



进一步全面深化改革的目标与路径

CCISSR
北大赛瑟(CCISSR)论坛文集·2024

北京大学中国保险与
社会保障研究中心(CCISSR) 编

书 名：进一步全面深化改革的目标与路径
——北大赛瑟（CCISSR）论坛文集 2024
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：2024 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 (2023-2024 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
慕尼黑再保险公司北京分公司
华奥安心技术服务 (集团) 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

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。中心成立二十一年来，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

第二十一届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”于 2024 年 11 月 8 日-9 日在北京大学召开。本届论坛的主题是“进一步全面深化改革的目标与路径”。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 进一步全面深化改革的目标与路径

- 保险业发展的客观环境与未来趋势·····孙祁祥
- 社保领域进一步深化改革重在机制性建设
- 有关养老保险的几个前瞻问题·····胡晓义
- 保险业高质量发展的必由之路
- 学习新“国十条”的几点思考·····陈文辉
- 对进一步深化保险业改革的几点思考·····梁涛

2 巨灾风险和风险态度

- 气候变化、企业风险管理与经营绩效——来自中国财产保险公司的证据
·····丁宇刚、李竞吾
- 青年视角对巨灾保险的实证研究与政策建议
- 基于甘肃震后重建的实证分析
- 卢执礼、骆芷伊、李泽颖、王苏羽、袁驰誉、徐炜宸、朱秋颖、张镜可

3 保险法律和风险管理

- 保险销售行为可回溯管理暂行办法对人身保险诉讼胜诉率的影响分析
- 一种准自然实验设计·····刘子宁、张超、任晓辰、李登科
- 存款保险与商业银行流动性创造——抑制还是促进? ···孙武军、徐嘉谦
- 我国保险法合理期待原则研究——基于法经济学的视角·····王思杰

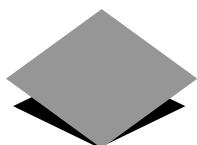
4 保险与政策

- 子女结构对家庭商业保险决策的影响研究·····丁德臣、黄祖鸿
- 保险赋能新质生产力提升：路径、机制与效应
·····胡宏兵、童天天、王晓奕
- 医保渐进式整合对农村多维相对贫困的影响研究
- 基于多期 DID 的准自然实验·····刘妍、徐杰凯

“赋能”还是“负担”：农业保险与农业生产模式变迁

.....邢晓卫、陈海东

后记



1

进一步全面深化改革的 目标与路径

保险业发展的客观环境与未来趋势

孙祁祥¹

尊敬的晓义会长、文辉理事长、梁涛主席，尊敬的各位专家、学者，老师、同学、大家上午好！

很高兴在第二十一届北大赛瑟论坛上再次与各位新老朋友见面。

一所大学里的一个研究中心连续二十多年召开同一个论坛，不敢说绝无仅有，但一定可以说是凤毛麟角。北大赛瑟论坛之所以能够从 2004 年举办的第一届稳步坚实地走到今天，是因为主办方的长期主义理念，是因为论坛始终关注时代主题，是因为北大校方和经济学院的大力支持，更是因为身处保险与社会保障领域的同仁们对主办方的抬爱，对论坛的钟爱和对保险与社会保障研究领域的挚爱。在此，请允许我代表研究中心向长期以来扶持、帮助论坛的社会各界人士表示最衷心的感谢。

下面，我想根据今天论坛的主题：“进一步全面深化改革的目标与路径”，就如何辩证看待我国保险业的发展历程，认清保险业当下发展的客观环境，把握保险业发展的未来趋势这个问题，谈一点我的认识。

回顾中国保险业的历史，可以说走过了 200 多年，这是从 1805 年算起的；也可以说走过了 75 年，这是从 1949 年算起的。但真正进入全面发展阶段是在 1978 年改革开放之后。在过去的 40 多年里，保险业发展连续迈上新台阶，整体实力不断增强，风险保障能力持续提升，国际影响力日渐扩大。

然而，我们在看到成绩的同时，也必须清醒地认识到，我国保险业“大而不强”的问题仍然十分突出。粗放型、外延式的低水平竞争模式一直没有得到根本性转变，保险市场的国际化程度仍然不高，整体国际竞争力与西方相比，还有许多差距。

作为最古老的风险管理手段，保险与人类社会文明进步有着密切的关系。

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。

当前，伴随着以人工智能、基因工程等高新技术发展和各类“系统”构筑的人类社会进步，风险类型、特别是以网络风险为代表的新型风险不断增多，风险结构日趋复杂，导致风险事故发生频率越来越高，蔓延速度越来越快，涉及的主体越来越多，交互影响越来越深，造成的损失也越来越大。全社会的风险总量持续性扩大，任何一隅的问题都会很快地演变为全局性甚至全球性的问题，这一切无疑都会对宏观经济的发展产生重要影响，也由此对保险业提出了更高的要求，这集中体现在以下五个方面：第一，国际秩序重构更要求保险业坚守“政治性、人民性”的核心属性；第二，“大国崛起”要求保险业高度聚焦服务国家战略的发展方向；第三，人口结构变化趋势要求保险业夯实保障民生的业务定位；第四，科技迅速迭代要求保险业加快升级风险管理前置的商业模式；第五，社会治理创新要求保险业动态调整、丰富可保风险范围。

基于时代特征演变对保险业的客观要求，我认为中国保险业的未来发展将呈现以下六大趋势：

第一，行业发展空间在中国式现代化进程中大有可期。

中国式现代化进程既是国家所处的时代机遇，也是各行业实现高质量发展的长期环境和历史机遇。现代保险发展历史证明，经济越发达的地区往往保险市场也越发达。自 2010 年我国稳居世界第二大经济体之后，保险业也从 2017 年成为全球第二大保险市场，延续至今。

在中国经济向高质量发展转型阶段，科教兴国战略、制造强国战略、生态文明战略、健康中国建设、国家安全体系建设、“一带一路”建设等都将给中国保险业带来前所未有的发展机遇，保险业凭借其独特的风险保障和风险管理功能，有着其他金融机构难以比拟的天然优势，服务社会建设、社会治理、社会保障等方面的空间巨大。

第二，行业在国际保险市场上的话语权将不断提升。

当前，世界经济金融格局正在发生巨大变化，日益发展的新兴市场国家要求拥有与之相匹配的金融话语权。对于中国而言，“一带一路”倡议受到各国越来越多的关注，人民币国际化的稳步开展以及包括亚投行、再保险“国际板”等一系列金融基础设施的建设，增强了中国参与全球治理的能力，由此也为中国保险业参与世界经济治理活动提供了更多的机遇。

第三，商业模式将更加凸显金融属性、风险管理属性与服务属性的深度融合。

作为现代服务业，保险具有金融属性、风险管理属性和服务属性。保险业要很好地构建以资金融通为始点、以风险管控为圆点，以民生保障、经济发展、社会管理为终点的商业模式，充分发挥保险与国民经济大系统内各环节的前向联系与后向联系，努力为国民经济的高质量发展提供高质量的产品与服务。

第四，风险管理前置在科技赋能下将进一步凸显。

当前，整个世界正处在信息革命的时代，在经历了系列技术冲击后，更为前沿的保险科技应用已经成为全球保险行业最热门的话题之一。新兴科技的应用将紧紧围绕提高客户风险水平、提升服务便捷性、增强客户体验友好度等进行投入。借助物联网、人工智能、大数据等新兴科技来获取客户的实时数据，是为了更积极、更实时、更友好地介入客户的风险管理全过程，通过降低客户风险水平、减少负冲击，达到与客户共生共赢的目的。

第五，在普惠价值观导向下保险创新将进一步加速。

在以数字化为本质特征的信息社会，保险业的创新将会进一步加速。这将主要体现在以下几个方面：首先，理念的创新。商业保险自然要遵守对价相当的市场化运营规律，但“普惠”的价值导向会愈加明显，保险这种源于互助共济的现代治理工具将更要倾向于缺少风险管理工具的民众，让他们能以可负担的成本，机会均等地提高风险承受能力。其次，运营流程及规则的创新。新技术的应用将会大幅度地细化风险等级，“千人千面”的承保将逐渐成为现实。再次，风险单位划分将进一步考量整体风险变化以及个体间的风险共济。最后，保障对象范围将进一步扩充。例如，在人身险领域，现阶段边缘性的“非标准体”、老龄人群未来将成为商业健康保险的正式商业目标；在财产险领域，针对生态环境损害风险的绿色保险、针对风电、光伏、储能、氢能等新能源的清洁能源保险、针对知识产权和科技成果研发应用的科技保险、针对网络中断和黑客攻击等网络安全风险的网络安全保险、针对自动驾驶系统安全的智能网联汽车保险等，将成为发展的新高地。

第六，从业人员的综合素质将出现根本性提升。

近期，麦肯锡针对中国消费者的一份调研结果显示，社会公众在保险消费方面呈现出以下几个共性特征：一是保险消费意识整体显著增强；二是保险消费更为理性；三是保险消费满意度整体偏低。33%的潜在购买者认为找不到一款适合他们的产品，22%的潜在购买者认为保险提供的风险保障不值那么高的保费。这在说明未来的保险消费者会更注重产品对自身的保障价值，而不仅仅是价格的同时，还表明，保险业的产品和服务在范围的扩大、规模的增加、水平的提升等方面有着巨大空间。

无疑，新形势对保险从业人员的专业能力和职业道德都提出了更高的要求。未来的行业从业者应该是“风险理念的传播者、风险危害的预警者、风险资讯的整合者和风险管理的规划者”四位一体的专业风险管理者。只有拥有高质量的专业人才，才能保证保险行业的稳健发展；而保险业的稳健发展，必将对国民经济的高质量发展提供坚实的基础。

谢谢！预祝今年的赛瑟论坛圆满成功！

社保领域进一步深化改革重在机制性建设

——有关养老保险的几个前瞻问题

胡晓义¹

党的二十届三中全会《决定》对社会保障领域深化改革确定了十多项重要任务，其中有关社会保险的可归为三类：一是完善、健全类，即在现行制度、政策、规则基础上谋求更稳固、周严、有效；这类任务并非顺水推舟般轻松自如，仍须以改革的决心和毅力克难攻坚、奋发有为。二是扩展、提升类，即在横向扩大范围、在纵向提高水平，旨在推动社保事业发展完成从量变到质变的过程，这类任务的完成也必须坚持问题导向、目标导向，用改革的办法去处理平衡关系、解决新老矛盾。三是新建、始行类，即目前尚无相应制度、政策安排或只有局部探索、试验，这类任务的完成尤其需要与时俱进、创新发展。

党的十八大以来，中央加强顶层设计、系统集成，社保领域总体完成了党中央、特别是党的十八届三中全会确定的改革任务，破除各方面体制机制弊端，实现改革由局部探索、破冰突围到系统集成、全面深化的转变，基础性制度框架基本建立，许多方面实现了历史性变革、系统性重塑、整体性构建，为实现第二个百年奋斗目标增厚了基础，为进一步全面深化改革积累了新经验。从现在起至 2035 年，社保领域进一步深化改革的重心转向机制性建设，其中养老保险的几个事关全局和长远的重要问题特别值得关注：

一是养老保险战略储备资金的增加与使用。全国社保基金权益资产是我国养老保险资金的“压舱石”。未来十年内我国人口老龄化进入高峰期，战略储备基金运行也将从只进不出的“入仓收储期”转入有进有出的“开仓放粮期”。因此，需要准确预测拐点出现的时点，尽最大努力、开更宽渠道增加战略储备；同时，着手制定这笔资金投放的规则，与基本养老保险基金等资源变量统筹安排，合理、依规、有序、有效地使用。

二是基本养老金待遇水平调整机制。在现有的原则性政策框架基础上继续完善、细化，关键点是确定调待的参照系和恰当比例关系。党的十八大以来企

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。

业退休人员基本养老金水平提高明显高于同期物价增长,与社会平均工资提高幅度之比为 0.7:1,大体适度,同时与人均 GDP、城镇居民家庭人均可支配收入的增长率呈一定比例关系;城乡居保与企业职保的待遇水平差距也逐步缩小。要持续这方面研究和实践,提炼出规律,形成决策参考;总结历史经验,养老金待遇调整应力求平稳、渐进,避免年度间大起大落。

三是创新“非标准”就业群体的社保制度。不断增加的灵活就业人员、农民工、新就业形态人员具有工作单位、时间、收入多重不稳定的特点,健全覆盖这三类群体的社保制度,实质是突破传统的依托单位组织参保的政策和管理方式,进行制度创新;焦点在于超越劳动关系的社会保险责权设定,探索既依法保护劳动者权益、又有利新型经营主体和多种就业形态发展的社保管理方式。创新应力求在现有制度框架下调整修改政策,避免多项制度并行而增加运行摩擦。

四是统筹建设养老金三大信息平台。按照“加快发展多层次多支柱养老保险体系”的要求,首先把目前分散在各相关市场机构的企业年金以及各省分建的职业年金信息系统,集合为全国统一、实时交换、穿透底层、数据共享的信息平台;在此基础上,构建起养老金多层次、多支柱互联的信息管理平台,适应宏观、中观、微观多重需求。这是加强养老保险制度和基金管理监督的重要举措,更是提升科学决策水平、增进公众获得感的重要机制建设;前提是打破现行体制、重建信息采集与管理规则,因而必须深化改革才能实现。

五是关于法定养老金领取年龄的机制性安排。渐进式延迟法定退休年龄的决策已出,即将落地。立足现实、放眼长远,随着小微企业、个体劳动者、“非标准”就业群体的大量增加,“法定退休年龄”被“法定领取养老金年龄”替代的客观需求可能会愈加明显,预做研究才能适应未来社会运行的变化。同时,面对老龄化程度继续加深的趋势,“延迟领取养老金年龄”与相关变量(如平均预期寿命)之间的关联关系、如何建立起平顺的调整机制以降低每次政策标准变动引发的社会震荡等,也是值得研究的课题。

这五个机制性建设问题关乎我国养老保险制度的可持续发展,关乎人民群众长期福祉,关乎社会群体间和代际公平。

保险业高质量发展的必由之路

——学习新“国十条”的几点思考

陈文辉¹

陈文辉对国务院发布的“国十条 3.0”《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》进行了深入解读，阐述了政策导向与保险业未来发展的核心要点。

第一，保险业的发展逻辑并未改变。“国十条 3.0”虽然在要求上更加严格，但内在逻辑依然是推动保险业的发展。政策强调要严把市场准入关、严格持续监管、严肃整治违法违规行为等，旨在引导保险行业安全有序地发展。这一系列措施不仅为保险机构提供了规范的发展路径，也为市场稳定奠定了坚实基础。

第二，保险业应专注主业以充分发挥功能。保险业不仅具备盈利属性，更肩负服务经济社会发展的重要使命，应切实发挥其作为经济减震器和社会稳定器的功能。保险机构应专注主业、准确定位，以提升服务水平，更好地满足民众日益增长的养老保障和财富管理需求，同时严格禁止与主业无关的违规投资。

第三，大力发展商业保险年金，应对老龄化危机。商业保险年金作为保险行业独有的产品，在养老保障方面发挥着独特作用。然而，其发展面临长期资金短缺、利率波动等挑战。为此，建议采用浮动收益型产品、再保险工具和长寿风险证券化等金融手段，以分散风险、优化收益，增强保险行业应对人口老龄化的能力，为民众提供更加稳定、科学的养老保障。

第四，充分发挥保险资金长期稳定性的优势。政策鼓励保险业发挥资金长期性、稳定性的独特优势，为战略新兴产业、科技创新和绿色低碳项目等提供耐心资本。通过股权投资基金等工具，实现保险资金的组合投资、分散投资，确保其收益的稳健性。同时，推动完善考核周期、会计准则及退出渠道，以更好适应市场形势变化，使保险资金真正成为推动科技创新和经济高质量发展的

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。

核心资本力量。

第五，数字化转型与保险业的可持续发展。数字化转型是提高保险业可持续发展能力的重要基础，它不仅可以优化客户体验、提升风险管理水平，还能降低成本、提升效率。目前，我国保险业数字化进程仍处于初级阶段，整体水平落后于金融业其他领域及欧美国家，亟需加速推进。数字化转型是一把手工程，并要求进行组织架构调整、全员数字化意识培养，同时强化数字化人才的培养与激励机制的完善。

对进一步深化保险业改革的几点思考

梁涛¹

梁涛谈到了对于保险业未来发展的三个认识和体会：一是大力提升保险保障的能力和水平，充分发挥“两器三网”作用；二是大力提升保险业的服务水平，牢固树立服务优先理念，服务持续改善，产品和服务丰富多样；三是不断提升自身抗风险能力，坚决守住不发生系统性风险的底线。

梁涛就保险业如何深化改革以实现这三个任务提出了如下改革方向：

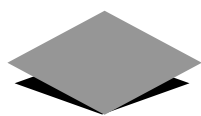
第一，以人民为中心，持续提升服务能力和水平。行业需扭转长期以来的粗放式发展的理念，进行大刀阔斧的改革。首先，要重塑业务流程。需建立符合客户需求的组织架构与流程，依靠科技提升客户服务水平。其次，要大力发展普惠保险。需丰富保障形式，健全普惠保险体系，提高保险服务的可及性和可得性。再次，以养老、健康保险为重点，推动“保险+服务”模式。保险机构可广泛参与到应对人口老龄化的相关战略及健康中国战略中，不仅为客户提供相关服务，更重要的是成为连接各行业上下游相关产业的桥梁和核心支点，逐渐成为带动实体经济发展的动力引擎。最后，开展风险减量服务。要创新自然灾害的治理新模式，提供灾前、灾中、灾后全流程的风险减量服务，提升全社会的灾害风险防范应对能力。

第二，以再保险为重点，推动相关领域改革，提高行业保障能力。首先，以建设再保险市场为契机，推动行业保障水平提升。要建设高标准的再保险业务平台、标准化的数据规范和交易规则，推动行业依托再保险市场探索新型风险分散工具和模式。其次，深化巨灾保险领域改革。一是全面加强巨灾保险的前沿研究，二是不断完善风险分散渠道，三是加快巨灾保险风险基础设施建设。最后，加快航运保险体制机制改革。要进一步规范中国船东互助保险组织的管理，加强与国际航运保险市场交流与合作，发展航运再保险，并加强行业间合作。

第三，强化行业自身建设，提升行业抗风险的能力。与实体经济相比，保

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。

险行业的市场化程度还有待进一步提升。一方面，深化新能源车保险定价机制的改革，优化新能源车险定价机制，丰富产品供给，发挥行业力量解决高风险车辆投保难问题。另一方面，深化资产负债联动方面的改革。一是要加快建立预定利率动态调整机制，二是鼓励保险公司发展浮动收益型产品，三是继续深化“报行合一”，强化不同渠道的精细化管理，四是要适时调整改进资金运用政策，统筹考虑资产负债和风险承受能力相匹配。



2

巨灾风险和风险态度

气候变化、企业风险管理与经营绩效

——来自中国财产保险公司的证据

丁宇刚、李竞吾¹

摘要：

本文研究了气候变化风险对财产保险公司的风险管理决策和经营绩效的影响。我们发现短期和长期气候风险均会显著增加财产保险公司分支结构的赔付率。然而，气候风险不会显著促使财产保险公司做出及时应对，如调整再保险比例或业务分布，这导致气候风险对保险公司整体的经营绩效产生了显著负面影响，同时也增加了经营风险。异质性分析表明，气候风险对规模较小、再保险比例较低、业务越集中或人力资本水平较低的保险公司的经营绩效影响更大。最后，竞争性机制分析表明，气候风险并不会通过业务及管理费用和投资收益，对保险公司经营绩效的负面影响。本文研究对更好发挥保险公司的气候风险管理功能和保障实体经济高质量发展具有重要的意义。

关键词：气候风险，企业风险管理，经营绩效与风险，财产保险公司

一、Introduction

Climate change results in a rise in extreme weather events like droughts, floods, and typhoons, which increases the exposure to risk and intensifies the economic impacts (Abatzoglou and Williams, 2016; Grinsted et al., 2019; Kossin et al., 2020). This highlights the need for insurance companies committed to effectively managing and mitigating risk. However, the extreme weather events have led to increased economic losses and insurance claims, posing significant challenges for insurers. To address these challenges and enhance their ability to fulfill their insurance function, the insurers must conduct climate risk impact analysis, stress testing, and implement effective risk management strategies. This paper aims to investigate whether insurance companies have incorporated climate risk into their risk management frameworks and whether climate risk significantly affects insurers' business performance and operational risk. Analyzing these questions is crucial for optimizing the climate risk management function of insurance companies and ensuring the overall stability of the economy.

¹ 丁宇刚，广东外语外贸大学金融院保险系副教授。李竞吾，中央财经大学商学院技术经济及管理系博士研究生。

Theoretically, the rise in climate risks increases the probability and severity of natural disasters, leading to higher claim rates and impacting the operating performance of insurance companies. To test it, this paper empirically analyzes the impact climate risks on the loss ratio of Chinese property-causality insurance companies at the city-insurer-year level. The findings reveal that both short-term and long-term climate risks significantly increase the claim loss ratio, with long-term climate risks having a greater impact.

Nevertheless, if insurers effectively adjust to and manage climate risk, high loss ratio does not necessarily have a significant negative impact on their performance. Therefore, this paper further empirically analyzes the impact of climate risks on insurers' risk management and performance using data at the insurer-year level. We examine two potential risk management measures: reinsurance and adjustments to business distribution. The regression results indicate that neither long-term nor short-term climate risk significantly influences the reinsurance ratio or geographic business distribution of insurers. In other words, insurers do not effectively manage climate risks during the sample period. Consequently, climate risks significantly reduce insurers' performance and increase their operating risk.

Next, we explore heterogenous impacts from several perspectives. Our findings reveal that climate risk has a greater effect on the operating performance of smaller insurance companies, potentially due to their relatively concentrated business, weaker ability to adjust pricing, and lower resistance to risk. Furthermore, the negative impact of climate risk is more pronounced for insurers with lower reinsurance ratios and more concentrated business. This suggests that reinsurance and business diversification are indeed effective in mitigating the adverse effects of climate risk on insurers' business performance. Though insurers did not adjust their reinsurance and business distribution in the sample period, it is clear that reinsurance and business distribution management are crucial for addressing climate risks. Moreover, our analysis demonstrates that insurers with higher levels of employee education experience less negative impact from climate risks, indicating that improving the human capital level is also a viable approach for dealing with climate risks.

Lastly, we examine two competitive mechanisms: operating expenses and investment returns. On one hand, climate risk may prompt insurers to increase expenditures on risk management costs, such as updating risk assessment models and enhancing remote sensing monitoring. On the other hand, climate change may also impact capital market returns (Hong et al., 2019; Schlenker and Taylor, 2021), which subsequently affects insurers' investment returns. However, our results show that climate risk does not significantly affect the operating expenses or investment returns of property-casualty insurance companies. Therefore, the negative impact of climate risk on the performance of insurance companies does not arise from an increase in operating expenses or a decrease in investment returns. Instead, climate risk leads to an increase in claims, and insurance companies fail to effectively respond, thus leading to lower performance and higher operating risk.

Our paper contributes to two areas of research. First, our work enhances our

understanding of the factors that influence the performance and risk of insurance companies. Previous studies have looked at internal factors like comprehensive risk management, CEO turnover, and reinsurance (Ai et al., 2018; He et al., 2011; Lee and Lee, 2012), and external factors such as financial crises and institutional investor shareholdings (Cheng et al., 2011; Ma and Ren, 2021). As climate change becomes more pressing, its effect on insurance companies' performance and risk has gained greater attention. However, there is a lack of empirical studies on this topic, and our paper is one of the first to address this gap.

Second, our paper contributes to the climate finance literature. Existing research in asset pricing has primarily focused on the influence of climate risk on asset prices, such as stocks, bonds, and real estate (Ardia et al., 2022; Flammer, 2021; Hong et al., 2019; Huynh and Xia, 2020; Murfin and Spiegel, 2020). There is also relevant literature in corporate finance that examines the impact of climate risk on the performance and risk management of manufacturing firms and financial institutions like banks (Addoum et al., 2023; Chen and Yang, 2019; Ginglinger and Moreau, 2023; Li et al., 2024; Pankratz et al., 2023; Somanathan et al., 2021). However, few studies have investigated the impact on insurance companies.

More specifically, the literature relevant to this paper is about the impact of climate risk on the insurance market. Existing literature primarily analyzes the effects of climate risk and related natural disasters on insurance demand (Cai and Song, 2017; Ding and Deng, 2024; Dougherty et al., 2020; Gallagher, 2014; Gao et al.). For instance, Dougherty et al. (2020) examined how climate change risk affects farmers' inclination to purchase index insurance and discovered that, in most cases, climate change reduces their willingness, except when the severity of climate change is low. In contrast to this demand-side perspective, our paper discusses the issue from the supply side, making it a valuable addition to the existing literature.

Berry-Stölzle et al. (2024) and Thistlethwaite and Wood (2018) also empirically analyze the impact of climate risk on insurers, but our paper distinguishes from theirs in several ways. Firstly, they only examine the overall impact of climate risk on insurer using data at the insurer level. However, accurately measuring the climate risk exposure of insurance companies using company-level data is challenging. Insurance companies operate in multiple locations, each with varying levels of climate risk. Therefore, our paper combines insurer-level and city-insurer-level data to more accurately measure insurer-level climate risk. Secondly, our paper not only analyzes the impact of climate risks on the risk management practices of insurance companies but also explores its effects on insurer performance and risk. The close relationship between risk management, performance, and risk in insurance companies necessitates an integrated analysis framework to effectively assess the impact of climate risk. Lastly, the previous literature primarily focuses on short-term climate risk, while the long-term effects can also be significant for insurance company operations. We examine both short-term and long-term climate risks, providing a more comprehensive understanding of the impacts of climate change on insurers.

二、Hypothesis Development

The increasing risk of climate change leads to a higher likelihood and greater magnitude of losses from natural disasters like droughts, floods, and typhoons (Abatzoglou and Williams, 2016; Grinsted et al., 2019; Kossin et al., 2020). As an example, Kossin et al. (2020) demonstrated that climate change results in an 8% increase in the probability of typhoons and a 17% increase in typhoon intensity per decade. Frequent natural disasters will raise the probability and scale of insurance claim losses, leading to a higher claim loss ratio. If an insurance company fails to effectively manage this situation and experiences actual losses that surpass the expected loss rate at the time of actuarial pricing, it will negatively impact the company's operational performance. Consequently, this paper proposes the following hypotheses for testing:

Hypothesis 1: Climate risk increases the claim loss ratio, thereby affecting the performance of insurance companies.

However, if an insurance company successfully manages climate risk, even if a particular branch in a specific location faces a climate shock resulting in high claims, it might not necessarily have a significant adverse impact on the overall company. There are several possible responses of risk management to climate risks by property insurers:

Firstly, they can make pricing adjustments. By using advanced climate modeling and big data analytics, insurers can assess the climate risk in different regions and determine more appropriate insurance rates. These rate changes reflect the increased likelihood and severity of potential losses due to climate change, ensuring that insurance products are priced to cover future claims costs. Insurers also regularly adjust terms and prices in line with climate change trends to maintain the sustainability of their business. This dynamic pricing mechanism allows insurers to adapt to changing climatic conditions while ensuring financial stability and reasonable protection for their customers. In other words, if an insurer's pricing model has taken climate risk into account effectively, any increase in claims in certain areas due to climate risk will not significantly impact the overall performance of the insurer.

Secondly, P&C insurers can use reinsurance. Reinsurance is an important tool for primary insurers to diversify risk. By transferring risk to reinsurers, property insurers can mitigate the financial impact of a single climate event and manage capital more efficiently to ensure sufficient funds are available for potential claims. Cooperation with reinsurers also helps insurers improve their risk assessment models and enhance the accuracy of their forecasts and pricing. Furthermore, participating in the international reinsurance market allows insurers to share experiences with global counterparts and enhance their ability to respond to climate change risks. Reinsurance not only helps insurers meet regulatory requirements but also strengthens public trust, ensuring the stability and sustainable development of their business in the face of increasingly prominent climate change risks. Therefore, if the original insurer allocates higher-risk business to a designated branch so that the overall risk remains within tolerance, any increase in payouts due to climate risk may not significantly affect the company's overall operating performance.

Third, insurers can mitigate the impact of climate risk by adjusting their business strategies in areas with varying levels of climate risk. Companies may implement more cautious insurance underwriting policies for high-risk areas, such as raising premiums, reducing coverage, or limiting coverage for riskier assets. Simultaneously, property insurers may increase market investments in lower-risk areas to balance their overall portfolio exposure and spread risk geographically. Companies will also leverage geographic diversity to create innovative insurance products and customize pricing strategies regionally to attract customers from different areas, and address potential climate risks. Additionally, they can evaluate climate risk trends and historical data for each region when assessing new business opportunities, ensuring that their expansion does not increase their overall climate risk exposure.

Fourth, insurers can engage in proactive risk reduction management to minimize the negative impact of climate risk on insured properties. For instance, plantation insurance utilizes satellite remote sensing data, big data technology, and other tools to enhance the accuracy of predicting agricultural disasters and assessing potential losses. This enables insurers to swiftly and effectively respond to climate risks.

If pricing adjustments, reinsurance, business adjustment and risk reduction management can help reduce the negative impact of climate risk on insurers' business performance, the following corollary can be drawn:

Corollary 1: Climate risk has a less (greater) impact on insurers with better (worse) pricing models.

Corollary 2: Climate risk has a less (greater) impact on insurers with higher (lower) reinsurance.

Corollary 3: Climate risk has a greater (lesser) impact on insurers with higher (lower) business concentration.

Corollary 4: Climate risk has a smaller (larger) impact on insurers with better (poorer) risk reduction efforts.

Furthermore, climate change risk can negatively affect the operating performance of property-casualty insurers by increasing their operational and administrative costs. For example, insurers need to continuously update their risk assessment models to account for new climate-related risks, which requires significant investments in capital and manpower. Additionally, insurers need to invest in advanced technologies and tools, such as remote sensing monitoring and climate modeling, to accurately assess climate risks. The cost of survey and claims work also increases when climate risks and related catastrophes lead to more insurance accidents. All of these factors contribute to higher operational and administrative costs. Based on this, the paper proposes hypothesis 2 to be tested:

Hypothesis 2: Climate risk increases the operating and administrative expenses of insurance companies, which in turn affects their business performance.

Nevertheless, if insurance companies fail to recognize the importance of climate risk management and do not adjust their risk assessment models or invest sufficient resources to manage climate risk, the impact on operating and administrative expenses may not be significant. Therefore, hypothesis 2 needs to

be empirically tested.

Lastly, climate change can also affect insurance companies' operational performance through its impact on investment returns. Climate risk influences the return and risk of assets like stocks, bonds, and real estate (Flammer, 2021; Hong et al., 2019; Huynh and Xia, 2020; Murfin and Spiegel, 2020). If insurers have investments in these assets, their returns may be affected. Additionally, insurers may need to restructure their portfolios towards more sustainable and climate change-resilient assets in response to climate change, which could impact short-term returns. Moreover, insurers need to maintain higher levels of capital and reserves to meet regulatory requirements in the face of higher risks and potential claims costs. The pressure on capital and reserves may also affect insurers' investment returns and profitability. Therefore, the paper proposes hypothesis 3 to be tested:

Hypothesis 3: Climate risk reduces insurers' investment returns, which in turn affects their operating performance.

However, climate risk does not necessarily significantly affect insurers' investment returns. On one hand, insurance companies face limitations in their investments and can only allocate a limited proportion to assets with high market volatility, such as equities and real estate. On the other hand, insurance companies may anticipate the impact of climate risk on the capital market and avoid investing in assets that are vulnerable to negative shocks. In this way, climate risk may not significantly affect insurers' investment returns.

三、Data, Variables, and Summary Statistics

(一) Insurer data and variables

The data on insurance companies is sourced from the China Insurance Yearbook. It provides the premium income and claims expenditure of insurance companies at the city-insurer-year level. We use this data to calculate the loss ratio that is defined as the ratio of claims expenditure to premium income. As shown in Table 1, the average claim loss ratio in our sample is 51.776% with a standard deviation of 31.383%. Appendix Figure 1 illustrates the distribution of the loss ratio across different dimensions. For example, the data from 2020 shows that the loss ratio for PICC varies significantly from one place to another. Foshan has the highest claim rate at 182.67%, while Naqu has the lowest at 30.97%. The loss ratio of an insurance company in a specific place can also fluctuate greatly over time, particularly for smaller companies. Furthermore, there are substantial differences in the loss ratios of different insurance companies within the same prefecture.

The Yearbook also provides various financial indicators at the insurer-year level. In this paper, we focus on two explanatory variables: Return on Assets (ROA) and Return on Equity (ROE). These variables are calculated based on the net profit, total assets, and owner's equity of insurers. The sample means (standard deviations) for ROA and ROE are -1.091% (6.502%) and -3.171% (25.77%) respectively. We also compute the Z-score of insurance companies to measure their business risk. The Z-score is based on current assets, current liabilities, surplus, undistributed profit, total assets, total liabilities, total profit, and premium

income.

To examine the potential risk management discussed in the theoretical analysis, we construct variables on reinsurance and business distribution using data from the Yearbook. Specifically, we calculate the reinsurance ratio (REINS), which is the ratio of ceded premium to total premium income. The mean value of REINS is 22% with a median value of 2.5%. This indicates that although property-casualty insurers on average cede about 2% of their business, this is concentrated in a small number of firms. We measure the geographic distribution of business using the Herfindahl-Hirschman Index (HHI). The specific formula for HHI is provided in Equation (1):

$$HHI_{it} = \sum_{c=1}^{N_{it}} \left(\frac{PRE_{ict}}{PRE_{it}} \right)^2 \quad (1)$$

where PRE_{it} is the total premium income of insurer i in year t , PRE_{ict} is the premium income of insurer i in city c and year t , and N_{it} is the total number of municipalities involved in the business of insurer i in year t . The mean and median of the HHI are 0.301 and 0.135, respectively, which suggests that most of the property insurers are relatively decentralized in their business. However, there are also property-casualty insurers have a business concentration of 1 at the beginning of their establishment, i.e., they operate their business in only one prefecture-level city. In addition, this paper also plots the geographical distribution of the business of the four companies in 2020 in Figure 2 in the Appendix; it can be seen that the larger the insurance company, the more decentralized its business is.

Finally, to capture the competitive mechanism, we use the ratios of operating and administrative expenses to premium income, as well as the ratio of investment income to premium income. We also constructed the company size (SIZE), the proportion of employees with bachelor's degree (EDU), and the leverage (LER) as the control variables. The ratio of operating and administrative expenses to premium income and the ratio of investment income to premium income were used to measure the insurance companies' expenses on operating and administrative expenses and investment income as the variables of competitive mechanism. Definitions and descriptive statistics for all the aforementioned variables are presented in Table 1.

(二) Climate risk data and variables

Climate change manifests itself in various ways, but the most common and widely discussed manifestation is warming. Therefore, this paper utilizes temperature and precipitation data, which are the most commonly used indicators in the literature, to measure climate change risks. The temperature and precipitation data are obtained from the PSL Data Center. The raw data consists of daily measurements for grid points with a latitude and longitude of 0.5 x 0.5. This paper examines both long-term and short-term climate risks on insurance companies. To measure long-term climate risk, we adopt the approach proposed by Cui (2020) and calculate the long-term average of temperature and

precipitation they call the temperature normal (TNORM) and precipitation normal (PNORM). Specifically, we calculate the annual average temperature and annual total precipitation for each grid point, and then derive a 20-year moving average for each grid point in each year as the temperature and precipitation normal. As for short-term climate risk, we refer to relevant literature (Addoum et al., 2023; Chen and Gong, 2020; Chen and Yang, 2019) and use the number of days in a year when the temperature exceeds 30 degrees Celsius (TEMP30) and the number of days when precipitation exceeds 50 millimeters (PREC50).

Table1. Summary statistics

Variable	Definition	Mean	p50	SD	Min	Max
PAYRAT	Loss ratio (%)	51.776	49.103	31.383	1.003	435.00
TNORM	Long-average of temperature (°C)	11.656	11.943	4.630	5.016	16.986
PNORM	Long-average of precipitation (mm)	943.15	889.21	450.84	45.811	2134.7
TEMP30	# days with temperatures > 30 °C	10.463	4.857	12.966	0.000	83.000
PREC50	# days with precipitation > 50 mm	13.125	11.000	8.907	0.000	50.000
ROA	Return on asset (%)	-1.091	0.524	6.502	-27.71	14.198
ROE	Return on equity (%)	-3.171	1.542	25.770	-147.1	64.042
Z1	Z-score ¹	0.949	0.772	1.465	-0.908	11.759
TNORMW	Weighted average of TNORM (°C)	11.988	12.009	1.243	6.841	15.451
PNORMW	Weighted average of PNORM (mm)	987.48	997.43	267.09	160.02	1759.5
TEMP30W	Weighted average of TEMP30	13.646	12.637	9.016	0	52.208
PREC50W	Weighted average of PREC50	13.905	13.484	5.371	0.245	38.304
SIZE	Log of total assets	8.150	7.967	1.538	5.533	12.018
HHI	Herfindahl-Hirschman Index	0.301	0.135	0.333	0.008	1
EDU	Employees with Bachelor's Degree (%)	55.052	51.705	24.1	17.183	96.875
LER	Total liability/total assets (%)	54.23	63.203	27.197	0	92.119
REINS	Reinsurance ratio (%)	22.018	2.54	46.046	0	223.365
ADM	Operating expenses/premium income (%)	53.368	33.026	68.559	8.479	390.166
INV	Investment return/premium income (%)	14.948	6.865	25.659	-0.015	139.52

Note: Constant price in year 2000. Sample period is from 2000 to 2020.

Next, based on the coordinates of the grid points and the city boundaries, we

¹ The Z-score is defined by the following equation:

$$Z_{it} = 1.2 \times \frac{FA - FL}{TA} + 1.4 \times \frac{SR + TDP}{TA} + 3.3 \times \frac{PR}{TA} + 0.6 \times \frac{OE}{TL} + \frac{PRE}{TA}$$

where FA is current assets, FL is current liabilities, SR is surplus, TDP is undistributed profit, TA is total assets, TL is total liabilities, PR is total profit, OE is equity, and PRE denotes premium income.

identify the city to which each grid point belongs and calculate the average climate risks for each city. We match the insurer data and climate risks data by city-year and obtain a unbalanced panel data at the city-insurer-year level, covering the period from 2000 to 2020. As shown in Table 1, the means (standard deviations) of the long-term climate risks TNORM and PNORM at the city-insurer-year level are 11.657 (4.63) degrees Celsius and 943.154 (450.841) millimeters, respectively. The means (standard deviations) of the short-term climate risks TEMP30 and PREC50 are 10.463 (12.966) days and 13.125 (8.9066) days), respectively. Moreover, Figure 1 illustrates that climate risk variables, particularly long-term climate risk, exhibit a positive correlation with loss ratios at the "city-insurer-year" level. This intuitive observation supports the idea that climate risk leads to an increase in property-casualty insurers' loss ratios. A more rigorous causal analysis of this effect is provided in Section 4.

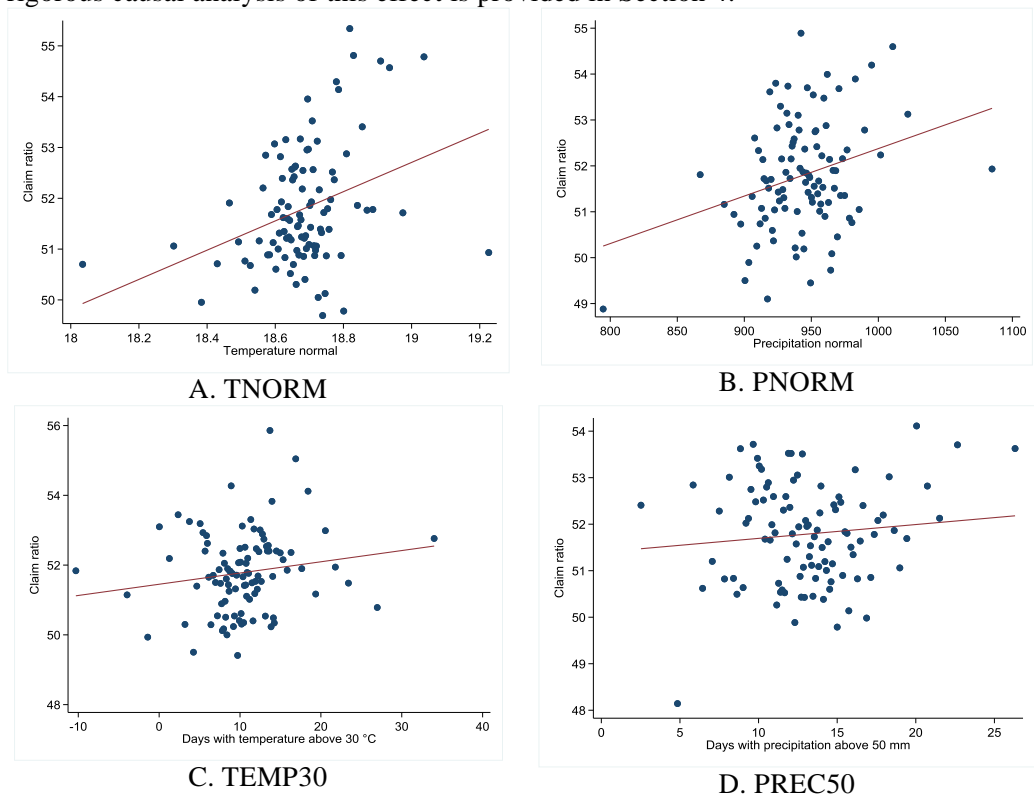


Fig.1. Scatters of claim ratio with climate risks at the city-insurer-year level
 Note: This is a binned scatter plot of loss ratios and climate risks (100 equal-sized bins are created). City, insurer, and year fixed effects have been controlled for.

Finally, we obtain the insurer-year-level climate risks (IR_{it}) by weighting the premium income of each insurer's branches:

$$IR_{it} = \sum_{c=1}^{N_{i,t-1}} \left(\frac{PRE_{ic,t-1}}{PRE_{i,t-1}} \right) CR_{ct} \quad (2)$$

where $PRE_{i,t-1}$ is the total premium income of insurer i in year $t-1$, $PRE_{ic,t-1}$ is the premium income of insurer i in city c and year $t-1$, $N_{i,t-1}$ is the total number of cities involved in the business of insurer i in year $t-1$, and CR_{ct} is the climate risks of city c in year t , including the TNORM, PNORM, TEMP30 and PREC50.

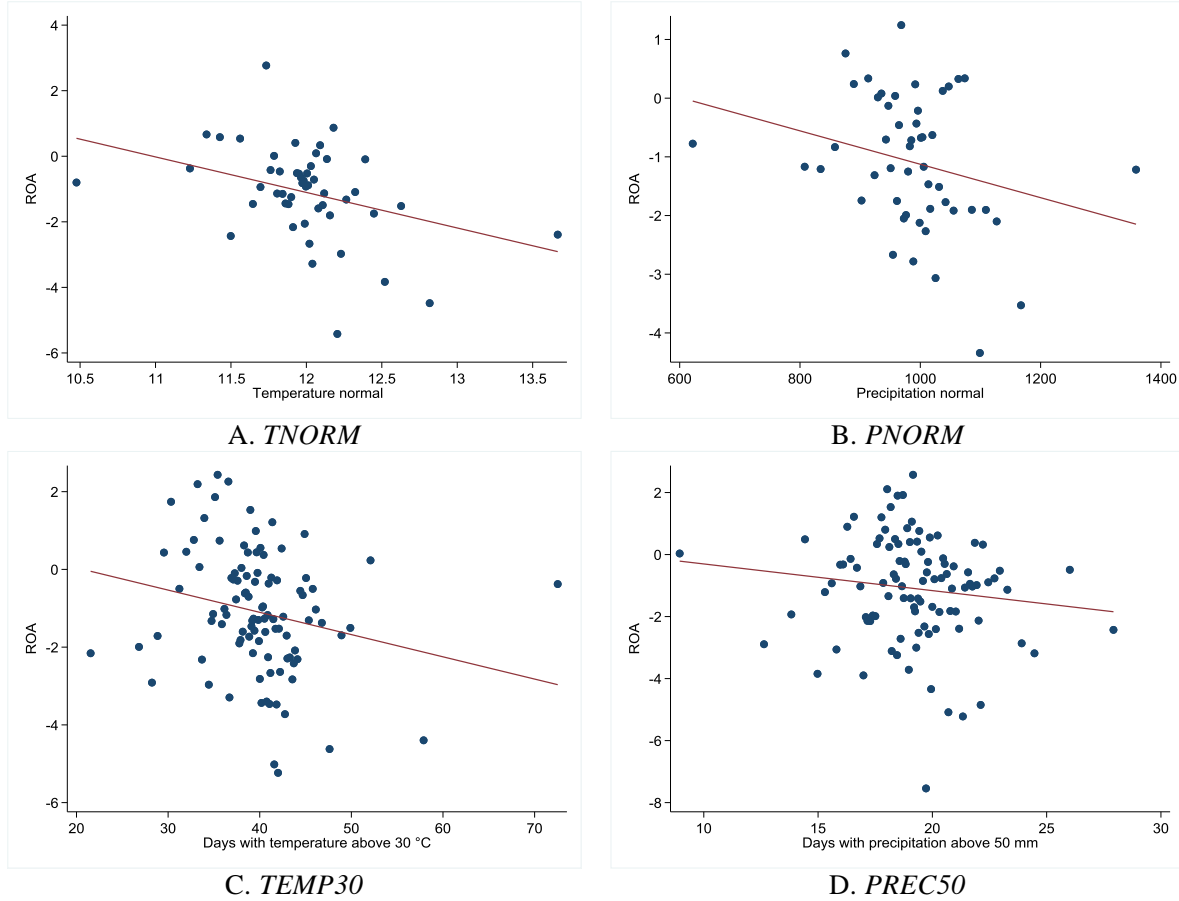


Fig.2. Scatters of ROA and climate risks at the insurer-year level
 Note: This is a binned scatter plot of ROA and climate risk (50 equal-sized bins are created). Insurer and year fixed effects have been controlled for.

