



展望“十五五”——战略机遇和风险挑战

CCISSR

北大赛瑟(CCISSR)论坛文集·2025

北京大学中国保险与
社会保障研究中心(CCISSR) 编

书 名：展望“十五五”：战略机遇和风险挑战
——北大赛瑟（CCISSR）论坛文集 2025
编 著：北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）
地 址：北京大学经济学院 237A 室（100871）
网 址：<https://econ.pku.edu.cn/ccissr>
出版时间：2025 年 12 月第 1 版

未经许可，不得以任何方式复制或抄袭本书之部分或全部内容。
版权所有，翻印必究

致 谢

北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）衷心感谢以下理事会员单位（2024-2025 年度）的大力支持！

中国人寿保险（集团）公司
中国出口信用保险公司
中国太平保险集团有限责任公司
中国平安保险（集团）股份有限公司
太平人寿保险有限公司
全国社会保障基金理事会
中国金融传媒股份有限公司
国泰人寿保险股份有限公司
金融时报社
中国人民健康保险股份有限公司
现代财产保险（中国）有限公司
上海商涌科技有限公司
恒安标准养老保险有限责任公司
大家人寿保险股份有限公司
中欧基金管理有限公司
长城人寿保险股份有限公司
富德生命人寿保险股份有限公司

编者简介

北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）成立于 2003 年 9 月，是一家致力于保险与社会保障研究的非营利学术机构，其宗旨是充分发挥北京大学经济学院在风险管理与保险学教育和研究方面的优势，借助中外风险管理与保险以及社会保障领域的重要资源，加强学界、监管部门和业界的密切合作，促进保险与社会保障的理论研究、知识传播与实际应用。中心成立二十二年来，在学术研究、国内合作与国际交流等方面积极开展工作，在国内外产生了较大的影响。

一年一度的“北大赛瑟（CCISSR）论坛”是中心的一项重要学术活动。“赛瑟”二字源自中心英文简称 CCISSR 的谐音，“赛”意指科学、竞争与交流，“瑟”取庄重、严谨、明洁之意，集中体现论坛汇集国内外学界专家、业界精英及政界高层人士、打造学术争鸣与信息共享的绝佳平台、提供思想碰撞和科学研讨之良机的目标。

内容简介

第二十二届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”于 2025 年 11 月 7 日-8 日在北京大学召开。本届论坛的主题是“展望‘十五五’：战略机遇和风险挑战”。来自国内外的学界、政界和业界的专家、学者在论坛上发表了精彩的演讲，数十位论文入选作者和与会者分享了自己的研究成果。

本书收录了大会主旨演讲人的发言及具有较高学术价值或创新理论的论坛入选论文，以飨读者。该书适合保险与社会保障领域的学界、业界和政府部门相关人士阅读，是读者了解中国保险与社会保障领域的理论前沿、政策动态和业界发展的理想参考读物。

目 录

1 展望“十五五”：战略机遇和风险挑战

反“内卷”应成为行业共识

保险业未来发展聚焦四方面.....孙祁祥

“十五五”时期养老保险改革发展的几个新课题.....胡晓义

坚持高质量发展，提升保险与经济的适配性.....梁涛

加快保险机构数智化转型，积极拥抱保险业的AI时刻.....陈文辉

“十五五”医保发展挑战与改革：系统性冲突与破局.....陈金甫

保险业奋力谱写高质量发展新篇章.....董波

社会保障的过去五年和未来五年.....郑伟

2 保险公司经营

寿险公司保障属性对经营效率的影响——基于 NSBM 模型

.....沈俊文、刘万

“太相似而不能倒”——中小保险公司治理同质化与风险共振效应研究

.....徐华、曹梦霞

基于基尼系数的保险定价模型评估与选择.....张连增、赵若任、李浩男

3 养老保险

国有资本划转养老保险、延迟退休的公平福利效应

——基于人力资本异质性 OLG 模型.....刘嘉艳

婚姻状况会影响新业态劳动者的养老保险偏好吗？

——基于江苏省 1948 份新业态劳动者的调查数据

.....汪荣明、伍安琪、叶明华

4 医疗与长护险

城乡居民大病保险对向下代际支持的影响

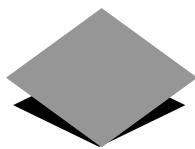
——基于经济支持和服务支持的研究.....杜霞、王治

异地参保对医疗服务利用的影响研究
——基于 2018 年“流动人口动态监测调查数据”的实证分析…史晓晨
Long-Term Care Insurance and Female Empowerment:
Evidence from a Quasi Experiment in China
..... 陈华、陈茜、丁宇刚、王晓全

5 财产与责任保险

首台套保险对企业双元创新的影响研究.....刘翠、赵博伟
气候风险、存款保险与商业银行特许权价值.....孙武军、水沫紫

后记



1

展望“十五五”： 战略机遇和风险挑战

反“内卷”应成为行业共识 保险业未来发展聚焦四方面

孙祁祥¹

孙祁祥发表了开幕致辞。她对各位嘉宾的到来表示欢迎，并表示今年是“十四五”规划的收官之年，过去五年，在复杂多变的国内外环境中，我国经济社会发展取得了新的历史性成就，改革目标任务总体如期完成。

孙祁祥表示，“十五五”时期，我国仍处于机遇与风险并存的阶段。大国演进、科技进步、人口发展与风险演化四大规律的交织，既给当代社会带来重大机遇，但也要面对不确定性剧增之下风险管理这个紧迫的议题。风险与人类社会共生，保险业必然是一个需要持续发展的行业。随着科技的进步、经济规模的增大和社会结构的日益庞杂，风险总量越来越大、风险类型越来越多、风险结构也越来越复杂。以风险管理为己任的保险行业，面对国家战略、实体经济、民生保障对行业提出的高标准和严要求，必须要有更加稳健、高质量的发展，才能不辱使命。

孙祁祥提出，反“内卷”之风，聚“协作”之力，以更稳健的发展，更强大的实力，服务国家战略、实体经济和民生保障，应当成为行业共识。保险业未来发展应聚焦四个方面：一是固本强基，推进行业内部协作；二是风险减量，强化与客户的协作；三是资源整合，深化跨行业协作；四是安全网构筑，加强与公共部门协作。

¹ 孙祁祥，北京大学中国保险与社会保障研究中心名誉主任。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

“十五五”时期养老保险改革发展的 几个新课题

胡晓义¹

胡晓义会长以“‘十五五’时期养老保险改革发展的几个新课题”为主题发表了演讲。他讲道，“十五五”时期养老保险改革发展面临几个新课题。一是顺应城镇化趋势和节奏，有序推动职保、居保参保人员结构转换。居民养老保险与职工养老保险之间的制度衔接需要进一步优化。党的二十届四中全会《建议》为社会保障领域深化改革指明了方向：需要深入推进以人为本的新型城镇化，科学有序推进农业转移人口市民化，推行由常住地登记户口提供基本公共服务制度。

二是顺应就业方式多元化趋势，探索新就业形态人员养老保险的实现方式。随着互联网平台等新业态从业人员规模的趋势性扩大，在为经济社会发展注入新活力的同时，就业岗位、劳动关系、工作时间和报酬收入等都面临不确定性。《建议》指出，面对平台经济等新就业形态的快速发展，亟需推动灵活就业、新业态健康发展；提高灵活就业人员、农民工、新就业形态人员参保率。

三是按照系统集成、协同高效原则，升级养老保险基金统筹。企业职工养老保险应完善全国统筹，机关事业单位养老保险要探索更高层级的统一管理，城乡居民养老保险资金管理也应上收整合。通过制度协同与资金管理优化，构建全国统一、高效安全的养老保险统筹体系。

四是顺应居民收入结构变化，扩容养老金待遇评价参照系。应建立更加科学的待遇评估体系，将人均GDP、居民可支配收入、财产性收入等指标纳入参考，拓宽养老金水平的评价维度，使养老金增长更充分反映经济发展成果和收入结构变化，实现代际公平与可持续协调发展。

¹ 胡晓义，中国社会保险学会会长、人力资源社会保障部原副部长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

坚持高质量发展，提升保险与经济的适配性

梁涛¹

梁涛副主席以“坚持高质量发展，提升保险与经济的适配性”为主题发表了演讲。他指出，“十五五”时期是我国基本实现社会主义现代化的关键阶段，经济社会高质量发展对保险业提出了更高要求。保险业需紧扣高质量发展总基调，聚焦五篇大文章，发挥好“两器”“三网”作用，实现强监管、防风险、促高质量发展的目标。梁涛认为，应该从以下三大领域、十个方面提升保险业与经济发展的适配性。

第一，高效服务现代化产业体系建设和新质生产力发展。保险业要聚焦智能化、绿色化、融合化方向，为传统产业优化提升、新兴产业和未来产业培育壮大提供更多保险产品。具体包括四个方面：大力开展科技相关保险，运用保险资金服务新质生产力，大力开展绿色保险，以及大力开展数据资产和网络安全的保险。

第二，有力支持构建新发展格局。保险业要围绕扩大内需这个战略基点，优化贸易融资、出口信用保险等跨境服务，加快促进内外贸一体化，加力畅通国内国际双循环。具体包括两个方面：发展国内信用保险，大力开展国际运输和航运保险。

第三，有效满足民生领域金融需求。积极推动保险服务，更多更公平惠及人民群众。具体包括四个方面：发展养老保险，提高普惠保险服务的可及性和标准，大力开展农业保险，大力开展灾害保险。

梁涛表示，在解决有没有问题的基础上，提升保险业与经济发展的适配性还应考虑保险期限的长短、品种的多样性、费率的高低、服务的便捷性，以及满足不同层次的需求。

¹ 梁涛，原中国银保监会副主席。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

加快保险机构数智化转型， 积极拥抱保险业的 AI 时刻

陈文辉¹

陈文辉副理事长以“加快保险机构数智化转型，积极拥抱保险业的 AI 时刻”为主题发表了演讲。他指出，以互联网、大数据、云计算、人工智能和区块链为代表的新技术正深度融入经济社会发展的各领域全过程。随着技术成本持续下降、应用边界不断拓展，产业数字化成为数字经济下半场的主旋律，为传统行业注入了新的增长动能。国家近年来密集出台政策，全面实施“人工智能+”行动，在金融、科技、民生等领域部署智能化转型举措，为保险业的数智化发展提供了方向指引与政策保障。

陈文辉表示，保险业正在进入 AI 时代。保险业作为典型的数据密集型行业，天然具备 AI 应用优势。人工智能技术能够在风险定价、智能核保、理赔管理、反欺诈监测、客户服务等环节深度赋能，实现运营提效、风险防控与服务优化的协同提升。近年来，保险业不断加大对 AI 等前沿技术的投入水平，保险公司中采用大模型技术的占比快速提升。2025 年是 AI 在保险业应用的转折之年：目前 AI 的性能和成本已经达到临界点，AI 应用也在今年同步迎来爆发。以大模型为代表的 AI 可能是各类保险机构实现质变提升的重要机会。

针对保险业拥抱 AI 的具体落实，陈文辉提出几点建议：第一，全面实施数智化转型战略；第二，挖掘数据价值，提升经营效率；第三，加大 AI 人才的培养和使用；第四，高度关注 AI 运用可能带来的风险。

¹ 陈文辉，全国社会保障基金理事会原副理事长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

“十五五”医保发展挑战与改革： 系统性冲突与破局

陈金甫¹

陈金甫副局长以“‘十五五’医保发展挑战与改革：系统性冲突与破局”为主题发表了演讲。他指出，党的十八大以来，我国医疗保障事业以战略性购买为主线，持续推动医药创新与产业升级。自2017年医保目录调整和准入谈判启动、2018年国家组织药品集中采购改革实施以来，逐步形成了医保待遇保障、基金支付、医药价格系统作用的医保战略性购买机制。

陈金甫谈道，进入“十五五”时期，医保体系面临多重命题与挑战。在共同富裕目标下，医疗资源分布不均制约收入均等化进程；高质量发展要求加快建成多层次医疗保障体系；科技立国战略要求三医实现协同治理与创新。在此背景下，一系列矛盾亟待破解，比如，在公平导向下防范福利陷阱，在结构性矛盾中维持基金平衡；界定全民医保责任边界，拓展商业健康保险发展空间；统筹可持续战略与战略性购买之间的制度冲突。

陈金甫表示，针对这些问题，“十五五”时期医保改革需从多维度寻求突破。一是以系统统筹破解制度壁垒与基金瓶颈，并通过三医协同深化战略性购买，提升整体运行效能；二是从国家战略层面加快发展商业健康保险，促进社会保险与商业保险深度融合，构建多层次医疗保障体系；三是以机制协同破解医药科技创新困局，充分发挥医保支付与医药价格机制对医药科技创新的杠杆作用，为行业发展注入新动能。

¹ 陈金甫，国家医疗保障局原副局长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

保险业奋力谱写高质量发展新篇章

董波¹

董波会长以“保险业奋力谱写高质量发展新篇章”为主题发表了演讲。他表示，“十四五”期间，保险业在服务国家战略、保障民生福祉、防灾减灾救灾和科技赋能转型等方面取得了显著成效，为行业高质量发展奠定了坚实基础。

在民生领域，保险业不断完善农业保险、养老保险与健康保险体系，聚焦城乡居民多层次保障需求。农业保险实现由“广覆盖”向“高质量”转变，在保障农民收入、服务乡村振兴方面发挥重要作用。商业养老保险体系建设稳步推进，通过产品和服务创新强化老年保障。同时，行业积极回应新市民与新业态群体的保险需求，为快递员、外卖骑手等新就业群体提供更具包容性的风险保障，彰显社会责任担当。

在绿色与科技领域，保险业不断推进产品创新与数字化转型。绿色保险助力节能减排、清洁能源和绿色建筑发展；科技赋能持续深化，人工智能、大数据、云计算等技术广泛应用于承保、理赔、风控环节，显著提升了运营效率与服务质量。

在防灾减灾救灾方面，保险业充分发挥经济“减震器”和社会“稳定器”功能。面对重大灾害和突发事件，行业快速响应、及时理赔，为灾后重建和社会稳定提供了有力支撑。

董波指出，展望“十五五”，保险业将继续以高质量发展为主线，深化改革、强化创新驱动，完善制度机制和风险防控体系，推动数字化与绿色化协同发展，更好服务国家战略，守护人民美好生活。

¹ 董波，中国保险学会会长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

社会保障的过去五年和未来五年

郑伟¹

郑伟教授以“社会保障的过去五年和未来五年”为主题发表了演讲。他指出，“十四五”时期，我国社会保障改革发展进入快车道，实现了新跨越。一是拓展了覆盖范围的广度，二是提升了统筹层次的高度，三是加大了改革创新的力度，四是增强了民生服务的温度，五是夯实了基金积累的厚度。这一时期，我国社会保障领域实现了一系列从0到1的突破：习近平总书记在主持中央政治局集体学习时指出社会保障是“治国安邦的大问题”、养老保险全国统筹取得突破性进展、个人养老金制度启动并覆盖全国、延迟法定退休年龄政策稳妥有序实施、职工医保门诊共济保障机制全面建立、新业态职业伤害保障试点启动并扩大范围等。

郑伟认为，展望“十五五”，社会保障改革需聚焦三大重点领域。在养老保险领域，完善并落实基本养老保险全国统筹制度，加快发展多层次多支柱养老保险体系，逐步提高城乡居民基础养老金等。在医疗保险领域，推进基本医疗保险省级统筹，健全多层次医疗保障体系，推行长期护理保险，健全“三医”协同发展和治理机制等。在社保高质量发展领域，着重关注失业和工伤保险扩面，灵活就业人员、农民工和新就业形态人员扩面，健全社保精算制度确保基金可持续，优化经办管理服务等方面。

¹ 郑伟，北京大学中国保险与社会保障研究中心主任。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。



2

保 险 公 司 经 营

寿险公司保障属性对经营效率的影响 ——基于 NSBM 模型

沈俊文、刘万¹

摘要：

在寿险业务结构转型与高质量发展关键期，寿险公司逐步回归保障主业，并已有一定成效。但叠加利率下行等因素影响，寿险行业利差损等风险加剧，给公司经营稳定经营造成了阻碍。因此，本文通过运用超效率 NSBM 模型构建全局生产前沿面，使用 2016-2022 年面板数据对 40 家寿险公司整体和各阶段的经营效率值进行测算与分析，发现头部公司经营效率实现了断层领先。在实证上，本文围绕保险风险占比衡量寿险公司保障属性，使用三种实证模型共同分析寿险保障属性对经营效率的影响，并通过更换解释变量和子样本回归验证研究结论稳健性。研究表明，寿险公司保障属性对经营效率呈显著“U”形关系，当保障属性超过 0.55 后会才会持续带来积极影响。而保障属性较强的上市公司的保障属性则与经营效率呈现显著的倒“U”型关系。因此寿险公司在回归保障主业的过程中，不仅要发展保障型业务也要在经营中把握好保障和金融属性的平衡。

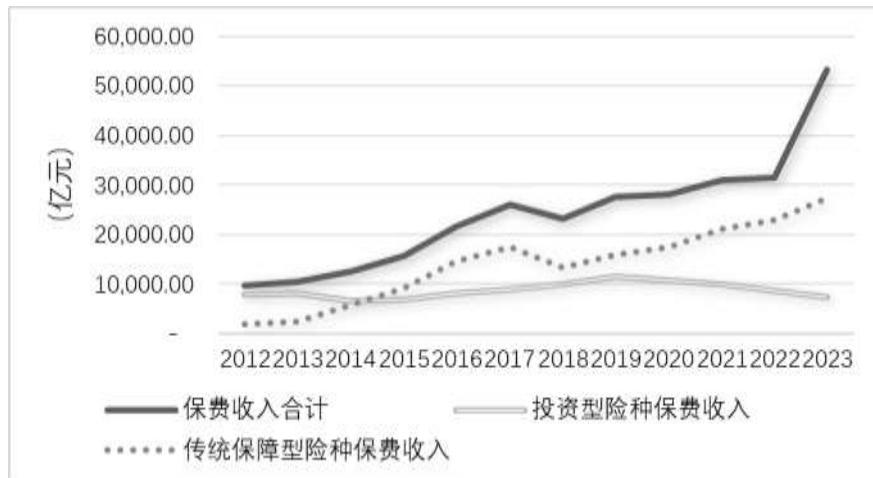
关键词：经营效率，保障属性，NSBM 模型，保险风险

一、引言

近年来，我国人身险行业受新冠疫情、利率下调等多重因素影响，步入业务转型关键时期。梳理 2013-2024 年《中国保险统计年鉴》数据发现（见图 1），2023 年我国人身险保费收入较 2012 年增长约 567%，保费增速也攀升至新高峰。从整体发展看，2012-2023 年人身险保费收入呈波动上升趋势，仅 2018 年因《中国保监会关于规范人身保险公司产品开发设计行为的通知》等监管政策效应显现，叠加代理人规模增长停滞等因素，导致整体保费收入出现下滑（董方冉，2019）。按险种划分来看，以普通寿险、意外险和健康险为主的传统保障型险种保费收入呈现波动增长，与整体波动趋势相似，而以分红险、万能险和投资连结险为主的

¹ 沈俊文，西南政法大学经济学院保险系硕士研究生。刘万，西南政法大学经济学院保险系副教授。

投资型产品的发展趋势与传统保障型险种差异显著，其保费收入在 2015 年以前高于传统保障型险种，2015 年被赶超，后续增长乏力，与传统型险种的差距逐渐拉大。这反映出我国寿险行业业务结构调整已初显成效，说明保险正逐步回归“保险保障”本源，聚焦风险分散与经济补偿功能，避免了过度陷入金融逐利误区（魏华林，2020）。



数据来源：2013-2024 年中国保险年鉴

图 1：寿险公司保障型产品发展

过往，寿险公司发展多侧重于规模扩张与增速提升，但低水平重复竞争与高质量供给不足的结构性矛盾，不仅导致行业经营效率偏低，还威胁到企业经营稳定与行业健康发展。因此对寿险公司经营的监管与引导不断强化，2024 年，国务院发布《关于加强监管防范风险推动保险业高质量发展的若干意见》，从国家层面再次强调险企要“专注主业，保护消费者合法权益，更好满足人民群众日益增长的保险保障和财富管理需求”；随后，国家金融监督管理总局针对分红险和万能险陆续出台两份文件，进一步要求寿险公司规范投资型产品的设计，持续引导行业调整业务结构，强化保险保障功能，推动保障型产品发展。

二、文献综述

（一）寿险公司保障功能研究

在保障属性的定义上，国内外学者观点基本一致，认为保障属性是保险公司区别于其他金融机构的基本属性，而以资金运用为代表的金融属性则属于衍生属性（Delporte, 1991；魏华林, 2018）。寿险公司的保障属性通过以保险风险转移为目的的保障型产品实现，业务结构直接影响其保障属性的强弱。具体而言，寿险公司的保障属性主要体现在三个方面：首先，核心产品以风险保障为中心，能够有效转移死亡、意外和疾病等风险，如普通型寿险、意外险及健康险等保障属性较强的险种（邵全权等, 2010；Lee, 2017）；其次，寿险公司经营发展应聚焦长期风险管理，通过科学精算厘定费率、建立风险准备金，确保在保险事故发生

时切实履行赔付责任，保障被保险人权益（张智超，2021）；第三，业务结构中传统保障型产品占比合理，不过度依赖投资型产品，注重通过保障功能满足社会对风险对冲的需求，而非单纯追求投资收益，这也是“保险姓保”理念的核心体现（魏华林，2018）。

（二）保障属性对寿险公司经营效率的影响

从国内外现有研究来看，保障属性对寿险公司经营效率的影响主要源于保障型产品自身特征和监管引导两个方面。首先，既往研究表明，保障型产品凭借风险可估性、高客户黏性及低退保率等特点，对寿险公司经营效率产生显著正向影响，这在国内外研究中均有验证。在当前低利率环境下，资本需求增加对寿险公司偿付能力带来一定挑战（Eling et al, 2013; 孙葛亮, 2020; Kiptoo et al, 2021）。有学者通过定量分析，系统评估美国寿险公司的财务表现、风险调整收益和运营效率，发现保障型产品通过风险分散机制有效缓解了资本压力（Bouzouita, 2023），其稳定的负债结构也降低了资本市场波动带来的影响，进而保障市场份额稳定并提升经营效率（邵全权等, 2010; 许健良, 2019; Ishtiaq et al, 2019; Zinyoro et al, 2023）。

其次，抗风险能力与稳定客户资源是衡量寿险公司经营稳定性关键维度（周文波，2017）。国内外均有研究表明保障型产品依托高价值稳定客户群体，形成长期、可预测的保费收入流，并以低退保率等特点有效降低了流动性风险与资产负债错配风险和利差损风险（崔鹏等, 2024; Kiptoo et al, 2021）。同时，保障型产品赔付周期长的特性，有助于改善公司现金流、优化费用结构、显著减轻客户获取成本的摊销压力，其风险可估性为精细化风险定价与准备金管理创造有利条件，增强了财务稳定性（Sharif et al, 2024; Mulchandani et al, 2017; 陈文美, 2020）。从国内来看，国内学者（吴中超, 2021; 刘凤朝等, 2020; 吴望春等, 2020）基于不同模型数据包络分析（Data Envelopment Analysis）对不同时间段和类别的寿险公司测算经营效率并分析，多数研究表明，我国寿险公司经营效率普遍表现为非 DEA 有效，存在投入浪费（杜玉超, 2020; 胡根华等, 2016），而保障属性较强的健康险公司多数可实现 DEA 有效，说明保障属性较强的健康险业务与经营效率呈正相关（卓志等, 2015）。

（三）监管发展对寿险公司业务转型的影响

在监管引导层面，国内外不同监管体系下的政策导向具有一致性，当前监管体系主要通过强化具有金融属性较强的险种的资本要求和设计规范，促使险企进行业务结构调整。例如，SolvencyII体系和我国的“偿二代”工程等对具有分红、投资、储蓄性质的险种实施更严格的资本计量与风险边际要求（Sheehan et al, 2018; 王鹏程等, 2025）。其中我国偿二代工程以“保险姓保”为导向，加强了投资理财类险种的资本要求，对纯保障型产品的资本要求则适当放宽，使得投资型产品占比高的险企偿付能力充足率明显下降，促使险企推进业务结构转型与产品提质增效（陈文辉, 2017）。在此背景下，李红坤等（2021）通过对我国 2016-2020 年 85 家保险公司面板数据的检验发现，偿付能力较低的公司投资更谨慎且收益更低；Tidong Zhang 等（2023）采用随机前沿分析计算成本效率发现，偿二代政策对保险公司成本效率提升具有显著积极影响。

综上所述，首先寿险公司保障型产品与保险风险关联紧密，与市场、信用风险关联度低，保障型产品的发展是寿险公司“保险姓保”的核心路径。第二保障型产品对寿险公司经营效率的影响主要来自于保障型产品自身特点和监管导向。最后，国内少有关于保障型产品对寿险公司经营效率影响的研究，且在寿险公司保障属性的衡量上仍有争议，寿险公司经营效率测算指标和模型选取及构建的科学性与合理性仍有优化空间。基于此，本文聚焦二者内在联系，系统梳理保障型产品定义与度量方法，优化经营效率测算模型，构建更具解释力的理论框架。

（四）理论分析与研究假设

数据包络分析（DEA）有效性的核心在于投入与产出的最优配置，而当前我国寿险行业的转型特征决定了经营效率尚未达到 DEA 有效状态。

从投入维度看，资源错配现象普遍存在。其一，转型前粗放扩张模式遗留的冗余成本尚未完全消化，部分公司代理人规模与业务需求不匹配，网点布局重叠导致租金与管理成本居高不下。尽管行业加速代理人队伍提质增效，但存量人员的专业能力与保障型产品的精算、核保要求存在差距，培训投入的边际效益递减。其二，保障型产品的前期投入具有刚性特征，精算模型研发、风险管理系统搭建等沉没成本较高，而利率下行周期中，资金运用部门为平衡收益过度配置高风险资产，进一步推高风险对冲成本，形成投入要素的低效占用。

从产出维度看，业务结构失衡制约效率提升。转型期内，投资型产品规模收缩与保障型产品增长不同步，导致保费收入波动加剧，规模经济效应难以发挥。同时，保障型产品的赔付支出受疾病发生率、意外事故频率等不确定性因素影响，精算假设与实际理赔数据的偏差可能引发准备金计提不足或过剩，破坏利润稳定性。此外，部分公司保障型产品同质化严重，未能精准匹配细分市场需求，健康险、意外险等产品的风险保障与客户真实需求存在错配，导致单位保费的风险补偿价值偏低，产出效率受损。

从制度看，制度变迁的调整成本降低效率水平。偿二代工程对资本要求的精细化管理，使寿险公司重构资产负债结构，但存量高利率保单与新增低收益资产的久期错配短期内难以缓解，利差损风险敞口持续存在。金融监管总局对投资型产品的新规进一步要求公司调整产品设计逻辑，转型期的试错成本与流程再造成本短期内拉低了整体经营效率。因此在保障属性提升初期，经营效率可能因转型成本上升而下降。综上，投入冗余、产出失衡与转型成本的叠加，使得我国寿险公司经营效率仍处于非 DEA 有效状态。

综上，提出假设 1：我国寿险公司的经营效率仍以非 DEA 有效为主。

当寿险公司业务转型取得成效，保障属性达到阈值后，经营效率将随保障属性提升而改善。从规模效应看，保障型产品占比稳定在较高水平时，风险分散的“大数法则”充分发挥作用，理赔支出的波动性降低，准备金计提更加精准，经营稳定性增强。从资产负债匹配看，长期保障型产品的负债久期较长，与基础设施、不动产等另类资产的久期匹配度提高，利差损风险得到缓释。从政策红利看，监管对保障型产品的资本优惠，如偿二代下的风险因子下调降低资本占用，提升了资本使用效率。此外，高保障属性的公司更易获得消费者信任，品牌溢价效应凸显，降低了获客成本。因此，寿险公司初期因转型成本占主导而呈现负向影响，后期因规模效应与政策红利占主导而呈现积极影响，最终形成“U”形关系。

综上，提出假设 2：寿险公司的保障属性与经营效率存在非线性的“U”形关系。

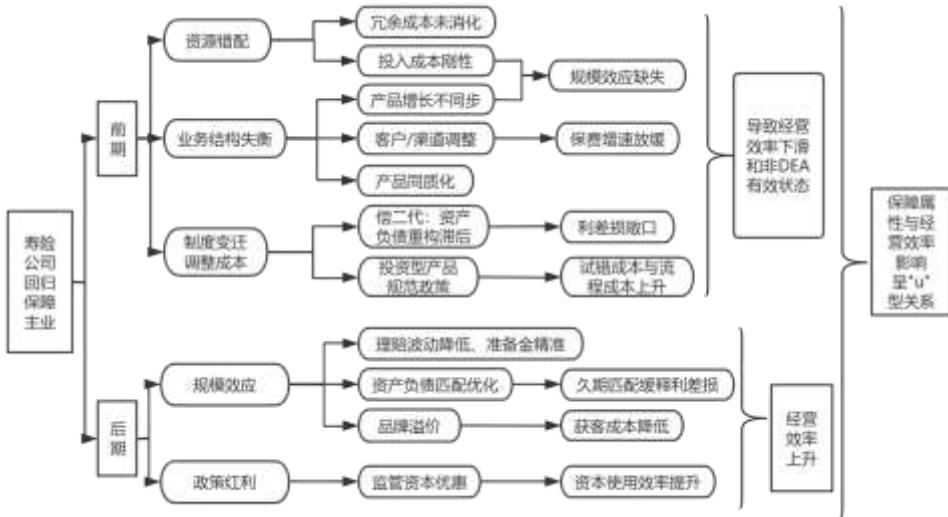


图 2 逻辑机制图

三、保障属性度量与经营效率测算模型

(一) 保障属性的度量

保障属性度量的核心在于明确业务边界。本文将产品中与保险风险关联的部分界定为保障属性范畴，而与市场风险、信用风险相关联的部分则归为金融属性范畴。其中，保险风险指因死亡、健康、意外等风险，可通过大数法则和再保险机制分散，具有可预测性；市场与信用风险则源于金融市场波动与信用恶化，难以预测。本文参考张智超等（2021）的方法并优化，因为分母过大会低估寿险公司保障属性且降低精度，所以将分母“最低资本”替换为其子项“量化风险的最低资本”。“量化风险的最低资本”下包括“寿险业务与非寿险业务保险风险最低资本”、信用风险最低资本、市场风险最低资本等六项。因此，本文以“寿险业务与非寿险业务保险风险最低资本”之和为分子，以“量化风险的最低资本”为分母构建指标，既能反映寿险公司风险结构，增强跨公司风险可比性，又契合监管导向。具体公式为：

保障属性渗透率= $\frac{\text{寿险业务保险风险最低资本} + \text{非寿险业务保险风险最低资本}}{\text{量化风险的最低资本}}$

(二) NSBM 模型说明与构建

从国内外对寿险公司经营效率的研究来看，主要研究方法可分为两类：一类是使用会计比率，常用的有资产回报率（ROA）、净资产收益率（ROE）、托宾Q值等，通过实证分析侧面刻画公司效率（Kocovic et al, 2014; 江亚锋, 2015; Abdulkadir, 2024; 李姝等, 2021）；另一类是采用数据包络分析法（DEA）、随机前沿分析等直接进行效率测算或分析，其中 DEA 应用最为广泛。传统的 DEA 模型如 CCR 和 BCC 模型存在假设局限，实际适用性较弱；Tone (2001) 提出的 SBM 模型通过处理非零松弛变量，提升了决策单元（DMU）效率测算的精度，

但有学者发现，若忽略组织内部多阶段生产的关联性，会影响测算精度，因此 Tone et al (2009) 又提出网络 DEA 模型 (NSBM)，将生产过程分解为关联子过程，并通过网络结构测算综合效率与子过程效率。例如江涛等 (2015) 将寿险公司经营过程划分为承保和投资阶段，运用 NSBM 模型测算发现，中资公司业务阶段效率较高，外资公司投资阶段效率较高。为了防止效率值大于 1 的 DMU 被归并为 1，所以使用 Andersen et al (1993) 提出的超效率方法，通过剔除特定 DMU 参考集，使效率值可超过 1；而融入超效率的 NSBM 模型既考虑了系统内部结构，又增强了对 DMU 的区分能力 (Nourani et al, 2021)。综上，本文借鉴 Tone et al (2009) 的 NSBM 模型，构建适用于寿险公司经营效率测算的超效率 NSBM 模型。

假设有 n 个决策单元 (DMU)， D 个部门或阶段， δ 为整体效率值， m_d, s_{1d}, s_{2d} 分别代表 d 部门的投入、期望产出、非期望产出和中间变量的个数， (d,h) 表示 d 部门到 h 部门的传递关系， W^d 代表各阶段权重。投入向量表示为 $X = (x_j^d) \in \mathbb{R}^{m_d \times n}$ 、期望产出向量表示为 $X = (y_j^d) \in \mathbb{R}^{s_{1d} \times n}$ ，非期望产出向量表示为 $B = (b_j^d) \in \mathbb{R}^{s_{2d} \times n}$ ，联系部门 d 和 h 的中间向量表示为 $Z = (z_j^{(d,h)}) \in \mathbb{R}^{(d,h) \times n}$ ， DMU_j 的阶段 d 在整体经营中的权重向量为 $\lambda_j^d = (\lambda_1^d, \lambda_2^d, \dots, \lambda_n^d)^T \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ ，($j=1, \dots, n; d=1, \dots, D; h=1, \dots, D$)。另外本文模型采用了各阶段等权重，又因为中间变量在两部门间的传递关系明确，因此选择固定链接如公式 (5)。并通过加入约束条件 $\sum_{j=0, j \neq 0}^n \lambda_j^d = 1, \sum_{j=0, j \neq 0}^n \lambda_j^h = 1$ 使其规模报酬可变。令 $X > 0, Y > 0, B > 0, ZC > 0$ 则 NSBM 模型的生产可能性集 $P = \{(x^d, y^d, b^d, z^{(d,h)})\}$ 表示为：

$$\begin{aligned} x^d &\geq \sum_{j=1}^n x_j^d \lambda_j^d \quad (d=1, \dots, D) \\ y^d &\leq \sum_{j=1}^n y_j^d \lambda_j^d \quad (d=1, \dots, D) \\ b^d &\geq \sum_{j=1}^n b_j^d \lambda_j^d \quad (d=1, \dots, D) \end{aligned}$$

综上，超效率 NSBM 模型公式如下：

$$\min \delta = \frac{\sum_{d=1}^D W^d \left[1 + \frac{1}{m_d} \left(\sum_{i=1}^{m_d} \frac{s_i^{xd}}{x_{io}^d} \right) \right]}{\sum_{d=1}^D W^d \left[1 - \frac{1}{s_{1d} + s_{2d}} \left(\sum_{k=1}^{s_{1d}} \frac{s_k^{yd}}{y_{ko}^d} + \sum_{l=1}^{s_{2d}} \frac{s_l^{bd}}{b_{lo}^d} \right) \right]} \quad (1)$$

$$\text{s.t.} \quad x_{io}^d \geq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j^d x_j^d - s_i^{xd}, \forall i, d; \quad (2)$$

$$y_{k0}^d \leq \sum_{j=1, j \neq o}^n \lambda_j^d y_j^d + s_k^{yd}, \forall k, d; \quad (3)$$

$$b_{lo}^d \geq \sum_{j=1, j \neq o}^n \lambda_j^d b_j^d - s_l^{bd}, \forall l, d; \quad (4)$$

$$\sum_{j=1, j \neq o}^n \lambda_j^d z_j^{(d,h)} = \sum_{j=1, j \neq o}^n \lambda_j^h z_j^{(d,h)}, (\forall h, d); \quad (5)$$

$$s_i^{yd} \geq 0, s_k^{yd} \geq 0, s_l^{bd} \geq 0, \lambda_j^h \geq 0, \lambda_j^d \geq 0, \sum_{j=0, j \neq o}^n \lambda_j^d = 1, \sum_{j=0, j \neq o}^n \lambda_j^h = 1, \forall i, j, k, l, p, d, (d, h);$$

四、寿险公司效率值测算及分析

(一) 样本数据选择

本文数据来自于 2017-2023 年《中国保险年鉴》和中国保险行业信息披露系统，基于数据真实性、可得性、完整性与可比性筛选寿险公司样本。目前偿二代工程以 2016 和 2021 年为节点推进了两期，二期工程要求保险公司 2025 年前完成新会计准则年报编制。遍览年报发现绝大多数寿险公司因申请了过渡期政策，2023 年才开始试用新准则，故选择数据的时间窗口为 2016-2022 年。筛选时排除了部分经历重大负面股权变更、被监管接管的机构；排除专业养老与健康险公司，因为其业务结构、风险特征与综合性寿险公司不可比；排除了数据未披露或关键指标缺失的公司。最终从 2022 年底我国 92 家人身险法人机构中选取 40 家寿险公司作为研究样本（见表 1）。

表 1：寿险公司经营效率计算研究样本

序号	公司名			
1	东吴人寿	光大永明人寿	幸福人寿	长城人寿
2	中国人寿	农银人寿	建信人寿	长生人寿
3	中国人民人寿	利安人寿	恒安标准人寿	阳光人寿
4	太平洋人寿	华泰人寿	招商信诺人寿	陆家嘴国泰人寿
5	中宏人寿	合众人寿	新华人寿	中荷人寿
6	中意人寿	君龙人寿	民生人寿	北大方正人寿
7	大都会人寿	国华人寿	瑞泰人寿	汇丰人寿
8	中英人寿	复星保德信人寿	百年人寿	交银康联
9	中邮人寿	太平人寿	英大泰和人寿	同方全球人寿
10	信泰人寿	工银安盛人寿	财信吉祥人寿	渤海人寿

(二) 投入和产出指标选取

寿险公司经营效率评估中的投入、产出指标设计需要兼顾行业特性和数据可得性及可比性。考虑到寿险公司生产经营的网络结构并参考既往研究，本文将寿险公司运营网络划分为运营阶段和投资阶段（见图 3），并根据各阶段的投入、产出特点选取如下指标（见表 2）：

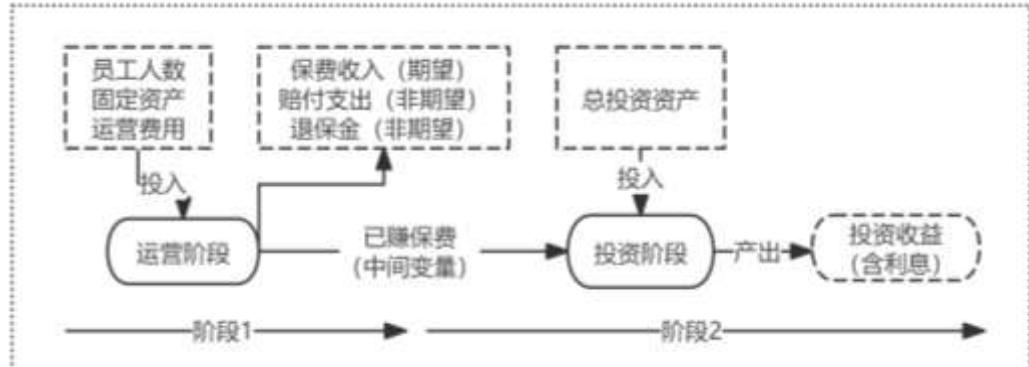


图 2: 寿险公司网络结构

投入指标需对应各阶段的资源消耗。员工人数：“在职员工数量”项目涵盖了寿险公司内部的主要工作人员，因保险代理人效率参差不齐，个体差异大，故不计入保险代理人。运营费用：使用营业税金及附加、手续费及佣金支出和业务及管理费运营费用之和作为寿险公司运营阶段的关键投入要素。固定资产：企业运营的重要物质基础，影响着业务流程的效率与服务质量。前三者在既有研究中已得到广泛运用。总投资资产：传统研究中常用的总资产、实收资本、资本公积等单一指标，因包含较多非投资因素，易导致效率估算偏差。本文剥离了非投资性科目，使用货币资金、以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产、买入返售金融资产、定期存款、可供出售金融资产、持有至到期投资、存出资本保证金、长期股权投资、投资性房地产之和构成总投资资产，均使用了期初数据。

产出指标需体现各阶段的经营成果。保费收入是衡量寿险公司市场拓展能力的核心指标，投资收益则有效表示了公司资本运用效率，二者为寿险公司盈利的主要来源。既有研究中，保费收入与投资收益作为期望产出指标已形成广泛共识，具备理论支撑。赔付支出与退保支出是寿险公司主要的利润流出项，直接影响经营效率与财务稳定性，因此作为非期望产出。已赚保费：其来自运营阶段保险业务收入，也是投资资金的重要来源，适合作为阶段间的中间变量。

表 2：投入产出变量表

变量名称	变量符号	类型	计算公式
员工数量	StaffNum	投入	主要来自各保险公司人员结构表中的职员人数，即年报中的在职员工数
运营费用	FeeCost	投入	营业费用=营业税金及附加+手续费及佣金支出+业务及管理费，数据来源于各公司利润表
固定资产	fix	投入	来源于各公司资产负债表
总投资资产	InvAsset	投入	总投资资产=货币资金+以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产+买入返售金融资产+定期存款+可供出售金融资产+持有至到期投资+存出资本保证金+长期股权投资+投资性房地产，均使用期初数据，主要来源于各公司资产负债表
保费收入	PremInco	期望产出	保费收入=保险业务收入，来源于各公司利润表
投资收益	InvProf	期望产出	投资收益（含存款利息），来源于各公司利润表
赔付支出	SurValue	非期望产出	赔付支出，来源于各公司利润表

退保金
已赚保费

ClaPaym
EarPrem

非期望产出
中间变量

赔付支出, 来源于各公司利润表
已赚保费, 来源于各公司利润表

(三) 经营效率测算结果及说明

基于本文构建的指标数据, 结合超效率 NSBM, 运用 MATLAB R2022a 软件, 测算出了 2016-2022 年我国 40 家寿险公司的整体经营效率值。测算结果(见表 3)。

表 3: 2016-2022 年我国 40 家寿险公司整体经营效率值

公司名称	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	平均值
东吴人寿	0.8444	0.7513	0.1764	0.1950	0.2761	0.2956	0.2882	3.8444
中国人寿	0.8777	0.9326	1.0623	0.9795	1.1253	1.0000	0.8782	0.9794
中国平安人寿	0.5687	0.6020	0.3997	0.5260	0.4536	0.5258	0.3815	0.4939
太平洋人寿	0.5478	0.8374	0.9458	0.9912	1.0410	0.8872	0.8813	0.8760
中宏人寿	0.2933	0.3692	0.4061	0.3034	0.5731	0.3339	0.2904	0.3671
中意人寿	0.1977	0.1927	0.1854	0.2759	0.3713	0.3122	0.2605	0.2565
大都会人寿	0.2203	0.2208	0.2318	0.2182	0.2157	0.2245	0.2209	0.2217
中英人寿	0.2562	0.2870	0.2718	0.3120	0.4744	0.3933	0.2858	0.3258
中邮人寿	0.4502	0.5154	0.6846	0.7612	0.8503	0.8006	0.7731	0.6908
信泰人寿	0.2467	0.3419	0.3950	0.3332	0.5665	0.7862	0.4482	0.4454
光大永明人寿	0.2387	0.2077	0.2946	0.2998	0.3525	0.3480	0.1877	0.2756
农银人寿	1.6935	0.3810	0.2203	0.2447	0.2989	0.2764	0.2598	0.4821
利安人寿	0.4542	0.2512	0.2554	0.3119	0.3941	0.3551	0.2187	0.3201
华泰人寿	0.2186	0.2797	0.2890	0.2542	0.2907	0.3222	0.2331	0.2696
合众人寿	0.2059	0.1933	0.1213	0.3027	0.3079	0.2171	0.3920	0.2486
君龙人寿	1.3260	0.6854	0.8191	0.8556	1.3196	0.9201	0.2004	0.8752
国华人寿	0.5654	0.5646	1.0508	0.9403	0.5183	0.4624	0.4461	0.6497
复星保德信人寿	1.0000	1.0930	0.7385	0.9142	0.4880	0.5591	0.2392	0.7189
太平人寿	0.4721	0.6106	0.5310	1.0680	1.0542	0.9492	0.7785	0.7805
工银安盛人寿	1.0166	0.5423	0.3197	0.5488	0.5505	0.5261	0.3863	0.5558
幸福人寿	0.4536	0.3537	0.1188	0.3140	0.2548	0.2946	0.2649	0.2935
建信人寿	0.6579	0.3404	0.3016	0.4041	0.5055	0.4735	0.3792	0.4375
恒安标准人寿	0.2614	0.3159	0.2902	0.2624	0.3435	0.3272	0.3118	0.3018
招商信诺人寿	0.4389	0.3123	0.3593	0.3628	0.4558	0.4375	0.3883	0.3936
新华人寿	0.3909	0.3723	0.3808	0.4389	0.7105	0.7069	0.8224	0.5461
民生人寿	0.2277	0.1720	0.1663	0.1979	0.2447	0.2977	0.2954	0.2288
瑞泰人寿	0.7233	0.7613	0.4656	0.5095	0.5205	0.4701	0.5063	0.5652
百年人寿	0.3846	0.3346	0.3009	0.2675	0.3592	0.3434	0.2519	0.3203
英大泰和人寿	0.2567	0.2053	0.2481	0.4411	0.7065	0.7162	0.2508	0.4035
财信吉祥人寿	0.3289	0.3277	0.2203	0.2194	0.4089	0.3825	0.2072	0.2993
长城人寿	0.3006	0.1587	0.1274	0.2140	0.2341	0.2021	0.1905	0.2039
长生人寿	0.7915	0.3968	0.2428	0.2088	0.3012	0.3946	0.2975	0.3762
阳光人寿	0.3669	0.3279	0.2940	0.3471	0.4007	0.3065	0.3799	0.3461
陆家嘴国泰人寿	0.6188	0.6240	0.5515	0.5866	0.6489	0.4817	0.4236	0.5622
中荷人寿	0.2250	0.2648	0.2449	0.2761	0.2822	0.2886	0.2574	0.2627
北大方正人寿	0.3514	0.3311	0.3579	0.3598	0.4065	0.3156	0.3113	0.3477
汇丰人寿	0.4996	0.5687	0.3666	0.5886	0.5315	0.6397	0.2767	0.4959
交银康联	0.5870	0.6106	0.3860	0.6286	0.7498	0.7525	0.6341	0.6212

同方全球人寿	0.3735	0.3591	0.3830	0.3996	0.4622	0.3778	0.3470	0.3860
渤海人寿	1.0000	0.7210	0.4135	0.3802	0.4089	0.5741	0.1395	0.5196
平均值	0.5233	0.4429	0.3905	0.4511	0.5114	0.4819	0.3746	—

从 2016-2022 年各寿险公司经营效率值来看（见表 3），整体年度经营效率平均值呈波浪式变化，2022 年经营效率最低，不少公司的经营效率逐年下降。这主要是因为 2017 年前后规范人身保险公司产品开发设计等相关政策效应逐步显现，对中短期理财型产品造成显著冲击，迫使行业加速业务结构调整；同期宏观经济下行、利率持续走低，进一步压缩了投资收益空间，加剧了经营效率下滑。总体而言，大多数 DEU 表现为非 DEA 有效，这与胡根华等（2016）的研究结论一致，说明我国寿险行业整体效率仍有较大提升空间，支持本文所提假设 1。从公司层面看，“老六家”中的寿险公司经营效率值普遍较高且较为稳定，尤其是中国人寿的经营效率值一直稳定在高位。此外，针对个别离群值对原始数据进行了核查，如农银人寿 2016 年出现异常高效率值，经原始数据交叉核验，确认数据真实可靠。多数公司效率值在时间序列上保持稳定，未出现明显离群现象，表明测算出的效率值可信度较高。

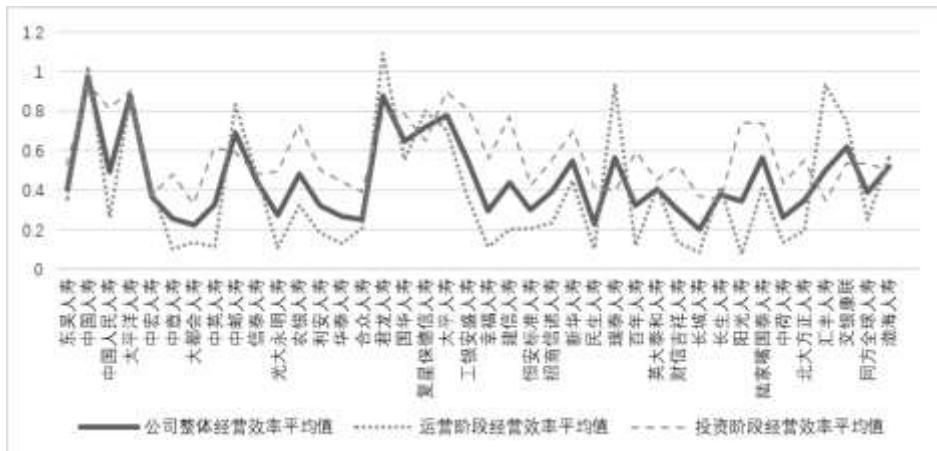


表 3：2016-2022 年寿险公司整体及部分经营效率平均值

图 3 报告了 2016-2022 年各寿险公司的整体、运营阶段、投资阶段的 7 年的平均经营效率值，总体来看整体和各阶段的平均经营效率值多数随着公司同比例变动，但运营阶段的经营效率值波动更大，超效率的概率也大。相较之下，投资阶段经营效率值波动相对平缓，难以实现 DEA 有效，客观上拉低了整体的经营效率值，可能是因为监管政策对保险资金运用的限制、投资工具的有限性等因素，导致各公司投资能力差异相对收敛，超效率运营难度高于运营阶段。

以公司为单位看，中国人寿（0.98）中国太平洋人寿（0.88）君龙人寿（0.88）位列整体效率平均值前三，另外，有 10 家公司整体经营效率值处于 [0.5, 0.8] 区间、18 家公司低于在 [0.3, 0.5] 其余 9 家在 [0.1, 0.3] 之间，呈现“头部领跑”的断层格局，市场不平衡。这与全局效率测算方法下生产前沿面由全体样本共同构建，测算出的效率值反映了公司在行业中的相对效率位置，头部企业凭借规模优势形

成效率“拉升效应”有关，进一步放大了行业内大中小公司的效率差异，客观反映了当前寿险行业资源集聚与效率分化的特征。

五、保障属性对寿险公司经营效率的实证分析

(一) 指标选择

本文被解释变量为寿险公司经营效率，即第四章中超效率的 NSBM 模型计算出的 2016-2022 年的寿险公司整体经营效率值。解释变量则围绕保险风险构造了保障属性渗透率来度量寿险公司保障属性强弱（见表 4）。既有研究证明寿险公司经营效率受多维度因素影响，为增强研究结论的稳健性，从宏观层面和公司层面选取了如下指标（见表 4）：其中，公司成立年限反映企业经验积累与市场沉淀程度；赔付比率的高低会影响成本结构、利润空间、承保风险管控和定价能力。再保险率体现公司风险分散策略与风险承担能力；综合偿付能力充足率是监管对寿险公司的核心风险指标，衡量资本对风险的覆盖能力。市占率直观衡量公司在行业竞争格局中的地位和资源整合能力；保费增长率体现了市场拓展能力。

表 4：实证变量定义表

变量类别	变量名称	变量符号	计算方式
解释变量	保障属性渗透率	Ir	(寿险业务保险风险最低资本+非寿险业务保险风险最低资本)/量化风险的最低资本
被解释变量	经营效率	Ope	根据超效率 NSBM 模型计算的效率值
控制变量	CPI 增长率	CPI	当年居民消费价格指数/上一年居民消费价格指数-1
	GDP 增长率	GDP	(本年度国内生产总值/上年度国内生产总值)-1
	公司成立年限	Age	公司成立的年龄
	赔付比率	Pei	赔付比率=赔付支出/保费收入×100%
	再保险率	Rein	分出保费/保费收入×100%
	偿付能力充足率	Sol	数据来自寿险公司第四季度偿付能力报告
	市占率	Mar	市场份额=保费收入/市场保费总收入×100%
	保费增长率	Preg	本年保费收入/上年保费收入-1

(二) 描述性统计

本文采用 Stata18.0 统计分析软件开展实证研究。首先，运用描述性统计方法检查数据分布规律；其次，通过计算方差膨胀系数（VIF）开展多重共线性检验。结果显示（见表 5），所有变量的 VIF 值均小于 10，表明变量间不存在严重的多重共线性问题，满足计量模型的基本假设要求。

表 5：描述性统计及 VIF 检验

变量名称	N	mean	sd	min	max	VIF
Ope	280	0.470	0.255	0.119	1.693	/
Ir	280	0.312	0.158	0.025	0.957	1.47
Age	280	13.975	5.443	2.000	31.000	1.74
preg	280	0.340	1.179	-0.632	15.357	1.43
Sol	280	2.135	0.777	0.660	7.740	1.5
Rein	280	4.159	9.756	0.012	102.493	1.03

Mar	280	0.015	0.034	0.000	0.230	1.56
Pei	280	15.720	10.460	0.090	63.910	1.21
GDP	280	0.084	0.032	0.027	0.128	1.32
CPI	280	0.001	0.009	-0.016	0.011	1.31

(三) 实证模型设定

在运用数据包络分析（DEA）测算效率值的实证研究中，Tobit 模型因其对归并数据的处理优势而被广泛采用，但我们发现通过超效率得出的效率值使用 Tobit 模型做实证分析存在一定问题。参考陈强（2014）的研究，Tobit 模型适用于因变量为归并或删失数据，并存在归并点的情况，左归即并：

$$y_i = \begin{cases} y_i & \text{若 } y_i > c \\ c & \text{若 } y_i \leq c \end{cases}$$

但加入超效率计算后，效率值的取值区间为 $(0, +\infty)$ ，没有归并点，也不存在大量0值，严谨地来说无法满足Tobit模型的使用条件。但考虑到该模型在行业研究中的主流地位，本文采用双向固定效应和随机效应OLS及随机效应Tobit三种模型共同分析。

既有研究在保障属性对寿险公司经营效率上是否为线性上存在分歧，为检验二者关系，本文在基准模型中引入保障属性渗透率的平方项，通过检验平方项系数的显著性，可直接验证二者是否存在“U型”或“倒U型”非线性关系。主要实证模型设定如下：

$$Ope_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ir_{it} + \beta_2 Ir_{it}^2 + \sum \beta_{it} Control_{it} + \xi_{it} \quad (6)$$

当加入个体和时间固定效应时：

$$Ope_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ir_{it} + \beta_2 Ir_{it}^2 + \sum \beta_{it} Control_{it} + v_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, Ope_{it} 代表第 i 家寿险公司在第 t 年的经营效率值, Ir 为解释变量保障属性渗透率; 公式(1)中 Control 分别代表成立年限(Age)、赔付比率(Pei)、再保险率(Rein)、综合偿付能力充足率(Sol)、市场份额(Mar)、保费增长率(preg)、CPI 增长率、GDP 增长率等控制变量, v_i 为个体固定效应, λ_t 为时间固定效应, ξ_{it} 为扰动项。加入固定效应后公式(7) Control 中不包括 CPI 增长率、GDP 增长率。

(三) 实证分析

1 相关性系数

本文通过计算皮尔逊相关系数，对保障属性渗透率、经营效率值及各控制变量进行相关性分析。结果显示（见表 6），变量间相关系数绝对值均低于 0.5，表明各变量间不存在高度线性相关关系。

表 6: 相关系数矩阵

Ir	-0.226***	1									
Age	0.0600	0.342***	1								
preg	0.199***	-0.0740	-0.224***	1							
Sol	0.160***	0.215***	-0.0170	0.460***	1						
Rein	0.151**	0.0550	0.0160	-0.0600	-0.129**	1					
Pei	-0.148**	0.0790	0.291***	-0.180***	0.0500	-0.0220	1				
Mar	0.468***	-0.145**	0.435***	-0.0760	0.104*	-0.0770	0.312***	1			
GDP	-0.0280	0.00300	-0.103*	0.0360	0.0600	-0.0260	0.0150	-0.0100	1		
CPI	-0.0930	0.0370	-0.0530	0.0440	-0.000	0.0540	0.0890	-0.000	-0.446***	1	

注：*表示在10%水平上显著，**表示在5%水平上显著，***表示在1%水平上显著。

2.全样本回归结果

首先，似然比（LR）检验结果显示，LR 检验统计量在 1% 显著性水平下拒绝原假设，表明随机效应 Tobit 模型能有效地捕捉组间异质性与个体随机效应。其次，双向固定效应、随机效应 OLS 和随机效应 Tobit 三种模型的回归结果（见表 7）均显示：核心解释变量保障属性渗透率的一次项系数在 1% 水平下显著为负，二次项系数在 1% 水平下显著为正，验证了保障属性渗透率与寿险公司经营效率间存在显著的 U 型非线性关系。三个模型的极点值分别为 0.54、0.55 和 0.55，所以 0.55 左右为效率最低点，意味着在 (0,0.55] 区间内，经营效率随着保障属性提升而下降；而在 (0.55,100) 区间内，经营效率随保障属性变强而递增。可能是因为，在业务转型初期，保障属性弱的公司往往未形成“保障型产品”的品牌认知，目标客户仍以“理财需求”为主，因此需投入高额资源用于产品研发、渠道重构、风险管控体系升级及消费者教育，单位成本高，成本回收需要时间，规模效应未显现，经营效率承压；当保障属性突破临界值后，规模经济效应凸显，产品标准化程度提升，风险分散机制优化及客户黏性增强等，前期投入的成本与资源开始释放价值，效率随占比提升而递增。该 U 型曲线拐点本质上反映了寿险公司业务结构转型的效率成本，支持本文所提假设 2。

在控制变量中，保费增长率（preg）与经营效率呈显著正相关 ($p<0.01$)，表明现金流扩张能够通过扩大保费规模，有效降低单位保单边际成本。市场份额（Mar）与经营效率呈显著正相关 ($p<0.01$)，反映了市场竞争中的马太效应，高市场份额的寿险公司往往具备更强的品牌影响力、更广泛的销售网络和更丰富的客户资源等优势，提高了经营效率。赔付比率（Pei）与经营效率呈显著负相关 ($p<0.01$) 核心在于赔付支出对成本与利润的直接冲击，反映出产品设计或核保环节的风险筛选不足，从而推高经营成本，降低资源利用效率，最终拖累整体经营表现。此外，其他控制变量都在 5% 或 10% 的水平上表现出了一定的显著性。

表 7：保障属性渗透率对经营效率影响回归

变量	双向固定效应 OLS	随机效应 OLS	随机效应 Tobit
Ir	-1.484*** (0.393)	-0.989*** (0.284)	-0.983*** (0.297)
Ir_square	1.364*** (0.413)	0.892*** (0.321)	0.886*** (0.32)

Age	-0.0160** (0.00718)	-0.00712 (0.00436)	-0.00707* (0.00392)
preg	0.0246** (0.0115)	0.0313** (0.0122)	0.0313*** (0.00925)
Sol	0.0365 (0.0244)	0.0323 (0.0236)	0.0324* (0.0173)
Rein	0.00644* (0.00365)	0.00635* (0.00363)	0.00635*** (0.000938)
Pei	-0.00465*** (0.00126)	-0.00493*** (0.00124)	-0.00493*** (0.00113)
Mar	14.73*** (3.412)	4.891*** (1.226)	4.877*** (0.782)
GDP	—	-0.800*** (0.232)	-0.799*** (0.297)
CPI	—	-4.165*** (0.897)	-4.162*** (1.127)
R squared	0.4508	0.4033	—
_cons	0.693*** (0.158)	0.721*** (0.103)	0.719*** (0.091)
N	280	280	280

注：***、**、*分别表示参数估计在 1%、5%、10%的显著性水平下显著

（五）稳健性检验

首先，在经营效率值测算中，第二阶段的投入变量的构造具有争议，因此，本文选取了既有研究中常用的第二阶段投入指标“实收资本+资本公积-固定资产”，重新测算寿险公司经营效率值，观察核心结论是否因被解释变量测算是差异而发生显著改变，从而检验研究结论对变量构造变化的稳健性。其次，尽管 2022 年寿险公司实际上尚未使用新会计准则，但为排除潜在的会计政策衔接效应干扰，本文将 2022 年样本数据予以剔除，再次验证结果。

回归结果显示（见表 8），在替换被解释变量和子样本回归两种情况下，核心解释变量和被解释变量仍保持一次项系数在 1% 显著性水平下负向显著，二次项系数在 1% 显著性水平下正向显著，该结果与全样本回归结论一致。部分控制变量的显著性水平存在波动，但核心变量的系数符号与显著性稳定，验证了保障属性与寿险公司经营效率间 U 型非线性关系稳定，并且对样本期的时间跨度变动也具备较强的稳健性。

表 8：替换被解释变量及子样本回归结果

变量	替换被解释变量			剔除 2022 年子样本回归		
	双向固定效 应 OLS	随机效应 OLS	随机效应 Tobit	固定效应 OLS	随机效应 OLS	随机效应 Tobit
Ir	-1.650*** (0.408)	-1.002*** (0.356)	-1.081*** (0.336)	-2.172*** (0.562)	-1.452*** (0.383)	-1.467*** (0.387)
Ir_square	1.473*** (0.442)	0.935** (0.379)	1.004*** (0.354)	2.101*** (0.662)	1.407*** (0.478)	1.423*** (0.425)
Age	-0.00266 (0.0101)	0.00285 (0.00648)	0.00292 (0.00421)	-0.0024 (0.00742)	-0.00295 (0.00508)	-0.00299 (0.0049)
preg	-0.00429	0.00169	0.00171	0.0259**	0.0346***	0.0346***

	(0.00927)	(0.00908)	(0.0101)	(0.00987)	(0.0103)	(0.00938)
Sol	0.0101 (0.0194)	0.0114 (0.0165)	0.011 (0.0189)	0.0306 (0.0215)	0.02 (0.0215)	0.02 (0.0188)
	0.00794* (0.00408)	0.00809** (0.00411)	0.00812*** (0.00102)	0.00697 (0.00424)	0.00682 (0.00419)	0.00683*** (0.000989)
Rein	-0.00229 (0.00164)	-0.00229* (0.00134)	-0.00222* (0.00124)	-0.00503*** (0.0016)	-0.00534*** (0.00148)	-0.00534*** (0.00122)
	4.165 (3.803)	2.784*** (0.645)	2.762*** (0.836)	13.83*** (4.097)	4.636*** (1.19)	4.655*** (0.838)
GDP	— —	-0.21 (0.141)	-0.207 (0.323)	— —	-0.758*** (0.233)	-0.758*** (0.286)
CPI	— —	-1.473** (0.723)	-1.454 (1.226)	— —	-2.753** (1.174)	-2.757** (1.373)
R_squared	0.3051	0.2743	—	0.4829	0.4361	—
_cons	0.593*** (0.203)	0.395*** (0.11)	0.410*** (0.0988)	0.693*** (0.194)	0.781*** (0.108)	0.784*** (0.0981)
N	280	280	280	240	240	240

注：*表示在 10% 水平上显著， **表示在 5% 水平上显著， ***表示在 1% 水平上显著。

（六）异质性分析

前文测算寿险公司经营效率时发现，头部寿险公司表现出了较强的行业引领能力。因此本文以“是否上市”为条件，进行异质性分析，研究头部公司的保险属性对寿险公司经营效率的影响。实证过程中，因为“上市”公司的数据未通过 LR 检验，所以选择混合效应的 Tobit 进行分析，“未上市”的寿险公司数据通过了 LR 检验，因此仍然使用随机效应的 Tobit 模型。

回归结果如表 9 所示，非上市寿险公司的结果仍然与整体的结果保持一致，为非线性的 U 型关系，而上市公司则表现为显著的非线性的倒 U 型关系，说明随着保障属性的强化对寿险公司经营效率的影响是先上升后下降。因为上市公司的保障属性已经达到较高水平，如果过度倾斜保障属性可能导致产品设计中风险成本过高，挤压利润空间，金融属性的弱化会降低资金使用效率，难以通过投资收益反哺保障业务，形成高保障投入、低综合收益的经营困境，不利于公司长远发展，因此上市公司需要找到保障属性和金融属性的平衡。

表 9：异质性分析回归结果

变量	上市公司			非上市公司		
	双向固定效 应 OLS	随机效应 OLS	混合效应 Tobit	双向固定效 应 OLS	随机效应 OLS	随机效应 Tobit
Ir	8.111** (2.361)	4.499*** (1.203)	4.499*** (0.954)	-1.579*** (0.437)	-1.062*** (0.3)	-1.081*** (0.312)
Ir_square	-16.41** (3.822)	-7.322*** (2.343)	-7.322*** (1.859)	1.437*** (0.445)	0.989*** (0.34)	1.006*** (0.325)
Age	0.160** (0.032)	0.0139* (0.0077)	0.0139** (0.00611)	-0.0219*** (0.00704)	-0.0125*** (0.0036)	-0.0126*** (0.00409)
preg	-0.271 (0.449)	-0.0478 (0.355)	-0.0478 (0.281)	0.0221** (0.0108)	0.0289** (0.0116)	0.0288*** (0.00891)
Sol	0.014 (0.448)	-0.456* (0.247)	-0.456** (0.196)	0.0375 (0.0238)	0.0329 (0.0228)	0.0331* (0.0169)

Rein	-0.00681 (0.0483)	0.00862 (0.0403)	0.00862 (0.0319)	0.00628* (0.00363)	0.00632* (0.00356)	0.00633*** (0.000901)
Pei	0.00287 (0.00362)	-0.00404 (0.00545)	-0.00404 (0.00432)	-0.00469*** (0.0013)	-0.00495*** (0.00118)	-0.00494*** (0.00114)
Mar	7.079 (3.626)	2.937*** (0.328)	2.937*** (0.261)	18.76*** (6.076)	8.327*** (2.968)	8.505*** (2.758)
GDP	— —	-1.949*** (0.651)	-1.949*** (0.516)	— —	-0.708*** (0.248)	-0.709** (0.302)
CPI	— —	-1.281 (2.177)	-1.281 (1.727)	— —	-3.984*** (0.956)	-3.983*** (1.139)
R squared	0.8421	0.6669	—	0.4817	0.4457	—
_cons	-4.205* (1.595)	0.972** (0.44)	0.972*** (0.349)	0.834*** (0.153)	0.760*** (0.12)	0.764*** (0.0956)
N	28	28	28	252	252	252

注: *表示在10%水平上显著, **表示在5%水平上显著, ***表示在1%水平上显著。

六、结论与建议

(一) 研究结论

本文围绕保险业高质量发展议题,以保障属性对寿险公司经营效率的影响为切入点,系统展开理论与实证研究。本文围绕保险风险构建了保障属性指标衡量寿险公司的保障属性;并通过构建两阶段超效率 NSBM 模型从全局生产前沿面的视角测算了寿险公司整体和各阶段的经营效率值,并进行了对比分析;最后运用双向固定、随机效应的 OLS 及随机效应 Tobit 模型系统分析了保障型产品对经营效率的影响机制。研究发现:

第一,寿险公司经营效率呈现显著“头部领跑”的断层特征,多数公司在各年度上表现为非 DEA 有效。头部企业如中国人寿、中国太平洋人寿凭借资源整合与规模经济优势,整体经营效率值显著高于平均水平,而多数中小公司受限于资源禀赋与市场竞争力,效率值偏低;但部分中小公司如君龙人寿通过精细化运营实现高效产出,跻身行业前列。其次投资环节和运营环节相比更不容易实现效率运作。第二,实证结果显示,保障属性对寿险公司经营效率的影响呈 U 型关系。首先,寿险公司业务结构转变初期,保障属性逐渐增强,金融属性减弱,但保障属性较强的保险产品在产品开发、渠道重构等方面具有开发周期长、前期投入高、资金积累能力相对较弱成本回收慢等特性,规模效应未形成时会导致效率阶段性下滑;当寿险公司的保障属性突破临界点后,长期价值与规模效应逐步显现,品牌价值与客户黏性提升积累了优质客户、利润来源的稳定性与可持续性显著增强提高了寿险公司的抗风险能力,负债端久期拉长,匹配长期投资需求,缓解了利差损风险,从而提升了寿险公司的经营效率。这为寿险公司优化业务结构、推动高质量发展提供了一定依据。

(二) 研究建议

从寿险行业高质量发展视角看,当前强化保险保障主业是寿险公司实现长期价值的重要路径。因此,在寿险业务结构转型、利率下行的背景下,寿险公司需要寻找客户痛点挖掘保险需求并增强供给质量对经营的可持续性。既需要加大产品创新,提升产品的保障属性,也需要把控好保障属性与金融属性的平衡,避免单一属性过度倾斜,影响综合效益。其次,针对行业发展不平衡,中小险企需以“保

险姓保”为引领，借鉴头部企业经验，在保证服务质量的同时通过精细化成本管控优化投入产出，避免短期盲目扩张导致的资源错配；此外还需加强数字化运营、深化“报行合一”，规范市场行为以降低销管成本，在负债端形成协同效应，支撑稳健转型。

长期来看，引导行业回归保障本源是实现长期价值的关键，但转型阵痛难免，需监管层面构建系统性支持与监管机制。可以对保障属性高的险企给予偿付能力监管阶段性优惠，同时需明确“保障属性”的量化标准，避免政策套利；指导行业协会联合精算机构开发适配高保障产品的风险计量模型模板，给中小企业留作参考，帮助中小险企降低成本，缩短适应周期；分类监管要灵活，大型险企重点监测资产负债久期匹配度，需结合其业务规模和投资策略进行综合评估，中小保障型险企侧重偿付能力充足率动态考核，在精准控险的同时为转型留足空间。

参考文献

- [1] 邵全权,周召辉.寿险公司业务结构调整对产业组织的影响研究[J].保险研究,2010,(12):24-34.
- [2] 仲赛末,赵桂芹.销售渠道、产品策略及其交互作用对我国寿险公司绩效的影响[J].保险研究,2018,(08):64-80.
- [3] 仲赛末,赵桂芹,张诗豪.寿险机构经营属性分化对金融市场稳定性的影响[J].财经研究,2021,47(03):125-139.
- [4] 熊婧,粟芳.保险公司保障属性的衡量与影响因素分析[J].保险研究,2019, (9): 44-59.
- [5] 张智超,郭振华,张雯昕,肖勇.寿险公司业务的保障属性对经营绩效的影响[J].保险研究,2021,(08):35-51.
- [6] 杜玉超. 我国银行系寿险公司经营绩效研究 [J]. 保险职业学院学报,2020,34(01):37-44.
- [7] 许健良.寿险公司产品结构对公司经营绩效的影响研究[D].中南财经政法大学,2019.
- [8] 魏华林. 保险的本质、发展与监管[J]. 金融监管研究, 2018, (8): 1-20.
- [9] 周文波.寿险公司经营绩效考核评价体系研究[J].中国市场,2017,(24):148+155.
- [10] 胡根华. 我国寿险公司经营绩效的有效性研究 [J]. 金融理论与实践,2016,(09):92-96.
- [11] 吴中超.网络结构、创新基础设施与区域创新绩效——基于网络 DEA 乘法模型的分析[J].北京交通大学学报(社会科学版),2021,20(02):79-89.
- [12] 刘凤朝,张娜,赵良仕.东北三省高技术制造产业创新效率评价研究——基于两阶段网络 DEA 模型的分析[J].管理评论,2020,32(04):90-103.
- [13] 吴望春,李春华.近十年中国寿险公司经营效率分析及中外资对比——基于 DNSBM 模型的寿险应用实例[J].中央财经大学学报,2020,(02):38-55.
- [14] 江涛,范流通,景鹏.两阶段视角下中国寿险公司经营效率评价与改进——基于网络 SBM 模型与 DEA 窗口分析法[J].保险研究,2015,(10):33-43.
- [15] 魏华林. 保险大国：中国保险业崛起的回望与前瞻[M]. 北京：中国金融出版社，2020:25-27.
- [16] 陈文辉.偿二代助力保险业转型升级[J].金融电子化,2017,(01):8-10+6.

