变量来衡量中小股东的出席情况：（1）当年股东大会出席股份比例减第一大股东持股比例，记为 *MinorityHolding1*；（2）当年股东大会出席股份比例减前三大股东持股比例之和，记为 *MinorityHolding2*。其余变量含义与式（1）相同。回归结果在表 5 列（2）、列（3）中汇报。可以很容易地看出，列（2）、列（3）中交互项（*treat*×*post*）的系数均在 5% 的水平上显著为正，表明投服中心持股行权能够显著提高年度股东大会的中小股东出席率。

上述结果说明，投服中心的确通过持股行权起到了示范引领的作用，它引导更多中小股东主动行权，积极参与股东大会，降低掏空议案通过的可能性，减少大股东掏空行为的发生。

2. 小股东行权提高小股东诉讼维权积极性。

为检验假设 H3，本文构建如下回归模型：

$$Lawsuit = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat + \alpha_2 \times treat \times post + Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (6)$$

其中，*Lawsuit* 表示小股东诉讼维权积极性。参考何慧华和方军雄（2021）^[3]的做法，使用公司当年的被诉讼情况来衡量小股东诉讼维权积极性。若公司当

年发生了诉讼案件，则 *Lawsuit* 取 1，否则取 0。考虑到这一指标的数据特征，本文使用 Logit 模型进行回归。上市公司是否发生诉讼案件的数据来源于国泰安数据库。式（6）中其他变量含义与式（1）相同。

回归结果在表 5 列（4）中给出。回归结果显示，交互项（*treat*×*post*）的系数为正，且在 5% 的水平上显著，表明投服中心持股行权后，试点地区小股东诉讼维权积极性显著提高。上述结果说明，投服中心的存在使更多的中小股东愿意通过诉讼的方式维护自身权益，增加了大股东的掏空成本，进而抑制了大股东掏空的发生。

表 5 机制检验

变量	中小股东在股东大会中的出席率			小股东诉讼维权积极性
	<i>Brshare</i>	<i>MinorityHolding1</i>	<i>MinorityHolding2</i>	<i>Lawsuit</i>
<i>treat</i>	-1.041 (-1.57)	-1.224* (-1.86)	-0.685 (-1.43)	-0.482*** (-2.81)
<i>treat</i> × <i>post</i>	1.321** (2.00)	1.321** (2.05)	1.144** (2.23)	0.358** (2.01)
_cons	-5.466 (-0.97)	-6.348 (-1.13)	-3.190 (-0.74)	
年份固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
<i>N</i>	3 924	3 924	3 924	3 658
<i>Adj-R</i> ²	0.559	0.364	0.197	
<i>Pseudo-R</i> ²				0.120

（四）调节效应检验

1. 外部审计监管的调节效应。

为检验假设 H4，本文参考李姝等（2021）^[68]的做法，使用审计师行业专长来衡量外部审计监管质量。当审计师行业专长大于等于 10% 时，认为企业具有高质量的外部审计监管；反之，当审计师行业专长小于 10% 时，认为企业具有低质量的外部审计监管。分组回归结果在表 6 列（1）~ 列（4）中给出。可以看出，无论是其他应收款占比还是异常应收款作为因变量，交互项（*treat*×*post*）的回归系数均在低质量外部审计监管样本中显著为负，而在高质量外部审计监管样本中不显著，且系数的绝对值也在低质量外部审计监管样本中更大。上述结果表明，小股东行权对大股东掏空的抑制作用在外部审计监管质量较低

的企业中更显著，支持了假设 H4。

2. 内部股权制衡的调节效应。

为检验假设 H5，本文将股权制衡度由大到小排序并三等分，然后剔除中间组，将最大组作为高股权制衡度组，最小组作为低股权制衡度组。分组回归结果在表 6 中汇报。可以看出，无论是其他应收款占比还是异常应收款作为因变量，交互项（*treat*×*post*）的回归系数均在高股权制衡度组中显著为负，而在低股权制衡度组中不显著，且系数的绝对值也在高股权制衡度组中更大。上述结果表明，小股东行权对大股东掏空的抑制作用在高股权制衡度的企业中更显著，说明小股东行权对于第一大股东与其他股东的合谋掏空行为具有较强的抑制作用，支持了假设 H5b。

表 6 异质性检验

变量	Tun1		Tun2		Tun1		Tun2	
	高质量 审计监管	低质量 审计监管	高质量 审计监管	低质量 审计监管	低股权制衡度	高股权制衡度	低股权制衡度	高股权制衡度
<i>treat</i>	-0.001 (-0.88)	0.002 (0.85)	-0.001 (-0.91)	0.003 (1.49)	0.001 (0.45)	-0.001 (-0.21)	0.002 (0.81)	0.001 (0.49)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.000 (-0.18)	-0.005** (-2.13)	0.000 (0.16)	-0.006*** (-2.72)	-0.003 (-1.13)	-0.005* (-1.91)	-0.004 (-1.54)	-0.005** (-1.97)
<i>_cons</i>	0.008 (0.44)	0.026 (1.04)	-0.073*** (-4.97)	-0.069*** (-4.49)	0.024 (1.09)	0.020 (0.70)	-0.057*** (-3.72)	-0.088*** (-3.87)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2 098	1 821	2 098	1 821	1 396	1 216	1 396	1 216
<i>Adj-R</i> ²	0.132	0.130	0.048	0.066	0.151	0.125	0.045	0.076

(五) 经济后果检验

1. 小股东行权对大股东掏空行为的有效抑制降低了上市公司债务融资成本。

为检验假设 H6，本文构建如下三重差分模型：

$$Debtcost = \alpha_0 + \alpha_1 \times htun1 \times treat \times post + \alpha_2 \times treat \times post + \alpha_3 \times htun1 \times treat + \alpha_4 \times htun1 \times post + Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (7)$$

其中，*Debtcost* 表示上市公司的债务融资成本，参考吴先聪等 (2020)^[47] 的做法，使用利息支出与总负债的比值来衡量公司的债务融资成本，并将计算结果放大 100 倍，记为 *Debtcost1*。此外，本文还借鉴王运通和姜付秀 (2017)^[52] 的做法，令公司债务融资成本 = 100 × 利息支出 / (年初总负债 + 年末总负债) / 2，记为 *Debtcost2*。*htun1* 为上市公司是否存在严重大股东掏空问题指示变量，若投服中心行权前上市公司大股东掏空程度大于样本中位数，则 *htun1* 取 1，否则取 0。*Controls* 表示控制变量集，参考现有文献 (吴先聪等，2020^[47]；王运通和姜付秀，2017^[52])，选取以下控制变量：公司规模 (*size*)、资产负债率 (*lev*)、成长性 (*growth*)、盈利能力 (*roa*)、自由现金流 (*CFO*)、两职合一 (*dual*)、董事会规模 (*board*)、是否为国有企业哑变量 (*soe*) 以及投资机会 (*tobin*)。*htun1*×*treat*×*post* 是本部分的核心变量，其系数 α_1 反映投服中心行权产生的掏空治理效应对融

资成本的影响。此外，本文还对时间固定效应和行业固定效应进行了控制。

回归结果如表 7 列 (1)、列 (2) 所示。可以看出，无论是用上述两个指标中的哪个指标来衡量公司债务融资成本，*htun1*×*treat*×*post* 的回归系数至少在 10% 的水平上显著为负。上述结果表明，小股东行权产生的掏空治理效应会降低上市公司的融资成本，与本文的预期一致。

2. 小股东行权对大股东掏空行为的有效抑制增加了上市公司创新投入。

为检验假设 H7，本文构建如下三重差分模型：

$$Rdiv = \alpha_0 + \alpha_1 \times htun1 \times treat \times post + \alpha_2 \times treat \times post + \alpha_3 \times htun1 \times treat + \alpha_4 \times htun1 \times post + Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (8)$$

其中，*Rdiv* 表示上市公司的创新投入。借鉴党力等 (2015)^[69] 的做法，采用公司研发投入的对数衡量公司的创新投入。*htun1* 为上市公司是否存在严重大股东掏空问题指示变量，若投服中心行权前上市公司大股东掏空程度大于样本中位数，则 *htun1* 取 1，否则取 0。*Controls* 表示控制变量集，参考现有文献 (何瑛等，2019^[70]；李文贵和余明桂，2015^[71])，选取以下控制变量：企业杠杆率 (*lev*)、投资机会 (*tobin*)、经营性现金流 (*cflow*)、成长潜力 (*growth*)、企业规模 (*size*)。*htun1*×*treat*×*post* 是本部分的核心变量，其

系数 α_1 反映投服中心行权产生的掏空治理效应对创新投入的影响。此外，本文还对时间固定效应和行业固定效应进行了控制。

回归结果在表 7 列 (3)、列 (4) 中汇报。从列 (3) 可以看出，在进行单变量回归时， $htun1 \times treat \times post$ 的回归系数在 5% 的水平上显著为正；列 (4) 表明，在加入相应的控制变量回归后， $htun1 \times treat \times post$ 的回归系数仍在 5% 的水平上显著为正。上述回归结果在一定程度上验证了小股东行权产生的掏空治理效应会增加上市公司的创新投入，与本文预期一致。

表 7 经济后果检验

变量	融资成本		创新投入	
	Debtcost1	Debtcost2	Rdinv	Rdinv
$htun1 \times treat \times post$	-0.000* (-1.93)	-0.004** (-2.25)	0.962** (2.13)	0.982** (2.18)
$treat \times post$	0.000 (1.62)	0.002* (1.79)	-0.582* (-1.75)	-0.563* (-1.69)
$htun1 \times treat$	-0.000 (-0.12)	0.001 (0.37)	-0.322 (-0.92)	-0.312 (-0.90)
$htun1 \times post$	-0.000 (-0.43)	0.000 (0.48)	-0.056 (-0.22)	-0.108 (-0.43)
$treat$	0.000 (1.32)	0.000 (0.32)	12.138*** (51.99)	12.036*** (42.40)
_cons	-0.005*** (-3.78)	-0.014* (-1.72)	9.098*** (127.62)	-9.562* (-1.69)
年份固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
N	3 924	3 924	3 924	3 924
Adj-R ²	0.151	0.646	0.834	0.836

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于投服中心开展持股行权试点工作这一准自然实验，以 2013—2017 年中国 A 股非金融类上市公司为研究样本，采用双重差分法实证检验上市公司小股东行权与大股东掏空行为之间的关系及其变化，得到以下主要研究结论。

第一，上市公司小股东行权有效约束大股东的掏空行为。我们运用委托代理理论和威慑理论，基于小

股东视角，以投服中心持股行权试点工作开展为标志的实证结果证实：小股东行权与大股东掏空行为负相关。小股东行权有效约束了大股东的掏空行为的研究结论，从小股东积极行权和维权两个方面印证了张照南等 (2020)^[72]、黄泽悦等 (2022)^[5] 关于中小股东积极主义有效约束大股东掏空行为的观点，进而拓展了相关公司治理理论的应用边际，丰富了大股东掏空行为治理方面的相关文献。另外，长久以来，减少大股东掏空行为，维护中小股东合法权益是我国资本市场建设的核心 (何慧华和方军雄, 2021^[3])，本文基于小股东行权视角强调投资者保护的自为机制对大股东掏空行为的治理作用，为更好地完善投资者保护的自为机制，推动我国资本市场高质量发展提供了证据。

第二，小股东在年度股东大会中的出席率和小股东诉讼维权积极性是小股东行权有效抑制大股东掏空行为的重要因素。本文阐明了小股东行权约束大股东掏空的作用机制：提高小股东在年度股东大会中的出席率和小股东诉讼维权积极性。一方面，小股东行权有利于带动更多的中小股东出席上市公司的年度股东大会，进而降低了会议中掏空议案通过概率，使得大股东掏空行为减少。另一方面，小股东行权提高了小股东诉讼维权积极性，使得大股东的违规成本提高，进而减少了大股东的掏空行为。相关结论为有关部门进一步推进投服中心持股行权工作、完善中小投资者保护制度提供了理论支持。