As indicated in Table 1, the means (standard deviations) of TNORMW and PNORMW at the insurer-year level are 11.988 (1.243) degrees Celsius and 987.483 (267.096) millimeters). The means (standard deviations) of the short-term climate risks TEMP30W and PREC50W are 13.646 days (9.016 days) and 13.905

days (5.371 days), respectively. Additionally, Figure 2 demonstrates that the climate risk variables are significantly negatively correlated with return on assets (ROA) at the insurer-year level. Furthermore, Figures 1 and 2 in the Appendix reveal that climate risk is also significantly negatively correlated with ROE and the Z-score. This provides further evidence of the adverse impact of climate risk on property-causality insurers' business performance and risk. Chapter 5 delves into a more rigorous analysis of this impact and presents more comprehensive findings.

四、Impacts of Climate Risks on Insurer Loss Ratio

(一) Econometric model at the city-insurer-year level

This paper utilizes the following multidimensional fixed effects regression to estimate the impact of climate risk on loss ratios at the city-insurer-year level:

$$y_{cit} = \beta \cdot CR_{ct} + \gamma_c + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{cit} \quad 3)$$

where y_{cit} is the loss ratio of insurer i in city c and year t , and CR_{ct} is a set of variables of the climate risks, including the long-term average temperature (TNORM), long-term average precipitation (PNORM), the number of days with average temperature exceeding 30 degrees Celsius (TEMP30), and the number of days with precipitation exceeding 50 millimeters (PREC50).¹ The first two measure the long-term climate risk, and the last two measure the short-term climate risk. γ_c is the city fixed effect, δ_i is the insurer fixed effect, μ_t is the year fixed effect, and ε_{cit} is the random perturbation term. Considering the possible correlation (competition or cooperation) between the insurers within a city and the possible serial correlation of the explanatory variables, we cluster the standard errors at city and year levels.

To control for confounding factors and obtain unbiased estimates of climate risk, we include fixed effects for city, insurer, and year. For example, geographic location is correlated with climate risks and may also affect the level of exposure to the subject of the insurance. If we did not control for it, it can make the estimate of the climate risks biased. Geographic location does not change over time, so its effects can be effectively absorbed through city fixed effects. In addition, insurer fixed effects can absorb the impact of insurer-level time-unvarying factors, such as corporate culture and ownership. Besides, year fixed effects can absorb the impact of common trends and fluctuations.

(二) Regression results at the city-insurer-year level

The regression results, shown in Table 2, indicate that climate risks significantly increase the loss ratio. Specifically, the coefficient on TNORM is 2.7029, which is statistically significant at the 1% level. This coefficient implies that for every 1-degree Celsius increase in long-term average temperature, the

¹ Because of the strong covariance of these climate risk variables, they are put into separate regressions in this paper in order not to confound their respective effects.

loss ratio increases by 2.7029 percentage points, equivalent to 24.17% of the mean loss ratio. In addition, the estimated coefficient of *PNORM* is 0.0135 with a standard error of 0.0033. This means that each one-standard-deviation increase in long-term average precipitation leads to a 6.086 (=0.0135×450.841) percentage point increase in the loss ratio, which is equivalent to 11.76% of the mean loss ratio.

The results in the last two columns, on the other hand, show that short-term climate risks also significantly increase the loss ratio of insurers. The coefficient on *TEMP30* is 0.0407 with a standard error of 0.0192. This suggests that each additional day with a temperature above 30 degrees Celsius increases the claim loss ratio by 0.0407 percentage points, and one-standard-deviation (12.966 days) increase of *TEMP30* causes the loss ratio rise by 0.528 percentage points. Moreover, the findings from the estimation of *PREC50* reveal that each additional day with precipitation above 50 millimeters increases the loss ratio by 0.0506 percentage points, or, alternatively, each additional 8.907 days (one-standard-deviation of *PREC50*) leads to a 0.451 percentage point increase in the loss ratio.

Table 2. Impacts of climate risks on the loss ratio at the city-insurer-year level

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TNORM</i>	2.7029*** (0.7682)			
<i>PNORM</i>		0.0135*** (0.0033)		
<i>TEMP30</i>			0.0407** (0.0192)	
<i>PREC50</i>				0.0506* (0.0299)
City FE	√	√	√	√
Insurer FE	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√
<i>N</i>	74878	74878	74878	74878
Adj. <i>R</i> ²	0.0849	0.0849	0.0848	0.0848

Note: This table reports the results of regressions with loss ratios as the explained variable and climate risks as the key explanatory variable. The climate risk variables in columns (1)-(4) are the long-term average temperature (*TNORM*), the long-term average precipitation (*PNORM*), the number of days with temperature higher than 30 degrees Celsius (*TEMP30*), and the number of days with precipitation greater than 50 millimeters (*PREC50*), respectively. *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

In summary, both long-term and short-term climate risks significantly contribute to the high loss ratio experienced by insurers. However, when considering economic significance, it becomes evident that long-term climate risk has a far greater impact than short-term climate risk. This could be attributed to the fact that long-term climate risk involves more extreme weather events and chronic changes that accumulate over time, resulting in increased insurance

payments. Consequently, long-term climate risk necessitates a more comprehensive and forward-looking approach to risk management. On the other hand, short-term climate risk can be managed and responded to relatively easily, relying primarily on historical data and experience for risk assessment and pricing.

五、Impacts of Climate Risks on Insurer Performance and Risk

While a climate shock in a specific region may result in higher claims for the insurer's branch in that area, climate risk does not necessarily have a substantial negative impact on the company as a whole if the insurer promptly adjusts address the climate risk. Therefore, we now estimate the impact of climate risks on insurers' risk management and overall business performance using annual data at the insurer level. Additionally, this section will also examine two competitive mechanisms discussed in the theoretical analysis section.

(一) Econometric model at the insurer-year level

The impact of climate risks on insurers' business performance and risk management is estimated using the following two-way fixed effects regression:

$$y_{it} = \beta \cdot IR_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

where y_{it} is the explanatory variable, including ROA and ROE (measuring insurers' performance), Z-score (a measure of operational risk), risk management related variables, and competitive channel variables; IR_{it} represents the climate risk at the insurer level, including the weighted long-term average temperature (TNORMW), long-term average precipitation (PNORMW), the number of days with average temperature exceeding 30 degrees Celsius (TEMP30W), and the number of days with precipitation exceeding 50 millimeters (PREC50W). δ_i is the insurer fixed effect, μ_t is the year fixed effect, and ε_{it} is a random disturbance term.

The inclusion of insurer and year fixed effects increases the validity of the estimates. Insurer fixed effects can absorb the effects of time-unvarying insurer-level factors. For example, firm operating characteristics (e.g., specialization and comprehensiveness) and the ownership affect firm performance and are related to firm-level climate risk variables, so they are confounders, and firm fixed effects can effectively control for the effects of these factors. Year fixed effects, on the other hand, can control for the impact of common trends and shocks, such as regulatory changes or international market shocks.

(二) Impacts of Climate Risks on Insurers' Performance

The results from estimating Equation (4) with ROA as the explained variable are shown in Table 3. As shown in columns (1) and (2), long-term climate risks have a significant negative effect on the operating performance of insurance companies. The coefficient on TNORMW is -1.0837, which is statistically significant at the 1% level. This suggests that a one-standard-deviation increase of long-average temperature would decrease the ROA by 1.347 percentage points, which is equivalent to 20.717% of the standard deviation of the ROA. Additionally, the long-term average precipitation also exerts a significant

negative impact on insurers' ROA. Specifically, for every one- standard-deviation increase in precipitation normal, insurer ROA decreases by 0.748 percentage points. This decrease is equivalent to 11.502% of the standard deviation of the ROA.

Table 3. Impacts of climate risks on the insurers' ROA

	(1)	(2)	(3)	(4)
TNORMW	-1.0837*** (0.3855)			
PNORMW		-0.0028* (0.0016)		
TEMP30W			-0.0572** (0.0283)	
PREC50W				-0.0860 (0.0660)
Insurer FE	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√
N	889	889	889	889
Adj. R2	0.3731	0.3693	0.3701	0.3682

Note: This table reports the results of regressions with insurer ROA as the explained variable and firm-level climate risk as the key explanatory variable. The climate risk variables are weighted long-term average temperature (TNORMW), weighted long-term average precipitation (PNORMW), weighted average of the number of days with temperature higher than 30 degrees Celsius (TEMP30W), and weighted average of the number of days with precipitation greater than 50 mm (PREC50W). *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

The results in columns (3) and (4) show that short-term climate risks also negatively impact the ROA of insurers. The coefficient on TEMP30W is -0.0572 with a standard error of 0.0283. This indicates that an increase of 12.591 days (a one-standard-deviation) in the number of days with temperatures above 30 degrees Celsius reduces insurer ROA by 0.7202 percentage points, which is equivalent to 11.077% of the standard deviation of ROA. However, the estimated coefficient of PREC50W is not statistically significant.

We check the robustness of the results in several ways. First, firm-level control variables are included in the regression: firm size, business concentration, gearing ratio, and the proportion of employees with bachelor's degree or higher. However, it is important to note that the inclusion of these variables might also create a "bad control" problem (Angrist and Pischke, 2008) since climate risk itself can affect various firm-level variables. Therefore, the results obtained here are intended solely for robustness analysis and not as primary evidence for causal inference. As shown in Appendix Table 1, the regression coefficients of the four climate risk variables change somewhat after the inclusion of potential confounders at the firm level, but the basic conclusions obtained are consistent. As shown in Appendix Table 1, the regression coefficients of the four climate risk

variables change somewhat after including potential confounders at the firm level, but the overall conclusions remain consistent. Additionally, the conclusions remain robust when measuring insurer operating performance by ROE or measuring climate risk at the insurer level by arithmetic mean. Furthermore, even though the effect of insurer characteristics has been controlled for through insurer fixed effects, the paper re-runs the regressions with the sample of specialty insurers excluded, and the results remain robust.

Above all, both long-term and short-term climate risks significantly impact the business performance of insurance companies, with long-term climate risks having a greater impact. This could be due to the fact that short-term climate risks, such as hot weather, have a more immediate and noticeable effect on people, allowing companies to take measures to mitigate the impact. On the other hand, the impact of long-term climate risks is subtler and more gradual, affecting the occurrence of disasters over time. This makes it less attention-grabbing and thus has a greater impact. Additionally, the impact of temperature risk is greater than that of precipitation risk. In practice, insurers are currently placing more emphasis on the impact of precipitation, such as reducing risks for vehicles during precipitation and offering specialized water-related insurance products. This suggests that pricing already considers the impact of precipitation risk.

(三) Impacts of Climate Risks on Insurers' Risk

We further estimate the impact of climate risks on insurers' operational risk. If the negative impact of climate risk on the operating performance of an insurer is also accompanied by a rise in risk, the severe impact of climate risk on the insurer is further emphasized. We then conduct a regression as shown in equation (4) using the Z-score to measure the operational risk.

Table 4. Impacts of climate risks on the insurers' Z-score

	(1)	(2)	(3)	(4)
TNORMW	-0.3060** (0.1337)			
PNORMW		-0.0010* (0.0006)		
TEMP30W			-0.0357*** (0.0103)	
PREC50W				-0.0185 (0.0204)
Insurer FE	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√
N	889	889	889	889
Adj. R2	0.1822	0.1792	0.1831	0.1783

Note: This table reports the results of regressions with the Z-score of insurance companies as the explained variable and firm-level climate risk as the core explanatory variable. *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

As shown in Table 4, climate risk significantly reduces the Z-score, i.e.,

increases the operating risk of insurance companies. Specifically, the coefficient on TNORMW is -0.3060 with a standard error of 0.1337. This means that for every one-standard-deviation increase in the long-term average temperature, the Z-score of the insurance company decreases by 0.3804. This decrease corresponds to 40.08% of the mean value of the Z-score. Similarly, a one-standard-deviation increase in long-term average precipitation would reduce the Z-score by 0.267, which corresponds to 40.08% of the mean value. Moreover, short-term temperature risk, represented by TEMP30W, also has a negative impact on the Z-score of insurance companies. The regression coefficient of TEMP30W is -0.0572, which is statistically significant at the 5% level. This implies that each additional 12.591 days of temperatures above 30 degrees Celsius decreases the insurer's ROA by 0.7202 percentage points. Moreover, the regression coefficient of PREC30W is not statistically significant, consistent with previous findings.

To validate the robustness of the regression results, we performed additional analyses. We included firm-level control variables in the regression, used an alternative measure of the Z-score¹, employed a different method to calculate climate risk at the firm level, and excluded the sample of specialty property insurers. The results, presented in Appendix Table 2, generally support the findings regarding the impact of climate risk on firm business risk. Therefore, climate risk not only negatively affects the operating performance of property-casualty insurance but also increases its operating risk, underscoring the serious consequences of climate risk for this sector.

(四) Are insurers adapting to climate risk?

As mentioned in the theoretical analysis, if an insurer includes climate risk in its risk management framework and effectively addresses it, then climate risk will not have an impact on the company as a whole, even if it affects specific branches (see theoretical analysis section for further information). This implies two conditions: firstly, the insurer has responded promptly, for example, by adjusting its pricing; and secondly, the insurer's adjustments have been successful, meaning that the pricing accurately reflects the climate risk. This section will focus on an empirical analysis of the first condition, specifically, whether insurers are

¹ We use another method to calculate the Z-score (XXX):

$$Z = \frac{ROA_{M3} + EA_{M3}}{\sigma(ROA)}$$

where ROA_{M3} is the first three-year moving average of ROA, EA is the ratio of owner's equity to total assets, EA_{M3} is the first three-year moving average of EA, and $\sigma(ROA)$ is the standard deviation of ROA in the first three years.

prompted to respond to climate risk.

1. On reinsurance

Reinsurance is an important tool for original insurers to manage risks, including climate risk. If the original insurer has risk management awareness in place and recognizes the severity of climate risk, it is likely to increase reinsurance ratios and optimize reinsurance decisions. However, as shown in Table 5, the regression coefficients for each climate risk variable are positive, but none of them are statistically significant. The economic significance of the estimated coefficients is also very small. For example, the estimated coefficient of 0.1334 for TNORMW implies that each one-standard-deviation increase in TNORMW results in a 0.1659 percentage point increase in the reinsurance ratio, which is equivalent to only 0.71% of its mean value. In other words, climate risk does not significantly impact insurers' reinsurance decisions.

Table 5. Impacts of climate risks on the insurers' reinsurance ratio

	(1)	(2)	(3)	(4)
TNORMW	0.1335 (0.1569)			
PNORMW		0.0005 (0.0007)		
TEMP30W			0.0031 (0.0115)	
PREC50W				0.0179 (0.0268)
Insurer FE	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√
N	889	889	889	889
Adj. R2	0.0444	0.0441	0.0436	0.0440

Note: This table reports the results of regressions with the reinsurance ratio as the explained variable and firm-level climate risk as the core explanatory variable. *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

2. On geographic distribution of business

As mentioned in the theoretical analysis, insurance companies can mitigate the impact of climate risk on their overall operations by adjusting the geographic distribution of their business. This can be achieved by implementing more prudent insurance underwriting policies in high-risk areas and increasing market investment in low-risk areas. In this study, we utilize the HHI index to assess the geographic distribution of an insurer's business (see equation (1) for specific details). If insurance companies restructure their business, the HHI index will

reflect these changes.¹ However, our findings from Table 6 indicate that the regression coefficients of the climate risk variables are all small and statistically insignificant. This suggests that neither short-term nor long-term climate risk significantly affects the HHI index. There are two potential explanations for this outcome: insurance companies may not fully recognize the severity of climate risk, or there may be friction in the process of realigning business operations between different regions.

The above two subsections provide direct evidence that insurers have not increased reinsurance ratios or adjusted business distribution in response to climate risk, which further supports Hypothesis 1. However, the lack of data on risk mitigation measures (or costs) and premium rates prevents us from directly testing these adjustment measures in our paper. Instead, we can use the later regressions on operating and administrative expenses as indirect evidence of risk reduction measures. The results indicate that climate risk does not significantly increase O&M expenses which include risk reduction costs, suggesting that insurers are not significantly motivated to strengthen risk reduction management in a statistically significant manner. Furthermore, insurers may be able to mitigate the impact of climate risk by adjusting pricing in a timely manner. However, in practice, insurers may face challenges in doing so due to model complexity, market frictions, and regulatory constraints (Oh et al., 2022).

Table 6. Impacts of climate risks on the insurer business geographic concentration

	(1)	(2)	(3)	(4)
TNORMW	0.0011 (0.0136)			
PNORMW		0.0000 (0.0001)		
TEMP30W			-0.0016 (0.0010)	
PREC50W				-0.0010 (0.0023)
Insurer FE	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√
N	889	889	889	889
Adj. R2	0.516	0.517	0.516	0.516

Note: This table reports the results of regressions with insurer business concentration as the explained variable and firm-level climate risk as the core

¹ For example, let's consider an insurance company that writes policies in both high-risk and low-risk areas. Assuming it initially has an equal amount of business (premium income) in both areas, the HHI index would be 0.5. However, if the company acknowledges the climate risk and decides to reduce its business in high-risk areas by 50% while doubling its business in low-risk areas, the HHI index would increase to 0.68.

explanatory variable. *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

(五) Heterogeneity analysis

In this section, we investigate the heterogeneous impacts of climate risks on the performance of insurance companies from the perspectives of company size, reinsurance ratio, business concentration, and the education level of employees. The objective is to determine the varying impact of climate risks on different insurance companies and evaluate the effectiveness of the risk management measures discussed in the previous section.

1. Heterogeneity by insurer size

The size of an insurance company is related to various factors such as the effectiveness of its pricing model, the level of risk management, and business concentration. Therefore, it is expected that the impact of climate risk would differ among companies of different sizes. Generally, larger companies have more sophisticated pricing models, stronger risk management systems, and more diversified businesses. As a result, they are more resilient to the impact of climate risk and are likely to respond more effectively. Therefore, theoretically, the negative impact of climate risk on larger insurance companies should be smaller. Appendix Figure 6 demonstrates that the negative correlation between climate risk and ROA is more pronounced in smaller samples. To further support this hypothesis, we divided the total sample into two groups based on the median size of the sample companies each year: larger and smaller. We then conducted separate regressions for each group.

Table 7. The impact of climate risks on insurer performance: Heterogeneity by firm size

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TNORMW	-0.6105				-1.4872 **			
	(0.6467)				(0.5953)			
PNORMW		-0.0016 (0.0023)				-0.0034 (0.0026)		
TEMP30W			-0.0215 (0.0461)				-0.0906 ** (0.0456)	
PREC50W				-0.0061 (0.0917)				-0.0479 (0.0955)
Insurer FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
N	438	438	438	438	439	439	439	439
Adj. R2	0.3499	0.3492	0.3487	0.3483	0.3844	0.3767	0.3806	0.3743

Note: This table reports the results of subsample regressions based on firm size with insurer ROA as the explained variable and firm-level climate risk as the core explanatory variable. Columns (1)-(4) represent the results for larger firms, while columns (5)-(8) represent the results for smaller firms. Firms are defined as larger (LARGE=1) if their total assets are greater than the median of the sample for the year, and smaller (LARGE=0) otherwise. *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

The results of the subgroup regressions are presented in Table 7. Regarding the impact of long-term climate risk, the estimated coefficients of TNORMW and PNORMW for larger insurers are -0.6105 and -0.0016. For the smaller sample, the estimated coefficients are -1.4872 and -0.0034 for TNORMW and PNORMW, respectively. Fisher's Permutation test indicates that the difference in the estimated coefficients of TNORMW and PNORMW between the two samples is significant at the 1% and 5% levels, respectively. These results suggest that long-term climate risk has a greater negative impact on the business performance of smaller property and casualty insurance companies. Similar findings are observed for the impact of short-term climate risk. The regression coefficients for TEMP30W and PREC50W show both statistical and economic significance in both the larger and smaller sample regressions. Furthermore, the interaction term regressions in Appendix Table 3 reveal that the estimated coefficients of the interaction terms between climate risk variables and LARGE are all positive, with the estimated coefficients interaction terms with TNORMW, PNORMW, and TEMP30W being statistically significant.

In conclusion, the effect of climate risk on the business performance of smaller insurance companies is more pronounced. This may be attributed to the fact that smaller insurers have more concentrated business models and less comprehensive enterprise risk management compared to larger insurers. Additionally, smaller insurers often have outdated pricing models and tend to follow the pricing strategies of larger competitors, making them less proactive in adjusting for climate risk. The grouped regression results presented here also provide indirect evidence for Corollaries 1, 2, and 3.

2.Heterogeneity by reinsurance ratio

Reinsurance can help property-casualty insurers mitigate the negative effects of climate risks on their business performance. We therefore establish Corollary 2: Climate risk has a less (greater) impact on insurers with higher (lower) reinsurance. To test this hypothesis, we divide the total sample into two groups based on the median reinsurance ratio of the sample companies in each year and conduct further regressions.

The results of the subsample regressions are presented in Table 8. For insurers with higher reinsurance ratios, the estimated coefficients for TNORMW and PNORMW are -0.3601 (with a standard error of 0.5682) and -0.0004 (with a standard error of 0.0023), respectively. For insurers with lower reinsurance ratios, the estimated coefficients for both variables are -1.7146 (with a standard error of 0.6555) and -0.006 (with a standard error of 0.006). These findings indicate that

the negative impact of long-term climate risk on the business performance of property-casualty insurers is greater for those with lower reinsurance ratios, both in terms of statistical and economic significance. Additionally, the regression coefficients for TEMP30W in the analyses for insurers with high and low reinsurance ratios are -0.0081 and -0.1375, respectively, with the latter being more statistically and economically significant. Furthermore, consistent with the previous section, the regression coefficient for PREC50W is statistically insignificant in both analyses. Finally, as presented in Appendix Table 4, the estimated coefficients for the interaction terms between the climate risk variables and HREINS are all positive, aligning with the findings of the grouped regressions.

In summary, our analysis confirms Corollary 2, demonstrating that insurers with higher reinsurance ratios experience a smaller impact from climate risk. This underscores the effectiveness of strategic reinsurance in mitigating the impact of climate risk on the company as a whole. However, the previous findings also indicate that property and casualty insurance companies have not significantly adjusted their reinsurance decisions in response to climate change risks. Therefore, enhancing reinsurance decision-making is an important focus for the future, particularly in light of the increasing climate risks.

Table 8. The impact of climate risks on insurer performance: Heterogeneity by reinsurance ratio

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TNORM W	-0.3601 (0.5682)				-1.7146* ** (0.6555)			
PNORMW		-0.0004 (0.0023)				-0.0060 ** (0.0030)		
TEMP30 W			-0.0081 (0.0396)				-0.1375* ** (0.0491)	
PREC50W				-0.0720 (0.0994)				-0.0242 (0.0975)
Insurer FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
N	443	443	443	439	439	439	439	439
Adj. R2	0.3364	0.3357	0.3357	0.3366	0.4353	0.4308	0.4368	0.4244

Note: This table reports the results of subsample regressions based on reinsurance ratios with insurer ROA as the explained variable and firm-level climate risk as the core explanatory variable. Columns (1)-(4) represent the results for insurers with higher reinsurance ratio (HREINS=1), while columns (5)-(8) represent the

results for those with lower reinsurance ratio (HREINS=0). Insurers are defined as having higher (lower) reinsurance ratios if their reinsurance ratios are greater (less) than the median in a given year. *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

3. By business geo-concentration

One of the principles of investment and management is to not put all of your eggs in one basket. This principle also applies to insurance companies. If an insurer's business is concentrated in a single location or a small number of locations, a climate risk shock can have a significant negative impact on the company as a whole. On the other hand, if the business is decentralized to multiple regions, the company can better cope with climate risk shocks in some regions. This means that insurers with higher business concentration are more affected by climate risks, while those with lower business concentration are less affected (Corollary 3). To test the necessary condition of this hypothesis, we divide the total sample into two groups based on the median reinsurance ratio each year, and run separate regressions.

Table 9 shows the subsample regressions by business geographic concentration. For more decentralized insurers, the coefficients on TNORMW and PNORMW are -0.7223 and -0.0009, which are statistically insignificant. For the more centralized sample, the estimated coefficients are -1.4221 (standard error is 0.6541) and -0.0043 (standard error is 0.0025). Hence, the negative impact of long-term climate risk on the business performance of property-casualty insurers with more concentrated business is greater in terms of statistical and economic significance. As for short-term climate risks, the coefficients on TEMP30W and PREC50W are statistically insignificant for both the more decentralized and more concentrated samples. However, there is a significant difference in the magnitude of the coefficient. Firms with more concentrated business have larger absolute values of the estimated coefficients. Additionally, as shown in Appendix Table 5, the estimated coefficients of the interaction terms of the climate risks with the LHHI are all negative, further supporting the conclusions of the subsample regressions.

Therefore, climate risks, especially long-term climate risks, have less impact on the business performance of insurers with more geographically dispersed business. This supports Corollary 3 and suggests that decentralizing business does reduce the impact of climate risk on the firm as a whole. However, according to subsection 5.4, property-casualty insurance has not adjusted the distribution of its business promptly in the face of severe climate risks. Therefore, it may be advisable for insurance companies to rationally assess the risk distribution of their business and make timely adjustments to manage climate risk.

Table 9. The impact of climate risks on insurer performance: Heterogeneity by business concentration

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TNORMW	-0.7223				-1.4221			

					**			
	(0.6186				(0.6541			
))			
PNORMW		-0.0009				-0.0043		
		(0.0026				(0.0025		
))			
TEMP30W			-0.0321				-0.0692	
			(0.0429				(0.0516	
))	
PREC50W				-0.0032				-0.0583
				(0.0964				(0.1129)
)					
Insurer FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
N	433	433	433	433	447	447	447	447
Adj. R2	0.3690	0.3667	0.3676	0.3666	0.4157	0.4130	0.4113	0.4089

Note: This table reports the results of subsample regressions based on business concentration with insurer ROA as the explained variable and firm-level climate risk as the core explanatory variable. Columns (1)-(4) represent the results for insurers with less concentrated business (LHHI=0), while columns (5)-(8) represent the results for those with more concentrated business (LHHI=1). A company is defined as a company with more concentrated (decentralized) operations if its HHI index is greater (less) than the median in a given. *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

4. By educational level

The education level of employees has a significant impact on a company's business performance and is closely tied to the company's risk management capabilities. Companies with higher levels of education among their employees are better equipped to handle climate risks, resulting in a lower impact of these risks on their operations. In order to test this hypothesis, we divide the total sample into two groups based on the median reinsurance ratio of the firms each year and conduct further analysis.

Table 10. The impact of climate risks on insurer performance: Heterogeneity by education level

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TNORM	0.0320				-1.9953*			
W					**			
	(0.4924				(0.6534)			
)							
PNORMW		0.0013				-0.0073		
						**		
		(0.0020				(0.0028		
))		

TEMP30			-0.0221				-0.0856	
W			(0.0333)				(0.0526)	
PREC50W				0.1080				-0.2533
				(0.0830)				**
)				(0.1159)
Insurer FE	√	√	√	√	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√	√	√	√	√
N	433	433	433	433	447	447	447	447
Adj. R2	0.3690	0.3667	0.3676	0.3666	0.4157	0.4130	0.4113	0.4089

Note: This table reports the results of a subgroup regression based on employee education level with insurer ROA as the explained variable and firm-level climate risk as the core explanatory variable. Columns (1)-(4) represent the results for insurers with higher levels of employee education (HEDU=1), while columns (5)-(8) represent the results for those with lower levels of employee education (HEDU=0). Firms are defined as having higher (lower) levels of employee education if the percentage of employees with a bachelor's degree is greater (less) than the median in a given year. *, ** and *** denote statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

As shown in Table 10, the estimated coefficients of both TNORMW and PNORMW are statistically insignificant for insurers with higher education levels, but for firms with lower education levels, the coefficients are -1.9953 and -0.0073, respectively, and both are statistically significant. Hence, the negative impact of long-term climate risk on the business performance of insurers with lower levels of employee education is greater, in terms of statistical significance and economic significance. Regarding short-term climate risks, the impact of PREC50W is more statistically and economically significant for insurers with lower education levels compared to those with higher education levels. Besides, although the coefficients on TEMP30W are not significant in either sample, they have larger absolute values for firms with lower education levels. Furthermore, as shown in Appendix Table 6, the estimated coefficients of the interaction terms between the climate risk variables and HEDU are all positive, which is consistent with the results of subsample regressions.

In summary, climate risks have smaller impacts on the business performance of insurers that have higher levels of employee education. This indicates that effectively improving the education structure of employees could be one of the strategies for insurance companies to manage climate risks.

(六) Alternative mechanisms

As discussed in the theoretical analysis, climate risks may affect the performance of property-casualty insurers not only through claim loss ratios but also through operating and administrative (O&A) expenses and investment returns. In this subsection, we will delve into these two potential alternative

mechanisms.

1. Operating Expenses

Climate risks may increase insurers' O&A expenses, e.g., by increasing the costs of risk assessment and claims settlement processes. In examine this potential mechanism, we conduct regressions in equation (4) with the ratio of O&A expenses to earned premium (ADM) as the explanatory variable.

Table 11. Impacts of climate risks on insurer operating expenses

	(1)	(2)	(3)	(4)
TNORMW	0.2002 (0.1600)			
PNORMW		-0.0005 (0.0007)		
TEMP30W			-0.0207* (0.0117)	
PREC50W				0.0108 (0.0273)
Insurer FE	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√
N	889	889	889	889
Adj. R2	0.0444	0.0441	0.0436	0.0440

Note: This table reports the results of regressions with insurance company operating and management expenses (ADM) as the explained variable and firm-level climate risk as the core explanatory variable. *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

As shown in Table 11, the estimated coefficients of the four climate risk variables are statistically insignificant and economically negligible. For example, the regression coefficient of 0.2002 for TNORMW implies that each one-standard-deviation increase in long-term average temperature increases ADM by 0.249 percentage points. This amounts to only 0.46% of its mean value. Consequently, climate risk does not significantly raise the operating and administrative expenses of insurance companies, thereby invalidating hypothesis 2.

Furthermore, if an insurance company has implemented risk reduction measures, the associated expenses should be accounted for as operating and administrative expenses. The results in Table 11 imply that insurance companies are not promptly implementing risk reduction measures in response to short-term or long-term climate risks.¹

¹ It is important to note, however, that these findings provide an estimate around the mean value, and it is possible that some companies have already taken steps to mitigate climate change risks in reality. For example, PingAn Ins. Co. independently developed the Eagle Eye System and Catastrophe Emergency Service Platform, which includes 8 types of disaster risk maps and 15 types of disaster warnings, such as typhoons and torrential rains, with an average accuracy

2. Investment returns

According to the theoretical analysis, climate risks may have a negative impact on the business performance of property-casualty insurers through their investment returns. We thus conduct regressions using the ratio of investment income to premium income (INV) as an explanatory variable. The results of the regressions are reported in Table 12.

Table 12. Impacts of climate risks on insurer investment returns

	(1)	(2)	(3)	(4)
TNORMW	-0.0038 (0.0416)			
PNORMW		-0.0001 (0.0002)		
TEMP30W			-0.0040 (0.0030)	
PREC50W				0.0095 (0.0071)
Insurer FE	√	√	√	√
Year FE	√	√	√	√
N	889	889	889	889
Adj. R2	0.296	0.296	0.297	0.297

Note: This table reports the results of regressions with INV as the explained variable and firm-level climate risk as the core explanatory variable. *, ** and *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

The estimated coefficients of both long-term and short-term climate risks are found to be small and statistically insignificant. This suggests that climate risks do not substantially reduce the investment returns of insurance companies, thus not supporting the Hypothesis 3. One possible explanation for this finding is that, during the sample period, there were stricter regulations governing the investment of insurance funds, resulting in a lower proportion of funds being invested in the real estate and stock markets. Additionally, the regulations during the sample period did not explicitly require insurance companies to address climate risk. As a result, the impact of climate risk on investment of insurers may have been insignificant.

六、 Conclusion

This paper investigates the effects of climate risks on property-casualty insurers' risk management and business performance. Both short-term and long-term climate risks have a considerable impact on the loss ratios of

rate of more than 70% and an advance time of more than 48 hours. PICC has built the "Wanxiang Cloud" risk reduction service platform and risk reduction service sub-platforms for specialized fields, and has widely applied satellite remote sensing, drones, the Internet of Things, blockchain, AI intelligent identification and other technologies to various fields.

property-casualty insurers, with long-term risks having a more significant effect. While a climate shock in a specific region leads to increased claims for insurers in that region, climate risk does not necessarily have a substantial negative impact on the overall firm if insurers effectively manage climate risks. However, our findings indicate that insurers do not respond promptly to climate risks, such as adjusting reinsurance ratios or business distribution. Consequently, this lack of response has a significant negative influence on the overall business performance and increases business risk. We also find that climate risk has a more pronounced impact on the performance of smaller insurers or those with lower reinsurance ratios, more concentrated business, or less educated employees. Finally, we exclude two alternative mechanisms, namely operating and administrative expenses and investment returns, emphasizing that the negative impact of climate risk on insurers' performance is driven by the increased loss ratios and inadequate risk management.

The role of insurers is becoming increasingly crucial in tackling the global challenge of climate change. As experts in risk management, insurers should take the lead in climate risk management. To begin with, it is vital, therefore, to raise the awareness and attention of insurance companies to climate change risk, particularly long-term climate risks. This awareness extends beyond understanding the risks themselves, encompassing the need to comprehend how insurance products can be better adapted to these changes. For instance, insurers can enhance their employees' understanding of the scientific basis, impact pathways, and potential economic consequences of climate change through regular in-house seminars, internal newsletters, or collaborations with climate scientists.

More importantly, insurance companies should take timely and effective risk management measures. Our findings highlight several key directions for acting. For instance, insurance companies should focus on effective reinsurance planning to diversify climate change risks. By establishing long-term and stable cooperative relationships with reinsurance companies, they can develop reinsurance products specifically designed for climate change and enhance their risk-bearing capacity. Moreover, it is essential for insurance companies to continuously improve their pricing models and incorporate climate change risk as a significant factor in premium pricing. They should conduct thorough analysis on how climate change impacts various regions and industries, enabling them to formulate differentiated premium strategies that ensure premium income adequately covers potential claim costs.

Finally, it is important to support relevant regulatory measures that encourage insurance companies to enhance their management of climate risks. Regulators should establish a robust regulatory framework for climate change risks and clearly define the responsibilities and obligations of insurance companies in terms of managing these risks. This can be achieved by developing appropriate regulations and standards, such as incorporating climate risk management into solvency regulations, which will provide guidance to insurers on how to strengthen their climate change risk management practices. Additionally, regulators should enhance their oversight and inspection of

insurance companies to ensure that they comply with the requirements of climate change risk management. In cases where insurers fail to effectively manage climate change risks, regulators should take appropriate supervisory actions to prompt them to improve their practices.

参考文献

- [1] Abatzoglou, J. T., & Williams, A. P. (2016). Impact of anthropogenic climate change on wildfire across western US forests. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(42), 11770–11775. <https://doi.org/10.1073/pnas.1607171113>
- [2] Addoum, J. M., Ng, D. T., & Ortiz-Bobea, A. (2023). Temperature shocks and industry earnings news. *Journal of Financial Economics*, 150(1), 1–45. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2023.07.002>
- [3] Ai, J., Bajtelsmit, V., & Wang, T. (2018). The Combined Effect of Enterprise Risk Management and Diversification on Property and Casualty Insurer Performance. *Journal of Risk and Insurance*, 85(2), 513–543. <https://doi.org/10.1111/jori.12166>
- [4] Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- [5] Ardia, D., Bluteau, K., Boudt, K., & Inghelbrecht, K. (2022). Climate Change Concerns and the Performance of Green vs. Brown Stocks. *Management Science*, 69(12), 7607–7632. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2022.4636>
- [6] Berry - Stölzle, T. R., Fritzsche, S., Scharner, P., & Weib, G. (2024). Insurers' climate change risk management quality and natural disasters. *Journal of Risk and Insurance*, 91(2), 263–298. <https://doi.org/10.1111/jori.12472>
- [7] Bordalo, P., Gennaioli, N., & Shleifer, A. (2012). Saliency Theory of Choice Under Risk. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3), 1243–1285. <https://doi.org/10.1093/qje/qjs018>
- [8] Botzen, W. J. W., Kunreuther, H., & Michel-Kerjan, E. (2019). Protecting against disaster risks: Why insurance and prevention may be complements. *Journal of Risk and Uncertainty*, 59, 151–169.
- [9] Cai, J., & Song, C. (2017). Do disaster experience and knowledge affect insurance take-up decisions? *Journal of Development Economics*, 124, 83–94. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.08.007>
- [10] Chen, S., & Gong, B. (2021). Response and adaptation of agriculture to climate change: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 148, 102557. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102557>
- [11] Chen, X., & Yang, L. (2019). Temperature and industrial output: Firm-level evidence from China. *Journal of Environmental Economics and Management*, 95, 257–274. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2017.07.009>
- [12] Cheng, J., Elyasiani, E., & Jia, J. (Jane). (2011). Institutional Ownership Stability and Risk Taking: Evidence from the Life–Health Insurance Industry. *Journal of Risk and Insurance*, 78(3), 609–641. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2011.01427.x>
- [13] Cui, X. (2020). Climate change and adaptation in agriculture: Evidence from US cropping patterns. *Journal of Environmental Economics and Management*, 101,

102306. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2020.102306>

[14] Cummins, J. D., Dionne, G., Gagné R., & Nourira, A. (2021). The costs and benefits of reinsurance. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 43(1), 177–199.

[15] Dai, Z., & Zhang, X. (2023). Climate policy uncertainty and risks taken by the bank: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 87, 102579. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102579>

[162] Ding, Y., & Deng, P. (2024). Learning from natural disasters: Evidence from enterprise property insurance take-up in China. *Journal of Risk and Uncertainty*. <https://doi.org/10.1007/s11166-024-09428-4>

[17] Dougherty, J. P., Flatnes, J. E., Gallenstein, R. A., Miranda, M. J., & Sam, A. G. (2020). Climate change and index insurance demand: Evidence from a framed field experiment in Tanzania. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 175, 155–184. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2020.04.016>

[18] Flammer, C. (2021). Corporate green bonds. *Journal of Financial Economics*, 142(2), 499–516. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.01.010>

[19] Gallagher, J. (2014). Learning about an Infrequent Event: Evidence from Flood Insurance Take-Up in the United States. *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(3), 206–233. <https://doi.org/10.1257/app.6.3.206>

[20] Gao, M., Liu, Y.-J., & Shi, Y. (2020). Do people feel less at risk? Evidence from disaster experience. *Journal of Financial Economics*, 138(3), 866–888. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.06.010>

[21] Ginglinger, E., & Moreau, Q. (2023). Climate Risk and Capital Structure. *Management Science*, 69(12), 7492–7516. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2023.4952>

[22] Grinsted, A., Ditlevsen, P., & Christensen, J. H. (2019). Normalized US hurricane damage estimates using area of total destruction, 1900–2018. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(48), 23942–23946. <https://doi.org/10.1073/pnas.1912277116>

[23] He, E., Sommer, D. W., & Xie, X. (2011). The Impact of CEO Turnover on Property–Liability Insurer Performance. *Journal of Risk and Insurance*, 78(3), 583–608. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2011.01411.x>

[24] Hong, H., Li, F. W., & Xu, J. (2019). Climate risks and market efficiency. *Journal of Econometrics*, 208(1), 265–281. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2018.09.015>

[25] Hu, Z. (2022). Social interactions and households' flood insurance decisions. *Journal of Financial Economics*, 144(2), 414–432. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2022.02.004>

[26] Huang, H. H., Kerstein, J., Wang, C., & Wu, F. (Harry). (2022). Firm climate risk, risk management, and bank loan financing. *Strategic Management Journal*, 43(13), 2849–2880. <https://doi.org/10.1002/smj.3437>

[27] Huynh, T. D., & Xia, Y. (2020). Climate Change News Risk and Corporate Bond Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1–25. <https://doi.org/10.1017/S0022109020000757>

[28] Kossin, J. P., Knapp, K. R., Olander, T. L., & Velden, C. S. (2020). Global increase in major tropical cyclone exceedance probability over the past four

- decades. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(22), 11975–11980. <https://doi.org/10.1073/pnas.1920849117>
- [29] Lee, H.-H., & Lee, C.-Y. (2012). An Analysis of Reinsurance and Firm Performance: Evidence from the Taiwan Property-Liability Insurance Industry. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 37(3), 467–484. <https://doi.org/10.1057/gpp.2012.9>
- [30] Li, Q., Shan, H., Tang, Y., & Yao, V. (2024). Corporate Climate Risk: Measurements and Responses. *The Review of Financial Studies*, 37(6), 1778–1830. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhad094>
- [31] Ma, Y.-L., & Ren, Y. (2021). Insurer risk and performance before, during, and after the 2008 financial crisis: The role of monitoring institutional ownership. *Journal of Risk and Insurance*, 88(2), 351–380. <https://doi.org/10.1111/jori.12323>
- [32] Murfin, J., & Spiegel, M. (2020). Is the Risk of Sea Level Rise Capitalized in Residential Real Estate? *The Review of Financial Studies*, 33(3), 1217–1255. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz134>
- [33] Oh, S. S., Sen, I., & Tenekedjieva, A.-M. K. (2022). Pricing of Climate Risk Insurance: Regulation and Cross-Subsidies. *Finance and Economics Discussion Series*, 2022(064), 1–93. <https://doi.org/10.17016/FEDS.2022.064>
- [34] Pankratz, N., Bauer, R., & Derwall, J. (2023). Climate Change, Firm Performance, and Investor Surprises. *Management Science*. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2023.4685>
- [35] Sautner, Z., Van Lent, L., Vilkov, G., & Zhang, R. (2023). Firm - Level Climate Change Exposure. *The Journal of Finance*, 78(3), 1449–1498. <https://doi.org/10.1111/jofi.13219>
- [36] Schlenker, W., & Taylor, C. A. (2021). Market expectations of a warming climate. *Journal of Financial Economics*, 142(2), 627–640. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.08.019>
- [37] Somanathan, E., Somanathan, R., Sudarshan, A., & Tewari, M. (2021). The Impact of Temperature on Productivity and Labor Supply: Evidence from Indian Manufacturing. *Journal of Political Economy*, 129(6), 1797–1827. <https://doi.org/10.1086/713733>
- [38] Thistlethwaite, J., & Wood, M. O. (2018). Insurance and Climate Change Risk Management: Rescaling to Look Beyond the Horizon. *British Journal of Management*, 29(2), 279–298. <https://doi.org/10.1111/1467-8551.12302>
- [39] Wagner, K. R. H. (2022). Adaptation and Adverse Selection in Markets for Natural Disaster Insurance. *American Economic Journal: Economic Policy*, 14(3), 380–421. <https://doi.org/10.1257/pol.20200378>

青年视角对巨灾保险的实证研究与政策建议

——基于甘肃震后重建的实证分析

卢执礼、骆芷伊、李泽颖、王苏羽、
袁驰誉、徐炜宸、朱秋颖、张懿可¹

摘要：

2023年12月18日，甘肃省临夏州积石山县发生6.2级地震，造成重大人员伤亡与财产损失。在救援抢灾和灾后重建期间，保险行业起到至关重要的作用。“寻安陇原红”小组为探究巨灾保险在国内的发展情况并提出可行性建议，基于此次地震进行调研。

本调研报告包括五个部分。第一部分：甘肃省受灾情况。第二部分：巨灾保险在甘肃省的发展状况。该部分介绍巨灾保险的定义，并结合国外巨灾保险与国内巨灾保险试点城市的发展状况来分析甘肃省巨灾保险的发展状况。第三部分：调查问卷介绍。该部分介绍设计问卷考虑的四个方面，并且对于调研数据进行描述性分析，得出以下结论：1、此次灾后重建工作开展迅速，社区参与度高，但后续重建进展缓慢，重建质量也有待提高。2、灾区居民大部分并不了解巨灾保险政策，在此次积石山县地震中也并未得到应有的补偿。3、政府可加大对巨灾保险的宣传力度，让人们更好地了解巨灾保险在巨灾中的作用；并且保险行业可研究新的巨灾保险模型来降低保费提高保额。第四部分：实证分析。该部分基于调查问卷中对政府与社会信任的数据，采用 Logistic 二元回归模型来探究政府信任和社会信任对巨灾保险购买的影响。分析结果表明：政府信任与社会信任对于巨灾保险购买情况存在正相关关系。第五部分：针对上述研究结果对巨灾保险提出可行性建议。

关键词：巨灾保险，实证分析，政策建议

一、背景

12月18日23时59分，甘肃临夏州积石山县发生6.2级地震，震源深度10公里。截至目前，地震已造成甘肃105人死亡、青海11人死亡，部分水、电、交通、通讯等基础设施受损。²

震后一月有余，当地灾后重建工作正在有序进行。截至目前，全县灾后损

¹ 八位作者均为中央财经大学保险学院本科生。

² 来源：新华社

失认定工作已基本完成，灾后重建项目规划编制工作正有序推进，部分受损学校和危房的维修加固工作也在加快实施。地震给积石山县的基础设施、房屋建筑造成巨大损失，。目前，灾害损失评估工作已经完成。全县已谋划上报各类灾后重建项目 300 余项，涵盖居民住房、基本公共服务、交通设施、城乡设施、生态修复、产业修复、防灾减灾。此外，已有 57 所学校完成加固维修方案，16 所学校已开工实施，争取在春季学期所有学校能完成维修，正常开学。此外，其他涉教育卫生、社会福利事业的单位建筑也将优先启动维修加固工作。¹

地震来得突然，损失不可避免。在补救损害、助力恢复方面，巨灾保险发挥着无可取代的作用。

二、巨灾保险

（一）定义

巨灾保险，是指对因发生地震、飓风、海啸、洪水等自然灾害，可能造成巨大财产损失和严重人员伤亡的风险，通过巨灾保险制度，分散风险。巨灾保险涵盖政策性巨灾保险和商业性巨灾保险。财产险、工程险、农险、车险等商业保险通常都涵盖巨灾责任。其中，“巨灾”的定义如表 1²。

表 1 巨灾定义的阈值

保险损失（索赔额）	
航运灾难	1990万美元
航空灾难	3980万美元
其他损失	4950万美元
经济损失总额	9900万美元
死亡人数	
死亡或失踪	20
受伤	50
无家可归	2000

