

中国共产党风险治理的思想与实践

——基于对外开放的战略视角

The Thought and Practice of the Risk Management of the Communist Party of China: Based on the Strategic Perspective of Opening Up

高 岚 张涵钰 张铭睿 田子方

GAO Lan ZHANG Han-yu ZHANG Ming-rui TIAN Zi-fang

[摘要] 风险治理是世界各国的普遍难题，特别是在对外开放过程中，全球性风险更是各国发展面临的共同难题，二十大报告中也把国家安全提升至事关民族复兴根基的新高度。本文以中国共产党历次重要文献为主要文本语料库，利用机器学习、文本分析和隐含狄利克雷分布主题模型分析方法，探索中国共产党在建党百年历程的不同历史阶段，有关对外开放的风险治理思想，进而提炼党在对外开放过程中的风险治理经验。研究发现，尽管不同阶段面对的风险状况、应对措施各有所异，但是风险治理思想的内在逻辑和主线始终清晰且一致，即集中表现在安全观、制度观、提质观、策略应对观和合作观五个方面。本文的研究发现对深刻领会党的风险治理精神，促进总体安全观及实现高水平的对外开放、防范化解风险危机具有较强的借鉴意义。

[关键词] 对外开放 风险治理 文本分析

[中图分类号] D092 D23 F09 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 05-0003-13

Abstract: Risk governance is a common challenge faced by all countries, particularly during the process of opening up to the global community, where risks are shared by nations in their development. The 20th National Congress report elevated national security to a new level, recognizing its importance in the foundation of national rejuvenation. This study examines the risk governance ideas of the Communist Party of China at different stages of the party's century-long history of opening up to the world, using important party documents as the primary text corpus and employing machine learning, text analysis, and implicit Dirichlet distribution topic modeling methods. We find that although the risk situations and countermeasures differ across historical stages, the internal logic and main thread of risk governance thought are consistent, focusing on safety, systems, quality improvement, and strategic response. These research findings have significant implications for understanding the party's risk governance spirit, promoting an overall security concept, achieving a high level of openness to the world, and resolving risk crises.

Key words: Opening-up policy Risk management Text analysis

[收稿日期] 2022-12-02

[作者简介] 高岚，男，1996年3月生，中央财经大学经济学院博士研究生，研究方向为劳动经济学；张涵钰，女，1996年9月生，中央财经大学经济学院博士研究生，研究方向为西方经济学；张铭睿，男，1991年6月生，中央财经大学经济学院博士研究生，研究方向为互联网经济学；田子方，女，1990年6月生，中央财经大学经济学院副教授，研究方向为数字经济、文化经济学。本文通讯作者为张涵钰，联系方式为 zhanghanyu917@163.com。

[基金项目] 国家社科基金重大项目“数字经济高质量发展的创新与治理协同互促机制研究”（项目编号：22&ZD070）；国家社科基金重大项目“数字经济与实体经济深度融合的机制与对策研究”（项目编号：21ZDA032）；国家社科基金青年项目“数字经济驱动下中国文化产业发展的路径与机制研究”（项目编号：19CJL038）；北京高校卓越青年科学家计划项目（项目编号：BJJWZYJH01201910034034）。

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

对外开放是中国的基本国策，是国家繁荣发展的必由之路。党的二十大报告明确指出，要以国内大循环吸引全球资源要素，增强国内国际两个市场两种资源联动效应，推进高水平对外开放。海关总署发布的数据显示，2022年我国外贸总额高达42.07万亿元，进出口规模、质量、效益同步提升。显然，具有当代中国鲜明标识特征的对外开放战略是当前推动我国经济全面发展、科学发展、高质量发展的重要力量。但是随着发展进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期，二十大报告将维护国家和社会稳定提升到了前所未有的高度。习近平总书记也多次强调，“越是开放越要重视安全，统筹好发展和安全两件大事，增强自身竞争能力、开放监管能力、风险防控能力。”只有提升应对各类开放风险的能力，才能为推进国家治理体系建设和治理能力现代化提供重要保障。因此，在推进高水平对外开放的背景下，准确剖析党的风险治理的历史经验，深刻领会党的防范、化解、治理风险的思想，对做好统筹开放发展和风险防范具有重要的指导意义。

事实上，随着各国之间经济活动的关联性日益增强，一国经济逐渐深度融入国际经济大循环，中国经济的发展不可避免地会遭受到来自于世界其他主要经济体经济不确定性的影响，即承担较高级别度的风险（李涛和郭杰，2009^[1]）。建党以来各个历史时期，开放风险体现出多样性、复杂性和系统性的特点，蕴含经济、社会、政治、文化和自然的多重危机。二十大报告中首次以“推进国家安全体系和能力现代化，坚决维护国家安全和社会稳定”为题目将国家安全单独成章。如何科学地统筹开放发展和风险防范，更好地维护国家经济安全，是学术界亟需深入研究的重大问题。本文通过人工搜集整理中共中央文献研究室、中央档案馆编著的《建党以来重要文献选编（共70册）》等文件，使用文本挖掘方法，基于Word2Vec模型和LDA主题模型，从重要文献中的6661个文件提取信息，构建了建党以来持续扩大对外开放的背景下中国共产党风险治理思想和实践的相关指标，系统研究了中国共产党在不同阶段面对的开放风险及风险治理观念和路径。在中国共产党成立、新中国成立、改革开放、中国加入WTO、党的

十八大等时间节点，中国共产党风险治理的思想和策略体现出显著不同，主要表现在安全观、制度观、提质观、策略应对观和合作观五个方面。安全观在不同时期有不同的保障重点，新中国成立前要维持根据地内的市场稳定安全，十八大后重视信息网络和粮食安全；制度观是在不断摸索中建立、调整的过程，土地制度推翻了反封建、反殖民主义的压迫，社会主义市场经济体制逐步发展完善；提质观表现在，建国初期重视提升国内生产供应水平，改革开放后关注科技、文化、创新以及贸易水平；加入WTO后，更加重视国际合作，从全球合作到以治理观推动命运共同体建设。本文的研究发现对深刻领会党的风险治理精神，促进总体安全观及实现高水平的对外开放、防范化解风险危机具有较强的借鉴意义。

二、文献综述

既有文献对于开放环境下中国共产党风险治理的思想与实践的相关研究主要集中于以下三个方面：一是开放环境下风险程度的国际比较。风险社会理论指出，经济开放风险具有普遍性，任何一个开放国家总是存在风险（Beck等，1992^[2]；李涛和郭杰，2009^[1]）。在相同的开放环境下，一国风险程度的高低与本国经济发展水平和对外开放程度密不可分（陈飞翔，1996^[3]；段华明，2009^[4]）。二是特定阶段的开放风险及治理实践。相关研究指出经济开放风险的阈值集中在改革开放、加入WTO和新冠疫情等特定的风险时点（裴长洪和刘洪愧，2020^[5]；江小涓和孟丽君，2021^[6]），风险治理的范围包括产业结构、全球价值链、创新能力、国际贸易等方面典型的风险事件。三是特定领域的开放风险及治理实践。证券业、银行业、保险业等金融机构之间形成了独特的网络结构，成为风险传递的重要渠道，可能引致市场风险、信用风险、流动性风险等系统性风险（Acemoglu等，2015^[7]），进而引发经济危机。由此可见，在对外开放持续扩大的背景下，我国在不同时间节点、不同行业和领域由于经济开放而引发不确定性风险的可能性体现出显著的差异。

（一）开放环境下风险程度的国际比较

国内外学者对开放进程中的风险阶段研究基本达成一致，即主要集中在改革开放之后。关于风险程度的国际比较主要包括以下两个观点。一是，社会转型

导致风险递增和传递。对外开放进程中发展中国家面临的风险高于发达国家。改革开放后中国经济进入风险递增阶段,随着改革开放的广度和深度而不断变化,风险程度的高低与本国经济的发展和对外开放程度密不可分(陈飞翔,1996^[3];段华明,2009^[4])。二是,经济开放风险具有普遍性。德国社会学家Beck等(1992)^[2]认为,全球化在给人民创造日益广阔活动空间的同时,也把人们带入了风险社会。经济开放风险最早在发达国家体现出来,任何一个开放国家总是存在风险。经济开放风险总是在全球价值链中最脆弱的环节(裴长洪和刘洪愧,2020^[5];江小涓和孟丽君,2021^[6]),风险积累达到最大(叶自成和林辉撑,2000^[8])。

(二) 特定阶段的开放风险及治理实践

更为具体地,改革开放以来中国对外开放潜在风险因素主要包括以下几个方面:陈飞翔(1996)^[3]指出面临的主要风险包括产业结构滞后的可能性、创新能力下降的危险性、外部环境的不稳定性等。叶自成和林辉撑(2000)^[8]指出任何一个国家经济开放面临的主要风险来自国际贸易和国际资金流动两个方面,并提出要保证进出口市场的多元化,实现风险的分散化;同时建立风险采购制度与监管风险机制。段华明(2009)^[4]梳理了我国在政治领域、军事领域、自然领域、国际关系等方面经历的一些典型风险事件,总结了党和国家积累的战胜风险的经验。万正晓(2010)^[9]从国家经济安全理论的角度,认为开放条件下我国面临的主要风险包括参与国际竞争的风险、要素自由流动产生的风险、跨国公司产业链国际化产生的风险、金融全球化带来的风险。裴长洪和刘洪愧(2020)^[5]指出,在世界经济处于价值链贸易向数字贸易转型的时代背景下,我国对外开放既面临贸易增速下降、贸易保护主义抬头的挑战,也面临贸易结构变迁、全球价值链、产业链和供应链变化的新机遇。江小涓和孟丽君(2021)^[6]基于全球价值链分工理论指出,新发展格局背景下我国产业链增长有所减缓、停滞,甚至存在倒退风险,数字技术的发展有助于重塑中国在全球创新链中的重要作用。

(三) 特定领域的开放风险及治理实践

国内外学者针对对外开放进程中特定领域可能产生的系统性风险进行了深入研究。在扩大开放的背景下,我国实体产业、金融业、证券业、银行业

等相关领域也面临着系统性冲击。2008年金融危机后,中国银监会银行风险早期预警综合系统课题组(2009)^[10]就开始建立中国单体银行风险早期预警综合系统,领先的国际预警会在模型中加入更多市场变量、宏观经济因素等指标。预警指标一种是基于金融机构业务数据构建的网络模型(Greenwood,2015^[11]),另一种是基于市场数据测算金融机构与金融体系的尾部依赖关系(Tobias和Brunnermeier,2016^[12]),进而度量银行业、证券业和保险业等金融机构的系统性风险。国内学者何德旭等(2021)^[13]以2007—2019年中、美等六国日频数据为基础,基于跨市场金融网络的视角研究了国际重大风险事件对全球系统性金融风险的传染效应。也有学者针对粮食领域的风险治理,提出了反映国家获取食物能力的宏观指标与家庭个人获取食物能力的微观指标,以此衡量粮食安全和预警(马九杰等,2001^[14])。在数字技术快速应用的背景下,Yudie等(2023)^[15]运用大数据技术实现事前监督粮食储存安全。

上述研究重点关注改革开放以来我国金融、保险、证券等特定行业对外开放可能面临的风险因素及风险治理实践,时间跨度集中在1978年改革开放之后的四十余年。事实上,建党以来各个历史时期,中国共产党始终能够深刻洞察和把握国际国内形势,善于适时运用、动态统筹开放发展和风险防范来谋划全局,实现了一个又一个伟大成就。通过系统梳理党和国家领导人的重要讲话以及建党以来的重要文献,对外开放被赋予了更广泛的内涵。新中国成立之前,“对外”是指解放区、革命根据地之外;新中国成立之后,是指国家主权之外。“开放”,相对于“封闭”而言,是人类社会自近代以来不断进步和发展的一般性的客观现象和必然趋势,是物质、人员、信息在全球范围内的流动。受到数据和方法的限制,学术界关于建党以来对外开放持续扩大背景下中国共产党风险治理的定量分析和统计研究尚且不足。

三、数据来源与研究方法

(一) 数据来源

本文以中共中央文献研究室、中央档案馆编著的《重要文献选编》(共70册)为主要分析文本,内容涵盖了中国共产党成立以后至2019年3月党的重要文献,共计6365份文件。此外,本文还从中国共产

党新闻网搭建的习近平系列重要讲话数据库中获取了2019年至2021年6月一共296份文本文件，经处理去重，构建了从1921年7月至2021年6月共计6661份文件的语料库。^①

(二) 模型构建^②

1. Word2Vec 模型。

人工阅读确定关键词难免会遗漏在不同时期的近义词，使用 Word2Vec 模型可以找到文本库中词语的相近词（Mikolov 等，2013^[16]），具体通过 CBOW（Continuous Bag-of-words Model）模型，输入一个词语的上下文，来预测这个词语本身：

$$L = \max \sum_{n \in C} \log p(n | \text{Context}(n)) \quad (1)$$

其中，C 表示语料， n 为中心词， $\text{Context}(n)$ 表示中心词的上下文， L 为最终得到的中心词对应的 Word2Vec 词向量。之后计算两个词向量的余弦值作为相似度的指标。初步输出与原始词的词向量关联最密切的前 10 个词，再人工排除重复、不相关的词。^③

2. LDA 主题模型。

常见的主题模型有潜在语义分析 LSA 模型（Deerwester 等，1990^[17]）、概率潜在语义分析 PLSA 模型（Hofmann，1999^[18]）和 LDA 主题模型分析（Blei 等，2003^[19]），都是通过模拟人类思维，最大程度概括文本信息的主题词汇（Blei，2012^[20]）。本文选择的是 LDA 主题模型分析，其作为一种非监督学习方法，被广泛应用于文本主题挖掘、主题演化等领域（Isaly，2010^[21]）。

主题 z 和主题词 w 两项的概率分布使用 Gibbs 抽样算法求得（He 和 Dharma，2010^[22]），为避开实际待估计的参数，直接采样各主题词的主题，通过统计频次计算参数：

$$p(z_i = k | \vec{z}_{\neg i}, \vec{w}) = \frac{p(\vec{w}, \vec{z})}{p(\vec{w}, \vec{z}_{\neg i})} \propto \frac{n_{k, \neg i} + \beta_i}{\sum_{i=1}^V n_{k, \neg i} + \beta_i} (n_{m, \neg i} + \alpha_k) \quad (2)$$

其中： z_i 是核心词 z 的主题变量， $\neg i$ 表示不含其中

的第 i 项； n_k^i 是 k 主题中出现核心词 t 的次数； β_i 是词项 t 的 Dirichlet 先验； n_m^k 是文本 m 出现主题 k 的次数； α_k 是 k 主题的 Dirichlet 先验。之后可直接计算参数结果，得到文本中各主题和主题中各核心词的概率。

将主题的词向量混合分布计算的 KL（Kullback-Leibler）距离（Lin 等，2008^[23]）作为文本相似度标准，借鉴困惑度评价法使用文档相似度，计算出准确度最优主题数，其计算公式为：

$$\text{Perplexity}(D) = \exp \left(- \frac{\sum_{i=1}^M \log(P(d_i))}{\sum_{i=1}^M N_i} \right) \quad (3)$$

其中， M 为测试文本数， N_i 为文本 d_i 的长度， $P(d_i)$ 为 LDA 主题模型产生文本 d_i 的概率。困惑度表示文档所属主题的不确定性，当困惑度最小时，此时的 k 值为最优主题数。^④

(三) 文本挖掘与计量分析

本文提炼中国共产党百年风险治理思想的方法简要概括为以下五个步骤：

一是通过阅读相关文献确定对外开放过程中可能遇到的风险，例如贸易风险、金融危机、制度不完善等，将“贸易”“金融”“制度”等词设定为主体词；将“风险”“危机”“不完善”等词设定为修饰词；将“对外”“国际”“开放”“跨境”“外部”等可以明确表示与对外开放直接相关的词设立为特殊词。通过阅读关键词筛选出的文本，人工删除与对外开放过程无关的部分内容，并请相关领域的专家进行了核验。

二是通过机器学习的方法，利用 Word2Vec 技术寻找这些关键词最相似的前 10 个相似词，删选形成最终关键词集合。在筛选文本时任意主体词和修饰词同时出现在一个句子中，并且在这个句子的前后两句话中出现特殊词——“对外”“国际”“开放”“跨境”“外部”，就将这个句子视为在描述对外开放过程中所面临的风险及相关内容。另外，如果一句话同

① 附录表 1 为语料库的详细文本来源介绍。

② 限于篇幅，具体模型构造过程不在正文汇报，详细内容备索。

③ 附录表 2 展示了 Word2Vec 工具关于“对外”“开放”“风险”的前 10 大近似词，按照词的相似比（余弦距离）降序排列。附录表 3 为经过扩充后所有的关于对外开放风险的关键词集，包括主体词、修饰词以及特殊词集。

④ 各时期的最优主题数依据附录图 1 至图 5 确定，如 1921—1949 年最优主题数是 7 个，而 1950—1978 年最优主题数是 2 个。

时出现特殊词集合与修饰词集合中的任意词,也将其视为对外开放风险文本。

三是将所有输出的开放风险文本去除停词、分词和“我国”“中国”“国内”“国家”等噪音词汇以及删掉部分与对外开放风险无关的文本等清洗工作。

四是将处理过后的与开放风险及防范有关的文本分时间阶段生成主题模型,选择在困惑度指标最小时确定最优主题数。

五是將最优主题分析得出的主题特征词进行归纳总结^①,结合人工阅读文本了解风险治理实践,最终梳理出党百年来风险治理的思想脉络。

四、风险治理的经验路径^②

(一) 中国共产党成立至新中国成立前(1921—1949年)

中国共产党建党至新中国成立前,根据地经历了日军扫荡、国民党封锁、资金药物粮食等关键物资短缺的威胁,党的风险治理重心放在了保证根据地内市场稳定,土地制度推行与根据地外资金引进制度的建设。

市场稳定的战时安全观。战争时期,稳定的市场秩序和货币控制有助于控制物价的过度波动,减轻民众的物质负担,防止被敌对势力破坏市场稳定和社会秩序。总的方针是实行“对外管理、对内自由、调剂物资、调整物价”的商业贸易政策。对外管理多余农产品出口交换各类军需和民用物品,严令禁止奢侈品、毒品等输入。对内在遵守边区根据地政府有关法令法规前提下,辖区内的人们都可以自由经商。“调剂物资”重点是打击市场投机行为,通过设立粮食调剂局、对外贸易局等机构进行对外贸易,由政府直接经营食盐、粮食、布匹等商品流通,打击奸商囤积抬价。1933年2月,边区中央政府在瑞金成立对外贸易局,在苏区和白区交界地带建立了一个对外贸易网络。^[24]这个对外贸易局的主要职责是组织货物进出口,以根据地生产的富余的物品如钨砂、烟等,换回所需要的布匹、药材以及火柴等工业制品;粮食调剂局则通过收购储备粮食、组织粮食出口来调剂粮食价格。“调整物价”具体手段是禁止法币流通和出境,设立货币交易所规范货币市场。1941年1

月30日,陕甘宁边区政府发布《关于停止法币行使的布告》,规定停用法币,并禁止根据地人民私带法币出境。此外,1941年上半年,边区政府开始严格限制法币出境,携带法币出境需有正当理由,且必须申请许可证。^[25]1941年12月,边区根据地政府授权各地银行或者贸易局组织设立货币交换所,并对货币交换作出了“公平价格、自由交易”的明确规定。此外,边区根据地政府还先后公布了《战时法币管理办法》《陕甘宁边区货币交换章程》等规章文件,对边区的货币交换原则、违反货币交换情况的惩罚措施等做了明确的规定(赵沛,2019^[26])。

反帝反封建的制度建设观。土地革命从根本上改变了农村社会的结构,解放了中国千千万万的农民,为新中国的发展奠定了基础。从政治上巩固了新生的人民政权,从经济上使农民获得了土地和收入,从社会文化上改变了农民的社会地位。旧秩序是地主和富农阶级掌管了大部分生产资源,为避免土地革命影响根据地内社会秩序和生产力,中国共产党将风险治理与群众动员结合,探索符合实际的富农政策。1929年4月,毛泽东在江西兴国《土地法》中提出“没收一切公共土地及地主阶级的土地”,使没收土地的对象比以前更加明确,拥有少量土地的自耕农和中农思想稳定了,也促使富农保持了中立^{[24](184)}。此后,过分集中的领导局面就此改变,正确解决了富农问题。

引进外资的制度建设观。战争时期引进外部资金支持根据地建设,资金来源与用途是存在风险的,与外界交流少也存在一些信息阻碍。1935年召开的瓦窑堡会议对外来投资作出了明确规定,即在对双方有利的前提下,欢迎民族资本家和小资本家到根据地内开展投资活动。^[27]特别针对华侨投资,实施一系列保护华侨投资者的实际措施和施政纲领,吸引了很多华侨来投资建厂、兴办实业。

(二) 新中国成立初期至改革开放前(1950—1978年)

新中国成立初期商品经济不发达、生产供应不足,导致了贸易的进出口结构失衡、对资本主义国家外汇收支逆差扩大的风险和全国性的粮食危机。此时统筹进出口资源、国内外粮食资源,利用有限的资源

① 附录表4为主题分析结果。

② 限于篇幅,分析语言概率模型最优主题数量的困惑度解析图、LDA主题的各时段内容不在正文中汇报。

生产出最多的产品和劳务。

生产供应的提质观。受新中国成立初期“一穷二白”现实条件和自然灾害等限制，大量工业设备等重要物资依赖进口，而贸易往来大多是易货贸易，出口以原材料、粮食作物等初级农产品为主。“一边倒”外交政策使得我国在对外贸易上以与苏联及其他人民民主国家的贸易为主。被动处境下，全国一盘棋，制定了适宜的进出口贸易安排。1961年，中央在批复财贸办公室《关于一九六一年对外贸易若干问题的请示报告》时提出，对外贸易中分清商品的进出口重要程度，先出后进，以进养出，最终目标是进出口平衡^[28]，如争取用进口原料加工的成品再出口以获得外汇。1963年再次提出适当扩大以进养出，利用记账外汇余额，多进口棉花，加工成棉织品再出口。^[29]

粮食危机的策略应对观。国内基本建设所需物资过多，为市场服务的生产所需要的原材料分配较少。另外，由于1959—1961年的“大跃进”、人民公社化运动以及三年自然灾害，导致全国性的粮食和副食品短缺危机。为此，1959年，国家领导人要求通过发展副业，多种经营，发展社办工业，大力加强猪、羊、鸡、鸭、鱼类的生产和供应，规定农村人民公社播种蔬菜面积和供应城市蔬菜的数量，采用“分片包干、就地生产、就地供应和对外地进行必要支援”的办法，保证全国副食品的需要^[30]；同时为了保证城市和经济作物区的粮食供应，1961年和1962年都增加进口了必要数量的粮食，在进口粮食谈判中也争取了延期和分期付款。

（三）改革开放初期至中国加入WTO前（1979—2001年）

改革开放以来，中国共产党的风险治理发生了深刻的转变，由重视自身发展转变为对外开放的制度秩序建设与外贸结构的提质发展。

社会主义市场经济的制度建设观。改革开放初期的市场制度建设是一个重要的历史进程，开始了从计划经济到社会主义市场经济的转变，市场机制在经济中的指导作用开始显现，政府的职能和财政的作用开始转变。1984年中共十二届三中全会通过的《关于经济体制改革的决定》提出，在旧有的计划体制里尊重价值规律形成的社会主义商品经济；建立合理经济杠杆下的价格体系；坚定不移地贯彻对内搞活经济、对外实行开放的方针。^[31]1987年金融体制改革，

强调发挥金融市场筹集调剂资金、引导资金流向和提高资金使用效益的作用。^[32]1993年11月，党的十四届三中全会通过了《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》，厘清了社会主义市场经济体制的基本框架并制定了总体实施规划。^[33]

纪律法律的制度建设观。面对市场混乱的状况，开始大力进行市场秩序化和法制化建设，有力地确保市场正常运行，保障社会公平正义。1982年《中共中央、国务院关于打击经济领域中严重犯罪活动的决定》提出必须加强对外经济活动的统一领导，严格外汇牌价管理，严查国内外人员之间不按国家牌价私自倒买倒卖外汇的行为。^[34]1985年，《中共中央关于制定国民经济和社会发展第七个五年计划的建议》提出对于行贿受贿、逃汇套汇和走私贩私等不法行为，必须依法严厉制裁。^[35]1989年，国民经济和社会发展计划草案的报告提到治理经济环境、整顿经济秩序同坚持对外开放是互相促进的。^[36]1996年《政府工作报告》提出大力整治经济秩序，严肃财经纪律，打击经济犯罪，规范市场行为。^[37]

外贸结构的提质观。面对进出口结构失衡的风险，中央继续发挥宏观调控的优越性，制定适宜的进出口策略。1982年《政府工作报告》提出要积极扩大轻纺产品、工艺品和各种土特产品的出口；有策略地进行资源丰富的稀有金属等产品的出口，但限制耗能太多的产品出口。^{[34](140)}从1988年起，放弃用汇控制指标，全面实施外贸承包经营责任制。1989年为了适应外债还本付息的需要，国家尽可能争取对外贸易出入平衡甚至略有结余；把数额吃紧的外汇用于进口必需的设备 and 物资，杜绝高档奢侈品和一般机电产品的进口。1996年，“九五计划”提出要提高出口产品附加值，提高企业经济规模和生产集中度，以提高出口企业的国际竞争力。^{[37](765)}

（四）中国加入WTO至党的十八大前（2002—2012年）

加入WTO标志着中国开始全面融入世界市场，直接面对的是进出口不平衡、制度不完善、外部金融及文化冲击、技术卡脖子等现象，推动中国转变风险治理的重心。

社会主义市场经济的制度开放观。研究和利用好过渡期条款，平衡好世贸组织规则和本国产业发展，在应尽的义务下，最大程度发挥加入世贸组织的积极

效用。^[38]对于农业农产品,重点是开拓国际市场、调整产业结构、改善出口服务体系,集中力量建设一批与主要出口市场相适应、高起点、高水平的农产品出口基地,实行全过程质量安全管理且在检验检疫收费方面降低费用标准,在国际市场信息与产品促销等方面给予必要的支持。逐步扩大外资的开放领域和地域,深化涉外经济体制改革,落实各类所有制企业的进出口经营自主权,支持有条件的企业“走出去”并不断壮大。^[39]外资制度方面,重视对外投资渠道与扩大境外投资备案登记制范围,警惕企业对外投资的风险。鼓励外资投向高精尖技术产业、新能源和绿色环保产业,在华设立地区总部等各类功能性机构,加强研发合作,同时建立外资并购安全审查制度。

金融危机的策略应对观。中国在世界应对金融危机时起到了中流砥柱的作用,及时有效的策略应对具有预见性与优越性,实现了金融监管与宏观经济调整两手抓。2005年就开始稳步建立稳定金融的长效机制,不断加强和改进外汇管理,初步建立征信管理、反洗钱工作机制。美国金融危机发生后,不仅加强国际监管合作,加大全球资本流动监测力度,重点关注各类金融机构和中介组织,提高金融市场及其产品透明度,同时完善重大组织内部的决策产生机制、治理机制与危险应对机制。重视金融监管协调,积极建立与修订系统性金融风险防范预警体系的规则。宏观经济方面,党中央、国务院做出了一系列重大的决策和部署调整。从2008年年初的“防经济过热、防明显通胀”灵活调整为年中的“保持经济平稳较快增长、控制物价过快上涨”。^[40]之后扩大内需的立足点不变,新的结合点是把扩大内需与开拓国际市场有机结合起来,把投资与消费有机结合起来,具体是进一步扩大内需、促进经济增长的十项措施,以及积极的财政政策和适度宽松的货币政策。

科技文化的提质观。21世纪初,外国在科技和文化领域拥有很大优势,对中国的发展形成了一定威胁限制。科技方面,加入WTO初期按照“有所为、有所不为”的方针,集中精力发展决定国家安全和产业发展的核心技术,在对外合作中努力开发出自己的核心技术。“十一五”期间,优先突破制约经济社会发展的技术瓶颈,积极发展对经济增长有重大带动作用、具有自主知识产权的核心技术和关键技术,同时加强基础研究、前沿技术研究和重大科技基础设施

和条件平台建设。^[41]在应对国际金融危机冲击的一揽子计划中重要组成部分就是大力加强基础科技的建设与共享,出台支持企业创新和科研成果产业化的财税金融政策。文化方面,一是使有自主知识产权的骨干文化企业成为文化创新的主体,提高文化产品的国际竞争力和市场占有率,逐步改变文化产品出口严重逆差的被动局面。二是实施中华文化走出去战略。如推动我国主流媒体在境外落地,抓好互联网在线音视频的对外传播,打造国际宣传平台,提升我国主流媒体的国际认知度和影响力。推进汉语国际推广工作,办好孔子学院。三是针对影响社会稳定的“崩溃论”“威胁论”“责任论”等错误论调以及敏感问题,开展有理有力的舆论斗争,争取国际社会的理解和支持。

全球交往的合作观。全球化背景下国际合作的重要性日益凸显,能够帮助各国家和地区更好地利用资源,促进协作,营造健康有序的贸易环境。中国的做法是努力推动建立健全开放、公平、非歧视的多边贸易体制,完善自身贸易争端解决机制,增强处置贸易争端的能力,维护国家的经济利益和经济安全。面对国际金融风险时中国带头应对,呼吁协调世界各国的宏观经济政策,推动经济金融信息深入交流,深化国际金融监管合作,同时共同采取措施稳定国际能源、粮食市场,创造健康的发展环境。

(五) 党的十八大以来(2013年至今)

党的十八大以来,外部国际环境不断有各种风险和挑战,加大了风险治理的难度,党也实现了新时代的风险治理创新,体现在市场制度的进一步完善,外贸合作的提质增效,战略安全保障和参与全球治理等。

社会主义市场经济的制度完善观。制度建设可以更好地发挥市场在资源配置中的决定性作用,推动实现高水平的对外开放。探索并推进准入前国民待遇加负面清单的管理模式,逐步完善外商投资市场准入制度。扩大服务业和制造业开放,缩减外商投资限制类条目,修订外商投资产业指导目录和相关法律。全面推行普遍备案、有限核准的管理制度,大幅下放鼓励类项目核准权,最大程度地减少事前准入限制,做到加强事中事后监管。分层次、有重点地放开服务业领域外资准入的限制,如取消外资演出经纪机构的股比限制等政策。^[42]2018年为加强与国际通行经贸规则

对接,全面放开一般制造业,对外资企业设立程序进行缩减,商务备案与工商登记做到“一口办理”^①。尽管2020年世界局势动荡,反而推出了一系列扩大“引进来”开放程度的重要举措,包括全面实施外商投资法及其实施条例、进一步缩减外商投资准入负面清单等措施。

外贸合作的提质观。在健全走出去服务保障体系与加强境外风险防控体系建设下,提升对外投资合作的质量和水平,创新合作方式。许可企业和个人发挥自身优势到境外开展投资合作,高铁、核电、航空等有实力的企业也可以采取多种方式开展境外基础设施投资和能源资源合作,鼓励创新型方式。^[43]同有关地区加快商签投资协定,完善领事保护制度,为走出去的企业提供权益保障、风险预警等多重服务,保障境外人员人身和财产安全,大大便利对外投资的环节。强化对国有和国有控股企业走出去经营活动的审计与追究制度,避免国有资产损失。^{[43](518)}2016年开始加快落实和完善优化出口退税率,确保及时足额退税,严厉打击骗取退税等违法行为。2019年开始强调不断自主降低关税水平,努力消除非关税贸易壁垒,大幅削减进口环节制度性成本。

网络及粮食的战略安全观。信息网络技术快速发展,有黑客攻击等不少的安全隐患,同时粮食生产和质量安全管理涉及未来国家的长治久安,要防止被他国控制粮食供应。要在开放中保证网络安全水平不断提高,不断保持对外互动、博弈,吸收先进的信息技术。在“互联网+”关键领域要严格按照网络安全标准的要求和信息安全等级保护等制度,重视体系建设,建设网络安全监测评估、监督管理、标准认证和创新体系并持续完善^[44]。粮食安全战略从宏观层面将资源环境基础、粮食供求情况和国际贸易格局纳入考虑范围,坚持以我为主、立足国家的粮食安全战略。坚持“牢牢地把中国人的饭碗掌握在自己手里”的原则,严守保护耕地面积的底线,划定基本农田实行永久保护。在已有的传统优势上推动农产品出口,加大扶持力度,争取特色农产品、高附加值农产品出口比例提高;进口则按照顶层设计,适度进行粮食进口,积极主动利用国际农产品市场和农业资源补充国内粮食供给,有效调剂和优化供给

结构。^{[42](841)}

全球治理的合作观。中国积极参与全球经济治理既有助于更好地发挥中国在世界的地位和角色,实现本国经济发展,也能促进全球经济的增长和繁荣。进一步融入国际社会,在网络、深海、极地、空天等新领域积极参与国际规则制定。在金融货币领域,建设具有抗风险能力的、稳定的国际货币体系,特别提款权方面是改革货币篮子组成结构,在国际和区域层面上加强金融合作机制的联系,建立金融风险防火墙。对于“一带一路”这一伟大决策,在陆上依托国际大通道,将沿线中心城市作为支撑点,建设通畅安全高效的运输大通道。

五、总结

本文对中国共产党成立以来(1921年7月至2019年3日)由中共中央文献研究室、中央档案馆编著的6365份党的重要文献,以及习近平系列重要讲话296份文件,进行文本计量分析,发现经济开放风险具有普遍性。结果表明,尽管不同阶段面对的风险状况、应对措施各有所异,但是中国共产党风险治理思想的内在逻辑和主线始终清晰且一致,即集中表现在安全观、制度观、提质观、策略应对观和合作观五个方面。具体地,中国共产党成立至新中国成立前,体现为市场稳定的战时安全观、反帝反封建的制度建设观和引进外资的制度建设观;新中国成立初期至改革开放前,体现为生产供应的提质观、粮食危机的策略应对观;改革开放至中国加入WTO前,体现为社会主义市场经济的制度建设观、纪律法律的制度建设观、外贸结构的提质观;中国加入WTO至党的十八大,体现为社会主义市场经济的制度开放观、金融危机的策略应对观、科技文化的提质观、全球交往的合作观;党的十八大以来,体现为社会主义市场经济的制度完善观、外贸合作的提质观、网络及粮食的战略安全观以及全球治理的合作观。在对外开放持续扩大的背景下,面对风险的时效性和变化性,要坚持抓重点、抓关键,要有动态战略思维,对威胁国家安全的领域要有底线思维,建立防范系统性风险的长期机制。本文为研究中国共产党风险治理思想提供了新的视角以及量化证据。

^① 这是2018年《政府工作报告》中的相关内容。

附录

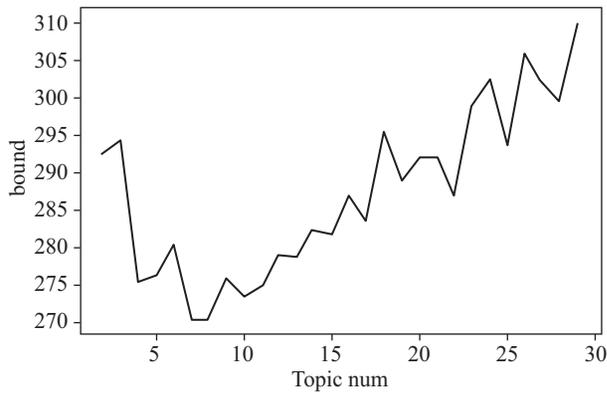


图1 中国共产党成立至新中国成立前 (1921—1949年)

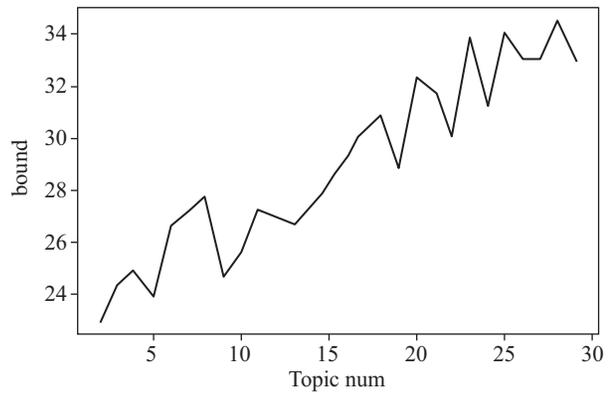


图2 新中国成立初期至改革开放前 (1950—1978年)

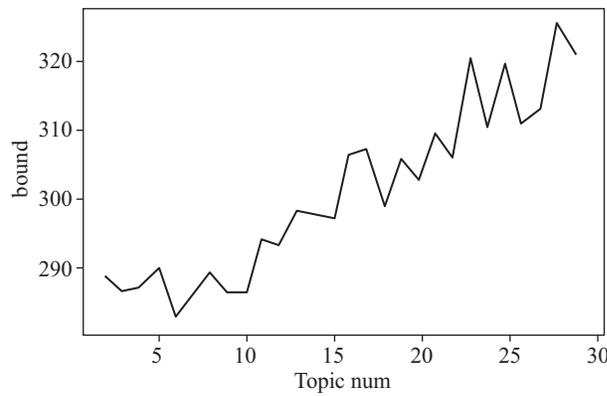


图3 改革开放初期至中国加入WTO前 (1979—2001年)

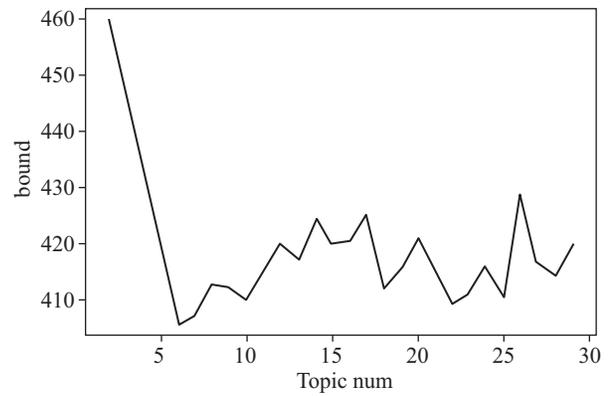


图4 中国加入WTO至党的十八大前 (2002—2012年)

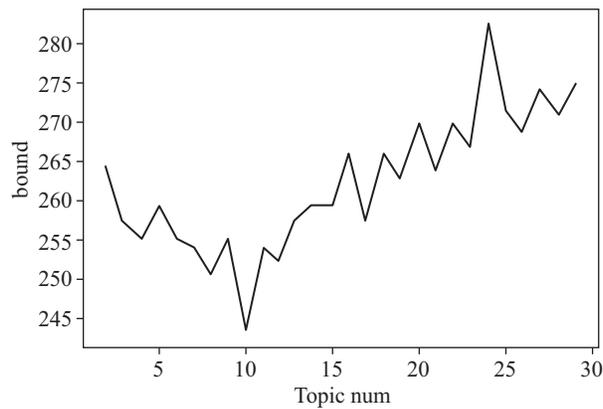


图5 党的十八大以来 (2013年至今)

表1 语料库构成

分析维度 (时间段)	研究文本	时间跨度
中国共产党成立至新中国成立前 (1921—1949年)	《建党以来重要文献选编 (1921—1949)》	1921年7月—1949年9月
新中国成立初期至改革开放前 (1949—1978年)	《建国以来重要文献选编》	1949年9月—1965年12月

续前表

分析维度 (时间段)	研究文本	时间跨度
改革开放初期至中国加入 WTO 前 (1978—2002 年)	《三中全会以来重要文献选编》	1978 年 11 月—1982 年 8 月
	《十二大以来重要文献选编》	1982 年 9 月—1987 年 10 月
	《十三大以来重要文献选编》	1987 年 10 月—1992 年 10 月
	《十四大以来重要文献选编》	1992 年 10 月—1997 年 9 月
	《十五大以来重要文献选编》	1997 年 9 月—2002 年 11 月
中国加入 WTO 至党的十八大前 (2002—2012 年)	《十六大以来重要文献选编》	2002 年 11 月—2007 年 10 月
	《十七大以来重要文献选编》	2007 年 10 月—2012 年 11 月
党的十八大以来 (2012 年至今)	《十八大以来重要文献选编》	2012 年 11 月—2017 年 10 月
	《十九大以来重要文献选编》	2017 年 10 月—2019 年 3 月
	《习近平系列重要讲话数据库》	2019 年 3 月—2021 年 6 月

表 2 Word2Vec 近似词示例

原始词	近似词	余弦距离	原始词	近似词	余弦距离	原始词	近似词	余弦距离
对外	对外开放	0.455 0	开放	对外开放	0.486 4	风险	金融风险	0.559 8
	外交	0.387 5		扩大开放	0.354 4		自然灾害	0.386 7
	对外贸易	0.365 2		经济特区	0.340 6		泡沫	0.356 7
	高层	0.354 2		开放政策	0.323 3		突发事件	0.354 0
	对台	0.349 7		沿江	0.304 7		应急	0.346 1
	贸易	0.346 6		经贸合作	0.303 9		风浪	0.342 1
	多边	0.330 0		自由贸易区	0.303 7		隐患	0.338 9
	边境贸易	0.328 6		全方位	0.300 1		失控	0.333 4
	国际贸易	0.328 4		内陆	0.297 5		挑战	0.332 9
	贸易往来	0.324 1		上海浦东新区	0.280 6		灾害	0.331 6

表 3 对外开放过程中风险治理的关键词集

主体词	本币、币值、边币、边区、财税、财务、偿债、筹资、出口、分红、服务业、港币、工业、供给、供应、国际收支、汇价、汇率、货币、技术、价格、金融、进出口、进口、科技、扩股、利率、粮价、粮食、流动性、贸易、农业、配额、企业、人民币、商业银行、生产、市场、税率、通货、投资、伪币、物价、销售、信贷、信用、行业、游资、运营、债券、债务、证券、政策、纸币、专利、资本、资金、资信
修饰词	霸凌、霸权、弊端、壁垒、贬值、摒弃、波动、剥削、不利于、不平衡、不稳定、惩处、惩罚、冲击、冲突、处罚、打击、打压、倒闭、抵制、跌价、短缺、发行、反对、妨碍、风险、封锁、管制、挤压、兼并、紧缩、禁止、控制、垄断、摩擦、逆差、排斥、排挤、膨胀、瓶颈、破产、破坏、欺压、强权、缺口、失衡、束缚、透支、危机、危险、威胁、违犯、限制、陷阱、压力、依赖、隐患、游历、障碍、争端、制裁、制止、中断、阻碍
特殊词	对外、关税、国际、开放、跨境、离岸、外部、外汇、外贸、外援、外资

表 4 中国共产党成立至新中国成立前 (1921—1949 年)

主题	主题内容构成	主题句数量	主题句占比
主题 1	0.057 * 工作 + 0.027 * 边区 + 0.026 * 斗争 + 0.024 * 苏区 + 0.023 * 必须 + 0.018 * 领导 + 0.018 * 组织 + 0.018 * 红军 + 0.015 * 反革命 + 0.015 * 巩固	30	9.52%
主题 2	0.092 * 敌人 + 0.025 * 边区 + 0.022 * 游击队 + 0.017 * 情况 + 0.016 * 进行 + 0.016 * 打击 + 0.016 * 进攻 + 0.015 * 地方 + 0.015 * 必须 + 0.014 * 独立	22	6.98%
主题 3	0.035 * 边区 + 0.029 * 抗战 + 0.027 * 国民党 + 0.025 * 抗日 + 0.024 * 八路军 + 0.022 * 要求 + 0.021 * 人民 + 0.020 * 新四军 + 0.019 * 政府 + 0.016 * 共产党	95	30.16%
主题 4	0.067 * 苏维埃 + 0.044 * 土地 + 0.029 * 富农 + 0.027 * 政策 + 0.020 * 实行 + 0.020 * 商业 + 0.019 * 分配 + 0.016 * 问题 + 0.016 * 农民 + 0.014 * 发展	16	5.08%
主题 5	0.046 * 帝国主义 + 0.037 * 政策 + 0.028 * 革命 + 0.023 * 国际 + 0.019 * 国民党 + 0.019 * 日本 + 0.017 * 战争 + 0.014 * 群众 + 0.013 * 进攻 + 0.012 * 苏联	55	17.46%
主题 6	0.065 * 法币 + 0.040 * 金融 + 0.038 * 边币 + 0.032 * 完全 + 0.026 * 问题 + 0.025 * 贸易 + 0.023 * 去年 + 0.019 * 边区 + 0.018 * 对外 + 0.015 * 银行	17	5.40%
主题 7	0.041 * 经济 + 0.029 * 发展 + 0.027 * 边区 + 0.020 * 生产 + 0.020 * 人民 + 0.019 * 调剂 + 0.017 * 群众 + 0.017 * 对外贸易 + 0.016 * 合作社 + 0.016 * 粮食	80	25.40%

表 5 新中国成立初期至改革开放前 (1950—1978 年)

主题	主题内容构成	主题句数量	主题句占比
主题 1	0.146 * 收购 + 0.114 * 出口 + 0.108 * 计划 + 0.093 * 粮食 + 0.085 * 进口 + 0.056 * 外汇 + 0.053 * 中央 + 0.051 * 国家 + 0.043 * 对外贸易 + 0.040 * 供应	22	43.14%
主题 2	0.125 * 生产 + 0.112 * 国家 + 0.072 * 需要 + 0.057 * 主要 + 0.056 * 进行 + 0.055 * 供应 + 0.052 * 发展 + 0.049 * 商品 + 0.047 * 限制 + 0.042 * 市场	29	56.86%

表 6 改革开放初期至中国加入 WTO 前 (1979—2001 年)

主题	主题内容构成	主题句数量	主题句占比
主题 1	0.033 * 企业 + 0.023 * 市场 + 0.023 * 外汇 + 0.021 * 国际 + 0.020 * 资金 + 0.018 * 粮食 + 0.018 * 投资 + 0.014 * 管理 + 0.012 * 增加 + 0.012 * 采取	79	23.44%
主题 2	0.048 * 出口 + 0.040 * 产品 + 0.034 * 地区 + 0.034 * 进口 + 0.030 * 企业 + 0.028 * 西部 + 0.022 * 生产 + 0.018 * 限制 + 0.018 * 发展 + 0.016 * 商品	49	14.54%
主题 3	0.104 * 集团 + 0.065 * 企业 + 0.042 * 技术 + 0.031 * 水平 + 0.030 * 提高 + 0.019 * 经济效益 + 0.016 * 主要 + 0.016 * 先进 + 0.015 * 发展 + 0.012 * 外汇储备	3	0.89%
主题 4	0.063 * 社会主义 + 0.044 * 建设 + 0.026 * 社会 + 0.025 * 发展 + 0.020 * 改革开放 + 0.019 * 人民 + 0.019 * 坚持 + 0.016 * 现代化 + 0.015 * 政治 + 0.015 * 思想	39	11.57%
主题 5	0.045 * 市场 + 0.024 * 建立 + 0.022 * 发展 + 0.020 * 制度 + 0.019 * 粮食 + 0.018 * 企业 + 0.018 * 改革 + 0.017 * 管理 + 0.015 * 完善 + 0.014 * 经济	57	16.91%
主题 6	0.062 * 发展 + 0.060 * 经济 + 0.017 * 问题 + 0.017 * 国际 + 0.015 * 农业 + 0.014 * 工作 + 0.012 * 社会 + 0.010 * 稳定 + 0.009 * 技术 + 0.009 * 世界	110	32.64%

表7 中国加入WTO至党的十八大前(2002—2012年)

主题	主题内容构成	主题句数量	主题句占比
主题1	0.051 * 经济 + 0.049 * 发展 + 0.040 * 国际 + 0.032 * 金融危机 + 0.019 * 应对 + 0.016 * 冲击 + 0.011 * 增长 + 0.011 * 保持 + 0.010 * 稳定 + 0.010 * 世界	203	28.96%
主题2	0.055 * 发展 + 0.040 * 文化 + 0.019 * 经济 + 0.017 * 社会 + 0.016 * 国际 + 0.016 * 建设 + 0.012 * 社会主义 + 0.009 * 改革 + 0.008 * 科学 + 0.008 * 加快	98	13.98%
主题3	0.028 * 企业 + 0.027 * 产品 + 0.026 * 出口 + 0.022 * 农产品 + 0.021 * 农业 + 0.020 * 贸易 + 0.017 * 市场 + 0.017 * 加强 + 0.016 * 提高 + 0.015 * 进口	111	15.83%
主题4	0.037 * 金融 + 0.029 * 风险 + 0.021 * 加强 + 0.017 * 完善 + 0.016 * 改革 + 0.015 * 监管 + 0.014 * 市场 + 0.013 * 防范 + 0.013 * 机制 + 0.013 * 体系	79	11.27%
主题5	0.052 * 发展 + 0.035 * 经济 + 0.020 * 科技 + 0.020 * 创新 + 0.018 * 加快 + 0.016 * 产业 + 0.015 * 自主 + 0.013 * 国际 + 0.012 * 转变 + 0.011 * 增长	128	18.26%
主题6	0.037 * 经济 + 0.029 * 国际 + 0.022 * 问题 + 0.021 * 影响 + 0.020 * 世界 + 0.013 * 因素 + 0.012 * 压力 + 0.012 * 主要 + 0.012 * 增长 + 0.011 * 矛盾	82	11.70%

表8 党的十八大以来(2013年至今)

主题	主题内容构成	主题句数量	主题句占比
主题1	0.037 * 问题 + 0.032 * 风险 + 0.030 * 发展 + 0.026 * 企业 + 0.025 * 市场 + 0.023 * 国际 + 0.020 * 经济 + 0.019 * 提高 + 0.017 * 产业 + 0.017 * 基础	36	10.40%
主题2	0.068 * 金融 + 0.054 * 监管 + 0.046 * 金融风险 + 0.034 * 完善 + 0.032 * 金融监管 + 0.030 * 发展 + 0.028 * 改革 + 0.027 * 风险 + 0.026 * 体系 + 0.026 * 加强	12	3.47%
主题3	0.050 * 农业 + 0.044 * 农产品 + 0.040 * 市场 + 0.034 * 汇率 + 0.029 * 人民币 + 0.023 * 保障 + 0.022 * 国际 + 0.022 * 进口 + 0.019 * 出口 + 0.018 * 重要	22	6.36%
主题4	0.069 * 发展 + 0.048 * 社会主义 + 0.037 * 坚持 + 0.036 * 工作 + 0.035 * 建设 + 0.030 * 全面 + 0.024 * 改革开放 + 0.020 * 推进 + 0.019 * 人民 + 0.019 * 市场经济	21	6.07%
主题5	0.093 * 经济 + 0.051 * 国际 + 0.048 * 世界 + 0.026 * 全球 + 0.025 * 金融危机 + 0.023 * 增长 + 0.021 * 发展 + 0.016 * 发生 + 0.016 * 变化 + 0.016 * 影响	63	18.21%
主题6	0.090 * 外商投资 + 0.042 * 外资 + 0.035 * 管理 + 0.034 * 完善 + 0.032 * 清单 + 0.028 * 负面 + 0.027 * 投资 + 0.027 * 制度 + 0.026 * 机构 + 0.026 * 安全	10	2.89%
主题7	0.052 * 投资 + 0.030 * 管理 + 0.028 * 合作 + 0.026 * 企业 + 0.021 * 政府 + 0.020 * 加强 + 0.019 * 贸易 + 0.019 * 国际 + 0.018 * 境外 + 0.017 * 出去	45	13.01%
主题8	0.059 * 发展 + 0.042 * 经济 + 0.025 * 国际 + 0.020 * 推动 + 0.020 * 政策 + 0.019 * 创新 + 0.019 * 合作 + 0.016 * 世界 + 0.014 * 促进 + 0.012 * 各国	99	28.61%
主题9	0.043 * 开放 + 0.042 * 领域 + 0.039 * 限制 + 0.029 * 服务业 + 0.028 * 准入 + 0.025 * 放宽 + 0.023 * 推进 + 0.019 * 加快 + 0.018 * 有序 + 0.016 * 创新	23	6.65%
主题10	0.042 * 安全 + 0.024 * 供给 + 0.023 * 去年 + 0.022 * 采取 + 0.021 * 短期 + 0.019 * 更加 + 0.019 * 环境 + 0.018 * 确保 + 0.018 * 经济 + 0.018 * 综合	15	4.34%

参考文献

- [1] 李涛, 郭杰. 风险态度与股票投资 [J]. 经济研究, 2009 (2): 56-67.
- [2] Beck U, Lash S, Wynne B. Risk Society: Towards a Newmodernity [M]. Sage, 1992.
- [3] 陈飞翔. 中国经济对外开放中的风险和抵御 [J]. 财贸经济, 1996 (9): 11-16.
- [4] 段华明. 不为任何风险所惧——改革开放三十年的风险与因应 [J]. 理论界, 2009 (3): 6-7.

- [5] 裴长洪, 刘洪愧. 中国外贸高质量发展: 基于习近平百年大变局重要论断的思考 [J]. 经济研究, 2020 (5): 4-20.
- [6] 江小涓, 孟丽君. 内循环为主, 外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践 [J]. 管理世界, 2021 (1): 1-19.
- [7] Acemoglu D, Ozdaglar A, Tahbaz-Salehi A. Systemic Risk and Stability in Financial Networks [J]. American Economic Review, 2015, 105 (2): 564-608.
- [8] 叶自成, 林辉撑. 入世后的开放风险及其防范 [J]. 中国特色社会主义研究, 2000 (6): 50-55.
- [9] 万正晓. 对外开放中的风险防范与国家经济安全研究 [J]. 苏州科技学院学报 (社会科学版), 2010 (3): 28-31.
- [10] 中国银监会银行风险早期预警综合系统课题组. 单体银行风险预警体系的构建 [J]. 金融研究, 2009 (3): 39-53.
- [11] Greenwood R, Landier A, Thesmar D. Vulnerable Banks [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (3): 471-485.
- [12] Tobias A, Brunnermeier M K. CoVaR [J]. The American Economic Review, 2016, 107 (7): 1705-1741.
- [13] 何德旭, 苗文龙, 闫娟娟, 等. 全球系统性金融风险跨市场传染效应分析 [J]. 经济研究, 2021 (8): 4-21.
- [14] 马九杰, 张象枢, 顾海兵. 粮食安全衡量及预警指标体系研究 [J]. 管理世界, 2001 (1): 154-162.
- [15] Yudie J, Zhang Q, Ge L, et al. Technical Methods of National Security Supervision: Grain Storage Security as an Example [J]. Journal of Safety Science and Resilience, 2023, 4 (1): 61-74.
- [16] Mikolov T, Chen K, Corrado G, et al. Efficient Estimation of Word Representations in Vector Space [J]. ArXiv Preprint ArXiv: 1301.3781, 2013: 3-4.
- [17] Deerwester S, Dumais S T, Furnas G W, et al. Indexing by Latent Semantic Analysis [J]. Journal of the American Society for Information Science, 1990, 41 (6): 391-407.
- [18] Hofmann T. Probabilistic Latent Semantic Indexing [C]//Proceedings of the 22nd Annual International ACM SIGIR Conference on Research and Development in Information Retrieval, 1999: 50-57.
- [19] Blei D M, Ng A Y, Jordan M I. Latent Dirichlet Allocation [J]. Journal of Machine Learning Research, 2003, 3 (1): 993-1022.
- [20] Blei D M. Probabilistic Topic Models [J]. Communications of the ACM, 2012, 55 (4): 77-84.
- [21] Isaly L, Trias E, Peterson G. Improving the Latent Dirichlet Allocation Document Model with WordNet [C]//International Conference on Cyber Warfare and Security. Academic Conferences International Limited, 2010: 163.
- [22] He B, Dharma P A. An identity-based Authentication and Key Establishment Scheme for Multi-operator Maintained Wireless Mesh Networks [C]. The 7th IEEE International Conference on Mobile Ad-hoc and Sensor Systems (IEEE MASS 2010). IEEE, 2010: 75-76.
- [23] Lin X, Lu R, Ho P H, et al. TUA: A Novel Compromise-resilient Authentication Architecture for Wireless Mesh Networks [J]. IEEE Transactions on Wireless Communications, 2008, 7 (4): 1389-1399.
- [24] 中共中央文献研究室, 中央档案馆. 建党以来重要文献选编: 第一册 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2011: 466.
- [25] 中共中央文献研究室, 中央档案馆. 建党以来重要文献选编: 第十六册 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2011: 52.
- [26] 赵沛. 全面抗战时期陕甘宁边区经济政策研究 [D]. 西安: 西北大学, 2019: 127.
- [27] 中共中央文献研究室, 中央档案馆. 建党以来重要文献选编: 第十二册 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2011: 531.
- [28] 中共中央文献研究室. 建国以来重要文献选编: 第十四册 [M]. 北京: 中央文献出版社, 1998: 86.
- [29] 中共中央文献研究室. 建国以来重要文献选编: 第十六册 [M]. 北京: 中央文献出版社, 1998: 36.
- [30] 中共中央文献研究室. 建国以来重要文献选编: 第十三册 [M]. 北京: 中央文献出版社, 1998: 38.
- [31] 中共中央文献研究室. 建国以来重要文献选编: 第十七册 [M]. 北京: 中央文献出版社, 1998: 271.
- [32] 中共中央文献研究室. 十二大以来重要文献选编: 下 [M]. 北京: 中央文献出版社, 1993: 242.
- [33] 中共中央文献研究室. 十四大以来重要文献选编: 上 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2011: 452.
- [34] 中共中央文献研究室. 十二大以来重要文献选编: 上 [M]. 北京: 中央文献出版社, 1993: 5.
- [35] 中共中央文献研究室. 十二大以来重要文献选编: 中 [M]. 北京: 中央文献出版社, 1993: 409.
- [36] 中共中央文献研究室. 十三大以来重要文献选编: 上 [M]. 北京: 中央文献出版社, 1993: 366.
- [37] 中共中央文献研究室. 十四大以来重要文献选编: 中 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2011: 255.
- [38] 中共中央文献研究室. 十六大以来重要文献选编: 上 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2004: 67.
- [39] 中共中央文献研究室. 十五大以来重要文献选编: 上 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2011: 323.
- [40] 中共中央文献研究室. 十七大以来重要文献选编: 上 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2011: 779.
- [41] 中共中央文献研究室. 十六大以来重要文献选编: 下 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2004: 237.
- [42] 中共中央文献研究室. 十八大以来重要文献选编: 上 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2018: 406.
- [43] 中共中央文献研究室. 十八大以来重要文献选编: 中 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2018: 507.
- [44] 中共中央文献研究室. 十八大以来重要文献选编: 下 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2018: 309.

减税降费与企业投资传导机制研究：基于资本供给视角

A Study on the Transmission Mechanism of Tax Reduction and Corporate Investment: Based on Capital Supply Perspective

闫坤 唐丹彤

YAN Kun TANG Dan-tong

[摘要] 减税降费是我国促进经济平稳发展、实现高质量发展的重要举措。笔者以2010年至2020年沪深A股上市公司数据为样本，实证检验了企业税费负担对企业投资行为的影响及其作用机制。研究发现，税费负担的减轻有助于刺激企业投资增加，且通过内源融资能力、外源融资约束、投资者关注三重机制进行传导，其中提升内源融资能力成为减税降费促进投资的主要作用渠道。进一步基于宏观层面、行业层面以及企业层面进行异质性考察，发现两者的负相关关系在营商环境更差的地区、高新技术企业和非国有企业中更为显著。本文厘清了税费负担对企业微观投资行为的影响，为进一步完善减税降费政策提供了经验证据。

[关键词] 减税降费 税费负担 企业投资 传导机制

[中图分类号] F810.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 05-0016-19

Abstract: Tax and fee reduction is an important measure to promote stable economic development and achieve high-quality development in China. The author empirically examines the impact of corporate tax burden on corporate investment behavior and its mechanism of action, using the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2020 as samples. It is found that the reduction of tax burden helps stimulate the increase of corporate investment and is transmitted through the triple mechanism of endogenous financing capacity, external financial frictions, and investors' attention, among which the alleviation of endogenous financing constraints becomes the main channel through which tax reduction promote investment. Further heterogeneous examination based on macro-level, industry-level and firm-level reveals that the negative correlation is more significant in regions with worse business environment, high-tech enterprises and non-state enterprises. This paper clarifies the impact of tax burden on enterprises' micro investment behavior and provides empirical evidence for further improving tax and fee reduction policies.