第三，对于上市公司不同的外部审计监管程度和内部股权制衡度，小股东行权对其大股东掏空行为的抑制作用存在差异。本文阐明了外部审计监管程度和内部股权制衡度对小股东行权影响大股东掏空行为的调节效应，实证结果证实：小股东行权对大股东掏空行为的抑制作用，在外部审计监管程度较低的上市公司和内部股权制衡度较高的上市公司中更为显著。因此，从上市公司内、外部治理环境角度发现外部审计监管程度和内部股权制衡度是影响小股东行权与大股东掏空行为负向关系的重要调节变量，为进一步明确投服中心持股行权的治理对象，根据上市公司不同内、外部治理环境，因事制宜地开展持股行权工作，进而约束大股东的掏空行为提供了依据。

第四，小股东行权对大股东掏空行为的有效抑制降低了上市公司的债务融资成本，增加了上市公司的创新投入。文章从企业融资和创新两方面揭示

了小股东行权约束大股东掏空行为的经济后果，实证结果证实：小股东行权对大股东掏空的抑制有助于企业债务融资成本的降低和技术创新投入的增加，因而从融资和创新的角度探讨了小股东行权抑制大股东掏空对上市公司高质量发展的促进作用，这为有关部门进一步开展大股东掏空行为治理工作，进而推动我国上市公司高质量发展提供了理论和实证支持。

（二）管理启示

我们从上述研究结论中，不难得出如下三点主要管理启示。

第一，小股东应善用其所享有的股东权力，充分发挥小股东的公司治理作用。长久以来，大部分中小投资者因专业性不足、股少言轻等原因不愿参与公司治理，只有极少数中小投资者真正行使了股东权利，参与到公司治理中去。这种做法降低了大股东实施掏空行为的成本和难度，导致中小股东利益受到严重损害。因此，中小股东应重视手中的股东权力，借助投服中心的官方背景和专业团队，积极参与公司治理，约束大股东的掏空行为。

第二，相关政府部门应进一步完善投资者保护的自为机制。中小投资者在行权和维权过程中存在严重的“搭便车”问题，完善的投资者自为机制能够缓解中小投资者的“搭便车”问题，提高其行权和维权积极性，通过出席年度股东大会、司法诉讼等方式进行自我保护，提高大股东掏空行为的实施成本，进而减少大股东的掏空行为。因此，投资者保护机构以及证监会等相关部门应积极开展投资者教育活动，通

过面对面的授课交流、答疑解惑，普及“知情、行权、维权”投资者权益知识，通过介绍投服中心典型行权、维权案例来唤醒投资者的股东权利意识，示范引领投资者依法行权、维权，以约束大股东的掏空行为。

第三，小股东在确定行权对象时，应考虑上市公司的内、外部治理环境。由于不同企业的内、外部治理环境不同，小股东行权对于异质性企业大股东掏空行为的治理效果往往存在差异。例如，小股东行权对外部审计监管质量低、内部股权制衡度高的企业治理效果更好，而对于外部审计监管质量高、内部股权制衡度低的企业影响不大。因此，对于不同的治理对象，以投服中心为代表的小股东应根据治理对象不同的内、外部治理环境，有的放矢地行使股东权利，从而更高效地治理大股东掏空问题。

（三）局限与展望

本文基于投服中心持股行权这一准自然实验，揭示了上市公司小股东行权对于大股东掏空行为的影响及其机制。对于这一问题的研究，未来可从以下两方面进一步探究。其一，受数据限制，在构建双重差分模型时，本文根据企业是否处于投服中心持股行权试点地区划分实验组和控制组，而未以企业是否被投服中心行权为依据进行划分，未来研究应进一步聚焦于企业是否曾被投服中心行权。其二，本文主要以现有文献常用的其他应收款为基础测算上市公司的大股东掏空程度，这种测算方式只能衡量大股东资金占用这一掏空手段的实施情况，还存在其他掏空方式有待进一步探讨。

参考文献

- [1] Johnson S, La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Tunneling [J]. American Economic Review, 2000, 90 (2): 22-27.
- [2] 刘超, 阮永平, 郑凯. 定向增发、契约特征与大股东资金占用 [J]. 外国经济与管理, 2020 (6): 126-138.
- [3] 何慧华, 方军雄. 监管型小股东的治理效应: 基于财务重述的证据 [J]. 管理世界, 2021 (12): 176-195.
- [4] 辛宇, 黄欣怡, 纪蓓蓓. 投资者保护公益组织与股东诉讼在中国的实践——基于中证投服证券支持诉讼的多案例研究 [J]. 管理世界, 2020 (1): 69-87, 235.
- [5] 黄泽悦, 罗进辉, 李向昕. 中小股东“人多势众”的治理效应——基于年度股东大会出席人数的考察 [J]. 管理世界, 2022 (4): 159-185.
- [6] 陈海声, 梁喜. 投资者法律保护、两权分离与资金占用——来自中国 2006 年度公司法调整前后的并购公司数据 [J]. 南开管理评论, 2010 (5): 53-60.
- [7] 郑国坚, 张超, 谢素娟. 百股义工: 投服中心行权与中小投资者保护——基于投服中心参与股东大会的研究 [J]. 管理科学学报, 2021 (9): 38-58.
- [8] Ge W, Ouyang C, Shi Z, Chen Z. Can a Not-for-profit Minority Institutional Shareholder Make a Big Difference in Corporate Governance? A Quasi-natural Experiment [J]. Journal of Corporate Finance, 2022, 72: 102125.
- [9] Hu Y, Jin S, Gu Q, Tang Z. Can a Not-for-profit Minority Institutional Shareholder Impede Stock Price Crash Risk: Evidence from China [J]. Fi-

- nance Research Letters, 2022, 47: 102961.
- [10] 陈克兢, 熊熊, 杨国超, 张维. 投服中心行权与投资者信息劣势缓解: 基于股价崩盘的视角 [J]. 世界经济, 2022 (9): 204-228.
- [11] 刘馨茗, 吴浩翔, 胡锋, 王佳妮. 中小投资者行权会影响审计费用吗? ——基于多时点双重差分模型的实证研究 [J]. 审计研究, 2021 (6): 80-89.
- [12] Chen S, Chen Y, Zhang D, Wang J. Can Minority Investor Activism Promote Corporate Risk-taking? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China [J]. International Review of Financial Analysis, 2023, 85: 102430.
- [13] Wang X, Xiong J, Ouyang C, Zhang F. I Feel Your Pain: The Effect of Regulator as a Minority Shareholder on Merger and Acquisition Performance [J]. Abacus, 2023, 59 (1): 437-465.
- [14] 陈运森, 袁薇, 李哲. 监管型小股东行权的有效性研究: 基于投服中心的经验证据 [J]. 管理世界, 2021 (6): 142-158, 9, 160-162.
- [15] Nordberg D. The Politics of Shareholder Activism [M]. John Wiley & Sons, Inc, 2010.
- [16] 李姝, 翟士运, 古朴. 非控股股东参与决策的积极性与企业技术创新 [J]. 中国工业经济, 2018 (7): 155-173.
- [17] 祝继高, 叶康涛, 陆正飞. 谁是更积极的监督者: 非控股股东董事还是独立董事 [J]. 经济研究, 2015 (9): 170-184.
- [18] 郑志刚, 李邈, 雍红艳, 黄继承. 中小股东一致行动改善了公司治理水平吗? [J]. 金融研究, 2022 (5): 152-169.
- [19] 孔东民, 刘莎莎, 黎文靖, 邢精平. 冷漠是理性的吗? 中小股东参与、公司治理与投资者保护 [J]. 经济学 (季刊), 2013 (1): 1-28.
- [20] 黎文靖, 孔东民, 刘莎莎, 邢精平. 中小股东仅能“搭便车”么? ——来自深交所社会公众股东网络投票的经验证据 [J]. 金融研究, 2012 (3): 152-165.
- [21] Williams K Y, O'Reilly C A. Demography and Diversity in Organizations: A Review of 40 Years of Research [J]. Research in Organizational Behavior, 1998, 20: 77-140.
- [22] 郭白滢, 周任远. 信息互动、投资决策与股票价格——基于机构投资者信息网络的分析 [J]. 金融研究, 2019 (10): 188-206.
- [23] Van Zomeren M, Spears R, Fischer A H, Leach C W. Put Your Money Where Your Mouth is! Explaining Collective Action Tendencies through Group-Based Anger and Group Efficacy [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2004, 87: 649-664.
- [24] 郑志刚, 石丽娜, 黄继承, 郭杰. 中国上市公司“小股民行动”现象的影响因素与经济后果 [J]. 世界经济, 2019 (1): 170-192.
- [25] Gillan S L, Starks L T. A Survey of Shareholder Activism: Motivation and Empirical Evidence [J]. Contemporary Finance Digest, 1998, 2: 10-34.
- [26] Dickert S, Slovic P. Attentional Mechanisms in the Generation of Sympathy [J]. Judgment and Decision Making, 2009, 4: 97-306.
- [27] Jones T M, Felps W, Bigley G A. Ethical Theory and Stakeholder Related Decisions: The Role of Stakeholder Culture [J]. Academy of Management Review, 2007, 32: 137-155.
- [28] 郝云宏, 朱炎娟, 金杨华. 大股东控制权私利行为模式研究: 伦理决策的视角 [J]. 中国工业经济, 2013 (6): 83-95.
- [29] Levit D. Soft Shareholder Activism [J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32 (7): 2775-2808.
- [30] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据 [J]. 经济研究, 2010 (4): 14-27.
- [31] Harris L. Missing in Activism: Retail Investor Absence in Corporate Elections [J]. Columbia Business Law Review, 2010 (1): 104-204.
- [32] Yao S, Wang C, Cui X, Fang Z. Idiosyncratic Skewness, Gambling Preference, and Cross-section of Stock Returns: Evidence from China [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2019, 53: 464-483.
- [33] Firth M, Lin C, Wong S M, Zhao X. Hello, Is Anybody There? Corporate Accessibility for Outside Shareholders As a Signal of Agency Problems [J]. Review of Accounting Studies, 2019, 24 (4): 1317-1358.
- [34] 郑国坚, 蔡贵龙, 卢昕. “深康佳”中小股东维权: “庶民的胜利”抑或“百日维新”? ——一个中小股东参与治理的分析框架 [J]. 管理世界, 2016 (12): 145-158, 188.
- [35] 赵瑞瑞, 陈运森. 蚍蜉撼大树? 中小股东诉讼的市场反应研究 [J]. 财经研究, 2023, DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230517.101.
- [36] 王彦超, 姜国华. 资金占用、民事诉讼与债权人保护 [J]. 管理评论, 2016 (1): 191-204.
- [37] Lin Y H. Modeling Securities Class Actions Outside the United States: The Role of Nonprofits in the Case of Taiwan [J]. NYU Journal of Law and Business, 2007, 4: 143-190.
- [38] 周中胜, 陈汉文. 大股东资金占用与外部审计监督 [J]. 审计研究, 2006 (3): 73-81.
- [39] 焦健, 刘银国, 刘想. 股权制衡、董事会异质性与大股东掏空 [J]. 经济学动态, 2017 (8): 62-73.
- [40] 李增泉, 孙铮, 王志伟. “掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据 [J]. 会计研究, 2004 (12): 3-13, 97.
- [41] 岳衡. 大股东资金占用与审计师的监督 [J]. 中国会计评论, 2006 (1): 59-68.
- [42] 杜兴强, 郭剑花, 雷宇. 大股东资金占用、外部审计与公司治理 [J]. 经济管理, 2010 (1): 111-117.
- [43] 唐清泉, 罗党论, 王莉. 大股东的隧道挖掘与制衡力量——来自中国市场的经验证据 [J]. 中国会计评论, 2005 (1): 63-86.
- [44] Maury B, Pajuste A. Multiple Large Shareholders and Firm Value [J]. Journal of Banking & Finance, 2005, 29 (7): 1813-1834.
- [45] 吕怀立, 李婉丽. 控股股东自利行为选择与上市公司股权制衡关系研究——基于股权结构的内外生双重属性 [J]. 管理评论, 2010