- [17] 董方冉.2018年:保险业继续回归保障本源[J].中国金融家,2019,(04):69-70.
- [18] 孙葛亮.财务视角下我国寿险企业经营绩效对比分析——以中国人寿和平安人寿为例[J].广西质量监督导报,2020,(11):213-214.
- [19] 李红坤,祁永正.“偿二代”如何影响保险公司投资收益?——基于85家保险公司面板数据研究[J].投资研究,2021,40 (08): 110-129.
- [20] 董方冉.行业继续回归“保险姓保”——2018 年各大险企中报分析[J].中国金融家, 2018, (09): 95-96.
- [21] 卓志, 孙正成. 健康险业务能否提升保险公司经营绩效——兼论我国商业健康保险经营动力[J]. 财经科学, 2015, (11): 34-44.
- [22] 蒋才芳, 陈收. 我国人寿保险公司经营绩效的 DEA 有效性分析[J]. 财经理论与实践, 2014, 35 (04): 27-32.
- [23] 陈强.高级计量经济学及 Stata 应用[M].第 2 版, 高等教育出版社, 2014.
- [24] 江亚锋.数字化转型对保险公司经营绩效的影响研究——基于中国上市保险公司的实证分析[J].上海保险,2025, (03): 45-52.
- [25] 崔鹏, 宋振兴. 低利率蔓延, 寿险机构探求“微笑曲线”[J]. 金融市场研究, 2024, (09): 133-140.
- [26] Lee C-Y.Product diversification,business structure,and firm performance in Taiwanese p-roperty and liability insurance Sector[J].*The Journal of Risk Finance*,2017,18(5):486-499.
- [27] Kaoru Tone,Miki Tsutsui.Network DEA:A Slacks-Based Measure Approach[J].*European Journal of Operational Research*,2009,(197):243-252.
- [28] Per ,Niels Christian Petersen.A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis[J].*Management Science*,1993,(39):1261-1264.
- [29] Nourani M,Kweh Q L,Ting I W K,et al.Evaluating traditional,dynamic and network b-usiness models:An efficiency-based study of Chinese insurance Companies[J].*The Geneva P-apers on Risk and Insurance-Issues and Practice*,2021,47(4):905-943.
- [30] Eling M,Holder S.The value of interest rate guarantees in participating life insurance contracts:Status quo and alternative product Design[J].*Insurance:Mathematics and Economics*,2013,53(3):491-503.
- [31] Kiptoo IK,Kariuki SN,Ocharo KN.Risk management and financial performance of insu-rance firms in Kenya[J].*Cogent Business&Management*,2021,8(1).
- [32] Raja Bouzouita.Life Insurance Performance Characteristics[J].*International Journal of F-inance&Banking Studies*(2147-4486),2023,12(1):32-40.
- [33] Ishtiaq N,Siddiqui DA.Factors Affecting Financial Performance of Life Insurance Sect-or in Pakistan[J].*SSRN Electronic Journal*,2019.
- [34] Zinyoro T,Aziakpono MJ.Performance determinants of life insurers:A systematic revie-w of the Literature[J].*Cogent Economics&Finance*,2023,11(2).
- [35] Sharif MdJ,Lily RA,et al.The Impact of Risk Management on the Financial Performance of the General Insurance Companies in Bangladesh[J].*BUFT Journal of Business&Econo-mics*,2024,5.
- [36] Kaoru Tone.A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J].*Euro-pean Journal of Operational Research*,2001,(130):489-509.
- [37] Mahayni A,Muck M.The benefit of life insurance contracts with capped index participa-tion when stock prices are subject to jump Risk[J].*Review of Derivatives*

- Research*,2017,20(3):281-308.
- [38] Sheehan B,Humberg C,Shannon D,et al.Diversification and Solvency II:The capital eff-ect of portfolio swaps on non-life Insurers[J].*The Geneva Papers on Risk and Insurance-Is-sues and Practice*,2022,48(4):872-905.
- [39] Delporte C.Universal Banking-International Comparisons and Theoretical Perspectives[M].*Oxford:Oxford UniversityPress*, 1991:293-318 .
- [40] Mulchandani K, Sitlani C M, Mulchandani K.The Determinants of Financial Performa-nce in Life Insurance Sector in India[J].*Asian Journal of Empirical Research*,2017,6(10):261-269.
- [41] Zhang T,Cao J.Impact of regulatory policy adjustments on insurance company costs a-nd cost Efficiency[J].*Finance Research Letters*,2023,58:104-611.
- [42] Kocovic J,Paunovic B,Jovovic M.Determinants of business performance of Non-life in-surance companies in Serbia[J].*Ekonomika Preduzeca*,2014,62 (7-8) :367-381.

“太相似而不能倒”—— 中小保险公司治理同质化与风险共振效应研究

徐华、曹梦霞¹

摘要：

近年来，中小保险公司在激烈的市场竞争与监管环境下，普遍存在公司治理风险趋同、风险管理失效的问题，诱发“太相似而不能倒”的系统性风险隐患。本文基于 2016—2022 年全国 110 家中小保险公司的非平衡面板数据，实证检验了治理风险同质化对系统性风险共振效应的影响及其作用机制。研究结果表明，治理风险同质化显著加剧了保险行业的风险共振效应，这一结论在财险与寿险子行业中均得到验证。进一步分析发现，民营保险公司受控股股东激进治理策略的影响，其治理风险同质化对风险共振效应的推动作用最为突出；资本系控股的寿险公司由于金融属性和资金规模更大，治理风险同质化的放大效应也更为显著。机制检验表明，治理风险同质化能够通过信用保证险与分红寿险等资金敏感险种的业务行为同步性传导，从而放大系统性风险的共振效应。本文的研究揭示了中小保险公司治理缺陷与系统性风险之间的深层联系，为完善行业治理机制、防范系统性风险提供了新的经验证据和政策启示。

关键词：中小保险公司，公司治理同质化，风险共振效应

一、引言与文献回顾

党的二十大明确提出要全面推进中国式现代化，保险业作为金融业的重要组成部分和现代市场经济的基础性制度，且在保障民生、防范风险和服务实体经济中发挥着不可替代的作用。然而，在快速发展的同时，我国保险业也暴露出法治环境和诚信体系建设不足、市场参与者不成熟、要素市场不发达等问题。尤其是当前保险市场呈现典型的寡头垄断格局，少数大型保险公司市场集中度高（寿险市场 CR4 为 48.94%，财险市场 CR4 为 71.56%），占据主导地位。而数量众多的中小保险公司市场份额有限，却普遍存在治理缺陷和高度同质化。这一结构导致其风险外溢效应不可忽视，即便单个机构影响有限，但它们的“治理缺陷”及“同质化”叠加起来的同质共振效应会对保险系统产生影响。对于保险系统而言，它

¹ 俊徐华，西南财经大学金融学院教授。曹梦霞，西南财经大学金融学院博士研究生。

们是“太多而不能倒”和“太相似而不能倒”的保险公司，特别是在经济和社会发展面临的不确定性增加时，中小保险公司的治理缺陷和同质性特征已成为中国保险业系统性风险的新隐忧。

制度同构理论(DiMaggio and Powell,1983)为解释同质化提供了理论基础。该理论指出，面对监管压力与外部环境不确定性，组织往往通过模仿性、强制性和规范性机制而趋向一致，从而形成制度安排和行为模式的同质化。已有研究从不同角度验证了同质化对金融体系稳定性的潜在威胁。在银行领域，Cai et al.,(2018)和 Fricke,(2016)研究发现，银行业务结构的趋同会削弱分散化效应，从而放大金融系统对外部冲击的脆弱性。Adasi Manu and Qi(2023)进一步指出，CEO 社会关系网络的相似性也会推动银行在风险偏好上的一致化，进而提升系统性风险水平。在资本市场层面，Raffestin(2014)则强调，共同资产持有关系会通过“内生协方差”加速冲击扩散。相关研究还发现，交叉持股与机构投资者的治理趋同同样会提升企业间策略一致性与风险偏好联动性(向元高和罗进辉,2023)。

与银行和资本市场相比，关于保险公司的研究相对有限，现有文献主要集中于承保端或投资端。王向楠(2018)关注寿险公司的产品与地理同质化，发现其显著加剧了风险联动性；熊婧和汤薇(2021)则从财险业务结构出发，揭示了业务趋同与系统性风险之间的紧密关系。Girardi et al.(2021)基于投资组合视角发现，当保险公司资产端配置高度相似时，其共同的资产处置行为会放大价格冲击，导致系统性风险加剧。同质化的度量方法主要包括基于余弦相似系数、基于连接性的测度、Jaccard 相似系数和基于 Manhattan 距离的测度等指标(Adasi Manu and Qi, 2023; Girardi et al., 2021)。与此同时，徐华等(2016)和 Cummins and Weiss(2014)指出，保险公司在外部冲击下可能成为风险扩散的重要通道。陆思婷和粟芳(2021)强调，短期融资和表外衍生品业务放大了扩散效应。England(2023)在代理建模研究中指出，保险公司在外部冲击下呈现“同步出清”行为，反映出结构同质性与行为惯性的复合共振效应。Jia and Yin(2024)从“治理外部性”角度构建模型，认为治理结构一致性通过决策耦合机制放大了风险响应。

然而，现有文献仍存在不足：第一，研究对象多集中于大型保险集团或银行体系，缺乏对中小保险公司的群体化治理特征及风险行为的识别；第二，现有分析更多基于业务或财务结构相似性，缺乏对治理层面同质化的系统刻画；第三，对于治理同质化如何通过行为路径传导为风险共振效应，现有研究缺乏因果检验和机制分析。

基于此，本文从治理同质化视角出发，构建“治理同质化—风险共振效应”的分析框架，利用 2016–2022 年 110 家中小保险公司的非平衡面板数据，实证分析治理同质化对风险共振的影响。研究结果表明，治理同质化显著放大了保险公司之间的风险共振效应，这一现象在财险公司中表现更为突出，而寿险公司因负债久期较长而存在一定滞后效应。进一步分析发现，在外部风险敞口上升时，治理同质化对风险共振的放大作用更强，显示外部冲击与内部治理缺陷存在叠加效应。股东属性异质性也显著影响结果：民营和资本系控股的保险公司更容易因治理趋同形成共振，而国有和外资控股公司则表现出一定的缓冲作用。机制检验表明，治理趋同通过诱发业务行为的同步性进一步加剧了风险共振，尤其在信用保证险和分红寿险等高资金敏感、可快速调节资产负债结构的业务中，公司间更易出现集体扩张或收缩，放大了系统性风险共振。

本文的贡献主要体现在以下四个方面：第一，在研究对象上，本文聚焦中小保险公司，提出“太相似而不能倒”的风险新视角，揭示治理缺陷累积效应对行业稳定性的威胁；第二，在方法上，本文构建基于资金运用类关联交易的治理同质化指标，并结合偿付能力刻画风险共振效应，突破了单纯依赖财务指标或市场价格的传统做法；第三，在机制识别上，本文进一步引入风险敞口、股东属性及业务行为同步性，系统检验外部冲击与内部结构对风险共振的影响；第四，在政策层面，本文提出监管范式应从“大而不能倒”转向“系统性抗同质化”，并强调差异化治理、股东属性审慎监管和敏感业务的穿透式监测。整体上，本文不仅丰富了系统性风险的微观成因研究，也为中小保险公司治理优化与系统稳健性提升提供了政策启示。

二、理论分析

(一) 保险公司治理的特殊性

保险公司的经营可以从公司治理、市场行为和偿付能力三个维度来体现。首先，公司治理相当于保险公司的“大脑”，它决定了保险公司的决策和行为模式。其次，市场行为则是保险公司的“四肢”，涉及保险公司在市场中的业务活动，这些活动受到公司治理思想的影响，直接关系到保险公司的业务发展和市场竞争力。最后，偿付能力可以视为保险公司的“心脏”，它体现了保险公司履行合同义务的能力，是保险公司治理思想和市场行为选择后的结果，也是保险公司稳健经营的重要指标。公司治理作为保险公司的“大脑”，从根本上指引保险公司的行为决策，是稳健经营的根本保障。良好的公司治理机制能够有效指引保险公司提高风险管理水平，控制经营风险，是保险机构有效抵御外部冲击的重要“免疫力”。通过强化公司治理，保险公司能够更好地保护保单持有人的利益，维护整个保险行业的稳定。

保险公司治理的理论基础是建立在以一般企业公司治理理论与保险公司治理特殊性相结合的基础上。与一般企业相比，保险公司具有高负债、债权人（保单持有人）分散、控制权集中在股东、保险产品的金融性与保障性、更严格的监管约束及破产对经济社会产生重大影响等方面的特征，其治理机制存在明显的特殊性。一般企业公司治理理论主要关注在股权分散条件下，所有权和经营权分离所产生的股东与经营者间的委托代理问题，以及控股股东与中小股东间的委托代理问题，这些问题在保险公司治理中同样存在。与一般企业不同，保险公司具有“高债权、低股权”的财务结构，保险公司一旦倒闭，将在更大程度上使保单持有人而非股东的利益受到损失。“少本经营”致使保险公司股东极可能变成风险偏好者(risk-lover)，因为即使保险公司因风险过大发生倒闭，股东的损失也仅限于投资于保险公司的资本金，而如果保险公司过度冒险，高风险所伴随的高收益则会给股东带来丰厚的回报，这促进了股东的风险扩张冲动。一般企业的股东也会因为股权的有限责任制带来的“期权性质”而具有通过扩张风险提高自身剩余收益的冲动，但一般企业具有“高股权、低债权”的财务结构，巨大的利益参与决定了公司经营失败将在最大程度上损害股东利益，一般企业的股东通常是风险厌恶者(risk-aversion)。

在现代公司制度下，股东是公司治理运转的核心，股东主要通过股东大会的投票权(用手投票)和买卖股票(用脚投票)来约束经营者可能的偏差，进而实现自

身的治理意图。与之相似，保险公司股东在公司治理中也居于举足轻重的地位，但不同的是保险公司股东的风险偏好，不仅可能使股东自身怠于风险管理，而且可能导致股东设法给经营者提供过度冒险的激励来诱导经营者的冒险行为，以追求高额利润，损害保单持有人利益的倾向。股东与经营者，控股股东与中小股东的权利博弈主要来自于因所有权和控制权的分离带来的控制权争夺，控股股东与债权人的权利博弈主要来自股权和债权的风险与收益不成正比。保险公司治理缺陷并非集中体现在控制权争夺带来的“内部人控制”问题，更多地体现为控股股东或实际控制人滥用控制权，损害债权人（保单持有人）利益的“隧道效应”问题。控股股东或实际控制人可能通过操纵保险公司进行利益输送，满足其流动性或扩张需求，导致保险公司成为控股股东或实际控制人的“提款机”，或者将自身持有的不良资产高价转移给保险公司，把保险公司变成控股股东或实际控制人的“不良池”。

保险公司的股东，尤其是控股股东或者实际控制人，决定了保险公司的基因，也在很大程度上左右了保险公司的命运。“控股股东或实际控制人-保单持有人”之间的利益冲突成为了保险业最主要的治理挑战。保险公司治理的核心目标是制定有效的公司治理机制来制衡控股股东或实际控制人的权力，确保保单持有人的利益得到保护。目前学术界没有形成保险公司“治理风险”概念内涵的统一界定。在相关的文献中，大多数研究者都认同公司治理风险源于公司治理机制的不健全，并表现为治理目标的偏离。结合保险公司“控股股东或实际控制人-保单持有人者”之间的利益冲突及保险公司治理目标的特殊性，本文将保险公司治理风险概念界定为因“治理机制”不健全（治理缺陷）而导致保险公司治理目标偏离的可能性，给公司持续经营带来不稳定性，从而对保单持有人的利益及其他相关利益人带来损害的风险积累。

当保险公司的治理机制存在缺陷或不健全时，控股股东或实际控制人利益的行使会导致治理风险的增加，会削弱保险公司抵御外部冲击的能力，最终导致保险公司面临危机。在这种情况下，保险公司不受控制的外部冲击事件虽然是直接诱因，但根本原因在于治理机制的不完善，它导致了控股股东或实际控制人的高风险冒险行为，一旦外部冲击发生，这些潜在的治理风险就会被暴露和放大。

（二）中小保险公司治理风险的特殊性

广义的保险公司治理机制分为微观，中观和宏观三个层面。微观层面主要涉及保险公司内部的治理结构和流程，主要由股东大会、董事会、监事会和高级管理层组成的分权机制和议事规则构成。中观层面主要涉及保险行业的市场约束机制，包括市场竞争、控制权市场、经理人市场和保险保障基金制度等方面。宏观层面主要涉及政府和监管机构对保险行业的监管和政策影响。

中小保险公司治理风险的生成机理如图 1 所示。相较于大型保险公司，中小保险公司受规模、市场约束和监管政策等因素影响，在上述保险公司治理特殊性的基础上进一步叠加更多的特殊性，治理规范程度受到进一步冲击，治理风险更加突出。中小保险公司的业务复杂程度与大型保险公司相似，但规模相对较小，付出的治理成本往往也比较少，这就会导致其驾驭复杂业务能力不强，业务不确定性程度就会增加，决策就会变得相对模糊，更容易为控股股东或实际控制人的违规操控带来客观便利。我国保险行业属于寡头垄断行业，产品服务同质化严重，保险市场的业绩分化趋势导致中小保险公司的获利空间不断受到挤压，为

为了在激烈的市场竞争中抢占市场份额，中小保险公司控股股东或实际控制人可能会激励经营者采取更冒险的经营策略以求生存和发展。2022年《保险保障基金管理办法》实施之前，保险保障基金的筹集采用的是固定费率制度。这意味着所有保险公司都按照统一的费率缴纳保险保障基金，而没有根据各自不同的风险状况进行差异化费率的设置。此外，保险保障基金的暂停缴纳上限是基于保险公司总资产的一定比例来设定的，这导致规模较小、治理风险较高的中小保险公司只需缴纳相对较少的保险保障基金，却将潜在的风险损失转嫁给了保险保障基金，从而削弱了市场对中小保险公司的风险管理的激励和约束机制。在监管政策这方面，市场退出的政策还不够完善，多家机构进入市场后只是对原有主体的简单复制和市场份额的重新洗牌，在缺乏市场退出机制的警示作用下，中小保险公司的治理缺陷发挥了负面鼓励作用，中小保险公司的控股股东或实际控制人可能因为知道公司即使出现问题也难以退出，从而激励经营者采取更加激进的经营策略，以期在短期内获得更高的回报。市场退出机制的不完善导致市场竞争不充分，缺乏有效的竞争压力，这使得一些中小保险公司缺乏改进经营和提高效率的动力，从而倾向于通过冒险经营来维持生存。中小保险公司在品牌优势、资本实力、网络布局、人才储备、成本摊销等多方面，都和大保险公司有着巨大差异，监管政策对中小保险公司差异化发展支持不足，很多对大公司更有利，且大公司在政策制定上更有话语权，使得中小保险公司的治理空间更有限。

在这样的市场约束和监管条件下，大型保险公司的控股股东更注重风险管理，以保护公司的市场地位和财务稳定，但会促使部分中小保险公司的控股股东或实际控制人更加激进，存在“急功近利、快进快出、挣快钱”的浮躁心态，通过虚假注资、“三会一层”运作不规范、不当关联交易来进行利益输送，以此来规避监管要求，进行监管套利，滥用控制权追求短期利益，损害保单持有人利益，增加保险公司的风险。

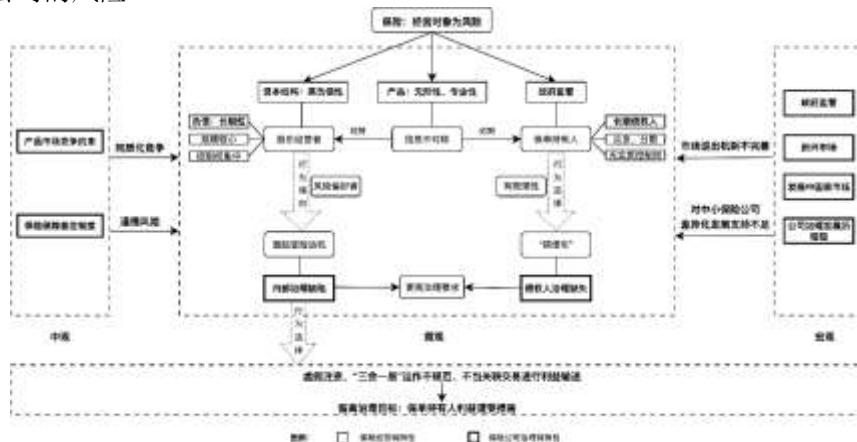


图 1 中小保险公司治理风险的生成机理

(三)治理风险与不当关联交易

保险公司治理风险集中体现为控股股东或实际控制人的控制权集中，进而滥用控制权，损害债权人（保单持有人）利益的“隧道效应”问题。通常而言，股权是公司控制权的象征，犹如公司的“经济基础”。一旦控制权格局确立，就需要构

建一套规范各方博弈的规则，比如相互制衡的议事规则、内部监督机制等，以此保障各利益相关方都有参与决策的机会与权利，确保控制权博弈过程的公平性、公正性与规范性。但如果抗衡制约的力量不足以对控制权人形成有效约束，控制权人就可能破坏既定的议事规则和决策程序。议事规则好比“上层建筑”，只要控制权这一基础和核心保持稳健，由股东大会、董事会、监事会和高级管理层构成的“三会一层”分权机制以及议事规则便不会失衡，损害保单持有人利益的行为也难以出现。然而，如果存在控制权的过度集中，控制权人就可能凭借其强大的影响力去制定规则、绕过规则甚至违反规则，其他利益方往往难以抗衡，只能被动接受。而关联交易则是控股股东或实际控制人利用控制权集中进行不当利益输送的关键“通道”。

保险公司治理风险本质是权力结构的失衡对债权人（保单持有人）利益的系统性侵害。根据《中华人民共和国保险法》第三十四条规定，保险公司单一股东及其关联方持股比例不得超过三分之一，但实际控制人常通过代持协议、结构化资管产品等手段突破限制。2024年9月11日，国务院发布《关于加强监管防范风险推动保险业高质量发展的若干意见》，被业内称为保险业“新国十条”。这是继2006年、2014年两轮顶层设计后再度聚焦公司治理，明确列出实际控制人滥用控制权的四张“负面清单”：第一，通过隐匿股权架构突破持股限制，全面掌控人事、财务与资金；第二，虚假增资、循环增资、抽逃资本或套取金融机构资金再回流为资本金；第三，“三会一层”制衡机制失灵；第四，以不当关联交易将保险公司变为“提款机”。上述链条可视为治理风险由前端（控制权过度集中）—中端（治理结构虚化）—后端（利益输送落地）递进的完整路径。

关联交易本身是一种中性的经济行为，其性质取决于交易的具体内容和执行方式。正当关联交易是指公司与关联方之间基于公平市场原则、遵循正常商业条款进行的交易行为，其目的是通过整合资源、优化配置，降低交易成本、提升协同效率、实现规模经济，从而增强企业的整体竞争力和运营效率。然而，不当关联交易则是指公司与关联方之间进行的不符合市场公平原则、违背商业惯例或法律法规的交易行为。这种行为往往沦为控制方攫取私利的工具，损害其他股东、保单持有者以及公司的整体利益，典型表现包括：通过“隧道效应”实现利益输送；操纵数据、隐匿风险；滥用职权贱卖资产或国有资产。为规范此类行为，2022年1月银保监会印发《银行保险机构关联交易管理办法》，将关联交易界定为“与关联方之间发生的利益转移事项”，并细分为三类：第一类是资金运用类，包括存款、债券、股票、股权、不动产、金融产品等投资；第二类是服务类，涵盖审计、精算、法律、评估、技术、租赁、委托管理等；第三类是利益转移类，如赠予、资助、担保、债权债务重组、权利放弃等。在众多关联交易中，资金运用类交易尤为值得关注。宋明与王国军(2022)指出，险资具有“低成本、长周期、渠道广”的天然属性，极易被大股东用作利益输送管道：直接侵蚀资产质量与偿付能力；通过资产负债错配、资本结构劣化放大系统性风险；结构复杂、层层嵌套，传统公允性监管难以穿透识别。仲赛末等(2023)的实证结果进一步证实，资金运用类关联交易对保险公司风险承担具有显著且普遍的负面影响。

保险公司治理风险集中体现为控制权的集中与滥用，并通过“三会一层”运行失效与不当关联交易外化。其中，控制权集中与治理结构运行失衡较为隐蔽，而不当关联交易则是最直接、最高频的外化形式。强化对不当关联交易的穿透式监

管、完善股权结构透明度、压实“三会一层”制衡职责，是识别和化解保险公司治理风险的关键抓手。

(四)治理风险、同质化竞争与系统性风险共振效应

在中国保险业以近 180 家机构、其中 95% 为中小保险公司（市场份额合计不足 30%）为主体的市场结构性格局下，这些数量众多但市场份额有限的中小保险公司受制于资源与能力短板，普遍面临战略趋同、创新能力不足、风险管理薄弱及业务投资单一化的困境。更为关键的是，中小保险公司不仅在业务模式与投资策略上呈现高度同质化：表现为资产端集中持有同类债券、负债端过度聚焦特定险种（如增额终身寿险业务、车险业务）。其公司治理层面亦暴露出深刻的同质化缺陷：“三会一层”（股东大会、董事会、监事会、高级管理层）运作虚化与职责失序导致治理制衡机制失效，“一股独大”或实际控制人干预使得战略决策偏离行业长期规律而服务于股东短期诉求，内控机制尤其是关联交易管理存在系统性漏洞，风险识别、评估与监控流程形同虚设。

这种治理脆弱性与业务、投资同质化的深度交织，共同塑造了行业对系统性冲击的广泛共同敞口。当众多中小保险公司因行为趋同形成对利率骤变、股市震荡、巨灾或经济下行的集体风险暴露时，其内在治理缺陷将显著放大冲击的破坏力：实际控制人驱动下的短期化战略固化了同质化业务布局，失效的治理机制削弱了独立风险抵御能力。一旦外部冲击发生，大量治理薄弱、业务结构相似的中小机构将同步遭受重创（共振效应），风险沿“机构—行业—加总”路径扩散，个体偿付能力危机在行业层面演化为信心崩溃、流动性枯竭、再保险紧缩及资产抛售潮，最终导致整个保险系统赔付能力瘫痪、承保能力锐减，核心功能部分失灵。

保险系统的共振扩散效应根源在于治理风险与业务模式的同质化交织，治理风险同质化（三会一层失效、一股独大、关联交易失控）是驱动业务趋同、削弱风险抵御能力的深层诱因；业务同质化（投资集中、承保单一）在治理风险加持下，使行业暴露于不可分散的共同冲击；共振效应将微观脆弱性转化为宏观不稳定性，形成“中小机构集体失灵→系统功能瘫痪”的危机路径。治理风险同质化不仅是公司治理问题，更是系统性同质共振风险的重要影响因素。

保险系统的共振扩散效应根源在于治理缺陷与业务模式的同质化交织，治理风险同质化是驱动业务趋同、削弱风险抵御能力的深层诱因；业务同质化在治理缺陷加持下，使行业暴露于不可分散的共同冲击；共振效应将微观脆弱性转化为宏观不稳定性，形成“中小保险公司集体失灵→系统功能瘫痪”的危机路径。治理风险不仅是公司治理问题，更是系统性同质共振风险的重要影响因素。尤其在经济不确定性加剧的背景下，中小保险公司通过“羊群效应”及治理失效形成的结构性脆弱，可能触发远超单体风险的行业级危机，不仅侵蚀保险业的保障本源，更威胁到金融稳定。

三、数据与变量

(一) 变量说明

1. 治理风险同质化

借鉴 Tabak et al. (2011) 的方法，选用基于 Manhattan 距离构造治理风险同质化指数。不当关联交易即资金运用类关联交易是治理风险的代表。治理风险同质

化指数为两公司资金运用类关联交易占比之间的绝对距离。公式如下：

$$NRPTHomo_{ij,t} = 1 - 0.5 \times |w_{i,t} - w_{j,t}| \quad (1)$$

其中， $w_{i,t}$ 表示公司 i 在年份 t 的资金运用类关联交易与关联交易总额占比，数值越大表示越趋同。

2. 风险共振扩散效应

将综合偿付能力充足率(Scr)作为基础风险指标，构建风险结构的相似性矩阵，测算风险共振度。偿付能力充足率是反映保险公司在经营过程中应对保险风险、市场风险、信用风险与流动性风险等多种风险类型的关键监管指标。根据银保监会《偿二代监管标准体系》规定，综合偿付能力充足率计算公式为：

综合偿付能力充足率(Scr)

$$= \frac{\text{核心资本} + \text{附属资本}}{\text{最低资本}} \quad (2)$$

其中，最低资本覆盖保险业务、市场资产波动与信用风险敞口的整体要求，核心与附属资本代表企业实际风险缓冲能力。因此，Scr 指标越高，代表公司整体抗风险能力越强；Scr 的变动则反映保险公司对外部冲击或内部治理行为调整的响应程度。本文借鉴 Antón and Polk(2014)及 Girardi et al. (2021)的方法。首先，对保险公司 Scr 原始值进行秩转换：

$$\text{ScrRank}_{i,t} = \frac{\text{Scr}_{i,t} - \min(\text{Scr}_{i,t})}{\max(\text{Scr}_{i,t}) - \min(\text{Scr}_{i,t})} \quad (3)$$

进而定义公司 i 和公司 j 于年度 t 的风险共振扩散效应：

$$\begin{aligned} & \rho_{ij,t}(\text{Scr}) \\ &= 1 \\ & - |\text{ScrRank}_{i,t} \\ & - \text{ScrRank}_{j,t}| \end{aligned} \quad (4)$$

该指标反映公司之间的风险共振扩散效应，与风险传染扩散效应的测度不同，该指标更侧重于刻画结构相似性引致的同步性风险暴露，更适合识别多家中小保险机构同质化所产生的风险共振扩散效应。

3. 控制变量

为控制保险公司间特征差异对风险共振扩散效应的潜在影响，本文考虑公司之间所有权性质的一致性。构造变量 Own，若公司 i 与公司 j 同属于中资保险公司或同属外资保险公司或合资保险公司，则 Own=1，否则为 0。其次，引入两家公司规模接近程度(Size)与成长性接近程度(Growth)，用于度量公司之间在经

营规模与业务扩张速度上的相似程度。进一步引入两家公司规模排名得分的交互项 SizeRank。该变量用于控制大公司因规模大而对共振扩散效应影响起主导作用。具体说明如表 1 所示。

表 1 变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义	数据来源
被解释变量	风险共振扩散	p	反映公司之间风险结构的相似性	RESSET;WIND
解释变量	治理风险同质化	NRPTHomo	度量公司之间资金运用类关联交易组合相似性 若公司同为中资或同为	各公司官网报表手动收集
	所有权性质接近程度	Own	外资保险公司，取值为 1；否则为 0	
控制变量	规模接近程度	Size	保费规模接近度	公司年报;CNDRS
	成长性接近程度	Growth	保费增长率接近度	
	规模排名交互项	SizeRank	规模排名接近度	

(二) 数据来源与描述性统计

1. 数据来源

系统性风险的同质共振扩散效应主要存在于中小保险公司之间，因此收集了全国 110 家中小保险公司 2016—2022 年的非平衡面板数据。选择综合型的财险公司及人身险公司，排除再保险公司、健康险公司、养老保险公 司、农业保险公司、责任保险公司等专业保险公司。治理风险同质化数据通过各公司官网报表手动收集，其他各类变量数据主要来源于 WIND 数据库、RESSET 数据库、CNDRS 数据库、公司年报及保险公司报表等多元信息源，并辅以手动收集与标准化处理。

2. 描述性统计

为排除异常值对本研究的影响，对连续变量采用了 1% ~ 99% 水平的 Winsorize 缩尾处理。各变量的最值、均值和标准差如表 2 所示。

风险共振扩散效应的均值为 0.865，中位数为 0.948，标准差为 0.194，最大值接近于 1，最小值为 0.094，表明样本中多数公司之间在偿付能力阈值上的变动具有较高一致性，系统性风险共振度整体偏高。不当关联交易同质化的平均值为 0.851，说明保险公司在不当关联交易结构上普遍存在一定程度的相似性。在控制变量中，公司对在所有权属性上的一致性(own)变量均值为 0.536，接近 0.5，说明样本中中资与外资保险公司搭配构成的公司对相对均衡。规模接近程度(size)和成长性接近程度(growth)平均值分别为 0.816 与 0.942，说明样本中大多数公司之间在经营体量与增长水平上具有较强可比性，体现出行业内部较高的结构一致性。规模排名交互项 (sizerank) 均值为 0.261，标准差为 0.204，表明部分样本组是由规模较大的公司组成，潜在系统性影响需进一步控制。

表 2 描述性分析

变量	Mean	p50	SD	Min	Max
p	0.865	0.948	0.194	0.094	0.999

NRPTHomo	0.851	0.932	0.170	0.500	1.000
own	0.536	1.000	0.499	0.000	1.000
size	0.816	0.846	0.138	0.389	0.997
growth	0.942	0.989	0.143	0.013	1.000
sizerank	0.261	0.209	0.204	0.006	0.789

四、实证分析与稳健性检验

(一) 实证分析

中小保险公司治理风险同质化对风险共振扩散效应影响的实证建模如 7.2 所示。构建了双向固定效应模型，有效地控制观测数据中存在的跨公司和跨时间的异质性。保险业的风险状况可能会反向影响公司的治理风险的同质化程度。为了在一定程度上缓解治理风险同质化与共振扩散效应可能存在的内生性问题，对治理风险同质化指标也进行了滞后一期处理。其中， $\rho_{ij,t}$ 是公司 i 和公司 j 在第 t 年的风险共振水平。 $NPPTHomo_{ij,t-1}$ 表示治理风险同质化。 $Cotrol_{ij,t}$ 代表控制变量。 α 、 β 和 θ 分别为各变量的回归系数， δ_{ij} 为联合个体固定效应， μ_t 为领间固定效应， $\varepsilon_{ij,t}$ 为随机扰动项。

$$\rho_{ij,t} = \alpha + \beta NPPTHomo_{ij,t-1} + \sum_{j=1}^n \theta_j Cotrol_{ij,t-1} + \delta_{ij} + \mu_t + \varepsilon_{ij,t} \quad (5)$$

表 3 展示了保险公司治理风险同质化对风险共振扩散效应影响的基准回归结果，列(1)为全样本，列(2)和列(3)分别为财险行业子样本和寿险行业子样本。结果显示，无论是保险行业整体，还是具体到财险行业和寿险行业，治理风险同质化产生了显著的风险共振扩散效应。

表 3 基准回归结果

变量	风险共振		
	(1)	(2) 财险	(3) 寿险
NRPTHomo _{i,t-1}	0.0303*** (4.40)	0.0332** (2.02)	0.0067** (2.25)
常数项	0.8935*** (43.56)	0.8714*** (10.18)	0.9410*** (108.44)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	8,846	3,858	4,988
调整的 R ²	0.724	0.696	0.598

注：括号内为 t 值；*、**、***分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平，下

表同

(二)稳健性检验

为进一步验证基准模型结论的可靠性，本文进行如下的稳健性检验：(1)替换核心解释变量为采用广义 Jaccard 相似系数测度方法(Pool et al., 2015)和资金运用类共同交易规模向量内积(NRPT_Common)计算的治理风险同质化，结果见表4的第一列和第二列。(2)替换被解释变量为核心偿付能力充足率度量的风险共振扩散效应，具体结果如第 3 列所示，均支持治理风险同质化对风险共振扩散效应有显著正向影响的结论。(3)考虑寿险公司投资周期较长、风险释放具有滞后性，本文进一步使用系统 GMM 动态面板模型，仅对寿险子样本进行滞后效应的稳健性检验。回归结果如表 4 第 4 列所示，治理风险同质化在滞后第二期显著影响了风险共振扩散效应，进一步增强了结论的稳健性。

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4) 系统 GMM
NRPT_Jaccard _{i,t-1}	0.0192*** (5.08)			
NRPT_Common _{i,t-1}		0.0017*** (6.88)		
NRPThomoi _{i,t-1}			0.0309*** (4.52)	-0.1766*** (-4.00)
NRPThomo _{i,t-2}				0.0565*** (4.72)
NRPThomo _{i,t-3}				0.0036 -0.1766***
常数项	0.9039*** (43.89)	0.8828*** (42.94)	0.8873*** (43.48)	1.5560*** (11.05)
控制变量	是	是	是	
时间固定效应	是	是	是	
个体固定效应	是	是	是	
观测值	8,846	8,846	8,846	2,323
AR1(p)				0.015
AR2(p)				0.517
Hansen(p)				0.347
调整的 R ²	0.707	0.703	0.731	

(三)内生性分析

1. Heckman 两阶段

本文度量治理风险同质化程度依赖于公司关联交易数据的完整披露。然而，是否披露关联交易信息本身可能受到公司财务状况、治理机制等特征影响，使得进入分析样本的公司存在自选择倾向。若忽略该偏误，可能导致治理风险同质化

变量的估计结果存在系统性偏差。

为了消除这种样本自选择问题可能带来的估计偏差，本文采用 Heckman 二阶段法来加以解决。具体地，本文构建 Probit 回归模型，以公司 i 和 j 是否均完整披露关联交易细项为因变量（构造变量 Disclosure_{ijt}，若两家公司当期均披露则取 1，否则取 0），以公司治理和财务特征滞后变量构建 Probit 模型，估计公司之间的披露匹配概率。控制变量包括股权集中度相似性，独立董事占比相似性，规模接近程度，所有权性质接近程度，规模接近程度，成长性接近程度。接着构建逆米尔斯比率（IMR），若 IMR 项在回归中显著，说明样本中确实存在因披露选择导致的结构性偏误。若在控制 IMR 后，NRPTHomo 依然显著为正，说明本文的结论是稳健的，不受信息披露偏误干扰。

表 5 的列(1)报告了第二阶段的回归结果。结果显示，IMR 系数显著，表明进入可观测样本的公司之间存在显著的样本选择机制，即公司披露行为并非完全随机，而是受自身特征影响，忽视该机制将导致估计偏误。在控制了样本选择偏误之后，治理风险同质化对风险共振扩散效应的影响依然显著且正向。该结果不仅与基准回归结论一致，且在控制选择偏误后估计系数进一步增强，表明治理风险同质共振扩散效应更强。

表 5 Heckman 回归与工具变量回归

变量	风险共振		
	(1) Heckman	(2) 第一阶段 (2SLS)	(3) 第二阶段 (2SLS)
NRPTHomo _{i,t-1}	0.0971*** (8.02)		1.2196*** (4.14)
IMR	0.2356*** (3.88)		
geoadj		0.0689*** (4.82)	
常数项	0.8470*** (23.65)	0.8340*** (27. 57)	-0.2677 (-1.01)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	8,449	8,846	8,846
KP - LM			22.824***
CD - Wald F			23.669

2. 工具变量法

尽管前文采用 Heckman 二阶段法已控制部分样本选择偏误，但仍需进一步关注潜在的反向因果内生性问题。具体地，本文围绕核心解释变量构造外生工具变量：总部地理接近程度，总部地理位置相近的保险公司，受区域金融资源环境、监管政策环境相似的影响，可能形成资金运用策略的趋同。例如，同处长三角

角、珠三角地区的公司，面对相似的资产配置机会与地方融资项目，导致资金运用类关联交易结构趋同。地理接近程度能够显著影响资金运用结构的同质化程度，但在排除资金运用结构路径后，不直接影响治理风险的共振扩散效应，因此亦符合工具变量设定要求。

为验证工具变量的有效性，本文采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行识别。表 5 的列(2)和(3)结果表明，治理风险同质化均显著正向影响保险公司的风险共振扩散效应，这一关系依然成立，说明该影响关系具有稳健性。

五、异质性及影响机制分析

(一) 风险敞口的异质性分析

在外部风险敞口¹变化的背景下，治理风险同质化带来的系统性风险共振扩散效应会有怎样的变化。治理风险同质化导致业务模式和投资策略的高度同质化，使得保险公司在业务行为上趋于同步。这种同步性在面对外部风险时，可能会放大风险的共振扩散效应，导致整个保险行业的稳定性显著下降。本文将通过对不同风险敞口下的治理风险同质共振扩散效应的异质性进行分析对上述问题给予回答。

外部风险敞口用中国不确定性指数²的变动率 (ΔCUI) 指标来代表。根据表 6 的回归结果，保险公司治理风险同质化与外部风险敞口的交互项对保险行业的风险同质共振扩散效应存在显著正向影响。这一效应在财险业中依然显著，而在寿险业中则不显著，可能是因为外部不确定性冲击对寿险行业的影响存在一定的滞后性。尽管寿险业在短期内可能能够承受一定的外部冲击，但长期来看，治理风险同质化和外部不确定冲击的累积效应仍可能对寿险业的稳定性构成威胁。

表 6 风险敞口的异质性分析

变量	风险共振		
	(1)	(2) 财险	(3) 寿险
NRPTHomo _{i,t-1} × CUI	0.0205** (2.34)	0.0265* (1.88)	-0.0047 (-1.03)
NRPTHomo _{i,t-1}	0.0330*** (4.09)	0.0578*** (3.20)	0.0014 (0.45)
常数项	0.8492*** (48.20)	0.6975*** (9.36)	0.9793*** (112.44)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	8,841	3,855	4,986
调整的 R ²	0.755	0.723	0.636

¹ 风险敞口指的是由于市场、信用、操作或其他外部因素的不确定性而可能遭受损失的风险。

² 选取 Economic Policy Uncertainty 官网提供的中国不确定性指数 (China Uncertainty Index)，包括经济政策不确定性、政治不确定性、全球事件不确定性，贸易和金融联系的不确定性和宏观经济的不确定性。

(二)股东属性的异质性分析

不同类型股东属性的保险公司在治理策略和风险选择上存在显著差异。国有保险公司通常受到更严格的政府监管和内控体系约束，其经营目标不仅包括盈利，还涵盖服务国家战略、维护金融稳定及履行社会责任。因此，国有保险公司在业务布局上更注重长期稳定发展，例如在政策鼓励的领域（如农业保险、巨灾保险）率先布局，即使这些业务在短期内盈利性不强，其治理策略和风险选择偏稳健。民营保险公司则可能更容易受到短期利益的驱动，倾向于采取冒险经营策略以追求高收益。这种策略在市场环境良好时可能带来丰厚利润，但在市场波动时也可能面临较大风险。由于民营保险公司经营策略的激进性，风险同质共振扩散效应可能更大，甚至可能引发流动性危机，进而影响整个保险行业的稳定。外资独资或合资保险公司由于需要适应我国的法律法规和监管要求，其治理策略和风险的选择偏保守。同时，这些公司通常会侧重于专业化的小众市场，如高端健康险、财富管理险等细分领域，通过提供差异化的产品和服务来获取市场份额，同质化程度较低。因此，为了研究国有保险公司、民营保险公司与外资独资或合资保险公司的异质性影响。引入了虚拟变量，其中，*Private* 取 1，表示保险公司为民营保险公司；*Foreign* 取 1，表示保险公司为外资独资或合资保险公司。

近年来，中国保险市场中，以“明天系”“富德系”等为代表的资本系族控制型民营保险公司，频繁被曝光存在复杂且隐蔽的关联交易问题。这些问题不仅凸显了其公司治理的薄弱环节，也反映出其经营策略过度偏向资本运作，从而偏离了保险机构应有的风险保障核心职能。在资本运作逻辑主导下，部分公司沦为大股东资产腾挪与杠杆操作的工具，这种行为不仅增加了公司的经营风险，也对整个保险行业的稳健发展带来潜在威胁。因此，本文想要检验资本系控股的民营保险公司是否存在更显著的治理风险的同质共振扩散效应。引入虚拟变量，*Capital* 取 1，表示资本系控股的民营保险公司。

表 7 分别在全样本、财险公司样本与寿险公司样本中引入治理风险同质化变量与不同交互项进行回归，实证检验治理风险同质共振扩散效应的异质性影响。列(1)–(3)分别展示了国有保险公司、民营保险公司与外资独资或合资保险公司的异质性分析结果。 $NRPTHomo \times Private$ 的系数均显著为正，说明民营保险公司的治理风险同质共振扩散效应更显著，治理策略的激进性带来的风险共振扩散效应更大。 $NRPTHomo \times Foreign$ 的交互项系数显著为负，表明外资独资或合资保险公司的治理策略和风险的选择偏保守，产品和服务差异化程度更高。相较于国有保险公司和外资独资或合资保险公司，民营保险公司的治理风险共振扩散效应最显著。

列(4)–(6)对比了资本系控股与非资本系控股保险公司中的异质性分析结果。 $NRPTHomo \times Capital$ 的交互项系数在寿险业显著为正，在财险业样本中交互项虽为正但不显著，这表明相对于非资本系控股的保险公司，资本系控股的保险公司在寿险业的治理风险共振扩散效应更为显著，而在财险业则相对不明显。这背后的原因在于寿险业的金融属性远高于财险业，其资金规模也远大于财险业。寿险产品的长期性和储蓄性使其积累了大量长期资金，可用于长期投资，金融属性强，资金规模大，投资运作空间广阔。相比之下，财险产品期限短、资金规模小，主要用于短期赔付，金融属性和资金运用空间有限。资本系控股的保险公司

通常更倾向于选择寿险业，而非财险业，以充分挖掘保险业的“金融性”特征，实现更高的资本运作收益。寿险业的长期资金和金融属性为资本运作提供了更大的操作空间和更高的回报率，且关联交易的隐蔽性和监管难度相对较大，使得资本系控股公司更容易通过复杂的股权结构和控股关系隐藏实际控制人，进行高风险投资和资产腾挪。然而，这种选择也带来了更高的风险，包括资金运用风险、关联交易风险以及风险共振扩散效应。因此，需要特别关注资本系保险公司的治理风险共振扩散效应。

表 7 大股东属性的异质性分析

变量	风险共振					
	(1)	(2) 财险	(3) 寿险	(4)	(5) 财险	(6) 寿险
NRPTHomo _{i,t-1} x private	0.0286** (2.09)	0.0621** (1.97)	0.0172*** (3.06)			
NRPTHomo _{i,t-1} x foreign	-0.0497*** (-3.81)	-0.0960*** (-3.04)	-0.0102* (-1.76)			
NRPTHomo _{i,t-1} x capital				0.0481 (1.49)	0.0881 (0.51)	0.0340* (1.87)
NRPTHomo _{i,t-1}	0.0381*** (2.76)	0.0422* (1.66)	0.0020 (0.41)	0.0291*** (4.15)	0.0325** (1.98)	0.0056* (1.83)
常数项	0.8909*** (43.34)	0.8640*** (10.06)	0.9403*** (108.32)	0.8943*** (43.53)	0.8722*** (10.18)	0.9416*** (108.78)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效 应	是	是	是	是	是	是
个体固定效 应	是	是	是	是	是	是
观测值	8,846	3,858	4,988	8,846	3,858	4,988
调整的 R ²	0.725	0.697	0.600	0.724	0.696	0.599

(三)业务行为同步性影响机制分析

中小保险公司在公司治理层面暴露出深刻的同质化缺陷，这种缺陷不仅体现在治理结构上，还进一步导致了业务模式与投资策略的高度同质化。同时，由于实际控制人的干预，中小保险公司的战略决策往往短期化，更多地关注短期利润和股东回报，而忽视了长期风险管理业务多元化。这种短期化战略进一步固化了业务同质化布局。中小保险公司在公司治理层面的同质化缺陷，不仅导致了其在业务模式与投资策略上的高度同质化，还使得整个行业对系统性冲击的共同敞口显著扩大，风险共振效应加剧。

为了探讨治理风险同质化是否经由业务行为的同质化路径，进一步加剧了风

险的共振扩散效应，本文引入“业务行为同步性机制”这一独特视角。具体而言，保险公司治理风险同质化可能导致在业务模式与投资策略上呈现高度同质化特征，进而使得公司间的业务行为趋于同步。这种同步性在面对外部冲击时，可能显著放大风险的共振扩散效应，进而对整个保险行业的稳定性构成威胁。

为保证财、寿险公司在业务结构上的可比性，本文根据中国保险市场分类，将财险业务划分为车险、财产险（企财险、家财险、工程险）、船货特险（货运险、船舶险、特殊风险保险）责任险、农业险、信用保证险、意外伤害险、短期健康险及其他险，共九大类。根据中国寿险市场的具体情况，将寿险业务划分为普通寿险、分红寿险、投连与万能寿险、意外伤害险、健康险五种类别。

具体方法借鉴了 Girardi et al. (2021)提出的共同行为度量框架，并结合保险行业特征进行了扩展。在构造上，本文选取各险种保费收入变动作为“业务行为”变量，反映公司在产品扩张或收缩的战略选择差异。考虑到不同公司在规模上的天然差异，为避免异方差问题，首先对行为变量进行对数差分标准化处理，具体形式为：

$$\Delta \ln X_{i,t} = \ln(X_{i,t} + 1) - \ln(X_{i,t-1} + 1) \quad (6)$$

其中， $X_{i,t}$ 表示公司 i 在年份 t 的保费收入或关联交易金额。

在每一年内，对所有公司进行逐对计算，获得公司 i 与公司 j 的行为同步性指标：

$$\text{CommonX}_{ijt} = \frac{\Delta \ln X_{i,t}}{\Delta \ln X_{j,t}} \quad (7)$$

若两个公司在同一年都增加或减少该险种保费收入，则指标为正，反映方向一致的行为。值越大表示该公司行为越一致。

参考李万利等(2024)分析方法，以财寿险各主要险种为观察维度，考察治理风险同质化对各险种“业务行为同步性”指标的影响。回归结果如表 8 和表 9 所示。在财险行业，治理风险同质化对不同险种的“业务行为同步性”表现出异质性影响。如表 8 的第 6 列所示，治理风险同质化对信用保证险“业务行为同步性”影响显著为正，表明在财险行业，治理风险同质化经由信用保证险的业务同质化作为传导路径产生了风险的同质共振扩散效应。在寿险行业，治理风险同质化对不同险种的“业务行为同步性”也表现出异质性影响。如表 9 中的第 2 列所示，寿险公司的治理风险同质化对分红寿险“业务行为同步性”影响显著为正，表明在寿险行业，治理风险同质化经分红寿险的业务同质化作为传导路径产生了风险的同质共振扩散效应。

表 8 财险业务行为同步性

变量	业务行为同步性指标
----	-----------

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	车险	财产险	船货特 险	责任险	农险	信用保证 险	意外伤害 险	短期健康 险
NRPTHomo _{i,t-1}	-0.0154 (-1.83)	-0.0033 (-0.23)	0.0302 (1.14)	-0.0609** (-3.04)	0.0576 (1.40)	0.1244** (2.24)	0.0238 (1.17)	-0.1376** (-3.17)
常数项	-0.0555 (-1.13)	-0.2030* (-2.21)	0.3285 ^a (1.87)	0.0224 (0.15)	-0.059 (-0.46)	-0.1982 (-1.09)	-0.1024 (-1.03)	0.4312** (2.19)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效 应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效 应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	6,218	6,196	6,107	6,136	6,070	5,602	6,151	5,954
调整的 R ²	0.404	0.271	0.293	0.284	0.277	0.255	0.264	0.269

表 9 寿险业务行为同步性

变量	业务行为同步性指标				
	(1) 普通寿险	(2) 分红寿险	(3) 投连万能寿险	(4) 意外伤害险	(5) 健康险
NRPTHomo _{i,t-1}	-0.0036 (-0.08)	0.2253*** (4.10)	0.0104 (0.92)	-0.0216 (-0.60)	-0.0293 (-0.92)
常数项	-0.3681** (-2.39)	0.0817 (0.53)	0.0121 (0.84)	0.2432*** (2.70)	0.3789*** (4.55)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
观测值	5,856	5,812	6,088	5,825	5,906
调整的 R ²	0.304	0.358	0.048	0.318	0.384

五、结论与建议

保险系统的共振扩散效应根源在于治理缺陷与业务模式的同质化交织，治理风险同质化是驱动业务趋同、削弱风险抵御能力的深层诱因，业务同质化在治理缺陷加持下，使行业暴露于不可分散的共同冲击，共振效应将微观脆弱性转化为宏观不稳定性。

本文收集了全国 110 家中小保险公司 2016—2022 年的非平衡面板数据，通过实证深入探讨了保险公司治理风险同质化对系统性风险共振扩散效应的影响及其作用机制。其研究发现如下：

第一、治理风险同质化显著正向影响保险行业的风险共振扩散效应。无论是保险行业整体，还是具体到财险行业和寿险行业，治理风险同质化均显著加剧了

风险的共振扩散效应。

第二、在财险业中，治理风险同质化与外部风险敞口的交互项对风险共振扩散效应的正向影响依然显著；而在寿险业中，这一交互项的影响不显著，可能是因为寿险行业的长期性和储蓄性使得外部不确定性冲击的影响存在滞后性。

第三、民营保险公司的治理风险同质化对风险共振扩散效应的影响最为显著，表明其治理策略的激进性带来的风险共振扩散效应更大。

第四、外资独资或合资保险公司的治理策略和风险选择偏保守，业务同质化程度较低，其治理风险同质化对风险共振扩散效应的影响为负。

第五、资本系控股的民营保险公司在寿险业的治理风险共振扩散效应更为显著，而在财险业则相对不明显。这可能是因为寿险业的金融属性和资金规模更大，为资本运作提供了更大的操作空间和更高的回报率。

第六、治理风险同质化通过业务行为的同质化路径进一步加剧了风险的共振扩散效应。在财险行业，治理风险同质化对信用保证险的“业务行为同步性”影响显著为正；在寿险行业，治理风险同质化对分红寿险的“业务行为同步性”影响显著为正。这表明治理风险同质化通过特定险种的业务同质化作为传导路径，放大了风险的共振扩散效应。

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，建立穿透式、精细化的关联交易监管机制。强化对资金运用类关联交易的监管穿透力度，重点监控资本运作型公司和关联交易结构趋同度高的公司，及时识别并遏制潜在的风险传染源，降低治理风险同质化的系统性威胁。

第二，推动保险公司治理机制的差异化发展。针对民营控股和资本系控股保险公司，应制定差异化的监管要求和风险缓释措施，通过提高资本监管要求、强化信息披露标准，降低公司治理模式趋同可能带来的风险联动性。

第三，建立保险公司风险行为的动态监测体系。特别针对信用保证险和分红寿险等高资金敏感性的险种，监管部门应构建实时监测预警体系，识别业务行为的同步波动特征，采取有效措施提前防范业务层面风险协同传导，切断风险共振扩散的链条。

第四，强化保险公司对宏观环境不确定性的韧性。在外部环境不确定性持续加剧的背景下，监管部门应加强对保险公司资本充足水平和风险管理能力的动态监测，推动公司在风险缓冲能力建设上投入更多资源，并通过情景分析与压力测试工具强化公司风险预判与应对能力，以缓解外部冲击对行业风险共振扩散效应的影响。

参考文献

- [1]李万利、刘晓剑和许均平，2024，《中小银行网点扩张与企业信贷期限结构》，《金融研究》第6期，第114~131页。
- [2]刘慧龙、张玲玲和谢婧，2022，《税收征管数字化升级与企业关联交易治理》，《管理世界》第6期，第158~176页。
- [3]陆思婷和粟芳，2021，《非寿险承保风险引发系统性风险的复杂网络分析》，《保险研究》第2期，第31~51页。
- [4]宋明和王国军，2022，《保险公司关联交易监管：核心问题及优化路径》，《保

险研究》第 2 期，第 3~16 页。

[5]王向楠, 2018, 《寿险公司的业务同质化与风险联动性》,《金融研究》第 9 期, 第 160~176 页。

[6]王永钦、段白鸽和钱佳辉, 2022, 《中国的“影子保险”:来自监管自然实验的证据》,《金融研究》第 4 期, 第 18~3 页。

[7]向元高和罗进辉, 2023, 《共同股东与公司治理趋同》,《系统工程理论与实践》第 6 期, 第 1568~1596 页。

[8]熊婧和汤薇, 2021, 《保险业务结构的同质化对财险业系统性风险的影响》,《保险研究》第 4 期, 第 43~61 页。

[9]徐华、魏孟欣和陈析, 2016, 《中国保险业系统性风险评估及影响因素研究》,《保险研究》第 11 期, 第 3~15 页。

[10]郑国坚, 2009, 《基于效率观和掏空观的关联交易与盈余质量关系研究》,《会计研究》第 10 期, 第 68~76, 95 页。

[11]仲赛末、王向楠和郭金龙, 2023, 《大股东关联交易活动与保险公司风险承担》,《保险研究》第 3 期, 第 25~40 页。

[12] Acharya,V.V. and T. Yorulmazer. 2008. “Information Contagion and Bank Herding,” *Journal of Money, Credit and Banking*,40(1): pp.215~231.

[13] Adasi Manu,S. and Y. Qi. 2023. “CEO Social Connections and Bank Systemic Risk: The ‘Dark Side’ of Social Networks,” *Journal of Banking & Finance*,156: pp.106988.

[14] Allen,F., A. Babus, and E. Carletti. 2012. “Asset Commonality, Debt Maturity and Systemic Risk,” *Journal of Financial Economics*,104(3): pp.519~534.

[15] Antón,M. and C. Polk. 2014. “Connected Stocks,” *The Journal of Finance*,69(3): pp.1099~1127.

[16] Berdin,E. and M. Sottocornola. 2017. “Systemic Risk in Insurance: Towards a New Approach,” *SSRN Electronic Journal*.

[17] Cai,J., F. Eidam, A. Saunders, and S. Steffen. 2018. “Syndication, Interconnectedness, and Systemic Risk,” *Journal of Financial Stability*,34: pp.105~120.

[18] Cont,R. and L. Wagalath. 2016. “Fire Sales Forensics: Measuring Endogenous Risk,” *Mathematical Finance*,26(4): pp.835~866.

[19] Cummins,J.D. and M.A. Weiss. 2014. “Systemic Risk and The U.S. Insurance Sector,” *Journal of Risk and Insurance*,81(3): pp.489~528.

[20] Devenow,A. and I. Welch. 1996. “Rational Herding in Financial Economics,” *European Economic Review*,40(3): pp.603~615.

[21] DiMaggio,P.J. and W.W. Powell. 1983. “The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields,” *American Sociological Review*,48(2): pp.147.

[22] England,R. 2023. “Agent-Based Modelling in the Insurance Industry: An Exploration of Emergent Systemic Risk”. City, University of London.

[23] Fricke,D. 2016. “Has the Banking System Become More Homogeneous? Evidence from Banks’ Loan Portfolios,” *Economics Letters*,142: pp.45~48.

[24] Girardi,G., K.W. Hanley, S. Nikolova, L. Pelizzon, and M.G. Sherman. 2021. “Portfolio Similarity and Asset Liquidation in the Insurance Industry,” *Journal of Financial Economics*,142(1): pp.69~96.

- [25] Jia,K. and L. Yin. 2024. "From Governance Contagion to Risk Contagion: Research on Systemic Risk Contagion from the Perspective of Governance Externality," *Frontiers in Physics*,12: pp.
- [26] Raffestin,L. 2014. "Diversification and Systemic Risk," *Journal of Banking & Finance*,46: pp.85~106.
- [27] Tabak,B.M., D.M. Fazio, and D.O. Cajueiro. 2011. "The Effects of Loan Portfolio Concentration on Brazilian Banks' Return and Risk," *Journal of Banking & Finance*,35(11): pp.3065~3076.

基于基尼系数的保险定价模型评估与选择

张连增、赵若任、李浩男¹

摘要：

在非寿险精算定价中，准确区分不同风险群体是确保保费合理性与定价公平性的核心。传统定价模型（如广义线性模型 GLM）通常依赖统计拟合优度指标（如 AIC 和样本外损失）进行评价，但这些指标往往难以充分反映模型在风险排序效率与公平性方面的表现。为解决这一问题，本文引入洛伦兹曲线与集中度曲线及基尼系数（Gini Index）与曲线间面积（ABC, Area Between Curves）指标，构建了一个综合性的模型评估框架，并结合等渗回归（Isotonic Regression）对广义线性模型（GLM）、回归树（RT）、梯度提升机（GBM）以及神经网络（NN）进行了系统比较。以法国机动车第三者责任保险数据为实证基础，研究结果显示：梯度提升机（GBM）在泊松分布假设下表现最佳，其基尼系数达到 0.3978，ABC 值仅为 0.3188，且样本外损失最低；而经过等渗再校准的回归树模型（RT5-Isotonic）在风险区分能力上接近 GBM（基尼系数 0.3972，ABC 值 0.3274），同时兼具良好的可解释性与较低计算成本；GLM 因线性假设限制，排序效能较弱；神经网络则出现明显过拟合，泛化性能较差。进一步分析表明，等渗回归处理在多数模型中显著提升了基尼系数并降低了 ABC 值，但同时也增加了样本外损失，说明其在提升排序能力与保持拟合精度之间存在一定权衡。本研究证实了基尼系数与 ABC 在保险定价模型评估中的有效性与互补性，为保险公司在模型选择与保费优化策略中提供了可靠的量化参考与决策依据。

关键词：基尼系数，曲线间面积（ABC），风险排序，洛伦兹曲线，等渗回归

一、引言与文献综述

在非寿险精算定价中，精准的风险细分对保费的确定十分重要。传统精算模型（如广义线性模型，GLM）长期依赖统计拟合优度指标（如赤池信息准则 AIC、样本外损失）评估模型性能。然而，此类指标虽能衡量预测精准度，却难以量化模型对风险异质性的识别能力。当两个模型的预测误差相近，但对高风险保单与

¹ 张连增，南开大学金融学院精算系教授，博士生导师。赵若任，南开大学金融学院精算系硕士研究生。李浩男，南开大学金融学院精算系博士研究生。

低风险保单的排序效率存在显著差异时，错误地选择风险排序效率较低的模型将会直接使定价公平性与业务盈利能力受损^[1]。这一局限性凸显了传统评估体系的不足，亟需引入更贴合精算需求的性能指标。

近年来，基于洛伦兹曲线（Lorenz Curve）与集中度曲线（Concentration Curve）的评估框架逐渐受到关注。Denuit 等人（2019）^[2]通过一致性排序（Concordance Order）理论，发现基尼系数（Gini Index）与 ABC 指标（Area Between Curves，曲线间面积）相结合能够有效评价模型对风险异质性的识别能力，为精算需求与数学度量的结合提供了新思路。

基尼系数在精算建模中常被应用于非寿险定价模型，也在金融领域中被用于评估信用风险模型。Frees 等人（2011）^[3]定义了投保人特征评分与保费之比作为相对性指标（Relativity），并提出了一种基于基尼系数的保险评分评估框架，能够用于量化保费与损失分布的匹配程度。框架依据该相对性指标对保单风险进行排序，最终实现更精准地识别保费定价中的系统性偏差。Engelmann B.等人（2003）^[4]证明了曲线间面积 ABC 与准确性比率的等价性，扩展了统计量置信区间的简单分析方法，并比较各种评级模式的检验方法。最终发现，与自助法相比，在以曲线间面积 ABC 作为模型评价指标的模式下，置信区间的计算更有效率，而且在某些情况下，ABC 能够为传统评估手段提供良好近似。

基尼系数在保险定价中的应用研究也在持续深化。Lorentzen（2022）等^[5]提出了基于自动校准的基尼指数优化方法，证明了在保费模型中引入自动校准机制可显著提升基尼指数的严格一致性，这一方法尤其适用于车险定价场景。其研究指出，通过动态调整模型的校准权重，基尼系数能够更敏感地反映保费与风险排序的匹配程度，从而为模型选择提供更可靠的依据。此外，Meng 等人（2023）^[6]将基尼系数与机器学习模型（如 XGBoost）结合，提出了一种混合评估框架，实证表明该方法在提升风险区分效率的同时，能有效控制模型复杂度。这些研究进一步验证了基尼系数在复杂模型评估中的潜力，为本研究采用基尼系数与 ABC 指标的综合框架提供了理论支持。

在模型校准方面，等渗再校准（Isotonic Recalibration）作为一种单调性约束的后处理方法，近年来也被引入到保险精算建模中。Mario V. Wüthrich 等人（2024）^[7]发现，通过对初始回归模型的排序结果应用等渗回归，能够强制回归模型满足自校准性质。其次，等渗回归在信噪比较低的问题中，其所得到的（非参数）回归函数的复杂度往往较低，因此这种方法能够得到可解释性较强的回归函数，因为低复杂度等价于对协变量空间的一种粗分割。

尽管基尼系数的理论框架不断完善，但其在保险定价实践中的应用仍存在三方面不足：其一，现有研究多聚焦单一模型（如 GLM）或理论仿真，缺乏对回归树、梯度提升机、神经网络等现代算法的系统性比较；其二，基尼系数、ABC 等指标常被孤立使用，缺乏整合多维评估的标准化流程；其三，低复杂度模型（如变量精简的 GLM 模型）可能牺牲有限风险区分能力以降低高维成本，而此类权衡的量化边界尚未明确；其四，等渗回归虽已被证明能够改善模型的凸序一致性与排序稳定性，但其在保险定价场景中的作用尚缺乏系统性评估。现有研究多停留在理论层面或少量案例，尚未明确等渗校准在不同算法（如 GLM、树模型、提升方法、神经网络）上的适用性、收益幅度与潜在局限。

本文以法国机动车第三者责任保险数据（freMTPL2freq）^[10]为实证对象，旨

在解决上述问题。本文通过对比 GLM、回归树、GBM、神经网络以及等渗回归后校准模型的集中度曲线与洛伦兹曲线，计算基尼系数与 ABC 值，系统评估不同模型的风险排序效率与保费匹配能力。研究发现，等渗后校准模型相比于初始模型在风险排序与保费匹配上有着更加稳健的表现，等渗后校准模型的基尼系数更高，ABC 值更低。同时，经过等渗校准，梯度提升机（GBM）在复杂风险模式捕捉与排序一致性上表现最优，而回归树（RT5）能够在性能与可解释性间取得平衡，为精算实践提供了更具操作性的选择依据。

在下文中，第二节介绍了集中度曲线和洛伦兹曲线，基尼系数、曲线间距离 ABC 的定义以及等渗回归的性质，并通过数理推导验证了基尼系数和 ABC 作为评价模型预测能力与风险区分能力的合理性以及等渗回归对基尼系数的提升；第三节介绍了法国机动车第三者责任保险数据（freMTPL2freq）并基于此数据拟合的各模型的具体形式；第四节绘制模型的集中度曲线和洛伦兹曲线，并对不同模型间基尼系数和 ABC 以及其他拟合优度衡量指标（如样本外损失等）进行对比，证明基尼系数与 ABC 指标的实用性并据此对模型进行评价；第五节对全文进行简要总结。

二、性能曲线

（一）期望保费与真实保费

在非寿险精算定价中，真实保费（True Premium）定义为投保人特征 $X, X = (X_1, \dots, X_p)$ 条件下，响应变量 Y （索赔频数）的条件期望，即

$$\mu(X) = E[Y|X] \quad (1)$$

然而，在现实中的非寿险精算定价时，由于真实风险函数 $x \mapsto \mu(x) = E[Y|X = x]$ 可能具有高度复杂性，精算实践中通常采用结构简化的预测模型 $x \mapsto \pi(x)$ 作为期望保费（Expected Premium），以近似真实保费。例如，广义线性模型（GLM）通过线性预测模型与联接函数的组合构建保费函数，而梯度提升机（GBM）等现代算法则通过非线性建模捕捉复杂风险模式。

为更加精准地确定保费，需确保期望保费 $\pi(X)$ 在统计意义上与真实保费 $\mu(X)$ 尽可能接近。在实际保险研究中考虑的许多模型里，投保人特征 X 会组合形成一个分数 S ， S 是特征 X_1, \dots, X_p 的实值函数，且保费 $\pi(X)$ 是关于 S 的单调递增函数，因此可以写为， $\pi(X) = h(S)$ ， h 表示递增函数。由于这些分数都是可用特征的函数，为保持通用性，本文仍使用符号 $\pi(x)$ 。

为方便进一步研究，本文假设以下条件成立：

第一，所考虑的保费 $\pi(X)$ 以及条件期望 $\mu(X)$ 均为连续随机变量，且具有概率密度函数。不过，这可能会排除仅基于离散特征的预测，以及分段常数预测模型（如决策树），因为此时 $\pi(X)$ 仅能取有限个值。鉴于如今精算定价基于更复杂的模型（如将决策树组合成随机森林），这一连续性假设并未真正限制该方法的通用性，可参考 Breiman, L. (2001)^[11]。

第二，模型预测的期望保费与真实保费的总体均值一致，即

$$E[\pi(X)] = E[\mu(X)] = E[Y] \quad (2)$$

第三，本文仅关注技术保费，因此假设响应变量 Y 和预测模型 $\pi(X)$ 均为非负以满足保险定价的实际约束。

本文始终遵循这些假设。

(二) 洛伦兹曲线与集中度曲线

在保险定价模型的性能评估中，洛伦兹曲线（Lorenz Curve）与集中度曲线（Concentration Curve）是衡量保费与风险匹配度的核心工具。为明确其定义与作用，首先记预测保费为 $\pi(X)$ ，其分布函数为 $F_\pi(t) = P[\pi(X) \leq t], t \geq 0$ ，对应的分位数函数为 $F_\pi^{-1}(\alpha)$ ，定义为 $F_\pi(\alpha)$ 的广义逆，即对于概率水平 α , $F_\pi^{-1}(\alpha) = \inf\{t | F_\pi(t) \geq \alpha\}$ 。连续性假设确保对于所有概率水平 α ，都有 $F_\pi(F_\pi^{-1}(\alpha)) = \alpha$ 成立。真实保费 $\mu(X) = E[Y|X]$ 表示在投保人特征 X 条件下响应变量 Y （索赔频数）的条件期望。

集中度曲线用于量化真实保费在预测保费排序下的累积分布，定义为：

$$\alpha \mapsto C[\mu(X), \pi(X); \alpha] = \frac{E[\mu(X) \mathbb{I}[\pi(X) \leq F_\pi^{-1}(\alpha)]]}{E[\mu(X)]} \quad (3)$$

其中， $C[\mu(X), \pi(X); \alpha]$ 表示预测保费 $\pi(X)$ 最低的 α 部分保单对应的真实保费占比，即满足 $\pi(X) \leq F_\pi^{-1}(\alpha)$ 条件的低风险子群体保单的真实保费比例。由于这些保单风险较低，若预测保费未能合理反映其真实风险（如系统性高估或低估），则可能因定价偏差被竞争对手吸引而流失。因此，避免对这组投保人过度收费至关重要。集中度曲线能够揭示模型对低风险群体的定价合理性，避免因过度收费或保障不足导致的业务风险。