Key words: Tax reduction Tax burden Corporate investment Transmission mechanism

[收稿日期] 2022-12-10

[作者简介] 闫坤，女，1964年8月生，中国社会科学院大学应用经济学院教授、博士生导师，研究方向为宏观经济与财政政策；唐丹彤，女，1989年7月生，中国科学院大学经济与管理学院博士后，研究方向为宏观经济政策与公司金融。本文通讯作者为唐丹彤，联系方式为 tangdantong@163.com。

[基金项目] 国家社科基金社科学术社团主题学术活动资助项目“日本收入分配制度及其对中国推动共同富裕的政策启示研究”（项目编号：22STA034）。

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

减税降费财政政策的提出,深度契合了财税体制改革的内在要求,是促进经济持续健康发展、激发市场主体焕发活力的重要举措。随着我国减税降费程度的不断加深,减税降费规模逐步扩大,改革方案从“结构性减税”转变为“定向减税和普遍性降费”,进一步发展为“普惠性减税与结构性减税并举”和“减税与退税并举,阶段性措施和制度性安排相结合”。

投资是宏观经济政策传导至微观市场主体的重要着力点。近年来,国内外经济环境发生深刻变化,“灰犀牛”“黑天鹅”事件交叠频发促使经济不确定性不断攀升,市场主体在实物期权偏好引导下投资意愿降低。以公共部门投资为主导的积极财政政策带来实体经济投资回报率下降、非公共部门债务融资挤出等不良效应(冀云阳等,2021^[1])。作为逆周期调控的财政政策抓手,减税降费立足当下经济平稳转型发展,着眼重塑政府与市场资源分配长远格局,发挥坚定市场主体信心、恢复市场活力的重要作用。本文以企业实际税费负担作为减税降费改革的衡量指标,考察如下问题:减税降费是否提升微观主体的投资意愿?从而以投资为出发点缓解经济下行趋势,推动经济走上扩张式良性循环?具体作用路径和实施效果为何?本文意图对这些问题进行解答,并提供相应的实证证据,为科学研判减税降费长期政策效果,梳理税费负担与企业投资行为之间的关系,为合理把握减税降费实施力度、指导未来政策作用方向提供理论依据。

从古典经济学延续至今,税收与投资的关系是经济学领域经久不衰的问题,此方面的研究成果也是汗牛充栋。Jorgenson(1963)^[2]提出了税收政策与企业投资行为之间的理论研究框架,Cummins等(1994,1996)^{[3][4]}基于税收调整Q模型提供了具有说服力的经验证据。随后学者们从税收政策和企业投资两个维度不断深入,一方面,从税制改革、税收优惠、税收不确定性等角度考察了不同的税收政策对企业投资的影响;另一方面,从投资区域选择、行业差异、要素形式等角度探讨了税收政策对企业投资的具体引导作用。国内学者们集中考察了税制改革的政策效应,研究了固定资产折旧、留抵退税、营改增等税制改革措施对企业的研发投资、投资结构、固定资产投资、金融资产投资等行为的影响。现实中企业投资往往受到资本供给条件的制约,减税降费对投资行为产生的积

极影响也不可避免地受到资本供给的影响,然而从资本供给视角所展开的减税降费政策效应研究尚未受到学术界的重视。

减税降费是兼具政策延续性和时间持久性的政策组合拳,考察减税降费综合效应更有助于加深对相关政策作用效果的认识。作为本文研究对象的“减税降费”政策具体是指从2008年12月召开的中央经济工作会议中提出“结构性减税”开始并延续至今的一系列税制改革方案。此前学者们多采用有效税率来衡量企业税负,表征税收优惠或者税制改革的变化,但以有效税率所衡量的税收负担仅涵盖所得税,该指标在以直接税作为主要税收来源的国家或地区更具代表性,而间接税在中国税制体系占比相对较高。企业还需承担与税收征管方式相似且规模不小的费用负担,如社会保险费、教育附加费、工会经费等,由此,涵盖各主要税种与费目的衡量指标更适用于衡量中国企业综合性税费负担水平。基于此,本文从微观维度考察了减税降费政策实施以来,企业实体各项税费负担发生的总体变化,检验税费变化对企业投资决策的影响,并基于资本供应视角检验了内部融资约束、外部金融摩擦以及投资者关注三重作用机制,进一步考察产权性质、行业特征及营商环境三方面的异质性情境差异,为减税降费政策的实施提供实证证据。相较于已往研究,本文可能的贡献如下:第一,本文聚焦于企业实际税费负担对其投资行为的影响,相较于关注单项税制调整的政策效应研究,本文为减税降费较长时间内的综合性税制改革效应检验提供了事实依据。第二,本文从经营者预期、债权人预期、投资者预期三重维度,深入探究了税费负担对企业投资行为的作用机制,刻画了税费制度改革的资本供给传导路径。第三,本文从环境特征、行业特征、企业特征三方面异质性变量展开分析,就税费负担对企业投资的影响展开了全面系统的分析,为完善减税降费政策及相关制度提供决策依据。

二、文献回顾与假设提出

税收政策与企业投资行为的关系是理论界长期关注的课题。从新古典主义经济学家对税收归宿和税收对要素收益影响的探讨到凯恩斯主义以扩大总需求为目的的减税政策,再到供给学派所重视的“减税”作为刺激投资的重要手段,税收对投资的作用和影响始终未离开经济学研究的视野。

减税是宏观层面实现资本形成率和刺激投资的有效手段。依据新古典主义投资理论,稳定状态下企业投资决策依赖于资本积累的成本收益判断,企业积累资本的成本小于其收益时投资会持续进行,由于企业从额外资本中获得的投资回报在不断减少,当资本回报的现值等于成本现值时企业便停止资本积累(Jorgenson, 1963^[2])。税费负担是企业资本积累过程中需要承担的一部分刚性成本,若税费成本上升,企业停止资本积累的时点提前。新古典投资理论以未来项目预期盈利水平估算企业价值最大化的边际税率,阐明实际税率与企业投资决策之间的关系,即税率的降低意味着企业资本成本的下降,促使企业增加更多对资本存量的投资(Van Parga 和 James, 2010^[5])。

减税降费会对经济活力和投资行为产生积极影响,但税收政策的调整往往是多维度的,企业在投资决策过程中会结合发展机遇、市场需求、资本供给等多方面因素进行综合判断。具体而言,首先,减税降费能够切实降低企业的成本,从而提高企业的盈利能力,这意味着企业可以在未来更容易地获得资本,扩大生产规模和投资。其次,减税降费能够减少企业当期的现金支出,从而充实企业的现金流,可以使企业更有能力承担债务和资本性支出。再次,减税降费可以增强企业信心,鼓励企业增加投资,扩大生产规模和雇佣更多员工,从而促进经济增长和创造更多就业机会。最后,减税降费可以引导企业投资方向和投资分布,税负成本较低的地区或行业能够吸引更多的投资,从而促进地区经济发展和产业繁荣,而税费负担提高对总投资、外国直接投资及创业活动均会带来不利影响(Djankov 等, 2010^[6])。由此,我们提出第一个假设:

假设 1: 税费负担阻碍企业增加实体投资,企业所承担的税费负担与其投资行为负相关。

资本是企业投资的源泉,若要扩大投资企业首先要解决资本来源问题。企业投资行为很大程度上受到资本供给的影响,内源融资能力、外源融资约束及投资者信心成为通过企业资本供给影响企业投资行为的主要渠道。

企业税费负担降低带来更多的现金留存,促进企业及时依据市场需求展开投资。内源融资能力是指企业以自身经营收益创造资本留存的能力。一方面,税费负担降低引起企业经营成本实质性下降,同等条件下企业会产生更多的留存收益。依据啄序理论,内源

融资是企业成本最低的筹资方式,内源融资能力提高意味着企业拥有更为充足的自有资金,有助于提升企业的附加价值和整体竞争力(李明等, 2018^[7]),提高企业风险承担水平(周晨和赵秀云, 2021^[8]),进而促进企业投资水平的增加。另一方面,相较于欧洲发达国家和新兴市场国家,我国宏观税负水平不高,但具体到微观主体来说,企业获得感较低而税负痛感普遍较高(闫坤和于树一, 2018^[9])。究其原因,以间接税为主的税制结构导致企业资金大量占用,相对较高的社保费负提高了企业税费的刚性成本(臧建文等, 2002^[10])。减税降费有效缩减了间接税的资金占用,促使企业内部现金流更加充裕,资本收益水平和资源配置效率得到整体提升,带动经营者预期向好。由此,企业税费负担下降能够提高企业内源融资能力,促使企业经营者对未来经营状况产生向好预期,从而增加企业投资。

企业税费负担降低能够缓解外部融资约束,从而为企业未来投资提供更加良好的融资条件。金融摩擦在不完美市场假设下必然存在,现实中往往因外部融资条件差异和信息不对称程度表现为不同的摩擦形式。首先,实际税费负担的降低能够带来广延边际效应。税费负担降低能够降低潜在市场进入者的门槛,促使企业全要素生产率及产出水平得到显著提高(田磊, 2022^[11]),进一步促使资金供应者降低风险溢价,从而消解部分金融摩擦,对企业投资活动产生积极影响。其次,企业实际税费负担的下降意味着外部融资环境的改善(李拯非和张宏, 2021^[12])。税负是考量企业外部经营环境的主要组成,优质的经营环境通常会伴随着更加活跃的经营活动,也意味着更少的金融摩擦。依据信号传递理论,企业实际税费负担的下降为外部市场主体释放更加积极的信号,外部市场主体会对企业的未来发展持有更积极的态度,银行等金融机构往往放松部分企业贷款融资的条件,促使企业更容易获得投资所需的资金。由此,税费负担降低通过缓解外部融资约束促使企业投资增加。

税费负担下降所带来的积极信号促进投资者信心增强,从而推动企业投资扩张。投资者信心以信号传递理论为依据构建的指标,假设投资者将企业未来经营状况的相关信息作为投资决策的参考依据(Kahneman 和 Tversky, 1973^[13])。从宏观层面看,减税降费作为积极财政政策工具,促使市场主体形成经济基本面向好的预期,推动投资者对市场的关注度升高与

信心增强(庞凤喜和牛力, 2019^[14])。减税降费带来普惠式税费负担下降, 促使企业未来盈利预期增强, 表现为实体企业权益投资对市场投资者的吸引力增加(李真和李茂林, 2021^[15])。从微观层面来看, 股东拥有企业剩余收益权, 企业税费负担降低意味着股东投资回报率提升, 增强投资者对未来投资收益增加的信心。在企业投资决策中, 预期项目净收益率若无法覆盖股东报酬率, 以股东价值最大化为最终经营目标的企业则会拒绝投资, 税费负担下降可能会使很多项目收益水平提升。税费负担降低会从宏观层面促进权益投资者信心、促进企业股东的投资收益及投资项目收益水平, 促使股东投资信心和关注度增强, 带来企业投资活跃度提升与投资扩张。由此, 我们提出第二个假设:

假设 2: 税费负担降低会通过企业内源融资能力提升、外源融资约束程度减轻以及投资者信心增强三重机制作用于资本供给, 从而促使企业展开投资行为。

营商环境构成重要的地区差异, 营商环境的优劣可能会改变企业的投资偏好和决策机制, 影响减税降费政策效应的发挥。已有研究表明, 良好的营商环境有助于促进经济发展, 表现为促进生产性私人投资和增加创业活动(姚树洁等, 2006^[16])。营商环境既受到政策选择和制度设计的影响, 又受到经济发展状态和水平的制约, 成为地区层面引起企业行为决策差异的主要因素。我国多年的渐进式改革带来了地区间经济发展水平的差异, 营商环境整体上表现为“东高西低”(涂正革等, 2022^[17])。营商环境欠发达地区企业的制度性交易成本相对较高, 企业经营所面临的寻租环节相对较多, 限制了企业作为市场化主体的投资意愿, 迫使企业倾向于通过建立政治关联获取投资机会。而营商环境更为优越的地区, 企业市场化经营程度更高, 其投资决策更大概率来源于把握市场机遇。实际税费负担下降一定程度上意味着营商环境的优化, 在营商环境欠佳的地区制度重要性突显, 由此在这类地区实际税费负担下降带来的企业投资促进效应更大。

行业特征决定了企业对投资依赖度及对相应税收优惠的敏感度, 行业特征差异会影响减税降费对企业投资的促进作用。高新技术企业必须依靠高研发投入确保自身长期保持技术领先, 构建可持续的核心竞争力及不断创造新的收入增长点。“高投入、高风险、

高产出”的特点决定了其具有相对较高的研发投入依赖度, 而技术创新为经济社会发展带来的正外部性, 使得高新技术企业的投资行为广泛得到各国政府税收优惠政策的支持(Lahorgue 和 Cunha, 2004^[18])。技术资源的长期积累和人才资源的聚集需要大量资金持续不断地投入, 高新技术企业投资不确定性较大决定了其融资难度较大、融资成本较高(赵冬梅, 2020^[19]), 面临着相对较高的融资约束。研发费用加计扣除 100%、无形资产加计 200%摊销、亏损弥补延长结转 5 年等减税降费政策的持续推进, 一定程度上缓解了高新技术企业的融资压力, 释放了高新技术企业的新增投资需求, 由此相对于其他行业, 实际税费负担的降低对于高新技术企业投资的激励作用更为显著。

产权性质差异是分析我国企业经营发展问题时不容忽视的问题。结合我国事实观察, 产权性质不同意味着企业面临不同的市场环境、政策负担、资源禀赋等。国有企业在获取信贷资源、把握市场机会、争取政策支持等方面, 相较于非国有企业均具有显著优势。减税降费政策虽然在产权性质方面无差别对待, 但由于不同产权归属的市场化主体先天条件差异, 减税降费带来的释放融资约束、增强投资活力表现程度不同。与非国有企业相比, 国有企业与政府之间存在天然联系, 在信息和资源获取方面具有天然优势(黄晓光等, 2021^[20])。在信贷资源配置方面, 国有企业依靠与政府的天然联系更容易获取资金, 投资需求更加及时地得到满足; 对于非国有企业而言, 资金获取成本、融资困难程度相对更高, 更容易面临投资意愿强烈而资金来源不足的窘境。因此, 税费负担的降低对非国有企业更为利好, 更有助于缓解非国有企业的融资约束, 从而更为显著地促进非国有企业扩大投资。由此, 我们提出第三个假设:

假设 3: 税费负担对企业投资行为的负向影响在营商环境欠佳地区、高新技术企业、非国有企业中表现得更为显著。

综上所述, 本文试图构建企业及其利益相关方的假说, 考察税费负担与企业投资行为的作用机制, 结合我国现实情境对减税降费促进企业投资的影响机制进行阐释。企业投资的过程也是资本供给和资源配置同步进行的过程。股东和债权人作为资本供给方, 经营者作为资源配置方, 他们的预期及行为会影响企业资本供给规模和收益水平。由此, 我们将研究框架概括于图 1。

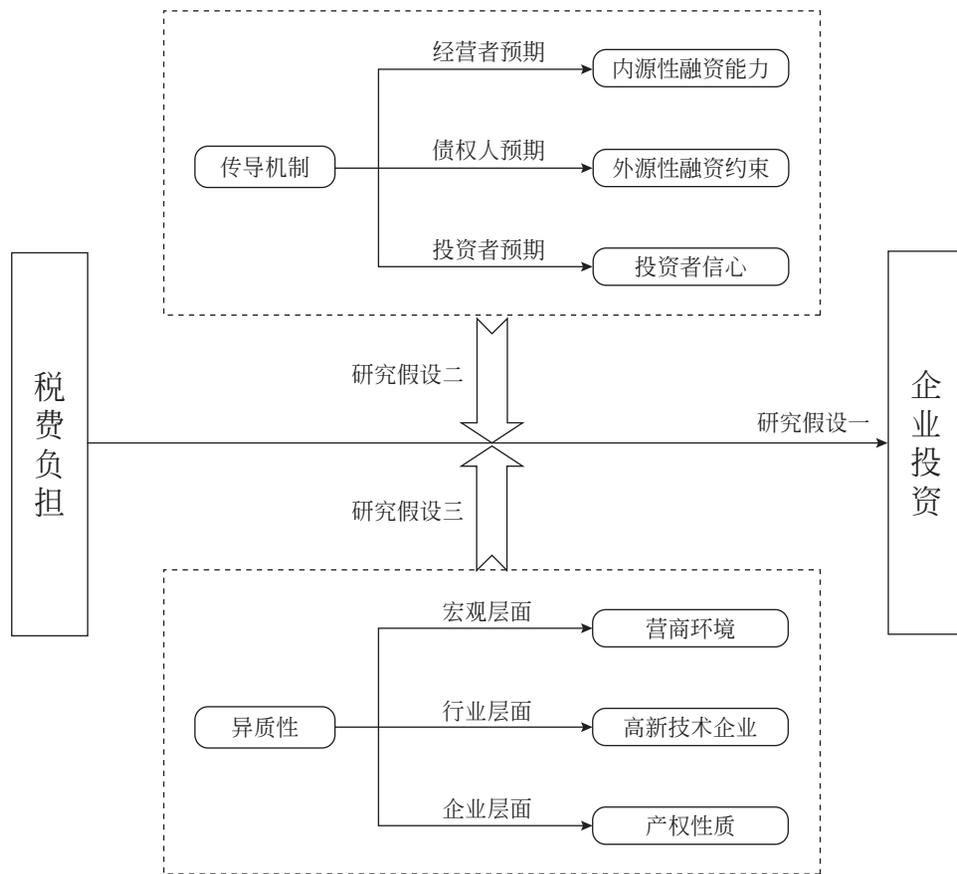


图1 税费负担影响企业投资行为研究框架图

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

2008年我国开始实施“结构性减税”政策，由于2008年和2009年受到金融危机的影响，为此本文选取2010年至2020年为研究期间，以沪深全部A股上市公司为研究样本，在此基础上进行如下筛选：(1)剔除ST公司；(2)剔除金融行业上市公司；(3)剔除存在缺失值的样本。最终得到2010年至2020年共24 831个样本观测值。为了避免极端值的影响，对所有连续变量在1%和99%水平上进行缩尾处理。本文涉及的所有数据均来源于CSMAR数据库和Wind数据库，数据采用Stata15.0进行处理。

(二) 变量选取

1. 企业投资 (Invest)。

当前对企业新增投资衡量方式主要有以下两种：一是借鉴Richardson (2006)^[21]通过当期投资相关现金流变化来衡量，具体为“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金”与“处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额”的差值表示企业新增投资变化的绝对量，并将该差值与期初

资产总额的比值作为企业新增投资比率。二是被学者广泛采用指标是采用资产负债表数据来计算当期新增投资，具体是将企业“期末固定资产原值”减去“期初固定资产原值”再加上“本期累计折旧”作为当期新增固定资产，以当期新增固定资产与期初资产总额的比重衡量企业新增投资。本文以第一种衡量方式进行基准回归，并采用第二种衡量方式展开稳健性检验。

2. 税费负担 (TFburden)。

现有文献企业税负通常以有效税率指标 (Effective Tax Rate, 简称 ETR) 衡量，即扣除递延所得税后的当期所得税费用与息税前利润之比 (Porcano, 1986^[22])，表示企业创造的增加值承担的直接税负比重。后续学者在上述公式基础上进行少量修正 (吴联生, 2009^[23]; 刘行和叶康涛, 2014^[24])，公式的基本架构并未发生实质性变化。本文借鉴上述研究基本思路，但并未完全依照该方法构建指标，原因在于 ETR 指标仅涵盖了以企业所得税为主的直接税负，并未涵盖在我国税收来源中占重要比重的以增值税为代表的间接税负，以及企业实际经营中税收痛感较为强烈的费负。为了实现税费负担的全面测度，本文借

鉴王业斌和许雪芳 (2019)^[25]的做法,提出了以收入支出为基本框架衡量指标:

$$Tax\ and\ Fee\ Burden = \frac{CIT+VAT+FEE}{Sales}$$

其中, *CIT* 代表企业扣除递延所得税后的当期所得税费用, *VAT* 代表企业实际承担的增值税, *FEE* 为企业实际承担的员工社保费, *Sales* 则代表企业当期取得的营业收入。公式的分子代表企业所承担实际税费支出,分母则为企业支付各项税费的经济来源。为了避免其他税收和费用未纳入衡量指标中,本文借鉴刘骏和刘峰 (2014)^[26]的做法,以税费所产生的现金流量构建税费负担指标,以现金流量表中“支付的各项税费-收到的税费返还”衡量企业所承担的实际税费,剔除了税费返还等干扰因素的影响,同时涵盖了企业所有税费范畴,将其作为稳健性检验的工具。

本文未直接采用现金流量构建税费负担指标,原因在于合并计算的 *TFBurden* 指标能够分解为企业所得税税负、流转税税负和社会保险费费负,便于后续

分别探讨各类税费对企业投资行为的影响。具体来看,企业实际所得税负担采用扣除递延所得税后的当期所得税费用(即实际所得税税额)与营业收入的比值衡量;将流转税总额与营业收入的比值度量流转税实际负担率,由于财务报表中很难直接获取企业流转税税费的实际数额,采用教育费附加与征收率的比值间接测算流转税总额;社保费实际负担率采用企业社保支出总额与营业收入的比值衡量。

3. 控制变量。

本文选取企业特征层面与宏观层面变量作为税费负担影响企业投资的控制变量。其中,企业特征层面变量主要包括公司规模 (*Size*)、财务杠杆 (*Lev*)、是否盈利 (*Loss*)、管理层持股 (*Manratio*)、管理层薪酬 (*Salary*)、企业年龄 (*Age*)、第一大股东持股比例 (*Share1*)、两职合一情况 (*Dual*);由于企业投资行为还受宏观因素的影响,本文选取人均国内生产总值 (*AvGDP*) 作为宏观控制变量,该指标综合反映了不同时期宏观经济运行情况。回归中同时控制行业效应和年度效应,具体变量衡量如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量符号	变量定义	衡量方法
<i>Invest</i>	年度新增投资比率	(购建固定资产无形资产和其他长期资产支付的现金-处置固定资产无形资产和其他长期资产收回的现金)/期初总资产
<i>TFBurden</i>	企业实际税费负担	企业年度实际承担的所得税、增值税和社保费之和与年度营业收入之比
<i>CIT-Burden</i>	企业所得税税负	(年度所得税费用-递延所得税费用)/营业收入
<i>VAT-Burden</i>	增值税税负	(教育费附加÷3%)/营业收入
<i>FEE-Burden</i>	社保费费负	社会保险费/营业收入
<i>Size</i>	公司规模	企业年末总资产的自然对数
<i>Lev</i>	财务杠杆	企业年末的资产负债率(%)
<i>Loss</i>	是否盈利	哑变量,若企业当年净利润为负,则赋值为 1,否则赋值为 0
<i>Manratio</i>	管理层持股比例	企业管理层年末持股比例
<i>Salary</i>	管理层薪酬	企业年末管理层薪酬总额的自然对数
<i>Age</i>	企业年龄	企业成立年限加 1 后取自然对数
<i>Share1</i>	第一大股东持股比例	第一大股东持股数量/总股数
<i>Dual</i>	两职合一	哑变量,若董事长与总经理为同一人取值为 1,否则为 0
<i>AvGdp</i>	人均 GDP	各省份年末人均地区生产总值(万元)
<i>Industry</i>	行业效应	根据证监会 2012 年《上市公司行业分类指引》划分,其中制造业进行二级细分
<i>Year</i>	年度效应	年度虚拟变量,属于该年度为 1,否则为 0

(三) 模型构建

为了验证前文所提假设, 本文构建如下模型进行实证分析:

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TFBurden_{i,t} + \beta_2 \sum Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Interm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TFBurden_{i,t} + \beta_2 \sum Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TFBurden_{i,t} + \beta_2 Interm_{i,t} + \beta_3 \sum Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TFBurden_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 TFBurden_{i,t} \times X_{i,t} + \beta_4 \sum Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, 模型 (1) 用于验证研究假设一, 若税费负担 (TFBurden) 的回归系数显著为负, 则表明企业实际税费负担的降低有助于企业投资增加, 即研究假设一得以验证。借鉴温忠麟和叶宝娟 (2014)^[27] 的中介检验方法, 本文采用模型 (1)、模型 (2) 和模型 (3) 用于检验研究假设二, 其中, Interm 分别代表内源性融资能力 (Restrain), 外源性融资约束 (KZ-

dummy) 以及投资者信心 (Confid)。本文采用模型 (4) 用于验证研究假设三, 其中 X 分别代表营商环境 (BEwirn)、是否为高新技术行业 (Hightech) 和产权性质 (SOE)。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

所有变量的描述性统计结果如表 2 所示。可以看出, 企业投资行为 (Invest) 的均值为 0.058, 表明样本期间企业年度新增投资占期初总资产的比重平均为 5.79%。年度新增投资最多为总资产的 35.5%, 而年度新增投资最小值为负, 表明企业实质上缩减投资规模为总资产的 2.65%, 意味着企业间新增投资水平存在较大差异。投资决策取决于企业内部经营策略与外部环境特征, 且受到管理层意图和行业异质性等因素的影响, 表 2 数据符合企业间投资水平存在显著差异化的现实情况。税费负担 (TFBurden) 均值为 0.0909, 中位数为 0.079, 表明样本税费负担总额占营业收入的比重均值为 9.09%, 最小值占比为 0.58%, 最大值占比为 31.9%, 企业间税费负担总体存在差异, 但基本处于合理区间。其他变量的描述性统计情况具体如表 2 所示, 各变量均较好地反映了现实情况。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Invest	24 831	0.057 9	0.037 8	0.065 3	-0.026 5	0.355 0
TFBurden	24 831	0.090 9	0.079 0	0.059 4	0.005 8	0.319 0
CIT-Burden	24 831	0.016 7	0.009 4	0.022 3	0.000 0	0.118 0
VAT-Burden	24 831	0.052 3	0.044 0	0.041 3	0.000 0	0.217 0
FEE-Burden	24 831	0.021 0	0.016 0	0.017 6	0.000 9	0.098 7
Size	24 831	22.230 0	22.050 0	1.300 0	19.690 0	26.120 0
Lev	24 831	0.437 0	0.432 0	0.207 0	0.052 1	0.886 0
Loss	24 831	0.101 0	0.000 0	0.301 0	0.000 0	1.000 0
Manratio	24 831	0.089 3	0.000 0	0.161 0	0.000 0	0.668 0
Salary	24 831	14.870 0	14.850 0	0.797 0	12.910 0	16.990 0
Age	24 831	2.855 0	2.890 0	0.356 0	1.609 0	3.497 0
Share1	24 831 0	34.910 0	32.830 0	14.960 0	9.000 0	75.420 0
Dual	24 831	0.260 0	0.000 0	0.439 0	0.000 0	1.000 0
AvGdp	24 831	7.359 0	6.835 0	3.250 0	2.118 0	16.420 0

(二) 相关性分析

所有变量的相关性分析如表3所示,可以看出税费负担(TFBurden)与企业投资(Invest)的相关性系数在1%的水平上显著为负,研究假设一初步得到验证。整体来看,变量之间的相关性系数基本小于

0.5,变量之间不存在严重的多重共线性。鉴于税费负担(TFBurden)为所得税税负、增值税税负、社保费费负之和,税费负担与其他变量相关性变化趋势基本能够代表整体税负的情况,考虑到文章的篇幅,未将具体三个税负加入相关性分析结果当中呈现。

表3 相关性分析

	Invest	TFBurden	Size	Lev	Loss	Manratio	Salary	Age	Share1	Dual	AvGdp
Invest	1										
TFBurden	-0.037***	1									
Size	-0.032***	-0.061***	1								
Lev	-0.074***	-0.253***	0.511***	1							
Loss	-0.114***	-0.042***	-0.065***	0.169***	1						
Manratio	0.152***	0.012*	-0.320***	-0.296***	-0.066***	1					
Salary	0.008	0.017***	0.507***	0.146***	-0.129***	-0.102***	1				
Age	-0.208***	0.015**	0.166***	0.168***	0.058***	-0.258***	0.143***	1			
Share1	0.042***	0.063***	0.214***	0.053***	-0.100***	-0.087***	0.030***	-0.111***	1		
Dual	0.081***	-0.006	-0.173***	-0.134***	0.002	0.237***	-0.018***	-0.097***	-0.062***	1	
AvGdp	-0.095***	-0.014**	0.093***	-0.059***	-0.001	0.073***	0.265***	0.175***	-0.006	0.094***	1

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

(三) 回归结果分析

表4列示了本文第一个研究假设的回归结果,按照企业税费负担的衡量方式不同,研究结果可分为四个部分。表4列(1)和列(2)分别为不考虑和考虑控制变量的情况下的回归结果,税费负担(TFBurden)与企业投资(Invest)的回归系数分别为-0.0564和-0.0612,且均在1%的置信水平上显著为负,考虑控制变量后拟合优度提升14%,证明研究假设一成立,即实际税费负担的降低有助于增加企业投资水平。表4列(3)、列(4)和列(5)展示了将税费负担(TFBurden)细化为所得税税负(CIT-Burden)^①、增值税税负(VAT-Burden)和社保费费负(FEE-Burden)后的回归结果,可以发现上述三个变量与企业投资(Invest)的回归系数均在1%的置信水平上显著为负,充分印证了本文第一个研究假设。所得税税负(CIT-Burden)回归系数为-0.0213,且在1%的水平上显著负相关,表明所得税税负的降低有助于促进企业投资。在其他条件不变的情况下,企业税费负担下降所带来的资本供给条件改变,会显

著促进企业投资行为,减税降费是有效刺激企业投资的政策工具。

表4其他控制变量的回归结果也反映了模型的合理性。Size的回归系数在5%的置信水平上显著为正,说明企业资产规模越大开展投资倾向性越强,符合大企业投资扩张行为更为频繁的现实;Loss的回归系数在1%的置信水平上显著为负,说明亏损企业更倾向于采取缩减投资策略;Manratio的回归系数在1%的置信水平上显著为正,表明管理层的股权激励会促使企业采取更加积极的投资策略;Salary的回归系数在1%的置信水平上显著为正,意味着管理层工资水平越高,企业投资增长的水平越高;Age的回归系数在1%的置信水平上显著为负,反映企业成立时间越长,投资扩张程度越低,成熟期的企业往往不再依靠规模扩张来寻求增长;大股东持股份额(Share1)与企业两职合一情况(Dual)均代表了企业代理冲突解决情况,两者的回归系数在1%的置信水平上显著为正,表明公司治理效率与企业投资水平成正比。

① 在分税种回归时,所得税税负与前文衡量方式略有不同,考虑到所得税费用的经济含义,采用(所得税费用-递延所得税费用)/应纳税所得额进行衡量。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>TFBurden</i>	-0.056 4 *** (-7.97)	-0.061 2 *** (-8.33)			
<i>CIT-Burden</i>			-0.021 3 *** (-7.80)		
<i>VAT-Burden</i>				-0.122 8 *** (-11.81)	
<i>FEE-Burden</i>					-0.065 8 *** (-2.74)
<i>Size</i>		0.001 1 ** (2.42)	0.001 4 *** (3.00)	0.001 1 ** (2.37)	0.001 0 ** (2.06)
<i>Lev</i>		0.005 0 * (1.93)	0.011 8 *** (4.74)	0.004 6 * (1.79)	0.009 9 *** (3.95)
<i>Loss</i>		-0.018 1 *** (-15.67)	-0.021 0 *** (-16.84)	-0.018 6 *** (-16.13)	-0.017 8 *** (-15.19)
<i>Manratio</i>		0.049 1 *** (16.19)	0.048 8 *** (16.06)	0.050 3 *** (16.62)	0.048 7 *** (15.92)
<i>Salary</i>		0.006 4 *** (10.03)	0.006 0 *** (9.32)	0.006 7 *** (10.41)	0.006 1 *** (9.57)
<i>Age2</i>		-0.019 1 *** (-13.05)	-0.019 4 *** (-13.25)	-0.019 2 *** (-13.10)	-0.019 5 *** (-13.27)
<i>Share1</i>		0.000 1 *** (3.67)	0.000 1 *** (3.04)	0.000 1 *** (3.75)	0.000 1 *** (3.39)
<i>Dual</i>		0.008 4 *** (8.57)	0.008 4 *** (8.56)	0.008 5 *** (8.70)	0.008 4 *** (8.51)
<i>AvGdp</i>		-0.000 6 *** (-4.97)	-0.000 6 *** (-4.69)	-0.000 7 *** (-5.13)	-0.000 6 *** (-4.88)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.094 1 *** (18.35)	0.020 9 * (1.93)	0.020 9 * (1.93)	0.016 9 (1.57)	0.027 2 ** (2.49)
<i>N</i>	24 831	24 831	24 831	24 831	24 831
<i>F</i>	112.14 ***	115.28 ***	114.74 ***	116.52 ***	113.93 ***
<i>R²</i>	0.092	0.140	0.139	0.143	0.138

注：*、**、***分别表示10%、5%和1%的水平上显著，括号内的数字为*t*统计值，下同。

(四) 内生性问题

实际税费负担的降低有助于刺激企业增加投资活动，但与此同时投资活动可能会为企业带来更多的税收优惠，综合来看最终降低了企业的税费负担。为了缓解潜在的反向因果问题，本文借鉴王业斌和许雪芳(2019)^[25]的研究，采用企业所在地区同一行业其他

企业所面临的平均税费负担作为解释变量的工具变量(*IV-TFBurden*)。综合来看，该工具变量满足相关性和外生性：一方面，企业的税费负担往往具有行业稳定性和享受相同的税收优惠政策，不同行业的税费负担存在较大差异，为此企业的税费负担与该行业其他企业的税负之间存在相关性；另一方面，企业的投

资水平与个体投资策略和风险报酬的判断有关，并不直接受同行业其他企业税费负担的影响，满足外生性条件。由此综合来看，该变量可以成为有效的工具变量。回归结果如表 5 列 (1) 所示。可以看出，税费负担 (*IV-TFBurden*) 与企业投资 (*Invest*) 的回归系数依然显著为负，证明了基准回归结果的稳健性。

企业当年新增投资并非完全受到减税降费政策的影响，可能受其他因素混淆导致结果出现伪相关关系。遗漏变量问题和衡量误差是导致内生性的重要原因，我们对这两方面进行分别考察。其一，剔除经济波动的影响。本文借鉴李增福等 (2022)^[28] 的研究，采用每年四个季度 GDP 增速的标准差作为经济波动指标 (*Wave*)。回归结果如表 5 列 (2) 所示，可以看出，在控制经济波动 (*Wave*) 的情况下，企业税费负担 (*TFBurden*) 与企业投资 (*Invest*) 的回归系数为 -0.061 2，在 1% 的水平上显著为负，证实了前文结果的稳健性。其二，缓解税费负担衡量误差的影响。为了缓解税费负担衡量导致的回归误差，本文按照税费负担的取值将税费负担从大到小平均划分为五等份，依次将其赋值为 5、4、3、2、1。回归结果如表 5 的列 (3) 所示，可以看出，税费负担等

级 (*TFBurden_rank*) 的回归系数为 -0.002 4，与企业投资 (*Invest*) 在 1% 的水平上显著负相关，证实了前文结果的稳健性。其三，控制地区固定效应。考虑到地区层面的异质性可能对企业税费负担、企业投资存在重要影响，即在经济发展水平较高的省份往往更容易受到减税降费政策的刺激，从而企业增加投资，使得本文的因果关系面临内生性问题，本文通过增设省份固定效应，以缓解企业实际税费负担带来的宏观系统性环境的变化。回归结果如表 5 列 (4) 所示，可以看到，考虑了省份因素后，前文的研究结论保持稳健。其四，增加经济发展水平控制变量。由于市场分割的存在，各地区资源禀赋也各不相同，在企业税收、土地租金方面对企业存在差异化的支持力度，为此本文采用劳动力质量、交通运输、创新环境指标对经济发展水平带来的差异进行控制。其中劳动力质量 (*labor*) 采用大学生劳动力占比衡量；交通运输 (*trans*) 采用各个省份公路、铁路内河航道里程与城区面积之比进行衡量；创新环境 (*innovation*) 采用创新技术企业密集度衡量。回归结果为表 4 列 (5)，可以看出，对经济发展水平因素进行控制后，前文的研究结论依然稳健。

表 5 内生性问题

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>TFBurden</i>	-0.080 9*** (-3.31)	-0.061 2*** (-8.33)		-0.054 7*** (-7.38)	-0.058 3*** (-7.91)
<i>TFBurden_rank</i>			-0.002 4*** (-7.68)		
<i>Size</i>	0.001 1** (2.40)	0.001 1** (2.43)	0.001 0** (2.27)	0.001 7*** (3.75)	0.001 5*** (3.22)
<i>Lev</i>	0.003 3 (0.98)	0.005 0* (1.92)	0.005 4** (2.11)	0.004 4* (1.71)	0.004 5* (1.74)
<i>Loss</i>	-0.018 0*** (-15.45)	-0.018 1*** (-15.66)	-0.018 3*** (-15.88)	-0.017 6*** (-15.07)	-0.017 8*** (-15.39)
<i>Manratio</i>	0.049 0*** (16.16)	0.049 1*** (16.18)	0.049 6*** (16.36)	0.047 8*** (15.53)	0.047 5*** (15.47)
<i>Salary</i>	0.006 6*** (10.07)	0.006 4*** (10.02)	0.006 5*** (10.06)	0.005 9*** (8.95)	0.006 1*** (9.49)
<i>Age</i>	-0.018 8*** (-12.80)	-0.019 1*** (-13.04)	-0.019 2*** (-13.11)	-0.018 8*** (-12.61)	-0.019 2*** (-13.11)
<i>Share1</i>	0.000 1*** (3.70)	0.000 1*** (3.66)	0.000 1*** (3.48)	0.000 1*** (4.40)	0.000 1*** (3.76)
<i>Dual</i>	0.008 4*** (8.54)	0.008 4*** (8.57)	0.008 4*** (8.61)	0.008 0*** (8.13)	0.008 0*** (8.21)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>AvGdp</i>	-0.000 6 *** (-4.88)	-0.000 6 *** (-5.06)	-0.000 6 *** (-4.93)	0.001 9 *** (4.34)	0.000 8 ** (2.53)
<i>Wave</i>		-0.000 7 * (-1.69)			
<i>Labor</i>					-0.000 6 *** (-4.83)
<i>Trans</i>					0.000 0 ** (2.01)
<i>Innovation</i>					0.015 9 ** (2.25)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	No	No	No	Yes	No
<i>Constant</i>	0.018 8 * (1.74)	0.021 7 ** (2.00)	0.023 4 ** (2.17)	-0.011 3 (-0.95)	0.013 4 (1.22)
<i>N</i>	24 814	24 831	24 831	24 831	24 831
<i>F</i>	114.44	112.41 ***	115.58 ***	68.61 ***	109.49 ***
<i>R²</i>	0.140	0.140	0.140	0.148	0.142

(五) 稳健性检验

为了保证前文所得结论的稳健性,本文采用当年固定资产净增加额与期初总资产的比值作为企业投资水平的替代衡量方式(*Invest_new*),回归结果列示于表6列(1);采用“支付的各项税费”和“收到的税费返还”的差额,与营业收入的比值作为税费负担的替代衡量方式(*TFBurden_new*),回归结果如表6列(2)所示;此外,考虑到我国2008年开始实行结构性减税,2016年至今调整为实质性减税,本文将回归期间缩短为2016年至2020年,考察不同样本期间回归结果的稳健性,列示于表6列(3)。可以看到,表6中所有税费负担与企业投资(*Invest*)的回归系数均在1%的置信水平上仍然显著为负,证实了前文回归结果的稳健性。

企业当年新增投资并非完全受到减税降费政策的影响,可能受其他因素混淆导致实证结果不可靠。特

别是,为了促进产业转型,近年来政府对部分企业加大补助力度,政府补助同样有助于缓解企业面临的融资难题,提升外部利益相关者对企业的未来预期,由此本文的所得回归结果可能受到政府补助的影响。为了排除这一替代性解释,本文在回归过程中加入政府补助(*Subsidy*)变量,旨在控制政府补助对两者相关关系的影响。回归结果如表6列(4)所示,控制政府补助(*Subsidy*)的情况下所得结论仍与前文一致,进而排除了政府补助的替代性解释。此外,实际税费负担的下降除对当期企业投资水平产生影响外,可能对未来企业投资水平产生影响,本文对税费负担(*TFBurden*)分别进行滞后一期和滞后两期的处理,实证结论依然可靠^①,说明减税降费政策的实施具有一定时效性,对未来两年的企业投资水平均具有促进作用。

① 由于篇幅所限,滞后变量回归结果未在正文列示,感兴趣的读者可联系作者索取。

表 6 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest_new</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>TFBurden</i>	-0.018 2*** (-2.63)		-0.078 6*** (-7.94)	-0.076 0*** (-9.06)
<i>TFBurden_new</i>		-0.074 0*** (-9.37)		
<i>Size</i>	-0.000 5 (-1.23)	0.001 3** (2.50)	0.000 5 (0.89)	0.001 0* (1.87)
<i>Lev</i>	0.000 1 (0.02)	0.002 3 (0.84)	0.012 6*** (3.72)	0.002 2 (0.74)
<i>Loss</i>	0.015 8*** (11.99)	-0.018 8*** (-15.12)	-0.018 2*** (-12.62)	-0.018 0*** (-13.14)
<i>Manratio</i>	0.019 3*** (7.32)	0.046 1*** (13.99)	0.054 4*** (14.05)	0.046 8*** (13.93)
<i>Salary</i>	0.001 2** (2.18)	0.006 2*** (9.03)	0.008 2*** (9.66)	0.006 7*** (9.25)
<i>Age</i>	-0.004 5*** (-3.62)	-0.019 9*** (-12.62)	-0.015 4*** (-7.68)	-0.017 1*** (-10.66)
<i>Share1</i>	0.000 1*** (3.99)	0.000 1*** (3.13)	0.000 2*** (4.65)	0.000 1*** (3.66)
<i>Dual</i>	0.001 0 (1.20)	0.007 4*** (7.09)	0.008 5*** (6.85)	0.008 2*** (7.38)
<i>AvGdp</i>	-0.000 0 (-0.16)	-0.000 7*** (-5.14)	-0.000 3* (-1.95)	-0.000 7*** (-4.61)
<i>Subsidy</i>				0.257 8***
<i>Constant</i>	-0.014 4 (-1.53)	0.025 3** (2.14)	-0.031 5** (-2.11)	0.008 1 (0.66)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	24 831	21 556	13 328	19 874
<i>F</i>	16.06***	94.81***	60.69***	93.72***
<i>R²</i>	0.027	0.137	0.123	0.139

五、拓展研究

(一) 机制检验

1. 传导机制：内源融资能力。

本文借鉴黄贤环和杨钰洁(2022)^[29]的研究,采用公司自由现金流与期初资产的比值衡量内源融资能力。回归结果如表7所示,列(2)中,税费负担(*TFBurden*)与内源融资能力(*Restrained*)的回归系数为0.280 2,在1%的水平上显著为正,表明内源融资

能力(*Restrained*)可以中介效应立论,意味着企业在税费负担降低时会适度降低自由现金流储备量,使得企业的内源融资能力随之下降;列(3)将实际税费负担(*TFBurden*)与内源融资能力(*Restrained*)均放入回归时,减税降费(*TFBurden*)的回归系数为-0.059,在1%的水平上显著为负,其绝对值相较于列(1)而言有所下降;内源融资能力(*Restrained*)的回归系数为-0.051 1,在1%的水平上显著为负。这一结果表明内源融资能力(*Restrained*)在税费负担

(*TFBurden*) 与企业投资 (*Invest*) 间发挥部分中介作用。结合实际, 企业内源融资成本相对于外部融资而言具有巨大优势, 税费负担降低促使企业不需要更多的现金储备以应付税费支出, 而是将更多的现金留存转化为投资, 由此证实, 减税降费释放的部分现金流通过内源融资转化为资本, 支持企业的新增投资。

表 7 传导机制: 内源融资能力

	(1)	(2)	(3)
	<i>Invest</i>	<i>Restrain</i>	<i>Invest</i>
<i>TFBurden</i>	-0.073 4*** (-7.79)	0.280 2*** (3.64)	-0.059 0*** (-6.73)
<i>Restrain</i>			-0.051 1*** (-27.41)
<i>Size</i>	-0.001 5*** (-2.59)	-0.016 4*** (-3.40)	-0.002 4*** (-4.34)
<i>Lev</i>	0.022 9*** (6.11)	-0.421 7*** (-13.70)	0.001 4 (0.40)
<i>Loss</i>	-0.014 7*** (-3.41)	0.070 5* (1.72)	-0.011 1*** (-2.88)
<i>Manratio</i>	0.045 2*** (12.62)	-0.344 2*** (-14.22)	0.027 6*** (8.25)
<i>Salary</i>	0.005 6*** (6.92)	0.035 4*** (5.17)	0.007 4*** (9.98)
<i>Age</i>	-0.018 4*** (-10.40)	0.103 0*** (8.16)	-0.013 2*** (-8.11)
<i>Share1</i>	0.000 1*** (3.26)	0.001 2*** (4.24)	0.000 2*** (5.48)
<i>Dual</i>	0.009 5*** (7.53)	-0.057 1*** (-6.16)	0.006 6*** (5.72)
<i>AvGdp</i>	-0.000 7*** (-4.00)	-0.002 1 (-1.46)	-0.000 8*** (-4.98)
<i>Constant</i>	0.087 2*** (5.98)	-0.528 2*** (-5.04)	0.060 3*** (4.48)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	15 050	15 050	15 050
<i>F</i>	89.81***	36.83***	106.54***
<i>R</i> ²	0.148	0.083	0.276

2. 传导机制: 外源融资约束。

本文借鉴谭小芬和张文婧 (2017)^[30] 的研究, 采用 *KZ* 指数虚拟变量衡量企业外源融资约束, *KZ* 指数大于分行业分年度中位数则赋值为 1, 否则赋值为 0。回归结果如表 8 所示, 税费负担 (*TFBurden*) 与企业投资 (*Invest*) 的回归系数均在 1% 的置信水平上显

著为负; 列 (2) 中, 税费负担 (*TFBurden*) 与外源融资约束 (*KZ_dummy*) 的回归系数为 0.130 5, 在 1% 的水平上显著为正, 表明当企业税费负担增加会引起融资约束程度提升; 列 (3) 将税费负担 (*TFBurden*) 与外源融资约束 (*KZ_dummy*) 均放入回归时, 税费负担 (*TFBurden*) 回归系数的绝对值相较于列 (1) 而言有所下降, 融资约束 (*KZ_dummy*) 的回归系数为 -0.014 7, 在 1% 的水平上显著为负。这一结果表明融资约束 (*KZ_dummy*) 在税费负担 (*TFBurden*) 与企业投资 (*Invest*) 间发挥部分中介作用, 企业税费负担下降对投资行为的促进作用受到外部融资约束的制约, 即当企业融资约束程度较高时, 减税降费对企业投资的促进作用较小。

表 8 传导机制: 外源融资约束

	(1)	(2)	(3)
	<i>Invest</i>	<i>KZ_dummy</i>	<i>Invest</i>
<i>TFBurden</i>	-0.073 4*** (-7.79)	0.134 4** (2.10)	-0.071 4*** (-7.61)
<i>KZ_dummy</i>			-0.014 7*** (-11.76)
<i>Size</i>	-0.001 5*** (-2.59)	-0.056 4*** (-14.09)	-0.002 4*** (-4.02)
<i>Lev</i>	0.022 9*** (6.11)	1.796 0*** (87.00)	0.049 4*** (11.00)
<i>Loss</i>	-0.014 7*** (-3.41)	0.113 0*** (4.34)	-0.013 0*** (-3.04)
<i>Manratio</i>	0.045 2*** (12.62)	-0.195 9*** (-9.29)	0.042 3*** (11.84)
<i>Salary</i>	0.005 6*** (6.92)	-0.042 9*** (-7.96)	0.005 0*** (6.12)
<i>Age</i>	-0.018 4*** (-10.40)	-0.021 6** (-2.00)	-0.018 8*** (-10.64)
<i>Share1</i>	0.000 1*** (3.26)	-0.002 2*** (-9.36)	0.000 1** (2.36)
<i>Dual</i>	0.009 5*** (7.53)	-0.007 1 (-0.88)	0.009 4*** (7.49)
<i>AvGdp</i>	-0.000 7*** (-4.00)	0.003 3** (2.55)	-0.000 6*** (-3.74)
<i>Constant</i>	0.087 2*** (5.98)	1.718 4*** (17.92)	0.112 5*** (7.68)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	15 050	15 050	15 050
<i>F</i>	89.81***	337.30***	90.25***
<i>R</i> ²	0.148	0.333	0.156

3. 传导机制：投资者信心。

本文借鉴权小锋和吴世农 (2012)^[31]的研究,采用换手率衡量投资者信心。股票换手率越高代表投资者关注程度越高,投资者关注程度通常跟投资者信心正相关。企业实际税费负担的降低有利于提升企业价值,对上市制造业企业是利好消息,市场投资者则会根据税负下降的预计效果作出投资决策,促进买进行为提升企业价值(杨森平和刘晓琰,2020^[32])。回归结果如表9所示,税费负担(TFBurden)与企业投资(Invest)的回归系数仍在1%的水平上显著为负;列(2)中,税费负担(TFBurden)与投资者信心(Confid)的回归系数为-2.8418,在1%的水平上显著为正,表明税费负担降低会增强投资者信心;列(3)将税费负担(TFBurden)与投资者关注(Confid)均放入回归时,税费负担(TFBurden)回归系数的绝对值相较于列(1)而言有所下降;投资者关注(Confid)的回归系数为-0.0009,在1%的水平上显著为正。这一结果表明减税降费对于企业投资的促进作用部分通过投资者信心影响企业行为,投资者关注(Confid)发挥部分中介作用。

表9 传导机制：投资者关注

	(1)	(2)	(3)
	Invest	Confid	Invest
TFBurden	-0.0734*** (-7.79)	-2.8418*** (-5.44)	-0.0709*** (-7.52)
Confid			0.0009*** (6.04)
Size	-0.0015*** (-2.59)	-1.2601*** (-35.97)	-0.0004 (-0.71)
Lev	0.0229*** (6.11)	2.0060*** (9.28)	0.0212*** (5.64)
Loss	-0.0147*** (-3.41)	0.3054 (1.18)	-0.0149*** (-3.48)
Manratio	0.0452*** (12.62)	5.3259*** (21.45)	0.0405*** (11.01)
Salary	0.0056*** (6.92)	-0.0541 (-1.24)	0.0056*** (6.99)
Age	-0.0184*** (-10.40)	-0.3688*** (-3.69)	-0.0181*** (-10.24)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	Invest	Confid	Invest
Share1	0.0001*** (3.26)	-0.0117*** (-5.36)	0.0001*** (3.55)
Dual	0.0095*** (7.53)	0.2538*** (3.34)	0.0093*** (7.36)
AvGdp	-0.0007*** (-4.00)	-0.0379*** (-3.52)	-0.0007*** (-3.80)
Constant	0.0872*** (5.98)	37.2251*** (42.93)	0.0545*** (3.57)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	15 050	15 050	15 050
F	89.81***	197.98***	88.62***
R ²	0.148	0.343	0.150

4. 多重机制比较与检验。

为探究上述传导机制之间的异质性,考察减税降费政策传导的主要路径,本文借鉴柳士顺和凌文轻(2009)^[33]的研究,对上述传导机制的作用效果进行比较与检验。首先,估计和检验减税降费传导机制的总体中介效应。由表10列(1)可知,税费负担(TFBurden)与企业投资(Invest)的回归系数为-0.0734,代表税费负担抑制企业投资的总效应^①。如表10列(4)所示,税费负担(TFBurden)与企业投资(Invest)的回归系数为-0.0569,代表税费负担抑制企业投资的直接效应,两者差值意味着减税降费传导机制的总体中介效应为-0.0161,可知总体中介效应在总效应中的比重为22%,且在1%的置信水平上显著为负。其次,估计和检验上述传导机制的个别中介效应。如表10所示,企业税费负担(TFBurden)通过内源融资能力(Restrain)所发挥的个别中介效应为-0.014,通过外源融资约束(KZ_dummy)所发挥的个别中介效应为-0.0013,通过投资者信心(Confid)发挥的个别中介效应为-0.0011,且均在5%的水平上显著为负。由此可知,内源融资能力(Restrain)传导机制所发挥的个别中介效应最大,在总效应当中的占比为19.2%,在总体中介效应中的占比为87%。最后,通过构建中介效应之间

① 由于中介变量样本量与其他变量之间存在差异,中介效应检验的样本量为15 050,基准回归的样本量为24 831,导致拓展研究中表7、表8、表9、表10列(1)所示的税费负担(TFBurden)与企业投资(Invest)的回归系数与表4列(2)结果不一致,其差异是由于样本量不同所带来的,并不影响回归模型的稳健性。

的比较函数, 检验中介效应差异的显著性。从绝对值比较来看, 内源融资能力 (*Restrain*) 所发挥的中介效应最大, 外源融资约束 (*KZ_dummy*) 与投资者信心 (*Confid*) 中介作用相对较小。内源融资能力 (*Restrain*) 与外源融资约束 (*KZ_dummy*) 差异比较的 *Z* 值是-3.79, 在 1% 的水平上显著; 内源融资能力 (*Restrain*) 与投资者信心 (*Confid*) 差异比较的 *Z*

值是-3.28, 在 1% 的水平上显著; 外源融资约束 (*KZ_dummy*) 与投资者信心 (*Confid*) 差异比较的 *Z* 值是-0.14, 不显著。可见, 三个传导机制中内源融资能力 (*Restrain*) 所发挥的中介效应最大, 且与其他两个中介效应之间的差异具有显著性, 说明减税降费政策主要通过增强企业的内源融资能力来促进投资。

表 10 多重机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Invest</i>	<i>Restrain</i>	<i>KZ_dummy</i>	<i>Confid</i>	<i>Invest</i>
<i>TFBurden</i>	-0.073 4 *** (-7.79)	0.280 2 *** (3.64)	0.134 4 ** (2.10)	-2.841 8 *** (-5.44)	-0.056 9 *** (-6.49)
<i>Restrain</i>					-0.050 0 *** (-27.00)
<i>KZ_dummy</i>					-0.009 3 *** (-8.33)
<i>Confid</i>					0.000 4 *** (3.04)
<i>Size</i>	-0.001 5 *** (-2.59)	-0.016 4 *** (-3.40)	-0.056 4 *** (-14.09)	-1.260 1 *** (-35.97)	-0.002 4 *** (-4.20)
<i>Lev</i>	0.022 9 *** (6.11)	-0.421 7 *** (-13.70)	1.796 0 *** (87.00)	2.006 0 *** (9.28)	0.017 7 *** (4.33)
<i>Loss</i>	-0.014 7 *** (-3.41)	0.070 5 * (1.72)	0.113 0 *** (4.34)	0.305 4 (1.18)	-0.010 2 *** (-2.67)
<i>Manratio</i>	0.045 2 *** (12.62)	-0.344 2 *** (-14.22)	-0.195 9 *** (-9.29)	5.325 9 *** (21.45)	0.023 9 *** (6.98)
<i>Salary</i>	0.005 6 *** (6.92)	0.035 4 *** (5.17)	-0.042 9 *** (-7.96)	-0.054 1 (-1.24)	0.007 0 *** (9.39)
<i>Age</i>	-0.018 4 *** (-10.40)	0.103 0 *** (8.16)	-0.021 6 ** (-2.00)	-0.368 8 *** (-3.69)	-0.013 3 *** (-8.25)
<i>Share1</i>	0.000 1 *** (3.26)	0.001 2 *** (4.24)	-0.002 2 *** (-9.36)	-0.011 7 *** (-5.36)	0.000 2 *** (4.95)
<i>Dual</i>	0.009 5 *** (7.53)	-0.057 1 *** (-6.16)	-0.007 1 (-0.88)	0.253 8 *** (3.34)	0.006 5 *** (5.63)
<i>AvGdp</i>	-0.000 7 *** (-4.00)	-0.002 1 (-1.46)	0.003 3 ** (2.55)	-0.037 9 *** (-3.52)	-0.000 7 *** (-4.68)
<i>Constant</i>	0.087 2 *** (5.98)	-0.528 2 *** (-5.04)	1.718 4 *** (17.92)	37.225 1 *** (42.93)	0.061 6 *** (4.35)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	15 050	15 050	15 050	15 050	15 050
<i>F</i>	89.81 ***	36.83 ***	337.30 ***	197.98 ***	103.18 ***
<i>R</i> ²	0.148	0.083	0.333	0.343	0.280

(二) 异质性分析

1. 营商环境异质性分析。

营商环境异质性的回归结果如表 10 列 (1) 所示。本文借鉴杨仁发和魏琴琴 (2021)^[34] 的研究,从宏观经济环境、市场环境、基础设施和政策环境四方面构建营商环境的指标体系。企业所处的营商环境 (BE) 值越高,表明企业所处的营商环境越好。可以看出营商环境 (BE) 与税费负担 (TFBurden) 的交互项系数为 0.020 5,且在 10% 的水平上显著为正。这一结果表明相较于营商环境更优地区的企业,税费负担降低对企业投资的促进作用在营商环境欠佳地区的表现更为显著。即研究假设三得到验证,税费负担下降刺激企业投资的效应存在宏观环境异质性。这一结果与我国税费负担现实情况一致,中西部地区营商环境劣于东部地区,中西部地区企业面临的资本供给相对不足,企业实际税费负担的降低能够更好地改善企业的融资约束,刺激企业的投资行为。

2. 高新行业异质性分析。

行业异质性的回归结果如表 10 列 (2) 所示。本文采用 *Hightech* 表示企业是否为高新技术行业,倘若为高新技术行业则赋值为 1,否则赋值为 0。可以看出,是否为高新技术 (*Hightech*) 与税费负担 (TFBurden) 的交互项系数为 -0.041 5,且在 1% 的水平上显著为负。这一结果表明相较于非高新技术企业,税费负担 (TFBurden) 与企业投资 (*Invest*) 的负相关关系在高新技术企业中更为显著。即研究假设三成立,税费负担下降刺激企业投资的效应存在行业异质性。实际税费负担的下降更有益于缓解高新技术企业的融资压力,激发新增投资需求。

3. 产权性质异质性分析。

产权性质异质性的回归结果如表 10 列 (3) 所示。本文采用 *SOE* 表示企业的产权性质,倘若为国有企业则赋值为 1,否则赋值为 0。可以看出,产权性质 (*SOE*) 与税费负担 (TFBurden) 的交互项系数为 0.034 8,且在 1% 的水平上显著为正。这一结果表明相较于国有企业,税费负担 (TFBurden) 与企业投资 (*Invest*) 的负相关关系在非国有企业中更为显著。即减税降费刺激企业投资存在产权性质的异质性,税费负担降低对非国有企业投资的激励作用更大。

表 11 异质性检验结果

	营商环境	高新行业	产权性质
	(1)	(2)	(3)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>TFBurden</i>	-0.061 3*** (-8.35)	-0.042 7*** (-4.51)	-0.073 4*** (-7.28)
<i>BE</i>	0.001 3 (0.94)		
<i>BE</i> × <i>TFBurden</i>	0.020 5* (1.80)		
<i>Hightech</i>		-0.001 8 (-0.90)	
<i>Hightech</i> × <i>TFBurden</i>		-0.041 5*** (-2.95)	
<i>SOE</i>			-0.018 3*** (-11.98)
<i>SOE</i> × <i>TFBurden</i>			0.034 8*** (2.76)
<i>Size</i>	0.001 1** (2.49)	0.001 0** (2.22)	0.002 0*** (4.19)
<i>Lev</i>	0.005 1** (1.99)	0.004 5* (1.74)	0.007 3*** (2.80)
<i>Loss</i>	-0.018 1*** (-15.67)	-0.018 0*** (-15.57)	-0.017 9*** (-15.31)
<i>Manratio</i>	0.048 4*** (15.91)	0.049 4*** (16.30)	0.039 2*** (12.37)
<i>Salary</i>	0.006 3*** (9.75)	0.006 6*** (10.25)	0.006 7*** (10.22)
<i>Age</i>	-0.019 0*** (-12.96)	-0.019 2*** (-13.11)	-0.015 9*** (-10.75)
<i>Share1</i>	0.000 1*** (3.63)	0.000 1*** (3.58)	0.000 2*** (5.49)
<i>Dual</i>	0.008 3*** (8.50)	0.008 4*** (8.59)	0.005 4*** (5.46)
<i>AvGdp</i>	-0.000 7*** (-5.52)	-0.000 6*** (-4.92)	-0.000 7*** (-5.44)
<i>Constant</i>	0.021 7** (2.01)	0.020 1* (1.86)	-0.000 5 (-0.05)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	24 831	24 831	24 433
<i>F</i>	110.40***	110.35***	112.80***
<i>R</i> ²	0.141	0.141	0.149

六、研究结论与政策建议

减税降费政策是助力企业纾困与激发市场活力的重要举措，是强化经济逆周期调节和促进有效投资的有力抓手。作为有史以来规模最大、力度空前的减税降费措施，是否从真正意义上直击企业的痛点难点，促进企业投资意愿，提振市场主体信心，成为当前社会各界比较关心的问题。据此本文以2010年至2020年沪深A股上市公司为研究样本，实证检验了税费负担对企业投资行为的影响。研究发现，第一，税费负担的降低有助于刺激企业扩大投资，即企业税费负担越低，企业投资规模越大。进一步将税费负担拆分为所得税税负、增值税税负及社保费费负，发现所得税税负、增值税税负及社保费费负的降低，均显著促进了企业投资增加。第二，从资本供给视角考察了税费负担对企业投资的传导路径，研究结果表明，减税降费会通过降低内源融资能力、缓解外源融资约束和提升投资者信心三重机制促进企业加大投资，且内源融资传导路径所发挥作用效果最大。第三，本文从宏观、行业和企业三个层面对两者关系进行情境检验，发现税费负担对企业投资的促进作用在营商环境欠佳地区、高新技术行业以及非国有企业中的表现更为明显。本研究在分析减税降费政策与企业投资行为现状的基础上，结合两者在宏观指标层面表征的共性变化趋势提出研究假说，并采用我国上市公司数据进行了检验，形成减税降费政策效应评估的微观经验证据，以期为进一步完善减税降费政策提供参考。

减税降费对微观企业行为调节引导作用的发挥，有赖于政策优化与相关配套改革的推进，结合上述研究结论，本文对进一步完善减税降费措施和配套制度提出以下三点建议：

第一，以降低企业纳税人税费负担为锚点，明确减税降费政策重心。长期以来，我国宏观税负相对不高，但企业税费“痛感”较重成为不争的事实。我国税收体系存在企业纳税人税负较重、间接税相对直接税占比较高等特点，使得企业不仅承担着相对较高的税费负担，同时还承受税费上缴、转嫁、返还等过程带来的现金流迟滞。统计数据显示，2020年全国税收收入来自间接税占比高达57%，直接税占比为

43%；个税占直接税的比重为8%，企业所得税占直接税比重为92%^①。对比美国的直接税占比为70%左右，个税和社保税占美国全部税收比重超过60%^②。此外，企业的行政事业性收费、政府性基金、制度性交易成本、五险一金等成本相对较高，进一步挤压了企业的盈利空间，税费叠加使得企业税费负担的“痛感倍增”。较高的税费负担可能引发企业投资意愿降低、投资活力下降、研发投入不足、生存环境恶化等情况。在宏观经济运行繁荣时期，税费负担较高所带来负面效应容易被掩盖或抵消，而在经济处于下行阶段，税费负担的不良效应更容易显现，且成为经济进入恶性循环的助推器。

我国此轮开展的减税降费改革实质性与普惠性地打开了税费负担降低的通道，从一定程度上扭转了税收扭曲程度，建议从以下几个方面持续推进税制改革，发挥税收制度在调结构、促转型、稳增长方面的作用。其一，推进增值税制度改革，降低企业增值税税负。表4所示的研究结果显示，增值税税负回归系数的绝对值最大，表明增值税税负下降所带来的投资激励效应最为显著。可考虑将非金融企业的贷款利息纳入抵扣、服务业进项税额加计抵减等改革，不断完善增值税进项抵扣与留抵退税机制设计，降低间接税在整体税收中的比重。其二，加大消费税在收入分配和绿色转型中的调节力度，将奢侈性、高污染、高耗能产品或服务纳入消费税应税范围。其三，健全以财产税为主体的直接税体系，持续优化个税专项扣除制度，清理规范企业所得税税收优惠，扩大房产税试点范围，加快遗产税研究立法。其四，持续加大税收征纳过程的数字化运用，运用技术手段完善税收监管，推进增值税抵扣凭证电子化，不断提高纳税人的纳税意识与纳税遵从度。此外，还应清理各种压在企业头上的不必要的收费，切实减轻企业的“承重感”。

第二，以完善金融体制与优化企业融资环境为助力，畅通税费改革促实体投资的作用路径。近年来，我国实体经济有效投资不足，虚拟经济体系资产价格持续攀升，反映我国经济出现“脱实向虚”的场景（张成思和张步昙，2016^[35]；彭俞超等，2018^[36]）。如前文分析，此轮减税降费通过不同的资本供给路径作用于实体投资，且主要通过提升内源融资能力促进

① 数据来源：国家统计局网站《全国统计年鉴（2021年）》。

② 数据来源：美国商务部经济分析局网站。

新增投资,表明资金短缺已成为制约实体投资增长的主要因素,验证了我国实体经济不受资本青睐的现实。以往烫平经济周期性波动所采用的政府直接投资引起了公共部门债务的扩张,导致大量信贷资源流入有政府信用背书的领域,而公共部门的投资效率通常低于市场化主体,信贷挤占进一步演化为有效投资挤出,导致我国总体资本回报率和GDP增长率的下降^[1]。减税降费打破了信贷配置扭曲引致投资效率低下的经济恶性循环,促进实体经济恢复活力和提升投资潜力,当前应当以减税降费作为经济良性循环的出发点,缓解企业内源融资约束,增厚企业留存收益。金融行业的产权偏好和风险规避加剧了信贷资源配置扭曲,使得受到金融机构青睐的企业流动性过剩,外部融资依赖度高的行业呈现信贷饥渴。推进金融体制改革,降低信贷资源扭曲程度,畅通减税降费作用路径,将信贷资源逐渐流向真正需要信贷资源的企业,释放市场主体的投资意愿,促进实体经济焕发活力。

第三,结合政府职能转变构建减税降费长效机制。减税降费作为财政政策工具与政府职能转变相辅相成,其内涵是进一步明确政府与市场的关系。减税降费作为激发市场活力的重要手段,适度代替政府引导下的公共部门投资扩张,是财政调控手段方面政府向市场的放权。前文分析表明,此轮减税降费对营商环境欠佳、高新技术产业以及非国有企业投资的促进作用更加显著,表明良好的营商环境有助于减税降费作用效果的发挥,体现了减税降费政策切实发挥了激励民间投资、鼓励创新投资的效果。

首先,改善营商环境是转变政府职能背景下以构建新的发展格局、推动高质量发展为目标的持续性制度创新。良好的营商环境能够更大程度地激发市场主体的投资活力和社会主体的创造力,企业主体的投融资需求得到相应满足,现存融资约束、投资抑制等现象基本得到改善。减税降费之所以在营商环境欠佳地区对企业投资表现出更大的激励效应,正反映了营商环境薄弱会导致企业投融资约束程度加大。营商环境

的改善要以政府简政放权、“放管服”改革为依托,营商环境持续优化应当建立在有效市场与有为政府深度结合的基础上,与建设减税降费政策长效机制的需求相协同。建议营商环境欠佳的地方进一步刀刃向内推进简政放权,促进政府治理水平的全面提升和地方营商环境的全面改善,减税降费长效机制带动市场主体活力,促进经济平稳运行。

其次,科技创新是推动经济转型发展的引擎,高新技术企业是科技创新体系中无可取代的市场化力量。针对高新技术企业的行业特点采取特定税收优惠也是世界各国普遍采取的政策措施,企业创新研发的正外部性促进了传统行业的改造升级与新兴产业培育发展的,正是当前推动我国经济结构转型升级的中坚力量。此轮减税降费措施不仅包括增值税税率下降与留抵退税等普惠式减负,也包括制造业固定资产加计扣除、高新技术行业无形资产加计扣除等具有推动经济高质量发展的靶向作用的内容。实证检验结果表明,高新技术企业的投资行为受到减税降费政策的激励效应更加显著。减税降费政策有效落地,推动下一步政策修订和税制改革中,应更加重视发挥税费负担降低在促进经济结构转型和发展方式转变方面的积极效应,突出科技创新领域的税收制度内容安排和优惠政策力度,形成税收在经济结构性调整方面的促进作用。

最后,产权性质差异构成我国各类市场主体的重要特征。结合我国经济实践,国有企业所面临的市场环境、资源条件、融资约束等相对于非国有企业更为优越,在政府主导的项目中国有企业更容易获得投资机会,国有企业的投融资行为受到抑制程度相对较小。实证检验结果表明,非国有企业投资行为受到减税降费的激励作用更加显著,减税降费通过缓解非国有企业的融资约束程度,促进了非国有主体的有效投资。由此,应当强调减税降费在修正资源扭曲配置和促进结构调整中的作用,以减税降费主导下的税制安排,优化非国有主体的发展环境,促进国有经济主体效率提升和结构调整,增强整体经济发展的动力和活力。

参考文献

- [1] 冀云阳,毛捷,文雪婷.地方公共债务与资本回报率——来自新口径债务数据和三重机制检验的经验证据[J].金融研究,2021(6):1-20.
- [2] Jorgenson D W. Capital Theory and Investment Behavior [J]. American Economic Review, 1963, 53, 247-259.
- [3] Cummins J G, Hassett K A, Hubbard R G. A Reconsideration of Investment Behavior Using Tax Reforms As Natural Experiments [J]. Brookings Pa-

- pers on Economic Activity, 1994, (2): 1-74.
- [4] Cummins J G, Hassett K A, Hubbard R G. Tax Reforms and Investment: A Cross-Country Comparison [J]. Journal of Public Economics, 1996, 62 (1/2): 237-273.
- [5] Van Parys S, James S. the Effectiveness of Tax Incentives in Attracting Investment: Panel Data Evidence from the CFA Franc Zone [J]. International Tax and Public Finance, 2010, 17 (4): 400-429.
- [6] Djankov S, Ganser T, McLiesh C, et al. the Effect of Corporate Taxes on Investment and Entrepreneurship [J]. American Economic Journal-Macroeconomics, 2010, 2 (3): 31-64.
- [7] 李明, 李德刚, 冯强. 中国减税的经济效应评估——基于所得税分享改革“准自然试验”[J]. 经济研究, 2018 (7): 121-135.
- [8] 周晨, 赵秀云. 政府减税有助于提升企业风险承担吗——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 江西财经大学学报, 2021 (1): 29-42.
- [9] 闫坤, 于树一. 开启减税降费的新时代: 以降“税感”拓展政策空间 [J]. 税务研究, 2018 (3): 3-9.
- [10] 臧建文, 李墨, 李炜光, 柳妍. 中国大规模减税降费的政治经济学诠释 [J]. 南方经济, 2022 (7): 1-18.
- [11] 田磊. 微观企业的投资行为特征和减税的宏观经济效应: 动态一般均衡分析 [J]. 经济研究, 2022 (2): 175-191.
- [12] 李拯非, 张宏. 营商环境改革背景下减税降费对小微企业创新的影响——基于混合截面数据的经验证据 [J]. 江西社会科学, 2021 (7): 33-45.
- [13] Kahneman D, Tversky A. Psychology of Prediction [J]. Psychological Review, 1973, 80 (4): 237-251.
- [14] 庞凤喜, 牛力. 论新一轮减税降费的直接目标及实现路径 [J]. 税务研究, 2019 (2): 5-11.
- [15] 李真, 李茂林. 减税降费对企业创新的激励机制与调节效应 [J]. 上海经济研究, 2021 (6): 105-117.
- [16] 姚树洁, 冯根福, 韦开蕾. 外商直接投资和经济增长的关系研究 [J]. 经济研究, 2006 (12): 35-46.
- [17] 涂正革, 程焱, 张沐. 中国营商环境地区差异及时空演变特征研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2022 (7): 3-25.
- [18] Lahorgue M A, Cunha N. Introduction of Innovations in the Industrial Structure of A Developing Region: The Case of the Porto Alegre Technopole ‘Homebrokers’ Project [J]. International Journal of Technology Management & Sustainable Development, 2004, 2 (3): 191-204.
- [19] 赵冬梅. 高科技企业不同融资模式的决定因素分析——基于企业异质性及宏观经济因素的影响 [J]. 投资研究, 2020 (5): 82-105.
- [20] 黄晓光, 李胜兰, 黎天元. 行政事业性收费改革与地区企业经营效益 [J]. 财政研究, 2021 (5): 85-101.
- [21] Richardson S. Over-Investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11 (2): 159-189.
- [22] Porcano T M. Corporate Tax Rates: Progressive Proportional or Regressive [J]. Journal of the American Taxation Association, 1986, 7: 17-31.
- [23] 吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负 [J]. 经济研究, 2009 (10): 109-120.
- [24] 刘行, 叶康涛. 金融发展、产权与企业税负 [J]. 管理世界, 2014 (3): 41-52.
- [25] 王业斌, 许雪芳. 减税降费与经济高质量发展——来自小微企业的微观证据 [J]. 税务研究, 2019 (12): 16-21.
- [26] 刘骏, 刘峰. 财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据 [J]. 会计研究, 2014 (1): 21-27, 94.
- [27] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [28] 李增福, 陈俊杰, 连玉君, 李铭杰. 经济政策不确定性与企业短债长用 [J]. 管理世界, 2022 (1): 77-89, 143, 90-101.
- [29] 黄贤环, 杨钰洁. 增值税期末留抵退税能够抑制实体企业金融化吗? [J]. 上海财经大学学报, 2022 (3): 31-44.
- [30] 谭小芬, 张文婧. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析 [J]. 世界经济, 2017 (12): 3-26.
- [31] 权小锋, 吴世农. 投资者注意力、应计误定价与盈余操纵 [J]. 会计研究, 2012 (6): 46-53, 93.
- [32] 杨森平, 刘晓琪. 减税降费与企业价值——来自上市制造业企业的证据 [J]. 税务研究, 2020 (8): 11-18.
- [33] 柳士顺, 凌文铨. 多重中介模型及其应用 [J]. 心理科学, 2009 (2): 433-435, 407.
- [34] 杨仁发, 魏琴琴. 营商环境对城市创新能力的影响研究——基于中介效应的实证检验 [J]. 调研世界, 2021 (10): 35-43.
- [35] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角 [J]. 经济研究, 2016 (12): 32-46.
- [36] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化 [J]. 中国工业经济, 2018 (1): 137-155.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

经济政策不确定性与银行羊群效应

——基于贷款行业结构相似性视角

Economic Policy Uncertainty and Bank Herding:

Based on the Perspective of Similarity of Bank Loans' Industrial Structure

廉永辉 黄 娇 高杰英

LIAN Yong-hui HUANG Jiao GAO Jie-ying

[摘要] 立足于我国银行业同质化经营现状和经济政策具有不确定性的环境特征, 本文系统梳理了经济政策不确定性影响银行羊群效应的内在机理, 并利用 2007—2020 年我国 99 家银行非平衡面板数据对理论假说进行实证检验。研究表明, 经济政策不确定性上升会提高银行贷款行业结构的相似性, 从而加剧了银行羊群效应, 该结论在考虑潜在的内生性问题以及进行一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析发现, 对于资本充足率低、流动性水平低以及资产透明度低的银行, 经济政策不确定性对银行羊群效应的影响更为明显。本文研究有助于进一步明确我国银行业羊群效应的影响因素和经济政策不确定性的经济后果, 对于政府和监管部门保持政策连贯性、防范银行业金融风险具有重要的启示意义。

[关键词] 经济政策不确定性 银行羊群效应 贷款相似性

[中图分类号] F832.4 F120 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 05-0035-15

Abstract: This paper analyzes the underlying mechanisms of economic policy uncertainty affecting the herding effect of banks in the context of homogeneous operation of Chinese commercial banks and uncertainty of Chinese economic policies. It then empirically tests the theoretical hypothesis using unbalanced panel data of 99 Chinese banks from 2007 to 2020. The results demonstrate that increasing economic policy uncertainty enhances the similarity of bank loans' industry structure, aggravating the bank herding effect. This conclusion holds after accounting for potential endogeneity issues and a series of robustness tests. According to the heterogeneity analysis, the effect of economic policy uncertainty on bank herding is more pronounced for banks with low capital adequacy, low liquidity levels and low asset transparency. This paper contributes to a better understanding of the factors that influence the herding effect and the consequences of economic policy uncertainty in China's banking industry, which has important implications for the government and regulators in maintaining policy coherence and preventing financial risks in the banking industry.