（二）巨灾保险发展状况

1. 国外发展情况

国际上，巨灾保险已有悠久历史，许多国家拥有较为完善的巨灾保险制度。

（1）日本

日本是一个多发台风和地震等巨灾风险的国家，巨灾保险在该国显得尤为重要。早在 1949 年，日本政府便发布了《地震保险法纲要》。1964 年，新潟发生 7.5 级地震后，日本政府设立“地震保险专门委员会”，并于 1965 年推出《地震保险法》和《地震再保险特别会计法》，同年 6 月 1 日，全面推广地震保险。

日本地震保险制度为维护国民生活而建立，既无强制性，也非法定保险。该制度向居民住宅、家庭财产提供保障，费率根据不同地区地震发生频率，具有不同等级。在标准费率基础上，区域等级、建筑年限、建筑类型和抗震等级

¹ 来源：中国新闻网

² 来源：瑞士再保险 Sigma 报告

等条件也会对费率产生影响¹。

2011年3月11日东日本9.0级大地震，巨灾保险发挥了极大作用。截至2011年7月7日，地震保险赔付额为1.05万亿日元。

(2) 美国

作为一个灾害多发，保险业相对成熟的国家，美国设立了数量远多于他国的巨灾保险

项目。其中不仅包括与飓风洪水等自然灾害相关的项目，还包括战争、恐怖袭击等人为灾害项目。就自然灾害而言，巨灾风险主要体现于飓风和地震。

美国的巨灾保险业务及种类皆由政府而非保险公司提供。根据巨灾风险的承保主体和影响范围不同，美国巨灾保险项目可划分为联邦巨灾保险项目和州巨灾保险项目，例如加州地震保险制度。其巨灾风险通过多种手段分散，包括巨灾再保险、设立巨灾保险基金、发行巨灾债券等等²。

据美国联邦紧急管理局的数据显示，2019年美国的巨灾保险覆盖率约为50%，保险保费总额约为300亿美元。

(3) 欧洲

区别于日本、美国的巨灾风险集中在地震，欧洲巨灾风险主要体现于冬季风暴、飓风和洪水，且欧洲巨型灾害发生频率少于亚洲和美洲。

英国最主要的自然灾害为洪水。英国的巨灾保险为商业化保险，具有强制性，政府不参与其中，其损失全部由商业化保险公司承担。因此，其巨灾风险控制主要依赖于政府防洪工程以及商业化再保险公司分散。

法国在1982年通过“自然灾害保险补偿制度”，商业保险公司承保巨灾保险后与法国中央再保险公司签订再保险合同，通过再保险合同转移和分散巨灾风险责任而巨灾再保险合同由政府提供担保。

德国的巨灾保险项目由私人商业保险公司提供，属于非强制性项目，居民与企业自愿选择是否投保。国家不规定巨灾保险的标准费率或免赔额，但要求保险公司必须运用统计数据和管理费率进行精算，对各个风险逐一进行评估。

2019年欧洲的巨灾保险覆盖率约为70%，保险保费总额约为150亿美元。在偏远地区，覆盖率较低。

2. 国内发展状况

中国主要的巨灾风险有地震、台风、洪水、暴雨暴雪、爆炸等。过去三十年，我国巨灾事件保险赔付情况如表2。

表2 中国历史十大巨灾事件

¹ 来源：经济参考报-日本地震保险体系缓冲巨灾损失

² 来源：《浅析美国巨灾保险制度》

巨灾事件	年份	经济损失	保险赔付
1996特大洪水	1996	11,340	386
2008雪灾	2008	20,000	1,193
南方特大暴雨+长江流域大洪水	2010	52,354	761
台风菲特	2013	10,291	1,133
江苏无锡海力士爆炸	2013		900
天津滨海新区爆炸	2015	3,500	2,500
台风莫兰蒂	2016	3,471	726
台风天鸽	2017	4,468	1,090
台风利奇马	2019	9,340	578
长江洪水	2020	27,418	2,145

从 2008 年汶川地震，我国总保险赔款仅占总损失的 0.2% 左右，到 2021 年 7 月河南暴雨灾害损失的保险覆盖率约为 10%，我国灾害保险覆盖率有了较大提升。但仍远低于美国 2022 年 60% 的水平，也远低于全球 2022 年 45% 的平均水平¹。

根据中国保险行业协会的数据，2019 年中国的巨灾保险保费总额约为 20 亿美元，保险覆盖率约为 10%，在农村地区以及低收入人群中，巨灾保险普及率较低。²

（一）相关体系建设

“十四五”规划明确提出，要完善国家应急管理体系，加强应急物资保障体系建设，发展巨灾保险，提高防灾、减灾、抗灾、救灾能力。同时，为实现“2030 碳达峰，2060 碳中和”的目标，保险行业将更多地发展包括巨灾保险在内的绿色保险、绿色金融，提高保险对于巨灾风险的覆盖范围和保障深度。

2022 年 5 月 12 日，国家金融监督管理总局发布《加快发展巨灾保险助力国家应急管理体系建设》。文中表示，党中央、国务院高度重视巨灾保险工作。近年来，我会认真贯彻落实党中央、国务院有关决策部署，指导保险业积极作为，加快推进巨灾保险工作。一是从地震巨灾入手，联合相关部门出台《建立城乡居民住宅地震巨灾保险制度实施方案》等文件，建立地震巨灾保险制度规范。二是指导 40 多家保险公司组建中国城乡居民住宅地震巨灾保险共同体，聚集行业力量，提升保障能级，推动地震巨灾保险制度落地。截至 2022 年 3 月 31 日，地震巨灾保险共同体累计为全国 1674 万户次城乡居民提供 6424 亿元的巨灾风险保障，累计支付赔款 7037 万元，在地震灾害救助中发挥了积极作用。三是指导地方结合自身风险特点开展试点，推动巨灾保险在广东、四川等十多个省市落地，形成发展合力和示范效应。³

银保监会（原金融监督管理总局）2021 年召开年中工作座谈会提出，要推动巨灾保险试点和立法，将更多的自然灾害纳入保障范围。银保监会表示，下

¹ 来源：中国银行保险网-2023 年中国保险业回眸与思考（下）

² 来源：贝哲斯咨询-2022 年巨灾保险市场规模不断扩大，全球保费收入达到新高

³ 来源：国家金融监督管理总局-加快发展巨灾保险助力国家应急管理体系建设

一步将指导保险公司继续加大投入，不断丰富巨灾险产品，持续扩大保障范围，更好地满足人民群众多样化的风险保障需求。同时，通过加强政策宣传，强化整个社会的风险管理意识，充分调动地方政府和人民群众的积极性，多方协同，共同推动，充分发挥巨灾险在国家应急管理体系中的重要作用。

（二）巨灾保险制度在我国相关地区的发展

巨灾保险在我国各地都有着不同程度的普及、建设以及成效。

深圳市

2014年，深圳市先行先试巨灾保险制度，成为全国首个开展巨灾保险的城市，构建起政府救助、巨灾基金和个人巨灾保险“三位一体”的巨灾保险体系。深圳市财政全额出资购买巨灾险，只要在深圳市内发生，因暴风、暴雨、地震等16种灾害造成人身伤亡的医疗费用、残疾救助金、身故救助金等都可获得救助，最高额度为25万元。深圳巨灾保险的覆盖范围包括当地户籍居民、临时出差、旅游、务工等人员以及灾害中的抢险救灾和见义勇为人员。

深圳的巨灾保险由人保财险、太平洋财险、太平财险、国寿财险、平安财险5家保险公司组成“共保体”承保，并且将深汕特别合作区也纳入了新增保障区域。

2020年，深圳巨灾险共救助4733人次，其中人身伤亡救助7人，转移安置4726人，支付救助理赔款约94万元，同时还安排400万元开展防灾避险宣传、灾害研究等防灾防损项目。截至2023年9月末，深圳市巨灾保险赔付及防灾防损费用累计支出4658.61万元，总救助人次26.8万人。¹

云南普洱市

诚泰保险牵头行业“巨灾保险专班”，总、分、支三级机构联动，组建“普洱市地震巨灾保险项目专项工作组”。联合专业机构、高等院校、国内再保险头部公司，在“地震风险管理创新实验室”的专业支持下，完成《普洱市政策性地震巨灾保险试点方案》定向研发设计工作。

该项目由诚泰保险牵头，与人保财险、平安产险、中华财险、中国大地保险、太保产险、太平财险、中国人寿财险的属地机构联合组建“普洱市政策性地震巨灾保险共保体”

普洱市政策性地震巨灾保险项目为普洱市约46万户农房，237万居民以及赴普洱市境内开展应急救援、保险勘查理赔工作的应急救援人员和保险公司工作人员，以及游客提供每年1.8亿元的综合保险保障。保险合作期限为3年，保费金额1510万元/年。自2015年大理州试点落地以来，云南方案已完成7次地震和6次其他自然灾害合计19例理赔，累计赔付金额超1.2亿元，受惠农户约6万户。²

四川省各地区

2015年11月至2016年末，四川选取甘孜、乐山、宜宾、绵阳4个地震风

¹ 来源：中国银行保险报网-深圳创新风险减量服务

² 来源：中国银行保险报网-普洱市地震巨灾保险保单落地

险相对较高的市州开展试点，成为全国地震巨灾保险的“先行者”。2017年5月，四川地震巨灾保险与全国模式接轨，开办地区扩展到全省，起赔震级由5.0级降低为4.7级，年度赔偿限额由3亿元提升至8亿元，成为全国地震巨灾保险的“排头兵”。目前四川已有19个市州开展住宅地震巨灾保险业务。承保区域已全面覆盖阿坝州汶川、九寨沟县、雅安市芦山县、宜宾市长宁县、甘孜州泸定县等近十多年来发生过重大地震灾害的地区；累计承保城乡居民989万户，提供风险保障2485亿元，赔付金额8600万元，赔付占全国赔款支出的86.43%，为超过5500户受灾群众的灾后重建提供了坚实的资金保障。

“共保模式”由人保财险、国寿财险、平安产险、太保产险、中华联合财险等39家财产险公司和中国财产再保险、瑞士再保险、人保再保险等5家再保险公司组成，根据“同享政策、共担风险”的原则进行运作。风险由“直接保险-再保险-地震保险基金-政府紧急预案”逐层分担。

四川作为全国唯一实行巨灾保险全辖财政补贴的省份，省、市、县三级财政均将保费补贴资金纳入年度预算安排，对普通居民进行60%的保费补贴，对特殊优抚群众进行100%的全额补贴。

截至2022年10月，保障金额累计达7627.2亿元，赔付支出8442万元。¹

甘肃省现状

相比于我国巨灾保险试点地区，甘肃省大多数地区暂时没有较为完善的巨灾保险制度。仅甘肃银川市于2023年11月30日，启动城乡居民巨灾保险项目。银川巨灾保险制度将以地震灾害为基础，结合银川市实际，试行1-2年后，推进并建立包括冰雹、大风、雷电、暴雨、洪水等自然灾害及其引起的次生灾害风险分散机制。在此次甘肃积石山县地震中，巨灾保险并没有发挥应有的作用。所以我们小组将进一步探索巨灾保险在甘肃省的机制与短板。

当下，我国巨灾保险制度的发展仍面临着一系列难题，以及存在一些不足之处。

（三）我国巨灾保险制度面临的难题与不足

当下我国巨灾保险发展遇到的难题

（1）居民投保率不足

一方面，我国对于自然灾害导致的损失，大多数以财政拨款、物资捐赠等政府救助为主。民众依赖于灾后政府救助，许多人不会想到通过其他方式转移风险。加之社会上缺乏对巨灾保险的宣传。居民对巨灾发生的概率以及可能造成的危害认识不够充分，对积极减灾与最终回报之间的关系无清晰认识。以侥幸的心理认为巨灾发生概率小，无需为小概率事件花钱，影响对巨灾保险的选择。

另一方面，保险行业的销售手段尚未完全规范。部分保险销售人员在销售时对客户进行“销售误导”，通过混淆产品，夸大功能，隐瞒信息等手段，进行虚假或片面宣传。导致民众对保险业产生负面看法，降低居民对保险行业的信任，影响保险覆盖率。

¹ 来源：中国银行保险报网-打造地震巨灾保险“四川样板”

此外，巨灾保险的保费过高，影响民众尤其是偏远地区、低收入居民投保的积极性。而实际的条款缺乏吸引力，保费高赔付不算理想，难以让居民愿意花钱投保。

（2）保险公司对巨灾产品的设计与推行缺乏积极性

我国灾害种类繁多，区域差异性强。保险公司难以设计出普适性巨灾保险产品。设计地区性巨灾保险产品难度较大，且不易推广。巨灾多发生与偏远地区，对该地区的居民而言，巨灾保险更加难以推广。加上巨灾发生时间短，影响范围大，灾后救助困难。需保险公司具有众多理赔人员，先进理赔工具、强大理赔系统。多项投入将增加保险公司营业成本，从而提高保费。而保费过高又会影响居民的投保率，居民购买巨灾保险的人数少，费率不足，导致保险公司防灾减灾的积极性低，影响保险公司对巨灾保险产品的设计与推行。

同时，目前保险公司缺乏行业经验数据和费率厘定技术，难以准确地给巨灾风险进行定价。¹ 巨灾风险基础研究欠缺，巨灾风险区划、规律及相关数据研究不充分。分散风险能力也十分有限，巨灾发生率低但一旦发生，损失严重，保险公司面临巨额赔付，或使保险公司难以承受。我国各种分散风险的手段尚不完善，其中最主要的再保险手段发展缓慢，缺乏经验。保险公司无法有效将风险分散，可能造成保险公司损失惨重，甚至破产。

总而言之，居民投保率不足，外加保险公司对巨灾产品的设计与推行缺乏积极性，导致我国巨灾保险制度推进缓慢。

我国巨灾保险制度的不足

我国巨灾保险制度目前尚缺乏法律支撑。我国保险法主要涉及内容为商业保险，现有法律并不完全适用于巨灾保险。目前颁布的二十余部巨灾法规和一些试点地区暂行的法规，只是部门指导性规章并无约束力。从试点地区的经验来看，现存法规问题仍较多。我国需制定满足目前巨灾保险制度发展的相关法律。

同时，我国巨灾保险制度模式单一，我国对地震等巨灾造成的经济损失的补偿与救助，实行的是国家财政支持的政府主导型巨灾风险管理模式这种单一的政府财政补偿和救助巨灾风险损失的制度。而我国灾害情况复杂多样，单一的模式不能很好的满足不同地区的需求。

此外，我国分散风险机制仍不成熟，国内再保险业发展慢，承担风险能力不足，尚缺乏利用衍生工具分散风险，巨灾基金、巨灾债券等高层级风险转移机制发展远不成熟。多层次风险分散渠道尚未建立。精算技术同样有所欠缺，我国现阶段在巨灾指数保险产品上参考瑞士再保险模型的设计理念，暂无成熟的、国际上认同的巨灾保险定价模型、实际操作经验的巨灾保险指数模型的精算技术。加之我国巨灾保险试点晚，巨灾风险历史数据不足，难以准确完成巨灾保险模型建构。²

三、问卷调查

¹ 王长青.巨灾保险难点分析及应对举措[J].财富生活,2022(10):10-12.

² 来源：巨灾保险问题及对策研究

在甘肃积石山县地震灾区，我们小组深入斜套村，通过线上线下的方式，针对当地居民开展了系统的问卷调查。问卷设计严谨，题型多样，旨在全面捕捉居民的观点与现状。具体问卷内容见附件 1。

（一）问卷内容

问卷分为四个主要部分，每一部分都针对特定的主题进行深入调查。首先，基本信息部分收集了居民的个人资料，包括性别、年龄、学历、收入水平和居住地点，为后续分析提供人口统计背景。其次，灾后重建情况调查部分通过满意度打分、多选题和开放性问题，全面评估了居民对当前重建工作的看法、期望以及存在的问题。这部分数据不仅反映了重建工作的成效，还揭示了居民在灾后生活中的实际需求和期望。

巨灾保险购买情况调查部分是问卷的重点之一。我们设计了关于保险购买额度、未购买原因等问题，以深入了解居民对巨灾保险的认知和态度。这部分数据对于评估巨灾保险在灾区的普及程度、识别推广障碍以及提出针对性的政策建议具有重要意义。

信任情况调查部分则从多个角度探讨了居民对政府、社会关系以及不同对象的信任度。通过打分题和单选题，我们收集了居民对政府行政效率、服务质量、政策满意度、政务公开程度以及应对灾害能力的评价。这些数据有助于我们理解居民在灾后重建和巨灾保险方面对政府和社会信任的感知，进而分析信任对居民态度和行为的影响。

调查对象覆盖了灾区内的不同群体，确保了数据的多样性和代表性。我们采用了严格的数据保密措施，确保所有信息仅用于学术研究。

为确保问卷的有效性，我们基于以下假设：一是被调查者对巨灾保险和灾后重建具有一定的了解和实践经验；二是被调查者能够真实、客观地表达自身观点和态度，不受外部因素干扰；三是被调查者能够准确反映对政府及社会的信任程度和互动体验。

通过本次问卷调查，我们旨在获取灾区居民对巨灾保险和灾后重建的真实看法，以及他们对政府和社会信任度的评估。我们将基于问卷结果，为政府和相关部门提供精准建议，以提升巨灾保险的普及率和灾后重建的效率，进而保障人民生命财产安全，促进社会和谐与经济发展。

（二）调研数据的描述性分析

1. 性别特征和年龄特征

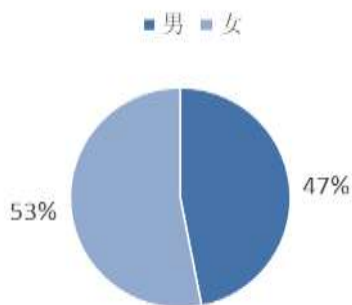


图 1 性别特征

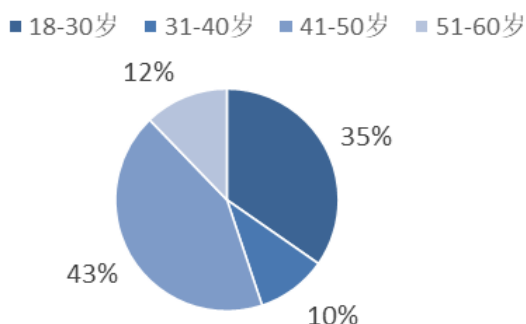


图 2 年龄特征

本次调研是随机发放的，全部有效问卷 49 份，男性 23 人，占比 47%；女性 26 人，占比 53%。由于调查问卷的随机发放性，男性少于女性。年龄特征表现为 18-30 岁 17 人，占比 35%；31-40 岁 5 人，占比 10%；41-50 岁 21 人，占比 43%；51-60 岁 6 人，占比 12%。年龄特征分布较为均匀，且集中于中年群体，但考虑到受灾群体主要为积石山县居民，因此初步推断数据合理。

2. 受访者受教育特征及其相关交叉分析

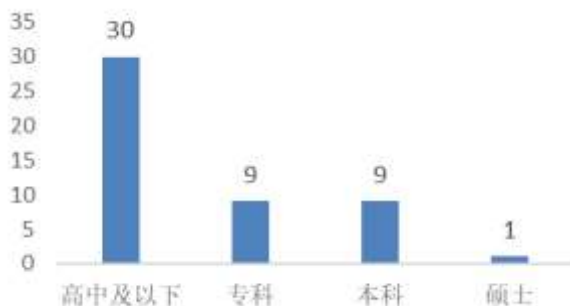


图 3 受访者教育程度

根据调查，高中及以下学历的有 30 人，占比 61.2%；专科学历有 9 人，占比 18.3%。本科学历有 9 人，占比 18.3%。硕士学历的有 1 人，占比约 2%。总的来说，调查群体中大部分未受到高等教育，学历普遍偏低。主要原因是调查群体与范围限定在积石山县。积石山县地区经济贫困落后，居民受教育程度偏低。这也间接影响到积石山县大部分居民未听说也并不了解巨灾保险相关政策，在此次地震中也未收到相关赔付。这说明巨灾保险在积石山县并未得到推广与普及，有必要在受灾地区及整个甘肃省普及巨灾保险相关知识是有必要的。政府可以通过加大巨灾保险宣传力度，进行保险相关教育来宣传推广巨灾保险的重要性；保险行业可通过设计出更合理的巨灾保险模型来降低保费，提高保额，让巨灾保险更好地落地。

3. 灾后重建工作的优缺点及对未来展望

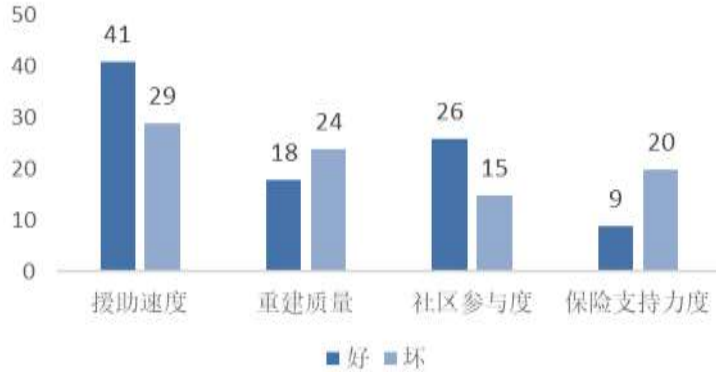


图 4 重做工作评价

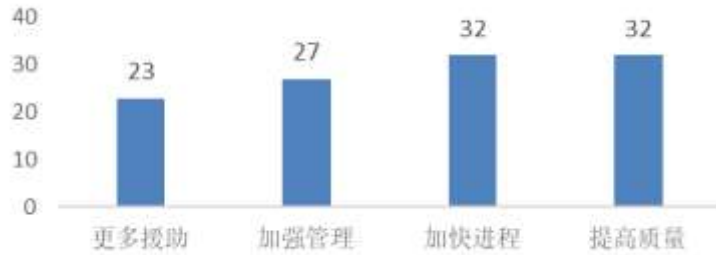


图 5 对未来重建工作的展望

由上图可知，在此次灾后重建工作中灾后援助工作十分及时，政府与社会对积石山县地震发出积极响应，尽快地进行灾后的抢险救灾工作。并且让社区充分参与，共同重建家园；但是此次灾后重建仍存在一定短板，如重建进度缓慢，重建质量难以得到有力保证等。值得注意的是，在此次灾后重建中，得到保险支持的仅 11 人。这说明保险行业在此次积石山县地震中并未发挥应有的作用，巨灾保险需要得到充分的推广普及。总的来说，此次灾后重建工作初期得到了全社会与当地的全面关注与大力支持，社区充分参与，但是后续的重建工作很难持续，导致重建质量出现问题。

在对未来重建工作的展望中，多数居民表示期待更快的重建进程，提升重建质量，并在今后的灾后重建工作中加强监督与管理，得到政府及其他部门更多的灾后援助。在经济快速发展的今天，保险行业也迅速发展。人民对能保障切身利益的保险的需求也会日益增大。希望在后续的重建工作中能得到当地政府的重视，进一步推进积石山县的重建工作。

四、政府与社会信任影响巨灾保险购买力分析--基于 Logistic 二元回归模型

（一）研究假设

1. 政府信任与巨灾保险

政府信任是公众与政府交互关系的重要体现，是实现善治和国家治理现代

化的关键指标。随着我国保险制度体系不断完善和政府对巨灾风险的防范意识不断增强,政策性巨灾保险日渐普及。有巨灾风险保障需求的居民出于对政府的信任,会对政策性巨灾保险产生较大兴趣,并对其发展前景持有乐观态度。¹²

因此,综合上述分析提出假设 1:政府信任正向影响巨灾保险购买。

2. 社会信任与巨灾保险购买

社会信任是公众之间社会关系的信用体现,是助推社会发展和生产力发展的重要因素。本研究中的社会信任包括居民对亲戚、邻居、朋友、陌生人的人际信任,这反映了被调查者愿意听取他人建议并接受保险推销的程度。在我国,保险宣传销售主要通过社会关系网络,巨灾保险也不例外巨灾保险需要更多的公众参与才能更好地发挥作用,而社会信任是巨灾保险良性普及的基础。³

因此,综合上述分析提出假设 2:社会信任正向影响巨灾保险购买。

(二) 研究设计

1. 数据来源

实证分析以团队实地调研甘肃省临夏州积石山县期间回收的问卷数据作为研究基础。经积石山县政府支持引导,问卷覆盖群体具有广泛性与代表性。调研时间节点处于灾后保险赔付尾声阶段,因而数据具备完整性。本节根据研究需要,对无法分析的问卷数据进行清理,最终选取有效样本量 49 个。

2. 变量界定

(1) 结果变量

本节依据研究主题选取巨灾保险购买作为结果变量。本节通过问卷直接设问,回答设定为“是”“否”。

(2) 解释变量

a. 政府信任

居民对政府的信任程度与其服从政府购买意愿具有密切关系,政府可通过提高社会公众对其信任程度,从而增强居民购买政策性保险的意愿度。本节通过间接测量的方式,依据问卷中对政府工作表现的满意程度对政府信任进行测量。测量包括 5 个题项。回答设定 5 个等级,对其进行反向赋值为 1~5,由低到高分别为非常不满意、不满意、一般、满意、非常满意。

¹ 赵阳,苗海民.政府信任对商业养老保险购买决策的影响研究[J].中国市场,2023(32):53-57.DOI:10.13939/j.cnki.zgsc.2023.32.053.

² 孙红敏,潘炜迪.政府信任对基本养老保险需求的影响——基于 CGSS(2015)的实证研究[J].湖北社会科学,2019(10):70-77.DOI:10.13660/j.cnki.42-1112/c.015207.

³ 王炎.风险感知、社会信任对农户农业保险参与意愿影响研究[D].河南农业大学,2023.DOI:10.27117/d.cnki.ghenu.2023.000521.

题项	有效变量数量	最小值	最大值	均值	标准差	Cronbach's α 系数	标准化 Cronbach's α 系数	KMO检验和Bartlett的检验			
解释变量 (政府信任)	政府信任	49	1	5	3.776	0.9189	0.823	0.824	KMO值	0.806	
	互动频率	49	1	5	3.082	1.0173			近似卡方	82.363	
	信息透明	49	1	5	3.531	1.0227			Bartlett球形度检验	df	10
	灾后措施	48	1	5	3.854	0.9673			P	0.000***	
	保险信任	49	1	5	3.653	0.9254			注: ***, **, *分别代表1%, 5%, 10%的显著性水平		
解释变量 (社会信任)	亲友信任	49	1	5	3.857	0.8898	0.817	0.829	KMO值	0.693	
	熟人信任	49	1	5	3.367	0.9724			近似卡方	85.471	
	生人信任	49	1	5	2.673	1.2143			Bartlett球形度检验	df	6
	互动频率	49	1	5	3.327	0.9872			P	0.000***	

表 3 政府信任与社会信任变量的因子分析

如表 3 所示, 可靠性检验测量得出 Cronbach's Alpha 系数为 0.823, 内部可靠性较高。KMO 检验的结果显示, KMO 的值为 0.806, 同时, Bartlett 球形检验的结果显示, 显著性 P 值为 0.000***, 水平上呈现显著性, 拒绝原假设, 各变量间具有相关性, 因子分析有效, 程度为适合。

b. 社会信任

社会信任可以细分成社会关系亲疏程度信任, 因而问卷选取“关系亲密的亲热、朋友、同事”“邻居、远亲、关系一般的朋友”和“陌生人”作为社会信任评价对象, 对于信任度直接设问。本节通过间接测量的方式, 依据问卷中对不同社交对象的信赖程度及自我社交频率评估对社会信任进行测量。测量包括 4 个题项。回答设定 5 个等级, 对其进行反向赋值为 1~5, 由低到高分别为非常不满意、不满意、一般、满意、非常满意。

	变量名称	变量定义	有效变量数量	最小值	最大值	均值	标准差
结果变量	本地地震购买巨灾保险情况	1=曾购买过, 0=未购买过	49	0	1	0.265	0.4461
控制变量	性别	男=1, 女=0	48	0	1	0.479	0.5049
	年龄	18-30岁=1, 31-40岁=2, 41-50岁=3, 51-60岁=4, 60岁以上=5	49	1	4	2.327	1.0876
	受教育程度	高中及以下=1, 专科=2, 本科=3, 硕士及以上=4	49	1	4	1.612	0.8616
	收入水平	2000及以下=1, 2000—5000=2, 5000—1万=3, 1万—10万=4, 10万及以上=5	49	1	4	1.694	0.8467
	生活地点	城市中心区=1, 城乡结合区=2, 农村=3, 特殊区域=4	49	1	4	2.592	0.7337
解释变量 (政府信任)	政府信任	对政府的信任程度, 1-5分信任程度递增(根据对政府行政效率、政府服务质量和效率等方面的认知进行判断)	49	1	5	3.776	0.9189
	互动频率	与政府的互动行为的频繁程度, 1-5分频繁程度递增(互动行为包括但不限于参与政府政策的制定等)	49	1	5	3.082	1.0173
	信息透明	政府信息公开透明程度, 1-5分透明程度递增	49	1	5	3.531	1.0227
	灾后措施	政府灾后措施采取的及时性和有效性, 1-5分及时性有效性递增	48	1	5	3.854	0.9673
	保险信任	对政府扶持的政策性保险或普惠性保险的信任程度进行, 1-5分信任程度递增	49	1	5	3.653	0.9254
解释变量 (社会信任)	亲友信任	对关系亲密的亲人、朋友、同事的信任度, 1-5分信任程度递增(可根据是否会因为亲朋好友的推荐购买某种产品或服务等问题来判断)	49	1	5	3.857	0.8898
	熟人信任	对邻居、远亲、关系一般的朋友等的信任度, 1-5分信任程度递增(可根据是否会因为他们的推荐购买某种产品或服务等问题来判断)	49	1	5	3.367	0.9724
	生人信任	对陌生人的信任度, 1-5分信任程度递增(可根据是否相信大多数人是善良美好的:是否会在与陌生人的相处中保持警惕;是否认为社会虚伪现象增多来判断)	49	1	5	2.673	1.2143
	互动频率	与社会的互动行为的频繁程度, 1-5分频繁程度递增(互动行为包括但不限于与熟人、陌生人的社交等)	49	1	5	3.327	0.9872

表 4 变量定义及描述统计

如表 3 所示, 可靠性检验测量得出 Cronbach's Alpha 系数为 0.817, 内部可靠性较高。KMO 检验的结果显示, KMO 的值为 0.693, 同时, Bartlett 球形检验的结果显示, 显著性 P 值为 0.000***, 水平上呈现显著性, 拒绝原假设, 各变量间具有相关性, 因子分析依然有效。

(三) 权重分析

在计算政府信任与社会信任时, 本文选择熵权法确定权重。熵权法是一种客观赋权法, 是根据某项指标的熵值来判断该指标的离散程度, 其熵值越小, 指标的离散程度越大, 该指标对综合评价的影响(即权重)也越大。熵权法步骤如下:

指标项	信息熵值e	信息效用值d	权重(%)
政府信任	0.982	0.018	14.482
互动频率	0.962	0.038	31.157
信息透明	0.973	0.027	22.496
灾后措施	0.982	0.018	14.585
保险信任	0.979	0.021	17.28
亲友信任	0.985	0.015	9.646
熟人信任	0.974	0.026	16.486
生人信任	0.912	0.088	55.034
互动频率	0.97	0.03	18.835

表 5 对政府信任与社会信任的权重分析

1. 对各指标进行归一化处理;

$$z_{ij} = \frac{X_{ij} - X_{min}}{X_{max} - X_{min}}$$

2. 计算第 j 项指标的熵值:

$$e_j = -k \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln(p_{ij}), j = 1, \dots, m$$

3. 计算信息熵冗余度 (差异):

$$d_j = 1 - e_j, j = 1, \dots, m$$

4. 计算各权重的指标:

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j}, j = 1, \dots, m$$

对政府信任与社会信任的权重分析如表 5 所示。

(四) 模型选取

由于“本次地震购买巨灾保险情况”属于分类数据, 本节选取 Logistic 二元回归模型来探究政府信任和社会信任对巨灾保险购买的影响作用, 函数模型为:

$$\ln[P/(1 - P)] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \mu$$

式中, $\ln[P/(1 - P)]$ 表示“本次地震购买过巨灾保险”和“本次地震未购买过巨灾保险”状态的概率之比的自然对数, β_0 表示截距项, $X_i (i = 1, 2)$ 表

示解释变量， $\beta_i(i = 1,2)$ 为各变量的回归系数，回归系数用来解释自变量对购买情况的影响程度和影响方向， μ 为残差。

(五) 实证结果分析

为验证政府信任、社会信任对巨灾保险购买情况的影响，本文基于 logistic 二元回归模型开展了回归分析研究，回归共有 4 个模型，见表 6 所示。模型 1 探讨控制变量对是否购买的影响作用。模型 2 在模型 1 的基础上，纳入了政府信任的变量，考察政府信任对购买情况的影响。模型 3 在模型 1 的基础上，纳入了社会信任的变量，考察社会信任对购买情况的影响。模型 4 纳入所有变量进行回归分析，来检验模型在不同变量下的解释力变化。

由模型 1 结果可知，受教育程度和收入水平这 2 个变量对购买情况存在显著影响。受教育程度与购买情况呈正向相关。受教育程度每提升一个单位，购买情况就提升 0.747 个单位，这表明受教育程度越高的公众越倾向于购买巨灾保险，这可能是由于受教育程度越高的人更能理解保险的重要性。收入水平与购买情况呈负向相关。收入水平每提升一个单位，购买情况就降低 0.551 个单位，这表明收入水平越低的公众越倾向于购买巨灾保险，这可能是由于收入水平较低的人群更需要巨灾保险赔付的托底。

由模型 2 结果可知，政府信任对购买情况确实存在显著影响。政府信任每提升一个单位，购买情况就提升 0.612 个单位，这表明越信任政府的公众越倾向于购买巨灾保险，这可能是由于政府通常会出台一些巨灾保险的优惠政策，并在政府平台上进行宣传。这表明，在优化巨灾保险的设计时，要充分发挥政府作用，落实财政优惠政策优化保费，利用政府的公信力进行巨灾风险防治的宣传，加强与商业保险公司在政策性普惠巨灾保险上的合作。

由模型 3 结果可知，社会信任对购买情况同样存在显著影响。社会信任每提升一个单位，购买情况就提升 0.64 个单位，这表明越对社会信任程度越高的人群越倾向于购买巨灾保险，这可能是因为这些人更易接受保险的营销。这表明，想要提高巨灾保险的普及率，依旧需要着眼于社会人际网络在保险营销中的重要性，切实发力推广巨灾保险。

由模型 4 结果可知，政府信任与社会信任均对巨灾保险购买情况有着积极影响，并且社会信任的影响程度高于政府信任。

表 6 政府信任、社会信任对购买情况的回归分析

变量	模型1		模型2		模型3		模型4	
	回归系数	p值	回归系数	p值	回归系数	p值	回归系数	p值
性别	0.484	0.529	0.621	0.44	0.983	0.248	0.924	0.277
年龄	0.268	0.538	0.335	0.458	0.313	0.484	0.346	0.445
受教育程度	0.747	0.206	0.848	0.166	0.76	0.204	0.781	0.196
收入水平	-0.551	0.283	-0.644	0.232	-0.476	0.364	-0.526	0.328
生活地点	-0.146	0.818	-0.039	0.953	0.101	0.883	0.132	0.848
政府信任			0.612	0.135			0.254	0.594
社会信任					0.64	0.075	0.569	0.187
常数	-1.947	0.529	-4.395	0.221	-4.804	0.188	-5.465	0.145

（六）结论与建议

本节以团队实地调研甘肃省临夏州积石山县期间回收的问卷数据作为实证分析样本，运用回归统计方法，研究政府信任与社会信任对巨灾保险购买的影响作用。实证分析前的假设有两项，分别是“政府信任正向影响巨灾保险购买”和“社会信任正向影响巨灾保险购买”。经过实证检验，得出以下结论：第一，政府信任与购买情况呈正相关关系。这表明通过提升公众的政府信任，可以在一定程度上提高巨灾保险的购买率。在销售巨灾保险时，要充分发挥政府作用。第二，社会信任与购买情况呈正相关关系。这表明社会信任对巨灾保险购买率有正向积极的促进作用。第三，在本文所选取的控制变量中，受教育程度、收入水平分别显著正向和负向影响巨灾保险的购买率。由此，本文所提出的相关假设均已得到有效验证。

鉴于以上结论，为提高巨灾保险购买可以考虑以下发展方向。首先，通过增强公共服务获得感与社会公平感知，满足人民日益增长的美好生活需要，给予公众可靠的回馈，从而提升政府信任。其次，优化巨灾保险宣传销售途径与方式，避免消耗产品的公众信赖度，通过提升保险社会信任，增强居民对巨灾保险的心理认同，从而提高巨灾保险购买。

五、总结与建议

基于本小组进行的甘肃省临夏州积石山县 6.2 级地震的灾后调研，我们发现，灾区居民对巨灾保险政策的了解程度仍处于较低水平；政府信任和社会信任对巨灾保险的购买具有显著影响。针对巨灾保险在国内的发展，我们提出以下建议：

加强巨灾保险的宣传与教育。政府及保险行业应加大对巨灾保险的宣传力度，提高公众对巨灾保险的认知度。通过媒体、社区、学校等多种渠道，普及巨灾保险知识，使公众了解其在灾害中的作用与意义。

创新巨灾保险产品与模型。针对巨灾风险的特点，保险行业应深入研究并开发适合国情的巨灾保险产品，着眼于广大群众。通过精细化的风险评估和定价，降低保费，提高保额，以吸引更多公众购买。同时，探索与地方政府合作的模式，共同推动巨灾保险的发展。

政府出台更多优惠政策。政府可通过设立巨灾保险专项基金，利用财政补贴等手段，对巨灾保险产品给予直接的经济支持。与商业保险公司合作推出更多政策优惠型保险，在重点人群中考虑采取强制或半强制的投保方式，提高巨灾保险普及率，有效分摊风险，并为商业保险公司提供更全面准确的精算数据参考。

提升政府信任与社会信任。政府信任和社会信任对巨灾保险的购买具有显著影响。政府应持续优化公共服务，提高公众对政府的信任度。同时，保险行业应通过诚信经营、优质服务等方式，提升社会信任，增强公众对巨灾保险的心理认同。

优化巨灾保险的销售与服务渠道。利用现代科技手段，如互联网、移动应

用等，优化巨灾保险的销售与服务渠道。通过便捷的购买方式和完善的售后服务，提高公众购买巨灾保险的意愿和满意度。

加强与国际巨灾保险市场的交流与合作。借鉴国外巨灾保险发展的成功经验，加强与国际巨灾保险市场的交流与合作。通过引进国外先进的保险技术和管理经验，推动国内巨灾保险市场的健康发展。

参考文献

- [1]龚会莲，李雯钰，2023，公共服务获得感、社会公平感知对政府信任的影响研究——基于 CGSS 的实证分析[J].行政科学论坛，10(08):58-64.
- [2]欧阳寅，2018，北京地区城乡居民地震巨灾保险需求意愿调研报告[D].首都经济贸易大学.
- [3]陈婷婷，李秀梅，2022-06-15，只能从共保体买？一地安责险共保体涉嫌垄断被查，强制保险推广要这么走……
https://cj.sina.cn/article/norm_detail?url=https%3A%2F%2Ffinance.sina.com.cn%2Fjjxw%2F2022-06-15%2Fdoc-imizirau8673167.shtml&from=redirect
- [4]赵展慧，2021-09-02，发展巨灾险 风雨共分担（经济聚焦）
<http://gs.people.com.cn/n2/2021/0902/c183360-34895885.html>
- [5]头秃知识不秃，2020，巨灾保险：发展现状、国际经验及政策建议
https://zhuanlan.zhihu.com/p/338646834?utm_id=0
- [6]2018-01-05，美国巨灾保险制度-公共管理案例库
<https://m.book118.com/html/2017/1218/144745885.shtm>
- [7]王和，2014-05-08，各国（地区）巨灾保险制度探析（六）
http://xw.cbimc.cn/2014-05/08/content_109129.htm
- [8]康民，2023-12-25，应赔尽赔 积极募捐
http://www.cbimc.cn/m/content/2023-12/25/content_503610.html
- [9]房文彬，2023-12-22，保险业协会：切实做到应赔快赔能赔尽赔合理预赔
http://www.cbimc.cn/m/content/2023-12/22/content_503451.html
- [10]朱艳霞，2023-12-19，保险业快速应对甘肃积石山县 6.2 级地震
http://www.cbimc.cn/m/content/2023-12/19/content_503046.html
- [11]谭乐之，2023-10-13，【金融知识畅聊】巨灾保险为自然灾害买单
http://www.cbimc.cn/m/content/2023-10/13/content_497035.html
- [12]田昊，官兵，2023-09-25，加快完善我国巨灾保险体系
http://www.cbimc.cn/m/content/2023-09/25/content_495562.html
- [13]于泳，李晨阳，2021-10-13，地震巨灾保险制度施行近 5 年 累计提供 6125 亿元风险保障
https://view.inews.qq.com/k/20211013A00WKK00?no-redirect=1&web_channel=wap&openApp=false
- [14]熊凌云，2019-07-04，与时俱进 兼顾民生——日本地震保险制度的启示
http://www.xjbxw.org.cn/Article_Show.asp?ArticleID=43160
- [15]麦肯锡全球保险业年度报告（2023）：与时俱进，提升商业财产险市场契合度
<https://www.mckinsey.com.cn/%e9%ba%a6%e8%82%af%e9%94%a1%e5%85%a8%>

e7%90%83%e4%bf%9d%e9%99%a9%e4%b8%9a%e5%b9%b4%e5%ba%a6%e6%8
a%a5%e5%91%8a%ef%bc%882023%ef%bc%89%ef%bc%9a%e4%b8%8e%e6%97
%b6%e4%bf%b1%e8%bf%9b%ef%bc%8c%e6%8f%90/

[16] 央视网, 2018-12-28, 全球三种巨灾保险模式比较

https://m.sohu.com/a/285133095_115173/?pvid=000115_3w_a

[17] 贝哲思咨询, 2023-05-26, 2022 年巨灾保险市场规模不断扩大, 全球保费收入达到新高

https://www.globalmarketmonitor.com.cn/market_news/1991221.html

[18] 律保阁, 2023-08-31, 极端天气和“巨灾”保险

https://zhuanlan.zhihu.com/p/653466702?utm_id=0

[19] 2023 年银川市巨灾保险方案

https://www.yinchuan.gov.cn/xxgk/bmxxgkml/sjrgzj/xxgkml_2647/yjgl_2659/202307/t20230721_4189515.html

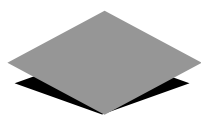
[20] 杜肖锦, 房文彬, 2024-02-04, 2024 年中央一号文件公布

http://www.cbimc.cn/m/content/2024-02/04/content_507419.html

[21] 赵阳, 苗海民, 2023, 政府信任对商业养老保险购买决策的影响研究[J]. 中国市场, 2023(32):53-57. DOI:10.13939/j.cnki.zgsc.2023.32.053.

[22] 孙红敏, 潘炜迪, 2019, 政府信任对基本养老保险需求的影响——基于 CGSS(2015) 的实证研究 [J]. 湖北社会科学 2019(10):70-77. DOI:10.13660/j.cnki.42-1112/c.015207.