- (3): 19-28.
- [46] 吴先聪, 张健, 胡志颖. 机构投资者特征、终极控制人性质与大股东掏空——基于关联交易视角的研究 [J]. 外国经济与管理, 2016 (6): 3-20.
- [47] 吴先聪, 罗鸿秀, 张健. 控股股东股权质押、审计质量与债务融资成本 [J]. 审计研究, 2020 (6): 86-96.
- [48] 郑国坚, 林东杰, 林斌. 大股东股权质押、占款与企业价值 [J]. 管理科学学报, 2014 (9): 72-87.
- [49] Claessens S, Djankov S, Lang L H P. The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58 (1): 81-112.
- [50] Lin C, Ma Y, Malatesta P, Xuan Y. Ownership Structure and the Cost of Corporate Borrowing [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (1): 1-23.
- [51] Luo Q, Li H, Zhang B. Financing Constraints and the Cost of Equity: Evidence on the Moral Hazard of the Controlling Shareholder [J]. International Review of Economics & Finance, 2015, 36: 99-106.
- [52] 王运通, 姜付秀. 多个大股东能否降低公司债务融资成本 [J]. 世界经济, 2017 (10): 119-143.
- [53] 张瑞君, 徐鑫, 王超恩. 大股东股权质押与企业创新 [J]. 审计与经济研究, 2017 (4): 63-73.
- [54] 姜军, 江轩宇, 伊志宏. 企业创新效率研究——来自股权质押的影响 [J]. 金融研究, 2020 (2): 128-146.
- [55] 姜付秀, 郑晓佳, 蔡文婧. 控股家族的“垂帘听政”与公司财务决策 [J]. 管理世界, 2017 (3): 125-145.
- [56] 党宏欣. 控股股东股权质押、掏空与公司财务困境 [J]. 财会通讯, 2022 (3): 61-64, 78.
- [57] Altman E I. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy [J]. The Journal of Finance, 1968, 23 (4): 589-609.
- [58] 陈泽艺, 李常青, 李宇坤. 对外担保与企业创新投入 [J]. 金融研究, 2022 (4): 133-150.
- [59] Jiang G, Lee C M C, Yue H. Tunneling Through Intercorporate Loans: The China Experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98 (1): 1-20.
- [60] 梁上坤, 陈冬华. 大股东会侵犯管理层利益吗? ——来自资金占用与管理层人员变更的经验证据 [J]. 金融研究, 2015 (3): 192-206.
- [61] 沈灏, 辛姜. 企业绩效反馈对大股东隧道行为影响机理探究——企业所有制性质和市场化程度的调节作用 [J]. 中央财经大学学报, 2023 (2): 101-113.
- [62] Wang K, Xiao X. Controlling Shareholders' Tunneling and Executive Compensation: Evidence from China [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2011, 30 (1): 89-100.
- [63] 王垒, 曲晶, 赵忠超, 丁黎黎. 组织绩效期望差距与异质机构投资者行为选择: 双重委托代理视角 [J]. 管理世界, 2020 (7): 132-153.
- [64] Boateng A, Huang W. Multiple Large Shareholders, Excess Leverage and Tunneling: Evidence from an Emerging Market [J]. Corporate Governance: An International Review, 2017, 25 (1): 58-74.
- [65] 高雷, 何少华, 黄志忠. 公司治理与掏空 [J]. 经济学 (季刊), 2006 (3): 1157-1178.
- [66] 刘少波, 马超. 经理人异质性与大股东掏空抑制 [J]. 经济研究, 2016 (4): 129-145.
- [67] 叶康涛, 陆正飞, 张志华. 独立董事能否抑制大股东的“掏空”? [J]. 经济研究, 2007 (4): 101-111.
- [68] 李姝, 杜亚光, 张晓哲. 审计师行业专长与企业创新——基于管理层信息环境视角的分析 [J]. 审计研究, 2021 (1): 106-115.
- [69] 党力, 杨瑞龙, 杨继东. 反腐败与企业创新: 基于政治关联的解释 [J]. 中国工业经济, 2015 (7): 146-160.
- [70] 何瑛, 于文蕾, 戴逸驰, 王砚羽. 高管职业经历与企业创新 [J]. 管理世界, 2019 (11): 174-192.
- [71] 李文贵, 余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新 [J]. 管理世界, 2015 (4): 112-125.
- [72] 张照南, 王裕, 姜越群. 监督还是干扰: 中小股东积极主义与企业财务风险 [J]. 财务研究, 2020 (2): 71-83.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

地方官员变更、政策不确定性与住宅用地出让价格

Local Political Turnover, Policy Uncertainty, and Residential Land Leasing Prices

杨超 李少勋 孙聪 凌爱凡

YANG Chao LI Shao-xun SUN Cong LING Ai-fan

[摘要] 土地财政因对土地出让依赖过多而备受关注,并认为是推高房价的重要原因。而地方主政官员变更可能会对辖区内的土地出让产生影响。为了检验该问题,本文基于2008—2016年我国地级以上市长和市委书记数据,结合微观住宅用地交易数据,研究官员变更对住宅用地出让价格的影响。实证研究发现:(1)官员变更降低了辖区内的住宅用地出让价格;(2)官员异地调动、非正常变更和长期任职的官员变更对当期土地价格的负向影响更为显著,而市场化水平将弱化其负向影响;(3)地方官员上任后将推高土地出让价格,而且经济增长压力对其正向影响更为明显。本文的研究结果表明地方官员的变更会对辖区内住宅用地市场产生显著影响,为理解我国的土地市场价格波动提供了一个新视角。

[关键词] 官员变更 政策不确定性 土地价格

[中图分类号] F061.6 F062.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 10-0111-18

Abstract: Land finance has attracted much attention due to its excessive reliance on land sales, which is also an important reason for pushing up housing prices. The political turnover may have an impact on the land transactions. Based on micro data of residential land transactions and local officials' turnover from 2008 to 2016 in China, this paper studies impact of political turnover on the residential land price. We find that the turnovers of mayor and secretary decrease the residential land price. Further analysis show that the transfers of officials to other cities, irregular turnovers and outgoing officials with longer tenure have greater negative impact on residential land prices, but the marketization can weaken the negative impact. We also find that the land price will increase after the new officials take office, and the positive effect are more significant under greater economic growth pressure. The results show that the political turnover has a significant impact on the residential land market, which provides a new perspective to understand our land market.

Key words: Political turnover Policy uncertainty Land price

[收稿日期] 2022-07-05

[作者简介] 杨超,男,1986年8月生,江西财经大学金融学院副教授,研究方向为公司金融、房地产金融;李少勋,男,1996年10月生,江西财经大学金融学院硕士研究生,研究方向为房地产金融;孙聪,女,1990年3月生,江西财经大学工商管理学院硕士研究生,研究方向为房地产金融、工商管理;凌爱凡,男,1977年7月生,上海外国语大学国际金融贸易学院教授,博士生导师,研究方向金融工程、风险管理。本文通讯作者为凌爱凡,联系方式为 aifling@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“政治关系对地价、房价的影响机制研究”(项目编号:71703062);中央高校基本科研业务费专项。感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

在行政分权体制之下，地方政府拥有一定的经济自主决策权，并根据中央政府的决策执行适合地方发展的政策，在这一过程中，地方官员扮演了十分重要的角色。地方政府的主政官员作为掌舵人，承担了一个城市在社会进步、民生改善、经济发展等多方面的主要责任，并对政策制定、落实有决定性作用，其执政风格、政策偏好会对当地各个经济主体产生深远影响（周黎安，2007^[1]；曹春方，2013^[2]）。由于不同的官员具有客观存在的异质性差异，诸如从政经历、政策偏好、学历、年龄等的不同使得每个官员在其任期内采取不同的执政策略，地方官员的更替可能导致当地政府的政策不确定性，并且可能对地区经济产生影响（Piotroski 和 Zhang，2014^[3]；李挺等，2022^[4]）。

官员变更之后，随着新任官员对任职城市的熟悉和工作交接的完成，政府职能经过“过渡期”来到了平稳期，官员也开启了任期内的执政轨迹。由于我国特殊的晋升制度，经济增速指标在对地方官员的执政成效考核中起决定作用，使得官员有很强的动力推动辖区经济发展。周黎安（2007）^[1]揭示了我国官员晋升激励与经济发展的关系，他认为以经济增长为核心的“晋升锦标赛”是造就中国经济腾飞奇迹的重要推动力，官员上任后的行为受到晋升激励的影响。在晋升激励的作用下，官员上任后会从多个方面推动地区经济的发展，其中包括刺激银行信贷投放、扩张城市建设用地、增加政府支出等手段（Cao 等，2019^[5]；Zhang，2020^[6]）。

我国的城市化进程中，土地市场的形成与发展发挥了重要作用。中国地方政府通过出让土地获取土地出让金的方式增加财政收入，形成“土地财政”。统计数据显示，各地方政府土地出让金额逐年增加，2001年全国土地出让收入不到1300亿元，而到了2021年，这一数字变为8.7051万亿元，20年间土地出让收入增长了近70倍。地方政府凭借对一级土地市场的垄断权完成城市化所需的资本积累，在此过程中土地市场为经济发展提供了强大的动力。我国城市土地为国家所有，掌握在地方政府手中，政府与土地市场紧密的关系使得土地市场容易受到政府换届的影响。

本文以住宅用地作为切入点，检验地方官员变更对土地价格的影响。实证发现，在官员变更的当期，

住宅用地出让价格显著下降，并且当官员异地升迁或者非正常变更时，土地出让价格下降幅度更大，而较高的市场化水平弱化了官员变更对住宅用地出让价格的负向影响。在新任官员上任后的前两年住宅用地价格将显著升高，不过土地价格的增长趋势随着官员即将离任而减弱。

本文的贡献主要体现在以下几个方面：首先，现有关于地方官员对土地市场影响的文献，多采用省级或城市年度面板数据研究官员晋升激励对土地出让面积的影响（张莉等，2013^[7]；余靖雯等，2015^[8]；王梅婷和张清勇，2017^[9]），但并未就土地价格的波动做出深入分析。与本文研究最为相近的是田文佳等（2019）^[10]的研究，其研究发现地方政府官员上任初期为了招商引资，低价出让工业土地，且官员任期与工业用地价格呈U型关系。但鲜有文献从官员变更的角度对住宅用地价格的波动做出解释，考虑到地方政府出让工业用地和住宅用地的不同考量，研究地方官员对住宅用地的出让策略仍有积极意义。其次，本文进一步探讨了官员来源、去向、非正常变更、卸任时任期、市场化水平和经济增长压力对官员变更与土地价格之间关系的异质性影响，丰富了地方官员变更的相关研究。最后，本文的研究也具有一定现实意义，从土地价格变化可以发现，地方政府官员变更对辖区内土地价格造成显著影响，说明地方政府官员的本身特征会对区域内土地市场产生显著影响，从而说明了推进市场化改革的必要性，也与“让市场在资源配置中发挥决定性作用”的主张相吻合。

本文的结构安排如下：第二部分介绍了相关的制度背景；第三部分为相关文献回顾并提出假设；第四部分介绍了本文的数据和相关变量的定义，并且进行了描述性统计；第五部分是实证结果及稳健性检验；第六部分是对研究问题的进一步分析；第七部分是本文的结论与启示。

二、制度背景

（一）土地制度

1. 土地财政。

改革开放以前，我国土地转让是通过行政无偿划拨的。1979年之后我国开始了有偿出让土地的试点，1987年深圳分别以协议出让、公开招标和公开拍卖的方式有偿出让了三块住宅用地50年的使用权。1987年12月29日，广东省第六届人民代表大会常