Key words: Economic policy uncertainty Bank herding Loan similarity

[收稿日期] 2022-10-19

[作者简介] 廉永辉, 男, 1990 年 8 月生, 首都经济贸易大学金融学院副教授, 博士生导师, 研究方向为金融风险; 黄娇, 女, 1997 年 2 月生, 首都经济贸易大学金融学院硕士生, 研究方向为金融风险; 高杰英, 女, 1971 年 1 月生, 首都经济贸易大学金融学院教授, 博士生导师, 研究方向为商业银行经营管理。本文通讯作者为黄娇, 联系方式为 huangjiao120216@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“债券投资如何影响商业银行系统性风险——基于系统性风险‘冲击-传染’二元生成机制的视角”(项目编号: 71903136); 首都经济贸易大学重大培育项目“中国系统性金融风险传染机制、测度及预防预警研究”(项目编号: ZD202202)。

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

宏观经济政策是政府进行宏观调控的重要手段。政府采用货币政策、财政政策、税收政策、贸易政策等多种经济政策改变家庭、企业、银行等微观经济主体面临的收益、成本、风险，从而通过影响各类主体的经济行为来达成宏观经济目标。理论上，政府以多大力度、以何种方式实施何种经济政策均具有不确定性。现实中，我国政府对经济形势变化反应较快，尤其是国际金融危机之后，面临错综复杂的内外环境政府需要及时调整各类经济政策，客观上导致了较高的经济政策不确定性（彭俞超等，2018^[1]）。与此同时，我国政府对经济运行强大的干预能力也使得各类经济主体对经济政策的调整及其不确定性较为敏感。尤其是商业银行，在宏观经济政策调控中充当重要的中介作用，其信贷配置行为和风险状况对经济政策不确定性极其敏感（顾海峰和于家珺，2019^[2]）。

2008年国际金融危机爆发以来，银行羊群效应在危机发展过程中起到的负面作用受到学者的广泛关注。银行羊群效应反映了商业银行在承担风险和持有资产方面倾向于做出同质化决策的现象（Nakagawa, 2022^[3]）^①。张琳等（2022）^[4]研究表明，商业银行持有共同或相似资产是风险传染的重要渠道。在因持有共同或相似资产形成的银行间接关联网络中，资产质量恶化会对银行体系造成共同冲击，并导致银行竞相降价抛售资产。在市场流动性有限的前提下，相应资产的价格因抛售而降低，这将进一步导致更多商业银行资产缩水而引发新一轮更严重的风险传染，最终引发银行系统性风险（Girardi等，2021^[5]；方意，2021^[6]）。银行在提供信贷时也会出现羊群行为，这种羊群行为的潜在负面影响是即便每家银行倒闭的风险变小，但系统性风险仍有可能增加（Nakagawa和Uchida，2011^[7]）。

那么，当经济政策不确定性上升时，商业银行在信贷配置方面的羊群效应是否有所加剧？研究这一问题有助于从宏观层面明确我国银行体系羊群效应的影响因素，对于防范化解系统性金融风险具有重要的现实价值。为此，本文选用2007—2020年我国99家银行非平衡面板数据，借助Huang和Luk（2020）^[8]构造的中国经济政策不确定性指数，以银行贷款相似

性反映羊群效应程度，实证检验了经济政策不确定性对羊群效应的影响。结果表明，经济政策不确定性会加剧银行羊群效应。异质性分析表明，资本充足率越低、流动性水平越低以及资产越不透明的商业银行，其羊群效应受经济政策不确定性的影响越大。

本文的贡献首先在于拓展了经济政策不确定性与羊群效应关系方面的文献。既有关于经济政策不确定性与羊群效应的文献，大多集中于经济政策不确定性对企业投资行为、基金资产配置行为、分析师预测行为等方面的羊群效应的影响（Makololo和Seetharam，2020^[9]；Chen等，2022^[10]），并未考察经济政策不确定性对银行羊群效应的影响。在我国以银行为主导的金融体系中，商业银行作为重要的金融中介，对于经济政策不确定性尤其敏感。因此，本文将羊群效应群体拓展到商业银行体系，研究经济政策不确定性如何影响银行信贷行为方面的羊群效应，弥补了既有研究的不足。其次，本文研究也丰富了经济政策不确定性对商业银行影响方面的文献。既有文献发现经济政策不确定性抑制银行信贷增长（Bordo等，2016^[11]）、增加银行流动性储备（Berger等，2022^[12]）、提高银行被动风险承担（Chi和Li，2017^[13]；顾海峰和于家珺，2019^[2]；Karadima和Louri，2021^[14]）、加剧银行系统性风险（张琳等，2022^[4]）。本文通过考察经济政策不确定性对银行羊群效应的影响，为经济政策不确定性通过增加银行个体与系统的关联性而提升银行系统性风险提供了新的证据。最后，本文从银行信贷配置相似性角度更为精确地测度了银行羊群效应。本文利用银行贷款行业分布数据，基于余弦相似度等方式测度贷款相似性，以此反映银行在信贷配置方面的羊群效应程度。相比之下，邱兆祥和王保东（2008）^[15]、Baum等（2009）^[16]、Calmes和Theoret（2014）^[17]在考察宏观经济不确定性对银行信贷行为的影响时，发现宏观经济不确定性降低了银行间贷款占比的截面方差，侧面提供了宏观经济不确定性会增加银行羊群效应的证据。不过，以贷款截面方差反映银行羊群效应的做法较为粗糙，仅关注了银行贷款总量在全部资产中的占比，而无法体现银行贷款内部结构信息。

^① 在金融领域，“羊群行为”是指投资者依赖追随其他投资者的决策而进行投资决策的行为，羊群行为所带来的投资效应称为“羊群效应”。

二、理论分析和研究假设

(一) 经济政策不确定性与银行羊群效应

第一, 经济政策不确定性加大了集体道德风险。经济政策不确定性上升会加剧银行的违约风险、增加银行倒闭的可能性(顾海峰和于家珺, 2019^[2])。一家银行的违约或者倒闭会使债权人对未来投资市场预期更加悲观, 认为“其他银行在未来也可能出现倒闭”, 这种预期会催生对其他金融机构的挤兑行为, 从而产生“衰退溢出效应”。为了降低这种负外部性发生的概率, 政府不得不为问题银行提供紧急救助。这种“太多而不能倒”的隐形担保诱使银行一窝蜂地进行类似的投资, 以增加它们破产时获得纾困的可能性(Acharya, 2009^[18]; Benoit等, 2017^[19])。

第二, 经济政策不确定性加剧银行面临的信息不对称程度, 导致银行做出更为同质的信贷决策。经济政策不确定性会使信息的准确性降低, 导致银行收集借款人的信息成本更高。基于信息获取的学习效应, 此时掌握信息较少的银行基于利益最大化的原则, 会理性选择在信息获取上免费搭便车, 跟随和模仿具有信息优势银行的信贷决策(Baum等, 2009^[16])。

第三, 银行经理倾向于在经济政策不确定性上升时采取追随策略。银行经理人出于对自己事业前景的考虑, 会特别关注自己的声誉, 因此, 银行经理人更倾向于追随同类型银行, 以获取更高的声誉(申明浩和宋剑波, 2008^[20])。当面临经济政策不确定性上升时银行经理人做出的投资策略会更加谨慎, 更不愿意私自冒风险, 因此会选择放弃自己的私有信息, 跟随其他大多数人做出投资策略, 即使出现问题, 也是整个行业的失误, 而不是经理人自身能力问题, 股东也更有可能会将责任归因于经理人能力之外的因素, 从而不会影响到银行经理人的声誉(Haiss, 2010^[21]; Cai, 2022^[22])。因此, 本文提出研究假说1。

假说1: 经济政策不确定性上升会增加银行羊群效应。

(二) 经济政策不确定性、银行异质性与银行羊群效应

资本充足率不同的银行在资产负债配置行为上存在明显差异, 探究经济政策不确定性对银行羊群效应的影响, 不能忽略资本充足率在其中起到的作用。一方面, 基于风险共担的逻辑, 资本充足率较高的银行道德风险较低(田国强和李双建, 2020^[23])。经济政

策不确定性上升对资本充足率高的银行的影响较小, 因为资本充足率高的银行, 其抵御风险的能力较强、商誉较好, 进而特许权价值较高, 会抑制包括集体风险承担在内的风险承担行为, 因此羊群效应较小。另一方面, 基于信号发送理论, 资本充足率较高的银行更有能力应对外部负面冲击而独立做出资产配置决策。经济政策不确定性上升, 银行与外部投资者之间的信息不对称程度加剧。较高的资本充足率可以向市场传递自身稳健经营的信号, 缓解银行与投资者之间的信息不对称问题。这有助于增强银行融资流动性, 从而减轻银行在信贷配置时的从众压力。因此, 本文提出研究假说2。

假说2: 相对于资本充足率较高的银行, 经济政策不确定性更会加剧资本充足率较低银行的羊群效应。

银行流动性水平可能影响经济政策不确定性与银行羊群效应的关系。其一, 根据集体风险承担逻辑。“太多而不能倒”的隐形担保, 使得流动性不足的银行因经济政策不确定而增强集体风险承担动机。在追求更多的流动性风险承担时, 流动性不足的银行更有可能倾向于模仿流动性较好的银行选择流动性管理策略(辛兵海和陶江, 2018^[24]), 以此来规避因经济政策不确定性而加剧的银行流动性风险。其二, 基于信息获取的学习效应。不同的银行会对信息做出不同的解读, 使其对冲击的认知存在差异, 因而加大了冲击的不确定性。由于信息不对称的存在, 流动性不足的银行可能不太了解流动性的影响因素, 所以对自身流动性的需求难以准确评估(孙国峰和蔡春春, 2014^[25])。为了避免经济政策不确定性带来的风险, 流动性不足的银行可能会加强在信息获取上搭便车的学习动机。在这种情形下, 它们会模仿流动性较好的银行寻找增强流动性的相关因素。基于上述分析, 本文提出研究假说3。

假说3: 相对于流动性水平较高的银行, 经济政策不确定性更会加剧流动性水平较低银行的羊群效应。

不同银行资产透明度存在较大差异, 这种差异可能会导致羊群效应对经济政策不确定性的敏感性不尽相同。原因在于, 资产不透明的银行在经济政策不确定性上升时模仿其他银行投资决策的动机更强。第一, 存款人和投资者无法及时准确掌握资产透明度较低银行的资产质量和经营水平信息。在经济政策不确

定性上升时期，存款人和投资者更容易产生避险情绪和恐慌情绪。这会导致其他银行的坏消息更容易溢出至资产透明度低的银行，所以这类银行更需要政府提供的安全网，而通过集体风险承担能够增加政府出手救助的概率（Acharya，2009^[18]）。第二，资产不透明银行的公司治理水平和经营管理能力较差，难以适应快速变化的外部环境（张琳等，2022^[4]），并且这些不透明资产的违约对银行管理层来说很难预测。为维护自身声誉，资产不透明银行的管理层也会倾向于模仿其他银行信贷行为，这样即便投资失败也可以将其归咎于系统性因素而非管理层能力。此外，资产不透明导致存款人和监管者无法有效监督和约束此类银行管理层的行为，此时即便管理层采用了“滥竽充数”的模仿策略，也难以被及时发现和纠正。基于此，本文提出研究假说4。

假说4：相对于资产透明度较高的银行，经济政策不确定性更会加剧资产透明度较低银行的羊群效应。

三、实证研究设计

（一）模型设定和变量度量

为检验经济政策不确定性对银行羊群效应的影响，本文设定如下计量模型：

$$COS_{i,j,t} = \alpha + \beta CNEPU_t + \vec{\gamma}_1 \overrightarrow{MIR_{i,t-1}} + \vec{\gamma}_2 \overrightarrow{MIR_{j,t-1}} + \vec{\gamma}_3 \overrightarrow{MAC_t} + \lambda_i + \delta_j + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， i 和 $j = 1, 2, \dots, N$ 表示银行个体， $t = 1, 2, \dots, T$ 表示年度。余弦相似系数 COS 反映了银行贷款羊群效应程度， $CNEPU$ 度量了中国经济政策不确定性， $MIR_i(MIR_j)$ 为银行 $i(j)$ 相关的微观控制变量， MAC 为宏观经济控制变量， $\varepsilon_{i,t}$ 为随个体和时间而改变的扰动项， $\lambda_i(\delta_j)$ 表示银行 $i(j)$ 的固定效应。对各变量的具体说明如下：

1. 银行信贷羊群效应（ COS ）。

借鉴 Fricke（2016）^[26]、王向楠（2018）^[27] 的做法，本文以余弦相似系数 $COS_{i,j,t}$ 来测度银行 i 和银行

j 在第 t 年的贷款相似度：

$$COS_{i,j,t} = \frac{\sum_{k=1}^K \omega_{i,k,t} \omega_{j,k,t}}{\sqrt{\sum_{k=1}^K \omega_{i,k,t}^2} \times \sqrt{\sum_{k=1}^K \omega_{j,k,t}^2}} \quad (2)$$

其中， $\omega_{i,k,t}$ 为银行 i 在第 t 年第 k 个行业的贷款占总贷款的比重， $k = 1, 2, \dots, 13$ ^①。

2. 中国经济政策不确定性（ $CNEPU$ ）。

目前存在三种中国经济政策不确定性指数：一是 Baker 等（2016）^[28] 基于中国香港《南华早报》（英文版）构建的中国经济政策不确定性指数（ $BKEPU$ ），二是 Davis 等（2019）^[29] 应用 Baker 等（2016）^[28] 所提方法，基于中国内地《人民日报》和《光明日报》构建的中国经济政策不确定性指数（ $DVEPU$ ），三是 Huang 和 Luk（2020）^[8] 基于中国内地《北京青年报》《广州日报》等十种报纸构建的中国经济政策不确定性指数（ $CNEPU$ ）。 $BKEPU$ 提出和公开的时间最早，但从信息来源角度看，《南华早报》可能更多地反映了中国香港而非中国大陆的经济状况， $DVEPU$ 基于的是更能反映大陆状况的两份权威报纸来源（关键词与 $BKEPU$ 一致），相比之下， $CNEPU$ 涉及的报纸范围更广、关键词也更为丰富，受媒体偏差影响较小。因此，本文选用 $CNEPU$ 度量中国经济政策不确定性。

3. 控制变量。

银行层面控制变量 MIR 主要包括：资产规模 $SIZE$ ，为银行总资产的自然对数；盈利能力 ROA ，为税后净利润与总资产的比值；不良贷款率 NPL ，为不良贷款与总贷款余额之比；存款比率 $DEPO$ ，为存款总额与总负债之比；存贷比 LDR ，为贷款总额与存款总额之比；资本充足率 CAR ，为监管资本与风险加权资产之比。为了缓解可能存在的内生性问题，银行层面控制变量均采用滞后一期。宏观层面控制变量 MAC 包括通货膨胀率 CPI 、年度实际 GDP 增长率、年度 $M2$ 同比^②。

① 本文涉及的贷款行业分为13类，包括：制造业；批发和零售业；交通运输、仓储和邮政业；房地产业；电力、燃气及水的生产和供应业；建筑业；采矿业；住宿和餐饮业；农、林、牧、渔业；水利、环境和公共设施管理业；租赁和商务服务业；文化、体育和娱乐业；其他行业。

② 由于核心解释变量 $CNEPU$ 为时间序列变量，此时模型直接控制时间固定效应会导致完全共线性问题，造成 $CNEPU$ 系数无法估计。为了避免产生上述共线性问题的前提下尽可能消除时间效应对回归结果的影响，我们借鉴 Gulen 和 Ion（2016）^[30] 在回归模型中加入其他宏观经济控制变量。

(二) 数据来源和样本选择

CNEPU 取自黄昀和陆尚勤维护的中国经济政策不确定性网站^①，银行贷款行业分布和银行财务数据来自 Wind 数据库，宏观经济数据来自国家统计局网站。在剔除贷款行业分布和银行微观财务数据缺失严重的银行后，本文最终选取 2007—2020 年我国 99 家商业银行年度数据为研究样本。其中包括 6 家大型国有商业银行、12 家股份制商业银行、61 家城市商业银行和 20 家农村商业银行。截至 2020 年年底，样本银行总资产（负债）占境内银行业金融机构总资产（负债）的 79.87%（80.05%），本文选取的样本具有较好的代表性。

(三) 描述性统计

本文对所有银行层面的连续变量在其分布的 1%

和 99% 位置上进行了缩尾处理。表 1 汇报了主要变量的描述性统计结果。贷款相似性 *COS* 最小值为 0.262，最大值为 0.978，说明不同银行间的贷款相似性存在较大差异。样本期间内经济政策不确定性 *CNEPU* 总体呈现波动上升趋势，其最小值为 91.598（2007 年），最大值高达 165.743（2011 年）。在对模型进行正式检验之前，本文还考察了主要变量的相关系数。各解释变量相关系数的绝对值多数在 0.4 以下，模型并不存在严重的多重共线性问题。*CNEPU* 和 *COS* 的皮尔逊相关系数显著为正（0.035），这意味着在不控制其他因素影响的前提下，经济政策不确定性会增加银行羊群效应。当然，在控制了其他因素后，经济政策不确定性的影响还需要进一步的计量分析予以确认。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>COS</i> (%)	69 298	75.472	15.876	26.200	78.878	97.784
<i>CNEPU</i>	69 298	139.422	18.347	91.598	140.587	165.743
<i>SIZE</i>	69 298	13.045	1.805	9.384	12.703	17.030
<i>CAR</i> (%)	69 298	12.808	2.074	7.110	12.610	20.110
<i>ROA</i> (%)	69 298	0.984	0.371	0.119	0.981	2.306
<i>LDR</i> (%)	69 298	66.746	13.135	28.670	67.140	103.373
<i>DEPO</i> (%)	69 298	75.572	11.386	50.051	75.665	97.426
<i>NPL</i> (%)	69 298	1.481	1.176	0.090	1.290	9.350
<i>CPI</i> (%)	69 298	2.751	1.646	-0.683	2.508	5.900
<i>M2</i> (%)	69 298	13.911	5.116	8.070	13.340	27.680
<i>GDPG</i> (%)	69 298	8.026	2.603	2.300	7.430	14.230

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本文所有回归均采用了银行 *i* 和银行 *j* 层面的聚类稳健标准误。表 2 汇报了基准模型的估计结果。各列回归中，经济政策不确定性 *CNEPU* 的回归系数在

1%的水平上显著为正。进一步地，根据列（5）的回归结果，并结合表 1 描述性统计结果，可以计算出 *CNEPU* 增加 1 个标准差，平均而言 *COS* 上升 0.045（ $18.347 \times 0.039 \div 15.876$ ）个标准差，可见经济政策不确定性能够显著提升银行信贷配置羊群效应，从而验证了研究假设 1。

表 2 经济政策不确定性对银行羊群效应的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>CNEPU_t</i>	0.030*** (9.066)	0.082*** (17.643)	0.156*** (29.299)	0.072*** (5.231)	0.039*** (7.153)
<i>SIZE_{i,t-1}</i>			-0.994*** (-26.188)	-0.158 (-0.307)	0.309* (1.717)

① 网址为：<https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/>。

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$CAR_{i,t-1}$			-0.263 *** (-10.197)	-0.125 (-1.245)	-0.085 *** (-2.875)
$ROA_{i,t-1}$			1.425 *** (7.365)	0.416 (0.453)	0.055 (0.185)
$LDR_{i,t-1}$			0.170 *** (28.748)	-0.052 (-1.612)	-0.037 *** (-3.675)
$DEPO_{i,t-1}$			-0.147 *** (-21.467)	0.070 (1.459)	0.069 *** (5.201)
$NPL_{i,t-1}$			-0.127 *** (-3.033)	-0.298 ** (-2.188)	-0.279 *** (-5.536)
$SIZE_{j,t-1}$			0.647 *** (9.106)	0.792 ** (2.145)	-0.456 *** (-3.460)
$CAR_{j,t-1}$			-0.053 *** (-2.855)	-0.040 (-1.505)	-0.048 ** (-2.071)
$ROA_{j,t-1}$			-0.838 *** (-4.966)	-1.149 *** (-4.420)	-0.190 (-0.727)
$LDR_{j,t-1}$			0.044 *** (8.357)	0.053 *** (4.733)	-0.002 (-0.233)
$DEPO_{j,t-1}$			0.024 *** (3.493)	0.022 * (1.726)	0.029 *** (2.729)
$NPL_{j,t-1}$			-0.552 *** (-14.357)	-0.512 *** (-8.499)	-0.469 *** (-10.368)
CPI_t		-0.944 *** (-16.765)	-1.492 *** (-23.591)	-0.940 *** (-5.339)	-0.655 *** (-10.966)
$M2_t$		-0.207 *** (-11.279)	-0.213 *** (-10.068)	-0.214 *** (-2.769)	-0.191 *** (-7.572)
$GDPG_t$		0.675 *** (14.409)	1.168 *** (22.832)	0.614 *** (4.902)	0.373 *** (8.142)
银行 i 个体效应	No	No	No	Yes	Yes
银行 j 个体效应	No	No	No	No	Yes
观测值	69 298	69 298	69 298	69 298	69 298
$Adj R^2$	0.001	0.005	0.046	0.216	0.310

注：括号内为基于聚类稳健标准误得到的 t 值， $Adj R^2$ 是调整后的组内 R^2 。***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。下表同。

(二) 内生性问题的处理

第一，工具变量检验。借鉴战相岑等 (2021)^[31]、Desalegn 和 Zhu (2021)^[32] 的做法，利用 Baker 等 (2016)^[28] 构建的英国经济政策不确定性指数（滞后一期） $UKEPU_{t-1}$ 和日本经济政策不确定性指数（滞后一期） $JPEPU_{t-1}$ 作为工具变量，并采用两阶段最小二乘法进行内生性检验。英国和日本是我国重要的贸易伙伴，两国经济政策不确定性会通过双边贸易关系影响我国经济政策的不确定性，因此 $UKEPU_{t-1}$ 和 $JPEPU_{t-1}$ 满足相关性条件；由于中国商业银行的国际

化程度较低，其银行羊群效应难以受到滞后期的英国或日本经济政策不确定性的直接影响，因此 $UKEPU_{t-1}$ 和 $JPEPU_{t-1}$ 具有较强的外生性。表 3 列 (1)~列 (3) 汇报了面板工具变量 2SLS 方法的回归结果。可以看出，在工具变量的相关性检验中，Anderson canon. corr. LM 统计量的 P 值小于 0.1，拒绝工具变量识别不足的原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量均大于相应的 Stock-Yogo 临界值 16.38，拒绝弱工具变量的原假设；在工具变量的外生性检验中，Hensan J 统计量的 P 值大于 0.1，无法拒绝两个工具变量为外生的原

假设。列(1)~列(3)回归中,核心解释变量 $CNEPU$ 的估计系数均在 10%的水平或更高水平上显著为正,说明研究结论是可靠的。

第二,使用动态面板数据计量模型的检验。考虑当前银行羊群效应可能会受前期的影响而呈现惯性特征,本文在模型(1)的基础上加入被解释变量的滞后项,从而形成动态面板数据。表3列(4)汇报了两步纠偏系统 GMM 方法的估计结果。Sargan 统计量 P 值为 0.376,无法拒绝工具变量有效的原假设,一阶差分转换方程残差的二阶序列相关检验 $AR(2)$ 表明原方程扰动项不存在二阶自相关,符合系统 GMM 方法的应用条件。银行贷款相似性 COS 的滞后一阶项的系数显著为正,说明银行羊群效应具有明显的惯性特征。 $CNEPU$ 的回归系数保持显著为正,本文结论依然成立。

第三,使用滞后期解释变量。由于经济政策不确

定性与商业银行羊群效应之间可能存在反向因果型内生性问题,为此,本文以滞后期经济政策不确定性 $CNEPU_{t-1}$ 作为核心解释变量重新回归。表3列(5)回归结果显示, $CNEPU_{t-1}$ 的系数显著为正,说明本文结论是稳健的。

第四,排除宏观经济不确定性的影响。考虑到银行羊群效应的变化可能是由宏观经济不确定性而非经济政策不确定性引起的,如果不控制宏观经济不确定性,可能会导致遗漏变量型内生性问题。为此,本文增加宏观经济不确定性 EU 。参照顾海峰和于家珺(2019)^[2]的研究,将工业增加值增长率的月度数据构建广义自回归条件异方差模型,得到条件方差^①,并用月度条件方差的年度均值作为宏观经济不确定性的代理变量。表3列(6)中, EU 系数显著为正,说明宏观经济不确定性上升同样会加剧银行羊群效应。同时 $CNEPU$ 的系数未明显变化,本文结论保持不变。

表 3 内生性问题处理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	两阶段最小二乘法 (2SLS)			系统 GMM 两步法+ 纠偏稳健标准误	解释变量 滞后一期	控制宏观经济 不确定性
	$IV = UKEPU_{t-1}$	$IV = JPEPU_{t-1}$	$IV = (UKEPU_{t-1}, JPEPU_{t-1})$			
$COS_{i,j,t-1}$				0.496*** (5.915)		
$CNEPU_t$	0.158*** (12.570)	0.183* (1.898)	0.160*** (13.934)	0.042* (1.701)		0.035*** (6.673)
$CNEPU_{t-1}$					0.032*** (8.771)	
EU_t						0.023** (2.316)
$SIZE_{i,t-1}$	-0.132 (-0.547)	-0.128 (-0.530)	-0.131 (-0.546)	-2.913*** (-4.022)	-0.085 (-0.485)	0.344* (1.856)
$CAR_{i,t-1}$	-0.083*** (-2.587)	-0.082** (-2.520)	-0.083*** (-2.585)	0.042 (0.209)	-0.114*** (-3.891)	-0.084*** (-2.852)
$ROA_{i,t-1}$	-0.451 (-1.353)	-0.546 (-1.149)	-0.460 (-1.391)	4.158** (2.477)	-0.064 (-0.211)	0.059 (0.195)
$LDR_{i,t-1}$	-0.016 (-1.401)	-0.011 (-0.531)	-0.015 (-1.382)	0.136 (1.633)	-0.048*** (-4.921)	-0.036*** (-3.640)
$DEPO_{i,t-1}$	0.069*** (4.885)	0.070*** (4.886)	0.069*** (4.890)	-0.508*** (-3.377)	0.064*** (4.783)	0.070*** (5.228)
$NPL_{i,t-1}$	-0.247*** (-4.513)	-0.243*** (-4.219)	-0.246*** (-4.498)	3.632** (2.303)	-0.259*** (-5.123)	-0.280*** (-5.561)

① 对月度工业增加值同比增速序列估计了具有不同水平方程的 $GARCH(1, 1)$ 模型,结果显示水平方程设为 $AR(2)$ 时模型 $ARCH$ 项和 $GARCH$ 项均显著,故我们使用 $AR(2)-GARCH(1, 1)$ 模型的预测条件方差作为宏观经济不确定性的代理变量。

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	两阶段最小二乘法 (2SLS)			系统 GMM 两步法+ 纠偏稳健标准误	解释变量 滞后一期	控制宏观经济 不确定性
	IV = UKEPU _{t-1}	IV = JPEPU _{t-1}	IV = (UKEPU _{t-1} , JPEPU _{t-1})			
SIZE _{j,t-1}	-0.776 *** (-4.881)	-0.779 *** (-4.880)	-0.777 *** (-4.882)	1.236 *** (4.281)	-0.553 *** (-4.176)	-0.446 *** (-3.384)
CAR _{j,t-1}	-0.072 *** (-2.965)	-0.074 *** (-2.891)	-0.072 *** (-2.970)	-0.118 *** (-3.162)	-0.068 *** (-2.930)	-0.048 ** (-2.087)
ROA _{j,t-1}	0.065 (0.229)	0.016 (0.048)	0.061 (0.215)	-20.567 *** (-3.935)	-0.261 (-0.996)	-0.192 (-0.733)
LDR _{j,t-1}	-0.012 (-1.336)	-0.010 (-0.692)	-0.012 (-1.311)	-0.077 *** (-4.055)	-0.008 (-0.898)	-0.002 (-0.222)
DEPO _{j,t-1}	0.014 (1.226)	0.013 (1.181)	0.014 (1.223)	0.256 *** (5.677)	0.026 ** (2.467)	0.029 *** (2.755)
NPL _{j,t-1}	-0.467 *** (-9.406)	-0.465 *** (-9.160)	-0.467 *** (-9.399)	-1.871 *** (-5.470)	-0.467 *** (-10.348)	-0.470 *** (-10.372)
CPI _t	-1.570 *** (-13.523)	-1.759 ** (-2.457)	-1.587 *** (-15.766)	-2.383 *** (-4.079)	-0.165 *** (-3.200)	-0.694 *** (-11.363)
M2 _t	-0.328 *** (-10.007)	-0.355 *** (-3.386)	-0.330 *** (-10.790)	0.829 *** (3.423)	-0.143 *** (-5.759)	-0.194 *** (-7.794)
GDPG _t	0.498 *** (7.263)	0.580 * (1.779)	0.505 *** (7.355)	0.526 *** (2.646)	0.059 ** (2.184)	0.382 *** (8.229)
银行 i 个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
银行 j 个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	64 348	64 348	64 348	64 348	69 297	69 298
Adj R ²	0.010	0.008	0.010		0.310	0.310
Anderson canon. corr. LM	1 552.062 [0.000]	4 116.870 [0.000]	4 617.944 [0.000]			
Cragg-Donald Wald F	192.974 {16.38}	4 228.408 {16.38}	19 933.458 {16.38}			
Hansen J			0.061 [0.805]			
AR(1)				-11.503 [0.000]		
AR(2)				-1.515 [0.130]		
Sargan				8.614 [0.376]		

注：小括号内为基于聚类稳健标准误得到的 t 值，中括号内数值为相应检验统计量的 P 值，大括号内数值为相应统计量的 Stock-Yogo 10% 水平的临界值。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。

第一，借鉴 Fricke (2016)^[26] 的做法，以广义 Jaccard 指标替换余弦相似性指标：

$$GJacc_{i,j,t} = \frac{\sum_{k=1}^K \min(\omega_{i,k,t}, \omega_{j,k,t})}{\sum_{k=1}^K \max(\omega_{i,k,t}, \omega_{j,k,t})} \quad (3)$$

$GJacc$ 的值处于 $[0, 1]$, 取值越大表示两家银行的贷款越同质。表4列(1)的回归结果中 $CNEPU$ 系数显著为正, 说明替换贷款相似性度量指标不改变本文结论。

第二, 在贷款行业分布的基础上进一步考虑银行个人贷款业务^①, 计算综合反映对公贷款和个人贷款相似度的 $COSL$ 。表4列(2)的回归结果中 $CNEPU$ 系数显著为正, 这意味着经济政策不确定性增加了银行在信贷配置方面的羊群效应。

第三, 在各类贷款的基础上, 进一步考虑其他三大类资产(包括债券资产、同业资产、现金资产)^②, 构造银行资产相似性指标 $COSA$ 。表4列(3)的回归结果中 $CNEPU$ 的系数显著为正, 表明经济政策不确定性增加了银行整体资产配置的羊群效应。

表4 替换被解释变量的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	$GJacc$	$COSL$	$COSA$
$CNEPU_t$	0.069*** (8.753)	0.039*** (7.153)	0.055*** (6.623)
$SIZE_{i,t-1}$	4.281*** (15.041)	0.309* (1.717)	0.726*** (2.646)
$CAR_{i,t-1}$	-0.122*** (-3.470)	-0.085*** (-2.875)	0.018 (0.449)
$ROA_{i,t-1}$	0.482 (1.237)	0.055 (0.185)	0.041 (0.086)
$LDR_{i,t-1}$	-0.040*** (-3.341)	-0.037*** (-3.675)	-0.089*** (-6.276)
$DEPO_{i,t-1}$	0.125*** (7.679)	0.069*** (5.201)	0.013 (0.693)
$NPL_{i,t-1}$	-0.540*** (-8.607)	-0.279*** (-5.536)	-0.153** (-2.549)
$SIZE_{j,t-1}$	-2.697*** (-13.229)	-0.456*** (-3.460)	0.381* (1.774)
$CAR_{j,t-1}$	-0.022 (-0.887)	-0.048** (-2.071)	0.074** (2.373)
$ROA_{j,t-1}$	0.099 (0.308)	-0.190 (-0.727)	0.979** (2.410)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	$GJacc$	$COSL$	$COSA$
$LDR_{j,t-1}$	-0.098*** (-9.682)	-0.002 (-0.233)	-0.048*** (-3.978)
$DEPO_{j,t-1}$	0.111*** (8.971)	0.029*** (2.729)	0.071*** (4.305)
$NPL_{j,t-1}$	-0.486*** (-8.766)	-0.469*** (-10.368)	-0.403*** (-6.546)
CPI_t	-2.031*** (-23.617)	-0.655*** (-10.966)	-0.794*** (-8.473)
$M2_t$	-1.156*** (-27.096)	-0.191*** (-7.572)	-0.351*** (-8.957)
$GDPG_t$	-0.649*** (-11.338)	0.373*** (8.142)	0.361*** (5.145)
银行 i 个体效应	Yes	Yes	Yes
银行 j 个体效应	Yes	Yes	Yes
观测值	69 298	69 298	69 298
$Adj R^2$	0.403	0.310	0.196

2. 替换解释变量。

一方面, 参考 Gulen 和 Ion (2016)^[30] 和李增福等 (2022)^[33] 的处理方式, 使用加权平均法重新计算中国经济政策不确定性指数^③, 并对模型进行了回归, 结果见表5列(1)、列(2)。关键变量的符号与显著性水平没有发生改变。另一方面, 考察不同类型经济政策不确定性对银行羊群效应的影响。Huang 和 Luk (2020)^[8] 不仅构造了中国经济政策不确定性总指数, 还使用细化的关键词构造了货币政策不确定性 (MPU)、财政政策不确定性 (FPU)、汇率与资本项目政策不确定性 ($ECPU$) 和贸易政策不确定性 (TPU) 四种不同类别的经济政策不确定性指数。将模型(1)中的 $CNEPU$ 分别替换为上述四类经济政策不确定性指数, 回归结果见表5列(3)~列(6)。各列回归中, 除 TPU 系数显著为负之外^④, MPU 、 FPU 、 $ECPU$ 的系数均显著为正, 与基准回归结果一致。

① 个人贷款包括6类: 个人住房贷款、个人消费贷款、个人经营性贷款、汽车金融贷款、信用卡应收账款以及其他个人贷款。
 ② 其中, 债券资产=交易性金融资产+以摊余成本计量的金融资产+以公允价值计量且其变动计入其他综合收益的金融资产+可供出售金融资产+持有至到期投资; 同业资产=存放同业和其他金融机构款项+拆出资金+买入返售金融资产; 现金资产即现金及存放中央银行款项。
 ③ 方法1: 加权平均法的计算步骤为越接近年末的月份的指数赋予越高权重, 每个月份的权重依次为 1/78、2/78、3/78……11/78、12/78。方法2: 将第1、第2、第3、第4季度内的月份分别赋予权重为 1/30、2/30、3/30、4/30。
 ④ 样本范围内 TPU 与 $CNEPU$ 的皮尔逊相关系数为 -0.026, 说明贸易政策不确定性与整体经济政策不确定性的关系较弱。可能的原因在于, 中国贸易政策不确定性很大程度上是由外部贸易环境变化所引致(如美国发起的“贸易战”), 这与货币政策、财政政策和汇率政策主要反映国内相关政策情况有所不同。

表5 替换解释变量的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$CNEPU_t$	0.022 *** (5.158)	0.025 *** (5.501)				
MPU_t			0.020 *** (7.258)			
FPU_t				0.004 * (1.911)		
$ECPU_t$					0.009 *** (6.895)	
TPU_t						-0.009 *** (-14.493)
$SIZE_{i,t-1}$	0.143 (0.817)	0.173 (0.983)	0.371 ** (2.064)	0.058 (0.329)	0.122 (0.707)	-0.077 (-0.442)
$CAR_{i,t-1}$	-0.093 *** (-3.139)	-0.091 *** (-3.088)	-0.070 ** (-2.316)	-0.102 *** (-3.470)	-0.087 *** (-2.933)	-0.076 *** (-2.607)
$ROA_{i,t-1}$	0.126 (0.421)	0.118 (0.395)	-0.019 (-0.063)	0.166 (0.556)	0.137 (0.459)	-0.381 (-1.265)
$LDR_{i,t-1}$	-0.043 *** (-4.289)	-0.042 *** (-4.172)	-0.031 *** (-3.085)	-0.048 *** (-4.960)	-0.042 *** (-4.210)	-0.033 *** (-3.347)
$DEPO_{i,t-1}$	0.069 *** (5.154)	0.069 *** (5.171)	0.066 *** (4.919)	0.067 *** (5.048)	0.068 *** (5.104)	0.066 *** (5.014)
$NPL_{i,t-1}$	-0.282 *** (-5.586)	-0.282 *** (-5.587)	-0.267 *** (-5.302)	-0.279 *** (-5.534)	-0.278 *** (-5.521)	-0.257 *** (-5.099)
$SIZE_{j,t-1}$	-0.504 *** (-3.821)	-0.496 *** (-3.762)	-0.436 *** (-3.319)	-0.522 *** (-3.951)	-0.499 *** (-3.774)	-0.541 *** (-4.081)
$CAR_{j,t-1}$	-0.047 ** (-2.057)	-0.047 ** (-2.048)	-0.039 * (-1.701)	-0.052 ** (-2.263)	-0.042 * (-1.810)	-0.040 * (-1.757)
$ROA_{j,t-1}$	-0.149 (-0.570)	-0.154 (-0.589)	-0.218 (-0.834)	-0.133 (-0.508)	-0.152 (-0.580)	-0.435 * (-1.657)
$LDR_{j,t-1}$	-0.004 (-0.517)	-0.004 (-0.459)	0.001 (0.076)	-0.007 (-0.884)	-0.004 (-0.468)	0.001 (0.073)
$DEPO_{j,t-1}$	0.028 *** (2.682)	0.029 *** (2.695)	0.028 *** (2.586)	0.028 *** (2.616)	0.028 *** (2.670)	0.030 *** (2.820)
$NPL_{j,t-1}$	-0.471 *** (-10.391)	-0.471 *** (-10.383)	-0.457 *** (-10.090)	-0.473 *** (-10.437)	-0.468 *** (-10.305)	-0.441 *** (-9.723)
CPI_t	-0.593 *** (-9.292)	-0.607 *** (-9.587)	-0.731 *** (-10.880)	-0.438 *** (-8.818)	-0.482 *** (-9.769)	-0.424 *** (-9.522)
$M2_t$	-0.193 *** (-7.359)	-0.194 *** (-7.455)	-0.219 *** (-8.383)	-0.179 *** (-6.766)	-0.166 *** (-6.623)	-0.242 *** (-9.126)
$GDPG_t$	0.271 *** (6.443)	0.289 *** (6.728)	0.175 *** (6.140)	0.153 *** (4.849)	0.086 *** (3.210)	0.035 (1.367)
银行 i 个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
银行 j 个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	69 298	69 298	69 298	69 298	69 298	69 298
$Adj R^2$	0.309	0.309	0.310	0.309	0.311	0.309

3. 变更样本范围。

第一，按银行类型将样本分为国有大型商业银行和股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行两组样本。第二，将样本限定为上市银行（共40家）。第三，剔除可能对估计结果产生重要影响的异常年

份：一是剔除2008年金融危机期间的样本；二是剔除2015年股票市场异常波动的样本；三是剔除2020年受新冠疫情影响的样本。表6各列回归中CNEPU系数均显著为正。

表6 变更样本范围的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有和股份制银行	城商和农商行	上市银行	剔除异常年份
$CNEPU_t$	0.033*** (4.513)	0.038*** (5.660)	0.085*** (8.148)	0.020*** (3.425)
$SIZE_{i,t-1}$	0.233 (0.502)	-0.018 (-0.089)	-2.175*** (-4.509)	-0.771*** (-3.279)
$CAR_{i,t-1}$	-0.116* (-1.910)	-0.060* (-1.789)	-0.365*** (-5.972)	-0.194*** (-5.506)
$ROA_{i,t-1}$	2.753*** (3.547)	-0.132 (-0.402)	2.000** (2.078)	-0.621* (-1.947)
$LDR_{i,t-1}$	-0.058*** (-2.948)	-0.002 (-0.150)	-0.078*** (-2.699)	-0.031*** (-2.857)
$DEPO_{i,t-1}$	0.034 (1.303)	0.081*** (5.443)	-0.115*** (-3.512)	0.035** (2.333)
$NPL_{i,t-1}$	-0.028 (-0.513)	-0.336*** (-4.671)	-0.425** (-2.455)	-0.536*** (-7.684)
$SIZE_{j,t-1}$	-0.621*** (-2.752)	-0.304* (-1.897)	-0.333 (-0.922)	-0.972*** (-6.590)
$CAR_{j,t-1}$	-0.069* (-1.748)	-0.025 (-0.923)	-0.339*** (-3.943)	-0.044* (-1.807)
$ROA_{j,t-1}$	0.285 (0.646)	-0.388 (-1.226)	12.665*** (12.470)	-0.260 (-0.952)
$LDR_{j,t-1}$	-0.014 (-0.945)	0.003 (0.330)	-0.044 (-1.447)	0.031*** (3.278)
$DEPO_{j,t-1}$	0.055*** (3.005)	0.018 (1.367)	-0.127*** (-3.613)	0.026** (2.270)
$NPL_{j,t-1}$	-0.811*** (-11.246)	-0.335*** (-6.175)	0.188* (1.801)	-0.462*** (-9.407)
CPI_t	-0.370*** (-3.991)	-0.823*** (-10.924)	-0.448*** (-3.212)	-0.505*** (-5.792)
$M2_t$	-0.032 (-0.777)	-0.304*** (-9.471)	-0.253*** (-4.074)	-0.251*** (-7.903)
$GDPG_t$	0.196*** (2.862)	0.470*** (8.217)	-0.239** (-2.045)	0.324*** (4.338)
银行 <i>i</i> 个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
银行 <i>j</i> 个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	20 074	49 224	10 660	54 449
$AdjR^2$	0.524	0.235	0.386	0.316

五、异质性分析

为考察银行资本充足率、流动性和资产透明度在经济政策不确定性与银行羊群效应关系中的调节作用，我们在模型（1）的基础上加入相关变量与经济政策不确定性的交叉项，建立如下模型：

$$\begin{aligned}
 COS_{i,j,t} = & \alpha + \beta CNEPU_t + \theta Z_{i,j,t-1} \times CNEPU_t + \omega Z_{i,j,t-1} \\
 & + \vec{\gamma}_1 \overrightarrow{MIR}_{i,t-1} + \vec{\gamma}_2 \overrightarrow{MIR}_{j,t-1} + \vec{\gamma}_3 \overrightarrow{MAC}_t + \lambda_i \\
 & + \delta_j + \varepsilon_{i,t} \quad (4)
 \end{aligned}$$

其中， Z 为调节变量^①。当考察资本充足率异质性时， Z 等于资本充足率虚拟变量^②（ $CARH$ ）和核心一级资本充足率虚拟变量（ $CCARH$ ）；当考察流动性异质性时， Z 分别为存贷比虚拟变量（ $LDRH$ ）和流动性比率虚拟变量（ $LIQH$ ）；当考察资产透明度异质性时，我们参考陈国进等（2021）^[34]的方法利用上市银行的季度数据构建以下计量模型度量银行资产不透明度：

$$\begin{aligned}
 WriteOff_{i,t} = & \delta_0 + \beta_1 LLP_{i,t-1} + \beta_2 LLP_{i,t-2} + \theta_1 NPL_{i,t-1} \\
 & + \theta_2 NPL_{i,t-2} + \delta EBLLP_{i,t-1} \\
 & + \lambda Capital_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (5)
 \end{aligned}$$

其中， $WriteOff_{i,t}$ 是银行 i 在第 t 期的资产减值损失， $LLP_{i,t-1}$ 表示银行 i 在 $t-1$ 期的贷款损失准备占总贷款比例， $NPL_{i,t-1}$ 表示银行 i 在 $t-1$ 期的不良贷款占总贷款比例， $EBLLP_{i,t-1}$ 表示银行 i 在 $t-1$ 期扣除贷款损失准备前收入占总贷款比重， $Capital_{i,t-1}$ 表示银行 i 在 $t-1$ 期总资本占总资产比例。使用前 12 个季度到前 1 季度作为样本观测区间并以 1 季度为步长逐一进行滚动窗口估计。我们定义银行资产不透明度 $AOP = 1 -$

$AdjustedR_{i,t}^2$ ，并在此基础上生成资产不透明度虚拟变量 $AOPH$ 。另一方面，我们借鉴 Jones 等（2012）^[35]、Raz 等（2022）^[36]的做法，以交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、应收款项类投资、长期股权投资、投资性房地产、固定资产、无形资产的总和占总资产的比重度量银行资产不透明度 $AOP2$ ，生成资产不透明度虚拟变量 $AOP2H$ 。

表 7 汇报了交叉项回归结果。其中，列（1）、列（2）中 $CARH \times CNEPU$ 、 $CCARH \times CNEPU$ 交互项系数显著为负，表明资本充足率越高，经济政策不确定性对银行羊群效应影响越小。原因在于，资本充足率较高的银行更有能力应对经济政策不确定性引发的负面冲击而独立做出资产配置决策，从而减轻银行在信贷配置时的从众压力。列（3）中 $LDRH \times CNEPU$ 交互项系数显著为正以及列（4）中 $LIQH \times CNEPU$ 交互项系数显著为负，表明流动性越高，经济政策不确定性对银行羊群效应影响越小。原因在于，当面临经济政策不确定性时，流动性不足的银行可能会加强在信息获取上搭便车的学习动机，更有可能倾向于模仿流动性较好的银行选择流动性管理策略，以此来规避因不确定性上升而加剧的银行流动性风险。列（5）~ 列（6）中 $AOPH \times CNEPU$ 、 $AOP2H \times CNEPU$ 交互项系数显著为正，表明资产不透明度越高，经济政策不确定性对银行羊群效应影响越大。原因在于，资产透明度较低银行的公司治理水平和经营管理能力较差，难以缓解投资者对银行资产质量和经营状况的担忧，由此投资者更容易根据银行特征进行决策判断，并对特征相似银行进行挤兑。因此，在经济政策不确定性上升时，银行投资相似资产，会增加“衰退溢出效应”，从而更可能获取政府救助。

表 7 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$CNEPU_t$	0.045 *** (7.083)	0.050 *** (7.926)	0.025 *** (3.908)	0.073 *** (8.893)	0.054 *** (4.659)	0.031 *** (5.277)
$CARH_{i,j,t-1} \times CNEPU_t$	-0.012 ** (-2.127)					
$CCARH_{i,j,t-1} \times CNEPU_t$		-0.022 *** (-3.979)				

① 感谢匿名审稿专家对交叉项模型中调节变量度量方式提出的宝贵意见。除基于虚拟变量型调节变量进行异质性分析外，我们还使用了连续型调节变量进行异质性分析（篇幅所限，未予在正文中汇报），结论保持不变。
 ② 生成 $CARH$ 的方法如下：首先计算银行 i 和银行 j 资本充足率均值 $ACar_{ij} = (Car_i + Car_j) / 2$ ，然后基于 $ACar$ 的年度中位数 $Mcar_t$ 进行逐年分组，定义 $CARH = I(ACar_{ij} > Mcar_t)$ 。其余虚拟变量生成方法与此类似。

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$LDRH_{i,j,t-1} \times CNEPU_t$			0.022*** (3.872)			
$LIQH_{i,j,t-1} \times CNEPU_t$				-0.042*** (-4.992)		
$AOPH_{i,j,t-1} \times CNEPU_t$					0.045*** (3.558)	
$AOP2H_{i,j,t-1} \times CNEPU_t$						0.016*** (3.084)
$CARH_{i,j,t-1}$	1.344* (1.646)					
$CCARH_{i,j,t-1}$		2.349*** (2.961)				
$LDRH_{i,j,t-1}$			-2.606*** (-3.296)			
$LIQH_{i,j,t-1}$				6.133*** (5.038)		
$AOPH_{i,j,t-1}$					-5.686*** (-3.002)	
$AOP2H_{i,j,t-1}$						-2.363*** (-3.119)
$SIZE_{i,t-1}$	0.294 (1.634)	0.242 (1.349)	0.328* (1.818)	0.232 (1.271)	-1.189*** (-4.223)	0.311* (1.730)
$CAR_{i,t-1}$	-0.075** (-2.566)	-0.067** (-2.281)	-0.081*** (-2.734)	-0.089*** (-3.022)	-0.299*** (-6.098)	-0.086*** (-2.917)
$ROA_{i,t-1}$	0.087 (0.291)	0.100 (0.332)	0.045 (0.151)	0.036 (0.121)	2.069*** (2.771)	0.061 (0.203)
$LDR_{i,t-1}$	-0.035*** (-3.550)	-0.033*** (-3.257)	-0.041*** (-4.178)	-0.038*** (-3.800)	-0.043** (-2.126)	-0.037*** (-3.689)
$DEPO_{i,t-1}$	0.069*** (5.198)	0.069*** (5.209)	0.067*** (5.064)	0.069*** (5.167)	-0.080*** (-3.125)	0.069*** (5.171)
$NPL_{i,t-1}$	-0.280*** (-5.559)	-0.281*** (-5.566)	-0.275*** (-5.447)	-0.280*** (-5.563)	-0.414*** (-2.971)	-0.279*** (-5.533)
$SIZE_{j,t-1}$	-0.450*** (-3.424)	-0.436*** (-3.320)	-0.477*** (-3.610)	-0.471*** (-3.571)	-0.040 (-0.255)	-0.458*** (-3.466)
$CAR_{j,t-1}$	-0.037 (-1.640)	-0.028 (-1.213)	-0.049** (-2.143)	-0.046** (-2.021)	-0.242*** (-3.478)	-0.048** (-2.090)
$ROA_{j,t-1}$	-0.167 (-0.638)	-0.144 (-0.550)	-0.206 (-0.788)	-0.218 (-0.833)	9.458*** (11.634)	-0.188 (-0.716)
$LDR_{j,t-1}$	-0.002 (-0.179)	-0.001 (-0.161)	-0.008 (-0.972)	-0.002 (-0.196)	0.018 (0.792)	-0.002 (-0.242)
$DEPO_{j,t-1}$	0.030*** (2.817)	0.031*** (2.950)	0.028*** (2.668)	0.029*** (2.742)	-0.141*** (-5.174)	0.029*** (2.751)
$NPL_{j,t-1}$	-0.467*** (-10.315)	-0.464*** (-10.202)	-0.466*** (-10.305)	-0.467*** (-10.339)	0.091 (1.156)	-0.472*** (-10.421)
CPI_t	-0.656*** (-10.989)	-0.663*** (-11.110)	-0.618*** (-10.480)	-0.668*** (-11.164)	-0.522*** (-3.370)	-0.653*** (-10.908)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M2_t$	-0.194 *** (-7.647)	-0.200 *** (-7.897)	-0.181 *** (-7.167)	-0.201 *** (-7.901)	-0.185 *** (-4.354)	-0.191 *** (-7.539)
GDP_t	0.375 *** (8.193)	0.379 *** (8.292)	0.344 *** 0.328 *	0.356 *** (7.746)	0.456 *** (6.723)	0.371 *** (8.083)
银行 i 个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
银行 j 个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	69 298	69 298	69 298	69 298	11 479	69 298
$Adj R^2$	0.310	0.310	0.310	0.310	0.370	0.310

六、结论与启示

本文从贷款相似性视角考察了经济政策不确定性对银行羊群效应的影响，发现经济政策不确定性会加剧银行羊群效应；对于资本充足率越低、流动性水平越低以及资产越不透明的商业银行，其羊群效应受经济政策不确定性的影响越大。根据上述结论可以得到如下研究启示：

第一，政府应维护经济政策环境的稳定性。一方面，政策制定部门应注意维持经济政策的一致性和连贯性，尤其是大的政策导向要保持定力，避免政策频繁调整导致市场预期混乱和政策制定者公信力下降。另一方面，政策制定部门应完善政策解读说明机制，提升政策的透明度。在绝大多数情况下，各政策制定部门在出台经济政策时均应针对政策出台背景、政策目的及可能引发的疑惑进行及时解答和说明，促使市场充分理解政策意图，消除与政策解读分歧相关的不确定性。

第二，商业银行应提高自身应对经济政策不确定

性冲击的能力。一是强化审慎经营、稳健发展，通过提升资本充足水平筑牢风险防范的最后一道防线，通过提高流动性水平增强对流动性冲击的抵抗能力。二是提升信息透明度，通过真实、准确、完整地向利益相关者披露信息，使投资者和市场及时了解经济政策变化对银行可能产生的影响，打消投资者对于银行财务风险和经营状况的顾虑。

第三，监管部门应加强对商业银行的审慎监管。一方面，在缺乏准确信息的情况下，信息外部性和储户的羊群行为会引发对健康银行的挤兑。因此，监管部门应强化银行业信息披露监管，完善银行信息披露标准，提高银行信息披露水平。另一方面，银行间投资组合趋同会导致银行业集体风险承担，导致银行个体风险转化为银行系统性风险。因此，监管部门应及时出台银行业务指南或风险警示，规范银行信贷配置行为，避免银行“一窝蜂”开展相似业务，促进多层次、多元化的银行服务体系发展，增加银行业的金融韧性。

参考文献

- [1] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化 [J]. 中国工业经济, 2018 (1): 137-155.
- [2] 顾海峰, 于家珺. 中国经济政策不确定性与银行风险承担 [J]. 世界经济, 2019 (11): 148-171.
- [3] Nakagawa R. Bank Herding in Loan Markets: Evidence from Geographical Data in Japan [J]. International Review of Finance, 2022, 22 (1): 72-89.
- [4] 张琳, 廉永辉, 方意. 政策连续性与商业银行系统性风险 [J]. 金融研究, 2022 (5): 95-113.
- [5] Girardi G, Hanley K W, Nikolova S, Pelizzon L, Sherman M G. Portfolio Similarity and Asset Liquidation in the Insurance Industry [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142 (1): 69-96.
- [6] 方意. 前瞻性与逆周期性的系统性风险指标构建 [J]. 经济研究, 2021 (9): 191-208.
- [7] Nakagawa R, Uchida H. Herd Behaviour by Japanese Banks after Financial Deregulation [J]. Economica, 2011, 78 (312): 618-636.
- [8] Huang Y, Luk P. Measuring Economic Policy Uncertainty in China [J]. China Economic Review, 2020, 59: 101367.
- [9] Makololo P, Seetharam Y. The Effect of Economic Policy Uncertainty and Herding on Leverage: An Examination of the Brics Countries [J]. Cogent

- Economics & Finance, 2020, 8 (1): 1821482.
- [10] Chen M, Zhu Z, Han P, Chen B, Liu J. Economic Policy Uncertainty and Analyst Behaviors: Evidence from the United Kingdom [J]. International Review of Financial Analysis, 2022, 79: 101906.
- [11] Bordo M D, Duca J V, Koch C. Economic Policy Uncertainty and the Credit Channel: Aggregate and Bank Level US Evidence over Several Decades [J]. Journal of Financial Stability, 2016, 26: 90-106.
- [12] Berger A N, Guedhami O, Kim H H, Li X. Economic Policy Uncertainty and Bank Liquidity Hoarding [J]. Journal of Financial Intermediation, 2022, 49: 100893.
- [13] Chi Q, Li W. Economic Policy Uncertainty, Credit Risks and Banks' Lending Decisions: Evidence from Chinese Commercial Banks [J]. China Journal of Accounting Research, 2017, 10 (1): 33-50.
- [14] Karadima M, Louri H. Economic Policy Uncertainty and Non-performing Loans: The Moderating Role of Bank Concentration [J]. Finance Research Letters, 2021, 38: 101458.
- [15] 邱兆祥, 王保东. 宏观经济的不确定性与商业银行信贷行为研究 [J]. 财贸经济, 2008 (12): 21-25.
- [16] Baum C F, Caglayan M, Ozkan N. The Second Moments Matter: The Response of Bank Lending Behavior to Macroeconomic Uncertainty [J]. Economics Letters, 2009, 102 (2): 87-89.
- [17] Calmes C, Theoret R. Bank Systemic Risk and Macroeconomic Shocks: Canadian and US Evidence [J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 40: 388-402.
- [18] Acharya V V. A Theory of Systemic Risk and Design of Prudential Bank Regulation [J]. Journal of Financial Stability, 2009, 5 (3): 224-255.
- [19] Benoit S, Colliard J E, Hurlin C, Pérignon C. Where the Risks Lie: A Survey on Systemic Risk [J]. Review of Finance, 2017, 21 (1): 109-152.
- [20] 申明浩, 宋剑波. 基于报酬合约的经理人羊群行为研究 [J]. 经济学 (季刊), 2008 (3): 1013-1028.
- [21] Haiss P. Bank Herding and Incentive Systems as Catalysts for the Financial Crisis [J]. Journal of Behavioral Finance, 2010, 7 (1/2): 30-59.
- [22] Cai J. Bank Herding and Systemic Risk [J]. Economic Systems, 2022, 46 (4): 101042.
- [23] 田国强, 李双建. 经济政策不确定性与银行流动性创造: 来自中国的经验证据 [J]. 经济研究, 2020 (11): 19-35.
- [24] 辛兵海, 陶江. 商业银行的流动性风险管理存在同群效应吗 [J]. 财贸经济, 2018 (4): 67-81.
- [25] 孙国峰, 蔡春春. 货币市场利率、流动性供求与中央银行流动性管理——对货币市场利率波动的新分析框架 [J]. 经济研究, 2014 (12): 33-44, 59.
- [26] Fricke D. Has the Banking System Become More Homogeneous? Evidence from Banks' Loan Portfolios [J]. Economics Letters, 2016, 142: 45-48.
- [27] 王向楠. 寿险公司的业务同质化与风险联动性 [J]. 金融研究, 2018 (9): 160-176.
- [28] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [29] Davis S J, Liu D, Sheng X S. Economic Policy Uncertainty in China Since 1949: The View from Mainland Newspapers [R]. Working Paper, University of Chicago, 2019.
- [30] Gulen H, Ion M. Policy Uncertainty and Corporate Investment [J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29 (3): 523-564.
- [31] 战相岑, 荣立达, 张峰. 经济政策不确定性与垂直整合——基于供应链视角的传导机制解释 [J]. 财经研究, 2021 (2): 49-63.
- [32] Desalegn T A, Zhu H. Does Economic Policy Uncertainty Affect Bank Earnings Opacity? Evidence from China [J]. Journal of Policy Modeling, 2021, 43 (5): 1000-1015.
- [33] 李增福, 陈俊杰, 连玉君, 李铭杰. 经济政策不确定性与企业短债长用 [J]. 管理世界, 2022 (1): 77-89.
- [34] 陈国进, 蒋晓宇, 刘彦臻, 赵向琴. 资产透明度、监管套利与银行系统性风险 [J]. 金融研究, 2021 (3): 18-37.
- [35] Jones J S, Lee W Y, Yeager T J. Opaque Banks, Price Discovery, and Financial Instability [J]. Journal of Financial Intermediation, 2012, 21 (3): 383-408.
- [36] Raz A F, McGowan D, Zhao T. The Dark Side of Liquidity Regulation: Bank Opacity and Funding Liquidity Risk [J]. Journal of Financial Intermediation, 2022, 52: 100990.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

篮子期权定价的深度学习方法

A Deep Learning Approach to Basket Option Pricing

张宁 涂宇彬 郑亦超 陈梦圆

ZHANG Ning TU Yu-bin ZHENG Yi-chao CHEN Meng-yuan

[摘要] 金融中的诸多衍生品都涉及复杂期权定价问题，其中大多数可转换为偏微分方程初(终)值问题，但该问题往往难以获得解析解，且面临着“维度诅咒”问题。在单个标的物的期权定价中，可以采用各种方法绕开偏微分方程的求解问题。但是篮子期权以资产组合为标的，其定价难以绕开高维偏微分方程的求解。在这一背景下，本文从倒向随机微分方程(BSDE)的思路出发，提出利用神经网络可以非线性地对任何函数进行拟合的特点，将其引入到一类抛物型偏微分方程数值求解中，将待求解目标作为可更新参数嵌入到深度学习架构中，使得在模型训练结束后便可以获得具有更高精度的目标解。本文的深度BSDE模型避开传统思路中遇到的对数正态分布随机变量的算术平均不再满足对数正态分布的问题，能兼具有效性和准确性对篮子期权定价问题进行求解，且具有可以优化的方向，在未来应用中泛用性较强。

[关键词] 深度学习 倒向随机微分方程 偏微分方程 篮子期权 期权定价

[中图分类号] F830.91 O211.63 TP183 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)05-0050-13

Abstract: Many derivatives in finance involve complex option pricing problems, most of which can be transformed into initial (final) value problem of partial differential equations (PDEs), but this problem is often difficult to obtain analytic solution and we face the “curse of dimensionality” when solving it. In the option pricing of a single underlying, various methods can be used to bypass the problem of solving PDEs. However, basket option is based on asset portfolio, and it is difficult to avoid the solution of high-dimensional PDE in the process of pricing. In this context, following the idea of backward stochastic differential equation (BSDE), we propose to take advantage of the neural network which can fit any function nonlinearly, and introduce it into the numerical solution of parabolic PDEs. The specific idea is to embed the object to be solved as an updateable parameter into the deep learning architecture, so that a more accurate solution can be obtained after model training. The deep BSDE model proposed in this paper avoids the problem that the arithmetic mean of lognormally distributed random variables no longer satisfies the lognormal distribution encountered in traditional thinking, and can solve the basket option pricing problem with both effectiveness and accuracy. Moreover, the model is easy to be optimized and can be widely used in the future.