然而，集中度曲线关注的是真实保费 $\mu(X)$ 在预测保费排序下的分布，但未直接衡量预测保费自身的分布特性。例如，若两个模型的集中度曲线相近，但其预测保费的离散程度差异显著，则风险排序效率可能完全不同。仅依赖集中度曲线无法全面评估保费模型 $\pi(X)$ 的性能。因此，我们还需要引入洛伦兹曲线（Lorenz Curve）直接刻画预测保费 $\pi(X)$ 的累积分布，定义为：

$$\alpha \mapsto L[\pi(X); \alpha] = C[\pi(X), \pi(X); \alpha] = \frac{E[\pi(X) \mathbb{I}[\pi(X) \leq F_\pi^{-1}(\alpha)]]}{E[\pi(X)]} \quad (4)$$

其中， $L[\pi(X); \alpha]$ 表示预测保费 $\pi(X)$ 最低的 α 部分保单所贡献的保费收入占总保费的比例。理想情况下，若预测保费完全匹配真实风险（即 $\pi(X) = \mu(X)$ ），则集中度曲线与洛伦兹曲线应完全重合；若两者偏离，则表明模型在风险排序或保费定价中存在系统性偏差。也能够证明，若集中度曲线与洛伦兹曲线间距较小，预测保费对真实风险的覆盖能力更优。

由于在实际中，真实保费 $\mu(X)$ 是无法观测到的，这给估计 $C[\mu(X), \pi(X); \alpha]$ 带来了困难。但对于每个概率水平 α ，都有以下等式成立：

$$C[\mu(X), \pi(X); \alpha] = C[Y, \pi(X); \alpha] = \frac{E[Y \mathbb{I}[\pi(X) \leq F_\pi^{-1}(\alpha)]]}{E[Y]} \quad (5)$$

证明可由式(3)出发，

$$E[\mu(X) \mathbb{I}[\pi(X) \leq t]] = E[E[Y|X] \mathbb{I}[\pi(X) \leq t]] = E[E[Y \mathbb{I}[\pi(X) \leq t]|X]] = E[Y \mathbb{I}[\pi(X) \leq t]] \quad (6)$$

该式表明，尽管真实保费 $\mu(X)$ 不可观测，但可通过实际损失数据 Y 的期望值间接估计。

因此，我们现在可以构建经验集中度曲线：对于相互独立样本 $(Y_i, X_i), i = 1, \dots, n$ ，存在：

$$\hat{C}[\mu(X), \pi(X); \alpha] = \hat{C}[Y, \pi(X); \alpha] = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i \mathbb{I}_{\{\hat{\pi}(X_i) \leq \hat{\pi}^{-1}(\alpha)\}}}{\sum_{i=1}^n Y_i} \quad (7)$$

其中，分子表示预测保费 $\hat{\pi}(X_i)$ 最低的 α 部分保单对应的实际损失总和，式(7)的构造逻辑和理论定义与式(3)一致，即通过实际损失数据 Y_i 替代不可观测的 $\mu(X_i)$ ，从而能够实现对集中度曲线的无偏估计。

相似的，洛伦兹曲线的经验版本可以通过以下方式得到：

$$\hat{L}(\pi(X); \alpha) = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\pi}(X_i) \mathbb{I}_{\{\hat{\pi}(X_i) \leq \hat{\pi}^{-1}(\alpha)\}}}{\sum_{i=1}^n \hat{\pi}(X_i)} \quad (8)$$

其中，分子表示预测保费 $\hat{\pi}(X_i)$ 最低的 α 部分保单的总预测保费。曲线反映了模型对低风险子群体的保费收入占比，若全局平衡条件 $\sum_{i=1}^n \hat{\pi}(X_i) = \sum_{i=1}^n Y_i$ 成立（即预测保费总额等于实际损失总额），则经验洛伦兹曲线还可解释为低风险子群体的保费收入占比等于其实际损失占比。此外，若模型完美预测风险 $(\hat{\pi}(X_i) = \mu(X_i))$ ，洛伦兹曲线将与集中度曲线完全重合。

现在，通过对比两条性能曲线 $\alpha \mapsto L[\pi(X); \alpha]$ 与 $\alpha \mapsto C[\mu(X), \pi(X); \alpha]$ 的相对位置，可系统评估预测模型 $\pi(X)$ 的性能。根据式(2)中的平衡条件 $E[\pi(X)] = E[\mu(X)] = E[Y]$ ，预测保费与真实保费的总期望值相等，因此两条曲线的比例可直接比较。理想情况下，若模型完美捕捉风险异质性 $(\pi(X) = \mu(X))$ ，两条曲线将完全重合；若存在偏差，则曲线间的差异反映了模型的系统性误差。实证中，若集中度曲线位于洛伦兹曲线上方，表明模型对低风险群体定价不足，可能导致承保亏损；反之则可能因定价过高流失低风险客户。因此，优化模型的目标是使两条曲线尽可能接近。

在保险定价模型的性能评估中，预测保费 $\pi(X)$ 的离散程度是衡量其风险区分能力的关键指标。具体而言， $\pi(X)$ 的异质性越高，表明其包含的关于真实保费 $\mu(X)$ 的信息越丰富。常数预测模型 $\pi(X) = E[Y]$ ，即所有保单采用统一保费，的离散程度最低，完全无法反映不同保单的风险异质性，导致定价公平性与盈利能力受损。

为量化保费模型所预测保单风险的离散程度，本文引入凸序(Convex Order)作为理论工具^[12]。对于随机变量 Z 和 T ，若 T 在凸序意义下小于 Z ，则存在与 Z 与 T 同分布的随机变量 \tilde{Z} 和 \tilde{T} ，满足几乎必然条件 $E[\tilde{Z}|\tilde{T}] = \tilde{T}$ ，我们记为 $T \preceq_{cx} Z$ 。这一性质表明， Z 反映的风险分布比 T 的更加异质，其洛伦兹曲线更偏离 45 度平等线，对应更高的基尼系数与更强的风险排序能力。

除此之外，凸序的理论框架还进一步揭示了特征工程对模型性能的影响：增加投保人特征数量能够提升预测保费 $\pi(X)$ 离散程度。这是因为更丰富的特征集可捕捉更细粒度的风险模式，使得真实保费 $\mu(X)$ 分布呈现更高的异质性。

根据凸序理论，若预测模型 $\pi_1(X)$ 预测值的异质性显著高于 $\pi_2(X)$ ，即 $\pi_2(X) \preceq_{cx} \pi_1(X)$ ，那么对任意分位点 $\alpha \in [0,1]$ ，都存在：

$$L[\pi_1(X);\alpha] \leq L[\pi_2(X);\alpha]$$

即 $\pi_1(X)$ 的洛伦兹曲线更靠近右下方，洛伦兹曲线更接近真实风险分布，表明其既能有效区分风险，又能减少系统性偏差。在实际中，两个预测模型可能由于各自的集中度曲线或洛伦兹曲线相交而无法比较，例如，一个预测模型在低风险情况下表现更好，而在高风险情况下表现更差，因此需要更加一致的评价指标。

综上所述，在评估不同预测模型 $\pi_1(X)$ 与 $\pi_2(X)$ 的性能时，需重点关注以下两方面：第一，与真实保费的相关性，预测模型 $\pi(X)$ 与 $\mu(X)$ 的关联程度，能够反映其捕捉真实风险信息的能力；第二，预测模型 $\pi(X)$ 预测值的异质性，预测模型对风险异质性的识别效率，能够反映其区分高风险与低风险保单的能力。

(三) 基尼系数与曲线间面积 ABC

许多实证研究使用基于预测变量洛伦兹曲线的基尼系数^[2]。基尼均差是一种衡量非负连续随机变量 Z 异质性的指标，定义为

$$GMD[Z] = E[|Z_1 - Z_2|] \quad (9)$$

其中 Z_1 和 Z_2 相互独立且与 Z 同分布。它表示两个与同分布的观测值之间的平均绝对差。这与其方差 $Var[Z] = \frac{1}{2}E[(Z_1 - Z_2)^2]$ 密切相关，差别在于基尼均差基于绝对差，而方差使用的是二次差。如果 Z 是连续的，那么存在：

$$GMD[Z] = 4Cov[Z, F_Z(Z)] \quad (10)$$

证明可由式(9)出发，通过对称性和期望性质可证明：

$$GMD[Z] = 2 \int_0^\infty \int_0^z (z-t)f_z(z)f_z(t)dtdz$$

进一步利用协方差公式

$$GMD[Z] = E[|Z_1 - Z_2|] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} |z_1 - z_2| dF_Z(z_1) dF_Z(z_2)$$

通过对称性，可将积分分解为两部分($z_1 > z_2$ 和 $z_1 < z_2$)，并利用协方差定义展开，最终得到：

$$GMD[Z] = E[|Z_1 - Z_2|] = 2 \int_0^1 [F_Z^{-1}(\alpha) - E(Z)] d\alpha = 4 \cdot Cov(Z, F_Z(Z))$$

该推导表明，基尼均差本质上反映了变量值与其排序的相关性，与洛伦兹曲线的偏离程度直接相关。

因此，基尼均差衡量了随机变量与其排序之间的相关性。换句话说，对于按升序排列的观测值序列，基尼均差量化了 Z 的实际值与其在序列中的位置之间的关系。显然， Z 的异质性越大，当它的排序较高时（即出现在最大的观测值中），其实际值就越大；而较低的基尼均差则表明观测值更集中在它们的中心值附近。

同时，我们还可以将基尼均差与洛伦兹曲线联系起来，得到：

$$E[(Z_2 - Z_1) \mathbb{I}[Z_1 \leq Z_2]] = \frac{1}{2} E[|Z_1 - Z_2|] = \frac{1}{2} \text{GMD}[Z] = 2 \text{Cov}[Z, F_Z(Z)]$$

现在，45 度线与 Z 的洛伦兹曲线之间的面积为 $\frac{\text{Cov}[Z, F_Z(Z)]}{E[Z]}$ 。因此，基尼均差越高，预测变量的洛伦兹曲线与 45 度线的距离就越远。从而，基尼均差较大的候选保费往往更受欢迎。

基尼系数（Gini Index）是基尼均差的标准化形式，用于消除量纲影响，定义为基尼均差除以均值的两倍：

$$\hat{G}_Z^{\text{ML}} = \frac{E[|Z_1 - Z_2|]}{2 \cdot E[Z]} = \frac{2 \text{Cov}(Z, F_Z(Z))}{E[Z]} \quad (11)$$

结合洛伦兹曲线的积分表达式：

$$L_Z(\alpha) = \frac{\int_0^{F_Z^{-1}(\alpha)} z \cdot f_Z(z) dz}{E[Z]}$$

基尼系数也可表示为洛伦兹曲线与绝对平等线（45 度线）之间面积的 2 倍：

$$\hat{G}_Z^{\text{ML}} = 2 \int_0^1 (\alpha - L(\alpha)) d\alpha \quad (12)$$

基尼系数衡量保费模型对保单风险的排序效率，高基尼系数的模型能清晰区分高风险与低风险保单，表明定价公平且精准；而低基尼系数的模型无法有效区分风险（如所有保单保费相近），可能导致交叉补贴（低风险客户补贴高风险客户）。对于保险公司的盈利能力，高基尼系数意味着保险公司能通过差异化定价吸引低风险客户并覆盖高风险损失，从而能够有效降低综合成本率，基尼系数越高，保费与真实风险的匹配度越高，减少统一定价对低风险保单的不公平性。

为了能够直观解释“保费-损失匹配度”，本文采用 ABC 指标（曲线间面积）衡量预测保费（洛伦兹曲线）与真实损失（集中曲线）的分布差异。因此，本文还关注两条曲线 $C[\mu(X), \pi(X); \alpha]$ 和 $L[\pi(X); \alpha]$ 之间的距离，因为在理想情况下，即当 $\pi(X) = \mu(X)$ 时，这两条曲线是重合的，此时，ABC 值为 0。这也解释了为什么 ABC 能够成为评估给定预测模型精准度性能的更好指标。而在实际场景中，若模型低估高风险保单保费，即一般情况下，集中曲线位于洛伦兹曲线上方，ABC 值为正。因此，ABC 值越小，表明保费对损失的覆盖能力越强，系统性偏差越低。曲线间面积 $ABC[\pi(X)]$ 由下式给出：

$$\begin{aligned}
ABC[\pi(X)] &= \int_0^1 (C[Y, \pi(X); \alpha] - L[\pi(X); \alpha]) d\alpha \\
&= \frac{1}{E[\pi(X)]} \int_0^1 (E[Y \mathbb{I}[F_\pi(\pi(X)) \leq \alpha]] - E[\pi(X) \mathbb{I}[F_\pi(\pi(X)) \leq \alpha]]) d\alpha \\
&= \frac{1}{E[\pi(X)]} \int_0^1 \int_0^\infty (P[Y \leq y, F_\pi(\pi(X)) \leq \alpha] - P[\pi(X) \leq y, F_\pi(\pi(X)) \leq \alpha]) dy d\alpha \\
&= \frac{1}{E[\pi(X)]} (Cov[Y, F_\pi(\pi(X))] - Cov[\pi(X), F_\pi(\pi(X))]) \\
&= \frac{1}{E[\pi(X)]} Cov[Y - \pi(X), F_\pi(\pi(X))]
\end{aligned}$$

直观来说，ABC 值通过积分两条曲线的差异面积计算，具体步骤为：首先计算每个分位数 α 下的累积损失与保费比例，再对 α 从 0 到 1 积分。

在一些机器学习和金融文献中，为方便比较利润，还经常使用（经验）累积准确度曲线（Cumulative Accuracy Profile，简称 CAP），也就是洛伦兹曲线与集中度曲线的镜像形式（即洛伦兹曲线与集中度曲线关于 45 度线的对称形式）^[5]。因此，使用上标 + 表示镜像，经验洛伦兹曲线(8)被修改为其镜像副本

$$\widehat{CAP}(\alpha) = \widehat{L}^+(\pi(X); \alpha) = \frac{\sum_{i|\hat{\pi}(X_i) > \hat{F}_{\pi}^{-1}(1-\alpha)} \hat{\pi}(X_i)}{\sum_{i=1}^n \hat{\pi}(X_i)} = 1 - \widehat{L}(\pi(X); 1 - \alpha) \quad (13)$$

如果我们将 $Y - \pi(X)$ 视为与保单相关的负利润，那么 ABC 也可以解释为与负利润和保费排序之间的协方差成比例，当累计准确度曲线与集中度曲线越接近时，也就是 $ABC[\pi(X)]$ 越小时，意味着保费对保单损失的赔付能力越强，保险公司面临亏损的风险越小。

在保险定价模型中，基尼系数与曲线间面积共同评估模型性能。基尼系数高且 ABC 值低的模型，表明保费既能有效排序风险（高区分度），又与实际损失分布一致（低系统性偏差）。基尼系数通过量化保费模型的排序效率，为保险定价提供了兼顾统计严谨性与业务解释性的评估工具。其与基尼均差的数学联系（标准化关系）及与 ABC 指标的互补性，共同构成了模型选择的科学依据。在实务中，高基尼系数和低 ABC 值的模型能显著提升保险公司的盈利能力与客户满意度，是精算优化的重要目标。

（四）自校准与等渗回归

在风险排序问题中，最大化基尼系数作为一种模型性能评估手段，其有效性高度依赖于模型是否具备自校准性质。自校准性质意味着在平均意义上，价格分组 $\mu(X)$ 对应的赔款 Y 是自融资的，保单组合内部不存在系统性的交叉补贴^[7]，即对于 (Y, X) ，回归函数 $\mu(X)$ 需要服从等式

$$\mu(X) = \mathbb{E}[Y | \mu(X)]$$

然而，许多回归模型并不满足自校准性质，而等渗回归则能够通过对协变量空间 X 进行一种自适应划分，并通过在划分单元上对模型预测值 y 取平均来确定

μ , 最终能够在避免了对调参的主观选择的条件下, 使预测模型实现等渗再校准性质

$$\hat{\mu}(X') = \mathbb{E}[Y' | \hat{\mu}(X')], \quad \mathbb{P}_n - \text{a.s.} \quad (14)$$

其中, (Y', X') 的分布遵循真实值 $(y_i, x_i)_{i=1}^n$ 的经验分布 \mathbb{P}_n 。

等渗回归是一种带有单调性约束的非参数回归方法。设观测值为 $(y_i, \pi(x_i))_{i=1}^n$, 其中, $\pi(x_1) \leq \pi(x_2) \leq \dots \leq \pi(x_n)$ 表示观测值在某个排序指标下的排列。在非负权重 w_i 下, 等渗回归的估计量 $\hat{\mu} = (\hat{\mu}_1, \dots, \hat{\mu}_n)$ 定义为以下优化问题的解:

$$\hat{\mu} = \arg \min_{\mu_1 \leq \dots \leq \mu_n} \sum_{i=1}^n w_i (y_i - \mu_i)^2$$

引入差分矩阵 A , 单调性约束可写为 $A\mu \geq 0$, 目标函数可写为

$$\hat{\mu} = \arg \min_{\mu: A\mu \geq 0} (y - \mu)^T W (y - \mu)$$

其中 $y = (y_1, \dots, y_n)^T$, 权重矩阵 $W = \text{diag}(w_1, \dots, w_n)$ 。因此, 该优化问题是一个带有线性顺序约束的凸优化问题, 其解是唯一的。这意味着等渗回归在给定数据和权重下会产生一个确定的回归函数。

最优解可以明确地表示为如下极大极小形式:

$$\hat{\mu}_i = \min_{\ell=1, \dots, n} \max_{k=1, \dots, \ell} \frac{1}{\sum_{j=k}^{\ell} w_j} \sum_{j=k}^{\ell} w_j y_j$$

在实践中, 此最优解通常通过 Brummer N 等人 (2013)^[8] 提出的相邻违背合并算法 (PAV algorithm) 计算: 通过将指标集 $\mathcal{L} = \{1, \dots, n\}$ 适当地划分为 (离散的) 区间:

$$\mathcal{L}_k = \mathcal{L}_k(z) = \{i_{k-1} + 1, \dots, i_k\}, k = 1, \dots, K(z)$$

其中, 切分点由 z 决定: $0 = i_0 < i_1 < \dots < i_K = n$ 。 $K(z) \in \{1, \dots, n\}$ 表示区间个数。从而, 在每个离散区间 \mathcal{L}_k 内, 能够分别得到对应的等渗回归估计值

$$\hat{\mu}_i = \hat{\mu}_{i_k} = \frac{1}{\sum_{j \in \mathcal{J}_k} w_j} \sum_{j \in \mathcal{J}_k} w_j y_j \quad (15)$$

在保险应用中, 区间块 $\mathcal{L}_k \subset \mathcal{L}$ 提供了经验的价格分组。于是对 $i \in \mathcal{L}_k$, 存在 $\hat{\mu}_i = \hat{\mu}_{i_k}$, 而式(15) 则导致了 Y 的样本内自校准性质

$$\mathbb{E}[Y' | \hat{\mu}(X')] = \hat{\mu}_{i_k} = \frac{1}{\sum_{i \in \mathcal{J}_k} w_i} \sum_{i \in \mathcal{J}_k} w_i y_i = \hat{\mu}_{i_k} \quad (16)$$

此外, 对整个保单组合求和时, 能够得到全局的平衡性质

$$\sum_{i=1}^n w_i \hat{\mu}_i = \sum_{k=1}^{K(x)} \sum_{i \in J_k} w_i \hat{\mu}_i = \sum_{k=1}^{K(x)} \hat{\mu}_{i_k} \sum_{i \in J_k} w_i = \sum_{k=1}^{K(x)} \sum_{i \in J_k} w_i y_i = \sum_{i=1}^n w_i y_i \quad (17)$$

也就是说，如果我们用 $w_i \hat{\mu}_i$ 对 x_i 的保险单定价，那么平均意义上整体的（价格）水平就是正确设定的。其中权重 $w_i > 0$ 则可以被解释为风险暴露^[7]。同时，Wüthrich M.V. 等人（2013）发现，在全局平衡的条件下，最大化基尼系数可以找到正确的模型^[9]。

三、车险定价数据与模型

（一）数据准备与预处理

本文数据来源于法国机动车第三方责任险（French Motor Third-Party Liability Claims）数据集（freMTPL2freq）¹，数据集中包含 677,991 条个人汽车保单索赔次数数据以及 12 个变量，变量细节参见表 1 与表 2。

表 1

freMTPL2freq 数据集变量描述

变量	解释
IDpol	保单号码（标识符）
ClaimNb	给定保单的索赔次数
Exposure	以年为单位的总暴露数
Area	地区代码（分类变量，以序数呈现）
VehPower	汽车的功率（分类变量，以序数呈现）
VehAge	车龄，以年为单位
DrivAge	司机年龄，以年为单位
BonusMalus	介于 50 和 230 之间的奖惩等级（参考等级为 100）
VehBrand	汽车品牌（分类变量，以名义变量呈现）
VehGas	柴油或普通燃料汽车（哑变量）
Density	司机居住地所在城市每平方公里的居民密度
Region	保单所在的地区

表 2 提供了索赔次数和保单数据的概述。

表 2

按照索赔次数划分的保单数

索赔次数	0	1	2	3	4	5	6	8	9	10	11
保单数	653,047	23,571	1,298	62	5	2	1	1	1	1	2
总暴露数	341,205	16,322	909	42	2	1	0	0	0	0	0

为了便于进行模型拟合以及比较，本文对数据进行以下预处理：

对车辆年龄（VehAge）、驾驶员年龄（DrivAge）和奖惩等级（BonusMalus）

¹ 法国机动车第三方责任险理赔数据集可以在 R 软件包 CASdatasets 里找到，文章使用的 CASdatasets 版本是 1.2-0

进行截断处理，分别限制为 ≤ 20 年、 ≤ 90 年和 ≤ 150 年，以消除极端值对模型稳定性的干扰；对人口密度（Density）取自然对数（ $\log(\text{Density})$ ），缓解其右偏分布特性，提升模型对低密度区域的敏感性；将车辆燃料类型（VehGas）转换为哑变量，区域（Region）和车辆品牌（VehBrand）进行分类变量处理；通过`group_id`对保单进行唯一分组，确保训练集与测试集划分时保留组内数据的完整性；使用`splitTools`包的`partition`函数按8:2比例划分训练集与测试集，确保分组数据的独立性。训练集包含542,393条观测值，测试集包含135,598条观测值，两者索赔频率均值均为0.0736，分布一致。

描述性统计参见图1以及图2，图1展示了数据集解释变量的分布特征，图2展示了数值型解释变量之间的Pearson相关系数和Spearman秩相关系数图以检验是否存在显著的线性相关问题。其中Pearson相关系数主要捕捉变量之间的线性关系，Spearman秩相关系数主要捕捉变量之间的非线性关系。可以发现解释变量中，车辆功率（VehPower）呈右偏分布，约90%的车辆功率集中在4-6级，高功率车辆（ ≤ 7 级）占比不足5%；车辆年龄（VehAge）分布呈指数衰减，车龄 ≤ 5 年的保单占比超60%，反映市场以新车投保为主；奖惩等级（BonusMalus）严重右偏，约80%的保单集中在50-100区间，高惩罚等级(>150)占比不足0.1%；区域（Region）与车辆品牌（VehBrand）分布不均衡，前三大区域和品牌占比超70%。以Pearson相关系数作为标准，区域（Area）与密度（Density）呈现高度正相关（ $\rho = 0.97$ ）；驾驶员年龄（DrivAge）与奖惩等级（BonusMalus）呈显著负相关（ $\rho = -0.54$ ），反映年龄越大、驾驶记录越优的群体更易获得低保费系数，符合业务逻辑。但需要注意的是，变量之间存在很强的相关性，可能导致模型估计结果不准确，因此在文章设计的统计模型中，综合考虑变量的含义，会在某些步骤中剔除这些变量。

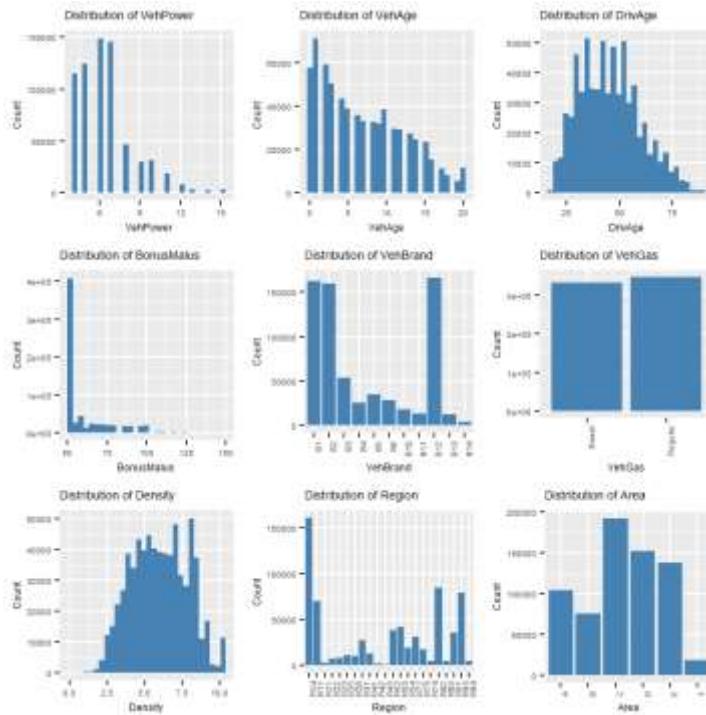


图 1 解释变量分布特征

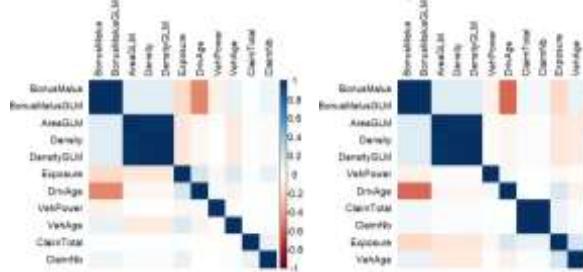


图 2 Pearson 相关系数(左图)和 Spearman 秩相关系数(右图)

(二) 定价模型

在以往的车险定价业务中,精算师通常试图使不同模型对历史索赔数据进行拟合,从而达到更加精准预测未来潜在损失的目的,以便精确定价。保费可以由预测的索赔频数和索赔强度相乘来计算,即 $\pi_i = E(f_i) \times E(S_i)$,其中, $E(f_i)$ 是对损失频数预测值的均值,是单位风险暴露下保单的索赔次数, $E(S_i)$ 是对损失强度预测值的均值,即在索赔发生条件下的平均单次索赔额度^[13]。本研究旨在通过构建不同的模型,包括广义线性模型(GLM)、回归树模型(RT)、梯度提升模型(GBM)以及神经网络(NN)预测索赔频数(ClaimNb),并比较各个模型的性能。

1. 广义线性模型 (GLM)

GLM 是保险精算中用于保费确定的经典工具，其核心在于通过线性预测模型结合联接函数，将响应变量（如索赔次数）的期望值与解释变量（风险因子）关联起来。对于索赔次数，本文采用泊松分布假设，并引入风险暴露量(Exposure)作为偏移项(offset)以调整风险暴露单位时间差异。联接函数选择对数函数。在 GLM 部分中，本文采用逐步建模的方法，从全特征模型出发，逐步减少特征，以赤池信息准则(AIC)为标准试图寻找最优的模型结构。作为对照，还使用最简单的模型，仅包含截距项 GLM0。由于模型需要考虑暴露量对索赔频数的影响，引入`log(Exposure)`变量作为偏移项，从全特征模型开始，逐步减少变量个数，删除对拟合效果贡献最低的变量。首先删除了包含样本信息最少的解释变量 AreaGLM，AIC 有所降低，因此 GLM1（全变量模型）是过拟合的。得到的 GLM2（删除变量 AreaGLM 的模型）继续删除其次对模型解释效果贡献最低的变量 VehBrand，得到的 GLM3（删除变量 AreaGLM 和 VehBrand 的模型）AIC 有所提高，因此删除变量 VehBrand 对模型的解释效果是有害的，可以判断，GLM3 是欠拟合的。

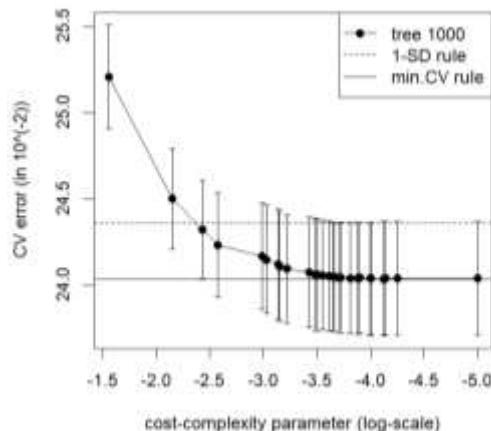


图 3 不同 CP 值对应的交叉验证误差图

2. 回归树模型 (RT)

在车险定价中，回归树通过递归地将特征空间划分为更小的区域，直至满足停止条件（如节点样本数低于阈值）。每次分割选择最优的特征 X_j 和分割点 s ，使分割后的子区域泊松偏差最小化。对于分类变量，本文采用最优二分法，通过穷举所有可能的类别组合选择最优分割。

回归树容易因过度细分特征空间而导致过拟合。为平衡模型复杂度与泛化能力，需引入剪枝策略，包括预剪枝，即通过设置节点最小样本数来限制树的最大深度和后剪枝，也就是成本复杂度剪枝 (Cost-Complexity Pruning) 来删除对整体误差贡献较小的分支。在 RT 部分中，本文通过构建不同参数的回归树模型来预测索赔频数 (ClaimNb)，并通过交叉验证、模型剪枝等方法优化模型，以找到性能最优的模型。文章首先设定低复杂度参数 (CP) 以及较小节点最小样本

值的模型（RT1），允许更多细微分割，生成深层树，但存在过拟合的风险；通过限制节点最小样本值减少叶子数量，可以得到稳定性更强，但可能忽略局部风险模式的模型（RT2）。接下来文章提高 CP 值分别构建 RT1 与 RT2 对应的浅层树 RT3 与 RT4。

本文还采用交叉验证的优化流程，将训练集划分为 10 个子集，并对每个 CP 值计算各子集的平均验证误差，通过经验学习选择交叉验证误差最小的 CP 值，如图 3 所示，0.0001 作为最终模型（RT5）的参数。

3. 梯度提升机（GBM）

梯度提升机（Gradient Boosting Machines）是一种集成学习算法，通过迭代组合多个弱学习器逐步修正预测误差，提升机对复杂风险模式的捕捉能力。在车险定价中，GBM 的核心优势在于其灵活的非线性建模能力与对不平衡数据的鲁棒性。对于第 m 次迭代，提升机通过计算当前模型的负梯度

$$r_i^{(m)} = -\frac{\partial L(y_i, F^{(m-1)}(X_i))}{\partial F^{(m-1)}(X_i)}$$

偏差

$$L(y, F) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[y_i \log \left(\frac{y_i}{e^{F(X_i)}} \right) - (y_i - e^{F(X_i)}) \right]$$

首先拟合弱学习器 $h_m(X)$ 计算初始模型负梯度 $r_i^{(m)}$ ，再更新模型预测值 $F^{(m)}(X_i) = F^{(m-1)}(X_i) + v \cdot h_m(X_i)$ ，以修正当前预测值与实际索赔次数的差异，其中 v 表示收缩因子，用于控制单棵树的贡献，防止过拟合。在 GBM 部分中，研究通过不同的策略构建多个模型，旨在找到最适合预测索赔频数（ClaimNb）的模型。本文介绍三种 GBM：

泊松提升机（GBM1）：采用泊松回归树，每棵树的分割准则为最小化泊松偏差，将初试预测值设为样本索赔频率的全局均值 ($F^{(0)}(X_i) = \log(\bar{y})$)，再通过逐步修正预测值，逼近真实风险 $\mu(X)$ 。⁰ 在本文的研究中，泊松提升机模型的树深度参数（maxdepth）设定为 2 并进行 50 次迭代，通过逐步修正残差优化模型。最小叶子节点样本数（minbucket）设定为 10000，学习率通过逐棵树叠加隐式调整。

GLM 提升机（GBM2）：先构建 GLM 作为基线预测模型，捕捉线性风险效应，以 GLM 预测残差 $y_i - \hat{y}_{GLM}$ 为目标，通过提升机捕捉非线性与交互效应，从而能够结合 GLM 的可解释性与提升机的灵活性，实现“线性非线性”的复合建模。参数设定与泊松提升机模型一致。

收缩提升机（GBM3）：引入更小的学习率 ($v = 0.75$) 与动量因子 ($\gamma = 0.3$)，降低单棵树的更新幅度，用于降低单个拟合模型的更新幅度，通过增加迭代次数 ($M = 100$) 增强模型稳定性。动量因子加速参数更新收敛，避免陷入局部最优。

4. 神经网络（NN）

神经网络（Neural Network, NN）通过非线性变换捕捉输入特征与目标变量

间的复杂关系，为保险定价提供了高度灵活的建模框架。在车险定价中，神经网络的核心优势在于其能够自动学习高阶交互效应与非线性的风险模式。在 NN 部分中，文章构建具有单隐藏层的浅层神经网络模型并使用梯度下降法对模型进行训练，在训练过程中引入动量因子 v 以加速收敛。最后，使用训练好的模型进行预测，并通过计算偏差统计量评估模型在训练集和测试集上的性能。

本文采用单隐层前馈神经网络（Shallow Feedforward Network），其结构包括输入层：8个节点，对应8个解释变量；隐层：64个神经元，激活函数为 ReLU（Rectified Linear Unit） $a(z) = \max(0, z)$ ；输出层：1个节点，预测索赔次数的期望值，激活函数为 Softplus： $z \mapsto \text{Softplus}(z) = \log(1 + e^z)$ ，对于输入样本 X_i ，预测值计算为： $\hat{y}_i = \text{Softplus}(W_2 \cdot \text{ReLU}(W_1 X_i + b_1) + b_2)$ 。其中， W_1 和 W_2 为权重矩阵， b_1 和 b_2 为偏置项。

对于保单索赔次数，损失函数定义为泊松偏差：

$$L = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(y_i \log \frac{y_i}{\hat{y}_i} - (y_i - \hat{y}_i) \right)$$

文章还采用随机梯度下降法（SGD）更新权重，学习率初始值设为 $\eta = 0.01$ ，以及动量因子 $v = 0.9$ 加速收敛，其更新规则为：

$$W^{(t+1)} = W^{(t)} - \eta \nabla_w L + v \cdot (W^{(t)} - W^{(t-1)})$$

动量项通过累积历史梯度方向减少参数更新的震荡。

NN2 模型在 NN1 基础上通过增量训练进一步优化性能，以 NN1 的训练参数作为初始值，而非随机初始化；每 50 轮将学习率降低 10%，逐步细化参数更新，增加隐层神经元数至 128，初始动量因子 $v = 0.9$ ，后期逐步增大至 $v = 0.99$ 以稳定收敛。

5. 等渗再校准

在保险定价与风险建模中，许多回归模型虽具备较强的非线性拟合能力，但通常并不满足自校准性质，即预测值并不严格等于其条件期望。这种缺陷容易导致定价上的系统性交叉补贴，削弱模型在精算意义上的公平性。本文通过引入等渗再校准作为模型的后处理步骤以提升模型公平性。本文所应用等渗再校准的具体步骤为，第一，利用训练集数据拟合初始定价模型，并得到其在验证集上的预测值；第二，以验证集预测值为输入，实际值为目标，拟合到单调递增的等渗回归函数，从而获得一条基于经验分布的、分段常数的校准曲线；最后，将该校准函数应用于初始模型在测试集上的预测结果，从而得到经自校准调整后的最终预测值。

四、Gini 系数在模型评估中的应用

(一) 洛伦兹曲线

本文首先关注不同预测模型在不同风险区间下的具体表现，如图 4 所示。不同模型的理想集中度曲线及洛伦兹曲线的对比中反映出不同的拟合和排序性能。梯度提升机（GBM）在风险区分能力和排序一致性方面表现最优，其洛伦

兹曲线与理想集中度曲线最为接近，尤其是在高风险区域保持了较好的判别能力，体现在其在高风险保单区域的优秀非线性建模能力。回归树模型（RT）整体表现良好，RT5 在尾部风险识别上略优于其他树模型。广义线性模型（GLM）的不同设定（GLM0-GLM3）之间差异明显，但均在中低风险区域拟合较好，但在极端风险处出现显著偏离。神经网络（NN）虽然在某些区间接近理想曲线，但整体稳定性不足，尤其在累积误差较高时出现较大波动，表明其存在过拟合或泛化能力不足的问题。

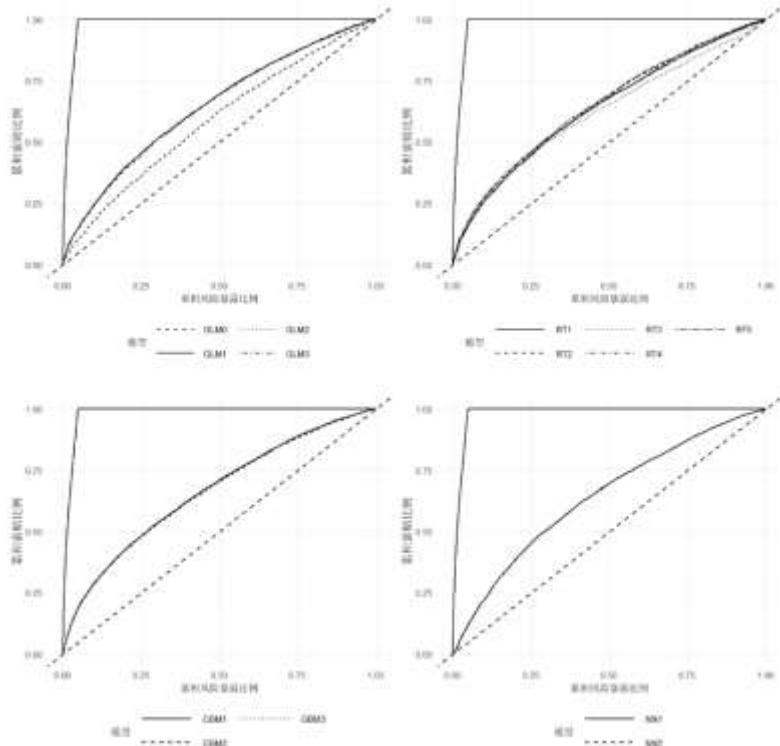


图 4 GLM 模型的理想集中度曲线与洛伦兹曲线（左上）、回归树模型的理想集中度曲线和洛伦兹曲线（右上）、梯度提升机的理想集中度曲线（左下）和洛伦兹曲线以及神经网络模型的理想集中度曲线和洛伦兹曲线（右下）

（二）基于基尼系数的模型结果比较

根据第三章模型设定，可以得到不同模型在不同参数设定下的预测结果，如表 3 所示。

表 3 不同模型的样本内、样本外的泊松残差、Gini 系数和曲线间面积 ABC

模型名称	Bernoulli deviance loss D In-sample-loss \mathcal{L}	Out-sample-loss \mathcal{T}	Gini Index G_k^{ML}	ABC
GLM0	25.8587	25.8986	0.3457	0.3962

GLM0- Isotonic	27.8534	28.1265	0.3571	0.4844	
GLM1	24.1009	24.1775	0.3551	0.3378	
GLM1- Isotonic	25.5376	26.1988	0.3672	0.3258	
GLM2	24.1018	24.1762	0.3550	0.3376	
GLM2- Isotonic	25.6134	26.0055	0.3685	0.3233	
GLM3	24.1405	24.2214	0.3558	0.3385	
GLM3- Isotonic	26.1417	26.5958	0.3646	0.3316	
RT1	24.0568	24.2260	0.3687	0.3441	
RT1- Isotonic	29.0850	29.2360	0.3741	0.3247	
RT2	23.9634	24.1579	0.3575	0.3379	
RT2- Isotonic	28.1943	28.3761	0.3679	0.3308	
RT3	24.2256	24.3553	0.3502	0.3628	
RT3- Isotonic	28.8305	28.9398	0.3633	0.3539	
RT4	23.3986	24.0863	0.3564	0.3389	
RT4- Isotonic	27.8155	28.4248	0.3678	0.3177	
RT5	23.6684	23.9565	0.3815	0.3317	
RT5- Isotonic	27.1569	28.1007	0.3972	0.3274	
GBM1	23.5669	23.7244	0.3978	0.3188	
GBM1-Isotonic	25.1213	24.6327	0.3942	0.3098	
GBM2	24.1009	24.1774	0.3601	0.3226	
GBM2-Isotonic	24.5384	25.1489	0.3688	0.3137	
GBM3	23.3900	23.8020	0.3560	0.3197	
GBM3-Isotonic	25.5793	26.8320	0.3567	0.3173	
NN1	25.1145	25.0894	0.2799	0.3426	
NN1-Isotonic	27.8155	27.1892	0.2973	0.3402	
NN2	24.8811	24.8550	0.2817	0.3417	
NN2-Isotonic	28.0852	28.3619	0.3082	0.3389	

结果显示，GLM0（仅含截距项）的基尼系数最低，仅为 0.3457，ABC 值最高，为 0.3962，表明其几乎无法区分风险。引入解释变量后，GLM1 的基尼系数提升至 0.3551，ABC 降至 0.3378。通过逐步降低变量数量（VehBrand、AreaGLM）的模型 GLM3 的基尼系数提升至 0.3558，表明简化 GLM 模型可通过减少噪声干扰提升排序一致性。

回归树通过非线性和交互效应捕捉能力提升风险异质性识别效率。未剪枝的模型 RT1 的基尼系数为 0.3687，ABC 值为 0.3441；通过交叉验证优化复杂度参数的 RT5 模型，基尼系数进一步提升至 0.3815，ABC 值降至 0.3317，样本外损失降低至 23.9565。这表明适度剪枝可平衡模型复杂度与泛化能力，避免过拟合。

GBM 通过集成多棵弱决策树迭代修正残差，在复杂风险模式捕捉上表现最优。泊松提升机模型的基尼系数最高，为 0.3978，ABC 值最低，为 0.3188，样本外损失仅为 23.7244，显著优于其他模型，体现了其强大的非线性建模能力。但 GBM 的计算成本与模型复杂度较高，且“黑箱”特性可能对精算监管的透明度造成挑战。

神经网络（NN）能够通过非线性映射捕提高阶交互效应，但性能受限于训练深度与正则化不足。NN1 模型基尼系数仅为 0.2799，ABC 为 0.3426；改进后的 NN2 模型基尼系数小幅提升至 0.2817，ABC 值为 0.3417，样本外损失略低，为 24.8550，整体表现仍不及 GBM 和回归树。

在上述基模型的基础上，本文进一步引入等渗回归进行后校准处理。等渗回归在多数情况下能够提升基尼系数，降低 ABC，说明等渗回归能够有效改善预测频数与风险排序的一致性。然而，等渗回归往往伴随样本内外损失的上升，如 GLM2 样本外损失由 24.1762 提高至 26.0055，RT5 由 23.9565 增至 28.1007，表明等渗再校准虽改善了排序能力，但可能需要以牺牲模型的拟合精度为代价。这是因为等渗回归的目标是保证预测频数的单调性，使预测频数随着风险单调不减。它使用分段常数函数是对原始预测结果进行拟合，而非原模型的对数似然，因此当原始模型已经在拟合目标函数下达到了较优解时，再用等渗回归替换原模型预测的频数，会破坏这种针对原分布的最优性。结合等渗再校准后的预测模型，可以发现，初始泊松提升机的风险区分能力最强，基尼系数为 0.3978，结合可解释性与模型透明度，再校准后的 RT5 模型在性能与计算成本间能够取得较好平衡，其基尼系数为 0.3972，ABC 值为 0.3274。

（三）等渗再校准

为了更加直观地验证等渗再校准对模型风险区分能力的提高，本文还分别绘制了 GLM2、RT5、GBM1 以及 NN2 的等渗回归校准效果对比图。如图 5 所示，横轴为模型预测频率，纵轴为真实频率，灰点表示初始模型的预测结果，红线表示经过等渗回归处理后的校准结果。

从整体分布来看，灰色预测点呈现出明显的离散性，尤其在高风险区间，预测值分布较为分散，且部分区间存在排序不完全单调的现象。这种情况会削弱模型在风险排序上的稳定性。经过等渗回归校准后，红色曲线在各区间形成了平滑的、单调递增的映射关系，避免了原始预测中可能出现的“排序反转”问题，即避免了在风险预测模型的输出中，本应具有更高风险的个体所匹配的预测频数值，反而低于那些风险更低的个体的问题，因此等渗回归有效提升了风险区分的一致性。

不过需要说明的是，等渗回归通过分段常数函数对原始概率进行重新映射，在改善整体排序性能（如基尼系数和 ABC 值）的同时，也会压缩预测值的数值差异。具体而言，在低频区间中多个原始预测值被映射至同一校准概率水平，导致模型对个体风险的细粒度辨别能力有所下降。这一机制解释了等渗回归通常伴随损失函数上升的现象，即在强化风险排序单调性的同时，牺牲了部分逐点预测精度。

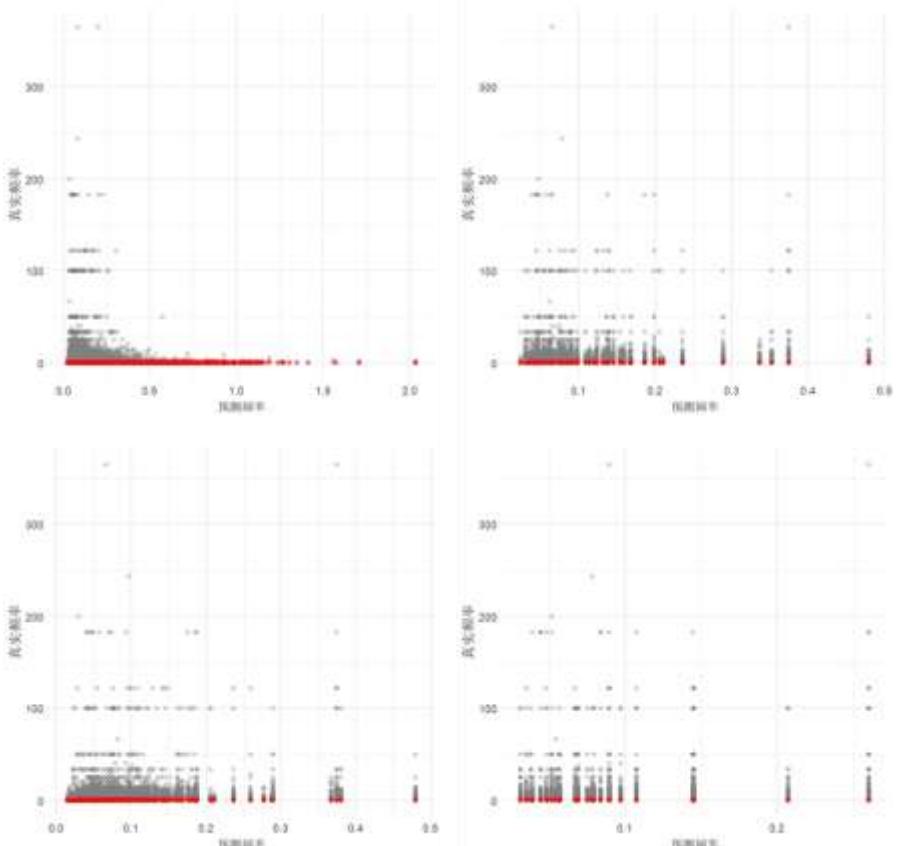


图 5 GLM3 模型等渗校准前后的预测能力对比图（左上）、RT5 模型等渗校准前后的预测能力对比图（右上）、GBM1 模型等渗校准前后的预测能力对比图（左下）以及 NN2 模型等渗校准前后的预测能力对比图（右下）

五、结论与启示

本文通过构建基于基尼系数（Gini Index）与曲线间面积（ABC）的综合评估框架，系统比较了广义线性模型（GLM）、回归树（RT）、梯度提升机（GBM）和神经网络（NN）在非寿险精算定价中的性能。基于法国机动车第三者责任保险数据的实证结果表明，梯度提升机（GBM）的泊松提升模型在风险排序效率与保费匹配能力上表现最优，其基尼系数为 0.3978，ABC 值为 0.3188，且样本外损失最低；回归树等渗后校准模型（RT5-Isotonic）在模型性能与计算成本之间取得较好平衡，其基尼系数为 0.3972，ABC 值为 0.3274；GLM 由于受限于线性假设，难以有效捕捉复杂风险模式；神经网络则因过拟合导致泛化能力不足。同时，等渗回归在多数情况下能够提高模型的基尼系数并降低 ABC 值，说明该方法能够改善模型的风险排序稳定性和定价公平性。同时，本文所提出的基尼系数与 ABC 也对精算实践存在以下启示：

第一，基尼系数与 ABC 指标为模型评估提供了互补性视角，弥补传统指标的局限性。基尼系数高的模型（如 GBM1、RT5）能够更有效地区分高低风险保

单，支持差异化定价；ABC 值低的模型则表明预测保费与实际损失分布更加一致，系统性偏差更小。例如，GBM1 的 ABC 值为 0.3188，明显优于 GLM 类模型，显示其在赔付能力评估上的优势。二者结合，使得模型评价不仅反映统计意义上的拟合优度，还能量化业务层面的风险排序与定价公平性。

第二，模型选择需权衡性能、效率与可解释性，适应差异化定价需求。实证结果显示，GBM 凭借其非线性建模与集成学习优势，在复杂风险模式捕捉上显著优于其他模型。然而，其较高的计算成本与“黑箱”特性可能增加模型维护难度，并影响精算监管透明度。相比之下，回归树等渗再校准模型（RT5-Isotonic）通过剪枝与交叉验证优化，在保持较高基尼系数（0.3972）的同时降低了复杂度，适合作为实际业务的折中方案。传统 GLM 尽管在灵活性上存在局限，但其参数透明、参数透明，仍适用于风险模式相对简单的业务场景。神经网络在实证中表现最差，其基尼系数低于 0.30，说明在缺乏有效正则化与超参数优化时，其风险排序能力有限。因此，保险公司需根据业务需求与技术能力，在模型性能、计算效率与可解释性之间权衡取舍。

第三，等渗回归在大多数模型上改善了风险排序与保费匹配。例如，RT5 经等渗校准后基尼系数由 0.3815 提升至 0.3972，ABC 值由 0.3317 降至 0.3274；GLM2 经校准后基尼系数从 0.3550 升至 0.3685，ABC 值从 0.3376 降至 0.3233。这表明等渗回归能够提升模型的单调性与排序一致性，从而增强定价的公平性。但同时，等渗回归也导致样本外损失上升（如 RT5 由 23.9565 增加至 28.1007），提示在实际应用中需要权衡排序提升与拟合精度下降之间的取舍。

综上所述，本文验证了基尼系数与 ABC 在保险定价模型评估中的有效性与实用性，并通过实证分析表明：GBM 表现最优，RT5-Isotonic 在性能与可解释性之间能够达成良好平衡，GLM 与神经网络在复杂风险识别上存在局限，而等渗回归作为后处理方法能够有效提升排序表现。该研究为保险公司在模型选择与定价策略优化中提供了定量化、可操作的参考依据。

参考文献

- [1] Arratia R., G L. The isotonic regression problem and its dual[J]. Journal of the American Statistical Association 67/337, 1972(140-147).
- [2] Denuit M., T J, Sznajder D. Model selection based on lorenz and concentration curves, gini indices and convex order[J]. Insurance: Mathematics and Economics 89, 2019(128-139).
- [3] Frees E.W., C A, Meyers G. Summarizing insurance scores using a gini index[J]. Journal of the American Statistical Association 106, 2011(1085-1098).
- [4] Engelmann B., T D, Hayden E. Testing rating accuracy[J]. Risk 16/1, 2003(82-86).
- [5] Lorentzen C, Mayer M, Wuthrich M V. Gini index and friends[J/OL]. SSRN Electronic Journal, 2022. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:253088743>.
- [6] Meng F, Zhao D, Zhang X. A fair consensus adjustment mechanism for large-scale group decision making in term of gini coefficient[J/OL]. Engineering Applications of Artificial Intelligence, 2023, 126: 106962.
- [7] Wüthrich M V, Ziegel J. Isotonic Recalibration under a Low Signal-to-Noise Ratio[EB/OL]. 2023. <https://arxiv.org/abs/2301.02692>

- [8] Brummer N, du Preez J. The PAV algorithm optimizes binary proper scoring rules[EB/OL]. (2013-04-08). <https://arxiv.org/abs/1304.2331>
- [9] Wüthrich M V. Model selection with Gini indices under auto-calibration[J]. European Actuarial Journal, 2023, 13(1): 469-477. DOI:10.1007/s13385-022-00339-9
- [10] Casdatasets package vignette[EB/OL]. 2016. <http://cas.uqam.ca>.
- [11] Breiman L. Random forests[J]. Machine Learning45, 2001(5 - 32).
- [12] Denuit, M. Actuarial theory for dependent risks: Measures, orders and models[J]. Wiley, 2005.
- [13] 张连增, 江璐嘉. 车险定价中风险保费类别的构造——基于广义线性模型与数据驱动的分箱方法[J/OL]. 中央财经大学学报, 2022(09): 25-38.
- [14] 张连增, 申晴. 泊松提升模型在中国车险索赔频率预测建模中的应用[J]. 统计与信息论坛, 2019, 34(09): 27-34.
- [15] Albrecher H, Eisele K T, Steffensen M, et al. On the cost-of-capital rate under incomplete market valuation[J/OL]. Journal of Risk and Insurance, 2022, 89(4): 1139-1158.
- [16] Noll, Alexander and Salzmann, Robert and Wuthrich, Mario V., Case Study: French Motor Third-Party Liability Claims [J]. SSRN, 2020.



3

养 老 保 险

国有资本划转养老保险、延迟退休的公平 福利效应——基于人力资本异质性 OLG 模型

刘嘉艳¹

摘要：

我国人口结构不是简单的“老龄化、少子化”，而是沿着一条人口“数量-质量”前沿边界变动，从一个高生育率、低人口质量的经济体，演变为低生育率、高人口质量的经济体。作为应对人口结构深刻变革的战略性部署，国有资本划转养老保险与延迟退休政策，共同构成了我国社会保障体系改革的制度创新组合。本文基于内生生育选择和子女教育投入选择的人力资本异质性动态一般均衡模型，引入国有资本划转养老保险和延迟退休的政策，分析了改变划转份额和延迟退休时长对收入不平等和人均福利水平的影响。研究表明，延迟退休政策和划拨政策之间存在互补关系。划转国有资本收入补充养老保险会加剧收入不平等，但同时也显著提升了社会人均福利水平。相反地，延迟退休时长会降低收入不平等，但人均福利水平也随之降低。进一步地，本文发现配合实施延迟退休政策和划转政策能够同时实现降低收入不平等和改善社会福利水平的政策目标。

关键词：国有资本划转养老保险，延迟退休，收入不平等，社会福利，人力资本异质性

一、引言

近年来，中国人口老龄化进程显著提速，老龄群体规模持续扩张，与此同时少子化持续深化，出生人口断崖式下降。根据《中国统计年鉴 2024》，2023 年我国 65 岁及以上的人口比重为 15.4%，远超联合国设定的老龄化社会标准——7%；而从《中国人口与就业统计年鉴 2024》可知，同年我国总和生育率仅为 1.01，不足联合国所定义人口更替水平 2.1 的一半。此外，根据历年《中国统计年鉴》可知，2010 年我国人口抚养比为 34.2%，到 2023 年抚养比升至 46.5%，呈持续上升趋势，劳动人口抚养负担逐渐加重。在我国传统人口红利逐步减弱的当下，人口平均受教育年限却在持续增加，教育赋能的人力资本正不断增强。根据《中国人力资本报告 2024》可知，1985-2022 年间，全国劳动力人口的平均受教育年限从 6.14 年上升到了 10.88 年；2012-2022 年间，人均人力资本的年均增长率高达 6.7%。因

¹ 刘嘉艳，首都经济贸易大学金融学院博士研究生。

此，我国的人口结构不是简单的“老龄化、少子化”，而是沿着一条人口“数量-质量”前沿边界变动，从一个高生育率、低人口质量的经济体，演变为低生育率、高人口质量的经济体（张熠，2021）。

作为应对人口结构深刻变革的战略性部署，国有资本划转养老保险与延迟退休政策，共同构成了我国社会保障体系改革的制度创新组合。国有资本划转养老保险相当于新建水库（开源），即构建代际财富转移通道，将过去40年经济高速增长形成的物质积累转化为应对“银发浪潮”的“蓄水池”；延迟退休则优化用水效率（节流），即面对人口抚养比持续攀升之时直接作用于劳动力市场的供需平衡，通过提高有效劳动参与率对冲人口红利消退的影响，二者共同构成“增量储备+存量优化”的复合型调控体系。

国有资本划转养老保险这一政策的发展历程颇为漫长。2009年6月，国务院颁布了部分国有股转由全国社保基金理事会持有的相关政策条文（财企〔2009〕94号），这算是该政策推进历程上迈出的第一步。2013年11月，《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确指出，要划转部分国有资本来充实社会保障基金，进一步推动了政策的落地进程。2017年11月，国务院印发《划转部分国有资本充实社保基金实施方案》，标志着划转国有资本充实社保基金的工作在全国范围内全面启动。2019年7月，国务院常务会议进一步明确，要全面推开划转国资充实社保基金的工作，加速了政策的全面实施。

延迟退休这一议题，在中国有着较长的探讨历程。2013年，党的十八届三中全会首次提出延迟退休的理念，社会各界围绕延迟退休政策具体方案展开了广泛且深入的讨论。经过多年的审慎研究与意见征集，2024年9月，第十四届全国人民代表大会常务委员会第十一次会议审议并通过了《全国人民代表大会常务委员会关于实施渐进式延迟法定退休年龄的决定》，同时，《国务院关于渐进式延迟法定退休年龄的办法》也获得批准。

“增进民生福祉，提升人民生活品质”，这不仅是党的二十大报告中的核心要点，更是中国政府长期以来矢志不渝的工作聚焦点。站在社会公平福利的视角审视，国有资本划转养老保险与延迟退休政策意义深远。在我国人口结构面临百年未有之大变局的当下，养老金支付压力日益增大，这两项政策的实施，一方面能有效缓解这一压力，为养老保险体系的稳健运行提供有力支撑；另一方面，它们更肩负着增进全体人民福祉的重任。那么，国有资本划转养老保险和延迟退休作为国家协同推进的两个重要政策，其动态变化会对个体的收入不平等系数和人均福利水平产生何种影响？在延迟退休和国有资本划转养老保险的双重政策空间里，如何确定划转比例？如何确定延迟退休时长？是否存在能够最大化福利水平的政策组合？这都是接下来本文要研究的重点。因此，本文从人口数量-质量转换视角出发，充分考虑教育对人力资本积累的重要性，构建了一个涵盖内生生育率、内生教育选择和人力资本异质性的三期OLG模型，探讨国有资本划转养老保险政策和延迟退休政策对收入不平等和社会福利的综合影响，并基于收入平等性和社会福利最大化求解国有资本划转养老保险和延迟退休政策组合的最优解。

二、文献综述

（一）国有资本划转养老保险政策对收入不平等和社会福利的影响

目前，关于国有资本划转养老保险的研究文献较少，其中定量研究文献更为

有限。Glomm 等(2010)^[1]以巴西为研究对象，运用两部门一般均衡 OLG 模型，探究公共部门养老金改革对经济和社会福利的影响。研究发现，若巴西将原本用于支付公务员养老金的资金转投公共教育与基础设施建设，短期内社会福利将下降，然而长期来看，全社会福利水平将得到整体性改善。Kaganovich 和 Zilcha(2012)^[2]构建了一个人力资本异质性的三期 OLG 模型，重点研究政府财政收入在养老保险与公共教育支出之间的分配问题，结果表明相较于现收现付制，完全基金制的养老保险制度会产生更高的公共教育支出比例，有助于推动人力资本与物质资本的积累，进而提升经济增长率，同时还能降低收入不平等程度。杨俊和龚六堂（2008）^[3]开创性地构建了包含国有资本划转机制的三期 OLG 模型，采用社会福利函数最优化方法求解出理论最优划转比例为 32%。高奥和龚六堂（2015）^[4]将生育率和教育投入内生化，论证了在合理参数区间内提高划转比例对人力资本积累的促进作用。高奥等（2016）^[5]进一步从福利经济学视角出发，研究发现国有资本划转政策虽然在一定程度上能提升社会福利水平，但是另一方面会导致社会收入不平等的状况。景鹏等学者（2020）^[6]则聚焦政策协同效应，通过数值仿真验证了国有资本划转与养老保险降费改革的组合措施能有效协调不同公共政策目标间的矛盾关系。

（二）延迟退休政策对收入不平等的影响

目前，关于延迟退休政策对收入不平等影响的研究文献相对有限，现有研究对该政策影响效应的结论存在不一致性。Deaton and Paxson (1994)^[7]运用群体分解的方法，考察了不同年龄组收入不平等的变化情况，研究发现延迟退休政策可以缓解人口老龄化导致的收入不平等现象。黄乾和方守林（2022）^[8]通过构建异质性代理人动态一般均衡模型支持了这一观点，研究表明延迟退休政策会降低基尼系数，同时缩小居民收入差距。陈肖华（2024）^[9]、于文广等（2024）^[10]、刘相波等（2021）^[11]和严成樑（2017）^[12]利用养老金替代率来评估社会收入不平等的情况，研究发现延迟退休政策能显著提升基本养老金替代率，对缓解收入不平等产生了积极影响。Zhang 和 Cao（2024）^[13]构建了一个涵盖延迟退休、生存概率和代际异质人力资本的动态一般均衡模型，研究发现延迟退休政策的实施会导致家庭对子代的教育投资增加，由于低收入家庭子女的人力资本增长高于高收入家庭，因此代际收入不平等将减少。不过，也有学者指出延迟退休政策会加剧收入不平等程度。斯蒂芬（2018）^[14]建立了一个涵盖劳动力市场摩擦、失业和退休的动态离散选择模型，研究发现延迟退休使得贫困弱势群体所受到的负向影响最大，导致社会收入不平等现象加剧。Lisa（2023）^[15]指出延迟退休政策虽然是全球应对人口老龄化的核心政策，但却会加剧种族、阶级和性别之间的收入不平等。

（三）延迟退休政策对社会福利的影响

现有研究文献对延迟退休政策与社会福利的关联进行了广泛探讨，但并未达成共识。多项实证结果表明该政策对社会福利存在正向促进作用，Cremer 和 Pestieau (2003)^[16]表示，延迟退休不仅有助于释放更多资源，为应对人口老龄化难题提供有力支持；而且，对于低收入群体以及健康状况欠佳的人群而言，延长退休年龄存在提升其终身福利的可能性。Bielecki 等（2016）^[17]模拟分析了三种不同养老金制度（DB、名义 DC 和资助 DC）情景下延迟退休的福利效应，结果显示无论采用何种养老金制度，退休年龄的提高能使当前在世人群与未来人群的福利水平都获得普遍提升。Hu 和 Yang（2021）^[18]从劳动力市场的角度出发，研

究发现延长退休年龄首先能显著提升老年群体的劳动参与率，其次能推动劳动力人口年龄结构上移，正是因为劳动力平均年龄的增长，老年群体的资源获取能力得到强化，从而其福利状态得到进一步的优化。Zhang 等（2023）^[19]从生命周期理论的视角出发，研究发现延迟退休年龄有助于个体平滑其跨期消费路径，不仅能增加终身消费总量，还能通过持续的社会互动延缓其身心机能衰退，提升主观幸福感。

然而，也有学者指出延迟退休政策对社会福利存在负向作用。SánchezMartin 等（2014）^[20]运用动态理性预期模型对西班牙的退休政策进行研究，结果显示延迟退休政策虽然能显著提升劳动力供给规模，并大幅度降低养老金支出成本，但这一政策实施也伴随着高昂的代价，会造成严重的福利损失。Miyazaki（2014）^[21]运用 OLG 模型深入探究延迟退休年龄的政策效应，研究显示延迟退休并非必然会带动经济体产出增长，甚至在某些情形下，可能致使社会保障福利出现下滑。摩尔等（2019）^[22]研究了延迟退休政策对黑人群体和低收入群体的影响，结果显示延长工作年限非但未给这类人群带来福利增益，反而造成损害。究其原因，在于他们受限于健康状况、经济条件等因素，难以存活至能够完全收回因延迟索赔而放弃付款的年龄。邹铁钉和殷伟策（2023）^[23]指出延迟退休政策会导致劳动力代际更替受阻，进一步导致青年就业岗位挤出效应，最终抑制社会整体就业活力。范维强和杨华磊（2023）^[24]指出延迟退休会削弱个体退休后的福利水平，造成福利再分配的结构性矛盾。

综上所述，现有研究多分析单一政策对收入不平等和社会福利的影响，但在现实生活中，国有资本划转养老保险政策和延迟退休政策往往协同推进。除此之外，关于国有资本划转养老保险政策的研究十分有限；关于延迟退休政策的研究，多关注于福利效应，其对社会收入不平等影响的研究更为不足。与已有文献相比，本文的边际贡献在于：第一，本研究通过创新制度组合，将国有资本划转养老保险和延迟退休两项政策纳入同一世代交叠模型，定量研究各项政策对收入不平等和社会福利的综合影响，在此基础上进一步探究兼顾效率与公平的政策组合最优解，为社会保障研究提供了新的视角；第二，本研究遵循人口结构“量减质升”底层逻辑，在三期世代交叠模型中设定人力资本异质性、生育选择和教育投入内生化，研究国有资本划转养老保险政策和延迟退休政策如何改变个体生育-教育决策，以此影响人力资本积累，进一步影响收入不平等和社会福利。

三、模型构建

本文构建了一个涵盖人力资本异质性、内生生育率和内生教育投入的三期世代交叠模型，将个体一生划分为了少年、成年和老年三个时期。个体在少年时期接受政府提供的公共教育和父母提供的私人教育，进行人力资本的积累；在成年时期开始工作，工资收入用于缴纳养老保险和个人所得税、消费、储蓄、子代的抚养成本和教育投资；由于延迟退休，老年时期的个体需要继续工作一段时间才能领取养老金，正式退休后，政府提供的养老保险金、成年时期的储蓄积累和延迟退休期间的工资收入将全部用于消费，不留遗产。综上，三期世代交叠模型中个体生命周期资源配置和养老保险的关系如图 1 所示。

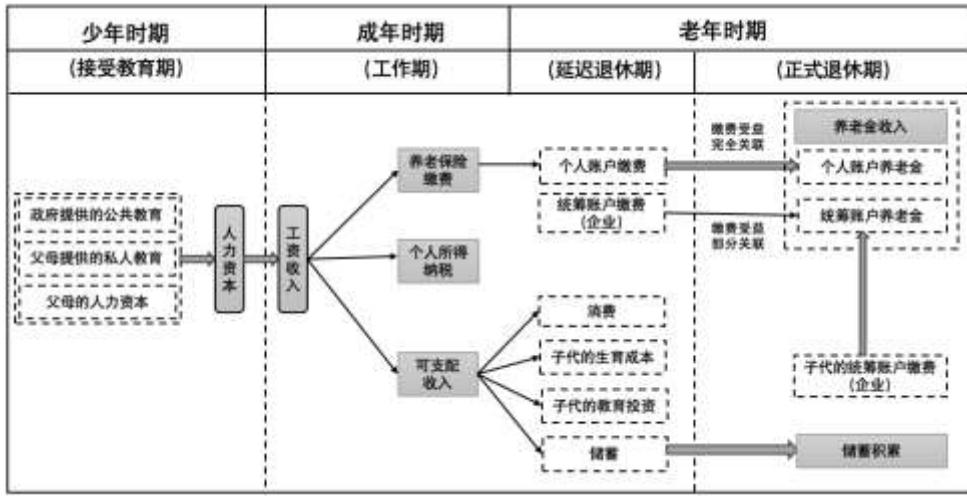


图 2 三期 OLG 模型个体生命周期资源配置和养老保险的关系

本文研究的主要议题围绕延迟退休、国有资本收入划转养老保险对收入不平等和社会福利的影响，需要构建一个纳入人力资本异质性的模型以区分不同个体的决策。在本文，设定成年时期的收入全部来源于工资收入，其工资收入的差异取决于个体之间人力资本水平的差异，参考 De la Croix and Doepke(2003)的做法，本文将人力资本积累函数设定为：

$$h_{t+1} = \Gamma(e_t + \psi E_t)^{\theta} h_t^{1-\theta} \quad (1)$$

其中，下标 t 表示时期； $\Gamma > 0$ 表示人力资本积累系数； e_t 表示父母提供的私人教育， E_t 表示政府提供的公共教育； ψ 表示公共教育对人力资本形成的作用系数； $0 < \theta < 1$ 表示教育投入对人力资本形成的边际作用， $(1 - \theta)$ 表示父代人力资本水平对子代人力资本水平形成的代际影响。假设每个成年期个体拥有不变的人力资本水平 h_t ，服从于分布函数 $F_t(h_t)$ ，初始的人力资本水平服从标准对数正态分布，因此， t 时期成年人平均人力资本水平 $\bar{h}_t = \int_0^\infty h_t dF_t(h_t)$ 。此处引入相对人力资本水平 z_t 的概念，即个体人力资本水平与平均人力资本水平的比值： $z_t = h_t / \bar{h}$ 。本文假设个体在延迟退休时间存在人力资本折旧，即 $h_t^d = h_{t-1} (1 - v)$ ，其中 v 表示人力资本折旧率。

(一) 个体

个体生命周期的效用来源于成年时期的消费、老年时期（延迟退休期和正式退休期）的消费以及子代的陪伴，参考 Ehrlich 和 Lui (1991) 的做法，本文将个体的效用函数设定为：

$$U = \ln c_t^y + \beta \ln c_{t+1}^o + \delta \ln n_{t+1} h_{t+1} \quad (2)$$

其中， c_t^y 和 c_{t+1}^o 分别表示成年时期和老年时期的消费， $0 < \beta < 1$ 表示时间贴

现因子， $\delta > 0$ 表示子代对父母效用的贡献程度， n_{t+1} 和 h_{t+1} 分别表示子代的数量和人力资本水平。

个体最大化生命周期效用的预算约束为：

$$C_t^y = (1 - \tau_I - \tau - s_t)w_t h_t - (e_t w_t + q_t)n_{t+1} \quad (3)$$

$$C_{t+1}^o = s_t w_t h_t R_{t+1} + I_{t+1} + B_{t+1} + x w_{t+1} h_t^d (1 - \tau_I - \tau) \quad (4)$$

其中， s_t 表示个体成年时期的储蓄率； τ_I 和 τ 分别表示养老保险个人账户缴费率和个人所得税税率； w_t 表示基础工资； $e_t w_t$ 表示单个孩子的私人教育成本； q_t 表示单个孩子的抚养成本，参考 Miyazaki(2013)的做法，本文设定每个孩子的抚养成本与同时期社会平均工资的比值为 Λ_t ，则 $q_t = \Lambda_t w_t \bar{h}_t$ ； R_{t+1} 表示储蓄回报率； n_{t+1} 表示 t 时期成年个体选择生育孩子的数量，则成年个体平均生育孩子的数量为 $\bar{n}_{t+1} = \int_0^\infty n_{t+1}(h_t) dF_t(h_t)$ ； R_{t+1} 表示储蓄回报率； I_{t+1} 和 B_{t+1} 分别表示个人账户养老金和统筹账户养老金； x 表示延迟退休时长。