务委员会第三十次会议通过的《深圳特区土地管理条例》规定“特区国有土地实行有偿使用和有偿转让制度”，正式明确了国有土地有偿出让的基本架构。之后深圳特区这一土地出让制度向全国推广，各地逐步颁布了土地有偿出让的相关文件，有偿土地出让在全国全面地展开，并成为我国城市化建设资金的重要来源。

1989年9月26日财政部颁布《国有土地使用权有偿出让收入管理暂行办法》，规定“国有土地使用权出让收入与城市土地开发建设费用实行收支两条线方式管理。土地使用权出让收入扣除土地出让业务费后，全部上交财政。上交财政部分，取得收入的城市财政部门先留下20%作为城市土地开发建设费用，其余部分40%上交中央财政，60%留归取得收入的城市财政部门”，因此土地出让收入成为地方财政收入的一部分。1992年，财政部发布《关于国有土地使用权有偿使用收入征收管理的暂行办法》，将土地出让收入中上缴中央政府的部分减少到5%。1994年分税制改革之后，地方税收的大部分由中央政府所分享，而土地出让收入成为地方政府预算外收入，完全由地方政府管理使用。土地出让金成为地方财政收入的主要来源，地方政府为了获取城市建设的资金，对土地出让有很强的依赖性（崔华泰，2019^[11]）。

2. 土地交易制度。

全国推行的土地出让制度使得地方政府可以采用协议出让、公开招标、拍卖等方式有偿出让国有土地。协议出让背后蕴含着利益交换等“潜规则”，容易造成市场资源配置低效、政府执政形象受损等问题（古志辉和李竑，2012^[12]；张莉等，2013^[7]；汪冲，2019^[13]；田文佳等，2019^[10]）。20世纪90年代末，国土资源部发布《关于进一步推行招标拍卖出让国有土地使用权的通知》等文件，要求“进一步扩大招标、拍卖出让国有土地使用权的范围”，逐步推进土地市场的市场化进程。2004年4月1日，国土资源部、监察部联合发布《关于继续开展经营性土地使用权招标拍卖挂牌出让情况执法监察工作的通知》，文件要求8月31日后，国有土地使用权的出让必须通过招标、拍卖和挂牌的公开方式进行，史称8.31大限。在此背景下，全国经营性土地使用权出让方式都变成了“招拍挂”，即所有经营性土地的使用权都以招标、拍卖和挂牌的公开方式出让，一定程度上减少了地方政府对土地市场的干预以及相关利益输送的

发生。不过地方政府依然有决定以哪一种公开方式出让土地使用权的权利，并且可以确定土地出让的起拍价。“招拍挂”制度虽然促进了土地交易的市场化，但是土地出让过程仍然由地方政府的国土资源部门负责，在具体操作过程中仍然受到地方政府的控制，使得地方政府官员对土地市场仍然保持较强的干预能力（张莉等，2013^[7]；杨广亮，2018^[14]；杨超等，2019^[15]）。

（二）官员变更

改革开放至今，我国干部考核制度发生了多次变革。1979年中组部印发的《关于实行干部考核制度的意见》明确了干部评价考核条例，其后于1998年颁布的《党政领导干部考核工作暂行规定》与2009年发布的《党政领导班子和领导干部年度考核办法》更是在很长时间内提供了干部考核的重要制度保障，此类考核办法中关于地方官员的考核形式有平时考核、年度考核、专项考核和任期考核四种。从干部的思想政治建设、工作能力、政绩实效等方面对官员任职效能进行评价，实际上主要注重地区经济发展速度，其中最为直接的指标就是GDP增长率，这也形成了多数领导干部固有的政绩观。最新的干部考核办法是中共中央办公厅于2019年4月21日印发的《党政领导干部考核工作条例》，考核内容包括政治思想建设、领导能力、工作实绩、党风廉政建设以及作风建设，其中工作实绩体现在经济建设、政治建设、文化建设、社会建设、生态文明建设等多个方面，可以发现最容易量化的经济建设指标依然在考核范围内。通过以上对干部考核体制的了解不难推测出官员上任后有很强的动机推动地区经济发展。

另外我国对于领导干部的任期、年龄也有官方文件予以规定。《党政领导干部选拔任用工作条例》第五十六条中规定“达到任职年龄界限或者退休年龄界限的”官员应该免去职务，而当前我国一般地级市领导干部的退休年龄为60岁，一届完整任期为5年。也就是说当官员任职期满5年可迎来新的变更机会，不过数据显示，大多数官员的任期未达到规定的5年就发生了变更。如图1所示，官员变更数量的峰值在其任期的第三年左右，大多数官员的任期处于3~4年之间，本文收集的市长和市委书记的平均任期分别为3.4年和3.8年。在有限的任期内，官员为了更快的经济增长可能会实行经济刺激政策，进而更依赖土地财政和房地产市场的发展（余靖雯等，2015^[8]）。

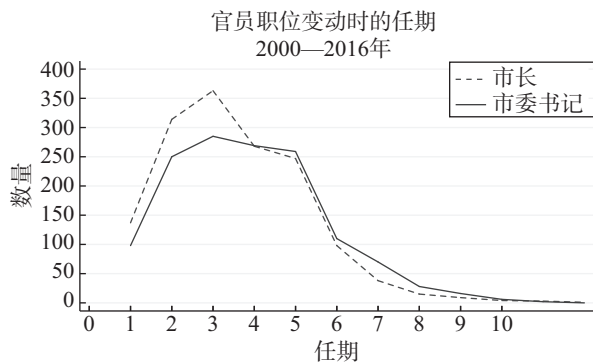


图1 官员职务变动时的任期

数据来源：由笔者手工收集整理

综上所述，本文认为经济增长指标是考核官员政绩的主要标尺，而土地市场对于地区短期经济的发展具有重要作用，不仅可以为城市建设提供资金支持，还可以刺激城市房地产市场的发展，进而促进城市经济的增长。因此我们认为，官员上任后可能会对土地市场施加干预，而晋升压力的不同使得地方官员对土地市场干预存在差异。本文将基于微观数据对上述判断进行检验，并做深入的分析。

三、文献综述与研究假设

（一）文献综述

目前学术界关于地方官员对地区经济发展影响的研究主要集中于两个方面：一方面着眼于官员更替所引起的政策不确定性的“辐射效应”，着重研究了企业、金融机构等辖区内的“政策受众”对于政府换届的反应；另一方面以官员晋升激励为核心，分析了官员上任之后如何推动经济发展，具体考察了地方政府投融资行为、企业各项经营活动、城商行信贷规模等在整个官员任期内的动态变化过程。

1. 官员变更与政策不确定性。

政府官员是政府政策的制定者和执行者，对于国家和地方的日常事务、经济运行等具有关键引领作用。基于政府官员的领导作用，国内外学者探究了政府换届以及官员变更导致的政策不确定性对于全局以及区域内各经济变量的影响。国外研究发现，在主政官员发生变更或者国家大选时，公司将改变其投资规模和策略，采取更为保守的投资行为（Julio 和 Yook, 2016^[16]；Cao 等, 2019^[17]）。国内王贤彬等（2009）^[18]发现省长、省委书记的变更会给地区经济发展带来短期的负面影响。徐业坤等（2013）^[19]、曹春方（2013）^[2]、才国伟等（2018）^[20]和戴静等（2019）^[21]发现地方主

要官员的变更将导致政策不确定性的出现，使得民营企业的投资水平显著下降。除此之外，地方官员的更替还将增加公司经营风险（罗党论等, 2016^[22]）和固有风险（Luo 等, 2017^[23]）、提高企业的盈余管理程度（陈德球和陈运森, 2018^[24]）和代理成本（罗劲博和李小荣, 2021^[25]）、降低上市公司的股利支付（雷光勇等, 2015^[26]）、增加公司的税收规避行为（陈德球等, 2016^[27]）和减少银行贷款规模（Cao 等, 2019^[5]）等方面。

上述文献中的理论逻辑都认为官员变更存在隐含的政策变动风险，个人特征各异的官员存在着不同的政策制定路线。因此，主政官员的变更将增加政策不确定性，公司将采取相应的避险行为，从而导致企业在运营过程中多方面决策的改变。

2. 晋升激励。

晋升激励是指官员作为“理性经济人”，上任后将通过促进地区经济发展等方式谋求晋升，获取晋升机会的动力激励着政府官员利用职权推动地方经济发展。周黎安（2007）^[1]认为干部考核制度形成了对地方官员的“晋升激励”，而晋升激励促使官员着力于提高辖区经济发展水平，也造就了中国经济的快速发展。后续研究聚焦于官员上任后对银行信贷、固定资产投资、地方债等方面的影响，如纪志宏等（2014）^[28]发现地方官员在面临较大的晋升压力时会通过扩大城商行信贷规模的方式来推动地区经济发展，而且信贷规模与官员年龄呈倒U型关系。谭之博和周黎安（2015）^[29]也发现省级信贷投放与固定资产投资规模和省长的任期呈倒U型关系，转折点也出现在官员晋升激励强弱变化的节点。

晋升激励形成了地方官员对于经济增长的共同诉求（王梅婷和张清勇, 2017^[9]；Meng 等, 2019^[30]；田文佳等, 2019^[10]；陈秋平等, 2019^[31]），掌握行政权力的官员将通过调整相应的政策并作用于企业、银行、地方投融资平台、城市规划等来实现经济发展目标，同时晋升激励强弱的变动也影响着官员施加行政干预的力度，从而表现为企业投资水平、银行贷款规模、政府财政支出等变量随官员任期呈倒U型关系。

3. 土地出让。

自1994年分税制改革之后，地方税收的大部分被中央政府分享，再加上中央事权下放令地方政府拥有管理地区事务权力的同时承担了辖区经济发展建设的重任，面对“入不敷出”的困境局面，土地出让

收入成为地方政府主要收入来源之一。分税制改革把土地出让金划拨给地方政府所有,土地出让金作为预算外收入是地方政府重要的财政收入来源。随着城市化的进程加快,土地价值上升,“土地财政”得以延续和发展。现有文献认为“土地财政”是中国经济发展的推进剂,对推动地区经济发展发挥了至关重要的作用(郑玉歆,2016^[32])。此外,1994年推出的《预算法》使得地方性融资平台成为地方政府获取城市建设资金的重要渠道,土地抵押成为融资平台获取资金的重要方式,地方政府也依赖于土地出让、土地抵押的城市发展模式(常晨和陆铭,2017^[33]),如张莉等(2013)^[7]通过研究发现本地晋升的官员具有更大的合谋可能性,并倾向于多出让土地来增加财政收入。张莉等(2018)^[34]认为通过推高城市土地价格可以获取更高的土地出让收入,同时抵押物价值的上升可以延续土地抵押的融资方式,使得地方政府对推高可供出让、抵押的土地的价格具有内在驱动力。

也有文献从“以地引资”的角度解释地方政府出让土地的行为。如张莉等(2011)^[35]发现在以GDP为考核指标的晋升激励下,地方政府官员热衷于通过出让土地招商引资。王媛和杨广亮(2016)^[36]发现城市禀赋越差,地方政府越倾向于干预土地市场,以促进区域经济发展。田文佳等(2019)^[10]认为地方政府官员将土地作为招商引资的工具,出于晋升激励在上任初期不断压低工业用地价格,当任期超过临界值后,工业用地价格逐渐上升。

另有文献研究了地方政府在土地出让市场的差异化出让方式,认为地方政府在出让工业用地和商住用地之间有着不同的考量,造成了不同用途的土地的价格扭曲(Yang等,2014^[37];Huang等,2017^[38])。本文希望通过微观交易数据,深入研究官员变更、任期对住宅用地价格的影响,揭示官员在其任期内执机动机的变化。