[23] 王炎, 2023, 风险感知、社会信任对农户农业保险参与意愿影响研究[D]. 河南农业大学, 2023. DOI:10.27117/d.cnki.ghenu.2023.000521



3

保险法律和风险管理

保险销售行为可回溯管理暂行办法对人身保险 诉讼胜诉率的影响分析——一种准自然实验设计

刘子宁、张超、任晓辰、李登科¹

摘要：

保险业的高质量、可持续发展，离不开法治的保障。但近年来，因保险销售不规范导致的纠纷投诉频繁发生，保险销售一直是消费者对保险误解最大的环节，同时也是保险经营中很重要的环节，因此规范保险销售行为对保险发展事关重大。本文手动收集和整理了2013年到2022年间中国裁判文书网上的人身保险合同纠纷案的案例文书，对文本数据进行提取整理，以2017年的《保险销售行为可回溯管理暂行办法》的实施作为一项准自然实验，通过双重差分模型，实证检验了保险销售行为可回溯这一政策对保险公司诉讼风险的影响。研究表明，该政策提高了保险公司在人身保险合同诉讼中的胜诉率，有效降低了保险公司的诉讼风险。本文的发现也启示我们，从销售环节规范保险公司的经营有助于保险业依法合规高质量发展，降低保险公司的诉讼风险，减少保险公司的诉讼成本。

关键词： 保险诉讼，准自然实验，保险高质量发展引言

2023年3月7日，在第十四届全国人民代表大会第一次会议上，国务院机构改革方案被提出并审议通过，方案提出，要组建国家金融监督管理总局，实行对证券业以外金融机构的全面监管，同时提到要深入地方金融监管体制改革，压实地方金融监管主体责任。这一系列改革体现了国家对金融行业监管力度的进一步提高，对金融行业高质量发展的要求。2023年12月的中央金融工作会议提出，要加快建设金融强国，做好“科技金融、绿色金融、养老金融、普惠金融、数字金融”五篇大文章，大力发展实体经济。保险业作为金融行业支柱之一，也必然要在加强自身风险管控能力的背景下，当好服务实体经济的主力军和维护金融稳定的压舱石，发挥保险业的经济减震器和社会稳定器功能。同时，随着人口老龄化和人民群众对健康的需求增加，十八大以来，党中央、国务院把人民健康和生命安全放在优先发展的战略位置，部署促进人身保险扩面提质稳健发展的措施，满足人民群众多样化需求。

¹ 刘子宁，中央财经大学保险学院助理教授；张超，中央财经大学保险学院；任晓辰，中央财经大学保险学院；李登科，中央财经大学保险学院。通讯作者：刘子宁。

然而，随着我国现代保险服务业的不断发展，保险市场规模日益扩大，保险消费纠纷的数量也逐年上升。保险纠纷的频发不仅同时损害了消费者的利益和保险市场的声誉，影响了保险公司的风险管理，也违背了保险行业服务民生保障和经济社会发展的初衷。根据中国银保监会消费者权益保护局发布的公开信息，2022年，保险监管机构共接收保险消费投诉 110014 件，其中，人身保险合同纠纷投诉 70698 件，占比高达 64.26%。¹人身保险合同纠纷如此多，与人身保险在销售过程中的不规范行为有关。目前我国人身保险销售大量采取代理人制度，然而有学者的研究表明，如果保险中介不能提供公正的信息，将会导致消费者购买到不合适的产品，进而引发纠纷（de Cornière and Taylor, 2019; Egan et al., 2020）。

为了规范人身保险销售中出现的种种不合规行为，推动保险行业法治建设，2017年7月10日，中国保监会制定并印发了《保险销售行为可回溯管理暂行办法》，该办法要求保险公司和保险中介机构在销售人身保险时，必须对销售过程中的关键环节进行记录，实现销售行为可回放、重要信息可查询、问题责任可确认。这一要求是为了确保在保险纠纷中可以就保险销售时双方是否确实履行了如实告知义务、是否尽到了解释说明义务、是否存在故意骗保的嫌疑等问题展开回溯工作，减轻保险公司与被保险人双方的举证压力，也可以尽量减少保险销售人员在销售过程中的误导行为。但是这一政策的实施对于保险纠纷的影响究竟如何，是否起到了规范保险销售行为的作用，目前尚无研究关注，这也是本文进行研究的出发点之一。

一、研究综述与假设

（一）研究综述

保险合同的纠纷产生的主要原因有两点，第一是信息不对称，在保险合同订立过程中，保险公司掌握了更多的保险合同信息，可能在销售过程中不履行解释说明义务，对被保险人进行销售误导（阚小冬，2013），而被保险人掌握了更多的个人信息，可能在购买保险的过程中不履行如实告知义务，对保险公司隐瞒真实的风险状况（钟可慰和王晓梅，2011），双方都有可能利用其信息优势，逃避自己在合同中的解释说明或如实告知义务，从而引发保险合同的纠纷甚至诉讼；第二是保险欺诈，比如被保险人存在借保险名义或利用保险合同谋取非法利益的行为，引发相关的合同纠纷（姚奕等，2020；李玉泉和乔石，2021）。

有不少研究关注保险市场中的信息不对称问题。Dionne and St-Michel（1991）最早通过实证模型证明了工伤保险中存在道德风险。彭晓博（2015）通过工具变量法等方法分析了新型农村合作医疗中的事前道德风险问题，结果表明新型农村合作医疗的实施提高了居民不健康行为的倾向，诱发了事前道德风险。在逆选择方面，有学者利用调查数据和实证模型，发现我国的健康险市场与重疾险市场均存在着严重的逆选择问题（王稳和杨洋，2018；贾厚祥和粟芳，2016），这也许是因为我国保险消费者的决策很多时候并不是基于理性的，而是受到了认知偏差的影响（Chang et al., 2017）。在保险销售中，中介是相当重要的角色，但是当中介

¹ 根据银保监会消费者权益保护局发布的各季度数据整理而得，见 <https://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemList.html?itemPid=960&itemId=4099&itemUrl=ItemListRightList.html&itemName=%E5%B7%A5%E4%BD%9C%E5%8A%A8%E6%80%81>

存在偏见时,可能不会提供公正客观的信息,导致消费者不能购买到合适的产品,从而导致保险纠纷(de Cornière and Taylor, 2019), Egan et al. (2020) 在对于年金保险的研究中也得到同样的结论。以上研究都表明保险公司和被保险人之间存在的信息不对称十分常见,无论是在保险合同制定、销售、履行还是赔付等过程中,都有可能出现被保险人或保险公司利用自己的信息优势损害另一方利益的情形,从而产生保险合同的纠纷和诉讼(钟可慰和王晓梅, 2011)。因此,减少信息不对称或者完善保险业务中信息披露机制将会有效减少保险合同纠纷的数量。

也有不少研究关注保险欺诈的问题。Ma and McGuire (1997) 将医生的道德加入到理论模型中,发现当保险市场的竞争越强时,越容易发生健康保险欺诈,当医生的职业道德水平越低时,越容易发生健康保险欺诈。姚奕等(2020)通过 Probit 回归模型对影响健康保险欺诈的因子进行了发掘,结果显示医院资质、医疗总花费、被保险人的续保年限都是影响合同是否有欺诈行为的因子。周建涛等(2023)则发现机动车三责险中,未成年人与老人更容易产生夸大索赔行为,受害人在事故中所占过错越多,越容易被认为是夸大索赔。Viaene and Dedene (2004) 对保险市场上存在的保险欺诈现象进行了分析与梳理,并认为保险欺诈的本质是由于双方的信息不对称,保险公司想要预防保险欺诈就必须通过可见且可信的信息侦查。Derrig (2002) 提出了多种可以用于检测保险欺诈的技术,包括统计模型、神经网络、决策树、数据挖掘等。有学者将检测保险欺诈的理论运用到实际,通过与智利的一家保险公司合作,使用数据挖掘技术训练了一个检测保险欺诈的神经网络模型,具有较好的检测效果(Ortega et al., 2006)。以上研究表明,保险欺诈的发生有其内在规律,通过科学的方法对保险欺诈进行预测是可行的。

最后,还有不少学者关注保险公司在保险合同诉讼中面临的诉讼风险。聂勇(2005)统计江苏省 1998 年到 2002 间,保险公司作为被告方的案件后发现,保险公司胜诉或部分胜诉的仅有三件,保险公司在法庭诉讼中长期以来一直处于胜少输多的不利地位。张艳峰(2012)对保险公司在诉讼中胜少输多的现象进行了分析,指出保险条款不合理、法院片面地保护被保险人、保险公司应诉不规范等是保险公司诉讼失败的主要原因。彭乾芳(2021)以机动车保险中存在的夸大损失现象为研究对象,指出保险公司在勘察定损方面存在缺陷,出庭应诉能力也有所欠缺。郭锐欣等(2022)通过保险诉讼案件的大数据建立回归模型,分析了行政处罚对保险公司诉讼案件的影响,结果显示保险公司受到的行政处罚数量与保险公司遭受的法律诉讼数量有显著的正相关,说明保险公司内部存在重业务而轻合规的粗放经营问题。以上结果都表明,由于保险销售行为的不规范和保险经纪从业人员及保险新销售从业人员的管理和培训问题,保险公司普遍面临较高的诉讼风险。

而保险公司所面临的诉讼风险对公司经营与行业发展都存在不少负面影响。潘越等(2015)通过收集诉讼前后的公司数据,使用实证模型分析发现资金类诉讼风险会削弱公司的创新力量,产品类诉讼风险会降低公司的名誉。王佳颖(2012)也在研究中指出由于诉讼程序通常较为复杂,举证压力、综合成本投入往往使消费者的权益无法得到切实的保障,无论结果如何,诉讼本身给双方都带来了负面效应,最终造成双亏的局面。卓志等(2022)根据保险消费投诉热线开通这一事件构建双重差分模型,分析了其对保险公司经营业绩的影响,结果显示这一政策对佣金激励水平高且服务水平较差的保险公司具有很大的业绩影响。同样,学者在

对印度保险市场的研究中也指出，如果代理人只关注自身所获得的佣金，将会对被保险人产生极大的误导（Anagol et al., 2017）。

因此，在保险销售环节减少未来的保险诉讼风险都能够有效提高被保险人和保险公司的福利水平，也有不少研究关注如何减少这种诉讼风险。郑伟（2012）通过分析中国保险消费者权益侵害的现状和原因，发现建立监管部门的协作关系、抓主要矛盾等方法能有效减少诉讼案件数量。彭乾芳（2014）分析了保险纠纷解决机制的现状和问题，发现了除诉讼外的保险纠纷解决机制的重要作用，建议加强内部调解协商机制、诉调机制等来减少诉讼案件数量。而 20 世纪 80 年代中期，美国进行的医疗事故改革措施，则是通过限制赔偿金额与降低保费的方式使保险公司盈利能力提升，进而提升偿付能力，减少相关的纠纷案件（Viscusi and Bron, 2005）。当然，由于保险公司的盈利能力，尤其是投资盈利能力，受到经济与金融市场的影响（Bruneau and Sghaier, 2015），我国金融市场和美国金融市场的差异性可能导致限制赔偿金额与降低保费的方式无法减少保险合同的诉讼风险。保险公司与消费者的信任是保险的基础，良好的信用关系能减少保险纠纷，Cruciani et al.（2021）通过对信任关系的研究指出，建立长期合作关系、加强业务透明度、提高服务质量等方法均可以与消费者建立良好的信任关系。Inderst and Ottaviani（2012）则通过理论模型，对或有佣金这种佣金形式进行了分析，结果显示，当消费者谨慎时，或有佣金可以有效引导中介给出公正的建议，减少纠纷数量。对于因为金融中介的偏向性而导致的纠纷而言，Stolper（2018）通过 Probit 回归与 Tobit 回归模型分析了消费者金融素养对接受财务建议的程度影响，得出了消费者金融素养越高，越会倾向于自己的判断的结论，这表明，提高消费者的金融素养能有效避免金融中介的偏向性导致的纠纷。

相较于过往研究，本文的主要贡献在于：第一，利用中国裁判文书网的裁判文书结构化地提取出每例案件的基本信息，生成了一个人身保险诉讼案件信息集，并在此数据集上进行实证分析；第二，利用双重差分模型分析了《保险销售行为可回溯管理暂行办法》对保险诉讼胜负结果的影响；第三，基于该数据集第一次使用机器学习方法建立了预测保险诉讼的胜负结果的模型。

（二）研究假设

保险销售行为可回溯，实际上就是指在保险销售过程中，无论是互联网保险还是普通保险，都需要进行录音录像等记录行为，将保险销售过程中的真实情景如实记录下来，以便日后查证。从理论上来看，该行为为日后双方发生纠纷时提供了部分证据，并且这份证据的真实性是难以反驳的，因此，这将直接影响到涉及“保险合同订立时”双方履行义务的完整性的案件判决情况。但是这样的影响究竟是怎样的？管贻升（2005）曾指出，在人身保险赔偿的相关诉讼中，法官常根据《最高人民法院关于民事诉讼证据的若干规定》第 7 条¹的规定认为被保险人只需要履行基本的举证责任即可，而保险公司想要拒绝赔付不仅需要证明保险事故的近因属于除外责任，还需要证明订立合同时保险公司将该免责条款对被保险人

¹ 《最高人民法院关于民事诉讼证据的若干规定》（2001 年修订版）第 7 条：“在法律没有具体规定，依本规定及其他司法解释无法确定举证责任承担时，人民法院可以根据公平原则和诚实信用原则，综合当事人举证能力等因素确定举证责任的承担”。（该条款在 2019 年修订版中删除）

进行了解释说明,《保险法》司法解释二第十三条也规定了,保险公司对其履行了明确说明义务负举证责任,然而这对保险公司来说难度很大。这一现象在互联网保险中也存在(杨东树,2022)。而当这一政策实行之后,保险公司便不再需要努力证明自己履行了解释说明义务这一事实,这有助于改善保险公司长期以来低胜诉率的窘境。与此同时,由于录音录像让保险公司能够更好地追责到保险销售人员,这一政策也促使保险销售人员规范销售流程,更好地履行如实告知与解释说明义务,同样增添了保险公司的诉讼优势。据此,本文提出如下假设:

《保险销售行为可回溯管理暂行办法》的实施会让保险公司在诉讼中更容易获胜。

二、样本数据与实证方法

(三) 数据来源与变量选择

1. 数据来源与变量定义

本文所使用的数据为自建数据集,数据来源基础是中国裁判文书网上公布的判决书。

我们在中国裁判文书网中通过检索“全文:人身保险合同纠纷”与“文书类型:判决书”,选取2013年至2022年的全部裁判文书共49073篇,并对其中重复上传的文书或经过修改后再次上传的文书进行去重,并删除刑事案件,处理后剩余44046篇。所获取的文书审理阶段分布如表1所示。

表1 案件分布情况

审理阶段	样本量
一审	30529
二审	13363
再审	154
总计	44046

数据来源:中国裁判文书网

我们首先对一审案件进行了完整的案件信息提取,所提取的信息包括了案件所在省份、诉讼发生年份、保险购买年份、案件所涉法条等。考虑到审判程序的完整,我们还对后续存在二审与再审案件的判决结果进行了更新,这样便能真实地反映每个案件最终的胜负情况。因此样本中的案件总数即为一审案件数30529件。

为了确保我们提取的数据的准确性,通过抽样调查的方式,我们从30529份案件的样本中随机抽取了167个并检验数据提取的准确度,经过抽样分析,167件被选出的案件中,提取正确的平均正确率为92.17%,计算得出,我们所提取的数据的准确率的95%置信区间为88.25%到96.09%,准确率较高,且其中出现的不准确变量几乎都是保险购买年份,误差对模型影响不大,最关键的被解释变量的准确率更高,超过95%。

需要指出的是,裁判文书网上的文书并非是所有案件的文书,而是各法院部分上传的文书。裁判文书上网的政策由2013年初次发布的《最高人民法院关于人

民法院在互联网公布裁判文书的规定》开始，历经 2014 年与 2016 年两次修改，最高人民法院对裁判文书公开的政策愈发严格，根据马超等（2016）的研究，裁判文书网上公开的文书存在公开不完全，不及时，地区差异性大等问题，这与规定的“人民法院在互联网公布裁判文书应当依法、全面、及时、规范”相悖。考虑到这些问题的存在，参考胡佳胤等（2024）的研究方法，本文在模型中对时间固定效应与地区固定效应进行控制，希望能够消除裁判文书在公开过程中存在的公开率随时间变化与地区差异性对模型的影响，同时对文书判决过早与过晚的样本进行去除，避免公布不及时与时间太早政策不完善的影响。

除此之外，我们通过各种官方渠道，包括但不限于中经网数据库、各省统计年鉴等，收集了诉讼地区关于人口、经济、社会发展和法治水平的宏观变量作为控制变量。

本文所使用的各变量定义如表 2 所示。

表 2 各变量定义

变量符号	变量名称	具体定义
Win	公司是否胜诉	该案件中保险公司胜诉为 1，否则为 0。
Treat	是否涉及可回溯问题	案件中涉及可回溯相关法条则为 1，否则为 0。
Post	是否在政策实施后	保险购买时间在政策施行后为 1，否则为 0。
LnGDP	对数 GDP	保险购买当年案件所在省的 GDP 取对数。
GDPGrowth	GDP 增长率	当年 GDP 与上一年相比的增长率。
Dependency	总抚养比	案件所在省当年的总抚养比。总抚养比= (60 岁以上人口+15 岁以下人口) / 15~60 岁之间的人口。
InsPenetration	保险深度	案件所在省当年保费收入除以 GDP。
ClosingRatio	结案率	案件所在省当年结案数除以当年收案数。
LawyerDensity	律师密度（单位：位/万人）	案件所在省当年律师人数除以总人数。
ProfitMargin	营业利润率	案件涉及的保险公司当年营业利润率。
LnRevenue	对数业务收入	案件涉及的保险公司当年保险业务收入的对数。
SueFare	审理费用（单位：元）	案件的审理费用。
Acute	是否急性疾病	被保险人是否涉及急性类疾病，是为 1 否为 0。
Chronic	是否慢性疾病	被保险人是否涉及慢性类疾病，是为 1 否为 0。
Cancer	是否癌症	被保险人是否涉及癌症，是为 1 否为 0。
Spiritual	是否精神类疾病	被保险人是否涉及精神类疾病，是为 1 否为 0。
Accident _{ME}	是否意外（除车祸）	被保险人是否遭遇意外事故（排除车祸），是为 1 否为 0。
Accident _M	是否车祸	案件是否涉及车祸，是为 1 否为 0。

DiseaseAccident	是否涉及疾病或意外	案件是否为涉及疾病或意外的案件,用以判断是否为人身保险诉讼纠纷,是为1否为0.
InsYear	保险购买年份	案涉保险的购买年份。
SueYear	诉讼年份	案件诉讼发生的年份。
DelayYears	滞后年数	从保险购买到诉讼发生之间间隔的年数。
InsCompany	保险公司	案涉保险公司名称。

2.被解释变量

本文所研究的主要被解释变量为保险公司的胜诉率,因为本文所使用的数据为案件层面的微观数据,具体的被解释变量为在该案件中保险公司是否胜诉。通常来说,判断胜诉的标准为己方的诉求是否被法院支持或部分支持(李义松和陈昱晗,2015),在保险诉讼中常体现为原告向保险公司要求赔偿,法院是否支持原告的索赔,以及支持的程度大小。但根据赔偿金额进行判断的基本要求是案件中涉及到对于金钱的诉求,然而在保险诉讼中,有时关于保险合同有效性的诉讼是不涉及金钱的,此时上述定义将失效。

根据中华人民共和国最高人民法院发布的《诉讼费用交纳办法》第五章第二十九条规定:“诉讼费用由败诉方负担,胜诉方自愿承担的除外。部分胜诉、部分败诉的,人民法院根据案件的具体情况决定当事人各自负担的诉讼费用数额。”可见判决中的诉讼费用分摊也可以作为判断胜诉的标准。

从保险公司规避诉讼风险的角度,本文认为应该对保险公司在诉讼中提出更严格的要求,即只有当保险公司完全不承担诉讼费用时,才认为其胜诉(变量取1),否则均认为其败诉(变量取0)。在此定义下,被解释变量——保险公司是否胜诉(*Win*),为0-1变量。

3.核心解释变量

本文探究的问题是,保险销售行为可回溯管理是否会对保险公司的胜诉率产生影响,因此本文以购买保险时,保险销售行为可回溯管理的政策是否实施(*Post*)与该案件中是否涉及到可回溯相关问题(*Treat*)的交叉项*Post* × *Treat*,作为核心解释变量。

具体而言,因为该政策实施的时间是2017年11月,所以将保险购买时间在2017年11月及以后的案件的*Post*变量定义为1,否则为0。而关于案件是否涉及到可回溯相关的问题,我们根据案件判决所援引的法条进行判断。我们先提取了每个案件判决时所援引的法条,再从《保险法》《司法解释(一)》《司法解释(二)》《司法解释(三)》等法律中筛选出与“订立保险合同时”“如实告知”等相关的法条,最终汇总在表3中,只要案件援引了这些法条,就认为该案件涉及可回溯问题,将案件的*Treat*变量定义为1,否则为0。

表3 涉及可回溯的法条汇总

法条	详细内容
《保险法》	订立保险合同,应当协商一致,遵循公平原则确定各方的权利和义务。除法

第十一条	律、行政法规规定必须保险的外，保险合同自愿订立。
《保险法》第十三条保险单或者其他保险凭证应当载明当事人双方约定的合同内容。当事人也可以约定采用其他书面形式载明合同内容.....
《保险法》第十七条对保险合同中免除保险人责任的条款，保险人在订立合同时应当在投保单、保险单或者其他保险凭证上作出足以引起投保人注意的提示，并对该条款的内容以书面或者口头形式向投保人作出明确说明；未作提示或者明确说明的，该条款不产生效力。
《保险法》第一百一十六条	保险公司及其工作人员在保险业务活动中不得有下列行为：（一）欺骗投保人、被保险人或者受益人；（二）对投保人隐瞒与保险合同有关的重要情况.....
《保险法》第一百三十一条	保险代理人、保险经纪人及其从业人员在办理保险业务活动中不得有下列行为：（一）欺骗保险人、投保人、被保险人或者受益人；（二）隐瞒与保险合同有关的重要情况.....
《司法解释（二）》第三条	投保人或者投保人的代理人订立保险合同时没有亲自签字或者盖章，而由保险人或者保险人的代理人代为签字或者盖章的，对投保人不生效。但投保人已经交纳保险费的，视为其对代签字或者盖章行为的追认。
《司法解释（二）》第十一条	保险合同订立时，保险人在投保单或者保险单等其他保险凭证上，对保险合同中免除保险人责任的条款，以足以引起投保人注意的文字、字体、符号或者其他明显标志作出提示的，人民法院应当认定其履行了保险法第十七条第二款规定的提示义务。
《司法解释（二）》第十二条	通过网络、电话等方式订立的保险合同，保险人以网页、音频、视频等形式对免除保险人责任条款予以提示和明确说明的，人民法院可以认定其履行了提示和明确说明义务。
《司法解释（二）》第十三条	保险人对其履行了明确说明义务负举证责任。投保人对保险人履行了符合本解释第十一条第二款要求的明确说明义务在相关文书上签字、盖章或者以其他形式予以确认的，应当认定保险人履行了该项义务。但另有证据证明保险人未履行明确说明义务的除外。

4.控制变量

作为研究保险诉讼胜率的模型，影响保险诉讼胜率的因素众多，为了避免因遗漏变量导致的结果偏误，本文在控制时间固定效应、公司固定效应和滞后年数固定效应的同时，还选取了与地区、保险公司相关的控制变量。初步选取了 GDP、GDP 增长率、人均可支配收入、常住人口、总抚养比、保险深度、保险密度、结案率和律师密度作为地区层面的控制变量，保险公司当年披露的财务报表中的营业利润率与保险业务收入作为保险公司层面的控制变量，案件诉讼费用、被保险人所患疾病类型或意外类型作为案件层面的控制变量。

其中 GDP、GDP 增长率与人均可支配收入为衡量地区经济发展水平的变量，用以控制不同地区经济发展水平不同带来的各种潜在影响。常住人口与总抚养比为衡量地区人口总量与人口结构的变量，也是常用的地区控制变量。保险深度与保险密度是常用的衡量地区保险发展程度的变量（陈华和周倩，2018），由于不同的保险发展程度可能会导致不同的保险意识，从而影响诉讼的结果，需要对此变量加以控制。高明等（2021）曾用结案率与律师密度衡量地区法治水平，法治水平很可能会影响律师的辩护能力与法官的判决能力，进而影响案件判决，所以需要对此进行控制。营业利润率与保险业务收入则是反映保险公司盈利能力与公司

规模的主要指标，保险公司的盈利能力与规模可能会影响保险公司的法务能力与业务规范化，进而影响案件结果。案件本身涉及到的疾病种类与案件诉讼费用都是案件的重要信息，故也作为控制变量加以控制。

由于很多控制变量均是省份层次的，相互之间可能存在较强的相关性，可能会违背计量模型的独立性假设而导致共线性问题，因此，本文首先对省级控制变量之间的相关性进行检验。表 4 展示了数据中各省级变量的相关系数矩阵。

表 4 各省级变量相关系数矩阵

	GDP	GDP 增长率	人均可支配收入	常住人口	总抚养比	保险密度	保险深度	结案率	律师密度
GDP	1								
GDP 增长率	0.09	1							
人均可支配收入	0.38	-0.07	1						
常住人口	0.78	0.15	-0.14	1					
总抚养比	0.36	0.08	-0.19	0.57	1				
保险密度	0.34	-0.16	0.92	-0.13	-0.14	1			
保险深度	-0.07	-0.40	0.23	-0.15	-0.05	0.50	1		
结案率	-0.01	-0.05	-0.04	0.00	-0.08	-0.02	0.02	1	
律师密度	0.12	-0.06	0.87	-0.25	-0.21	0.89	0.26	-0.02	1

如表所示，在控制变量中，常住人口与 GDP、保险密度与人均可支配收入、律师密度与人均可支配收入、律师密度与保险密度之间的相关性系数超过了 0.75，相关性较强，为了避免多重共线性问题，需要去除部分控制变量，为了保持模型的解释性，我们选择去除常住人口、保险密度和人均可支配收入，事实上，选择去除哪个控制变量对结果没有显著的影响，因为他们本身包含的是相同的信息。

因此，本模型最终确定的控制变量为 GDP、GDP 增长率、总抚养比、保险深度、结案率、律师密度、营业利润率、保险业务收入、所涉及疾病或意外类型的虚拟变量与案件诉讼费用，由于 GDP 与保险业务收入数值较大，对其进行取对数处理。

（四）样本选择与描述性统计

5. 样本选择

由于本文所使用的数据为根据判决书整理得到，故有必要对样本的选择过程进行一定的介绍。

首先需要对提取不准确的数据进行去除，因此我们首先去除了索赔金额提取不正确或未提出的案件。由于并未所有判决书都会明确写出涉及的保险公司名称，而是以“某保险公司”代替，这不利于我们对保险公司层面的数据进行控制，我们也删去了未提出保险公司名称与未写明保险公司名称的案件。表 5 展示了索赔金额与保险购买年份的分位点情况。由于所下载的文书的判决时间在 2013 年到 2022 年之间，判决时间与保险购买时间存在天然的滞后，在未经处理之前，保险购买年份的时间跨度很大，从 1945 年到 2022 年，当然绝大部分（88%）集中在 2012 年到 2021 年之间，为了使模型所使用的数据在各个时点上的分布较为均匀，不受

离群值和小样本的影响，同时尽量多地保留原始数据，我们仅使用 2012 年到 2021 年之间的数据。除此之外，由于保险诉讼的索赔金额分布差异极大，有少数的案件（5%）索赔金额超过了 60 万，而超过一半的诉讼案件索赔金额集中在 10 万以下，由于大额索赔案件更容易是因为道德风险产生的（姚奕，2020），这可能会导致诉讼胜率呈现不同的规律，为了避免这种极端情况对模型稳定性的影响，有必要对其进行截尾处理。最后，由于搜索文书的关键词为“人身保险合同纠纷”，所下载的文书虽然全与人身保险合同有关，但是所涉及纠纷并非全是关于向保险公司的索赔、保险合同是否有效等切实影响保险公司的纠纷，也有诸如涉及保险金受益权的归属、保险金划分份额等的纠纷，这些纠纷往往没有体现保险人与被保险人的利益对抗，与本研究无关。为此，我们还提取了案件中所涉及的纠纷点，主要包括是否涉及疾病与是否涉及意外，并删去了不涉及疾病与意外的案件。

表 5 索赔金额与购买年份的分位点

分位点	5%	50%	95%
索赔金额（元）	9000	100000	600000
购买年份（年）	2008	2017	2020

本文定义保险购买年份与案件诉讼年份之间的差距为滞后年数，案件的滞后年数因反映了购买保险与发生纠纷的相对时间，可能会对诉讼结果产生影响，其中对于滞后年数为 0，即保险购买当年即发生纠纷的案件，本文对其进行了额外分析。

以滞后年数是否为 0 分为两组，并检验两组的平均胜率是否相等，使用 t 检验方法的分析结果如表 6 所示。结果显示，是否当年发生纠纷的公司平均胜率有显著差距，当年发生纠纷的案件中公司胜率显著更高。

表 6 t 检验结果

	是否当年发生纠纷		t 值	p 值
	是 (n=3032)	否 (n=27497)		
公司胜率	0.23	0.21	-2.40	0.02

表 7 则使用去除当年发生纠纷的案件后的数据，分析了滞后年数对公司胜率的影响。结果显示，一般情况下，滞后年数越长，保险公司胜率越高。可以发现，当年诉讼的案件胜率较高与普遍情况，即滞后年数越长胜率越高的结论相反，本文认为这是因为当年诉讼的案件中往往存在比较强的道德风险与不如实告知的现象，为了避免这种奇异现象对模型的结果产生影响，我们选择去除滞后年数为 0 的案件。

表 7 滞后年数与胜率的关系

变量	Win
滞后年数	0.04*** (6.68)

注：***代表在 1%的水平下显著，表中系数为标准化系数。

在进行样本选择之前，共有 30529 条案件数据，清洗结束后，剩余数据 16008 条，其中关键信息未提出或提取错误的有 4510 条，因为时间范围而被删除的有 2921 条，因索赔金额而被删除的有 950 条，与疾病意外无关的有 4345 条，滞后天数为 0 的有 1795 条。

6.描述性统计分析

最终样本的描述性统计结果如表 8 所示。

表 8 各变量描述性统计

	变量	有效值数量	中位数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Win	16008	0	0.19	0.39	0	1
	Treat	16008	1	0.62	0.48	0	1
核心解释变量	Post	16008	0	0.44	0.5	0	1
	Treat×Post	16008	0	0.28	0.45	0	1
控制变量	LnGDP	16008	10.46	10.37	0.65	6.85	11.73
	GDPGrowth	16008	0.08	0.08	0.03	-0.05	0.28
	Dependency	16008	0.42	0.41	0.07	0.21	0.58
	InsPenetration	16008	4.17	4.16	1.09	1.36	7.56
	ClosingRatio	16008	1	1	0.02	0.91	1.15
	LawyerDensity	16008	2.21	2.5	1.83	0.66	19.26
	ProfitMargin	15857	0.08	7.43	21.29	-0.97	96.68
	LnRevenue	15860	11.6	10.93	2.18	5.27	13.33
	SueFare	16008	1150	1615	1676	5	16200
	Acute	16008	0	0.08	0.27	0	1
	Chronic	16008	0	0.11	0.31	0	1
	Cancer	16008	0	0.2	0.4	0	1
	Spiritual	16008	0	0	0.06	0	1
	Accident _{ME}	16008	1	0.5	0.5	0	1
	Accident _M	16008	0	0.25	0.43	0	1

其中 Acute 到 Accident_M 为被保险人所涉及的疾病或意外种类，从结果可以看出精神类疾病出现频率最低，非车祸意外出现频率最高。各变量的取值范围均正常，不存在极端值情形，各连续型变量中，均值与中位数相差不大，这表明清洗后的数据分布较为均匀，适合用于分析。

为了初步了解《保险销售行为可回溯管理暂行办法》的实施对保险诉讼的影响，我们首先通过描述性统计的方式对政策实施前后的变量概况进行分析，分组描述性统计结果如表 9 所示。

表 9 分组描述性统计

变量	实施前		实施后	
	实验组 ¹	控制组	实验组	控制组
Win	0.14	0.28	0.14	0.24
LnGDP	10.28	10.21	10.53	10.50
GDPGrowth	0.09	0.08	0.07	0.08
Dependency	0.38	0.38	0.44	0.43
InsPenetration	3.76	3.78	4.67	4.63
ClosingRatio	1	1	1	1
LawyerDensity	2.04	2.18	2.98	3.10
ProfitMargin	6.99	6.22	8.30	8.50
LnRevenue	10.93	11	10.89	10.91
SueFare	1616	1605	1626	1605
Acute	0.07	0.10	0.07	0.09
Chronic	0.10	0.12	0.10	0.11
Cancer	0.14	0.20	0.22	0.29
Spiritual	0	0	0	0
Accident _{ME}	0.52	0.50	0.51	0.45
Accident _M	0.31	0.22	0.23	0.19

注：表中汇报的是均值

从表中数据可知，被解释变量 Win 在实验组的取值比在控制组低，在政策实施前后，实验组的胜诉率几乎不变，而控制组的胜诉率有降低的趋势，这也许说明政策的实施使实验组的胜诉率相比不实施政策有所提高。地区层面的各变量在实验组与控制组随时间的变化一致，未显示出差异。公司层面的变量中，利润率总体来说有随着时间上升的趋势，但是在政策实施前，实验组的利润率高于控制组，而政策实施后，实验组的利润率变得比控制组还低，这也许是因为政策的实施使原本不重视销售合规的公司销售合规方面投入了更多的成本，因此利润率相对下滑。案件层面的变量变化比较复杂，总体来说，政策实施后，实验组中出现的急性病、慢性病与癌症增多，意外事故则相对减少，但是变化不大，也许是因为保单销量出现变化所致。

（五）实证方法

保险销售行为可回溯管理政策于 2017 年 11 月开始正式实施，是一个很明显的政策冲击，虽然该政策的实施是全国性的，但是由于该政策仅影响了保险销售环节，而保险诉讼中的争端是多样的，不仅包括对保险销售环节的争端，还包括在保险合同存续期间、保险理赔期间的争端等，因此，虽然全国普遍地实施了该政策，但是其却只影响到了保险诉讼中的一部分诉讼案件，这构成了一个准自然实验。本文依据该自然实验构建了双重差分（DID）模型：

¹ 指受到政策影响的案件，控制组则是未受到政策影响的案件。

$$Win_i = \alpha + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Treat_i \times Post_t + \varphi X_i + \mu_t + \gamma_d + \delta_{ins} + \varepsilon_i \quad (1)$$

由于本文所使用的数据是混合截面数据，所以模型与传统DID模型略有不同。其中下标 i 表示每个案件，下标 t 表示案件对应年份，下标 d 表示案件的滞后年数，下标 ins 表示案件涉及的保险公司，由于除 i 以外的所有下标均依赖于 i ，故省略。模型中回归系数 α 为截距项， $Treat$ 如前所述，是案件是否涉及可回溯相关问题的分类变量；交叉项 $Post \times Treat$ 为核心解释变量，其系数 β_2 表示了保险销售行为为可回溯管理政策的平均冲击效应； X_i 为本文所选取的一系列控制变量； μ_t 为时间固定效应； γ_d 为滞后年数固定效应； δ_{ins} 为保险公司固定效应； ε_i 为随机扰动项。

三、实证结果分析与检验

（六）基准回归结果及分析

表 10 展示了双重差分模型的基准回归结果，为了减轻模型中可能存在的异方差影响，本文使用了稳健回归方法。第(1)列为在不加入任何控制变量，不加入固定效应的情况下的回归结果，此时交叉项在 5% 的显著性水平下显著，这显示了保险销售行为可回溯管理的政策确实对保险公司的胜诉率产生了一定的影响。从系数的经济意义来看，实施该政策平均让保险公司的胜诉率提升了 3.73%¹，这样的结果支持了本文的假设。第(2)列加入了本文所选择的控制变量，控制变量的加入并没有改变交叉项系数的显著性水平，这说明以上的结论是稳定的。第(3)列加入了时间固定效应、保险公司固定效应与滞后年数固定效应，同时为了避免共线性去除了 $Post$ 变量，在加入固定效应后，模型的显著性有所提高。由于本文的被解释变量为 0-1 分类变量，使用传统的线性概率模型可能存在模型选择上的偏误，因此第(4)列为对分类变量进行 logit 变换之后的模型进行回归的结果，以证明模型选择的稳健性。

从结果来看，四列的回归结果之间并无显著差异，交叉项系数与显著性水平均未发生明显变化，且控制变量大都显著，这说明本文所设计的模型基本合理。其中结案率这一变量在所有回归结果中均不显著，本文认为这是因为结案率这一数据本身的变异程度不够高，变异系数仅有 0.02，各个地区之间差异很小，并且因为结案率是长期以来的法院考核指标，在考核压力之下，各省的法院都会努力把结案率提高，这导致结案率已经不能很好地反映地区的法治水平。事实上，一味注重结案率的提高反而会降低司法公正性²，最高法为了避免结案率要求反而影响法治水平，曾下令停止使用结案率作为法院考核指标，而使用新的“审限内结案率”³，但由于“审限内结案率”数据太少，所以本文并未使用。

¹ 基于未标准化的系数得出。

² 北京市第二中级人民法院. 结案率魔咒：法院结案管理模式的路径选择——兼论均衡结案与审判连续性的辩证关系 [EB/OL]. [2024-03-19]. <https://bj2zy.bjcourt.gov.cn/article/detail/2021/11/id/6366322.shtml>.

³ 审限内结案率：当年到达审理期限的案件中，已经结案的案件数量占比。相关报道：<https://new.qq.com/rain/a/20231019A07DUF00>

表 10 基准回归结果

变量	Win			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Treat×Post	0.043*** (2.79)	0.042*** (2.73)	0.046*** (3.31)	0.238** (2.54)
Treat	-0.174*** (-15.55)	-0.172*** (-15.45)	-0.171*** (-16.05)	-1.093*** (-16.14)
Post	-0.053*** (-3.64)	-0.002 (-0.14)		
LnGDP		0.020* (1.93)	0.013 (1.21)	0.074 (1.13)
GDPGrowth		0.032*** (3.91)	0.040*** (3.39)	0.285*** (3.41)
Dependency		-0.106*** (-9.97)	-0.115*** (-9.33)	-0.783*** (-9.72)
InsPenetration		-0.051*** (-5.26)	-0.079*** (-5.85)	-0.540*** (-5.89)
ClosingRatio		0.000 (0.04)	-0.004 (-0.46)	-0.017 (-0.30)
LawyerDensity		0.053*** (5.07)	0.039*** (3.54)	0.199*** (3.41)
ProfitMargin		-0.001 (-0.06)	0.058 (1.19)	0.408 (1.26)
LnRevenue		0.003 (0.23)	-0.010 (-0.11)	-0.029 (-0.05)
SueFare		0.075*** (8.59)	0.062*** (6.99)	0.382*** (7.53)
Acute~Accident _M	No	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	No	Yes	Yes
保险公司固定效应	No	No	Yes	Yes
滞后年数固定效应	No	No	Yes	Yes
样本量	16008	15857	15857	15844
调整后 R ²	0.025	0.050	0.062	

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平下显著，表格中的系数为标准化系数，括号中为基于稳健标准误得出的 t 统计量，下同。Acute~Accident_M 表示剩余的控制变量，为简化表格未列出系数。

(七) 稳健性检验

7. 平行趋势检验

为了确保本文所选择的控制组与实验组之间能够构成准自然实验，模型必须满足平行趋势假设，即实验组与控制组在政策实施前具有相同的变化趋势，才能认为被解释变量的变化是因为政策的外生冲击产生的。为此，本文根据事件研究

法构建了平行趋势检验的模型：

$$Win_i = \alpha + \beta_1 Treat_i + \sum_{s=-4}^{-1} \beta_{2,s}^{pre} Treat_i \times I(t - PolicyYear = s) + \sum_{s=1}^4 \beta_{2,s}^{post} Treat_i \times I(t - PolicyYear = s) + \varphi X_i + \mu_t + \gamma_d + \delta_{ins} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中 $I(\cdot)$ 为示性函数， $PolicyYear$ 为政策施行的年份，本模型中为 2017 年，其余变量与式(1)中含义一致。模型以政策实施当年，即 $s = 0$ 为基准期，对比政策实施前后的 β 系数，若 β^{pre} 不显著非零， β^{post} 显著非零，则能够证明本模型满足平行趋势假设，且政策冲击影响确实存在。根据式(2)的模型结果绘制各个 β 系数的值与 90%置信区间，如图 1 所示。

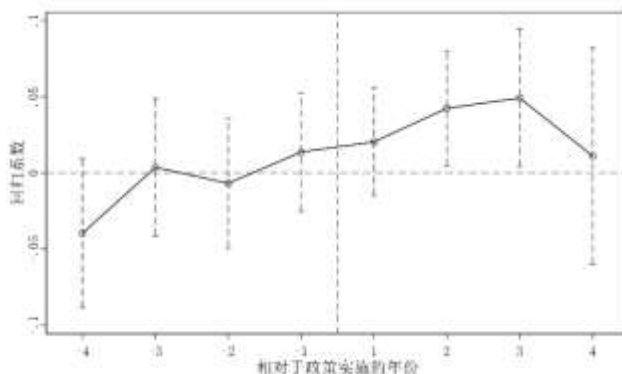


图 1 平行趋势检验结果

从图中可以看出，政策实施前的所有年份的回归系数均与 0 没有显著差异，而在实施政策后的第一年，系数依然不显著非 0，直到第二年，模型的回归系数才显著非 0。从系数值上来看，在政策实施后，回归系数一直呈现上升的趋势，但是在第四年，系数的显著性水平开始下降，与 0 没有显著差异。平行趋势检验的结果显示，模型满足平行趋势假设，政策的实施提升了保险公司的胜诉率，但其影响具有一定的滞后性，且该影响在第四年开始衰退，这可能是其他模型之外的因素导致的，比如新政策的发布。

8. 安慰剂检验

为了确保模型所显示的影响不是由遗漏变量或随机因素导致的，还需要进行安慰剂检验，本文利用计算机的随机模拟功能，随机设置每个样本的政策时间与是否被政策影响，即随机设置了交叉项 $Treat_i \times Post_t$ ，将模型随机运算 500 次，获得了随机处理后的估计系数与 t 统计量的核密度估计，如图 2 所示。

估计系数与 t 统计量的核密度估计显示估计系数与 t 统计量均分布在 0 附近。图 2 (a)中随机处理后的估计系数几乎全部集中在 -0.02 到 0.02 之间，绝对值远远小于真实的估计系数（图中虚垂线的位置），因此，真实的估计系数显著地区别于随机处理后的估计系数。除此之外，图 2 (b)中的虚垂线是真实的 t 统计量，随机

处理后的 t 统计量绝大部分都在真实的 t 统计量的左侧，且绝对值超过真实的 t 统计量的情况很少，这也说明真实的估计结果显著区别于随机模拟的结果。因此，我们可以认为被解释变量的变化不是因为遗漏变量与随机因素导致的，而确实是由于政策冲击引起的。

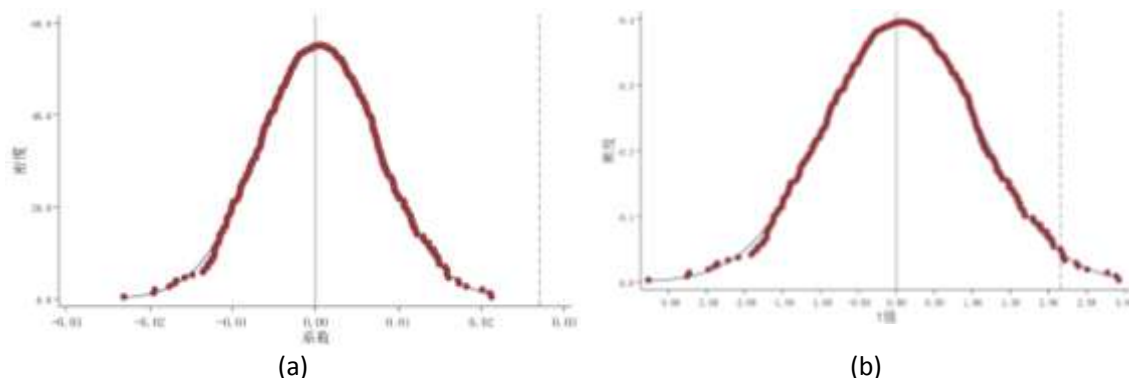


图 2 安慰剂检验结果

9. 替换被解释变量

为了进一步增加结论的稳定性，本文通过替换被解释变量的方法进行稳健性检验，在前文中，我们根据保险公司在案件中是否承担了诉讼费用定义了保险公司是否胜诉并作为被解释变量。本节中，我们根据判决结果中，保险公司是否需要支付赔款定义保险公司是否胜诉，与前文定义类似，只有当保险公司完全不向被保险人支付赔款时，才认为保险公司胜诉（变量取 1），否则保险公司败诉（变量取 0）。以此作为新的被解释变量进行回归，表 11 第(1)列为原定义下的被解释变量回归结果，第(2)列则为新定义的被解释变量的回归结果，可以看到，在同样控制了时间固定效应、滞后年数固定效应后，交叉项的系数依然在 1% 的显著性水平下显著为正，与基准回归结果基本一致，证明了结论的稳健性。

表 11 替换被解释变量回归结果对比

变量	Win	
	(1)原定义	(2)新定义
Treat×Post	0.046*** (3.31)	0.041*** (2.94)
Controls	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
保险公司固定效应	Yes	Yes
滞后年数固定效应	Yes	Yes
样本量	15857	15857
调整后 R ²	0.060	0.084

注：Controls 表示所有控制变量，为简化表格省略其回归系数，下同。

10. 改换样本期间

除此之外，为了确保模型所得出的结果并非因为偶然，本文还通过改换样本期间的方法进行了稳健性检验，原模型的时间跨度为 2012 年到 2021 年，本文还对时间跨度为 2014 年到 2020 年、2016 年到 2020 年的数据进行了回归分析，回归结果如表 12 所示，第(1)列为原样本期间的结果，第(2)、(3)列为新样本期间的结果，三个回归结果的交叉项系数都显著为正，进一步增加了结果的稳健性。

表 12 改换样本期间回归结果对比

变量	Win		
	(1)原样本期间	(2)新样本期间 1	(3)新样本期间 2
Treat×Post	0.046 ^{***} (3.31)	0.041 ^{***} (2.71)	0.039 ^{**} (2.14)
Controls	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
保险公司固定效应	Yes	Yes	Yes
滞后年数固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	15857	13614	10637
调整后 R ²	0.060	0.062	0.064

(八) 异质性分析

由于案件所在的不同地理位置、所包含的不同保险公司与被保险人的不同特征可能会使案件判决时的情况不完全一致，从而导致对政策的反映不同。前文讨论了该政策在全国平均的影响效果，但是该政策的影响是否具有异质性？这一问题将有助于我们进一步理解该政策发挥作用的内在机理，也能为后续政策的制定提供一些思路。根据经验性分析，一般而言，东部地区因为法治水平较高、社会运行效率较高，对政策的反应往往也更迅速；不同性质的保险公司在经营风格上具有不同的特点，诸如外资公司一般而言比国资公司在保险销售环节做得更好，国有控股的公司一般而言更注重法律合规等，这也可能导致该政策对他们的影响出现异质性；被保险人个体的特征也可能影响政策的影响效果，比如性别、年龄等个体特征。因此本节将从地理位置异质性、保险公司异质性和被保险人异质性三个角度进行该政策影响的异质性分析。

11. 地理位置异质性

各类统计工作中习惯性地我国各省份按地理位置与经济发展程度划分为四大经济地带，分别是东部地区、中部地区、西部地区与东北地区¹，这种划分方式既考虑了各地区的经济发展水平，也考虑了地区文化特征，是比较具有参考价值的划分方式，因此本文以国家统计局所确定的四大经济地带为分类基础，对该政策进行异质性分析。

异质性分析的结果如表 13 所示，第(1)到(4)列分别是东部地区、中部地区、西部地区、东北地区的回归结果，回归结果显示，仅有东部地区的交叉项回归系

¹ 参考国家统计局官网文章：https://www.stats.gov.cn/hd/cjwjtj/202302/t20230207_1902279.html

数仍保持在 1%的水平下显著，其余三个地区均不再显著。这样的结果说明《保险销售行为可回溯管理暂行办法》这一政策仅对东部地区发生的保险纠纷胜诉率产生了显著的影响，而对其他地区的影响并不显著。出现这样的结果，可能是因为东部地区普遍经济比较发达，分公司人员知识水平较高，保险公司在东部地区的分公司对于政策的响应速度更快，能够及时反映政策的冲击，同时也可能因为东部地区的法官较其他地区具有更高的司法水平，不易在判决时出现偏袒弱势方的情况，更容易作出公正的判决，更准确地反映了政策对法律诉讼的影响。

表 13 地理位置异质性分析

变量	Win			
	(1)东部地区	(2)中部地区	(3)西部地区	(4)东北地区
Treat×Post	0.080*** (3.54)	0.031 (1.32)	0.012 (0.33)	0.016 (0.37)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
保险公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
滞后年数固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	5717	5776	2473	1853
调整后 R ²	0.099	0.061	0.035	0.037

12. 保险公司异质性

针对保险公司不同性质带来的异质性问题，本文从公司规模大小、公司有无外资参与、公司是否是国有控股三个角度进行分析。其中依据公司规模将保险公司分为大型保险公司与中小型保险公司，判断大型保险公司时，我们根据公司是否属于保险集团来确认。有外资参与的公司的认定则以公司创立时是否有外资占据大额股份或是否引入国外的重要技术为准。国有控股公司则是指最终实控人为国家的公司。

表 14 展示了保险公司异质性分析的结果，表中第(1)列与第(2)列的结果显示，该政策仅对大型保险公司产生了显著影响，对于规模较小的保险公司则效果不明显，这可能是因为保险监管机构对大型保险公司的监管会更加严厉，因此他们在执行监管机构的政策时也会更迅速也更愿意花成本，中小型保险公司则怠于对自身保险销售过程的规范化改进，因此效果不明显。第(3)列与第(4)列的回归系数均显著，且系数大小并无显著差异，因此可以认为该政策对有无外资参与的公司都有正向的影响。第(5)列与第(6)列则显示该政策仅对国有企业产生了显著的正向影响，这可能是因为国有企业由国家掌控，对政策的变化比较敏感，对政策的执行速度也更快。

表 14 保险公司异质性分析

变量	Win		
	公司规模	是否含有外资参与	国有企业还是私营企业

	(1)大型	(2)中小型	(3)有外资参与	(4)无外资参与	(5)国有	(6)私营
Treat×Post	0.058*** (3.74)	0.009 (0.29)	0.045** (1.99)	0.045*** (2.58)	0.057*** (3.44)	0.022 (0.85)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
保险公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
滞后年数固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	12249	3608	5355	10501	11553	4304
调整后 R ²	0.059	0.072	0.084	0.047	0.047	0.077

13. 被保险人异质性

被保险人的性别与年龄也可能对案件的判决情况产生一定的影响，因此本文还针对被保险人的性别与年龄进行了异质性分析。结果如表 15 所示，第(1)列与第(2)列为对被保险人性别的一致性分析，表中男性的回归系数显著而女性则不显著，这表明男性被保险人收到该政策的影响更为明显。第(3)列与第(4)列为对被保险人年龄的异质性分析，表中两个年龄段的回归系数均显著，但是系数大小差距较大，为了进一步确认二者的回归系数是否显著不同，参考连玉君（2010）在比较组间系数差异时所采用的自体抽样法（Bootstrap），并计算经验 P 值判断二者是否显著不同。如表所示，计算得出的经验 P 值为 0.01，表示在 5% 的显著性水平下拒绝二者相同的原假设，因此可以认为年龄大于等于 60 岁的被保险人受到该政策的影响程度更大。这也许是因为在该政策实施之前，销售人员更有对老人进行误导销售的频率更高，因此在政策实施后，销售行为更规范，保险公司的胜诉率提高得也更多。

表 15 被保险人性别异质性分析

变量	Win			
	性别		年龄	
	(1)男性	(2)女性	(3)年龄小于 60	(4)年龄大于等于 60
Treat×Post	0.056*** (2.85)	0.037 (1.49)	0.036** (2.12)	0.152*** (3.04)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
保险公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
滞后年数固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	7845	5632	11270	1308
调整后 R ²	0.066	0.072	0.071	0.078
经验 P 值			0.01**	

注：经验 P 值用于判断系数差异的显著性，通过自体抽样 1000 次得到。

四、结论与启示

本文使用从中国裁判文书网上搜索到的 2013 年到 2022 年的与人身保险合同纠纷有关的全部判决书,结合一审、二审和再审的诉讼流程,从中提取出结构化、流程化的一审的案件信息,再进一步清洗与处理得到了保险购买年份跨度从 2012 年到 2021 年的保险诉讼混合面板数据,利用这些数据对《保险销售行为可回溯管理暂行办法》的实施是否对保险公司在诉讼中的胜诉率有影响这一问题建立了双重差分模型进行实证分析,实证结果显示,虽然该政策的影响具有一定的滞后性,但该政策的实施将保险公司人身保险合同纠纷的胜诉率平均提高了 3.73%。同时,该政策的影响还具有异质性,在地理位置方面,东部地区的效果比较显著,其余地区则政策效果不明显;在保险公司方面,大型保险公司与国有控股保险公司政策影响较明显,小型保险公司与私营企业则不明显;在被保险人方面,该政策对老人与年轻人都具有明显的效果,但是对老人的影响更大。

本文的结果显示,《保险销售行为可回溯管理暂行办法》这一政策的实施,使得保险公司能够更好地做好销售环节的规范,显著地提高了公司的人身保险合同诉讼胜率,改善保险公司一直以来处于诉讼劣势(聂勇,2005)的地位,这一结论也与郭锐欣(2022)的研究结果相呼应。因此,为减少保险公司的诉讼风险,保险公司应当加强销售人员培训,提升销售团队素质水平,尽量减少销售人员对投保人进行误导销售、隐瞒关键信息等情况。同时,保险公司还可以加强对保险销售过程的管理,严格掌握和运用录音录像等手段,确保销售过程的关键环节能够被全面、准确地记录和保存,并且可以设置一些对具体的销售人员进行事后追责的惩罚措施,来督促销售人员规范销售行为,强化保险销售行为可回溯管理的效果。

从政策影响的滞后性来看,《保险销售行为可回溯管理暂行办法》从发布到正式实施存在约 4 个月的间隔,保险公司在政策发布时就应着手准备规范可回溯环节,以便更好地适应政策正式实施时的变化,也能更早地改善保险公司的诉讼劣势地位。从异质性分析的结果来看,中部地区、西部地区、东北地区的政策影响与东部地区并不一致,保险公司可以据此制定一些地区差异化的应对政策的策略,例如在非东部地区采取更严格的销售环节记录行为。大型保险公司和国有控股保险公司由于资源和管理优势,对政策的适应能力较强,因此中小保险公司和私营企业在发展时也要记得考虑提升政策应对能力,确保其能够与大型公司和国有企业同步发展,享受政策红利。政策对老年人的影响更大,保险公司和保监会应特别关注老年人群体的需求和体验,提供更加直白、详尽的保险销售环节介绍,也可以通过加强宣传等方式,提升老年人群的保险意识和保险知识储备。

参考文献

- [1] 北京市第二中级人民法院. 结案率魔咒: 法院结案管理模式的路径选择——兼论均衡结案与审判连续性的辩证关系 [EB/OL]. [2024-03-19]. <https://bj2zy.bjcourt.gov.cn/article/detail/2021/11/id/6366322.shtml>.
- [2] 陈华,周倩. 保险发展的经济增长效应研究综述[J]. 保险研究,2018,(05):113-127.
- [3] 阚小冬. 专业化非讼业内调解是保险消费者的有效维权机制——以寿险销售误导为例[J]. 福建金融,2013(04):29-32.