个体为了最大化生命周期的效用水平，在成年时期的预算约束（3）和老年时期的预算约束（4）下，求解得到个体对于成年时期消费 C_t^y 、老年时期消费 C_{t+1}^o 、生育孩子数量 n_{t+1} 以及对每个孩子的私人教育投入 e_t 的一阶最优条件依次为：

$$\frac{C_{t+1}^o}{C_t^y} = \beta R_{t+1} \quad (5)$$

$$n_{t+1} = \frac{\delta C_t^y}{e_t w_t + \Lambda_t w_t \bar{h}_t} \quad (6)$$

$$e_t = \frac{\theta \Lambda_t \bar{h}_t - \psi E_t}{1 - \theta} \quad (7)$$

（二）企业

在本文，国有企业和私人企业分别代表两个差异化的生产部门，其中，国有企业采用资本存量 $K_{g,t}$ 进行生产，其单位物质资本生产效率设定为 σ ($\sigma > 0$)；私人企业采用资本存量 $K_{p,t}$ 进行生产，其单位物质资本生产效率设定为 1；总产出 Y_t 由科布-道格拉斯（Cobb-Douglas）函数嵌套构成：

$$Y_t = A[(\sigma K_{g,t})^\alpha + K_{p,t}^\alpha] H_t^{1-\alpha} \quad (8)$$

其中， A 表示产品生产技术参数； $0 < \alpha < 1$ 表示物质资本产出弹性， $1 - \alpha$ 表示人力资本产出弹性； H_t 表示 t 期的劳动人口总量，由 t 期的成年人 L_t 和 $t - 1$ 期延迟退休的老年人 xL_{t-1} 构成，即 $H_t = L_t + xL_{t-1}$ 。

本文设定国有企业和私人企业的物质资本和人力资本在当期完全折旧，企业按照比例 τ_B 缴纳养老保险统筹账户，在完全竞争的市场条件下，企业为实现利润最大化可求解出基础工资 w_t 、国有资本回报率 $R_{g,t}$ 和私人资本回报率 $R_{p,t}$ 分别为：

$$w_t = \frac{(1-\alpha)[(\sigma K_{g,t})^\alpha + K_{p,t}^\alpha] H_t^{-\alpha}}{1+\tau_B} \quad (9)$$

$$R_{g,t} = \alpha \sigma^\alpha K_{g,t}^{\alpha-1} H_t^{1-\alpha} \quad (10)$$

$$R_{p,t} = \alpha K_{p,t}^{\alpha-1} H_t^{1-\alpha} \quad (11)$$

当资本市场达到无套利均衡时，尽管存在国有资本效率系数 σ ，但市场最终会通过回报率趋同机制实现资源配置的帕累托改进，即

$$R_{g,t} = R_{p,t} = R_t \quad (12)$$

联立公式(10)、(11)和(12)，可得： $K_{g,t}/K_{p,t} = \sigma^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$ 。

本文将国有企业和私人企业的物质资本总存量表示为 $K_t = K_{g,t} + K_{p,t}$ ，并且令 $\xi = \sigma^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} / (1 + \sigma^{\frac{\alpha}{1-\alpha}})$ ，则基础工资 w_t 、资本回报率 R_t 、国有企业和私人企业的物质资本关系分别为：

$$w_t = (1 - \alpha)(1 - \xi)^{\alpha-1} K_t^\alpha H_t^{-\alpha} \quad (13)$$

$$R_t = \alpha(1 - \xi)^{\alpha-1} K_t^{\alpha-1} H_t^{-\alpha} \quad (14)$$

$$K_{g,t} = \xi K_t \quad (15)$$

$$K_{p,t} = (1 - \xi) K_t \quad (16)$$

(三) 政府

根据现行《中华人民共和国企业国有资产法》的产权制度安排和财政规则，本文设定国有企业物质资本归政府所有，每一期国有企业物质资本的收入，一部分按照一定比例 χ_t 上缴给政府形成收入 Π_t ，另一部分按照比例 $(1 - \chi_t)$ 投入企业下一期生产 $K_{g,t+1}$ ，如下式所示：

$$\Pi_t = \chi_t R_t K_{g,t} \quad (17)$$

$$K_{g,t+1} = (1 - \chi_t) R_t K_{g,t} \quad (18)$$

本文设定政府由两个部门构成，即社会保障部门和财政部门。每一期国有企业物质资本收入上缴给政府的 Π_t 中，一部分按照一定比例 $\varphi (0 < \varphi < 1)$ 划转给社会保障部门，用于补充养老保险基金；另一部分按照比例 $(1 - \varphi)$ 划转给财政部门，用于政府的公共支出。综上，国有企业物质资本收入的制度安排如图2所示。

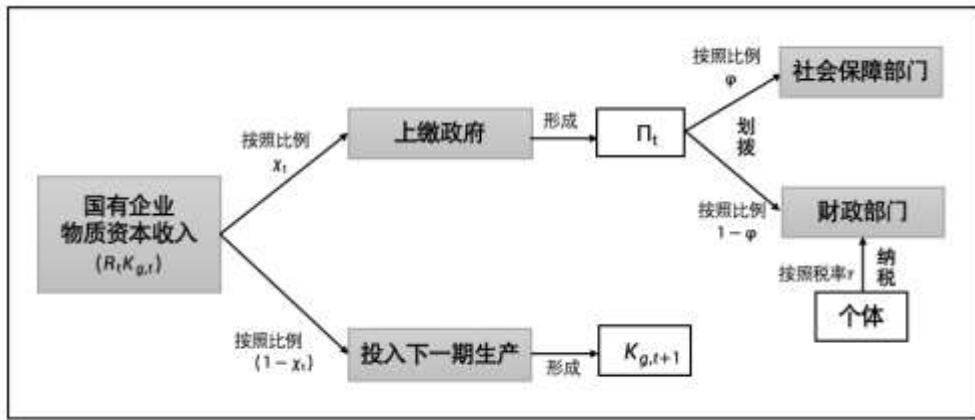


图 3 国有企业物质资本收入的制度安排

1. 社会保障部门

个体的基本养老保险金收入由个人账户养老金 I_{t+1} 和统筹账户养老金 B_{t+1} 这两部分组成。

个人账户养老金实行完全积累制，本文设定个人账户养老金回报率和储蓄相同，则个人账户养老金收入的表达式为：

$$I_{t+1} = \tau_I w_t h_t R_{t+1} + \tau_I x w_{t+1} h_{t-1} (1 - v) R_{t+1} \quad (19)$$

根 据 现 行 养 老 保 障 制 度 ,

统筹账户养老金 $= \frac{1+z_t}{2} \times \text{社会平均工资} \times \text{缴费年限} \times 1\%$, 在本文, 统筹账户养老金表达式如下所示：

$$B_{t+1} = \frac{1+z_t}{2} [w_t \bar{h}_t + x w_{t+1} \bar{h}_{t-1} (1 - v)] \% \quad (20)$$

统筹账户养老金实行现收现付制, 即退休老年人领取的养老金=工作期成年人和延迟退休老年人缴纳的统筹账户养老金, 基于此, 社会保障部门的收支平衡等式如下所示:

$$B_t L_{t-1} = \tau_B w_t \bar{h}_t L_t + \tau_B x w_t \bar{h}_{t-1} (1 - v) L_{t-1} + \varphi \Pi_t \quad (21)$$

2. 财政部门

在财政部门运作框架中, 政府部门通过劳动所得税征缴机制从成年劳动者群体和延迟退休劳动者群体获取财政收入, 并将该资金和政府部门划转的国有资本收入共同纳入财政支出总盘 G_t 进行统筹分配。其中, 政府提供的公共教育作为财政支出的重要构成部分, 其总支出额度与财政支出总额保持固定比例关系 Δ 。综上, 财政部门的预算约束平衡等式如下所示:

$$\tau w_t h_t L_t + \tau x w_t h_{t-1} (1 - v) L_{t-1} + (1 - \varphi) \Pi_t = G_t \quad (22)$$

$$N_{t+1}E_t = \Delta G_t \quad (23)$$

(四) 市场出清

本文设定每一期物质资本在当期完全折旧，下一期物质资本为当期所有个体的储蓄、个人账户缴费以及用于投入下一期生产的国有企业物质资本。所以，资本市场出清条件为：

$$K_{p,t+1} = s_t(1 - \tau_I - \tau)w_t h_t L_t + \tau_I w_t h_t L_t + \tau_I x w_t h_t^d L_{t-1} \quad (24)$$

$$K_{g,t+1} = (1 - \chi_t)R_t K_{g,t} \quad (25)$$

$$K_{t+1} = K_{p,t+1} + K_{g,t+1} \quad (26)$$

本文设定劳动供给无弹性，每个人在成年时期和延迟退休时期供给一单位劳动，则劳动市场出清条件为：

$$\begin{aligned} H_t &= L_t \int_0^\infty h_t dF_t(h_t) + x L_{t-1} \int_0^\infty h_{t-1} dF_{t-1}(h_{t-1}) \\ &= L_t \bar{h}_t + x L_{t-1} \bar{h}_{t-1} (1 - v) \end{aligned} \quad (27)$$

除此之外，由上文可知，成年期个体生育率 n_{t+1} 是个体人力资本水平 h_t 的函数，所以少年时期人口的动态变化表达式如下所示：

$$\begin{aligned} N_{t+1} &= L_t \int_0^\infty n_{t+1}(h_t) dF_t(h_t) = L_t \bar{n}_{t+1} \\ \end{aligned} \quad (28)$$

(五) 收入不平等和社会福利的衡量

本文采用变异系数 Var 来衡量个体之间的收入不平等程度，其表达式如下所示：

$$Var = \sqrt{\int_0^\infty \left(\frac{w_t h_t}{\mu} - 1\right)^2 dF_t(h_t)} \quad (29)$$

其中， μ 表示 t 时期社会的平均收入水平。

衡量人均福利水平，首先需要测算出公式(2)中每个个体最优的效用水平 U_t^* ，然后进行加总平均，即人均福利水平表达式如下所示：

$$\begin{aligned} W &= \int_0^\infty U_t^* dF_t(h_t) \end{aligned} \quad (30)$$

四、参数校准与数值模拟

根据上一部分的模型设定，个体间人力资本水平的差异会直接引起工资收入的差异，而工资收入的差异将进一步传导，造成生育数量、教育投资、储蓄行为以及消费路径的异质性。当外生政策变量发生调整时，个体生命周期内的可支配资源将随之变动，进而影响其跨期抉择。为了量化评估外生政策变量调整对核心指标（收入不平等和人均福利水平）的影响，本文将采用结构化数值模拟的方法，通过校准现实参数，在动态一般均衡框架下探讨政策调整的传导机制与福利分配结果。

(一) 参数校准

根据模型设定，公式(1)至公式(30)中的所有变量可以分为外生变量、外生政策变量和内生变量这三类。外生变量 $\{\Gamma, \psi, \theta, \beta, \delta, \Lambda, A, \alpha, \sigma\}$ 是由模型外部给定的，反映了经济系统的结构性特征，不随个体决策和政策调整而改变。外生政策变量 $\{\tau_I, \tau, \varphi, \tau_B, \Delta, x\}$ 由政府直接控制，用于模拟延迟退休和国有资本划转养老保险政策的调整。内生变量 $\{e_t, h_t, n_{t+1}, s_t, w_t, q_t, R_t, C_t^y, C_{t+1}^o, X_t\}$ 由模型内部动态设定，反映个体优化决策和市场均衡结果。

首先对外生变量进行设定。参考汪伟(2017)，本文将人力资本积累系数 Γ 设为6.8。参考高奥等(2016)，本文将公共教育对人力资本形成的作用系数 ψ 设为1；子代对父母效用的贡献程度 δ 设定为0.3；产品生产技术参数 A 简化为1；每单位国有资本产出的效率系数 σ 设定为0.209。根据De la Croix and Doepeke(2003)，本文将教育对人力资本形成的边际影响 θ 设定为0.635。参考Auerbach & Kotlikoff(1987)，本文将人力资本折旧率设定为25%。根据Auerbach & Kotlikoff(1987)，标准世代交叠模型通常采用25—30年作为单期时长的基准，基于人口预期寿命不断延长这一事实，本文将单期跨度设定为30年。参考景鹏和郑伟(2019)，本文将每年时间贴现因子设定为0.99，因此模型中时间贴现因子 $\beta = (0.99)^{30} = 0.74$ 。参考严成樑(2018)对子代抚养成本参数0.25的基准设定(支付周期0—18岁)，则本文代际交叠模型中，每个孩子的抚养成本与同时期社会平均工资的比值 $\Lambda = 0.25 \times (18/30) = 0.15$ 。参考汪伟(2012)，本文将物质资本产出弹性 α 设定为0.4。综上，本文所有外生参数的校准值如表1所示。

表 10 外生参数校准值

外生参数	Γ	ψ	θ	ν	β	δ	Λ	A	α	σ
校准值	6.8	1	0.635	0.25	0.74	0.3	0.15	1	0.4	0.209

然后根据中国2014—2023年的相关数据对外生政策变量进行设定。表2显示了2014至2023年国内生产总值、国家个人所得税和财政收支等数据。由表2可知，财政教育支出与财政支出比值的平均值为14.93%，因此外生政策变量 Δ 设定为14.93%。国家个人所得税占国内生产总值比重的平均值为1.23%，由于人力资本收入占国内生产总值的比重为60%，因此，本文设定个人所得税税率 $\tau = 1.23\% / 60\% = 0.0205$ 。根据现行养老保险制度安排，统筹账户缴费率 τ_B 设定为16%，对应企业缴费部分；个人账户缴费率 τ_I 设定为8%，对应个人缴费部分。对于国有企业物质资本收入对养老保险的划转比例 φ 和延迟退休时长 x ，本文设定其基准情况下数值都为0，然后分别改变划转比例 φ 和延迟退休时长 x 的数值进行政策分析研究。

表 11 2014—2023年国内生产总值、国家个人所得税和财政收支数据

年度	国内生产	国家个人	国家个人所得	国家财政支	国家财政	财政教育支出
----	------	------	--------	-------	------	--------

	总值 (亿元)	所得税 (亿元)	税/国内生产总值 (%)	支出 (亿元)	教育支出 (亿元)	/财政支出 (%)
2014	655782.90	7376.61	1.12%	151785.56	23041.70	15.18%
2015	702511.50	8617.27	1.23%	175877.77	26271.88	14.94%
2016	761193.00	10088.98	1.33%	187755.21	28072.80	14.95%
2017	847382.90	11966.37	1.41%	203085.49	30153.18	14.85%
2018	936010.10	13871.97	1.48%	220904.13	32169.47	14.56%
2019	1005872.40	10388.53	1.03%	238858.37	34796.94	14.57%
2020	1034867.60	11568.26	1.12%	245679.03	36359.94	14.80%
2021	1173823.00	13992.68	1.19%	245673.00	37468.85	15.25%
2022	1234029.40	14922.85	1.21%	260552.12	39447.59	15.14%
2023	1294271.70	14775.30	1.14%	274622.94	41248.29	15.02%
平均值	964574.45	11756.882	1.23%	220479.36	32903.06	14.93%

注：数据来源国家统计局。

（二）改变划转份额对收入不平等和社会福利的影响

为了研究国有物质资本收入划转养老保险份额比例的变动对收入不平等和社会福利的影响，本文将延迟退休时长固定在 $x = 0$ ，然后分别取 $\varphi = 0$ 、 $\varphi = 0.15$ 、 $\varphi = 0.3$ 、 $\varphi = 0.5$ 进行数值模拟，得到国有资本划入养老保险的政策效应如图 3 所示，其中横坐标代表时期，每单位时期代表 30 年。由图 3 可知，随着划转份额的增加，收入不平等系数和人均福利水平都呈逐步上升的趋势。

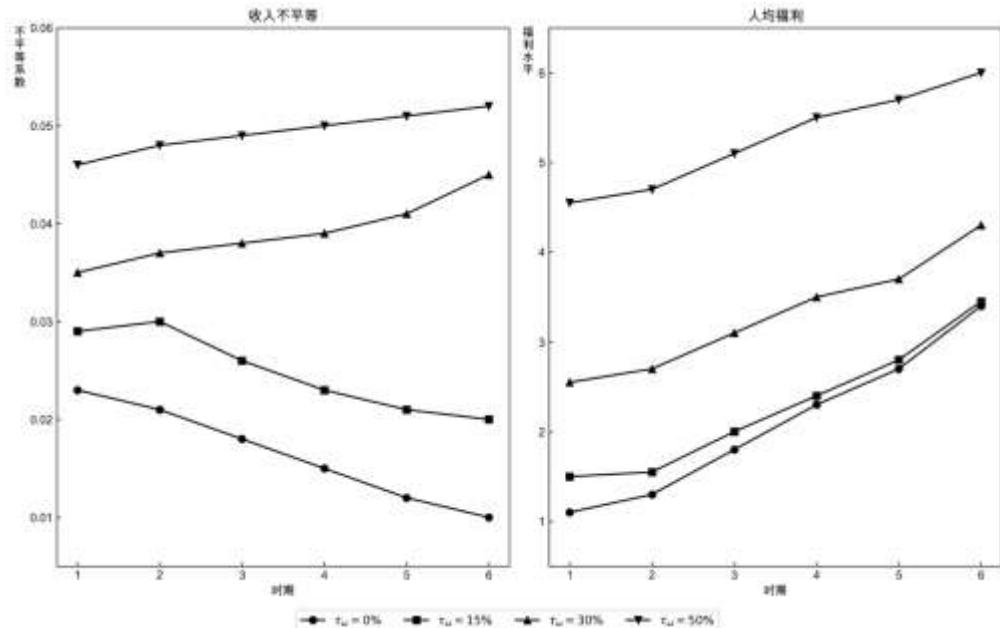


图 4 国有资本划入养老保险的政策效应

具体分析收入不平等系数的变化趋势，划转比例增加会导致初始收入不平等

增加，这是因为当政府把国有资本收入划转一部分给社保部门时，国有部门本身可用于发展的资金会减少，这会影响国有企业员工的工资水平和就业机会，直接导致国有企业员工和私人企业员工之间收入差距扩大；接下来，由于高收入家庭对子女教育投入的差异直接导致了人力资本积累的马太效应，进一步扩大个体之间的收入差距；最终，由于社会保障部门的再分配作用和教育的普及效应，实现了收入差距的收敛和人力资本的均衡发展。

具体分析人均福利水平的变化趋势，首先，划转本质上是国有资本的初次分配方式，它直接增加了社会保障部门中养老保险基金的总量，这种增加对每个个体所获得的社会保险转移支付有直接的正面影响，从而提高了人均福利水平。

总体而言，划转政策在注重效率的同时无法兼顾公平，加大划转比例会加剧个体之间的收入不平等程度。

（三）延迟退休对收入不平等和社会福利的影响

为了探究延迟退休对收入不平等和社会福利的影响，本文将划转份额比例固定在 $\varphi = 0$ 。结合中国现行的退休制度，为方便简化研究，本文设定个体退休年龄的初始值为60岁，在“渐进式”延迟退休的政策背景下，当退休年龄在[60, 65]这个区间时，延迟退休时长 x 的取值分别为[0, 1/30, 1/10, 1/6]。数值模拟结果如图4所示，其中横坐标代表时期，每单位时期代表30年。

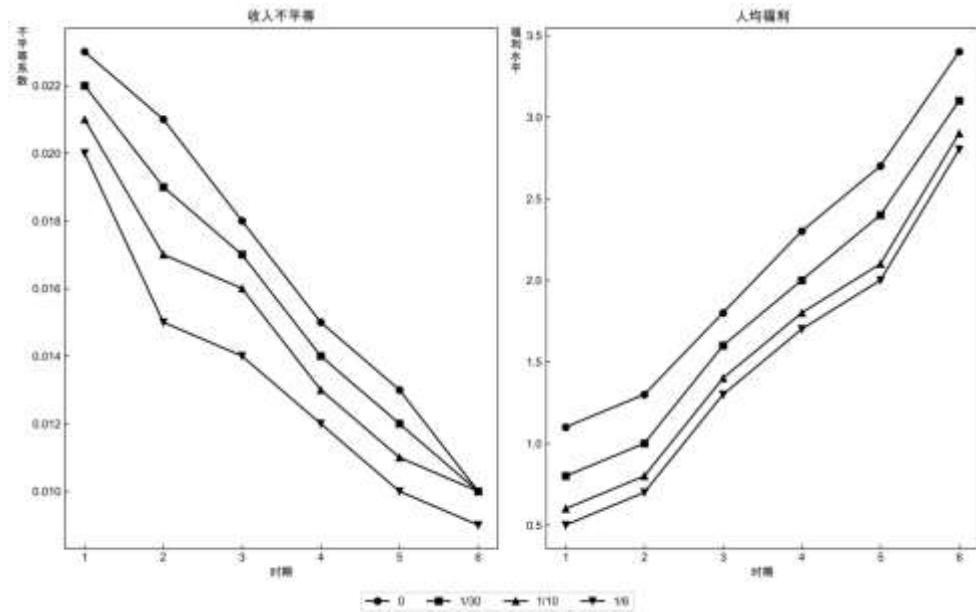


图 5 延迟退休政策效应

由图4可知，延迟退休政策效应与国有资本收入划转至养老保险的政策影响截然不同。延迟退休有助于减轻收入不平等现象，不过却也使得人均福利水平出现下滑。延迟退休政策首先通过教育投资效应降低了收入不平等现象，其次通过优化代际人口结构，增加工作人口比例，减少了依赖人口比例，减轻了年轻一代的负担，促进了更公平的代际分配。与此同时，由于消费储蓄决策的改变和人力

资本积累效率下降，人均福利水平也随之下降。

对改变划转份额和延迟退休的政策效应进行比较分析可发现，若仅提高划转份额，能在提升人均福利水平的同时，导致收入不平等程度上升，呈现“提升效率，有失公平”的特点；而仅延迟退休，则会降低收入不平等程度，却使人均福利水平下降，即“促进公平，削弱效率”。由此可见，这两类政策在对公平与效率的影响方向上完全相反，意味着它们并非相互替代关系，而是存在互补性。这种互补特性为政策制定者提供了组合运用的空间，通过协同搭配，可以在公平与效率之间寻求更优的平衡。能否借助这两种政策的协同作用，在兼顾公平与效率的前提下，以最小化收入不平等为基础实现人均福利水平的最大化呢？此问题将通过第五部分开展的数值模拟分析，综合调整划转份额与延迟退休时长，得出更为详尽的解答。

五、划转国有资本收入和延迟退休的最优政策组合

由上文可知，划转国有资本与延迟退休这两项政策对公平与效率的影响呈现互补特性。为构建能平衡公平与效率的政策框架，本部分将通过模拟不同划拨份额与延迟退休时长的组合方案，探究其对人均福利及收入不平等程度的动态影响，并据此全面评估两类政策的协同实施效果。

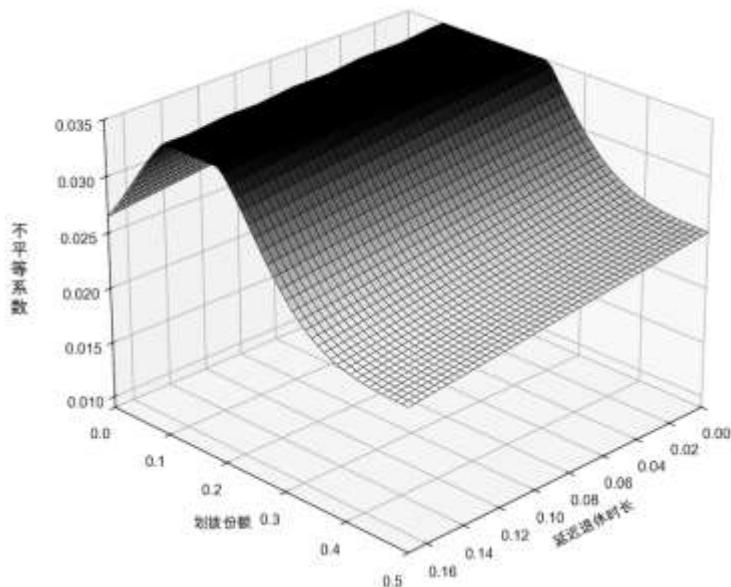


图 6 不同划转份额和延迟退休时长的政策组合所对应的不平等系数关系

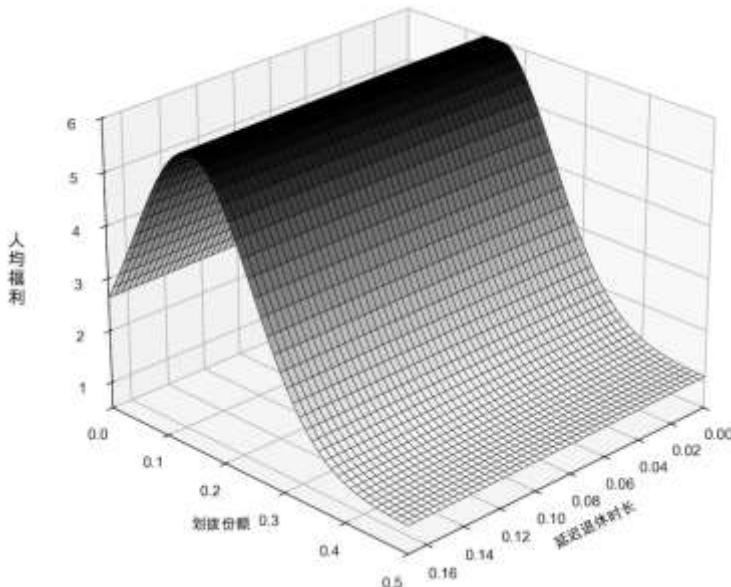


图 7 不同划转份额和延迟退休时长的政策组合所对应的人均福利水平关系

图 5 展示的是不同划转份额和延迟退休时长的政策组合所对应的不平等系数，而图 6 展示的是不同划转份额和延迟退休时长的政策组合所对应的人均福利水平。我们可以直接观察到图 5 图 6 和上文的图 3 图 4 保持着相同的趋势，即不平等系数和人均福利水平都随划转份额的增加而增加，随延迟退休时长的增加而减小。如图 5 所示，在划转和延迟退休这两个反作用的政策组合下，在给定的划转份额截面上，不平等系数的界面上有“倒 U 型”的曲线特征。进一步，由图 6 可知，在划转和延迟退休这两个反作用的政策组合下，人均福利水平的曲面图呈现出“峰形”。这意味着，对于给定的划转份额，存在着使人均福利水平最大化的延迟退休时长。接下来我们将图 5 和图 6 的结果进行综合，得到了表 3 中的结果，其中，第一列代表不同的划转份额，第二列表示既定划转份额中使得人均福利最大化的延迟退休时长，第三列和第四列分别表示对应的收入不平等系数和人均福利水平。

表 3 给定划转份额下的最优延迟退休时长

划转份额	延迟退休时长	收入不平等	人均福利
34%	0	0.0154	1.337
35%	1/60	0.0159	1.339
36%	1/30	0.0156	1.339
37%	1/20	0.0150	1.343
38%	1/15	0.0156	1.347
39%	1/12	0.0152	1.350
40%	1/10	0.0159	1.352
41%	7/60	0.0165	1.354
42%	2/15	0.0162	1.355

从前面的分析可知，调整划拨份额和延迟退休这两种政策，在效率与公平之间都有各自的权衡，二者作用效果相互补充。加大国有资本收入向养老保险的划拨力度，虽可能加重不平等，却能弥补因延迟退休造成的福利损失，进而提升全社会人均福利水平。而延迟退休虽会降低人均福利水平，却能缓解划拨政策导致的收入不平等问题。由此可见，合理搭配调整划拨份额和延迟退休时长，有望在优化社会福利水平的同时，降低收入不平等程度，实现两者兼顾的政策目标。

六、结论

本文构建了基于三期代际交叠的动态一般均衡模型，该模型纳入内生生育决策与子女教育投入机制。考虑到个体间人力资本存在差异，这种差异导致收入分化，进而影响储蓄、消费、生育数量及教育投入等家庭决策行为。在此框架下，个体选择的动态变化将引发人均福利与收入不平等的相应变动。研究引入国有资本收入划拨养老保险基金机制，系统探讨论划拨比例调整与延迟退休时长选择对经济福利及收入分配的影响。结果显示，提高国有资本划拨比例虽会扩大收入差距，但能有效提升整体社会福利水平；而延迟退休虽有助于缩小收入不平等，却会使人均福利有所下降。这表明两种政策并非相互替代，而是存在互补关系。进一步通过模拟不同划拨比例与延迟退休时长组合，分析其对福利水平与收入差距的动态影响，最终确定了既能实现社会福利最大化，又能将收入不平等控制在合理区间的政策组合方案，为兼顾效率与公平的政策制定提供理论依据。

参考文献

- [1] Glomm G, Jung J, Lee C, et al. Public sector pension policies and capital accumulation in an emerging economy: the case of Brazil[J].
- [2] Kaganovich M, Zilcha I. Pay-as-you-go or funded social security? A general equilibrium comparison[J]. Journal of Economic Dynamics & Control, 2012, 36(4): 455-467.
- [3] 杨俊, 龚六堂. 国有资本收入对养老保险的划拨率研究[J]. 金融研究, 2008(11): 46-55.
- [4] 高奥, 龚六堂. 国有资本收入划拨养老保险下的经济转型研究[J]. 浙江社会科学, 2015(10): 4-18, 155.
- [5] 高奥, 谭娅, 龚六堂. 国有资本收入划拨养老保险、社会福利与收入不平等[J]. 世界经济, 2016, 39(1): 171-192.
- [6] 景鹏, 王媛媛, 胡秋明. 国有资本划转养老保险基金能否破解降费率“不可能三角”[J]. 财政研究, 2020(2): 80-95, 128.
- [7] Deaton A, Paxson C. Intertemporal choice and inequality[J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(3): 437-467.
- [8] 黄乾, 方守林. 延迟退休年龄对居民收入分配的影响——基于异质性代理人的分析[J]. 人口与经济, 2022(4): 30-41.
- [9] 陈肖华. 延迟与弹性退休对企业职工基本养老保险的影响分析——基于共同富裕的视角[J]. 西北人口, 2024, 45(6): 59-73.

- [10] 于文广, 管国锋, 乔智. 延迟退休、个税递延对养老金替代率和社会福利的影响及政策优化研究[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(3): 94-106.
- [11] 刘相波, 马超, 赵忠. 降低养老保险缴费率和延迟退休政策组合的双重红利[J]. 中国人民大学学报, 2021, 35(6): 115-128.
- [12] 严成樑. 延迟退休、财政支出结构调整与养老金替代率[J]. 金融研究, 2017(9): 51-66.
- [13] Zhang Q, Cao X. Delaying retirement, income distribution and economic growth[J]. International Review of Economics & Finance, 2024, 95: 103481.
- [14] Etgeton S. The effect of pension reforms on old-age income inequality[J]. Labour Economics, 2018, 53: 146-161.
- [15] Berkman L F, Truesdale B C. Working longer and population aging in the U.S.: why delayed retirement isn't a practical solution for many[J]. The Journal of the Economics of Ageing, 2023, 24: 100438.
- [16] Cremer H, Pestieau P, Pestieau P. The double dividend of postponing retirement[J]. International Tax and Public Finance, 2003, 10(4): 419-434.
- [17] Bielecki M, Goraus K, Hagemejer J, et al. Decreasing fertility vs increasing longevity: raising the retirement age in the context of ageing processes[J]. Economic Modelling, 2016, 52: 125-143.
- [18] Hu Z, Yang J. Does delayed retirement crowd out workforce welfare? Evidence in China[J]. SAGE Open, 2021, 11(4): 21582440211054488.
- [19] Zhang L, Gu J, An Y. The optimal delayed retirement age in aging china: determination and impact analysis[J]. China Economic Review, 2023, 79: 101972.
- [20] Sánchez-Martin A R, Garc ía-Pérez J I, Jiménez-Martínez S. Delaying the normal and early retirement ages in Spain: behavioural and welfare consequences for employed and unemployed workers[J]. De Economist, 2014, 162(4): 341-375.
- [21] 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.
- [22] Moore K, Ghilarducci T, Webb A. The inequitable effects of raising the retirement age on blacks and low-wage workers[J]. The Review of Black Political Economy, 2019, 46(1): 22-37.
- [23] 邹铁钉, 殷伟策. 延迟退休、隔代照料与青年人就业[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(9): 157-177.
- [24] 范维强, 杨华磊. 延迟退休、养老金福利损失与配套政策[J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(5): 92-104.

婚姻状况会影响新业态劳动者的养老保险偏好吗？——基于江苏省 1948 份新业态劳动者的调查数据

汪荣明、伍安琪、叶明华¹

摘要：

基于 2024 年面向新业态劳动者的大样本调查数据，综合运用倾向得分匹配、工具变量法、广义结构方程模型和 Bootstrap 中介效应检验，系统分析婚姻状况对社会养老保险参与和商业养老保险投保的影响机制，并探讨风险认知结构和收入水平的调节与中介路径。研究发现：婚姻显著提升新业态劳动者参与社会养老保险的概率、抑制商业养老保险投保意愿，且在低收入、低风险感知、无负债和低消费群体中更为显著。工具变量回归结果表明主要结论稳健可靠。机制分析显示，婚姻主要通过增加家庭经济压力与调整风险认知结构产生间接效应。婚姻降低了整体风险感知水平，提高了风险评价方差，使得已婚新业态劳动者在多元风险关注和收入约束下更倾向于选择覆盖面更广、稳定性更强的社会养老保险。建议优化社保参保与缴费机制，丰富商业养老保险产品类型，推进社保与商保协同发展，提高新业态劳动者养老保障水平。

关键词：新业态劳动者，婚姻状况，养老保险偏好，倾向得分匹配

一、引言

近年来，以平台经济为代表的新业态蓬勃发展，催生了大规模的新业态劳动者群体。第九次全国职工队伍状况调查显示，全国新业态劳动者数量已达 8400 万人，成为中国劳动力市场的重要组成部分。然而，与庞大人数形成鲜明对比的是，该群体的养老保险覆盖率依然偏低，2023 年 CSS 数据²显示其仅为 70.72%，低于传统行业的劳动者。这一现状不仅对劳动者自身的晚年生活保障构成挑战，也对我国养老保障体系的可持续发展提出新要求。中共二十大《决

¹ 汪荣明，上海对外经贸大学校长、教授。伍安琪（通讯作者），上海对外经贸大学金融管理学院博士研究生。叶明华，华东师范大学统计学院，统计与数据科学前沿理论及应用教育部重点实验室教授。

² 数据来源于 2023 年“中国社会状况综合调查（Chinese Social Survey, CSS）”获取网址为 http://css.cssn.cn/css_sy/（2025 年 1 月 26 日访问）。

定》明确提出，要健全新就业形态人员社保制度，扩大保险覆盖面、取消户籍限制和完善社保转移接续，力求提升新业态劳动者的参保积极性。

影响新业态劳动者养老保险选择的因素多种多样。新业态劳动者养老保险参与率偏低，与其就业的临时性、零散性及劳动关系不明等特征密切相关。收入不稳定与长期缴费要求之间的矛盾，使其在制度选择上更倾向于城乡居民养老保险，以高工时、低保障换取更高即时收入（曾益等, 2024）。此外，CSS 调查数据显示，新业态劳动者的平均年龄在 35 岁左右，其中 28.95% 为未婚，显著高于全国 35 岁男性的未婚率（10.2%）。这种年轻化且高未婚率的特征意味着，不少新业态劳动者正处于婚姻状况转变的关键节点。因此，婚姻状况是否会影响其养老保险选择，值得深入探讨。

婚姻状况作为重要的人口学特征，不仅反映了个体的家庭结构，更深刻影响个体的经济决策、风险规避行为和福利偏好（田孟, 2023；果臻等, 2023）。已有研究表明，婚姻通过家庭风险共担和经济责任分担，显著影响劳动者的参保意愿和保险选择。在新业态劳动者群体规模不断扩大，婚姻登记人数持续下降的背景下，探究婚姻对新业态劳动者养老保险选择的作用，既有助于解释“低覆盖、高流动”的养老保险现实，也为社保体系完善和商业保险产品创新提供理论和政策参考。基于此，本文利用 2024 年江苏省新业态从业人员社会养老保险调查数据，重点关注婚姻状况的影响，系统考察其对社会养老保险参与和商业养老保险投保的差异化影响和作用机制。

二、文献综述与研究假设

（一）文献综述

1. 影响养老保险的个体因素与制度因素

现有研究普遍将影响养老保险的因素划分为内因和外因两类。内部因素主要包括个体特征（如年龄、性别、受教育程度、婚姻、子女个数等）和工作特征（如职业类型、工作收入等）（刘桂莲, 2023；赵建国和周德水, 2020）。其中，风险意识不足与收入波动被认为是两大核心阻碍。目前个体层面的研究较为宽泛，鲜有针对特定群体的研究。针对年轻群体的研究发现，其风险意识薄弱，普遍缺乏长期养老储蓄的主动性（Foster L, 2015；Osińska M, 2025）。个别针对新业态劳动者的研究则主要集中于传统的收入因素，主要考察收入波动与社保长期缴纳之间的矛盾（蔡继明, 2024；Wood et al., 2019）。外部因素则聚焦于制度层面，包括社会保障制度设计、养老保险参保缴费形式和转移接续机制等（李晓曼和孙伟航, 2021）。一些学者认为，现有养老保险的转移接续机制不完善、信息统筹难度大、缺少统一的转接程序和标准（郑秉文, 2022）。因此，流动的劳动力为了降低损失，相较于本地劳动力更倾向于放弃社会保险权益以换取更高的工资收入（邓翔等, 2018）。此间也有个别针对新业态的研究，但多为定性分析，如探讨其流动性特征与养老保险属地化管理体制的矛盾（严妮等, 2020），或其养老保险权益保障问题（薛惠元和万诗雨, 2022）。

随着新型劳动关系的快速发展，越来越多的研究逐步从“个体-制度”二元框架走向融合视角。不少学者认为个体的养老保险选择应综合考虑个人内在因素和宏观外部制度环境的交互影响：Stewart 和 Stanford（2017）指出，劳动者如果缺乏稳定的雇佣关系，可能面临传统保障体系的制度断裂，“结构性不稳定”

成为其保障困境的根源。李干和董保华（2024）也认为平台经济下新型“去雇主化”雇佣关系会导致个人参保缴费成本显著提高。De Stefano（2016）进一步提出，平台经济模糊了劳动关系的法律边界，使得个人需在高度不确定的制度环境中进行自我保障选择。赵青（2024）也指出，个体选择并非完全自主，而是嵌入于制度环境、家庭结构与社会资本的共同作用之中。这些研究都在强调：养老保险参与行为是制度约束与个体应对策略之间的结果，而非某一单一变量所能解释。

2.婚姻状况的变动趋势及对养老决策的影响

近年来，中国婚姻状况呈现出深刻的转型特征，包括结婚率下降、离婚率上升、晚婚不婚普遍化、婚姻形式多元化等。根据民政部统计，2024年全国结婚登记610.6万对，比上一年减少157.6万对，降幅为20.5%。同时，初婚年龄大幅推迟。根据第七次全国人口普查数据显示，女性平均初婚年龄从2000年的23.28岁上升至2020年的27.95岁，后十年增幅是前十年的五倍以上（陈卫和欧阳柏慧，2024）。2024年中国平均初婚年龄已达到28.8岁；其中，上海市达30.1岁。此间，离婚登记对数快速上升。2000年我国离婚登记对数为121万对；2024年为287万对。尽管受到“离婚冷静期”政策实施的影响，但是整体来看，离婚率与离婚登记数量的持续上升反映出我国婚姻关系稳定性下降的趋势（孙悦，2025）。

婚姻是个体人生中的重要状态性改变，在家庭责任、收入重构与风险共担机制的共同作用下，婚姻有可能通过调整预算约束与风险感知影响个体行为偏好，进而影响其养老决策。多数研究认为，婚姻提升了家庭总收入水平与风险分担能力。Zissimopoulos et al. (2013) 与 Chiteji et al. (2006) 指出，已婚群体更倾向于参与制度性养老保障，部分原因在于社会保障系统中为配偶设立的附加利益（如遗属抚恤金、配偶养老金权益）。国内一些学者基于 Becker (1970s) 的婚姻经济学理论，将家庭视为生产单位，认为婚姻能通过专业化分工协作和资源共享提升家庭经济效率和总收入（王智波和李长洪，2016），进而可以放松收入约束、提高养老保险参与水平。然而，也有学者认为婚姻带来的财富积累效应存在群体异质性——低社会经济地位与低教育水平群体的婚姻财富积累效应明显受限（Persson, 2018）。同时，有学者提出，由于已婚家庭的人口数目和刚性消费增加，此时收入波动带来的负面影响可能比婚姻带来的财富累积作用更大，从而提高家庭对安全资产的需求（王晓全等，2020），更倾向于基本层面的养老保障。此外，婚姻还可能产生替代效应，即配偶支持与亲属互助网络在一定程度上可替代正式养老保险功能（王璇和吴卫星 2014）。

（二）研究假设

既往相关研究探讨了性别、年龄、受教育程度、子女个数等微观因素对个体养老保险的影响，但主要针对整体或常见个体，鲜有对平台经济背景下新业态劳动者的研究。新业态劳动者在雇佣关系认定上存在困境，导致劳动不稳定、临时性以及商品化风险上升（Bieber & Moggia, 2020）。同时，新业态劳动者依赖于灵活的用工方式和多样化就业形态，传统的工资保障制度难以覆盖其收入模式（陈建伟，2024）。不同于传统的固定月薪模式，新业态劳动者的收入波动较大，缺乏确切保障，而养老保险制度与就业形式高度绑定，就业模式的变化直接影响其养老保险选择（李海舰和赵丽，2023），故此新业态劳动者的养

老保险偏好与一般群体存在差异。基于既往个体养老保险的相关研究，结合中国婚姻状况变动的特征事实及新业态劳动者的就业新特征，本文提出以下假设：

假设 1：婚姻状况会影响新业态劳动者的养老保险偏好，其参与意愿在社会养老保险与商业养老保险之间存在差异。

假设 2：婚姻状况对新业态劳动者养老保险偏好的影响具有个体差异性，在不同风险认知与经济条件下表现出异质性。

假设 3：婚姻会影响家庭预算约束和收入水平，并导致家庭风险多样化，进而影响新业态劳动者的养老保险偏好。

三、调查数据的基本特征和变量选取

(一) 调查数据的基本特征

本研究数据来源于课题组于 2024 年在江苏省开展的问卷调查，作为中国经济发展最发达、新业态发展最迅速的典型代表省份，2024 年 GDP 位列全国第二，全省新业态劳动者规模达 413.16 万人，占城镇就业人数的 11.2%。同时，江苏省积极推进社保制度创新，2024 年启动城乡居保集体补助基本全覆盖行动计划，试点地区较 2023 年增加 36 个，成为全国覆盖点最多、面最广的省份。通过优化职业伤害保障试点“江苏模式”，其新业态劳动者参保人数扩大至 234 万人，走在全国前列。江苏省的经济活力、就业形态多样性以及社保制度的创新经验，使本研究样本具有较强的典型性和代表性。经过严格筛选和数据整理，最终获得 1948 份有效问卷，涵盖新业态劳动者的基本信息、工作特征及养老保险保障等内容。

1. 基本信息

在参与问卷调查的新业态劳动者中，超过 70% 为男性，年龄主要集中在 26-35 岁（占 43%），其次为 36-50 岁（占 32%）。受教育水平方面，高中（中专或技校）学历者占比最高，其次为大专学历者，两者合计占比超过 50%。婚姻状况方面，已婚占 54%，未婚占 46%；子女数量分布为 32% 无子女，66% 有一个及以上子女。户籍特征显示，25% 的新业态劳动者为非本地户籍，超过半数为城镇户籍。

2. 工作特征

参与调查的新业态劳动者中，外卖员占 23%，快递员占 21%，网约车司机和代驾占 21%，新媒体主播占 15%。其中工作不满一年的新业态劳动者占 54%，没有签订劳动合同的占 36%。收入结算方面，新业态劳动者的月收入水平主要集中在 6501-9000 元和 9001-11000 元区间，合计占比达 60%；其中计数或计件结算的占 21%，按日或按周短期结算的占 42%。

3. 养老保险参与特征

在养老保险方面，48% 的新业态劳动者参与了城镇职工社会养老保险，44% 参与了城乡居民社会养老保险，21% 投保了商业养老保险。86% 的受访者表示，如果社保可以转移，将会愿意选择参与社保。经济压力来源方面，23% 的受访者表示有婚姻支出压力，36% 有子女教育支出压力，30% 有负债支出压力，23% 有老人抚养压力，17% 有医疗支出压力，18% 有养老支出压力，还有 16% 和 18% 表示有交通费用和日常生活消费压力。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量包括两类。（1）社会养老保险参与：为有序分类变量，按参与水平由低到高分三个层次，未参与为 0，参与城乡居民养老保险为 1，参与城镇职工养老保险为 2。（2）商业养老保险投保：为二元变量，未投保为 0，投保为 1。

2. 核心解释变量

婚姻状况（marriage）：为二值变量，已婚为 1，未婚为 0。

3. 控制变量

涵盖新业态劳动者的基本信息、工作特征和养老保险参与情况三个层面，具体见表 2。

4. 考察异质性的分组变量

为深入分析婚姻状况的异质性影响，本文设置以下分组变量：

（1）主观风险评价。基于问卷中新业态劳动者对风险感知的评价结果，本文从三个维度构建主观风险评价指标：一是风险评价均值水平（average_risk），反映劳动者整体的主观风险感知高低，平均值为 3.428，说明新业态劳动者群体总体风险感知偏高；二是风险评价熵值水平（risk_score），衡量新业态劳动者对五类风险评价的分散性和多样性，平均值为 0.239，表明新业态劳动者对各维度风险评价相对均衡，未出现极端分化；三是风险评价方差（risk_var2），反映新业态劳动者对不同风险类型打分的一致性或分歧程度。三类指标各有侧重，均值侧重新整体水平，熵值兼顾多样性，方差突出结构分化，三者结合有助于更全面地刻画新业态劳动者的主观风险认知，为分组和机制分析奠定基础。

（risk_score 的二级指标及权重见表 1。）

表 1：风险评价水平指标的熵值权重

评价目标	二级指标	指标权重
风险评价水平 (risk_score)	工伤风险	0.134
	失业风险	0.204
	养老风险	0.224
	医疗费用风险	0.225
	第三责任风险	0.213

（2）客观收入水平。根据新业态劳动者月收入的均值划分为高收入水平组和低收入水平组，以考察客观收入水平分组下，新业态劳动者婚姻状况影响养老保险选择的异质性。

（3）经济决策行为。考虑新业态劳动者的消费支出水平及是否负债，将样本分为不同经济决策行为组，以分析婚姻状况对新业态劳动者养老保险偏好的影响程度差异。

表 2：各变量的描述性统计分析

变量名称	变量说明	均值	标准差
被解释变量			
社会养老保险参与情况	未参与社会养老保险=0, 城乡居民养老保险=1, 城镇职工养老保险=2	1.23	0.71
商业养老保险投保情况	是否投保商业养老保险: 是=1, 否=0	0.21	0.41
核心解释变量			
婚姻状况	已婚=1, 未婚=0	0.54	0.50
控制变量 1: 基本信息			
性别	男性=1, 女性=0	0.73	0.44
年龄	取选项的中间值	33.69	9.01
受教育水平	小学及以下=1, 初中=2, 高中(中专或技校)=3, 大专=4, 本科及以上=5	3.13	1.30
子女个数	3个及以上子女赋值为3	0.97	0.82
本地户籍	是=1, 否=0	0.75	0.43
城镇户籍	是=1, 否=0	0.52	0.50
控制变量 2: 工作特征			
月收入水平	以江苏省月最低工资水平为基准进行比例化处理, 2490元=1	2.81	1.47
工资结算方式_计件	是否按照计件结算工资: 是=1, 否=0	0.21	0.41
工资结算方式_短周期	是否按照短周期(日、周)结算工资: 是=1, 否=0	0.42	0.49
劳动合同	签订=1, 未签订=0	0.64	0.48
消费支出	1000元以内=1, 1000~3000元=2, 3001~5000元=3, 5000元以上=4	2.32	0.89
负债情况	是=1, 否=0	0.67	0.47
工作年限	半年以内=0.25, 半年到一年=0.75, 一年到三年=2, 三年及以上=5	1.73	1.61
每日工作时长	以8小时基准进行比例化处理, 8小时=1	2.20	0.70
控制变量 3: 养老保险参与情况			
意愿缴费比例	个人愿意承担的社保缴费比例	0.48	0.25
期望养老金水平	500元以下=1, 500~1000元=2, 1001~2000元=3, 2001~5000元=4, 5000元以上=5	2.90	1.21
可转移条件下参与社保意愿	愿意=1, 不愿意=0	0.86	0.35

风险评价熵值水平	熵值法下的综合指标	0.24	0.06
风险评价均值水平	均值法下的平均水平	3.43	1.00
风险评价方差	五维风险各项评分的方差	0.59	0.80
工具变量: 地区适婚人口性别比	个体户籍地区 20~35 岁男女性别比	1.03	0.05

四、实证结果分析

(一) 婚姻状况影响新业态劳动者养老保险偏好的主效应

婚姻状况作为个体特征变量，可能与户籍、受教育程度、工作类型等其他影响养老保险选择的因素相关，从而导致已婚与未婚群体在协变量分布上存在差异，直接比较二者可能产生选择性偏差。因此，本文采用倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）方法，通过反事实框架构建可比样本，以准确估计婚姻状况对新业态劳动者养老保险选择的净效应。

1. 回归结果分析

(1) 新业态劳动者结婚与否的决策估计结果分析

表 3: 新业态劳动者结婚与否的决策估计结果

变量类型	变量	系数	标准误	Z 值
基本信息	性别	0.239**	0.117	2.04
	年龄	0.040***	0.006	6.20
	受教育水平	-0.120	0.136	-0.88
	户籍情况（是否本地户籍）	0.706***	0.127	5.57
	户籍情况（是否城镇户籍）	0.829***	0.112	7.41
工作特征	是否签订劳动合同	1.054***	0.116	9.11
	工资结算方式（是否短期周期结算）	-0.940***	0.110	-8.55
	每天工作时长	-0.363***	0.087	-4.18
养老保险参与	参保意愿(在如果可以转接的条件下)	0.473***	0.158	2.99
常数项		-2.146***	0.379	-5.66
R ²		0.176		

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。后文表格若无特殊说明*号含义同表 3。

表 3 结果显示，性别、年龄和户籍对新业态劳动者婚姻决策有较大影响，男性、年龄较大以及拥有本地城镇户籍的新业态劳动者结婚概率更高。在工作特征方面，拥有劳动合同的群体更倾向于结婚；而短期工资结算方式(如日结、周结)显著降低结婚概率，可能表明工作不稳定使新业态劳动者更难进入婚姻状态；此外，每天工作时长超过 8 小时的程度越高，结婚可能性越低，在 1% 的显著性水平下降低 36.3%，表明超时劳动显著抑制了结婚选择。在养老保险参与

层面，可转接条件下选择参保的新业态劳动者结婚的可能性上升，表明新业态劳动者对未来养老保障的积极预期可能增强其婚姻信心与稳定性。

(2) 婚姻状况对养老保险偏好的平均处理效应

表 4 基于四种匹配方法评估了婚姻状况对社会养老保险和商业养老保险选择的平均处理效应 (ATE)。结果表明：第一，对于社会养老保险，所有匹配方法均显示，婚姻状况显著正向促进新业态劳动者参与社会养老保险，已婚群体参与社会养老保险的概率比未婚群体高 10.6~18.3 个百分点。表明已婚新业态劳动者更加偏好社会养老保险，参与的积极性更高。第二，对于商业养老保险，婚姻状况显著抑制新业态劳动者投保商业养老保险，其平均处理效应在 -0.037~0.156 之间。表明相较于未婚者，已婚新业态劳动者对商业养老保险的需求更低。第三，通过对比可得，婚姻对两类养老保险具有差异化影响(验证了研究假设 1)，这一现象表明，婚姻可能在一定程度上重塑个体的养老保险选择逻辑。

表 4：不同匹配方法下婚姻状况对养老保险偏好的平均处理效应

婚姻状况的平均处理效应 (ATE)	最近邻匹配 (1:4)	最近邻匹配 (1:1)	核匹配 (0.05)	半径匹配 (0.01)
社会养老保险	0.132* (1.85)	0.106* (1.66)	0.183*** (4.69)	0.143*** (2.72)
商业养老保险	-0.037 (-0.89)	-0.156*** (-2.72)	-0.077*** (-2.96)	-0.118*** (-2.69)

注：通过自助法重复抽样 500 次计算标准误。括号内为 z 值，后文表格若无特殊说明括号内同表 4。

2. 共同支撑范围与平衡性检验

如图 1 所示，在倾向得分匹配过程中，仅有少量样本被排除。绝大多数已婚和未婚新业态劳动者的倾向得分均在共同支撑区间内，确保了匹配后样本的代表性和分析结果的可靠性。

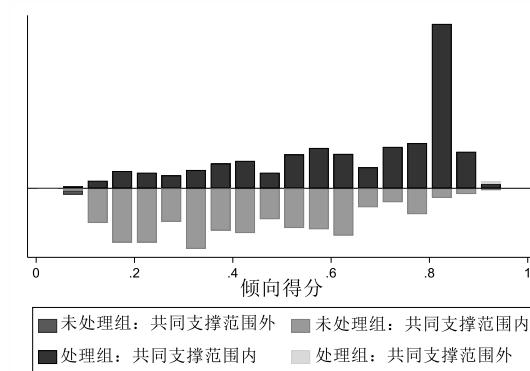


图 8：倾向得分匹配的共同取值范围

表 5 显示，在应用四种匹配方法后，Pseudo R² 和 LR 统计量均明显下降，p 值部分上升，均值偏差降至 5.3%~7.4%，中位数偏差降至 4.7%~6.0%。表明倾向得分匹配已在较大程度上消除了协变量差异，满足后续平均处理效应估计的平衡性要求。

表 5：匹配前后协变量的平衡性检验结果

匹配方法	Pseudo R ²	LR 统计量	p 值	均值偏差（%）	中位数偏差（%）
匹配前	0.177	474.61	0	35.4	38.4
最近邻匹配（1:4）	0.011	31.26	0	6.7	5.8
最近邻匹配（1:1）	0.011	31.25	0	7.4	5.4
核匹配（0.05）	0.008	21.90	0.009	5.3	6.0
半径匹配（0.01）	0.010	30.20	0	6.0	4.7

为直观地考察未婚（对照组）和已婚（处理组）新业态劳动者在共同支撑范围内的匹配情况，图 2 展示了倾向得分匹配前后两组（最近邻匹配（1:4）为例）的核密度分布。匹配前，已婚和未婚群体的分布差异明显；匹配后，两组核密度曲线的重合度显著提高，表明匹配使两组分布更加一致。

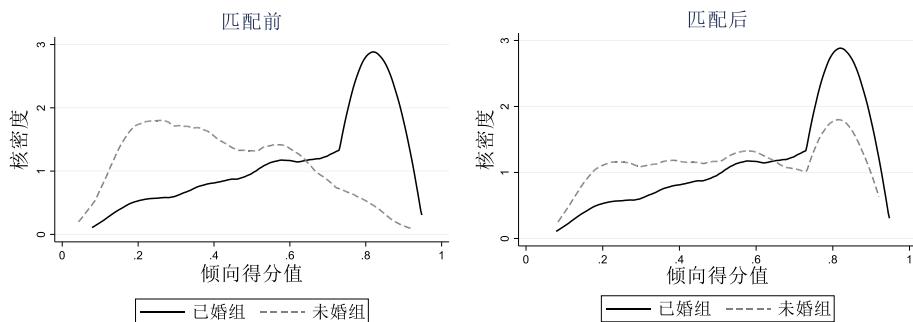


图 9：已婚和未婚的新业态劳动者匹配前后的核密度函数图

为了确保匹配结果的稳健性及估计结果的可信度，除了采用多种匹配方法进行共同支撑范围检验和平衡性检验以外，本文还使用 Rosenbaum Bounds 敏感性分析方法，评估未观测混杂因素的潜在影响（受限于篇幅，未展示结果），均得到处理效应具有稳健性。

（二）婚姻状况影响新业态劳动者养老保险偏好的分组效应

1. 主观风险评价水平的分组效应

为进一步检验婚姻状况在不同风险认知水平下对养老保险选择的差异，本文分别依据风险评价均值和熵值两项指标分组，并以五项均选“一般”的熵值水

平和风险评价均值的平均水平为基准线。

表 6 展示了婚姻状况在不同风险评价组别中对养老保险偏好的影响。研究发现，第一，婚姻状况在各个风险组别中都显著提升了新业态劳动者参与社会养老保险的概率，且这一促进效应在风险评价较低组更强，低风险评价均值组的显著系数区间为 0.226~0.310，低风险评价熵值组的显著系数区间为 0.260~0.276。表明风险感知整体较低且各维度风险感知较为均衡的已婚新业态劳动者更积极参与社会养老保险。第二，婚姻对商业养老保险投保的抑制效应仅在低风险评价均值和高风险评价熵值组中显著。其中，高风险评价熵值组的抑制系数范围为-0.048~-0.075，显著弱于低风险评价均值组 (-0.148~-0.251)。这说明，社会养老保险能基本满足低风险感知新业态劳动者的养老保障需求，婚姻对其商业养老保险投保的抑制效应更强；而对某类风险高度关注的新业态劳动者，其对商业养老保险仍有补充性保障需求，婚姻的抑制作用相对较弱。

表 6：不同风险评价分组下婚姻状况对养老保险偏好的平均处理效应

婚姻状况的平均处理效应 (ATE)	风险评价分组	最近邻匹配 (1:4)	最近邻匹配 (1:1)	核匹配 (0.05)	半径匹配 (0.01)
社会养老保险	高风险评价熵值组	0.178*** (3.55)	0.165*** (3.28)	0.174*** (4.27)	0.178*** (3.82)
	低风险评价熵值组	0.276** (2.35)	0.054 (0.32)	0.260*** (2.86)	0.070 (0.44)
	高风险评价均值组	0.136** (2.32)	0.111* (1.75)	0.150*** (3.09)	0.101* (1.76)
	低风险评价均值组	0.310*** (3.27)	0.132 (1.16)	0.278*** (4.04)	0.226** (2.44)
商业养老保险	高风险评价熵值组	-0.048 (-1.54)	-0.075** (-2.19)	-0.061** (-2.25)	-0.064** (-2.22)
	低风险评价熵值组	-0.099 (-1.17)	0.010 (0.08)	-0.083 (-1.36)	-0.008 (-0.08)
	高风险评价均值组	-0.021 (-0.52)	-0.008 (-0.17)	-0.029 (-0.88)	-0.006 (-0.18)
	低风险评价均值组	-0.167** (-2.45)	-0.233*** (-2.75)	-0.148*** (-3.31)	-0.251*** (-3.53)

2. 客观收入水平的分组效应

前文分析表明，婚姻通过客观收入水平显著影响新业态劳动者的养老保险偏好。因此，进一步探讨在收入水平分组下，婚姻状况对新业态劳动者养老保险偏好的处理效应差异。

表 7：不同收入水平分组下婚姻状况对养老保险偏好的平均处理效应

婚姻状况的平均处理效应 (ATE)	收入水平分组	最近邻匹配 (1:4)	最近邻匹配 (1:1)	核匹配 (0.05)	半径匹配 (0.01)
社会养老保险	高收入水平组	0.070 (1.31)	0.077 (1.31)	0.110** (2.48)	0.100* (1.93)
	低收入水平组	0.343*** (3.12)	0.133 (0.93)	0.339*** (3.76)	0.162 (1.44)
商业养老保险	高收入水平组	-0.036 (-1.04)	-0.053 (-1.40)	-0.032 (-1.06)	-0.039 (-1.24)
	低收入水平组	-0.201** (-2.40)	-0.305** (-2.52)	-0.169** (-2.58)	-0.331*** (-2.93)

从表 7 中可以看出，婚姻状况对新业态劳动者养老保险偏好的平均处理效应在不同收入水平组别中存在显著差异：第一，婚姻对社会养老保险的平均处理效应显著为正，相对于高收入组，低收入组的系数更显著且系数值更大，系数范围在 0.133~0.343 间。表明对低收入群体而言，婚姻具有更强的调节作用。第二，婚姻对商业养老保险的抑制作用仅在低收入水平组中显著且更强，系数范围在 -0.201~-0.331 间。表明在预算有限的背景下，已婚新业态劳动者更倾向于成本较低的社会养老保险，从而对商业养老保险形成“挤出效应”。而高收入群体的预算约束较小，婚姻的影响相对更弱。

3. 负债情况的分组效应

考虑到负债群体不小的占比（67%的新业态劳动者有不同程度的负债情况），且负债与否也会影响家庭的经济水平和风险评价，因此进一步估计是否负债条件下婚姻对养老保险偏好的平均处理效应。

表 8：是否负债分组下婚姻状况对养老保险偏好的平均处理效应

婚姻状况的平均处理效应 (ATE)	负债情况分组	最近邻匹配 (1:4)	最近邻匹配 (1:1)	核匹配 (0.05)	半径匹配 (0.01)
社会养老保险	负债组	0.101** (2.22)	0.101** (2.17)	0.108** (2.50)	0.101** (2.24)
	无负债组	0.373** (2.49)	0.196 (1.09)	0.361*** (3.17)	0.164 (0.99)
商业养老保险	负债	-0.059* (-0.059*)	-0.088*** (-0.088***)	-0.068** (-0.068**)	-0.076*** (-0.076***)

	组	(-1.90)	(-2.94)	(-2.47)	(-2.61)
	无负债组	-0.189 (-1.51)	-0.376** (-2.22)	-0.120 (-1.49)	-0.183 (-1.05)

从表 8 中有负债和无负债条件下的回归结果来看，首先，婚姻对社会养老保险偏好的正向影响在负债组更显著，在无负债组作用系数更高（最高为 0.373）。表明在财务状况相对稳健的家庭中，婚姻进一步强化了社会养老保险的制度性吸引力。其次，婚姻对商业养老保险的抑制效应在负债组更显著，但作用系数 (-0.059~-0.088) 小于无负债组，表明婚姻在新业态劳动者家庭资源配置中发挥协调作用，当财务状况较稳时，家庭更愿意通过社保实现养老目标，削弱对商业保险的边际需求；但当家庭背负债务时，虽然仍存在“替代效应”，但强度减弱，部分群体可能仍需商业保险作为必要补充保障手段以对冲潜在的财务不确定性。

4. 消费支出的分组效应

在受访的新业态劳动者中，18% 表示养老保险费用支出会带来经济支出压力，因此考虑消费支出分组下，婚姻对新业态劳动者养老保险偏好的影响。以消费支出均值为分界点区分高低消费支出组。

表 9：消费支出分组下婚姻状况对养老保险偏好的平均处理效应

婚姻状况的平均处理效应 (ATE)	消费支出分组	最近邻匹配 (1:4)	最近邻匹配 (1:1)	核匹配 (0.05)	半径匹配 (0.01)
社会养老保险	高消费支出组	0.153** (2.30)	0.116* (1.65)	0.077 (1.35)	0.145** (2.29)
	低消费支出组	0.272*** (3.15)	0.356*** (3.14)	0.269*** (4.65)	0.327*** (3.22)
商业养老保险	高消费支出组	-0.028 (-0.66)	0.003 (0.06)	-0.019 (-0.52)	-0.023** (-0.60)
	低消费支出组	-0.156** (-2.36)	-0.253** (-2.52)	-0.104*** (-2.69)	-0.186** (-2.28)

从表 9 的回归结果来看，婚姻对社会养老保险参保的促进效应在低消费支出组显著更高，系数为 0.269~0.356；婚姻对商业养老保险投保的抑制作用也在低消费支出组显著更强，系数为 -0.104~-0.253。表明在消费支出较低、资源较为有限的家庭中，婚姻关系也进一步强化了对基本养老保障的依赖与偏好。具

体而言，婚姻增强了低消费家庭对社会保障制度的响应意愿，同时受限于预算和消费习惯，压缩了对商业养老保险的边际需求。

综合分组的结果可得，婚姻状况对新业态劳动者养老保险偏好的平均处理效应具有显著异质性（验证了研究假设2）：低风险评价水平、低收入水平、无负债及低消费支出的新业态劳动者结婚后，参与社会养老保险的概率显著更高，参与商业养老保险的概率显著更低；在家庭财务和日常消费受限的组别中，这一效应更为显著；对于存在特定风险敏感性或负债压力的已婚新业态劳动者，商业养老保险的投保概率下降幅度相对较小。

(三) 内生性处理: 工具变量法

鉴于婚姻状况在影响新业态劳动者养老保险偏好时可能存在自选择偏误和潜在的内生性问题，本文采用工具变量法（IV）进行内生性检验。已有研究表明，性别比可作为婚姻状况的有效工具变量，通过改变婚姻市场的供需结构，影响个体的婚姻概率（Angrist, 2002）。本文选取新业态劳动者户籍所在地区20~35岁适婚人口的性别比（sex_ratio）作为婚姻状况的工具变量，原因如下：一是地区适婚年龄段人口的性别比直接影响婚姻市场的匹配概率与个体结婚可能性。当地区性别比失衡（如男性过剩）时，婚姻市场中存在显著的“婚姻挤压”效应，反之则可能提高结婚概率（陈卫等, 2024），满足工具变量的相关性要求。二是地区适婚性别比作为地区层面的人口结构性变量，属于外部环境冲击，不受新业态劳动者个体养老保险参与决策影响，仅通过影响其婚姻状况间接作用于养老保险参与行为，与被解释变量无直接联系，满足工具变量的外生性要求。

表 10: 基准回归与工具变量回归比较分析

常数项		0.576*** (0.174)		0.600*** (0.168)	-3.752*** (0.555)	-0.073 (0.082)	-3.288** (0.513)	-0.021 (0.079)
N	1948	1948	1948	1948	1948	1948	1948	1948
R ²	0.188		0.188		0.095		0.093	
F 值		12.291		11.656		12.291		11.656
Durbin-Wu-Hausman		拒绝原假设		拒绝原假设		无法拒绝原假设		无法拒绝原假设

基于上述设定，本文将地区适婚性别比作为工具变量引入模型，估计结果见表 10（模型 2 和模型 4）。IV 回归结果显示，婚姻对新业态劳动者社会养老保险参与的促进作用显著增强，表明基准回归存在向下偏误，低估了婚姻对社会养老保险的促进作用。相反，在商业养老保险的 IV 估计中，婚姻状况的估计系数由负转正且不显著，表明基准回归可能高估了婚姻对商业养老保险投保的抑制作用。此外，对于两种风险评价指标，仅风险评价熵值水平对商业养老保险的影响系数显著为正，均值水平系数都不显著，突显风险认知结构影响商业养老保险偏好的重要性。第一阶段回归的 F 值均大于 10，满足工具变量相关性检验。Durbin-Wu-Hausman 检验结果显示，社会养老保险的工具变量回归有效解决了内生性问题，而商业养老保险模型的内生性不显著，说明商业养老保险的 Logit 基准回归结果相对稳健。

（四）婚姻状况影响养老保险偏好的中介机制分析

为检验婚姻通过家庭“收入约束-风险共担”路径影响新业态劳动者养老保险偏好的中介机制，基于因变量的有序分类特征和中介机制较为复杂的路径构成，本研究采用广义结构方程模型（GSEM）整合非线性效应检验、内生性校正与有序离散因变量建模。

1. 模型设定

模型包含三条路径：公式（1）通过工具变量（地区性别比）进行内生性校正；公式（2）为婚姻状况对收入水平的非线性效应；公式（3）为婚姻状况对风险评价的线性效应；公式（4.1）和公式（4.2）分别为收入水平、风险评价及婚姻状况对社会养老保险选择的有序 Logit 效应和二元 Logit 效应。控制变量包括消费支出、负债情况及新业态劳动者的基本特征、工作情况和参保意愿层面的变量。

$$\text{logit}(P(\text{marriage} = 1)) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{sex_ratio} + \sum_c \alpha_c \cdot \text{controls} + \epsilon_1 \quad (1)$$

$$\text{income} = \beta_{10} + \beta_{11} \cdot \text{marriage} + \sum_c \beta_{1c} \cdot \text{controls} + \epsilon_2 \quad (2)$$

$$risk = \beta_{20} + \beta_{21} \cdot marriage + \sum_c \beta_{2c} \cdot controls + \epsilon_3 \quad (3)$$

$$\begin{aligned} logit(P(Y \leq k)) &= \gamma_{0k} + \gamma_1 \cdot income + \gamma_2 \cdot risk + \gamma_3 \cdot marriage + \\ &\sum_c \gamma_c \cdot controls + \epsilon_4 \end{aligned} \quad (4.1)$$

$$\begin{aligned} logit(P(Y = 1)) &= \pi_{0k} + \pi_1 \cdot income + \pi_2 \cdot risk + \pi_3 \cdot marriage + \\ &\sum_c \pi_c \cdot controls + \epsilon_5 \end{aligned} \quad (4.2)$$

其中 $marriage=1$ 表示已婚状态； $risk$ 为风险评价，分别由 $risk_score$ 、
 $average_risk$ 及 $risk_var2$ 表示。 $controls$ 为控制变量集合， α_c 、 β_{1c} 、 β_{2c} 、 γ_c 、 π_c
为其系数。 $Y \leq k$ 表示养老保险选择的有序分类结果（在社会养老保险参与决策中
 $k=0,1,2$ ）。 γ_{0k} 为类别 k 的截距项。

2. 中介效应分析

表 11：收入水平与风险评价的中介效应检验

	社会养老保险		商业养老保险	
	风险评价 熵值	风险评价 均值	风险评价熵值	风险评价 均值
婚姻→保险（直接效应 c'）	0.519*** (0.108)	0.507*** (0.108)	-0.452*** (0.136)	-0.459*** (0.136)
婚姻→收入水平（a1）	-0.506*** (0.096)	-0.506*** (0.096)	-0.506*** (0.096)	-0.506*** (0.096)
婚姻→风险评价水平（a2）	-0.011*** (0.003)	-0.270*** (0.052)	-0.011*** (0.003)	-0.270*** (0.052)
婚姻→风险评价方差（a3）	0.172*** (0.031)	0.172*** (0.031)	0.172*** (0.031)	0.172*** (0.031)
收入水平→保险（b1）	-0.147*** (0.035)	-0.142*** (0.035)	0.197*** (0.045)	0.193*** (0.045)
风险评价→保险（b2）	-0.867 (0.803)	-0.085* (0.047)	2.833** (1.106)	0.071 (0.059)
风险评价方差→保险（b3）	0.208** (0.90)	0.205** (0.090)	0.200* (0.104)	0.180* (0.101)
间接效应 1（a1*b1）	0.074*** (0.024)	0.072*** (0.023)	-0.100*** (0.030)	-0.097*** (0.029)

间接效应 2 (a2*b2)	0.010 (0.009)	0.023* (0.014)	-0.032** (0.016)	-0.019 (0.016)
间接效应 3 (a3*b3)	0.036** (0.017)	0.035** (0.017)	0.035* (0.019)	0.031* (0.019)
总效应 (a1*b1+a2*b2+a3*b3+c')	0.639*** (0.111)	0.637*** (0.111)	-0.549*** (0.137)	-0.544*** (0.136)

续表：

	社会养老保险		商业养老保险	
	风险评价 熵值	风险评价 均值	风险评价熵值	风险评价 均值
收入水平的中介效应占比	0.116*** (0.039)	0.113*** (0.038)	0.181*** (0.064)	0.179*** (0.064)
风险评价的中介效应占比	0.015 (0.015)	0.036 (0.022)	0.058* (0.032)	0.035 (0.032)
风险评价方差的中介效应占比	0.056** (0.027)	0.055** (0.027)	-0.063 (0.040)	-0.057 (0.038)
Log-likelihood	-4630.420	-10091.171	-3910.006	-9374.577
AIC	9424.840	20346.342	7982.012	18911.153
BIC	9881.954	20803.456	8433.551	19362.693
Bootstrap (1000) 间接效应 1	0.074*** (0.025)	0.072*** (0.024)	-0.100*** (0.031)	-0.097*** (0.031)
Bootstrap (1000) 间接效应 2	0.010 (0.010)	0.023 (0.015)	-0.032* (0.017)	-0.019 (0.017)
Bootstrap (1000) 间接效应 3	0.036* (0.018)	0.035* (0.018)	0.035* (0.020)	0.031 (0.019)

表 11 基于广义结构方程的中介效应模型检验婚姻状况对养老保险参与的影响机制，重点关注收入水平和风险评价在婚姻与两类养老保险之间的中介作用。结果显示，婚姻主要通过收入水平和风险评价中介路径产生间接效应：一方面，婚姻对收入水平的影响显著为-0.506，即已婚新业态劳动者的收入水平低于未婚者。较低的收入水平限制了其商业养老保险的支付能力，使已婚新业态劳动者在面临预算约束和未来收入不确定性的情况下，更加依赖社会养老保险以应对家庭养老需求和潜在风险。另一方面，婚姻对风险评价均值的影响(系数为-0.270)大于对风险评价熵值(系数为-0.011)，这一现象说明，婚姻通过家庭内部的风险共担机制能够降低新业态劳动者的整体风险焦虑。同时，婚姻还显著提高了风险评价方差(系数为 0.172)，表明婚后的家庭结构对不同类型

风险的感知差异扩大，对特定风险更为敏感，进而产生补充商业养老保险的需求。从中介效应分解看，收入路径贡献最大（11.3%~18.1%），是婚姻影响养老保险选择的核心渠道。风险评价方差次之（5.5%~6.3%），风险评价均值贡献较小（1.5%~5.8%，且多不显著）。Bootstrap 检验结果一致，说明婚姻促进社会养老保险参与主要源于收入路径，而风险结构的复杂化进一步增强了这一作用。

五、结论及政策建议

在平台经济迅速发展、劳动用工关系不断演化的背景下，新业态劳动者的养老保障问题日益凸显，成为当前社会保障体系改革的关键议题。婚姻作为影响家庭结构与风险分担的重要因素，在个体养老保险决策中具有独特作用。

本文得出以下研究结论：第一，婚姻状况是影响新业态劳动者养老保险选择的重要因素。已婚者参与社会养老保险的概率显著提高，投保商业养老保险的倾向则受到显著抑制。第二，婚姻状况的影响存在显著异质性。婚姻对社会养老保险参与的促进效应，在低风险评价水平、低收入、无负债和低消费群体中更为显著；对商业养老保险的抑制效应，则在风险熵值较高、均值较低的群体中更为突出。第三，婚姻状况通过“收入约束-风险共担”双重路径对养老保险偏好产生非对称中介效应。一方面，婚姻压缩了新业态劳动者的可支配收入，削弱了商业养老保险的购买能力，强化对社会养老保险的依赖；另一方面，婚姻通过家庭风险共担机制降低了风险感知水平，抑制对商业养老保险的需求。但由于家庭风险关注的多样性提升，部分已婚群体仍表现出对商业养老保险的补充性需求。

本研究探讨了婚姻状况对养老保险偏好的直接影响，并区分了其对社会养老保险和商业养老保险影响的异质性；同时通过中介效应检验，解析了婚姻状况影响养老保险偏好的传导路径。研究结果为从婚姻与家庭管理视角理解养老保险决策提供实证依据，也对多层次养老保险体系优化提供方向。

第一，将婚姻状况纳入参保识别体系，增强社会养老保险政策精准性。当前新业态劳动者参保意愿存在显著的群体差异，研究发现，已婚劳动者在养老保障方面更具责任意识，参保意愿普遍更强。建议在制度识别体系中引入婚姻状况指标，将其作为政策精准投放的重要依据，纳入参保激励机制中，针对已婚劳动者在婚后首次参保，提供一次性缴费补贴、延期缴费便利等差异化政策安排，提升参保吸引力。同时，探索建立夫妻联合参保机制，允许配偶间共享缴费年限、互通积分权益等，推动家庭层面共同承担养老责任，增强制度粘性。

第二，构建灵活缴费机制，提升社会养老保险制度包容性。新业态劳动者就业流动性强、收入不稳定，传统固定缴费模式难以有效覆盖低收入或家庭负担重的群体。建议在制度层面设立更适合新业态劳动者的基础性参保底线，引入更具弹性的缴费机制，如月度小额分期、按订单收入自动扣缴、灵活调整缴费周期等方式，降低持续缴费门槛。对暂时失业或经济困难者，探索“延期缴费+信用补缴”机制，支持其后期补缴，避免保障中断，提升制度的包容性和韧性。

第三，推动商业养老保险产品家庭化转型，增强保障多样性。婚姻结构的

变化影响了家庭的养老规划方式，也对商业养老保险产品提出更高适配性要求，部分家庭因风险认知不足或经济能力有限，在商业养老保险参与方面表现出较强抑制效应。建议引导保险机构开发更具家庭导向性的产品，如夫妻共同参保的组合型养老保险、可根据家庭生命周期调整保障额度与期限的组合型保险方案等。同时，引入婚姻状况和家庭风险关注识别和评估体系，推动保险公司依据风险关注程度为家庭个体精准匹配保障方案，实现从个体保险向“家庭整体保障包”转型，增强商业养老保险的吸引力和补充性。

参考文献

- [1] 蔡继明, 2024 年, 走出灵活就业社保困境的路径选择,《社会保障评论》, 第 8 卷, 第 1 期, 33-45 页。
- [2] 陈建伟, 2024 年, 加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障,《人民论坛》, 第 12 期, 38-41 页。
- [3] 陈卫, 欧阳柏慧, 2024 年, 中国女性平均初婚年龄到底推迟了多少? ,《人口研究》, 第 48 卷, 第 6 期, 18-32 页。
- [4] 陈卫, 欧阳柏慧, 刘金菊, 2024 年, 婚姻挤压对初婚年龄的影响,《人口学刊》, 第 46 卷, 第 6 期, 36-48 页。
- [5] 邓翔, 朱海华, 路征, 2018 年, 劳动力流动与工资收入差距:理论和实证分析,《人口研究》, 第 42 卷, 第 4 期, 39-50 页。
- [6] 果臻, 杨柳清, 梁海俐等, 2023 年, 中国男性婚姻挤压的态势与特征——基于第七次全国人口普查数据的分析,《人口研究》, 第 47 卷, 第 6 期, 91-106 页。
- [7] 李干, 董保华, 2024 年, 从“单雇主”到“无雇主”:新业态社会保险参缴机制的困境与革新,《保险研究》, 第 10 期, 88-98 页。
- [8] 李海舰, 赵丽, 2023 年, 数字经济时代大型平台企业新业态从业人员的劳动权益保障,《改革》, 第 1 期, 95-108 页。
- [9] 李晓曼, 孙伟航, 2021 年, 家庭特征、异质性工作经历与平台就业者社会保险参与:来自全职外卖骑手的证据,《中国劳动研究》, 79-102 页。
- [10] 刘桂莲, 2023 年, 数字平台劳动者就业身份认定及社会保障权益实现路径,《国际经济评论》, 第 1 期, 114-130+7 页。
- [11] 孙悦, 2025 年, 婚姻匹配视角下中国再婚特征研究,《人口研究》, 第 49 卷, 第 3 期, 98-112 页。
- [12] 田孟, 2023 年, 通过婚姻的养老:家庭政治变迁与农村养老责任的代际重构——基于晋西南 F 村丧偶老年人的调查,《社会科学研究》, 第 2 期, 117-126 页。
- [13] 王琎, 吴卫星, 2014 年, 婚姻对家庭风险资产选择的影响,《南开经济研究》, 第 3 期, 100-112 页。
- [14] 王晓全, 阎建军, 贾昊文等, 2020 年, 婚姻对家庭人身保险需求的影响——基于中国家庭金融调查(CHFS)的实证研究,《金融评论》, 第 12 卷, 第 6 期, 96-107+123-124 页。
- [15] 王智波, 李长洪, 2016 年, 好男人都结婚了吗?——探究我国男性工资婚姻

溢价的形成机制，《经济学（季刊）》，第15卷，第3期，917-940页。

[16] 薛惠元，万诗雨，2022年，灵活就业人员参加城乡居民基本养老保险兜底措施研究，《保险研究》，第2期，79-98页。

[17] 严妮，黎桃梅，周雨等，2020年，新就业形态下平台经济从业者社会保险制度探析，《宏观经济管理》，第12期，69-76+84页。

[18] 曾益，陆颖，李殊琦等，2024年，新业态从业人员参加养老保险的成本收益与收入再分配效应——基于共同富裕视角，《财贸研究》，第35卷，第2期，1-14页。

[19] 赵建国，周德水，2020年，灵活就业流动人口的养老保险覆盖率及其收入效应，《社会保障评论》，第4卷，第2期，29-42页。

[20] 赵青，2024年，新业态从业人员社会保险参保选择及其影响因素：一项基于配送骑手和快递员群体的调查，《社会保障评论》，第8卷，第3期，57-74页。

[21] 郑秉文，2022年，职工基本养老保险全国统筹的实现路径与制度目标，《中国人口科学》，第2期，2-16+126页。

[22] Angrist J., 2002, "How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation", *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3): 997-1038.