(二) 理论分析

我国拥有较为独特的政治体制,中央政府与地方政府实施行政分权的阶梯式权力架构,地方政府对辖区经济享有自主管控权力,使得地方政府主政官员的更替容易导致政府政策出现不确定性(罗党论等,2016^[22];Luo等,2017^[23];李挺等,2022^[4])。企业作为辖区经济发展的重要组成部分,其正常经营需要一个稳定的政商环境,倾向于在具有产业扶持政策和

政企关系稳定的城市投资。

由于地方官员本身是异质性的,不同官员的个人能力、偏好、激励约束等都存在较大差异,使得其政策也会有所不同。因此,官员变更通常伴随未来政府政策的不确定性(Julio和Yook,2012^[39];徐业坤等,2013^[19];曹春方,2013^[2];罗党论等,2016^[22];陈德球等,2016^[27])。而且新旧政策还存在不同程度的衔接障碍,因此在新任官员政策导向不明晰的情况下,企业的决策也具有极大的不确定性。不确定性增加了等待新信息的价值,降低了公司决策的信息质量,增加了外部融资成本,导致企业收益的未来不确定性。这些不确定性增加了企业决策风险和等待价值,企业面对不确定环境会谨慎投资(Bloom等,2007^[40]),而房地产企业更是如此。

我国地方政府对土地资源具有完全的话语权,土地的征用、审批、交易和定价的决定权都掌握在地方政府手中,使得在我国房地产开发运作过程中,地方政府的行政作用很大,房地产企业的发展严重依赖于地方政府政策(杨超等,2019^[15])。当地方政府官员发生变更时,房地产企业可能改变对政府相关政策的风险预期,并采取暂时性的“保险措施”,减少其房地产投资,对于土地的需求将出现短暂的下降,进而可能降低土地价格。据此,提出如下假设:

假设 1: 官员变更将降低当期的土地出让价格。

我国现有的党政干部考核制度和中央政府对于人事任命的绝对权威促使地方官员为获得晋升机会而努力达到甚至超额完成上级政府对于GDP增速、基础设施建设、财政收入等指标的要求(Li和Zhou,2005^[41])。

近些年来我国房地产业发展迅猛,已经成为我国经济增长的重要引擎之一,推动房地产开发已经成为地方政府刺激经济的重要手段,在以GDP增长为核心的考核机制下,地方政府官员有动机推动房地产市场发展,而地方政府对土地市场的控制为这种发展创造了条件(王媛和杨广亮,2016^[36])。所以,为了促进当地经济发展从而实现好的治理绩效,地方政府官员有动力推动当地的房地产开发。

此外,如前文所言,1994年分税制改革之后,土地出让金成为地方财政收入的主要来源,地方政府为了获取城市建设的资金而依赖卖地收入,“土地财政”是地方经济发展的推进剂,对推动地区经济发展发挥了至关重要的作用。1994年推出的《预算法》

使得地方性融资平台成为地方政府获取城市建设资金的重要渠道，而土地抵押成为融资平台获取资金的重要方式。地方政府依赖于土地出让、土地抵押等方式为城市发展筹集资金，使得地方政府有动力推高土地价格。据此，本文提出如下假设：

假设 2：官员上任后将推高土地出让价格。

四、研究设计

(一) 样本与数据

本文以 2008—2016 年 97 个主要城市的 28 909 条住宅用地微观交易数据为样本，数据来源于 Wind

数据库，该土地数据包括土地成交总价、土地面积、容积率、规划建筑面积、宗地位置等信息。地方官员变更数据来源于地方政府门户网站以及人民网，对于某些缺失的官员信息则通过谷歌、百度等网站进行检索补充。本文收集了 331 个城市 2000—2016 年的城市官员数据，包括市长、市委书记的变更时间、年龄、任期、上任来源、卸任去向等方面的信息^①。本文城市层面数据来自《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》，包括市辖区人口数量、人口自然增长率、GDP、财政收入和财政支出等数据。

表 1 各地地市级官员变更数量统计

年份	城市数	市长				市委书记			
		变更	上任来源	卸任去向	非正常变更	变更	上任来源	卸任去向	非正常变更
2000	331	81	42	58	0	66	28	53	0
2001	331	109	54	70	1	104	45	94	2
2002	331	89	48	67	0	84	40	69	1
2003	331	150	76	99	2	134	61	120	0
2004	331	67	41	47	3	59	24	51	3
2005	331	70	39	35	0	71	33	64	3
2006	331	88	44	50	1	69	35	60	2
2007	331	127	61	72	2	91	41	76	3
2008	331	142	66	70	1	144	68	130	1
2009	331	36	19	15	3	34	18	31	3
2010	331	42	27	21	5	40	20	32	1
2011	331	101	57	54	7	93	48	81	2
2012	331	122	73	62	2	115	58	78	3
2013	331	132	70	59	2	127	64	91	1
2014	331	45	23	29	7	47	29	35	5
2015	331	97	55	52	5	99	70	67	20
2016	331	32	16	10	1	33	22	14	8
汇总	5 958	1 530	811	870	42	1 415	708	1 146	60

表 1 报告了 2000—2016 年 331 个城市官员变更统计情况^②。数据显示，17 年内市长、市委书记分别发生 1 530 和 1 415 次变更，可以看到地方官员变更

已成常态。另外新任官员超过半数调任来自其他城市，并且 80% 市委书记卸任后去往另一城市，说明官员异地交流也成为常态。

① 实证回归中，与微观土地数据、城市层面数据匹配后，最终包含 97 个主要城市的样本。

② 官员异地变更统计中剔除了官员上任来源和卸任去向信息缺失的样本。其中，上任来源关注的是新上任官员的任职经历，当地方官员出现变更时，且新上任官员上一任职城市与现任职城市不一致，即新任官员是从其他城市调任过来的，则上任来源取值为 1，否则为 0。卸任去向关注的是卸任官员的任职去向，当地方官员出现变更时，且卸任官员下一任职城市与现任职城市不一致，即官员卸任后调任至另一城市，则卸任去向取值为 1，否则为 0。非正常变更是指如果市长（或市委书记）因为违纪、违法等原因被免职导致官员变更，则非正常变更取值为 1，否则为 0。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。

土地价格：土地总价与土地规划建筑面积之比，即楼面价，回归时取对数。

2. 解释变量。

官员变更：本文借鉴 Julio 和 Yook (2012)^[31]、徐业坤和马光源 (2019)^[42] 的研究，当交易土地所在城市市长或市委书记发生变更，则 *Turnover* 取值为 1，

否则取值为 0^①，并且细分为市长变更 *Turnover_m* 和市委书记变更 *Turnover_s*，详细定义如表 2 所示。

3. 控制变量。

控制变量包括土地特征变量和城市特征变量，土地特征变量有土地面积、规划建筑面积、离城市中心距离、容积率等。城市特征变量包括城市 GDP、财政收入、财政支出、固定资产投资、人口数量等。

相关变量的定义如表 2 所示。

表 2 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
土地价格	<i>Price</i>	土地的楼面价 (元/平方米)
官员变更	<i>Turnover</i>	当交易土地所在城市市长 (或书记) 发生变更，则 <i>Turnover</i> 取值为 1，否则为 0。
市长变更	<i>Turnover_m</i>	当交易土地所在城市市长发生变更，则 <i>Turnover_m</i> 取值为 1，否则为 0。
市委书记变更	<i>Turnover_s</i>	当交易土地所在城市市委书记发生变更，则 <i>Turnover_se</i> 取值为 1，否则取值为 0。
土地面积	<i>Land_area</i>	出让土地的面积 (平方米)
建筑面积	<i>Structarea</i>	出让土地的规划建筑面积 (平方米)
离市中心距离	<i>Discity</i>	出让土地距离市政府的直线距离 (千米)
容积率	<i>Polt_ratio</i>	建筑面积毛密度，等于地上建筑总面积与用地面积之比
财政收入	<i>Lnincome</i>	当年的城市财政收入，取对数
财政支出	<i>Lnexpend</i>	当年的城市财政支出，取对数
城市生产总值	<i>LnGDP</i>	当年的城市生产总值，取对数
城市年末人口	<i>Lnpopulation</i>	当年的年末城市人口，取对数
城市人口增长	<i>Popu_growth</i>	当年的城市人口增长率，乘以了 100
固定资产投资	<i>Lnfix_invest</i>	当年的固定资产投资，取对数
城市	<i>City</i>	城市虚拟变量
年份	<i>Year</i>	年份虚拟变量

(三) 模型设定

本文利用以下计量模型进行主要回归分析：

$$\ln price_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Turnover_{ct} + \beta' Controls_{ict} + city + year + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中： $\ln price_{ict}$ 为因变量，表示第 t 年 c 城市第 i 宗住宅用地出让价格的对数； $Turnover_{ct}$ 为自变量，表示第 t 年 c 城市的地方官员变更，其中又细分为市长变更 $Turnover_m_{ct}$ 、市委书记变更 $Turnover_s_{ct}$ ；

$Controls_{ict}$ 表示一系列控制变量； $Year$ 和 $City$ 表示年份和城市固定效应。

(四) 描述性统计

表 3 报告了主要变量的描述性统计。从表中可以发现，住宅土地出让价格平均值为 1 836.276，标准差为 2 746.408 2，说明土地价格之间有较大差异。在样本中，发生官员变更的比例为 35.76%，其中市长和市委书记变更的比例分别是 23.98% 和 24.02%，反映出地方官员变动较为频繁。

① 参照徐业坤和马光源 (2019)^[42] 的研究，当官员卸任时间为 1~6 月时，则认为是当期卸任，当卸任时间为 7~12 月时，则认为是下一年卸任。

表3 主要变量的描述性统计

	N	Mean	Std	5 th	Median	95 th
<i>Price</i>	28 909	1 836.276	2 746.408 2	192.458 3	1 049.972 8	6 250
<i>Turnover</i>	28 909	0.357 6	0.479 3	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Turnover_m</i>	28 909	0.239 8	0.427 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Turnover_s</i>	28 909	0.240 2	0.427 2	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Land_area</i>	28 909	49 984	48 763	2 179	34 755	151 735
<i>Stru_area</i>	28 909	125 374	128 357	4 847	84 847	388 975
<i>Plot_ratio</i>	28 909	2.712 2	1.251 7	1.200 0	2.500 0	5.300 0
<i>Discity</i>	28 909	15.917 8	15.037 7	2.100 0	11.300 0	45.500 0
<i>Fix_invest</i>	28 909	2.599 2e+07	1.556 1e+07	5 887 368	2.291 7e+07	5.678 5e+07
<i>Population</i>	28 909	604.270 8	243.210 0	198.500 0	603.990 0	1 003.200 0
<i>Popu_growth</i>	28 909	5.190 3	4.338 0	-0.900 0	4.810 0	12.600 0
<i>Income</i>	28 909	3 607 320	2 881 351	640 368	2 925 496	1.006 4e+07
<i>Expend</i>	28 909	4 762 974	3 041 438	1 399 376	4 151 921	1.083 5e+07
<i>GDP</i>	28 909	4.096 7e+07	2.755 9e+07	9 830 769	3.557 2e+07	9.138 2e+07

注：为了避免变量极值对实证结果的影响，本文对相关连续变量进行了1%分位数的 winsorize 处理。

五、实证结果分析

（一）官员变更与土地价格

表4报告了地方官员变更与土地价格的回归结果。在考虑了所有控制变量后，列（I）显示相对于没有发生市长（或市委书记）变更的城市，官员变更使得土地价格下降4.43%。列（II）和列（III）分别给出了市长变更和市委书记变更对土地价格的影

响，列（II）的结果显示，相对于没有发生市长变更的城市，市长变更会使得土地价格下降4.27%，且结果在1%的水平显著；列（III）的结果表明相对于没有发生市委书记变更的城市，市委书记变更使得土地价格显著下降3.38%。列（IV）报告了市长和市委书记同时变更（*Turnover_both*）的情形下，将降低当期土地价格4.19%。