Key words: Deep learning Backward stochastic differential equation (BSDE) Partial differential equation (PDE) Basket option Option pricing

[收稿日期] 2022-04-12

[作者简介] 张宁, 1978年9月生, 中央财经大学金融学院教授, 博士生导师, 中央财经大学中国金融科技研究中心主任, 研究方向为金融科技、人工智能与健康金融; 涂宇彬, 1998年1月生, 中央财经大学金融学院研究生, 研究方向为金融科技应用; 郑亦超, 2000年3月生, 中央财经大学金融学院研究生, 研究方向为金融科技应用; 陈梦圆, 2000年9月生, 中央财经大学金融学院研究生, 研究方向为金融科技应用。本文通讯作者为张宁, 联系方式为 zntop@cufe.edu.cn。

[基金项目] 教育部首批新文科研究与改革实践项目(项目编号: 2021060011); 中央财经大学“科教融合研究生学术新星孵化计划”资助项目(项目编号: 202209); 中央财经大学新兴交叉学科建设项目(项目编号: 2021)。

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

期权作为金融市场上交易频繁的一类产品,具有锁定标的资产未来交易价格的功能,在一定程度上降低了交易双方的风险。除了常见的欧式期权与美式期权,市场上还存在着一大类奇异期权,包括复合期权、回望期权以及一些嵌入式结构债券等,这些期权的合约要求更加复杂,从而导致对应的定价问题难度大幅度提升。考虑到近十多年机器学习在算力提升的支持下开始应用于许多领域并展现出了优势,将其应用于复杂期权的定价逐渐成为金融的一个关注领域,本文的工作也由此展开。具体来说,本文将从高维衍生品——篮子期权的定价问题入手,将这一问题抽象为偏微分方程终值问题,并用深度倒向随机微分方程(Backward stochastic differential equation, BSDE)方法来对这一问题进行求解。

由于金融市场中金融产品的价格很多都与期权定价有关,期权定价问题成为经典的金融工程问题。但因为期权本身作为一种金融衍生工具,其价值受时间与标的资产价值波动影响,且将数学方法与思想引入解决金融问题的想法出现的时间也比较晚,因此期权定价的方法始终难有一套标准。直到20世纪末,BS期权定价模型(Black和Scholes, 1973^[1]; Merton, 1973^[2])的推出才使得期权定价问题有了突破口。随后,诸多学者在此基础上针对不同种类的期权,在不同的假设条件下提出了更多的期权定价模型。其中大部分模型都表示成偏微分方程或偏微分方程组的初(终)值问题,但往往缺少较好的通用解决方法,难以获得解析解,且随着待解决问题难度的逐渐加深,“维度诅咒”对偏微分方程的实际应用影响越来越难以忽视,即随着待求解目标函数的变量维数增加,求解问题的计算成本呈指数型增长,如何有效且准确地寻找解析解成为研究热点。在Pardoux和Peng(1990)^[3]提出倒向随机微分方程的一般形式并给出解的存在唯一性证明后,BSDE与偏微分方程和随机控制问题的深度联系引起了许多数学家的兴趣,从而在以抛物型偏微分方程形式为主的金融衍生品定价领域,有了BSDE的一席之地。由此诸多学者试图借助BSDE来更高效地求解偏微分方程问题,如Han等(2018)^[4]构建了一个结构明晰的神经网络用于求解高维非线性抛物型偏微分方程在 $t=0$ 时的边界解,开创性地将原问题转换为BSDE的形式,并引入布朗

运动将连续时间上的方程离散化,并取得了理想结果。此外,Fujii等(2019)^[5]、Henry-Labordere(2017)^[6]、Elbrächter等(2018)^[7]也利用BSDE获得了一定的研究成果,为本文研究思路提供了启示。

深度学习作为新一代人工智能的核心技术,试图利用层次结构来学习数据中的高级抽象,已在处理图像、视频、语音和音频方面取得了突破性进展,而如今芯片处理能力(如图形处理器GPU单元)的显著提高、计算机硬件成本的显著降低,以及机器学习算法的显著进步,都使得深度学习发展更加迅速。且深度学习能够实现标准计量经济模型无法实现的“非线性”,即能够高精度地学习几乎任何函数的特性,也使得其在金融领域有着广泛的应用空间。其中金融市场数据非常丰富,训练一种算法来“学习”市场中生成期权价格的函数是可行的,这在Malliaris和Salchenberger(1993)^[8]、Hutchinson等(1994)^[9]的研究中得到了验证,而后诸多学者开始关注深度学习在期权定价中的应用,如Amilon(2003)^[10]、Culkin和Das(2017)^[11]、谢和亮和游涛(2018)^[12]、孙有发等(2021)^[13]均在该方向上获得了理想的成果。

本文在这些研究的基础上,将以上述基于BSDE的深度学习架构下的神经网络模型为工具求解Zhao和Li(2020)^[14]一文中的终值问题,一方面与该文中的数值解做横向比较,另一方面进行不同神经网络参数调整情况下的自身比较。

本文剩余部分结构如下:第二部分介绍期权定价模型和BSDE的预备知识,并对基于BSDE的神经网络模型做较为详细的讲解;第三部分进行模型分析、改进和数值试验,并对模型的表现进行评估;第四部分总结了本文方法在更高维度上的优势,并对主要内容以及研究方法的应用可能性进行了总结。

二、定价模型与方法

(一) 期权定价的预备知识

1. 传统BS模型。

本节将对BS微分方程以及BS定价公式做一个简单的介绍。以标的资产为股票的期权为例,在一系列假设的前提下,可以用布朗运动来对股票价格变动进行刻画,同时,期权价格取决于股票价格,也就是说,可以将期权视作一个随机过程的函数。而伊藤引理则提供了对随机过程函数进行微分处理的理论基础,在此之前,没有一个很好的处理该问题的方法。

借助伊藤引理，可以得到期权等衍生品价格的随机微分方程，求解后即可得到期权价格的定价公式，而现在为各界所熟知的 BS 定价公式就是一个简单的用例。

在 BS 公式的推导过程中，假设股票价格 S_t 满足 $dS_t = \mu S_t dt + \sigma S_t dW_t$ ，其中 W_t 是标准布朗运动，令欧式看涨期权价格为 C ，它是股价和时间的函数，可记作 $C(S_t, t)$ ，对 $C(S_t, t)$ 运用伊藤引理可得：

$$dC = \left(\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{\partial C}{\partial S} \mu S + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 C}{\partial S^2} \sigma^2 S^2 \right) dt + \frac{\partial C}{\partial S} \sigma S dW_t \quad (1)$$

股票价格 S_t 作为一个伊藤过程，其函数期权价格 C 也是一个伊藤过程，且二者的随机性来自同一个布朗运动 W_t ，这样就可以通过建立投资组合的方法来消除这一随机项的影响，从而得到 BS 微分方程：

$$\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 C}{\partial S^2} \sigma^2 S^2 + r \frac{\partial C}{\partial S} S = rC \quad (2)$$

欧式看涨期权在到期日时的价格为 $C_T = \max(S_T - K, 0)$ ，其中 K 为交割价，加上这一终值条件后便可以得到偏微分方程的终值问题：

$$\begin{cases} \frac{\partial C}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 C}{\partial S^2} \sigma^2 S^2 + r \frac{\partial C}{\partial S} S = rC \\ C(T, S_T) = \max(S_T - K, 0) \end{cases} \quad (3)$$

现在，只要求解这一终值问题，就能得到期权定价公式，但偏微分方程的解析解往往难以求得。在标的是单个资产的情况下，绕过这个偏微分方程，求解上述问题的方法就有很多种，比如等价鞅测度变换、风险中性定价理论等。由于本文重点不在于对这些方法的阐释，故这里将不对这些方法进行展开。本文要研究的问题，是当标的为资产组合时，如何求解这一终值问题。

2. 篮子期权定价模型。

篮子期权，是标的为一篮子资产的期权，常被用作对这一篮子资产的套期保值操作。与单标的期权不同的是，篮子期权的收益情况由这些资产价格的加权算术平均决定，且其价格通常比单个资产的期权组合价格要低，因而一份篮子期权要比将篮子中资产单个组成期权组合在应用上更具效率。具体来说，由于资产之间相关性的存在，资产组合总是比单个资产更具有稳定收益，这就是篮子期权的一大优势。但是多个

资产的情况要比单资产复杂，在定价时篮子期权会有一些不同的特征，以下本文将详细介绍篮子期权的定价模型。

记篮子期权中包含的资产数为 $d > 1$ ， $S_i(t)$ 表示资产 i 在 t 时刻的价格， ω_i 表示资产 i 在整个组合中的权重，满足 $\sum_{i=1}^d \omega_i = 1$ ，在 T 时刻以价格 K 交割， $V(S_1, \dots, S_d, t)$ 表示期权价格，那么欧式看涨篮子期权的到期收益可表示如下：

$$V_T = \max\left(\sum_{i=1}^d \omega_i S_i(T) - K, 0\right) \quad (4)$$

以下进行篮子期权的 BS 公式推导。设第 i 个标的资产在 t 时刻价格为 $S_i(t)$ ， $i = 1, \dots, d$ ，且每个标的资产的价格，其变化均服从几何布朗运动，即满足如下随机微分方程：

$$\frac{dS_i(t)}{S_i(t)} = \mu_i dt + \sigma_i dW_i(t), \quad i = 1, \dots, d \quad (5)$$

其中： $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)^T$ 为常值向量，是预期收益率向量； σ_i 为常数，是收益的波动率； $W_i(t)$ 是一维标准布朗运动，这些布朗运动之间有一定的相关性，具体如下：

$$\begin{aligned} E[W_i(t)] &= 0, \text{Var}(W_i(t)) = t, \\ \text{Cov}[W_i(t), W_j(t)] &= \rho_{ij} t, \quad i \neq j \end{aligned} \quad (6)$$

将随机微分方程以矩阵形式表示如下：

$$\begin{pmatrix} dS_1(t) \\ dS_2(t) \\ \vdots \\ dS_d(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 S_1(t) \\ \mu_2 S_2(t) \\ \vdots \\ \mu_d S_d(t) \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} S_1(t) \sigma_1 dW_1(t) \\ S_2(t) \sigma_2 dW_2(t) \\ \vdots \\ S_d(t) \sigma_d dW_d(t) \end{pmatrix} \quad (7)$$

记 $W(t) = (\sigma_1 W_1(t), \sigma_2 W_2(t), \dots, \sigma_d W_d(t))^T$ ，则根据定义可知 $W(t)$ 为 d 维布朗运动，其协方差阵为 $\Sigma = \{\text{Cov}[W(t)]_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j, 0 < i, j \leq d\}$ ，即 $W(t) \sim BM(0, \Sigma)$ 。显然协方差阵 Σ 是对称正定阵，那么根据 cholsky 分解的相关理论，存在一个下三角阵 Λ ，使得 $\Lambda \Lambda^T = \Sigma$ ，以及存在 $B(t) = (B_1(t), \dots, B_d(t))^T \sim BM(0, I_d)$ ，使得 $W(t) = \Lambda B(t)$ ，等式两端微分后得：

$$dW(t) = \begin{pmatrix} \sigma_1 dW_1(t) \\ \sigma_2 dW_2(t) \\ \vdots \\ \sigma_d dW_d(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda_{11} & 0 & \cdots & 0 \\ \Lambda_{12} & \Lambda_{22} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Lambda_{1d} & \Lambda_{2d} & \cdots & \Lambda_{dd} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dB_1(t) \\ dB_2(t) \\ \vdots \\ dB_d(t) \end{pmatrix} \quad (8)$$

那么，随机微分方程式可写作如下形式：

$$\begin{pmatrix} dS_1(t) \\ dS_2(t) \\ \vdots \\ dS_d(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 S_1(t) \\ \mu_2 S_2(t) \\ \vdots \\ \mu_d S_d(t) \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} S_1(t)A_{11} & 0 & \cdots & 0 \\ S_2(t)A_{12} & S_2(t)A_{22} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_d(t)A_{1d} & S_d(t)A_{2d} & \cdots & S_d(t)A_{dd} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dB_1(t) \\ dB_2(t) \\ \vdots \\ dB_d(t) \end{pmatrix} \quad (9)$$

这样就得到了一篮子中每个资产满足的随机微分方程的另一种形式，这种形式考虑到了各资产之间的相关性：

$$\frac{dS_i(t)}{S_i(t)} = \mu_i dt + \sum_{j=1}^d A_{ij} dB_j(t), \quad i=1, \dots, d \quad (10)$$

其中， $B_j(t)$ 是相互独立的标准布朗运动。

接下来，利用多维伊藤公式得到关于篮子期权价值 V 的随机微分方程：

$$dV = \left(\frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^d \sigma_{ij} S_i S_j \frac{\partial^2 V}{\partial S_i \partial S_j} dt \right) + \sum_{i=1}^d \frac{\partial V}{\partial S_i} dS_i \quad (11)$$

其中， $\sigma_{ij} = \sum_{k=1}^d A_{ik} A_{kj}$ ， $(i, j=1, \dots, d)$ 。通过构建投资组合消除随机波动项，便得到篮子期权的 BS 方程：

$$\frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^d \sigma_{ij} S_i S_j \frac{\partial^2 V}{\partial S_i \partial S_j} + \sum_{i=1}^d r S_i \frac{\partial V}{\partial S_i} - rV = 0 \quad (12)$$

最后加上终值条件，得到篮子期权定价的 BS 模型：

$$\begin{cases} \frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^d \sigma_{ij} S_i S_j \frac{\partial^2 V}{\partial S_i \partial S_j} + \sum_{i=1}^d r S_i \frac{\partial V}{\partial S_i} = rV \\ V(S_1, \dots, S_d, T) = \max\left(\sum_{i=1}^d \omega_i S_i(T) - K, 0\right) \end{cases} \quad (13)$$

剩下的问题同样是求解这一偏微分方程。在对一维情况下的 BS 公式进行介绍时，假设了股价服从对数正态分布。回到篮子期权，若同样假设篮子内的每一个资产价格 S_i 均服从对数正态分布，那么将容易

得到篮子中的资产加权几何平均也满足对数正态分布的结论。换言之，若终值条件是 $V(S_1, \dots, S_d, T) = \max(\prod_{i=1}^d S_i(T)^{\omega_i}, 0)$ ，则可以直接引用一维 BS 期权定价公式的结论，得出几何平均的欧式篮子期权的定价公式。但由于在实际问题场景中，篮子期权的收益实际上是由篮子中的资产价格算术加权平均得到的，而这一算术平均并不符合对数正态分布，故无法直接得到解析解。学界对篮子期权的算术平均问题的处理方式有很多，包括蒙特卡洛模拟、二叉树、近似法等，特别值得说明的是，在使用蒙特卡洛法时，可选用相同情况下的几何加权平均的欧式篮子期权价格作为控制变量，以达到减少估计值样本方差的效果。

(二) BSDE 介绍

1. BSDE 方法论。

本文使用的倒向随机微分方程，对求解这一类偏微分方程有着更加显著的效果。BSDE 来源于伊藤随机微分方程理论无法解决的一类问题：倒向随机问题。比如在金融数学里，如果给出未来某个时间点的风险值，通过建立恰当的随机模型，来确定出当前需要的初始值，这就是典型的倒向随机微分方程模型。与正向随机方程不同的是，倒向随机方程的解不再是单纯的状态变量 Y ，而需要添加一个扰动项 Z ，使得 (Y, Z) 构成方程的解。这里的随机函数 Z 具有调控作用，类似于控制论中的控制函数，它保证了方程的解 Y 是适应的。根据一般化的 Feynman-Kac 公式^[15]，倒向随机微分方程的解与非线性偏微分方程的解之间有着极其深刻的关系，这为本文求解篮子期权的 BS 模型提供了十分便利的途径和技巧。

篮子期权定价使用的本质是如下高维半线性抛物线型偏微分方程

$$\begin{cases} \frac{\partial u}{\partial t}(t, \mathbf{x}) + \frac{1}{2} Tr(\boldsymbol{\sigma} \boldsymbol{\sigma}^T(t, \mathbf{x}) (Hess_{\mathbf{x}} u)(t, \mathbf{x})) \\ \quad + \nabla u(t, \mathbf{x}) \cdot \boldsymbol{\mu}(t, \mathbf{x}) + f(t, \mathbf{x}, u(t, \mathbf{x})), \\ \quad \boldsymbol{\sigma}^T(t, \mathbf{x}) \nabla u(t, \mathbf{x}) = 0 \\ u(T, \mathbf{x}) = g(\mathbf{x}), t \in [0, T], \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n \end{cases} \quad (14)$$

这里 t 和 \mathbf{x} 分别代表时间与 d 维空间变量， $\boldsymbol{\mu}$ 是一已知向量值函数， $\boldsymbol{\sigma}$ 是一已知的 $n \times n$ 矩阵值函数， $\boldsymbol{\sigma}^T$ 是 $\boldsymbol{\sigma}$ 的转置， ∇u 和 $Hess_{\mathbf{x}} u$ 是函数 u 关于变量 \mathbf{x} 的梯度向量函数和海森矩阵， Tr 是矩阵迹算子，同时 f 也

是一个已知的非线性函数。问题最终要求解 $u(t=0, x=\xi)$, 其中 $\xi \in \mathbb{R}^n$ 是 n 维空间中的某向量值。

求解上述偏微分方程的思路就在于将其转化成 BSDE 的解。令 $\{B_t\}_{t \in [0, T]}$ 为一个 n 维标准布朗运动, $\{X_t\}_{t \in [0, T]}$ 为由 $\{B_t\}_{t \in [0, T]}$ 生成的一个随机过程, 满足如下形式:

$$X_t = \xi + \int_0^t \mu(s, X_s) ds + \int_0^t \sigma(s, X_s) dB_s \quad (15)$$

这样, 偏微分方程的解满足如下的倒向随机微分方程:

$$u(t, X_t) = g(X_T) + \int_t^T f(s, X_s, u(s, X_s)) ds - \int_t^T \nabla u(s, X_s)^T \sigma(s, X_s) dB_s, \quad t \in [0, T] \quad (16)$$

连续的积分式难以求解, 常见的做法是将时间区间 $[0, T]$ 离散化 $0=t_0 < t_1 < \dots < t_N=T$, 可以得到离散形式下的 BSDE:

$$X_{t_k} \approx \xi + \sum_{i=0}^k \mu(t_i, X_{t_i}) \Delta t_i + \sum_{i=0}^{k-1} \sigma(t_i, X_{t_i}) \Delta B_i \quad (17)$$

$$u(t_k, X_{t_k}) \approx g(X_{t_N}) + \sum_{i=k}^{N-1} f(t_i, X_{t_i}, u(t_i, X_{t_i})) \Delta t_i - \sum_{i=k}^{N-1} \nabla u(t_i, X_{t_i})^T \sigma(t_i, X_{t_i}) \Delta B_i \quad (18)$$

其中:

$$\Delta t_k = t_{k+1} - t_k, \quad \Delta B_k = B_{t_{k+1}} - B_{t_k}$$

随后可以得到如下两个迭代式:

$$X_{t_{k+1}} - X_{t_k} \approx \mu(t_k, X_{t_k}) \Delta t_k + \sigma(t_k, X_{t_k}) \Delta B_k \quad (19)$$

$$u(t_{k+1}, X_{t_{k+1}}) - u(t_k, X_{t_k}) \approx -f(t_k, X_{t_k}, u(t_k, X_{t_k})) \Delta t_k + \nabla u(t_k, X_{t_k})^T \sigma(t_k, X_{t_k}) \Delta B_k \quad (20)$$

上述两个迭代式传达出这样一种思想: 从 $X_{t_0} = \xi, u(t_0, X_{t_0}) = u(0, \xi)$ 出发, 经过迭代, 可以得到函数 u 在 $(t=t_N=T, x=X_{t_N})$ 处的值, 但目前已知条件是终值条件, 函数的初值是目标解, 看似这个迭代式并不能起到作用, 本文将引入蒙特卡洛模拟的思路和神经网络的架构来应用该迭代式, 求解这一 BSDE 问题。

2. BSDE 深度模型。

根据 Han 等 (2018)^[4] 的做法, 首先根据式 (18) 模拟生成资产价格的序列 $\{X_{t_n}\}_{0 \leq n \leq N}$, 并观察式 (19) 可以得知, 欲求 $u(t_{k+1}, X_{t_{k+1}})$, 除了需要知道 $u(t_k, X_{t_k})$, 还需要知道 $\nabla u(t_k, X_{t_k})$, $u(t_k, X_{t_k})$ 项可由上一迭代式得到, 而 $\nabla u(t_k, X_{t_k})$ 项并不能直接得到。本文介绍的模型提供的一个思路是, 借助全连接神经网络, 以 X_{t_k} 为输入, 经过训练得到输出 $\nabla u(t_k, X_{t_k})$, 这样就得到了在 t_k 时间点上的一个子神经网络模型, 对于整个时间区间, 每一个时间点 t_k 都可以建立这样的子神经网络模型, 得到这一时间点下的目标函数梯度 $\nabla u(t_k, X_{t_k})$, 再代入式 (19) 中, 就可以由 $X_{t_0} = \xi, u(t_0, X_{t_0}) = u(0, \xi)$ 得到函数 u 在 $(t=t_N=T, x=X_{t_N})$ 处的值。

特殊地, 在 t_0 时间点下, $u(t_0, X_{t_0})$ 作为求解目标, 并不能通过迭代式得到, 同样, 此时的 $\nabla u(t_0, X_{t_0})$ 作为计算 $u(t_1, X_{t_1})$ 的必要因素也是未知的, 合适的做法是将这两个未知量作为 t_0 时间的子神经网络的参数输入, 参与到神经网络的训练中去。

最后, 经过各个时间点的迭代过程, 在 $t_N=T$ 时间点得到了迭代式最终导出的 $\hat{u}(t_N, X_{t_N})$, 将其与终值条件差值平方的期望作为损失函数。这里记损失函数为 $l(\theta)$, $\theta = \{\theta_{u_0}, \theta_{\nabla u_0}, \theta_1, \dots, \theta_{N-1}\}$ 为神经网络的参数向量, 其中 θ_{u_0} 表示 $u(t_0, X_{t_0})$, $\theta_{\nabla u_0}$ 表示 $\nabla u(t_0, X_{t_0})$, θ_i 表示时间点 t_i 下子神经网络中的参数。则损失函数如下所示:

$$l(\theta) = \mathbb{E} [|g(X_{t_N}) - \hat{u}(\{X_{t_n}\}_{0 \leq n \leq N}, \{W_{t_n}\}_{0 \leq n \leq N})|^2] \quad (21)$$

包含所有 $N-1$ 个子神经网络的架构如图 1 所示。

回到偏微分方程求解的核心问题, 不难发现, 经过神经网络的多次训练迭代, 随着损失函数值的下降并趋于稳定, 神经网络中的参数也逐渐趋于稳定, 将最终的参数 θ_{u_0} 输出, 就可以得到问题的近似数值解。

本文所提出的神经网络模型, 其特殊之处在于不需要外部提供训练数据集与测试数据集, 因为本质上, 这些神经网络的作用是对不同时间点下的目标函数的梯度函数进行函数拟合。由于整个模型核心部分在于迭代式的迭代过程, 神经网络本身也是为迭代式提供 $\nabla u(t_n, X_{t_n})$ 值而设计的。鉴于在本节最开始使用了添加了漂移函数 μ 和波动函数 σ 的几何布朗运

动来模拟离散后时间区间 $[0, T]$ 内 X 的游走过程，故在实际操作过程中，不难想到使用服从正态分布的

随机数来生成 X_n 的值。所以本质上，本模型的训练数据集和测试数据集均为一些随机生成的 X_n 的值。

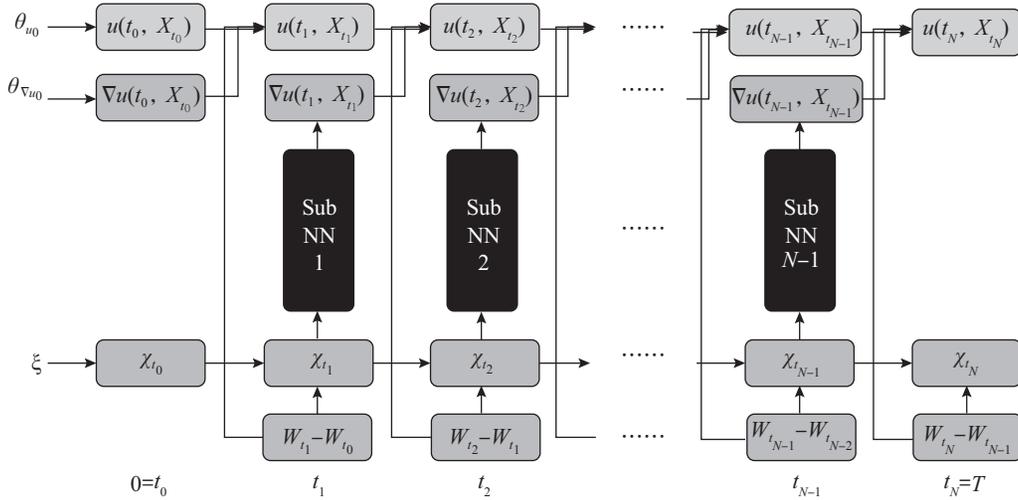


图 1 深度 BSDE 模型结构

3. 一个高维 PDE 问题。

为了说明该法的泛用性以及在高维场景的高效性，本节首先将该方法应用于如下一个在 100 维空间中 ($d=100$) 的典型的 Allen-Cahn 方程：

$$\frac{\partial u}{\partial t}(t, x) - \Delta u(t, x) - u(t, x) + [u(t, x)]^3 = 0 \quad (22)$$

方程具有初值条件 $u(0, x) = g(x)$ ，其中 $g(x) = 1/(2+0.4\|x\|^2)$ ，且假设 $x \in \mathbb{R}^{100}$ 。从形式上不难得到 $\mu(t, x) = 0$ ， $\sigma(t, x) = \sqrt{2}$ ， $f[u(t, x)] = u(t, x) - [u(t, x)]^3$ 。取 $T=0.3$ ，目标问题是 $u(t=T, x=(0, 0, \dots, 0)) \approx 0.0528$ 。由于问题是初值形式的，故这里先进行一个时间变量的换元操作 $t \mapsto T-t$ ($T>0$)，将式 (22) 转换为如下的终值问题：

$$\frac{\partial u}{\partial t}(t, x) + \Delta u(t, x) + u(t, x) - [u(t, x)]^3 = 0 \quad (23)$$

数值实践上，本文主要利用 Python 中的 PyTorch 机器学习库，搭建神经网络模型进行求解。训练数据集和测试数据集分别为 256 组和 64 组随机生成的几何布朗运动路径，每一个子网络设计 3 个隐藏层，每一层的神经元设为 $d+10$ ，每经过一层网络，先进行批标准化 (Batch Normalization)，随后经激活函数线性整流函数 (Re-LU) 进入下一层。整体后向传播中，优化函数选取 Adam 算法。Adam 是一种可以替

代传统 SGD 过程的一阶优化算法，它能基于训练数据迭代地更新神经网络权重。迭代过程持续 4 000 次，并每隔 100 次训练，便在验证集上进行结果验证，损失函数和目标函数值随迭代次数变化情况如图 2 所示。可以看到，随着迭代次数的增加，损失函数值趋近于 0.003 4，数值解的值趋近于 0.0524 ± 0.000726 ，与其他数值方法所得解一致。整个运算过程耗时 528 秒。

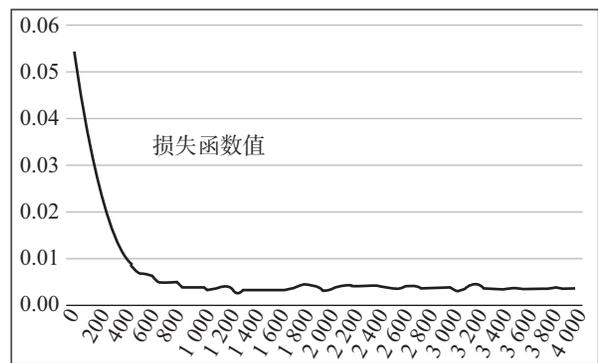


图 2 损失函数值与数值解估计值变化

为了分析网络参数的影响，我们设置了不同隐藏层，并记录了模型达到不同损失函数值对应的耗时，需要注意的是，本文所提到的耗时是实验用机器配置的结果，仅具有相对意义。图3给出了不同隐藏层达到不同损失函数值所需要的计算时间，计算时间是计算32次的平均结果。调整神经元数量获得的结果类似。从图3可以看到，隐藏层数量增加以及神经元数量增加大幅度增加了计算时间。尽管通用逼近定理表明不同隐藏层和神经元数量都可以达到同样效果，但一般来说，设置为3隐藏层以及 $d+10$ 个神经元能够满足需求，也是多次实际求解后的经验总结。

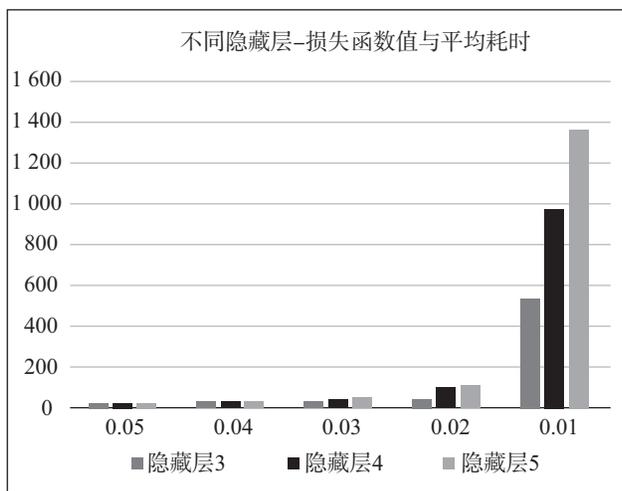


图3 不同网络参数对应的损失函数值-耗时的关系图

三、模型分析与数值实践

(一) 模型分析与改进

由上一部分的结果可知，深度BSDE模型可以较为准确地给出偏微分方程的数值解。这一部分将对模型的参数进行分析，并提出一些改进的思路。

1. 参数 θ_{u_0} 、 $\theta_{\nabla u_0}$ 分析。

在一般的全连接神经网络模型中，神经元中线性层所包含的线性变换参数，通常用正态分布随机数进行初始化。而在深度BSDE模型中，还引入了两个额外的参数 θ_{u_0} 、 $\theta_{\nabla u_0}$ 分别表示 $u(t_0, X_{t_0})$ 、 $\nabla u(t_0, X_{t_0})$ 。对于参数 θ_{u_0} ，也即问题的结果，模型首先给定一个可能的取值范围 $[y_l, y_r]$ ，并在均匀分布 $U[y_l, y_r]$ 中抽样，来对 θ_{u_0} 进行初始化；对于参数 $\theta_{\nabla u_0}$ ，模型则在均匀分布 $U[-0.1, 0.1]$ 中抽样，以达到初始化的目的。

线性层中的权重参数需适当选取，由于神经网络

模型一般依靠以梯度下降为核心思想的优化函数来达到训练模型以及参数更新的效果，故与模型的预测性能、收敛情况以及最终得到的输出结果直接相关。若权重参数初始值过大，可能会导致损失函数的梯度值很大，更新参数时的更新幅度也会很大，最终会导致损失函数始终在最小值附近振荡，收敛效率低；若权重参数初始值过小，则有可能导致网络收敛过慢，效率仍旧不高。在常规的神经网络模型中，对线性层中的权重参数初始化通常采用正态分布随机数，本文也对提出的模型进行同样操作，记当前神经元层的输入维度为 $cellin$ ，输出维度为 $cellout$ ，选取了以0为均值，以 $5/\sqrt{cellin+cellout}$ 为标准差的正态分布来对参数进行初始化。

而对于参数 θ_{u_0} 、 $\theta_{\nabla u_0}$ 来说，尽管 θ_{u_0} 是我们重点关注的目标值，而且 $\theta_{\nabla u_0}$ 作为迭代的初始条件会对模型的训练产生影响，但是二者在神经网络模型中对于整个模型稳定程度以及最终结果的影响均不如权重参数那么大。为说明这一结论，以下将在上述高维PDE问题的场景中，多次更改二者的初始值，进行如下的对照实验。

在第二部分高维PDE问题中，参数 θ_{u_0} 的取值范围被设置为 $[y_l, y_r]=[0.3, 0.6]$ ，参数 $\theta_{\nabla u_0}$ 的取值则为服从均匀分布 $U[-0.1, 0.1]$ 的随机数。首先进行参数 θ_{u_0} 取值的对照实验，问题的解可由其他数值方法求得为 $u(t=0.3, x=(0, 0, \dots, 0)) \approx 0.0528$ ，对照实验中将参数 θ_{u_0} 取值分为其他两个区间 $[0.06, 0.1]$ 与 $[0.6, 1]$ 。取值范围见表1。

表1 不同组别中参数 θ_{u_0} 初始值取值范围

组别	参数 θ_{u_0} 初始值取值范围
对照组	$[y_l, y_r]=[0.3, 0.6]$
实验组1	$[y_l, y_r]=[0.06, 0.1]$
实验组2	$[y_l, y_r]=[0.6, 1]$

在图4中， $U[y_l, y_r]$ 中对参数 θ_{u_0} 进行采样得到的初始化的点约为0.083，这使得参数值在第200步迭代时就几乎达到正确解，说明其以很快的收敛速度到达正确解附近；而在图5中，参数初始化的点更大，导致参数值收敛速度较 $U[y_l, y_r]=[0.06, 0.1]$ 情况下更慢，在第2400步迭代时，才收敛至正确解附近；在图2中，参数值的收敛速度则介于两个实验组之间。此外，在三组实验中，模型总耗时并无较大差别。

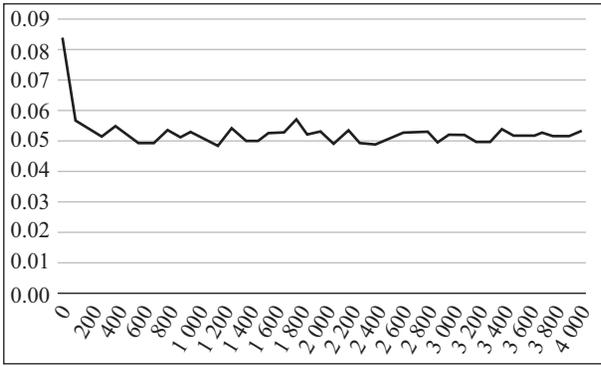


图4 $[y_l, y_r] = [0.06, 0.1]$ 下的数值解估计值变化

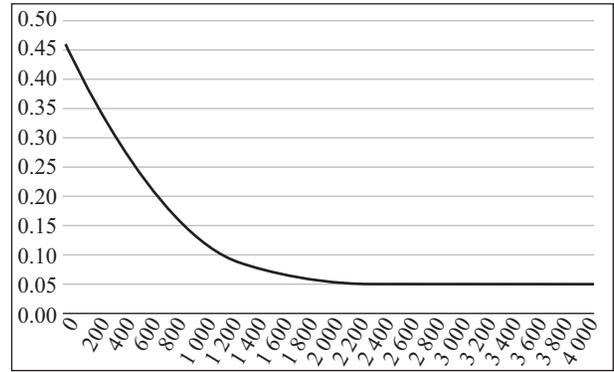


图6 参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 从 $U[-0.01, 0.01]$ 中采样的结果

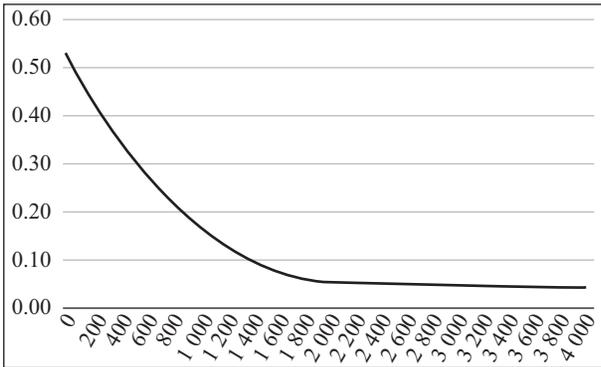


图5 $[y_l, y_r] = [0.6, 1]$ 下的数值解估计值变化

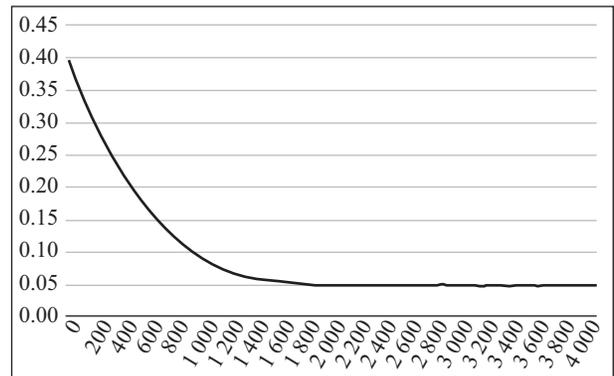


图7 参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 从 $U[0.1, 0.3]$ 中采样的结果

然后对参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 的取值进行实验，同样地，通过选取不同的区间，得到不同的均匀分布，再对参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 的初始值进行采样。分别对参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 进行在均匀分布 $U[-0.1, 0.1]$ 、 $U[-0.01, 0.01]$ 以及 $U[0.1, 0.3]$ 中的抽样初始化，得到以下的实验结果（此时对于参数 θ_{u_0} ，仍使其取值范围为 $[y_l, y_r] = [0.3, 0.6]$ ）。初始值范围见表2。

表2 不同组别中参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 初始值取值范围

对照组	$u[-0.1, 0.1]$
实验组1	$u[-0.01, 0.01]$
实验组2	$u[0.1, 0.3]$

对比图2、图6和图7，对参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 在不同区间上的初始化都会使模型在第2000步迭代收敛，但是实验组实验的总耗时约为两个对照组实验的2倍，这说明，参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 尽管在收敛所需迭代次数层面并不直接影响收敛速度，但是适当的初始化可以大大减少实验的耗时。

总体来说，参数 θ_{u_0} 、 $\theta_{v_{u_0}}$ 在不同取值区间上的初始化对整个模型的训练结果并不会产生实质的影响，唯一受到影响的是收敛速度，这里的收敛速度既包括迭代步数层面，也包括总耗时层面。在实际应用中，

根据 Han 等 (2018)^[4] 所给出的参考意见，建议对参数 $\theta_{v_{u_0}}$ 进行均匀分布 $U[-0.1, 0.1]$ 抽样初始化，而对于参数 θ_{u_0} ，则可以将其初始取值范围作为超参数，利用网格搜索、随机搜索、神经网络搜索等方法进行超参数调优。具体在篮子期权定价场景下，我们建议以篮子期权的资产价格均值的10%为标准对参数 θ_{u_0} 进行初始化。

2. 子神经网络输出值的调整。

在深度 BSDE 模型中，将时间区间 $[0, T]$ 离散化后，在除0时刻与T时刻外的每一个时间点，以该时间点下的资产价格为输入，得到目标函数在这一点上的梯度值，并代入迭代式中，最终得到目标函数在T时刻的值。之前本文已经给出了通过离散化后的BSDE得到的资产价格以及目标函数的过程迭代式，现将其重新写在下方。

$$X_{t_{k+1}} - X_{t_k} \approx \mu(t_k, X_{t_k}) \Delta t_k + \sigma(t_k, X_{t_k}) \Delta B_k \quad (24)$$

$$\begin{aligned} & \Delta B_k u(t_{k+1}, X_{t_{k+1}}) - u(t_k, X_{t_k}) \\ & \approx -f(t_k, X_{t_k}, u(t_k, X_{t_k}), \sigma^T(t_k, X_{t_k}) \nabla u(t_k, X_{t_k})) \Delta t_k \\ & \quad + \nabla u(t_k, X_{t_k})^T \sigma(t_k, X_{t_k}) \Delta B_k \end{aligned} \quad (25)$$

对于式 (25)，在每一步迭代式中， $\sigma^T(t_k, X_{t_k})$

$\nabla u(t_k, X_{t_k})$ 总是共同出现。如果在实验中仅训练出梯度值,则需要再与 σ 函数相乘,这样无疑增加了训练的时间,所以不妨将 $\nabla u(t_k, X_{t_k})^T \sigma(t_k, X_{t_k})$ 整体作为子神经网络的输出,直接在迭代式中进行计算,进而降低神经网络的训练时间。

由于在本文给出的高维 PDE 例子中有 $\sigma(t, x) = \frac{1}{\sqrt{2}}$, 显然将 $\nabla u(t_k, X_{t_k})^T \sigma(t_k, X_{t_k})$ 或 $\nabla u(t_k, X_{t_k})^T$ 作为子神经网络的输出并不会影响神经网络训练的时间,故本文不会在这一简单问题场景下进行对照实验。在引入篮子期权定价模型后,这样的偏微分方程问题——特别是 $\sigma(t, x)$ 的取值——将具有更复杂的形式,这将使得本节所提出的调整方法对训练神经网络的整体用时有较大的影响。

3. 布朗运动生成模型调整。

在构建模型之前,参考蒙特卡洛模拟的过程,需要借助漂移项 μ 与波动项 σ 对资产价格按几何布朗运动进行模拟。在第二章的模型搭建中,本文直接借助 Python 中 `scipy` 工具包提供的相关函数生成了标准正态分布随机数,进而拟合标准布朗运动,从而对资产价格进行了模拟。然而在蒙特卡洛模拟中,关于标准正态分布随机数的生成有多种不同的方法,按效率从低到高、效果从差到好,有拒绝采样、反函数法、Box-Muller 法、`ziggurat` 算法等。

本文使用较为常用的反函数法,该方法借助了概率积分变换原理。对于随机变量 X 的分布函数 $F(x)$, 将其反函数作用在均匀分布 $U(0, 1)$ 上即可得到服从对应分布函数的随机数。此法一般较适用于分布函数 $F(x)$ 以及其反函数 $F^{-1}(x)$ 具有较简单形式的场景。对于标准正态分布来说,具体步骤如下:对于服从均匀分布 $U(0, 1)$ 的随机数 u , 令 $z = \sqrt{2} \operatorname{erf}^{-1}(2u - 1)$, 则 z 是服从标准正态分布的随机数。该方法由于涉及非初等函数 erf 的反函数,在计算实现上比较复杂,不过目前可以借助 Python 的 `scipy` 工具包中的 `erfinv` 功能来实现,大大降低了这一方法的实现难度。

在反函数法中,需要借助服从均匀分布 $U(0, 1)$ 的随机数,来生成符合标准正态分布的随机数。对于均匀分布随机数的生成,往往有现成的工具包可以调用。但实际上,常规随机数生成方法得到的随机数均为伪随机数,在低维场景下可能并不会暴露出弊端,而当来到高维场景下,这样的随机数往往不能较

为完整地覆盖高维空间,也就是不够“均匀”。用这样不够“均匀”的随机数去生成正态分布随机数,进而对高维布朗运动进行拟合,可能会降低模型预测的精确度。

对于这一类问题,蒙特卡罗模拟法中的一个思想是:用低差异序列代替均匀分布随机数,来对高维布朗运动进行拟合,这就是蒙特卡洛模拟法的一个变形——拟蒙特卡罗模拟法,该法由 Joy 等 (1996)^[16] 首次应用于期权定价领域。所谓低差异序列,是一种依据数论知识,从概率分布中得到代表样本组成的序列,该序列具有更好的确定性和均匀性,且其在高维空间中仍能维持这一优点,故可以在处理篮子期权这类高维期权定价问题时选用低差异序列来进行数值模拟。常见的低差异序列包括 Halton 序列、Faure 序列以及 Sobol 序列等,下面对 Halton 序列进行简要说明:

设 n 为任意整数, b_1, b_2, \dots, b_d 为前 d 个质数,将 n 分别表示为 b_i 进制数,即 $n = \sum_{j \geq 0} a_j(n) b_i^j$, 定义函数 $\phi_{b_i}(n) = \sum_{j \geq 0} \frac{a_j(n)}{b_i^{j+1}}$, 则序列 $x_n = (\phi_{b_1}(n), \phi_{b_2}(n), \dots, \phi_{b_d}(n))$, $n = 0, 1, 2, \dots$ 是一个 d 维的 Halton 序列。

为了对高维情况下低差异序列的优势进行简单说明,本文基于均匀分布生成随机数与 Halton 序列,分别构造 1 000 个 1 000 维的随机点,并在第 999 维与第 1 000 维度组成的平面上进行投影,图 8 给出了均匀分布随机数(左)与低偏差序列(右)在高维度情况下的投影散点图。可以比较明显地看到,在高维度下,均匀分布随机数对空间的覆盖度远不如 Halton 序列。

总的来说,利用低差异序列与反函数法等算法生成高维标准正态分布随机数,进而对高维标准布朗运动进行模拟,可以作为 BSDE 深度模型的一个改进思路。

(二) 篮子期权定价

以下将深度 BSDE 模型应用于篮子期权的定价中,首先构造一个包含 5 个资产的高维问题场景,进行数值模拟,随后采用前面提到的改进思路,再分别进行模拟。最后,将用蒙特卡洛模拟法进行模拟,并将两种算法在均匀分布随机数与低差异序列两种设定下的结果进行对比,同时对深度 BSDE 模型是否具有更高的时间效率这一问题进行验证。

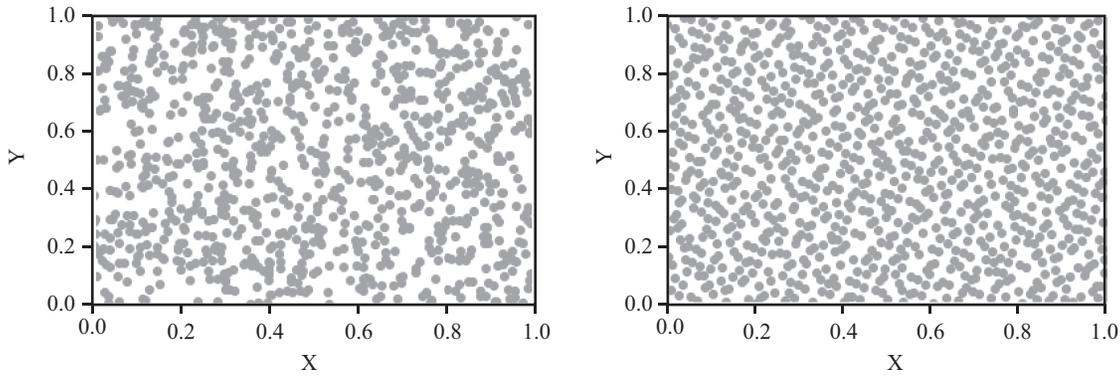


图8 均匀分布随机数(左)与低偏差序列(右)在高维度情况下的投影散点图

1. 深度 BSDE 模型定价数值结果。

首先给出篮子期权的 BS 模型：

$$\begin{cases} \frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^d \sigma_{ij} S_i S_j \frac{\partial^2 V}{\partial S_i \partial S_j} + \sum_{i=1}^d r S_i \frac{\partial V}{\partial S_i} = rV \\ V(S_1, \dots, S_d, T) = \max \left(\sum_{i=1}^d \omega_i S_i(T) - K, 0 \right) \end{cases}$$

对照深度 BSDE 模型的通式，得到如下的对应关系：

$$\begin{aligned} \mu(t, S(t)) &= (rS_1(t), rS_2(t), \dots, rS_d(t))^T \\ \sigma(t, S(t)) &= \begin{pmatrix} S_1(t)A_{11} & 0 & \dots & 0 \\ S_2(t)A_{12} & S_2(t)A_{22} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_d(t)A_{1d} & S_d(t)A_{2d} & \dots & S_d(t)A_{dd} \end{pmatrix} \\ f &= -rV \\ g &= \max \left(\sum_{i=1}^d \omega_i S_i(T) - K, 0 \right) \end{aligned}$$

其中：

$$\begin{aligned} S(t) &= (S_1(t), S_2(t), \dots, S_d(t)) \\ A &= \begin{pmatrix} A_{11} & 0 & \dots & 0 \\ A_{12} & A_{22} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{1d} & A_{2d} & \dots & A_{dd} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

且 $AA^T = \Sigma$ 。

随后对问题所涉及的数据进行设定，5 个标的资产的初始价格分别为 50、46、51、48 以及 55，波动率分别为 0.1、0.2、0.16、0.22、0.18，协方差矩阵 Σ 为：

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 0.010 & 0 & 0.008 & 0 & 0.004 & 5 & 0.004 & 4 & -0.004 & 5 \\ 0.008 & 0 & 0.040 & 0 & 0.016 & 0 & 0.008 & 8 & 0.010 & 8 \\ 0.004 & 5 & 0.016 & 0 & 0.025 & 6 & -0.006 & 3 & 0.004 & 3 \\ 0.004 & 4 & 0.008 & 8 & -0.006 & 3 & 0.048 & 4 & 0.019 & 8 \\ -0.004 & 5 & 0.011 & 0 & 0.004 & 3 & 0.019 & 8 & 0.032 & 4 \end{pmatrix}$$

篮子内每个资产的权重 $\omega_i = 1/d = 0.2$ ，交割价格 $K = 50$ ，无风险利率 $r = 0.08$ ，时间区间设定为 $[0, 1]$ ，并将其分解为 8 份。

数值实践上，仍然利用 Python 中的 Pytorch 机器学习库，搭建神经网络模型进行求解。训练数据集和测试数据集分别为 256 组和 64 组随机生成的几何布朗运动路径，每一个子网络设计 3 个隐藏层，每一层的神经元数目设为 $d + 10 = 15$ ，每经过一层网络，先进行批标准化 (Batch Normalization)，随后经激活函数线性整流函数 (ReLU) 进入下一层。整体后向传播中，优化函数选取 Adam 算法。迭代过程持续 6 000 次，依旧每隔 100 次训练，便在验证集上进行结果验证，主要观察损失函数和收敛值的变化，给出输出结果以及损失函数随迭代次数变化情况如图 9 和图 10 所示。从图中可以看到，随着迭代次数的增加，损失函数值趋近于 4.035 5，数值解的值趋近于 7.929 4±0.025 148，整个运算过程耗时 1 243 秒。

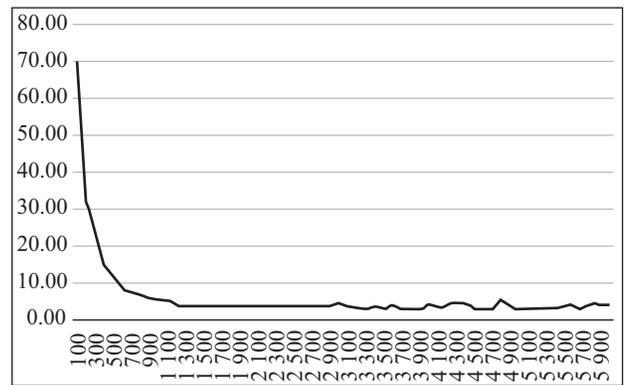


图9 常规 BSDE 模型损失函数值变化

2. 更改神经网络输出值。

在神经元数等超参数、优化函数的选取、迭代次数的设置等均不变的情况下，根据第二部分的改进思路对初始的常规 BSDE 模型进行改进，即将式 (3.2)

中的 $\nabla u(t_k, X_{t_k})^T \sigma(t_k, X_{t_k})$ 整体作为子神经网络的输出。每隔 100 次训练，便在验证集上进行结果验证，给出输出结果以及损失函数随迭代次数变化情况如图 11、图 12 所示。可以看到，随着迭代次数的增加，损失函数值趋近于 4.832 8，数值解的值趋近于 $7.926 1 \pm 0.069 442$ ，整个运算过程耗时 273 秒。

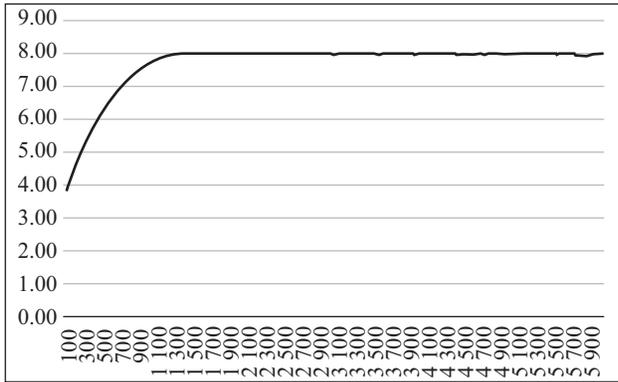


图 10 常规 BSDE 模型数值解估计值变化

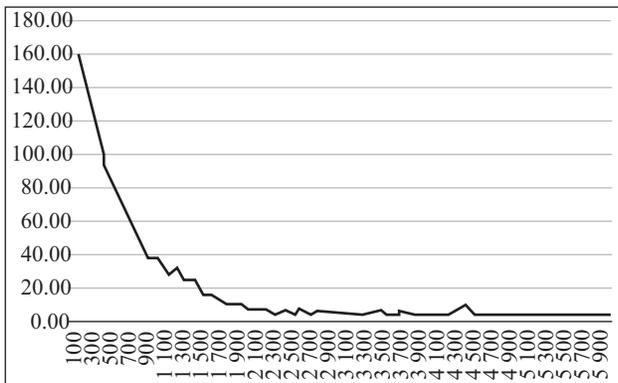


图 11 更改神经网络输出值的 BSDE 模型损失函数值变化

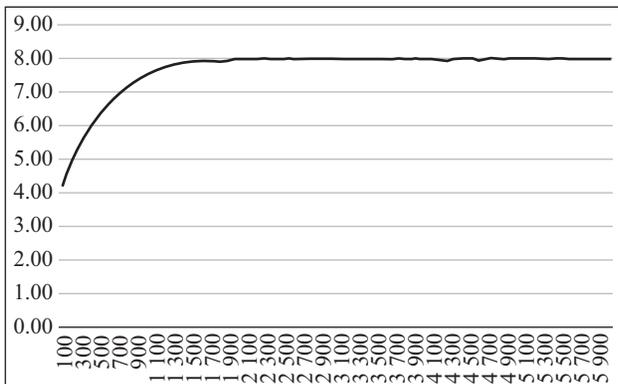


图 12 更改神经网络输出值的 BSDE 模型数值解估计值变化

对比更改神经网络输出值前后的数值解拟合情况(图 13、图 14)，发现这样的改动并未对其产生过多影响，但却大大提高了模型训练的速度，时间缩短了 4.5 倍，实验结果验证了前文提出的猜想。

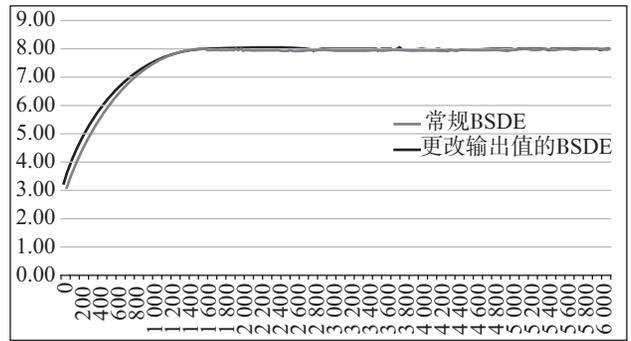


图 13 更改神经网络输出值前后的 BSDE 模型数值解拟合情况对比

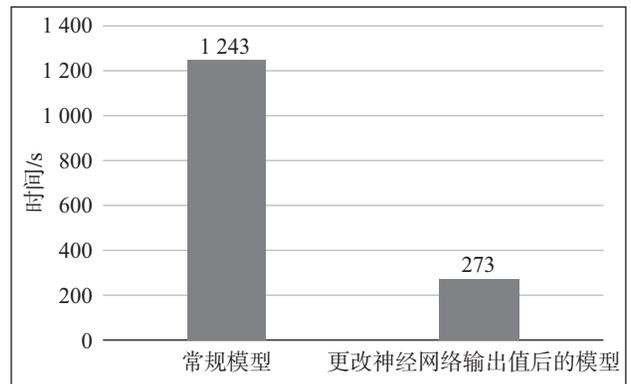


图 14 更改神经网络输出值前后的模型训练时间长度对比

3. Halton 序列模拟资产价格运动。

基于 Halton 序列，借助反函数法生成标准正态分布随机数，进而模拟资产价格的几何布朗运动，依照此思路对初始的常规 BSDE 模型进行改进。在神经元数等超参数、优化函数的选取、迭代次数的设置等均不变的情况下，每隔 100 次训练，便在验证集上进行结果验证，给出输出结果以及损失函数随迭代次数变化情况如图 15、图 16 所示。

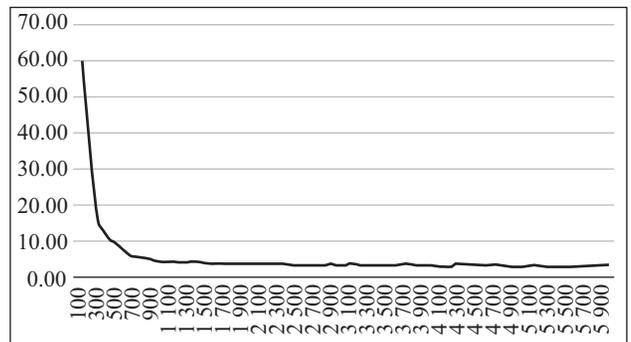


图 15 Halton 序列的 BSDE 模型损失函数值变化

从图 17 可以看到，随着迭代次数的增加，损失函数值趋近于 3.687 5，数值解的值趋近于 $7.793 0 \pm 0.016$ 。可见，一方面，损失函数最终趋于稳定后的值较常规 BSDE 模型略低；另一方面，数值解的估计

值较常规 BSDE 模型略低，但波动更小。这说明，在 $d=5$ 的情况下，低差异序列的确可以得到更加稳定的定价结果。

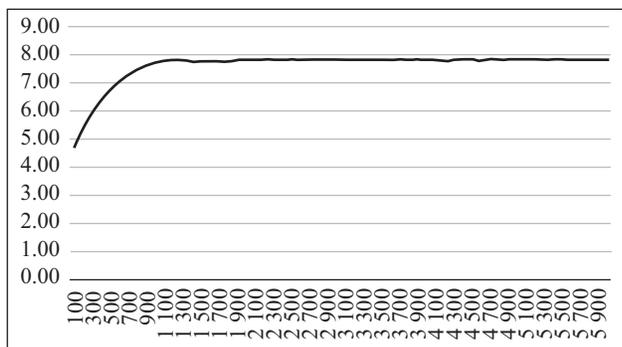


图 16 Halton 序列的 BSDE 模型数值解估计值变化

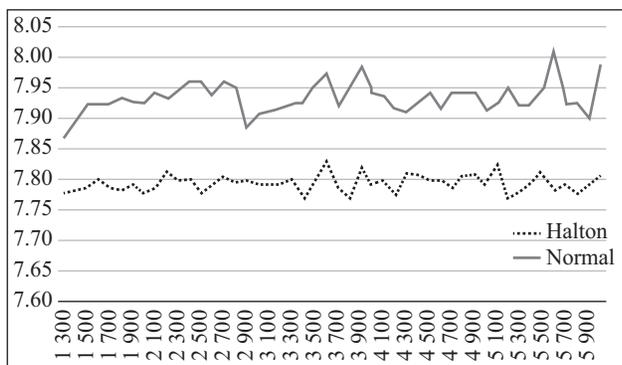


图 17 选用 Halton 序列生成随机数前后的 BSDE 模型数值解拟合情况对比 (趋于稳定后)

4. 蒙特卡洛模拟。

为了说明 BSDE 深度模型的优越性，在这里本文使用蒙特卡洛模拟对篮子期权进行定价，并与 BSDE 深度模型进行对比。

篮子期权中的每个标的资产满足式 (26) 随机微分方程。将时间区间 $[0, T]$ 等分为 n 份，有 $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = T$ ，记矩阵 A 的第 i 行为行向量 A_i ， $dB(t) = (dB_1(t), dB_2(t), \dots, dB_d(t))^T$ ，将式 (26) 转化为如下形式

$$dS_i(t) = \mu_i S_i(t) dt + S_i(t) A_i dB(t) \quad (26)$$

令 $G_i = G(t, S_i) = \ln S_i$ ，根据伊藤引理， G_i 也是伊藤过程，则有如下伊藤公式：

$$\begin{aligned} dG_i &= \left(\frac{\partial G_i}{\partial S_i} S_i \mu_i + \frac{\partial G_i}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 G_i}{\partial S_i^2} S_i^2 A_i A_i^T \right) dt + \frac{\partial G_i}{\partial S_i} S_i A_i dB \\ &= \left(\mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) dt + \sum_{j=1}^d A_{ij} Z_j \sqrt{dt} \end{aligned} \quad (27)$$

为了便于进行蒙特卡洛模拟，这里将标准布朗运

动进行了展开，其中 $Z_j \sim N(0, 1)$ 。将 $G_i = G(t, S_i) = \ln S_i$ 代入式 (27)，并在方程两边对 t 在 (t_k, t_{k+1}) 上积分，有：

$$\begin{aligned} \ln S_i(t_{k+1}) - \ln S_i(t_k) &= \left(\mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) (t_{k+1} - t_k) \\ &\quad + \sqrt{t_{k+1} - t_k} \sum_{j=1}^d A_{ij} Z_j^{(k+1)} \end{aligned} \quad (28)$$

经过整理得到：

$$\begin{aligned} S_i(t_{k+1}) &= S_i(t_k) \exp \left[\left(\mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) (t_{k+1} - t_k) \right. \\ &\quad \left. + \sqrt{t_{k+1} - t_k} \sum_{j=1}^d A_{ij} Z_j^{(k+1)} \right] \end{aligned} \quad (29)$$

本文以式 (29) 作为依据进行蒙特卡洛模拟，分别选用均匀分布和 Halton 序列，使用反函数法进行随机数的生成 (选取 Halton 序列进行随机数的生成时的蒙特卡洛法常被称作拟蒙特卡罗模拟法)。这里同样将时间区间 $[0, 1]$ 划分为 8 等份，与深度 BSDE 做同样处理。经过 20 000 次模拟，当选用均匀分布进行随机数生成时，估计值为 7.911 4，标准差高达 11 上下；当选用 Halton 序列进行随机数生成时，估计值为 7.884 2，标准差为 9 上下。可见，在数值估计的结果上，深度 BSDE 模型与蒙特卡洛数值模拟得到的结果相近，却更稳定 (图 18)。

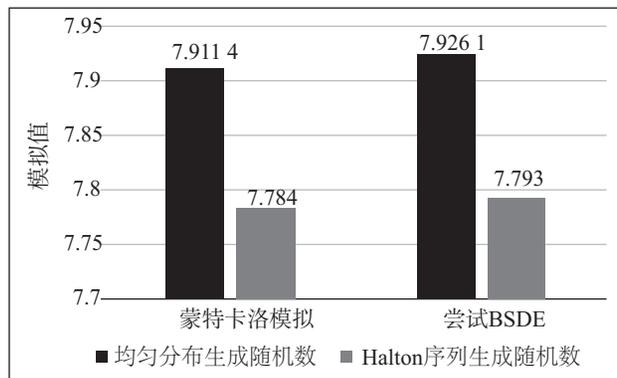


图 18 两种模型在不同情况下的估计值对比

四、结论

本文将传统 BS 模型置于高维情境下，自然地引入高维期权定价的典型模型、篮子期权定价的 BS 模型，并详细指出高维情境下 BS 模型存在的问题：如篮子期权不同于低维情况下的 BS 模型，需要考虑期权中每个资产价格变化路径之间的相关性；且虽然篮子期权价值取决于所有资产的价格算术平均加权，但

加权之后的价值变动不再满足几何布朗运动定义,无法套用一维情况的BS定价公式对其进行定价,更难以像一维期权那样绕开偏微分方程的求解问题。基于这些问题,本文利用BSDE的解与偏微分方程的解之间存在唯一对应关系的事实,引出借助离散BSDE迭代式来对问题进行求解的思路;随后本文引入神经网络,解决了迭代式目标函数梯度值不可得的问题,同时将期权价格作为神经网络的参数参与到整个网络训练中,并利用终值条件构造损失函数,在模型训练结束的同时得到神经网络参数的期权价格,从而完成问题求解。

接下来本文应用上述深度BSDE模型对篮子期权定价问题进行求解,同时利用实证结果证明该算法具

备一定的精度,以及较高的求解效率:一方面,本文从初始参数设置、子神经网络输出值调整,以及随机数生成三个方向,提出已有模型的改进思路,且在计算以包含5个无分红资产的资产组合为标的资产的篮子期权价格的实证中加以验证,表明这三个方向确实能够提高计算效率;另一方面,本文将基于深度BSDE模型的数值结果与蒙特卡洛模拟结果进行对照,验证了前者的有效性以及一定的精度。

本文研究还表明,深度BSDE模型除了可以解决基本假设下的篮子期权定价问题,还可以对其他假设下的,如带跳扩散过程、随机波动率、分数布朗运动环境下等的篮子期权定价问题进行求解,具有在更广范围使用的潜力。

参考文献

- [1] Black F, Scholes M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities [J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81 (3): 637-654.
- [2] Merton R. Theory of Rational Option Pricing [J]. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 1973, 4 (1): 141-183.
- [3] Pardoux E, Peng S. Adapted Solution of a Backward Stochastic Differential Equation [J]. *Systems & Control Letters*, 1990, 14 (1): 55-61.
- [4] Han J, Jentzen A, Weinan E. Solving High-dimensional Partial Differential Equations Using Deep Learning [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2018, 115 (34): 8505-8510.
- [5] Fujii M, Takahashi A, Takahashi M. Asymptotic Expansion as Prior Knowledge in Deep Learning Method for High Dimensional BSDEs [J]. *Asia-Pacific Financial Markets*, 2019, 26 (3): 391-408.
- [6] Henry-Labordere P. Deep Primal-dual Algorithm for BSDEs: Applications of Machine Learning to CVA and IM [R]. Available at SSRN 3071506, 2017.
- [7] Elbrächter D, Grohs P, Jentzen A, et al. DNN Expression Rate Analysis of High-dimensional PDEs: Application to Option Pricing [J]. *Constructive Approximation*, 2022, 55: 3-71.
- [8] Malliaris M, Salchenberger L. A Neural Network Model for Estimating Option Prices [J]. *Applied Intelligence*, 1993, 3 (3): 193-206.
- [9] Hutchinson J, Lo A, Poggio T. A Nonparametric Approach to Pricing and Hedging Derivative Securities via Learning Networks [J]. *The Journal of Finance*, 1994, 49 (3): 851-889.
- [10] Amilon H. A Neural Network Versus Black-Scholes: A Comparison of Pricing and Hedging Performances [J]. *Journal of Forecasting*, 2003, 22 (4): 317-335.
- [11] Culkun R, Das S. Machine Learning in Finance: The Case of Deep Learning for Option Pricing [J]. *Journal of Investment Management*, 2017, 15 (4): 92-100.
- [12] 谢合亮, 游涛. 基于深度学习算法的欧式股指期权定价研究——来自50ETF期权市场的证据 [J]. *统计与信息论坛*, 2018 (6): 99-106.
- [13] 孙有发, 邱梓杰, 姚宇航, 刘彩燕. 基于深度学习算法的行为期权定价 [J]. *系统管理学报*, 2021 (4): 697-708.
- [14] Zhao J, Li S. Efficient Pricing of European Options on Two Underlying Assets by Frame Duality [J]. *Journal of Mathematical Analysis and Applications*, 2020, 486 (1).
- [15] Peng S. Backward SDE and Related G-expectation [J]. *Pitman Research Notes in Mathematics Series*, 1997, 364: 141-160.
- [16] Joy C, Boyle P, Tan K. Quasi-Monte Carlo Methods in Numerical Finance [J]. *Management Science*, 1996, 42 (6): 926-938.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

控股股东股权质押、质押压力与公司违约风险

Controlling Shareholder's Share Pledge, Pledge Pressure and Corporate Default Risk

牛煜皓 卢 闯 鲍 睿 李馨子

NIU Yuhao LU Chuang BAO Rui LI Xinzi

[摘要] 现有股权质押的研究仅关注了质押数量，忽视了质押价格的重要作用，难以准确地刻画控股股东质押压力。本文基于手工整理的单笔质押价格数据度量质押压力，研究控股股东质押压力如何影响企业违约风险。以2008—2018年A股上市公司为样本，本文研究发现控股股东质押压力越大，企业的违约风险越高。机制检验表明，质押压力通过加剧企业的融资约束和控股股东的掏空行为提高了企业违约风险。进一步研究发现，在场内质押和股市为熊市时，质押压力对违约风险的影响更强；较强的内源融资能力和较好的外部监督环境能够缓解质押压力对违约风险的影响。本文为更加准确和直接地度量控股股东质押压力带来了有益借鉴，也为化解系统性金融风险、确保资本市场平稳运行提供了重要启示。

[关键词] 股权质押 控股股东 质押压力 违约风险

[中图分类号] F275.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 05-0063-11

Abstract: The existing research on equity pledge only focuses on the quantity of pledge, but ignores the important role of pledge price, so it is difficult to accurately describe the pledge pressure of controlling shareholders. This paper measures the pledge pressure based on the single pledge price data collated by hand and studies the impact of controlling shareholder's pledge pressure on enterprise's default risk. Taking the A-share listed companies from 2008 to 2018 as samples, this paper finds that the greater the pressure of the controlling shareholder's pledge, the higher the default risk of the enterprise. The mechanism test shows that pledge pressure increases the default risk of enterprises by intensifying the financing constraints and tunneling behavior of controlling shareholders. Further research shows that on-site pledge and when stock market is bear market, the impact of pledge pressure on default risk is stronger. Meanwhile, stronger endogenous financing ability and better external supervision environment can alleviate the impact of pledge pressure on default risk. This paper provides a useful reference for measuring the pledge pressure of controlling shareholders more accurately and directly and provides important enlightenment for resolving systemic financial risks and ensuring the smooth operation of capital market.