- [4] 管贻升.论保险诉讼中举证责任的分配制度[J].保险研究,2005,(10):70-72.
- [5] 郭锐欣,周娟,王影.保险合同诉讼和行政处罚:基于大数据研究[J].保险研究,2022,(02):64-78.
- [6] 国锋,孙林岩.医疗保险中的逆选择问题研究[J].上海经济研究,2003(11):66-70.
- [7] 胡佳胤,黄北辰,向昊天,等.政策导向、官员变更与企业破产——来自裁判文书的证据[J/OL]. 经济学(季刊), 2024, 24(1): 101-118.
- [8] 贾厚祥,粟芳.中国重疾险市场的逆选择程度及影响因素分析[J].保险研究,2016,(11):53-67.
- [9] 李义松,陈昱晗.论环境民事公益诉讼之原告胜诉奖励机制[J].西部法学评论,2015,(01):1-8.
- [10] 李玉泉,乔石.保险欺诈主体的构成与法律责任[J].保险研究,2021(11):105-114.
- [11] 连玉君,彭方平,苏治.融资约束与流动性管理行为[J].金融研究,2010(10):158-171.
- [12] 马超,于晓虹,何海波.大数据分析:中国司法裁判文书上网公开报告[J]. 中国法律评论, 2016(4): 195-246.
- [13] 聂勇.保险合同涉诉问题研究[J].保险研究,2005(07):84-86.
- [14] 彭乾芳.保险诉讼与保险纠纷调处机制存在的问题与建议[J].上海保险,2014,(10):16-19.
- [15] 彭乾芳,陆栋栋.机动车辆理赔中夸大损失程度的保险欺诈问题研究——以保险诉讼裁判文书为样本的分析[J].保险理论与实践,2021(03):123-135.
- [16] 彭晓博,秦雪征.医疗保险会引发事前道德风险吗?理论分析与经验证据[J].经济学(季刊),2015,14(01):159-184.
- [17] 王佳颖.建立保险合同纠纷诉讼外解决机制探讨[J].中国保险,2012,(11):27-29.
- [18] 王稳,杨洋.消费者异质性对健康保险市场逆向选择影响的实证研究[J].保险研究,2018(08):47-63.
- [19] 杨东树.互联网人身保险中诚信义务类案研究[D].湖南大学,2022.
- [20] 姚奕,孙祁祥,林山君等.健康保险道德风险防范研究——以商业健康保险欺诈为例[J].经济研究,2020,55(06):189-206.
- [21] 张艳峰.浅析保险公司在诉讼中败多胜少的原因[J].金融理论与实践,2012,(03):111-113.
- [22] 郑伟.保险消费者权益保护:机制框架、国际经验与政策建议[J].保险研究,2012,(03):3-11.
- [23] 钟可慰,王晓梅.人身保险合同纠纷案件实证分析[J].上海保险,2011(03):21-24.
- [24] 周建涛,杜景龙,周建波等.机动车三责险人伤索赔经济、非经济损失夸大程度估计——基于理赔诉讼样本[J].保险研究,2023(07):17-33.
- [25] 卓志,张晓涵.消费者投诉冲击与保险公司业绩[J].金融研究,2022(04):97-113.
- [26] Anagol S, Cole S, Sarkar S. Understanding the Advice of Commissions-Motivated Agents: Evidence from the Indian Life Insurance Market[J]. The Review of Economics and Statistics, 2017, 99(1): 1-15.
- [27] Bruneau C, Sghaier N. Cyclicity in the French Property-Liability Insurance Industry: New Findings Over the Recent Period[J]. The Journal of Risk and Insurance, 2015, 82(2): 433-462.

- [28] Chang T Y, Huang W, Wang Y. Something in the Air: Pollution and the Demand for Health Insurance[J/OL]. *The Review of Economic Studies*, 2018, 85(3): 1609-1634.
- [29] Cruciani C, Gardenal G, Rigoni U. Trust-formation processes in financial advisors: A structural equation model[J/OL]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2021, 82: 185-199.
- [30] de Cornière A, Taylor G. A model of biased intermediation[J]. *The RAND Journal of Economics*, 2019, 50(4): 854-882.
- [31] Derrig R A. Insurance Fraud[J]. *The Journal of Risk and Insurance*, 2002, 69(3): 271-287.
- [32] Dionne G, St-Michel P. Workers' Compensation and Moral Hazard[J/OL]. *The Review of Economics and Statistics*, 1991, 73(2): 236-244.
- [33] Egan M L, Ge S, Tang J. Conflicting Interests and the Effect of Fiduciary Duty — Evidence from Variable Annuities[M/OL]. National Bureau of Economic Research, 2020[2024-03-23]. <https://www.nber.org/papers/w27577>.
- [34] Inderst R, Ottaviani M. How (not) to pay for advice: A framework for consumer financial protection[J/OL]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 105(2): 393-411.
- [35] Ma C T A, Mcguire T G. Optimal Health Insurance and Provider Payment[J]. *The American Economic Review*, 1997, 87(4): 685-704.
- [36] Ortega P, Figueroa C, Ruz G. A Medical Claim Fraud/Abuse Detection System based on Data Mining: A Case Study in Chile[C]//DMIN: 卷 6. 2006: 224-231.
- [37] Qian N. Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance*[J/OL]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(3): 1251-1285.
- [38] Rothschild M, Stiglitz J. Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information[J/OL]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1976, 90(4): 629-649.
- [39] Stolper O. It takes two to Tango: Households' response to financial advice and the role of financial literacy[J/OL]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 92: 295-310.
- [40] Viaene S, Dedene G. Insurance Fraud: Issues and Challenges[J/OL]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 2004, 29(2): 313-333.
- [41] Viscusi W K, Born P H. Damages Caps, Insurability, and the Performance of Medical Malpractice Insurance[J]. *The Journal of Risk and Insurance*, 2005, 72(1): 23-43.
- [42] Shekhar S, Leder-Luis J, Akoglu L. Unsupervised Machine Learning for Explainable Health Care Fraud Detection: w30946[R/OL]. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2023: w30946[2024-04-13]. <http://www.nber.org/papers/w30946.pdf>.

存款保险与商业银行流动性创造

——抑制还是促进？

孙武军、徐嘉谦¹

摘要：

商业银行通过不断吸收活期存款，发放长期贷款为实体经济创造流动性，促进实体经济发展。我国存款保险于 2015 年正式出台，一方面更好的保护了存款人的权益，促进金融系统稳定健康发展；另一方面也会对商业银行的经营行为和风险管理动机产生影响，进而影响流动性创造。本文基于 2011-2023 年我国 168 家商业银行的面板数据，构建双重差分模型，实证检验了存款保险对商业银行流动性创造的影响。研究表明，存款保险抑制了商业银行流动性创造。进一步的微观机制研究发现，银行风险承担和杠杆率均能削弱存款保险对商业银行流动性创造的抑制作用；同时，银行资本充足率和资产流动性又能强化存款保险对商业银行流动性创造的抑制作用。本研究在存款保险全面实施背景下，为商业银行保持合理充裕的流动性提供了微观证据，进而有助于实现商业银行金融风险的有效管理和金融系统的稳定。

关键词：存款保险，银行流动性创造，调节效应，中介效应

一、引言

金融是国民经济的血脉。自改革开放以来，我国逐步建立起以银行业为主导的中国特色社会主义现代金融体系，为我国成为世界第二大经济体提供了坚实的金融支撑。截止 2023 年末，我国银行业金融机构资产总额 417.3 万亿元，占金融业机构总资产约 90%，同比增速 9.9%，仍然保持着较高速的增长态势。商业银行的关键功能之一就是流动性创造，这是其服务于国民经济的主要路径。近些年来，我国银行业信贷结构持续优化，在科技创新、绿色发展、普惠小微等多方面支持国民经济的稳步增长。截至 2023 年末，我国高新技术企业的贷款余额较去年同期增长了 20.2%，其中信用贷款和中长期贷款的比重均超过了 40%；同时，普惠型小微企业的贷款余额也达到了 29.06 万亿元，比去年同期增长了 23.27%，增速相较各项贷款平均高 13.13%。商业银行不仅通过负债端吸纳交易性存款，资产端发

¹ 孙武军，南京大学商学院金融与保险学系教授。徐嘉谦，南京大学商学院金融与保险学系硕士研究生。

放非流动性贷款来提高流动性创造，还通过表外业务如贷款承诺等方式，为经济社会运转注入活力。因此，在全面评估我国金融体系对国民经济的支持程度时，商业银行的流动性创造能力成为不可缺少的关键维度。深入研究商业银行的流动性创造不仅具有显著的理论价值，而且对我国银行业系统的稳健运行具有积极的实践意义。针对这个课题，国内外学者从多角度展开了大量研究，如从外部环境角度的货币政策、政府监管、经济发展等，以及从银行微观特征角度的资本结构、超额贷款、银行竞争、异质性特征等方向，对商业银行流动性创造进行了深入考察。理论研究和实践证明，商业银行在不断创造流动性的过程中，容易出现期限错配等问题，使自身风险增加，不利于稳健经营，甚至会引发系统性金融风险。

银行业风险的管理与防范成为各国政府及金融监管部门核心的工作内容。实践表明，存款保险制度是有效的防范银行业风险的显性制度保障。存款保险制度是国家通过立法的形式提供破产补偿，防范银行挤兑的保障制度，为公众存款提供了明确的法律支持，有效维护了银行信誉并稳定整体金融秩序。存款保险制度最早实施于1933年，经济危机的爆发，使得美国的银行体系遭受巨大冲击，为避免银行业进一步被大规模挤兑而发生系统性金融风险，存款保险正式出台。时至今日，美国的存款保险制度在多次潜在的银行业风险爆发的关键时候，发挥了风险屏障作用。例如，2023年3月初，美国硅谷银行（SVB）因债券投资失败引发流动性风险而倒闭，接着第一共和银行和签名银行等银行机构相继出现流动性危机，连锁反应已见端倪。同年3月，美国联邦存款保险公司（FDIC）紧急成立圣克拉拉存款国家银行接管硅谷银行存款，并向储户进行赔付（上限25万美元）。在这有可能引发系统性金融风险的事件中，FDIC充分发挥了存款保险风险处置的独特作用，维护了美国乃至国际金融市场的稳定。相较于美国以及其他早已建立存款保险制度的国家或地区，我国的存款保险制度的出台并实施相对滞后。2015年，我国颁布了《存款保险条例》，其核心内容包括：存款保险实行限额偿付，上限为人民币50万元；差别化定价，其费率构成为基准费率和风险差别费率。我国的存款保险制度虽出台较晚，但在处理包商银行破产案中成效初显，逐步发挥出了早期纠正、防控挤兑风险、完善金融体系监管等功能，切实增强了公众存款人的市场信心。有效防控系统性金融风险，建立保障金融体系稳定的制度体系，高质量服务于经济社会的转型升级，是近年来我国金融业深化改革的主要目标。根据中国人民银行发布的《中国金融稳定报告（2023）》，到2022年底，我国中小银行的存款余额已经稳步增长到128万亿元，与2015年相比提高了94%，这些中小银行在存款市场上的份额占到了51%。但是，高风险银行数量也达到337家（总资产合计为6.63万亿），且均为中小银行。因此，防范中小金融机构风险成为未来几年国家防风险的主要任务之一，这也为检验我国的存款保险制度与商业银行流动性创造的关系提供了绝佳的现实场景。

存款保险制度的实施，实质上是放开了政府对商业银行的隐性保护，增强了银行之间的有效竞争，为市场提供了更公平的竞争环境。同时，也强化了存款人的风险意识，促进中小银行改革发展，实现优胜劣汰。商业银行需要通过改善其治理结构，拓展多元化业务，降低成本、提高经营效率，增强风险管理与控制能力等方式适应政策变化提高自身竞争力。本文聚焦于我国的存款保险与商业银行流动性创造之间的关系，并从商业银行的微观变量诸如风险承担、杠杆率、资本充足率和资产流动性等，深入分析存款保险对商业银行流动性创造的微观作用机

制，并进一步考察不同类型银行的异质性特征。本文的边际贡献体现在：现有关于商业银行流动性创造的研究文献主要考察货币政策、市场竞争、资本充足率等方面对其的影响，关于存款保险对商业银行影响的研究大多侧重于银行道德风险、风险承担等方面。有关存款保险与商业银行流动性创造的研究相对较少，其内容大多集中在路径、渠道或理论分析。本文的研究丰富了存款保险与商业银行流动性创造关系的理论研究，并从调节效应和中介效应两个方面挖掘了微观作用机制。其次，从实践角度，我国正面临防范与处置中小金融机构风险的关键时期，研究存款保险实施对商业银行流动性创造的影响，有助于相关政府部门和监管机构更好的掌握存款保险对商业银行经营管理和投资决策等方面的影响机制及可能的后果，这为进一步完善我国的存款保险制度和规范金融风险提供依据；更有助于在维持银行系统稳定、保障金融安全的基础上，提高我国商业银行的盈利能力，增强商业银行对实体经济的支持力度。

二、文献综述

流动性创造的概念源于 Diamond & Dybvig (1983) 的研究，其是商业银行的主要职能之一，对实体经济的增长起到了积极的推动作用（宋琴，2019）。Allen (2017) 的研究表明，商业银行流动性创造在统计和经济上与实际经济产出呈正相关关系。在如何度量商业银行流动性创造的研究方面，Berger (2009) 通过对银行业务的分类，提出了相对完善的流动性创造指标算法，极大地推动了该领域的研究。我国学者李明辉 (2014) 借鉴 Berger (2009) 的方法，结合我国银行业特征，构造了符合我国商业银行特点的流动性创造指标。

国内外学者更多地将研究聚焦于流动性创造的核心问题，即影响商业银行流动性创造的因素与微观机制。目前，商业银行资本充足率对流动性创造有显著影响是较为一致的结论，且有两种理论支撑：一是“金融脆弱——挤出假说”，支持资本比率的下降会鼓励银行增加贷款业务，进而提高流动性创造（Diamond, 2001; Fungáčová, 2017）；二是“风险吸收效应”，商业银行资本能够吸收风险，扩大商业银行的风险承担能力，提高商业银行创造流动性的能力（Allen, 1997; Coval, 2005）。我国学者研究发现资本充足率对商业银行流动性创造的影响具有异质性特征，如王露璐 (2011) 和周爱民 (2013) 研究发现，资本的增加会对国有银行和股份制商业银行的流动性创造有正面影响，但对区域性银行则产生负面影响。孙莎 (2014) 和何青青 (2015) 的研究也表明，对于不同类型的银行，资本充足率对其流动性创造的作用效果存在显著差异。除了资本充足率，商业银行的风险承担是否也与流动性创造有紧密关联呢？Angeloni (2015) 认为，商业银行的风险承担会对银行的资产和负债的选择产生影响，进而影响流动性创造。李硕 (2020) 通过构建动态面板数据模型得出，商业银行信用风险的上升提高了商业银行流动性创造水平，而流动性风险提高会降低银行单位资本流动性创造。许桂华 (2016) 和 Jiang (2019) 从银行竞争的角度分析对商业银行流动性创造的影响，发现银行间竞争度提高会降低商业银行流动性创造。邓超 (2015) 和钱崇秀 (2018) 研究了影响商业银行风险承担的主要因素过度贷款和不良贷款率与流动性创造的关系，并得到了一致性的结论。

货币政策对商业银行流动性创造的传导机制也是国内外学者的主要着力点。

Berger (2012) 的实证结果显示, 在非经济危机时期, 紧缩的货币政策对大型商业银行流动性创造的作用效果不明显, 但会对中小商业银行流动性创造产生负向影响。国内具有代表性的研究有李明辉 (2014) 和王周伟 (2016), 他们的研究结果均表明紧缩的货币政策会使商业银行流动性创造降低, 且该影响因银行资产规模以及资本充足率的不同而存在差异。吕思聪 (2018) 结合了货币政策和外部监管的共同作用分析了对商业银行流动性创造能力的影响, 发现资本监管会导致商业银行减少信贷投放, 进而降低流动性创造能力。

存款保险制度的设立是为有效保护存款人的存款安全, 提高金融系统的稳定性。但随着存款保险制度的不断发展, 国内外学者对其政策效果褒贬不一。Gropp (2001) 针对欧盟存款保险制度, 研究表明在存款保险实施后商业银行更倾向于谨慎的风险投资策略, 降低了风险承担。Cull (2005) 的跨国研究显示, 在较宽松的监管环境下, 存款保险制度的引入显著增加了信贷波动率, 但在法律和监管制度比较健全的国家, 存款保险有利于金融稳定。Calomiris (2019) 的研究表明, 存款保险会降低银行流动性风险, 但会增加破产风险。郭晔 (2017) 研究发现, 存款保险显著增加了我国非国有商业银行的个体风险, 且存款保险制度产生的道德风险与银行的杠杆率和第一大股东持股比例有正相关性。段军山 (2018) 以全球商业银行为研究对象, 结果表明存款保险提高了商业银行的风险承担, 且在总体上导致道德风险问题, 但这一效应在发展中国家尤为明显, 在发达国家影响不大。赵胜民 (2019) 研究发现存款保险显著降低了商业银行的破产风险和信用风险。

既然存款保险与商业银行的风险承担有着紧密关联, 那么与商业银行的流动性创造必然亦有着一定的关系, 这引起了国内外学者的高度关注, 但总体上来看研究成果还不够丰富。Karas (2013) 认为, 显性存款保险会减弱公众对银行的监督, 降低对资本的敏感程度, 进而提高了银行风险承担, 一定程度上增加了流动性创造。Fungáčová (2017) 研究发现, 存款保险降低了银行资本对流动性创造的负向影响效果。国内在这方面的研究文献较少, 这和我国存款保险制度的建立时间较晚有关。孙海波 (2019) 研究发现, 显性的存款保险会使银行高质量资本降低融资成本和提高贷款监督的功能削弱, 削弱了其对表内流动性创造的促进作用, 进而降低银行流动性创造。刘莉亚 (2021) 主要研究了 166 家商业银行 2006-2018 年的微观数据得出结论, 自 2015 年存款保险制度由隐性转为显性化后, 商业银行的风险承担有所下降, 融资成本、资产流动性和非利息业务水平提高, 存款保险通过上述银行微观变量抑制了流动性创造。邵俊尧 (2022) 研究了我国 172 家银行 2011-2018 年的数据, 结果表明存款保险对银行流动性创造有积极影响, 该影响由存款竞争路径实现, 且对于之前缺乏政府担保的中小型商业银行, 存款保险对银行流动性创造的促进作用更显著。

通过梳理国内外有关研究文献我们发现, 研究商业银行的流动性创造主要分为商业银行内部因素和外部政策两个角度。从商业银行内部的微观变量来看, 银行资本水平对流动性创造有显著影响, 银行风险水平和银行竞争程度也会显著影响商业银行流动性创造水平; 从宏观政策角度来看, 对商业银行流动性创造的影响以货币政策为主, 宽松的货币政策有利于增加商业银行流动性创造。目前关于存款保险制度对商业银行流动性创造影响的研究相对较少且未取得一致结论, 更缺乏微观机制的讨论。一方面, 研究表明存款保险制度的实施提高了银行风险承

担，削弱了存款人的市场约束，增强了存款竞争，进而提高了商业银行流动性创造水平；另一方面，存款保险由隐性转变为显性，明确了政府担保的边界，有助于使市场约束发挥有效作用，且限额偿付和风险差别费率政策也会提高经营成本，促使银行审慎经营，从而降低了商业银行的流动性创造。鉴于当前的研究现状，本文的研究以存款保险与商业银行流动性创造的关系为基，通过挖掘商业银行的微观变量，如银行风险承担、杠杆率、资本充足率和资产流动性，深入分析上述变量在存款保险对商业银行流动性创造影响中的中介作用和调节作用，并进一步分析不同商业银行类型的异质性特征。

三、理论分析与研究假设

（一）存款保险与银行流动性创造

在存款保险制度实施之前，我国一直以来存在以政府信用为担保的隐性存款保险，由于隐性担保是对所有银行的全额担保，再加上公众对政府的高度信赖，市场约束并未发挥作用，反而增加了银行的道德风险（纪洋，2018）。显性存款保险出台后，政府对银行的担保减少，存款人对银行的市场约束增加，从而抑制流动性创造（丁鑫，2024）。

我国存款保险制度采用的是基于风险的差别费率。Chang（2017）的研究表明，基于风险的存款保险费率减少了道德风险，显著缓解了商业银行的风险转移行为。丁鑫（2024）的研究表明风险差别费率的定价模式有助于促进银行信息披露。特别地，对于高风险银行，存款保险机构会要求其更充分地披露经营状况，提高了公众对银行的风险监督意识，使存款人更容易判断银行风险隐患，从而改变资产配置，将存款转移至多家银行或低风险银行。对于规模较小、经营风险较高的中小型银行，保费相对较高，导致其成本增加，利润损失，经营压力增大。王永钦（2018）的研究发现，在存款保险制度实施初期，公众对部分银行的存款安全更加不放心，对于规模较小的城市商业银行有较为显著的负向效应。为减少客户流失，避免保费过高，部分风险较高的中小型商业银行会降低追求高风险、高收益的偏好，更倾向于缩小放贷审慎经营，从而抑制流动性创造。基于以上分析，本文提出假设：

假设 1：存款保险抑制了商业银行流动性创造。

（二）风险承担、杠杆率与银行流动性创造

风险承担可能会影响到存款保险制度对商业银行流动性创造的抑制作用。Angeloni（2015）研究发现，银行风险承担会影响银行的资产和负债选择，进而影响银行流动性创造。当银行风险承担水平提高时，银行会增加放贷额度，增加对更多高风险、高收益的借款人投资，以追求更高的回报。同时银行也会改变投资策略，放松对贷款审批的标准，使得高风险资产比例增加。因此，存款保险制度出台后，高风险承担的银行可能因为可以将部分破产损失转嫁给存款保险机构，所以冒险动机增强，贷款规模扩张，更希望通过高收益来弥补保费带来的损失，从而削弱了存款保险对银行流动性创造的抑制作用。

杠杆率可能会影响存款保险对商业银行流动性创造的抑制作用。郭晔（2017）的研究发现，银行杠杆率越高，存款保险制度的道德风险问题越严重。在有限责任下，高杠杆的银行往往面临较低的破产成本，这在一定程度上导致其倾向于更

为冒险的经营策略。在实施存款保险制度后，银行可以将潜在的破产损失转嫁给存款保险机构，这种风险分担机制可能进一步激发高杠杆银行的冒险动机。同时，为弥补保费带来的损失，高杠杆银行倾向投资高收益项目，这也使得存款保险对商业银行流动性创造的抑制作用减弱。因此本文提出假设：

假设 2：风险承担和杠杆率削弱了存款保险对商业银行流动性创造的抑制作用。

（三）资本充足率、资产流动性和银行流动性创造

存款保险可能通过提高商业银行的资本充足率从而抑制流动性创造。有关资本充足率和商业银行流动性创造的理论主要有“金融脆弱——挤出效应”和“风险吸收”两种理论。孙莎（2014）研究发现，提高资本充足率对国有银行流动性创造的影响不大，对非国有银行流动性创造有抑制作用。Casu（2019）、Sahyouni（2021）分别对欧洲银行和中东北非地区银行进行研究，得到相同结论。存款保险制度出台后，与风险挂钩的差别费率制度一方面会提高银行经营成本，从而促使银行增加优质资金储备以应对潜在风险，同时防止部分大额储户将存款转移，另一方面也会使银行加强风险管理，优化资产结构，降低不良贷款率，提高信贷审批标准，减少过度风险承担。商业银行为应对存款保险带来的政策变化，提高其资产充足率，进而降低了流动性创造水平。

刘莉亚（2021）的研究表明，存款保险的实施会通过增加商业银行的资产流动性而抑制流动性创造。由于短期内，储户对中小银行信心不足，有动机将保险未覆盖的存款转移至国有大型商业银行或低风险银行，中小银行容易出现期限错配问题，表现为存款期限短、贷款期限长，因此存款保险实施后，中小银行可能通过增加资产流动性的方式，减少非流动性资产的比重，增加短期流动性较好的资产，降低流动性风险。从流动性创造的计算公式可知，资产流动性提高会使流动资产比例提高，抑制流动负债向非流动资产转移，降低流动性创造。因此，本文提出假设：

假设 3：存款保险通过提高银行资本充足率和资产流动性强化商业银行流动性创造的抑制作用。

四、变量选取与研究设计

（一）数据来源

本文选取 2011-2023 年我国 168 家商业银行作为研究样本，其中包括 5 家国有大型商业银行、12 家股份制银行、102 家城市商业银行以及 49 家农村商业银行。商业银行微观数据来源于 BankFocus 数据库，宏观变量数据来源于国家统计局和中国人民银行。

（二）变量选取与定义

1. 流动性创造指标的构建

参考 Berger（2009）和李明辉（2014）的方法，结合我国银行业的经营特点，将资产负债表中表内、表外各科目划分为流动性、半流动性、非流动性三类，并对各类业务进行权重赋值，具体分类如表 1 所示，由于半流动性资产、负债和半流动性表外业务权重为 0，因此表中仅展示了流动性与非流动性科目划分。接着

利用这些权重和分类进行加权求和，计算出商业银行的流动性创造，具体计算公式如下：

$$\begin{aligned}
 \text{流动性创造} = & 0.5 \\
 & * \sum (\text{非流动性资产} + \text{流动性负债} \\
 & + \text{非流动性表外业务}) \quad + 0 \\
 & * \sum (\text{半流动性资产} + \text{半流动性负债} \\
 & + \text{半流动性表外业务}) \quad - 0.5 \\
 & * \sum (\text{流动性资产} + \text{非流动性负债} + \text{流动性表外业务})
 \end{aligned}$$

表 1：商业银行业务科目流动性划分与权重赋予

资产	
流动性资产 (权重= -0.5)	非流动性资产 (权重= 0.5)
存放中央银行的款项 (50000)	其他资产 (52100)
衍生金融工具 (50500)	股权投资 (50900)
以公允价值计量的交易性资产 (50600)	住房抵押贷款 (51000)
金融资产：可供出售 (50700)	企业贷款 (51200)
金融资产：持有至到期 (50800)	其他贷款 (51300)
其他证券 (50810)	坏账准备金 (51400)
	递延税款资产 (51600)
	投资性的不动产 (51700)
	投资性的不动产 (51700)
	固定资产 (51800)
	保险资产 (51900)
	当期税收资产 (52000)
	停止经营业务 (52050)
	取消赎回权的 / 自有其他房产 (52060)
	商誉 (52300)
	其他无形资产 (52400)
负债和权益	
流动性负债 (权重= 0.5)	非流动性负债和权益 (权重= -0.5)
活期存款 (60000)	按历史成本核算的长期借款和债券 (大于1年) (60500)
其他客户存款 (60300)	其他长期借款 (60600)
衍生金融工具 (60800)	其他负债 (61000)
交易性负债 (60900)	停止经营业务 (61100)

应付佣金 (60910)

保险负债 (61200)
当前税款负债 (61300)
递延税款负债 (61400)
准备金 (61500)
其他递延负债 (61600)
次级负债 (61800)
权益总计 (63350)

表外业务

流动性业务

(权重 = -0.5)

非流动性业务

(权重 = 0.5)

证券化的其他风险暴露 (80240)

承兑票据和信用证 (80210)

承诺的信贷额度 (80220)

其他或有负债 (80250)

2. 变量说明

(1) 被解释变量

本文重点考察存款保险对商业银行流动性创造的影响。考虑不同银行资产规模的差异，对流动性创造进行标准化处理，使用流动性创造除以银行总资产作为被解释变量 LC。

(2) 核心解释变量

实施存款保险的时间虚拟变量 (DIS)：我国存款保险自 2015 年开始实施，因此本文设置 2015 年及以后 DIS=1，之前年份 DIS=0。

存款保险处理组虚拟变量 (Type)：由于存款保险制度实施后，国有大型商业银行在“大而不能倒”的机制影响下，政府担保仍然存在，存款人对其信心不减，因此存款保险对国有商业银行流动性创造的作用效果不大，本文设定国有商业银行作为对照组，Type = 0；非国有商业银行作为处理组，Type = 1。

(3) 调节变量和中介变量

风险承担 (NPL)：采用不良贷款率作为度量银行风险承担的指标。李明辉和孙莎等 (2014) 的研究显示，银行的不良贷款率与其流动性错配行为存在正相关关系，即不良贷款率越高，银行在流动性管理上的行为往往越激进。

杠杆率 (LEV)：采用总资产与权益总计之比来表示。杠杆率不仅是银行盈利能力和风险承受能力的体现，也影响着其信贷行为。

资本充足率 (CAR)：本文采用资本金与风险加权资产之比作为资本充足率的度量指标。银行流动性与资本充足率之间存在相互作用，对于我国股份制和地方性商业银行，资本充足率的提高会降低商业银行流动性创造 (孙莎, 2014)。

资产流动性 (LIQ)：使用流动性资产与总资产的比值表示。这一指标反映了银行资产中易于转换为现金或用于偿还债务部分的比例。

(4) 控制变量

借鉴刘莉亚 (2021) 以及邵俊尧 (2022) 的变量设定，选取银行特征变量：贷款规模 (LnLO)、资产回报率 (ROA)、管理费用 (OVTA)、成长能力 (Growth)；

宏观变量包括：经济增长速度（GDP_r）、通货膨胀水平（CPI）以及广义货币增长率（M2_r）。

实证模型中的变量如下表：

表 2：主要变量定义

	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	流动性创造	<i>LC</i>	流动性创造/总资产
解释变量	政策虚拟变量	<i>DIS</i>	2015 及以后， <i>DIS</i> =1；否则=0
	分组虚拟变量	<i>Type</i>	处理组=1，对照组=0
	双重差分变量	<i>DIS*Type</i>	
调节变量	风险承担	<i>NPL</i>	不良贷款/贷款总额
	杠杆率	<i>LEV</i>	总资产/权益总计
中介变量	资本充足率	<i>CAR</i>	资本金/风险加权资产
	资产流动性	<i>LIQ</i>	流动性资产/总资产
银行层面控制变量	贷款规模	<i>LnLO</i>	贷款总额取对数
	资产回报率	<i>ROA</i>	税后净利润/总资产
	管理费用	<i>OVTA</i>	管理费用/总资产
	成长能力	<i>Growth</i>	资产规模增速
宏观层面控制变量	经济增长速度	<i>GDP_r</i>	GDP 增速
	通货膨胀水平	<i>CPI</i>	消费者物价指数
	广义货币增长率	<i>M2_r</i>	广义货币增长率

（三）模型构建

根据刘莉亚（2021）的模型，将我国存款保险的影响视为“准自然实验”，采用双重差分模型（DID）考察其对商业银行流动性创造的影响，具体模型如下：

$$\begin{aligned}
 & LC_{it} \\
 & = \alpha_0 + \alpha_1 DIS_t * Type_i + \sum_{j=2}^8 \alpha_j Control_{jit} + u_i \\
 & + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

在(1)式中，被解释变量 LC_{it} 代表商业银行流动性创造， DIS_t 为时间虚拟变量， $Type_i$ 为处理组虚拟变量； $Control_{jit}$ 代表控制变量。 i, t 分别代表第 i 家银行第 t 年的观测值， $i=1, 2, \dots, n, t=2011-2023$ 。 u_i 代表银行个体固定效应； ϵ_{it} 代表扰动项。由于控制变量中含有宏观经济变量，若加入时间虚拟变量会引起多重共线性问题，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。本文重点关注 $DIS*Type$ 回归系数 α_1 ，即存款保险对商业银行流动性创造的影响是正向还是负向。

在模型(1)基础上，考察银行的风险承担（NPL）和杠杆率（LEV）在存款保险与银行流动性创造的关系中发挥的调节效应。在模型(1)的基础上，加入调节变量以及时间虚拟变量、处理组虚拟变量和调节变量的三次交乘项，回归模型如下：

$$\begin{aligned}
 & LC_{it} \\
 & = \alpha_0 + \alpha_1 DIS_t * Type_i + b Mod_{it} + \sum_{j=2}^8 \alpha_j Control_{jit} + u_i \\
 & + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{aligned}
 & LC_{it} \\
 & = \alpha_0 + \alpha_1 DIS_t * Type_i + b Mod_{it} + c DIS_t * Type_i * Mod_{it} + \sum_{j=2}^8 \alpha_j Control_{jit} \\
 & + u_i \\
 & + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{3}$$

在(2)、(3)式中， Mod_{it} 代表调节变量。除回归系数 α_1 的符号和显著性外，重点关注回归系数 c 的符号和显著性，考察银行的风险承担和杠杆率如何影响存款保险与流动性创造之间的关系。

进一步研究存款保险对银行流动性创造的作用机制，引入中介变量资本充足率（CAR）、资产流动性（LIQ），参考江艇（2022）的研究，模型设定如下：

$$\begin{aligned}
 LC_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 DIS_t * Type_i + \sum_{j=2}^8 \alpha_j Control_{jit} + u_i \\
 & + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned}
 Med_{it} \\
 = & \alpha_0 + \beta_2 DIS_t * Type_i + \sum_{j=2}^8 \alpha_j Control_{jit} + u_i \\
 & + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{5}$$

在(4)、(5)式中， Med_{it} 代表中介变量，即银行资本充足率和资产流动性。

五、实证结果分析

（一）描述性统计以及相关检验

1. 描述性统计

表3展示了主要变量的描述性统计。为避免极端值和异常值对回归分析结果造成影响，本文将连续变量里的异常值删除处理。由表3可知，我国商业银行流动性创造LC均值为0.137，最大值为0.577，最小值为-0.419，差异较大且有部分银行流动性创造水平为负，说明这部分银行没有为市场创造流动性。风险承担的最小值近似为0，而最大值为28.90，差距明显，这可能与不同银行的资产质量以及信用风险管控和贷款政策上的差异有关。银行杠杆率最小值为2.476，最大值为29.93，这可能受到不同银行的经营策略、风险偏好以及市场要求和监管环境影响。银行资本充足率最小值为2.330，最大值为59.61，资产流动性最小值为8.958，最大值为87.22，二者分别反映了不同银行的风险抵御能力和资金支付能力，是确保银行经营连续性和稳定性的重要保障。

表3：变量的描述性统计

变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>LC</i>	流动性创造	1, 695	0.137	0.126	-0.419	0.577
<i>NPL</i>	风险承担	1, 565	1.744	1.514	0.000	28.90
<i>LEV</i>	杠杆率	1, 677	13.77	2.928	2.476	29.93
<i>CAR</i>	资本充足率	1, 615	13.48	2.795	2.330	59.61
<i>LIQ</i>	资产流动性	1, 689	44.58	10.35	8.958	87.22
<i>LnLO</i>	贷款规模	1, 689	2.872	1.592	-2.033	8.205
<i>ROA</i>	资产回报率	1, 569	0.835	0.384	-0.578	2.836
<i>OVTA</i>	管理费用	1, 669	0.004	0.004	0.000	0.028
<i>Growth</i>	成长能力	1, 563	14.84	12.12	-22.16	95.08
<i>GDPPr</i>	经济增长速度	2, 184	6.541	1.971	2.239	9.551
<i>CPI</i>	通货膨胀水平	2, 184	102.2	1.175	100.2	105.4
<i>M2r</i>	广义货币增长率	2, 184	11.02	2.102	8.100	13.80

2. 平行趋势检验

在进行基准回归分析之前，需要进行平行趋势检验，以确保双重差分模型的有效性。这表明在存款保险制度实施前，国有商业银行与非国有商业银行的流动性创造水平的变化趋势不存在显著差异。

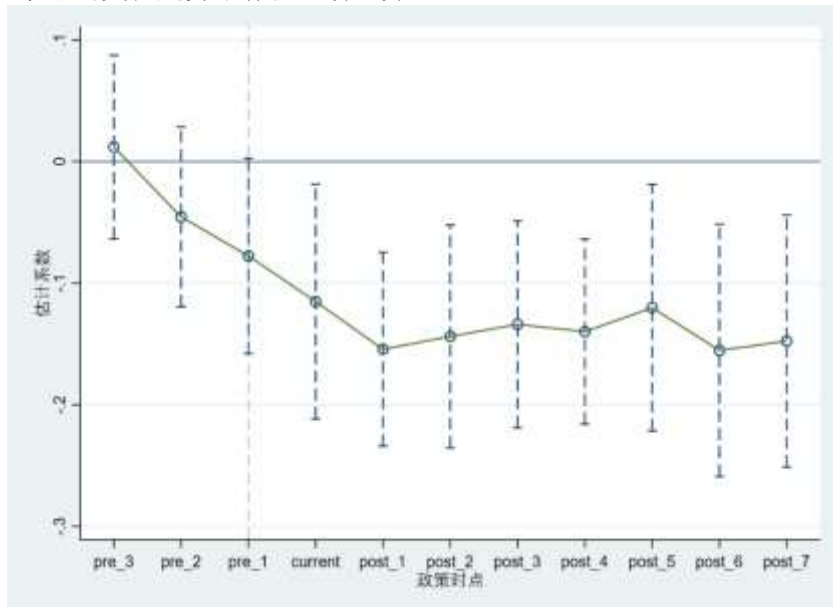


图 1：平行趋势检验

根据平行趋势检验的结果，可以看出在存款保险制度实施前，回归结果不显著，说明国有商业银行（对照组）和非国有商业银行（处理组）的流动性创造水

平走势基本一致，而在存款保险制度实施之后，回归结果显著，这说明处理组和对照组的流动性创造水平出现明显的差异，满足平行趋势检验。因此本文可以构建双重差分模型，研究存款保险制度的出台对商业银行流动性创造产生的影响。

(二) 基本回归结果分析

1. 存款保险与银行流动性创造

表4是存款保险对商业银行流动性创造的回归结果。列(1)代表未加控制变量的结果，其中 $DIS*Type$ 的回归系数为-0.038，在1%的水平上显著。列(2)为加入控制变量的回归结果，结果显示存款保险双重差分变量 $DIS*Type$ 的回归系数-0.074仍在1%的水平上显著为负。说明存款保险能够抑制商业银行流动性创造，较好验证假设1。这可能与多方面原因有关，其一，显性存款保险制度明确规定的保险范围、限额以及赔付机制打破了民众对政府担保、刚性兑付的固有观念，增加了储户的风险意识，在短期内提高了人们对银行存款的主观预期风险。大额储户会选择将存款分散至多家银行或大型国有银行以规避风险，从而导致负债稳定性下降，进而降低商业银行流动性创造。其二，存款保险可能带来逆向选择和道德风险等问题，部分小银行可能选择更为冒进的投资策略，提高存款利率吸引储户资金并将信贷资产大量配置于高风险投资，加剧流动性风险，储户对银行信心下降，市场约束增强，银行流动性创造降低。其三，存款保险制度采用的风险差别费率使得高风险银行缴纳更多的保费，风险较低的银行适用较低费率。这会导致银行资金成本上升，加大经营压力迫使其减少贷款和投资活动，审慎经营避免冒险行为，降低流动性创造。

表4：存款保险对流动性创造的影响

	(1)	(2)
	<i>LC</i>	<i>LC</i>
<i>DIS*Type</i>	-0.038*** (-6.77)	-0.074*** (-9.41)
<i>LnLO</i>		0.128*** (18.01)
<i>ROA</i>		0.027*** (2.93)
<i>OVTA</i>		-7.576*** (-7.94)
<i>Growth</i>		-0.001*** (-5.58)
<i>GDP_r</i>		0.009*** (7.14)
<i>CPI</i>		0.028*** (10.20)
<i>M2_r</i>		0.014*** (10.01)
<i>Constant</i>	0.165*** (35.34)	-3.178*** (-10.83)
个体固定效应	YES	YES
<i>Observations</i>	1, 695	1, 542
<i>R-squared</i>	0.513	0.684