表4 地方官员变更与土地价格

	LnPrice			
	(I)	(II)	(III)	(IV)
<i>Turnover</i>	-0.044 3*** (-4.288)			
<i>Turnover_m</i>		-0.042 7*** (-3.795)		
<i>Turnover_s</i>			-0.033 8*** (-2.944)	
<i>Turnover_both</i>				-0.041 9*** (-2.716)
LnGDP	0.752 5*** (8.364)	0.729 6*** (8.101)	0.742 6*** (8.252)	0.722 0*** (8.001)
Lnincome	-0.078 9*** (-2.597)	-0.083 0*** (-2.730)	-0.076 7** (-2.526)	-0.080 2*** (-2.641)

续前表

	LnPrice			
	(I)	(II)	(III)	(IV)
LnLand_area	0.268 4*** (8.452)	0.266 7*** (8.391)	0.268 2*** (8.453)	0.267 1*** (8.416)
Lnfix_invest	-0.221 1*** (-5.735)	-0.212 5*** (-5.514)	-0.214 9*** (-5.569)	-0.208 9*** (-5.414)
Lnstru_area	-0.275 6*** (-8.822)	-0.273 8*** (-8.757)	-0.275 3*** (-8.820)	-0.274 2*** (-8.781)
Discity	-0.021 2*** (-53.020)	-0.021 2*** (-53.005)	-0.021 2*** (-53.003)	-0.021 2*** (-52.989)
Plot_ratio	0.029 2*** (2.609)	0.028 3** (2.527)	0.028 8*** (2.580)	0.028 3** (2.527)
Popu_growth	-0.000 7 (-0.337)	-0.000 4 (-0.192)	-0.000 7 (-0.313)	-0.000 5 (-0.223)
Lnexpend	0.195 2*** (5.848)	0.195 1*** (5.856)	0.196 3*** (5.884)	0.196 4*** (5.891)
Lnpopulation	-0.994 8*** (-6.620)	-0.973 1*** (-6.464)	-0.984 1*** (-6.543)	-0.960 0*** (-6.342)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	2.843 8* (1.950)	2.994 1** (2.051)	2.764 9* (1.895)	2.893 7** (1.985)
N	28 909	28 909	28 909	28 909
Adj. R ²	0.498	0.498	0.498	0.498

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，括号内为t值，下同。

资料来源：作者根据Stata计量结果整理，下同。

表4的结果表明地方官员变更对当期土地价格有显著负向影响。如前文所言，主政官员是地区政策的制定者和执行者，而不同官员有着不尽相同的个人风格，因此新旧官员的交替可能使得政策出现变动，导致政府政策出现不确定性。企业面对较大的政策不确定性时会减少投资规模。对于政策依赖度高的房地产企业来说，官员变更的当期，为了规避政策变动引起的投资风险，房地产企业会减少土地投资，土地需求减少将降低住宅用地出让价格，从而证实了假设1的预测，即官员变更将降低当期土地出让价格。

接下来，我们进一步检验地方官员上任后对其辖区内土地价格的影响。我们以地方官员的上任时间为界，检验其在上任当年、后一年和后两年，对辖区的

土地价格影响。表5报告了回归结果^①。表5列(I)和列(III)的结果显示，相对于市长(或市委书记)变更当年和市长(或市委书记)变更前一年之外的其他年份，在官员变更当年，会显著降低其辖区内的土地价格。然而，有趣的是，在表5的列(II)和列(IV)中，我们发现相对于其他年份，市长变更当年土地价格显著下降2.66%，而变更后第一年土地价格显著上涨2.96%，变更后第二年土地价格依然上涨4.74%；相应地，在市委书记变更当年土地价格也呈下降趋势，变更的后续年份内，土地价格显著地反转，推高了土地价格。不过，回归结果显示这种正向影响在卸任前弱化了，市长在卸任前一年对土地价格没有显著影响，市委书记在卸任前一年对土地价格的正向影响也降至2.40%。

① 表中 Turnover_{m_{t-1}}表示市长变更前1年，Turnover_{m_{t+1}}和 Turnover_{m_{t+2}}分别表示市长变更后一年和市长变更后两年。市委书记类似。

表5 地方官员变更前后对土地价格 (Lnprice) 的影响

	Lnprice			
	市长变更前一年	市长变更	市委书记变更前一年	市委书记变更
	(I)	(II)	(III)	(IV)
<i>Turnover_{m,t-1}</i>	-0.007 7 (-0.608)			
<i>Turnover_{m,t}</i>	-0.045 0 *** (-3.812)	-0.026 6 ** (-2.130)		
<i>Turnover_{m,t+1}</i>		0.029 6 ** (2.209)		
<i>Turnover_{m,t+2}</i>		0.047 4 *** (3.784)		
<i>Turnover_{s,t-1}</i>			0.024 0 * (1.905)	
<i>Turnover_{s,t}</i>			-0.026 2 ** (-2.177)	-0.014 8 (-1.193)
<i>Turnover_{s,t+1}</i>				0.021 0 * (1.716)
<i>Turnover_{s,t+2}</i>				0.055 0 *** (4.246)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	3.005 0 ** (2.058)	2.746 3 * (1.876)	2.757 5 * (1.890)	3.070 1 ** (2.095)
<i>N</i>	28 909	28 909	28 909	28 909
<i>Adj. R²</i>	0.498	0.498	0.498	0.498

表5描绘出土地市场随官员更替而波动的大致轨迹,官员变更当年,地价因政策不确定性而下降,在新任官员上任后土地价格迎来上涨。这些结果与我们的预期一致,表明官员上任后受到晋升激励的影响,会推高土地价格,从而证明了本文的假设2,即官员上任后将推高土地出让价格。

(二) 稳健性检验

1. 工具变量法及聚类稳健标准误。

官员变更可能因遗漏变量和反向因果等问题而存

在内生性问题,本文借鉴前人的研究(沈华玉等,2017^[4];张晔等,2019^[44]),采用本省其他城市地方官员变更的均值作为工具变量,进行二阶段回归(2SLS),回归结果如表6 Panel A所示。结果显示工具变量通过DWH检验和弱工具变量检验^①,官员变更将导致地价下降,与主回归结果相符。然后,考虑到可能存在的异方差和组内自相关导致的低估标准误问题,我们又控制了区县层面的聚类稳健标准误,如表6 Panel B所示,主要回归结果仍然显著。

① *M*Turnover、*M*Turnover_m和*M*Turnover_s分别作为工具变量时,弱工具变量检验*F*值分别是146.57、18.65和194.97,且DWH检验结果在1%的水平上拒绝原假设。

表 6 工具变量法和聚类稳健标准误

Panel A						
变量	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	<i>Turnover</i>	<i>Lnprice</i>	<i>Turnover_m</i>	<i>Lnprice</i>	<i>Turnover_s</i>	<i>Lnprice</i>
<i>MTurnover</i>	0.249 0 *** (13.963)					
<i>Turnover</i>		-0.715 9 *** (-5.396)				
<i>MTurnover_m</i>			0.213 0 *** (12.106)			
<i>Turnover_m</i>				-0.582 3 *** (-3.835)		
<i>MTurnover_s</i>					0.079 9 *** (4.319)	
<i>Turnover_s</i>						-2.232 5 *** (-3.379)
<i>Controls/Year/City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.782 7 (-1.078)	2.852 6 * (1.843)	2.835 7 *** (4.512)	4.901 5 *** (3.065)	-2.418 7 *** (-3.624)	-2.329 5 (-0.927)
<i>N</i>	28 909	28 909	28 909	28 909	28 909	28 909
<i>Adj. R²</i>	0.213	0.425	0.187	0.459	0.148	—
Panel B						
	(VII)		(VIII)		(IX)	
	<i>Lnprice</i>		<i>Lnprice</i>		<i>Lnprice</i>	
<i>Turnover</i>	-0.044 3 ** (-2.321)					
<i>Turnover_m</i>			-0.042 7 ** (-2.069)			
<i>Turnover_s</i>					-0.033 8 (-1.520)	
<i>Controls/Year/City</i>	Yes		Yes		Yes	
<i>Constant</i>	2.843 8 (0.686)		2.994 1 (0.723)		2.764 9 (0.666)	
<i>N</i>	28 909		28 909		28 909	
<i>Adj. R²</i>	0.498		0.498		0.498	

2. 倾向得分匹配 (PSM) 回归。

由于各个官员特征本身存在较大差异，而且官员变更也可能受城市特征的影响，可能导致选择性偏误问题，为了减弱这种影响，本文借鉴徐业坤和马光源 (2019)^[42] 的研究，采用倾向得分匹配法 (PSM)，对发生官员变更的样本 (处理组) 和未发生变更的

样本 (对照组) 按照前文的特征变量和土地特征变量进行了匹配，匹配结果如图 2 和图 3 所示。我们发现，匹配前两组样本倾向得分的核密度分布存在较大差异，匹配后它们的分布较为一致。

然后我们重新对匹配后的样本进行回归分析，表 7 是 PSM 的回归结果^①。由表 7 的结果可以发现，官

① 表 7 列 (I) 是对发生官员变更和未发生官员变更的样本进行匹配后的回归结果，列 (II) 和列 (III) 则分别是对发生市长变更和未发生市长变更的样本、市委书记变更和未发生市委书记变更的样本进行匹配后的回归结果。

员变更当期土地价格变化分别与表4的主回归结果基本保持一致，验证了前文回归结果的稳健性。

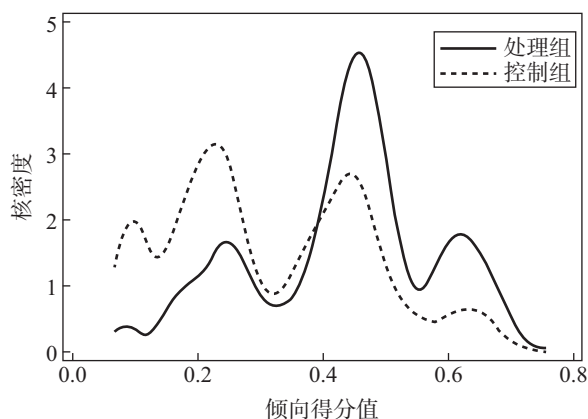


图2 匹配前倾向得分的核密度

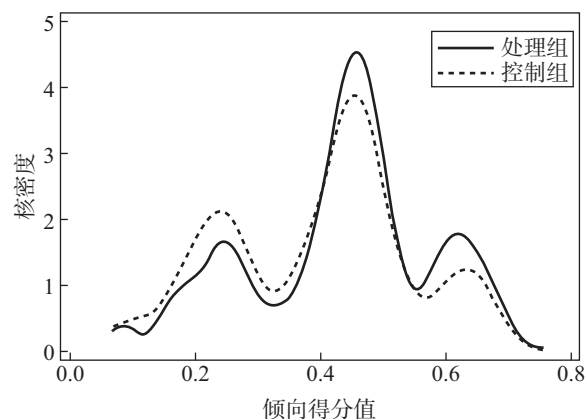


图3 匹配后倾向得分的核密度

表7 倾向得分匹配 (PSM) 的回归结果

变量	Lnprice		
	(I)	(II)	(III)
Turnover	-0.043 9*** (-4.246)		
Turnover _m		-0.043 0*** (-3.814)	
Turnover _s			-0.033 8*** (-2.942)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes
Constant	3.603 2** (2.374)	2.677 2* (1.820)	2.780 2* (1.891)
N	28 811	28 742	28 891
Adj. R ²	0.498	0.499	0.498

3. 重新定义官员变更。

在表4和表5中，我们对于官员变更年份的定义是：如果1~6月发生官员更替，则变更年份设定为当年，若7~12月份发生官员变更，则变更年份设为下一年。为了表明变更年份设定不会影响本文的结果，我们借鉴王全景和温军(2019)^[45]的研究，将官员更替的自然年份定义为官员变更年份，再对土地价格进行表5的回归，结果如表8所示，与前文的回归分析结果一致，进一步支持了本文的结论。