[23] Bieber F., Moggia B., 2020, "Risk Shifts in the Gig Economy: The Normative Case for an Insurance Scheme against the Effects of Precarious Work", *Journal of Political Philosophy*, 29(3):281-304.

[24] Chiteji N. S., Hamilton D., 2006, "Family Connections and the Black-white Wealth Gap among Middle-class Families", *Review of Black Political Economy*, 33(4):27-50.

[25] De Stefano V., 2016, "The Rise of the "Just-in-time Workforce": On-demand Work, Crowdwork, and Labor Protection in the Gig-economy", *Comparative Labor Law & Policy Journal*, 37(3):471-504.

[26] Foster L., 2015, "Young People and Attitudes towards Pension Planning", *Social Policy and Society*, 16(1):65-80.

[27] Osińska M., 2025, "Economic Challenges and Young Adults: Perspectives from Germany, Poland and Czechia", *Taylor & Francis*.

[28] Persson P., 2018, "Social Insurance and the Marriage Market", *Journal of Political Economy*, 126(2): 587-625.

[29] Stewart A., Stanford J., 2017, "Regulating Work in the Gig Economy: What Are the Options?", *The Economic and Labour Relations Review*, 28(3): 420-437.

[30] Wood A. J., Graham M., Lehdonvirta V., Hjorth I., 2019, "Good Gig, Bad Gig: Autonomy and Algorithmic Control in the Global Gig Economy", *Work, Employment and Society*, 33(1):56-75.

Zissimopoulos J., Karney B. R., 2013, "Marital Histories and Economic Well-being", *Demography*, 50(3): 959-986.



4

医疗与长护险

城乡居民大病保险对向下代际支持的影响 ——基于经济支持和服务支持的研究

杜霞、王治¹

摘要：

在人口老龄化与家庭结构小型化的背景下，完善社会正式风险分担和家庭非正式风险分担机制是缓解家庭医疗经济负担的重要途径。本文利用中国健康与养老追踪调查数据，运用交错差分法研究城乡居民大病保险对家庭向下代际经济支持和服务支持的影响，并进一步探究完善多层次医疗保障体系，优化家庭代际资源配置的渠道。研究结果表明，城乡居民大病保险显著提高家庭向下代际经济支持和服务支持。并且，该影响会因父母或子女年龄、婚姻状况和居住地区而存在异质性。机制分析表明，城乡居民大病保险主要通过改善居民健康状况，促进代际向下经济支持，增强老年人隔代照料动机。因此，有必要重点完善特定老年群体的风险分担机制，在人口流动背景下促进异地医保的衔接，畅通大病保险优化家庭资源配置的路径。

关键词：城乡居民大病保险，代际经济支持，代际服务支持，健康机制

一、引言

人口老龄化问题为我国养老事业和医疗卫生服务的发展带来了巨大的挑战。近年来，我国医疗卫生负担逐步加重，医疗需求持续上涨、医疗资金分配不均等问题导致了医疗资源供需矛盾日益突出。同时与年龄相关的慢性病呈现加速蔓延趋势，我国 65 岁及以上的老年人慢性病患病率从 2008 年的 46.78% 上涨到 2018 年的 62.33%。²人口结构和疾病谱的改变推动了我国家庭结构的演变，2020 年第七次人口普查数据显示，平均每个家庭户的人口为 2.62 人，比 2010 年的 3.10 人减少 0.48 人。在人口老龄化与家庭结构小型化、核心化的趋势下，传统大家庭的

¹ 杜霞，南开大学金融学院风险管理与保险学系讲师。王治，北京大学经济学院保险系硕士。

² 数据来源：《2023 中国卫生健康统计年鉴》，

https://www.nhc.gov.cn/mohwsbwstjxxzx/tjtjn/202501/8193a8edda0f49df80eb5a8ef5e2547c/files/1740022743894_10341.pdf。

非正式保障力度逐步下降，家庭网络内的代际经济、服务与情感等支持和联络体系也呈现多元动态变化。如何在社会结构性变化下缓解家庭养老和医疗压力，合理分配家庭经济资本和人力资本，平衡代际资源供需已经成为亟待解决的社会难题。

我国构建以基本医疗保险为主体，医疗救助为托底，商业健康保险、医疗互助等为补充的多层次医疗保障体系，更好地满足了家庭多元化医疗需求，有效缓解了家庭医疗支出压力。为进一步提高医疗保障水平，缓解因病致贫、因病返贫等问题，2012年8月国务院六部门下发的《关于开展城乡居民大病保险工作的指导意见》，对符合规定的高额医疗费用给予进一步保障。¹截至2023年，城乡居民大病保险报销惠及1156万人，人均减负7924元。²为厘清医疗保险与家庭代际支持的关系，本文以城乡居民大病保险政策试点为切入点，聚焦于父代对子代提供的经济和服务支持，进一步明确城乡居民大病保险对代际向下支持的影响及其影响机制，从而在当前人口结构变化和家庭网络重构的背景下，促进家庭代际资源的有效分配，构建“社会风险共担、家庭补充保障”的现代化风险管理体系。

二、文献综述

人口老龄化问题使得个体养老压力和医疗负担逐步加重，对家庭经济的稳定性造成了一定冲击。根据实施主体的不同，可以将个体应对风险的工具分为以家庭支持为代表的非正式风险分担方式和以保险为代表的正式风险分担方式（尚燕等，2024）。家庭成员间相互提供经济支持和服务支持（Widmer et al., 2013），形成紧密联系的家庭网络，在社会治理和风险管理中具有重要的作用（杜霞和姚奕，2021）。作为多层次医疗保障体系中重要的组成部分，城乡居民大病保险在提高居民健康状况、稳定家庭经济水平方面具有显著的效应（黄家林等，2022）。大病保险可以在一定程度上分担个人的医疗花费和债务负担（臧文斌等，2012；Kranker, 2016；朱铭来等，2017），有效减轻因重大疾病带来的医疗支付压力（Alessandra & Mariacristina, 2004；Cao et al., 2023），减少家庭财富的波动风险（Zhang et al., 2010），从而维持个人和家庭经济的稳定性。

尽管已有较多文献对医疗保险改善个体健康福利、稳定家庭经济的重要作用进行了深入探讨，但文献对于医疗保险对家庭代际支持的影响并没有达成共识。从理论上来说，医疗保险等正式风险分担制度具有强制执行力，能够有力提高风险覆盖率和社会福利，从而实现完美的风险分担（Charness & Genicot, 2009）。但也有学者发现，正式风险分担制度会破坏非正式风险分担的信任基础，并过度挤出该类风险分担方式，反而导致风险覆盖率和整体社会福利的下降（林莞娟等，2014）。一方面公共转移支付的增加对私人转移支付产生“替代”和“挤出”效应（Bernheim et al., 1986），保险等正式风险分担措施降低了老年人对家庭风险分担的依赖性，从而会降低由交易动机而产生的代际支持等非正式风险分担（Cox, 1987）。郭云南和王春飞（2016）的研究也表明，新农合与宗族互助、家庭支持形

¹ 《关于开展城乡居民大病保险工作的指导意见》发改社会[2012]2605号，
https://www.gov.cn/gzdt/2012-08/31/content_2214223.htm。

² 数据来源：2024年国家医保局统计数据，
https://www.nhsa.gov.cn/art/2025/3/21/art_7_16054.html。

成替代效应，在正式制度相对缺位的农村地区，非正式组织在风险分担中发挥更为重要的作用。另一方面，父母通过隔代照料、向下经济支持等方式分担子女抚养压力，提高年轻子女劳动力供给，促进家庭人力资本和经济资源积累（耿志祥和孙祁祥，2023；Wang & Cheng, 2024）。对于老年人来说，向子女提供经济支持或服务支持（照护孙子女），既是一种消费行为，也是一种投资、储蓄行为（宋佳莹等，2023）。因此，保险等正式风险分担措施会降低老年人的经济压力和劳动供给时间，进一步“挤入”由利他动机而产生的代际支持（Barro, 1974；Becker, 1974）。

就代际支持的方向而言，部分学者认为医疗保险提高了老年人健康资本，缓解了家庭经济压力，增加了老年人的可支配资源，从而提高了其向子女提供向下降代际支持的能力（夏传玲，2007；刘西国，2015），同时也降低了子女对父母的代际医疗费用支付水平（于大川，2016）。也有学者认为医疗保险释放了老年人的医疗需求，反而提高了代际向上经济支持需求（胡宏伟等，2012）和代际医疗照料支持水平（于大川，2016）。

综上所述，既有文献大多探究医疗保险等社会保障措施对家庭代际支持的影响，但对于二者之间的因果关系及其背后的影响机制并没有形成统一的结论。本文以城乡居民大病保险政策的实施为切入点，探究其对家庭向下代际支持的影响和影响机制。本文的边际贡献如下：从理论角度来看，已有文献大多讨论子代对父代的向上代际支持与医疗保险、养老保险等正规风险分担机制之间的关系，但并未过多关注父代对子代的经济和服务支持，对父代的社会价值、家庭贡献和福利溢出效应等没有进行充分的讨论。本文构建理论和实证模型探讨城乡居民大病保险对家庭代际向下支持的影响，弥补了已有文献的不足。此外，本文将城乡居民大病保险政策试点作为准自然实验，采用交错差分法来解决内生性问题，更为清晰准确地识别因果关系。从实践角度来看，本文从父代和子代年龄、婚姻以及居住地等方面综合分析城乡居民大病保险对代际向下支持的异质性影响，并从父代健康水平改善的角度深入分析城乡居民大病保险对向下降代际支持的影响机制，为城乡居民大病保险的完善和家庭资源配置的进一步优化提供科学依据。

三、理论模型

Grossman (1972) 提出的健康管理模型将健康作为一种重要的人力资本，健康资本的投入能够产生效用并影响家庭决策。考虑到家庭内部存在交换动机和互惠动机（Künemund & Rein, 1999），个体能够从对家庭成员的经济支持或服务支持中获取效用。因此，本文构建个体效用最大化模型考察城乡居民大病保险对个体向下降代际支持的影响。参照陈璐等（2016）的模型假设，本文假设个体效用来源于个体健康、其他消费品以及对子女家庭的价值贡献；并且，个体将有限的经济资源分配于消费、健康以及家庭内部经济支持，将有限的时间资源分配于工作、闲暇、健康以及家庭内部服务支持。即：

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= u(H_t) + v(C_t) + x(K_t) \\ \text{s.t. } Y_t &= \omega_t(\theta - T_t^H - T_t^C - T_t^S) \geq P_M M_t + P_J J_t + Z_t \\ \theta - T_t^H - T_t^C - T_t^S &\geq 0 \end{aligned}$$

其中， H_t 代表个体在 t 期的健康水平， C_t 为个体在 t 时期的其他消费品，而 K_t 则表示个体为子女家庭提供向下支持带来的价值贡献。个体将有限的时间 Θ 分配于锻炼等健康投入 (T_t^H)、闲暇等其他消费投入 (T_t^C)、为子女家庭提供服务支持 (T_t^S) 以及工作。 Y_t 为个体工作收入， ω_t 为工资率。有限的经济资源将被分配于购买价格为 P_M 的健康服务 M_t ，购买价格为 P_J 的其他消费服务 J_t ，以及向子女家庭提供向下经济支持 Z_t 。

构造拉格朗日函数：

$$\mathcal{L} = u(H_t) + v(C_t) + x(K_t) + \lambda_1[\omega_t(\Theta - T_t^H - T_t^C - T_t^S) - P_M M_t - P_J J_t - Z_t] + \lambda_2(\Theta - T_t^H - T_t^C - T_t^S)$$

对上式中 T_t^H 、 T_t^C 、 T_t^S 、 M_t 、 J_t 、 Z_t 求一阶导数可得

$$\lambda_1 = \frac{1}{P_M} \frac{\partial u}{\partial M_t} = \frac{\partial x}{\partial Z_t} \quad (1)$$

$$\lambda_1 \omega_t + \lambda_2 = \frac{\partial u}{\partial T_t^H} = \frac{\partial x}{\partial T_t^S} \quad (2)$$

健康保险为居民提供医疗服务价格补贴，能够减轻个体医疗支付压力，释放家庭经济流动性（Liao et al., 2022；李乐乐和王曦，2024），增加个体对医疗服务的利用水平（王稳和孙晓珂，2020；黄家林等，2022；朱铭来等，2025），提高老人健康资本（赵为民，2020；黄家林和傅虹桥，2021）。本文将进一步探讨健康投入时间 T_t^H 、健康服务利用 M_t 与个体向下代际支持 (T_t^S 、 Z_t) 之间的关系。

(1) 式进一步对 Z_t 求导，

$$\frac{\partial^2 u}{\partial M_t \partial Z_t} = P_M \frac{\partial^2 x}{\partial Z_t^2}$$

因此，

$$\frac{\partial Z_t}{\partial M_t} = \frac{\partial^2 u / \partial M_t^2}{\partial^2 u / \partial M_t \partial Z_t} = \frac{\partial^2 u / \partial M_t^2}{P_M \partial^2 x / \partial Z_t^2} > 0$$

即，城乡居民大病保险在提高居民医疗服务利用率的同时，能够进一步提高个体对子女提供的向下经济支持。

同理，(2) 式对 T_t^S 求导后可推断：

$$\frac{\partial T_t^S}{\partial T_t^H} = \frac{\partial^2 u / \partial T_t^H^2}{\partial^2 u / \partial T_t^H \partial T_t^S} = \frac{\partial^2 u / \partial T_t^H^2}{\partial^2 x / \partial T_t^S^2} > 0$$

即，城乡居民大病保险在提高居民健康意识和健康投入时间的同时，能够进一步提高个体对子女提供的服务支持。

根据上述理论假设，本文将城乡居民大病保险政策实施作为准自然实验，研究城乡居民大病保险如何影响家庭向下代际经济支持和服务支持，并从健康角度

进一步探究城乡居民大病保险影响代际经济支持的机制，从而揭示城乡居民大病保险对家庭内部支持模式的塑造作用。这不仅丰富了我们对城乡居民大病保险政策效果的理解，也为进一步完善多层次医疗保障体系提供了理论依据。

四、数据及变量

本文选取“中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)”数据研究父母参与城乡居民大病保险对于家庭代际支持的影响。2011年、2013年、2015年和2018年对全国28个省、近125个市的45岁及以上的居民展开多轮微观追踪调查，调查内容主要包括个体基础信息、健康状况、医疗保险、退休和养老金、收入和支出以及家庭人口结构、家庭特征等信息。因此CHARLS数据能够很好地将样本中老年父母与中年子女匹配起来，并提供家庭中代际转移支付和服务支持信息，从而满足本文的研究需求。本文仅保留CHARLS数据库中有成年子女的样本。在处理缺失值和缩尾处理极端值后，最终选取数据库中13340条样本进行研究。

本文聚焦于家庭间的代际向下支持，研究父母参加城乡居民大病保险后对子女的向下经济支持和服务支持的动态变化及其影响机制。因此，本文的被解释变量为：老人对子女的经济支持(*eco_support_d*, *eco_support*)以及老人对孙子女的照护服务支持(*care_support_d*, *care_support*)，被解释变量分别来源于问卷中“过去一年，您和您的配偶给您的孩子多少经济支持”，以及“过去一年，您和您的配偶大约每周花多少时间来照看孙子女”这两个问题。由于样本中经济支持金额和照护时长的方差较大，为降低数据的波动性，本文对被解释变量进行了对数化处理。参照已有文献（蔡伟贤等，2021；陈莹等，2023），本文进一步选择个体特征（年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、年收入、是否退休、是否吸烟、是否喝酒、是否患有慢性病、自评健康状况、医疗费用、社交状况¹等）、家庭特征（子女数量、孙子女数量等）作为控制变量。变量定义见表1。

变量定义

表1：

被解释变量	定义
<i>eco_support_d</i>	受访者及配偶是否对子女提供经济支持（是=1，否=0）
<i>eco_support</i>	受访者及配偶对子女提供经济支持的金额（单位：元）
<i>care_support_d</i>	受访者及配偶是否照护孙子女（是=1，否=0）
<i>care_support</i>	受访者及配偶对孙子女的每周照护时长（单位：小时）
控制变量	定义
<i>age</i>	年龄（单位：岁）

¹ 依照CHARLS数据库中调查问卷所定义的，社交分为：“串门或跟朋友交往”、“打麻将、下棋、打牌、去社区活动室”、“无偿向与您不住在一起的亲人、朋友或者邻居提供帮助”、“去公园或者其他场所跳舞、健身、练气功等”、“参加社团组织活动”、“志愿者活动或者慈善活动”、“无偿照顾与您不住在一起的病人或残疾人”、“上学或者参加培训课程”、“炒股（基金及其他金融证券）”、“上网”、“其他社交活动”。

<i>gender</i>	性别（男性=1，女性=0）
<i>marriage</i>	婚姻状况（结婚=3，离婚=2，鳏夫/寡妇=1，单身=0）
<i>education</i>	学历（大学及以上=4，高中=3，初中=2，小学=1，文盲=0）
<i>income</i>	个体上一年的年收入（单位：元）
<i>retirement</i>	是否退休（是=1，否=0）
<i>smoke</i>	是否吸烟（是=1，否=0）
<i>drink</i>	是否喝酒（是=1，否=0）
<i>chronic</i>	是否有慢性病（是=1，否=0）
<i>health</i>	自评健康（很好=2，一般=1，差=0）
<i>medical</i>	个体上一年的医疗费用（单位：元）
<i>activity</i>	是否进行社交（是=1，否=0）
<i>child</i>	家庭子女数量
<i>grandchild</i>	家庭孙子女数量

自 2012 年起，城乡居民大病保险政策在青海、山东、陕西等省份陆续开始试点，其保险资金来源于城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗保险¹基金。因此本文将政策试点城市中所有的城乡居民医保参保者作为城乡居民大病保险参保人，其他样本则作为非城乡居民大病保险参保人，对两组样本分别做变量描述性统计，统计结果如表 2 所示。对比两组样本均值可以初步推断，城乡居民大病保险参保组的代际向下经济支持金额和服务支持时长均高于非参保组。但由于子女的经济条件、工作情况、兄弟姐妹数量、以及老年人经济状况和健康因素等都对代际支持有着不同程度的影响（黄庆波等，2018），因此本文需要将城乡居民大病保险政策的实施作为准自然实验，进一步排除混杂因素的影响，从而更清晰地识别城乡居民大病保险与父母代际向下支持的因果关系。除此之外，城乡居民大病保险参保组中老年人的客观健康指标（*chronic*，是否患有慢性病）和主观健康指标（*health*，自评健康状况）均好于非城乡居民大病保险参保组，本文也将以此为切入点对城乡居民大病保险影响代际向下支持的机制进行深入研究。

变量描述性统计

表 2：

变量	城乡居民大病保险参保人 (N=6814)				非城乡居民大病保险参保人 (N=6512)			
	均值	标准差	<i>Min</i>	<i>Max</i>	均值	标准差	<i>Min</i>	<i>Max</i>
<i>eco_support_d</i>	0.256	0.436	0	1	0.143	0.350	0	1
<i>eco_support</i>	405.8	1,142	0	8,000	280.4	998.4	0	8,000

¹ 2016 年《国务院关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》（国发〔2016〕3 号）中将城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗保险两项制度合并为城乡居民基本医疗保险，以下统一简称为“城乡居民医保”。https://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/12/content_10582.htm

<i>care_support_d</i>	0.457	0.498	0	1	0.453	0.498	0	1
<i>care_support</i>	45.43	77.20	0	336	38.90	68.95	0	336
<i>age</i>	64.91	8.413	42	95	60.65	8.391	41	92
<i>gender</i>	0.478	0.500	0	1	0.419	0.493	0	1
<i>marriage</i>	2.535	0.841	0	3	2.608	0.790	0	3
<i>education</i>	1.163	1.019	0	4	1.097	1.014	0	4
<i>income</i>	2,017	7,427	0	100,000	702.2	4,156	0	120,000
<i>retirement</i>	0.818	0.386	0	1	0.665	0.472	0	1
<i>smoke</i>	0.265	0.441	0	1	0.236	0.425	0	1
<i>drink</i>	0.314	0.464	0	1	0.306	0.461	0	1
<i>chronic</i>	0.659	0.474	0	1	0.754	0.431	0	1
<i>health</i>	0.778	0.736	0	2	0.690	0.725	0	2
<i>medical</i>	102.4	918.6	0	30,000	88.94	1,277	0	68,622
<i>activity</i>	0.502	0.500	0	1	0.520	0.500	0	1
<i>child</i>	2.869	1.343	0	10	2.507	1.545	0	10
<i>grandchild</i>	4.983	3.537	0	14	4.567	3.549	0	14

五、模型设定

CHARLS 数据库中样本来自于全国 125 个城市，本文通过查阅各城市发布的城乡居民大病保险相关政策文件，确定了每个城市城乡居民大病保险政策试点的具体时间。2015 年 8 月 2 日由国务院办公厅印发的《关于全面实施城乡居民大病保险的意见》，要求“2015 年城乡居民大病保险全面覆盖”，因此，本文将没有明确发布城乡居民大病保险相关政策文件的城市认定为 2015 年后统一实施该政策（各城市政策试点的具体年份详见附录 A）。此外，城乡居民大病保险覆盖所有城乡居民基本医保参保人群，因此本文将城乡居民大病保险政策试点城市中所有城乡居民医保参保者作为实验组，其他样本则作为对照组，从而识别城乡居民大病保险与家庭代际支持之间的因果关系。

传统双重差分方法假设所有处理组在同一时间点开始接受干预，并且在干预前，处理组和对照组具有平行趋势。相比之下，交错差分法（Staggered DID）则可以应对处理组在不同时间点开始接受干预的情况，即每个处理组可能存在一个独特的“干预开始”时间点。这种方法在数据分析中提供了更大的灵活性，可以更好地区别异质性处理效应。此外，交错差分法还允许通过事件研究框架来考察处理效应随时间的演变过程。鉴于城乡居民大病保险试点政策在实施时间上存在差异，本文选择交错差分法来研究城乡居民大病保险对于向下代际支持的影响。回归式如下所示：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 post_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

被解释变量 Y_{it} 表示个体 i 在第 t 年对子女提供的经济支持或服务支持。 $post_{it}$ 是政策虚拟变量和时期虚拟变量的交互项，表示个体 i 在第 t 年是否开始

参与城乡居民大病保险，其系数 β_1 则表示城乡居民大病保险试点前后的实验组与对照组的差异。 X_{it} 是由一系列控制变量组成的向量，包括年龄、性别、教育水平、婚姻状况、健康情况、是否吸烟喝酒、是否有慢性病、是否平时进行社交、是否退休、家庭中子女和孙子女的个数、上一年的收入和医药费支出。上述变量中经济支持金额、服务支持时长、医药费支出以及个人年收入等变量由于其偏态分布而采用对数估计。 ε_{it} 表示误差项。

六、回归结果

(一) 基准回归

本文的基准回归结果如表 3 所示。本文首先考虑父母对子女的向下经济支持是否会因父母参与城乡居民大病保险而变化，因此选取“是否向子女提供经济支持”以及“向子女提供经济支持的金额”作为被解释变量，由于向下经济支持的数据范围区间较大，因此在回归过程中将其进行对数化处理以减小波动性。在城乡居民大病保险试点政策实施后，父母向子女提供经济支持的概率显著增加 2.9%，向子女提供的经济支持金额增加了 $17.59\% (=e^{0.162} - 1)$ 。进一步考虑父母对子女的服务支持的变化，本文选取“是否照护孙子女”以及“每周照护孙子女的时长的对数值”作为被解释变量。结果表明，城乡居民大病保险试点政策并未对父母是否照护孙子女的决策产生显著影响，但会显著提高父母照护孙子女的时长，即父母对子女的服务支持时长增加约 10% ($=e^{0.095} - 1$)。总体而言，城乡居民大病保险进一步促进了父母对子女的经济支持和服务支持的强度，这可能是由于城乡居民大病保险有效控制了个体自付医疗支出，提高个体健康水平，从而释放了更多的资金和精力用于家庭内部的经济流动和支持活动。老年人更多地参与到孙子女的日常照料当中，不仅加强了家庭内部的情感纽带，还促进了资源在核心家庭之间的流动和优化。

基准回归

表 3:

	是否经济支持 (1)	经济支持金额 (2)	是否服务支持 (3)	服务支持时长 (4)
自变量:				
<i>post</i>	0.029** (0.013)	0.162* (0.089)	0.009 (0.013)	0.095* (0.055)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-1.153*** (0.136)	-7.856*** (0.930)	0.529*** (0.134)	1.641*** (0.572)
<i>N</i>	9185	9185	12793	12793
<i>adj.R²</i>	0.183	0.207	0.327	0.340

注：*表示在 10% 水平上显著，**表示在 5% 水平上显著，***表示在 1% 水平上显

著。

(二) 平衡趋势检验

为验证基准回归的稳健性，本文结合事件研究法进一步检验城乡居民大病保险政策效果动态变化趋势。具体而言，本文参考张子尧和黄炜（2023），将事件窗口的第一期作为基期，构建城乡居民大病保险政策试点虚拟变量与各时点虚拟变量的交互项加入原回归模型中，对平衡趋势进行检验。但由于城乡居民大病保险政策实施之后最后三期的数据量较少，因此本文参考周博文和藏旭恒（2024），将政策实施后最后三期数据归并。平行趋势检验如图 1 所示。由图 1 可知，在政策实施之前，交互项系数估计结果的 95% 置信区间均包含 0 在内，即在城乡居民大病保险试点政策实施之前，处理组与控制组的代际向下经济支持和服务支持无显著差异。

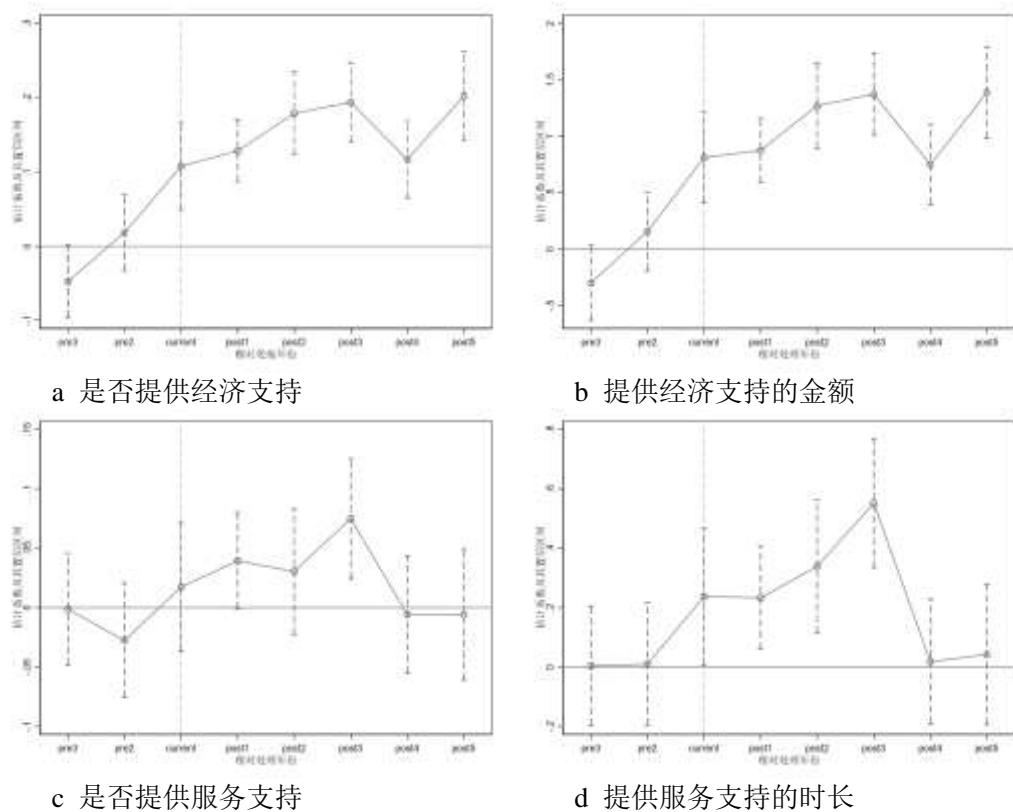


图 1 平衡趋势检验估计系数

(三) 安慰剂检验

为检验上述结果在多大程度上受到遗漏变量、随机因素等的影响。本文通过随机抽取样本并随机生成城乡居民大病保险的试点时间，构造了“时间-样本”两个层面的随机实验，按照式 (3) 重新进行回归。为保证安慰剂检验的有效性，本文

将上述过程重复 500 次，进一步检验代际向下经济支持和服务支持是否受到除城乡居民大病保险政策试点外的其他因素的影响。图 2 为安慰剂检验估计系数统计图，安慰剂检验中代际向下经济支持和服务支持的估计系数都集中分布于 0 附近，因此在主回归模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题，核心结论仍旧稳健。

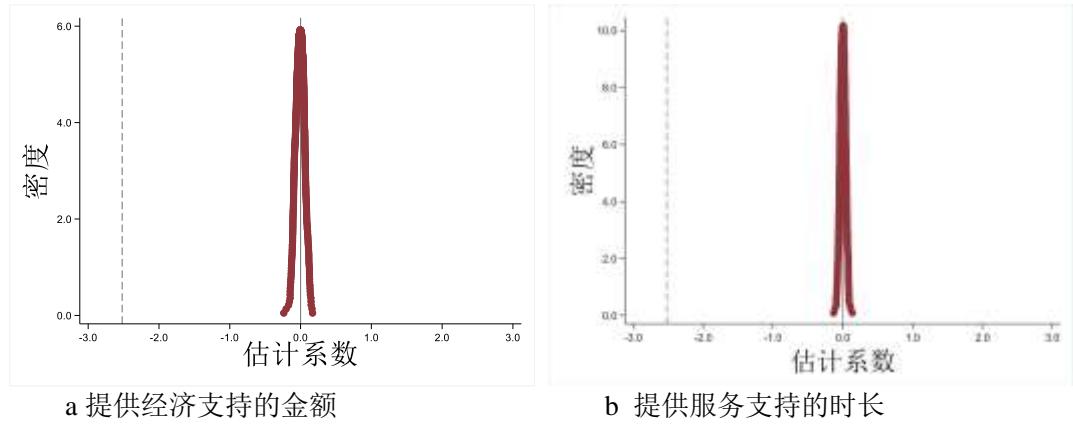


图 2 安慰剂检验估计系数统计图

(四) 对交错双重差分的补充检验

交错双重差分方法在渐进式试点政策的效果评估中得到广泛的应用。但由于处理组中不同个体受到政策影响的时点和影响持续时间不一致，即存在异质性处理效应。较早接受处理的样本会进入控制组，从而导致模型估计偏误 (Goodman-Bacon, 2021; 刘冲等, 2022)。本文参照 Cengiz 等 (2019) 提出的堆叠回归估计方法，为处理组选择从未经过处理或尚未经过处理的样本构造“好的控制组”，将新的数据集堆叠起来进行线性回归，进一步验证传统双向固定效应模型的稳健性。堆叠回归的结果如表 4 所示。表 4 第 (1) 列和第 (2) 列的被解释变量分别为父母对子女提供的经济支持金额和服务支持时长。城乡居民大病保险的估计系数仍然显著，系数大小与基准回归估计结果一致，进一步验证了基准回归的稳健性。

堆叠双重差分估计结果

表 4:

自变量:	经济支持金额		服务支持时长	
	(1)	(2)		
<i>post</i>	0.159*** (0.056)		0.065* (0.038)	
<i>Control</i>	Yes		Yes	
家庭固定效应	Yes		Yes	
城市固定效应	Yes		Yes	
<i>Constant</i>	-8.533***		1.226***	

	(0.563)	(0.380)
<i>N</i>	18242	23898
<i>adj. R</i> ²	0.442	0.556

注：*表示在 10% 水平上显著，**表示在 5% 水平上显著，***表示在 1% 水平上显著。

七、进一步讨论

(一) 异质性分析

1. 年龄异质性

已有文献表明，老年人的年龄是影响代际支持的重要因素。较为年轻的父母健康状况良好、劳动参与率较高，家庭财富积累进入生命周期的峰值阶段。因此向下转移支付和服务的能力意愿也相对更强。本文按照父母的年龄将样本分为年龄小于 65 岁的年轻父母组和年龄大于 65 岁的老年父母组，进一步来探讨大病保险对代际向下经济支持的潜在差异影响。回归结果如表 5-1 所示，在年轻父母组当中，城乡居民大病保险的政策会显著增加老人对子女的向下经济支持和服务支持，在老年父母组别当中，这种影响不再显著。这可能是由于父母在医药、健康等方面的花费会随着年纪的增大而增加，即使参加城乡居民大病保险能够缓解老年人的经济压力，但仍不足以提高老年父母对子女的经济支持和服务支持。

另一方面，向下代际支持也受到子女年龄的影响。本文以子女年龄的中位数（34 岁）为界，将样本分为年轻子女组和中年子女组，进一步从子女年龄的角度探究城乡居民大病保险对于向下代际支持的差异化影响。回归结果如表 5-2 所示，第（1）、（2）两列分别代表年轻子女组和中年子女组中城乡居民大病保险对代际向下经济支持的影响，（3）、（4）两列则代表年轻子女组和中年子女组中城乡居民大病保险对代际向下服务支持的影响。结果表明，中年子女组中城乡居民大病保险政策的实施对代际向下经济支持和服务支持没有显著影响，而在年轻子女组中，城乡居民大病保险政策对代际向下经济支持和服务支持有显著的促进作用。这可能是因为相较于中年子女，年轻子女处于职业发展初期，收入水平较低，家庭经济压力和幼儿抚育压力较高，因此更需要来自父母的经济支持和服务支持。

年龄异质性分析
表 5:

表 5-1: 父母年龄异质性	经济支持金额		服务支持时长	
	年轻父母	老年父母	年轻父母	老年父母
自变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	0.247*	-0.076	0.180**	-0.096
	(0.135)	(0.148)	(0.082)	(0.088)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

<i>Constant</i>	-7.859*** (1.464)	-9.544*** (1.868)	-0.311 (0.893)	2.924*** (1.104)
<i>N</i>	4922	2914	7235	3827
<i>adj.R²</i>	0.221	0.190	0.295	0.322

表 5-2: 子女年龄异质性

自变量:	年轻子女	中年子女	年轻子女	中年子女
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	0.652*** (0.242)	0.162 (0.150)	0.388*** (0.135)	0.035 (0.103)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-6.968** (2.760)	-14.110*** (1.878)	-0.840 (1.514)	1.416 (1.311)
<i>N</i>	1436	2286	2312	3081
<i>adj.R²</i>	0.200	0.207	0.329	0.326

注: *表示在 10% 水平上显著, **表示在 5% 水平上显著, ***表示在 1% 水平上显著。

2. 婚姻异质性

在家庭现代化理论中, 代际关系与夫妻关系常常被认为是两个维度, 二者相互独立且互不干扰。但是在中国传统文化和社会结构当中, 代际关系与夫妻关系并非孤立存在, 而是紧密交织、相互影响的(张波和丁金宏, 2023)。既有文献曾考虑子女婚姻状况与家庭代际支持之间的关系, 但很少有学者研究父代婚姻状况对代际支持的影响。因此, 本文将同时以父代和子代的婚姻状况作为切入点来进行异质性分析。

本文按照老年人的婚姻状况将所有样本分为“已婚”和“离异、丧偶、独居”两组。表 6-1 的结果表明, 婚姻状况良好的老人参加城乡居民大病保险后会向子女提供更多的经济支持。婚姻状态对老年群体的经济安全网构建具有显著结构性影响。婚姻状态稳定的老年人形成风险缓冲的第一道屏障, 互相提供养老保障, 经济状况相对稳定, 因此具备更高的代际支持能力, 从而能够在子女需要时能够提供更多的经济援助。而离婚、丧偶或独居的老年人难以形成自己的核心家庭。在中国的孝文化背景下, 这些老人一般会通过赡养关系融入子女的核心家庭中, 与子女收入共享支出共担, 因此在经济上无法清晰界定代际间的转移支付, 因此城乡居民大病保险对代际经济支持的影响不显著。

此外, 本文根据子女的婚姻状况将样本分为“已婚”和“离异、丧偶、独居”两组, 进一步从子女婚姻状况的角度研究城乡居民大病保险对代际支持的差异化影响, 结果如表 6-2 所示, 研究结果表明, 父母参与城乡居民大病保险后, 对婚姻状态良好的已婚子女的经济支持和服务支持显著增加。从交换互惠理论来看(Künemund & Rein, 1999; 陶涛等, 2018; 于大川等, 2020), 已婚子女通过婚

姻关系形成经济协同效应，承担更大的赡养老人和抚育幼儿压力，相应地，父母会在参加城乡居民大病保险后提高对已婚子女的向下经济支持和服务支持水平。

婚姻异质性分析

表 6:

	经济支持金额		服务支持时长	
	已婚	离异、丧偶、独居	已婚	离异、丧偶、独居
自变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	0.321** (0.129)	-0.022 (0.250)	0.096 (0.085)	0.093 (0.140)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-10.045*** (1.446)	-7.011*** (2.356)	0.806 (0.962)	-0.396 (1.333)
<i>N</i>	3565	1589	5122	2442
<i>adj.R²</i>	0.206	0.210	0.347	0.299

	子女婚姻异质性			
	已婚	未婚、离异、丧偶、独居	已婚	未婚、离异、丧偶、独居
自变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	0.189* (0.108)	-0.126 (0.189)	0.136** (0.066)	-0.155 (0.120)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-8.097*** (1.029)	-7.983*** (2.223)	2.122*** (0.634)	2.224 (1.419)
<i>N</i>	6820	1762	9569	2441
<i>adj.R²</i>	0.193	0.268	0.330	0.342

注：*表示在 10% 水平上显著， ** 表示在 5% 水平上显著， *** 表示在 1% 水平上显著。

3. 地区异质性

我国经济和社会发展长期呈现城乡二元结构特征，面临城乡发展不平衡、农村发展不充分的难题。尽管近年来我国在脱贫攻坚、乡村振兴等方面取得了重要的成就，但城乡经济社会资源、劳动力流动仍具有显著差异，这些差异潜移默化影响着城乡居民的生活方式和日常决策。因此，本文按照受访者的居住地将样本

分为城镇样本和乡村样本，探究城乡居民大病保险对代际向下支持的差异化影响。城乡地区异质性回归结果如表 7-1 所示。表 7-1 中的（1）、（2）两列分别代表城乡居民大病保险对城镇居民和乡村居民的代际向下经济支持的差异化影响；（3）、（4）两列分别代表城乡居民大病保险对城镇居民和乡村居民的代际向下服务支持的影响。回归结果表明，参与城乡居民大病保险后，城镇居民对子女的经济支持无显著变化，但照料孙子女的时长显著增加；而乡村居民对子女的经济转移支持显著增加，照料孙子女的时长无显著变化。这可能与城镇化过程中乡村年轻劳动力流失有关。对于乡村居民来说，照顾孙子女往往需要老年人在一定时期内改变居住地址和居住环境，并且照顾孙子女的成本往往较高，因此父辈更倾向于向子女提供经济支持从而减轻子女财务压力。而城镇居民提供服务支持的成本较低，更倾向于像子女提供服务支持减轻子女抚育压力。

儒家文化对我国社会经济发展具有重要的作用。“孝悌也者，其为人之本与”（《论语·学而》）。中国传统文化由建立于血缘和亲缘关系的“孝道”逐步延伸出“尊老爱幼”、“仁义礼智信”的价值导向。孝文化对于家庭精神支持和经济互助模式具有深远的影响。因此，本文按照受访者所在地区儒学文化氛围的浓厚程度，将样本分为儒学组和非儒学组，进一步探究城乡居民大病保险对代际向下支持的文化差异性，回归结果如表 7-2 所示。¹表 7-2 中的（1）、（2）两列分别代表城乡居民大病保险对儒学和非儒学地区居民的代际向下经济支持的影响；（3）、（4）两列分别代表城乡居民大病保险对儒学和非儒学地区居民的代际向下服务支持的影响。两组对照均表明非儒学地区中，城乡居民大病保险对代际向下经济支持和服务支持的影响更为明显。这可能是由于儒家文化将“孝”列为百善之首，在这些儒学文化氛围较为浓厚的地区中，家庭非正式互助行为成为一种社会规范，是群体普遍认同并遵循的行为准则（孙涛和黄少安，2010），因此城乡居民大病保险等正式风险分担方式的效果相对较弱。

地区异质性分析

表 7：

	经济支持金额		服务支持时长	
	城镇	乡村	城镇	乡村
自变量：	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	0.074 (0.184)	0.272*** (0.103)	0.184* (0.104)	0.055 (0.065)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

¹ 2025 年浙江两会上提出“立足南孔文化，打造中国东南儒学走廊”的提案，建议以浙江、江西、福建、安徽、湖南五省为第一梯队，协同构建以浙江为中心、绵延于浙赣闽皖湘的儒学文化发展带。本文据此将居住在上述五省的受访者划入“儒学组”，其余受访者则划入“非儒学组”。

<i>Constant</i>	-13.197*** (1.799)	-4.804*** (1.087)	2.475** (1.062)	1.452** (0.678)
<i>N</i>	2464	6721	3725	9068
<i>adj.R²</i>	0.222	0.197	0.353	0.332

表 7-2 儒学-非儒学异质性

自变量:	儒学	非儒学	儒学	非儒学
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	0.114 (0.197)	0.171* (0.101)	0.040 (0.162)	0.097* (0.059)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-6.866*** (2.029)	-7.750*** (1.050)	2.789 (1.756)	1.591*** (0.604)
<i>N</i>	1825	7360	1706	11087
<i>adj.R²</i>	0.174	0.211	0.339	0.340

注: *表示在 10% 水平上显著, **表示在 5% 水平上显著, ***表示在 1% 水平上显著。

(二) 机制分析

既有研究表明, 城乡居民大病保险能够显著提高老年人的健康水平 (Liao et al., 2022), 降低家庭受到健康冲击的风险 (赵为民, 2020)。老年人的健康状况与家庭代际向下支持存在着正相关的关系 (梅兴文和冯譞, 2023)。基于此, 本部分在基准回归的基础上加入老年人健康水平以及老年人健康水平与 post 的交乘项, 从而研究城乡居民大病保险是否通过提升老年人健康水平进一步促进家庭代际向下支持。本文用自评健康状况衡量个体的主观健康水平, 结果展示在表 8 第 (1)、(3) 列中。但是一方面, 这一衡量方式不够外生, 可能会存在未能观测到的潜在因素导致的内生性问题; 另一方面, 城乡居民大病保险是附加在基本医保框架内的第二重保障, 只要参加了城乡居民基本医保, 就自动获得参与大病保险的资格, 居民可能在发生大额医疗开支的时候才会对城乡居民大病保险的保障水平有一定认知。因此, 本文进一步使用父母当年医疗支出较为客观地衡量老年人的健康状况, 从而对健康机制做出补充解释, 结果如表 8 第 (2)、(4) 列所示。

表 8 中第 (1) 列交乘项系数在 5% 的水平上显著为正, 表明相较于自评健康状况较差的老年人, 认为自己较健康的老年人在城乡居民大病保险的影响下会给予子女更多的经济支持。这意味着当老年人变得更加健康时, 原本用于支付医疗费用的资金可以转而用来支持子女, 帮助缓解他们的生活和工作压力, 因此向下经济支持增加。但第 (3) 列交乘项系数并不显著, 即不同自评健康状况的老年人在城乡居民大病保险的影响下给予子女的服务支持增加的程度并没有显著差异。为消除主观健康指标带来的内生性问题, 本文进一步选取医疗支出来衡量老年人健康状况。表 8 中第 (2)、(4) 列交乘项的系数显著为负, 这意味着相比于医疗花费较多、身体健康状况较差的老年人, 医疗花费较少、身体更健康的老年人在

城乡居民大病保险的影响下会给予子女更多的经济支持和服务支持。这些研究结果表明，城乡居民大病保险不仅直接改善老年人的健康状况，还进一步促进了家庭内部代际之间的经济资本和劳动力资本的均衡配置。

健康机制回归
表 8：

自变量：	经济支持金额		服务支持时长	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post_health</i>	0.198** (0.083)		0.033 (0.052)	
<i>post_medicare</i>		-0.514** (0.216)		-0.273** (0.131)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-7.579*** (0.937)	-7.864*** (0.929)	1.652*** (0.573)	1.638*** (0.572)
<i>N</i>	9185	9185	12793	12793
<i>adj.R²</i>	0.208	0.208	0.340	0.340

八、结论与政策建议

人口老龄化加速为全球许多国家的医疗保健体系带来严峻的挑战。在此背景下，应对人口结构、家庭结构及疾病谱等诸多变化，缓解家庭养老和医疗压力，解决代际资源供需失衡问题显得尤为重要。本文利用城乡居民大病保险试点这一政策冲击为准自然实验，使用交错差分法（Staggered DID）研究城乡居民大病保险对家庭代际向下支持的影响。研究结果表明，城乡居民大病保险的试点显著提高了父母对子女的经济支持和服务支持。

本文按照年龄、婚姻状况以及地区进行分组回归，讨论城乡居民大病保险对代际经济支持的差异化影响。结果表明，对于较为年轻的父母或子女，城乡居民大病保险显著促进代际向下经济支持和服务支持；对于已婚且婚姻状况良好的父母或子女，城乡居民大病保险显著促进代际向下经济支持。按照地区分组发现，城乡居民大病保险促进城镇居民提供向下服务支持，促进乡村居民提供向下经济支持。同时，儒家文化也深刻影响个体的行为模式。此外，本文从父母健康状况角度进一步研究城乡居民大病保险影响代际支持的机制和路径。结果表明，城乡居民大病保险通过改善居民健康状况，促进老年群体的代际向下经济支持，增强老年人隔代照料动机。

本文的研究结果对完善中国现有医疗保险政策，解决家庭代际资源分配矛盾方面具有重要的启示意义。首先，城乡居民大病保险促进了家庭代际向下经济支持和服务支持，强化家庭成员间的互助纽带，提高老年群体的社会价值，使代际资源流动更趋合理，因此有必要进一步完善包括大病保险在内的多层次医疗保障

体系，在巩固家庭风险抵御能力的同时，通过正式风险分散方式实现资源的代际公平分配。其次，城乡居民大病保险对代际支持的影响因父母或子女的年龄、婚姻状况以及居住地区而存在异质性，其核心原因在于不同人群的经济水平、家庭资产负债结构、家庭决策成本以及文化背景社会规范存在显著差异，因此需重点完善特定老年群体（年纪较大或婚姻关系不稳定）和特定地区的风险分担体系，构建“政策兜底-市场补充-家庭协同”的三维防护网络。最后，城乡居民大病保险通过改善居民健康来影响家庭代际支持，因此有必要进一步推动医疗资源分配的公平性改革，在人口流动背景下促进异地医保的衔接，畅通大病保险优化家庭资源配置的路径，为应对人口老龄化挑战提供制度保障。

参考文献

- [1] 蔡伟贤, 吕函枰, 沈小源.长期护理保险、居民照护选择与代际支持——基于长护险首批试点城市的政策评估[J].经济学动态, 2021, (10): 48-63.
- [2] 陈璐, 范红丽, 赵娜, 褚兰兰.家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究[J].经济研究, 2016, 51(03): 176-189.
- [3] 陈莹, 孔祥钊, 赵桂芹.遗赠动机与多层次养老保险参与：抑制还是促进?[J].保险研究, 2023, (03): 70-86.
- [4] 杜霞, 姚奕.商业健康保险需求中的扩展家庭网络效应[J].保险研究, 2021, (11): 72-89.
- [5] 耿志祥, 孙祁祥.延迟退休、隔代照料与经济增长[J].金融研究, 2023, (11): 188-206.
- [6] 郭云南, 王春飞.新型农村合作医疗保险与自主创业[J].经济学(季刊), 2016, 15(04): 1463-1482.
- [7] 胡宏伟, 张小燕, 郭牧琦.老年人医疗保健支出水平及其影响因素分析——慢性病高发背景下的老年人医疗保健制度改革[J].人口与经济, 2012, (01): 97-104.
- [8] 黄家林, 傅虹桥.补充医疗保险对老年人死亡率的影响：以大病保险为例[J].世界经济, 2021, 44(10): 179-200.
- [9] 黄家林, 傅虹桥, 宋泽.补充医疗保险对居民消费的影响——来自城乡居民大病保险的证据[J].金融研究, 2022, (10): 58-76.
- [10] 黄庆波, 杜鹏, 陈功.老年父母与成年子女间的代际支持及其影响因素[J].人口与发展, 2018, 24(06): 20-28+128.
- [11] 李乐乐, 王曦.城乡居民基本医疗保险门诊统筹对慢性病患者健康水平的影响机制分析[J].保险研究, 2024, (08): 100-112.
- [12] 林莞娟, 刘一鸣, 孟涓涓.正式保险对非正式风险分担机制的挤出效应——一个实验研究[J].金融研究, 2014, (02): 125-138.
- [13] 刘冲, 沙学康, 张妍.交错双重差分：处理效应异质性与估计方法选择[J].数量经济技术经济研究, 2022, 39(09): 177-204.
- [14] 刘西国.社会保障会“挤出”代际经济支持吗？——基于动机视角[J].人口与经济, 2015, (03): 116-126.
- [15] 梅兴文, 冯譞.代际支持与农村老年人健康水平——基于返乡农民工家庭的研究[J].人口与发展, 2023, 29(04): 122-137.
- [16] 尚燕, 李子燃, 熊涛, 李丁.替代与互补：非正式与正式风险管理工具的关系

- 研究[J].财经理论与实践, 2024, 45(05): 34-40.
- [17] 宋佳莹, 王雅楠, 高传胜.城乡居民基本养老保险对隔代抚育的影响研究[J].经济与管理, 2023, 37(02): 11-19.
- [18] 孙涛, 黄少安.非正规制度影响下中国居民储蓄、消费和代际支持的实证研究——兼论儒家文化背景下养老制度安排的选择[J].经济研究, 2010, 45(S1): 51-61.
- [19] 陶涛, 刘雯莉, 孙铭涛.代际交换、责任内化还是利他主义——隔代照料对老年人养老意愿的影响[J].人口研究, 2018, 42(05): 56-67.
- [20] 王稳, 孙晓珂.医疗保险、健康资本与家庭金融资产配置研究[J].保险研究, 2020, (01): 87-101.
- [21] 夏传玲.老年人日常照料的角色介入模型[J].社会, 2007, (03): 114-141+208.
- [22] 于大川.社会医疗保险对代际医疗支持的影响——“挤入”还是“挤出”效应?[J].中南财经政法大学学报, 2016, (01): 54-61.
- [23] 于大川, 丁建定, 田向东.社会医疗保险介入与家庭代际经济交换: 影响效应与作用机制[J].社会保障研究, 2020, (05): 39-50.
- [24] 张波, 丁金宏.代际支持、居住模式与离婚风险——基于CFPS2010-2020年数据的微观证据[J].人口与发展, 2023, 29(03): 137-147.
- [25] 周博文, 臧旭恒.长期护理保险对老年家庭金融脆弱性的影响——基于CHARLS数据的实证分析[J].经济学动态, 2024, (12):111-127.
- [26] 朱铭来, 孙赫阳, 解莹.基本医疗保险效率、中老年健康与劳动供给决策:基于DEA方法的实证分析[J].保险研究, 2025, (05): 86-102.
- [27] 朱铭来, 于新亮, 王美娇, 等.中国家庭灾难性医疗支出与大病保险补偿模式评价研究[J].经济研究, 2017, 52(09): 133-149.
- [28] 臧文斌, 刘国恩, 徐菲, 熊先军.中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响[J].经济研究, 2012, 47(07): 75-85.
- [29] 赵为民.新农合大病保险改善了农村居民的健康吗? [J].财经研究, 2020, 46(01): 141-154.
- [30] 张子尧, 黄炜.事件研究法的实现、问题和拓展[J].数量经济技术经济究,2023,40(09):71-92.
- [31] Alessandra G., Mariacristina R. Private Medical Insurance and Saving: Evidence from the British Household Panel Survey [J]. Journal of Health Economics, 2004, 23(4): 761-83.
- [32] Barro, R. J. Are Government Bonds Net Wealth? [J]. The Journal of Political Economy, 1974, 82(6): 1095-1117.
- [33] Becker, G. S. A Theory of Social Interactions [J]. The Journal of Political Economy, 1974, 82(6): 1063-1093.
- [34] Bernheim, B. D., Shleifer, A., Summers, L. H. The Strategic Bequest Motive[J]. Journal of Labor Economics, 1986, 4(3): 151-182.
- [35] Cao Y., Chen H., Yang X. The Impact of Medical Insurance on Family Financial Support: Evidence from CHARLS in China [J]. Health Economics Review, 2023, 13(1): 39-39.
- [36] Cengiz D., Dube A., Lindner A., Zipperer B. The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs [J]. Quarterly Journal of Economics, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [37] Charness, G., Genicot, G. Informal Risk Sharing in an Infinite-Horizon

- Experiment [J]. *The Economic Journal*, 2009, 119: 796-825.
- [38] Cox, D. Motives for Private Income Transfers [J]. *Journal of Political Economy*, 1987, 95(3): 508-546.
- [39] Goodman A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [40] Grossman, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223-55.
- [41] Kraker K. Effects of Medicaid Disease Management Programs on Medical Expenditures: Evidence from a Natural Experiment in Georgia [J]. *Journal of Health Economics*, 2016, 4652-69.
- [42] Küinemund, H., Rein. M. There is More to Receiving than Needing: Theoretical Arguments and Empirical Explorations of Crowding in and Crowding out [J]. *Ageing and Society*, 1999, 19(1): 93-121.
- [43] Liao P., Zhang X., Zhang W. Endogenous Health Risks, Poverty Traps, and the Roles of Health Insurance in Poverty Alleviation [J]. *Health Economics Review*, 2022, 12(1): 25-25.
- [44] Wang P., Cheng X. The Impact of Intergenerational Support on Social Participation Patterns of Older Adults in Rural China [J]. *Frontiers in Public Health*, 2024(12), 1392900.
- [45] Widmer, E. D., Aeby, G., Sapin, M. Collecting Family Network Data [J]. *International Review of Sociology*, 2013, 23(1): 27-46.
- [46] Zhang L., Chen X., Rachel T., Tang S., Liu X. How Effectively can the New Cooperative Medical Scheme Reduce Catastrophic Health Expenditure for the Poor and Non-poor in Rural China [J]. *Tropical Medicine & International Health: TM & IH*, 2010, 15(4): 468-75.