Key words: Share pledge Controlling shareholders Pledge pressure Default risk

[收稿日期] 2021-02-01

[作者简介] 牛煜皓，男，1995年1月生，北京外国语大学国际商学院讲师，研究方向为公司财务；卢闯，男，1980年3月生，中央财经大学会计学院教授，研究方向为公司财务、资本市场；鲍睿，女，1989年3月生，中央财经大学财务处会计师，研究方向为公司财务；李馨子，女，1987年10月生，中央财经大学会计学院副教授，研究方向为资本市场财务与会计问题。本文通讯作者为卢闯，联系方式为luchuang@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“企业创新战略对公司财务决策的影响机理研究”（项目编号：19BJY019）；国家自然科学基金项目“分析师稳健性预测风格、信息环境与资本市场效应研究”（项目编号：71802208）；北京外国语大学“双一流”重大（点）标志性项目研究成果“后疫情时期全球化风险研究：金融安全与商务风险视角”（项目编号：2022SYLZD001）。

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

新冠肺炎疫情的快速蔓延导致全球经济遭遇供需两侧严重冲击,加大我国经济下行压力。在此背景下,党中央提出要推动形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。成熟稳定的资本市场是实现经济内循环的必要条件。然而,2015年的“股灾”和2018年的“千股跌停”深刻表明我国资本市场发育尚不健全(李志生等,2019^[1];石阳等,2019^[2]),依然面临较高金融风险的严峻挑战。股权质押作为近年来上市公司最重要的融资方式,提高了股价崩盘风险,严重危害了资本市场平稳运行(夏常源和贾凡胜,2019^[3])。2020年10月,国务院发布的《关于进一步提高上市公司质量的意见》明确指出,要积极稳妥化解上市公司股票质押风险、强化风险约束机制^①。因此,研究股权质押对于确保资本市场平稳健康发展、防范系统性金融风险有重要价值。

现有学者主要关注股权质押如何影响公司决策,包括投资(Dou等,2019^[4];姜军等,2020^[5])、融资(翟胜宝等,2020^[6])、股利分配(廖珂等,2018^[7])、信息披露(李常青和幸伟,2017^[8])等,却忽视了对企业违约风险的作用。近年来中国债券市场的违约数量不断攀升、违约金额不断上涨。自2014年“11超日债”首次违约之后,2015—2019年违约债券的数量从35只迅速增加至153只,金额也从114.88亿元变为1185.64亿元。2020年10月,总资产超1700亿元的华晨汽车集团无法偿还10亿债券的新闻令投资者一片哗然^②。更为严重的是,企业违约不仅会危害自身经营发展,也会改变投资者对其他公司风险的预期(黄小琳等,2017^[9];彭叠峰和程晓园,2018^[10]),导致未出现信用违约的公司在资金供求中处于不利地位,产生风险传染,影响市场稳定(张春强等,2019^[11];宁博等,2020^[12])。因

此,在信用风险常态化成为债券市场重要问题的背景下,探究股权质押对企业违约风险的影响具有突出的现实意义。遗憾的是,尚未有文献对这一重要问题进行探讨。

与此同时,现有股权质押的研究仅仅考察质押数量的影响(郑国坚等,2014^[13];谢德仁等,2016^[14];何威风等,2018^[15];Dou等,2019^[4];Pang和Wang,2020^[16]),忽视了质押价格的重要作用。事实上,如果控股股东在进行股权质押后,公司的股票价格持续上涨或大体稳定,则控股股东并不会感受到明显的质押压力。相反,只有在公司的股票价格持续下跌或者接近警戒线时^③,股权质押才会给控股股东带来严重的质押压力(Chan等,2018^[17];胡聪慧等,2020^[18])。2015年至今,我国股票市场持续低迷和疲软,这为我们从质押物价格变动的角度度量控股股东质押压力提供了很好的研究情景和研究机会。

基于以上分析,本文借助上市公司公告,手工收集整理单笔质押价格数据,构建了新的控股股东质押压力指标。在此基础上,本文以2008—2018年A股上市公司为样本,实证检验了控股股东质押压力对企业违约风险的影响。研究发现,控股股东质押压力越大时,企业的违约风险越高。中介效应模型的检验表明,质押压力通过加剧融资约束和掏空动机提高企业的违约风险,为质押压力引发违约风险的具体影响机理提供了证据支持。进一步分析表明,当质押方式为场内质押、股市为熊市时,质押压力对违约风险的影响更强。最后,企业较强的融资能力和良好的外部治理环境能够缓解质押压力对违约风险的影响。本文的上述结论在多项稳健性检验中保持稳健。

本文的贡献主要体现在以下三个方面。第一,完善了控股股东质押压力的度量。股权质押作为近年来中国资本市场最重要的融资方式吸引了众多学者的广泛关注。区别于已有研究从质押数量刻画控股股东质

① 事实上,A股上市公司被平仓的新闻屡见不鲜,比如2018年誉衡药业、大东南、未名医药、千山药机等多家公司股东出现因股票跌破平仓线而未能及时补仓,被相关机构强制减持的情况。同时,爆仓不仅会影响上市公司日常经营,也会对券商等债权人造成巨大负面冲击,导致券商“踩雷”,形成连锁反应。因此,股权质押作为资本市场重要风险来源,相关监管部门已经开始采取措施进行“排雷”,包括组织交易所债权市场启动信用保护工具试点、鼓励符合条件的机构发行纾困专项债等。但整体上而言,控股股东质押风险化解仍具有长期性和复杂性(证监会,2020)。

② 2020年11月,华晨汽车、永煤集团两家信用评级为AAA级的国企发生违约,紫光集团、清华控股、云南城投等信用债大幅下跌,信用债市场掀起了一场违约风暴。

③ 比如,A公司控股股东M在2017年10月质押40万,质押价格为10元/股,股东M持股80万股。2017年年末股价6元。2018、2019年都没有出现解押和补充质押,但是2018年年末股价15元/股,2019年年末股价9元/股。可以发现在2017—2019年,虽然质押比例一样(均为50%),但是由于股价发生了波动,2018年控股股东并不存在明显的市值管理动机,而在2017年和2019年会有很强的市值管理动机。

押压力(翟胜宝等, 2017^[19]; 谢德仁和廖珂, 2018^[20]; 姜军等, 2020^[5]), 本文结合中国独特的研究情景, 从质押价格的角度对此进行有益补充和扩展。这不仅更加直接、细致地度量控股股东质押压力, 也有助于全面理解和分析股权质押的重要作用。第二, 丰富了股权质押对企业风险影响的研究。现有文献主要关注股权质押如何影响股价崩盘风险(谢德仁等, 2016^[14]; 夏常源和贾凡胜, 2019^[3]), 忽视了日益常见和重要的违约风险。与此同时, 不同于已有研究更多基于控制权转移风险的视角展开, 本文从加剧融资约束和掏空的角度深入剖析质押压力影响违约风险的内在作用机理, 为今后从更广阔的角度研究股权质押提供一定借鉴。本文的研究也为纾解股权质押风险的重要价值提供政策支持。第三, 扩展了企业违约风险影响因素的学术认知。现有文献对违约风险的研究更多聚焦于宏观环境和企业经营, 包括企业战略定位、金融资产配置、房地产限购、《社会保险法》实施等(陈德球等, 2013^[21]; 郑世林等, 2016^[22]; 王化成等, 2019^[23]; 邓路等, 2020^[24]; 许红梅和李春涛, 2020^[25]), 却忽视了控股股东的重要影响。本文为理解新兴经济体中企业违约风险的成因带来了新的视角, 也对已有违约风险的分析框架进行了一定完善。本文的研究对化解重大金融风险、维护资本市场稳定有重要启示。

二、文献回顾与研究假设

(一) 企业违约风险的影响因素

现有违约风险的研究主要从宏观环境和公司特征展开, 指出融资约束与代理冲突是企业违约风险的重要影响因素(Zhang等, 2020^[26])。在宏观环境方面, Bharath和Shumway(2008)^[27]研究认为企业的资产价格波动率越大, 违约风险越高。郑世林等(2016)^[22]研究表明, 我国限购政策能够抑制公司的杠杆率和违约风险。Brogaard等(2017)^[28]研究指出, 较高的股票流动性提高了定价效率, 赋予投资者快速抛售股票的能力。这样能够对内部人施加监督压力, 提高公司治理水平进而降低违约风险。许红梅和

李春涛(2020)^[25]研究发现, 《社会保险法》的实施会通过“成本效应”和“议价效应”导致违约风险上升。

从公司特征来看, 较低的股权集中度和较高的内部控制质量能够缓解代理冲突、降低违约风险(Zeitun等, 2007^[29]; Chiang等, 2015^[30]; 李萌和王近, 2020^[31])。当企业战略定位差异偏离行业常规模式的程度越大、金融资产持有越少时, 企业的代理冲突越严重, 违约风险越高(王化成等, 2019^[23]; 邓路等, 2020^[24])。在企业的杠杆率越低时, 企业违约风险越低(Molina, 2005^[32])。当企业创新处于较高水平时, 庞大的资金需求和潜在的失败风险会对企业现金流造成负面影响, 提高违约风险(孟庆斌等, 2019^[33])。

通过梳理已有文献可以发现, 尚未有文献基于控股股东的视角进行分析, 对于股权质押这一极具中国特色的融资模式如何影响企业违约风险更是鲜有研究。

(二) 研究假设

本文认为, 控股股东的质押压力会提高企业违约风险。一方面, 当控股股东质押压力较大时, 会加剧企业的融资约束, 放大企业违约风险。融资约束是企业违约的重要成因。中国的金融体系是银行主导型, 市场融资形式缺乏多样性, 银行信贷融资规模远高于股权融资和债券融资(翟胜宝等, 2020^[6])。但是政府对金融业的准入监管和利率管制导致银行竞争不足、信贷歧视严重, 单一的融资渠道难以满足企业快速增长的融资需求, 企业普遍面临融资不足的困境, 导致企业出现违约。比如, 孟庆斌等(2019)^[33]研究发现当企业的创新投入较多时, 现金流波动性上升, 违约风险提高。许红梅和李春涛(2020)^[25]研究表明《社会保险法》的实施会提高企业的劳动成本、增加企业违约风险^①。

较强的质押压力会让企业融资不足的困境“雪上加霜”^②。这是因为当股价接近甚至低于初始质押

① 股权质押是控股股东的行为, 公司违约是上市公司的行为, 两类行为的主体不同, 但是控股股东有能力也有动机影响上市公司的财务决策。一方面, 我国缺乏有效的治理机制, 比如股票流动性较低、投资者保护环境较差、独立的审计师和分析师较少, 控股股东有能力对上市公司施加影响。另一方面, 控制权是控股股东获得私有收益的保障。为了避免平仓, 控股股东有极强的动机进行市值管理, 对上市公司的避税、盈余管理、投资等行为产生影响。同时, 控股股东在股权质押后, 现金流权和控制权分离程度上升, 会强化控股股东的掏空行为, 包括占用上市公司资金、提高上市公司金融资产投资规模等。因此, 控股股东的股权质押会影响上市公司的违约风险。

② 本文也存在竞争性假设: 当控股股东进行股权质押后, 有强烈的动机进行市值管理。基于信号传递, 也有可能缓解企业的融资约束, 抑制上市公司违约风险。因此, 本文的研究有一定张力(tension)。对于股权质押如何影响企业融资约束, 本文在后续的中介效应部分予以测试。

价格时（即质押压力较大），抵押品价值下跌，控股股东可能会丧失宝贵的控制权（谢德仁等，2016^[14]）。控制权转移会降低公司经营稳定性，损害企业价值，增加业绩波动（翟胜宝等，2020^[6]）。外部资金提供者为了避免潜在的坏账损失，会要求更高的资金回报、缩短资金期限，提升了公司的融资成本和融资难度，加剧融资约束（唐玮等，2019^[34]）。较强的融资压力削弱了企业按时偿还所欠债务和利息的可能性，提高了企业的违约风险。

另一方面，当控股股东质押压力较大时，有强烈的动机进行掏空，会加剧企业的代理冲突，提高企业违约风险。代理问题也是企业违约的重要诱因。由于我国金字塔结构的普遍存在^①，上市公司存在严重的第二类代理冲突（Jiang 等，2010^[35]；汪昌云等，2010^[36]；苏冬蔚和熊家财，2013^[37]；Wong，2016^[38]；Jiang 和 Kim，2020^[39]），提高了企业的违约风险。比如，王化成等（2019）^[23]研究表明战略定位差异通过代理成本影响企业违约风险。邓路等（2020）^[24]研究指出金融资产配置能够缓解代理冲突、降低违约风险。李萌和王近（2020）^[31]研究发现良好的内部控制质量可以削弱企业违约风险。

控股股东进行股权质押后，质押期间的利息收入归质权人所有，进一步加剧了两权分离程度，强化了掏空动机（郑国坚等，2014^[13]）。此外，由于股权质押的融资成本较高、融资风险较大，控股股东在面临严重流动性不足时才会通过股权质押融资。在这种情况下，控股股东会有很强的动机采用占款等掏空行为帮助自身渡过难关（郑国坚等，2013^[40]）。因此，在较强质押压力所引发的严重代理冲突下，控股股东会进行一系列损害企业价值的行为，包括削减投资支出（Dou 等，2019^[4]；柯艳蓉等，2019^[41]）、降低有效投资的意愿（柯艳蓉和李玉敏，2019^[42]）、抑制企业创新效率（姜军等，2020^[5]）。这些偏离价值最大化的决策都会对企业价值产生负面影响（郝项超和梁琪，2009^[43]），导致违约风险上升。

综合以上分析，本文提出如下假设：

H1：其他条件不变，控股股东质押压力与企业

违约风险正相关。

三、研究设计

（一）样本选取和数据来源

本文以 2008—2018 年沪深 A 股上市公司为初始研究样本，根据以下标准对样本进行筛选：（1）剔除不存在股权质押的样本^②；（2）剔除金融行业样本；（3）剔除相关数据缺失的样本。其中，财务数据来自 CSMAR 数据库，股权质押价格通过手工收集整理，最后共有 5 877 个公司-年度观测值^③。

（二）变量定义

1. 因变量：企业违约风险。

企业违约风险是指企业无法偿还所欠债务和利息的可能性。借鉴已有文献（Bharath 等 Shumway，2008^[27]；孟庆斌等，2019^[33]；邓路等，2020^[24]；许红梅和李春涛，2020^[25]），采用如下公式度量企业的违约风险：

$$DD_{it} = \frac{\log\left(\frac{Equity_{it} + Debt_{it}}{Debt_{it}}\right) + \left(r_{it-1} - \frac{\sigma_{vit}^2}{2}\right) \times T_{it}}{\sigma_{vit} \times \sqrt{T_{it}}} \quad (1)$$

其中： DD_{it} 表示违约距离； $Equity_{it}$ 表示公司总市值，是股票发行总数与年末市场价格的乘积； $Debt_{it}$ 表示公司债务的面值，是公司年末短期负债与年末长期负债的二分之一的加总； r_{it-1} 是企业滞后一年的年度收益率，通过公司上一年度的月度股票收益率求得； T_{it} 在公式中被设置为 1 年； σ_{vit} 是公司资产波动率的估计量，通过 σ_{Eit} 计算得出； σ_{Eit} 是股票收益率的波动率，利用公司上一年度的月度收益率数据取标准差求得。 σ_{vit} 的计算如下：

$$\sigma_{vit} = \frac{Equity_{it}}{Equity_{it} + Debt_{it}} \times \sigma_{Eit} + \frac{Debt_{it}}{Equity_{it} + Debt_{it}} \times (0.05 + 0.25 \times \sigma_{Eit}) \quad (2)$$

在公式（1）和公式（2）的基础上，我们可以计算出违约风险距离 DD_{it} ，然后通过标准累计正态分

① 根据 Jiang 和 Kim（2020）^[39]的统计结果，2003—2018 年中国 A 股上市公司有一半的上市公司存在两权分离，现金流权与控制权的比值为 0.83。

② 考虑到本文检验的是质押压力对企业违约风险的影响，因此，剔除不存在股权质押的样本。

③ 由于股权质押没有强制性信息披露要求，我们在追溯单笔质押数据时存在较多缺失情况，尤其是早期质押数据。为了确保数据准确，我们对无法追溯的情况予以剔除，同时剔除了不存在股权质押的样本。这两方面因素造成样本数量有一定减少。但是本文的样本有一定代表性，能够准确地识别控股股东质押压力。

布函数 $Normal(\cdot)$ 求出企业违约概率, 如式 (3):

$$EDF = Normal(-DD_{it}) \quad (3)$$

2. 自变量: 控股股东质押压力 (Prs)。

借鉴王百强等 (2021)^[44]、卢闯等 (2022)^[45] 的做法, 本文使用 3 年内未解押的初始市值最大的一笔质押所对应的质押压力, 作为公司-年度质押压力的代理变量 (Prs)。股权质押标的物价值存在随市场价格波动的天然属性。随着股价下跌, 履约保障比例下降, 越靠近合同事先约定平仓线的质押, 越有可能被处置或平仓 (Chan 等, 2018^[17])。根据沪深两市股票质押管理办法和证券公司披露的交易条款, 平仓线与融资本金相关, 质押合同通常选择质押日前一定时

期股票均价作为计算初始履约保障比率的基准。基于以上制度背景, 本文使用“质押日前 20 个交易日的复权价均价/会计年度截止日前 20 个交易日复权价均价”的比值来度量单笔质押压力。由于股权质押合同通常为中短期合同, 初始回购期限一般少于 3 年, 而且市值最大的质押对控股股东的影响最强; 因此, 本文选取 3 年内未解押的初始市值最大的一笔质押进行计算。

3. 控制变量。

借鉴已有文献 (邓路等, 2020^[24]; 许红梅和李春涛, 2020^[25]; Zhang 等, 2020^[26]), 本文在模型中控制了其他影响违约风险的变量。具体的变量定义详见表 1。本文对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。

表 1 变量定义

变量类型	变量名	变量符号	变量度量
被解释变量	企业违约风险	EDF	见正文
解释变量	控股股东质押压力	Prs	见正文
控制变量	公司规模	$Size$	总资产自然对数
	盈利能力	ROA	净利润/总资产
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	成长能力	$Growth$	本期主营业务收入变动/上期主营业务收入
	托宾 Q	Tq	市值/总资产
	产权性质	$State$	国有企业取值为 1, 否则取 0
	董事会规模	$Board$	董事会人数
	独立董事比例	$Rind$	独立董事人数占董事会规模比例
	是否亏损	$Loss$	企业净利润小于 0 时取值为 1, 否则取 0
	经营活动现金流	CFO	经营活动现金流/总资产
	控股股东质押比例	$Ratio$	$100\% \times$ 控股股东质押数量/控股股东持股数量

(三) 变量描述性统计

表 2 报告描述性统计。表 2 显示, 企业违约风险 (EDF) 的均值为 0.010 9, 标准差为 0.041 1, 最大值为 0.766 1, 与邓路等 (2020)^[24]、许红梅和李春涛 (2020)^[25] 的研究基本一致。上述结果表明我国上市公司整体违约风险较低, 但是不同公司之间的违约风险存在较大差异, 部分公司面临较高违约风险。控股股东质押压力 (Prs) 的均值为 1.122 2,

标准差为 1.040 9, 意味着中国上市公司的控股股东整体上面临质押压力, 不同企业之间的质押压力存在较大差异。控股股东质押比例 ($Ratio$) 的均值为 60.855 2%、中位数为 59.860 5%, 说明上市公司的股权质押规模整体较大。因此, 仅仅分析质押数量难以全面刻画股权质押的重要影响。其他变量的描述性统计与已有文献相比均在合理区间。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
EDF	5 877	0.010 9	0.041 1	0.000 0	0.000 0	0.766 1
Prs	5 877	1.122 2	0.466 6	1.040 9	0.106 2	11.321 0

续前表

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
Size	5 877	22.167 4	1.121 2	22.071 4	19.804 9	25.383 2
ROA	5 877	0.038 7	0.056 3	0.033 9	-0.174 5	0.222 2
Lev	5 877	0.464 1	0.200 7	0.461 6	0.072 1	0.911 7
Growth	5 877	0.246 0	0.633 8	0.132 5	-0.594 6	4.712 5
Tq	5 877	2.025 7	1.809 8	1.508 3	0.166 3	10.279 0
State	5 877	0.192 6	0.394 4	0.000 0	0.000 0	1.000 0
Board	5 877	8.493 3	1.611 9	9.000 0	4.000 0	17.000 0
Rind	5 877	0.374 7	0.054 7	0.333 3	0.250 0	0.750 0
Loss	5 877	0.097 3	0.296 4	0.000 0	0.000 0	1.000 0
CFO	5 877	0.039 8	0.073 7	0.038 8	-0.195 6	0.249 6
Ratio	5 877	60.855 2	29.526 8	59.860 5	0.002 5	100.000 0

四、基本检验

(一) 主检验结果

本文采用模型(4)对质押压力影响违约风险的作用进行了实证检验,模型如下:

$$EDF_{it} = \beta_0 + \beta_1 Prs_{it} + \sum Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,被解释变量为企业违约风险(EDF),解释变量为控股股东质押压力(Prs),控制变量为一系列可能影响违约风险的财务特征变量和公司治理变量(Control)。为了避免公司层面不可观测因素对结果的影响,本文在回归时控制了公司层面的固定效应。实证结果如表3所示。其中,本文在列(1)单独考虑了质押压力对公司违约风险的影响,检验结果表明,质押压力与违约风险呈现显著的正相关关系。列(2)控制了公司层面的财务特征,结果显示,Size、ROA的系数显著为负,Lev的系数显著为正,与邓路等(2020)^[24]的研究结果一致。列(3)包含了解释变量和所有控制变量,质押压力(Prs)的系数为0.007 6,且在1%的水平上显著。因此,控股股东质押压力越大,企业违约风险更高。这一发现支持了研究假设1。

表3 控股股东质押压力与企业违约风险

变量	(1)EDF	(2)EDF	(3)EDF
Prs	0.006 5*** (5.59)	0.007 7*** (6.59)	0.007 6*** (6.56)

续前表

变量	(1)EDF	(2)EDF	(3)EDF
Size		-0.010 7*** (-9.37)	-0.010 9*** (-4.06)
ROA		-0.021 4** (-2.10)	-0.025 3* (-1.90)
Lev		0.041 2*** (9.87)	0.040 8*** (6.92)
Growth		0.000 0 (0.10)	0.000 0 (0.06)
Tq		0.003 3*** (7.94)	0.003 3*** (6.89)
State			0.003 8 (0.51)
Board			-0.001 0 (-1.30)
Rind			-0.016 1 (-1.05)
Loss			0.000 0 (0.03)
CFO			0.012 7 (1.35)
Ratio			-0.000 0 (-1.31)
Constant	0.000 6 (0.18)	-0.252 0*** (-10.37)	-0.240 0*** (-4.46)
Firm & Year	Yes	Yes	Yes
N	5 877	5 877	5 877
Adj R ²	0.001 0	0.270 5	0.275 3

注:***、**、*表示分别在1%、5%、10%的水平上显著,括号内数值为异方差调整后的t值(robust),下同。

(二) 稳健性检验^①

1. 内生性测试。

控股股东质押压力与企业违约风险之间的关系可能存在内生性,包括遗漏变量、反向因果等。如公司可能由于违约风险较高,面临资金紧缺的问题,不得不通过股权质押来缓解融资约束,导致较高的质押压力。基于此,本文采用工具变量回归^②、一阶差分模型、滞后一期、Heckman 两阶段^③解决变量之间可能存在的内生性问题。在多种内生性检验方法下,质押压力的系数依然为正。

2. 替换核心变量度量。

本文之前的检验中,以3年内剩余市值最大的一笔质押所对应的质押压力对自变量进行度量。为确保结论的稳健,本文采用多种方法度量核心变量。首先,本文改变质押压力的度量方式。第一,以控股股东剩余质押的存量进行加权平均,计算控股股东平均的质押压力(*Prs2*);第二,以3年内剩余质押数量最大一笔质押对应的压力度量质押压力(*Prs3*);第三,以初始价格最高一笔质押对应的压力度量质押压力(*Prs4*)。在不同标准度量的质押压力下,系数均在1%的水平上显著为正,本文的主要结论保持稳健。其次,改变违约风险的度量。本文对企业的事后违约进行度量。参照许红梅和李春涛(2020)^[25]的做法,设置虚拟变量*Default*。在企业上年度短期借款大于本年度偿还借款的金额时,*Default*取值为1,否则取0^④。最后,本文以虚拟变量度量质押压力。生成虚拟变量*D_PRs*。在质押压力(*PRs*)大于1时,*D_PRs*赋值为1。在不同度量方式下,质押压力的系数均显著为正。

3. 其他稳健性测试。

为进一步提高文章结论的稳健性,本文进行了如下稳健性测试。第一,为了避免金融危机对主要结论的干扰,我们仅保留2009年之后的样本重新进行回归。第二,为了减少公司个体间差异的影响,我们在公司层面对标准误进行聚类调整。第三,为了避免行业对结果的影响,本文仅保留制造业进行检验。在多种稳健性测试下,*Prs*的系数均为正,且在1%的水

平上显著。

五、机制检验与进一步分析

(一) 质押压力如何加剧违约风险:基于融资约束和掏空的证据

本文采用中介效应模型对核心逻辑进行检验。具体地,中介效应的检验模型如下所示:

$$FC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Prs_{it} + \sum Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$EDF_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Prs_{it} + \gamma_2 FC_{it} + \sum Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Agency_{it} = \alpha_0 + \alpha_2 Prs_{it} + \sum Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$EDF_{it} = \theta_0 + \theta_1 Prs_{it} + \theta_2 Agency_{it} + \sum Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中,模型(5)和模型(6)中的*FC*为衡量企业的融资约束程度,模型(7)和模型(8)中的*Agency*为衡量企业的代理冲突。对于融资约束的中介效应,参考姜付秀等(2017)^[46]的方法,本文采用下列方法展开检验。首先对模型(4)进行回归,在 β_1 显著的前提下,再对模型(5)和模型(6)进行检验。若 α_1 和 γ_2 均显著,表明质押压力对违约风险的影响确实有部分是通过作用于融资约束实现的。此时,若 γ_1 显著(不显著),表明融资约束起到部分(完全)中介效应。代理冲突的中介效应检验思路一致。

具体检验结果如表4所示。其中,借鉴已有文献(魏志华等,2014^[47];鞠晓生等,2016^[48]),本文以KZ指数度量企业的融资约束(*FC*),以其他应收款/总资产(*Agency*)反映公司代理冲突。从表4可以看出,列(1)和列(3)中的*Prs*系数均显著为正,表明质押压力较大的公司有着更严重的融资约束和代理冲突。同时,列(2)和列(4)的*FC*和*Agency*的系数也显著为正,这意味着质押压力确实通过影响公司的融资约束和代理冲突而影响到了公司的违约风险。同时,列(2)和列(4)中*Prs*的系数依然显著为正。根据温忠麟等(2004)^[49]的检验程序,这一结果表明加剧融资约束和代理冲突是质押压力与企业违约风险之间的部分中介因子。

① 由于篇幅所限,稳健性检验结果未在正文中列示,感兴趣的读者可联系作者索取。

② 借鉴已有文献,我们计算同年度、同地区质押压力的均值(*Prs_Mean*),将其作为质押压力(*Prs*)的工具变量。结果表明,同年度、同地区其他公司的股权质押压力均值(*Prs_Mean*)的回归系数在1%的水平上显著为正,表明工具变量满足相关性条件。

③ 借鉴已有文献,我们计算同年度、同行业质押压力的均值(*Prs_MP*),将其作为外生变量进行第一阶段的估计。结果表明,*Prs_MP*的回归系数在1%的水平上显著为正。

④ 因变量为*Default*时,采用Logit模型进行回归。以Probit模型进行回归的结果依然保持稳健。

表4 控股股东质押压力与企业违约风险：机制检验

变量	(1) <i>FC</i>	(2) <i>EDF</i>	(3) <i>Agency</i>	(4) <i>EDF</i>
<i>Prs</i>	0.064 0** (2.19)	0.007 6*** (6.49)	0.002 5*** (2.77)	0.007 5*** (6.45)
<i>FC</i>		0.001 2** (2.04)		
<i>Agency</i>				0.048 2** (2.50)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5 877	5 877	5 877	5 877
<i>Adj. R²</i>	0.629 1	0.275 8	0.063 3	0.279 1

(二) 质押压力对违约风险的影响：基于质押特征的异质性分析

以上研究结果厘清了控股股东质押压力影响企业违约风险的内在机理。为了更加细致地分析股权质押，同时进一步支持本文的主要逻辑，我们从质押特征的角度进行讨论，具体包括质押交易机制和股票市场环境。

从质押交易机制来看，根据相关规定，场内质押的质权方只能由券商进行交易申报。质押标的低于平仓线时，券商可以直接进行处置，卖出质押股票以弥补损失。此外，券商旗下的资产管理公司也通常借助券商的交易资格开展相关业务，但是银行、保险等不具有场内交易资格的质权人只能参与场外质押。因此，在出现平仓事件时，此类质权人只能通过司法诉讼、仲裁、拍卖等方式出售控股股东质押的股票，处置时间较长。这就意味着在质权人是券商和资产管理

公司（场内质押）时，控股股东发生平仓的损失更严重，也就会有更强的市值管理和掏空动机（卢闯和牛煜皓，2022^[50]）。因此，当质押方式为场内质押时，质押压力对违约风险的促进作用更强。从市场环境来看，当股市整体上涨时，股价低于初始质押价格的可能性较低，质押压力较弱，控股股东的市值管理动机较弱（王雄元等，2018^[51]）。当股市整体低迷时，股价越可能低于初始质押价格，控股股东进行市值管理动机也就越强。因此，当股市整体低迷时，质押压力对违约风险的促进作用更强。

表5展示了质押特征对质押压力与违约风险之间关系影响的实证结果。其中，本文通过整理质押公告，按照质权人是否为券商或资产管理公司分为场内质押和场外质押。设置虚拟变量 *ET*。当样本属于场内质押组时，*ET* 取值为1，否则取0。对于股票市场环境，借鉴王雄元等（2018）^[51]的做法，根据沪深股市一年当中的总涨跌幅判定，将2009、2014、2017年判断为牛市，其余年份为熊市。设置变量 *Bear*。当样本属于熊市组时，*Bear* 取值为1，否则取0。之后，依次进行分组检验和加入交互项的全样本检验。

实证结果符合本文的推论。具体来看，质押压力与场内交易的交互项 (*Prs*×*ET*) 显著为正，表明相较于场外交易，场内交易会增强质押压力对企业违约风险的影响。类似地，质押压力与熊市的交互项 (*Prs*×*Bear*) 显著为正，表明在股市为熊市时，质押压力对企业违约风险的影响更强。表5从质押特征的角度进一步支持了本文的主要逻辑。

表5 质押特征的影响

变量	(1) <i>ET</i>	(2) <i>N_ET</i>	(3) <i>Full Sample</i>	(4) <i>Bear</i>	(5) <i>Bull</i>	(6) <i>Full Sample</i>
<i>Prs</i>	0.012 8*** (7.40)	0.005 3*** (4.11)	0.005 2*** (3.70)	0.013 1*** (2.88)	0.006 2*** (4.32)	0.007 1*** (5.90)
<i>Prs</i> × <i>ET</i>			0.004 5** (2.39)			
<i>Prs</i> × <i>Bear</i>						0.005 2* (1.74)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 442	3 435	5 877	4 150	1 727	5 877
<i>Adj. R²</i>	0.175	0.117	0.115	0.107	0.120	0.102

(三) 质押压力对违约风险的影响：基于融资能力的异质性分析

本文接下来对融资能力如何影响质押压力与违约

风险之间的关系进行分析。当企业的融资能力越强时，能够产生稳定的现金流，缓解质押压力带来的融资约束。相反，当企业自身融资能力较差时，控股股

东的质押压力会对企业日常经营产生更严重的负面冲击,进一步放大企业违约风险。一方面,现金是企业赖以维持生命的“血液”,充足的现金持有可以缓解企业未来的经营风险(王福胜和宋海旭,2012^[52];饶品贵和张会丽,2015^[53])。另一方面,企业的盈利能力越强,日常经营活动能够提供更多的资金(王碧措等,2015^[54]),债权人也会认为企业的经营风险更低。基于此,本文预期在现金持有水平更低和盈利能力更弱企业中,质押压力对违约风险的促进作用更强。

表6展示了融资能力对质押压力与违约风险之间关系影响的实证结果。其中,本文借鉴现有文献,以货币资金/总资产度量现金规模,以净利率度量企业

的盈利能力。之后,按照现金规模与年度-行业中位数的大小分组。设置变量 L_C 。当样本属于现金持有水平低组时, L_C 取值为1,否则取0。以同样的方法生成虚拟变量 L_Profit 。之后,依次进行分组检验和加入交互项的全样本检验。实证结果符合本文的推论。具体来看,质押压力与现金持有的交互项 ($Prs \times L_C$) 显著为正,表明现金持有水平越低,质押压力对企业违约风险的影响越强。类似的,质押压力与盈利能力的交互项 ($Prs \times L_Profit$) 显著为正,表明企业盈利能力越弱,质押压力对企业违约风险的影响越强。表6从企业融资能力的角度进一步支持了本文的主要逻辑。

表6 融资能力的影响

变量	(1) L_C	(2) H_C	(3) $Full\ Sample$	(4) L_Profit	(5) H_Profit	(6) $Full\ Sample$
Prs	0.009 9*** (4.46)	0.005 9*** (4.77)	0.004 5*** (3.21)	0.008 2*** (4.76)	0.006 7*** (3.73)	0.002 9 (1.57)
$Prs \times L_C$			0.007 1*** (3.95)			
$Prs \times L_Profit$						0.006 4*** (3.33)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Firm \ \& \ Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2 893	2 984	5 877	2 893	2 984	5 877
$Adj. \ R^2$	0.336 2	0.101 7	0.276 1	0.336 2	0.101 7	0.276 1

(四) 质押压力对违约风险的影响:基于外部治理的异质性分析

本文接下来对外部治理如何影响质押压力与违约风险之间的关系进行分析。当控股股东有较强的掏空动机时,有效的外部治理机制能够在一定程度上抑制控股股东的私利行为。本文选取机构投资者和分析师展开讨论。机构投资者是外部监督的重要力量,他们可以通过多种渠道获得公司的私有信息,较好地约束内部人的不当行为,包括公司违规和避税(陆瑶等,2012^[55])。分析师作为资本市场中重要的参与者,能够通过实地调研等方式发挥监督职能,提高企业的信息质量,缓解代理冲突(Chen等,2015^[56])。基于此,本文预期在机构投资者持股越低、分析师关注度

越低的企业中,质押压力与违约风险之间的关系越强。

表7展示了外部治理对质押压力与违约风险间关系影响的实证结果。其中,本文根据机构投资者持股比例是否大于年度-行业中位数分组。设置虚拟变量 L_Ins 。当样本属于机构投资者持股比例较低组时, L_Ins 取值为1,否则取0。以同样的方法生成虚拟变量 L_Ana 。实证结果符合本文的推论。具体来看,交互项 ($Prs \times L_Ins$) 显著为正。这表明机构投资者持股比例越低,质押压力对企业违约风险的影响越强。类似地,质押压力与分析师关注的交互项 ($Prs \times L_Ana$) 显著为正,表明分析师关注度越低,质押压力对企业违约风险的影响越强。表7从外部治理的角度进一步支持了本文的主要逻辑。

表7 外部治理的影响

变量	(1) L_Ins	(2) H_Ins	(3) $Full\ Sample$	(4) L_Ana	(5) H_Ana	(6) $Full\ Sample$
Prs	0.017 8*** (7.76)	0.004 4*** (2.86)	0.006 1*** (4.70)	0.007 6*** (2.62)	0.006 3*** (4.70)	0.006 6*** (5.25)
$Prs \times L_Ins$			0.005 8*** (2.75)			

续前表

变量	(1) <i>L_Ins</i>	(2) <i>H_Ins</i>	(3) <i>Full Sample</i>	(4) <i>L_Ana</i>	(5) <i>H_Ana</i>	(6) <i>Full Sample</i>
<i>Prs</i> × <i>L_Ana</i>						0.0041** (2.12)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm & Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 369	3 508	5 877	2 057	3 820	5 877
<i>Adj. R</i> ²	0.252 2	0.269 2	0.275 8	0.202 3	0.265 3	0.275 3

六、结论

如何防范化解重大金融风险不仅关系到资本市场的平稳运行,更是影响我国经济内循环能否顺利实现的根本任务。在股权质押已经成为资本市场重要风险来源的背景下,本文检验了控股股东质押压力对公司违约风险的影响。基于手工收集整理单笔质押价格数据,本文研究发现控股股东质押压力越大时,企业的违约风险越高。中介效应模型的检验结果表明,质押压力通过加剧企业的融资约束和控股股东的掏空动机提高了企业的违约风险。进一步研究表明,当质押方式为场内质押、股市为熊市时,质押压力对违约风险的影响更强。在企业内源融资能力越强和外部治理越完善时,质押压力对违约风险的影响更弱。本文的上述结论在进行工具变量检验、一阶差分模型、替换核心解释变量等稳健性测试后结果依然稳健。

本文的研究结论有一定价值。第一,区别于以往股权质押的研究仅考察质押数量的影响,本文从质押价格的角度对质押压力进行准确直接的度量,有力地补充了已有文献。同时,本文的研究也为理解股权质押如何影响上市公司风险提供了新的角度。第二,不同于已有违约风险影响因素的讨论,本文立足于控股股东这一独特视角,检验其影响企业违约风险的内在机理,为理解新兴经济体中违约风险的成因带来了独特的经验证据。第三,本文的研究为进一步纾解上市公司股权质押风险的积极作用提供了重要的证据支持,也有助于防范系统性风险,支持我国经济内循环的发展格局。

受限于相关数据披露,本文只是对企业整体违约风险进行检验。我们会继续关注不同类型违约的不同影响,包括债券违约、信贷违约等,更深入地讨论股权质押与企业违约之间的关系。

参考文献

- [1] 李志生, 金陵, 张知宸. 危机时期政府直接干预与尾部系统风险——来自2015年股灾期间“国家队”持股的证据[J]. 经济研究, 2019(4): 67-83.
- [2] 石阳, 刘瑞明, 王满仓. 上市公司随意停牌与投资者利益——来自中国资本市场的证据[J]. 经济研究, 2019(1): 36-51.
- [3] 夏常源, 贾凡胜. 控股股东股权质押与股价崩盘: “实际伤害”还是“情绪宣泄”[J]. 南开管理评论, 2019(5): 165-177.
- [4] Dou Y, Masulis R W, Zein J. Shareholder Wealth Consequences of Insider Pledging of Company Stock as Collateral for Personal Loans [J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(12): 4810-4854.
- [5] 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.
- [6] 翟胜宝, 童丽静, 伍彬. 控股股东股权质押与企业银行贷款——基于我国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2020(6): 50-59.
- [7] 廖珂, 崔宸瑜, 谢德仁. 控股股东股权质押与上市公司股利政策选择[J]. 金融研究, 2018(4): 172-189.
- [8] 李常青, 幸伟. 控股股东股权质押与上市公司信息披露[J]. 统计研究, 2017(12): 76-86.
- [9] 黄小琳, 朱松, 陈关亭. 债券违约对涉事信用评级机构的影响——基于中国信用债市场违约事件的分析[J]. 金融研究, 2017(3): 130-144.
- [10] 彭叠峰, 程晓园. 刚性兑付被打破是否影响公司债的发行定价?——基于“11超日债”违约事件的实证研究[J]. 管理评论, 2018(12): 3-12.
- [11] 张春强, 鲍群, 盛明泉. 公司债券违约的信用风险传染效应研究——来自同行业公司发债定价的经验证据[J]. 经济管理, 2019(1): 174-190.
- [12] 宁博, 潘越, 陈秋平, 肖金利. 信用风险传染与企业盈余管理: 基于信用债违约的视角[J]. 会计研究, 2020(3): 66-77.
- [13] 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.
- [14] 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.

- [15] 何威风, 刘怡君, 吴玉宇. 大股东股权质押和企业风险承担研究 [J]. 中国软科学, 2018 (5): 110-122.
- [16] Pang C, Wang Y. Stock Pledge, Risk of Losing Control and Corporate Innovation [J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 60: 101534.
- [17] Chan K, Chen H K, Hu S Y, Liu Y J. Share Pledges and Margin Call Pressure [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 52 (1): 96-117.
- [18] 胡聪慧, 朱菲菲, 邱卉敏. 股权质押、风险管理与大股东增持 [J]. 金融研究, 2020 (9): 190-206.
- [19] 翟胜宝, 许浩然, 刘耀淞, 唐玮. 控股股东股权质押与审计师风险应对 [J]. 管理世界, 2017 (10): 51-65.
- [20] 谢德仁, 廖珂. 控股股东股权质押与上市公司真实盈余管理 [J]. 会计研究, 2018 (8): 21-27.
- [21] 陈德球, 刘经纬, 董志勇. 社会破产成本、企业债务违约与信贷资金配置效率 [J]. 金融研究, 2013 (11): 68-81.
- [22] 郑世林, 韩高峰, 石光. 房地产限购对公司违约风险的影响 [J]. 世界经济, 2016 (10): 150-173.
- [23] 王化成, 侯粲然, 刘欢. 战略定位差异、业绩期望差距与企业违约风险 [J]. 南开管理评论, 2019 (4): 4-19.
- [24] 邓路, 刘欢, 侯粲然. 金融资产配置与违约风险: 蓄水池效应, 还是逐利效应? [J]. 金融研究, 2020 (7): 172-189.
- [25] 许红梅, 李春涛. 劳动保护、社保压力与企业违约风险——基于社会保险法实施的研究 [J]. 金融研究, 2020 (3): 115-133.
- [26] Zhang X, Ouyang R, Liu D, Xu L. Determinants of Corporate Default Risk in China: The Role of Financial Constraints [J]. Economic Modelling, 2020, 92 (0): 87-98.
- [27] Bharath S T, Shumway T. Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model [J]. The Review of Financial Studies, 2008, 3 (21): 1339-1369.
- [28] Brogaard J, Li D, Ying X. Stock Liquidity and Default Risk [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124 (3): 486-502.
- [29] Zeitun R, Tian G. Does Ownership Affect a Firm's Performance and Default Risk in Jordan? [J]. Corporate Governance: The International Journal of Business in Society, 2007, 7 (1): 66-82.
- [30] Chiang S M, Chung H, Huang C M. A Note on Board Characteristics, Ownership Structure and Default Risk in Taiwan [J]. Accounting & Finance, 2015, 55 (1): 57-74.
- [31] 李萌, 王近. 内部控制质量与企业债务违约风险 [J]. 国际金融研究, 2020 (8): 77-86.
- [32] Molina C A. Are Firms Underleveraged? An Examination of the Effect of Leverage on Default Probabilities [J]. The Journal of Finance, 2005, 60 (3): 1427-1459.
- [33] 孟庆斌, 侯粲然, 鲁冰. 企业创新与违约风险 [J]. 世界经济, 2019 (10): 169-192.
- [34] 唐玮, 夏晓雪, 姜付秀. 控股股东股权质押与公司融资约束 [J]. 会计研究, 2019 (6): 51-57.
- [35] Jiang G, Lee C M C, Yue H. Tunneling Through Inter-corporate Loans: The China Experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98 (1): 1-20.
- [36] 汪昌云, 孙艳梅, 郑志刚, 罗凯. 股权分置改革是否改善了上市公司治理机制的有效性 [J]. 金融研究, 2010 (12): 131-145.
- [37] 苏冬蔚, 熊家财. 大股东掏空与CEO薪酬契约 [J]. 金融研究, 2013 (12): 167-180.
- [38] Wong T J. Corporate Governance Research on Listed Firms in China: Institutions, Governance and Accountability [J]. Foundations and Trends in Accounting, 2014, 9 (4): 259-326.
- [39] Jiang F, Kim K. Corporate Governance in China: A Survey [J]. Review of Finance, 2020, 24 (4): 733-772.
- [40] 郑国坚, 林东杰, 张飞达. 大股东财务困境、掏空与公司治理的有效性——来自大股东财务数据的证据 [J]. 管理世界, 2013 (5): 157-168.
- [41] 柯艳蓉, 李玉敏, 吴晓晖. 控股股东股权质押与企业投资行为——基于金融投资和实业投资的视角 [J]. 财贸经济, 2019 (4): 50-66.
- [42] 柯艳蓉, 李玉敏. 控股股东股权质押、投资效率与公司期权价值 [J]. 经济管理, 2019 (12): 123-139.
- [43] 郝项超, 梁琪. 最终控制人股权质押损害公司价值么? [J]. 会计研究, 2009 (7): 57-63.
- [44] 王百强, 鲍睿, 李馨子, 牛煜皓. 控股股东股权质押压力与企业短贷长投: 基于质押价格的经验研究 [J]. 会计研究, 2021 (7): 85-98.
- [45] 卢闯, 崔程皓, 牛煜皓. 控股股东质押压力与商业信用融资——基于质押价格的经验研究 [J]. 会计研究, 2022 (2): 132-145.
- [46] 姜付秀, 王运通, 田园, 吴恺. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据 [J]. 管理世界, 2017 (12): 61-74.
- [47] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究 [J]. 会计研究, 2014 (5): 73-80.
- [48] 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.
- [49] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [50] 卢闯, 牛煜皓. 控股股东股权质押压力与企业创新粉饰 [J]. 商业经济与管理, 2022 (12): 75-92.
- [51] 王雄元, 欧阳才越, 史震阳. 股权质押、控制权转移风险与税收规避 [J]. 经济研究, 2018 (1): 138-152.
- [52] 王福胜, 宋海旭. 终极控制人、多元化战略与现金持有水平 [J]. 管理世界, 2012 (7): 124-136.
- [53] 饶品贵, 张会丽. 通货膨胀预期与企业现金持有行为 [J]. 金融研究, 2015 (1): 101-116.
- [54] 王碧珺, 谭语嫣, 余森杰, 黄益平. 融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资 [J]. 世界经济, 2015 (12): 54-78.
- [55] 陆瑶, 朱玉杰, 胡晓元. 机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2012 (1): 13-23.
- [56] Chen T, Harford J, Lin C. Do Analysts Matter for Governance? Evidence from Natural Experiments [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (2): 383-410.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

供应链断裂的微观效应：基于新冠疫情冲击的经验证据

The Micro-effects of Supply Chain Disruptions:

Evidence Based on the Shock of COVID-19

新 夫 苗 悦 杨 鑫

XIN Fu MIAO Yue YANG Xin

[摘要] 新冠疫情暴发引发全球供应链断裂的巨大风险。本文以新冠疫情对上市公司供应商和客户所处疫情风险为切入点，分别从供应链核心企业、供应链上下游企业以及供应链稳定性三个维度考察新冠疫情导致供应链断裂带来的资本市场冲击。研究发现：（1）新冠疫情对供应链核心企业总体上造成显著负面市场影响；（2）从上市公司供应链上下游企业所在地区暴露于疫情的程度来看，供应商和客户所在地区的风险暴露程度越高，核心企业有更为显著的负面市场反应；（3）从供应链稳定性看，客户稳定性更高的公司受疫情负面冲击更大，但当客户疫情暴露程度越高时，则能缓解核心企业风险。进一步分析表明，相比非国有企业，国有企业因客户疫情风险引发的市场负面影响更小；当上下游供应链处在疫情风险较高的地区时，核心企业会调整商业信用配置，从而缓解供应链上下游的疫情压力。本文丰富了宏观经济事件与微观企业行为的互动研究。

[关键词] 供应链断裂 新冠疫情 微观效应

[中图分类号] F230 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 05-0074-13

Abstract: The outbreak of the Covid-19 has caused a huge risk of disruptions in the global supply chain. By investigating the epidemic risk to the suppliers and customers of Chinese listed firms, this paper examines the impact of supply chain disruption caused by the Covid-19 in three ways: the core firms on supply chains, the upstream and downstream firms on supply chains, and the resilience of supply chains. The results show that (1) the Covid-19 outbreak has had significant negative effects on the stock returns of the core firms; (2) by measuring the exposure to the Covid-19 of the supply chain companies, the higher exposure to the Covid-19 of the supply chain firms, the worse market performance of the supply chain firms; and (3) from the perspective of supply chain resilience, firms with more stable customers are negatively affected by the Covid-19, but when customers are more exposed by the Covid-19, the negative shock of the Covid-19 to core firms could be alleviated. Further analysis shows that, compared to non-state-owned firms, the state-owned firms have been less affected by the Covid-19 shock to the customers. Also, the epidemic risks could be reduced when the core firms switch their credit allocation of the bank loans to the receivables and payables. This paper enriches the literature on the interaction between macro-and-micro economic behavior analysis.

Key words: Supply chain disruption COVID-19 Micro-effect

[收稿日期] 2021-11-08

[作者简介] 新夫，男，1978年11月生，河海大学商学院副教授，博士生导师，研究方向为新制度会计学、新兴技术与财务和会计；苗悦，男，1998年10月生，河海大学商学院硕士研究生，研究方向为新冠疫情与公司财务；杨鑫，女，1987年3月生，河海大学商学院讲师，研究方向为审计与公司治理。本文通讯作者为新夫，联系方式为 xinfu@hhu.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“债权治理视角下“债委会”去杠杆的理论机制、实施效果与政策优化问题研究”（项目编号：19BJY029）；教育部人文社会科学基金青年项目“金融供给侧改革下“债委会”的去产能效应：基于债权治理视角”（项目编号：18YJC790189）；财政部国际化高端会计人才项目（2020）。

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

党的二十大报告中指出“确保粮食、能源、产业链供应链可靠安全和防范金融风险还须解决许多重大问题”，建设现代化经济体系需要“着力提升产业链供应链韧性和安全水平”。疫情期间，面对全球新冠疫情对我国产业链供应链的冲击，保证产业链、供应链不断裂，保证供应链的持续稳定和安全可控，对于中国打造具有世界竞争力的全球产业链集群具有重要意义（刘志彪，2021^[1]）。供应链的安全性也越来越受到各国政府的高度重视。例如，2012年，美国曾发布《全球供应链安全国家战略》，期望通过加强全球供应链，以维护美国人民的利益，保障美国经济繁荣。再如，欧盟已经承诺要在2021年拟定供应链法案来维护其供应链的安全稳定。特别是，欧盟计划重构产业链，旨在减少六大战略领域对中国的依赖。新冠疫情对供应链安全是一个现实考验。同时，供应链问题受到理论界的高度关注。Acemoglu和Tahbaz-Salehi（2020）^[2]从宏观经济角度构建理论模型，探讨了供应链断裂通过企业失败和退出带来的放大效应。他们发现供应链上某个企业的失败或退出会在供应链条上传递并放大负面冲击，引起整个供应链的剧烈波动。而Cheng等（2020）^[3]利用武汉封城事件考察了供应链断裂对投资者带来的影响，研究发现供应商过度集中的风险会导致投资者报酬率下降。在上述重大实践需求和学术理论研究的现实背景下，本文聚焦供应链断裂的微观效应，通过构建新冠疫情期间上市公司（核心企业）及其供应商（上游企业）、客户（下游企业）所在地疫情风险暴露程度为基础的特征变量，研究全国范围内上下游供应链企业受到疫情冲击下对核心企业在资本市场中的影响。本研究的创新之处在于，我们覆盖了全国范围内的上市公司，考虑了不同地区的疫情影响；此外，我们分别构造了上游企业（供应商）和下游企业（客户）疫情暴露程度指标，来分别刻画供应链断裂对核心企业的影响和冲击。

本文利用供应链上下游的链条关系，将新冠疫情作为重大公共安全事件，考察在新冠疫情下各地采取疫情防控措施导致的核心企业与上下游供应链断裂的现象，旨在寻找受外部事件影响而发生的供应链断裂对核心企业带来的直接影响，从而进一步尝试探究如何建立安全、可控供应链的政策建议和举措。本文以

A股上市非金融公司为研究样本，具体分析自2020年1月开始的新疫情影响下对上市公司（核心企业）的直接冲击和疫情影响供应商和客户产生供应链断裂风险对上市公司（核心企业）的间接影响。研究发现如下：新冠疫情对上市公司（核心企业）总体上造成显著负面影响，表现为更低的股票回报率；当核心企业的供应商和客户位于疫情风险地区时，供应商和客户所在地区的风险暴露程度越高，对核心企业造成更为显著的负面市场影响，这说明市场考虑了供应链潜在风险的影响；此外，疫情冲击对下游企业（客户端）稳定性更高的核心企业负面影响更大，但是客户稳定性更高的企业面对客户暴露在疫情风险时能够抵御疫情冲击。进一步分析表明，相比非国有企业，国有企业在面对下游企业（客户端）疫情风险时有较强抗风险能力；此外，当上下游供应链处在疫情风险较高的地区时，核心企业通过调整商业信用配置，从而缓解供应链上下游的疫情压力。

本研究可能的贡献如下：第一，丰富了宏观经济与微观企业行为的互动研究（陆正飞等，2009^[4]；陈冬华等，2010^[5]；姜国华和饶品贵，2011^[6]；Chen等，2017^[7]；饶品贵等，2021^[8]；李小平和余东升，2021^[9]）。已有研究认为国内关于突发公共事件冲击的研究主要聚焦于宏观经济和资本市场的影响研究，而关于突发公共事件对于公司金融等微观行为的实证研究较少（李小荣和牛美龄，2020^[10]）。本文利用新冠疫情带来的宏观经济冲击，发现供应链上下游的断裂风险对核心企业负面影响的直接证据。第二，拓展了供应链管理方面的研究（何捷和陆正飞，2020^[11]；杨志强等，2020^[12]；符正平和叶泽樱，2021^[13]）。供应链具有网络传染效应，本文以新冠疫情暴发为切入点，研究疫情影响下，供应链断裂的微观效应和市场反应。第三，为相关部门提供建立安全、可控供应链管理的理论支撑和决策依据（刘志彪，2021^[1]）。特别是，本文发现客户稳定性更高的核心企业更易遭受严重的冲击，这对于决策制定者和企业管理层在进行供应链管理时提供了一定的经验证据。

本文的后续安排如下：第二部分是文献回顾和研究假设；第三部分是研究设计；第四部分是实证结果与分析；第五部分是进一步分析；第六部分是结论。

二、文献回顾与研究假设

（一）文献回顾

宏观经济与微观企业行为的互动研究是近年来会

计学与财务学研究的重要领域(陆正飞等, 2009^[4]; 陈冬华等, 2010^[5]; 姜国华和饶品贵, 2011^[6]; Chen等, 2017^[7]; 饶品贵等, 2021^[8]; 李小平和余东升, 2021^[9])。姜国华和饶品贵(2011)^[6]首先提出以宏观经济政策与微观企业行为互动为基础的会计与财务研究框架, 认为研究宏观经济与微观企业行为的互动能够弥补宏观经济研究和微观企业行为研究之间的空白, 为宏观经济政策研究提供借鉴。在此之前, 陆正飞等(2009)^[4]研究发现银根紧缩的情况下民营上市公司会遭受信贷歧视。陈冬华等(2010)^[5]研究了宏观经济政策与微观公司金融之间的关系, 发现了产业政策在公司融资行为中起到了主导的作用。Chen等(2017)^[7]研究了中国五年计划中的产业政策与微观企业行为的互动。李小平和余东升(2021)^[9]研究了商事制度改革与企业创新的互动。杨洁等(2021)^[14]分析了五年规划变更带来的产业政策不确定性对企业现金持有的影响。

从宏观经济与微观企业行为的互动研究出发, 重大公共危机事件下微观企业会计与财务决策问题逐渐凸显。新冠疫情是近年来典型的重大突发公共事件, 疫情的爆发对我国经济产生巨大冲击(何诚颖等, 2020^[15]; 黄群慧, 2020^[16]; 洪卫, 2020^[17]; 杨子晖等, 2020^[18])。与本文相关的研究包括两个方面。第一个方面主要基于企业特征和企业行为, 涉及财务状况、现金持有决策、融资约束等。例如, Ding等(2021)^[19]发现2020年前财务状况更好、履行更多社会责任、治理体系更完善的企业, 股价受新冠肺炎疫情的冲击影响更小。肖土盛等(2020)^[20]发现疫情下预防性现金持有的风险防范作用, 而郑登津等(2020)^[21]进一步研究自由现金储备的风险防范作用。李仲泽等(2020)^[22]认为债务资本成本更高的公司受疫情冲击更严重。第二个方面主要涉及资本市场。Liu等(2020)^[23]发现新冠肺炎疫情的暴发对所有受影响国家和地区的股票市场收益均具有重大负面影响。Yan(2020)^[24]则发现疫情暴发的五十个交易日, 尤其是武汉封城事件发生时会出现市场过度反应的现象。

新冠疫情对全球各个国家和地区产业链带来巨大冲击。近年来, 对供应链断裂的研究引起了很多关注(Barrot和Sauvagnat, 2016^[25]; Carvalho和Tahbaz-Salehi, 2019^[26]; Acemoglu和Tahbaz-Salehi, 2020^[2]; Hendricks等, 2020^[27]; Filbeck和Zhao,

2020^[28]; Baghersad和Zobel, 2021^[29]; Carvalho等, 2021^[30]; 汪金洲和陈洪转, 2021^[31]; 符正平和叶泽樱, 2021^[13])。供应链断裂通常可以定义为意外事件影响供应链内部运行所引发的供应链交付中断状态(刘婧怡, 2022)。供应链日常活动中断的原因可能是自然事件(例如: 2008年汶川地震、2011年日本东京地震)、故意行为(如美国政府对中国企业的封锁制裁、美国政府对伊朗的经济制裁等)、事故(如2015年中国天津港爆炸事件)和公共卫生事件(如2003年“非典”、2020年新冠疫情)等。意外事件使供应链中商品、材料和劳动力流转中断。与本文有关的研究主要包括以下两个方面。第一个方面主要聚焦于供应链断裂对宏观经济的冲击, 供应链断裂产生的风险能够沿着供应链网络传播并对整个网络系统产生冲击(Barrot和Sauvagnat, 2016^[25]; Acemoglu和Tahbaz-Salehi, 2020^[2]; Carvalho等, 2021^[30])。例如, Carvalho等(2021)^[30]以2011年日本东京大地震为研究背景, 发现通过投入-产出网络的风险传播和放大机制, 供应链断裂风险会对受灾公司的直接或间接供应商和客户产生影响。汪金洲和陈洪转(2021)^[31]建立了复杂网络供应链模型, 发现供应链节点企业抵御风险失败后将风险传给邻居企业。第二个方面则是供应链断裂下微观企业的表现。供应链断裂会对企业经营业绩造成直接冲击, 并引发负面的市场反应。Filbeck和Zhao(2020)^[28]通过手动收集公司公告发现公司发布供应链中断公告会引发负面的股票市场响应。Hendricks等(2020)^[27]研究了2011年日本大地震引发的供应链中断对企业财务绩效产生的影响。Baghersad和Zobel(2021)^[29]对2005年至2014年间遭受供应链中断的300多家公司的经营业绩和股市反应进行分析, 结果表明供应链中断对公司具有长期影响。而符正平和叶泽樱(2021)^[13]以华为公司为案例进行研究, 分析了应对供应链中断风险的机理和路径。

(二) 研究假设

本文的基本假设是通过考察公司供应链受新冠疫情冲击而断裂后对上市公司股票收益率带来的影响, 进而刻画供应链断裂在企业微观层面的冲击效应。以往研究新冠疫情冲击对上市公司股票收益率的影响, 仅从公司基本面以及投资者情绪来展开(如陈贇等, 2020^[32])。而本文的特殊之处在于, 不仅考虑公司基本面和投资者情绪, 同时还认为疫情期间封控

措施造成的供应链断裂,也是影响上市公司股票收益率的一大因素。封城导致供应链断裂直接原因是停工停产,而物流、交通管制等防控措施会干扰原材料、商品等正常周转,对企业经营造成隐性损失。因此疫情初期的封城、疫情后期不断反复带来的防控措施都会使供应链陷入断裂风险状态。另一个特殊之处在于,这一因素还具有上下游的传染效应(Acemoglu和Tahbaz-Salehi, 2020^[21])。由此,本文通过以下三个假设来展开研究。

第一个假设围绕供应链核心企业展开,主要研究新冠疫情冲击对供应链核心企业造成的股票收益率影响。首先,行为金融理论认为,投资者情绪是影响公司股票收益率的重要因素。已有研究发现,公共卫生事件通过影响投资者情绪对公司股票收益率产生作用(McTier等, 2013^[33]; Ichev和Marinc, 2018^[34]; Donadelli等, 2017^[35])。新冠疫情作为突发公共卫生安全事件,因其不确定性和可能产生的潜在的经济损失,会让人产生恐慌情绪。新冠疫情的持续时间和未来疫情反复的可能性将极大程度影响消费者、企业家和投资者对未来的预期(杨晓兰等, 2016^[36]; 段江娇等, 2017^[37])。其次,疫情暴发引发企业经营问题,企业所在地暴发疫情时,疫情的不确定性和当地疫情防控措施会对企业正常生产经营活动产生影响,带来对企业市场基本面的影响(陈林和曲晓辉, 2020^[38])。最后,疫情不仅会直接增加企业生产经营难度,而且会通过影响物流、交通等因素间接影响企业运营,进而造成隐性损失。因此,围绕供应链核心企业,提出本文的第一个假设:

H1: 新冠疫情冲击对当地上市公司(供应链的核心企业)产生显著的负面影响,表现为更低的股票回报率。

第二个假设围绕供应链上下游企业展开,主要研究新冠疫情冲击是否通过影响供应链上下游企业形成的传染效应,进而影响核心企业股票收益率。供应链的网络特性就决定了其在新冠疫情与资本市场关系研究中的特殊地位。已有研究表明,供应链网络系统在微小企业风险冲击形成宏观经济系统波动的过程中发挥着传播和放大作用(Acemoglu, 2015^[39]; Carvalho和Tahbaz-Salehi, 2019^[26])。供应链断裂作为一种严重的经济冲击事件,也会引起整个供应链网络的巨大波动(Barrot和Sauvagnat, 2016^[25]; Acemoglu和Tahbaz-Salehi, 2020^[2]; Carvalho等, 2021^[30]; 张欣,

2020^[40])。这些宏观研究表明,供应链断裂风险具有传染效应。而现有对公司的微观研究中也发现,供应链断裂的影响可以延伸到受影响的公司之外,沿着供应链传递(Chen等, 2013^[41]; Filbeck等, 2020^[28])。供应商和客户是供应链网络上核心企业的上下游,与供应商客户的业务往来直接反映了企业的经营情况和未来前景,紧密的业务联系使得供应商和客户在资本市场上的表现能够相互传递,也可以成为投资者和银行授信贷款等的决策依据。具体来看,当供应链核心企业的上、下游企业所在地出现疫情时,供应链上、下游企业面临的不确定性提高,供应链断裂风险提高,资本市场上引发各自企业投资者的悲观预期。由于供应链网络特性,供应链核心企业将引起各方更多关注,投资者的悲观预期随着供应链的传染效应迅速到达供应链核心企业。由于供应链上下游企业的不确定性,供应链核心企业供应链断裂的风险提高,市场表现受到影响。因此,提出本文的第二个假设:

H2: 当供应链上下游企业暴露在疫情之下时,受到供应链传染效应影响,供应链上的核心企业则表现更差,呈现出更低的股票回报率。

第三个假设围绕供应链的稳定性展开,主要研究供应链的稳定性是否会缓解新冠疫情冲击对核心企业股票收益率的影响。供应链的特殊性不仅在于其具有传染性,供应链的稳定性对资本市场的影响也意义重大。因此,新冠疫情下供应链的稳定性对资本市场的影响值得高度关注。理论上,一个稳定的供应链体系对于核心企业和资本市场来说有利有弊。从企业和供应链之间的稳定关系视角来看,企业与供应商及客户是否存在稳定关系及这种关系的强弱在一定程度上能够影响企业的风险承担(Ak和Patatoukas, 2016^[42]; Barratt和Oke, 2007^[43]; Bartlett和Zobel, 2007^[44])。企业与供应链之间的稳定关系在某种程度上可以帮助企业提高企业经营的稳定程度,并且可以随时掌握市场的变化,进而提高企业的风险应对程度。但另一方面,在突发事件发生时,更高的供应链稳定性可能会使企业抵御这种突发事件冲击的能力减弱(Lee, 2020^[45]; Campello和Gao, 2017^[46]; Sun和Li, 2018^[47])。由于较为稳定的供应链关系,当企业的供应商或客户由于突发事件影响陷入经营困境中时,企业找到合适的替代客户或供应商的难度会更高,因此受到影响的程度更大。基于此,提出本

文的第三个假设：

H3a：在新冠肺炎疫情的冲击下，供应链上下游关系越稳定，核心企业受到供应链断裂风险的冲击越小。

H3b：在新冠肺炎疫情的冲击下，供应链上下游关系越稳定，核心企业受到供应链断裂风险的冲击越大。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

根据研究主题，本文将研究窗口确定为新冠疫情暴发前后，即2020年1月1日至2020年12月31日，共计52个有效交易周。数据来自CSMAR数据库。按照以往的研究惯例，以A股所有上市公司为初始样本，按如下程序进行筛选，剔除：(1) ST类上市公司，(2) 金融保险行业公司，(3) 数据缺失样本。总样本3317家上市公司共计170262个观测值，拥有供应链信息数据的428家上市公司共计22066个观测值。

(二) 变量定义与度量

1. 因变量：股票回报率。

(1) 周股票回报率 (*Stock Return*)。该变量为每个上市公司的周个股股票回报率，通过每周最后一个交易日的考虑现金红利再投资的日收盘价的可比价格计算。

(2) 超额收益率 (*Abnormal Return*)。该变量为考虑市场回报的超额收益率，具体通过周股票回报率减去每月各个上市公司的综合市场Beta值乘以考虑现金红利再投资的综合周市场回报率计算。

2. 观测变量：疫情指标与供应链指标。

(1) 新冠疫情风险 (*COVID19*)。借鉴Ding等

(2020)^[19]的研究，定义为地区在一周内确诊病例累计计数的增长率，使用该变量作为疫情风险的代理变量。为了使统计区间与周个股回报率相匹配，选取上周周六至本周周五作为一个区间进行计算。计算公式为 $COVID19_{c,t} = \ln(1 + Cumulative\ Cases_{c,t}) - \ln(1 + Cumulative\ Cases_{c,t-1})$ 。其中 *Cumulative Cases* 代表截至第 *t* 周 *c* 地区的累计确诊病例数，因此 *COVID19* 可以衡量 *c* 地区第 *t* 周的疫情风险水平。在本文的主要研究中，地区统计口径为省份。

(2) 供应商风险 (*Suppliers' exposure*) 和客户风险 (*Customer' sexposure*)。借鉴Ding等(2020)^[19]的研究，供应商风险 (*Supplier's exposure*) 定义为该公司潜在前五大供应商所在地区的每周 *COVID19* 的加权值，其中权重是公司2019年前五名供应商采购额占该公司供应商总采购额的比例。客户风险 (*Customers' exposure*) 定义为该公司潜在前五大客户所在地区每周 *COVID19* 的加权值，其中权重是公司2019年前五名潜在客户销售额占该公司总销售额的比例。

(3) 供应商稳定度 (*Suppliers' stability*) 和客户稳定度 (*Customers' stability*)。参考包晓岚(2020)^[48]的研究，本文供应商稳定度 (*Suppliers' stability*) 采用前五大供应商在上一年年报出现的个数/5 衡量，即2018年年报中前五大供应商仍出现在2019年年报中的数量。该指标越大，意味着供应链的稳定性越高。客户稳定度 (*Customers' stability*) 采用前五大客户在上年出现的个数/5 衡量。

3. 控制变量。

借鉴已有文献，本文的控制变量主要是公司的期初财务状况，这些变量都是采用各个公司的上一季度季报财务披露计算。各变量的定义如表1所示。

表1 变量定义

变量分类	变量符号	变量定义
被解释变量	<i>Stock Return</i>	周股票回报率，具体定义参见正文
	<i>Abnormal Return</i>	周股票超额收益率，具体定义参见正文
解释变量	<i>COVID19</i>	新冠疫情风险，具体定义参见正文
	<i>Suppliers' exposure</i>	供应商风险，具体定义参见正文
	<i>Customers' exposure</i>	客户风险，具体定义参见正文
	<i>Suppliers' stability</i>	供应商稳定度，具体定义参见正文
	<i>Customers' stability</i>	客户稳定度，具体定义参见正文

续前表

变量分类	变量符号	变量定义
控制变量	<i>Size</i>	企业规模，等于期初总资产的自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率，等于期初资产负债率
	<i>Cash</i>	现金持有，等于期初现金及现金等价物余额/总资产
	<i>ROA</i>	总资产收益率，等于过去十二个月净利润与总资产平均额之比
	<i>SOE</i>	公司股权性质，国有控股为1，其他为0
	<i>Industry</i>	行业编号，均为证监会行业分类（2012）二级行业分类

(三) 模型设定

因为新冠疫情是一个持续性事件，本文试图研究疫情对于上市公司在长期内的影响。为了检验假设1，本文借鉴Ding等(2020)^[19]的研究方法，利用固定效应模型去检验疫情冲击的市场反应。本文利用以下回归模型去研究不同公司受到疫情冲击的市场反应。

$$\begin{aligned}
 Stock\ Return(Abnormal\ Return) = & \beta_1 \cdot COVID19_{c,t} \\
 & + \beta_2 \cdot Size \times COVID19_{c,t} + \beta_3 \cdot Lev \times COVID19_{c,t} \\
 & + \beta_4 \cdot Cash \times COVID19_{c,t} + \beta_5 \cdot ROA \\
 & \times COVID19_{c,t} + \beta_6 \cdot SOE \times COVID19_{c,t} \\
 & + \beta_7 \cdot Size + \beta_8 \cdot Lev + \beta_9 \cdot Cash \\
 & + \beta_{10} \cdot ROA + \delta_i + \delta_{j,t} + \delta_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中：*i*、*c*、*j*、*t*分别代表公司、省份、行业和交易周。 δ_i 表示公司固定效应， $\delta_{j,t}$ 表示行业-时间固定效应， $\delta_{c,t}$ 表示省份-时间固定效应。研究中稳健标准误都以公司层面进行聚类。

为了检验假设2，在模型(1)的基础上，加入*Customers' exposure*和*Suppliers' exposure*，在控制疫情本身冲击的基础上，检验更高的供应链风险是否会对上市公司的市场价值造成直接影响。

$$\begin{aligned}
 Stock\ Return(Abnormal\ Return) = & \beta_1 \cdot Customers' exposure \\
 & + \beta_2 \cdot Suppliers' exposure + \beta_3 \cdot COVID19_{c,t} \\
 & + controls + \delta_i + \delta_{j,t} + \delta_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)
 \end{aligned}$$

为了检验假设3，在前文的基础上，加入*Suppliers'*

stability、*Customers' stability*和疫情风险、供应链风险变量的交互项，检验供应链稳定度在应对疫情风险、供应商和客户风险时的影响，最终模型如下所示。

$$\begin{aligned}
 Stock\ Return(Abnormal\ Return) = & \beta_1 \cdot Customers' stability \\
 & \times COVID19_{c,t} + \beta_2 \cdot Suppliers' stability \\
 & \times COVID19_{c,t} + \beta_3 \cdot Suppliers' stability \\
 & \times Suppliers' exposure + \beta_4 \cdot Customers' stability \\
 & \times Customers' exposure + \beta_5 \cdot Customers' exposure \\
 & + \beta_6 \cdot Suppliers' exposure + \beta_7 \cdot COVID19_{c,t} \\
 & + controls + \delta_i + \delta_{j,t} + \delta_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

四、实证结果

(一) 描述性统计分析

如表2所示，*Stock Return*的均值0.004，中位数为0.000，最小为-0.147，最大值为0.228，这表明受新冠疫情影响，资本市场投资者对不同上市公司的发展持不同的态度，因此，有部分上市公司的周个股回报率为负、部分公司的周个股回报率为正。*Abnormal Return*的均值为-0.001，中位数为-0.006，最小值为-0.123，最大值为0.197，这表明新冠疫情对上市公司整体呈负面影响。从公司的业绩基本面看，*ROA*的最小值和最大值分别为-0.337和0.231，这表明上市公司在受新冠疫情影响的2020年呈现出两极分化的业绩表现。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Stock Return</i>	170 262	0.004	0.062	-0.147	0.000	0.228
<i>Abnormal Return</i>	105 860	-0.001	0.051	-0.123	-0.006	0.197
<i>COVID19</i>	170 262	0.030	0.140	0.000	0.001	3.738
<i>Suppliers' exposure</i>	22 066	0.009	0.044	0.000	0.000	1.512
<i>Customers' exposure</i>	22 066	0.007	0.048	0.000	0.000	3.432

续前表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Suppliers' stability</i>	22 066	0.308	0.273	0.000	0.200	1.000
<i>Customers' stability</i>	22 066	0.251	0.279	0.000	0.200	1.000
<i>Size</i>	170 262	22.382	1.316	20.026	22.189	26.412
<i>Lev</i>	170 262	0.424	0.197	0.054	0.416	0.875
<i>Cash</i>	170 262	0.135	0.103	0.008	0.108	0.579
<i>ROA</i>	170 262	0.034	0.078	-0.337	0.035	0.231
<i>SOE</i>	170 262	0.317	0.465	0.000	0.000	1.000

(二) 实证结果

1. 假设 1: 新冠疫情冲击对供应链核心企业股票收益率的影响。

使用模型 (1) 对新冠疫情冲击和疫情期间公司周股票回报率的关系进行检验。表 3 报告了新冠疫情冲击、公司特征与疫情期间公司周股票回报率关系的检验结果。由表 3 可知, 在引入公司特征等控制变量前后, 疫情冲击风险与 2020 年公司周股票回报率的

系数分别为-2.025 1 和-2.120 8, 均在 1% 的水平上显著。这说明在总体上, 公司所在地的疫情风险越高, 投资者对于公司价值的预期会持悲观态度, 公司在资本市场上的股票回报率表现越差。如表 3 列 (2) 所示, 大型上市公司相比小型上市公司、非国有企业相比国有企业在疫情冲击时候具有更好的市场表现。列 (3)~列 (6) 是制造业企业和超额收益率的回归结果。

表 3 新冠疫情冲击对公司股票收益率的影响: 供应链核心企业的检验

变量	<i>Stock Return</i>			<i>Abnormal Return</i>		
	(1)	(2)	(3) 制造业	(4)	(5)	(6) 制造业
<i>COVID19</i>	-2.025 1*** (-2.64)	-2.120 8*** (-2.76)	-2.636 1** (-2.21)	-2.586 7*** (-3.18)	-2.651 5*** (-3.26)	-3.327 1*** (-3.34)
<i>Size</i> × <i>COVID19</i>		0.004 8*** (4.79)	0.005 5*** (3.87)		0.002 8*** (2.85)	0.003 8** (2.58)
<i>Lev</i> × <i>COVID19</i>		-0.005 7 (-0.83)	-0.010 3 (-1.13)		0.003 4 (0.45)	-0.004 8 (-0.46)
<i>Cash</i> × <i>COVID19</i>		-0.012 0 (-1.07)	-0.017 0 (-1.27)		-0.006 3 (-0.50)	-0.019 9 (-1.11)
<i>ROA</i> × <i>COVID19</i>		0.012 9 (0.67)	-0.017 9 (-0.92)		0.033 2 (1.47)	-0.007 4 (-0.29)
<i>SOE</i> × <i>COVID19</i>		-0.006 2*** (-2.72)	-0.005 6* (-1.85)		-0.006 9*** (-2.76)	-0.006 9** (-2.04)
<i>Size</i>		-0.010 5*** (-4.93)	-0.011 2*** (-4.07)		-0.007 3*** (-3.74)	-0.006 3*** (-2.58)
<i>Lev</i>		-0.000 2 (-0.04)	0.000 5 (0.07)		0.006 5 (0.92)	-0.002 1 (-0.22)
<i>Cash</i>		0.007 1** (2.10)	0.013 0*** (3.10)		-0.000 1 (-0.01)	0.007 7 (1.22)
<i>ROA</i>		-0.025 4** (-2.50)	-0.025 6** (-2.06)		-0.018 3 (-1.36)	-0.025 9 (-1.55)
<i>Constant</i>	0.063 5*** (2.81)	0.298 0*** (5.75)	0.325 1*** (4.73)	0.076 5*** (3.13)	0.241 5*** (4.94)	0.237 6*** (3.99)

续前表

变量	Stock Return			Abnormal Return		
	(1)	(2)	(3) 制造业	(4)	(5)	(6) 制造业
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份-时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	170 262	170 262	110 202	105 860	105 860	64 542
Adj. R ²	0. 317	0. 318	0. 332	0. 143	0. 143	0. 130

2. 假设 2: 新冠疫情冲击对供应链上下游企业股票收益率的影响。

本次疫情在湖北省武汉暴发并向周边扩散, 不同地区受到新冠肺炎疫情的影响程度不同。一般而言, 受到疫情影响越严重的地区, 供应链的紧张程度越高, 供应链断裂风险越高。如表 4 列 (1)、列 (3) 所示, 供应商和客户的每周疫情风险与上市公司的周股票回报率在 5% 的水平上呈显著负相关关系, 这说明当企业的上下游陷入疫情风险带来的供应链风险会引起核心企业负面的市场反应, 且这个影响是在新冠疫情对核心企业的直接影响之外的, 供应链断裂潜在的风险会迅速对供应链上下游传染影响。由于新冠疫情提供这个良好的准自然实验的环境, 这可能为供应链风险的传染效应验证提供新的公司层面证据。

3. 假设 3: 供应链稳定性对新冠疫情冲击和股票收益率关系的影响。

如表 4 列 (2)、列 (4) 中所示, 客户稳定性和公司疫情风险的交互项与上市公司的市场价值呈显著负相关关系, 这说明稳定的客户关系并不能提升公司面对疫情冲击的抗风险能力; 而供应商稳定性和疫情风险的交互项与上市公司的市场价值不具备显著相关性。客户关系越稳定, 疫情冲击对于上市公司市场价值的影响更大。这可能由于稳定的客户关系减弱了企业应对突发风险的能力。客户稳定性和公司客户风险的交互项呈显著正相关关系, 稳定的客户关系能缓解核心上市公司来自客户风险的冲击。这是因为稳定的客户关系意味着更低的不确定性, 因此当核心上市公司的客户面临疫情风险时, 拥有更稳定的客户关系的核心上市公司, 客户风险对其影响更小。

表 4 新冠疫情冲击对公司股票收益率的影响: 供应链上下游企业的检验

变量	Stock Return		Abnormal Return	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Suppliers' exposure	-0. 019 5* (-1. 72)	-0. 036 6* (-1. 87)	-0. 032 5*** (-2. 76)	-0. 055 5** (-2. 43)
Customers' exposure	-0. 028 8** (-2. 14)	-0. 050 5** (-2. 52)	-0. 028 8** (-2. 14)	-0. 050 0** (-2. 41)
Suppliers' stability×COVID19		0. 004 4 (0. 35)		-0. 016 2 (-1. 15)
Customers' stability×COVID19		-0. 027 2** (-2. 03)		-0. 036 2*** (-2. 76)
Suppliers' stability×Suppliers' exposure		0. 042 5 (1. 22)		0. 078 0* (1. 77)
Customers' stability×Customers' exposure		0. 064 3** (2. 07)		0. 072 9** (2. 26)
COVID19	-4. 856 7*** (-4. 12)	-4. 847 1*** (-4. 11)	-4. 645 1*** (-4. 24)	-4. 636 0*** (-4. 22)

续前表

变量	Stock Return		Abnormal Return	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Controls	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份-时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	22 066	22 066	15 987	15 987
Adj. R ²	0.311	0.312	0.146	0.146

(三) 稳健性检验

为保证研究结论的可靠性,采用如下方法进行稳健性测试:(1)改变疫情风险衡量指标 COVID19 的计算方法(表中 COVID19_1),本文将确诊在院治疗的活跃病例增长率作为新冠疫情风险的另一种评估方法。(2)改变疫情风险衡量指标的地区统计口径(表

中 COVID19_2),改用地级市作为地区单位。(3)改变供应链稳定度的衡量口径,改为三年内稳定在前五大供应商客户名单里面的公司占比衡量(表中 Stability_1)。具体稳健性检验结果如表 5 所示。这些结果仍是显著的。

表 5 稳健性检验

变量	Stock Return				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	COVID19_1	COVID19_2	COVID19_2	Stability_1	COVID19_2&Stability_1
COVID19	0.008 8 (0.46)	-1.025 7*** (-3.00)	-1.854 3*** (-3.08)	-4.871 3*** (-4.13)	-1.842 6*** (-3.05)
Suppliers' exposure			-0.027 3* (-1.80)	-0.010 0 (-0.52)	-0.010 1 (-0.39)
Customers' exposure			-0.036 7* (-1.96)	-0.054 6*** (-3.01)	-0.075 3*** (-3.16)
Suppliers' stability×COVID19				0.001 7 (0.11)	0.006 7 (0.37)
Customers' stability×COVID19				-0.054 6*** (-3.03)	-0.048 0* (-1.79)
Suppliers' stability×Suppliers' exposure				0.001 5 (0.03)	-0.047 6 (-0.84)
Customers' stability×Customers' exposure				0.104 9*** (2.73)	0.129 2** (2.17)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区-时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	170 262	166 093	18 119	22 066	18 119
Adj. R ²	0.318	0.315	0.313	0.312	0.313

(四) 机制检验

供应链断裂危机和供应链断裂风险如何影响企业并表现在市场回报率上, 本文研究了潜在的两个机制。首先是内部公司治理水平。公司治理水平是影响企业供应链风险承担能力的一个重要因素, 大股东对公司的控制力在企业应对危机时发挥着重要作用(杜勇等, 2015^[49])。第一, 当上市公司出现经营问题时, 大股东出于对自身利益的考虑, 更有动机去支持帮助公司渡过难关。第二, 由于那些股权影响力大的大股东拥有对上市公司更多的控制权和经营决策权, 更有能力去支持改善公司决策以应对危机。其次是外部的融资效应。供应链断裂将影响企业资金周转。疫情冲击下, 企业面临经营危机, 是否能够高效

进行外部融资对于企业能否度过危机十分重要。本文做了两组分组回归。其中, 公司治理水平采用第一大股东持股比例衡量, 按照均值分为平均水平以上和平均水平以下两组, 分别进行回归, 结果如表6列(1)、列(2)所示; 融资约束采用KZ指数衡量, 参考魏志华等(2014)^[50]的方法计算每个公司的融资约束程度指数, 回归结果如列(3)、列(4)所示。第一大股东持股比例低的一组客户风险对公司股票回报率负面影响更大, 这说明股东对公司的控制力越低, 应对客户风险的能力越弱, 更容易受到客户风险的影响, 表现为更低的股票回报率; 高融资约束一组的公司供应商风险对其股票回报率影响更大, 低融资约束一组的客户风险对其股票回报率影响更大。

表6 机制检验

变量	Stock Return			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一大股东持股比例高	第一大股东持股比例低	高融资约束	低融资约束
Suppliers' exposure	-0.0073 (-0.47)	-0.0278 (-1.46)	-0.0264* (-1.87)	-0.0231 (-1.10)
Customers' exposure	-0.0076 (-0.38)	-0.0477*** (-2.64)	-0.0092 (-0.47)	-0.0596*** (-3.55)
COVID19	5.7967 (0.88)	-5.0223*** (-4.68)	-4.9658*** (-3.27)	4.8916 (0.48)
Controls	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份-时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	8591	12278	10615	10394
Adj. R2	0.348	0.301	0.321	0.293

五、进一步分析

(一) 国有企业是否更能抵御供应链断裂的疫情冲击?