表8 更改官员变更年份后的回归结果

变量	市长变更当年	市委书记当年	市长变更前一年	市委书记变更前一年	市长变更后两年	市委书记变更后两年
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Turnover _{m_t}	-0.024 7** (-2.166)		-0.034 5*** (-2.771)		-0.005 7 (-0.456)	
Turnover _{s_t}		-0.033 7*** (-2.952)		-0.025 2** (-2.121)		-0.003 4 (-0.270)
Turnover _{m_{t-1}}			-0.028 9** (-2.112)			
Turnover _{s_{t-1}}				0.031 2** (2.373)		
Turnover _{m_{t+1}}					0.042 0*** (3.293)	
Turnover _{m_{t+2}}					0.036 0*** (2.907)	
Turnover _{s_{t+1}}						0.040 8*** (3.203)

续前表

变量	市长变更当年	市委书记变更当年	市长变更前一年	市委书记变更前一年	市长变更后两年	市委书记变更后两年
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
<i>Turnover_{s,t+2}</i>						0.093 6 *** (7.488)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	2.903 7 ** (1.990)	2.833 0 * (1.942)	2.936 2 ** (2.011)	2.808 1 * (1.925)	2.678 3 * (1.836)	3.125 0 ** (2.136)
<i>N</i>	28 909	28 909	28 909	28 909	28 909	28 909
<i>Adj. R²</i>	0.498	0.498	0.498	0.498	0.498	0.499

4. 官员变更与土地溢价率。

为进一步验证官员变更导致的政策不确定性对土地交易市场的负向影响，本文借鉴 Cai 等 (2013)^[46] 的研究，利用土地溢价率 (*Premium*) 衡量土地市场的竞争程度，检验地方官员变更对土地市场竞争强度的影响。表 9 的回归结果显示，在控制其他变量后，官

表 9 官员变更对土地溢价率的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>Premium</i>	<i>Premium</i>	<i>Premium</i>
<i>Turnover</i>	-0.013 7 ** (-2.303)		
<i>Turnover_m</i>		-0.005 3 (-0.880)	
<i>Turnover_s</i>			-0.017 5 *** (-2.668)
<i>Constant</i>	-4.155 1 *** (-3.813)	-4.112 6 *** (-3.775)	-4.205 5 *** (-3.856)
<i>N</i>	23 985	23 985	23 985
<i>Adjusted R²</i>	0.181	0.181	0.181

员变更对其辖区内的土地溢价率有负向影响，降低了土地市场的竞争度，这一结果验证了前文的理论分析。

六、进一步分析

(一) 官员来源、去向与土地价格

接下来，本文参考郭峰和石庆玲 (2017)^[47]、陈德球和陈运森 (2018)^[24] 的研究，根据新任官员上一个职务所在地与当前就任城市是否为同一城市，将官员区分为本地上任和异地上任。并且根据卸任官员下一个职务所在地与当前任职城市是否为同一城市，将官员划分为本地调动与异地调动。与本地上任的官员相比，区域内企业对于来自异地的新任官员并不熟悉，对其执政风格、个人特点也难以把握，这就客观上形成了更大的政策不确定性。而卸任官员离开原来的城市后，原有的政企关系将难以维系，因此异地调动也将带来更大的政策不确定性。本文根据官员类别进行了分样本回归，回归结果如表 10 所示。

表 10 官员来源、去向与土地价格 (*Lnprice*) 的分样本回归

变量	市长				市委书记			
	异地上任	本地上任	卸任离开	卸任留下	异地上任	本地上任	卸任离开	卸任留下
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
<i>Turnover_m</i>	-0.051 *** (-2.989)	-0.014 (-0.815)	-0.065 *** (-2.741)	0.000 (0.002)				
<i>Turnover_s</i>					-0.099 *** (-3.871)	0.070 (1.554)	-0.109 *** (-4.097)	0.027 (0.102)

续前表

变量	市长				市委书记			
	异地上任	本地上任	卸任离开	卸任留下	异地上任	本地上任	卸任离开	卸任留下
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	9.883 ** (2.508)	-4.008 ** (-2.105)	12.407 *** (3.253)	7.927 *** (3.330)	8.355 ** (1.976)	23.795 *** (3.236)	13.751 *** (3.242)	48.407 ** (2.031)
<i>N</i>	13 949	14 960	9 101	16 892	7 141	3 039	7 580	744
<i>Adj. R²</i>	0.536	0.470	0.537	0.475	0.503	0.600	0.532	0.637

表 10 列 (I) ~ 列 (IV) 和列 (V) ~ 列 (VIII) 分别报告了分样本回归结果。回归结果显示, 市长变更并且新任市长来自异地会降低土地价格 5.1%, 而市委书记发生变更而且新任书记来自异地时, 对辖区内土地价格的影响更大, 会导致土地价格显著降低约 10%。另一方面, 我们发现, 对于本地上任的市长、市委书记变更对当期土地价格几乎没有显著影响。本文又分析卸任官员去向, 通过对比卸任官员异地调动和本地调动的回归结果可以发现, 卸任官员离开原有城市的官员变更能显著降低土地价格, 而职位发生变化但任职城市不变的官员变更对土地价格没有显著影响, 证实了我们的预期, 即主政官员异地调动可能带来更大的政策不确定性, 进而对土地价格的负向影响更为显著。

(二) 官员非正常变更与土地价格

接下来, 本文分析官员非正常变更对土地价格的

差异性影响。非正常变更指政府官员因违纪、违法等原因而远离权力中心, 对当地政治环境具有更大的冲击性和威慑力。本文引入虚拟变量非正常变更 (*Abnormal*), 如果市长 (市委书记) 因为违纪、违法等原因被免职导致官员变更, 则 *Abnormal* 取值为 1, 否则为 0, 然后加入官员变更 (*Turnover*) 和非正常变更 (*Abnormal*) 的交叉项^①。表 11 列 (I)、列 (II) 分别是市长和市委书记非正常变更对土地价格的回归结果。可以发现, 非正常变更与官员变更的交互项显著为负, 这说明相比于正常变更的官员, 非正常变更的官员使得土地价格下降的幅度更大, 说明非正常变更会造成政策不确定性程度加深, 对土地市场的负向影响更为明显。列 (III)、列 (IV) 将退休也纳入非正常变更 (*Abnormal*), 交叉项系数也都显著为负, 进一步支持了列 (I)、列 (II) 的回归结果。

表 11 非正常官员变更对土地价格 (*Lnprice*) 的差异性影响

变量	市长	市委书记	市长	市委书记
	(I)	(II)	(III)	(IV)
<i>Turnover_m</i>	-0.039 8 *** (-3.436)		-0.036 7 *** (-3.154)	
<i>Turnover_m×Abnormal_m</i>	-0.069 9 ** (-1.987)		-0.105 4 *** (-3.096)	
<i>Turnover_s</i>		-0.028 7 ** (-2.413)		-0.025 6 ** (-2.130)
<i>Turnover_s×Abnormal_s</i>		-0.067 1 (-1.634)		-0.087 0 ** (-2.374)

① 由于非正常变更数据存在缺失, 导致本回归与主回归样本相比有少量减少。

续前表

变量	市长	市委书记	市长	市委书记
	(I)	(II)	(III)	(IV)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	3.104 1** (2.124)	2.272 1 (1.555)	3.169 4** (2.168)	2.267 0 (1.551)
<i>N</i>	28 831	28 742	28 831	28 742
<i>Adj. R²</i>	0.498	0.498	0.498	0.498

(三) 卸任官员任职期限与土地价格

现有研究认为,官员在一个地区任职时间越长,政企合谋的可能性越大,因此当该官员离职时,失去原有的关系网带来的影响更大(郭峰和石庆玲,2017^[47])。而且官员任期越长,其长期以来的政策已经形成了该地区固有的产业结构、分工,因此当发生官员变更时,不确定继任者是否会沿袭前任官员的政策,存在更多不确定性因素,因此对当地企业的冲击更大。为了检验官员的任职期限在卸任时对土地价格产生的影响,我们根据离任官员卸任时的任期长短,进行分样本回归。具体地,本文借鉴郭峰和石庆玲(2017)^[47]的方法,将卸任官员任期小于或等于

3年定义为短任期,介于3年到5年之间定义为中等任期,大于或等于5年定义为长任期。表12列(I)~列(III)和列(IV)~列(VI)分别报告了市长和市委书记按卸任任期进行的分样本回归结果。回归结果显示,官员变更对土地价格的负向影响随着卸任官员任期增加而逐步增长。任期长的市长和市委书记在卸任当年,其变更事件使得辖区内的土地价格下降10.5%和19.1%,其影响明显大于任期较短的市长和市委书记。这说明卸任官员任期越长,官员变更对当地住宅用地出让价格的负向影响越大,证实了我们的预期。

表 12 不同任职期限对土地价格 (Lnprice) 的影响

变量	市长			市委书记		
	Tenure ≤ 3	3 < Tenure < 5	Tenure ≥ 5	Tenure ≤ 3	3 < Tenure < 5	Tenure ≥ 5
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
<i>Turnover_m</i>	0.001 (0.037)	-0.026 (-1.345)	-0.105*** (-3.378)			
<i>Turnover_s</i>				0.017 (0.707)	-0.120*** (-5.347)	-0.191*** (-6.692)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.155 (0.043)	-6.639** (-2.042)	-1.388 (-0.218)	19.139*** (4.632)	-5.504* (-1.698)	5.486 (1.152)
<i>N</i>	10 848	9 908	8 153	10 969	9 908	7 744
<i>Adj. R²</i>	0.511	0.524	0.506	0.511	0.526	0.525

(四) 市场化水平、官员变更与土地价格

市场化是每个市场要实现的目标之一，公开透明的市场能更有效地实现资源的配置。市场化可以降低政府对于经济的干预程度，减弱除市场因素之外的变量对经济体的影响。回到土地市场，在市场化程度高的区域，政府与企业的关系更为正常化，公开市场受地方政府的影响相对较小，地方官员变更对市场的影响按理会比较小。基于这一逻辑，本文依据市场化水平对官员变更当年的土地价格变化进行分析。本文将市场化指数大于中位数的城市定义为高市场化城市，而小于中位数的城市定义为低市场化城市，然后进行分样本回归，其结果展示在表 13 中。市场化程度高的地区，市长变更导致土地价格下降 3.34%，市委书记变更导致土地价格下降 1.24%，后者不显著；而市场化程度低的地区，市长变更导致土地价格下降 9.84%，市委书记变更导致土地价格下降 13%，两者结果都非常显著。回归结果显示市场化程度低的地区，官员变更对土地市场的影响显著大于市场化程度高的地区，表明市场化可以弱化地方官员变动对土地市场的影响，土地价格更多地取决于市场因素。

表 13 市场化水平、官员变更与土地价格 (Lnprice)

变量	市场化程度高		市场化程度低	
	市长	市委书记	市长	市委书记
Turnover _m	-0.033 4** (-2.456)		-0.098 4*** (-4.369)	
Turnover _s		-0.012 4 (-0.905)		-0.130 0*** (-5.449)
Constant	-7.693 1*** (-4.470)	-7.819 2*** (-4.551)	20.784 5*** (5.861)	20.562 6*** (5.850)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19 409	19 409	8 310	8 310
Adj. R ²	0.529	0.529	0.350	0.351

(五) 经济增长压力与土地价格

GDP 增速作为官员晋升评价的重要指标，其快慢影响着地区官员的晋升机会的大小，同时，相对绩效的对比也是官员政绩考核中的主要方式。通过比较地区经济发展速度与周边地区经济增长速度，能够在一定程度上反映出官员相对政绩的大小。地方官员都不想“落后于人”，对于经济增长速度较慢的城市，