异地参保对医疗服务利用的影响研究 ——基于 2018 年“流动人口动态监测 调查数据”的实证分析

史晓晨¹

摘要：

我国医疗保险地域分隔的特征将参保者自然划分为异地参保和本地参保两大群体。公开数据显示，异地参保者与本地参保者的医疗服务利用水平存在显著差异。因此，为验证医疗保险地域分隔是否是导致不同群体医疗服务利用的差异的原因以及探究差异的大小，文章使用 2018 年流动人口动态监测调查数据，运用 logit 回归和最小二乘回归等方法进行了实证分析，并进一步考察了不同人群受到医疗保险地域分隔影响的差别，同时验证了我国异地就医政策的实施效果。研究结果显示：(1) 异地参保对流动人口的住院行为产生了抑制作用；(2) 异地参保显著增加了流动人口的住院总费用；(3) 异地参保加重了流动人口的医疗负担。此外，异质性分析和进一步分析表明，不同人群受到医疗保险地域分隔影响的大小存在差别，异地就医政策显著减轻了流动人口的医疗负担。最后文章提出应通过加强顶层设计、完善异地就医直接结算、建立有效的医疗保险监管体系等方法进一步完善医疗保险制度以缩小人群之间医疗服务利用的差距。

关键词：异地参保，医疗服务利用，流动人口

一、引言

党的二十届三中全会明确提出了进一步全面深化改革的总目标，在民生保障方面，二〇三五之前，要“健全社会保障体系，增强基本公共服务均衡性和可及性……全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。”医疗保险作为社会保障体系中覆盖面最广、使用频率最高的项目，其制度设计的完整性和公平性关乎民生福祉。建立完整、公平的医疗保险制度是提高医疗服务利用均衡性和可及性的重要途径。然而，长期以来我国医疗保险制度的碎片化造成了医疗保险的地域分隔效应——外出流动人口报销不便、报销待遇偏低等问题大量存在，严重影响了异地参保者与本地参保者在医疗服务利用方面的公平性。统计数据表明，异地参保者与本地参保者在医疗服务利用方面存在显著差距：第一，在就医行为方面，根据历年流

¹ 史晓晨，山东财经大学保险学院讲师。

动人口数据库统计，异地参保者的住院率显著低于本地参保人群。第二，在医疗费用方面，异地参保者住院医疗费用更高。根据2022年《中国医疗保障统计年鉴》数据显示，2021年全国职工医保和城乡居民医保异地就医住院次均费用分别比三级医疗机构次均住院费用高出2949元和3543元，相对于一二级医疗机构更高。第三，在医疗负担方面，异地参保者的医疗负担更重。根据2021年《中国医疗保障统计年鉴》数据显示，2020年全国职工医保和城乡居民医保异地就医政策范围内住院支付比例分别比全国平均水平分别低5.7%和7.3%。因此，探寻医疗保险地域分隔是否是不同人群间医疗服务利用差异产生的原因以及缩小二者之间的差距是完善医疗保障制度的必要环节，也是实现共同富裕的必由之路。

为解决异地报销不便问题、提升医疗保险制度公平性，中国政府近年来先后开展了省内和跨省异地就医直接结算服务并取得了显著成效。2009年，人社部发布《关于基本医疗保险异地就医结算服务工作的意见》，首次从政策上规范异地就医结算问题。2016年全国基本实现了省内异地就医直接结算。同年，人社部联合财政部发布《关于做好基本医疗保险跨省异地就医住院医疗费用直接结算工作的通知》，政策关注重点从省内异地就医扩展到了跨省住院异地就医。2018年，全国跨省异地就医直接结算工作稳步推进，跨省异地就医定点医疗机构数量持续增加，备案人数和直接结算人数持续快速增长。截至2018年12月底，跨省异地就医定点医疗机构数量为15411家，国家平台备案人数354万人，累计实现跨省异地就医直接结算152.6万人次，医疗费用368亿元，基金支付216.5亿元，基金支付比例58.8%。¹2020年和2021年，跨省异地就医直接结算政策进一步覆盖到跨省门诊和跨省门诊慢特病。

虽然我国异地就医结算政策大步推进，但目前仍然存在大量异地参保人群。一方面，就政策的覆盖范围而言，我国的异地就医直接结算服务仍未实现全覆盖。住院和普通门诊跨省直接结算只是“县域可及”²，门诊慢特病也只是覆盖高血压等10种疾病。另一方面，就政策的普及程度而言，仍有大量群众不了解异地就医直接结算政策，不会备案或没有备案，无法享受异地就医直接结算服务，仍采用自我承担或返乡报销的方式结算。因此，医疗保险地域分隔问题目前仍然存在。

本文使用2018年流动人口动态监测调查数据，研究了医疗保险的地域分隔效应，即异地参保是否导致不同人群间医疗服务利用的差异，并对目前我国实行的异地就医直接结算政策进行了评估。本文余下部分结构如下：第二部分为文献综述，梳理了相关文献并进行了评析，指出了本文的创新之处；第三部分为实证设计，说明了本文的数据来源和变量选取；第四部分是实证结果分析，解读了本文实证结果并进行稳健性分析，同时进行了异质性分析和进一步讨论。第五部分是结论和政策建议，对全文进行了总结并提出了相应的政策建议。

二、文献综述

以往文献中，有关医疗保险如何影响医疗服务利用的研究较为丰富，从研究角度的不同可以归纳为四类：第一，从是否参保的角度考察参加医疗保险对患者医疗服务利用的影响⁰⁰⁰⁰，该类文献一般认为参加医疗保险能够促进医疗服务利

¹ 资料来源：国家医疗保障局 https://www.nhsa.gov.cn/art/2019/1/18/art_114_7172.html

² 资料来源：国家医疗保障局 https://www.nhsa.gov.cn/art/2025/1/15/art_114_15468.html

用；第二，从不同医保类型的角度研究医疗保险对医疗服务利用的影响，包括参加新农合^[1]、城乡居民^[2]、城镇居民^[3]等不同类型的医疗保险对于患者医疗服务利用的影响。第三，从医疗保险整合的角度研究医疗保险对医疗服务利用的影响^[4]。第四，从医疗保险地域分隔的角度考察医疗保险对医疗服务利用影响。

以往文献已经通过大量实证研究研讨了医疗保险地域分隔（即异地参保）对于不同人群医疗服务利用的影响，但在研究结论方面并不一致。一部分研究认为与在流入地本地参保相比，异地参保抑制了人们的就诊意愿，例如，孟颖颖等^[5]利用流动人口动态监测调查数据进行了研究，认为在户籍地或其他地方参保的流动人口比在流入地参保的流动人口患病就诊率低 5.41%。Yao Q 等^[6]针对 15 周岁及以上且参加了医疗保险的流动人口样本进行了实证研究，认为在其他地方参加医疗保险的人群比在本地参保人群的就诊概率更低。Han J et al^[7]、刘胜兰等^[8]、施佳华等^[9]、郭静等^[10]、赵欣等^[11]也得出了类似的结论。但另一部分研究认为，异地参保对于人们的就诊意愿无显著影响。例如，王泳仪^[12]等利用上海市的样本得出结论，认为参保地点对老年流动人口卫生服务利用无显著性影响。关云琦等^[13]、Song X et al^[14]以及聂欢欢等^[15]的研究结论与此一致。因此，为深入考察异地参保究竟是否能够抑制就医行为本文进行了研究，运用大量稳健性检验方法（如粗略精确匹配、广义回归模型等），实证检验了医疗保险地域分隔对于医疗行为的影响。研究方法的创新为本文的第一个创新之处。

在被解释变量“医疗服务利用”的衡量上，多数文献采用“四周就诊率”^[16]、“两周患病未就诊率”^[17]、“两周患病是否就诊”^[18]、“患病后是否就诊”^[19]等作为衡量指标，主要考虑了医疗行为方面的影响，而对于医疗费用和医疗负担方面的讨论则不足。在考察医疗服务利用的文献中，大多数文献都使用医疗费用^[20]和医疗负担^[21]作为衡量指标，目前未见有文献探讨医疗保险地域分隔效应在医疗费用和医疗负担方面的影响。实际上，医疗保险地域分隔对异地参保者医疗费用和医疗负担的影响相对复杂。就医疗费用而言：一方面，由于异地参保者无法报销或报销比例偏低，这会抑制异地参保者自身的医疗需求，从而降低医疗费用支出。另一方面，由于异地就医行为无法得到有效的监管，异地参保者往往又面临来自医疗服务供给方的诱导需求，这可能导致医疗费用升高。在二者的合力下，异地参保者的医疗费用水平与本地参保者相比是高还是低是无法确定的；就医疗负担而言，异地参保者无法报销或报销比例偏低相当于享受更少的医保待遇，这导致异地参保者医疗负担更重。在加上受到医疗费用上下浮动的影响，异地参保对于医疗负担的影响也是不确定的。因此，医疗保险地域分隔对于医疗费用和医疗负担的具体影响需要我们通过实证研究加以证明。本文的第二个创新点是在以往探讨医疗行为的基础上，使用了医疗费用和医疗负担两个指标探讨医疗保险地域分隔的影响。

此外，在被解释变量“医疗服务利用”的衡量上，以往少有文献对门诊和住院行为进行区分。只有两篇文献单独涉及到了住院行为，但研究结论不一致。一是何运臻等^[22]认为异地参保显著降低了住院概率，二是 Zhang et al^[23]认为异地参保对于住院概率无影响。门诊和住院针对的病情严重程度不同，受到异地参保的影响程度也是不同的。由于需求弹性的不同，门诊可能受异地参保的影响程度更大，而住院受到异地参保的影响程度相对较小。因此，异地参保对于门诊和住院影响

的效应大小应是不同的，有必要对门诊和住院进行区分考察。本文以住院行为为衡量指标考察医疗保险地域分隔的影响，此为本文的第三个创新之处。

三、实证设计

(一) 数据

本文使用 2018 年“流动人口动态监测调查数据”研究医疗保险异地参保对流动人口医疗服务利用的影响。数据库采用分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样方法，对全国 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团 15 周岁及以上在流入地居住一个月及以上的人口开展调查。调研内容包括样本家庭成员与收支情况、就业情况和健康与公共服务管理等内容。样本总量为 15.2 万人。由于本文研究对象是在参加了医疗保险的基础上进行划分的，因此我们删除了未参保或不清楚是否参保的样本，剩余样本容量为 141964 个。

(二) 变量

本文将医疗保险地域分隔效应界定为在同一地区就医的人群中，异地参保者和本地参保者在医疗服务利用方面存在的差异，即异地参保对不同人群之间医疗服务利用的影响。因此，本文将解释变量为医疗服务利用，分别采用住院行为、住院总费用和住院自付费用三类指标进行衡量。住院行为根据“最近一年，您是否住过院”问题得到，为虚拟变量，住过院赋值为 1，未住过院赋值为 0。住院总费用和住院自付费用分别根据“您上次住院医药费用总共花费多少”和“其中您/您家支付了多少”两个问题得到，均为连续变量。

我们用异地参保作为是否受到医疗保险地域分隔影响的衡量指标，将参保地为“户籍地”和“其他”的流动人口视为异地参保者，赋值为 1，将参保地为“本地”的流动人口视为本地参保者，赋值为 0。控制变量方面，本文依据安德森¹⁰模型并结合数据可及性，选取倾向因素、能力因素和需求因素三类控制变量。倾向因素包括性别、年龄、教育程度、户口性质、婚姻状态；能力因素包括家庭月收入和医疗保险参保类型；需求因素包括健康状况。此外，考虑到不同地区之间医疗服务利用水平的差异，我们控制了省份变量。主要变量描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量及变量定义			观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	是否住院	住院=1	141964	0.032	0.177	0	1
	住院总费用	取对数	4594	8.935	0.956	4.605	13.122
	住院自付费用	取对数	4487	8.321	1.103	2.079	12.794
解释变量	异地参保	异地参保=1	141964	0.684	0.465	0	1
控制变量	性别	男=1	141964	0.516	0.500	0	1
	年龄	15-25 岁=1, 25-35 岁=2.....75 岁及以上=7	141964	2.701	1.147	1	7
	教育程度	高中及以下 1, 大专和本科 2, 研究生 3	141964	1.202	0.417	1	3
	户口性质	农业=1	141964	0.690	0.462	0	1
	婚姻状态	有伴侣=1	141964	0.827	0.378	0	1
	工作状态	有工作=1	141964	0.841	0.366	0	1

家庭月收入	取对数	141647	8.759	0.603	0	13.805
医保类型	新农合=1, 城镇居民=2, 城乡居 民=3, 城镇职工=4, 公费医疗=5	141964	2.106	1.316	1	5
健康状况	健康=1, 基本健康=2, 不健康但 生活能自理=3, 生活不能自理=4	141964	1.153	0.418	1	4

表 2 分别统计了本地参保者和异地参保者不同类型医疗服务利用水平均值及两组之间的差异。可以看出：在医疗行为方面，异地参保者住院概率比本地参保者的住院概率低 0.3 个百分点，并在 1% 的显著性水平下显著。据此推测医疗保险异地参保可能轻微抑制了异地参保者的住院需求。在医疗总费用方面，异地参保者住院总费用比本地参保者高 1809.36 元，且在 5% 的显著性水平下显著。据此推测医疗保险异地参保可能增加了异地参保者住院总费用。在自付住院费用方面，异地参保者自付医疗费用高于本地参保者 2968.78 元，且在 1% 的显著性水平下显著。可据此推测医疗保险异地参保导致异地参保者医疗负担加重。

表 2 本地参保者与异地参保者医疗服务利用水平比较

	本地参保		异地参保		组间差异 t 检验
	观测值	均值	观测值	均值	
是否住院	4482 1	0.035	9714 3	0.031	0.003***
住院总费用	1548	11890.73	3050	13700.089	-1809.362**
自付住院费用	1548	5932.592	3050	8901.375	-2968.783***

(三) 模型

为估计医疗保险异地参保对流动人口医疗服务利用的影响，我们建立如下模型：

$$P(y_i = 1|x) = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i + \alpha_2 X_i + \mu_i \quad (1)$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 treat_i + \beta_2 X_i + v_i$$

$$y_i = \gamma_0 + \gamma_1 treat_i + \gamma_2 X_i + \varepsilon_i$$

其中，模型（1）采用 logit 模型进行回归，被解释变量 y_i 是 0-1 变量，代表个体 i 的医疗行为，即是否住院；模型（2）和模型（3）采用 OLS 模型进行回归，被解释变量均为连续变量，模型（2）中的 y_i 代表住院总费用，模型（3）中的 y_i 代表住院医疗负担，用自付费用表示。主要解释变量 $treat_i$ 为个体 i 是否为异地参保者。 X_i 为包含倾向因素、能力因素、需求因素三类变量和地区因素的控制变量组。 μ_i 、 v_i 、 ε_i 分别为三个模型的随机误差项。为缓解异方差的影响，对住院总费用、住院自付费用和家庭月收入取对数。

(四) 实证结果与分析

1. 基准回归

基准回归中，我们在对每一类医疗服务变量进行回归时依次加入控制变量，模型（1）为医疗服务利用对唯一解释变量异地参保的回归；模型（2）在模型（1）

的基础上加入了性别、年龄、教育程度、户口性质、婚姻状态、工作状态、家庭月收入（对数）和医保类型 8 个控制变量；模型（3）在模型（2）的基础上加入了健康状况控制变量；模型（4）在模型（3）的基础上加入了省份控制变量。回归过程使用稳健标准误。具体回归结果如表 3、表 4 和表 5。主要解释变量以外的其他控制变量结果与预期基本一致，下文不做展开论述。

（1）医疗行为。表 3 报告了医疗保险异地参保对是否住院的影响。第一行报告的结果是平均边际效应，第三行报告的结果为几率比。从影响方向上看，平均边际效应结果显示，在控制其他变量的基础上，四个模型中异地参保对是否住院的影响结果均显著为负，说明医疗保险异地参保抑制了异地参保流动人口对住院医疗服务的需求，降低了异地参保者的住院概率。从影响大小来看，几率比结果显示，在控制其他变量的前提下，异地参保流动人口住院概率几率比是本地参保流动人口住院概率几率比的 89.8%，即异地参保导致的流动人口住院概率的几率比减少 10.2%。

究其原因，异地参保对就医行为的抑制主要受到报销比例和报销便捷性两个因素的影响。一方面，医保部门对异地就医者实行差别化的报销待遇，对异地就医人员实行较低的报销比例。根据已有理论，更低的报销比例可能会通过增加消费者对医疗服务价格的敏感性而抑制异地参保者的就医需求，减少其对正规医疗服务的使用，因此在本文中体现为住院概率的降低。另一方面，异地参保者就医后，部分医疗机构无法直接结算，返回参保地报销需要消耗参保者大量的时间成本和经济成本，部分参保者就会抑制自身的就医需求，减少对正规医疗服务的使用。因此，报销比例低和报销便捷性差共同导致了异地参保者住院行为的减少。

表 3 异地参保对医疗行为的影响：Logit

	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat 的平均边际效应	[-0.003*** 1 (-3.10)	[-0.007*** 1 (-4.89)	[-0.004*** 1 (-2.89)	[-0.003*** 1 (-2.14)
Treat	0.906*** (-3.11)	0.791*** (-4.90)	0.868*** (-2.89)	0.898** (-2.14)
其他变量		控制	控制	控制
伪 R ²	0.0002	0.0706	0.1312	0.1485
Prob>chi2	0.0019	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	141,964	141,647	141,647	141,647

（2）医疗总费用。表 4 报告了异地参保对流动人口住院总费用的影响。从影响方向上看，四个模型中除模型（1）之外，在加入控制变量后，估计结果至少在 5% 的水平上显著为正，结果基本是稳定的。这说明医疗保险异地参保增加了住院总费用，换句话说，异地参保使异地参保流动人口的住院总费用高于本地参保流动人口的住院总费用。从影响大小来看，随着控制变量的依次加入，异地参保对住院总费用的影响逐渐增大。加入所有控制变量的基础上，异地参保流动人口的住院总费用增长率比本地参保流动人口的住院总费用增长率高 11.3%。

实际上，异地参保对医疗总费用的影响通过需求方和供给方两条路径发生作用。一方面，异地参保低的报销比例和更差的报销便捷性会抑制需方的医疗服务需求，参保者异地就医时会能省则省，尽量少做检查、少开昂贵的药品等，从而降低医疗总费用。另一方面，已有理论已经证明，当医疗服务供给方缺乏有效控制和监督时，诱导需求问题更加严重¹⁰。就医地医保部门由于无需承担外地参保者的医疗费用而缺乏监管动力，参保地医保部门由于异地监管成本高昂而无法开展实时有效的监督，这导致异地就医中的诱导需求问题更加严重，医疗费用控制难度更大。因此，需方需求的减少和供方诱导的增加共同对医疗总费用产生影响。实证结果的系数为正表明，诱导需求导致的医疗费用增长超过需求抑制导致的医疗费用下降，异地参保医疗总费用的增加可能来源于供给方诱导需求的加重。

表 4 异地参保对医疗总费用的影响：OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat	0.036 (1.26)	0.097** (2.32)	0.107*** (2.60)	0.113*** (2.72)
其他变量		控制	控制	控制
R ²	0.000	0.053	0.079	0.103
Prob>F	0.2081	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	4,594	4,568	4,568	4,568

(3) 医疗负担。表 5 报告了异地参保对流动人口医疗负担的影响。从影响方向上看，四个模型中依次加入控制变量后，估计结果均为在 1% 的水平上显著为正。这说明异地参保导致住院自付费用增加，加重了异地参保者的医疗负担。从影响大小来看，依次加入控制变量后，异地参保带来的流动人口医疗负担的增长率小幅增加，在控制所有变量后，异地参保者自付住院费用增长率比本地参保者的自付住院费用增长率高 27.3%。

异地参保对医疗负担的影响主要受到医疗总费用和报销比例两个因素的影响。一方面，与本地参保相比，异地参保的报销比例更低，这可能加重异地参保者的医疗负担。另一方面，根据上一部分结果显示，异地参保导致医疗总费用增加，这从另一个方面加重了异地参保者的医疗负担。因此在二者的共同作用下，异地参保者医疗负担必然增加。

表 5 异地参保对医疗负担的影响：OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat	0.363*** (10.66)	0.255*** (5.18)	0.263*** (5.38)	0.273*** (5.57)
其他变量		控制	控制	控制
R ²	0.024	0.040	0.057	0.084
Prob>F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	4,487	4,461	4,461	4,461

四、稳健性检验

为验证结果的稳健性，我们进一步考虑了基准回归中可能存在的问题并选择相应的回归方法加以处理，证明了回归结果的稳健性。其一，样本自选择问题。

由于很多地区允许流动人口持居住证参加本地城乡居民医疗保险，这导致参保者可以自由决定参加本地医疗保险还是参加异地的医疗保险，在一定程度上导致了样本自选择问题。其二，模型设定问题。基准回归中，模型并未纳入变量的高次项和相互之间的交叉项，这可能使估计产生偏差。其三，样本选择问题。就医疗总费用而言，只有发生住院的参保者才能被观测到住院总费用的数据，而未发生住院的参保者的住院总费用无法观测，导致大量样本住院总费用数据缺失，如果不加以处理也会导致估计的偏差。其四，鉴于数据可及性，模型中遗漏变量问题不可避免，遗漏变量导致的偏差也需要采取一定措施进行纠正。此外，我们通过替换被解释变量的方法，验证医疗负担的稳健性。

（一）粗略精确匹配（CEM）

对于依可观测变量导致的内生性问题，我们采用粗略精确匹配方法进行处理。就自我选择问题而言，人们往往依据本地参保和异地参保之间预期收益的差异选择参保地点，例如健康状况较差的人往往就医频率更高，更倾向于参加本地城镇居民基本医疗保险。此外，不同参保地点的选择还可能受到参保者性别、年龄、教育程度等其他可观测个人特征的影响。因此，在考虑异地参保者和本地参保者医疗服务利用差异的过程中，需要控制组两组人群之间存在的依可观测变量导致的系统性差异。我们采用匹配的方法，将可观测变量特征相同的异地参保者与本地参保者样本进行比较，即可控制此类系统性差异带来的影响。就模型设定问题而言，匹配的方法也能够减少对函数形式设定的依赖，在一定程度上解决模型设定误差问题。

我们首先使用倾向得分匹配法（PSM）对样本进行了匹配，但匹配后数据的平衡性较差，大多数变量的标准化偏差较大，且 t 检验结果显示处理组与控制组之间存在系统性差异。¹因此，我们选取粗略精确匹配方法（CEM），此方法的匹配条件相对宽松，更容易实现变量在组间的分布平衡。

在可观测变量的选择上，我们纳入了基准回归模型中对各项医疗服务利用的影响显著且稳健的变量和影响参保地选择的长期居住意愿变量，加入后者是因为在流入地长期居住意愿更强的人往往更愿意参加本地医疗保险。具体来说，是否就医的匹配因素包括性别、年龄、教育程度、婚姻状态、工作状态、家庭月收入（对数）、参保类型、健康状况、所在区域和长期居住意愿；住院总费用的匹配因素包括性别、家庭月收入（对数）、参保类型、健康状况、所在区域和长期居住意愿；住院自付费用的匹配因素包括性别、年龄、工作状态、家庭月收入（对数）、参保类型、健康状况、所在区域和长期居住意愿。对三类被解释变量分别进行匹配，不平衡性 L_1 值在匹配前分别为 0.85、0.78 和 0.82，匹配后分别下降到 0.43、0.23 和 0.35，整体平衡度较匹配前均得到了提升。

表 6 展示了三类医疗服务利用指标经粗略精确匹配后的回归结果，其中是否住院的结果汇报几率比。结果表明，医疗保险异地参保对是否住院、住院总费用和住院自付费用的影响方向与基准回归结果一致，进一步证明了医疗保险异地参保能够抑制流动人口的住院行为，增加住院总费用及加重其医疗负担。

表 6 异地参保对医疗服务的影响：CEM

¹ 限于篇幅以及后文并未实际采用此方法，此处未列出倾向得分匹配的具体结果。

	是否住院	住院总费用	住院自付费用
Treat	0.916*** (-2.32)	0.236*** (7.47)	0.362*** (9.49)
其他变量	控制	控制	控制
伪 R^2 或调整 R^2	0.0002	0.0124	0.0242
观测值	113432	4414	3591

（二）广义回归模型（ERM）

对于依不可观测变量导致的自选择问题、样本选择问题以及遗漏变量等内生性问题，我们采用广义回归模型（ERM）进行处理，该模型的特点是可以同时处理上述多种内生性问题。

关于是否住院，内生性重点体现在样本的自我选择和遗漏变量两个方面。疾病严重程度在我们是数据库中因无法观测而被遗漏，但与被解释变量存在明显的关系，疾病严重程度更高的样本更容易发生住院。同时，疾病严重程度也会影响到样本对本地参保或异地参保的选择，患有严重疾病的样本通常更倾向于本地参保，这导致了样本自选择问题。此外，疾病严重程度与健康状况之间也存在明显的相关性，这说明基准回归中的健康状况变量存在内生性问题。在处理自选择问题时，由于流动时间越长，流动人口越有可能在本地参保，这使得流动时间与异地参保密切相关。同时流动时间与是否住院相关性不大。因此，而我们选择流动时间作为异地参保的工具变量。在处理健康状况变量的内生性问题时，我们选取是否建立健康档案作为健康状况的工具变量。这是因为是否建立健康档案与健康状况密切相关¹，但与是否住院几乎不相关²。在此基础上，我们选取与基准回归模型中一致的控制变量进行回归。表 7 第一列汇报了回归的主要结果³。

关于住院总费用，由于存在大量被解释变量观测值缺失，内生性重点体现在样本选择方面。由于住院总花费主要受到疾病种类、治疗方法以及医生的激进程度等因素的影响，且这些因素对于样本选择本地参保还是异地参保的影响甚微，因此我们认为住院医疗费用方面不存在依不可观测因素导致的自选择问题。由于是否住院与婚姻状态密切相关，有伴侣的人因有家人的陪伴和照顾住院概率更高，而婚姻状态与住院总费用无关，因此我们选取婚姻状态作为第一阶段选择模型中影响是否住院的主要指标进行回归。控制变量与基准回归中一致，主要回归结果如表 7 第二列所示。此外，我们还使用 heckman 方法对住院总费用进行了回归，结果与使用 ERM 得到的结果基本一致⁴。

关于自付住院费用，我们用住院自付比例（住院自付费用/住院总费用）代替住院总费用作为被解释变量进行稳健性检验。控制变量与基准回归中控制变量一

¹ 两阶段最小二乘法回归结果显示，在控制其他变量的基础上，是否建立健康档案对健康状况的影响系数为-0.022，且显著性水平为 1%。第一阶段 F 统计量值为 2045.30，远大于 10，说明不存在弱工具变量的问题。豪斯曼检验结果 P 值为 0.0083，在 1% 的显著性水平上拒绝“所有解释变量为外生”的假设，说明健康状况为内生变量。

² 我们认为是否建立健康档案一般与地区政策有关，不会影响个人住院需求。

³ 未汇报的残差相关性结果支持自选择问题和健康状况变量内生性的存在。

⁴ 在控制其他解释变量的基础上，heckman 回归结果为 0.086，t 值为 2.30，至少在 5% 的结果上显著。

致，主要回归结果如表 7 第三列所示。

表 7 结果显示，异地参保对是否住院的影响为负，对住院总费用和住院自付比例的影响均为正。这进一步证明了前文回归结果的稳健性。

表 7 异地参保对医疗服务利用的影响：ERM

	是否住院 ¹	住院总费用	住院自付比例
Treat	-0.008* (-1.69)	0.113*** (2.81)	0.085*** (7.15)
其他变量	控制	控制	控制
观测值	141647	141643	4568

五、异质性分析

为进一步考察不同人群受异地参保政策影响的异质性，我们分别从流动范围和参保类型这两个角度对样本进行划分。按照流动范围，将样本分为跨省流动、省内跨市流动和市内跨县流动三类；按照参保类型，将样本划分为新农合、城镇居民医保、城乡居民医保、城镇职工医保和公费医疗五类。

（一）按流动范围分

表 8 汇报了不同流动范围内医疗保险异地参保对各项医疗服务利用影响的回归结果。就住院行为而言（系数汇报几率比），跨省流动样本中异地参保者住院概率几率比是本地参保者住院概率几率比的 79.4%，即异地参保使住院几率比减少了 20.6%，而省内跨市和市内跨县样本中异地参保对住院行为的影响并不显著，这说明医疗保险异地参保对医疗需求的抑制作用在远范围流动的样本中体现得更为明显。究其原因：一方面，2018 年我国大多数地区已经实施了医疗保险的省内异地就医直接结算，省内异地就医报销不方便问题基本得到了解决，因报销不便带来的医疗需求抑制得到了大幅缓解。另一方面，政府一直在推动医疗保险统筹层次提高，2018 年前后大多数地区实现了医疗保险市级统筹，统筹区域内各地区的报销比例得到了统一，因此报销比例低导致的医疗需求减少也在一定程度上得到了缓解。而不同省份之间上述问题依然存在，因此跨省流动人口中异地就医对医疗需求的抑制较为明显。

就住院总费用而言，省内跨市流动样本中异地参保者住院总费用增长率高于本地参保者 15.2 个百分点，而跨省流动和市内跨县流动者的结果不显著，这说明医疗保险异地参保对住院总费用的影响在省内跨市流动样本中更为明显。这是因为省内异地就医直接结算工作主要解决了跨地区报销不方便的问题，而因异地就医为监管难度大而产生诱导需求严重的问题仍然存在，因此导致了省内跨市患者住院费用更高。而对于跨省流动患者和市内跨县流动患者，结果虽不显著但均为正，说明这两组异地参保样本也可能在一定程度上面临诱导需求的问题。

就医疗负担而言，跨省流动样本和省内跨市流动样本异地参保者的住院医疗负担均在 1% 的水平上显著高于本地参保者，市内跨县人群中异地参保者的医疗负担在 5% 的水平上显著高于本地参保者的医疗负担。这说明不管对于远距离流动人口还是对于近距离的流动人口而言，他们都面临着比本地参保者更重的医疗负担。从系数上来看，跨省流动和省内跨市流动的系数值更高，说明其面临的诱导需求

¹ 此处结果并非几率比，而是直接汇报了扩展回归模型的系数。

比近距离流动人口面临的诱导需求更加严重。这可能与统筹区域内相关部门更容易实现对医疗行为的管理有关。

表 8 不同流动范围的影响结果

是否住院	跨省流动	省内跨市	市内跨县
Treat	0.794*** (-2.86)	0.904 (-1.32)	1.066 (0.58)
其他变量	控制	控制	控制
伪 R^2	0.1349	0.1580	0.1639
观测值	70380	47027	24106
住院总费用	跨省流动	省内跨市	市内跨县
Treat	0.089 (1.23)	0.152** (2.46)	0.122 (1.27)
其他变量	控制	控制	控制
R^2	0.1357	0.1068	0.1078
观测值	1818	1768	982
住院自付费用	跨省流动	省内跨市	市内跨县
Treat	0.280*** (3.35)	0.289*** (3.85)	0.230** (2.07)
其他变量	控制	控制	控制
R^2	0.1130	0.0770	0.1167
观测值	1769	1716	976

(二) 按参保类型分

表 9 展示了不同参保类型下医疗保险异地就医对医疗服务利用的影响。就是否住院而言(系数汇报几率比),异地就医对医疗行为的影响更明显地体现在参加新农合的样本中,新农合参保者异地住院概率的几率比是本地参保者住院概率几率比的 82.5%,即异地参保使住院几率比降低了 17.5%,而其他类型医疗保险的参保者异地就医的影响结果不显著。这可能是因为相对于其他类型的参保者而言,参保新农合的流动人口更多的是非正规就业人群和未就业者,收入相对较低导致其对医疗服务价格敏感性较高,而医疗保险异地就医由于报销比例低和异地报销成本高而大大增加了该部分群体面临的医疗服务价格,因此对其医疗行为的抑制作用较为明显。

就住院总费用而言,异地参保导致的住院总费用的增加同样更多地发生在新农合参保者样本中,新农合异地参保者比本地参保者住院总费用在 1% 的显著性水平上高出 37.6%,而其他类型参保者的异地住院总费用没有显著高于本地参保者的住院总费用。这可能是由于新农合参保者教育程度更低,就医时信息不对称更加严重,从而使得供给方能够更容易地实现诱导需求,从而导致医疗费用更高。其中,公费医疗由于样本数量较少没有得到有效的估计结果。

就医疗负担而言,新农合、城镇居民和城镇职工样本中异地参保者的医疗负担都显著高于本地参保者,其中新农合的差异最大且显著性最强,城镇居民和城镇职工的差异相对更小且显著性稍弱,城乡居民异地参保者与本地参保者之间的医疗负担未见显著差别。这可能是由于城乡居民医保统筹后,同一统筹区域内的

城镇和乡村统一了医保待遇和监管责任，报销比例差异的缩小和诱导需求的减轻消除了城乡居民异地参保者与本地参保者医疗负担的差异。

表 9 不同参保类型的影响结果

是否住院	新农合	城镇居民	城乡居民	城镇职工	公费医疗
Treat	0.825* (-1.76)	0.813 (-1.54)	0.921 (-0.82)	0.884 (-1.23)	0.592 (-0.48)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1521	0.1600	0.1750	0.1418	0.2213
观测值	77322	9764	16395	37572	221
住院总费用	新农合	城镇居民	城乡居民	城镇职工	公费医疗
Treat	0.376*** (3.73)	0.038 (0.32)	-0.085 (-0.98)	0.110 (1.56)	-
其他变量	控制	控制	控制	控制	-
R ²	0.1011	0.1738	0.1755	0.1552	-
观测值	2288	389	612	1261	18
住院自付费用	新农合	城镇居民	城乡居民	城镇职工	公费医疗
Treat	0.596*** (5.35)	0.248* (1.73)	0.040 (0.38)	0.167* (1.84)	-
其他变量	控制	控制	控制	控制	-
R ²	0.0833	0.1603	0.1333	0.1152	-
观测值	2246	381	603	1215	16

六、进一步分析

进一步地，我们验证异地就医政策的实施效果，即异地就医直接结算政策是否真正减轻了异地参保者的医疗负担。我们保留在本地（流入地）住院且异地参保的样本，比较本地直接结算患者和返乡报销患者在医疗负担两个方面的差别。我们将本地直接结算患者设置 1，返乡报销患者设置为 0，依次加入与上文一致的解释变量，回归结果如表 10。回归结果显示，异地就医直接结算患者医疗负担比返乡报销人群显著降低了 22.8%，即异地就医政策显著减轻了流动人口的医疗负担。

表 10 异地结算对医疗负担的影响

	(1) 模型 1	(2) 模型 2	(3) 模型 3	(4) 模型 4
Treat	-0.2894*** (-4.70)	-0.2823*** (-4.41)	-0.2821*** (-4.42)	-0.2279*** (-3.48)
其他变量		控制	控制	控制
R ²	0.018	0.051	0.061	0.100
观测值	1,189	1,182	1,182	1,182

七、结论与政策建议

本文使用 2018 年中国流动人口动态监测调查数据，在 logit 回归和最小二乘回归的基础上，使用粗略精确匹配和广义回归模型方法分别克服了可观测变量和不可观测变量导致的内生性问题，研究了异地参保对流动人口医疗服务利用的影响，并考察了不同流动范围和不同参保类型下异地参保效应的差别，最后验证了我国异地就医政策的实施效果。研究发现，第一，医疗保险的地域分隔总体上抑制了异地参保者的就医行为，异地参保导致流动人口住院概率的概率比减少了 10.2%；第二，异地参保增加了异地参保者的住院医疗总费用，总体上异地参保流动人口的住院总费用增长率比本地参保流动人口的住院总费用增长率高 11.3%；第三，异地参保加重了异地参保者的医疗负担，具体来说，异地参保者自付住院费用增长率比本地参保者的自付住院费用增长率高 27.3%。同时，在不同流动范围和参保类型下，异地参保效应的大小存在差别。就流动范围而言，跨省流动的参保者其住院行为受异地参保的影响最大，跨市流动参保者的医疗费用总额受异地参保的影响最大，异地参保对医疗负担的加重不受流动范围大小的影响。就参保类型而言，新农合参保者的住院行为和住院费用总额受异地参保影响最为明显，除城乡居民医保外其他类型的医疗保险异地参保者的医疗负担均显著高于本地参保者的医疗负担。此外，异地就医直接结算政策能够显著降低流动人口的医疗负担。

为消除异地参保导致的医疗服务利用差异，提升人群之间医疗服务利用的公平性，需要从政策方面持续发力。具体来说：第一，研究发现异地参保会导致就医概率降低。因此，减少异地就医行为，尽量消除以寻求优质医疗资源为目的的跨地区流动是解决该问题的重要思路。这就需要促进医疗资源平衡分布，大力推动医联体建设和分级诊疗，实现优质医疗资源下沉，使患者无需跨地区就医就能享受优质医疗服务。党的二十届三中全会在深化医药卫生体制改革部分明确提出，要“促进优质医疗资源扩容下沉和区域均衡布局，加快建设分级诊疗体系，推进紧密型医联体建设，强化基层卫生服务。”第二，研究发现异地参保会导致住院医疗总费用的增加，且这可能是供给方诱导需求导致的结果。为抑制异地就医中的诱导需求，要强化异地就医过程中的医保监管。一方面，要实行异地就医支付方式改革，采用 DRG/DIP 等付费方式控制异地就医中的不合理医疗费用支出。2025 年 1 月，国家医保局会同财政部印发了《关于有序推进省内异地就医住院费用纳入按病种付费管理的通知》，该文件重点推进了省内住院异地就医支付方式改革。未来，要逐步将异地就医支付方式改革扩大到跨省就医和门诊就医。另一方面，要加强各地医保部门合作，建立异地就医跨区域监管工作机制。2022 年 6 月，国家医保局发布的《关于进一步做好基本医疗保险跨省异地就医直接结算工作的通知》中明确提出，要加强跨省异地就医直接结算基金监管，完善区域协作、联合检查等工作制度。要落实就医地和参保地监管责任，就医地医保部门要把跨省异地就医直接结算作为日常监管、专项检查、飞行检查等重点内容，防范异地就医过程中的欺诈风险。第三，研究发现异地参保会导致异地参保者医疗负担加重，且根据进一步分析的结论可以看出，异地就医直接结算政策能够显著降低流动人口医疗负担。因此要进一步推进和完善异地就医直接结算政策。文章开头已经指出，目前我国跨省异地就医直接结算政策仍未实现全覆盖，跨省异地就医门诊和门诊慢特病直接结算病种覆盖范围仍然较小，因此要扩大跨省异地就医直接结算的覆盖范围，一方面增加跨省异地就医直接结算机构数量，尤其是基

层医疗卫生机构数量，另一方面要扩大门诊和慢特病跨省异地就医直接结算病种覆盖范围。第四，异质性分析部分的结论显示，在所有参保类型中城乡居民医保参保者受到异地参保的影响较小，且这可能是由于医保制度整合导致了报销比例差异缩小和诱导需求减少。因此，要加强制度顶层设计，进一步推动医疗保险制度整合，增强医疗保险制度的完整性。一方面要提高统筹层次，扩大医疗保险省级统筹范围，另一方面未来要积极推动职工和居民医保整合，实现基本医保全国一盘棋。

参考文献

- [1] 王新军,郑超.医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响[J].财经研究,2014,40(12):65-75.
- [2] 胡宏伟,栾文敬,李佳怿.医疗保险、卫生服务利用与过度医疗需求——医疗保险对老年人卫生服务利用的影响[J].山西财经大学学报,2015,37(05):14-24.
- [3] 刘小鲁.中国城乡居民医疗保险与医疗服务利用水平的经验研究[J].世界经济,2017,40(03):169-192.
- [4] 郑莉莉.医疗保险改变了居民的就医行为吗?——来自我国 CHNS 的证据[J].财政研究,2017,(02):84-97.
- [5] 章丹,徐志刚,陈品.新农合“病有所医”有无增进农村居民健康?对住院患者医疗服务利用、健康和收入影响的再审视[J].社会,2019,39(02):58-84.
- [6] 于大川.城镇居民医疗保险是否促进了医疗服务利用?——一项对制度运行效果的实证评估[J].金融经济学研究,2015,30(05):117-128.
- [7] 张航空,马琦峰,李慧慧.城乡居民医保、老年人健康与医疗服务利用——来自五期 CLHLS 数据的证据[J].中国卫生政策研究,2023,16(09):56-63.
- [8] 于大川.城镇居民医疗保险是否促进了医疗服务利用?——一项对制度运行效果的实证评估[J].金融经济学研究,2015,30(05):117-128.
- [9] 顾海.统筹城乡医保制度、与收入相关的医疗服务利用和健康不平等[J].社会科学辑刊,2019,(02):88-97.
- [10] 申宇鹏.医保统筹层次、医疗服务利用与健康福利——兼论省级统筹下医疗费用上涨的中介机制[J].社会保障评论,2022,6(04):83-101.
- [11] 金燕华,刘昌平,汪连杰.城乡居民医保整合改善了农村居民的生活质量吗——基于医疗、健康与经济三维视角的政策绩效评估[J].社会保障研究,2023,(03):54-68.
- [12] 覃诚,朱雨晨,方向明,等.城乡居民医保整合对农村中老年人医疗服务利用的影响[J].兰州学刊,2023,(06):147-160.
- [13] 顾昕,惠文.全民医保与医疗服务利用的公平性研究——基于中国家庭追踪调查多轮数据的分析[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2024,45(05):28-38.
- [14] 孟颖颖,韩俊强.医疗保险制度对流动人口卫生服务利用的影响[J].中国人口科学,2019,(05):110-120+128.
- [15] YAO Q, LIU C, SUN J. Inequality in health services for internal migrants in China: a national cross-sectional study on the role of fund location of social health insurance[J]. International journal of environmental research and public health, 2020, 17(17):6327.
- [16] HAN J, MENG Y. Institutional differences and geographical disparity: the impact

of medical insurance on the equity of health services utilization by the floating elderly population-evidence from China[J].International Journal for Equity in Health,2019,18(1).

[17] 刘胜兰,纪颖,张代均等.流动人口健康状况及卫生服务利用的公平性研究[J].卫生经济研究,2018,36(01):39—42.

[18] 施佳华,尹清菊,应仁祥等.上海部分地区外来务工人员就医意愿、流向及影响因素分析[J].上海交通大学学报(医学版),2017,37(02):234—239.

[19] 郭静,周庆誉,翁昊艺等.流动人口卫生服务利用及影响因素的多水平 logistic 回归模型分析[J].中国卫生经济,2015,34(03):50—52.

[20] 赵欣,明迪尧,马文军.中国中老年农民工门诊服务利用及费用影响因素[J].北京大学学报(医学版),2015,47(03):464—468.

[21] 王泳仪,王伟,严非.上海市流动老年人口卫生服务利用情况及其影响因素混合研究[J].中国全科医学,2019,22(01):32—37.

[22] 关云琦,张梅,张笑等.中国就业流动人口就医行为及其影响因素分析[J].中华流行病学杂志, 2019,39(03):301—308.

[23] SONG X,ZOU G,CHEN W. Health service utilisation of rural to urban migrants in Guangzhou,China:does employment status matter?[J].Tropical Medicine&International Health,2017,22 (1):82—91.

[24] 聂欢欢,鲍勇.上海流动老人卫生服务利用情况 [J].中华全科医学,2016,14(12):1971-1973+1979.

[25] 姜海珊.流动人口的医疗保险与医疗服务利用状况研究——基于全国流动人口动态监测数据 [J].调研世界,2016, (07):14-20.

[26] 何运臻,侯志远.基本医疗保险异地结算政策对卫生服务利用的影响研究[J].中国卫生政策研究,2016,9(05):67-71.

[27] ZHANG X,YU B,HE T. Status and determinants of health services utilization among elderly migrants in China[J].Global Health Research and Policy,2018,3(1).

[28] Andersen, R M; McCutcheon, A; Aday, L A; Chiu, G Y; Bell, R.Exploring dimensions of access to medical care[J].Health Services Research, 1983, 18(1):49-74

[29] Feldstein, M. Welfare loss of excess health insurance[J].Journal of Political Economy, 1973, 82(2):251-258

Long-Term Care Insurance and Female Empowerment: Evidence from a Quasi Experiment in China

陈华、陈茜、丁宇刚、王晓全¹

Abstract:

This paper examines how China's long-term care insurance (LTCI) pilot program affects female bargaining power using a quasi-natural experiment. We find that LTCI significantly enhances women's intrahousehold bargaining power, primarily through reducing informal care burdens and expanding employment opportunities in the formal care sector. The treatment effects are more pronounced among higher-educated households, those with healthy female members, and families with daughters, as well as in rural and lower-income households. Our findings remain robust across multiple empirical specifications and identification strategies, demonstrating the potential of social insurance programs in promoting gender equality through care provision restructuring.

Keywords: Long-term care insurance; bargaining power; crowding-out effect; employment effect

1. Introduction

Rapidly aging population poses unprecedented challenges to social safety. By 2050, the proportion of citizens aged 65 and above is projected to surge from 12% to 26% (United Nations, 2022), amplifying demand for long-term care services. This burden disproportionately falls on women, who traditionally shoulder 75% of unpaid caregiving responsibilities (Pacheco et al., 2024). Such obligations constrain female labor force participation, perpetuate gender income gaps, and reinforce patriarchal norms, causing a dynamic echoing global patterns in aging societies (ILO, 2023). In response, over 30 countries have implemented public long-term care insurance (LTCI) to subsidize formal care services, aiming to alleviate household burdens (OECD, 2021). Some studies have investigated the direct impacts of LTCI on the elderly's health status and consumption (Chen and Ning, 2022; Liu et al., 2023) and indirect effects on labor

¹ 陈华，中央财经大学保险学院教授。陈茜，中央财经大学保险学院硕士生。丁宇刚，广东外语外贸大学金融学院副教授。王晓全，西南财经大学保险学院副教授。

supply (Ai et al., 2024; Geyer and Korfhage, 2015), but whether they empower women economically and socially remains underexplored.

This paper investigates the causal impact of China's LTCI on female empowerment by leveraging the staggered rollout of LTCI pilot programs across cities as a quasi-natural experiment. Using longitudinal household data from the China Household Finance Survey (CHFS), we employ women's relative income share within households as our primary measure of female bargaining power, supplemented by two additional indicators: financial authority and decision-making authority in household affairs. Households are classified as treated if they reside in pilot cities, have at least one member aged 60 or above, and include members enrolled in LTCI-covered medical insurance programs during the post-implementation period. We then employ a staggered difference-in-differences design to compare changes in women's bargaining power between eligible and ineligible households.

Our results demonstrate that China's Long-Term Care Insurance program significantly enhances female bargaining power across multiple dimensions. We find that LTCI implementation increases women's relative income share by 1.15 percentage points while simultaneously improving financial and decision-making authority by 2 and 4.77 percentage points, respectively. Event-study analyses confirm the validity of our research design, showing no pre-treatment differences while revealing persistent positive effects after policy implementation. These findings withstand a series of robustness checks, including sample restrictions, alternative model specifications, placebo tests and heterogeneous treatment effects.

The program's impacts operate through two distinct channels in the labor market. On the supply side, the crowding-out effect on informal care provision significantly increases female labor supply by reducing care-driven workforce non-participation (Fu et al., 2017; Korfhage and Fischer-Weckemann, 2024), while simultaneously inducing a household time reallocation where men compensate by increasing domestic chores. On the demand side, the policy generates significant employment effects through nursing industry expansion, creating opportunities that disproportionately benefit women, who demonstrate substantially larger employment gains in the nursing sector compared to men (Theobald and Chon, 2020). These gender-differentiated patterns extend to work arrangements, with both genders experiencing increased annual work hours but through distinct pathways—women primarily through care sector employment and men mainly through extended market work. These findings demonstrate how LTCI simultaneously restructures both care provision and employment patterns while producing systematically gendered economic outcomes.

Treatment effects exhibit substantial heterogeneity across household characteristics, being more pronounced among higher-educated households, those with healthy female members, and families with daughters, as well as in rural and lower-income households. This pattern indicates that LTCI most effectively supports women facing both socioeconomic disadvantages and traditional care constraints, while the gendered nature of the mechanisms ensures that women benefit more substantially from both the supply-side care substitution and demand-side employment expansion. The systematic variation in policy effectiveness across household types underscores how existing resource allocations and care arrangements shape program impacts.

Our work contributes to the three strands of literature. First, we add to the literature on the economic and social impacts of LTCI. Existing studies have investigated impacts of LTCI on the disable elderly's medical expenditure (Moon et al., 2021; Feng et al., 2020; Lei et al., 2022; Han et al., 2024), hospital bed utilization (Costa-Font and Courbage, 2018), non-medical consumption (Ameriks et al., 2020; Liu et al., 2023), mortality risk (Sohn et al., 2020), and life satisfaction (Chen and Zhao, 2020; Wang et al., 2023). Additionally, some studies examine the impact of LTCI on the spouses of individuals with disabilities (Luo et al., 2024) and even its intergenerational transmission effects on children (Coe et al., 2023; Wang et al., 2025). While Engers and Stern (2002) provided a seminal theoretical framework modeling how families bargain over long-term care arrangements, our study advances this line of inquiry by providing robust micro-econometric evidence on how a real-world LTCI policy concretely influences female bargaining power, moving beyond theoretical prediction to empirical validation.

Second, our findings reveal that LTCI produces gendered differentials in both the crowding-out of informal care (Kim and Lim, 2015; Chen and Ning, 2022) and the employment effects in the formal care sector, which subsequently trigger a reconfiguration of intra-household power structures. While gender differences in the labour force impact of LTCI have been found in studies in China (Yu et al., 2021), Japan (Sugawara and Nakamura, 2014), Germany (Geyer and Korfhage, 2018), Korea (Lee, 2024), England (Hussein et al., 2016) and elsewhere, the potential for such policies to advance gender equality—specifically through restructuring household employment patterns—remains underexplored.

Third, our study enhances the understanding of what affects female bargaining power in the household. Female bargaining power depends on wealth (Dong, 2022), education (Hossain, 2020), whether having children (Li and Wu, 2017), and gender perspectives (Asiedu et al., 2021). Some studies investigate the institutional and policy change on female empowerment (Tommasi, 2019; Calvi, 2020; Danquah et al., 2021; Gu et al., 2022; Guiso and Zaccaria, 2023; Majlesi, 2016; Maldonado, 2024; Zhao and Xi, 2024). For instance, Majlesi (2016) indicates that increased labor market opportunities in Mexico have enabled women to gain decision-making power over private goods and services. Calvi (2020) demonstrates that poverty among older women in India reduces their bargaining power. Guiso and Zaccaria (2023) document that Italian pension reforms have prompted households to increasingly allocate economic leadership based on the relative skills of spouses. We enrich this literature by exploiting the impact of LTCI.

2. Background

2.1 China's long-term care insurance

The LTCI is an important part of China's social insurance system, providing services or financial protection for the basic living care and closely related medical care of individuals with long-term disabilities. Its establishment and development represent a critical initiative to address the care needs of the disabled elderly amid a rapidly aging population. In 2012, Qingdao pioneered the LTCI pilot program, marking China's initial exploration into this domain. In 2016, the Ministry of Human Resources and Social Security issued the "Guiding Opinions on Carrying Out Pilot LTCI System", designating the first 15 pilot cities and formally launching China's LTCI system. Since

then, the pilot program has expanded significantly, extending to 49 pilot cities in 2020. By the end of 2024, the LTCI system had covered over 180 million people in China, with more than 2.6 million individuals benefiting from its provisions.

LTCI was initially targeted toward urban workers and retirees enrolled in the Urban Employee Basic Medical Insurance (UEBMI) and the coverage was expanded to residents enrolled in the Urban-Rural Resident Basic Medical Insurance (URRBMI), depending on local economic and social development (Liu et al., 2023; Zhu and Österle, 2019). For instance, cities such as Nantong, Xuzhou, and Suzhou in Jiangsu Province have incorporated all residents into their LTCI coverage.

The financing of China's LTCI is primarily relying on the reallocation of medical insurance funds, supplemented by fiscal allocations, and involving individual and social participation. Currently, the financing channels in pilot regions mainly include the reallocation of basic medical insurance funds for employees, government fiscal subsidies, and individual contributions. The financing standards are determined through either a fixed ratio or a fixed amount, with per capita financing amounts varying across regions, generally ranging from 30 to 180 yuan per year. Additionally, the LTCI fund follows the principle of "balanced revenue and expenditure with a slight surplus." A portion of the funds is used to meet the current year's care expenditure needs, while another part is reserved as a financial buffer to address future payment pressures brought about by population aging and increased disability.

The reimbursement levels for LTCI differ across regions and types of care. For home-based care, the compensation ratio is typically 75%, while for institutional care, it is 70%. In pilot regions, the comprehensive reimbursement rate for medical and caregiving expenses generally reaches 70%, with some areas even increasing it to 90%. However, current reimbursement levels still fall short of covering all costs, particularly for institutional care.

2.2 Division of labor between men and women in Chinese families

The division of labor between men and women in Chinese families has historically evolved from a traditional gender-based model to a more diversified and intergenerational structure. Before the establishment of the People's Republic of China, family labor was predominantly organized around the principle of "men managing external affairs and women managing internal affairs," where men were primarily responsible for the family's economic income, while women handled domestic tasks such as household chores and child-rearing (Ebrey, 1993; Walker, 1993). This division of labor, exemplified in agricultural societies by the adage "men plow and women weave," became entrenched over centuries of feudal society. From the founding of New China to the reform and opening-up period, the political slogan "women hold up half the sky" encouraged women to participate in collective labor outside the home, leading to a gradual loosening of traditional gender roles (Croll, 1983; Gao, 1994).

Following China's reform and opening-up, rural labor migration to urban areas reshaped family dynamics, resulting in a "men work, women farm" model, where men sought employment in cities while women remained in rural areas to manage farming and family care (Jacka, 1997; Wolf, 1985). Since 2000, the division of labor has further evolved into an intergenerational pattern, with younger generations migrating to urban areas for work and older generations staying in rural regions to farm and care for grandchildren (Le Mons Walker, 1993). In urban households, a similar trend has emerged, with the traditional gender division of labor being increasingly challenged by

women's rising educational attainment and societal participation since the 20th century. Despite these advancements, significant disparities persist in the allocation of domestic labor. Married women in urban areas continue to bear the majority of household responsibilities, spending twice as much time on housework as men on average. These patterns are influenced not only by socio-economic structures but also by deeply ingrained gender role ideologies (Liu and Zuo, 2023).

3. Data and Methodology

3.1 Data

The household-level data used in this study is from the China Household Finance Survey (CHFS). CHFS is a nationwide sample survey conducted by the China Household Finance Survey and Research Centre at Southwestern University of Finance and Economics, aiming to collect information on household finance. The main contents include housing assets and financial wealth, indebtedness and credit constraints, income and consumption, social security and insurance, intergenerational transfers, demographic characteristics and employment, as well as payment habits, which provide a comprehensive and detailed portrayal of households' economic and financial behavior. City-level control variables are obtained from the China Statistical Yearbook to account for regional economic conditions.

Our analysis utilizes seven waves of the China Household Finance Survey (2011, 2013, 2015, 2017, 2019, 2021, and 2023) covering 29 provinces and 355 counties. We apply several sample restrictions: households with only adult males or only adult females are excluded, as are those reporting negative income or assets, and households with missing social insurance information. Additionally, all continuous variables are trimmed at the 1st and 99th percentiles to mitigate the influence of extreme values. After these adjustments, our final sample comprises 80,161 unique households, representing 167,728 household-year observations.

3.2 Variables and summary statistics

Given that China's LTCI is being piloted selectively across cities with varying eligibility criteria, this paper determines LTCI eligibility based on three conditions. First, the household must include at least one member aged 60 or above, with age data drawn from the CHFS demographic records. Second, the household must reside in a city that was officially designated as an LTCI pilot area in the survey year, as manually collected and verified from policy documents summarized in Appendix Table 2. Third, at least one household member must be enrolled in either Urban Employee Basic Medical Insurance (UEBMI) or Urban-Rural Resident Basic Medical Insurance (URRBMI), consistent with typical LTCI eligibility rules. Insurance status is obtained from the CHFS question: "What type of social pension insurance is currently in place?" As shown in Table 1 Panel A, the variable *LTCI*, which indicates whether a household satisfies all three LTCI eligibility criteria, has a mean of 0.09, indicating that approximately 9% of household-year observations qualify for potential LTCI coverage. This relatively low coverage rate reflects both the geographically limited scope of the pilot program and the stringent social insurance requirements for eligibility.

We employ relative income (*RelInc*) as our primary measure of female economic power within households. Following Bertrand et al. (2015), we define *RelInc* as the ratio of total female wage income to the sum of female and male wage income. The data on wage and salary income are obtained from the CHFS. As shown in Table 1

Panel A, the mean $RelInc$ is 0.333¹, indicating that women contribute approximately one-third of total household wage income. This relative measure is considered alongside absolute income levels, where women's average wage income ($FemInc$) is 16,070 yuan, compared to 30,060 yuan for men ($MalInc$), revealing a substantial gender wage gap. Both income distributions are highly right-skewed, with median values of zero for both genders, indicating that a significant portion of households report no wage income.

Figure 1 presents kernel density estimates of household income distributions by LTCI eligibility. A key pattern across Panels A, B, and D is the consistently higher density of NO LTCI households near zero income, indicating that LTCI coverage is associated with a reduction in the prevalence of individuals with no wage earnings, regardless of gender. Beyond this common effect, the policy's impact is profoundly gendered, giving rise to a distinct distributional asymmetry between men and women. This asymmetry is reflected in a systematic rightward shift of the female relative income share, as depicted in Panel C.

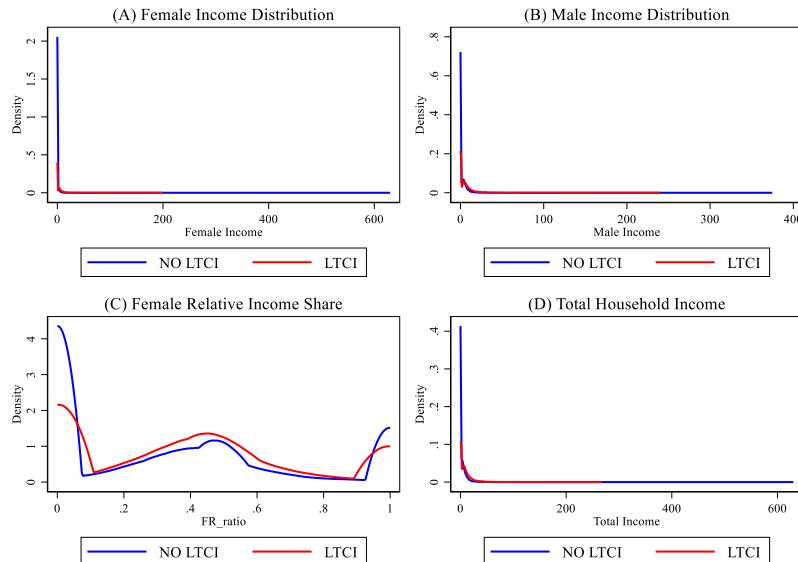


Figure 1. Distribution of Income Variables by LTCI Eligibility Status

Note: This figure presents kernel density estimates. The x-axis represents income levels in Panels A, B, and D, and the female relative income share in Panel C. The y-axis in all panels measures the probability density. The distributions are shown separately for households with and without LTCI eligibility.

¹ The reason for the reduced sample size of this variable is that many households had a combined wage and salary income of zero for both males and females, resulting in missing values.

Our analysis mitigates potential endogeneity concerns in income-based measures of bargaining power (McElroy and Horney, 1981) by incorporating two additional dimensions of household authority. Following Han et al. (2023), we examine both financial authority (*FemFin*) and decision-making authority (*FemDec*) to better capture the multifaceted nature of women's influence in household governance. *FemFin* is derived from the survey question "Who in your household is most knowledgeable about the household's finances?" and equals 1 if a woman is identified as such. *FemDec*, which was collected in the 2021 and 2023 survey waves, is constructed from the survey question "Who plays the primary decision-making role in household affairs?" and equals 1 if a woman is identified as the primary decision-maker. This variable provides a more direct measure of female bargaining power by capturing women's actual authority in household governance. As summarized in Table 1 Panel A, *FemFin* has a mean of 0.467, suggesting women are considered most financially knowledgeable in 46.7% of households. *FemDec* shows a lower mean of 0.353, indicating women lead household decision-making in 35.3% of applicable observations. These patterns collectively suggest that men continue to hold a dominant position in Chinese households across multiple dimensions of intrahousehold bargaining power.

Control variables include household-level characteristics such as the number of adult females (*Fem*), the number of adult males (*Mal*), total household members (*Fam*), the proportion of daughters (*DauRat*), the average age of females (*FemAge*), the average age of males (*MalAge*), the number of females with high school education or above (*FemEdu*), the number of males with high school education or above (*Maledu*), residential type (*Rural*) and total household assets (*Asset*), along with city-level indicators including per capita regional GDP (*GDP*), and local government general budget revenue (*Rev*). As shown in Table 1 Panel A, the average household has 1.464 adult females and 1.477 adult males, with 3.504 members overall. The proportion of daughters is 5.6%, while the average age is 48.483 years for females and 47.291 years for males. Educational attainment shows a gender gap, with an average of 0.613 males versus 0.513 females having high school education or above. Rural households account for 35% of the sample. Household assets average 939,530 yuan but exhibit substantial variation, with the median considerably lower than the mean, indicating a right-skewed distribution. At the regional level, per capita GDP averages 70,670 yuan, and local government revenue averages 900.798 billion yuan. These variables help control for household heterogeneity and regional economic conditions that may affect both LTCI eligibility and female bargaining power outcomes.

We further provide grouped descriptive statistics to compare households by LTCI eligibility status, as shown in Panel B of Table 1. The results reveal systematic differences across all three measures of female bargaining power. Households eligible for LTCI coverage demonstrate significantly higher levels of female economic influence, with the mean female-to-male relative income ratio reaching 0.382 compared to 0.328 among ineligible households. Similarly, women in eligible households show a 9.1 percentage point higher probability of being identified as the most financially knowledgeable person and a 17.4 percentage point greater likelihood of holding primary decision-making authority. All these differences are statistically significant at the 1% level, suggesting that women in LTCI households generally possess stronger bargaining power.

Meanwhile, eligible households demonstrate systematically different characteristics: they tend to be smaller in size, have older members, achieve higher educational attainment, and possess substantially greater economic resources as reflected in household assets, regional GDP, and government revenue. They are also significantly less likely to reside in rural areas, with only 9.4% of eligible households located in rural regions compared to 37.5% of ineligible households. These pronounced differences confirm that LTCI eligibility is associated with more developed regions and economically advantaged households, underscoring the importance of controlling for these factors in subsequent empirical analyses.

Table 1 Descriptive statistics

Panel A. Full sample								
Variable	N	Mean	Std	Min	p25	P50	p75	Max
<i>LTCI</i>	167728	0.09	0.287	0	0	0	0	1
<i>RelInc</i>	97995	0.333	0.359	0	0	0.276	0.519	1
<i>FemInc</i>	167728	1.607	4.098	0	0	0	2	630
<i>MalInc</i>	167728	3.006	5.754	0	0	0	4.2	374.7
<i>FemFin</i>	166962	0.467	0.499	0	0	0	1	1
<i>FemDec</i>	25253	0.353	0.478	0	0	0	1	1
<i>Fem</i>	167728	1.464	0.669	1	1	1	2	10
<i>Mal</i>	167728	1.477	0.667	1	1	1	2	11
<i>Fam</i>	167728	3.504	1.516	2	2	3	4	20
<i>DauRat</i>	167728	0.056	0.114	0	0	0	0	0.714
<i>FelAge</i>	167684	48.483	16.245	1	35	48	61	118
<i>MalAge</i>	167696	47.291	16.888	3	33.75	45	61	118
<i>FelEdu</i>	167728	0.513	0.655	0	0	0	1	6
<i>MalEdu</i>	167728	0.613	0.689	0	0	1	1	6
<i>Rural</i>	167728	0.35	0.477	0	0	0	1	1
<i>Asset</i>	164469	93.953	142.664	0.351	15.272	41.328	104.79	1002.433
<i>GDP</i>	154524	7.067	3.743	1.585	3.952	6.345	9.613	18.149
<i>Rev</i>	155398	900.798	1433.162	19.464	108.236	287.818	1025.17	7108.148
<i>FemCar</i>	165019	0.167	0.373	0	0	0	0	1
<i>MalCar</i>	165406	0.037	0.188	0	0	0	0	1
<i>FemNur</i>	138450	0.047	0.211	0	0	0	0	1
<i>MemNur</i>	137599	0.029	0.167	0	0	0	0	1
<i>FemHou</i>	167728	0.084	0.128	0	0	0	0.176	1.786
<i>MalHou</i>	167728	0.127	0.155	0	0	0.06	0.216	1.69
<i>FemCho</i>	167728	0.877	3.007	0	0	0	0	120
<i>MalCho</i>	167728	0.906	3.119	0	0	0	0	120

Panel B. Comparison by LTCI					
	<i>LTCI = 1</i> (N=15137)		<i>LTCI = 0</i> (N=152591)		
Variable	Mean	Median	Mean	Median	Difference
<i>RelInc</i>	0.382	0.373	0.328	0.257	-0.055***
<i>FemInc</i>	3.358	0.000	1.433	0.000	-1.925***
<i>MalInc</i>	5.403	2.520	2.768	0.000	-2.635***

<i>FemFin</i>	0.550	1.000	0.459	0.000	-0.091***
<i>FemDec</i>	0.493	0.000	0.319	0.000	-0.174***
<i>Fem</i>	1.356	1.000	1.475	1.000	0.119***
<i>Mal</i>	1.322	1.000	1.492	1.000	0.170***
<i>Fam</i>	3.077	3.000	3.547	3.000	0.470***
<i>DauRat</i>	0.045	0.000	0.057	0.000	0.011***
<i>FelAge</i>	51.691	52.000	48.165	48.000	-3.526***
<i>MalAge</i>	51.255	51.000	46.898	44.333	-4.356***
<i>FelEdu</i>	0.782	1.000	0.486	0.000	-0.296***
<i>MalEdu</i>	0.857	1.000	0.589	0.000	-0.268***
<i>Rural</i>	0.094	0.000	0.375	0.000	0.282***
<i>Asset</i>	240.739	155.581	79.915	37.270	-160.824***
<i>GDP</i>	11.760	11.820	6.591	5.858	-5.168***
<i>Rev</i>	2954.598	1825.062	688.973	240.100	-2265.626***
<i>FemCar</i>	0.093	0.000	0.175	0.000	0.082***
<i>MalCar</i>	0.018	0.000	0.039	0.000	0.021***
<i>FemNur</i>	0.086	0.000	0.042	0.000	-0.044***
<i>MemNur</i>	0.052	0.000	0.026	0.000	-0.027***
<i>FemHou</i>	0.108	0.000	0.082	0.000	-0.027***
<i>MalHou</i>	0.145	0.160	0.125	0.048	-0.020***
<i>FemCho</i>	0.726	0.000	0.891	0.000	0.165***
<i>MalCho</i>	0.737	0.000	0.923	0.000	0.186***

Note: This table reports descriptive statistics for the main variables. Panel A presents the summary statistics for the full sample. Panel B compares the mean and median values of variables between households with long-term care insurance (*LTCI* = 1) and those without (*LTCI* = 0), with the difference tested for statistical significance. ***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Variable definitions are detailed in the Appendix Table 1.

3.3 Identification strategy

Due to the spatial and temporal differences in the implementation of LTCI pilots, we use staggered difference-in-difference to study the impact of LTCI on female bargaining power in households. For the baseline model, our empirical specification is as follows:

$$Y_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 LTCI_{i,c,t} + X' \beta_2 + \theta_c + \eta_t + \varepsilon_{i,c,t} \quad (1)$$

Where $Y_{i,c,t}$ represents female bargaining power for household i in city c and year t ,

measured by women's relative income (*RelInc*) as the primary dependent variable, with financial authority (*FemFin*) and decision-making authority (*FemDec*) serving as supplementary measures. The core explanatory variable $LTCI_{i,c,t}$ is the interaction of

$Treat_{i,c}$ and $Post_{c,t}$. Here, $Treat_{i,c}$ is a dummy variable indicating that

household i meets three eligibility criteria: First, the household must include at least

one member aged 60 or above, with age data drawn from the CHFS demographic records. Second, the household must reside in a city that was officially designated as an LTCI pilot area in the survey year, as manually collected and verified from policy documents summarized in Appendix Table 2. Third, at least one household member must be enrolled in either Urban Employee Basic Medical Insurance (UEBMI) or Urban-Rural Resident Basic Medical Insurance (URRBMI), consistent with typical LTCI eligibility rules. while $\text{Post}_{c,t}$ is a dummy marking the post-implementation

periods in city c . The vector \mathbf{X}^t contains all control variables described in Subsection

3.2. The model incorporates city fixed effects θ_c and year fixed effects η_t , which help

control for time-invariant heterogeneity across cities and common time trends affecting all households, thereby improving identification of the LTCI effect. Standard errors are clustered at the city level to account for potential serial correlation of observations within the same city over time (Abadie et al., 2023).

To examine the dynamic effects of the LTCI policy on female intra-household bargaining power, we further employ an event study framework in Equation (2):

$$Y_{i,c,t} = \beta_0 + \sum_{k=-6, \neq -1}^{6} \beta_k \text{LTCI}_{i,c,t}^k + \mathbf{X}' \beta_2 + \theta_c + \eta_t + \varepsilon_{i,c,t} \quad (2)$$

The dynamic policy effects are captured by the coefficients (β_k) on dummies of relative periods to the LTCI implementation ($\text{LTCI}_{i,c,t}^k$). Following the literature, we exclude the indicator of the year before the LTCI implementation, i.e., $D_{i,c,t}^{-1}$, using it as the reference year. The coefficients β_k trace the time path of policy effects. Pre-policy coefficients test parallel trends, while post-policy coefficients identify dynamic effects. Other variables and settings are the same as those in Equation (1).

4. Results

4.1 Baseline regression

Based on the empirical model specified in Equation (1), we present the baseline estimation results for women's relative income (RelInc) in Columns (1) to (5) of Table 2 Panel A. Column (1) reports the bivariate relationship, providing a preliminary assessment of the raw correlation between LTCI eligibility and women's relative income. Column (2) introduces city and year fixed effects, effectively controlling for time-invariant regional heterogeneity and common temporal trends. When household-level control variables are incorporated in Column (3), we better isolate the independent effect of LTCI from confounding household characteristics. Column (4) further addresses potential bad control problems by interacting city-level economic indicators with year fixed effects, thus capturing city-specific economic trajectories without introducing post-treatment bias. The comprehensive specification in Column (5) includes all control variables while maintaining the fixed effects structure, providing

our most reliable estimate of the LTCI effect. Across these progressively rigorous specifications, the *LTCI* coefficient remains positive and statistically significant, declining from 0.0546 in the simple regression to a stable approximately 0.011 in the full model, demonstrating the robust positive impact of LTCI on women's relative economic standing after accounting for various potential confounders.

In the full baseline specification (Column 5), the control variables demonstrate theoretically consistent patterns with women's relative income. The significantly positive coefficients for the number of adult females, female educational attainment, and household assets likely reflect enhanced female human capital and resource availability that strengthen women's economic position. Conversely, the significantly negative coefficients for the number of adult males, daughter ratio, female age, and rural residence may indicate structural constraints and traditional distributional norms within households. The significantly positive coefficient for male age might suggest lifecycle earning patterns that differentially affect intrahousehold bargaining. Meanwhile, the statistically insignificant coefficients for male education and both city-level variables (per capita GDP and local government revenue) imply that these factors may have offsetting pathways or limited direct influence on women's relative income share. These systematic patterns support the validity of our empirical approach while highlighting the complex interplay of household and regional factors shaping women's economic status.

Turning to supplementary measures of female bargaining power, Panel B presents results for financial authority (*FemFin*) in columns (1)-(2) and decision-making authority (*FemDec*) in columns (3)-(4). The estimates demonstrate notable robustness across specifications. For financial authority, LTCI eligibility shows a consistently positive effect, remaining statistically significant at the 10% level regardless of control variable inclusion. This pattern is even more pronounced for decision-making authority, where the coefficient maintains strong statistical significance at the 1% level with only modest attenuation after incorporating controls. Among the control variables, female education exhibits consistently positive effects on both dimensions of female authority, while larger household size generally correlates with reduced female bargaining power. The persistent significance of LTCI effects across different model specifications underscores the robustness of our findings and suggests that the policy influences multiple dimensions of female bargaining power through distinct channels.

Table 2 Baseline regression results

	Panel A. Relative income				
	(1) <i>RelInc</i>	(2) <i>RelInc</i>	(3) <i>RelInc</i>	(4) <i>RelInc</i>	(5) <i>RelInc</i>
<i>LTCI</i>	0.0546*** (0.0038)	0.0317*** (0.0054)	0.0095** (0.0047)	0.0108* (0.0055)	0.0115** (0.0055)
<i>Fem</i>			0.1003*** (0.0043)	0.0990*** (0.0045)	0.0989*** (0.0045)
<i>Mal</i>			-0.0775*** (0.0037)	-0.0781*** (0.0037)	-0.0781*** (0.0037)
<i>Fam</i>			-0.0041	-0.0040	-0.0038

		(0.0028)	(0.0029)	(0.0029)
<i>DauRat</i>		-0.3894*** (0.0212)	-0.3935*** (0.0209)	-0.3938*** (0.0209)
<i>FemAge</i>		-0.0050*** (0.0002)	-0.0050*** (0.0002)	-0.0050*** (0.0002)
<i>MalAge</i>		0.0024*** (0.0002)	0.0024*** (0.0002)	0.0024*** (0.0002)
<i>FemEdu</i>		0.0421*** (0.0037)	0.0426*** (0.0036)	0.0426*** (0.0036)
<i>MalEdu</i>		-0.0007 (0.0027)	-0.0010 (0.0028)	-0.0010 (0.0028)
<i>Rural</i>		-0.0242*** (0.0041)	-0.0251*** (0.0042)	-0.0248*** (0.0042)
<i>Asset</i>		0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
<i>GDP</i>				0.0003 (0.0016)
<i>Rev</i>				-0.0000 (0.0000)
Year FE	No	Yes	Yes	Yes
City FE	No	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	97995	97995	96295	88115
<i>R</i> ²	0.002	0.022	0.135	0.131

Panel B. Financial authority and decision-making authority

	(1) <i>FemFin</i>	(2) <i>FemFin</i>	(3) <i>FemDec</i>	(4) <i>FemDec</i>
<i>LTCI</i>	0.0439*** (0.0123)	0.0200* (0.0119)	0.1014*** (0.0141)	0.0477*** (0.0140)
<i>Fem</i>		0.0837*** (0.0058)		0.0525*** (0.0125)
<i>Mal</i>		-0.0078 (0.0048)		0.0267** (0.0113)
<i>Fam</i>		-0.0422*** (0.0043)		-0.0645*** (0.0088)
<i>DauRat</i>		0.3462*** (0.0255)		0.4580*** (0.0637)
<i>FemAge</i>		0.0016*** (0.0003)		0.0040*** (0.0004)
<i>MalAge</i>		-0.0052*** (0.0003)		-0.0063*** (0.0004)
<i>FemEdu</i>		0.0544***		0.0830***

	(0.0042)	(0.0075)
<i>MalEdu</i>	-0.0330*** (0.0036)	-0.0377*** (0.0068)
<i>Rural</i>	-0.1081*** (0.0079)	-0.1532*** (0.0124)
<i>Asset</i>	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
<i>GDP</i>	0.0010 (0.0020)	-0.0053 (0.0076)
<i>Rev</i>	0.0000** (0.0000)	0.0001 (0.0001)
Year FE	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
<i>N</i>	166962	148961
<i>R</i> ²	0.026	0.061
		0.073
		0.114

Note: This table in Panel A shows the regression results from estimating Eq. (1) when the dependent variable is the relative wage and salary income level of women in the household (*RelInc*). Column (1) regresses only two variables. Column (2) estimates the regression with year and household fixed effects, without control variables. Column (3) incorporates household-level controls, while Column (4) further includes time trend component of city control variables. Column (5) controls for household and city control variables. Panel B shows the regression results from estimating Eq. (1) when the dependent variables are whether the female is most knowledgeable about the household's financial situation (*FemFin*) and whether women make decisions on household matters (*FemDec*). Standard errors are clustered at the city level. ***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Variable definitions are detailed in the Appendix Table 1.

4.2 Parallel trend test and dynamic effects

Based on the specification in Equation (2), Figure 2 presents the dynamic effects of the policy intervention on *RelInc*. The estimated coefficients for the pre-treatment periods (pre5 to pre2) are statistically indistinguishable from zero, confirming that the parallel trends assumption holds prior to policy implementation. This pattern validates the identification strategy for causal inference. In the post-treatment phases (post1 to post3), the point estimates demonstrate the temporal evolution of the policy's impact, revealing how the treatment effect on *RelInc* emerges and develops over time following the intervention.

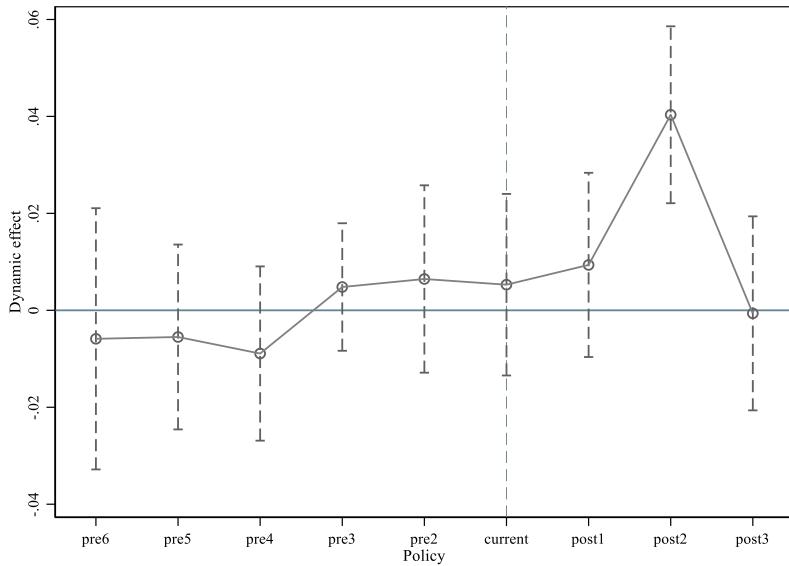


Figure 2. Results from estimating the dynamic specification in Equation (2)

Note: This figure presents the estimated coefficients from an event-study design based on Equation (2), depicting the dynamic effects of the policy intervention on the female relative income share (*RelInc*). The horizontal axis indicates event time relative to the policy implementation period (0), spanning from five periods before (pre5) to three periods after (post3). The vertical axis measures the estimated change in *RelInc*. The solid line connects the point estimates for each period, and the error bars represent the 95% confidence intervals.