在我国上市公司中, 按照所有权性质划分可以分为国有或国有控股上市公司和民营上市公司。在假设2的基础上, 本文又对公司股权性质和供应链断裂风险的关系进行了检验, 检验结果如表7所示。检验发现国有企业相比非国有企业在应对客户风险时有更好的市场表现, 这可能是由于我国国有企业特有的地位所致。当国有企业客户陷入风险时, 由于政府“隐形担保”等的存在, 国有企业相比非国有企业并不

会因为客户风险而影响企业的经营前景, 因此国有企业的市场反应相比非国有企业弱。

表7 疫情冲击、供应链断裂与国有企业

变量	Stock Return	Abnormal Return
	(1)	(2)
SOE×Suppliers' exposure	-0.0147 (-0.67)	-0.0016 (-0.07)
SOE×Customers' exposure	0.0538** (2.39)	0.0681*** (2.80)
Suppliers' exposure	-0.0106 (-0.63)	-0.0306* (-1.65)

续前表

变量	<i>Stock Return</i>	<i>Abnormal Return</i>
	(1)	(2)
<i>Customers' exposure</i>	-0.067 7*** (-3.37)	-0.081 3*** (-3.66)
<i>Controls</i>	控制	控制
公司固定效应	控制	控制
产业-时间固定效应	控制	控制
地区-时间固定效应	控制	控制
<i>N</i>	22 066	15 987
<i>Adj. R²</i>	0.312	0.146

(二) 供应链断裂是否会改变核心企业商业信用行为?

我国绝大多数企业与供应商和客户之间进行交易常采用应收应付等商业信用的方式。商业信用的供给与需求之差形成了供应链占用资金的情况。疫情影响下,处在疫情风险暴露程度高地区的公司,为了避免自己陷入潜在的经营困境,会减少商业信用的供给、增加商业信用的需求,比如对客户要求增加预收款项、减少应收项目;对供应商要求减少预付款项、增加应付项目,来降低自己经营现金流陷入风险的可能性。另一方面,既往研究表明,作为公司供应链上的利益相关者,会根据上下游企业的经营风险对其进行“信用配给”,这些行为都会导致风险在供应链中传染。参考王贞洁和王竹泉(2013)^[51]的研究,检验供应商、客户风险对于企业商业信用配置的影响,包括商业信用供给(*Credit Supply*)和商业信用需求(*Credit Demand*)。将商业信用供给定义为应收账款净额、应收票据净额与预付款项占营业收入的比例,商业信用需求定义为应付账款、应付票据与预收款项占营业收入的比例,采用上市公司季报中的相关数据进行检验。对供应商和客户风险按照季度数据进行了重新计算,并在模型中加入季度销售增长率(*Growth*)、账面市值比(*MTB*)、托宾Q值(*TobinQ*)等期初指标值作为控制变量。检验结果如表8所示,客户风险对商业信用供给、供应商风险对商业信用需求有显著的负面影响。当供应商受疫情影响较大时,企业得到的商业信用会更少,这可能是由于供应商受疫情影响较大时,需要更多的现金流来缓解流动性风险,因此会要求客户(核心上市公司)更多以现金结算业务。当客户受疫情影响较大时,同

样需要更多的现金流来缓解流动性风险,会减少与上游公司(核心上市公司)现金结算业务往来。这说明核心上市公司,在公司上下游企业陷入疫情风险时,供应链占资比例会提高,因此,相较于正常情况,核心企业经营现金流陷入风险的可能性更高。

表8 疫情冲击、供应链断裂与企业商业信用行为

变量	<i>Credit Supply</i>	<i>Credit Demand</i>
	(1)	(2)
<i>Suppliers' exposure</i>	-2.684 7 (-0.36)	-10.548 2* (-1.94)
<i>Customers' exposure</i>	15.444 6* (1.81)	1.696 7 (0.29)
<i>Size</i>	0.548 4 (0.81)	0.426 7 (0.74)
<i>Lev</i>	-0.301 4 (-0.19)	1.242 6 (0.88)
<i>Cash</i>	-3.143 0* (-1.67)	-2.194 9 (-1.17)
<i>ROA</i>	0.495 0 (0.18)	-2.799 0 (-1.38)
<i>TobinQ</i>	0.023 3 (0.15)	0.154 0 (1.41)
<i>MTB</i>	0.200 9 (0.22)	0.551 4 (0.81)
<i>Growth</i>	-0.744 5*** (-9.30)	-0.714 2*** (-9.60)
<i>Constant</i>	-10.256 6 (-0.71)	-8.877 2 (-0.71)
公司固定效应	控制	控制
产业-时间固定效应	控制	控制
地区-时间固定效应	控制	控制
<i>N</i>	1 267	1 267
<i>Adj. R²</i>	0.696	0.732

六、结论

本文从供应链断裂角度出发,以新冠疫情影响下上市公司的市场反应为切入点,使用2020年1—12月A股上市公司为样本,研究疫情影响下供应链断裂的微观效应。实证结果发现,新冠疫情对上市公司(核心企业)总体上造成显著负面影响,表现为更低的股票回报率;当核心企业的供应商和客户位于疫情风险地区时,供应商和客户所在地区的风险暴露程度越高,会对核心企业造成更为显著的负面市场影响,

这证明市场在重估公司时考虑了供应链潜在风险的影响；此外，疫情冲击对下游企业（客户端）稳定性更高的核心企业负面影响更大，但是客户稳定性更高的企业面对客户陷入风险时能够抵御客户风险影响。进一步分析表明，相比非国有企业，国有企业在面对下游企业（客户端）疫情风险时有比较强的抗风险能力；此外，当上下游供应链处在疫情风险较高的地区时，核心企业通过调整商业信用配置，从而缓解供应链上下游的疫情压力。

对于企业而言，突发事件发生时难免会产生负面的市场反应，如何安稳度过事件危机事关企业生死存亡。通过本文研究可以看出，供应链断裂的风险能够直接对公司市场价值造成冲击，因此进行供应链管理，将供应链关系管理加入企业风险防控中是极为必要的。本研究以供应链风险传递为视角，研究供应链风险、供应链关系、商业信用配置等供应链管理环节在新冠疫情冲击下产生的影响，可以为企业供应链管理提供决策参考，有利于提高企业的风险防控能力。

参考文献

- [1] 刘志彪. 增强产业链供应链自主可控能力 [N]. 经济参考报, 2021: 007.
- [2] Acemoglu D, Tahbaz-Salehi A. Firms, Failures, and Fluctuations: The Macroeconomics of Supply Chain Disruptions; 27565 [R/OL]. National Bureau of Economic Research, (2020)[2021-10-15]. <https://www.nber.org/papers/w27565>.
- [3] Cheng L T W, Poon J, Tang S, Wang J. Does Supplier Concentration Matter to Investors During the COVID-19 Crisis? Evidence from China? [J/OL]. SSRN Electronic Journal, (2020)[2021-03-31]. <https://www.ssrn.com/abstract=3718533>. DOI: 10.2139/ssrn.3718533.
- [4] 陆正飞, 祝继高, 樊铮. 银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失 [J]. 金融研究, 2009 (8): 124-136.
- [5] 陈冬华, 李真, 新夫. 产业政策与公司融资——来自中国的经验证据 [C]//中国会计与财务研究国际研讨会论文集. 上海: 2010.
- [6] 姜国华, 饶品贵. 宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域 [J]. 会计研究, 2011 (3): 9-18, 94.
- [7] Chen D, Li O Z, Xin F. Five-Year Plans, China Finance and Their Consequences [J]. China Journal of Accounting Research, 2017, 10 (3): 189-230.
- [8] 饶品贵, 罗勇根, 陈冬华, 姜国华. 宏观之微观意义和微观之宏观启示——第九届宏观经济政策与微观企业行为研究学术研讨会综述 [J]. 经济研究, 2021 (1): 206-208.
- [9] 李小平, 余东升. 商事制度改革对企业创新的影响 [J]. 经济学动态, 2021 (7): 116-131.
- [10] 李小红, 牛美龄. 突发公共事件与金融关系研究进展 [J]. 经济学动态, 2020 (7): 129-144.
- [11] 何捷, 陆正飞. 定性的未来供应链风险披露与分析师关注行为研究 [J]. 会计研究, 2020 (6): 36-48.
- [12] 杨志强, 唐松, 李增泉. 资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据 [J]. 管理世界, 2020 (7): 89-105, 217-218.
- [13] 符正平, 叶泽樱. 大国博弈下全球供应链的中断风险与“备胎”管理——基于华为公司的案例 [J]. 江苏社会科学, 2021 (4): 111-119.
- [14] 杨洁, 詹文杰, 李月娥. 五年规划变更视角下产业政策不确定性对企业现金持有行为的影响研究 [J]. 管理学报, 2021 (11): 1721-1729.
- [15] 何诚颖, 闻岳春, 常雅丽, 耿晓旭. 新冠病毒肺炎疫情对中国经济影响的测度分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2020 (5): 3-22.
- [16] 黄群慧. 新冠肺炎疫情对供给侧的影响与应对: 短期和长期视角 [J]. 经济纵横, 2020 (5): 46-57, 2.
- [17] 洪卫. 疫情冲击对制造业供应链的影响分析及“后疫情时代”的政策取向 [J]. 西南金融, 2020 (6): 3-12.
- [18] 杨子晖, 陈雨恬, 张平森. 重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对 [J]. 管理世界, 2020 (5): 13-35, 7.
- [19] Ding W, Levine R, Lin C, Xie W. Corporate Immunity to the COVID-19 Pandemic [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 141 (2): 802-830.
- [20] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳. 新冠肺炎疫情冲击下企业现金持有的预防价值研究 [J]. 经济管理, 2020 (4): 175-191.
- [21] 郑登津, 戴馨, 兰天琪. 防患于未然: 基于新冠疫情与自由现金储备的研究 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (7): 116-128.
- [22] 李仲泽, 陈钦源, 王跃堂. 新冠肺炎疫情冲击下融资约束与公司价值的关系 [J]. 河海大学学报 (哲学社会科学版), 2021 (1): 41-49, 106.
- [23] Liu H, Manzoor A, Wang C, Zhang L, Manzoor Z. The COVID-19 Outbreak and Affected Countries Stock Markets Response [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2020, 17 (8): 2800.
- [24] Yan C. COVID-19 Outbreak and Stock Prices: Evidence from China [R/OL]. 2020 [2021-12-02] <https://ssrn.com/abstract=3574374>
- [25] Barrot J-N, Sauvagnat J. Input Specificity and the Propagation of Idiosyncratic Shocks in Production Networks [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (3): 1543-1592.
- [26] Carvalho V M, Tahbaz-Salehi A. Production Networks: A Primer [J]. Annual Review of Economics, 2019, 11 (1): 635-663.

- [27] Hendricks K B, Jacobs B W, Singhal V R. Stock Market Reaction to Supply Chain Disruptions from the 2011 Great East Japan Earthquake [J]. *Manufacturing and Service Operations Management*, 2020, 22 (4): 683-699.
- [28] Filbeck G, Zhao X. Supply Chain Disruptions: Firm, Competitor, Supplier, and Customer Impact [J]. *International Journal of Information Systems and Supply Chain Management (IJISSCM)*, 2020, 13 (3): 78-108.
- [29] Baghersad M, Zobel C W. Assessing the Extended Impacts of Supply Chain Disruptions on Firms: An Empirical Study [J]. *International Journal of Production Economics*, 2021, 231: 107862.
- [30] Carvalho V M, Nirei M, Saito Y U, Tahbaz-Salehi A. Supply Chain Disruptions: Evidence from the Great East Japan Earthquake [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136 (2): 1255-1321.
- [31] 汪金洲, 陈洪转. 基于复杂网络的复杂产品供应链风险传播模型 [J]. *统计与决策*, 2021 (4): 176-180.
- [32] 陈赟, 沈艳, 王靖一. 重大突发公共卫生事件下的金融市场反应 [J]. *金融研究*, 2020 (6): 20-39.
- [33] McTier B C, Tse Y, Wald J K. Do Stock Markets Catch the Flu? [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2013, 48 (3): 979-1000.
- [34] Ichev R, Marin M. Stock Prices and Geographic Proximity of Information: Evidence from the Ebola Outbreak [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2018, 56: 153-166.
- [35] Donadelli M, Kizys R, Riedel M. Dangerous Infectious Diseases: Bad News for Main Street, Good News for Wall Street? [J]. *Journal of Financial Markets*, 2017, 35: 84-103.
- [36] 杨晓兰, 沈翰彬, 祝宇. 本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据 [J]. *金融研究*, 2016 (12): 143-158.
- [37] 段江娇, 刘红忠, 曾剑平. 中国股票网络论坛的信息含量分析 [J]. *金融研究*, 2017 (10): 178-192.
- [38] 陈林, 曲晓辉. 传染性公共卫生事件的市场反应研究——基于新冠肺炎疫情对中国股市的影响 [J]. *金融论坛*, 2020 (7): 25-33, 65.
- [39] Acemoglu D, Ozdaglar A, Tahbaz-Salehi A. Networks, Shocks, and Systemic Risk: 20931 [R/OL]. National Bureau of Economic Research, 2015 [2021-12-01].
- [40] 张欣, 郁佳亮, Vodenska I. 新冠肺炎疫情影响下区域产业网络风险传导效应研究 [J]. *电子科技大学学报*, 2020 (3): 415-424.
- [41] Chen T-K, Liao H-H, Kuo H-J. Internal Liquidity Risk, Financial Bullwhip Effects, and Corporate Bond Yield Spreads: Supply Chain Perspectives [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013, 37 (7): 2434-2456.
- [42] Ak B K, Patatoukas P N. Customer-Base Concentration and Inventory Efficiencies: Evidence from the Manufacturing Sector [J]. *Production and Operations Management*, 2016, 25 (2): 258-272.
- [43] Barratt M, Oke A. Antecedents of Supply Chain Visibility in Retail Supply Chains: A Resource-Based Theory Perspective [J]. *Journal of Operations Management*, 2007, 25 (6): 1217-1233.
- [44] Bartlett P A, Julien D M, Baines T S. Improving Supply Chain Performance through Improved Visibility [J]. *The International Journal of Logistics Management*, 2007, 18 (2): 294-313.
- [45] Lee S M, Jiraporn P, Song H. Customer Concentration and Stock Price Crash Risk [J]. *Journal of Business Research*, 2020, 110: 327-346.
- [46] Campello M, Gao J. Customer Concentration and Loan Contract Terms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 123 (1): 108-136.
- [47] Sun L, Li T. The Impact of Supplier Concentration on Credit Spreads in Corporate Bond Two Tier Market [C/OL]//Proceedings of the Third International Conference on Economic and Business Management (FEBM 2018). Hohhot, China: Atlantis Press, 2018 [2021-12-18]. <https://www.atlantis-press.com/article/55907629>.
- [48] 包晓岚, 宋明亮, 李思呈. 客户关系对企业风险承担的影响 [J]. *科学决策*, 2020 (8): 44-66.
- [49] 杜勇, 陈建英, 权小锋, 等. 第一大股东特征、影响力异质与公司亏损逆转性 [J]. *审计与经济研究*, 2015 (6): 69-79.
- [50] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究 [J]. *会计研究*, 2014 (5): 73-80, 95.
- [51] 王贞洁, 王竹泉. 经济危机、信用风险传染与营运资金融资结构——基于外向型电子信息产业上市公司的实证研究 [J]. *中国工业经济*, 2013 (11): 122-134.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

延迟退休、隔代照料与生育率

Delayed Retirement, Intergenerational Care and Fertility

张世伟 王杰

ZHANG Shi-wei WANG Jie

[摘要] 经济学界关于延迟退休对生育率的影响一直存在争议。本文构建了一个包含延迟退休、隔代照料和家庭养老的世代交叠模型，以考察延迟退休对隔代照料及生育率的影响。理论分析表明，延迟退休一方面导致个体老年期收入增加，成年期预算约束放松，促使生育率上升；另一方面导致家庭赡养比率降低，并挤出老年人提供的隔代照料时间，从而降低生育率。数值模拟结果表明，延迟退休对生育率的负向效应占据主导地位。基于2018年中国家庭追踪调查数据的实证分析表明，母亲延迟退休导致子女的生育意愿显著降低，而父亲延迟退休对子女的生育意愿影响不显著。机制分析显示，一方面，母亲延迟退休导致其隔代照料概率降低、隔代照料时间减少；另一方面，母亲延迟退休导致其对子女的经济支持增加。由于经济支持的增加未能补偿隔代照料的减少，导致子女生育意愿降低。母亲延迟退休对女性、就业、未生育和低收入的女儿生育意愿产生显著的负向影响。因此，在实施延迟退休政策的过程中，政府应大力发展普惠、高质量的托幼服务事业，努力降低家庭在医疗、教育和住房等方面的支出，这将有助于生育率的提升。

[关键词] 延迟退休 隔代照料 生育率 世代交叠模型

[中图分类号] F241.34 F244.2 C923 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 05-0087-16

Abstract: The effect of delayed retirement on fertility has long been debated in economics. We examine the effects of delayed retirement on intergenerational care and fertility by introducing delayed retirement, intergenerational care and family support in an overlapping generation model. Theoretical analysis shows that: on the one hand, delayed retirement leads to an increase in income in old age and relaxation of budget constraints in adulthood, which leads to an increase in fertility rate; on the other hand, delayed retirement reduces the need for family care by older individuals and squeezes out the intergenerational care they provide, thereby reducing fertility. Numerical simulation results show that delayed retirement has a dominant negative effect on fertility. Based on the data of 2018 Chinese Family Panel Studies, the empirical analysis shows that the delayed retirement of mothers leads to a significant decrease in the fertility intention of their children, while the delayed retirement of fathers has no significant effect on the fertility intention of their children. The mechanism analysis shows that, on the one hand, the delayed retirement of mothers leads to the decrease of the probability of intergenerational care and the decrease of intergenerational care time; on the other hand, delayed retirement of mothers leads to an increase in their economic support for their children. The increase in financial support did not compensate for the decrease in intergenerational care, resulting in a decrease in the fertility intention of their children. The delayed retirement of mothers has a more significant negative effect on the fertility intention of children who are women, working, childless and low-income. Therefore, in the process of implementing the delayed retirement policy, the government should vigorously develop inclusive and high-quality childcare services, and strive to reduce household expenditure on health, education and housing, so as to promote the increase of the fertility rate.

Key words: Delayed retirement Intergenerational care Fertility rate Overlapping generation model

[收稿日期] 2022-10-14

[作者简介] 张世伟，男，1964年3月生，吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学与管理学院教授，博士生导师，研究方向为劳动经济学；王杰，男，1996年10月生，吉林大学商学与管理学院博士研究生，研究方向为劳动经济学。本文通讯作者为王杰，联系方式为 wjie20@mails.jlu.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新发展格局下中国经济韧性的形成机理、动态评价与政策协同研究”（项目编号：21&ZD073）。感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，文责自负。

一、引言

长期的人口低增长和预期寿命延长,使得中国社会老龄化程度不断加深。据《第七次全国人口普查公报(第五号)》显示,中国60岁和65岁以上人口占总人口比重分别约为18.7%和13.5%,远高于联合国提出的老龄化社会标准,“未富先老”已成为中国经济持续稳定增长的巨大挑战。一方面,人口老龄化会导致有效劳动供给不足(李建伟,2020^[1];刘骏等,2021^[2]),促使企业用工成本增加;另一方面,预期寿命大幅延长,而法定退休年龄仍处于较低水平,将会导致养老保障体系超负荷运行(张苏和李泊宁,2021^[3];林宝,2021^[4])。

借鉴发达国家的经验,延迟退休已成为积极应对人口老龄化问题的一个必要措施。中国现行的法定退休年龄仍沿袭了20世纪70年代末的标准^①,但随着中国经济的持续增长和人民生活水平的不断提高,人口预期寿命不断延长,而法定退休年龄却一直未发生根本性变动^②。法定退休年龄过低,不仅会加大养老金支付缺口,而且会导致人力资源的闲置和浪费(朱华雄和阳甜,2020^[5])。因此,延长法定退休年龄就显得势在必行。

欲研究延迟退休对生育率的影响,中国社会的两个典型特点值得关注:首先,中国传统家庭存在着隔代照料文化,即老年人帮助子女照料孙辈。据北京大学社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2018年数据显示,孩子白天由(外)祖父母照料的比例为30.65%,晚上由(外)祖父母照料的比例为25.78%,老年人帮助年轻人照料孩子可以放松年轻人照料孩子的时间约束,促使其提高生育意愿。然而,延迟退休则对这一部分家庭劳动时间存在挤出效应,进而对年轻人的生育率产生负向影响。其次,中国传统家庭文化存在“养儿防老”观念。孩子作为一种投资品,可以降低个体老年期的不确定性,而延迟退休作为一种家庭养老的替代,将降低对子女养老的需求,导致生育率随之降低。一些研究表明,在实施渐进式延迟退休政策过程中,人均预期寿命的延长也会导致生育率降低

(Zhang和Zhang,2005^[6];Soares,2005^[7];Chen,2008^[8];Cervellati和Sunde,2014^[9])。

然而,延迟退休导致个体老年期的闲暇期缩短,而工作期延长。根据经济学理论,理性行为人会降低预防性储蓄,年轻时的可支配收入增加,可能会提高生育意愿。此外,工作期的延长导致预期的终生收入增加。如果个体收入均用于消费、储蓄和生育,则在孩子是正常消费品的情形下,理性行为人会增加对孩子的需求,进而导致生育率提升。

目前,国内文献大多通过构建内生生育率的世代交叠模型来研究延迟退休对生育率的影响,但研究结论却不尽相同。一些学者认为,生育率随着退休年龄的延长而降低,主要缘于退休年龄的延长,不仅降低了老年人对家庭代际养老的需求(郭凯明和颜色,2016^[10];王丽莉和乔雪,2018^[11]),而且挤出了老年人隔代照料的时间(周鹏,2017^[12];郭凯明等,2021a^[13];郭凯明等,2021b^[14])。封进和韩旭(2017)^[15]、封进等(2020)^[16]的研究发现,已经办理退休手续或超过法定退休年龄的老年人会显著增加隔代照料时间,其子女的生育水平相对较高,而延迟退休则会显著降低老年人参与隔代照料的时间。

另一些学者认为,延迟退休会对生育率产生积极影响。严成樑(2016)^[17]、于文广等(2021)^[18]认为延迟退休通过两种途径影响生育率:一方面使得老年期收入增加,个体减少成年期的储蓄和工作时间,生育孩子的时间禀赋提高;另一方面使得资本存量减少,工资水平下降,个体为实现效用最大化而延长工作时间,生育孩子的时间禀赋减少。尽管两者对生育率产生了相反方向的影响,但收入增加的正向效应占主导作用。此外,杨华磊等(2018)^[19]基于OECD国家的数据研究发现,延迟退休促使生育水平提升,主要缘于延迟退休创造的产出增加了社会可用的生育资源,通过再分配政策(如生育补贴等),促进了家庭生育水平的提高。但严成樑(2018)^[20]认为,延迟退休对生育率的影响是不确定的,在世代交叠模型的不同参数设定下,生育率与延迟退休之间呈单调递减或倒U型变动趋势。

综上所述,从长期均衡的角度来看,延迟退休对

① 根据《国务院关于安置老弱病残干部的暂行办法》和《国务院关于工人退休、退职的暂行办法》(国发【1978】104号)的规定,中国职工现行退休年龄是,男性60周岁,女干部55周岁,女工人50周岁。

② 为充分发挥骨干专业技术人员和女性干部的作用,中国相关部门相继颁布《国务院关于延长部分骨干教师、医生、科技人员退休年龄的通知》《中央组织部人力资源社会保障部关于机关事业单位县处级女干部和具有高级职称的女性专业技术人员退休年龄问题的通知》等文件,延迟相应人群的退休时间。

生育率既有积极影响也有消极影响，最终影响的方向取决于上述两种效应的相对大小。因此，本文拟在 Wigger (1999)^[21]、Miyazaki (2014)^[22] 和 Cipriani (2013, 2016)^{[23][24]} 模型的基础上，构建一个内生生育率和现收现付制 (Pay-as-you-go, PAYG) 社会养老保险制度的世代交叠模型，在模型中引入隔代照料、家庭养老和延迟退休，并应用数值模拟方法，分析在人口老龄化的背景下，延迟退休对隔代照料及生育率的影响。基于 2018 年 CFPS 数据，本文对理论假说进行实证检验。本文可能的贡献主要体现在两个方面：首先，将延迟退休、家庭养老和隔代照料引入世代交叠模型，通过理论分析，得出除增加终生收入、缩短隔代照料时间之外的延迟退休影响生育率的另一条途径——降低家庭赡养比率和老年个体的家庭养老需求，进而降低对孩子作为“投资品”的需求，导致生育率降低；其次，现有研究主要从理论上探究延迟退休对生育率的影响，本文基于 CFPS 数据的研究为理论假说提供了一个经验证据。

本文剩余部分的内容安排如下：第二部分构建理论模型；第三部分运用数值模拟的方法分析延迟退休对生育率的影响；第四部分基于 CFPS 数据实证分析父代延迟退休对子女生育意愿的影响；第五部分给出本文的结论和政策启示。

二、理论模型

在 Wigger (1999)^[21]、Miyazaki (2014)^[22] 和 Cipriani (2013, 2016)^{[23][24]} 模型的基础上，本文构建了一个包含内生生育率、隔代照料和延迟退休的世代交叠模型。假设经济是封闭的，由个体、企业和一个负责现收现付制社会养老保险的政府组成。

(一) 个体

假设时间是离散的， $t = 0, 1, 2, 3, \dots$ ，个体一生分为三个时期：幼年期、成年期和老年期。在幼年期个体不采取任何行动，仅接受成年个体和老年个体的抚养。每个成年个体均有 1 单位的时间禀赋，在劳动供给和照料孩子之间分配，获得的劳动收入用于

满足成年期的消费、储蓄以及向老年个体提供赡养费。老年个体的时间禀赋为 T ，用于劳动供给、隔代照料和享受闲暇，并消费当期劳动收入、成年期的储蓄及利息、子女提供的赡养费及养老保险金。

假设在 t 时期，有 N_t 个成年个体参加工作，生育率为 $n_t = N_{t+1}/N_t$ ，生育和照料一个孩子的时间和货币成本固定为 v (Zhang 和 Zhang, 2005^[6]；严成樑, 2018^[20]；于也雯和龚六堂, 2021^[25])。老年个体为每个子女提供的隔代照料时间均为 Z_t ，并且老年个体和成年个体对孩子的抚养可以完全替代，则成年个体提供劳动供给的时间为 $1 - vn_t + Z_t$ 。给定单位有效劳动的工资率 w_t ，则成年个体获得工资收入为：

$$I_t^y = w_t(1 - vn_t + Z_t) \quad (1)$$

成年个体的工资收入在缴纳养老保险费 (对企业征收的养老保险费用均转嫁给个体^①) 后，用于成年期消费、储蓄以及赡养老人。因此，成年个体的预算约束为：

$$c_t^y = I_t^y(1 - \tau) - s_t - Tr_t - G_t \quad (2)$$

其中， c_t^y 表示成年个体的消费， τ 表示养老保险缴费率， s_t 表示储蓄。赡养老人包含两个动机：一是出于“养儿防老”观念 (刘永平和陆铭, 2008^[28]；汪伟, 2016^[29]) 的义务赡养，也即孩子作为“投资品”的回报。假设老年个体需要成年个体提供的家庭义务赡养费用为成年个体工资收入的 M 倍，并由老年个体的子女平均分担 (于也雯和龚六堂, 2021^[25])，定义 $G_t = MI_t^y/n_{t-1}$ 为每个成年个体为老年个体提供的义务赡养费用。二是基于老年个体提供隔代照料的时间而提供的转移支付。令 ϕ_t 代表老年个体隔代照料一个子女的孩子付出单位时间可以获得的赡养费用，即隔代照料的家庭回报率^② (于也雯和龚六堂, 2021^[25])，定义 $Tr_t = \phi_t Z_t$ 为成年个体提供的总隔代照料赡养费用，相当于老年个体隔代照料的工资收入。成年个体的效用由消费和生育孩子数量形成。

① 根据 Summers (1989)^[26] 和 Gruber (1997)^[27] 的研究，当劳动供给弹性越小、需求弹性越大时，企业转嫁工资税或社保缴费成本给员工的能力越强。假设个体劳动供给缺乏弹性，因此对企业征收的税费均转嫁给劳动者。

② 为求解个体效用最大化问题，构建拉格朗日函数为：

$$L = \ln c_t^y + \gamma \ln n_t + \beta \ln c_{t+1}^o + \rho \ln (T - x - n_t Z_{t+1}) + \lambda_t \left\{ w_t (1 - vn_t + Z_t) \left(1 - \tau - \frac{M}{n_{t-1}} \right) - \phi_t Z_t - c_t^y + \frac{w_{t+1} x (1 - \tau) + n_t \phi_{t+1} Z_{t+1} + M w_{t+1} (1 - vn_{t+1}^e + Z_{t+1}) + (T - x) P_{t+1}}{R_{t+1}} - \frac{c_{t+1}^o}{R_{t+1}} \right\}$$

根据于也雯和龚六堂 (2021)^[25] 的观点，隔代照料的劳动回报率 ϕ_t 应使得老年个体愿意提供的隔代照料时间满足成年个体对隔代照料的需求，因此， ϕ_t 应满足 $\frac{\partial L}{\partial Z_t} = \lambda_t \left[w_t \left(1 - \tau - \frac{M}{n_{t+1}} \right) - \phi_t \right] = 0$ ，即 $\phi_t = w_t \left(1 - \tau - \frac{M}{n_{t+1}} \right)$ 。

在延迟退休框架下，老年个体的时间在提供劳动供给 x 、隔代照料孙子女 Z_{t+1} 以及享受闲暇 l_{t+1}^o 之间分配。在老年期，个体获得工资收入为 $I_{t+1}^o = w_{t+1}x$ ，并据此缴纳养老保险费，获得成年期储蓄的总收益 $R_{t+1}s_t$ ，获得来自子女的赡养费用总计 $n_t Tr_{t+1} + MI_{t+1}^Y$ ，获得养老金收入为 $(T-x)P_{t+1}$ 。老年个体不再进行储蓄且没有遗产，各项收入均用于消费。老年个体的效用由消费和闲暇形成，其收入和时间禀赋约束为：

$$c_{t+1}^o = I_{t+1}^o(1-\tau) + R_{t+1}s_t + n_t Tr_{t+1} + MI_{t+1}^Y + (T-x)P_{t+1} \quad (3)$$

$$x + n_t Z_{t+1} + l_{t+1}^o = T \quad (4)$$

个体终生效用由成年期消费 c_t^Y 、生育孩子数量 n_t 、老年期消费 c_{t+1}^o 、老年期闲暇 l_{t+1}^o 决定，假设效用函数的形式为对数可加形式：

$$U(c_t^Y, n_t, c_{t+1}^o, l_{t+1}^o) = \ln c_t^Y + \gamma \ln n_t + \beta \ln c_{t+1}^o + \rho \ln l_{t+1}^o \quad (5)$$

其中， β 为主观贴现因子，即老年期消费形成的效用相当于成年期消费效用的贴现值； γ 和 ρ 分别表示相较于成年期消费，个体对生育孩子和老年闲暇的重视程度。个体在式 (1)~式 (4) 的约束下最大化终生效用函数 (5)，最优的成年期消费、储蓄、生育孩子数量及隔代照料决策满足如下关系：

$$c_t^Y = \frac{1}{1+\gamma+\beta+\rho} \left[w_t \left(1-\tau - \frac{M}{n_{t-1}} \right) + \frac{w_{t+1}T(1-\tau) + Mw_{t+1}(1-vn_{t+1}^e + Z_{t+1}) + (T-x)P_{t+1}}{R_{t+1}} \right] \quad (6)$$

$$s_t = w_t(1-vn_t) \left(1-\tau - \frac{M}{n_{t-1}} \right) - c_t^Y \quad (7)$$

$$\gamma \frac{1}{n_t} c_t^Y = v w_t \left(1-\tau - \frac{M}{n_{t-1}} \right) + \frac{w_{t+1}Z_{t+1}M}{R_{t+1}n_t} \quad (8)$$

$$\rho \frac{1}{T-x-n_t Z_{t+1}} c_t^Y = \frac{w_{t+1}(1-\tau)}{R_{t+1}} \quad (9)$$

(二) 企业

在一个封闭的经济体中，所有的企业均生产同质产品。企业以利润最大化为目标，在完全竞争的市场环境中利用资本和劳动进行生产。假设产出采用 Cobb-Douglas 形式的生产函数， K_t 和 L_t 分别表示 t 期使用的资本和劳动，并将全要素生产率标准化为 1，则生产函数的形式为 $F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha}$ ， $\alpha \in (0, 1)$ 表示资本产出弹性，企业面临的利润函数为：

$$F(K_t, L_t) - R_t K_t - w_t L_t \quad (10)$$

其中， w_t 表示单位有效劳动的工资率。假设资本在一期内完全折旧， $R_t = 1+r_t$ 表示资本总收益率。在有延迟退休的情形下，有效劳动供给总量为 $L_t = N_t(1-vn_t + Z_t) + N_{t-1}x$ ，单位有效劳动的产出和资本存量分别为： $y_t = Y_t/L_t$ ， $k_t = K_t/L_t$ 。在完全竞争市场中，企业利润最大化的条件为：

$$R_t = \alpha k_t^{\alpha-1}, w_t = (1-\alpha)k_t^\alpha \quad (11)$$

(三) 养老金财政收支平衡

借鉴 Miyazaki (2014)^[22] 的设定，在现收现付制养老金的计发规则下，政府从当期工作的成年个体和老年个体工资中征收养老保险费，用于支付当期退休老年个体的养老金。假设政府养老保险的财政收支平衡，则有：

$$N_t(T-x)P_{t+1} = \tau w_{t+1}(1-vn_{t+1} + Z_{t+1})N_{t+1} + \tau w_{t+1}xN_t \quad (12)$$

处于 t 时期的成年期个体在 $t+1$ 期可以取得的养老金数额为：

$$P_{t+1} = \tau w_{t+1} \frac{n_t(1-vn_{t+1} + Z_{t+1}) + x}{T-x} \quad (13)$$

(四) 经济均衡

在经济中初始资本 K_0 、初始老年个体数量 N_0 、初始成年个体数量 N_1 给定的前提下，经济达到均衡时，个体选择变量 $(c_t^Y, s_t, n_t, c_{t+1}^o, Z_{t+1})$ 、企业生产要素总量 (K_t, L_t) 、生产要素价格变量 (R_t, w_t) 及政策变量 (τ, P_{t+1}, x) 满足以下条件：

(1) 在生产要素价格变量 (R_t, w_t) 和政策变量 (τ, P_{t+1}, x) 给定前提下，个体选择 $(c_t^Y, s_t, n_t, c_{t+1}^o, Z_{t+1})$ 最大化终生效用。

(2) 在生产要素价格变量 (R_t, w_t) 给定前提下，企业选择生产要素 (K_t, L_t) 最大化利润。

(3) 劳动力市场出清，成年个体和老年个体的劳动供给等于企业的劳动需求：

$$L_t = N_t(1-vn_t + Z_t) + N_{t-1}x \quad (14)$$

(4) 资本市场出清。由于资本在当期末完全折旧，因此，企业 $t+1$ 期初的资本存量完全来自 t 期成年个体的储蓄，资本市场的出清条件为：

$$K_{t+1} = s_t N_t \quad (15)$$

单位有效劳动的资本存量为:

$$k_{t+1} = \frac{s_t}{n_t(1-vn_{t+1}+Z_{t+1})+x} \quad (16)$$

(5) 养老保险收支平衡, 方程 (7) 和 (8) 成立。初始的老年个体消费为:

$$c_1^0 = r_1 \frac{K_1}{N_0} + P_1 \quad (17)$$

(五) 稳态方程

将个体成年期最优消费表达式 (6)、养老金表达式 (13) 代入方程 (9), 可得:

$$\frac{w_t \left(1 - \tau - \frac{M}{n_{t-1}}\right) R_{t+1} + w_{t+1} \left\{ T(1-\tau) + M(1-vn_{t+1}^e + Z_{t+1}) + \tau [n_t(1-vn_{t+1} + Z_{t+1}) + x] \right\}}{1 + \gamma + \beta + \rho} = \frac{w_{t+1}(1-\tau)}{\rho} (T - x - n_t Z_{t+1}) \quad (18)$$

联立个体效用最大化条件式 (8) 和 (9), 消去两式中的 c_t^y , 可得:

$$\frac{n_t \left[v w_t \left(1 - \tau - \frac{M}{n_{t-1}}\right) + \frac{w_{t+1} Z_{t+1} M}{R_{t+1} n_t} \right]}{\gamma} = \frac{T - x - n_t Z_{t+1} w_{t+1} (1 - \tau)}{\rho R_{t+1}} \quad (19)$$

由企业的利润最大化条件 (11), 得:

$$\frac{\alpha w_{t+1}}{(1-\alpha) R_{t+1}} = k_{t+1} \quad (20)$$

将方程 (16) 代入方程 (20), 并结合方程 (6)、(7) 和 (13) 可得:

$$R_{t+1} = \frac{\alpha w_{t+1} [n_t(1-vn_{t+1}^e + Z_{t+1}) + x]}{(1-\alpha)} \times \left\{ w_t(1-vn_t) \left(1 - \tau - \frac{M}{n_{t-1}}\right) - \frac{1}{1 + \gamma + \beta + \rho} \left[w_t \left(1 - \tau - \frac{M}{n_{t-1}}\right) + w_{t+1} \frac{T(1-\tau) + M(1-vn_{t+1}^e + Z_{t+1})}{R_{t+1}} + \frac{\tau [n_t(1-vn_{t+1} + Z_{t+1}) + x]}{R_{t+1}} \right] \right\}^{-1} \quad (21)$$

由于生产函数为新古典形式, 且不存在外生的技术进步, 当经济收敛到稳态时, 满足 $k_{t+1} = k_t = k$, $n_{t+1} = n_{t+1}^e = n_t = n_{t-1} = n$, $Z_{t+1} = Z_t = Z$ 。三个动态方程 (18)、(19) 和 (21) 经过简化和变形, 可得:

$$Z = \frac{\gamma(T-x)(1-\tau) - \rho R v [n(1-\tau) - M]}{\rho M + \gamma n(1-\tau)} \quad (22)$$

$$Z = \frac{(1+\gamma+\beta)(1-\tau)(T-x) - \rho R \left(1 - \tau - \frac{M}{n}\right) - \rho x - \rho(M+\tau n)(1-vn)}{(1+\gamma+\beta+\rho)(1-\tau)n + \rho(M+\tau n)} \quad (23)$$

$$Z = \frac{1 + \gamma + \beta + \rho}{(1 + \gamma + \beta + \rho)\alpha n + (1 - \alpha)(M + \tau n)} \times \left\{ (1 - \alpha) R \left[(1 - vn) \left(1 - \tau - \frac{M}{n}\right) - \frac{1}{1 + \gamma + \beta + \rho} \left(1 - \tau - \frac{M}{n} + \frac{T(1-\tau) + M(1-vn) + \tau [n(1-vn) + x]}{R}\right) \right] - \alpha [n(1-vn) + x] \right\} \quad (24)$$

上述三个方程是关于稳态生育率 n 、利率 R 和隔代照料时间 Z 的非线性方程, 据此可以求解得到 n 和 R 。由方程 (22) 可以考察延迟退休对隔代照料时间的影响:

$$\frac{\partial Z}{\partial x} = \frac{-\gamma(1-\tau)}{\rho M + \gamma n(1-\tau)} < 0 \quad (25)$$

由此可以看出, 延迟退休将会挤出隔代照料的时间。进一步地, 可得:

$$\frac{\partial^2 Z}{\partial x \partial \rho} = \frac{\gamma(1-\tau)M}{[\rho M + \gamma n(1-\tau)]^2} > 0 \quad (26)$$

即当个体对老年期休闲偏好增加时, 延迟退休对老年个体隔代照料时间的挤出效应更加凸显。

此外, 据方程 (22) 还可以考察预期寿命延长对隔代照料时间及生育率的影响:

$$\frac{\partial Z}{\partial T} = \frac{\gamma(1-\tau)}{\rho M + \gamma n(1-\tau)} > 0 \quad (27)$$

$$\frac{\partial n}{\partial T} = \frac{\gamma}{Z\gamma + \rho R v} > 0 \quad (28)$$

由方程 (27) 和 (28) 可知, 预期寿命的延长, 对稳态生育率和老年个体的隔代照料时间均具有正向的影响。

三、数值模拟和结果分析

由于模型稳态方程的表达形式过于复杂, 无法求出解析解, 进而无法应用简单的比较静态分析方法进行分析, 因此本文采取数值模拟的方法探究延

迟退休对隔代照料以及生育率的影响。结合现实经济中孩子由个体及其父辈共同照料的现象，本文假设老年个体的隔代照料时间 Z 为正；在减去老年个体隔代照料时间后，成年个体抚养孩子的时间为正，即 $vn-Z>0$ 。

假设个体从 21 岁开始参加工作，成年期和老年期长度均为 35 年，并且个体都可以存活到老年期，老年个体的存活时间随着预期寿命的延长而增加。根据中国国家卫生健康委员会的调查，2019 年中国人

口的平均预期寿命为 77.3 岁，即 T 的取值约为 0.64 (22.3/35)。在没有延迟退休的情形下，正常的退休年龄为 55 岁，个体刚好在进入老年期时退休。假设法定退休年龄最多延迟至 65 岁，即 x 由 0 逐渐增加到 0.3(10/35)。借鉴 Fanti 和 Gori (2013)^[30]、严成樾 (2018)^[20]、景鹏和郑伟 (2020)^[31] 以及于也雯和龚六堂 (2021)^[25] 等的研究，本文将参数的基准取值设定如表 1 所示。

表 1 模型参数含义及基准取值

参数	含义	基准取值	参数	含义	基准取值
α	资本产出弹性	0.35	v	生育和照料一个孩子的时间成本	0.20
β	贴现因子	0.70	x	延迟退休长度	0~0.30
ρ	闲暇偏好因子	0.40	M	子女提供的义务赡养份额	0.15
T	老年期寿命长度	0.64	γ	对孩子的重视程度	根据参数基准取值反推
τ	养老保险缴费率	0.16			

据第七次人口普查结果显示，2020 年中国的人口总和生育率约为 1.3。在基准生育率为 1.3 和基准延迟退休年龄为 0 的基础上，结合经济的稳态方程和表 1 参数值，反推出 γ 约为 0.627 8。本文在参数基准取值的前提下，考察延迟退休对各经济变量的影响。定义家庭赡养比率为成年个体提供的义务赡养费用与隔代照料费用之和与成年期可支配收入的比值，

$$\text{即 } \frac{\frac{M}{n}(1-vn+Z) + (1-\tau-\frac{M}{n})Z}{(1-vn+Z)(1-\tau)} \quad \textcircled{1}$$

图 1 给出了在参数基准取值下，延迟退休的经济效应，其中横轴表示延长法定退休年龄的长度。可以发现，随着法定退休年龄长度的增加，稳态生育率、老年个体隔代照料的总时间和家庭赡养比率均降低，成年个体照料孩子的时间延长，储蓄率上升，而社会的劳动供给总量呈现出先上升后下降的倒 U 型变动趋势。这主要缘于随着退休年龄的延

长，老年个体工作时间延长导致的劳动供给增加逐渐被生育率降低导致的劳动供给减少所抵消。在模型参数的基准取值设定下，存在使总劳动供给最大化的延迟退休年龄，约为 7 年 ($x=0.21$)，此时的退休年龄约为 62 岁。

从理论模型可以梳理延迟退休年龄对生育率影响的传导机制。一方面，随着退休年龄的延长，老年个体隔代照料的时间减少，将导致成年个体的时间禀赋变得更为紧俏，进而导致成年个体生育率的降低。已有文献为此提供了充足的证据，Mastrobuoni (2009)^[32]、French 和 Jones (2011)^[33] 以及 İmrohoroğlu 和 Kitao (2012)^[34] 发现，随着退休年龄的延长，老年个体的劳动参与率明显提高，并且平均退休年龄也有所增加；延迟退休对老年个体的健康水平 (Shai, 2018^[35]) 和认知能力 (刘亚飞和罗连发, 2020^[36]) 均有负向影响，二者均降低了老年个体隔代照料的参与概率和隔代照料的时间，进而对成年个体的生育水平产生负向影响。

① 成年个体提供的义务赡养费用为 $\frac{M}{n}(1-vn+Z)w$ ，隔代照料费用为 $(1-\tau-\frac{M}{n})wZ$ ，成年期可支配收入为 $(1-\tau)w(1-vn+Z)$ ，因此家庭赡养比

$$\text{率为 } \frac{\frac{M}{n}(1-vn+Z) + (1-\tau-\frac{M}{n})Z}{(1-vn+Z)(1-\tau)}。$$

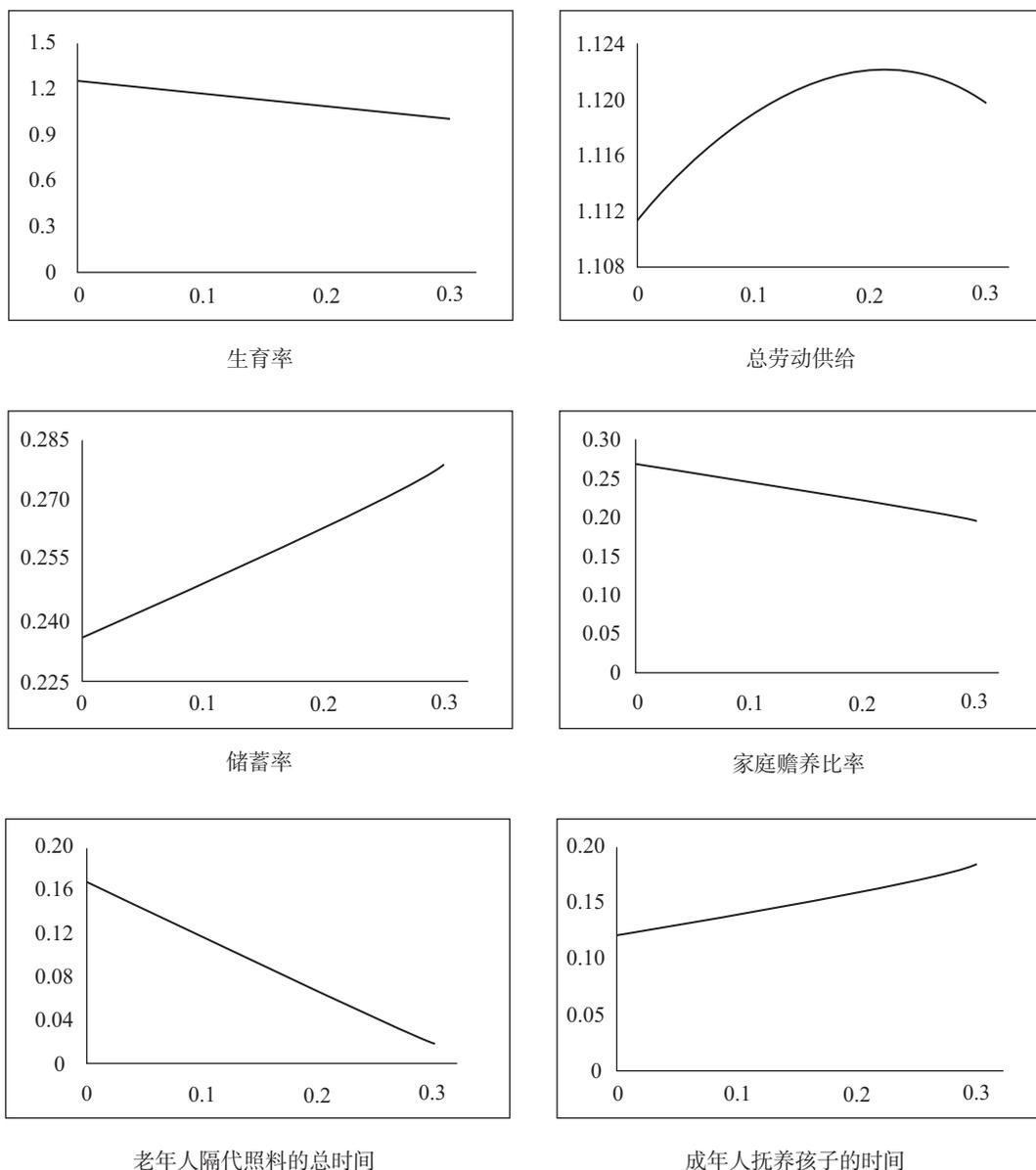


图1 延迟退休对经济的影响

另一方面，延迟退休可以增加个体老年期的收入，使得个体在老年期的不确定性降低，从而降低了家庭养老的需求，因此降低了对孩子作为投资品的需求，导致生育率也随之降低。这一点由家庭赡养比率随退休年龄的延长而降低可以看出。因此，即使延迟退休导致个体在成年期照料孩子的时间增加，其对生育率的微弱正向效应也将被抵消，最终表现为延迟退休降低了生育率。

延迟退休对隔代照料时间和生育率的影响可能会与模型参数的选取有关。为此，本文假设参数在合理的取值范围内变动，以考察参数取值变化对数值模拟结果的稳健性。假设贴现因子、老年期闲暇偏好、照料一个孩子的时间成本和成年个体提供的义务赡养份

额在基准值附近变动，分别取 β 为0.6和0.8， ρ 为0.3和0.5， v 为0.15和0.25， M 为0.1和0.2。与前文一致，在基准生育率1.3和没有延迟退休的情形下校准 γ ，据此考察延迟退休对隔代照料时间和生育率影响的稳健性。

表2给出了延迟退休对隔代照料和生育率影响的稳健性检验结果。可以发现，相关参数在合理取值范围内变动时，生育率和隔代照料时间依然会随着退休年龄的延长而降低，这与参数基准取值的模拟结果是一致的，说明本文的数值模拟结果具有稳健性。此外，随着个体对老年期消费和闲暇偏好的增加，老年个体提供的隔代照料时间将减少，生育率也随之降低；随着生育和照料一个孩子的时间成

本的提高，老年个体的隔代照料时间将有所增加；随着成年个体对老年个体义务赡养费用的降低，老年个体提供的隔代照料时间减少，但生育率将有所

提升，这是由于成年个体义务赡养费用的降低放松了成年期的预算约束，导致对作为消费品属性的孩子数量的增加。

表 2 延迟退休对隔代照料和生育率影响的稳健性检验

参数取值	x	0.00	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30
$\beta=0.60$	n	1.300	1.261	1.221	1.179	1.137	1.092	—
	Z	0.125	0.101	0.077	0.053	0.029	0.006	—
$\beta=0.80$	n	1.257	1.215	1.172	1.128	1.083	1.035	0.986
	Z	0.201	0.175	0.148	0.122	0.096	0.071	0.046
$\rho=0.30$	n	1.285	1.248	1.210	1.170	1.129	1.087	1.043
	Z	0.230	0.200	0.170	0.141	0.112	0.083	0.055
$\rho=0.50$	n	1.245	1.202	1.158	1.113	1.067	1.018	—
	Z	0.120	0.098	0.076	0.055	0.034	0.013	—
$\nu=0.15$	n	1.219	1.181	1.141	1.101	1.060	1.018	0.976
	Z	0.154	0.128	0.103	0.077	0.052	0.027	0.002
$\nu=0.25$	n	1.303	1.263	1.221	1.178	1.133	1.085	1.035
	Z	0.182	0.156	0.131	0.106	0.081	0.057	0.033
$M=0.10$	n	1.301	1.260	1.218	1.175	1.130	1.083	1.034
	Z	0.161	0.135	0.110	0.085	0.060	0.035	0.011
$M=0.20$	n	1.224	1.185	1.145	1.103	1.061	1.017	0.971
	Z	0.174	0.148	0.123	0.098	0.073	0.048	0.024

注：当 $\beta=0.6$ 或 $\rho=0.5$ 且退休年龄长度为0.3时，没有给出生育率和隔代照料时间的数据，主要缘于此时隔代照料时间为负值，不符合经济现实。

随着经济发展和医疗卫生条件的改善，人均预期寿命将日益延长。基于这一思想，本文进一步将老年期长度逐渐增加至0.85（约为85岁），以探究在预期寿命延长情景下，延迟退休对生育率的影响（模拟结果参见表3）。在相同延迟退休长度下，生育率

随着预期寿命的延长而增加，这主要缘于预期寿命延长使得老年个体有更多的时间禀赋，用于隔代照料的时间亦随之增加，进而放松成年个体照料孩子的时间约束，导致生育率的提高。

表 3 预期寿命延长对生育率的影响

预期寿命	延迟退休年龄长度						
	0.00	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30
0.64	1.252	1.212	1.171	1.129	1.085	1.040	0.994
0.70	1.266	1.228	1.190	1.150	1.109	1.067	1.023
0.75	1.277	1.241	1.204	1.166	1.127	1.086	1.045
0.80	1.287	1.253	1.217	1.180	1.143	1.105	1.065
0.85	1.297	1.263	1.229	1.194	1.158	1.121	1.084

综合前文的理论分析与数值模拟结果,本文得出如下的理论假说:延迟退休不仅导致家庭赡养比率的降低,而且挤出了老年个体的隔代照料时间,二者对生育率的负向影响大于成年个体照料孩子时间增加对生育率的正向影响,最终表现为延迟退休将导致生育率的降低。

四、基于 CFPS 数据的实证检验

(一) 数据、变量和模型

前文理论分析的结果表明,延迟退休会导致长期均衡生育水平的降低。由于短期内无法观测到延迟退休对自身生育水平的影响,因此本文拟基于 2018 年 CFPS 数据,实证检验父代延迟退休对子女生育意愿的影响。

依据已有研究(李勇辉等,2021^[37])的经验和中国的法定结婚年龄(男性 22 周岁,女性 20 周岁),本文将研究样本的年龄限定为男性 22~50 周岁,女性 20~50 周岁。首先,通过家庭数据库识别出个体的父亲和母亲,获取父母的个体特征变量。其次,通过家庭编码匹配家庭经济信息数据库,获取家庭收入和房产信息。再次,通过父母的编码在成年个体数据库中匹配父代个体,识别父代个体是否延迟退休、隔代照料情况以及与子女之间的经济联系。最后,删去年龄超过 70 岁的父代个体。为了避免异常值的影响,删去了期望生育孩子个数大于 4 的 57 个个体,并对收入类连续变量进行前后 1% 的缩尾处理。最终数据得到的子女个体数量为 2 600 个,其中父代个体选择延迟退休和不延迟退休的分别有 338 个和 2 262 个。

本文的被解释变量为成年子女的生育意愿,根据问题“您认为自己有几个孩子比较理想?”的回答设置生育意愿变量。此外,本文通过家庭数据库识别出个体实际已生育的孩子个数,作为被解释变量的替代变量。依据问卷中询问的问题“是否帮助子女照料孩子或料理家务”“料理家务的频率”以及父代与子女之间的经济联系设置隔代照料和经济交换的相关变量。

本文的核心解释变量为父代个体是否延迟退休,CFPS 问卷中询问了个体是否退休及就业形式,如果

父代个体超过法定退休年龄(男性 60 周岁,女干部 55 周岁,女工人 50 周岁)且仍在正规就业(有编制或与雇主签订劳动合同),则定义为延迟退休。如果父代个体已办理了退休手续或正在领取退休金(或养老金),则定义为非延迟退休。

为探究父代个体延迟退休对子女生育意愿的影响,本文将生育意愿决策方程设定为如下形式:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{delay}_{ij} + \gamma X_{ij} + \lambda D_j + \varepsilon_{ij} \quad (29)$$

其中,下标 i 和 j 分别表示个体和省份; y 表示个体的生育意愿; delay 表示父亲或母亲是否延迟退休; X 表示影响个体生育意愿决策的其他控制变量,依据已有研究的经验,本文控制了个体特征(年龄、性别、受教育年限、婚姻状况、健康状况、就业状况等)和家庭特征(自有房产数目); D 表示省份特征,包括人均 GDP、生育保险支出额和地区平均房价等; ε 表示随机误差项。

表 4 给出了父亲或母亲是否延迟退休与子女生育意愿、父母隔代照料情况以及其和子女间经济交换的统计描述^①。可以发现,与未延迟退休相比,选择延迟退休的父代个体受教育年限和年收入水平较高。这说明受教育水平较高的父代个体,从事脑力劳动和管理工作的占比更大,更倾向于选择继续工作,其年收入也随之增加,而受教育水平较低的父代个体,因其可能从事更多体力劳动而选择在达到退休标准后退出劳动力市场。与父代个体未延迟退休的情形相比,无论父亲延迟退休还是母亲延迟退休均会导致子女生育意愿的降低。延迟退休不仅会导致母亲参与隔代照料概率的降低,还会导致其提供的隔代照料时间的缩短。而这一数值在父亲是否延迟退休的选择中恰恰相反,也即延迟退休的父亲,提供隔代照料的概率和时间均大于未延迟退休的情形。此外,延迟退休的父代个体给子女的经济支持净额大于未延迟退休的父代个体,因此可能存在父代对子女生育的“时间-金钱”支持的平衡机制。如果父代个体选择延迟退休,则子女对其向上的经济支持会有所降低,说明延迟退休作为一种自我养老方式,可能会缓解子女的养老压力。

① T 检验的结果表明,“父母至少一个延迟退休”一列两组均值具有显著性差异的变量为:生育意愿、已生育孩子数、父母给子女的经济支持和父母给子女的经济支持净额;“父亲延迟退休”一列两组具有显著性差异的变量为:父母受教育年限和父母年收入;“母亲延迟退休”一列两组变量均具有显著性差异。限于篇幅, T 检验的结果未给出,感兴趣的读者可以联系作者索取(同表 5)。

表4 父代延迟退休、隔代照料、经济交换与子女生育意愿的统计描述

变量	父母至少一个延迟退休		父亲延迟退休		母亲延迟退休	
	是	否	是	否	是	否
生育意愿	1.648 (0.604)	1.773 (0.599)	1.712 (0.628)	1.793 (0.574)	1.614 (0.608)	1.753 (0.596)
已生育孩子数	0.728 (0.776)	1.167 (0.918)	1.042 (0.789)	1.180 (0.904)	0.553 (0.704)	1.165 (0.892)
隔代照料概率	0.562 (0.497)	0.598 (0.491)	0.586 (0.495)	0.544 (0.498)	0.518 (0.501)	0.658 (0.475)
隔代照料时间(天/月)	21.399 (24.241)	23.272 (24.645)	13.396 (14.034)	12.416 (13.823)	11.179 (13.368)	16.240 (14.032)
父母给子女的经济支持 (元/月)	315.899 (686.809)	218.759 (551.439)	112.427 (323.293)	142.490 (383.144)	161.862 (364.410)	112.618 (312.147)
子女给父母的经济支持 (元/月)	332.134 (620.046)	364.220 (648.162)	211.364 (425.528)	227.533 (407.041)	143.218 (286.638)	181.848 (337.231)
父母给子女的经济支持净额 (元/月)	-13.727 (919.186)	-136.566 (821.372)	-68.936 (551.588)	-80.962 (571.088)	17.491 (439.631)	-74.851 (483.234)
父母受教育年限(年)	—	—	9.170 (4.534)	6.325 (4.449)	9.237 (4.581)	4.632 (4.753)
父母年收入(元)	—	—	54 332.66 (96 353.44)	29 508.25 (65 131.49)	38 345.17 (31 567.16)	26 507.59 (69 056.83)

注：括号内为标准差，下同。

个体的生育意愿不仅取决于父代个体是否延迟退休，还与其个体特征及地区经济因素等有密切的联系。表5给出了父代延迟退休与子女个体特征及地区特征的统计描述^①。可以看出，父代延迟退休的家庭中，个体的平均年龄较低，男性和农业户口的比例较低，党员身份的比例较高，平均受教育年限较高，且个人经济状况较好，年收入和家庭自有住房数目较

高。地区经济变量方面，父代延迟退休的个体所在地区的经济发展水平和房价水平较高，这表明在就业形势较好和家庭经济压力较大的地区，父代延迟退休的可能性更高。由于父代延迟退休和未延迟退休群体的个体特征和区域经济特征存在差异，需要应用回归调整方法才能准确度量延迟退休对子女生育意愿的作用效果。

表5 父代延迟退休与子女个体特征、地区特征

变量	父母至少一个延迟退休		父亲延迟退休		母亲延迟退休	
	是	否	是	否	是	否
年龄	30.612 (4.983)	34.314 (6.572)	33.975 (4.088)	33.937 (6.144)	28.860 (4.154)	34.815 (6.448)
男性	0.621 (0.486)	0.718 (0.450)	0.712 (0.455)	0.717 (0.451)	0.583 (0.494)	0.708 (0.455)
已婚	0.607 (0.489)	0.744 (0.437)	0.797 (0.404)	0.756 (0.430)	0.518 (0.501)	0.757 (0.429)
受教育年限	13.621 (3.337)	10.912 (4.035)	12.975 (3.468)	11.003 (3.962)	13.969 (3.209)	11.175 (4.098)

① T检验的结果表明，“父母至少一个退休”一列除个体健康和房产数目外，其余变量的两组均值均具有显著性差异；“父亲延迟退休”一列，除受教育年限、农业户口、党员、房产数目和地区经济特征外，两组其余个体特征变量不具有显著性差异；“母亲延迟退休”一列，除健康和房产数目外，其余变量两组均值均具有显著性差异。

续前表

变量	父母至少一个延迟退休		父亲延迟退休		母亲延迟退休	
	是	否	是	否	是	否
农业户口	0.364 (0.482)	0.660 (0.474)	0.339 (0.475)	0.668 (0.471)	0.355 (0.480)	0.600 (0.490)
健康	0.941 (0.236)	0.933 (0.251)	0.924 (0.267)	0.933 (0.250)	0.952 (0.215)	0.936 (0.245)
党员	0.192 (0.395)	0.121 (0.326)	0.220 (0.416)	0.120 (0.325)	0.180 (0.385)	0.127 (0.333)
上周就业	0.811 (0.392)	0.849 (0.358)	0.864 (0.344)	0.852 (0.355)	0.790 (0.409)	0.858 (0.349)
年收入(万元)	6.321 (11.663)	4.530 (12.580)	5.585 (12.618)	4.705 (15.801)	6.641 (10.942)	4.699 (5.749)
房产数目	1.195 (0.839)	1.136 (0.806)	1.254 (0.859)	1.121 (0.781)	1.184 (0.856)	1.175 (0.861)
地区人均GDP(万元/人)	7.043 (3.586)	5.776 (2.824)	6.912 (3.666)	5.799 (2.897)	7.224 (3.620)	6.021 (3.016)
地区生育保险支出(亿元)	43.497 (36.186)	33.482 (32.804)	41.224 (33.596)	33.423 (32.810)	45.321 (37.331)	34.883 (32.860)
地区平均房价(万元/平方米)	1.102 (0.734)	0.859 (0.544)	1.086 (0.741)	0.867 (0.567)	1.133 (0.746)	0.904 (0.589)
样本量	338	2 262	118	1 371	228	1 637