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. 调节效应回归分析

为了验证商业银行风险承担 *NPL* 和杠杆率 *LEV* 是否会对存款保险制度对流动性创造的负向作用产生影响，本文进行了调节效应检验，其检验结果由表 5 所示。其中 *DT*NPL* 和 *DT*LEV* 为时间虚拟变量、处理组虚拟变量和调节变量的三次交乘项。

表 5：调节效应回归结果

	<i>NPL</i>		<i>LEV</i>	
	<i>LC</i>	<i>LC</i>	<i>LC</i>	<i>LC</i>
<i>DIS*Type</i>	-0.077*** (-9.66)	-0.067*** (-8.00)	-0.074*** (-9.63)	-0.077*** (-9.91)
<i>NPL</i>	0.002 (1.05)	-0.003 (-1.55)		
<i>DT*NPL</i>		0.022*** (4.01)		
<i>LEV</i>			-0.009*** (-9.17)	-0.009*** (-8.84)
<i>DT*LEV</i>				0.004** (2.49)
<i>Constant</i>	-2.999*** (-10.30)	-2.884*** (-9.91)	-3.221*** (-11.24)	-3.325*** (-11.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	1, 447	1, 447	1, 526	1, 526
<i>R-squared</i>	0.694	0.698	0.702	0.704

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。

通过表 5 的结果可见，风险承担 *NPL* 交互项系数为 0.022，且在 1%的水平上显著。同时，含有交互项的回归方程 R_2^2 值为 0.698，显著高于不含交互项的回归方程 R_1^2 值 0.694。这说明商业银行风险承担在存款保险制度对流动性创造的影响中有着显著的调节作用，银行风险承担能够削弱存款保险制度对商业银行流动性创造的抑制作用。银行杠杆率 *LEV* 的交互项系数为 0.004，在 5%的水平上显著，且 R_2^2 的值为 0.704 显著高于 R_1^2 值 0.702。这说明杠杆率的调节效应存在，与风险承担作用相同，商业银行的杠杆率也能够削弱存款保险制度实施对流动性创造的负向影响，证明假设 2。

风险承担较高的银行本身信贷风险较高，其本身的流动性创造水平相对较高，面临的市場约束和监管压力较大，且管理成本和投资损失相对较高，促使其更加注重风险管理，因此存款保险制度实施所带来的市場约束增加以及保险费率等问题对其影响不大，相反存款保险为小规模高风险银行承保有可能会使银行小额存款增加，收到储戶由其他銀行分散来的存款。其次，由于这类銀行的业务模式通

常为通过高风险高收益来获取利润，因此对于存款保险带来的政策变化，高风险承担银行采用的应对方案更倾向于更激进的经营方式来抵消其成本的增加。由于近年来金融监管要求的加强，银行杠杆率降低，而杠杆率较高或略有上涨的银行主要为监管压力较小且资金雄厚的大型银行以及受到政策扶持的部分农商行，因此存款保险制度对于高杠杆银行流动性创造的抑制作用相对较低。其次，高杠杆银行的业务模式同样也是通过高风险换取高收益，当存款保险制度实施，银行为缴纳保费更容易采用加大投资力度，拓宽投资范围的模式，并伴随着提高风险监督和管控，避免保费过高的内部管理方式，而非采用更稳健的经营策略。

3. 中介效应回归分析

本文进一步验证了存款保险对流动性创造的影响中是否存在中介效应。对商业银行资本充足率和资产流动性进行中介效应检验，回归结果如表 6 所示。表中列(1)为前文已证明的基准回归结果， $DIS*Type$ 回归系数显著为负。列(2)中 $DIS*Type$ 回归系数为 0.762，在 1%的水平上显著，这表明存款保险制度出台后，商业银行的资本充足率提高了，说明银行有意识优化资本结构，增加优质资本，降低风险权重，提高抵御风险的能力。从而提高了银行经营稳定性，抑制流动性创造，验证假设 3 成立。列(3)中 $DIS*Type$ 回归系数为 5.034，在 1%的水平上显著，这表明存款保险制度的实施能够提高商业银行的资产流动性，即提高了商业银行流动资产的比重。在流动性创造的计算公式中，流动性资产的权重为-0.5，这也说明存款保险制度的实施使得商业银行的资产流动性提高，从而抑制了流动性创造，较好证明假设 3。

我国存款保险制度由政府的隐性担保转变为明确的规章制度，加大了银行间的竞争，增加了存款人的风险意识，银行面临的负债端不确定增加，加上缴纳存款保险费率增加了经营成本，银行为应对政策变化会选择减少投资业务增加资本充足率，根据“金融脆弱挤出效应”，银行资本充足率高使得其流动性创造降低。由于存款保险制度增加了市场约束和监管程度，商业银行通常选择加强风险监管，提高对贷款的监督管理，减少风险较高或期限较长的贷款业务，增加短期高流动性资产，提高资产流动性。进而由于长期贷款比重降低而短期贷款比重增加，抑制流动负债向非流动资产转移，降低流动性创造。

表 6: 中介效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>LC</i>	<i>CAR</i>	<i>LIQ</i>
<i>DIS*Type</i>	-0.074*** (-9.41)	0.762*** (3.70)	5.034*** (8.77)
<i>LnLO</i>	0.128*** (18.01)	-1.537*** (-8.99)	-12.192*** (-23.69)
<i>ROA</i>	0.027*** (2.93)	—	-2.342*** (-3.50)
<i>OVTA</i>	-7.576*** (-7.94)	-133.329*** (-4.75)	503.622*** (7.26)
<i>Growth</i>	-0.001*** (-5.58)	—	0.157*** (10.78)
<i>GDP_r</i>	0.009*** (7.14)	-0.114*** (-3.22)	-0.581*** (-6.11)

<i>CPI</i>	0.028*** (10.20)	—	-1.502*** (-7.64)
<i>M2r</i>	0.014*** (10.01)	—	-0.930*** (-9.28)
<i>Constant</i>	-3.178*** (-10.83)	18.668*** (29.90)	241.167*** (11.30)
个体固定效应	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	1, 542	1, 593	1, 542
<i>R-squared</i>	0.684	0.378	0.751

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. 滞后一期检验

为解决研究存在的内生性问题，本文将解释变量与所有控制变量滞后一期处理，并重新进行回归分析。回归结果如表 7 所示，在考虑了时间滞后性后，交互项 *DIS*Type* 的回归系数仍然保持着高度的统计显著性，具体表现为在 1% 的显著性水平上为负。这不仅强有力地验证了本文提出的假设 1，即存款保险能够抑制商业银行流动性创造，而且进一步证明了本文研究结论的稳健性和可靠性。

表 7：滞后一期检验

	(1) LC
<i>L.DIS*Type</i>	-0.054*** (-6.84)
<i>L.LnLO</i>	0.115*** (15.04)
<i>L.ROA</i>	0.010 (1.02)
<i>L.OVTA</i>	-5.947*** (-5.93)
<i>L.Growth</i>	-0.001*** (-5.22)
<i>L.GDPr</i>	0.007*** (5.12)
<i>L.CPI</i>	0.032*** (11.48)
<i>L.M2r</i>	0.005*** (3.28)
<i>Constant</i>	-3.520*** (-11.54)
个体固定效应	YES
<i>Observations</i>	1, 365
<i>R-squared</i>	0.693

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. 安慰剂检验

若商业银行流动性创造的变化并非源于存款保险制度的推行，而是受时间推移过程中经济周期波动或其他未观测到的因素对商业银行流动性创造变化的潜在影响，那么这将对研究结论的稳健性和可信度产生影响。为确保研究的准确性，参考徐思（2019）及刘莉亚（2021）的研究方法，通过设定一个虚假的制度实施年份来进行安慰剂测试，检验结果如表 8 所示。以列(1)为例，选取 2013-2015 年的样本，假定政策实施年份为 2014 年，因此时间虚拟变量在 2014 和 2015 年取值为 1，在 2013 年取值为 0。列(2)-(4)以相同方法设定，观察表中结果，发现列(1)-(3)中 $DIS*Type$ 的回归系数均为负，但不具备较高的显著性，列(4)的回归系数为正，也不具备显著性。这表明将存款保险制度的实施年份更改无法得到显著的估计结果，有效地排除了时间趋势、经济周期波动等潜在干扰因素对研究结论的影响，从而证明了存款保险制度对商业银行流动性创造具有显著且稳健的影响。

表 8：安慰剂检验

	流动性创造 LC			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	2013-2015年 2014-2015	2015-2017年 2016-2017	2016-2018年 2017-2018	2017-2019年 2018-2019
$DIS=1:$				
$DIS*Type$	-0.037 (-1.12)	-0.058* (-1.87)	-0.010 (-0.34)	0.015 (0.61)
$LnLO$	0.156** (2.59)	0.215*** (4.73)	0.155*** (3.96)	0.162*** (5.22)
ROA	0.014 (0.55)	0.061** (2.52)	-0.002 (-0.09)	0.012 (0.66)
$OVTA$	-8.648*** (-3.89)	-11.856*** (-6.50)	-12.381*** (-5.17)	-11.831*** (-4.09)
$Growth$	-0.001*** (-3.63)	-0.001*** (-3.55)	-0.001*** (-3.86)	-0.001*** (-4.32)
GDP_r	0.347 (0.46)	1.708** (2.22)	0.353 (0.72)	-0.018 (-0.21)
CPI	-0.152 (-0.32)	0.540*** (2.63)	0.165 (0.87)	-0.013 (-0.16)
$Constant$	12.704 (0.29)	-67.177** (-2.56)	-19.508 (-0.85)	1.101 (0.12)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
$Observations$	311	394	418	453
$R-squared$	0.879	0.881	0.902	0.916

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. 动态效应检验

存款保险对商业银行流动性创造产生了抑制作用，进一步探究该制度的动态效应。加入时间虚拟变量与处理组虚拟变量相乘，年份为 2015-2019 年，采用双重差分模型分别进行回归分析，结果如表 9 所示。结果可见，2015 年和 2016 年

$DIS*Type$ 的系数分别为-0.074 和-0.071, 均显著为负。2017 年和 2018 年的回归系数分别为 0.035 和 0.020, 显著为正, 2019 年, 回归系数不显著。本文认为, 存款保险制度自实施以来, 商业银行流动性创造受到政策效应的负向影响逐渐减弱, 甚至出现正向作用。这可能是因为商业银行逐渐适应了存款保险制度下的经营环境, 并积极改变策略, 抓住机遇, 提高竞争优势的结果。

自 2015 年《存款保险条例》出台, 至今已 9 年时间, 存款保险的政策效果十分显著, 发挥了早期纠正、防范挤兑风险等功能, 为金融稳定和银行业公平有效竞争提供了有力支持。其中, 中小银行的市场份额稳步增长。在此基础上, 政策进一步提出了银行破产清算和退出机制, 以包商银行的风险处置为代表, 使银行业的监督管理制度更为完善。商业银行根据其性质及规模不同, 通过不断探索风险管控模式和投资管理策略, 拓宽业务范围, 创新业务模式, 形成差异化竞争优势, 提升自身市场份额, 从而缓解了存款保险对流动性创造的抑制作用, 甚至提高其流动性创造能力。同时, 通过存款保险普及与宣传, 以及监管政策的不断细化深入, 公众对银行的信心增加, 银行负债端稳定性增强, 促进银行对实体经济的支撑作用。

表 9: 动态效应检验

	流动性创造 LC				
	(1) 2015年	(2) 2016年	(3) 2017年	(4) 2018年	(5) 2019年
$DIS*Type$	-0.074*** (-9.41)	-0.071*** (-7.34)	0.035*** (3.13)	0.020** (2.52)	0.010 (1.30)
$LnLO$	0.128*** (18.01)	0.137*** (18.31)	0.106*** (12.26)	0.105*** (10.97)	0.111*** (10.63)
ROA	0.027*** (2.93)	0.036*** (3.86)	0.048*** (5.11)	0.050*** (5.34)	0.048*** (5.21)
$OVTA$	-7.576*** (-7.94)	-7.482*** (-7.71)	-6.328*** (-6.49)	-6.385*** (-6.56)	-6.319*** (-6.48)
$Growth$	-0.001*** (-5.58)	-0.001*** (-5.77)	-0.001*** (-5.87)	-0.001*** (-6.13)	-0.001*** (-6.31)
$GDPPr$	0.009*** (7.14)	0.010*** (7.28)	0.014*** (10.04)	0.012*** (9.34)	0.012*** (9.28)
CPI	0.028*** (10.20)	0.037*** (13.81)	0.034*** (11.65)	0.031*** (10.09)	0.032*** (10.85)
$M2r$	0.014*** (10.01)	0.010*** (5.66)	0.023*** (12.00)	0.020*** (14.56)	0.018*** (13.67)
$Constant$	-3.178*** (-10.83)	-4.137*** (-14.49)	-4.021*** (-12.94)	-3.586*** (-10.95)	-3.771*** (-11.49)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
$Observations$	1, 542	1, 542	1, 542	1, 542	1, 542
$R-squared$	0.684	0.676	0.667	0.665	0.664

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) 进一步分析

由于不同类型的商业银行受到存款保险的影响效果不同，因此分别考察股份制商业银行、城商行和农商行的流动性创造水平在存款保险制度影响下的差异性。结果如表 10 所示，其中列(1)-(3)分别为股份制商业银行、城商行和农商行的回归结果，三者 $DIS*Type$ 的回归系数为-0.063、-0.079 和-0.064，均在 1%的水平上显著，这可以证明存款保险对中小商业银行流动性创造有显著的抑制作用。具体分析三者差异，可以发现存款保险对地方性商业银行流动性创造的抑制作用相对较高，其中对城商行的抑制作用最明显。这与我国金融改革，化解中小银行风险，提高经营稳定性的政策目标不谋而合。

表 10: 异质性分析

<i>Type:</i>	流动性创造 <i>LC</i>		
	(1) 股份制	(2) 城商行	(3) 农商行
<i>DIS*Type</i>	-0.063*** (-2.93)	-0.079*** (-7.00)	-0.064*** (-4.45)
<i>LnLO</i>	0.258*** (9.68)	0.126*** (13.83)	0.112*** (7.78)
<i>ROA</i>	0.042 (0.99)	0.016 (1.40)	0.049*** (2.74)
<i>OVTA</i>	12.553 (1.40)	-8.714*** (-7.15)	-5.397*** (-3.15)
<i>Growth</i>	-0.000 (-0.01)	-0.001*** (-4.21)	-0.001*** (-3.24)
<i>GDPPr</i>	0.013*** (3.54)	0.011*** (5.51)	0.008*** (3.38)
<i>CPI</i>	0.048*** (7.89)	0.031*** (7.74)	0.018*** (3.33)
<i>M2r</i>	0.013*** (2.73)	0.015*** (7.34)	0.015*** (6.68)
<i>Constant</i>	-6.380*** (-8.78)	-3.487*** (-8.07)	-2.103*** (-3.62)
个体固定效应	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	142	932	404
<i>R-squared</i>	0.774	0.622	0.682

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

基于我国 168 家商业银行 2011-2023 年的面板数据，构建双重差分模型实证检验了存款保险对商业银行流动性创造的影响。结果表明，存款保险抑制了银行流动性创造。其原因可能为存款保险制度采用的以风险为基准的差别费率制会促进银行信息披露，提高存款人市场约束，使得中小银行倾向于追求低风险、低收益的偏好，同时短期内存款保险未成规模且中小银行失去了政府的信用担保，公众存款人对中小银行的信心下降，大储户倾向于将存款分散到多家银行或转移到国有大型商业银行，迫使银行稳健经营，降低流动性创造。银行风险承担和杠杆

率均能削弱存款保险制度对商业银行流动性创造的抑制作用。存款保险可以通过提高银行资本充足率和资产流动性来抑制流动性创造。通过异质性分析发现，存款保险对地方性商业银行，尤其是城商行的流动性创造抑制作用最明显，这与我国金融改革，化解中小银行风险，提高经营稳定性的政策目标不谋而合。

基于实证研究结果，针对存款保险制度实施的政策效应，提出以下政策建议：首先，存款保险制度能够有效地保护存款人的存款安全，降低商业银行挤兑风险，提高了金融稳定性。但同时，存款保险制度的实施增加了经营风险较大的中小商业银行的成本，使其服务实体经济的能力有所降低。因此，为激励中小商业银行更好地服务实体经济，建议在落实普及现有存款保险制度的基础上，加大对中小商业银行的扶持政策，降低存款保险差别化保费对中小银行带来的成本压力，加强中小商业银行负债端的管理与监督机制以及资产配置能力，鼓励中小商业银行积极发挥与自身风险可控相适配的流动性创造职能。其次，在存款保险制度的实施还没有成为公众的常识性知识的背景下，公众存款人对商业银行倒闭的担忧仍然会在较长的时期内存在，这会对商业银行存款的主观预期风险上升，从而影响了商业银行负债端的稳定性，迫使商业银行的流动性创造降低。因此，一方面应持续加强对存款保险制度的宣传力度，增加公众对存款保险制度的认知程度和信任程度，从而提升中小商业银行的存款规模；另一方面要持续加大对商业银行的监管力度，降低商业银行过度风险承担和冒险经营的动机，鼓励商业银行多元化发展，创新经营和盈利模式，以获取与自身风险相适配的稳定收益。

参考文献

- [1] 邓超，周峰，唐莹，2015，过度贷款对中国商业银行流动性创造的影响研究，金融经济研究，第30卷，第6期，39-48页。
- [2] 丁鑫，周晔，2024，“双管齐下”还是“背道而驰”：银行负债结构下债权人的市场约束选择——基于存款保险制度实施的准自然实验，管理评论，1-15页。
- [3] 段军山，杨帆，高洪民，2018，存款保险、制度环境与商业银行风险承担——基于全球样本的经验证据，南开经济研究，第3期，136-156页。
- [4] 郭晔，赵静，2017，存款保险制度、银行异质性与银行个体风险，经济研究，第52卷，第12期，134-148页。
- [5] 何青青，陈艺璇，曹前进，2015，商业银行资本结构对流动性创造的影响，金融论坛，第20卷，第3期，50-61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53卷，第8期，20-35页。
- [7] 江艇，2022，因果推断经验研究中的中介效应与调节效应，中国工业经济，第5期，100-120页。
- [8] 李明辉，孙莎，刘莉亚，2014，货币政策对商业银行流动性创造的影响——来自中国银行业的经验证据，财贸经济，第10期，50-60页。
- [9] 李硕，侯晓辉，2020，流动性风险、信用风险与商业银行流动性创造，经济经纬，第37卷，第4期，168-176页。
- [10] 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，94-108页。
- [11] 吕思聪，2018，外部监管和货币政策对中国商业银行流动性创造能力的影响

研究, 国际金融研究, 第 5 期, 55-65 页。

[12] 钱崇秀, 宋光辉, 许林, 2018, 超额贷款、不良率与商业银行流动性——流动性螺旋还是流动性权衡, 财贸经济, 第 39 卷, 第 7 期, 81-95 页。

[13] 邵俊尧, 张吉光, 2022, 存款保险制度、银行异质性与银行流动性创造, 保险研究, 第 5 期, 17-28 页。

[14] 宋琴, 汤桂丹, 郭晶晶, 2019, 银行流动性创造对实体经济的影响——基于 2011—2016 年中国商业银行面板数据的实证分析, 河北经贸大学学报, 第 40 卷, 第 3 期, 47-55 页。

[15] 孙海波, 刘忠璐, 2019, 后危机时期银行高质量资本与流动性创造关系研究——基于显性存款保险制度的讨论, 国际金融研究, 第 1 期, 67-75 页。

[16] 孙莎, 李明辉, 刘莉亚, 2014, 商业银行流动性创造与资本充足率关系研究——来自中国银行业的经验证据, 财经研究, 第 40 卷, 第 7 期, 65-76+144 页。

[17] 王露璐, 代军勋, 2011, 资本约束对不同类型商业银行流动性创造能力的非对称影响研究, 财经论丛, 第 5 期, 65-71 页。

[18] 王永钦, 陈映辉, 熊雅文, 2018, 存款保险制度如何影响公众对不同银行的信心?——来自中国的证据, 金融研究, 第 6 期, 109-122 页。

[19] 王周伟, 王衡, 2016, 货币政策、银行异质性与流动性创造——基于中国银行业的动态面板数据分析, 国际金融研究, 第 2 期, 52-65 页。

[20] 徐思, 何晓怡, 钟凯, 2019, “一带一路”倡议与中国企业融资约束, 中国工业经济, 第 7 期, 155-173 页。

[21] 许桂华, 谭春枝, 2016, 银行业竞争度变动对商业银行流动性创造的影响——基于中国银行业的实证分析, 金融经济研究, 第 31 卷, 第 4 期, 25-35 页。

[22] 赵胜民, 陈蓓, 2019, 存款保险制度能够降低银行风险吗?——基于 116 个国家面板数据的研究, 国际金融研究, 第 7 期, 56-65 页。

[23] 周爱民, 陈远, 2013, 中国商业银行资本结构与其流动性创造关系的实证研究, 金融经济研究, 第 28 卷, 第 3 期, 68-77 页。

[24] Allen, N.B., John, S., 2017, “Bank Liquidity Creation and Real Economic Output”, *Journal of Banking and Finance*81(9): 1-19.

[25] Allen, F., Santomero, A.M., 1997, “The Theory of Financial Intermediation”, *Journal of Banking and Finance*21(11-12): 1461-1485.

[26] Angeloni, I., Faia, E., Duca, M.L., 2015, “Monetary Policy and Risk Taking”, *Journal of Economic Dynamics and Control*52: 285-307.

[27] Berger, A.N., Bouwman, C.H.S., 2009, “Bank liquidity creation”, *The Review of Financial Studies*22(9): 3779-3837.

[28] Berger, A.N., Bouwman, C.H.S., 2012, “Bank Liquidity Creation, Monetary Policy and Financial Crises”, *SSRN Electronic Journal*NO.1952728.

[29] Calomiris, C.W., Jaremski, M., 2019, “Stealing Deposits: Deposit Insurance, Risk-Taking and the Removal of Market Discipline in Early 20(th)-Century Banks”, *Journal of Finance*74(2): 711-754.

[30] Casu, B., Pietro, F.D., Trujillo-Ponce, A., 2019, “Liquidity Creation and Bank Capital”, *Journal of Financial Services Research*56(3): 307-340.

[31] Chang, C.C., Ho, R.J., 2017, “Risk-shifting behavior at commercial banks with different deposit insurance assessments: further evidence from us markets”, *Journal of Financial Research*40(1): 55-80.

- [32] Coval, J., and Thakor, A., 2005, “Financial Intermediation as a Beliefs-bridge between Optimists and Pessimists”, *Journal of Financial Economics*75(3): 535-569.
- [33] Cull, R., Senbet, L.W., Sorge, M., 2005, “Deposit Insurance and Financial Development”, *Journal of Money, Credit and Banking*37(1): 43-82.
- [34] Diamond, D.W., Dybvig, P.H., 1983, “Bank runs, deposit insurance and liquidity”, *Journal of Political Economy*91(3): 401-419.
- [35] Diamond, D.W., Rajan, R.G., 2001, “Liquidity Risk, Liquidity Creation and Financial Fragility: A Theory of Banking”, *Journal of Political Economy*109(2): 287-327.
- [36] Fungáčová, Z., Weill, L., Zhou, M., 2017, “Bank Capital, Liquidity Creation and Deposit Insurance”, *Journal of Financial Services Research*51(1): 97-123.
- [37] Gropp, R., Vesala, J.M., 2001, “Deposit insurance and moral hazard: Does the counterfactual matter?”, *Working Paper Series*47.
- [38] Jiang, L., Levine, R., Lin, C., 2019, “Competition and bank liquidity creation”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*54(2): 513-538.
- [39] Karas, A., Pyle, W., Schoors, K., 2013, “Deposit Insurance, Banking Crises and Market Discipline: Evidence from a Natural Experiment on Deposit Flows and Rates”, *Journal of Money, Credit and Banking*45(1): 179-200.
- [40] Sahyouni, A., Zaid, M.A.A., Adib, M., 2021, “Bank soundness and liquidity creation”, *Euromed Journal of Business*16(1): 86-107.

我国保险法合理期待原则研究

——基于法经济学的视角

王思杰¹

摘要：

我国保险法实务中对合理期待原则的适用结果常见“同案不同判”现象，对该原则的解读也存在三种不同的内涵。其中，绝大部分案例中的解释并未忠实于原意。有关合理期待原则争议的本质是功能主义对形式主义传统的冲击。对合理期待原则的批判时常从经济效率的角度出发，但通过从“保险产品责任”的角度重新理解合理期待原则后可以发现，合理期待原则实际上存在着促进经济效率、消除信息不对称的效果。因此，有必在对合理期待原则的适用位阶、前提、范围重新作出界定，以改进该原则的运用效果。

关键词：合理期待原则，产品责任，附合合同解释，经济分析

自 Keeton 教授提出保险合同的解释应当合乎投保人的合理期待以来，已经过去了半个世纪；²其间，合理期待原则作为一项解释规则在美国受到广泛关注和争议，最终定型于数种案型中，可谓是一波三折。并且，美国的法学界每十年都会对合理期待原则进行再解释，总结实务经验和合理期待原则的发展方向；³该原则进入我国司法后，越来越多的法院开始结合“投保人的合理期待”来解释保险合同；只是我国司法实践中的“合理期待原则”和原初的合理期待原则是否一致、适用效果如何，虽然多有学理讨论，但在实务中尚未明确。那么，我国法是否需要引入合理期待原则？需要引入何种合理期待原则？对此有必要进行追根溯源的研究。

¹ 王思杰，单位上海交通大学凯原法学院本科生。

² Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961; Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions: Part Two' (1970) 83 Harvard L Rev 1281.

³ Roger C. Henderson, 'The Doctrine of Reasonable Expectations in Insurance Law after Two Decades' (1990) 51 Ohio State L J 823; Susan Popik & Carol Quackenbos, 'Reasonable Expectations after Thirty Years: A Failed Doctrine' (1998) 5 Conn Insurance L J 425; Symposium, 'The Insurance Law Doctrine of Reasonable Expectations After Three Decades' (1998) 5 Connecticut Insurance L J 1.

一、司法实践中合理期待原则的适用现状

(一) 我国司法实务对合理期待原则的不同解读

虽然我国立法上尚无对合理期待原则作出规定,但司法裁判对合理期待原则又大量引用,最终以“零敲碎打”的方式发展出该原则。¹目前看来,我国司法实务中运用合理期待原则的案件大致分为“模糊解释”、“提示义务”与“原版合理期待”三种截然不同的类型;与其说这是合理原则内涵的极大丰富所致,倒不如说这是我国司法实践中对合理期待原则的普遍误读。

1. “模糊解释”型案件:语言模糊下以投保人的合理期待解释保单条款

这一类解释方法往往发生在原被告双方就合同语句的理解发生歧义的案件中,法院选择基于“投保人的合理期待”作出有利于一方的解释;此时,法院更多是在用投保人的合理期待填补语句含义的欠缺,而非在确切地运用合理期待原则“改变”合同条款的内容。为了更完善地阐述这一类型的合理期待原则在司法实践中的适用,在总结实务观点之后,可以进一步细分为“文义解释”、“不利解释”和“混合适用”三类。现举出以下案件进行说明:

表1 “模糊解释”型案件裁判示例

类型细分	大致事实	裁判理由
文义解释	保险内容条款在保单中欠缺 驾驶员在事故发生后逃逸是否属于“免赔事项” 船员在船上因疾病发生死亡是否属于“船员责任险”的承保范围	适用“合理期待原则”补充合同内容,即以投保人的合理期待补充合同内容。 ² 保单免责条款“包括事故发生后未采取法定措施逃逸”的情形;“只有以合理期待原则解释争议条款时才可客观地辨别双方系形式争议还是实质争议”,进而适用有利解释原则;而按照投保人的合理期待,免责条款应当有效。 ³ 合理期待原则是“合同双方在订立合同时,对于合同约定情况出现时,可以期待得到的权利”,而在船员死亡“符合保单约定”时,保险人予以赔付符合投保人的合理期待。 ⁴
不利解释 ⁵	保单中“固定资	“不利解释原则的适用要满足合同当事人的合

¹ 美国法中也出现了类似的疑问。See Roger Henderson, 'The Doctrine of Reasonable Expectations in Insurance Law after Two Decades' (1990) 51 Ohio St L J 823, 826.

² 阳光财产保险股份有限公司遵义中心支公司诉习水县酷车族汽车修理厂保险费纠纷一案,贵州省遵义市中级人民法院(2021)黔03民终7661号民事判决书。

³ 武汉征海果蔬物流配送有限公司与中国太平洋财产保险股份有限公司湖北分公司武昌友谊大道营销服务部保险纠纷案,湖北省武汉市武昌区人民法院(2017)鄂0106民初8757号民事判决书。本案中单纯以文义解释保单条款即为已足,而法院在说理中提及的合理期待原则似乎更接近下文提到的老练投保人规则;此后的分析中也未提及本案争议是否属于实质争议或形式争议,说理混乱。

⁴ 宝航公司诉平安财险福建分公司船东对船员责任保险合同纠纷案,福建省高级人民法院(2013)闽民终字第475号民事判决书。

⁵ 另有类似的说理逻辑在美国法中常见,即若可以通过其他保险合同解释规则代替合理期待原则,则并无必要适用合理期待原则;如 *Salloum* 一案中,由于得优先使用禁反言原则,故法院对合理期待原则不予适用。*Salloum Foods & Liquor, Inc v Parliament Insurance Co* 388 NE 2d

	产”一词解释存在争议	理期待”，故应“以投保人对于合同缔约目的的合理期待为出发点对保险合同进行解释”。 ¹
	“发动机涉水免责”条款是否发生效力	作出“有利于被保险人和受益人的解释”是符合投保人合理期待原则的。 ²
	MDS 疾病是否属于保险范围条款中的“恶性肿瘤”	一方面基于不利解释原则，将“恶性肿瘤”解读为包含 MDS 有利于被告人；另一方面，保险合同解释应当从“获得保险理赔怀有合理期待”的角度出发。 ³
混合适用	食用辣条发生呛咳是否属于“意外伤害”	“应结合投保人投保意外伤害保险的真实意图、社会普通人对意外保险的合理期待、社会普通人对于‘意外伤害’的理解范畴进行综合考量”。 ⁴
	责任范围条款是否包含涉案手术	若排除在外则“阻却了普通民众的合理期待，亦有违诚实信用原则，显失公平，且有可能……引发道德危机，有违反公序良俗原则”。 ⁵
	吉兰-巴雷综合症是否属于合同约定的“重大疾病”范围	“保险人不仅未就格式条款对投保人尽到说明义务，反而对承保范围作误导性宣传，声称‘照样理赔’”下，投保人即对承保范围产生合理期待。 ⁶

23 (Illinois Appeals 1979).

¹ 博峰伟业公司诉昌吉公司财产保险合同纠纷案，新疆维吾尔自治区高级人民法院(2014)新民二终字第 108 号民事判决书。

² 中国平安财产保险股份有限公司东营中心支公司诉孟华东财产损失保险合同纠纷案，山东省高级人民法院(2020)鲁民申 9399 号民事裁定书；相似的案件如立拓公司与人保南京分公司保险合同纠纷案，江苏省南京市中级人民法院(2015)宁商终字第 1664 号民事判决书；白有亮与中国太平洋人寿保险股份有限公司延安支公司保险纠纷案，陕西省洛川县人民法院(2022)陕 0629 民初 1005 号民事判决书；中国平安财产保险股份有限公司青岛分公司、姜春晓财产损失保险合同纠纷案，山东省泰安市中级人民法院(2022)鲁 09 民终 1419 号民事判决书。显然，在这类案件中，疑问的是“条款效力”而非“条款含义”，故适用格式条款说明义务规则更为合理，而与不利解释或合理期待解释无关。

³ 汤花等诉人寿保险灌南公司人身保险合同纠纷案，江苏省连云港市中级人民法院(2015)连商终字第 00426 号民事判决书；相似的案件可见韩某 1 与中国平安人寿保险股份有限公司周口中心支公司人身保险合同纠纷案，(2023)豫 1602 民初 1242 号民事判决书。

⁴ 许思荣、肖会兰等意外伤害保险合同纠纷案，宁夏回族自治区永宁县人民法院(2022)宁 0121 民初 1447 号民事判决书。此处仅仅是将合理期待作为一个合同解释的参酌因素。相似的案件可见中国人民人寿保险股份有限公司江苏省分公司与谭菊兰等人身保险合同纠纷案，江苏省泰州市中级人民法院(2021)苏 12 民终 2676 号民事判决书，综合“文意分析”、“合同目的”、是否“有违公平”、“与投保人的合理期待相悖”解释保险合同中“意外伤害”的含义。

⁵ 陆某某与建信人寿保险股份有限公司上海分公司人身保险合同纠纷案，上海市奉贤区人民法院(2022)沪 0120 民初 3602 号民事判决书。显然，其本质为适用不利解释规则，而后续对于解释规则的列举实属无意义的反复。

⁶ 阳光人寿保险股份有限公司日照中心支公司与古甲朋人身保险合同纠纷案，山东省日照市中级人民法院(2021)鲁 11 民终 1006 号民事判决书。本案当中实质适用了禁反言的原则，并继续以合理期待原则辅助论证的必要；相似的说理路径可见王伟诉泰康人寿保险股份有限公

第一种的说理方法究其本质不过是“结合行为的性质和目的、习惯”对保险合同的模糊条款进行文义解释，¹在此种案件中引入合理期待原则完全是多此一举。

第二种案件则是将合理期待原则作为不利解释原则的下位概念进行适用。²诚然，基于保险人在合同中对措辞的选择，其确实对投保人创造了“某类事项将会（或不会）被保险所覆盖”的合理期待；³考虑到这一合理期待的产生是由于保险人设计合同时使用不精确的用词所致，保险人即应承担这一不精确的风险所致后果。⁴然而，适用于这种案情的合同解释规则其实并未给合理期待原则留下任何空间：若经过“细致解读”，合同条款可以解释为包含了保险人合理期待的含义，则法院在此可以直接通过其他合同解释原则完成论证，似无引入合理期待规则的必要。总之，这一方法实为对“合理期待”一词的望文生义，将《民法典》142条的“行为目的和惯例”或《保险法》第30条中“通常理解”的解释标准等同于合理期待原则，⁵即使完全没有以合理期待填补合同条款含义的必要性。⁶

第三种案例则将“公众合理期待”作为解释合同的参酌因素之一。⁷这些案件看似涉及了合理期待原则的运用，但实质上都为基于现有规则解读模糊合同条款，将投保人的合理期待作为参酌文本含义的一个因素对待。

这样的论述逻辑已经偏离了美国法中的合理期待原则，而是更加接近英国法中“合理解释”（reasonable construction）的合同解释规则，⁸即法院应该避免“毫无根据地损害该保单提供的赔偿所欲达成的目的”的合同解释发生。⁹在这种情形下，所谓“合理”指的并不是投保人眼中解释的合理性，而是解释结果的“商

司连云港中心支公司人身保险合同纠纷案，江苏省连云港市中级人民法院(2016)苏07民终2050号民事判决书。

¹ 《民法典》第142条。

² 相近的美国法判例推理可见 *Rodman v. State Farm Mutual Auto Insurance Co.*，其中法院认为，“在没有可归因于保险人的其他事由下，普通外行人通过阅读保单即不会误解保险范围，并因此误解改变对保险范围的预期，法院即不应适用合理期待原则。”只是，*Rodman* 案发生在保险合同条款“准确无疑”的情形下，而本案的合同条款存在疑义；与其说本案是因为“合同条款清晰”而排除了合理期待原则的适用（就像阿拉斯加州法院主张的那样，“清晰的合同条款将得到履行，无论它多么的偏向合同一方”），倒不如说是以普通词义解释合同条款后排除了“不利解释原则”的适用。*Rodman v State Farm Mutual Auto Insurance Co* 208 NW 2d 903 (IA 1973); *Wallace v Auto-Owners Insurance Co* 421 So 2d 131 (Alaska Civil Appeals 1982).

³ Kenneth S. Abraham, 'Judge-Made Law and Judge-Made Insurance: Honoring the Reasonable Expectations of the Insured' (1981) 67 Va L Rev 1151, 1155.

⁴ Mark Rahdert, 'Reasonable Expectations Revisited' (1998) 5 Conn Insurance L J 107, 116.

⁵ 《保险法》第30条。

⁶ Schwarcz 教授也批评这类援引合理期待的案例，认为这些法官“仅在表面上适用该原则，而在实际上运用了那些传统无争议的合同法原则”。Daniel Schwarcz, 'A Products Liability Theory for the Judicial Regulation of Insurance Policies' (2007) 48 William & Mary L Rev 1389, 1427.

⁷ 如许思荣、肖会兰等意外伤害保险合同纠纷案，宁夏回族自治区永宁县人民法院(2022)宁0121民初1447号民事判决书。

⁸ Robert Merkin QC et al, *Colinvaux's Law of Insurance* (11th edn, Sweet & Maxwell 2016) 163.

⁹ *Morley v United Friendly Insurance Plc* [1993] 1 Lloyd's Rep 490, 505.

业敏感性”（commercial sensibility）和法院所见的“合理性”（reasonableness），¹而只有一个以合同语义为基础、作为合同解释参酌的一个因素的客观“合理期待”。虽然合理解释规则同样可以达成保护投保人合理期待的效果，但常常对“完全清晰明确”的条款束手无策；此时，法院只能以“合同条款在双方合意之外”而判令其无效。故而，合理解释规则其应有别于本文所讨论的合理期待原则。

2. “提示义务”型案件：因为未尽到说明义务而以合理期待解释合同条款这类案件中，尽管合同中白纸黑字地包含了特定免责事由，且不存在理解上的歧义，但法院指出保险人未尽到对合同免责条款的说明义务，并通过投保人的合理期待排除这一条款的适用。²

表 2 “提示义务”型案件裁判示例

类型细分	大致事实	裁判理由
对于限制保险范围的格式条款未尽到提示义务为产生合理期待的前提	“高保低赔”条款效力 “保险期间自次日零时起算”条款效力	“合理期待原则”指的是保单条款清楚，“对承诺范围的限制是明确的，并不存在合同含义的模糊”，而未有提示和说明下，“投保人作为非专业人员……对保险利益已经产生合理期待”，故“高保低赔”条款应当无效。 ³ 投保人“自交纳商业险保险费后，即应当具有主观上受到保险保障的合理期待”，而保险人就起算期间未进行过协商、也未进行过提示，故该约定“违反合理期待原则，属于显示公平的条款”而无效。 ⁴
	败血症导致多器官功能障碍综合症是否属于保险范围的“重大疾病”	合理期待原则为“从人们的通常理解以及满足被保险人对于合同缔约目的的合理期待角度”解释条款，保险公司对“重大疾病”条款的设置明显限制了被保险人接受合理期待的医疗救治的权利；现保险人未尽到提示说明义务，故被保险人所患疾病应当属于合理期待下的重大疾病。 ⁵

¹ 换言之，即使合理解释的结果和清晰无疑的保单条款想矛盾，法院仍然应当以保单语言为准，而受到这一“不合理”解释的限制，*Gan Insurance Co Ltd v Tai Ping Insurance Co Ltd (No 2) [2001] Lloyd's Rep IR 291*。

² 在美国法中，法官形象地将这种情形称作“免责条款被埋藏在冗长的合同文本中”。*Aetna Casualty & Surety Co v Velasco 240 Cal Rptr 290 (1987 California Appeals)*。

³ 左广成诉人保阜宁公司保险合同纠纷案，江苏省阜宁县人民法院(2013)阜益商初字第0001号民事判决书。显然，在已经通过告知义务排除涉案条款效力下，并无再以合理期待原则论证的必要。

⁴ 杜志啸与华泰财产保险有限公司北京分公司财产保险合同纠纷案，北京市西城区人民法院(2020)京0102民初28436号民事判决书；相似的说理路径可见冯某甲、李某保等意外伤害保险合同纠纷案，广东省中山市第一人民法院(2022)粤2071民初9534号民事判决书；紫金财产保险股份有限公司泰州中心支公司与江苏锡华铸造有限公司人身保险合同纠纷案，江苏省泰州市中级人民法院(2019)苏12民终1029号民事判决书；江苏省常州市武进诚信机动车驾驶技术培训中心与阳光财产保险股份有限公司常州中心支公司保险合同纠纷案，江苏省常州市中级人民法院(2013)常商终字第516号民事判决书。

⁵ 王某1与A保险股份有限公司健康保险合同纠纷案，杭州市西湖区人民法院(2022)浙0106

违反合理期待的条款要求更高的说明义务	“实习期免责条款”效力	实习期免责“明显超出保险人控制经营风险的合理需要，不符合公平原则及被保险人的合理期待原则”，而就此违反合理期待的条款虽然“尽到了提示义务”，但未履行“明确说明义务”，故实习期的免责条款不产生效力。 ¹
	“无证驾驶电动三轮车”是否包含在“无证驾驶”的免赔事由下	“被保险人以及受益人对保险合同条款产生的客观合理期待仍应被尊重和保护”，而被保险人认为无证驾驶电动三轮车不属于“无证驾驶”符合一个社会普通人的合理期待；保险人虽然对尽到了提示义务，但并未达到“足以引起投保人注意的特别提示和说明义务”，故不可免责。 ²

第二类类合了“提示义务”的适用合理期待原则的裁判说理，也可以分为两种类型。其一为这部分法院认为，合理期待原则的适用应当以“未尽到提示或说明义务”为前提，即仅有在确认该条款为《保险法》第 17 条中“免除保险人责任的条款”的前提下，方得以投保人的合理期待填补合同内容；这种实质适用合理期待原则的模式，是由于我国保险中并无合理期待原则的立法规定、仅有“说明义务”的效力规则下，法官采取的折衷论证路径。³当然，这样的解读无异于过度限缩了合理期待原则的适用空间，也导致了合理期待原则和说明义务规则功能的重合，因此并非是合适的解读。

更加合理的解读则为第二种，系对“未尽到提示义务”的反向理解，即若保险人“明确清楚地表明排除保险的覆盖范围”⁴——保险人“在缔约时有效地令投保人了解到这一条款的存在”，⁵才有令合理期待落空的可能。这样的案件将《保险法》第 17 条 2 款包含的“提示说明义务”进一步拆解为两个义务，即“足以引起投保人注意的提示”义务和“作出明确说明”的义务。⁶对于违反投保人合

民初 8175 号民事判决书；相似的说理路径可见中国平安人寿保险股份有限公司通化中心支公司、申某某人身保险合同纠纷案，吉林省通化市中级人民法院(2022)吉 05 民终 496 号民事判决书。

¹ 余某辉与中国某某财产保险股份有限公司岑溪支公司财产保险合同纠纷案，广西壮族自治区岑溪市人民法院(2024)桂 0481 民初 841 号民事判决书；相似的说理路径可见中国大地财产保险股份有限公司济宁中心支公司、王庆海保险纠纷案，山东省济宁市中级人民法院(2023)鲁 08 民终 1293 号民事判决书。

² 李备芳、亚太财产保险有限公司人身保险合同纠纷案，山东省东营市河口区人民法院(2021)鲁 0503 民初 1980 号民事判决书。

³ 有观点认为，参见李利，许崇苗：《论合理期待原则与格式保险合同解释》，载《人民司法案例》2011 年第 2 期，第 92 页；实际作此解读的实务案例可见李红民诉中国人寿保险股份有限公司澠池支公司人身保险合同纠纷案，河南省澠池县人民法院(2010)澠民一初字第 838 号。但考虑到合理期待原则涵盖的范围和告知义务的条款范围并非一致，这样的推理路径终究非长久之计；更何况，下一段分析中，还有很多法院基于诚信原则直接以合理期待原则解释合同条款，也并未指出其法律基础于何处。

⁴ *Woodson v Manhattan Life Insurance Co of New York* 743 SW 2d 835 (KY 1987).

⁵ Keeton, *Basic text on insurance law* (West 1971) 352.

⁶ 《保险法》第 17 条第 2 款。

理期待的条款，仅尽到一般的提示义务并不足够，只有对于保险人尽到说明义务——“就条款的含义、内容以及法律后果”进行明确说明下，方得认定为有效的条款。¹笔者看来，这样的解读虽然更加接近对合理期待原则的原意，但又过度强调了合理期待原则中保险人的责任而忽略了对投保人保护的价值，且与前者一样，过度限缩了合理期待原则的适用空间。

总之，第二类案件也非对合理期待原则的合理解读：说明义务规则的效果足以使合同条款失效，而合理期待原则作为一个“后置性”的原则，追求的则为“对有效合同条款更合理的解读”；如果既然已经以说明义务排除合同条款的效力，则并无必要再行援引合理期待原则“解释”这一已经失去效力的条款。因此，第二类案件中，法院在裁判说理时并未考虑规则之间的关系和内涵而同时援引不同的规则，看似加强了论证说理的力度，但实际造成了逻辑的不一致。

3. “原版”合理期待原则：条款背离合理期待原则下的解释

这一解释路径是最忠实于原型的对合理期待原则的运用，“当投保人的客观合理预期与保险合同不一致时，法院对保险合同中的清晰条款也不予理会”。²此时，法院直截了当地以合理期待原则为由介入保险合同内容的规定，与其说是在“解释”合同，倒不如说是一种事后的对合同内容的审查。³相比于前两种案型，这类案件在我国司法裁判中更加少见。具体的案件种类细分如下：

表3 “原版”合理期待型案件裁判示例

类型细分	大致事实	裁判理由
实质适用合理期待原则	保单约定适用更旧的行业标准，而非更新的二院三部标准	本案表面上对保险合同的解释适用了有利解释规则；但实质上，本案适用合理期待原则，即“保险人应实现被保险人对于保险产品的合理期待”，而将滞后且严苛的行业标准作为适用标准，“削弱了该保险产品的保障性”，违反合理期待。 ⁴
	阵发性室上性心动过速心脏病是否为“重大疾病”条款所包括	本案“重大疾病”条款进行了明确的界定，保险公司本不应承担保险责任；法院看似在适用说明义务和不利解释规则说理，但“在实质上是运用了保险法上的合理期待的法律理念”，“否定保险合同中明示条款的清晰文字的效

¹ 《最高人民法院研究室关于对〈保险法〉第十七条规定的“明确说明”应如何理解的问题的答复》（法研〔2000〕5号），2000年1月24日发布；余某辉与中国某某财产保险股份有限公司岑溪支公司财产保险合同纠纷案，广西壮族自治区岑溪市人民法院(2024)桂0481民初841号民事判决书。

² Robert Jerry II, ‘Insurance, Contract, and the Doctrine of Reasonable Expectations’ (1998) 5(21) Connecticut Insurance L J 21, 39.