4.3 Robustness

To address potential concerns regarding sample selection bias, we employ various alternative sample definitions. These include propensity score matching (nearest-neighbor 1:2), subsamples restricted to households with female residents or elderly members, and samples excluding municipalities and the initial survey year 2011. As shown in columns (1) to (5) of Table 3, the estimated coefficient on LTCI eligibility remains consistently positive and statistically significant across all these alternative samples, with magnitudes ranging from 0.0115 to 0.0230. This stability demonstrates that our core finding is not driven by particular demographic compositions or geographic coverage in our baseline sample.

We further examine the sensitivity of our results to alternative model specifications. These include replacing the dependent variable with an alternative relative income measure¹, clustering standard errors at different levels (province and household), employing varying fixed effects structures (household-year and province-year), and incorporating a one-period lagged dependent variable. As shown in columns (6) to (11) of Table 3, the estimated treatment effects remain statistically

¹ Following Qi (2015), the alternative measure is defined as $(FemInc - MalInc)/(FemInc + MalInc)$.

significant with coefficients ranging from 0.0115 to 0.0154 across all specifications. The consistency of these results under diverse modeling assumptions confirms that our findings are robust to alternative approaches addressing error correlation structures and unobserved heterogeneity.

Table 3 Robustness

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>	<i>RelInc</i>
LTCI	0.0130** (0.0066)	0.0137** (0.0058)	0.0191** (0.0084)	0.0132* (0.0074)	0.0115** (0.0056)	0.0230** (0.0111)	0.0115** (0.0053)	0.0115** (0.0052)	0.0116** (0.0058)	0.0145** (0.0069)	0.0154** (0.0065)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes
Household	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	No	No
FE											
Province	No	No	No	No	No	No	No	No	No	Yes	No
FE											
N	18123	71856	36477	76142	85687	88115	88115	88115	59955	88115	88115
R ²	0.132	0.135	0.189	0.129	0.134	0.131	0.131	0.131	0.683	0.125	0.131

This appendix table presents a series of robustness checks. Column (1) employs propensity score matching. Column (2) filters the subsample of households with female cohabitants. Column (3) filters the subsample of households with elderly members aged 60 or above. Column (4) excludes samples from municipalities directly under the central government. Column (5) excludes samples from 2011. Column (6) uses the difference between female and male income divided by the sum of female and male income as the dependent variable. Column (7) performs standard error clustering at the provincial level. Column (8) performs standard error clustering at the household level. Column (9) replaces fixed effects with year and household. Column (10) replaces fixed effects with year and province. Column (11) lags the dependent variable by one period. Standard errors are clustered at the city level unless noted. ***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Variable definitions are detailed in the Appendix Table 1.

To further assess whether our baseline results might be driven by spurious correlations, we implement a permutation test by randomly reassigning the LTCI eligibility status across households. This procedure effectively creates a counterfactual distribution of the treatment effect under the null hypothesis of no true effect. The results from 500 permutations show that none of the randomly generated coefficients exceed the magnitude of our actual estimated treatment effect. This yields a p-value of 0, indicating that the probability of obtaining our observed estimate by random chance is virtually zero. The permutation distribution, visually presented in Figure 3, confirms that our actual estimate constitutes a clear outlier relative to the simulated coefficients. These findings provide robust evidence that the identified LTCI effect on women's

relative income reflects a genuine causal relationship rather than coincidental patterns in the data.

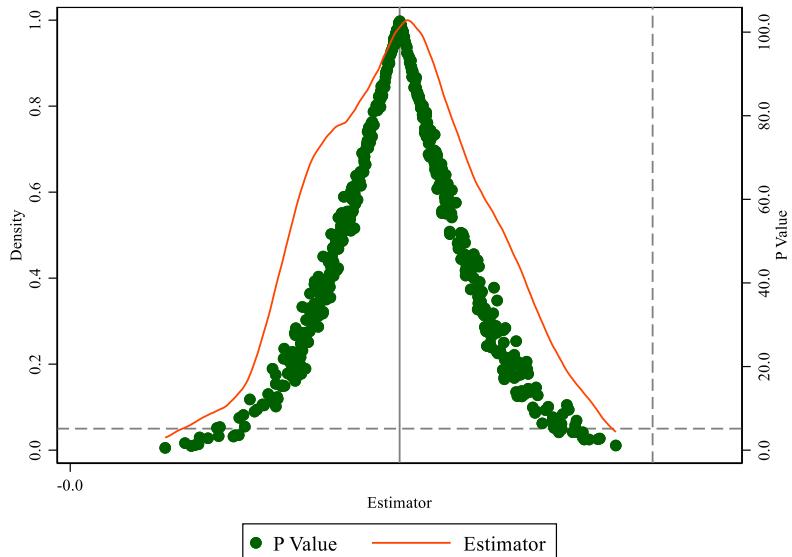


Figure 3. Placebo test

Note: This figure presents the distribution of coefficient estimates from a permutation test involving 500 random reassessments of treatment status, where the density plot shows the frequency of simulated coefficients. The vertical line indicates the actual estimated coefficient from the baseline analysis, while the horizontal line corresponds to the reported p-value that results from the permutation test.

To address potential biases arising from heterogeneous treatment effects across implementation cohorts in our staggered difference-in-differences design, we employ four complementary estimation approaches that provide robustness against different forms of specification bias. Figure 4 presents the dynamic treatment effects estimated through these alternative methodologies, demonstrating remarkable consistency in both the pre-trend patterns and post-treatment effects across estimation strategies.

The traditional two-way fixed effects (TWFE) estimator serves as our baseline, while three recently developed estimators address specific limitations of the conventional approach. The Sun and Abraham (2021) interacted estimator resolves the "forbidden comparisons" problem by properly weighting cohort-specific treatment effects and avoiding the contamination of control groups that receive treatment later. Gardner's (2022) two-stage estimator separates the identification of treatment effects from the estimation of unit and time fixed effects, preventing bias from heterogeneous treatment timing. The Cengiz et al. (2019) stacked regression approach constructs balanced panels around each treatment event, ensuring that control groups remain uncontaminated by future treatments.

Notably, all four methods consistently reveal statistically insignificant coefficients during the pre-treatment periods (periods -4 to -1), providing strong evidence

supporting the parallel trends assumption. More importantly, despite their methodological differences, the estimators yield quantitatively similar post-treatment effect sizes and temporal patterns, with treatment effects emerging immediately after policy implementation and persisting throughout the observation window. This convergence across fundamentally different identification strategies substantially strengthens the credibility of our causal interpretation, indicating that the estimated LTCI effects are not artifacts of specific modeling assumptions concerning treatment effect heterogeneity.

The robustness of these findings across estimation approaches that employ different weighting schemes, control group constructions, and identification assumptions provides compelling evidence that LTCI generates genuine improvements in female bargaining power, rather than reflecting spurious correlations or methodological artifacts.

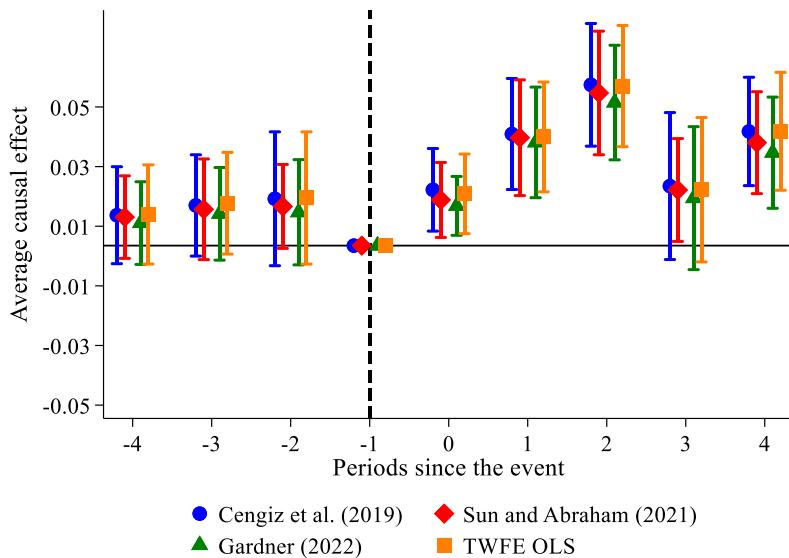


Figure 4. Heterogeneity Treatment Effect

Note: This figure presents the dynamic heterogeneity treatment effects estimated using four alternative methodologies, including the approaches proposed by Cengiz et al. (2019), Gardner (2022), Sun and Abraham (2021), and a traditional two-way fixed effects OLS estimator. The horizontal axis indicates event time in periods relative to the policy implementation, while the vertical axis measures the estimated coefficient with the error bars representing the 95% confidence intervals.

5. Mechanism analysis

This study examines the underlying mechanisms through which LTCI influences female bargaining power, focusing on two primary pathways that operate through both supply-side and demand-side channels in the labor market. On the supply side, the program generates a crowding-out effect on informal caregiving by providing formal alternatives to traditional family care arrangements. On the demand side, it creates

employment effects through the expansion of the nursing industry, generating new labor market opportunities specifically in the care sector. These dual channels work simultaneously to reshape women's economic participation and intrahousehold bargaining positions.

Regarding the crowding-out effect on informal care, the empirical results reveal that LTCI significantly reshapes the distribution of care responsibilities within households. Specifically, Table 4 Panel A indicates that LTCI significantly reduces (at the 1% level) the probability of women leaving the labor force for caregiving by 1.89 percentage points, although it shows no significant effect on male caregiving responsibilities. In terms of housework time allocation, men's daily chore time increases significantly by 0.2471 hours at the 5% significance level, whereas women's chore time shows no significant change. This gender-asymmetric pattern suggests that LTCI primarily alleviates women's care burdens, consistent with findings by Sugawara and Nakamura (2014) and Wen et al. (2024) regarding how reduced care constraints promote female labor participation. The reallocation of domestic responsibilities also aligns with the gender identity theory proposed by Qi (2005), indicating that external policy interventions can modify traditional divisions of household labor. This shift in caregiving burden away from women strengthens their intrahousehold bargaining power, as theorized by Miller and Bairoliya (2022), who argue that the reduction of disproportionate care responsibilities empowers women economically and within the family.

As for the employment effect in the formal care sector, the expansion of the nursing sector under LTCI creates substantial labor market opportunities, particularly for women. According to Table 4 Panel B, the probability of women working in nursing professions increases significantly by 1.77 percentage points, while the corresponding increase for men is 1.13 percentage points, indicating a relatively stronger employment response among women (Hussein et al., 2016; Kondo, 2019). In terms of working hours, both genders show statistically significant increases, with the coefficient for men being slightly larger, a pattern that may reflect their broader labor demand adjustments across sectors beyond nursing. The rise in female employment, particularly in formal care occupations, enhances their economic resources and strengthens their bargaining position within the household. Combined with the theoretical framework of Majlesi (2016) and Antman (2014), which posits that increased labor market opportunities enhance women's intrahousehold bargaining power, the employment effect of LTCI contributes significantly to improving women's bargaining position within the household. This confirms the validity of the employment effect as an important mechanism through which LTCI influences gender dynamics in household decision-making.

In short, LTCI improves women's economic status through dual mechanisms of reducing domestic care burdens and expanding employment opportunities, with particularly pronounced effects for women in care-related dimensions. These gender-differentiated impacts highlight the importance of considering intra-household dynamics when evaluating social insurance policies.

Table 4 Mechanism analysis

Panel A. Crowding-out effect

(1)	(2)	(3)	(4)
-----	-----	-----	-----

	<i>FemCar</i>	<i>MalCar</i>	<i>FemCho</i>	<i>MalCho</i>
<i>LTCI</i>	-0.0189*** (0.0069)	0.0007 (0.0043)	0.1502 (0.1184)	0.2471** (0.1225)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	147056	147448	31896	31896
<i>R</i> ²	0.075	0.084	0.189	0.182

	<i>Panel B. Employment effect</i>			
	(1) <i>FemNur</i>	(2) <i>MalNur</i>	(3) <i>FemHou</i>	(4) <i>MalHou</i>
<i>LTCI</i>	0.0177*** (0.0039)	0.0113*** (0.0029)	0.0084** (0.0039)	0.0110** (0.0050)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	123680	122658	149627	149627
<i>R</i> ²	0.058	0.031	0.205	0.224

Note: This table in Panel A shows the regression results for the dependent variables of whether females/males are not working due to family caregiving responsibilities (*FemCar/MalCar*) and the daily duration of household chores performed by females/males outside of vacation periods (*FemCho/MalCho*). Note that the CHFS only provides daily duration spent on household chores data for the year 2017. Panel B shows the regression results for the dependent variables of whether females/males are employed in the nursing profession (*FemNur/MalNur*) and the annual working hours of females/males (*FelHou/MalHou*). Standard errors are clustered at the city level. ***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Variable definitions are detailed in the Appendix Table 1.

6. Heterogeneity analysis

6.1 Heterogeneity by household demographic characteristics

Educational attainment significantly moderates LTCI effectiveness. Households with female members possessing high school education or above demonstrate a statistically significant positive treatment effect of 0.0191, while those with lower educational attainment show an insignificant negative coefficient (Table 5 Panel A). This divergence underscores that education, as a key form of human capital, provides women with the skills and credentials necessary to more readily secure paid employment. By leveraging the time freed up from care responsibilities, better-educated women can more effectively translate reduced domestic burdens into tangible labor market attachment and enhanced earnings potential (Yano, 1997).

Health status constitutes another important dimension of heterogeneity. Panel B shows a significant positive effect of 0.0113 for households with healthy female members but demonstrates an insignificant effect of 0.0005 where women face health limitations. This divergence indicates that physical capacity serves as a fundamental

prerequisite for converting care relief into economic gains, as health constraints may restrict labor market participation even when care responsibilities diminish.

Family structure further differentiates policy impacts. As Panel C shows, households with daughters exhibit a strong positive treatment effect of 0.0316, while those without daughters show an insignificant coefficient of 0.0033. This pattern reflects two interconnected mechanisms rooted in traditional family norms. First, in households with daughters, female children are often expected to assume substantial caregiving responsibilities, which may compromise their educational attainment and future economic opportunities (Friedberg et al., 2023). Second, women who bear daughters frequently face reduced household status due to son preference, limiting their bargaining power to refuse additional domestic burdens such as elder care while simultaneously facing pressure to continue childbearing (Han et al., 2024). These compounded constraints significantly restrict women's labor force participation and reinforce economic dependency. The pronounced treatment effect suggests that LTCI may be particularly effective in addressing these layered disadvantages by providing formal care alternatives that alleviate both intergenerational care burdens and gender-based constraints on women's time, thereby facilitating their entry into the labor market.

Table 5 Heterogeneity by household demographic characteristics

<i>Panel A. Higher- vs lower-educated</i>		
	(1) Higher-educated	(2) Lower-educated
LTCI	0.0191** (0.0075)	-0.0128 (0.0081)
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
N	48333	39782
R ²	0.084	0.108

<i>Panel B. Healthy vs unhealthy</i>		
	(1) Healthy	(2) Unhealthy
LTCI	0.0113* (0.0059)	0.0005 (0.0228)
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
N	79425	8690
R ²	0.121	0.154

<i>Panel C. With- vs without daughter</i>		
	(1) With-daughter	(2) Without-daughter
LTCI	0.0316*** (0.0104)	0.0033 (0.0061)

Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
<i>N</i>	22642	65473
<i>R</i> ²	0.108	0.145

Note: This table presents the heterogeneous impact of the LTCI on the female bargaining power (*RelInc*). Panel A categorizes households based on whether they include women that have high school education or higher. Panel B categorizes households based on whether they include healthy women. Panel C categorizes households based on whether they have daughters. Standard errors are clustered at the city level. Statistical significance is denoted by *, **, *** at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

6.2 Heterogeneity by household economic circumstances

A pronounced urban-rural disparity emerges in LTCI effectiveness. Rural households experience a significant positive effect of 0.0369, substantially larger than the insignificant urban coefficient of 0.0097 in Table 6 Panel A. This geographic pattern likely stems from the more limited availability of formal care alternatives in rural regions, where women traditionally bear heavier caregiving responsibilities (Yu et al., 2021) and thus benefit more substantially from LTCI's care provision.

Income level represents another crucial economic moderator, where we bifurcate households based on median household income. Panel B shows that lower-income households demonstrate a strong positive treatment effect of 0.0311, significantly larger than the insignificant coefficient of 0.0073 observed among higher-income households. This pattern reflects the distinct caregiving constraints across income groups: financially constrained families typically lack the resources to hire formal caregivers (Ning et al., 2024), creating a gendered division of labor where women predominantly shoulder care responsibilities while men focus on income generation. By providing formal care services, LTCI effectively liberates women in these households from their caregiving burdens, enabling their entry into the labor market and consequently enhancing their economic standing within the household. This mechanism underscores the program's particular effectiveness in supporting economically vulnerable families and promotes its redistributive objectives.

Table 6 Heterogeneity by household economic circumstances

<i>Panel A. Rural vs urban</i>		
	(1)	(2)
	Urban	Rural
LTCI	0.0097 (0.0062)	0.0369** (0.0143)
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
<i>N</i>	62985	25130
<i>R</i> ²	0.110	0.174

Panel B. Higher- vs lower income

	(1) Higher-income	(2) Lower-income
LTCI	0.0073 (0.0063)	0.0311 *** (0.0115)
Controls	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
City FE	Yes	Yes
N	54817	32497
R ²	0.156	0.106

Note: This table presents the heterogeneous impact of the LTCI on the female bargaining power (*RelInc*). Panel A categorizes households based on whether they are located in rural areas. Panel B categorizes households based on whether their total income exceeds the annual median. Standard errors are clustered at the city level. Statistical significance is denoted by *, **, *** at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

7. Conclusion

This study establishes long-term care insurance as an effective policy instrument for advancing female economic empowerment in developing economies experiencing rapid population aging. By systematically restructuring traditional care provision arrangements, LTCI creates dual pathways for enhancing women's bargaining power through both supply-side and demand-side channels in the labor market.

Our analysis reveals that the program's effectiveness varies substantially across household types, with particularly strong impacts observed among socioeconomically disadvantaged groups. This distributional pattern underscores the importance of considering existing care constraints and resource allocations when designing social insurance programs. The convergence of findings across multiple identification strategies provides compelling evidence for the causal nature of these relationships.

The Chinese experience offers valuable insights for other countries navigating similar demographic transitions. Future policy development should prioritize expanding coverage to vulnerable populations while strengthening care service infrastructure. Further research should investigate the long-term dynamics of these effects and explore how specific program design features influence distributional outcomes across different demographic groups.

References

- [1]Ai, J., Feng, J., & Zhang, X. (2024). Long-term care insurance coverage and labor force participation of older people: Evidence from China. *China Economic Review*, 86, 102192.
- [2]Ameriks, J., Briggs, J., Caplin, A., Shapiro, M. D., & Tonetti, C. (2020). Long-term-care utility and late-in-life saving. *Journal of Political Economy*, 128(6), 2375-2451.
- [3]Antman, F. M. (2014). Spousal employment and intra-household bargaining power. *Applied economics letters*, 21(8), 560-563.
- [4]Asiedu, E., Azomahou, T. T., Getachew, Y., & Yitbarek, E. (2021). Share the love: Parental bias, women empowerment and intergenerational mobility. *Journal of*

- Economic Behavior & Organization, 191, 846-867.
- [5]Bertrand, M., Kamenica, E., & Pan, J. (2015). Gender identity and relative income within households. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(2), 571-614.
- [6]Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., & Zipperer, B. (2019). The effect of minimum wages on low-wage jobs. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405-1454.
- [7]Chen, H., & Ning, J. (2022). Public long-term care insurance scheme and informal care use among community-dwelling older adults in China. *Health & Social Care in the Community*, 30(6), e6386-e6395.
- [8]Chen, Y., & Zhao, H. (2023). Long-term care insurance, mental health of the elderly and its spillovers. *Frontiers in public health*, 11, 982656.
- [9]Coe, N. B., Goda, G. S., & Van Houtven, C. H. (2023). Family spillovers and long-term care insurance. *Journal of Health Economics*, 90, 102781.
- [10]Costa-Font, J., & Courbage, C. (2015). Crowding out of long-term care insurance: Evidence from European expectations data. *Health Economics*, 24, 74-88.
- [11]Croll, E. J. (1983). Chinese women since Mao.
- [12]Danquah, M., Iddrisu, A. M., Boakye, E. O., & Owusu, S. (2021). Do gender wage differences within households influence women's empowerment and welfare? Evidence from Ghana. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 188, 916-932.
- [13]Dong, X. (2022). Intrahousehold property ownership, women's bargaining power, and family structure. *Labour Economics*, 78, 102239.
- [14]Ebrey, P. B. (1993). *The inner quarters: Marriage and the lives of Chinese women in the Sung period*. Univ of California Press.
- [15]Engers, M., & Stern, S. (2002). Long-term care and family bargaining. *International Economic Review*, 43(1), 73-114.
- [16]Feng, J., Wang, Z., & Yu, Y. (2020). Does long-term care insurance reduce hospital utilization and medical expenditures? Evidence from China. *Social Science & Medicine*, 258, 113081.
- [17]Friedberg, L., Hou, W., Sun, W., & Webb, A. (2023). Lapses in long-term care insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 90(3), 569-595.
- [18]Fu, R., Noguchi, H., Kawamura, A., Takahashi, H., & Tamiya, N. (2017). Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers. *Journal of health economics*, 56, 103-112.
- [19]Gan, L., Yin, Z., & Tan, J. (2016). *Report on the development of household finance in rural China (2014)*. Singapore: Springer.
- [20]Gao, X. (1994). China's modernization and changes in the social status of rural women. *Engendering China: Women, culture, and the state*, 80-97.
- [21]Gardner, J. (2022). Two-stage differences in differences. arXiv preprint arXiv:2207.05943.
- [22]Geyer, J., & Korfhage, T. (2015). Long-term Care Insurance and Carers' Labor Supply—A Structural Model. *Health economics*, 24(9), 1178-1191.
- [23]Geyer, J., & Korfhage, T. (2018). Labor supply effects of long-term care reform in Germany. *Health Economics*, 27(9), 1328-1339.
- [24]Gu, X., Li, H., & Peng, L. (2022). The anti-domestic violence law and women's welfare: Evidence from a natural experiment in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 202, 1-16.
- [25]Guiso, L., & Zaccaria, L. (2023). From patriarchy to partnership: Gender equality and household finance. *Journal of Financial Economics*, 147(3), 573-595.

- [26]Han, X., Wang, H., & Du, X. (2024). The impact of long-term care insurance on the utilization of inpatient service: Evidence and mechanisms in China. *Health Economics*, 33(12), 2778-2797.
- [27]Han, X., Zhang, H., & Zhu, W. (2023). The impact of digital finance on women's bargaining power: Evidence from China. *China Economic Review*, 80, 102007.
- [28]Hossain, M. (2020). Is there any interaction effect of mothers' education and their bargaining power on children's nutritional status? Evidence from rural Bangladesh. *World Development Perspectives*, 18, 100179.
- [29]Hussein, S., Ismail, M., & Manthorpe, J. (2016). Male workers in the female-dominated long-term care sector: evidence from England. *Journal of Gender Studies*, 25(1), 35-49.
- [30]Jacka, T. (1997). Women's work in rural China: Change and continuity in an era of reform. Cambridge University Press.
- [31]Kim, H. B., & Lim, W. (2015). Long-term care insurance, informal care, and medical expenditures. *Journal of public economics*, 125, 128-142.
- [32]Kondo, A. (2019). Impact of increased long-term care insurance payments on employment and wages in formal long-term care. *Journal of the Japanese and International Economies*, 53, 101034.
- [33]Korfhage, T., & Fischer-Weckemann, B. (2024). Long-run consequences of informal elderly care and implications of public long-term care insurance. *Journal of Health Economics*, 96, 102884.
- [34]Le Mons Walker, K., & Le Mons, W. (1993). Economic Growth, Peasant Marginalization, and the Sexual Division of Labor in Early Twentieth-Century China.
- [35]Lee, M. (2024). Career Disruption and Employment Status of Korean Family Caregivers of Older Adults Using Home-Based Care. *Nursing Reports*, 14(3), 1587-1603.
- [36]Lei, X., Bai, C., Hong, J., & Liu, H. (2022). Long-term care insurance and the well-being of older adults and their families: evidence from China. *Social Science & Medicine*, 296, 114745.
- [37]Li, L., & Wu, X. (2017). The consequences of having a son on family wealth in urban China. *Review of income and wealth*, 63(2), 378-393.
- [38]Liu, H., Ma, J., & Zhao, L. (2023). Public long-term care insurance and consumption of elderly households: evidence from China. *Journal of Health Economics*, 90, 102759.
- [39]Liu, X., & Zuo, S. X. (2023). From equality to polarization: Changes in urban China's gender earnings gap from 1988 to 2016. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 205, 303-337.
- [40]Luo, Y., Yuan, K., Li, Y., Liu, Y., & Pan, Y. (2024). The "spillover effect" of long-term care insurance in China on spouses' health and well-being. *Social Science & Medicine*, 340, 116487.
- [41]Majlesi, K. (2016). Labor market opportunities and women's decision making power within households. *Journal of Development Economics*, 119, 34-47.
- [42]Maldonado, S. (2024). Empowering women through multifaceted interventions: long-term evidence from a double matching design. *Journal of Population Economics*, 37(1), 10.
- [43]McElroy, M. B., & Horney, M. J. (1981). Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. *International economic review*,

333-349.

- [44]Miller, R., & Bairoliya, N. (2022). Parental caregivers and household power dynamics. *Feminist Economics*, 28(3), 114-144.
- [45]Moon, S., Park, H. J., & Sohn, M. (2021). The impact of long-term care service on total lifetime medical expenditure among older adults with dementia. *Social Science & Medicine*, 280, 114072.
- [46]Ning, J., Chen, H., & Li, M. (2024). Does income matter for the policy effect of public long-term care insurance on informal care use in China? A quasi-experimental study. *Journal of Health Services Research & Policy*, 29(4), 248-256.
- [47]Pacheco Barzallo, D., Schnyder, A., Zanini, C., & Gempertli, A. (2024). Gender Differences in Family Caregiving. Do female caregivers do more or undertake different tasks?. *BMC Health Services Research*, 24(1), 730.
- [48]Qi, L. (2005). The impact of bargaining power changes on the allocation of housework time: Empirical evidence from dual-income households in China. *Economic Research Journal*, (9), 78–90.
- [49]Sohn, M., O'Campo, P., Muntaner, C., Chung, H., & Choi, M. (2020). Has the long-term care insurance resolved disparities in mortality for older Koreans? examination of service type and income level. *Social Science & Medicine*, 247, 112812.
- [50]Sugawara, S., & Nakamura, J. (2014). Can formal elderly care stimulate female labor supply? The Japanese experience. *Journal of the Japanese and International Economies*, 34, 98-115.
- [51]Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of econometrics*, 225(2), 175-199.
- [52]Theobald, H., & Chon, Y. (2020). Home care development in Korea and Germany: The interplay of long-term care and professionalization policies. *Social Policy & Administration*, 54(5), 615-629.
- [53]Tomasini, D. (2019). Control of resources, bargaining power and the demand of food: Evidence from PROGRESA. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 161, 265-286.
- [54]Wang, J., Guan, J., & Wang, G. (2023). Impact of long-term care insurance on the health status of middle-aged and older adults. *Health Economics*, 32(3), 558-573.
- [55]Wang, X., Tian, W., Zhan, G., & He, Y. (2025). The Impact of Long-Term Care Insurance on Intergenerational Interaction Behavior Change in China. *Journal of Family and Economic Issues*, 46(2), 613-631.
- [56]Wen, J., & Huang, H. (2024). Parental health penalty on adult children's employment: Gender differences and long-term consequences. *Journal of Health Economics*, 95, 102886.
- [57]Wolf, M. (1985). Revolution postponed: Women in contemporary China. Stanford University Press.
- [58]Yano, M. (1997). Higher education and employment. *Higher Education*, 34(2), 199-214.
- [59]Yu, X. L., Huang, J. M., Kang, Z., & Yu, W. G. (2021). Elderly care security and female labor participation: policy effects evaluation of long-term care insurance in rural China.
- [60]Zhao, C., & Qu, X. (2024). Place-based policies, rural employment, and

intra-household resources allocation: Evidence from China's economic zones. *Journal of Development Economics*, 167, 103210.

[61]Zhu, Y., & Österle, A. (2019). China's policy experimentation on long-term care insurance: Implications for access. *The International Journal of Health Planning and Management*, 34(4), e1661-e1674.



5

财产与责任保险

首台套保险对企业双元创新的影响研究

刘翠、赵博伟¹

摘要：

当今时代科技不断取得突破与进步，在这样的大背景下，企业通过双元创新模式，为经济的高质量发展注入了强大的动力。然而企业创新面临巨大风险，亟需政策工具缓解创新阻力。本文以 2010-2021 年中国资本市场 A 股上市公司为研究样本，系统探究首台套重大技术装备保险补偿机制对企业双元创新的影响及其作用机理。研究发现，首台套保险对企业双元创新具有显著的促进作用，尤其在探索式创新方面，其激励效应表现得更为突出。机制分析表明，首台套保险通过增加研发投入、缓解融资约束和增强市场竞争力三条路径发挥作用；异质性检验显示，在非国有企业和高竞争性行业中，首台套保险对探索式创新的推动作用更为显著，为优化首台套保险政策设计、分类支持企业双元创新协同发展提供了理论依据与实践启示。

关键词：首台套保险，双元创新，研发投入，融资约束，市场竞争力

一、引言

党的二十大报告明确提出“完善科技创新体系，坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”，强调加快实施创新驱动发展战略，集中力量进行原创性科技攻关以此满足国家战略需求。在此背景下，企业作为创新主体，其创新能力直接影响国家竞争力提升与产业转型升级。双元创新理论认为，企业创新分为探索式创新与利用式创新，二者成为实现技术突破与效率提升的关键^[1]。探索式创新聚焦于颠覆性技术研发，助力突破“卡脖子”难题；利用式创新则通过改进现有技术提升生产效能，推动渐进式升级^[2]。两类创新面临不同的风险与资源约束：探索式

¹ 刘翠（1985-），女，汉族，天津人，天津财经大学金融学院保险系主任，博士，副教授，硕士生导师，研究方向：保险监管、保险政策；赵博伟，女，汉族，河北人，天津财经大学金融学院保险硕士研究生。

基金项目：2023 年天津市社科基金重点项目“保全球金融周期趋同特征下负利率政策的风险溢出效应究”，项目编号：TJYJ21-011。

创新周期长、失败率高，企业易因风险规避而投资不足；利用式创新则因资源挤占效应可能抑制长期技术积累^[3]。

首台套重大技术装备是指国内首次实现重大技术突破、拥有自主知识产权且尚未在市场上取得业绩的装备产品，是我国在关键领域自主创新的重要成果，是实现我国制造业转型的关键。但企业在研发首台套产品时面临巨大挑战，首台套产品研发时间往往很长，因此企业在进行首台套技术创新时，往往面临资金链断裂、研发成本高昂等困境；此外企业研发出的首台套产品也面临市场接受度低，存在招标歧视性条款等问题^[4]。

首台套重大技术装备保险补偿机制（简称“首台套保险”）是一种具有中国特色和独创性的保险产品^[5]，通过财政补贴保费转移企业创新风险，覆盖产品责任和质量险，形成风险社会化分担效应，为企业首次研发的重大技术装备提供保障，理论上可缓解对两类创新的约束。因此本文研究如下问题：首台套保险能否提高企业的探索式创新与利用式创新水平？其作用机制是什么？不同市场竞争环境、不同企业环境下政策效果如何分化？

本文边际贡献体现在：第一，现有文献多聚焦于传统政策工具如税收优惠、研发补贴等对企业创新的激励作用，而其他探讨保险对企业创新影响的研究，主要从董责险、科技保险以及产品责任保险的视角切入。而首台套保险作为一种“风险共担型”政策工具，其影响机制尚未被充分讨论。本文从保险合约角度说明了首台套保险如何影响企业创新水平，拓展了首台套保险与企业创新之间的理论联系。第二，研究双元创新影响因素的文献较多，本文首次将首台套保险纳入双元创新的理论框架，分别验证其对探索式与利用式创新的影响；第三，构建“风险分散—资源释放—市场赋能”的中介路径，即保险政策缓解融资约束、增加研发投入、增强市场竞争能力的内在逻辑，以此作为本文的中介效应。已有研究仅从市场推广和风险承担的角度进行研究，本文有助于从理论上理解首台套保险对企业创新能力的作用机制，为促进企业进行突破式技术创新提供经验支持。

二、文献综述、理论分析与研究假设

（一）文献综述

1、关于首台套保险

目前关于首台套保险对企业创新后果的研究相对较少，周冬华和彭剑飞（2023）以2010—2019年沪深A股上市公司为样本，实证检验了首台套重大技术装备保险对企业创新的影响，发现该保险显著提升了企业创新水平，其主要作用机制在于破除市场推广难题以及提升参保企业的风险承担能力^[6]。在其他保险政策对企业创新的研究中，胡国柳等（2019）指出董事高管责任保险（董责险）通过提升企业风险容忍水平，对企业自主创新产生了正向影响^[7]；刘永丽等（2023）认为董事高管责任保险通过构建风险转嫁机制，显著增强管理层的风险承担意愿，进而提升企业创新活动的持续性效能^[8]。

其他关于首台套的文章主要集中在首台套重大技术装备的政策与发展、应用推广难题及对策、研发应用体制机制等方面，为推动首台套装备发展提供多维度思考。关于首台套重大技术装备的政策与发展，李思远等（2020）详细阐述了从2006年国务院出台鼓励政策，到2015年保险补偿机制试点，再到2018年政策走向成熟的过程，分析了不同阶段首台套定义、面向对象、申请政策产品方式及享

受政策的变化^[19]。刘昆（2015）强调了政策对推动装备制造业发展的重要意义，通过财政补贴、保险补偿等政策手段，推动首台套产品的应用与推广，提升整个产业的核心竞争力^[10]。对于首台套重大技术装备的应用推广难题及对策，已有研究发现用户对首台套产品可靠性存在顾虑、招投标中存在歧视性条款等问题，导致其市场推广受阻。为应对上述问题，工信部联合其他两部门提出了一系列政策建议：优化招标投标制度，消除采购过程中的歧视与障碍，明确采购激励政策，并引入战略采购理念，从而推动首台套装备的示范应用与推广。高家明等（2015）则主张运用保险补偿机制，降低企业和用户风险，进而促进首台套装备的市场应用^[11]。在首台套重大技术装备的研发与应用体制机制研究方面，彭宇（2021）对我国重大技术装备研发应用的体制机制进行了深入探讨，涉及相关机构的调整、职责划分以及职责分工等具体情况。研究发现存在高层次统筹协调机制尚不健全、缺乏激励和免责机制、产学研协作机制有待完善等问题，并提出加强顶层设计和统筹协调、改革完善国有企业激励和免责机制、积极促进产学研协同创新等建议，以优化体制机制，推动重大技术装备的研发应用^[14]。

2、保险助力企业双元创新

双元创新理论认为，企业需要在探索式创新与利用式创新之间寻找合适的平衡点（March, 1991）^[33]。探索式创新依赖高风险投入和长期资源承诺（Benner & Tushman, 2003）^[34]，而利用式创新强调效率提升与短期回报（Levinthal & March, 1993）^[35]。已有文献对双元创新的影响因素进行了诸多探讨，得到了许多启发性的研究成果。可系统归纳为以下三大类：

第一，政策支持和外部资源供给。毕晓方等（2017）研究发现，探索式创新存在技术溢出效应，政府补贴、财务冗余对企业探索式创新投资具有显著的促进作用^[12]；谢家智和付馨苇（2024）认为政府引导基金通过资本杠杆效应推动企业双元创新正向跃迁^[13]；李子彪等（2024）以长三角 G60 科创走廊试点为准自然实验，发现企业所在地加入科创走廊后能够显著促进企业的双元创新水平^[14]。第二，企业内部资源与组织能力。徐宁等（2019）认为通过股权激励引导高管进行资源配置能显著提高企业双元创新水平^[15]；严若森等（2022）发现，CEO 类型会影响企业双元创新异质性，家族创始人 CEO 会促进探索式创新和利用式创新^[16]；阳镇等（2022）发现企业内部经营杠杆对探索式创新和利用式创新均有显著促进作用，且对探索式创新的促进作用更强^[17]。肖仁桥等（2021）通过实证分析得出企业数字化转型影响企业双元创新水平进而影响企业新产品开发绩效^[18]；蒋峦等（2022）研究发现数字化转型如何通过双元创新的中介效应影响企业韧性^{[19][19]}。第三，外部市场环境。邵剑兵等（2022）研究发现异质性机构投资者对于双元创新投资具有差异化影响^{[20][20]}；成琼文等（2022）发现，贸易摩擦也会影响企业双元创新选择行为，对探索式创新选择行为更显著^[21]。

但是关于保险政策对企业双元创新的文献较少，范定祥和罗超男（2024）认为董责险作为一种外部治理工具，能够通过风险转移和资源支持机制显著促进企业双元创新，并验证了研发投入在董责险与双元创新间的中介作用，指出股权激励通过利益绑定强化了高管对长期创新的投入意愿^[22]。张圣利和张珂珂（2024）发现，董责险通过降低代理成本促进双元创新，且董责险对探索式创新的促进作用更显著，稳定型机构投资者通过强化监督进一步放大其激励效应^[23]。结合现有文献，可以得出促进企业双元创新是如今研究的核心议题，但是从首台套保险角

度研究企业创新的文章不足，更没有文献从首台套保险角度对企业双元创新的影响进行分析。根据此现状，本文从首台套保险角度考察企业双元创新问题。

（二）理论机制和研究假设

1、首台套保险与企业双元创新

根据创新激励理论（Manso, 2011），首台套重大技术装备的研发具有技术复杂性高、资本沉淀性强与市场不确定性大的三重风险特征^[36]。企业进行探索式创新时，需投入大量资源开发颠覆性技术，但其失败风险高、回报周期长，导致企业创新意愿不足。首台套保险通过财政资金杠杆作用，激发保险功能，通过覆盖技术验证失败或市场推广初期的潜在损失，降低企业对沉没成本的担忧，增强管理层对高风险项目的容忍度。另外保险补偿缓解了企业因创新失败导致的现金流压力，释放更多资金用于长期研发投入。企业进行利用式创新虽聚焦于现有技术的改进，却可能因资源挤占效应抑制长期技术积累^[24]。首台套保险改变传统的保险补偿模式，采用生产方投保，购买方受益的方式，增强购买方信心，通过保障产品市场化初期的稳定性如质量风险、售后责任，提升客户信任度，加速市场渗透，促进产品的推广和应用。首台套产品的成功推广为企业提供稳定的收入来源，部分资金可反哺于现有技术的改进如优化生产工艺、降低成本。基于此，本文提出假设：

H1：首台套保险对企业双元创新（探索式创新与利用式创新）具有显著促进作用，且对探索式创新的正向效应更显著。

2、首台套保险通过何种机制促进企业双元创新

首台套保险通过政府目录认证、财政补贴保费、保险赔付兜底三重机制形成“风险分散-资源释放-市场赋能”的动态传导链条。该路径的核心逻辑在于：通过风险社会化分担降低企业创新活动的边际成本，缓解融资约束，释放资金投向研发领域，并借助市场信号传递效应加速技术成果转化，最终实现探索式创新与利用式创新的协同提升。

在企业技术创新进程中，融资难题始终是制约其发展的关键因素，融资约束缓解能提高企业技术创新能力（王建新等，2025）^[25]。企业开展技术创新活动，需要投入大量资金用于技术研发、设备购置、人才培养等方面。然而，创新活动的高风险、长周期特性，以及企业与金融机构间的信息不对称，使得企业在获取外部融资时面临诸多困难。首台套保险通过政策性风险补偿机制，将企业创新活动中的技术风险和市场风险部分转移至保险机构，重构了企业的风险承担结构。这一机制通过以下路径缓解融资约束：根据信号理论（Spence, 1974），首台套保险的政府背书向金融市场传递了双重信号，一是创新项目的技术可行性和市场价值得到权威认证，降低金融机构与企业间的信息不对称；二是风险敞口的可控性增强了项目的财务可持续性⁰。信贷市场的反应体现为债务融资成本下降和股权融资渠道拓宽（文强等，2024），使企业信用评级提升，长短期贷款利率显著下降^[26]。同时，首台套保险可以与金融机构的信贷政策形成联动，如金融机构针对参保企业制定专属的信贷优惠政策，提高企业融资的可获得性。

融资约束的缓解触发了企业资源再配置的动态调整过程，促使企业将更多资源投入研发活动。研发投入是技术创新的核心驱动力，能提高企业高质量创新产出（毛毅翀和吴福象，2022）^{[27][27]}。从企业战略角度看，风险投资的多样性和参与度能够显著促进突破性创新^[28]，参保首台套保险通过降低技术失败风险，激励

企业将更多资源投入高风险、长周期的探索性研发项目，有助于企业制定更长远的研发战略，避免因短期风险而放弃具有潜力的创新项目。并且研发投入对创新能力有正向循环作用，可以形成“研发—创新—再研发”的良性互动，促进了企业的利用式创新^[29]。

动态竞争理论指出，市场竞争压力倒逼企业通过创新维持优势（潘光曦等，2024）^[30]。在理论层面，首台套保险能够对企业竞争能力产生积极影响，首台套重大技术装备在将其推向市场的过程中，面临诸多风险。首台套保险的介入，为企业提供了重要的支持。一方面，首台套保险降低了企业创新的风险成本。在企业研发首台套产品时，面临着技术失败和市场接受度低等风险，若创新失败，企业将承受巨大的损失。首台套保险通过风险分担机制，减少了这种潜在损失，使企业能够更从容地投入资源进行技术研发和产品改进，进而提升产品质量和性能，增强产品在市场上的竞争力。另一方面，首台套保险增强了企业的市场信心。在高度竞争的市场中，首台套保险的风险缓释作用与融资支持效应被进一步放大：企业为抢占市场份额，更倾向于通过探索式创新实现技术突破；同时，利用式创新则通过快速迭代优化产品性能，巩固市场地位。保险机制在此过程中降低了试错成本，形成“竞争倒逼创新”的强化路径。

因此本文提出如下假设：

- H2：首台套保险通过缓解企业融资约束间接促进双元创新能力提升。
H3：首台套保险能够通过增加企业研发投入，从而促进企业双元创新能力。
H4：首台套保险通过增强企业竞争能力间接促进企业双元创新能力。

三、研究设计

（一）样本选取和数据来源

本文以资本市场 2010-2021 年中国 A 股上市公司为研究样本，依据实证研究规范对数据进行处理：剔除 ST 类、金融行业上市公司，以避免异常观测值干扰，确保数据稳定性；剔除信息披露不完整、缺失数据较多的样本；为控制极端值导致的估计偏差，对连续变量进行 1% 的双边缩尾，最终得到 28652 个公司-年度样本。

首台套保险参保数据来自于工信部官方网站，上市公司财务数据以及关键指标来自国泰安数据库，本研究关于企业创新能力的测度指标构建，来源于中国研究数据服务平台。

（二）模型设计

为检验首台套保险对企业双元创新的影响，构建如下基准回归模型：

$$TPantent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_{i,t} + \sum controls_{i,t} + \gamma_{ind} + \delta_{pro} + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Exploratory_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_{i,t} + \sum controls_{i,t} + \gamma_{ind} + \delta_{pro} + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Exploitative_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_{i,t} + \sum controls_{i,t} + \gamma_{ind} + \delta_{pro} + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

被解释变量 $TPantent_{i,t}$, $Exploratory_{i,t}$, $Exploitative_{i,t}$ 衡量企业创新能力，分别代表企业的总创新能力、探索式创新能力、利用式创新能力。解释变量 $treat_{i,t}$ 表示是否参保首台套保险，是一个二元虚拟变量。 $controls_{i,t}$ 代表一系列控制变量， γ_{ind} 代表行业固定效应， δ_{pro} 代表省份固定效应， η_t 代表年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 代表扰动项。

（三）变量定义

1、被解释变量：企业创新能力

本文从创新产出总量与结构双重维度出发衡量企业创新能力：专利是企业创新成果的重要体现，尤其是在技术密集型行业尤为突出。在实际应用中，企业专利可能来自独立研发、合作研发或者专利购买，为了准确衡量企业自身的创新能力，本文采用企业当年独立获得专利总和数加1后取对数(TPatent)来实现，能够全面反映企业的整体创新产出能力。此外本文引入双元创新变量，参考肖仁桥等(2021)用企业当年获得发明专利数加1取对数(Exploratory)代表企业的探索式创新能力，这体现了企业的技术原创性与突破性；用企业独立获得的实用新型和外观设计专利数量加1取对(Exploitative)代表企业的利用式创新，反映了企业对现有技术的渐进式改进^[18]。

2、解释变量：首台套保险

这是本文的核心解释变量，以企业当年是否购买首台套保险来度量，如果参保首台套保险取值为1，未参保取值为0。

3、控制变量

参考周冬华(2023)^[6]，本文的控制变量包括：资产负债率(Lev)、净资产收益率(ROE)、公司规模(Size)、固定资产占比(FIXED)、公司成立年限(FirmAge)、上市年限(ListAge)、股权性质(SOE)、现金比率(CashRatio)、管理层总薪酬水平(TMTPay2)、财务杠杆(FL)、两职合一(Dual)、总经理持股比例(CEOHoldR)。主要变量的定义和度量如下表1：

表1 主要变量的定义和度量方法

变量类型	变量名称	变量符号	变量度量方法
被解释变量	整体创新能力	TPatent	企业当年专利总和数加1取对
	探索式创新	Exploratory	企业当年获得发明专利数加1取对
	利用式创新	Exploitative	企业获得的实用新型和外观设计专利数加1取对
解释变量	是否参保首台套保险	treat	参保首台套保险，取值为1，否则为0
控制变量	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	净资产收益率	ROE	净利润/所有者权益平均余额
	公司规模	Size	总资产的自然对数
	固定资产占比	FIXED	固定资产净额/总资产
	公司成立年限	FirmAge	Ln(当年年份-公司成立年份+1)
	上市年限	ListAge	Ln(当年年份-上市年份+1)
	股权性质	SOE	是否国有，是为1，否为0
	现金比率	CashRatio	期末现金及等价物余额/负债总额
	管理层总薪酬水平	TMTPay2	高管薪酬总额的自然对数 (净利润+所得税+财务费用) / (净利润+所得税)
	财务杠杆	FL	董事长和总经理是否同一人
	两职合一	Dual	总经理持股比例
	总经理持股比例	CEOHoldR	总经理持股比率

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。从全样本来看，企业整体创新能力 (TPatent) 的均值为 1.503，标准差为 1.520，最小值为 0，最大值为 8.914，表明不同上市公司的创新能力存在显著差异。探索式创新 (Exploratory) 和利用式创新 (Exploitative) 的均值分别为 0.720 和 1.220，标准差分别为 1.048 和 1.460，进一步验证了企业创新能力的异质性。核心解释变量首台套保险 (treat) 的均值为 0.00369，表明样本中仅 0.37% 的企业参保首台套保险，政策覆盖范围相对有限。

分组比较显示，参保企业 (treat=1) 的创新能力显著高于未参保企业。例如，参保企业的 TPatent 均值为 3.619，而未参保企业仅为 1.495；探索式创新 (Exploratory) 和利用式创新 (Exploitative) 的均值分别为 2.371 和 3.116，同样显著高于未参保企业的 0.714 和 1.213。这一结果初步表明首台套保险政策可能对企业创新具有激励效应。总体而言，描述性统计结果初步支持首台套保险与企业创新能力的正相关关系，后续将通过实证模型进一步验证其因果效应及作用机制。

表 2 主要变量的描述性统计

Variable	N	Mean	SD	Min	Max	Treat=1 (Mean)	Treat=0 (Mean)
TPatent	28758	1.503	1.520	0	8.914	3.619	1.495
Exploratory	28758	0.720	1.048	0	8.034	2.371	0.714
Exploitative	28758	1.220	1.460	0	8.556	3.116	1.213
treat	28758	0.00369	0.0606	0	1	1	0
insurance ~t	28758	0.0133	0.364	0	32	3.604	0
Lev	28758	0.398	0.201	0.0521	0.894	0.568	0.397
ROE	28758	0.0983	0.0706	-0.204	0.354	0.0920	0.0983
Size	28758	22.12	1.275	19.68	26.09	23.47	22.12
FIXED	28758	0.203	0.154	0.00239	0.710	0.163	0.203
FirmAge	28758	2.862	0.357	1.386	3.526	2.973	2.861
ListAge	28758	1.930	0.977	0	3.367	2.244	1.929
SOE	28758	0.319	0.466	0	1	0.462	0.319
CashRatio	28758	1.034	1.690	0.0205	10.24	0.353	1.037
TMTPay2	28758	15.30	0.739	12.60	17.29	16.00	15.30
FL	28758	1.353	0.978	0.407	7.773	1.776	1.351
Dual	28758	0.297	0.457	0	1	0.142	0.298
CEOHoldR	28758	0.0610	0.121	0	0.514	0.0252	0.0611

(二) 基准回归结果分析

回归结果如表 3 所示，列 (1) 在仅设置固定效应的情况下，处理效应估计值为 1.456，且统计显著性达到 1% 的检验标准，初步表明首台套保险对企业技术创新存在正向影响。列 (2) 系统性地纳入企业规模、资产负债率等控制变量后，处理效应估计值上升为 1.939，依旧在 1% 显著性水平上保持稳健，这意味着在控制了其他影响因素后，首台套保险对企业技术创新的促进作用更为明显。列 (3) 至 (6) 进一步对企业的探索式创新和利用式创新进行回归分析，treat 的系数值也都是显著为正。综合三种回归结果可以明确得出，首台套保险对企业技术创新具

有显著的正向影响，且对探索式创新的正向效应更显著，研究假设 H1 得以成立。这充分说明首台套保险政策在企业技术创新过程中发挥了积极的推动作用，参保首台套保险的企业在创新能力方面相较于未参保企业表现更为突出，从实证角度验证了首台套保险与企业技术创新之间的正向关联。

表 3 首台套保险与企业创新

	Tpatent 总创新能力	TPatent 总创新能力	Exploratory 探索式创 新	Exploratory 探索式创 新	Exploitative 利用式创 新	Exploitative 利用式创 新
treat	1.456*** (0.127)	1.136*** (0.123)	1.344*** (0.094)	1.023*** (0.091)	1.248*** (0.123)	0.983*** (0.121)
Lev		-0.159*** (0.060)		-0.125*** (0.044)		-0.059 (0.059)
ROE		0.088 (0.119)		-0.201** (0.088)		0.336*** (0.117)
Size		0.190*** (0.009)		0.159*** (0.007)		0.175*** (0.009)
FIXED		-0.187*** (0.061)		-0.206*** (0.045)		-0.141** (0.060)
FirmAge		-0.082*** (0.027)		-0.048** (0.020)		-0.019 (0.027)
ListAge		-0.209*** (0.011)		-0.069*** (0.008)		-0.199*** (0.011)
SOE		0.066*** (0.020)		0.097*** (0.015)		0.048** (0.020)
CashRatio		-0.032*** (0.006)		-0.006 (0.004)		-0.032*** (0.006)
TMTPay2		0.230*** (0.014)		0.202*** (0.010)		0.146*** (0.013)
FL		-0.022** (0.009)		-0.007 (0.007)		-0.029*** (0.009)
Dual		-0.024 (0.020)		0.028* (0.015)		-0.033* (0.019)
CEOHoldR		0.354*** (0.079)		0.097* (0.058)		0.324*** (0.077)
_cons	1.498*** (0.008)	-5.454*** (0.216)	0.715*** (0.006)	-5.540*** (0.160)	1.215*** (0.007)	-4.398*** (0.213)
N	28758.000	28758.000	28758.000	28758.000	28758.000	28758.000
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：括号内为 t 值， * p <0.1, ** p <0.05, *** p <0.01, 下表同

（三）机制分析

通过上文理论机制部分分析得出，首台套保险通过增加企业研发投入，缓解

融资约束增强企业市场竞争力来促进企业技术创新。本研究采用江艇（2022）提出的中介路径原则^[31]，通过两阶段回归框架验证传导机制

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat + \sum controls_{i,t} + \gamma_{ind} + \delta_{pro} + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中， $M_{i,t}$ 代表中介变量。

1、增加研发投入

在理论上，企业技术创新很大程度依赖于研发投入的充足与否。技术研发具有高风险、高成本、长周期的特点，许多企业在创新过程中，常因资金不足或市场不确定性过高而减少研发投入，进而影响创新成果产出。首台套保险作为一种政策工具，能降低企业新产品或新技术首次投入市场时的风险，为研发失败提供风险兜底。

在实证结果中采用企业研发投入占营业收入比来表示 $M_{i,t}$ ，由表 4 列（1）可知， $treat$ 的系数显著为正。这表明企业参保首台套保险促使企业提高了研发投入，验证了首台套保险通过增加企业研发投入促进企业双元创新的理论机制。

2、融资约束缓解

企业技术创新过程中，研发活动需要大量资金投入，外部融资的局限性成为制约创新的关键因素。由于创新活动不确定性高，企业研发支出难以形成直接抵押资产，传统银行信贷或外部融资难以满足创新资金需求。在信息不对称的情况下，金融机构难以准确评估企业创新项目价值，提高融资门槛，使企业面临融资困难。首台套保险可能通过多种机制缓解企业融资约束，促进技术创新。

实证中， $M_{i,t}$ 代表上市公司的融资水平，企业融资水平通常由外部债务融资成本来度量，企业融资约束越严重，面临的债务融资成本越高。本文分别选用 Cost1（企业财务费用占期末总负债的比重）和 Cost2（上市公司债务融资成本的测度采用债务相关费用与总负债的比率，其中债务相关费用包括利息支出、手续费及其他财务性支出）来衡量。由表 4 列（2）（3）可以看出， $treat$ 的系数均显著为负。这说明参保首台套保险可以减少企业的融资成本，即企业的融资约束得到了缓解，证实了首台套保险通过缓解企业融资约束促进企业技术创新的理论机制。

3、增强企业竞争能力

对于购买首台套产品的客户而言，他们往往担心产品的质量和售后风险。首台套保险为客户提供了保障，降低了客户的购买风险，使得客户更愿意选择购买该产品，从而增加产品的市场需求。当企业产品的市场需求增加时，企业能够扩大生产规模，实现规模经济，降低单位生产成本。这不仅提高了企业的利润空间，还增强了企业在市场上的价格竞争力。

在实证分析中，选用销售毛利率 GrossProfit，即（营业收入 - 营业成本）/ 营业收入，来度量企业的竞争能力。从机制分析结果表 4（4）列来看， $treat$ 的系数显著为正，这表明参保首台套保险能够显著提高企业的销售毛利率。也就是说，首台套保险通过一系列作用机制，增强了企业的竞争能力，使得企业在市场竞争中更具优势，能够获取更高的利润，进一步验证了首台套保险在提升企业竞争能力方面的积极作用。这一结果也从侧面反映出，首台套保险不仅对企业技术创新有促进作用，还能通过增强企业竞争能力，推动企业在市场中持续发展，为企业的长期稳定发展奠定坚实基础。

表 4 机制分析

	研发投入占营业收入比	Cost1	Cost2	GrossProfit
treat	0.869** (0.408)	-0.004* (0.002)	-0.003** (0.001)	0.029** (0.013)
Lev	-3.622*** (0.229)	0.025*** (0.001)	0.012*** (0.001)	-0.273*** (0.007)
ROE	-5.159*** (0.450)	0.015*** (0.002)	-0.011*** (0.001)	0.656*** (0.013)
Size	-0.467*** (0.036)	-0.000** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.008*** (0.001)
FIXED	-2.703*** (0.240)	0.025*** (0.001)	0.019*** (0.001)	-0.077*** (0.007)
FirmAge	-1.239*** (0.100)	0.004*** (0.001)	0.001*** (0.000)	-0.012*** (0.003)
ListAge	0.241*** (0.041)	-0.002*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.008*** (0.001)
SOE	-0.190** (0.078)	-0.004*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.028*** (0.002)
CashRatio	0.405*** (0.021)	-0.012*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.012*** (0.001)
TMTPay2	1.157*** (0.052)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	0.024*** (0.001)
FL	0.055 (0.035)	0.007*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.006*** (0.001)
Dual	0.479*** (0.071)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.009*** (0.002)
CEOHoldR	0.189 (0.273)	-0.012*** (0.002)	-0.004*** (0.001)	0.035*** (0.009)
_cons	2.312*** (0.838)	0.023*** (0.004)	0.007*** (0.002)	0.188*** (0.024)
N	22993.000	28622.000	28622.000	28621.000
r2	0.360	0.520	0.337	0.383
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes

（四）异质性分析

1、产权性质异质性

表 5 为国有企业与非国有企业的分组回归结果，从全样本回归结果来看，首台套保险对国有企业与非国有企业的技术创新均具有显著促进作用，但存在结构性差异。具体而言，首台套保险对非国有企业整体创新能力（TPatent）的促进作用显著高于国有企业；在探索式创新（Exploratory）方面，非国有企业的政策效应是国有企业 2.18 倍，且均在 1% 水平显著。这表明首台套保险更有利于激发非国有企业的突破性创新动力。造成这种结果的原因在于，非国有企业通常面临更

强的融资约束和市场风险，而首台套保险通过风险分担机制有效缓解了其创新活动的资金压力，释放了长期研发投入的空间。相比之下，国有企业因政策支持和资源禀赋优势，对保险政策的依赖程度较低，其创新行为更多受行政目标驱动，因而政策边际效应相对较小。而且国有企业经常受到绩效考核的短期化倾向影响，比如以利润指标优先等，因此创新决策更偏向风险较低的利用式创新，这符合表5 国有企业的利用式创新效应高于非国有企业的实证分析结果。

表 5 异质性检验-产权性质

	国有企业	非国企	国有企业	非国企	国有企业	非国企
	TPatent	TPatent	Exploratory	Exploratory	Exploitative	Exploitative
treat	0.994*** (0.186)	1.225*** (0.164)	0.600*** (0.139)	1.310*** (0.121)	1.020*** (0.178)	0.950*** (0.164)
Lev	-0.400*** (0.107)	-0.044 (0.073)	-0.332*** (0.080)	-0.029 (0.054)	-0.269*** (0.102)	0.046 (0.073)
ROE	-0.629*** (0.220)	0.360** (0.140)	-0.660*** (0.165)	0.003 (0.104)	-0.341 (0.211)	0.602*** (0.140)
Size	0.207*** (0.015)	0.179*** (0.012)	0.201*** (0.011)	0.123*** (0.009)	0.182*** (0.014)	0.175*** (0.012)
FIXED	-0.252*** (0.094)	-0.148* (0.081)	-0.132* (0.071)	-0.246*** (0.060)	-0.255*** (0.091)	-0.069 (0.080)
FirmAge	0.144** (0.063)	-0.167*** (0.030)	0.069 (0.047)	-0.098*** (0.022)	0.174*** (0.060)	-0.088*** (0.030)
ListAge	-0.218*** (0.025)	-0.201*** (0.013)	-0.100*** (0.019)	-0.054*** (0.009)	-0.202*** (0.024)	-0.193*** (0.013)
SOE	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
CashRatio	-0.030* (0.016)	-0.028*** (0.006)	-0.011 (0.012)	-0.003 (0.005)	-0.019 (0.015)	-0.029*** (0.006)
TMTPay2	0.246*** (0.025)	0.230*** (0.016)	0.141*** (0.019)	0.236*** (0.012)	0.201*** (0.024)	0.125*** (0.016)
FL	0.008 (0.013)	-0.055*** (0.012)	0.008 (0.010)	-0.023** (0.009)	-0.003 (0.013)	-0.059*** (0.012)
Dual	0.076 (0.047)	-0.042** (0.021)	0.069* (0.035)	0.025 (0.016)	0.112** (0.045)	-0.062*** (0.021)
CEOHoldR	-0.934 (0.893)	0.360*** (0.080)	-1.089 (0.671)	0.113* (0.059)	-0.616 (0.856)	0.354*** (0.079)
_cons	-6.820*** (0.404)	-4.888*** (0.266)	-5.807*** (0.304)	-5.118*** (0.196)	-6.016*** (0.388)	-3.799*** (0.265)
N	9177.000	19581.000	9177.000	19581.000	9177.000	19581.000
r2	0.377	0.297	0.303	0.185	0.333	0.280
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

2、市场化指数异质性

表 6 基于行业赫芬达尔指数（HHI）将样本划分为高竞争行业 HHI 低与低竞争行业 HHI 高，检验市场竞争程度对政策效果的差异作用。结果显示，在市场竞争激烈即 HHI 低的行业中，首台套保险对整体创新能力（TPatent 系数 1.074）、探索式创新（Exploratory 系数 0.957）与利用式创新（Exploitative 系数 0.996）的促进作用均显著高于低竞争行业（对应系数分别为 0.989、0.947 和 0.957）。这表明市场竞争压力强化了企业通过技术创新获取差异化优势的动机，而首台套保险提供的风险保障进一步降低了企业创新试错成本，形成“竞争倒逼创新”的良性循环。反观低竞争行业，企业因市场垄断地位缺乏创新动力，保险政策虽能提升其技术改进效率，但对突破性创新的激励作用有限。这一发现与动态竞争理论一致，验证了市场竞争环境对创新政策调节的效果差异。

表 6 异质性检验-市场化指数

	HHI高 TPatent	HHI低 TPatent	HHI高 Exploratory	HHI低 Exploratory	HHI高 Exploitative	HHI低 Exploitative
treat	0.989*** (0.213)	1.074*** (0.147)	0.947*** (0.144)	0.957*** (0.119)	0.738*** (0.212)	0.996*** (0.142)
Lev	-0.225*** (0.087)	-0.103 (0.082)	-0.080 (0.059)	-0.120* (0.066)	-0.179** (0.086)	0.012 (0.079)
ROE	-0.165 (0.174)	0.420*** (0.161)	-0.357*** (0.117)	-0.081 (0.130)	0.106 (0.172)	0.707*** (0.155)
Size	0.200*** (0.013)	0.192*** (0.013)	0.186*** (0.009)	0.153*** (0.011)	0.173*** (0.013)	0.179*** (0.013)
FIXED	-0.328*** (0.086)	0.056 (0.087)	-0.137** (0.058)	-0.114 (0.070)	-0.408*** (0.085)	0.148* (0.084)
FirmAge	-0.109*** (0.040)	-0.033 (0.037)	-0.043 (0.027)	-0.011 (0.030)	-0.083** (0.040)	0.055 (0.036)
ListAge	-0.230*** (0.016)	-0.181*** (0.015)	-0.092*** (0.011)	-0.049*** (0.012)	-0.205*** (0.016)	-0.179*** (0.015)
SOE	0.016 (0.029)	0.133*** (0.027)	0.086*** (0.020)	0.100*** (0.022)	-0.027 (0.029)	0.149*** (0.026)
CashRatio	-0.024*** (0.009)	-0.032*** (0.007)	-0.002 (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.023*** (0.009)	-0.031*** (0.007)
TMTPay2	0.219*** (0.020)	0.237*** (0.019)	0.129*** (0.013)	0.249*** (0.015)	0.198*** (0.019)	0.107*** (0.018)
FL	-0.036*** (0.013)	-0.013 (0.013)	-0.016* (0.009)	-0.001 (0.010)	-0.037*** (0.013)	-0.027** (0.012)
Dual	-0.031 (0.029)	-0.023 (0.026)	0.027 (0.020)	0.017 (0.021)	-0.034 (0.029)	-0.031 (0.025)
CEOHoldR	0.313*** (0.120)	0.405*** (0.102)	0.046 (0.081)	0.167** (0.082)	0.233* (0.119)	0.408*** (0.098)
_cons	-5.321*** (0.317)	-5.913*** (0.294)	-5.121*** (0.214)	-6.182*** (0.237)	-4.712*** (0.315)	-4.345*** (0.284)
N	14201.000	14556.000	14201.000	14556.000	14201.000	14556.000
r2	0.312	0.362	0.218	0.234	0.277	0.344

Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(五) 稳健性检验

1、Heckman 两阶段法

投保首台套保险的前提是重大技术装备的研发，这本身就是一种创新行为，即创新能力强有创新成果的企业才会投保首台套保险。反过来首台套保险的投保也会促进企业创新，因此首台套保险与企业创新之间可能互为因果，导致模型出现内生性问题。为避免内生性影响，本文采用 Heckman 两阶段模型进行检验。第一阶段以企业是否参保首台套保险为被解释变量，以各省各年份平均参保率为工具变量，Probit 回归结果显示，工具变量系数显著，满足相关性要求。第二阶段在控制逆米尔斯比率 IMR 后，首台套保险对企业整体创新能力、探索式创新及利用式创新的促进作用仍显著。IMR 项仅在探索式创新模型中显著，表明样本选择偏差对突破性创新的影响更需关注，但基准结论未发生实质性改变。

表 7 稳健性检验- Heckman 两阶段法

VARIABLES	(1) treat	(2) 总创新能力	(3) 探索式创新	(4) 利用式创新
meantreat	53.2103*** (5.3606)			
Lev	1.5853*** (3.6953)	0.2255* (1.9551)	-0.0965 (-1.0809)	0.3358*** (2.8782)
ROE	-1.1836 (-1.5746)	0.3003 (1.3704)	-0.1526 (-0.8992)	0.7559*** (3.4104)
Size	0.1754*** (2.8667)	0.2838*** (14.8432)	0.2502*** (16.8946)	0.2595*** (13.4149)
FIXED	-2.2711*** (-4.8340)	-0.6537*** (-5.4052)	-0.5235*** (-5.5889)	-0.5842*** (-4.7756)
FirmAge	0.0240 (0.1232)	-0.2278*** (-4.3103)	-0.1223*** (-2.9884)	-0.1221** (-2.2846)
ListAge	-0.1393* (-1.8276)	-0.3171*** (-15.7499)	-0.1414*** (-9.0705)	-0.3001*** (-14.7344)
SOE	0.2748** (2.2893)	0.1355*** (3.1881)	0.2305*** (7.0036)	0.0779* (1.8115)
CashRatio	-0.0614 (-0.5710)	-0.0132 (-1.0292)	0.0117 (1.1717)	-0.0257** (-1.9765)
TMTPay2	0.4120*** (4.2446)	0.2627*** (9.6712)	0.2894*** (13.7542)	0.1308*** (4.7610)
FL	0.0550 (1.2416)	-0.0496*** (-2.6625)	-0.0181 (-1.2519)	-0.0621*** (-3.2960)
Dual	-0.4731*** (-3.0768)	-0.0713** (-2.0835)	0.0460* (1.7353)	-0.0788** (-2.2764)
CEOHoldR	0.3557 (0.5098)	0.6339*** (4.8976)	0.2070** (2.0651)	0.5931*** (4.5302)

		(-0.6519)	
treat		1.0650*** (2.8402)	2.2118*** (7.6148)
imr		-0.0667 (-0.3719)	-0.7306*** (-5.2592)
Constant	-14.4213*** (-9.3086)	-6.9443*** (-15.7938)	-8.2613*** (-24.2573)
Observations	9,820	9,817	9,817
R-squared		0.202	0.177
			0.202

2、指标敏感性检验

更换解释变量：在基准回归模型中，本文采用企业是否参保首台套保险作为核心解释变量，为进一步检验结果的稳健性，本文将解释变量更换为企业参保的首台套保险产品个数，将企业参保产品个数加1后取对数来实现，衡量企业在该政策下的参与深度。结果显示，参与深度对整体创新能力、探索式创新与利用式创新均具有显著正向影响，且方向与基准模型一致，证实政策效果的稳健性。

表 8 指标敏感性检验

	(1) 总创新能力	(2) 探索式创新	(3) 利用式创新
count	0.753*** (0.087)	0.740*** (0.065)	0.627*** (0.086)
Lev	-0.154*** (0.060)	-0.123*** (0.044)	-0.056 (0.059)
ROE	0.086 (0.119)	-0.202** (0.088)	0.334*** (0.117)
Size	0.190*** (0.009)	0.159*** (0.007)	0.176*** (0.009)
FIXED	-0.189*** (0.061)	-0.206*** (0.045)	-0.143** (0.060)
FirmAge	-0.081*** (0.027)	-0.047** (0.020)	-0.018 (0.027)
ListAge	-0.209*** (0.011)	-0.069*** (0.008)	-0.199*** (0.011)
SOE	0.067*** (0.020)	0.097*** (0.015)	0.049** (0.020)
CashRatio	-0.032*** (0.006)	-0.006 (0.004)	-0.032*** (0.006)
TMTPay2	0.230*** (0.014)	0.202*** (0.010)	0.146*** (0.013)
FL	-0.022** (0.009)	-0.008 (0.007)	-0.029*** (0.009)
Dual	-0.026 (0.020)	0.028* (0.015)	-0.034* (0.019)
CEOHoldR	0.356***	0.099* (0.015)	0.326*** (0.015)

	(0.079)	(0.058)	(0.077)
_cons	-5.456*** (0.216)	-5.533*** (0.160)	-4.403*** (0.213)
N	28758.000	28758.000	28758.000
r2	0.323	0.218	0.292
Industry	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes

3、滞后效应

考虑到保险政策对企业创新的影响可能存在时滞，本文将解释变量滞后一期纳入回归，结果显示，滞后一期的首台套保险仍显著促进整体创新、探索式创新与利用式创新，且显著性水平与基准模型一致。这表明政策效果具有持续性，并非短期冲击所致。

表 9 稳健性检验-滞后效应回归

	(1) 总创新能力	(2) 探索式创新	(3) 利用式创新
L.treat	1.176*** (0.132)	0.962*** (0.098)	1.055*** (0.129)
Lev	-0.117* (0.066)	-0.120** (0.049)	-0.021 (0.064)
ROE	0.201 (0.132)	-0.115 (0.099)	0.423*** (0.130)
Size	0.190*** (0.010)	0.165*** (0.008)	0.174*** (0.010)
FIXED	-0.183*** (0.066)	-0.229*** (0.049)	-0.134** (0.065)
FirmAge	-0.054* (0.032)	-0.030 (0.024)	0.009 (0.031)
ListAge	-0.294*** (0.015)	-0.115*** (0.011)	-0.268*** (0.015)
SOE	0.114*** (0.022)	0.128*** (0.016)	0.086*** (0.021)
CashRatio	-0.026*** (0.007)	-0.001 (0.005)	-0.027*** (0.007)
TMTPay2	0.236*** (0.015)	0.207*** (0.011)	0.151*** (0.015)
FL	-0.015 (0.010)	-0.003 (0.007)	-0.024** (0.009)
Dual	-0.025 (0.022)	0.024 (0.016)	-0.027 (0.021)
CEOHoldR	0.345*** (0.090)	0.086 (0.067)	0.307*** (0.088)
_cons	-5.492***	-5.719***	-4.412***

	(0.238)	(0.178)	(0.233)
N	24484.000	24484.000	24484.000
r2	0.325	0.224	0.295
Industry	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes

4、安慰剂检验

为了排除其他未观测因素对回归结果的干扰，本文采用安慰剂检验随机设定一个虚拟的首台套保险变量，重新进行回归分析。为了保证安慰剂检验的稳健性，重复随机化过程 500 次，实验结果显示安慰剂变量回归系数的均值接近 0，且大部分估计值不显著，表明随机保险变量未对企业技术创新产生显著影响。同时基准回归真实估计值远离安慰剂分布中心，进一步说明首台套保险对企业技术创新的促进作用并非偶然，而是具有真实的经济学意义。

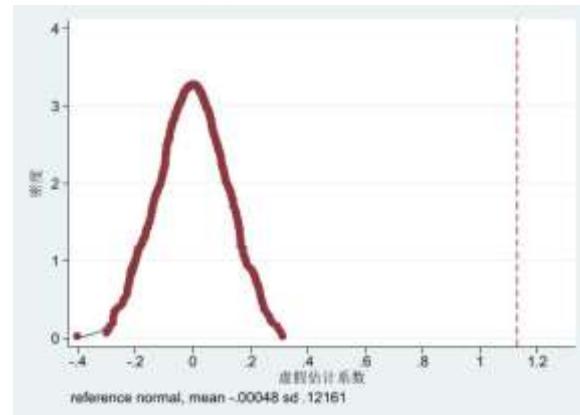


图 1 安慰剂检验

五、结论与建议

本文基于创新激励理论与动态竞争理论，以 2010-2021 年中国 A 股上市公司为样本，系统考察了首台套重大技术装备保险补偿机制（以下简称“首台套保险”）对企业双元创新的影响及其作用机理。研究结果表明，首台套保险能够显著促进企业双元创新，且对探索式创新的激励效应更强。机制检验显示，首台套保险通过增加研发投入、缓解融资约束和增强市场竞争力三条路径发挥作用。异质性分析进一步揭示，首台套保险对非国有企业和高竞争行业企业的探索式创新促进作用尤为显著。上述结论在 Heckman 两阶段模型、滞后效应检验及安慰剂检验中均保持稳健，验证了研究结论的可靠性。

基于研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，优化首台套保险政策设计，强化对探索式创新的精准支持。结果显示，首台套保险对探索式创新的边际效应显著高于利用式创新，但当前政策覆盖范围有限（样本中参保企业占比仅 0.37%）。建议政府扩大首台套保险的适用范围，尤其向技术密集度高、研发周期长的高风险领域倾斜，例如增设定向保费补贴或提

高补偿比例，以降低企业创新试错成本。同时，可借鉴 Manso (2011) 提出的“容忍失败”激励机制，将保险赔付标准从单一的技术验证失败拓展至市场推广风险，进一步激发企业颠覆性技术研发动力。

第二，深化“保险-金融”协同机制，缓解企业融资约束。机制分析表明，首台套保险通过降低债务融资成本显著缓解企业资金压力。建议构建“首台套保险+专项信贷”的联动模式，鼓励金融机构开发以保险保单为增信工具的科技贷款产品，设立首台套装备研发专项基金，通过风险共担机制引导社会资本参与。针对非国有企业融资约束更强的特点，可探索建立区域性科技保险交易所，为其提供多元化的直接融资渠道。

第三，实施分类激励政策，适配市场竞争与企业产权异质性。异质性检验发现，首台套保险在高竞争行业和非国有企业中的创新激励效应更为突出。对此，政策设计需差异化施策：在高竞争行业，应强化市场竞争与保险政策的协同效应，例如将首台套装备的市场占有率纳入保险补偿考核指标，倒逼企业通过技术突破获取竞争优势；对国有企业，需优化绩效考核体系，将探索式创新投入纳入管理层任期目标，弱化短期盈利导向对技术积累的挤出效应。

第四，完善配套政策体系，构建双元创新协同生态。首台套保险的激励效果需与其他政策工具形成合力。建议借鉴张跃军和刘文丽 (2025) 提出的“政策组合拳”思路^[32]，将首台套保险与研发费用加计扣除、知识产权质押融资等政策深度绑定，形成“风险分担-税收激励-融资支持”的全链条扶持机制。此外，针对市场接受度低的共性问题，可强制要求政府采购中设置首台套装备采购比例，并通过保险补偿机制分担用户质量风险，加速创新成果的市场化应用。

本文研究为优化首台套保险政策、推动企业双元创新协同发展提供了理论依据与实践启示。未来研究可进一步探讨保险政策与其他创新激励工具的交互效应，以及数字化背景下首台套保险对产业链协同创新的动态影响，以完善创新政策设计的系统性框架。

参考文献

- [1] 杨林,徐培栋.有无相生：数字化背景下“专精特新”单项冠军企业双元创新的前因组态及其效应研究[J].南开管理评论,2024,27(02):137-151.
- [2] 阳镇,王文娜,陈劲,凌鸿程.企业社会责任与企业双元创新：稳中求进与险中求胜[J].统计研究,2024,41(07):119-133.
- [3] 许志勇,王瑾,张娜,韩炳.资产结构错配、激励机制与企业双元创新[J].南开管理评论,2024,27(03):106-119.
- [4] 彭宇.重大技术装备研发应用体制机制研究——以重大技术装备首台套政策为例[J].中国机构改革与管理,2021,(05):51-54.
- [5] 徐盼.首台（套）重大技术装备政策的区域创新效应研究[D].南昌航空大学,2023.
- [6] 周冬华,彭剑飞.首台套重大技术装备保险与企业创新 [J].科研管理,2023,44(09):80-90.
- [7] 胡国柳,赵阳,胡珺.D&O 保险、风险容忍与企业自主创新 [J].管理世界,2019,35(08):121-135.