注：为避免内生性，本文地区层面变量均选取滞后一期。

(二) 回归结果分析

1. 基准回归结果。

表6给出了生育意愿决策方程(29)的回归结果。可以发现，母亲延迟退休对子女生育意愿的系数显著为负，父亲延迟退休对子女生育意愿的系数不显著，说明母亲延迟退休导致子女的生育意愿显著降低，而父亲延迟退休未对子女的生育意愿产生显著的影响。在不考虑内生性的情况下，母亲延迟退休导致子女生育意愿平均减少约0.04个。

个体和家庭控制变量方面，随着年龄的增长，个体的生育意愿先升后降，呈微弱的倒U型趋势；男性个体的生育意愿高于女性；已婚、农村户籍和党员身份的个体有更高的生育意愿；上周就业的个体生育意愿更低，说明正在工作的个体受时间的约束或害怕丢失工作而降低生育意愿；随着个体年收入水平的提高，生育意愿会提高，这说明收入效应在发挥作用，收入提升导致作为“消费品”属性的孩子数量的增加；家庭自有房产数的增加会导致生育意愿的提升。地区经济变量方面，经济发展水平高的地区平均生育意愿更低，这可能是由于经济发展水平更高的地区有相对较高的育儿成本；地区生育保险支出越高，说明

地区的生育保险设施更为完善，平均生育意愿更高；作为生活成本的重要组成部分，地区平均房价的提升会显著抑制个体的生育意愿。控制变量的回归结果基本符合理论预期，说明生育意愿决策方程设定基本合理。

表6 子女生育意愿决策方程的回归结果

解释变量	生育意愿		
	母亲延迟退休	父亲延迟退休	父母至少一个延迟退休
延迟退休	-0.043* (0.022)	-0.024 (0.058)	-0.019 (0.024)
年龄	0.066** (0.029)	0.041 (0.030)	0.026 (0.025)
年龄的平方/100	-0.085* (0.043)	-0.058 (0.042)	-0.036 (0.036)
男性	0.035 (0.027)	0.119*** (0.040)	0.071** (0.034)
已婚	0.203*** (0.033)	0.203*** (0.046)	0.232*** (0.030)
受教育年限	-0.001 (0.008)	-0.003 (0.006)	-0.001 (0.005)
农业户口	0.143*** (0.028)	0.134*** (0.045)	0.137*** (0.029)

续前表

解释变量	生育意愿		
	母亲延迟退休	父亲延迟退休	父母至少一个延迟退休
健康	-0.058 (0.073)	0.058 (0.072)	-0.002 (0.050)
党员	0.110** (0.042)	-0.001 (0.045)	0.078** (0.037)
上周就业	-0.081*** (0.029)	-0.064 (0.059)	-0.086** (0.036)
个人收入对数	0.019* (0.011)	0.012 (0.024)	0.008 (0.019)
自有房产数目	0.016 (0.012)	0.042* (0.022)	0.018 (0.012)
人均GDP对数	-0.349*** (0.120)	-0.302** (0.117)	-0.355*** (0.115)
地区房价	-0.020*** (0.007)	-0.022** (0.009)	-0.021** (0.008)
生育保险支出	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
常数项	4.510*** (1.121)	3.786*** (1.346)	4.598*** (1.131)
R ²	0.102	0.117	0.113
样本量	1 865	1 489	2 600

注：括号内为异方差稳健的标准误，所有标准误均聚类到省份。
***、**和*分别表示系数在0.01、0.05和0.1的水平上显著，下同。

2. 稳健性检验。

(1) 负二项回归。

考虑到被解释变量生育意愿为非负的整数，使用经典线性模型的设定可能会降低估计效率，因此本文采用更适用于计数数据的泊松回归或负二项回归方法进行稳健性检验。泊松回归假定因变量服从泊松分布，要求样本的期望值等于方差，而现实经济数据往往不满足这一条件，使用负二项回归可以放松这一假定。通过观察数据^①可以发现，个体生育意愿的均值(1.736)大于样本方差(0.359)，因此本文采取负二项回归模型更为合适。

表7列(1)给出了使用负二项回归模型对生育意愿决策方程的估计结果。可以看出，负二项回归模型回归系数的方向和显著性大致与表6第三列回归中的线性回归模型结果相一致，说明母亲延迟退休会对子女的生育决策产生显著的负向影响，导致子女的平均生育意愿减少0.05个。这也证明本文基准回归的

结果是稳健的。

(2) 更换被解释变量。

一般而言，个体的实际生育水平与生育意愿存在显著的正相关关系，基于此，本文以实际生育的孩子个数代替个体生育意愿作为被解释变量，探究母亲延迟退休对子女实际生育孩子个数的影响，回归结果如表7列(2)所示。可以看出，无论是OLS模型还是负二项回归模型，母亲延迟退休对子女实际生育孩子个数的系数均显著为负，说明母亲延迟退休导致子女实际生育水平显著降低。

(3) 工具变量法。

为了避免遗漏变量带来的内生性问题，本文在基准回归中尽可能地加入影响生育意愿的控制变量。此外，考虑到母亲是否延迟退休与子女生育意愿之间可能存在双向因果关系，直接进行参数估计会导致偏误。因此，本文参照尹志超和张诚(2019)^[38]以及顾和军等(2022)^[39]的研究，构造同一社区父代个体的平均延迟退休率作为工具变量。一方面，同一社区的经济环境和政策环境大致相同，且因为“同伴效应”和“攀比效应”，父代个体选择延迟退休易受到社区中其他同代人的影响，满足工具变量的相关性条件；另一方面，一个社区的父代个体平均延迟退休率不会直接对子女的生育意愿产生影响，满足工具变量的外生性条件。因此，以同一社区父代个体的平均延迟退休率作为工具变量是合理的。

应用两阶段最小二乘法进行工具变量的参数估计。由于只有一个工具变量和内生解释变量，因此模型是恰好识别的。弱工具变量检验的Wald-F统计量值为151.86，在1%的水平上显著拒绝工具变量是弱工具变量的原假设。从表7列(3)的结果可以看出，在第一阶段中，社区平均延迟退休率对母亲延迟退休的系数显著为正，说明同一社区的同代人平均延迟退休率的提升显著促进了母亲的延迟退休。对比第二阶段与前文的回归结果，可以发现，在控制内生性后，母亲延迟退休对子女生育意愿仍有显著的负向影响，且这一数值较前文回归结果更大，说明基准回归结果具有稳健性。

(4) 处理效应模型。

考虑到母亲延迟退休的选择可能是非随机的，也即子女生育意愿较高时，母亲选择延迟退休的概率也

① 由于只有母亲延迟退休会对子女生育意愿产生显著影响，因此本文在稳健性检验和异质性分析中只保留了这一部分样本。

较低，因此直接进行因果推断可能会出现母亲延迟退休会导致子女生育意愿降低的结论。这与前文提及的双向因果造成的内生性问题是相似的。一个可行的方法是采用处理效应模型，将处理变量和结果变量的两个方程联合估计，以获得更准确的估计结果。具体操作为：第一阶段以母亲延迟退休作为被解释变量，以前文的工具变量和影响母亲延迟退休选择的其他个体或地区变量为自变量进行 Probit 回归，计算拟合值和逆米尔斯比。第二阶段，以生育意愿为被解释变量，以该拟合值、逆米尔斯比以及基准回归中的控制变量

为自变量进行线性回归。

表 7 列 (4) 给出了使用处理效应模型对参数进行极大似然估计的结果。可以看出，逆米尔斯比的回归系数显著不为 0，且 Wald 统计量在 1% 的水平上显著，说明母亲延迟退休是内生的解释变量，使用处理效应模型进行参数估计是合理的。第一阶段的回归结果汇报了 Probit 模型的系数，平均延迟退休率的系数为正，说明母亲易受同社区的“同伴效应”影响而选择延迟退休。第二阶段母亲延迟退休对子女生育意愿的影响显著为负，说明基准回归结果是稳健的。

表 7 稳健性检验

解释变量	(1)	(2)		(3)		(4)	
		OLS	负二项回归	延迟退休	生育意愿	延迟退休	生育意愿
延迟退休	-0.026* (0.012)	-0.077* (0.042)	-0.141* (0.078)		-0.477*** (0.162)		-0.340*** (0.082)
边际效应	-0.055* (0.028)		-0.154* (0.085)			0.832*** (0.094)	
平均延迟退休率				1.175*** (0.095)		7.880*** (0.945)	
逆米尔斯比							0.218*** (0.051)
样本量	1 865	1 865	1 865	1 865	1 865	1 865	1 865
R ²	0.017	0.345	0.121				
Wald 值						16.03***	

注：模型 (1) (2) (3) 和模型 (4) 第二阶段均控制了个体特征、家庭特征和地区经济特征，模型 (4) 第一阶段的回归还控制了母亲的个体特征和省份。

(三) 进一步分析

1. 影响机制讨论。

理论模型的结论显示，父代延迟退休导致子女生育意愿降低的主要路径是挤出了其对孙子女的隔代照料时间。且通过数据的统计描述可以发现，父代对子女生育支持可能存在一种“时间-金钱”的平衡，即延迟退休虽然导致父代提供的隔代照料时间减少，但却增加了父代对子女的经济支持净额。为检验这一影响机制，本文将父代隔代照料决策、父代与子女之间的经济交换方程设定如下：

$$z_{ij} = \theta_0 + \theta_1 \text{delay}_{ij} + \lambda Q_{ij} + u_{ij} \quad (30)$$

其中， z 为被解释变量，分别表示父代个体的隔代照料选择、隔代照料时间、子女给父代的经济支持、父代给子女的经济支持以及父代给子女的经济支持净额，当被解释变量为父代隔代照料选择时，方程为 Probit 形式。 Q 表示一系列控制变量， u 表示随机误差项。

表 8 给出了母亲是否延迟退休与隔代照料决策以及经济交换的回归结果。可以发现，延迟退休不但会导致母亲参与隔代照料的概率显著降低 10.11%，而且会挤出母亲提供隔代照料的时间（平均每月 2.69 天），进而导致子女的时间禀赋更为紧俏，生育意愿降低。此外，作为一种自我养老的方式，延迟退休导致子女给母亲的经济支持显著减少，家庭赡养比率降低。但延迟退休对母亲给子女的经济支持的影响不显著，且母亲因延迟退休而增加的向子女提供的经济支持净额对子女生育意愿的正向影响，未能弥补挤出的隔代照料时间对子女生育意愿的负向影响，因此生育意愿降低。

表 8 母亲延迟退休与隔代照料、经济交换

解释变量	隔代照料		经济交换		
	选择	时间	子女向上	母亲向下	净额
延迟退休	-0.296*** (0.096)	-2.694** (1.090)	-58.509** (25.032)	-40.373 (41.216)	13.578 (48.303)

续前表

解释变量	隔代照料		经济交换		
	选择	时间	子女向上	母亲向下	净额
边际效应	-0.101*** (0.033)				
样本量	1 713	1 081	986	1 000	982
R ²	0.078	0.070	0.107	0.064	0.107

注：模型控制了母亲及子女的个体特征和省份。

表 9 给出了父亲是否延迟退休与隔代照料决策以及经济交换的回归结果。与母亲延迟退休相比，父亲延迟退休未对其隔代照料决策及其与子女之间的经济交换产生显著的影响，因而父亲是否延迟退休对子女的生育意愿也没有显著的影响。

表 9 父亲延迟退休与隔代照料、经济交换

解释变量	隔代照料		经济交换		
	选择	时间	子女向上	父亲向下	净额
延迟退休	-0.019 (0.139)	-1.354 (1.226)	35.505 (63.531)	-41.700 (38.609)	-29.076 (66.863)
边际效应	-0.007 (0.050)				
样本量	1 361	724	811	1 344	799
R ²	0.085	0.089	0.108	0.055	0.123

注：模型控制了父亲及子女的个体特征和省份。

此外，考虑到中国典型的家庭特征，在一个家庭中，子女与父亲和母亲之间的经济交换通常是不可分割清晰的，因此本文从家庭的角度出发，探究父母至少有一个延迟退休对父母提供的总隔代照料时间以及经济支持净额的影响，结果如表 10 所示。可以看出，延迟退休导致父母提供的总隔代照料时间显著减少，而对经济支持净额的影响虽为正但不显著。因此，从家庭角度来看，延迟退休挤出的隔代照料时间也未被父母给予的经济支持所弥补，最终导致子女生育意愿降低。

表 10 从家庭角度看隔代照料时间与经济支持净额

解释变量	隔代照料时间	经济支持净额
延迟退休	-1.883* (0.940)	67.865 (102.148)
样本量	2 021	640
R ²	0.091	0.114

2. 异质性分析。

前文的分析表明，母亲延迟退休导致隔代照料时间的挤出，进而导致子女生育意愿降低。而不同的个体面临着不同的生育成本，对隔代照料的需求也不尽相同，因此母亲延迟退休对不同个体生育意愿的影响也会有差异。基于此，本文依据性别、是否已有生育行为、是否就业以及个人年收入将样本划分为不同的子样本，探究母亲延迟退休对不同个体生育意愿的影响^①。

表 11 给出了异质性分析的回归结果。分性别来看，母亲延迟退休对女儿的生育意愿有显著的负向影响，而对儿子生育意愿的影响不显著。这可能是由于，相较于男性而言，生育行为对女性造成的压力更大，且中国“男主外、女主内”的传统导致孩子多由女性养育，母亲延迟退休导致隔代照料时间减少，进而加剧了女性养育孩子的压力，导致生育意愿降低。

母亲延迟退休对未有生育行为的个体的生育意愿具有显著的负向影响，而对有生育行为个体的生育意愿影响不显著。这主要缘于未生育过孩子的个体面临着更大的不确定性和生育行为造成的潜在压力，母亲因延迟退休而降低隔代抚养水平，无异于雪上加霜，因此其生育意愿受母亲延迟退休的负向影响更显著。

与未就业成年个体相比，就业子女个体的生育意愿，更容易受到母亲延迟退休的影响。这主要是缘于，生育和养育孩子与工作之间存在很严重的冲突，而隔代照料可以缓解这一冲突。因此，母亲延迟退休对隔代照料时间的挤出效应对有工作的子女的生育意愿有更明显的负向影响。

依据子女年收入是否大于样本的中位数，本文将样本划分为高收入与低收入群体。由表 11 的结果可以看出，母亲延迟退休导致低收入子女的生育意愿显著降低，而未对高收入子女的生育意愿产生显著影响。这说明高收入的子女，在面对因母亲延迟退休而造成的隔代照料时间缩短时，更有动机采取托幼机构等社会照料方式照看孩子，因而母亲是否延迟退休对其生育意愿的影响不显著。

^① 由于 2018 年数据未调查社区信息，本文将 2014 年 CFPS 数据依据所居住社区是否有幼儿园等托幼机构，划分为两个子样本，结果显示母亲延迟退休对所居住社区没有托幼机构的子女生育意愿造成显著的负向影响。

表 11 母亲延迟退休与子女生育意愿的异质性分析

解释变量	性别		是否已有生育行为		是否就业		年收入	
	男	女	是	否	是	否	高收入	低收入
延迟退休	-0.020 (0.046)	-0.053* (0.026)	-0.005 (0.058)	-0.074* (0.039)	-0.681* (0.377)	0.052 (0.076)	-0.007 (0.036)	-0.085* (0.046)
样本量	1 293	572	1 312	553	1 585	280	890	975
R ²	0.090	0.078	0.094	0.097	0.087	0.117	0.103	0.073

五、结论和政策启示

本文构建了一个包含内生生育率、隔代照料和延迟退休的世代交叠模型，用于分析延迟退休对于隔代照料和生育率的影响。基于 2018 年 CFPS 数据，本文检验了父代延迟退休对子女生育意愿的影响。得到的研究结论如下：

第一，理论分析表明，延迟退休对生育率有双重影响：一方面，延迟退休不但挤出老年个体提供的隔代照料时间，而且导致家庭抚养比率和老年个体家庭养老需求的降低，进而导致对孩子作为“投资品”属性需求的降低，二者均对生育率产生了负向的影响；另一方面，延迟退休导致老年个体收入增加，从而放松了其成年时期的时间约束，且延迟退休导致成年个体照料孩子时间的提升，二者均对生育率产生了正向的影响。综合来看，延迟退休对生育率的负向影响占据主导地位，因而导致随着退休年龄的延长，生育率逐渐降低。而劳动供给总量随着退休年龄的延长呈现出先上升后下降的倒 U 型变动趋势，在模型参数基准取值的设定下，劳动供给总量最大化的退休年龄约为 62 岁。

第二，实证分析表明，母亲延迟退休导致子女生育意愿显著降低，而父亲延迟退休对子女生育意愿的影响不显著。进一步的机制分析发现，一方面，延迟退休导致母亲隔代照料的概率降低，同时提供的隔代照料时间缩短，二者均对子女生育意愿具有负向影响；另一方面，母亲延迟退休增加了向子女提供的经济支持净额，对子女生育意愿产生正向的影响。母亲经济支持的增加未能补偿隔代照料的减少，最终导致子女的生育意愿降低。异质性分析的结果表明，母亲延迟退休主要对女性群体、就业群体、未生育群体和

低收入群体的生育意愿产生显著的负向影响。

根据理论和实证分析的结果，本文关于延迟退休和生育率的政策启示主要包括如下：

首先，延迟退休政策导致生育率下降，这似乎与中国当前完全放开“三孩”生育政策的落脚点相悖，当然这并不意味着要否定延迟退休政策。延迟退休与全面“三孩”政策的侧重点各不相同，全面“三孩”意在长期改善中国人口结构、保持良性的人口增长，而延迟退休则是为了解决有效劳动力供给不足以及缓解养老保险的支付压力。从本文数值模拟的结果来看，延迟退休政策显著地增加了总劳动供给，说明延迟退休依然是积极应对人口老龄化、缓解有效劳动供给不足的有效措施。

其次，延迟退休会挤出老年人的隔代照料时间，使成年人照料孩子的时间禀赋更为紧俏，从而不利于生育水平的提高。目前，幼儿托育是抑制中国家庭生育率增长的一大阻碍。为此，政府部门在倡导老年人积极进行隔代照料的同时，大力发展普惠、高质量托幼服务事业，可以有效缓解生养子女与劳动供给，尤其是和适龄生育女性劳动供给之间的冲突，降低生育抚养孩子的机会成本。这将不仅有助于劳动供给的显著增加，而且有助于生育率的显著上升。

最后，生育决策是个体受各种因素影响后的内生最优选择，其中住房、医疗以及子女教育等方面的生育成本是制约生育意愿的重要原因。因此，政府部门应构建并完善生育支持体系，通过直接的生育补贴、减税激励等途径降低生育成本。同时，政府应深化住房改革以维持房价平稳，完善社会保障制度以缓解家庭养老压力，推动公立医院改革以降低医疗费用，积极落实学生减负以降低家庭教育支出，将有助于生育率的显著提升。

参考文献

[1] 李建伟. 我国劳动力供求格局、技术进步与经济潜在增长率 [J]. 管理世界, 2020 (4): 96-113.

- [2] 刘骏, 刘涛雄, 谢康. 机器人可以缓解老龄化带来的中国劳动力短缺问题吗 [J]. 财贸经济, 2021 (8): 145-160.
- [3] 张苏, 李泊宁. 人口老龄化与养老金可持续性研究进展 [J]. 经济学动态, 2021 (2): 126-142.
- [4] 林宝. 积极应对人口老龄化: 内涵、目标和任务 [J]. 中国人口科学, 2021 (3): 42-55, 127.
- [5] 朱华雄, 阳甜. 新中国成立以来法定退休年龄思想演进与展望 [J]. 社会保障研究, 2020 (5): 101-111.
- [6] Zhang J, Zhang J. The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence [J]. Scandinavian Journal of Economics, 2005, 107 (1): 45-66.
- [7] Soares R R. Mortality Reductions, Educational Attainment, and Fertility Choice [J]. The American Economic Review, 2005, 95 (3): 580-601.
- [8] Chen H. Life Expectancy, Fertility, and Educational Investment [J]. Journal of Population Economics, 2008, 23 (1): 37-56.
- [9] Cervellati M, Sunde U. The Effect of Life Expectancy on Education and Population Dynamics [J]. Empirical Economics, 2014, 48 (4): 1445-1478.
- [10] 郭凯明, 颜色. 延迟退休年龄、代际收入转移与劳动力供给增长 [J]. 经济研究, 2016 (6): 128-142.
- [11] 王丽莉, 乔雪. 放松计划生育、延迟退休与中国劳动力供给 [J]. 世界经济, 2018 (10): 150-169.
- [12] 周鹏. 延迟退休、代际支持与中国的生育率 [J]. 调研世界, 2017 (2): 6-10.
- [13] 郭凯明, 余靖雯, 龚六堂. 退休年龄、隔代抚养与经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2021a (2): 493-510.
- [14] 郭凯明, 余靖雯, 龚六堂. 家庭隔代抚养文化、延迟退休年龄与劳动力供给 [J]. 经济研究, 2021b (6): 127-141.
- [15] 封进, 韩旭. 退休年龄制度对家庭照料和劳动参与的影响 [J]. 世界经济, 2017 (6): 145-166.
- [16] 封进, 艾静怡, 刘芳. 退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究 [J]. 经济研究, 2020 (9): 106-121.
- [17] 严成樑. 延迟退休、内生出生率与经济增长 [J]. 经济研究, 2016 (11): 28-43.
- [18] 于文广, 李倩, 王琦. 延迟退休、隔代教养与企业年金缴费率 [J]. 经济科学, 2021 (2): 123-134.
- [19] 杨华磊, 沈政, 胡浩钰. 延迟退休挤占家庭生育水平吗? [J]. 财经研究, 2018 (10): 53-66.
- [20] 严成樑. 延迟退休、隔代教养与人口出生率 [J]. 世界经济, 2018 (6): 152-172.
- [21] Wigger B U. Pay-as-you-go Financed Public Pensions in a Model of Endogenous Growth and Fertility [J]. Journal of Population Economics, 1999, 12 (4): 625-640.
- [22] Miyazaki K. The Effects of the Raising-the-official-pension-age Policy in an Overlapping Generations Economy [J]. Economics Letters, 2014, 123 (3): 329-332.
- [23] Cipriani G P. Population Aging and PAYG Pensions in the OLG Model [J]. Journal of Population Economics, 2013, 27 (1): 251-256.
- [24] Cipriani G P. Aging, Retirement and Pay-As-You-Go Pensions [J]. Macroeconomic Dynamics, 2016, 22 (5): 1173-1183.
- [25] 于也雯, 龚六堂. 生育政策、生育率与家庭养老 [J]. 中国工业经济, 2021 (5): 38-56.
- [26] Summers H L. Some Simple Economics of Mandated Benefits [J]. The American Economic Review, 1989, 79 (2): 177-183.
- [27] Gruber J. The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile [J]. Journal of Labor Economics, 1997, 15 (S3): S72-S101.
- [28] 刘永平, 陆铭. 放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析 [J]. 经济学 (季刊), 2008 (4): 1271-1300.
- [29] 汪伟. 人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (1): 67-96.
- [30] Fanti L, Gori L. Endogenous Fertility, Endogenous Lifetime and Economic Growth: The Role of Child Policies [J]. Journal of Population Economics, 2013, 27 (2): 529-564.
- [31] 景鹏, 郑伟. 预期寿命延长、延迟退休与经济增长 [J]. 财贸经济, 2020 (2): 39-53.
- [32] Mastrobuoni G. Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates Using Cohort Discontinuities [J]. Journal of Public Economics, 2009, 93 (11): 1224-1233.
- [33] French E, Jones J B. The Effects of Health Insurance and Self-insurance on Retirement Behavior [J]. Econometrica, 2011, 79 (3): 693-732.
- [34] Imrohoroglu S, Kitao S. Social Security Reforms: Benefit Claiming, Labor Force Participation, and Long-run Sustainability [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2012, 4 (3): 96-127.
- [35] Shai O. Is Retirement Good for Men's Health? Evidence Using a Change in the Retirement Age in Israel [J]. Journal of Health Economics, 2018, 57: 15-30.
- [36] 刘亚飞, 罗连发. 退休对认知能力的短期和长期影响——兼论延迟退休的“健康红利” [J]. 经济理论与经济管理, 2020 (10): 99-112.
- [37] 李勇辉, 沈波澜, 李小琴. 未能安居, 焉能育儿? ——住房对育龄人群生育意愿的影响研究 [J]. 中国经济问题, 2021 (2): 68-81.
- [38] 尹志超, 张诚. 女性劳动参与对家庭储蓄率的影响 [J]. 经济研究, 2019 (4): 165-181.
- [39] 顾和军, 张永梅, 卞凤芹. 退而不休、隔代照料与中国育龄女性生育行为 [J]. 浙江社会科学, 2022 (6): 83-90, 18, 157-158.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

民营企业非生产性活动的生产效应

——基于异质性随机前沿模型的分析

The Productivity Effect of Unproductive Activities of Private Enterprises: An Analysis Based on the Heterogeneous Stochastic Frontier Model

王 婷 张 一 柳 春

WANG Ting ZHANG Yi LIU Chun

[摘要] 企业如何配置其各项活动是影响经济高质量发展的重要因素。本文从企业生产角度出发,使用中国投资环境调查数据和一步法异质性随机前沿模型,从微观企业层面研究了非生产性活动对企业生产技术效率的影响。实证结果表明,由于生产技术无效率,样本企业产出平均减少了40%左右。技术效率影响因素的边际效应分析显示,非生产性活动提高生产技术效率水平,帮助企业实现更高的产出;同时,非生产性活动减少生产不确定性,使得企业生产经营过程更加稳定,有效降低了制度风险的负面影响。本文研究结论对理解企业活动配置及非生产活动的生产效应提供了重要的微观证据,同时为充分发挥中国特色社会主义制度优势、进一步优化营商环境提供了重要启示。

[关键词] 民营企业 非生产性活动 技术效率 异质性随机前沿模型

[中图分类号] F276.5 F272.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 05-0103-16

Abstract: The allocation of various activities is essential to high-quality economic development. Based on Investment Climate Surveys data, we employ the one-step heterogeneous stochastic frontier model and find that, on average, the firm output decreases by about 40% due to technical inefficiency. In addition, the marginal effects of the factors influencing technical efficiency show that unproductive activities can increase technical efficiency and thus expand output. Also, they reduce production uncertainty and make production more stable, effectively lowering the adverse impact of institutional risks. This paper provides firm-level evidence for understanding the role of the allocation of various activities and the productivity effect of unproductive activities. Furthermore, our findings have important practical implications for China to give full play to the advantages of the system of socialism with Chinese characteristics and further optimize the business environment.

Key words: Private enterprises Unproductive activity Technical efficiency Heterogeneous stochastic frontier model

[收稿日期] 2022-09-30

[作者简介] 王婷,女,1991年12月生,西安交通大学金禾经济研究中心博士研究生,研究方向为制度经济学、国际经济学;张一,女,1983年9月生,西安交通大学金禾经济研究中心教授,博士生导师,研究方向为制度经济学、国际经济学;柳春,男,1987年8月生,西南财经大学经济学院讲师,研究方向为制度经济学、应用微观计量经济学。本文通讯作者为柳春,联系方式为liuchun@swufe.edu.cn。

[基金项目] 研究阐释党的十九届六中全会精神国家社科基金重大项目“新发展阶段生产发展、生活富裕、生态良好的中国特色文明发展道路研究”(项目编号:22ZDA108)。

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

制度环境是影响企业活动配置的重要因素 (Baumol, 1996^[1])。传统观点认为,企业活动配置包括生产性活动和非生产性活动。生产性活动通常与企业生产经营、创新等相关,直接贡献于经济增长。非生产性活动是为了获取相关经济资源或减轻由于正式制度不完善而导致的负面影响等,花费时间或精力与相关政府部门或监管机构建立关联的行为。相对于国有企业,民营企业^①更热衷于开展非生产活动 (贺小刚等, 2013^[4])。党的二十大重申“两个毫不动摇”,即“毫不动摇巩固和发展公有制经济,毫不动摇鼓励、支持、引导非公有制经济发展”;同时也强调,要优化民营企业发展环境,依法保护民营企业产权和企业家权益。前者肯定了民营企业在整个经济社会中的作用,后者则突出了发展环境,尤其是良好的制度环境对民营企业发展的重要性。但社会主义制度的发展和完善是一个长期的历史过程^②。因此,在不完善的制度环境下,深究民营企业活动配置,尤其是非生产性活动对企业的影响意义重大。

然而,已有文献关于非生产性活动对企业价值或绩效影响的结论并不一致。一方面,由于非生产性活动(政治关联和关系活动)在经济资源获取和改善正式制度环境方面的重要作用,现有文献发现非生产性活动可以显著改善企业绩效 (Li 等, 2008^[5]), 促进企业多元化和出口 (Zhang 等, 2020^[6]), 提高企业价值。另一方面,部分学者认为,既定约束下,企业非生产性活动会对生产性活动产生挤出效应,挤占企业的研发投资、管理效率等,进而损害企业的经营绩效 (Boubakri 等, 2012^[7]; Claessens 等, 2008^[8])。同时,生产作为企业的根本,是企业家最为关注的方面,但现有研究却较少直接从企业生产的视角探究非生产性活动的可能角色。因此,探究企业非生产性活动对企业生产的影响成为当下亟待解答的重要问题。

本文关注在给定生产技术、要素投入的情形下,民营企业关系活动对其生产技术效率^③的影响。利用

中国投资环境调查数据及一步法异质性随机前沿模型,本文实证分析发现:由于生产技术无效率,样本企业产出平均减少了40%左右。技术效率影响因素的边际效应分析显示,非生产性活动不仅能提高生产技术效率水平,帮助企业实现更高的产出,还能减少生产不确定性,使得企业生产经营过程更加稳定,有效降低了制度风险的负面影响。

本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,本文从企业生产角度探讨了非生产性活动的生产效应。既丰富了非生产性活动经济影响的相关文献,也从企业活动配置视角对企业技术效率决定因素研究作了有益补充。第二,借助调查数据的丰富性,本文还进行了技术效率影响因素的边际效应分析,发现非生产性活动通过降低生产技术无效率和减少生产不确定性来改善企业技术效率。这有助于理解非生产性活动影响企业绩效和成长的可能渠道。第三,在研究方法上,本文使用一步法异质性随机前沿模型,深入研究了包括关系活动在内的各种因素对企业技术效率的影响,提高了回归模型估计的准确性,补充了现有文献中相关因素对企业技术效率影响的研究。

二、文献综述

(一) 制度背景:民营企业发展

1978年之前,民营经济在中国被完全禁止。随着经济改革的开展,民营部门被重新正式接纳并逐步成长。1997年中国共产党第十五次全国代表大会,非公有制经济作为社会主义市场经济的一个重要组成部分被多次强调,许多阻碍民营部门发展的法律和经济壁垒被逐渐移除,民营部门开始迅速成长。然而,在民营部门发展过程中,尽管政府引入了一系列举措来创造一个公平的市场环境,但是,同国有企业相比,民营企业仍然较难获得政府控制的许多关键经济资源。比如,由于金融体系发展滞后,民营企业在银行信贷市场上遭受歧视性待遇。相比于国有企业,民营企业获得贷款的可能性以及贷款规模都显著更低,并且受限于更高的贷款标准 (Brandt 和 Li,

① 根据现有文献的定义 (Brandt 和 Rawski, 2008^[2]; 王元京, 2003^[3]), 本文研究的民营企业等同于非国有企业。

② 由中国共产党第二十次全国代表大会通过的《中国共产党章程》提出。具体参见共产党员网: <https://www.12371.cn/special/zggcdzc/zggcdzcqw>。

③ 企业技术效率是给定生产技术、要素投入的情形下,真实产出和前沿产出(最大产出)的比例。企业生产力是产出和要素投入的比例。因此,生产力变化可以被分解为如下几部分:技术进步、技术效率的变化、规模报酬的变化、要素配置效率的变化 (Kumbhakar 和 Lovell, 2000^[9])。

2003^[10])。虽然2005年2月,国务院办公厅发布了《关于鼓励支持和引导个体私营等非公有制经济发展的若干意见》,但政策的出台并没有立即大幅改善国内民营企业营商环境。2006年第七次全国私营企业抽样调查数据显示,85.5%的受访企业认为,虽然贷款手续相对有所简化,但贷款抵押和担保条件却变得更加严格,贷款成本太高问题仍然很突出。全国工商联发布《2022年万家民营企业评价营商环境报告》也显示,目前仍然有15%左右的样本企业反映平均贷款成本有所上升、放款周期有所延长^[11]。这些都进一步证实,对民营企业而言,融资难、融资贵等问题虽然有所缓解,但并未彻底解决。

同时,由于市场支持性制度的不完善,民营企业在正常生产经营过程中,还面临巨大的制度环境风险:较差的产权保护和契约制度(Acemoglu和Johnson,2005^[12])。经济改革初期,民营企业产权保护较差主要是由于意识形态的歧视和私有产权正式立法保护的缺失。尽管在2004年,第十届全国人民代表大会第二次会议通过了中华人民共和国宪法修正案,进一步明确国家对发展非公有制经济的方针,第一次在宪法层面给予非公有制经济体私有财产法律保护,但是由于执法力度较弱,私有产权的保护依然较差(Brandt和Rawski,2008^[2];Clarke等,2008^[13])。地方政府针对私有企业名目繁多的非税收费、罚款等,也给民营企业的生产经营造成了巨大的负担(Kung和Ma,2018^[14])。2019年《中共中央国务院关于营造更好发展环境支持民营企业改革发展的意见》指出,要持续甄别纠正侵犯民营企业和企业家人身财产权的冤错案件。由此可以看出中国对民营企业产权保护的决心,但有关普遍范围的产权侵权惩罚赔偿制度等仍存在缺失,有待进一步完善^[15]。

另一方面,尽管中国的经济改革从一开始就认识到法律的重要作用,但最初实施法律改革的主要目标是规范管理和决策过程,避免中央的权力过度减弱和政策的不连续,改革对象也主要针对国有企业的经营问题(Clarke等,2008^[13])。随着经济改革的深入,特别是民营经济的发展,法律改革逐渐转向普适性的法律规则。全国人民代表大会和地方各级人民代表大会制定了大量的法律来规范经济活动。然而,中国的法律体系在很大程度上仍不健全,比如无法有效地处理法律中的漏洞和争议,缺少一个良好的体系来解决

不同法规之间的冲突等。更为重要的是,法院缺少自主执行权,法院判决的执行通常需要地方机构的合作,如当地公安部门或银行系统。因此,法律体系的不健全直接导致契约制度无效率及企业通过法院解决商业纠纷的比例较低。根据2005年中国投资环境调查数据显示,当企业面临商业纠纷时,大约70%的情形下企业会选择用谈判的方式解决纠纷,而选择法律诉讼的可能性不到20%。世界银行最新发布的《全球营商环境报告2020》显示,随着改革优化的不断推进,中国总体营商环境水平已从2013年全球第96位跃升至第31位,是近两年营商环境变化最大的经济体之一。但与发达国家相比,尤其在保护中小投资者方面,中国制度环境仍有较大提升空间。此外,以维权难、案件办理效率低为代表的法治环境问题仍然突出^[11]。

(二) 非生产性活动的影响

关于非生产性活动的影响,现有文献主要从经济资源获取、改善制度环境以及影响企业绩效三个视角进行了考察。

非生产性活动可以有效帮助企业获得重要经济资源,如银行贷款、土地、政府采购合同等。罗党论和唐清泉(2009)^[16]基于中国私营上市公司数据,发现董事会成员政治参与有助于企业进入政府管制行业,同时获得更多政府补贴。黄玖立和李坤望(2013)^[17]基于世界银行中国企业调查数据发现,企业公关招待等关系活动支出越多,其获得的政府订单和国有企业订单也越多。Kung和Ma(2018)^[14]发现如果中国私营企业家在政府部门的“朋友”越多,其越有可能获得土地资源。此外,还有大量证据表明,非生产性活动(包括政治关联和关系活动)有助于民营企业获得银行贷款,减轻融资约束(Li等,2008^[5];Guo等,2014^[18])。

民营企业非生产性活动可以有效降低产权保护较差带来的负面影响,提高企业事实上的产权保护程度。Feng和Johansson(2014)^[19]利用中国私营上市公司数据研究发现,私营企业家的政治参与显著提高了企业的现金持有,而这一影响在制度环境(市场化程度、政府和市场的关系、产权保护)较差的地区更大。这是因为,尽管较差的制度环境导致的政治掠夺风险可能对企业现金持有产生负面影响,但是私营企业家的政治参与可以降低政治掠夺风

险,从而提高企业的现金持有水平。Kung 和 Ma (2018)^[14]认为较差的产权保护制度之所以没有阻止中国私营企业的快速发展,一个重要的原因是私营企业家的政治关联。文章利用私营企业调查数据,发现同相关政府官员培养和建立的个人关系可以在很大程度上减轻较差的产权保护环境对企业成长的负面影响。

对于契约制度不完善导致的风险,现有文献发现,相比其他非正式商业纠纷解决渠道,拥有政治关联或与政府官员有个人关系的民营企业更加倾向于通过法院解决纠纷,而且往往会得到较为有利的判决结果。Li 等 (2008)^[5]利用中国私营企业调查数据实证分析,发现私营企业家的政治关联对企业绩效有正向影响,这一作用在市场制度和法律保护较差的地区更加显著。Ang 和 Jia (2014)^[20]研究私营企业家的政治关联是否以及如何影响企业对于正式法律制度的使用,发现政治关联企业更加倾向通过法院解决商业纠纷,而这一关系主要是因为政治关联企业具有可能影响判决的政治优势,并非其运用司法体系的知识优势。Firth 等 (2011)^[21]研究发现政治关联企业作为被告在司法程序中受到优待,具体表现为该类企业对于不利结果更可能上诉,而且更可能获得有利的上诉结果。Lu 等 (2015)^[22]也发现中国的法院优待国有企业和有政治关联的私营企业,这一效果在诉讼结果当中更加显著,但是,在法律制度更加健全的地区,优待效果有所降低。

有关非生产性活动对企业绩效的最终影响,目前研究并未获得一致结论。部分学者发现,实际上,有政治关联的企业表现往往比没有政治关联的企业表现更差 (Fan 等, 2007^[23]),非生产性活动的存在会降低企业经营效率 (邓建平和曾勇, 2009^[24])。但另一部分学者却对此持相反意见,认为非生产性活动与企业真实业绩正相关 (杜兴强等, 2010^[25]),有助于提高企业尤其是民营企业的长期绩效 (田利辉和张伟, 2013^[26])。

综上所述,正式制度的不完善催生了民营企业非生产性活动的配置。虽然大部分研究证实,开展非生产性活动能帮助企业获得额外的金融资源,帮助缓解制度不完善带来的负面影响,但实际非生产性活动对企业的最终影响并未得到一致结论。而生产作为企业的根本,是企业家最为关注的方面,现有文献却鲜少

探究非生产性活动在企业生产中的可能角色。因此,结合中国特定的制度背景和民营企业的发展历程,本文选取民营企业非生产性活动作为主要研究对象。利用中国投资环境调查数据和一步法异质性随机前沿模型,实证检验非生产性活动对民营企业技术效率水平及生产不确定性的影响。

三、模型设定、数据来源和变量说明

(一) 模型设定和估计方法

考虑到企业技术效率更能综合反映企业产出能力,而投入要素间交互作用可能对产出有影响,本文在随机生产前沿模型框架下,使用超越对数生产函数,考察民营企业非生产性活动对企业技术效率的影响,具体设定如下:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_K \ln K_i + \beta_L \ln L_i + \beta_M \ln M_i + \beta_{KK} (\ln K_i)^2 + \beta_{LL} (\ln L_i)^2 + \beta_{MM} (\ln M_i)^2 + \beta_{KL} \ln K_i \ln L_i + \beta_{KM} \ln K_i \ln M_i + \beta_{LM} \ln L_i \ln M_i + v_i - u_i \quad (1)$$

其中:下标 i 表示企业。 Y_i 、 K_i 、 L_i 、 M_i 分别表示产出、固定资产净额、雇用员工数量、原材料投入。其中,为避免产出变量出现负值,使用企业销售额衡量企业产出水平。 $v_i - u_i$ 为复合误差项,其中 v_i 为随机误差项,表示随机因素对企业生产前沿面的影响,假设 $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$; u_i 为无效率误差项,表示企业实际产出与生产前沿面的距离,即技术效率损失,假设 u_i 独立于 v_i 且 $u_i \sim N^+(\mu_i, \sigma_{u,i}^2)$ 。相应地,企业技术效率为 $TE_i = e^{-u_i}$,估计值在 0 和 1 之间, $TE_i = 1$ 表示生产技术充分有效率;而 $u_i > 0$ 则表示实际产出位于生产前沿的下方,存在生产无效率。

关于企业技术效率影响因素变量 (Z),本文重点关注非生产性活动。考虑实际指标构建中,政治关联的度量通常为离散变量,而关系活动往往是连续变量。为了使非生产性活动的边际分析更为直接和具有经济意涵,本文借鉴万华林和陈信元 (2010)^[27]的做法,使用关系活动 (招待差旅费用) 支出除以雇员数量衡量民营企业非生产性活动,重点考察关系活动 (*guanxi*) 对企业技术效率的影响。此外,参考已有文献 (Charoenrat 等, 2013^[28]; Wang 和 Wong, 2012^[29]),添加企业年龄 (*firm age*),电脑利用率 (*computer*),研发强度 (*rd*)、企业出口行为 (*export*) 作为影响技术效率的因素。

在估计方法的选择上,早期文献通常采用两步法

来估计技术效率和影响因素之间的关系。但由于两步法不考虑投入变量和效率影响因素间的相关性，可能会使参数估计出现偏误 (Wang 和 Schmidt, 2002^[30])。因此，本文使用一步法对模型进行估计。在一步法估计中，随机前沿模型引入无效率影响因素的两种方式——半正态分布 (Caudill 等, 1995^[31]) 和截断正态分布 (Kumbhakar 等, 1991^[32])，都存在一定的合理性 (Wang, 2002^[33])。因此，综合两种方式特点，参考 Wang (2002)^[33] 的做法，本文同时设定 μ 和 σ_u^2 为同一组影响因素的函数，即：

$$\mu_i = c_0 + Z_i \delta \tag{2}$$

$$\sigma_{u,i}^2 = \exp(c_1 + Z_i \gamma) \tag{3}$$

其中， c_0 和 c_1 是常数项， Z_i 是无效率的影响因素， δ 和 γ 是相应的系数向量。此处的参数化设定 μ_i 和 $\sigma_{u,i}^2$ 为同一组影响因素的函数，但是允许不同的截距和斜率，即影响因素对 μ_i 和 $\sigma_{u,i}^2$ 的效果不一定相同，或者甚至相反。

对应可以得到影响因素 Z_i 的第 k 个变量 $z[k]$ 对技术无效率的期望值 $E(u_i)$ 和生产不确定性 $V(u_i)$ 的边际效应^①分别为：

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(u_i)}{\partial z[k]} = & \delta[k] \left[1 - \Lambda_i \left[\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right] - \left[\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right]^2 \right] \\ & + \gamma[k] \frac{\sigma_{u,i}}{2} \left[(1 + \Lambda_i^2) \left[\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right] \right. \\ & \left. + \Lambda_i \left[\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right]^2 \right] \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial V(u_i)}{\partial z[k]} = & \frac{\delta[k]}{\sigma_{u,i}} \left[\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right] \left\{ [E(u_i)]^2 - V(u_i) \right\} \\ & + \gamma[k] \sigma_{u,i}^2 \left\{ 1 - \frac{1}{2} \left[\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right] \left(-\Lambda_i + \Lambda_i^3 + (2 + 3\Lambda_i^2) \right. \right. \\ & \left. \left. \left[\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right] + 2\Lambda_i \left[\frac{\phi(\Lambda_i)}{\Phi(\Lambda_i)} \right]^2 \right) \right\} \end{aligned} \tag{5}$$

其中， $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数， $\delta[k]$ 和 $\gamma[k]$ 分别为式 (2) 和式 (3) 中 Z_i 的第 k 个变量 $z[k]$ 的相应系数， $\Lambda_i = \mu_i / \sigma_{u,i}$ 。

根据影响因素 Z_i 边际效应的表达式 (4) 和式 (5)，可以发现两个重要的信息：第一，由于模型的非线性特征，无法直接根据估计系数 ($\delta[k]$ 或

$\gamma[k]$) 判断 $z[k]$ 对技术效率的边际效应以及影响方向，边际效应依赖于 μ_i 和 $\sigma_{u,i}$ 函数的所有相关估计值。第二，边际效应是非单调的，即同一样本内， $z[k]$ 对技术效率可能既有正向又有负向的影响，具体影响方向取决于 $z[k]$ 的取值。也就是说，在 $z[k]$ 的某一取值范围内， $z[k]$ 可能是效率改善的，而在其他取值范围内， $z[k]$ 可能是效率阻碍的。这一非单调的边际效应不仅可以帮助理解技术效率和影响因素之间的关系，而且可以指导给出更加具体和有效的政策意见。

(二) 数据来源和变量说明

本文企业数据来自世界银行和中国国家统计局企业调查总队联合进行的中国投资环境调查 (Investment Climate Surveys, ICSs)。该调查通过与企业经理人或所有者面对面访问，收集了大量关于中国投资环境和企业生产的信息，被学术界广泛使用 (胡志安和邱智敏, 2021^[34]；刘铠豪和王雪芳, 2020^[35])。但该调查数据只有 2003 年、2005 年和 2012 年。由于招待差旅费用直接影响应纳税额，2008 年 1 月 1 日起执行的新所得税条例第 43 条要求，所有招待差旅费用支出应联系于正常的商业运营，其真实值的 60% 可以在计算税项时被扣除，但是不能超过年度总销售额的 5%。因此，为确保招待差旅费用的完整性及回归结果准确性，本文采用最接近新所得税条例生效时间的数据 (即 2005 年数据) 进行回归分析。

2005 年中国投资环境调查数据涵盖了除西藏、港澳台外 30 个省份的 120 个城市。调查按照直辖市 200 个企业、其他城市 100 个企业进行抽样，最终获得涵盖所有制造业大类行业的 12 400 个企业样本。需要说明的是，本文只关注民营企业样本是因为：民营和国有企业在经营目标上有很大差别。绝大部分民营企业以经济效益为目标，而国有企业则更关注社会和政治目标，对经济效益关注不足。因此，两类企业在对企业内资源配置的偏好上会存在明显区别。此外，由于天然良好的政企关系，国有企业在政策资源、资本、人力等方面都具有比较优势，受外部制度环境影响较弱，因此缺乏足够的动力主动开展非生产性活动以期为企业谋取额外的收益。换句话说，国有企业开展非生产性活动的成本和收益都很低，与民营企业有很大的差别。同时，国有企业高管多为组

① 限于篇幅，有关技术无效率期望值 $E(u_i)$ 和生产不确定性 $V(u_i)$ 边际效应的完整推导过程未列示，感兴趣的读者可向作者索取。

织任命,可能存在委托代理问题,即主动开展的非生产性活动可能是以个人目标为导向,这与民营企业非生产性活动开展的目标存在本质区别。因此,在非生产性活动对企业影响的研究问题上,本文剔除了国有

企业样本,仅保留民营企业样本以保证回归估计的可靠性。同时,参考 Dollar 和 Wei (2007)^[36]的做法,本文将私人部门拥有份额超过 50%的企业定义为民营企业。表 1 呈现了变量定义和描述性统计。

表 1 变量定义和描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
生产前沿变量						
<i>output</i>	销售额(千元)的对数	17.846	1.990	10.491	24.994	9 689
<i>labor</i>	雇用员工数量的对数	5.533	1.441	1.792	11.207	9 689
<i>material</i>	原材料投入(千元)的对数	16.953	2.241	6.908	24.908	9 615
<i>capital</i>	固定资产净额(千元)的对数	16.266	2.225	4.605	25.609	9 683
影响因素变量(<i>Z</i>)						
<i>guanxi</i>	关系活动(招待应酬,千元)支出除以雇员数量的对数	0.506	0.494	0.000	2.451	9 685
<i>firm age</i>	企业年龄的对数:企业年龄为调查年份减去企业登记注册年份	1.962	0.780	0.693	4.043	9 640
<i>computer</i>	经常使用电脑的雇员比例	0.171	0.199	0.000	1.000	9 689
<i>rd</i>	研发支出占销售额的比例(2003年)	0.010	0.030	0.000	0.536	9 682
<i>export</i>	企业是否直接出口:1=是,0=否	0.444	0.497	0.000	1.000	9 689

四、实证结果

(一) 模型估计结果

表 2 呈现了模型估计结果。模型 1 是本文关注的重点,该模型对于影响因素变量(*Z*)的系数(δ 和 γ)没有施加任何约束。模型 2 至模型 5 基于模型 1,针对无效率项 u_i 截断前分布的均值和方差的参数化施加了不同约束。具体而言,模型 2 假设 $\delta=\gamma$,即 *Z* 的系数在 u_i 截断前分布的均值函数(式 2)和方差函数(式 3)中完全相同。模型 3 参考 Battese 和 Coelli (1995)^[37]模型设定,假设 $\gamma=0$ 。模型 4 假设 u_i 截断前分布的均值 $\mu_i=0$,对应于 Caudill 等 (1995)^[31]提出的异质性半正态随机前沿模型。模型 5 进一步假设 $\gamma=\mu_i=0$,即 *Z* 对无效率项 u_i 没有影响,对应于 Aigner 等 (1977)^[38]提出的半正态随机前沿模型。最后,在模型 6 中,假设不存在生产技术无效率($\mu_i=\sigma_{u_i}=0$),仅使用 OLS 估计生产函数的线性模型。

根据表 2 估计结果可知:第一,模型 1 至模型 6 中,生产前沿函数的系数估计值和显著性都非常稳健。尤其是模型 6 中,当假设不存在生产技术无效

率,估计结果与模型 1 至模型 5 高度一致,这是因为生产函数线性模型的 OLS 估计值正是随机生产前沿估计值的一致估计。第二,模型 1 至模型 6 中对数似然值(Log-likelihood value)差别较大,其中,模型 1 的对数似然值最大,模型 6 的对数似然值最小,这一比较初步表明模型 1 的拟合结果优于其他模型。

进一步对模型设定进行似然比(Likelihood ratio, LR)检验。第一,使用 LR1 检验无效率项 u_i 是否重要。结果显示,不存在生产技术无效率项 u_i 的原假设均被拒绝,表明考虑技术无效率的随机前沿模型(模型 1 至模型 5)显著优于生产函数线性模型(模型 6)。第二,使用 LR2 检验关于无效率项 u_i 截断前分布的均值和方差的参数化施加的各类约束是否合理。检验发现,模型 2 至模型 5 中所有原假设均被拒绝。这一结果表明,对于模型设定而言,没有施加任何约束的模型 1 显著优于其他四个有约束的随机前沿模型(模型 2 至模型 5),本文关注的影响因素变量(*Z*)对于解释 μ_i 和 $\sigma_{u_i}^2$ 是重要的。

因此,本文接下来将基于模型 1 分析企业技术效率,同时重点研究关系活动对企业技术效率的边际效应。

表 2 模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	δ, γ 无约束	$\delta=\gamma$	$\gamma=0$	$\mu_i=0$	$\gamma=\mu_i=0$	OLS
生产前沿						
<i>capital</i>	0.186 *** (0.039)	0.178 *** (0.039)	0.178 *** (0.039)	0.123 *** (0.041)	0.164 *** (0.042)	0.119 ** (0.051)
<i>labor</i>	1.056 *** (0.063)	1.026 *** (0.063)	1.025 *** (0.063)	1.225 *** (0.065)	1.086 *** (0.066)	1.327 *** (0.079)
<i>material</i>	-0.135 *** (0.035)	-0.114 *** (0.035)	-0.113 *** (0.035)	-0.236 *** (0.036)	-0.128 *** (0.036)	-0.348 *** (0.045)
<i>capital</i> ²	0.025 *** (0.002)	0.025 *** (0.002)	0.025 *** (0.002)	0.028 *** (0.002)	0.031 *** (0.002)	0.037 *** (0.002)
<i>labor</i> ²	0.023 *** (0.006)	0.019 *** (0.006)	0.019 *** (0.006)	0.033 *** (0.006)	0.026 *** (0.006)	0.037 *** (0.007)
<i>material</i> ²	0.063 *** (0.001)	0.062 *** (0.001)	0.062 *** (0.001)	0.067 *** (0.001)	0.069 *** (0.001)	0.078 *** (0.002)
<i>capital</i> × <i>labor</i>	0.041 *** (0.005)	0.042 *** (0.005)	0.042 *** (0.005)	0.033 *** (0.005)	0.039 *** (0.005)	0.031 *** (0.006)
<i>capital</i> × <i>material</i>	-0.062 *** (0.003)	-0.061 *** (0.003)	-0.061 *** (0.003)	-0.059 *** (0.003)	-0.068 *** (0.003)	-0.072 *** (0.003)
<i>labor</i> × <i>material</i>	-0.094 *** (0.004)	-0.090 *** (0.004)	-0.090 *** (0.004)	-0.104 *** (0.004)	-0.102 *** (0.004)	-0.114 *** (0.005)
<i>_cons</i>	8.263 *** (0.338)	8.176 *** (0.340)	8.182 *** (0.339)	8.755 *** (0.362)	7.265 *** (0.372)	9.710 *** (0.430)
μ_i						
<i>guanxi</i>	-0.560 *** (0.030)	-0.568 *** (0.029)	-0.568 *** (0.030)			
<i>firm age</i>	0.036 *** (0.010)	0.026 *** (0.009)	0.026 *** (0.009)			
<i>computer</i>	-0.742 *** (0.083)	-0.483 *** (0.050)	-0.487 *** (0.051)			
<i>rd</i>	2.413 *** (0.253)	2.305 *** (0.232)	2.282 *** (0.228)			
<i>export</i>	-0.086 *** (0.016)	-0.103 *** (0.016)	-0.102 *** (0.016)			
<i>_cons</i>	0.826 *** (0.044)	0.784 *** (0.037)	0.797 *** (0.040)			
$\sigma_{u,i}^2$						
<i>guanxi</i>	-0.597 * (0.323)	-0.568 *** (0.029)		-4.673 *** (0.309)		
<i>firm age</i>	-1.027 *** (0.305)	0.026 *** (0.009)		0.057 (0.053)		
<i>computer</i>	4.225 *** (0.761)	-0.483 *** (0.050)		-2.531 *** (0.446)		
<i>rd</i>	4.264 (3.012)	2.305 *** (0.232)		9.385 *** (1.055)		
<i>export</i>	-1.252 ** (0.491)	-0.103 *** (0.016)		-0.440 *** (0.095)		

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	δ, γ 无约束	$\delta=\gamma$	$\gamma=0$	$\mu_i=0$	$\gamma=\mu_i=0$	OLS
<i>_cons</i>	-2.475*** (0.544)	-4.548*** (0.825)	-4.889*** (0.761)	-0.459*** (0.126)	-11.893 (98.585)	
σ_v^2						
<i>_cons</i>	-1.020*** (0.023)	-0.983*** (0.022)	-0.981*** (0.020)	-1.048*** (0.017)	-0.846*** (0.014)	-1.256*** (0.022)
<i>N</i>	9 550	9 550	9 550	9 550	9 550	9 550
<i>Log-likelihood</i>	-8 900.258	-8 949.178	-8 948.716	-9 077.587	-9 510.993	-10 191.553
<i>LR1</i>	2 582.589	2 484.750	2 485.674	2 227.933	1 361.119	—
<i>p-value</i>	0	0	0	0	0	—
<i>LR2</i>	—	97.839	96.915	354.657	1 221.470	—
<i>p-value</i>	—	0	0	0	0	—

注：*LR1* 检验使用 Kodde 和 Palm (1986)^[39]表 1 中混合卡方分布的临界值。括号内是标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，下同。

(二) 企业技术效率的分布特征

基于表 2 的模型 1，本节计算了所有样本企业的技术效率指数。图 1 呈现了所有样本企业的技术效率指数核密度图形。样本企业技术效率的均值为 0.614，标准差为 0.163，中位数为 0.568，表明平均而言，由于生产技术无效率，样本企业产出减少 40% 左右。

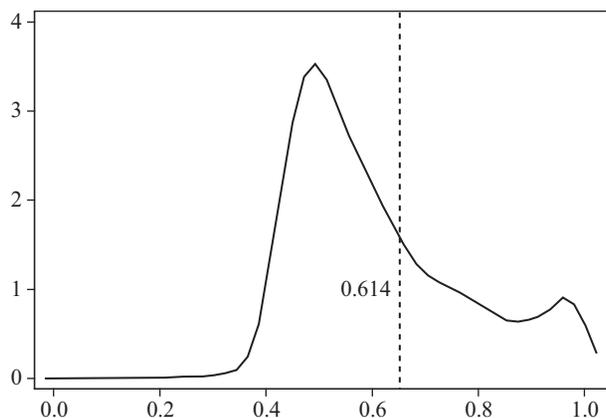


图 1 企业技术效率分布：全样本

注：虚线代表企业技术效率均值

为了更加细致地考察企业技术效率的分布特征，对样本企业按不同类别进行分组比较。表 3 呈现了不同分组标准下，不同组别内技术效率的比较。首先，根据企业是否出口分组发现，样本中出口企业的比例为 44%，技术效率的均值为 0.658。非出口企业的平均技术效率为 0.578。组间差异比较显示，出口企业技术效率的均值和中位数都显著大于非出口企业。这

一结果一致于现有文献关于出口企业而非出口企业生产率差异的相关研究 (De Loecker, 2007^[40]; Ding 等, 2016^[41])。

其次，根据 2004 年企业位于固定资产净额的上、中、下分位，将其分类为大规模企业、中等规模企业、小规模企业。可以发现，大规模企业的平均技术效率最高，达到 0.652；小规模企业的平均技术效率最低，仅为 0.578；中等规模企业的平均技术效率介于二者之间 (0.611)。组间差异检验显示，大规模企业技术效率的均值和中位数都显著大于中等规模企业和小规模企业。这表明，企业规模的扩大有利于提高生产效率。较大的生产规模可以帮助企业提高技术、设备等生产要素的使用效率，实现更专业化的分工及规模经济，进而降低生产技术无效率导致的产出损失 (Lundvall 和 Battese, 2000^[42])。

最后，根据 World Bank (2006)^[43]的做法，将样本省份划分为如下六大区域：东南地区、渤海地区、东北地区、西南地区、中部地区和西北地区。可以发现，总体而言，沿海地区样本企业的技术效率较高，其中，东南地区样本企业的平均技术效率达到 0.635；内陆地区样本企业的技术效率较低，中部地区和西北地区样本企业的平均技术效率都低于 0.6，分别为 0.586 和 0.584。组间差异检验进一步证实，东南地区样本企业的平均生产技术无效率显著低于西南地区、中部地区和西北地区。可能的原因是，东南地区是中国改革开放的前沿，在改革初期政策吸引

下,首先,大量生产要素汇集到东南地区,形成产业集聚,提高当地要素资源市场化配置水平(王志刚等,2006^[44]);其次,在政策和市场双重引导下,东南地区成为中国市场化进程最快的区域,为当地企业发展提供了相对完善的制度保障(张杰等,

2011^[45]);最后,得益于先天的地理优势,东南地区外贸发展迅速,通过国内、国际两个市场的信息整合,更容易实现规模经济(王志刚等,2006^[44])。这些都有利于东南地区企业缓解生产效率低下的问题。因此,东南地区企业生产效率较其他地区更高。

表 3 不同组别间技术效率比较

分组标准		均值	中位数	标准差	样本量	组间差异	
						Mean_Diff	Median_Diff
是否出口	出口企业	0.658	0.609	0.169	4 231	0.080 ***	0.075 ***
	非出口企业	0.578	0.535	0.148	5 319		
企业规模	大规模企业	0.652	0.607	0.171	3 183	与大规模企业相比	
	中等规模企业	0.611	0.564	0.163	3 184	0.041 ***	0.043 ***
	小规模企业	0.578	0.534	0.145	3 183	0.074 ***	0.073 ***
六大区域	东南地区	0.635	0.585	0.166	2 930	与东南地区相比	
	渤海地区	0.626	0.576	0.168	1 568	0.009 *	0.009
	东北地区	0.622	0.574	0.169	683	0.013 *	0.011
	西南地区	0.615	0.572	0.162	1 202	0.021 ***	0.013 **
	中部地区	0.586	0.544	0.149	2 231	0.049 ***	0.041 ***
	西北地区	0.584	0.542	0.158	936	0.051 ***	0.043 ***

注:如果企业直接出口产品则为出口企业,否则为非出口企业。如果2004年企业分别位于固定资产净额的上、中、下分位,则定义企业分别为大规模企业、中等规模企业、小规模企业。所有样本省份根据World Bank(2006)^[43]划分为六大区域。Mean_Diff表示不同群组间技术效率均值是否相等的t检验及显著性水平;Median_Diff表示不同群组间技术效率中位数是否相等的卡方检验及显著性水平。

(三) 边际效应分析

本节考察影响因素变量(Z)对企业技术效率的边际效应,重点关注影响因素中连续变量的边际效应。图2呈现了影响因素(Z)对技术无效率期望值的边际效应,图3呈现了影响因素(Z)对生产不确定性的边际效应。为了更加全面且直观地呈现边际效应,使用局部多项式平滑图。

首先分析关系活动(guanxi)的边际效应,关系活动对E(ui)和V(ui)的边际效应分别度量了关系活动如何影响预期的生产技术无效率和生产不确定性。首先,从图形整体来看,关系活动既降低了企业生产技术无效率(图2),也减少了生产的不确定性(图3),与表2回归结果保持一致。其次,图2图形趋势发现,随着关系活动投入增加,关系活动对企业生产技术无效率的抑制作用在减少,即关系活动存在边际递减现象。同时,图3图形趋势显示,关系活动对生产不确定性的影响呈U型关系,即关系活动对生产

不确定性的减少幅度,随着关系活动的增加,先提高后降低。因此,合理推测,关系活动配置存在临界点:适度的关系活动既可以帮助企业实现更高的生产技术效率和产出水平,也能使得生产过程更加稳定;过度的关系活动配置则会挤占生产性活动资源,对企业绩效产生负面影响。

对于企业年龄(firm age),根据图2可以发现,第一,企业登记注册年份越早,其生产技术效率水平越低。这可能反映了成立时间越长的企业在生产组织方面的低效率,比如早期的国有企业或集体企业私有化而来的民营企业(Fan等,2007^[46])。第二,生产技术的无效率是自企业成立初期便已存在。这说明企业生产技术无效率是普遍存在的问题。由于市场的不完美(如信息不完全、人岗不匹配等),企业生产永远无法自然而主动地达到前沿生产面。第三,从图形趋势可知,随着企业年龄的增长,企业年龄对生产效率的边际影响逐步降低,趋于平稳。这说明老企业

生产管理呈现僵化状态，只有改变原有思维及发展模式、打破生命周期，才能缓解其生产无效率问题。图3显示，企业年龄可以降低生产的不确定性，但随着企业年龄增加，企业年龄对生产不确定性的边际影响开始快速降低并最终趋于平稳，与企业或产品生命周期类似：企业成立初期，由于产品单一，生产要素主要集中在某类产品线上，因此生产的确定性很高；随着企业快速发展，其经营范围开始增加，战略目标开始调整，因此增加了生产的不确定性，限制了企业前期市场经验积累在降低生产不确定性上的作用。当企业或产品发展到后期，老企业生产发展模式固化问题严重，前期积累的市场经验无法对企业有效生产提供帮助，企业改革成为唯一出路，因此企业年龄对生产不确定性的影响也趋于0。

对于企业电脑利用率 (*computer*)，图2显示，其他要素不变时，适当的信息技术（即企业电脑利用率）可以降低企业生产无效率，但其边际作用呈递减趋势；当使用比率超过一定程度（大约60%），信息技术的应用则开始抑制企业生产。这一结果也很好地诠释了有关“信息技术生产率悖论”（Thatcher和Oliver, 2001^[47]；Zhu等, 2021^[48]）。这说明信息技术对企业生产的影响依赖于其他要素投入（比如高技能劳动力）（何小钢等, 2019^[49]）；当其他要素无法配套增加时，信息技术的边际生产效应会下降，甚至出现过度投资，加剧企业生产无效率；相反，只有当信息技术与其他互补要素同步增加时，信息技术

对企业产出的正面影响才能持续实现。图3显示，信息技术可能会增加生产的不确定性，且这种不确定性随着信息技术投入的增加被进一步放大。这可能的原因是，信息技术应用的增加，放大了计算机存储安全、设备质量等因素导致的非市场风险，加剧了企业生产的不确定性。

最后，关于企业研发强度 (*rd*)，可以发现研发活动增加了生产技术的无效率（图2）。这是因为，第一，本文企业样本是截面数据，表示当年不同研发投入水平对企业生产效率的影响，是研发活动的短期效应。第二，企业研发活动具有周期长、耗资大的特点，因此，研发投入对企业生产效率的提升可能存在滞后，甚至由于研发投入对其他要素资源的挤占，研发活动会对当期企业生产效率产生负面影响（孔东民和庞立让, 2014^[50]）。同时，根据图3可知，研发活动加剧了企业生产不确定性。研发本身就是创造新的产品，创造的过程便伴随着很多的不确定性。且投资回报与风险并存，投资越多，预期收益更多，但同时风险、不确定性也成倍增加，与图3图形趋势一致。

从边际效应的分析表明，当使用设定更加灵活的Wang (2002)^[33]模型，首先，影响因素的边际效应会出现非单调性特征；其次，影响因素可能推动企业更加靠近生产前沿，改善生产技术效率，但是不一定同时降低生产不确定性。更为重要的是，本文发现，关系活动不仅可以提高企业生产技术效率，而且降低生产不确定性，使得企业获得更高且更加稳定的产出水平。

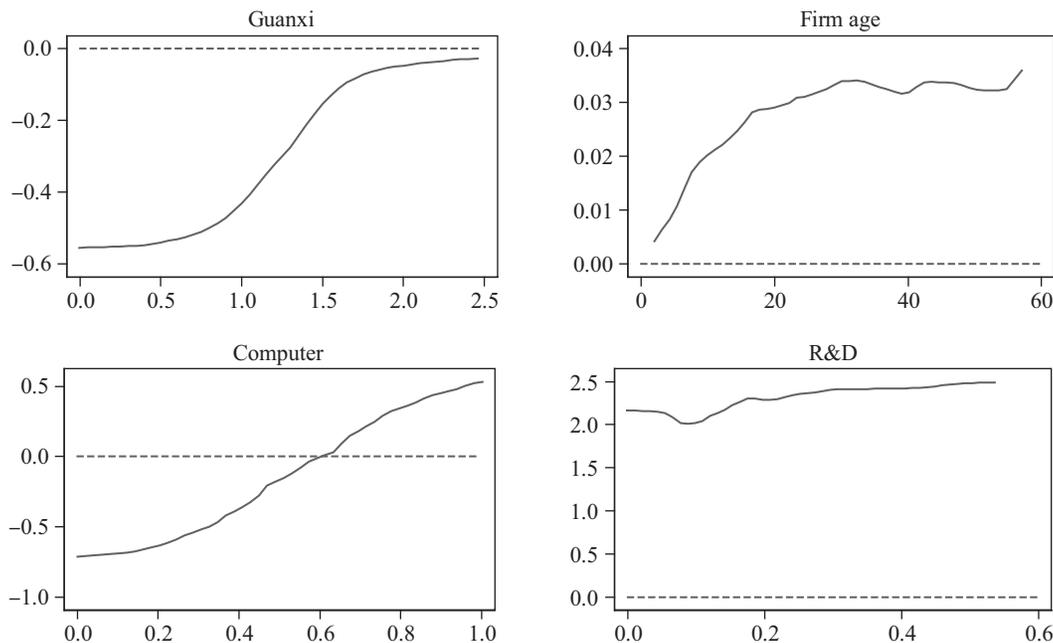


图2 影响因素 (*Z*) 对技术无效率的期望值 $E(u_i)$ 的边际效应

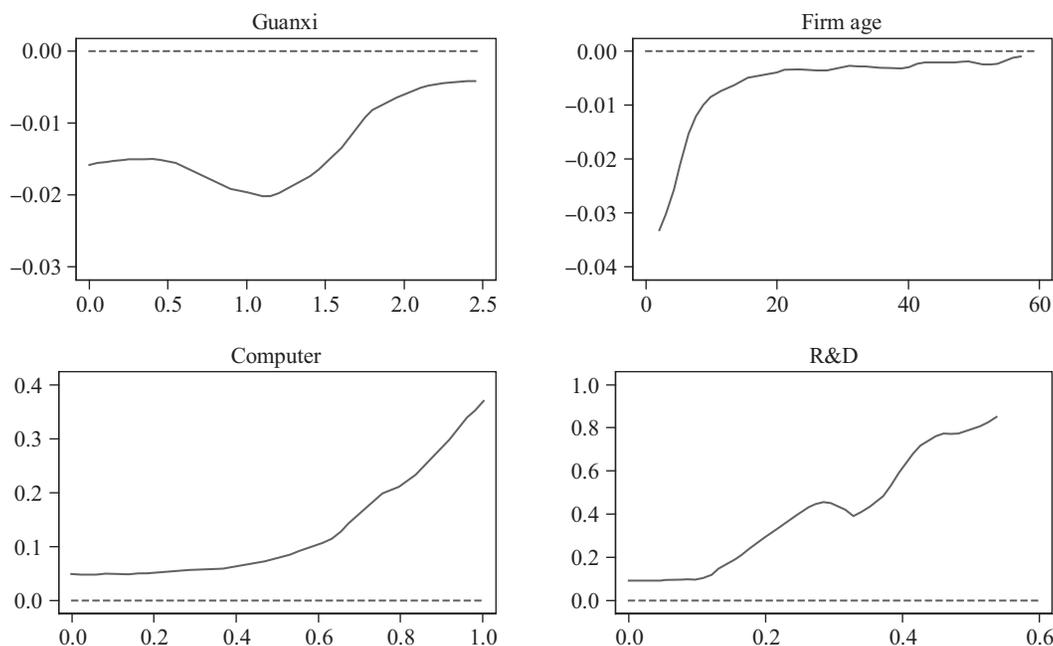


图3 影响因素 (Z) 对生产不确定性 $V(u_i)$ 的边际效应

(四) 稳健性检验

为了确保本文实证结果的可靠性，本节进行了一系列的稳健性检验。第一，本文重点关注的影响因素关系活动 (*guanxi*) 是一个潜在的内生变量。该内生性问题的来源是可能存在某些遗漏变量同时影响关系活动和生产技术效率。由于本文采用 Wang (2002)^[30] 建议的一步法异质性随机前沿模型同时估计所有参数，所以无法利用标准的工具变量估计方法处理潜在的内生性问题。作为一个尝试性的方法，参考 Cai 等 (2011)^[51] 的做法，利用城市行业层面关系活动的中位数 (*guanxi_cs*) 作为关系活动的工具变量，然后使用寻找到的工具变量 (*guanxi_cs*) 直接替换基准模型 (表 2 中模型 1) 潜在的内生变量关系活动 (*guanxi*)，重新估计基准模型。