其主政官员面临较大的保增长压力，为增加晋升机会从而采取更多的经济干预行为。在土地市场，一种可能的情况是，面对经济增长压力，官员将更大力度地推高住宅土地价格，以实现“弯道超车”。因此，这一部分旨在研究经济增长压力是否会扩大官员变更后土地价格的上涨幅度。参考钱先航等 (2011)^[48] 构建经济增长压力指标，将地区 GDP 增速与所属省份的均值进行比较，若该地区 GDP 增速小于所属省份 GDP 增速的均值，则增长压力变量 (Pressure) 取值为 1，反之增长压力变量取值为 0。

本文在模型中添加了增长压力、官员变更与增长压力的交互项，结果如表 14 所示。我们发现在官员变更的后一年、两年和增长压力的交互项系数都显著为正，说明官员变更后两年内，经济增长压力对住宅土地出让价格上涨有推动作用，进一步证实了本文的结论。

表 14 经济增长压力、官员变更与土地价格

变量	市长		市委书记	
	(I)	(II)	(III)	(IV)
	Lnprice	Lnprice	Lnprice	Lnprice
Turnover _m _{t+1}	-0.022 9 (-1.260)	-0.013 5 (-0.692)		
Turnover _m _{t+2}		0.020 2 (1.037)		
Turnover _m _{t+1} ×Pressure	0.074 1*** (3.316)	0.081 7*** (3.521)		
Turnover _m _{t+2} ×Pressure		0.050 7** (2.119)		
Turnover _s _{t+1}			-0.006 1 (-0.318)	-0.010 2 (-0.513)
Turnover _s _{t+2}				-0.022 2 (-1.197)
Turnover _s _{t+1} ×Pressure			0.089 5*** (3.801)	0.110 3*** (4.519)
Turnover _s _{t+2} ×Pressure				0.077 8*** (3.304)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	2.218 8 (1.519)	1.907 2 (1.304)	2.771 1* (1.896)	2.520 0* (1.721)
N	28 909	28 909	28 909	28 909
Adj. R ²	0.498	0.498	0.498	0.498

七、结论及启示

市长、市委书记作为地方政府的主要领导，对地方政府政策制定、落实有决定性影响。由于不同官员的从政经历、政策偏好等存在显著差异，使得不同官员在其任期内采取不同的执政策略，可以预见地方官员的更替可能导致当地政府的政策不确定性，并且可能对地区经济产生影响。在我国的城市化进程中，土地市场的形成与发展发挥了重要作用，由于我国城市土地资源由地方政府垄断，使得土地市场容易受到政府换届及其晋升激励的影响。

本文利用2008—2016年住宅用地微观交易数据，检验地方政府官员变更、任期对辖区内土地价格的影响。实证结果发现：（1）在官员变更的当年，其对住宅土地出让价格呈显著的负向影响。（2）新任官员上任后，土地价格逐渐上涨，不过卸任前一年土地价格上涨趋势减弱。（3）异地调动、非正常变更和长期任职的官员变更对当期土地价格的负向影响更为显著，而市场化水平可以弱化其负向影响。此外，新任官员上任后，经济增长压力进一步推动了土地价格的上涨。

基于以上实证研究结果，本文提出如下政策建

议：首先，本文发现地方政府官员变更对辖区内土地价格造成显著影响，说明地方政府官员本身特征会对区域内土地市场产生显著影响，应该增加土地市场的市场化，减少政府职能部门对于土地市场的干预。其次，本文发现地方官员上任后推高了辖区内的土地价格，土地市场或成为我国地方政府官员实现晋升的手段。我国应该继续推进社会主义的市场化进程，弱化地方政府对辖区经济的行政干预，努力营造一个健康、正常的营商环境，杜绝企业与政府官员之间形成私人利益关系，减小地方官员对土地市场的过度依赖。再次，贯彻落实科学化、合理化、绿色化的官员政绩考核机制，经济发展模式要从数量增长型转变为质量增长型。官员政绩考核机制中应扩大高效发展指标的权重，将诸如空气污染指数、城市幸福指数、创新指数等符合科学发展观的绿色指标纳入到干部考核评价体系中来，促使官员形成健康的政绩观，将地方官员的政务工作重点从追求短期快速的粗放式经济增长模式转变到均衡可持续的发展模式。最后，尽量保持政策的延续性，减少官员变更对于区域内企业的冲击。同时又要保持地方官员之间的异地交流，以免出现因官员在一地主政时间过长而滋生腐败和政企合谋的情况。

参考文献

- [1] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007 (7): 36-50.
- [2] 曹春方. 政治权力转移与公司投资: 中国的逻辑 [J]. 管理世界, 2013 (1): 143-155.
- [3] Piotroski J D, Zhang T Y. Politicians and the IPO Decision: The Impact of Impending Political Promotions on IPO Activity in China [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111 (1): 841-856.
- [4] 李挺, 位豪强, 朱红军. “时移势迁”下的分析师盈余预测——基于地方官员变更的经验分析 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (1): 64-73.
- [5] Cao C F, Dong Y Z, Hou W X, Liu Y, Qian X H. Provincial Official Turnover and Bank Loans [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2019 (57): 101-202.
- [6] Zhang W. Political Incentives and Local Government Spending Multiplier: Evidence for Chinese Provinces (1978-2016) [J]. Economic Modelling, 2020 (87): 59-71.
- [7] 张莉, 高元骅, 徐现祥. 政企合谋下的土地出让 [J]. 管理世界, 2013 (12): 43-51.
- [8] 余靖雯, 肖洁, 龚六堂. 政治周期与地方政府土地出让行为 [J]. 经济研究, 2015 (2): 88-102.
- [9] 王梅婷, 张清勇. 财政分权、晋升激励与差异化土地出让——基于地级市面板数据的实证研究 [J]. 中央财经大学学报, 2017 (1): 70-80.
- [10] 田文佳, 余靖雯, 龚六堂. 晋升激励与工业用地出让价格——基于断点回归方法的研究 [J]. 经济研究, 2019, 54 (10): 89-105.
- [11] 崔华泰. 我国土地财政的影响因素及其溢出效应研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019 (8): 92-110.
- [12] 古志辉, 李斌. 行政联系、政府干预与企业决策: 一个概念模型 [J]. 中国管理科学, 2012 (S1): 257-262.
- [13] 汪冲. 用地管控、财政收益与土地出让: 央地用地治理探究 [J]. 经济研究, 2019 (12): 54-69.
- [14] 杨广亮. 政企关系影响土地出让价格吗? [J]. 经济学 (季刊), 2019 (1): 193-212.
- [15] 杨超, 吴雨, 山立威. 政治关系、反腐败与土地出让价格——基于微观土地交易数据的实证研究 [J]. 经济评论, 2019 (2): 140-153.

- [16] Julio B, Yook Y S. Policy Uncertainty, Irreversibility, and Cross-border Flows of Capital [J]. *Journal of International Economics*, 2016 (103): 13-26.
- [17] Cao C F, Li X Y, Liu G L. Political Uncertainty and Cross-Border Acquisitions [J]. *Review of Finance*, 2019, 23 (2): 439-470.
- [18] 王贤彬, 徐现祥, 李郁. 地方官员更替与经济增长 [J]. *经济学 (季刊)*, 2009 (4): 1301-1328.
- [19] 徐业坤, 钱先航, 李维安. 政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据 [J]. *管理世界*, 2013 (5): 116-130.
- [20] 才国伟, 吴华强, 徐信忠. 政策不确定性对公司投融资行为的影响研究 [J]. *金融研究*, 2018 (3): 89-104.
- [21] 戴静, 刘放, 张豪, 许传华. 周期交错、政策不确定和企业 R&D 投资——基于官员任期和五年计划的证据 [J]. *管理评论*, 2019 (12): 100-114.
- [22] 罗党论, 廖俊平, 王珏. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据 [J]. *经济研究*, 2016 (5): 130-142.
- [23] Luo D L, Chen K C, Wu L F. Political Uncertainty and Firm Risk in China [J]. *Review of Development Finance*, 2017, 7 (2): 85-94.
- [24] 陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理 [J]. *经济研究*, 2018 (6): 97-111.
- [25] 罗劲博, 李小荣. 政策不确定性与公司代理成本 [J]. *管理评论*, 2021 (1): 201-214.
- [26] 雷光勇, 王文忠, 刘荣. 政治不确定性、股利政策调整与市场效应 [J]. *会计研究*, 2015 (4): 33-39, 95.
- [27] 陈德球, 陈运森, 董志勇. 政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避 [J]. *管理世界*, 2016 (5): 151-163.
- [28] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 赵鹰妍. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据 [J]. *金融研究*, 2014 (1): 1-15.
- [29] 谭之博, 周黎安. 官员任期与信贷和投资周期 [J]. *金融研究*, 2015 (6): 80-93.
- [30] Meng H, Huang X J, Yang H, Chen Z G, Yang J, Zhou Y, Li J B. The Influence of Local Officials' Promotion Incentives on Carbon Emission in Yangtze River Delta, China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, (213): 1337-1345.
- [31] 陈秋平, 潘越, 肖金利. 晋升激励、地域偏爱与企业环境表现: 来自 A 股上市公司的经验证据 [J]. *中国管理科学*, 2019 (8): 47-56.
- [32] 郑玉歆. 克服我国房地产业的市场失灵和调控失灵——从马克思政治经济学视角的若干思考 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016 (10): 3-16.
- [33] 常晨, 陆铭. 新城之殇——密度、距离与债务 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017 (4): 1621-1642.
- [34] 张莉, 年永威, 刘京军. 土地市场波动与地方债——以城投债为例 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (3): 1103-1126.
- [35] 张莉, 徐现祥, 王贤彬. 地方官员合谋与土地违法 [J]. *世界经济*, 2011 (3): 72-88.
- [36] 王媛, 杨广亮. 为经济增长而干预: 地方政府的土地出让策略分析 [J]. *管理世界*, 2016 (5): 18-31.
- [37] Yang Z, Ren R R, Liu H Y, Zhang H. Land Leasing and Local Government Behaviour in China: Evidence from Beijing [J]. *Urban Studies*, 2014, 52 (5): 841-856.
- [38] Huang Z H, Du X J. Government Intervention and Land Misallocation: Evidence from China [J]. *Cities*, 2017, 60 (A): 323-332.
- [39] Julio B, Yook Y. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles [J]. *Journal of Finance*, 2012, 67 (1): 45-83.
- [40] Bloom N, Bond S, Reenen J V. Uncertainty and Investment Dynamics [J]. *The Review of Economic Studies*, 2007 (74): 391-415.
- [41] Li H, Zhou L A. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China [J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89 (9): 1743-1762.
- [42] 徐业坤, 马光源. 地方官员变更与企业产能过剩 [J]. *经济研究*, 2019 (5): 129-145.
- [43] 沈华玉, 吴晓晖, 吴世农. 控股股东控制权与股价崩盘风险: “利益协同”还是“隧道”效应? [J]. *经济管理*, 2017 (4): 65-83.
- [44] 张晔, 兰凤云, 沈华玉. 客户集中度与公司创新投入——基于客户议价能力视角 [J]. *中国流通经济*, 2019, 33 (4): 76-88.
- [45] 王全景, 温军. 地方官员变更与企业创新——基于融资约束和创新贡献度的路径探寻 [J]. *南开经济研究*, 2019 (3): 198-225.
- [46] Cai H B, Henderson J V, Zhang Q H. China's Land Market Auctions: Evidence of Corruption? [J]. *RAND Journal of Economics*, 2013, 44 (3): 488-521.
- [47] 郭峰, 石庆玲. 官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善 [J]. *经济研究*, 2017, 52 (7): 155-168.
- [48] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为 [J]. *经济研究*, 2011, 46 (12): 72-85.

(责任编辑: 李 晟 张安平)