- [8] 刘永丽,余增辉,张方舒.董责险、高管风险偏好与企业持续创新能力[J].会计之友,2023,(12):62-70.
- [9] 李思远,姚业强.我国首台(套)重大技术装备有关政策演变分析与启示[J].设备监理,2020,(03):30-31+35.
- [10] 刘昆.建立首台套保险补偿机制大力推动装备制造业发展[J].装备制造,2015,(04):40-43.
- [11] 高家明,熊微观.保险助力首台(套)重大技术装备推广应用[J].装备制造,2015,(10):42-45.
- [12] 毕晓方,翟淑萍,姜宝强.政府补贴、财务冗余对高新技术企业双元创新的影响[J].会计研究,2017,(01):46-52+95.
- [13] 谢家智,付馨苇.政府引导基金能引导企业双元创新正向跃迁吗? [J].南昌大学学报(人文社会科学版),2024,55(05):71-85.
- [14] 李子彪,王思惟,李鑫,等.长三角G60科创走廊建设对企业双元创新的影响研究——基于创新链视角[J].科研管理,2024,45(09):133-142.
- [15] 徐宁,姜楠楠,张晋.股权激励对中小企业双元创新战略的影响研究[J].科研管理,2019,40(07):163-172.
- [16] 严若森,赵亚莉.CEO类型与家族企业双元创新——基于中国上市家族企业的经验证据[J].研究与发展管理,2022,34(06):131-144.
- [17] 阳镇,李纪珍,凌鸿程.政策不确定性与创新数字化——双元创新的视角[J].科研管理,2022,43(04):1-10.
- [18] 肖仁桥,沈佳佳,钱丽.数字化水平对企业新产品开发绩效的影响——双元创新能力的中介作用[J].科技进步与对策,2021,38(24):106-115.
- [19] 蒋峦,凌宇鹏,张吉昌,等.数字化转型如何影响企业韧性? ——基于双元创新视角[J].技术经济,2022,41(01):1-11.
- [20] 邵剑兵,李娜.异质性机构投资者差异化作用于双元创新投资吗——基于注意力基础观与市场迎合理论双重视角[J].科技进步与对策,2022,39(05):105-116.
- [21] 成琼文,李钰.贸易摩擦对企业双元创新的影响:金融化的调节作用[J].科技管理研究,2022,42(08):26-33.
- [22] 范定祥,罗超男.董事高管责任保险、研发投入与制造业企业双元创新——兼论股权激励的调节作用[J].甘肃金融,2024,(10):43-49.
- [23] 张圣利,张珂珂.董事高管责任保险、机构投资者异质性与企业双元创新[J].会计之友,2024,(12):65-73.
- [24] 戴正宗.激活“中国制造”的创新之源[N].中国财经报,2022-03-17(005).
- [25] 王建新,辛晓楠,李元亨,王嘉龙.无心插柳柳成荫:地方政府债务治理与企业绿色创新[J].财经论丛,1-13 [2025-04-09].
- [26] 文强,陈海强,袁煜玲.缓解融资约束必然促进企业创新吗?来自信贷扩张准实验的证据[J].系统工程理论与实践,2024,44(09):2779-2798.
- [27] 毛毅翀,吴福象.创新补贴、研发投入与技术突破:机制与路径[J].经济与管理研究,2022,43(04):26-45.
- [28] 崔婷,丁雪辰,徐晓丹,等.研发强度与创业企业突破性创新:风险投资特征与创业失败经历的权变影响[J/OL].管理评论,1-17[2025-04-18].
- [29] 董文婷,张靖佳,王伟楠,等.互补效应下企业研发投入与创新能力的相互关系研

- 究[J].科研管理,2024,45(09):155-165.
- [30] 潘光曦,郭冰,赵虎林.科技保险影响高新技术企业全要素生产率的机制研究[J].科研管理,1-15 [2025-04-09].
- [31] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(05):100-120.
- [32] 张跃军,刘文丽.政府补贴如何促进新能源企业技术创新?[J].管理科学学报,2025,28(02):1-14.
- [33] March, James G. "Exploration and exploitation in organizational learning." Organization science 2.1 (1991): 71-87.
- [34] Benner, Mary J., and Michael L. Tushman. "Exploitation, exploration, and process management: The productivity dilemma revisited." Academy of management review 28.2 (2003): 238-256.
- [35] Levinthal, Daniel A., and James G. March. "The myopia of learning." Strategic management journal 14.S2 (1993): 95-112.
- [36] Manso G. Motivating innovation[J]. The journal of finance, 2011, 66(5): 1823-1860.
- [37] Spence, Michael. "Competitive and optimal responses to signals: An analysis of efficiency and distribution." Journal of Economic theory 7.3 (1974): 296-332.

气候风险、存款保险与商业银行特许权价值

孙武军、水沐紫¹

摘要：

随着全球气候变化的加剧，气候风险已成为影响商业银行财务表现和经营稳健性的重要因素，如何应对气候风险也成为银行业高质量发展的重大挑战。近十年来，中国商业银行的特许权价值整体呈下降趋势，极端气候对银行特许权价值的影响值得研究。本文主要考察了气候物理风险对商业银行特许权价值的影响，选取 2009-2023 年中国 182 家商业银行的财务数据进行实证检验，并引入存款保险作为调节变量进行机制分析。研究发现，气候物理风险显著降低了商业银行的特许权价值，且该结论在经历一系列稳健性检验后仍然成立。同时，存款保险制度有效削弱了气候物理风险对商业银行特许权价值的负向冲击。在面对气候物理风险时，股份制商业银行的特许权价值受到的负面影响更大。本文的研究不仅丰富了气候风险与商业银行特许权价值的理论框架，也对商业银行的稳健运营和金融体系的稳定发展等具有借鉴意义。

关键词：气候风险，特许权价值，存款保险

一、引言

特许权价值是银行因获准经营而取得的经营牌照的价值，代表其能凭借严格的市场管制在未来持续经营中获得超额垄断收益的净现值。根据国际金融学会 2025 年发布的研究报告，近十年来中国商业银行特许权价值的下降趋势明显，而以往的研究表明银行特许权价值的持续下降会对金融体系和宏观经济产生多维度的负面影响。Keeley (1990) 对美国储贷危机的研究表明，当特许权价值降低时，银行更倾向于投资高风险资产，导致不良贷款率上升。Gorton 和 Rosen (1995) 发现垃圾债券等影子银行体系的竞争会使银行特许权价值下降，银行为维持利润进而提高风险承担，这种举措放大了金融体系的系统性风险。因此，在关于银行的研究中，重视特许权价值的变化趋势及影响因素对于金融机构的稳健经营、金

¹ 孙武军，南京大学商学院金融与保险学系教授。水沐紫，南京大学商学院金融与保险学系硕士研究生。

融业的稳定发展具有一定现实意义。

近年来，全球变暖导致极端降水、干旱、高温、低温等极端气候事件频发，不仅对生态环境造成严重威胁，同时也为金融部门和实体经济带来负面风险冲击，成为系统性金融风险的重要来源之一。根据已有的研究和相关文献，与气候变化相关的金融风险主要分为物理风险和转型风险两大类。物理风险是由极端天气、自然灾害等直接影响造成损失的风险，包括洪水、干旱、海平面上升等，转型风险则是在社会向可持续发展转型过程中，因气候政策变化、技术革新等因素导致金融机构发生损失的风险。在我国“碳达峰”和“碳中和”目标提出后，气候风险也逐渐成为学界所关注的热点话题，但目前金融界主流并不将气候风险看作与市场风险、信用风险等并列的金融风险类别，而更多将其看作一种风险来源，即由于气候变化导致的直接或间接的金融风险变动。我国是以商业银行为主导的间接融资为主的金融体系，极端气候变化带来的物理风险将提高银行的风险承担水平，进一步危及金融体系的稳定和安全（潘敏等，2022）。债务人因气候灾害违约、金融机构持有的高碳排放企业相关资产因转型风险贬值，会导致金融机构可获取资金少于预期，提升流动性风险。对于我国而言，由于幅员辽阔，气候变化呈现出复杂性和多样性，东亚季风区的地理位置也让我成为受极端天气影响最严重的国家之一，中国商业银行因独特自然条件与经济发展阶段，自然也面临着更高的气候风险暴露，更需要完善的风险应对机制。

在目前多种风险应对机制中，气象灾害的保险保障机制与极端气候带来的物理风险关联紧密，完备的保险机制将有利于提升受灾主体的灾后抗风险能力，减弱极端气候对银行风险承担和财务表现的影响。存款保险是防止挤兑、促进银行体系稳定的基础性制度安排，自美国成为首个建立存款保险制度的国家后，这一保险机制也在全球范围内发展起来，2008年的金融危机与2023年的硅谷银行事件都印证了合理的存款保险制度设计在维系金融系统稳定方面的有效性。经历了数年理论探讨和国际比较后，我国存款保险制度于2015年以国务院行政法规形式正式确立，将长期以政府作为后盾的隐性担保“显性化”，而后银行风险承担下降，资产流动性、融资成本和非利息业务水平均有所上升，但存款保险在提高银行稳定性的同时也增加了银行的经营难度（刘莉亚等，2021）。部分研究也表明，存款保险制度会增加道德风险，因此实践中大部分国家采取了限额保险的形式以维持存款人对银行的监督（Chen等，2014）。存款保险制度对维护一国银行体系的安全至关重要，作为我国金融安全网的重要一环，探讨存款保险在气候风险与商业银行特许权价值的关系中发挥的调节作用，对于完善我国金融体系、防范系统性金融风险、促进经济社会的持续健康发展具有重要意义。

本文聚焦于气候风险与我国商业银行特许权价值之间的关系，并在此基础上引入存款保险作为调节变量，深入分析在气候风险影响银行特许权价值的过程中存款保险产生的影响，同时考虑了不同银行类型的异质性表现。本文的边际贡献在于：已有文献大多聚焦于气候风险对银行信贷违约率、风险承担、绩效等方面的影响，很少涉及与银行特许权价值有关的研究，本文将气候风险纳入商业银行特许权价值的影响因素之一进行分析，并引入了存款保险制度这一调节变量，充实了有关气候风险和银行特许权价值的相关理论研究。在实践层面上，本文考察了商业银行的内部特征与外部气候变化的影响，能够为金融部门防范化解气候风险、维持金融系统的稳健运行提供经验支撑。

二、文献综述

(一) 气候风险的相关文献研究

近年来，气候风险对银行业和金融系统的影响逐渐成为学术界的研究热点。我国经济学家陈雨露在 2019 中国金融学会年会上指出，气候因素带来的不利影响是近年来影响我国金融体系稳定的关键因素之一，已经广泛引起了世界各国政府的关注。

已有大量文献表明气候风险与银行系统性金融风险有紧密联系。总体而言，气候风险主要通过物理风险和转型风险两大类风险传导至银行体系，物理风险会侵蚀资产价值、增加信用违约概率，转型风险则会导致流动性和偿付能力压力，使金融机构面临监管和市场驱动的转变。蔡源和崔婕（2024）研究发现，气候风险的发生会导致投资者对事物评价产生负向偏差，加剧投资者恐慌情绪和大规模的抛售行为，进而使金融资产的价格下跌，影响金融体系的稳定。在物理风险层面，王瑶和王文蔚（2021）发现环境灾害冲击会显著提升银行的违约率水平、降低银行的风险偏好，使其降低放贷规模；吕勇斌等（2024）以台风事件为自然实验，研究发现台风灾害导致银行信贷违约风险显著上升，促使银行提高风险承担水平。李小荣和牛美龄（2020）从实体经济的角度，发现极端环境灾害发生频率上升时，会带来消费、投资低迷和经济衰退，对银行体系造成影响。在转型风险层面，Li & Pan (2022) 提出气候转型风险会使得银行降低高耗能、高污染行业贷款规模；陈国进等(2023)认为转型风险提高了银行贷款的违约率；李鹏等(2025)发现气候转型风险对银行绩效具有抑制作用，且这一抑制作用随着银行 ESG 信息披露的强化和气候政策不确定性的上升而减弱。此外，囿于中国保险业发展水平，目前气候相关风险对保险业直接冲击相对可控，风险可能更多由银行等非保险金融机构承担，加剧风险向银行业集中（王信和姜晶晶，2021）。

(二) 商业银行特许权价值的影响因素

Guttentag & Herring (1981) 认为，特许权价值是银行从不完全垄断市场、规模经济和声誉等方面获得的未来净收入的限制，并随着银行的倒闭而消失。特许权价值的形成是银行外部环境和内部机制共同作用的结果，因此市场相关和银行相关是特许权价值的两个来源（詹士勇和詹士伟，2011）。

从银行相关因素出发，李艳和张涤新（2006）研究证明银行特许权价值与银行的冒险动机密切相关，且利率风险、资产质量风险、存款准备金风险等上升会对特许权价值造成负面影响。Palia 等 (2004) 发现商业银行资本水平的提升能够对特许权价值产生显著的正向促进作用，但用于衡量激励性薪酬水平的相关指标，在统计层面并未表现出对银行特许权价值的显著影响。马晓军与欧阳姝（2007）提出，在银行业市场竞争程度不断加剧的背景下，商业银行特许权价值的有效提升，依赖于其对自身经营能力的持续优化与增强。现今 ESG 是中国银行寻求可持续、稳健发展的重点，辛兵海（2023）的研究表明，良好的 ESG 表现能提升银行效率、降低负债成本和风险，从而提升商业银行的特许权价值，其中“E”和“G”两个维度发挥的正向作用更明显。

在市场相关方面，Keeley (1990) 通过对 20 世纪美国银行业 的研究发现，激烈的市场竞争降低了银行的特许权价值，并因此提高了银行业的风险承担水平。许友传和何佳（2008）认为随着银行将业务中心向中心城市收缩，以及外资银行

的大举进入会使我国省会城市银行之间的同业竞争程度更激烈，降低了银行的特许权价值。与之相反，韩立岩和李伟（2008）基于中国上市银行的特许权价值数据，发现外资银行进入使得中资银行控制风险行为更加审慎，进而提升特许权价值，有利于中国银行的稳健经营。张伟等（2019）综合考虑了金融监管、金融改革开放和多维风险，发现金融监管强度的提升和外资银行进入显著提升了银行特许权价值，而利率市场化、直接融资和互联网金融发展对特许权价值造成负面冲击。进一步地，项后军等（2020）从市场和银行的两个角度综合说明了利率市场化会减少商业银行与市场相关的特许权价值，提升与银行相关的特许权价值。

随着科学技术的发展，数字经济作为一种新形态也在影响着银行的方方面面。顾海峰和朱慧萍（2022）的研究表明，数字金融对银行特许权价值具有抑制作用，且这一负面作用会受到金融开放和宏观审慎政策的正向调节。贾雅茹等（2023）研究发现数字化转型能够通过降低风险承担，进而显著促进银行特许权价值的提升。赵江山和佟孟华（2023）将金融科技对特许权价值的约束引入 DLM 分析框架，分析发现金融科技的冲击加剧了银行业的存款竞争和利率竞争，进而降低了市场相关的银行特许权价值。

（三）气候风险与银行特许权价值的关系

现有文献中常用的衡量银行特许权价值的方法是托宾 Q 法，即采用商业银行资产的市场价值与账面价值的比值衡量。银行特许权价值的主要来源有两方面，一是外部行政性制度安排所催生的垄断性收益，这一收益的产生与市场环境直接相关，其核心驱动因素在于政府通过实施市场准入限制、利率调控机制等行政干预手段，为银行构建相对排他性的经营空间，使银行能够获取基于市场垄断地位的租金收益；二是来自银行内部治理能力与经营策略所带来的超额回报，该部分价值创造与银行自身属性紧密关联，主要依赖于银行通过优化内部管理体系实现更高水平的经营效率，或通过拓展业务边界、提升业务多元化程度以增强盈利韧性，最终在市场竞争中获得超出行业平均水平的收益（赵江山和佟梦华，2023）。Conlon 等（2024）基于美国国家海洋和大气管理局（NOAA）的数十亿美元天气和气候灾害数据以及 Dealscan 银团贷款数据，研究了意外气候冲击对银行个体和系统性风险的影响，发现气候风险敞口会增加银行的个体和系统性风险，银行在遭受气候冲击后会减少贷款并增加贷款损失准备金。这会进一步对银行的财务状况和经营稳定性产生影响，进而可能关联到银行特许权价值。

因此，气候风险可能通过多个渠道对商业银行特许权价值构成潜在的、间接的影响，不仅影响银行个体稳健性，还可能蔓延至系统性层面。由于特许权价值主要来源于银行的制度性垄断租金与内生性盈利效率，所以气候风险对银行经营空间、垄断性租金、经营能力和盈利能力等要素的影响都可能会波及商业银行的特许权价值。

（四）文献评述

梳理国内外已有文献可知，商业银行特许权价值的研究文献主要集中在银行风险承担、市场竞争结构与外部政策环境等多个方面。从银行内部层面看，银行资本水平和资产质量、公司治理结构与激励机制等对特许权价值的影响研究较为深入，主流观点认为充足的资本和长期导向的治理机制有助于提升银行特许权价值，抑制过度风险承担。在行业层面，市场竞争激烈程度与银行特许权价值之间存在显著的负相关关系，多数研究认为金融开放和竞争加剧往往会侵蚀银行的垄

断租金，也有学者发现外资进入等金融开放行为会促进银行的审慎经营，正向作用于特许权价值。从宏观制度环境来看，信贷政策、资本监管及存款保险制度等也对银行特许权价值产生重要影响，例如显性存款保险制度的建立往往通过强化市场约束，促使银行更加依赖经营效率来维持特许权价值。目前，国外关于气候风险对商业银行影响的研究已形成较为系统的体系，涵盖信用风险、资产负债结构、经营稳定性及长期估值等领域。主流观点认为，气候风险不仅通过物理风险与转型风险两种渠道显著推高银行的信用风险和市场风险，还可能削弱银行盈利能力和资本充足水平。国内研究起步相对较晚，但也已逐渐拓展至气候相关财务信息披露、绿色信贷及银行 ESG 等方面。然而，现有文献较少直接研究气候风险对商业银行特许权价值的影响，且尚未系统地将商业银行类型异质性与存款保险制度的调节效应纳入统一分析框架。因此，本文拟基于全球气候风险集成数据库（GCRID）中的极端气候事件指标，实证检验气候物理风险对商业银行特许权价值的影响路径，并重点引入存款保险制度作为调节变量，分析其是否会缓解或加剧气候风险对特许权价值的冲击。进一步地，本文还将从银行类型维度展开异质性分析，以揭示不同组织结构和地域环境下气候风险影响的差异化表现，为应对极端气候的银行治理体系提供理论依据与政策参考。

三、理论分析与研究假设

（一）气候风险与商业银行特许权价值

气候物理风险作为气候变化引发的直接环境危害所导致的风险类型，其形成与传导过程受地球系统变化规律、经济社会系统脆弱性等多重因素交织影响，呈现出显著区别于传统金融风险的独特特征。因此，气候物理风险对商业银行以及金融系统的影响并非直接单一，而是呈现复杂、多链条、高传染性的特点。由于特许权价值反映了银行未来超额利润的折现值，现有文献中衡量和计算商业银行特许权价值大多需要用到托宾 Q 值、ROE 等财务指标，因此气象灾害和极端气候对银行财务表现和经营的影响可能也会侵蚀其特许权价值。从资产端角度，学者通过研究物理风险对银行业影响的作用渠道发现，气候变化会降低劳动力和资本的生产效率，造成企业的资产贬值和流动性恶化，进而增加银行的信贷风险和破产可能（Dafermos et al.2018）。从负债端角度，当极端天气甚至自然灾害发生时，存款人处于避险需求可能发生挤兑行为，抬高商业银行的融资成本。此外，物理风险也可以视作操作风险来影响银行，因为自然灾害会干扰交通设施和电信基础设施，降低银行的运营能力。Klomp（2014）构建了自然灾害与金融脆弱性的实证模型，将大规模自然灾害对商业银行面临违约风险的影响直接联系起来，发现自然灾害增加了银行违约的可能性，可能会使银行过度杠杆化甚至资不抵债。根据 Keeley（1990）提出的自律效应模型，可知银行经营稳健性越高，未来超额利润越可持续，特许权价值就越高。而郑李健等（2024）研究发现，极端气候事件会通过影响家庭、企业等渠道对银行的稳定性产生负面冲击，因此极端气候可能通过降低银行经营稳健程度恶化其特许权价值。鉴于上述观点，本文提出假设 1：

假设 1：气候物理风险显著降低了商业银行特许权价值。

（二）存款保险对气候风险与商业银行特许权价值关系的调节作用

在中国金融体系的演进过程中，长期存在的全额隐性存款担保制度塑造了市场对银行不会破产的普遍预期，这种制度安排削弱了存款人实施市场约束的动力

与有效性。随着中国由完全隐性存款担保机制逐步转向有限显性存款保险制度，银行背后的政府隐性保护将实质性下降，存款人的市场约束趋于增强（纪洋等，2018）。存款人意识到银行的破产可能后会要求更高的存款利率或更换银行，进而加剧银行业的竞争，使净息差下降、特许权价值降低（项后军等，2020）。姚东旻等（2013）的研究指出，显性存款保险制度的建立与实施，会对商业银行形成内部治理优化的激励效应。具体而言，该制度环境下，商业银行倾向于提升内部治理体系的完善程度与运行效能，银行管理层会进一步强化履职尽责的主动性，通过优化经营决策、提升运营效率等方式，增强信贷资产质量管理能力。而银行运营效率的提升与管理效能的优化，能够有效提高信贷资金的回收成功率，降低不良贷款形成概率，最终推动银行特许权价值的提升。

因此，存款保险制度对于特许权价值的影响主要有两种路径，可能加剧银行间竞争导致盈利空间缩窄，也可能提升银行内部资产管理和运营效率使特许权价值提升。基于上述分析，本文提出竞争性假设 2：

假设 2a：存款保险制度削弱了气候物理风险对商业银行特许权价值的降低作用。

假设 2b：存款保险制度增强了气候物理风险对商业银行特许权价值的降低作用。

（三）气候风险对银行特许权价值的微观作用渠道

现有文献中较少有直接研究气候风险对商业银行特许权价值影响的文献，较多聚焦于商业银行的业绩表现、盈利状况、财务数据等。Lee 等（2024）研究发现，气候变化会对银行债权人造成财物损失、增加违约可能性、降低银行信贷资产质量，进而严重阻碍了银行盈利能力的提高。Lee 和 Alam（2024）调查了气候变化引发的风险对 G7 国家银行盈利能力的影响，得出气候风险会对银行盈利能力造成负面冲击。宋一程和宋清华（2016）的实证研究表明特许权价值与银行盈利能力正相关，因此当气候物理风险弱化银行的盈利表现时，其特许权价值也可能受到损害。

气候风险除了通过损害银行的盈利能力传导至特许权价值之外，还可能促使银行提高拨备覆盖率，进而影响其特许权价值。从银行自身出发，赵胜民等（2025）提出气候物理风险显著提高了商业银行的不良贷款率。因此，当银行面临的信用风险上升时，为了覆盖可能出现的贷款损失，银行会提高拨备覆盖率。从外部监管的角度出发，金融监管部门可能会根据气候物理风险的上升情况，对银行提出更高的监管要求，例如可能会对高气候物理风险区域的金融机构，适当提高拨备覆盖率要求，以增强银行抵御风险的能力。拨备覆盖率与银行特许权价值之间也存在紧密的联系，因为银行计提的贷款损失准备会计入“资产减值损失”，直接减少当期净利润。根据前文的分析，气候物理风险可能导致企业违约、资产减值，若拨备上升是因为不良贷款增加，银行需被动补提拨备以满足监管要求，此时银行的净利润会随拨备增加而下滑，特许权价值也可能降低。Beatty&Liao（2011）聚焦于银行预期损失确认延迟的角度，认为贷款损失准备金的增加将减少银行的报告收益和一级监管资本。因此，当银行因气候风险威胁而被迫通过提高拨备来满足“及时确认损失”的监管要求时，可能面临特许权价值的下降。

基于上述分析，本文提出假设 3 和假设 4：

假设 3：气候物理风险通过降低商业银行的盈利来影响其特许权价值的下降。

假设 4：气候物理风险通过提升商业银行的拨备覆盖率来影响其特许权价值的降低。

四、变量选取与研究设计

(一) 数据来源

本文选取 2009-2023 年我国 182 家商业银行数据，其中中国有大型商业银行 5 家、股份制银行 17 家、城商行和农商行分别为 99 家和 61 家。气候风险数据来自全球气候风险集成数据库（GCRID），银行微观数据和控制变量数据来源于 BankFocus 数据库、国家统计局和中国人民银行。为剔除异常值的影响，对样本数据进行了 1% 与 99% 分位数缩尾处理。

(二) 变量选取与定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为特许权价值，根据前人的研究，主流的衡量银行特许权价值的方法主要有三种：托宾 Q 值法、PR 模型法和税前利润法。托宾 Q 值法采用商业银行资产的市场价值与账面价值的比值，或者股东权益及资产净值的市场价值与账面价值的比值衡量。由于本文研究对象多为非上市银行，因此难以获得市场价值数据，并不适用。PR 模型通过分析投入要素价格变动对收入的影响程度来评估商业银行的市场势力，但本文涉及较多要素且难以计算 H 统计量，故不适用。

因此，本文以李艳（2006）的研究为基础，采用调整后的税前利润法，用下述公式计算商业银行的特许权价值：

$$FV = \frac{ROE - R_f}{1 + \delta}$$

上式中， ROE 为税前资本收益率， R_f 为无风险收益率，用银行间 7 天同业拆借利率表示， δ 为贴现率。国内一些文献在计算特许权价值时，使用一年期贷款基准利率作为贴现率，由于 R_f 和 δ 对所有银行都相同，使得这种计算方式下银行特许权价值只取决于 ROE 。鉴于不同商业银行面临的风险水平各异，本文参考项后军等（2020）的方法，根据风险与贴现率相匹配的原则，采用修正后的税前利润法进行调整。贴现率 δ 采用银行实际贷款利率，即 $\delta = \text{利息收入} / \text{生息资产}$ 。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为气候物理风险。气候物理风险的代理变量是中国气候物理风险指数 CPRI，该数据构建的原始气象数据来自 NOAA（美国国家海洋和大气管理局），由四个分指数和一个总指数构成，分指数分别为极端低温天数 LTD、极端高温天数 HTD、极端降雨天数 ERD 和极端干旱天数 EDD，气候物理风险指数由四个分指数计算得出，该指数代表了一个国家或地区在物理层面，通常指极端天气事件或自然灾害带来的风险程度（Guo, 2024）。本文选取中国各省气候风险指数年度数据作为核心解释变量并与样本银行按照所属省份进行对应，分析极端天气情况对商业银行特许权价值的影响。

3. 调节变量

本文选取存款保险 DIS 作为调节变量，我国存款保险制度自 2015 年开始实

施,因此本文设定在 2015 年显性存款保险出台及之后年份 $DIS = 1$,之前年份 $DIS = 0$ 。

4.机制变量

本文选取净利息收入比率 NIA、净息差 NIM 作为衡量银行盈利状况表现的机制变量,选取拨备覆盖率 PCR 作为衡量银行被动面对气候风险时是否会挤压经营利润的机制变量。

5.控制变量

本文选取 7 个银行特征变量以及 1 个宏观变量作为本文的控制变量。其中包括: 杠杆率 (LEV)、银行规模 (SIZE)、资本充足率 (CAR)、利息收入占比 (IRR)、资产回报率 (ROA)、不良贷款率 (NPL)、贷款占比 (LA)、广义货币增长率 (M2)。下表展示了各变量的定义方式:

表 12: 主要变量定义

	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	特许权价值	FV	$(ROE - R_f)/(1 + \delta)$
解释变量	气候物理风险	CPRI	各分指标加权平均/100
调节变量	存款保险	DIS	2015 及以后, $DIS=1$; 否则=0
机制变量	净利息收入比率 净息差 拨备覆盖率	NIA NIM PCR	净利息收入/银行总资产 净利息收入/全部生息资产 贷款损失准备/不良贷款
银行层面控制变量	杠杆率	LEV	总资产/权益总计
	银行规模	SIZE	期末总资产取对数
	资本充足率	CAR	资本/风险加权资产
	利息收入占比	IRR	利息收入/营业收入
	资产回报率	ROA	税后净利润/总资产
	不良贷款率	NPL	不良贷款/贷款总额
宏观层面控制变量	贷款占比	LA	贷款余额/总资产
	广义货币增长率	M2	广义货币增长率

(三) 模型构建

为考察气候物理风险对商业银行特许权价值的影响,本文构建固定效应模型如下:

$$FV_{it} = \alpha_0 + \beta_1 CPRI_t + \sum_{j=1}^8 \alpha_j Control_{jxit} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (0.1)$$

式 (1.1) 为气候物理风险对商业银行特许权价值影响的模型。模型中被解释变量 FV_{it} 代表商业银行特许权价值, $CPRI_t$ 为气候物理风险指数; $Control_{jxit}$ 代表控制变量。 i, t 分别代表第 i 家银行第 t 年的观测值, $i=1, 2, \dots, n, t=2009-2023$ 。

u_i 代表银行个体固定效应； ε_{it} 代表扰动项。出于多重共线性问题的考量，本文控制变量中含有的宏观经济变量与时间虚拟变量之间存在高度相关性，因此在模型中只控制个体固定效应，没有控制时间固定效应。

在上述研究的基础上，本文引入调节变量存款保险制度（DIS），进一步考察在气候风险与商业银行特许权价值的关系中，存款保险发挥的调节作用。其中（2.1）、（2.2）式为存款保险在气候物理风险与银行特许权价值的关系中的调节效应模型。

$$FV_{it} = \alpha_0 + \beta_1 CPRI_t + bDIS_t + \sum_{j=1}^8 \alpha_j Control_{jxt} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

$$FV_{it} = \alpha_0 + \beta_1 CPRI_t + bDIS_t + cCPRI_t * DIS_t + \sum_{j=1}^8 \alpha_j Control_{jxt} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2.2)$$

五、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 2 展示了主要变量的描述性统计。考虑到各变量中的异常值和极端值会使实证分析结果产生偏差，本文进行了上下 1% 的缩尾处理。由表 2 可知，商业银行特许权价值 FV 均值为 0.098，标准差 0.061，最小值为 -0.359，最大值为 0.355，差异较大且部分商业银行的特许权价值为负，反映其经营可能面临较大挑战，同时不同银行间特许权价值分化明显，说明商业银行在特许权价值创造能力上存在显著差异。气候物理风险的均值为 0.447，标准差 0.079，分布于 0.258-0.843 区间，说明样本银行面临的气候物理风险有一定差异，但整体分布相对集中。

表 13：描述性统计

变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
FV	1897	0.098	0.061	-0.359	0.355
CPRI	1898	0.447	0.079	0.258	0.843
DIS	1898	0.743	0.437	0.000	1.000
LEV	1898	13.913	2.936	7.346	23.194
SIZE	1898	12.412	1.516	9.727	17.101
CAR	1786	0.135	0.020	0.104	0.218
IRR	1898	0.793	0.164	0.219	1.038
ROA	1898	0.783	0.352	0.020	1.818
NPL	1670	0.017	0.010	0.002	0.063
LA	1898	0.492	0.103	0.210	0.714
M2	1898	0.114	0.039	0.070	0.284
NIA	1898	0.020	0.007	-0.010	0.059
NIM	1898	0.024	0.010	0.001	0.086
PCR	1610	2.604	1.566	0.650	10.806

(二) 基准回归结果

表 3 展示了气候物理风险与商业银行特许权价值的基准回归结果。列（1）代表仅加入银行层面的控制变量 LEV、SIZE 和宏观层面控制变量 M2，不加固定效应的结果，其中 CPRI 的系数为 -0.0391，在 5% 的水平上显著；列（2）代表进一步加入全部控制变量、不加固定效应的结果，CPRI 的系数为 -0.0270，在 1% 的水

平上显著；列（3）加入了控制变量和个体固定效应，CPRI 的系数为-0.0230，在 1% 的水平上显著。

从回归结果来看，气候物理风险的系数在 1% 或 5% 的水平上均显著为负，这表明气候物理风险指数越高，商业银行的特许权价值越低，有力地验证了假设 1，即气候物理风险对商业银行特许权价值存在显著的负向影响。由于自然灾害频发，极端气候事件的问题日益严峻，洪水、飓风、暴雨等极端天气会对银行信贷客户的实体资产造成破坏。如果企业经营因气候威胁而陷入困境，会使偿债能力下降，银行不良贷款随之增加，资产质量恶化，进而降低了银行的特许权价值。另一方面，面对不断增加的气候物理风险，银行需要投入更多资源进行风险管理，为了应对可能出现的资产损失而计提更多的风险拨备，压缩了盈利水平进而使得特许权价值下降。在宏观层面上，气候物理风险会引发金融市场的不稳定，导致利率波动加剧，增加了银行的利率风险管理难度，可能导致银行的净利息收入减少，对其特许权价值产生不利影响。

表 14：基准回归结果

	(1) FV	(2) FV	(3) FV
CPRI	-0.0391** (-2.45)	-0.0270*** (-4.23)	-0.0230*** (-4.01)
LEV	0.00576*** (12.81)	0.00765*** (31.20)	0.00768*** (15.28)
SIZE	0.00290*** (3.41)	0.000496 (1.53)	0.00587*** (2.89)
M2	0.448*** (13.21)	0.0518*** (3.42)	0.122*** (4.90)
CAR		-0.150*** (-4.80)	-0.157*** (-2.86)
IRR		-0.0131*** (-4.00)	-0.0124*** (-2.71)
ROA		0.151*** (86.63)	0.147*** (37.62)
NPL		-0.201*** (-3.53)	-0.218 (-1.64)
LA		-0.00289 (-0.53)	-0.0397*** (-3.01)
_cons	-0.0513*** (-3.61)	-0.0903*** (-9.19)	-0.146*** (-5.33)
个体固定	No	No	Yes
N	1897	1616	1616
R square	0.204	0.892	0.893

注：*表示在 10% 水平上显著，**表示在 5% 水平上显著，***表示在 1% 水平上显著。

（三）稳健性检验

1. 方差膨胀因子检验

在多元线性回归分析中，控制变量间的多重共线性会对回归系数的估计精度与显著性推断产生干扰，鉴于此，本文开展方差膨胀因子检验，结果如表 4 所示。从表 4 的方差膨胀因子检验结果可知，方差膨胀因子最大值为 2，对应变量为杠杆率 LEV，最小值为 1.02，对应变量为气候物理风险 CPRI，均值为 1.34。通常而言，若 VIF 值小于 5，表明变量间不存在严重的多重共线性，本文的控制变量方差膨胀因子均小于 5，说明模型（1）中不存在多重共线性，模型的估计结果具有较好的可靠性，基于该模型开展的回归分析能够较为准确地反映变量间的真实关系。

表 15：方差膨胀因子检验

变量符号	VIF
LEV	2
CAR	1.550
ROA	1.440
NPL	1.390
M2	1.280
LA	1.270
IRR	1.070
SIZE	1.060
CPRI	1.020
Mean VIF	1.340

2. 其他稳健性检验

为进一步确保基准回归结果的可靠性与稳健性，本文从滞后效应、区域异质性、样本区间调整三个维度，对气候物理风险（CPRI）与商业银行特许权价值（FV）的关系展开稳健性检验，以排除潜在干扰因素对核心结论的影响。

（1）对核心解释变量 CPRI 滞后一期检验分析。气候物理风险对商业银行的冲击往往具有延迟性，一方面，极端气候事件导致的贷款违约、抵押资产减值等后果，可能在事件发生后的下一期才充分显现。另一方面，银行对气候风险的评估与应对策略调整，也存在一定的时间滞后性。基于此，本文将核心解释变量 CPRI 滞后一期（记为 L.CPRI）重新检验气候物理风险对特许权价值的影响。

从表 5 第一列的回归结果可见，L.CPRI 的系数为 -0.0180，在 1% 的统计水平上显著为负。说明在考虑气候物理风险滞后效应的情况下，其对商业银行特许权价值仍存在显著的负向影响，与基准回归结论一致。

（2）添加地区固定效应。由于我国幅员辽阔，不同省份在自然灾害类型与频率、经济发展水平以及对气候变化的感知程度等方面存在明显差异，例如南方地区多发洪涝、北方地区多干旱等，这些区域特征可能影响气候物理风险的传导机制与强度。因此，本文在模型中加入省份固定效应，以排除地区异质性对回归结果的干扰。

表 5 中第二列的结果显示，CPRI 的系数为 -0.0230，在 1% 的水平上显著为负。这说明在纳入地区固定效应后，气候物理风险对特许权价值的负向作用依然稳健，排除了地区异质性的干扰。

（3）缩小样本区间，用以检验研究结论是否对样本选择范围敏感。新冠疫情

的爆发对全球经济与金融系统造成了巨大冲击，可能使银行经营环境与风险特征发生结构性变化，进而干扰到气候物理风险与商业银行特许权价值的关系。为验证核心结论是否受疫情特殊时期这一影响，本文将样本区间缩小至 2009-2019 年，避开疫情爆发及后续年份，进行回归检验。

表 5 第三列的回归结果表明，CPRI 的系数为 -0.0250，在 1% 的统计水平上显著为负，与基准回归的结果一致，说明即便排除疫情期间的特殊干扰，气候物理风险对商业银行特许权价值的负向影响仍具有稳健性。

综上，从滞后效应、区域异质性和样本区间调整三个维度的稳健性检验结果均显示，气候物理风险对商业银行特许权价值的负向影响在不同情况下均保持显著，进一步增强了基准回归结论的可信度。

表 16：稳健性检验

	(1) 滞后一期 FV	(2) 地区固定 FV	(3) 缩小年份区间 FV
L.CPRI	-0.0180*** (-3.62)		
CPRI		-0.0230*** (-4.01)	-0.0250*** (-3.48)
LEV	0.00750*** (15.31)	0.00768*** (15.28)	0.00901*** (16.85)
SIZE	0.00402** (2.21)	0.00587*** (2.89)	0.0171*** (5.40)
CAR	-0.191*** (-3.98)	-0.157*** (-2.86)	-0.0331 (-0.53)
IRR	-0.00407 (-0.97)	-0.0124*** (-2.71)	-0.0118** (-2.30)
ROA	0.150*** (39.05)	0.147*** (37.62)	0.151*** (35.01)
NPL	-0.198** (-2.17)	-0.218 (-1.64)	-0.0732 (-0.51)
LA	-0.0445*** (-3.49)	-0.0397*** (-3.01)	-0.0174 (-1.18)
M2	-0.0229 (-0.90)	0.122*** (4.90)	0.209*** (7.29)
_cons	-0.109*** (-4.14)	-0.146*** (-5.33)	-0.347*** (-7.74)
个体固定	Yes	Yes	Yes
省份固定	No	Yes	No

N	1472	1616	1005
R square	0.919	0.893	0.896

注：*表示在10%水平上显著，**表示在5%水平上显著，***表示在1%水平上显著。

（四）调节效应检验

为检验存款保险（DIS）在气候物理风险对商业银行特许权价值的影响中是否起到调节作用，本文进行了调节效应检验，构建包含交互项 CPRI*DIS 的回归模型。表 6 展示了存款保险制度对气候物理风险与商业银行特许权价值关系的调节效应回归结果。

由表可知，CPRI 的系数为 -0.0699，在 1% 的显著性水平下显著为负，与基准回归中“气候物理风险会降低商业银行特许权价值”的结论相呼应，再次验证了气候物理风险对银行特许权价值的负向冲击。交互项 CPRI*DIS 的系数为 0.0772，在 1% 显著性水平下显著为正，这一结果表明，存款保险制度在气候物理风险对商业银行特许权价值的影响中发挥着正向调节作用，即存款保险制度能够有效缓解气候物理风险对银行特许权价值的负向冲击，验证了假设 2a。根据前文的分析，存款保险制度作为一种重要的金融安全网机制，通过为存款人提供保障，能够增强市场对商业银行的信心。当面临气候物理风险时，存款保险制度能够有效降低存款人的恐慌情绪，减少挤兑行为的发生，从而帮助银行维持稳定的资金来源，帮助银行应对气候物理风险带来的资产质量下降、经营成本上升等问题，从而削弱气候物理风险对银行特许权价值的不利影响。同时，存款保险制度的存在也有助于银行在气候风险频发的环境中保持业务连续性和经营稳定性，维护其市场声誉与公众信任。通过提供潜在的风险缓冲和资本保障，有效增强银行体系的整体稳健性，使其在履行金融中介职能过程中更具适应力和恢复力，进一步抑制气候物理风险可能带来的负面冲击蔓延。

表 17：存款保险对气候物理风险与银行特许权价值的调节效应检验

	FV
CPRI	-0.0699*** (-5.67)
CPRI*DIS	0.0772*** (5.67)
DIS	-0.0136** (-2.24)
LEV	0.00815*** (16.63)
SIZE	-0.00428* (-1.86)
CAR	-0.165*** (-2.94)

ROA	0.154*** (42.80)
NPL	-0.324** (-2.45)
LA	-0.0281** (-2.19)
IRR	-0.00541 (-1.33)
M2	0.144*** (6.48)
_cons	-0.0361 (-1.22)
个体固定效应	Yes
N	1616
R square	0.904

注：*表示在10%水平上显著，**表示在5%水平上显著，***表示在1%水平上显著。

（五）影响机制检验

前文理论分析表明，气候物理风险会通过负面影响商业银行的盈利状况、推高银行拨备覆盖情况进而压缩其利润空间，降低商业银行的特许权价值。为检验上述影响机制，本文实证探究了气候物理风险对银行盈利状况的影响，具体选取净利息收入占银行总资产的比重（NIA）和净息差（NIM）作为银行盈利的代理变量。

根据表 7 的机制检验结果，第（1）列展现了气候物理风险对银行净利息收入比率 NIA 的影响。结果显示，CPRI 的系数为 -0.00468，且在 1% 的统计水平上显著为负。这表明，气候物理风险的上升会通过抑制银行净利息收入占总资产的比重，削弱银行的盈利创造能力；第（2）列展示了气候物理风险对净息差 NIM 的作用，其中 CPRI 的系数为 -0.00485，同样在 1% 的统计水平上显著为负。净息差作为衡量银行利息收入能力的关键指标，该结果进一步佐证了气候物理风险会对银行的利息盈利水平产生负向冲击。综合第（1）、（2）列的结果，气候物理风险通过弱化银行的盈利表现，为其特许权价值的降低提供了传导路径，假设 3 得以验证。

第（3）列展示了气候物理风险对银行拨备覆盖率 PCR 的影响，其中 CPRI 的系数为 0.707，在 10% 的统计水平上显著为正。这意味着气候物理风险的增加会促使商业银行提高拨备覆盖率，拨备覆盖率的提升虽能在一定程度上增强银行应对潜在风险的能力，但也反映出银行对气候物理风险带来的资产质量恶化等问题的担忧，需要计提更多拨备以覆盖可能的损失，而这也会挤占银行的盈利空间，进而对特许权价值产生不利影响，验证了假设 4。

表 18：气候物理风险对银行特许权价值的机制检验

	(1) NIA	(2) NIM	(3) PCR
CPRI	-0.00468*** (-5.35)	-0.00485*** (-3.89)	0.707** (2.19)
LEV	-0.000411*** (-6.12)	-0.000529*** (-5.46)	0.0547** (2.14)
CAR	-0.0505*** (-5.60)	-0.0668*** (-5.10)	8.511** (2.47)
ROA	0.0126*** (19.42)	0.0172*** (18.00)	0.434** (2.06)
NPL	0.0525*** (2.67)	0.0754*** (3.08)	-86.11*** (-8.93)
LA	0.00266 (1.13)	0.00257 (0.76)	0.188 (0.25)
LIQ	0.00380** (2.57)	0.00738*** (3.42)	0.249 (0.41)
IRR	0.0264*** (26.81)	0.0316*** (24.32)	-0.237 (-0.76)
M2	0.00677** (2.12)	0.0194*** (4.14)	-1.944 (-1.48)
_cons	-0.0000572 (-0.02)	-0.00310 (-0.81)	1.714* (1.91)
个体固定	Yes	Yes	Yes
N	1617	1617	1562
R square	0.774	0.746	0.392

注：*表示在10%水平上显著，**表示在5%水平上显著，***表示在1%水平上显著。

（六）进一步分析

考虑到不同类型商业银行在经营区域、业务结构、政策支持等方面存在显著异质性，本文进一步考察国有大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行（城商行）和农村商业银行（农商行）的特许权价值在气候物理风险影响下的差异化表现。表8列示了气候物理风险对不同类型银行特许权价值影响的异质性回归结果。

结果表明 CPRI 对大型国有商业银行、城商行、股份制银行特许权价值的影响均呈现显著负向关系，回归系数分别为-0.0305、-0.0222、-0.0392，且分别在 10%、5%、1% 水平下显著，而 CPRI 对农商行特许权价值的影响系数为-0.0117，未通过显著性检验，即气候物理风险对农商行特许权价值无显著负向作用。其中股份制银行受气候物理风险的负面冲击最显著，可能由于股份制银行多聚焦经济发达、气候灾害频发区域如沿海台风带，业务集中于房地产、制造业等气候敏感行业，气候灾害易引发资产质量恶化、客户经营中断，直接冲击其特许权价值。此外，为竞争市场份额，股份制银行对高收益、高风险项目授信较多，这类资产受极端气候影响大，灾害发生后不良率升高会进一步侵蚀特许权价值。大型国有商业银行虽受气候物理风险显著负向影响，但程度弱于股份制银行，主要源于大型国有银行资本实力雄厚、风控体系完善，且业务布局更为分散，能在一定程度上通过

区域分散、行业分散来缓释单一区域或行业的气候风险冲击，不过在气候灾害集中爆发的区域或行业，仍会受到明显影响。城商行主要服务于所在城市及周边区域，若所在城市面临较高气候物理风险，则会对其本地客户，尤其是中小企业与居民的信贷还款能力产生影响，进而作用于特许权价值，但相较于股份制银行，其业务的区域集中度和气候敏感行业集中度相对较低，故影响程度稍弱。最后，由于农商行特许权价值本身受区域经济、金融生态限制较多，市场对其气候风险抵御能力的预期较低，且外部层面上央行、地方政府对“三农”金融有支农再贷款、风险补偿基金等定向支持，气象灾害冲击被政策缓冲，因此未显著反映为特许权价值的下降。

表 19：气候物理风险对银行特许权价值影响的异质性分析

	大型国有 FV	股份制 FV	城商行 FV	农商行 FV
CPRI	-0.0305* (-2.29)	-0.0392*** (-5.48)	-0.0222** (-2.35)	-0.0117 (-1.56)
LEV	0.0114*** (12.23)	0.0102*** (9.78)	0.00711*** (11.53)	0.00780*** (10.49)
SIZE	0.0309*** (6.29)	0.00588 (0.94)	0.00658** (2.58)	0.00433 (1.10)
CAR	0.0965 (0.65)	-0.0679 (-0.51)	-0.156* (-1.89)	-0.246*** (-3.62)
IRR	0.0544 (1.66)	-0.0110 (-0.76)	-0.0119* (-1.93)	-0.00954 (-1.39)
ROA	0.160*** (14.01)	0.160*** (20.84)	0.154*** (31.40)	0.129*** (16.80)
NPL	1.063 (1.18)	0.646*** (4.83)	-0.217 (-1.24)	-0.305** (-2.25)
LA	-0.106 (-1.34)	-0.0136 (-0.42)	-0.0400** (-2.52)	-0.0476** (-2.61)
M2	0.211*** (6.81)	0.104 (1.43)	0.139*** (4.06)	-0.0138 (-0.33)
_cons	-0.718*** (-6.00)	-0.226** (-2.58)	-0.155*** (-4.61)	-0.0819 (-1.44)
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	73	192	916	435
R square	0.976	0.947	0.890	0.895

注：*表示在10%水平上显著，**表示在5%水平上显著，***表示在1%水平上显著。

六、结论与启示

在全球气候变暖、自然灾害频发的背景下，气候风险已成为学界不容忽视的研究重点。近年来，极端气候事件愈发频繁，高温、暴雨、干旱等极端天气不仅直接破坏基础设施、影响生产生活，还通过供应链中断、企业经营受损等途径，对宏观经济造成严重冲击。对于银行体系而言，极端天气易导致企业资产受损、经营中断，偿债能力下降，使得银行面临违约率上升、信贷资产质量恶化的困境。

如今，气候物理风险已对商业银行的经营稳定性构成显著威胁，使银行面临的信用风险、市场风险、利率风险等不断上升，对其资产质量和盈利能力产生负面影响。本文立足于中国银行业的内部经营特点和外部政策环境，深入探讨了气候物理风险对商业银行特许权价值的影响，并在此基础上引入了存款保险作为调节变量，分析存款保险在气候风险对商业银行特许权价值影响中的调节作用，最后进一步考察了不同类型银行的异质性特征。通过收集 2009-2023 年中国 182 家商业银行的数据，结合全球气候风险集成数据库（GCRID）的气候物理风险数据，我们构建了固定效应模型进行了详尽的实证分析。本文主要结论如下：（1）气候物理风险显著降低了商业银行的特许权价值。从作用机制来看，一方面，气候物理风险会通过弱化商业银行的盈利水平来影响其特许权价值。具体表现为气候物理风险的上升会抑制银行净利息收入占总资产的比重，同时对银行净息差这一衡量利息盈利水平的关键指标产生负向冲击，削弱了银行的盈利创造能力，进而降低特许权价值；另一方面，气候物理风险会推高银行拨备覆盖率，拨备覆盖率的提升虽有助于银行应对潜在风险，但也挤占了银行盈利空间，间接对特许权价值产生不利影响；（2）存款保险制度在气候物理风险对银行特许权价值的负面冲击中发挥削弱作用，存款保险通过增强存款人信心、减少挤兑风险，稳定银行负债来源等方式，能够缓解因气候冲击导致的流动性压力，从而在一定程度上弱化了气候物理风险对银行特许权价值的负面冲击。这也表明显性存款保险制度在维护银行体系稳定性和增强气候韧性方面具有重要的政策意义；（3）在面对气候物理风险时，不同类型商业银行的特许权价值受到的影响存在显著差异，其中股份制银行受气候物理风险的负面影响最为显著，可能源于其业务结构相对集中、区域风险暴露较高以及高风险项目授信较多等因素。

基于上述研究结论，本文从风险前的准备、风险后的应对和绿色可持续发展等角度提出政策建议如下：

首先，气候风险不仅仅是银行或局部领域所面临的挑战，而是关乎整个经济系统和公共治理水平的系统性问题。商业银行作为经济中的重要中介，其资产质量与风险管理能力尤为脆弱，面临着抵押资产贬值、信贷违约率上升等压力。然而，仅依靠银行自身难以全面识别、评估和应对气候风险此类具有显著外部性、复杂性和不确定性的风险。因此，政府和相关部门应牵头建立健全气候物理风险监测体系，整合气象、地理、经济等多方面数据，运用大数据、人工智能等先进技术，提高对气候风险的预测精度和时效性。及时、准确地向商业银行发布气候风险信息，促使银行提前做好事前的风险应对准备。

其次，进一步完善、优化存款保险制度的设计，根据银行的气候风险暴露程度，实行差异化的保险费率。本文实证检验了存款保险制度在银行面对气候物理风险时的“稳定器”作用，面对日益严峻的气候问题，存款保险亟需被纳入气候韧性金融体系的整体框架之中，成为银行应对气候冲击的缓冲机制。具体地，对于气候风险敞口较大的银行，适当提高保险费率，激励银行主动加强气候风险管理。同时，拓宽存款保险基金的来源渠道，增强存款保险制度在应对气候风险冲击时的资金保障能力。通过完善存款保险的制度设计、嵌入气候相关因素可以提升银行业应对气候不确定性的事后防御能力，在发生气候冲击、自然灾害后，银行能够具备充分的损失吸收和危机应对能力。

再次，针对不同类型商业银行在气候风险应对过程中所呈现出的异质性特征，

有必要制定并实施差异化、精细化的发展战略与管理策略。例如，大型商业银行应充分发挥其资源整合能力和市场影响力，在气候风险管理方面起到行业引领作用。具体而言，可通过完善内部治理与风险控制机制，通过压力测试、情景分析等工具增强对气候相关风险的识别与缓释能力，从而降低其特许权价值所受的负面冲击。对于中小银行而言，应在优先保障流动性安全和资本充足的基础上，着力提升气候风险防控能力，可考虑逐步建立与环境风险相适应的治理架构和披露制度。同时，应理性推进业务转型，避免盲目涉足高风险绿色项目，依托本地化优势深耕区域低碳经济，寻求差异化、特色化的发展路径。

最后，在应对气候风险的过程中，除了采取事前防控与事后缓冲措施之外，还应从“绿色金融”的战略视角出发，积极推动环境保护与可持续发展，从根本上降低极端气候事件的发生概率。绿色金融不仅是防范气候风险的关键手段，更是银行业以及金融系统实现长期稳健经营的重要路径。为实现这一目标，政府及监管部门应加大政策引导力度，通过政策合力、市场创新与机构能力建设的多轮驱动，在促进人与自然和谐共生中实现金融体系自身的健康与稳定。例如，完善绿色金融标准体系，推动建立覆盖各类金融机构和金融产品的分类标准与信息披露规范，避免“洗绿”行为；推动银行创新绿色金融产品与服务，如绿色债券、碳金融衍生品等，助力经济绿色转型；将绿色信贷占比纳入宏观审慎评估（MPA），为低碳行业提供再贷款支持、实施差别化准备金要求等，引导更多资金投向绿色低碳领域。

参考文献

- [1] 蔡源, 崔婕, 2024,《气候和环境变化对商业银行系统性风险的影响研究——来自中国上市银行的经验证据》,《金融论坛》, 第 29 卷, 第 1 期, 第 15-24、69 页。
- [2] 陈国进, 丁赛杰, 赵向琴, 2023,《气候政策、银行风险与宏观审慎监管创新》,《金融研究》, 第 9 期, 第 38-57 页。
- [3] 顾海峰, 曹玉臣, 2025,《绿色信贷政策能否提升商业银行特许权价值》,《财经问题研究》, 第 4 期, 第 98-114 页。
- [4] 顾海峰, 朱慧萍, 2022,《数字金融是否影响商业银行特许权价值?》,《当代经济科学》, 第 44 卷, 第 4 期, 第 88-102 页。
- [5] 韩立岩, 李伟, 2008,《外资银行进入与中国商业银行特许权价值》,《世界经济》, 第 10 期, 第 22-32 页。
- [6] 纪洋, 边文龙, 黄益平, 2018,《隐性存保、显性存保与金融危机: 国际经验与中国实践》,《经济研究》, 第 8 期, 第 20-35 页。
- [7] 贾雅茹, 陈俞全, 康宽, 等, 2023,《数字技术驱动下商业银行数字化转型与特许权价值》,《上海金融》, 第 8 期, 第 55-68 页。
- [8] 李鹏, 刘辉亮, 秦新辉, 2025,《气候转型风险、信贷资产配置和银行绩效》,《金融与经济》, 第 2 期, 第 1-12、85 页。
- [9] 李小荣, 牛美龄, 2020,《突发公共事件与金融关系研究进展》,《经济学动态》, 第 7 期, 第 129-144 页。
- [10] 李艳, 张涤新, 2006,《中国商业银行特许权价值: 基于面板数据的实证研究》,

- 《当代财经》，第3期，第40-45页。
- [11] 刘莉亚, 杜通, 陈瑞华, 2021, 《存款保险制度变革与银行流动性创造》, 《财经研究》, 第47卷, 第1期, 第94-108页。
- [12] 吕勇斌, 李志生, 郭懿晨, 2024, 《逆风前行: 台风灾害与银行风险行为》, 《金融研究》, 第1期, 第19-37页。
- [13] 马晓军, 欧阳姝, 2007, 《中美两国商业银行特许权价值及影响因素的比较研究》, 《金融研究》, 第4期, 第53-71页。
- [14] 曲洪建, 张相贤, 王宇明, 2013, 《中国商业银行特许权价值、公司治理机制和稳健性的实证检验》, 《武汉金融》, 第6期, 第59-62页。
- [15] 宋一程, 宋清华, 2016, 《市场竞争、特许权价值与银行稳健性的实证研究》, 《统计与决策》, 第5期。
- [16] 佟仕富, 龙海明, 2008, 《提升我国商业银行特许权价值》, 《中国金融》, 第22期, 第73页。
- [17] 王信, 姜晶晶, 2021, 《气候相关金融风险: 中外保险业的差异及应对》, 《国际经济评论》, 第5期, 第22-33、4-5页。
- [18] 王遥, 王文蔚, 2021, 《环境灾害冲击对银行违约率的影响效应研究: 理论与实证分析》, 《金融研究》, 第498卷, 第12期, 第38-56页。
- [19] 项后军, 张清俊, 于洋, 2020, 《金融深化改革如何影响银行特许权价值——基于利率市场化和存款保险制度的研究》, 《国际金融研究》, 第4期, 第76-86页。
- [20] 辛兵海, 2023, 《ESG表现与商业银行特许权价值》, 《暨南学报(哲学社会科学版)》, 第45卷, 第9期, 第94-115页。
- [21] 许友传, 何佳, 2008, 《隐性保险体制下城市商业银行的市场约束行为》, 《财经研究》, 第34卷, 第5期, 第40-51页。
- [22] 姚东旻, 颜建晔, 尹烨, 2013, 《存款保险制度还是央行直接救市? ——一个动态博弈的视角》, 《经济研究》, 第10期, 第43-54页。
- [23] 詹士勇, 詹士伟, 2011, 《商业银行特许权价值与风险承担研究》, 《现代商贸工业》, 第23卷, 第7期, 第170-172页。
- [24] 张伟, 迟小童, 方盈赢, 2019, 《金融监管、金融业开放与商业银行特许权价值——基于16家上市银行的实证检验》, 《华北金融》, 第10期, 第34-41页。
- [25] 赵江山, 佟孟华, 2023, 《金融科技、特许权价值与银行风险承担》, 《中南财经政法大学学报》, 第4期, 第94-106页。
- [26] 赵胜民, 彭馨漫, 王超, 2025, 《气候物理风险如何向金融部门传染》, 《金融监管研究》, 第5期, 第31-53页。
- [27] 郑李键, 叶楠, 甘悦, 等, 2024, 《极端气候事件冲击对银行稳定性的影响研究》, 《武汉金融》, 第7期, 第28-37页。
- [28] Beatty A, Liao S, 2011, “Do delays in expected loss recognition affect banks' willingness to lend?”, *Journal of Accounting and Economics*, 52(1): 1 - 20.
- [29] Chen H. L., Chow E. H., Liu W. Y., 2014, “The Determinants of Deposit Insurance Coverage: Evidence from 74 Countries”, *International Journal of Financial Research*, 5(4): 13 - 21.
- [30] Conlon, T., Ding, R., Huan, X., Zhang, Z., 2024, “Climate risk and financial stability: evidence from syndicated lending”, *The European Journal of Finance*, 30(17):

2001–2031.

- [31] Dafermos Y, Nikolaidi M, Galanis G, 2018, “Climate change, financial stability and monetary policy”, *Ecological Economics*, 152: 219 - 234.
- [32] Gorton, G., Rosen, R., 1995, “Corporate Control, Portfolio Choice, and the Decline of Banking”, *Journal of Finance*, 50(5): 1377 - 1420.
- [33] Guo K, Ji Q, Zhang D, 2024, “A dataset to measure global climate physical risk”, *Data in Brief*, 54: 110502.
- [34] Guttentag J, Herring R, 1981, The Insolvency of Financial Institutions: Assessment and Regulatory Disposition, *Wharton School Rodney L. White Center for Financial Research*.
- [35] Keeley M C, 1990, “Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking”, *The American Economic Review*: 1183 - 1200.
- [36] Klomp, J., 2014, “Financial fragility and natural disasters: An empirical analysis”, *Journal of Financial Stability*, 13: 180 - 192.
- [37] Lee Chien - Chiang, Zhang X, Lee Chi - Chuan, 2024, “Does climate change matter for bank profitability? Evidence from China”, *The North American Journal of Economics and Finance*, 74: 102257.
- [38] Lee S, Alam M Z, 2024, “The impact of climate risk on bank profitability through liquidity creation channel: empirical evidence from G7 countries”, *Journal of Asset Management*, 25(7): 726 - 739.
- [39] Li S, Pan Z, 2022, “Climate transition risk and bank performance: evidence from China”, *Journal of Environmental Management*, 323: 116275.
- [40] Palia D, Porter R, 2004, “The Impact of Capital Requirements and Managerial Compensation on Bank Charter Value”, *Review of Quantitative Finance & Accounting*, 23(3): 191 - 206.

后记

2025年11月7日至8日，由北京大学经济学院和北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）主办的“北大赛瑟（CCISSR）论坛·2025（第二十二届）”在北京大学经济学院举行。本届论坛的主题是“展望‘十五五’：战略机遇和风险挑战”。

11月8日上午，北大赛瑟论坛举行大会演讲，北京大学中国保险与社会保障研究中心名誉主任孙祁祥教授发表开幕致辞。原中国银保监会副主席梁涛以“坚持高质量发展，提升保险与经济的适配性”为题，全国社会保障基金理事会原副理事长陈文辉以“加快保险机构数智化转型，积极拥抱保险业的AI时刻”为题，国家医疗保障局原副局长陈金甫以“‘十五五’医保发展挑战与改革：系统性冲突与破局”为题，中国社会保险学会会长、人力资源和社会保障部原副部长胡晓义以“‘十五五’时期养老保险改革发展的几个新课题”为题，中国保险学会会长董波以“保险业奋力谱写高质量发展新篇章”为题，郑伟以“社会保障的过去五年和未来五年”为题，分别发表了精彩的大会演讲。演讲引起了参会代表的强烈反响和广泛好评。

11月8日下午，由北京大学经济学院和北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）主办、北京极数宝健康科技有限公司协办的“2025年中国保险业发展圆桌论坛”暨《中国保险业发展报告2025》新书发布会举行。来自北京大学、清华大学、中国社科院、研究中心理事单位、研究报告支持单位等机构的嘉宾发表了演讲。首先，发布会举行新书揭幕仪式。在现场倒计时中，郑伟和极数宝嘉宾代表、天恒集团副总经理欧洋，共同为刚刚出版的《中国保险业发展报告2025》揭幕。郑伟代表报告撰写组介绍了《中国保险业发展报告2025》的基本背景和主要内容。随后，三场圆桌论坛顺次举行。第一场圆桌论坛，围绕“提升健康保险服务保障水平”，众惠财产相互保险社董事长李静、天恒集团副总经理欧洋、对外经贸大学保险学院教授王国军、上海商涌科技公司CEO邢静、南开大学金融学院教授朱铭来分别发表了演讲。第二场圆桌论坛，围绕“健全风险管理体系”，国泰人寿保险股份有限公司北京代表处首席代表陈世杰、中国社科院保险与经济发展研究中心主任郭金龙、中国出口信用保险公司原首席经济学家王稳、长城人寿保险公司总经理王玉改分别发表了演讲。第三场圆桌论坛，围绕“强化精算技术运用”，富德生命人寿保险股份有限公司精算临时负责人关凌、中央财经大学保险学院教授李晓林、中国人民大学中国保险研究所所长魏丽、中国精算师协会执行副会长张晓蕾分别发表了演讲。在优秀论文颁奖环节，郑伟宣布了优秀论文评审结果，孙祁祥向获奖作者颁发奖励证书。经评审委员会匿名评审，上海财经大学蓝浩歌和赵桂芹的论文《兼顾促增长与稳保障——多层次养老保险

协调发展的视角》，南开大学康凯、吕有吉和张晓琳的论文《Social Insurance Contributions and Within Firm Wage Gap（社保缴费负担与企业内部薪酬差距）》荣获本届北大赛瑟论坛的优秀论文奖。

11月7日下午，北大赛瑟论坛“专题学术论坛”举行。本届论坛共分为两个阶段、设立八个学术分论坛。在第一阶段，重庆工商大学吴剑老师主持第一分论坛“保险与经济增长”，河北经贸大学范庆祝老师主持第二分论坛“保险公司经营”，湖南师范大学杨仕鹏老师主持第三分论坛“养老保险”，山东财经大学史晓晨老师主持第四分论坛“医疗保险”。在第二阶段，北京大学姚奕老师主持第五分论坛“长期护理保险”，对外经济贸易大学祝伟老师主持第六分论坛“家庭财务规划与风险管理”，南京大学孙武军老师主持第七分论坛“财产与责任保险”，南开大学吕有吉老师主持第八分论坛“保险与财富分配”。三十余篇入选论文的作者在论坛上报告了论文的主要内容，三十多位评议人对论文进行了建设性的点评，与会代表就相关问题进行了热烈的交流和讨论。

为了让更多的同仁分享2025年第二十二届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”的成果，我们将大会演讲和部分专题学术研讨论文结集成册，希望大家能从中获得一些有益的信息与启迪。

“北大赛瑟（CCISSR）论坛”已经成功举行了二十二届，得到了许多方面人士的高度评价。回想起来，当初我们创办这个论坛时就是想在国内保险、社会保障和风险管理领域搭建一个规范、稳定、各方受益的学术交流平台。万事开头难，经过这几年的摸索和实践，“北大赛瑟（CCISSR）论坛”初步找到了一条既与国际接轨又符合中国背景的学术交流模式，并且得到了各方面的高度关注、肯定、鼓励和支持，对此我们倍感欣慰。

感谢本届论坛的大会演讲嘉宾的杰出贡献！感谢八个学术分会场的各演讲人对本届论坛的精彩奉献！感谢北京大学中国保险与社会保障研究中心的各理事单位对中心各项活动的热心支持和积极参与！我们相信，在社会各界的关心和支持下，“北大赛瑟（CCISSR）论坛”能够不辱使命，越办越好！

北大赛瑟（CCISSR）论坛组委会

2025年12月30日于北京