第二，根据数据中提供的企业与政府部门打交道天数的相关信息，构建关系活动的时间成本代理变量。具体而言，该代理变量 (*gov_days*) 为 2004 年企业与税务、公安、环保、劳动和社会保障部门合计打交道天数的对数。使用这一时间成本的代理变量 (*gov_days*) 替换基准模型中关系活动的货币成本 (*guanxi*)，重新估计基准模型。

第三，在基准回归中，本文使用企业招待应酬货币支出衡量其面临制度风险时所进行的关系活动，然而，该类支出可能也包含企业同供应商或客户建立正常商业关系的支出。因此，参考 Cai 等 (2011)^[51] 的

做法，本节构建了关系活动中非正常商业关系支出部分 (*nonb_guanxi*)。具体而言，首先将关系活动 (*guanxi*) 对和企业正常商业关系建立相关的一些变量进行回归，包括滞后一期的劳动力的对数、企业年龄的对数、产品是否销往其他省份、同供应商和客户商业合作的年数的对数、CEO 薪酬的对数，然后利用回归残差作为企业非正常商业关系支出的部分 (*nonb_guanxi*)。本文使用该变量替换基准模型中的关系活动 (*guanxi*)，重新估计基准模型。

第四，在基准模型中，假设生产技术无效率项 u_i 服从截断正态分布。尽管在随机前沿分析中，关于无效率项 u_i 的分布选择不会对结果产生实质性影响，作为一个稳健性检验，此处假设无效率项 u_i 服从指数分布，考察这一假设下企业技术效率的分布以及影响因素的边际效应是否与基准结果类似。此处将指数分布中唯一的参数表示为 $\eta_i (\eta_i > 0)$ ，同时，类似于基准模型设定，将 η_i 参数化为 $\eta_i^2 = \exp(c_2 + Z_i\theta)$ 。

表 4 呈现了上述四个稳健性检验的估计结果，为了便于比较，在列 (1) 呈现了基准模型的估计结果 (表 2 中模型 1)。可以发现，模型 1 至模型 5 中，生产前沿函数的系数估计值和显著性都高度一致。

接下来重点比较不同估计模型所得到的企业技术效率的分布和影响因素的边际效应。关于企业技术效率的分布，重点考察观测样本特定的生产技术效率指数的排序是否敏感于不同模型设定。表 5 呈现了不同

估计模型之间企业技术效率的 Spearman 秩相关系数。可以发现,模型 1 至模型 5 之间,企业生产技术效率指数的排序高度一致,尤其是基准模型(模型 1)与其他四个稳健性检验模型之间的 Spearman 秩相关系数均大于 0.665,最高达到 0.886。虽然在四个稳健性检

验模型中,本文使用了关系活动(*guanxi*)的替代度量或者无效率项 u_i 的替代分布,但这四个模型之间的 Spearman 秩相关系数也都接近或超过 0.5,特别是模型 4 (Non-business *guanxi*) 和模型 5 (Exponential distribution) 之间的 Spearman 秩相关系数高达 0.892。

表 4 模型估计结果:稳健性分析

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Baseline		City-industry median <i>guanxi</i>		Gov_days		Non-business <i>guanxi</i>		Exponential distribution	
生产前沿										
<i>capital</i>	0.186***	(0.039)	0.225***	(0.040)	0.208***	(0.041)	0.163***	(0.043)	0.183***	(0.041)
<i>labor</i>	1.056***	(0.063)	1.048***	(0.065)	1.067***	(0.066)	1.091***	(0.067)	1.242***	(0.066)
<i>material</i>	-0.135***	(0.035)	-0.127***	(0.035)	-0.137***	(0.036)	-0.199***	(0.038)	-0.334***	(0.041)
<i>capital</i> ²	0.025***	(0.002)	0.026***	(0.002)	0.027***	(0.002)	0.029***	(0.002)	0.031***	(0.002)
<i>labor</i> ²	0.023***	(0.006)	0.023***	(0.006)	0.025***	(0.006)	0.023***	(0.006)	0.033***	(0.006)
<i>material</i> ²	0.063***	(0.001)	0.067***	(0.001)	0.068***	(0.001)	0.068***	(0.001)	0.076***	(0.002)
<i>capital</i> × <i>labor</i>	0.041***	(0.005)	0.045***	(0.005)	0.045***	(0.005)	0.039***	(0.005)	0.039***	(0.005)
<i>capital</i> × <i>material</i>	-0.062***	(0.003)	-0.066***	(0.003)	-0.066***	(0.003)	-0.065***	(0.003)	-0.069***	(0.003)
<i>labor</i> × <i>material</i>	-0.094***	(0.004)	-0.100***	(0.004)	-0.104***	(0.004)	-0.099***	(0.004)	-0.112***	(0.005)
<i>_cons</i>	8.263***	(0.338)	9.959***	(0.855)	7.628***	(0.349)	8.317***	(0.377)	9.018***	(0.368)
μ_i										
<i>guanxi</i>	-0.560***	(0.030)								
<i>guanxi_cs</i>			-0.473***	(0.028)						
<i>gov_days</i>					-0.000	(0.008)				
<i>nonb_guanxi</i>							-0.355***	(0.124)		
<i>firm_age</i>	0.036***	(0.010)	0.020**	(0.009)	0.019	(0.013)	-1.078***	(0.202)		
<i>computer</i>	-0.742***	(0.083)	-0.539***	(0.041)	-1.126***	(0.136)	1.792***	(0.294)		
<i>rd</i>	2.413***	(0.253)	2.067***	(0.209)	2.078***	(0.258)	1.192	(1.243)		
<i>export</i>	-0.086***	(0.016)	-0.101***	(0.015)	-0.085***	(0.018)	-0.297*	(0.161)		
<i>_cons</i>	0.826***	(0.044)	3.041***	(0.788)	0.463***	(0.056)	-0.128	(0.292)		
$\sigma_{u,i}^2$										
<i>guanxi</i>	-0.597*	(0.323)								
<i>guanxi_cs</i>			0.864**	(0.388)						
<i>gov_days</i>					-0.725*	(0.384)				
<i>nonb_guanxi</i>							-1.432***	(0.135)		
<i>firm_age</i>	-1.027***	(0.305)	-0.443***	(0.170)	-1.438**	(0.625)	0.364***	(0.077)		

续前表

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Baseline		City-industry median guanxi		Gov_days		Non-business guanxi		Exponential distribution	
<i>computer</i>	4.225***	(0.761)	3.268***	(0.640)	3.914**	(1.637)	-3.293***	(0.359)		
<i>rd</i>	4.264	(3.012)	-21.893***	(8.408)	2.439	(6.926)	5.758***	(0.899)		
<i>export</i>	-1.252**	(0.491)	-0.733**	(0.320)	-2.254	(1.575)	-0.198**	(0.098)		
<i>_cons</i>	-2.475***	(0.543)	-2.924***	(0.587)	-0.937	(1.107)	-1.140***	(0.197)		
η_i^2										
<i>guanxi</i>									-2.357***	(0.158)
<i>firm age</i>									-0.013	(0.050)
<i>computer</i>									-0.502**	(0.251)
<i>rd</i>									10.129***	(1.092)
<i>export</i>									-0.639***	(0.089)
<i>_cons</i>									-1.348***	(0.120)
σ_v^2										
<i>_cons</i>	-1.020***	(0.023)	-1.069***	(0.049)	-0.918***	(0.023)	-0.994***	(0.018)	-1.166***	(0.019)
<i>N</i>	9 550	9 550	9 550	9 247	9 550					
<i>Log-likelihood</i>	-8 900.258	-9 078.900	-9 226.600	-8 942.707	-9 183.045					

表 5 不同估计模型之间企业技术效率的 Spearman 秩相关系数

	Baseline	City-industry median guanxi	Gov_days	Non-business guanxi
City-industry median guanxi	0.754***			
Gov_days	0.665***	0.727***		
Non-business guanxi	0.886***	0.736***	0.634***	
Exponential distribution	0.840***	0.727***	0.485***	0.892***

关于不同估计模型中影响因素的边际效应，重点分析关系活动的边际效应。图 4 和图 5 分别呈现了不同度量方式的关系活动对 $E(u_i)$ 和 $V(u_i)$ 的边际效应的局部多项式平滑图。根据图 4，可以发现，一趋于基准模型的结果，不同度量方式的关系活动对技术无效率的期望值 $E(u_i)$ 的边际效应均为负，表明关系活动降低了生产技术无效率，而且，随着关系活动强度的增加，其边际效应均逐渐变小。图 5 显示，除了模型 2 (City-industry median guanxi)，关系活动对生产不确定性 $V(u_i)$ 的边际效应均为负，表明关系活动可以减少生产不确定性。模型 2 中关系活动对生产不确定性的边际效应为正，这可能是由于城市行业层面关系活动的中位数 (*guanxi_cs*) 更多地度量了

当地的制度风险，而非特定企业为了应对制度风险所开展的策略活动。因此，企业面临的制度风险越高，生产不确定性也越高。对于模型 5 (Exponential distribution)，关系活动边际效应的符号可以直接读取模型估计系数的符号，可以发现，一趋于其他估计模型，关系活动可以降低生产技术无效率以及生产不确定性。

上述分析表明，当考虑到关系活动 (*guanxi*) 可能存在的内生性，使用关系活动时间成本的代理变量，移除关系活动中建立正常商业关系的支出部分，以及使用无效率项 u_i 的替代分布 (指数分布)，基准模型结果 (包括企业技术效率的分布以及关系活动的边际效应) 依然稳健。

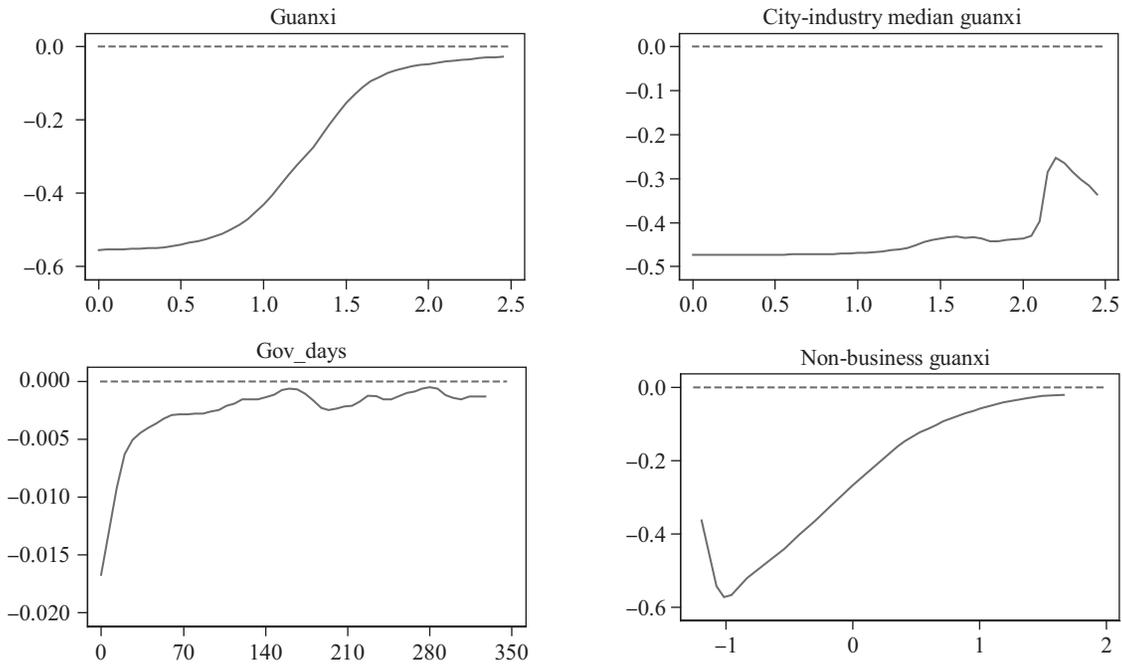


图4 不同度量方式的关系活动对技术无效率的期望值 $E(u_i)$ 的边际效应

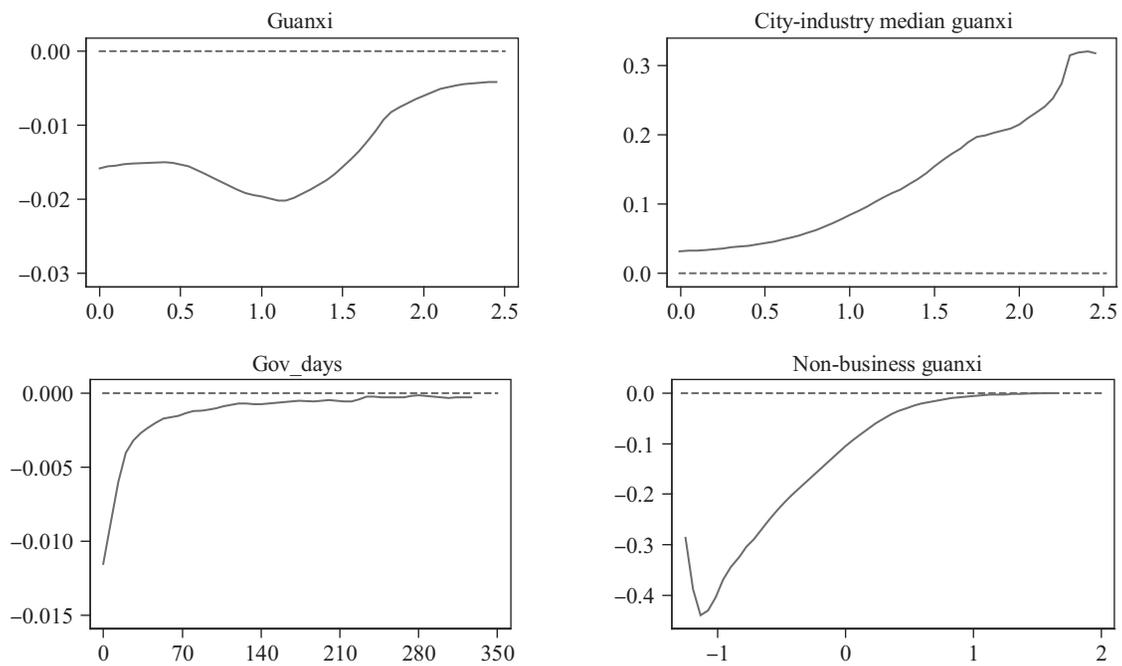


图5 不同度量方式的关系活动对生产不确定性 $V(u_i)$ 的边际效应

五、结论

市场支持型制度环境的不完善给民营企业的生产经营活动造成了诸多障碍和风险，为了应对面临的制度风险，民营企业采取的一种重要策略是投入各种资源建立社会关系。本文研究了民营企业非生产性活动——关系活动对生产技术效率的影响。利用中国投资环境调查数据，本文采用一步法异质性随机前沿模

型考察了样本企业生产技术效率的分布特征，分析了关系活动对生产技术无效率以及生产不确定性的边际效应。本文主要结论如下：首先，平均而言，由于生产技术无效率，样本企业产出减少了40%左右。样本企业组间生产技术效率比较表明，出口企业、大规模企业及沿海地区样本企业的生产技术效率更显著。其次，影响因素对技术无效率的期望值和生产不确定性的边际效应分析表明，关系活动通过降低生产技术

无效率和减少生产不确定性来改善企业技术效率,具有重要的生产效应。在考虑模型可能存在的内生性问题以及进行一系列稳健性检验之后,本文结果依然成立。本文结果不仅可以丰富非生产性活动可能影响的研究文献,而且可以对企业技术效率的决定因素研究进行有益补充,更为重要的是,揭示了非生产性活动的生产效应,即改善企业技术效率。

本文研究结论对有效降低制度性交易成本,优化营商环境及构建亲清政商关系具有重要的现实指导意义。正式制度环境对经济高质量发展具有重要意义,

但正式制度环境的不完善不仅直接减少经济产出,还会显著影响企业从事各类活动的激励,扭曲企业的活动配置,降低创业质量。虽然研究发现非生产性活动对企业生产技术效率有改善作用,能降低企业生产的不确定性;但关系活动的支出本身并未直接作用于生产活动,还可能对企业创新等生产性活动产生挤出效应,进而限制了企业长期发展。因此,政府应进一步健全支持民营企业发展的法治环境、政策环境和市场环境等,建立规范化政企沟通渠道,为后疫情时期经济高质量发展提供制度保障。

参考文献

- [1] Baumol W J. Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive [J]. *Journal of Business Venturing*, 1996, 11 (1): 3-22.
- [2] Brandt L, Rawski T G. *China's Great Economic Transformation* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.
- [3] 王元京. 中国民营经济投资体制与政策环境 [M]. 北京: 中国计划出版社, 2003.
- [4] 贺小刚, 张远飞, 连燕玲, 吕斐斐. 政治关联与企业价值——民营企业与国有企业的比较分析 [J]. *中国工业经济*, 2013 (1): 103-115.
- [5] Li H, Meng L, Wang Q, Zhou L A. Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms [J]. *Journal of Development Economics*, 2008, 87 (2): 283-299.
- [6] Zhang Y, Liu C, Wang T. Direct or Indirect? The Impact of Political Connections on Export Mode of Chinese Private Enterprises [J]. *China Economic Review*, 2020, 61: 101434.
- [7] Boubakri N, Guedhami O, Mishra D, Saffar W. Political Connections and the Cost of Equity Capital [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18 (3): 541-559.
- [8] 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.
- [9] Kumbhakar S C, Lovell C A K. *Stochastic Frontier Analysis* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [10] Brandt L, Li H. Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives? [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31 (3): 387-413.
- [11] 中华全国工商业联合会. 全国工商联发布 2022 年度万家民营企业评营商环境主要调查结论 [EB/OL]. (2022-11-07) [2022-11-08]. <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1748802229914021626&wfr=spider&for=pc>.
- [12] Acemoglu D, Johnson S. Unbundling Institutions [J]. *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (5): 949-995.
- [13] Clarke D, Murrell P, Whiting S. The Role of Law in China's Economic Development [M] // Brandt L, Rawski T. *China's Great Economic Transformation*. New York: Cambridge University Press, 2008: 375-428.
- [14] Kung J K-s, Ma C. Friends with Benefits: How Political Connections Help to Sustain Private Enterprise Growth in China [J]. *Economica*, 2018, 85 (337): 41-74.
- [15] 国务院. 国务院关于印发“十四五”国家知识产权保护和运用规划的通知 [EB/OL]. (2021-10-09) [2022-11-08]. http://www.gov.cn/zhengce/content/2021-10/28/content_5647274.htm.
- [16] 罗党论, 唐清泉. 政治关系、社会资本与政策资源获取: 来自中国民营上市公司的经验证据 [J]. *世界经济*, 2009 (7): 84-96.
- [17] 黄玖立, 李坤望. 吃喝, 腐败与企业订单 [J]. *经济研究*, 2013 (6): 71-84.
- [18] Guo D, Jiang K, Kim B-Y, Xu C. Political Economy of Private Firms in China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42 (2): 286-303.
- [19] Feng X, Johansson A C. Escaping Political Extraction: Political Participation, Institutions, and Cash Holdings in China [J]. *China Economic Review*, 2014, 30: 98-112.
- [20] Ang Y Y, Jia N. Perverse Complementarity: Political Connections and the Use of Courts among Private Firms in China [J]. *The Journal of Politics*, 2014, 76 (2): 318-332.
- [21] Firth M, Rui O M, Wu W. The Effects of Political Connections and State Ownership on Corporate Litigation in China [J]. *The Journal of Law and Economics*, 2011, 54 (3): 573-607.
- [22] Lu H, Pan H, Zhang C. Political Connectedness and Court Outcomes: Evidence from Chinese Corporate Lawsuits [J]. *The Journal of Law and Eco-*

- nomics, 2015, 58 (4): 829-861.
- [23] Fan J P, Wong T J, Zhang T. Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (2): 330-357.
- [24] 邓建平, 曾勇. 政治关联能改善民营企业的经营绩效吗 [J]. *中国工业经济*, 2009, 98-108.
- [25] 杜兴强, 陈韞慧, 杜颖洁. 寻租、政治联系与“真实”业绩——基于民营上市公司的经验证据 [J]. *金融研究*, 2010: 135-157.
- [26] 田利辉, 张伟. 政治关联影响我国上市公司长期绩效的三大效应 [J]. *经济研究*, 2013 (11): 71-86.
- [27] 万华林, 陈信元. 治理环境、企业寻租与交易成本——基于中国上市公司非生产性支出的经验证据 [J]. *经济学 (季刊)* 2010, 9 (2): 553-570.
- [28] Charoenrat T, Harvie C, Amornkitvikai Y. Thai Manufacturing Small and Medium Sized Enterprise Technical Efficiency: Evidence from Firm-level Industrial Census Data [J]. *Journal of Asian Economics*, 2013, 27: 42-56.
- [29] Wang M, Wong M S. International R&D Transfer and Technical Efficiency: Evidence from Panel Study Using Stochastic Frontier Analysis [J]. *World Development*, 2012, 40 (10): 1982-1998.
- [30] Wang H-J, Schmidt P. One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2002, 18 (2): 129-144.
- [31] Caudill S B, Ford J M, Gropper D M. Frontier Estimation and Firm-Specific Inefficiency Measures in the Presence of Heteroscedasticity [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, 13 (1): 105-111.
- [32] Kumbhakar S C, Ghosh S, McGuckin J T. A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1991, 9 (3): 279-286.
- [33] Wang H-J. Heteroscedasticity and Non-Monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2002, 18 (3): 241-253.
- [34] 胡志安, 邱智敏. 不确定性会导致企业寻租吗? ——基于世界银行投资环境调查的实证研究 [J]. *经济学报*, 2021 (2): 129-151.
- [35] 刘铠豪, 王雪芳. 税收负担与企业劳动力需求——来自世界银行中国企业调查数据的证据 [J]. *经济学家*, 2020 (7): 61-75.
- [36] Dollar D, Wei S-J. Das (Wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China [J]. NBER Working Paper, 2007.
- [37] Battese G E, Coelli T J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data [J]. *Empirical Economics*, 1995, 20 (2): 325-332.
- [38] Aigner D, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models [J]. *Journal of Econometrics*, 1977, 6 (1): 21-37.
- [39] Kodde D A, Palm F C. Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions [J]. *Econometrica*, 1986, 54 (5): 1243-1248.
- [40] De Loecker J. Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73 (1): 69-98.
- [41] Ding S, Guariglia A, Harris R. The Determinants of Productivity in Chinese Large and Medium-Sized Industrial Firms, 1998-2007 [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2016, 45 (2): 131-155.
- [42] Lundvall K, Battese G E. Firm Size, Age and Efficiency: Evidence from Kenyan Manufacturing Firms [J]. *The Journal of Development Studies*, 2000, 36 (3): 146-163.
- [43] World Bank. Governance, Investment Climate, and Harmonious Society: Competitiveness Enhancements for 120 Cities in China [R]. 2006.
- [44] 王志刚, 龚六堂, 陈玉宇. 地区间生产效率与全要素生产率增长率分解 (1978—2003) [J]. *中国社会科学*, 2006 (2): 55-66, 206.
- [45] 张杰, 李克, 刘志彪. 市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究 [J]. *经济学 (季刊)*, 2011 (10): 571-602.
- [46] Fan J P H, Wong T J, Zhang T. Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (2): 330-357.
- [47] Thatcher M E, Oliver J R. The Impact of Technology Investments on a Firm's Production Efficiency, Product Quality, and Productivity [J]. *Journal of Management Information Systems*, 2001, 18: 17-45.
- [48] Zhu F, Li Q, Yang S, Balezentis T. How ICT and R&D Affect Productivity? Firm Level Evidence for China [J]. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 2021, 34: 3468-3486.
- [49] 何小钢, 梁权熙, 王善骞. 信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜 [J]. *管理世界*, 2019 (9): 65-80.
- [50] 孔东民, 庞立让. 研发投入对生产率提升的滞后效应: 来自工业企业的微观证据 [J]. *产业经济研究*, 2014 (6): 69-80, 90.
- [51] Cai H, Fang H, Xu L C. Eat, Drink, Firms, Government: An Investigation of Corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms [J]. *Journal of Law and Economics*, 2011, 54 (1): 55-78.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

在线品牌社区社会支持对顾客创造力影响机制研究

A Research on the Impact Mechanism of Social Support on Customer Creativity in Online Brand Community

范 钧 范晓微

FAN Jun FAN Xiao-wei

[摘要] 顾客通过在线品牌社区参与企业创新活动过程中,社区提供的社会支持能强化顾客心理授权和创新激情,进而提升顾客创造力。笔者基于社会支持和认知-情感人格系统(CAPS)理论,在构建在线品牌社区社会支持对顾客创造力影响模型的基础上,利用对523位具有在线品牌社区创新活动参与经历顾客的问卷调查数据,采用多元回归和Bootstrap分析方法,从在线情境下社会支持的信息支持和情感支持两个最主要维度检验社会支持对顾客创造力的直接影响以及其间顾客心理授权和创新激情的中介路径。检验结果证实:顾客参与在线品牌社区创新活动情境下,社区提供的信息性和情感性社会支持对顾客创造力均有显著的正向影响;顾客心理授权在信息性和情感性社会支持影响顾客创造力的过程中具有中介作用;顾客创新激情在信息性和情感性社会支持影响顾客创造力的过程中具有中介作用。本研究拓展了社会支持等理论的应用范畴,丰富了顾客在线创新和顾客创造力等相关研究文献,为在线品牌社区通过提供有效的社会支持提升顾客创造力提供了理论依据。

[关键词] 在线品牌社区 社会支持 心理授权 创新激情 顾客创造力

[中图分类号] F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 05-0119-10

Abstract: During the process of customers participating in enterprises' innovation activities through online brand community, social support provided by community can strengthen customers' psychological empowerment and innovation passion, which in turn further enhances customer creativity. Based on social support theory and cognitive-affective personality system (CAPS) theory, the author constructs a relationship model of social support provided by online brand community affecting customer creativity. This research uses the questionnaire data from 523 customers with experience of participating in innovation activities in online brand community, and adopts multiple regression and Bootstrap analysis method to verify the direct effect of social support on customer creativity and mediating effects of customer psychological empowerment and innovation passion from the two main dimensions (informational support and emotional support) of social support in online context. The results confirmed that: when customers participate in innovation activities in an online brand community, both informational and emotional social support provided by community have a significant positive effect on customer creativity. Customer psychological empowerment plays a mediating role in the influence of informational and emotional social support on customer creativity. Customer innovation passion also plays a mediating role in the influence of informational and emotional social support on customer creativity. This research expands the application scope of social support theory, enriches the research literature on customer online innovation and customer creativity, and provides a theoretical basis for online brand community to enhance customer creativity by providing effective social support.

Key words: Online brand community Social support Psychological empowerment Innovation passion Customer creativity

[收稿日期] 2023-01-16

[作者简介] 范钧,男,1974年2月生,浙江工商大学工商管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为数字营销、创新管理、消费者行为;范晓微,女,1989年7月生,浙江工商大学工商管理学院博士研究生,主要研究方向为创新管理、消费者行为。本文通讯作者为范钧,联系方式为 fj@zjgsu.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“基于社会价值共创的顾客在线参与企业社会创新研究”(项目编号:20AGL019)。

感谢匿名评审人所提出的修改建议,笔者已做了相应修改,文责自负。

一、引言

在移动互联和知识经济时代,顾客已成为企业重要的外部创新资源,利用在线品牌社区等企业创建的社会化媒体吸引顾客参与企业开放式创新活动日趋盛行(解学梅和余佳惠,2021^[1]);但与此同时,顾客创造力不足问题也制约了在线品牌社区创新活动的有效性(廖俊云等,2019^[2])。为应对快速变化的市场环境和多元化的顾客需求,华为(花粉俱乐部)、海尔(Hope平台)、戴尔(IdeaStorm)等诸多企业已创建专门的在线品牌社区并积极开展顾客创新活动,以获取产品(服务)创新所需的顾客知识、反馈、创意等,实现与顾客的价值共创并提升企业创新绩效。然而在诸多在线品牌社区中,也普遍存在顾客参与与创新意愿不强、活跃度不高、未提供有价值信息等问题(廖俊云等,2019^[2])。有的顾客加入在线品牌社区仅为浏览和搜索产品信息,基本处于“潜水”状态,很少主动分享自己的经验和想法;有的顾客缺少自信,担心自己的观点得不到社区回应和认同;有的顾客则确实提不出真正有价值的创意观点。这些问题的产生在很大程度上是由顾客创造力不足所致,并对在线品牌社区创新活动的效率和效果产生不利影响。顾客创造力具有高度不确定性和复杂性,深受顾客所处创新情境条件、自身知识信息和情绪认知等因素的影响。因此,对在线品牌社区创建企业而言,如何科学有效地提升顾客创造力是一个十分重要的现实问题。

伴随着顾客参与在线品牌社区创新活动的日趋盛行,顾客创造力问题也开始引起学者关注。在已有相关研究文献中,影响顾客创造力的因素主要涉及顾客自身因素和外部环境因素两个方面。其中顾客自身因素主要包括顾客知识(王莉等,2011^[3])、人格特质(Stock等,2016^[4])、性别(Rosa等,2014^[5])、领先用户特性(王楠等,2021^[6])等;外部环境因素主要包括物质激励(Acar,2018^[7])、社会支持(秦敏和李若男,2020^[8])、社区反馈(Hildebrand等,2013^[9])等。具体到顾客参与在线品牌社区创新活动情境下社会支持与顾客创造力的关系问题,Hajli(2014)^[10]认为在线品牌社区提供的信息、情感等社会支持会提高顾客参与社区创新活动的积极性;赵建彬和景奉杰(2016)^[11]强调了在线品牌社区支持性氛围对顾客创新行为的积极影响作用;孟韬(2017)^[12]

分析了在线品牌社区中管理员支持感、社区支持感对顾客创新行为的促进作用;秦敏和李若男(2020)^[8]验证了在线用户社区社会支持对顾客贡献行为的显著正向影响;范钧和梁号天(2017)^[13]、范钧和林东圣(2020)^[14]的研究发现,社区支持有助于顾客与社区创建企业进行外向型知识共创。由此可见,学者们已初步认识到社会支持对顾客创新行为和创造力的积极作用。但与企业组织内部员工的实体性创新活动相比,顾客参与在线品牌社区创新活动在创新环境、创新主体等方面存在较大差异。在线品牌社区是一种非正式的开放性创新平台,顾客并非社区创建企业的内部员工,彼此之间是一种松散的合作创新关系,顾客创造力提升对社会支持的需求也比员工更具迫切性和特殊性。然而,现有相关文献中尚无论及这方面的研究成果,是亟待学术探讨的重要课题。基于此,本文在前人研究成果基础上,运用社会支持和认知-情感人格系统(CAPS)理论,以顾客心理授权和顾客创新激情为中介,探讨顾客参与在线品牌社区创新活动情境下,社区提供的社会支持影响顾客创造力的具体机制。

二、文献综述及研究假设

(一) 在线品牌社区社会支持对顾客创造力的影响

顾客参与在线品牌社区创新活动情境下,从社会资源视角看,社会支持就是顾客从在线品牌社区获得的一种重要社会资源,主要包括信息性支持和情感性支持两个维度(Zhu等,2016^[15];秦敏和李若男,2020^[8];Lin和Kishore,2021^[16])。社会支持概念涉及社会学、心理学、管理学等多个学科,最初主要针对线下实体情境。伴随着移动互联和在线社区的快速发展,社会支持研究也从线下延伸至在线情境。从已有研究文献看,在线情境下的社会支持有多种维度划分方式,涉及信息支持、情感支持、工具支持、经验支持、尊重支持等多个维度(Evans等,2012^[17];Chiu等,2015^[18];Zhu等,2016^[15])。在线虚拟环境下,无形的文本、数据等信息是一种非常重要的社会资源(Smedley等,2015^[19]);且个体对情感体验的需求也会比线下实体环境更为迫切(Ha和Perks,2005^[20];沈鹏熠等,2022^[21])。因此,信息支持和情感支持是在线情境下社会支持的两个最主要维度(Liang等,2011^[22])。

在顾客参与企业创新领域,顾客创造力是指顾客与企业共同创造新颖且有意义的产品、服务、创意、想法、消费方式或体验的能力(徐岚,2007^[23];张辉等,2013^[24];Jessen等,2020^[25])。顾客创造力不仅是顾客的一种个体特质,同时也深受外部创新环境的影响(张辉等,2013^[24])。Madrid等(2014)^[26]指出,外部支持性创新环境能够有效提升个体创造力;孟韬(2017)^[12]、秦敏和李若男(2020)^[8]、范钧和林东圣(2020)^[14]的研究发现,社区支持正向影响顾客创新行为和顾客创造力。顾客参与在线品牌社区创新活动情境下,社区提供的社会支持作为一种重要的外部创新环境变量,会对顾客创造力产生积极的影响作用。具体而言,一方面,在线品牌社区提供的信息性社会支持能够有效提升顾客创造力。当社区主动为顾客提供参与产品(服务)创新活动所需的重要知识信息和方法指导,并就创新活动中的问题开展充分的信息交流时,顾客就会有更强的创新信心、更积极的创新行为和更高的创新价值贡献,如提出更多的新观点、新思路、新创意和问题解决方案等(赵建彬和景奉杰,2016^[11];沈鹏熠等,2022^[21])。另一方面,在线品牌社区提供的情感性社会支持能够提升顾客解决创新相关问题的能力(Johnson和Lowe,2015^[27])。社区为顾客提供的关心、鼓励、尊重等情感性社会支持,能够有效缓解顾客面对创新压力所产生的焦虑、孤独等负面情绪(Chiu等,2015^[18];骆紫薇和陈斯允,2018^[28]),使顾客以积极乐观的态度主动向企业反馈产品(服务)创新建议,帮助其他顾客解决产品使用问题,表现出更强的创造力(Zhu等,2016^[15];Lin和Kishore,2021^[16])。由此可见,对参与在线品牌社区创新活动的顾客而言,社区创建企业提供的信息性和情感性社会支持,均能够强化顾客提供新颖、有用的创意和观点,积极为社区创新活动做出贡献的行为和能力。据此,本文提出如下研究假设:

H1a: 在线品牌社区信息性社会支持对顾客创造力有显著正向影响。

H1b: 在线品牌社区情感性社会支持对顾客创造力有显著正向影响。

(二) 顾客心理授权在社会支持对顾客创造力影响关系中的中介作用

顾客心理授权就是顾客参与企业创建的在线品牌社区创新活动过程中,在企业授权行为措施影响下而

产生的一种对社区创新活动的控制感,主要表现为顾客对选择权、知情权和影响力等权力的心理感知(韩小芸等,2011^[29];范钧等,2015^[30];刘思等,2019^[31])。心理授权概念兴起于组织行为学领域,关注的是组织对内部员工的授权问题。顾客成为企业重要的外部创新资源并以“兼职员工”身份参与企业创新活动,使企业组织对外部顾客的授权问题开始引起学者关注,顾客心理授权等概念也随之出现(Khenfer等,2020^[32];张军等,2018^[33];Lee等,2021^[34])。认知-情感人格系统(CAPS)理论认为,事件或情境因素会激活个体的认知和情感单元,进而影响个体的行为,即认知和情感路径在外部情境和个体行为之间的关系中起中介作用(Mischel和Shoda,1995^[35];高天茹和贺爱忠,2019^[36])。顾客参与在线品牌社区创新活动情境下,社区创建企业提供的社会支持就是一种典型的外部情境变量,同时也是顾客能够从社区中获得的重要社会资源(Lin和Kishore,2021^[16])。顾客心理授权作为顾客体验到的一种被授权的认知,属于顾客个体人格网络系统中的认知单元(Thomas和Velthouse,1990^[37])。与此同时,心理授权作为一种内在动机,还是影响顾客创新的重要因素(李永占,2018^[38]),能够有效提升顾客创造力和产品新奇性(张辉等,2013^[24])。

具体而言,顾客参与在线品牌社区创新活动过程中,一方面,社会支持会强化顾客心理授权。当参与在线品牌社区创新活动的顾客获得来自社区创建企业的信息性和情感性支持时,根据认知-情感人格系统(CAPS)理论,这一重要的社会资源会刺激顾客对其进行加工。如获得更多创新相关信息会增强顾客对知情权的感知(Labrecque等,2013^[39]),对创意、想法的包容和鼓励会增强顾客对选择权的感知(刘思等,2019^[31]),来自社区的尊重和重视会增强顾客对影响力的感知(Prentice等,2016^[40]),从而使顾客在参与社区创新活动过程中产生更强的被授予权力的感觉。另一方面,顾客心理授权会有效提升顾客创造力。对心理授权的认知体验会使顾客更深刻地认识到自身的“兼职员工”和创新贡献者身份(范钧等,2015^[30]),更积极地参与到社区创新活动中,更愿意分享产品(服务)相关知识、提供新颖的想法及反馈意见等,从而有效提升了顾客自身的创造力(刘思等,2019^[31];O'Cass和Ngo,2011^[41];Prentice等,2016^[40])。据此,本文提出如下研究假设:

H2a: 顾客心理授权在信息性社会支持与顾客创造力关系中起中介作用。

H2b: 顾客心理授权在情感性社会支持与顾客创造力关系中起中介作用。

(三) 顾客创新激情在社会支持对顾客创造力影响关系中的中介作用

顾客创新激情指的是顾客在参与在线品牌社区创新活动过程中所体验到的一种强烈的热爱、认同等积极性情感倾向,认为参与社区创新活动是重要而有意义的,并愿意为之投入时间和精力(Vallerand等,2003^[42];Cardon等,2009^[43];Perrewé等,2014^[44])。顾客创新激情可以视为顾客个体以“兼职员工”身份参与在线品牌社区创建企业创新活动情形下的一种特定工作激情(方阳春等,2017^[45])。顾客参与在线品牌社区创新活动情境下,创新激情作为顾客在创新活动中体验到的一种强烈的积极情感倾向,属于顾客个体人格网络系统中的情感单元。根据认知-情感人格系统(CAPS)理论,事件或情境因素会激活个体的情感单元进而影响其行为(Mischel和Shoda,1995^[35];高天茹和贺爱忠,2019^[36])。创新激情作为一种随外界环境影响而动态变化的个体内心体验,与所处创新情境紧密相关,深受领导行为、组织支持等因素的影响(商燕劫等,2019^[46])。已有员工创造力相关研究文献表明,感知到来自管理者的工具性、情感性支持等资源赋能的员工,会在工作中表现出更大的工作热情和动力,不断培育发展与工作绩效相关的技能,进而提升员工创造力(秦伟平等,2016^[47];杨皎平等,2022^[48])。富有创新激情的员工会有更强的创新意愿,主动投入时间和精力寻找解决问题的新方法,积极吸收和分享创新相关知识,在自觉自愿的创新过程中不断提升自身创造力(商燕劫等,2019^[46];Ye等,2021^[49])。参与在线品牌社区创新活动过程中,顾客被视为社区创建企业的“兼职员工”。当顾客获得来自社区的信息性和情感性支持时,在认知-情感人格系统(CAPS)的作用下,顾客个体的情感单元也会像认知单元一样被激活。此时,顾客就会产生对创新活动强烈的积极情感体验,意识到参与社区创新活动的重要意义并愿意为之投入时间和精力。富有创新激情的顾客会将创新活动进行内化,表现为主动搜寻各类创新资源,在不同想法之间建立联系,不断产生新颖的观点和创意等,从而使顾客自身创造力在创新活动中得到有效提升

(Perrewé等,2014^[44];方阳春等,2017^[45])。据此,本文提出如下研究假设:

H3a: 顾客创新激情在信息性社会支持与顾客创造力关系中起中介作用。

H3b: 顾客创新激情在情感性社会支持与顾客创造力关系中起中介作用。

综上所述,本研究的概念模型如图1所示。

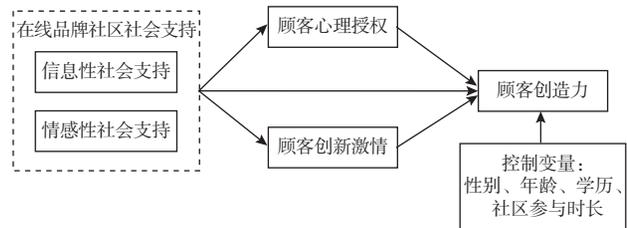


图1 在线品牌社区社会支持对顾客创造力影响机制的概念模型

三、实证研究

(一) 研究设计

1. 数据获取。

本研究以小米MIUI社区、华为花粉俱乐部、王者荣耀玩家社区、星巴克、携程、戴尔IdeaStorm等在线品牌社区中的顾客为样本。这些在线品牌社区的活跃度相对较高,参与社区创新活动的顾客数量也相对较多,具有较强的代表性。本次调查以在线问卷形式进行,在问卷星网站设计好在线调查问卷后,将生成的网络链接和问卷说明发布在相关在线品牌社区中,邀请样本顾客填写问卷。为确保受调查顾客具有一定的在线品牌社区创新活动参与经历,在问卷的开头设置了专门的甄别题,未参与过社区创新活动的顾客将被终止作答。通过1个月的在线问卷调查,共收到问卷634份,其中有效问卷523份,有效回收率为82.49%。有效样本顾客中,从性别来看,男性占比54.3%,女性占比45.7%,说明样本的性别较为平衡。从年龄来看,样本的年龄主要分布在18~25岁,占比43%;其次为26~30岁,占比30.8%;最少为50岁以上,占比仅1.7%,说明年轻顾客是在线品牌社区的主要活跃群体。从学历来看,本科教育程度的样本占比最高,为37.7%;专科教育程度次之,占比33.1%。从社区参与时间来看,大多数样本顾客加入社区的时长在1年左右。

2. 变量测量。

本研究采用李克特7级量表,对信息性社会支

持、情感性社会支持、顾客心理授权、顾客创新激情和顾客创造力 5 个变量进行测量, 1 代表“非常不同意”, 7 代表“非常同意”。为确保测量量表的准确性和有效性, 量表的设计主要参考了已有相关研究文献中的成熟量表, 并根据顾客参与在线品牌社区创新活动这一特定研究情境进行适当调整, 共有 24 个具体题项。其中对自变量社会支持两个维度(信息性社会支持和情感性社会支持)的测量主要参考了 Zhu 等 (2016)^[15]、Liang 等 (2011)^[22] 的相关研究, 共有 8 个题项; 对中介变量顾客心理授权的测量主要参考了韩小芸等 (2011)^[29]、范钧等 (2015)^[30]、刘思等 (2019)^[31] 的研究, 共有 3 个题项; 对中介变量顾客创新激情的测量主要参考了 Cardon 等 (2009)^[43]、单标安等 (2018)^[50] 的相关研究, 共有 7 个题项; 对因变量顾客创造力的测量主要参考了 Zhou 和 George (2001)^[51]、王莉和任浩 (2013)^[52] 的相关研究, 共有 6 个题项。本研究同时选取了年龄、性别、学历等人口统计学变量, 以及顾客在线品牌社区参与时长为控制变量。

3. 信度和效度检验。

本研究采用 SPSS 24.0 和 Mplus 8.0 软件, 对使用的测量量表进行信度和效度检验。结果表明 (见表 1、表 2), 所有变量的 Cronbach's α 系数均大于 0.7 的可接受水平, 说明量表具有良好的信度; 各测量题项的标准化因子载荷值均大于 0.5, 各变量的组

合信度 CR 值均大于 0.7, 平均提取方差 AVE 值均大于 0.5, 说明测量模型具有较充分的聚合效度; 对角线上 AVE 值的平方根均大于对应行列中的相关系数值, 说明测量模型具有较好的区分效度; 测量模型的各拟合指数值 ($\chi^2/df = 2.313$, $RMSEA = 0.050$, $CFI = 0.959$, $TLI = 0.954$, $SRMR = 0.028$) 均符合规定要求, 说明模型的拟合度良好。由此可见, 本研究使用的测量量表具有较好的信度和效度, 关系模型和研究假设具有一定的合理性, 可以对各变量之间的作用关系做进一步分析。

4. 共同方法偏差和多重共线性检验。

考虑到本研究主要使用主观程度性评价数据, 受调查顾客易受到一致性动机和社会期许的影响, 导致样本数据可能存在共同方法偏差问题, 影响研究结果的有效性和客观性。本研究采用 Harman 单因子分析法, 对样本数据进行共同方法偏差检验。分析结果显示, 累计解释的总变异量为 65.28%, 第一主成分解释的变异为 48.21%, 未超过建议值 50%, 表明共同方法偏差问题对研究结果的影响不是很大。本研究通过检验方差膨胀系数 (VIF) 来排除潜在的多重共线性问题。检验结果显示, 信息性社会支持、情感性社会支持、顾客心理授权和顾客创新激情的 VIF 值分别为 2.536、1.865、2.325 和 1.876, 均未超过建议值 5, 说明研究模型不存在严重的多重共线性问题。

表 1 信度和效度分析表

变量	题项	因子载荷	CR 值	AVE
信息性社会支持 $\alpha = 0.877$	1. 参与社区创新活动时, 社区会给我提供建议	0.794	0.877	0.641
	2. 参与社区创新活动时, 社区会告诉我解决问题的方法	0.818		
	3. 参与社区创新活动时, 社区会帮我找到问题的原因	0.784		
	4. 参与社区创新活动时, 社区会给我提供解决问题的信息	0.806		
情感性社会支持 $\alpha = 0.864$	1. 参与社区创新活动时, 社区会关心我	0.809	0.864	0.615
	2. 参与社区创新活动时, 社区会和我进行情感交流	0.772		
	3. 参与社区创新活动时, 社区会安慰和鼓励我	0.769		
	4. 参与社区创新活动时, 社区会给我情感支持	0.785		
顾客心理授权 $\alpha = 0.802$	1. 我可以自由选择如何参与社区创新活动	0.749	0.802	0.575
	2. 我充分了解与社区创新活动相关的各种情况	0.758		
	3. 我对社区创新活动有较大的影响力	0.767		

续前表

变量	题项	因子载荷	CR 值	AVE
顾客创新激情 $\alpha=0.903$	1. 我乐于参与社区创新活动	0.780	0.903	0.572
	2. 我有强烈的意愿参与社区创新活动	0.748		
	3. 参与社区创新活动时,我感到非常激动	0.745		
	4. 参与社区创新活动时,我感到非常享受	0.732		
	5. 参与社区创新活动时,我感到精力充沛	0.739		
	6. 参与社区创新活动让我非常兴奋	0.748		
	7. 我热衷于参与社区创新活动	0.799		
顾客创造力 $\alpha=0.898$	1. 参与社区创新活动时,我能够提出各种不同的新点子	0.795	0.898	0.596
	2. 参与社区创新活动时,我能够提出大量的新点子	0.759		
	3. 参与社区创新活动时,我能够提出新的创意和想法	0.768		
	4. 参与社区创新活动时,我能够提出与众不同的观点	0.777		
	5. 参与社区创新活动时,我能够用新颖的方法解决问题	0.733		
	6. 参与社区创新活动时,我能够提出原创且实用的解决方法	0.798		

表 2 各变量相关性分析表

变量	1	2	3	4	5
1 信息性社会支持	0.801				
2 情感性社会支持	0.632 **	0.784			
3 顾客心理授权	0.708 **	0.607 **	0.758		
4 顾客创新激情	0.636 **	0.536 **	0.608 **	0.756	
5 顾客创造力	0.702 **	0.602 **	0.663 **	0.630 **	0.772

注: **表示 $p < 0.01$, 下同; 对角线上的数值为 AVE 的平方根。

(二) 假设检验

1. 社会支持对顾客创造力的影响关系检验。

本研究采用 SPSS 24.0 软件,以顾客创造力为结果变量,信息性社会支持和情感性社会支持为自变量,在控制了性别、年龄、学历和顾客在线品牌社区参与时长后,构建多元回归方程,结果见表 3。由表 3 中回归模型 2 的分析结果可知,在线品牌社区信息性社会支持对顾客创造力的正向影响显著 ($\beta = 0.471, p < 0.001$),假设 H1a 得到有效验证;在线品牌社区情感性社会支持对顾客创造力的正向影响显著 ($\beta = 0.237, p < 0.001$),假设 H1b 得到有效验证。

2. 顾客心理授权和顾客创新激情的中介作用检验。

本研究采用 Process 插件中的 Bootstrap,选择模型 4,将样本数量设置为 5 000,置信水平设置为 95%,在控制了性别、年龄、学历和顾客在线品牌社

区参与时长后,顾客心理授权和顾客创新激情的中介效应检验结果如表 4 所示。由表 4 可知,顾客心理授权和顾客创新激情在信息性社会支持和情感性社会支持影响顾客创造力的模型中,共同发挥中介效应的置信区间分别为 $[0.212, 0.374]$ 和 $[0.267, 0.409]$,均不包含 0,表明顾客心理授权和顾客创新激情的共同中介效应显著,效应值分别为 0.289 和 0.333。顾客心理授权和顾客创新激情在信息性社会支持和情感性社会支持影响顾客创造力的模型中,置信区间分别为 $[0.092, 0.220]$ 、 $[0.129, 0.246]$ 、 $[0.082, 0.207]$ 和 $[0.100, 0.219]$,均不包含 0,且信息性社会支持和情感性社会支持对顾客创造力的直接影响均显著,表明顾客心理授权和顾客创新激情在信息性社会支持和情感性社会支持影响顾客创造力的关系中起部分中介作用,假设 H2a、H2b、H3a、H3b 均得到了有效验证。

表 3 多元回归分析结果

变量	因变量：顾客创造力			
		模型 1	模型 2	模型 3
控制变量	性 别	-0.037	-0.105	-0.134*
	年 龄	0.008	0.077*	0.060
	学 历	0.009	0.014	0.015
	社区参与时长	0.084	-0.007	0.008
自变量	信息性社会支持		0.471***	0.276***
	情感性社会支持		0.237***	0.143***
中介变量	顾客心理授权			0.193***
	顾客创新激情			0.233***
样本量		523	523	523
调整后 R ²		-0.001	0.536	0.593
F 值		0.906	101.319	96.140

注：***表示 $p < 0.001$ ，*表示 $p < 0.05$ 。

表 4 中介效应检验结果

变量	效应量系数	标准误	95%置信区间		
			下限	上限	
信息性社会支持	直接效应 1				
	0.323	0.038	0.249	0.397	
	间接效应 1				
	总间接效应	0.289	0.042	0.212	0.374
	顾客心理授权	0.153	0.032	0.092	0.220
	顾客创新激情	0.136	0.032	0.082	0.207
情感性社会支持	直接效应 2				
	0.215	0.035	0.147	0.283	
	间接效应 2				
	总间接效应	0.333	0.037	0.267	0.409
	顾客心理授权	0.184	0.030	0.129	0.246
	顾客创新激情	0.149	0.030	0.100	0.219

注：系数为非标准化；Bootstrap 样本量为 5 000。

四、研究结论与展望

(一) 研究结论

本研究基于社会支持和认知-情感人格系统 (CAPS) 理论, 利用对 523 位具有在线品牌社区创新活动参与经历顾客的问卷调查数据, 采用多元回归和 Bootstrap 分析方法, 经实证检验社会支持影响顾客创造力的直接效应和中介路径, 得出以下主要研究结论。

第一, 社会支持对顾客创造力具有显著的正向影响, 即顾客参与在线品牌社区创新活动过程中, 社区

提供的信息性社会支持和情感性社会支持对提升顾客创造力均有积极的促进作用。本研究运用社会支持理论, 充分考虑在线品牌社区顾客创新与企业组织内部员工线下创新在创新环境、创新主体上的差异, 基于外部创新环境视角, 从信息性和情感性社会支持两个维度, 印证了 Madrid 等 (2014)^[26]、赵建彬和景奉杰 (2016)^[11]、孟韬 (2017)^[12]、秦敏和李若男 (2020)^[8] 探索关于社会支持对顾客创造力积极影响作用的研究结论, 从而拓展了社会支持理论的应用范畴, 丰富了顾客在线创新和顾客创造力等相关研究

文献。

第二, 顾客心理授权在社会支持对顾客创造力的正向影响关系中具有中介作用, 即在线品牌社区提供的信息性和情感性社会支持, 既对顾客创造力有直接的正向影响, 同时又能通过强化顾客心理授权而对顾客创造力产生间接的正向影响。心理授权概念已从组织行为学领域延伸至营销和创新领域(韩小芸等, 2011^[29]; Khenfer等, 2020^[32]; 张军等, 2018^[33]; Lee等, 2021^[34]), 但尚未普遍应用于顾客参与在线品牌社区创新活动情境。本研究运用认知-情感人格系统(CAPS)理论, 经实证检验证实了顾客心理授权(个体认知单元)在社会支持对顾客创造力影响关系中的中介作用, 从而既拓展了认知-情感人格系统(CAPS)理论和心理授权概念的应用范畴, 又深入刻画了社会支持影响顾客创造力背后的心理机制。

第三, 顾客创新激情在社会支持对顾客创造力的正向影响关系中具有中介作用, 即在线品牌社区提供的信息性和情感性社会支持对顾客创造力的积极促进作用, 在一定程度上是通过激发顾客创新激情而得以实现的。从已有研究文献看, 创新激情概念主要用于解释员工创新行为和创造力背后的动力机制(商燕劼等, 2019^[46]; 秦伟平等, 2016^[47]; Ye等, 2021^[49]), 其在顾客创造力领域的适用性尚未得到充分验证。顾客参与在线品牌社区创新活动情境下, 顾客可以视为社区创建企业的“兼职员工”(方阳春等, 2017^[45])。本研究以顾客创新激情(个体情感单元)为中介, 构建并验证了社会支持与顾客创造力的关系模型, 从而既充分阐释了社会支持影响顾客创造力的中介路径, 又证实了创新激情概念在不同创新主体中的适用性。

(二) 管理启示

上述探究在线品牌社区社会支持对顾客创造力影响机制的研究结论, 对于在线品牌社区创建企业提供有效社会支持提升顾客创造力的经济学意义, 无疑是赋予了如下主要管理启示。

第一, 在线品牌社区创建企业应主动为顾客提供充分的社会支持。研究表明, 顾客参与在线品牌社区创新活动情境下, 信息性和情感性社会支持对顾客创造力均有显著的正向影响。因此, 在线品牌社区创建企业应积极主动地为参与社区创新活动的顾客提供充分的社会支持, 以有效提升顾客创造力和创新活动绩效。一方面, 社区创建企业应为顾客提供充分的信

息性社会支持, 广泛搜寻并及时提供顾客开展创新活动所需的新产品(服务)相关知识和信息。特别是当顾客在创新活动中遇到问题或困难时, 企业应主动提供可能的解决方法和方案建议。另一方面, 社区创建企业还应为顾客提供充分的情感性社会支持, 主动与顾客进行情感上的交流互动, 给予顾客情感上的关心支持和鼓励慰问, 以有效满足顾客在情感方面的心理需求。

第二, 在线品牌社区创建企业应不断强化和巩固顾客的心理授权。研究表明, 心理授权对提升顾客创造力有积极的促进作用。因此, 除前文所述的为顾客提供信息性和情感性社会支持以外, 在线品牌社区创建企业还应采取各种管理手段和授权方法, 使顾客在参与社区创新活动过程中, 体验到自身获得社区授权的心理认知, 感知到自身对社区创新活动的选择权、知情权和影响力等, 进而提升顾客创造力。具体而言, 社区创建企业可通过着力营造平等、包容的良好社区创新氛围, 充分尊重顾客在知识结构、创新理念和价值观等方面的个体差异, 高度重视顾客在创新任务、创新决策、创新行为等方面的自由选择, 有效确保顾客在观点表达、创意提供、意见发表等方面的自由度和重视度等举措, 来不断强化和巩固顾客心理授权。

第三, 在线品牌社区创建企业应充分激发和保护顾客的创新激情。研究表明, 创新激情对提升顾客创造力有积极的促进作用。因此, 除前文所述的为顾客提供社会支持以外, 在线品牌社区创建企业还应采取各种激励手段和保护措施, 使顾客在参与社区创新活动过程中获得强烈的积极情感体验, 并内化为对创新意义的认识和创新资源的投入, 进而提升顾客创造力。具体而言, 社区创建企业可通过不断强化顾客之间的情感交流和关系互动, 及时发现并充分发挥那些最具创新激情的领先顾客群体的引领带动效应, 赋予社区创新活动特殊的象征意义和社会价值, 设计游戏化的创新活动参与形式, 为创新任务设置一定的物质奖励等途径和方式, 来充分激发和保护顾客的创新激情。

(三) 局限与展望

本研究在一定程度上揭示了顾客参与在线品牌社区创新活动情境下社区提供社会支持影响顾客创造力的机理, 但是, 还需要学术界同仁继续深化探讨以下几个相关课题。其一, 本研究主要通过在线问卷调查方式获取基于样本顾客主观评价的横截面数据, 后续研究可以考虑采用顾客参与在线品牌社区创新活动的真实行为数据

进行实证分析。其二,本研究仅考虑了在线品牌社区创建企业为顾客提供的社会支持,未涉及来自社区内其他顾客的社会支持,后续研究可以进一步探索不同来源社会支持对顾客创造力的系统影响作用。其三,本研究仅关注了顾客心理授权和顾客创新激情的中介作用,社会

支持对顾客创造力的影响作用还可能受到在线品牌社区类型、顾客领先性、顾客参与动机、知识共享、创新任务特征等因素的中介或调节,后续研究可以进一步考虑其他可能的中介或调节变量,更深入系统地揭示社会支持对顾客创造力的影响机制。

参考文献

- [1] 解学梅,余佳惠. 用户参与产品创新的国外研究热点与演进脉络分析——基于文献计量学视角 [J]. 南开管理评论, 2021 (5): 4-15.
- [2] 廖俊云,林晓欣,卫海英. 虚拟品牌社区价值如何影响消费者持续参与: 品牌知识的调节作用 [J]. 南开管理评论, 2019 (6): 16-26.
- [3] 王莉,方澜,罗瑾琰. 顾客知识、创造力和创新行为的关系研究——基于产品创新过程的实证分析 [J]. 科学学研究, 2011 (5): 777-784.
- [4] Stock R M, von Hippel E, Gillert N L. Impacts of Personality Traits on Consumer Innovation Success [J]. Research Policy, 2016, 45 (4): 757-769.
- [5] Rosa J A, Qualls W J, Ruth J A. Consumer Creativity: Effects of Gender and Variation in the Richness of Vision and Touch Inputs [J]. Journal of Business Research, 2014, 67 (3): 386-393.
- [6] 王楠,陈详详,孙百惠,等. 谁的创意更具价值——内外部领先用户的对比研究 [J]. 南开管理评论, 2021 (5): 51-62.
- [7] Acar O A. Harnessing the Creative Potential of Consumers: Money, Participation, and Creativity in Idea Crowdsourcing [J]. Marketing Letters, 2018, 29 (2): 177-188.
- [8] 秦敏,李若男. 在线用户社区用户贡献行为形成机制: 在线社会支持和自我决定理论视角 [J]. 管理评论, 2020 (9): 168-181.
- [9] Hildebrand C, Häubl G, Herrmann A, et al. When Social Media Can Be Bad for You: Community Feedback Stifles Consumer Creativity and Reduces Satisfaction with Self-Designed Products [J]. Information Systems Research, 2013, 24 (1): 14-29.
- [10] Hajli M N. The Role of Social Support on Relationship Quality and Social Commerce [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2014, 87 (3): 17-27.
- [11] 赵建彬,景奉杰. 在线品牌社群氛围对顾客创新行为的影响研究 [J]. 管理科学, 2016 (4): 125-138.
- [12] 孟韬. 品牌社区中管理员支持感、社区支持感与顾客创新行为 [J]. 经济管理, 2017 (12): 122-135.
- [13] 范钧,梁号天. 社区创新氛围与外向型知识共创: 内部人身份认知的中介作用 [J]. 科学学与科学技术管理, 2017 (11): 71-82.
- [14] 范钧,林东圣. 社区支持、知识心理所有权与外向型知识共创 [J]. 科研管理, 2020 (7): 1-10.
- [15] Zhu D H, Sun H, Chang Y P. Effect of Social Support on Customer Satisfaction and Citizenship Behavior in Online Brand Communities: The Moderating Role of Support Source [J]. Journal of Retailing and Consumer Services, 2016, 31 (3): 287-293.
- [16] Lin X L, Kishore R. Social Media-enabled Healthcare: A Conceptual Model of Social Media Affordances, Online Social Support, and Health Behaviors and Outcomes [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021, 166 (5): 1-15.
- [17] Evans M, Donelle L, Hume-Loveland L. Social Support and Online Postpartum Depression Discussion Groups: A Content Analysis [J]. Patient Education Counseling, 2012, 87 (3): 405-410.
- [18] Chiu C M, Huang H Y, Cheng H L, et al. Understanding Online Community Citizenship Behaviors Through Social Support and Social Identity [J]. International Journal of Information Management, 2015, 35 (4): 504-519.
- [19] Smedley R, Coulson N, Gavin J, et al. Online Social Support for Complex Regional Pain Syndrome: A Content Analysis of Support Exchanges Within a Newly Launched Discussion Forum [J]. Computers in Human Behavior, 2015, 51 (10): 53-63.
- [20] Ha H Y, Perks H. Effects of Consumer Perceptions of Brand Experience on the Web: Brand Familiarity, Satisfaction and Brand Trust [J]. Journal of Consumer Behaviour, 2005, 4 (6): 438-452.
- [21] 沈鹏熠,万德敏,吴佳琦. 虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感机理探究——中介路径及其边界条件实证检验 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (7): 100-114.
- [22] Liang T P, Ho Y T, Li Y W, et al. What Drives Social Commerce: The Role of Social Support and Relationship Quality [J]. International Journal of Electronic Commerce, 2011, 16 (2): 69-90.
- [23] 徐岚. 顾客为什么参与创造? ——消费者参与创造的动机研究 [J]. 心理学报, 2007 (2): 343-354.
- [24] 张辉,徐岚,张琴,等. 顾客参与创新过程中授权对消费者创造力的影响研究 [J]. 商业经济与管理, 2013 (12): 37-44.
- [25] Jessen A, Hilken T, Chylinski M, et al. The Playground Effect: How Augmented Reality Drives Creative Customer Engagement [J]. Journal of Business Research, 2020, 116 (8): 85-98.
- [26] Madrid H P, Patterson M G, Birdi K S, et al. The Role of Weekly High-activated Positive Mood, Context, and Personality in Innovative Work Be-

- havior: A Multilevel and Interactional Model [J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2014, 35 (2): 234-256.
- [27] Johnson D S, Lowe B. Emotional Support, Perceived Corporate Ownership and Skepticism Toward Out-Groups in Virtual Communities [J]. *Journal of Interactive Marketing*, 2015, 29 (2): 1-10.
- [28] 骆紫薇, 陈斯允. 社会支持对顾客补偿性消费的影响——感知权力与心理资本的作用 [J]. *软科学*, 2018 (1): 114-117.
- [29] 韩小芸, 谢礼珊, 杨俊峰. 顾客心理授权及其与服务公平性关系的实证研究 [J]. *营销科学学报*, 2011 (3): 111-122.
- [30] 范钧, 付沙沙, 葛米娜. 顾客参与、心理授权和顾客公民行为的关系研究 [J]. *经济经纬*, 2015 (6): 89-94.
- [31] 刘思, 张德鹏, 林萌菲. 顾客心理授权、顾客承诺与网络口碑推荐关系研究——在线品牌社区类型的调节作用 [J]. *预测*, 2019 (4): 24-31.
- [32] Khenfer J, Shepherd S, Trendel O. Customer Empowerment in the Face of Perceived Incompetence: Effect on Preference for Anthropomorphized Brands [J]. *Journal of Business Research*, 2020, 118 (3): 1-11.
- [33] 张军, 陈晓萍, 姜中霜. 用户-企业共享价值诉求与企业创新能力关系研究——以顾客授权为中介 [J]. *中国管理科学*, 2018 (12): 177-185.
- [34] Lee T, Liu C H S, Li P H. The Influences of Cooperative Climate, Competitive Climate and Customer Empowerment on Service Creativity [J]. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 2021, 63 (11): 1-10.
- [35] Mischel W, Shoda Y. A Cognitive-affective System Theory of Personality: Reconceptualizing Situations, Dispositions, Dynamics, and Invariance in Personality Structure [J]. *Psychological Review*, 1995, 102 (2): 246-268.
- [36] 高天茹, 贺爱忠. 职场排斥对知识隐藏的影响机理研究: 一个被调节的链式中介模型 [J]. *南开管理评论*, 2019 (3): 15-27.
- [37] Thomas K W, Velthouse B A. Cognitive Elements of Empowerment: An "Interpretive" Model of Intrinsic Task Motivation [J]. *The Academy of Management Review*, 1990, 15 (4): 666-681.
- [38] 李永占. 变革型领导对员工创新行为的影响: 心理授权与情感承诺的作用 [J]. *科研管理*, 2018 (7): 123-130.
- [39] Labrecque L I, Vor dem Esche J, Mathwick C, et al. Consumer Power: Evolution in the Digital Age [J]. *Journal of Interactive Marketing*, 2013, 27 (4): 257-269.
- [40] Prentice C, Han X Y, Li Y Q. Customer Empowerment to Co-create Service Designs and Delivery: Scale Development and Validation [J]. *Services Marketing Quarterly*, 2016, 37 (1): 36-51.
- [41] O'Cass A, Ngo L V. Achieving Customer Satisfaction in Services Firms via Branding Capability and Customer Empowerment [J]. *Journal of Services Marketing*, 2011, 25 (7): 489-496.
- [42] Vallerand R J, Blanchard C, Mageau G A, et al. Les Passions De L'ame: On Obsessive and Harmonious Passion [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2003, 85 (4): 756-767.
- [43] Cardon M S, Wincent J, Singh J, et al. The Nature and Experience of Entrepreneurial Passion [J]. *Academy of Management Review*, 2009, 34 (3): 511-532.
- [44] Perrewé P L, Hochwarter W A, Ferris G R, et al. Developing a Passion for Work Passion: Future Directions on an Emerging Construct [J]. *Journal of Organizational Behavior*, 2014, 35 (1): 145-150.
- [45] 方阳春, 贾丹丹, 陈超颖. 包容型人才开发模式对创新激情和行为的影响研究 [J]. *科研管理*, 2017 (9): 142-149.
- [46] 商燕劫, 庞庆华, 李晓峰. 创新激情、知识分享意愿对员工创造力的影响——心理安全感的调节作用 [J]. *技术经济*, 2019 (3): 8-16, 121.
- [47] 秦伟平, 赵曙明, 周路路, 等. 真我型领导与员工创造力: 中介性调节机制 [J]. *管理科学学报*, 2016 (12): 83-94.
- [48] 杨皎平, 戴万亮, 李豪. 人岗匹配、资源赋能与平台企业员工创新激情 [J]. *科研管理*, 2022 (10): 200-208.
- [49] Ye P H, Liu L Q, Tan J. Influence of Knowledge Sharing, Innovation Passion and Absorptive Capacity on Innovation Behaviour in China [J]. *Journal of Organizational Change Management*, 2021, 34 (5): 894-916.
- [50] 单标安, 闫双慧, 鲁喜凤. 创业激情、认知偏差与技术商业化速度 [J]. *科学学研究*, 2018 (10): 1809-1816, 1827.
- [51] Zhou J, George J M. When Job Dissatisfaction Leads to Creativity: Encouraging the Expression of Voice [J]. *Academy of Management Journal*, 2001 (4): 682-696.
- [52] 王莉, 任浩. 虚拟创新社区中消费者互动和群体创造力——知识共享的中介作用研究 [J]. *科学学研究*, 2013 (5): 701-710.

(责任编辑: 邵霖 张安平)