³ 部分学者称这种裁判具备“伪审查性”（pseudo-regulatory）。Daniel Schwarcz and Peter Siegelman, ‘Law and Economics of Insurance’ in Francesco Parisi (ed), *The Oxford Handbook of Law and Economics Volume 2: Private and Commercial Law* (OUP 2017) 481, 495.

⁴ 李玉珍诉中国人民财产保险股份有限公司吴江中心支公司等人身保险合同纠纷案，苏州市吴江区人民法院（2020）苏0509民初13512号民事判决书；但在本案的前文中，法院明确投保人“并不清楚保险合同约定的行业标准与二院三部标准之间的区别”，而后文中又直接以合理期待原则为由“适用二院三部标准”解释该合同条款，前后矛盾。

力，重新界定了合同内容”，因此令保险人对保险责任范围之外的疾病也要承担责任。¹

直接适用合理期待原则	本案意外事故死亡是否属于“自事故发生之日起 180 日内身故” 被保险人龚某某在抢救超过 48 小时后死亡，是否超越了保险合同约定的责任范围。	“该时间限制条款既违背了意外伤害保险目的、保险法的合理期待原则，也违反公序良俗原则”，故只要被保险人符合因遭受意外伤害身故的情形，即属于保险责任范围。 ² “抢救超过 48 小时就一律不予理赔”条款将极大限缩理赔情形，保险责任范围条款显然对被保险人的保障范围有不合理限制，此时，应当“运用合理期待原则”，对保险责任范围作出“更符合投保人、被保险人、受益人内心真实意思表示的解释”。 ³
明确位阶地适用合理期待原则	“发动机涉水免责”条款是否发生效力 驾驶员超速行驶发生交通事故是否属于“重大过失免赔”条款的范畴	本案中保单条款约定清晰无疑，故不应适用不利解释原则；保险人已经尽到说明义务，故免责条款合法有效；“从合理期待原则的角度分析”，也不能得出发动机涉水属于保险责任范围的结论。 ⁴ 虽然被告已经履行了“免责条款的提示和明确说明义务”，但投保人对保险合同的保障“存在的客观、合理的期待”，而“根据合理期待原则”，无论“合理期待是否包括在该保险条款在制定时的本意之内”，均应依法予以保障。 ⁵

总之，一系列类似的案例都表明，即使合同条款清晰无疑，我国司法实务中同样存在运用合理期待原则、变更条款的含义的实践，我国司法实务中已经出现了接纳合理期待原则的趋势。其中，第一种案例直接运用合理期待原则进行说理，虽然可以让法院作出更合理的裁判，但也冒着“法官造法”的风险。第二种则是囿于现行法的局限，法院“迂回”地运用这一原则，或者将其与其他的合同解释

¹ 李红民诉中国人寿保险股份有限公司浍池支公司人身保险合同纠纷案，河南省浍池县人民法院(2010)浍民一初字第 838 号民事判决书。

² 刁凌军等与和谐健康保险股份有限公司泰州中心支公司意外伤害保险合同纠纷上诉案，江苏省泰州市姜堰区人民法院(2016)苏 1204 民初 7011 号民事判决书。

³ 龚某居与中国太平洋财产保险股份有限公司郑州中心支公司财产保险合同纠纷上诉案，(2022)沪 74 民终 1744 号民事判决书。

⁴ 李文与中国人民财产保险股份有限公司佛山市分公司财产保险合同纠纷案，广西壮族自治区北海市中级人民法院(2016)桂 05 民终 535 号民事判决书；本案明确了合理期待原则的适用位阶，即在无法以不利解释原则和已经完成说明义务的前提之下，方有适用合理期待原则的空间。

⁵ 烟台北明客运有限公司与中国太平洋财产保险股份有限公司烟台中心支公司责任保险合同纠纷案，烟台市莱山区人民法院(2013)莱商初字第 321 号民事判决书；相似的说理路径可见幼琴、中国人民财产保险股份有限公司杭州市分公司财产损失保险合同纠纷案，浙江省杭州市滨江区人民法院(2022)浙 0108 民初 178 号民事判决书。

规则进行“混用”。¹第三种显然更加忠于合理期待原则的原意，明确了只有在其他合同解释和效力规则都无法运用下合理期待原则的兜底效果，关于合理期待原则究竟应当处于怎样的位阶、其具体含义除了保护投保人的合理期待之外还包含了那些内容，在我国法中远未明确；虽然这类案件发展出了“不利解释—说明义务—合理期待”的逻辑顺序，但这样的顺序首先颠倒了“条款有效”和“条款解释”之间的逻辑位阶，也没能明确在语义模糊和未尽到说明义务之外，合理期待原则还存在怎样的前提限制。最后，对于究竟何谓合理期待原则，其保护的合理期待究竟是基于社会公众的一般认知，还是投保人的具体期待，案例中并无定论；²对于合理期待原则适用的限制，同样未能在裁判中加以明确。³

总之，合理期待是可以援引的极为有力的“武器”，该“武器”如此有力以至于可直接改变合同内容，但若运用不当，也将导致对保险市场的不当调整。

（二）比较法中合理期待原则的争议解读

和中国法一样，在美国司法裁判中，不同州法院、立法中的合理期待原则也存在着大量争议；根据前述归纳，我国法中对合理期待原则的阐述——不论是否正确或合理——基本上都能在美国的司法裁判中找到原型，而美国法上的这些裁判基本上在判例法中得到了继承，成为了各州保险法的一部分。

第一类案件的类型为模糊语义下不利于被告解释规则的衍生，最有代表性的为加利福尼亚州法中对保险合同的“三步解释”原则：首先以合同语义解读模糊条款，而后结合当事人“合理期待”，最后对条款作出不利于投保人的解释。⁴其中，“合理期待”一词源于《加州民法典》的合同解释规则，⁵其作为“不利解释的考虑因素”与我国法中将“合理期待”解读为《民法典》第142条的“行为目的和惯例”并无二致。

第二类案件在美国被称作“未意识到”型合理期待原则；“（被保险人）不受

¹ 如在龚某居与中国太平洋财产保险股份有限公司郑州中心支公司财产保险合同纠纷上诉案中，法院虽然实质上运用合理期待原则解释了保单中“48小时之内经抢救无效死亡”的保险范围条款，认为即使抢救时间超过48小时，该保险依然得到适用，是典型地突破明确的条款内容的对合理期待原则的适用；但是，由于现行法的限制，评析说理仅适用了《保险法》第30条的“不利解释原则”，而将合理期待原则作为其下为概念加以适用，上海金融法院（2022）沪74民终1744号民事判决书。

² 这一问题在美国法中存在争议。如 *Atwater* 案中，法院对于合理期待的认定是基于“众所周知的事实”，*Atwater Creamery Co v. Western National Mutual Insurance Co* 366 NW 2d 278 (MN 1985)；但是，在另一些案件中，法院对合理期待的认定则是以投保人本人对合同条款的理解和认识为准，*Gross v Lloyds of London Insurance Co* 358 NW 2d 272 (WI 1984)；应该认为，前者更加接近 Keeton 对合理期待的最初阐述，即“一般投保人”对于合同条款的认识应当作为合理期待的基准，Keeton, ‘Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions’ (1970) 83 *Harvard L Rev* 961, 968；关于这一争议的更多讨论，参见第五部分标题（二）部分。

³ 如在衣阿华州法中，法院援引了《第二次合同法重述》的观点，认为合理期待原则仅在三种情形下方有援引的空间，*Farm Bureau Mutual Insurance Co v Sandbulte*, 302 NW 2d 104 (IA 1981)。

⁴ *AIU Insurance Co v Superior Court (FMC Corporation)* 799 P 2d 1253 (CA 1990)。这一路径在后续的加州法判例中得到继承，*Bank of the West v Superior Court* 833 P 2d 545 (CA 1992)；*Transport Insurance Company v Superior Court* 222 Cal App 4th 1216 (CA 2014)。

⁵ “如果承诺的条款在任意方面是模棱两可或不确定的，则其必须按照承诺人在作出承诺时所知的受领人理解的意义来解释。” *The Civil Code of the State of California*, § 1649。

超出合理期待范围的未知条款的约束……这种期待可以从之前的谈判或从情况中推断……如果该条款难以辨认或以其他方式‘隐藏’在合同中，则这一推断得到加强”。¹但是，对于合理期待原则的此等阐述过于片面地强调了保险公司违背“合理期待”的一个方面；在新泽西州法中，这一类案件的裁判思路即发生了改变：为了保护投保人的合理期待，“在发出要约之前，保险人有义务获得风险或客户期待的保险范围有关的所有信息；同样，它也有义务在保单中制定对外行来说清楚、明确和突出地规定……那些与保险覆盖、责任排除或重要条件有关的条款。”²这一规定最初源于《第二次合同重述》中对格式条款的排除、即“消费者不受超出合理期待的未知条款的约束”的判例法归纳，³但在后来的发展中，该条款虽然保留了合理期待原则的形式，却最终与保险人告知义务混为一谈，其效果也为直接否定效力而非对条款的重新解释。因此，这一路径同样不能视为对合理期待原则的正确解读。

第三类案件，即忠于原型的合理期待原则，虽然同样被一些州法所采纳，但其发展路径可谓一波三折；衣阿华州法中对合理期待原则的发展即为如此，虽然衣阿华州很早就接纳了合理期待原则，⁴在裁判中指明“虽然消费者通常遵守格式条款、甚至在不了解其细节下受其约束，但他们不应受超出合理期待的未知条款的约束”，⁵并最终定型如下：（1）奇怪或压迫性的条款；（2）破坏双方明确合意的条款；（3）消除保单主要目的的条款。⁶但考虑到过度扩张的合理期待原则对保险市场带来的过大不确定性，在后续发展中，法院又逐渐限缩了合理期待原则的范围。⁷这一发展规律也在许多其他州的司法裁判发展中出现，被称作“合理期待原则的过山车”。⁸

在加拿大法中，也有类似的合理期待原则解读的疑问。以最高法院为代表的主流意见认为，只有保单条款语言模糊下方有适用合理期待原则的空间，⁹即“至

¹ *Darner Motor Sales v Universal Underwriters Insurance Co* 682 P 2d 388 (AZ 1984); 亚利桑那州法中后来发展出了四类“定型化”的合理期待原则：一般智力的消费者无法理解的合同条款、被保险人没有收到有关意外或免责型条款的充分通知、保险人行为使得被保险人产生承保范围的客观期待、保险人的行为使得被保险人相信保险单明确否认的保险合同有效，*Gordinier v Aetna Casualty & Surety Co* 742 P 2d 277 (AZ 1987).

² *Bromfeld v Harleysville Insurance Companies* 688 A 2d 1114 (NJ 1997); 更早期的判例同样坚持“告知”对合理期待的影响，“投保人通过阅读声明页得到的对保险范围的合理期待不得与保单的条款相抵触，除非声明页本身包含了对投保人的对明确警告”，*Lehroff v Aetna Casualty & Surety Co*, 638 A 2d 889 (NJ 1994).

³ American Law Institute, *Restatement of the Law Second: Contracts 2d* (American Law Institute Publishers 1981) § 211(3), Comment (f).

⁴ 最早的衣阿华州判例对合理期待原则的阐述仍然十分粗糙，完全照搬了 Keeton 的论述，*Rodman v State Farm Mutual Insurance Co* 208 NW 2d 903 (IA 1973).

⁵ *C & J Fertilizer, Inc v Allied Mutual Insurance Co* 227 NW 2d 169 (IA 1975).

⁶ *Clark-Peterson Co v Independent Insurance Associates, Ltd* 492 NW 2d 675 (IA 1992); 晚近类案判例可见 *Luigi's, Inc v United Fire and Casualty Company* 959 NW 2d 401 (IA 2021).

⁷ “除非被保险人证明保险人的原因导致了对保险期待，或者保单设计使得普通外行会误解其保险范围，否则这一原则不适用”，*Benavides v JC Penney Life Insurance Co* 539 NW 2d 352 (IA 1995); 这一路径在近年判例中也得到了继承，*Schulz Farm Enterprises, Inc v IMT Insurance* 895 NW 2d 922 (IA 2017).

⁸ Mark Rahdert, 'Reasonable Expectations Reconsidered' (1986) 18 Conn L Rev 323, 353-54.

⁹ *Jesuit Fathers of Upper Canada v Guardian Insurance Co* (2006) 1 SCR 744.

少在保单模棱两可的情况下，使当事人的合理期望生效”。¹不过，也有判例法主张该原则适用于保单用语清晰无疑的情形，“如果保险人对相关保单条款的解释实际上会否定被保险人通过支付保费所期望的保险范围，则保险人有理由赔付保险金”。²

各国的裁判经验都表明，虽然合理期待原则原先是“为法院提供了一个标准以解释保险合同，而不必依赖不反映现实情况的任意规则、或在个案中出于正义而扭曲和延伸这些规则”，³突破了原有的保险合同解释规则但仍限制法官的自由裁量权；⁴但是，目前看来，实践中对合理期待原则的运用反而增大了裁判的不确定性，“合理期待原则与其说是一项解释的原则，不如说是一系列概念的集合”。⁵

二、合理期待原则的源流考察

鉴于我国实务中对合理期待原则的解读存在着如此明确的差异和冲突，本文认为，有必要进一步对“合理期待”原则的内涵和源流进行考察，以探究其“原初的真实含义”。

（一）合理期待的原初含义和定型

关于合理期待原则（Reasonable expectations doctrine）最初、也是最权威的学理讨论可以见诸 Keeton 教授的论述：

“申请人和期待受益人对保险合同条款的客观合理预期应当得到履行，尽管经过细致的对保险合同条款的研读，这些预期也未包含在其中。”⁶

这是格式条款中“不利于被告人”原则在保险法中的自然延伸，⁷更是法院对处于弱势地位的投保人不言自明的额外保护。⁸Keeton 在当时所设想的案情大致为，保险合同的起草者为成熟的保险公司，而相对方为没有经验的投保人；虽然存在着行政监管，但是这些监管相对薄弱，甚至“立法或行政规章规定或批准的条款通常本质上都是对起草者提议的直接或略微修改”。⁹在这样的市场下，法院介入其中替代行政机关完成对保险条款的“公正”审查即具备了极大的正当性和紧迫性，且这样的介入不能局限于现有的合同解释技术，甚至要达到在“没有其他方法可以证明从合同的字面条款中排除一方责任”的情形下仍足以救济合同相

¹ Reid Crowther & Partners Ltd v Simcoe & Erie General (1993) 1 SCR. 252.

² Chilton v Co-Operators General Insurance Co 97 OAC 369 (Ontario Court of Appeal 1997).

³ Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 967.

⁴ Gerald Morris, 'Great Expectations for the Reasonable Expectations Doctrine [Atwater Creamery Co. v. Western National Mutual Insurance Co., 366 N.W.2d 271 (Minn. 1985)]' (1986) 12(2) William Mitchell L Rev 371, 378.

⁵ Mark Rahdert, 'Reasonable Expectations Revisited' (1998) 5 Conn Insurance LJ 107, 111.

⁶ Keeton, *Basic text on insurance law* (West 1971) 351.

⁷ Leo Martinez and Douglas Richmond, *Cases and Materials on Insurance Law* (7th edn, West Academic Publishing 2013) 143; *ibid* 351.

⁸ Abraham 将其称为“法官创造的保险”(judge-made insurance)。Kenneth Abraham, 'Judge-Made Law and Judge-Made Insurance: Honoring the Reasonable Expectations of the Insured' (1981) 67 Va L Rev 1151, 1152.

⁹ Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 966-67.

对人的地步。¹按照 Keeton 的介绍, 这样的介入可以达到“促使保险公司以一般人可以理解的用语起草合同”和“保险公司不得规定与投保人合理期待不同”的效果;²总的来说, 最初的合理期待原则是对一项市场失灵的强行矫正, 而为了矫正这一失灵, 合同的解释将几乎无条件地向投保人倾斜。

只是, Keeton 在 1970 年的这一创造太过宽泛和粗糙, 对于这一规则的前提条件是否确实在美国社会中确切存在仍有争议, 对于“细致的研读”也没有提出明确的标准, 更缺少确切的适用范围和前提条件。Keeton 自己也明确提出, 这一原则“仅仅是逻辑的产物而过于宽泛, 以至于难以成为普遍真理; 它仅仅指向了保险法可能的发展方向”。³显然, 如前文所述, 保险法裁判的发展似乎并没有遵循 Keeton 的想法——它不仅没有如 Keeton 预期的那样逐渐限缩, 而是越发宽泛起来。各州最早的分歧体现在“强弱”之分的合理期待原则上, 即仅在合同语言模糊、需要进一步解释下方有适用空间的“弱合理期待”(reasonable expectation in the weaker form)⁴和无论合同语言是否模糊都得适用、实质上直接改变合同内容的“强合理期待”(reasonable expectation in the stronger form)。⁵这后来又发展为“四分法”的合理期待原则, 即解释条款内容、填补投保人未意识到的合同缺陷、法院直接调整不公平合同条款、执行公共政策四类案由都可以用合理期待原则解释保险合同。⁶总之, 美国法中以合理期待原则论述解释正当性的判例已经远远超过了 Keeton 最初设想的情形, 其适用之混乱也使得学者感叹合理期待原则已经成为“失败的学理”。⁷

但不论如何, 在我国的司法实践中, 有且仅有第三种解读更加合乎 Keeton 的本意——法院作为对行政机关监管缺位的补充, 也即“当保险合同当事人就合同内容的解释发生争议时, 应以投保人或被保险人对于合同缔约目的的合理期待作为出发点对保险合同进行解释, 即使保单中严格的条款术语并不支持这些期待”的解释,⁸更进一步的观点甚至提出, 法院甚至要执行的不仅仅是消费者的合理期待, 还要包括第三人的合理期待乃至国家的公共政策。⁹总的来说, 合

¹ Roger C. Henderson, 'The Doctrine of Reasonable Expectations in Insurance Law after Two Decades' (1990) 51 Ohio State L J 823, 825.

² Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 968.

³ *ibid* 967.

⁴ *Hallowell v State Farm Mutual Automobile Insurance Co* 443 A 2d 925 (DE 1982).

⁵ *Corgatelli v Globe Life & Accident Insurance Co* 533 P 2d 737 (ID 1975).

⁶ Mark Rahdert, 'Reasonable Expectations Revisited' (1998) 5 Conn Insurance L J 107, 112-14.

⁷ Susan Popik & Carol Quackenbos, 'Reasonable Expectations after Thirty Years: A Failed Doctrine' (1998) 5 Conn Insurance L J 425, 448-49.

⁸ 山东省日照市中级人民法院(2021)鲁 11 民终 1006 号民事判决书。

⁹ 如 *Keene Corp. v. Insurance Co. of North America et al* 一案中, 面对原告商品购买者被暴露在石棉感染下造成的产品责任, 数个保险人和被保险人总共提出了三种对于“身体伤害”(bodily harm) 一词的解释。但是, 法院并未直接保护投保人的合理期待, 而是再行基于合理期待原则再行创造了一种新的解释, 这并非出于保护投保人 Keene 的目的, 而是为了让产品责任保险能够达到其社会目的, 即尽可能地覆盖因为原告的产品而受到损失的用户, *Keene Corp v Insurance Co of North America et al* 667 F 2d 1034 (DC 1981) [22-30]; 该案对后续的许多大规模侵权案件中也有引用, 如环境侵权、药品瑕疵等, *Continental Insurance Companies v Northeastern Pharmaceutical and Chemical Company, Inc et al* 811 F 2d 1180 (8th Circular Court 1987); *American Physicians Insurance Exchange v Garcia* 876 SW 2d 842 (TE 1994); 更有法院直

理期待原则完全改变了法院在保险法裁判中的功能,决定的不仅仅是保险人和被保险人之间“存在什么交易”,更是各方“应该怎么交易”,从而最好地达成保险合同的目的。¹

(二) 合理期待原则争议的理由和本质

合理期待原则赋予了法院一个极为强大的武器——一个直接改变合同条款、仅仅以当事人或客观判断下的“合理期待”为准审查合同内容的方法。司法实践中,这一原则的适用具备了较大的结果导向性,“法院可以行使大量的自由裁量权,在遇到可适用合理期待原则的新情况时,直接创造或改变‘合理期待’的内涵。”²

然而,在笔者看来,这一结果导向性也许不应该归因于法院自身的任性,而是合理期待原则自身缺陷的必然结果——这一原则本身就具有结果导向性。合理期待原则的发明是为了填补现有合同法手段的不足,是法官无路可择下的“最后手段”;³虽然这一“最后手段”看似很难有适用的情形,且绝大多数情况下“走在正轨上”,但其适用范围归根结底没有明确的限制,“除了最温和的形式外,在任何方面都挑战着样板保险法规则背后的基本假设”。⁴可以说,限制合理期待原则适用的唯一条件就是在法官看来结果的正当性。

进一步而言,合理期待原则引发的一系列争议背后折射出的,是合同基本价值理念的冲突:是 Williston 式的严守合同法基本理念、完全基于“意图的直接证据”解读合同,不得自由重写一份清楚和明确的条款的形式主义(formalism),⁵还是 Corbin 所追求的服务于实质公正、否认合同中“唯一正确解读”的存在而为当事人实现由承诺带来的合理期待的功能主义(functionalism)。⁶

对于形式主义而言,合理期待原则与合同法对确定性的追求截然相反。⁷以 Williston 教授和《第一次合同法重述》为代表的形式主义合同法⁸将法律的“确定性”(certainty)置于“自由裁量”之上,⁹“法律的建构使得只有在合同成立

接提出了合理期待原则的“第三人效力”,即合理期待原则保护的不仅可以是投保人的合理期待,更可以是其他受害者的合理期待, *Harvester Chemical Corp v Aetna Casualty & Surety* 649 A 2d 1296 (NJ 1994).

¹ Mark Rahdert, 'Reasonable Expectations Revisited' (1998) 5 Conn Insurance L J 107, 139.

² *Ibid* 145.

³ Peter Nash Swisher, 'A Realistic Consensus Approach to the Insurance Law Doctrine of Reasonable Expectations' (2000) 35 Tort & Insurance L J 729, 737.

⁴ Mark Rahdert, 'Reasonable Expectations Revisited' (1998) 5 Conn Insurance L J 107, 146.

⁵ Samuel Williston, *A Treatise on The Law of Contracts Vol 7* (4th edn, Lawyers Cooperative Publishing 1997) [601].

⁶ Linton Corbin, *A Comprehensive Treatise on The Rules of Contract Law Vol 1* (West Publishing Company 1950) [1.1].

⁷ 如南卡罗莱纳州在接纳形式主义合同法下拒绝了合理期待原则,“南卡罗莱纳州法对合同的形式主义解释由来已久……我们‘不应对保单语言的含义进行过度追究,将语义扩大或取消至当事人从未预计涵盖的范围’”, *USAA Property & Casualties Insurance Co v Clegg* 661 SE 2d 791 (SC 2008); *Bell v Progressive Direct Insurance Co* 757 SE 2d 399 (SC 2014).

⁸ Robert Jerry II, 'Insurance, Contract, and the Doctrine of Reasonable Expectations' (1998) 5(21) Connecticut Insurance L J 21, 55.

⁹ Daniel Klau, 'What Price Certainty - Corbin, Williston, and the Restatement of Contracts' (1990) 70 Boston Univ L Rev 511, 524.

的要素完全外化的前提下，它（心理同意）才能被当事人准确地表达”。¹形式主义的的基础上进而发展出了“客观理论”（objective theory of contracts），即后来被称为“古典合同法”（classist mode of contract law）的立法模式，其特点是错误的适用范围狭窄、严格的违约责任、限缩合同中的损害赔偿范围，²最重要的就是以“意图的直接证据”（direct evidence of intent）为基础对合同进行“形式主义”解释，并拒绝令法官自由改写语言清晰无疑的条款。³因此，20世纪80年代以来，随着大多数美国州法在保险法中回归形式主义方法论，⁴合理期待原则的原型在这些州法院中难以为继，最终沦为形式主义的“模糊解释”型合理期待原则。

从功能主义的角度出发，合理期待原则有效地实现了合同法的实质正义追求。功能主义者拒斥合同的所谓“确定性”——或在功能主义者看来不过是“确定性的幻觉”（illusion of certainty）；这一学派批判形式主义的思想“妄想法律是绝对和永恒的”，由“正确和不可改变的定义”组成。⁵相反，功能主义者旨在为应该发生利益倾斜的案情中为当事人提供保护，意在改革和瓦解古典合同法对契约的解读。⁶具体在合同法中，功能主义主张以“义务的相互性”（mutuality of obligation）取代古典合同法中的对价概念，放宽了错误和合同目的无法实现的认定，并扩张了古典合同法中违约责任的免责情形。⁷至于合同解释，功能主义扬弃了形式主义的“唯一正确理解”，⁸在双方的合同解释发生争议时，往往选择因一方承诺而产生的另一方的合理期待，而非合同语言的明确规定，⁹最终导向了结果导向、仰赖法官主观价值判断的合同解释路径。至于合理期待原则，则是一种“过于自由、结果导向、反自由市场且反合同自由，甚至与司法服从立法的准则相悖”的学说，¹⁰“它难以被放入任何一个现有合同解释的框架之下，而仅仅追求实质上合理的对于保险合同风险的分担。”¹¹因此，该学说立场鲜明地站在功能主义立场上，其结果导向的应用使其成为在行政机关未能充分履行责任的

¹ Gilmore Grant, *The Death of Contract* (Ohio State University Press 1974) 43.

² *Ibid* 44-53.

³ Samuel Williston, *A Treatise on The Law of Contracts Vol 7* (4th edn, Lawyers Cooperative Publishing 1997) §601.

⁴ G. Richard Shell, 'Contracts in the Modern Supreme Court' (1993) 81 *California L Rev* 433, 436.

⁵ Linton Corbin, *Corbin on Contracts One Volume Edition* (West Publishing Company 1963) 163.

⁶ Gilmore Grant, *The Death of Contract* (Ohio State University Press 1974) 73. 这一思路的进阶即为将合同法作为一个“动态法律体系”（dynamic legal system）看待，Daniel Klau, 'What Price Certainty - Corbin, Williston, and the Restatement of Contracts' (1990) 70 *Boston Univ L Rev* 511, 528.

⁷ Gilmore Grant, *The Death of Contract* (Ohio State University Press 1974) 74-85.

⁸ Linton Corbin, *Corbin on Contracts One Volume Edition* (West Publishing Company 1963) 495.

⁹ Linton Corbin, *A Comprehensive Treatise on The Rules of Contract Law Vol 1* (West Publishing Company 1950) §1.1.

¹⁰ Jeffrey Stempel, 'Unmet Expectations: Undue Restriction of the Reasonable Expectations Approach and the Misleading Mythology of the Judicial Role' (1998) 5 *Connecticut Insurance L J* 181, 266.

¹¹ Peter Nash Swisher, 'A Realistic Consensus Approach to the Insurance Law Doctrine of Reasonable Expectations' (2000) 35 *Tort & Insurance L J* 729, 747-48. 合理期待原则在经济学家看来本质上就是对保险合同的风险再分配。Kenneth Abraham, 'Judge-Made Law and Judge-Made Insurance: Honoring the Reasonable Expectations of the Insured' (1981) 67 *Virginia L Rev* 1151, 1169.

州的法院维护投保人利益的一个现成选择。¹

那么,在我国法中,是否有必要在现有的合同法学理基础上像美国一些州那样引入合理期待原则?或者说,合理期待原则所暗含的理念是否和我国保险法体系相容?我国保险法立法一向遵循了投保方“倾斜保护”的立场,这一立场在先前的多次立法草案说明中,都有所提及;²消费者面对繁复复杂的保险合同条款,也时常面对“理赔难”的疑问,其力量也仍然有待加强。总的来说,至少就目前的社会状况和我国不断加强投保方保护的立法立场而言,存在着这样的必要性。

3

三、对合理期待原则自身缺陷的分析

合理期待原则本身即为一个过于无拘无束、结果导向的合同解释原则,加上合理期待背后的基础价值取向之争,自其诞生起即存在着各种争议和批判。

(一) 合理期待原则适用前提的不确定

合理期待原则最大的争议即在于其过大的不确定性,正如有学者所言,“没有任何原则性的方法可以描述合理期待……有无数种方法可以正确描述一个人的期待,每一种方法都是有效的,但每一种方法都可能导致不同的规范结论”。⁴在司法实务中,法院常常以各种案情中的特定因素考量投保人合理期待的存在,如保险公司的销售手段、⁵保单结构和设计、⁶交易习惯⁷等;这些因素在一些判例中得到承认,但在另一些中却没有,因此对于投保人的合理期待究竟如何认定、

¹ “在爱达荷州,和大多数州一样,消费公众和公众利益由州保险专员保护……国家当局有时未能充分履行这一责任”, *Corgatelli v Globe Life & Accident Insurance Co* 533 P 2d 737 (ID 1975); Keeton 的观点也可能和 20 世纪 70 年代美国公众对保险合同中不平等现象的普遍不满有关, Keeton, *Basic text on insurance law* (West 1971) 563-64.

² “目前实践中产生的保险纠纷以及理赔难的问题……为解决此类问题,修订草案着重加强对被保险人利益的保护,进一步明确、完善了保险合同的具体规定”,吴定富(中国保险监督管理委员会主席):《关于〈中华人民共和国保险法(修订草案)〉的说明》,2008年8月25日在第十一届全国人民代表大会常务委员会第四次会议上;“明确引入保险消费者概念。进一步突出保险消费者权益保护的监管导向,为保险消费者保护工作和制度建设提供法律基础”,《关于〈关于修改〈中华人民共和国保险法〉的决定(征求意见稿)〉的说明》,2015年10月14日发布。

³ 李利、许崇苗:《论在我国保险法上确立合理期待原则》,载《保险研究》2011年第4期,第107页。

⁴ Bailey H. Kuklin, 'The Justification for Protecting Reasonable Expectations' (2001) 29 Hofstra L Rev 863, 865.

⁵ *Steven v Fidelity & Casualty Co* 377 P 2d 284 (CA 1962). 本案中,被保险人在机场的自动贩卖机购买了该“仅适用于单程机票”保单。法院指出,“一个理智的人,购买了固定行程的机票,并在购买保单时同时获得了整趟旅途的保险保障,通常会预期,如果其航班因故障或其他原因而中断,他的保险将适用于替代该航班的其他航程。”

⁶ *Holz Rubber Co v American Star Insurance Co* 533 P 2d 1055 (CA 1975). 本案中,保单记载了“全面覆盖”的要求,即“保单保障被保险人指定场所的所有存货,而不仅仅是特定建筑中的存货”,且这一“全面覆盖”条款被直接印刷在保单的简介中。基于这一点,法院即基于投保人合理期待的内容作出了不利于保险人的解释;当然,这其实是对合理期待原则的误用。

⁷ *Herzog et al v National American Insurance Co et al* 465 P 2d 841 (CA 1970). 本案中,法院基于交易习惯上“保险人既然收取相对较小的保费,显然不会包括在保单的有限范围以外发生的汽车有关事故”,因此排除了投保人提出的合理期待的存在。

从何认定，司法机关无法进行明显的归纳。¹若继续容许如此模糊的合理期待原则存在，则困扰的将不仅仅是法学学者和司法工作者，还包括各大保险公司——对保单设计将举步维艰，保险公司无法确认通过何种因素完成对投保人的“提醒”；计算保费准备金也将尤为困难，被起诉而不得不赔付的概率也将因为法院的犹豫不决而难以估算，²因此，“每个保单条款都有可能在合理预期的基础上失效，投保人有巨大的动机质疑任何拒绝赔付，无论实际上是否有保险预期”，保险合同的解释成为了一场不确定性的赌博，这一最终结果将造成无谓的交易成本——尤其是诉讼成本——的增加。³

然而，仅仅因为合理期待原则发展的“不完善”导致的规则的模糊并不能表明废止这一规则所具有的法理正当性；⁴如前所述，对于合理期待原则的解释路径本来即是尽可能限缩其范围的适用，而先前列举的各种法院的扩张解释，完全是对合理期待原则的扭曲与误用。更何况，对合理期待原则的“模糊”指控所列举的案情完全超出了合理期待原则应该适用的范围，当合理期待的内涵被限制为“门外汉的客观评价”，且在保险人完全能够证明自己完成了必要的说明义务的前提下，⁵此时所谓“合理期待”的投保人的解释路径不过是侵权法上“合理注意”的行为人在保险法中的类推。⁶至于“每个保单都有可能被质疑”这一问题与其应当归咎于原则本身，不如说是不同地区、不同法官标准不统一的结果。⁷最后，对于更大的诉讼成本的疑问，如后文中模型展示的那样，事实上，如果存在确定的合理期待原则，则保险公司也倾向于“维持”而非以告知义务强行突破投保人的这一合理期待，诉讼也不会发生。

更重要的是，其他类似的解释保险合同的衡平法原则同样存在着或多或少的模糊之处，这是衡平法原则所共有的特点而不能因此被认定为合理期待原则的一项“缺陷”。如在条款模糊下的“不利于格式条款制定人”的解释原则，在“模糊”的解读上就存在“最好的两种解释具有同样的说服力”⁸和“只要存在可行的其他解读”⁹两种冲突的观点。¹又如“弃权”（waiver）和“禁反言”（estoppel）

¹ Mark Rahdert, 'Reasonable Expectations Reconsidered' (1986) 18 Connecticut L Rev 323, 372.

² 在实务中也有法官表达了这一担忧，如果过度扩张合理期待原则，“保险业隔离和管理风险的能力将受到严重削弱，保险购买者可能被要求在高额保费或放弃‘一切险’之间作出抉择”，*Safeco Insurance Co of America v Hirschmann* (Callow dissenting) 773 P 2d 413 (WA 1989).

³ Susan Popik & Carol Quackenbos, 'Reasonable Expectations after Thirty Years: A Failed Doctrine' (1998) 5 Connecticut Insurance L J 425, 431-32.

⁴ Keeton 本人也指出，这一原则具体的适用模式有待下一步发展。Keeton, *Basic text on insurance law* (West 1971) 351.

⁵ Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 967.

⁶ Page Keeton & William Lloyd Prosser, *Prosser and Keeton on the Law of Torts* (5th edn, West 1984) [32].

⁷ 不如说，合理期待原则作为一项“客观标准”（也即，这一合理期待不仅仅在保险人和被保险人间统一的合理期待，更是“全体被保险人统一”的合理期待）被发展出来本身就是为了填补模糊解释原则的不确定性。

⁸ 如有的实务观点就认为，只有“存在两种同等合理的解读”下方存在模糊，*Saint Paul Fire & Marine Insurance Co v Kell* 328 SW 2d 510 (AR 1959).

⁹ 也有观点主张只要合同条款“合理地或容易地受到不同解释的影响”就可以认为存在模糊。*Canon v State Farm Mutual Automobile Insurance Co* 590 So 2d 191 (AL 1991); *Jarvis v Aetna Casualty & Surety Co* 633 P 2d 1359 (AK 1981).

两项原则，究竟是独立概念²还是同一概念，³也在不同法院间存在不同、有时甚至完全偏离其原意的裁判。⁴总的来说，作为一项衡平法原则，合理期待原则的极为扩张的解释力和基于案情的具体判断特征是不可避免的；⁵考虑到大量同样存在于保险法中的衡平法原则的存在，显然，这一特性是合理期待原则固有的特点，并且和不利解释、禁反言一样固有的模糊性，不应当被视为合理期待原则的一项缺陷。而抨击这一条款模糊的学者，在难以救济值得保护的投保人的情形下，也难以给出在合理期待原则之外更好的解释规则，好像“……一种近乎宗教的信仰，如果没有这种倾斜保护规则，对这些条款的正确和合理的解释将魔法般地出现。”⁶

（二）法院介入审查的正当性

有实务观点指出，合理期待原则是“要求法院重写一份不符合大众预期的保险合同，无论合同双方达成何种协议，这种重写都必须进行”，而显然，法院并无这样的权力；⁷恰恰是法院的介入，使得保险公司不得不聘请律师设计语言繁复的保单以自保；“法院一直是大量冗长和高度技术性政策语言的首席设计师”，法院的作为与其说是改善了投保人的条件，倒不如说是加剧了双方的不平等。⁸更有观点认为，这是对合同自由的侵害，“采纳合理期待原则比我们继续使用在个案判断基础上适用的现有衡平法学说将带来更大的破坏合同自由的风险。”⁹

显然，单纯以“合同自由”的价值来反驳合理期待原则的适用并不合理；如前所述，合理期待原则本身就是为了限制合同自由发展而来，“尽管契约自由一直是普通法的重要部分……但当衡平法认为合同条款是不合理，法院完全可以拒绝执行合同协议”；¹⁰而在附合合同中，法律完全可以为了更高位阶的价值而否定合同自由。¹¹至于合同繁复的用语，同样难以认为这一现象完全因为法律管制

¹ Michael Rappaport, 'The Ambiguity Rule and Insurance Law: Why Insurance Contracts Should Not Be Construed against the Drafter' (1995) 30 Georgia L Rev 171, 174-75. 讽刺的是，Rappaport 对此给出的答案是用合理期待原则来代替现有的有利于投保人的解释原则。

² 弃权是指“明示地或者默示地……自愿或故意地放弃一项已知且存在的权利”；禁反言是指“保险公司的行为或意思表示导致被保险人被误导受到损害下，保险公司不得再行提出限制性条款作为抗辩”。这是这两个规则的本意，但在许多裁判中，两个词往往被法官错误地混用乃至于被认为包含了相同含义。Salloum Food & Liquor, Inc v Parliament Insurance Co 388 NE 2d 23 (Appellate Court of Illinois 1979).

³ “适用于这类案件的弃权原则被称作禁反言。二者之间没有实质性的区别，两词被互换使用，弃权不过是禁反言的另一个名称。” Phenix Insurance Co v Grove 74 NE 141 (IL 1905).

⁴ William Vance, 'Waiver and Estoppel in Insurance Law' (1925) 34 Yale L J 834, 839-40.

⁵ Jennifer Nadler, 'What is Distinctive about the Law of Equity?' (2021) 41(3) Oxford Journal of Legal Studies 854, 869-70.

⁶ Jeffrey Stempel, 'Reassessing the Sophisticated Policyholder Defense in Insurance Coverage Litigation' (1993) 42 Drake Law Review 807, 826.

⁷ Sterling Merchandise Co v Hartford Insurance Co 506 NE 2d 1192 (Ohio Court of Appeals 1986).

⁸ Neil Young, John Lewis & Finley Lee, 'Insurance Contract Interpretation: Issues and Trends' (1975) 625 Insurance L J 71, 72.

⁹ Allen v Prudential Property & Casualty Insurance Co 839 P 2d 798 (UT 1992).

¹⁰ Samuel Williston, A Treatise on The Law of Contracts Vol 8 (4th edn, Lawyers Cooperative Publishing 1997) [18.1].

¹¹ 实务观点对此多有支持。如 Allstate v. Royal Globe 一案中，法院明确地指出，“根据保单条款，似乎没有理由……区分转租借来的汽车与出租自己的汽车。但是，这一结果必须得到维

合同而产生。保单的形成是多领域各方妥协下的结果；¹法院也往往并非乐见合同用语的复杂化，出于法律政策的考量，法院也曾经有过推进简化保险合同用语的努力。²此外，复杂的保单用语虽然增加了事前投保人阅读检查合同内容的成本，但在事后也使得法院无须另外推知当事人真意填补合同条款的内容，进而降低了事后的诉讼成本；³既然不论法院是否介入合同用语，诉讼都有可能因为投保人的投机而发生，那么即使没有法院的主动介入，为了更大的事后胜诉的可能性，保险公司依然倾向于设计更为复杂的合同条款。⁴总之，无法简单地将这一现象归咎于法院的介入。

在这一领域中，更为有力的批判来自经济领域：“保险公司有竞争的激励，因此会通过赔付建立良好声誉，并经常避免援引免赔细则拒绝赔付，即使它们完全有权这么做”，⁵也即，名誉成本的存在足以扭转市场的失灵，因此完全不需要法院的介入。此外，即使缔约过程中的信息和力量不对称会造成市场失灵，但法院的介入与其说改善了这样的力量对比，不如说导致了市场的低效率：既然合理期待原则的本质是为了促进保险人诚实告知保险产品的信息，那么“只有当介入的边际收益超过边际成本时，才需要更多的信息……我们单纯看到消费者比起在市场上揭示信息（也即，消费者付出成本搜寻信息）更倾向于市场上的信息增加（也即，保险人直接提供信息），但并不能知道它们愿意为此揭露多少，因此，法官或任何人都不能满足这种无形的信息需求”；⁶既然法院不能精确地满足这一需求，那么法院的介入就很有可能造成不效率的后果。

然而，在笔者看来，上述两个论点都难以找到现实依据。首先，是竞争压力

持，因为该领域的保单的标准综合性条款中包含了这种公共政策”，也即出于公共政策的理由，法院完全可以“改写”合同条款，*Allstate Insurance Co v Royal Globe Insurance Co* 481 A 2d 298 (NJ 1984)。

¹ 虽然“法规或行政命令规定的标准格式通常是对司法裁决的反应”，但保单语言的协调一致是“保险公司、监管机构和法院的技术、经济和法律要求”的结果，Neil Young, John Lewis & Finley Lee, 'Insurance Contract Interpretation: Issues and Trends' (1975) 625 *Ins L J* 71, 72.

² 对于保单的用语，部分法院提出了“路过的傻子”（a wayfaring fool）的标准：“保险合同最重要的是其条款应清晰明确……它们应该是如此明确和明确，以至于购买保险的智力一般的人也可理解它们的意义……为什么上诉人不以如此简单的语言说明，任意的一个路人，尽管是傻瓜，也可能不会因此而受骗？” *Hartol Products Corporation v Prudential Insurance Co of America* 47 NE 2d 687 (NY 1943)。

³ 如果保险公司的合同用语和法院的裁判解读完全一致，则法院无须另行解读合同条款的含义。Marcel Kahan & Michael Klausner, 'Standardization and Innovation in Corporate Contracting' (1997) 83 *Virginia L Rev* 713, 722. 这一说理同样可以类推于对保险合同条款的审查。Alan Schwartz and Louis L Wilde, 'Imperfect Information in Markets for Contract Terms: The Examples of Warranties and Security Interests' (1983) 69(8) *Virginia Law Review* 1387, 1460.

⁴ Jay Goldbaum, 'Katrina and Beyond: Judicial Treatment of Boilerplate Language in Standardized Insurance Contracts' (2007) 2007 *Michigan State L Rev* 453, 468-69.

⁵ 基于被调查地“根据保单条款，28%的不动产保险和 55%的共有不动产财产保险的保单应当无效”，Stephen Ware 给出了这一结论。显然，保单的无效和即使无效仍然赔付很难建立起必然的联系，笔者并不认为“保单无效率”可以成为“保险公司赔付率”的代理变量，George Goble, 'The Moral Hazard Clauses of the Standard Fire Insurance Policy' (1937) 37 *Columbia L Rev* 410, 418; Stephen J Ware, 'A Critique of the Reasonable Expectations Doctrine' (1989) 56(4) *U Chicago L Rev* 1461, 1482.

⁶ Stephen J Ware, 'A Critique of the Reasonable Expectations Doctrine' (1989) 56(4) *U Chicago L Rev* 1461, 1483-84.

下保险公司对名誉的维护的疑问。保险市场是否存在着如此激烈的竞争？虽然在美国的保险市场上确实存在着促进保险业竞争的传统，¹但在我国，在绝大部分市场中保险公司都处在垄断或市场支配地位，²他们完全可能通过拒绝赔付部分保险损失，或者制定更加严格限制赔付范围的合同以获取超额利润，而几乎不用付出成本——因为从来都只有那么几家巨头而投保人的转换成本更高。³至于信息披露的问题，显然，“无法精确掌握信息的需求”无法证明“无须介入以增加消费者掌握信息”，而仅仅能表明“法院存在过度介入的风险”；但是，任何形式的在保险法中作出偏向被保险人的解释都可能造成类似过度介入的风险，不能因此而否认合理期待原则的合理性。更何况，虽然信息作为一种商品的存在确实时常出现于法经济学的文献中，⁴但无条件地对其加以保护显然已非现代通说；作为一种“再分配信息”而非“生产型信息”，促进消费者额外投入成本获取并非效率的，⁵因此掌握信息的保险公司反而负有全面公开的义务。可见，法院在保险市场中的介入同样可以是效率的。

（三）合理期待原则的前提假设是否存在

合理期待原则之所以赢得了如此多之拥趸，很大程度上源于 Keeton 所述的不平等以及 1960 年代消费者运动的影响。⁶为了追求一个公正的保险市场，法院纷纷介入合同的解释中，维护消费者的合理期待，并纠正这一因为力量和信息的不对称而导致的市场失灵；然而，这样的前提假设是否全部得到了满足呢？

有观点认为并未满足。消费者并非理性的当事人，因此在保险合同中并不存在值得保护的合理期待。首先，出于有限理性的影响，比起高价值、低风险的保

¹ 在美国各州，虽然市场的集中程度在不断增加，但完全没有达到垄断的程度；绝大部分州的 HHI 值都小于 500，即处在充分竞争之下。参见张一纯，何小伟：《中美财产保险市场集中度比较研究》，载《甘肃金融》2021 年第 6 期，第 28 页。

² 但是，我国的人身保险市场的 CR₄ 值在 50% 以上，在财产保险领域 CR₄ 甚至超过了 70%；这都表明，我国的保险市场具有极高的市场集中度。此外，我国的保险市场集中类型单一而产品同质性程度高，使得各保险公司之间更加缺乏竞争，长期被数个寡头垄断。参见严晨：《保险行业的市场结构、市场行为、市场绩效研究》，载《统计与管理》2021 年第 8 期，第 79-80 页。

³ 即使是以促进竞争为传统的美国保险市场，也存在着保险公司借助自己的市场支配地位，修改保单以攫取更大利润的案例。1975 年，当时罗德岛州四家保险巨头之一的 St. Paul Fire and Marine Insurance Company 宣布修改保单，提供更狭窄保险范围且增加了被保险人的成本。最终，罗德岛州的医生和病人们发起集团诉讼，主张 St. Paul 的行为违反了谢尔曼法。这一诉讼一路上诉至最高法，最终在 1978 年方告结束。St Paul Fire & Marine Insurance Co v Barry 438 US 531 (US Supreme Court 1978); Kent Lund, 'Insurance - Antitrust' (1977) 27 Drake L Rev 722, 722-25.

⁴ 这一路径最初始于 Kronman 的《错误，公开，信息和合同法》一文。Anthony Kronman, 'Mistake, Disclosure, Information, and the Law of Contracts' (1978) 7(1) J Legal Studies 1, 2. 当然，学界对此不无批判。

⁵ 如 Cooter 和 Ulen 指出，为了防止当事人把资源投入到无益于资源生产、仅促成财富再分配的“再分配信息”之中（如某项资产的未来走势），应当只保护生产性信息（如一项发明专利）而不保护再分配信息。Robert Cooter and Thomas Ulen, *Law & economics* (5th edn, Pearson Education, Inc. 2008) 356-59.

⁶ 1960 年代起，学者也加入了消费者的行列，以附着合同理论挑战旧有合同法解释原则，认为这些附着合同如果不加纠正将产生剥削消费者的风险。Todd Rakoff, 'Contracts of Adhesion: An Essay in Reconstruction' (1983) 96 Harvard L Rev 1173, 1226.

险产品，消费者更加倾向于投保高风险、低价值的保险产品，即使后者的期望价值显著低于前者；因此，投保决策并非理性作出，只有投保人先意识到存在一个需要保险的“问题”，才会进一步决定是否投保。¹其次，在产品选择上，对于他们而言，获取信息的渠道也非“阅读保单”，²而主要通过口口相传的名声、保险中介或消费者组织的二手文献等方式；因此，消费者群体之间对于保险的了解绝非完全相同，不同消费者对保险公司拒绝赔付也将作出不同反应。³即使消费者可能接触到合同条款，消费者依然会表现出有限理性，“即使消费者被告知了这些条款，也会非理性地倾向于无视格式合同中的条款”，⁴比起对保单进行全面的价值评估，消费者的注意力只能集中在几项条款上，而常常偏离最重要的合同条款。⁵总之，如果被保险人从决定投保到选择投保的整个过程都非理性地完成，没有具体的期待、甚至没有评估过保险信息，那么法院不可能“找到”并“维护”投保人的合理期待；因此法院对消费者合理期待的解读不过是虚构的、强加的公平观点。⁶

但是，仅仅因为消费者的非理性、“找不到”这样的合理期待，就因此废止合理期待原则的适用显然并不合理。⁷虽然投保人不存在“具体哪些内容会被排除在保险范围之外”的期待，但至少在损害发生时，投保人有“得到保险公司赔付”的期待；而在合理期待原则看来，这样的期待的存在已经足够，⁸余下的问题仅仅是“这一期待是否合理”而已。更进一步而言，如前所述，在合理期待原

¹ Paul Slovic et al, 'Preference for Insuring Against Probable Small Losses: Insurance Implications' in Paul Slovic (ed), *The Perception of Risk* (Earthscan Publications 2000) 51. 在本书中，Slovic 以一项从缸中实验证明了这一点。对保险法更有启示意义的田野调查则来源于 Kunreuther 的研究；采访者调查了生活在加州自然灾害频发地区的人们对保险的态度。尽管许多房主都知道，如果发生洪水或地震，他们可能会面临巨大的债务，但很少有人投资房产保险。即使是那些知道灾害风险的人，也不倾向于为自然灾害投保附加险，而仅购买了普通房产保险；这一现象同样不能用政府灾害补助的存在解释，因为也很少有房主了解补助的存在。Howard Kunreuther, *Disaster Insurance Protection: Public Policy Lessons* (John Wiley & Sons Inc 1978) 236-38. 然而，如后文所述，考虑到投保人的风险厌恶，他们的保险需求并不和期待损失挂钩，而是由特殊的风险资产效用函数决定。

² 问卷调查表明，在 1995 年只有不到四分之一的美国人会选择在比较保单条件后货比三家 (shop around) 选购保险。考虑到我国保险公司之间缺乏竞争，这一数据在我国也许会更低。Insurance Research Council, *Public Attitude Monitor 1995* (Insurance Research Council Institute 1995) 32-33.

³ 这将导致投保人得到的往往是片面的、不完全的信息。Daniel Schwarcz, 'A Products Liability Theory for the Judicial Regulation of Insurance Policies' (2007) 48 Wm & Mary L Rev 1389, 1413-19.

⁴ Melvin Aron Eisenberg, 'The Limits of Cognition and the Limits of Contract' (1995) 47 Stanford L Rev 211, 240-44.

⁵ Russell Korobkin, 'Bounded Rationality, Standard Form Contracts, and Unconscionability' (2003) 70 Univ Chicago L Rev 1203, 1223.

⁶ Jeffrey E. Thomas, 'An Interdisciplinary Critique of the Reasonable Expectations Doctrine' (1998) 5 Connecticut Insurance L J 295, 324-25.

⁷ 合理期待原则是一项强大的保护消费者的工具，但有时它显得过于强大；问题不在于是否需要保护消费者，而是是否要以如此强烈的方式保护消费者；这才是提出“消费者非理性”观点论者和传统合理期待原则间的分歧所在。

⁸ “投保人是否充分阅读保单仅仅是合理期待原则客观衡量的一个方面。” Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 967;

则的发展中，“合理期待”的范围已经不仅限于合同双方，为了完成公共政策的要求，合理期待原则完全可以扩张至合同双方之外的第三人，因此合理期待原则的范围完全不需要以本案投保人确实存在合理期待为前提。¹更何况，消费者的非理性恰恰证明了合理期待原则存在的必要性——如此力量不对等的合同双方下，市场失灵确切无疑地存在着，法院的介入因此显得必要。

另有观点认为，对合理期待原则更进一步的期待为合理期待原则所欲纠正的“市场失灵”并不存在，格式条款就是最有效率的结果。²有观点认为，尽管消费者和商家之间信息不对等，且虽然消费者不一定完全接受格式合同，但市场竞争完全可以鼓励企业起草有效率的而不是剥削性的格式合同；³不论买者是否选择在提供同类商品的商家之间进行挑选（shop among sellers），商家都会选择提供有效率的格式条款。⁴更何况，对于商家而言，格式条款可以批量起草、一次审查即可通过，⁵显然是最为节约成本的一种方式；⁶在保险市场存在普遍价格监管的前提下，通过提高保险合同质量显然是为数不多的保险公司获取竞争优势的方式。⁷因此，现有的保险市场已经是最效率的结果，不需要法院的介入对此进行矫正。

¹ Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 978.

² Daniel Schwarcz, 'A Products Liability Theory for the Judicial Regulation of Insurance Policies' (2007) 48 William & Mary L Rev 1389, 1396-97.

³ Lucian Bebchuk & Richard Posner, 'One-sided Contracts in Competitive Consumer Markets' (2006) 104 Michigan L Rev 827, 827.

⁴ Korobkin 的推理如下：假设存在两种格式条款，有效率的条款（efficient terms）和剥削性条款（exploitive terms）；以保险合同为例，前者为“全面包含”的保险合同，而后者为“设计不合理排除责任条款”的保险合同。如果所有消费者都选择挑选卖家，则卖家都只能以竞争价格签订效率的格式条款（因为非竞争性的价格或剥削性格式条款都将导致消费者转向其他卖家）；如果所有消费者都选择不挑选卖家，则卖家都以垄断价格签订效率的格式条款（此时每个消费者只对应一个卖家，卖家在每个消费者面前都是垄断者；因为剥削性条款将改变买家的愿付价格，进而导致收入的减少）；如果部分消费者选择挑选而部分选择不挑选，则卖家可能采取混合策略或其他方法进行定价，但总之会订立效率的格式条款（如果卖家选择签订剥削性条款，会选择的消费者将拒绝交易转向其他卖家，而不会选择的消费者会降低愿付价格，二者比起签订效率格式条款都显得更加不利），Russell Korobkin, 'Bounded Rationality, Standard Form Contracts, and Unconscionability' (2003) 70(4) U Chicago L Rev 1203, 1214-1216.

⁵ Jeffrey Stempel, 'The Insurance Policy as Thing' (2009) 44(3-4) Tort Trial & Insurance Practice L J 813, 826.

⁶ 标准格式条款是对快速市场交易和高谈判成本的现代市场合理和有效率反应。Linton Corbin, *A Comprehensive Treatise on The Rules of Contract Law Vol 1* (West Publishing Company 1993) § 1.4 15. Kessler 也认为，格式条款的优势包括：(1)节约合同成本；(2)减少中介修改合同条款的权限；(3)收集必要的信息；(4)降低履行成本；(5) 在被保险人不能确定其全部基本保险需求下允许被保险人购买“一揽子保险”。Friedrich Kessler, 'Contracts of Adhesion—Some Thoughts About Freedom of Contract' (1943) 43 Columbia L Rev 629, 631-32.

⁷ Jeffrey Stempel, 'The Insurance Policy as Thing' (2009) 44(3-4) Tort Trial & Insurance Practice L J 813, 827. 但对于价格监管和保险合同质量的关系也存在相反观点，即出于扩大保险覆盖的目的，行政机关经常将保费压在均衡价格之下，因此会促进保险公司减少保险的覆盖范围。如美国的联邦洪水保险就因为长期收取较低保费，导致收入不足。Christopher Drew and Joseph Treaster, 'Politics Stalls Plan to Bolster Flood Coverage' (*New York Times*, 15 May 2006) A1; Daniel Schwarcz, 'A Products Liability Theory for the Judicial Regulation of Insurance Policies' (2007) 48 William & Mary L Rev 1389, 1410.

应该认为，此处的推理在保险中存在多处漏洞。除了前述假定的保险市场充分竞争在我国未必存在之外，还应该指出，这一推理显然和前述消费者在保险领域的实证表现相反，比起“货比三家”，消费者显然更加倾向于“一口买卖”，即很少有“会挑选卖家”的投保人出现。¹更何况，保险的重要性在于其造成侵权的模式不同于一般产品责任，如果提供更小的覆盖范围为保险公司节约的期待赔付额大于投保人为此少付的保费，显然，保险公司对于“不会挑选卖家”的投保人同样会提供剥削性条款。至于格式条款对于保险公司而言所具备的效率性，仅能说明节约了保险公司方面的成本，但不能证明节约了消费者的替换成本和相应理解保险合同内容的的能力，更不能因此否认市场失灵的存在。

四、合理期待原则的产品责任视角解读

还有一些对于合理期待原则的质疑根植于这一解释路径下法院直接介入市场带来的低效率：即使前一节中提及的市场失灵可能存在于市场中，但并不一定表明基于合理期待原则的国家介入就是合适的手段。

一些学者警惕合理期待原则带来的重新分配效应，也即，合理期待原则会“通过打乱私人的风险分配决策，重新分配财富”。既然自愿的缔约往往是有效率的，而投保人“自愿”购买了这一保险以分配其财富，那么，因为保险合同而产生的“自愿分担”风险，也应该由这些投保人自行承担——让法院介入这些财富将违背效率的结果。²当然，这一路径和前述的对“合同自由”价值维护的观点除了从经济学的角度再行阐述之外并无差别，这样的“效率结果”本质上是保险公司从消费者弱势地位中不合理的获益，恰恰是保险法所欲矫正的对象；理由已经在前文中具体阐明，在此按下不表。

另一些学者则着眼于合理期待原则是否转移了被保险人的社会成本，也即，合理期待原则是否会包括因酒驾造成的伤害、故意犯罪导致的损失等内容，从而“让不效率但合理的期待也成为合理期待”的一部分。³然而，这样的争议完全可以以“解释合理期待的范围”完成，如果在被保险人的合理期待看来，这样的损害违反一般正义原理、同样不被保险合同概括，则这部分社会成本完全不会陷入外部化的困境中。

对于合理期待原则的指摘较为有力的是来自于经济学方面的质疑，与此同时，也少有从经济学视角对合理期待原则低效率的指摘加以回应。因而，下文拟从该视角出发，对合理期待原则加以审视。

（一）保险侵权：一个产品责任的视角

1. 现代的保险合同更接近一种“产品”

“保险合同是一种合同”似乎是不言而喻的。基于这样的分类，我们从文意上对其条款进行逐字逐句的解读，可推理出投保人与被保险人之间存在着何种合

¹ Jeffrey E. Thomas, 'An Interdisciplinary Critique of the Reasonable Expectations Doctrine' (1998) 5 Connecticut Insurance L J 295.

² Kenneth Abraham, 'Judge-Made Law and Judge-Made Insurance: Honoring the Reasonable Expectations of the Insured' (1981) 67 Virginia L Rev 1151, 1186.

³ Robert Jerry II, 'Insurance, Contract, and the Doctrine of Reasonable Expectations' (1998) 5(21) Connecticut Insurance L J 21, 25. 对此，最为常见的案例即为醉驾免责条款是否属于当事人合理期待的疑问。*Philadelphia Indemnity insurance v Barrer* 21 P 3d 395 (AZ 2001).

意，毕竟，“分类是全部法律推理的基础”。¹

但是，在“99%的合同都是格式条款”的今天，²在一方向相对方强加自己制定的合同、单方面制定大部分的规则、以高度不平等的方式创设所谓“合同”的交易模式下，³我们是否依然要赋予保险合同以“合同”的地位，值得商榷。学理讨论中，保险的“合同”属性同样受到质疑——定义保险的核心因素为“是否为了防备一种偶然或未知的风险”和“在相近类型的人们之间分担风险”，至于是否一定采合同的形式，在所不问。⁴否定“合同说”更有力的武器则为“附合合同”（adhesion contract）理论，⁵也即，保险是一种典型的“附合合同”，一方以“或接受，或放弃”的方式向另一方提出条款，另一方没有谈判或修改的机会；⁶对于这种投保人在保单送达前都未见过正文的所谓“合同”，其解释方法和对应的监管都应当与传统的合同法理论有所差异。⁷

至少在经济学家看来，保险合同是一种“产品”，一种“为了分散风险而被制造出的产品”。⁸仔细观察保险合同的订立和履行，也不难发现，它和产品的生产和消费过程有着许多相似之处。保险合同的起草和制定在保险公司内部完成，而后直接投入到市场上竞争；投保人只能选择购买它与否，而不可能像曾经的合同法那样再行和保险公司磋商而改变产品的性质，如同消费者无法要求生产者改进超市货架上的商品。⁹保险合同的订立和商品的消费本质相同，都是以一定对价达成“一整套权利和义务的整体转移”，¹⁰而投保人不可能在面面俱到的合同阅读后发现“整套权利义务”中暗藏的免赔条款或定义语言不清，就像消费者不可能全面地检查商品而找到商品设计、生产、说明或警示的瑕疵。¹¹

进而言之，保险公司基于不合理的合同条款拒绝赔付造成的投保方损失也和产品责任中消费者受到损害并无二致。在产品责任中，考虑到买卖双方的不平等地位，侵权法中专门为“产品制造商（销售者）因生产（销售）缺陷产品致使他人遭受人身伤害、财产损失或有致使他人遭受人身、财产损失之虞”的情形设计了《民法典》第1202条的严格产品责任；¹²相似地，虽然因为不合理免赔条款

¹ Arthur Leff, 'Contract as Thing' (1970) 19 Am U L Rev 131, 132.

² David Slawson, 'Standard Form Contracts and Democratic Control Over Lawmaking Power' (1971) 84 Harvard L Rev 529, 529.

³ Arthur Leff, 'Contract as Thing' (1970) 19 Am U L Rev 131, 142.

⁴ Leo Martinez and Douglas Richmond, *Cases and Materials on Insurance Law* (7th edn, West Academic Publishing 2013) 8-9.

⁵ *Gray v Zurich Insurance Co* 419 P 2d 168 (CA 1966).

⁶ *Rory v Continental Insurance* 703 NW 2d 23 (MI 2005); Todd Rakoff, 'Contracts of Adhesion: An Essay in Reconstruction' (1983) 96 Harvard L Rev 1174, 1177.

⁷ Richard Craswell, 'Taking Information Seriously: Misrepresentation and Nondisclosure in Contract Law and Elsewhere' (2006) 92 Virginia L Rev 565, 576.

⁸ Peter Zweifel, Roland Eisen and David L Eckles, *Insurance Economics* (Springer International Publishing AG 2022) 2.

⁹ Symposium, 'The Insurance Law Doctrine of Reasonable Expectations After Three Decades' (1998) 5 Connecticut Insurance L J 1.

¹⁰ Richard Craswell, 'Taking Information Seriously: Misrepresentation and Nondisclosure in Contract Law and Elsewhere' (2006) 92 Virginia L Rev 565, 576.

¹¹ Dickerson, 'Products Liability: How Good Does a Product Have to Be?' (1967) 42 Indiana L J 301, 306.

¹² 最高人民法院民法典贯彻实施工作领导小组：《中华人民共和国民法典侵权责任编理解与适用》，人民法院出版社2020年版，第331页。基于这样的分析，产品责任的构成要件只有缺

的拒绝赔付应当视为合同条件不成就的情形而以合同解释加以救济，但对于“被保险人因为不合理的保险合同致使应当得到填补的损失没有得到填补”，同样可以理解为被保险人因为合同的“缺陷”而蒙受“纯粹经济损失”。¹在这样的前提下，和产品责任类似，重要的不再是“保险人是否因过错导致了投保人的损害”，而是“如何填补投保人因此受到的损失”；侵权和合同之间的界限的区分，也显得不再那么重要。²

2. 合理期待原则与产品责任的相似性

如上所述，既然因为不合理条款导致的保险拒绝赔付对被保险人造成的损失可以视为一种产品侵权，那么合理期待原则的适用逻辑和严格责任同样存在着高度的相似性。

首先，至少从目的上，二者都是以法院监管的方式试图纠正买卖双方知识不均等所导致的市场失灵。³在理想的市场中，如果投保人有机会“仔细阅读”整份保险合同，在发现可能导致拒绝赔付的“合同瑕疵”时，投保人完全可以转而购买其他保险范围更大、没有“瑕疵”的保险产品，或者要求降低保费——就如消费者促使生产商改进质量或降低价格那样；⁴此时，合理期待原则完全没有存在的必要，因为此时的保险人将有足够的激励去尽到必要的注意以改变保险合同的覆盖范围。但显然，没有投保人能够做到这一点，他们倾向于基于自己对保险合同的了解扩大保险的范围，⁵就像消费者受到导致他们低估产品的安全风险认知偏见的影响那样。⁶在这样的前提下，法院就应当通过倾斜性的保护，促成保险公司（生产者）行为的改变，达成对市场失灵的扭转。⁷

二者的相似性还体现在构成要件的倾斜性设计中。和产品责任一样，合理期

陷、损害和因果关系三项，而不以生产者（销售者）的过错为要。欧盟也采取了类似的路径，“只要损失是由于产品的缺陷导致……受害人就有权请求赔偿”，The European Law Institute, ELI Draft of a Revised Product Liability Directive (European Law Institute 2022) 18.

¹ Daniel Schwarcz, 'A Products Liability Theory for the Judicial Regulation of Insurance Policies' (2007) 48 William & Mary L Rev 1389, 1398-99. 当然，也有观点认为，和《民法典》第1202条相对应的台湾地区“民法”第191条的商品责任中仅仅赔付买方的物权损失，而不包括纯粹经济损失，陈聪富：《商品制造人责任》，载《月旦法学教室》第251期，第47页。

² Jane Swanton, 'The Convergence of Tort and Contract' (1989) 12 Sydney Law Review 40, 42-43.

³ Daniel Schwarcz, 'A Products Liability Theory for the Judicial Regulation of Insurance Policies' (2007) 48 William & Mary L Rev 1389, 1436-37.

⁴ 在产品责任法的语境下，消费者的愿付价格（willingness to pay, WTP）是一个常数（基于消费者的需求）减去可能因为产品瑕疵而受到的损害，故若消费者了解了产品瑕疵的可能性，则其愿付价格将不可避免地下跌。显然，在保险经济学中，投保人的愿付价格并不能这样计算，但在下文的证明中可以看到，保险覆盖的降低同样会减少投保人的愿付价格。Andrew Daughety and Jennifer Reinganum, 'Economic Analysis of Products Liability; Theory' in Jennifer Arlen (ed), *Research Handbook on the Economics of Torts* (Edward Elgar Publishing Limited 2013) 69, 72.

⁵ Keeton, *Basic text on insurance law* (West 1971) 358-60.

⁶ Howard Latin, "'Good' Warnings, Bad Products, and Cognitive Limitations' (1994) 41 UCLA L Rev 1193, 1240-41.

⁷ Jordan H. Leibman & Robert Sandy, 'Can the Open and Obvious Danger Rule Coexist with Strict Tort Product Liability: A Legal and Economic Analysis' (1982) 20 American Business L J 299, 312. Keeton 也认为，这是法院对行政机关保险合同监管职能的填补。Keeton, *Basic text on insurance law* (West 1971) 361.

待原则也围绕着“无过错”的补偿原则构建：二者都要求保险公司（生产商）在投保人（消费者）受到与其预期不相符合的伤害时给付赔偿，¹不论是否存在如此设计合同（商品）的过错，也不论合同达成时双方的合意中是否包括任何赔偿的权利。²一方面，这样的倾斜可以归结于投保人（商品制造者）“未能尽到其保护消费者遭受的损失承诺”，投保人既然为消费者创造了“填补损害”（不包含不合理风险）的合理期待，就应当维护这一期待；通过更清晰地告知、更明显的警告、更完善的设计，他们本能够做到这一点。³此外，这样的倾斜也可以归于法律对损害风险的强制分配和期待利益的强行保护：既然在更广义的债法领域内，无过错的赔偿形式“不仅涉及赔偿损失的能力问题；这更多的是一个……究竟什么利益应当受保护的疑问”，⁴那么对于填补日渐增多的不合理免赔案件带来的损失、维护消费者的实质平等，在保险法中同样存在引入类似的“无过错”倾斜的必要。⁵

其次，合理期待原则和产品责任中以“合理期待”标准判定产品缺陷的方法看似不谋而合，但都基于类似的推理逻辑。虽然我国法中最早对于产品“缺陷”的认定以“产品质量标准”为唯一判定方法，⁶但后续的发展中也逐渐引入了“不合理危险”标准，⁷即以“理性消费者的合理期待”（reasonable consumer expectation）作为判断产品缺陷的依据——⁸这和法院对保险合同的司法审查历程何其相似，从客观的公共政策标准出发，逐渐将消费者的合理期待纳入条款解释考量。⁹事

¹ Jeffrey Stempel, 'The Insurance Policy as Thing' (2009) 44(3-4) Tort Trial & Insurance Practice L J 813, 837.

² *Shanks v A. F. E. Industry, Inc* 403 NE 2d 849 (Indiana Court of Appeals 1980); American Law Institute, *Restatement of the Law, Torts - Product Liability* (American Law Institute Publishers 1998) 294.

³ Daniel Schwarcz, 'A Products Liability Theory for the Judicial Regulation of Insurance Policies' (2007) 48 William & Mary L Rev 1389, 1439.

⁴ Christian von Bar and Ulrich Drobnig, *Interaction of Contract Law and Tort and Property Law in Europe: A Comparative Study* (Sellier – European Law Publishers GmbH 2009) 50.

⁵ 最高人民法院民法典贯彻实施工作领导小组：《中华人民共和国民法典侵权责任编理解与适用》，人民法院出版社 2020 年版，第 313 页。

⁶ 王竹：《“趋同进化”、“杂交育种”与“基因遗传”——中国大陆产品责任制度的三大发展阶段》，载《月旦民商法杂志》2016 年第 53 期，第 56 页。

⁷ 对于“不合理危险”在本条中的地位，存在着多种不同学说；有观点认为，在存在客观标准的情形下，就应当排除“不合理危险”的适用，杨立新：《侵权责任法》，法律出版社 2010 年版，第 304-305 页；王利明：《侵权责任法研究（下卷）》，中国人民大学出版社 2011 年版，第 246-247 页；但也有观点认为，主观标准应得取代客观标准，谭玲：《我国〈产品质量法〉关于缺陷的界定标准问题》，载《学术研究》2003 年第 8 期，第 97 页。

⁸ 最高人民法院民法典贯彻实施工作领导小组：《中华人民共和国民法典侵权责任编理解与适用》，人民法院出版社 2020 年版，第 316 页；这一规定在其他法域中也多有参照，American Law Institute, *Restatement of the Law Third, Torts – Product Liability* (American Law Institute Publishers 1998) 27-28; Council Directive of 25 July 1985 on the approximation of the laws, regulations and administrative provisions of the Member States concerning liability for defective products [1985] OJ L210/29, Art 6(1).

⁹ 合理期待原则被提出的 10 年前，美国保险法中曾经风行过另一个法院介入审查保单条款的规则——公共政策原则（public policy），即“和公共政策相抵触的保单条款无效”，*Northwestern National Casualty Company v McNulty* 307 F 2d 432 (5th Circuit Court 1962)；和合理期待原则一样，公共政策也是倾斜保护投保人的特殊保险法规则，在裁判中提出并逐渐发展，John Porter,

实上，产品责任的消费者合理期待标准的存在本身就来自合同法，¹“严格侵权的‘缺陷’概念已经充满了来自合同法的理念”；²二者的最终目的都是一致的，都是为了保护“同意没有阅读或没有理解的条款”的消费者“对使用格式条款的一方的诚意和默示陈述”的信赖；³此等信赖的保护对于市场的健康运转尤为重要，在合同法中体现为意思表示解释的特殊方法，在侵权法中即转化为对“缺陷”的解读。⁴

最后，二者存在着高度相似的排除情形。虽然原则上，“每个人都有义务避免制造可能危及他人的隐患”，⁵但过度地扩张合理期待原则的适用无异于令保险合同的内容完全由投保人的合理期待决定，鼓励投保人在缔约过程中不负担任何的注意，也使保险公司负担了过重的责任。对于产品责任也是如此，“必须给予制造商合理的自由和保护……它没有义务只生产防事故的产品，重点应该是消除隐藏的缺陷或危险的义务。”⁶因此，保险人“明确清楚地表明排除在保险的覆盖范围之外”的部分成为了合理期待原则的边界，⁷也即，以“对保险覆盖范围的期待”确定投保人应付出成本的边界；产品责任法也明确排除了“公开和明显的危险”下生产商给付赔偿的义务，⁸是为对消费者应尽注意义务的要求和对保险公司（生产商）负担的减轻。

总的来说，将产品责任法的思路在合理期待原则下加以类推适用是可行的，二者在本质上都是对造成损失的防范，也有着相同的目标，即将消费者可能遭受的风险转嫁给大公司，毕竟，他们已经对商家在格式条款（或标准化产品）中默示的保证产生了应受保护的信赖。⁹甚至说，合理期待原则和严格产品责任，是

'Public Policy Challenges the Insurance Policy: McNulty Rejected' (1973) 18 South Dakota L Rev 497, 500-1.

¹ 缔约双方的合理期待最早仅为合同解释的一个因素，“合同的解读应当依据双方的合理期待进行”，*Standard Magnesium Corp v United States* 241 F 2d 677 (10th Circuit Court 1957).

² 产品责任法中对消费者合理期待的保护源于美国《货物买卖法》第 14 条的衍生，Alistair Clark, 'The Conceptual Basis of Product Liability' (1985) 48(3) Modern L Rev 325, 327-28.

³ American Law Institute, *Restatement of the Law Second: Contracts 2d* (American Law Institute Publishers 1981) § 211(3), Comment (b); 对于产品责任中“信赖默示承诺”的讨论，参见 Wade, 'On the Nature of Strict Tort Liability for Products' (1973) 44 Mississippi L J 825, 829.

⁴ 也正是因为这一“对信息优势一方的信赖”的保护最终服务于市场而非双方当事人，产品责任中的消费者期待和保险法中的合理期待原则都为市场一般主体的“客观期待”而非当事人的“主观期待”，European Law Institute, *ELI Draft of a Revised Product Liability Directive* (European Law Institute 2022) 19; Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 967.

⁵ Fowler Harper & Fleming James, *The Law of Torts* (Little Brown & Co 1956) 1542.

⁶ *J. I. Case Company v Sandefur* 197 NE 2d 519 (IN 1964).

⁷ *Woodson v Manhattan Life Insurance Co of New York* 743 SW 2d 835 (KY 1987).

⁸ *Bemis Co v Rubush* 427 NE 2d 1058 (IN 1981). 当然，是否接纳这一规则在美国学理中依然存在争议，如纽约州拒绝承认这一理论，认为只有生产者“尽到该情况所需要的合理谨慎程度时，才能够援引危险的公开性和明显性作为抗辩”。*Micallef v Miehle Co* 39 NY 2d 376 (NY 1976).

⁹ 需要注意的是，对于这样的信赖的保护并不是为了消费者个人，而是为了整个市场的良性运作。这也是为什么在下文中，合理期待原则和消费者合理期待的解释都是从市场的“客观期待”出发，而非当事人的“主观期待”，ELI Draft of a Revised Product Liability Directive (European Law Institute 2022) 19; Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 967.

保险法和侵权法为矫正相近市场失灵而发生的“趋同进化”。在下文中，笔者欲结合经济学模型，对合理期待原则的适用进行进一步的讨论。

(二) 保险产品的消费模型与合理期待原则的适用

1. 基础假设

假设市场上有 N 个同质的消费者¹和一家垄断地位的保险公司，²保险产品为一项财产保险。³对于这 N 个消费者，他们的原有风险财富为 W_0 ，如果在保险期间内风险发生，则会导致固定的损害 L ，此时，保险公司全额赔付。

对于每个消费者而言，他们的风险财富的效用为 $u(W)$ ，假设消费者严格地厌恶风险 (risk-averse)，⁴ $u'(W) > 0$ ， $u''(W) < 0$ 。⁵财产发生风险的概率为 π ，这一概率下的理赔即可视为属于投保人的合理期待。⁶此外，对于保险产品有愿付价格 WTP (即保费)，且除了购买保险产品之外，投保人并无其他的分散风险的方法；⁷在购买保险和不够买保险的效用相等时，消费者也倾向于购买保险。⁸

对于生产商而言，其收益即为 N 个消费者的保费收益，其成本包括设计合同的投入 C_{des} ，进行管理的成本 C_{adm} ，以及保险风险发生下的赔付，其期望最终利润为：

¹ 显然，各消费者的风险偏好并不一定相同，保有的财富和投保需求也不尽相同。这是为了简化消费者市场上消费者的表现。

² 同理，往往对于同一类保险产品，消费者可以选择投保多家保险公司。但考虑到我国保险公司的合同条款大致与使用保险协会的示范条款一致，且经过银保监会的审查，可以认为提供了性质相近的商品而被视为同一家企业行动。《财产保险公司保险条款和保险费率管理办法》(银保监会令〔2021〕10号)第14-17条。这一简化的目的为排除保险公司竞争带来的对价格影响；在垄断下，保险产品的价格即为消费者的全部愿付价格。

³ 此处考虑到人身险损失难以计算，责任险损失也难以固定，故仅考虑财产保险。

⁴ 所谓风险厌恶，指的是消费者比起任意概率的相对于风险的财富前景 (可能遭受损失)，严格倾向于选择对应风险前景下的期望财富值 (即财富减少到现有的期望财富，但没有损失的风险)：

$$\pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0) = E[u(W)] < u[E(W)] = u(W_0 - \pi L) \text{ for } \forall \pi \in (0,1)$$

⁵ 由风险厌恶的定义式可以推知，风险财富的边际效用递减，风险财富效用函数 $u(W)$ 为一个严格凸函数。这是严格凸函数的定义。

⁶ 在现实生活中，虽然消费者无法精确掌握风险发生的概率，但至少对“风险的大小”有一定的了解。为了方便计算，假设这一信息为双方所知。此外，虽然财产保险的灭失发生在“一段时间内”而非“一个固定时刻”，故更合理的对风险概率的假设应当为将保险期间 t 分割为 τ 个小时时间段后计算为泊松分布，但为了简化计算，笔者在此仅仅假设发生风险的概率为 π 。Peter Zweifel, Roland Eisen and David L Eckles, *Insurance Economics* (Springer International Publishing AG 2022) 208-9.

⁷ 若投保人可以分散风险，则其愿付价格和决策模式将发生改变。为了简化模型，在此仅考虑保险人选择投保的情形。

⁸ 若没有这一假设，将无法推知在价格等于投保人愿付价格时投保人的决策如何。

$$\Pi_{E0} = N \times WTP - \pi NL - c_{des} - c_{adm}$$

但是，为了获得更大的收益，保险公司将设计一系列免责条款，这使得仅在 π_1 的可能性下保险公司将赔付损失，而在 π_2 ($\pi_1 + \pi_2 = \pi$)的可能性下保险公司会拒绝赔付。由于消费者并不会仔细阅读合同，故无法意识到 π_1 、 π_2 的存在；在发生保险公司拒赔下，双方可能引发诉讼成本 l ，在我国诉讼法下，双方将各自承担该成本。

2. 投保人的最大愿付价格

现在，保险人已经了解自己可能受到损失，因此愿意购买一份保险以保证自己的效用不会低于自己的期待效用。若在购买保险后的财富为 $W_s = W_0 - WTP$ ，则有：

$$u(W_s) \geq E[u(W)] = \pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0)$$

因为 $u(W)$ 单调递增，故有：

$$u(W_{smin}) = \pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0)$$

$$W_{smin} = W_0 - WTP_{max} = u^{-1}[\pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0)]$$

$$WTP_{max} = W_0 - u^{-1}[\pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0)]$$

又由琴生不等式可知 $\pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0) < u(W_0 - \pi L)$ ，故而：

$$WTP_{max} > W_0 - u^{-1}[u(W_0 - \pi L)] = W_0 - W_0 + \pi L = \pi L$$

即消费者因为风险厌恶而愿意接受超额保费。¹

虽然 WTP_{max} 和 πL 的关系以算式表达并非清晰，但是在图片上可以更好地展示这一结果：

¹ Peter Zweifel, Roland Eisen and David L Eckles, *Insurance Economics* (Springer International Publishing AG 2022) 45.

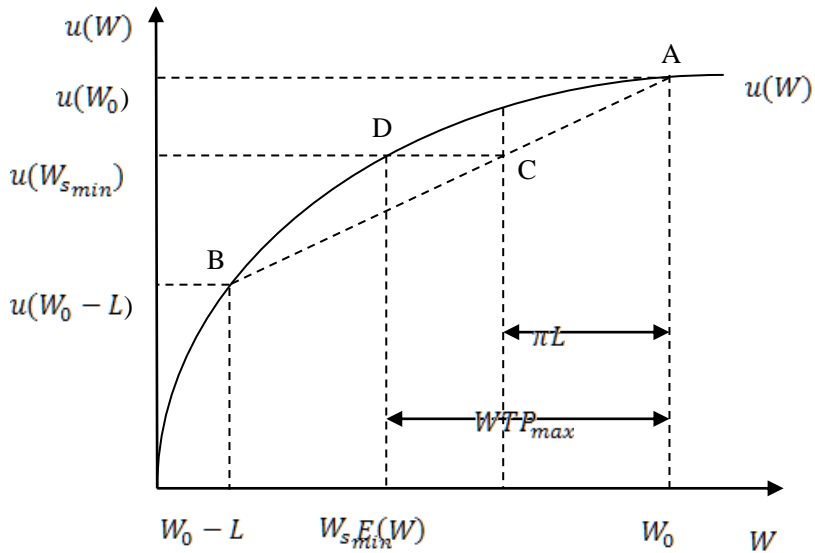


图 1 投保人的风险效用函数

如图所示，A 点和 B 点为消费者在投保之前可能处在的两点，其中有 π 的可能性位于 B，而 $(1 - \pi)$ 的可能性位于 A。而 C 对应的位置为消费者目前的期望财富数量和期望效用。为了降低风险，消费者愿意付出任意 $WTP \leq WTP_{max}$ ，使得最终的效用位于 C 点上方；在 D 点处，保险公司即可获得最大保费 WTP_{max} 。在保险经济学中，常用 $(1 + \lambda)\pi L$ ($\lambda > 0$) 表达超额保费。

3. 保险公司的决策和选择

保险公司的利润计算并非恒定，其最终利润和决策可能随着保险法规则的变化而变化。现具体讨论如下：

第一种情况为，若法院选择严格执行免赔条款，¹则保险公司仅会在 π_1 的可能性下赔付，而在 π_2 的可能性下拒赔；但是，考虑到消费者合理期待的存在，消费者在 π_2 的可能性下仍然会提起诉讼。故保险公司的利润变为：

$$\Pi_{E1} = N \times WTP - \pi_1 NL - \pi_2 Nl - c_{des} - c_{adm}$$

只要 $l < L$ ，保险公司的利润必然增加。但是，这一行为将对消费者造成损害 $\pi_2 N(L + l)$ ，比起无免赔条款的情形，社会总效用减少了 $2\pi_2 NL$ ，这一社会成本即为市场失灵的体现，执行免赔条款并非为最经济的手段。

第二种情况则是法院选择运用合理期待原则介入市场，即在 π_2 的可能性下，若投保人选择起诉保险公司，则投保人可以获得赔付。此时，保险公司的利润将变为：

¹ 本节所用的“免赔条款”指的不仅仅是保单中“免除责任”的情形；所有能够起到限缩保险人赔付范围作用的条款，如列举性的定义条款，同样可以算作“免赔条款”的一部分。

$$\Pi_{E2} = N \times WTP - \pi NL - \pi_2 NL - c_{des} - c_{adm} < \Pi_{E0}$$

消费者总损失为 $\pi_2 NL$ ，而保险公司的收益将低于不设计免赔条款的情形。因此，若存在合理期待原则，则保险公司倾向于不设计免赔条款，其效果接近于产品责任的严格责任，得到的利润为：

$$\Pi_{E2}' = N \times WTP - \pi NL - c_{des} - c_{adm} = \Pi_{E0}$$

因此，在第二种情形下，消费者不承担产品侵权的损失，合理期待原则较好地起到了保护消费者的目的；此外，合理期待原则也允许保险公司选择更加偏向消费者的合同设计，进而减少了因诉讼产生的社会成本。

但是，在合理期待原则下，保险公司还可以选择第三种路径，即以清晰告知的方式改变投保人的合理期待，从而无须赔付免赔条款的损害。此时，假设保险公司对每个投保人都存在一个告知成本 w 。保险产品的购买使得对投保人的财产状态下从无风险状态再次转为风险状态，故其 WTP 也将因此发生变化。

此时，投保人不再如先前一样可以选择无风险状态，而是在两个风险财产间作出选择；也即，对于此时的投保后财产 W_s' ，有：

$$E[u(W_s')] \geq E[u(W)] = \pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0)$$

其中：

$$E[u(W_s')] = \pi_1 u(W_0 - WTP') + \pi_2 u(W_0 - WTP' - L) + (1 - \pi)u(W_0 - WTP')$$

$$E[u(W)] = \pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0)$$

故而，为确定 WTP'_{max} ，应当有：

$$\begin{aligned} \pi_2 u(W_0 - WTP'_{max} - L) + (1 - \pi_2)u(W_0 - WTP'_{max}) \\ = \pi u(W_0 - L) + (1 - \pi)u(W_0) \end{aligned}$$

虽然并不能确切地解得 WTP'_{max} 的值，但可以有：

$$\pi_2 u(W_0 - WTP'_{max} - L) + (1 - \pi_2)u(W_0 - WTP'_{max}) = u(W_0 - WTP_{max})$$

由琴生不等式，可得：

$$u(W_0 - WTP_{max}) < u(W_0 - WTP'_{max} - \pi_2 L)$$

$$WTP_{max} > WTP'_{max} + \pi_2 L > WTP'_{max}$$

因此，投保人的愿付价格会降低，保险公司将不得不降低保费。

故而，对于保险公司的盈利，有：

$$\Pi_{E3} = N \times WTP' - wN - \pi_1 NL - c_{des} - c_{adm}$$

此时，由于保险人的告知，在 π_2 的情形下投保人也不会发起诉讼。

那么，保险公司会在 2 和 3 之间选择何种情形？

$$\Pi_{E3} - \Pi_{E2}' = N \times WTP' - w \times N - \pi_1 NL - N \times WTP + \pi NL$$

整理后，可得：

$$\frac{\Pi_{E3} - \Pi_{E2}'}{N} = WTP' - WTP + \pi_2 L - w < 0$$

可见，合理期待原则的设定将使得保险公司比起告知免责条款的内容更倾向于直接不规定免责条款；也即，比起直接告知改变投保人的合理期待，合理期待原则将促使保险公司去改变合同条款以迎合投保人的合理期待。

（三）合理期待原则的效果

最后，上述经济分析表明，合理期待原则完全可以促进一个更为有效率的市场的产生，虽然保险公司不再能通过剥削性条款从消费者上获得过多利润，但是二者之间并不产生社会成本，因此整体上高效。此外，面对合理期待原则，保险公司将会去自动迎合消费者的合理期待，从而尽可能扩大保险的范围；¹对于消费者而言，虽然保费会因此升高，但他们完全愿意支付这笔价款。

对上述结论更具本质性的解释并不是数学模型，而是源于保险公司的风险偏好。和保险公司不同，拥有少量财产的消费者对任何被保险损失都十分在意，故倾向于风险厌恶；对于保险公司则相反，对于坐拥大量购买者、资金池的保险公司而言，“赔付”带来的损失其实并不大，利润的计算也完全依赖于数学期望而没有其他分散风险的可能，因此对保险公司而言，它们是风险中性的。在这样的设计下，让保险公司尽可能地扩大其承保范围、承担可以预估的投保人的风险，一定是有效率的结果。

五、合理期待原则的改进思路

上述分析表明，合理期待原则确实——至少在给定的条件下——存在着纠正市场失灵的能力。其与我国法中现存的其他保险合同解释原则虽然存在着重叠，但并不代表不存在以此作为最后手段加强投保人保护的可能性。但是，一项学理上可行的原则并不一定可以成为实务中优秀的立法条文，²即使引入了合理期待原则，其仍需经历一系列改进以避免现行我国实务和美国实务中产生的疑问；对于合理期待原则的诸多质疑，以及经济学分析所设定的一系列前提假设，恰恰可以成为“改进合理期待原则内容和注意其适用范围的理由”——³合理期待原则的构成仍然需要从 Keeton 的定义重新出发，将其逐步分解并解读。

其中，关于“……这些预期也未包含在其中”一句作为合理期待原则的适用前提条件，已经多有讨论；⁴在我国学理中也已经明确，合理期待原则并不仅仅是一条“解释规则”（more than a rule of interpretation），而是“一种狭义的‘原则’”，主要适用于当所提供的保险涵盖了明确的条款而与购买保险的交易目的明

¹ “事实上，合理预期原则对保险法的最大贡献可能就是它创造了司法审查的可能性，这一可能性……至少产生了一点促使保险人设计满足消费者需求的保险范围的压力。” Mark Rahdert, 'Reasonable Expectations Revisited' (1998) 5 Conn Insurance L J 107, 111.

² 如新泽西州的《保险公平行为法案》（Insurance Fair Conduct Act），其中第三条确定了投保人在保险公司“不合理拒绝（unreasonable denial）根据保单提出的赔偿要求”下的诉权，被认为是以法案形式认可了以合理期待原则解释合同条款；但是在学者看来，这一条款依然未能明确合理期待原则的适用途径，因此“投保人仍然受保险公司制定保单的语言约束”。New Jersey Insurance Fair Conduct Act (2021), Art 3(1); Jeffrey Stempel, 'The 2022 New Jersey Insurance Fair Conduct Act and the Incomplete Evolution of Policyholder Protection' (2022) 75 Rutgers U L Rev 185, 221.

³ Allen v Prudential Property & Casualty Insurance Co 839 P 2d 798, 816 (UA 1992).

⁴ 张昊，王静：《英美保险法上合理期待原则的生命力》，载《保险职业学院学报》2011年第4期，第80页；董桂文，王晓琼：《寻求当事人意思自治与合理期待目的之间的平衡：对保险法中不利解释原则的探讨》，载《法律适用》2011年第11期，第88页；李利，许崇苗：《论在我国保险法上确立合理期待原则》，载《保险研究》2011年第4期，第107-8页；马宁：《论我国保险法中的合理期待：从规则向原则的回归》，载《比较法研究》2015年第5期，第87-88页。

显不一致时”，¹即作为成文的保险合同解释规则的后位补充规则而存在。故就这一部分，在此不再赘述。

（一）应受保护的“申请人和期待受益人”

首先涉及到的是合理期待原则适用的主体限制。前文为了证成在我国法中引入合理期待原则的合理性，对于一个“保险产品的消费者市场”提出了假设；在这个市场中，所有的风险厌恶消费者的决策都对投保人单向透明，因此造成了投保人和保险人之间的不平等乃至于保险人利用不公平的保险条款剥削被保险人。这也引发了一个疑问：既然在消费者市场中存在着市场失灵和因此以合理期待原则加以矫正的必要性，那么在市场主体之间不存在力量的不均等、逐项谈判得到保险合同条款的情形下，是否没有适用合理期待原则倾斜保护的必要？²

如果完全以“保护弱势投保人”为出发点，则“合理期待原则仅在‘在非常有限的情况下’得到适用，以保护非商业被保险人免受欺骗”；³因此，若投保人为“老练的当事人”（sophisticated parties），则此时无从援引合理期待原则。⁴这是对于保险法传统的一种延续，即“当双方具有平等的议价能力时……，关于保险市场规模与竞争力及保险作为‘附和合同’的主张都是无效的。”⁵

然而，合同的解释原则应该是中立的，其适用应可以从一种事实情形推理到另一种事实情形，而不应当因为当事人的身份而有所偏颇；更何况，“老练的当事人”的抗辩本身就是保险公司对合理期待原则扩张的一种回应——为了对抗合理期待原则对保险范围的扩张，保险公司以“老练的当事人”将保险范围严格限缩于合同条款中。⁶因此，争锋相对的裁判观点则指出，“虽然老练的投保人有更强的议价能力，因此相比其他投保人更不需要法院保护，但……保险人仍然可以强迫投保人‘依赖保险代理人的口头陈述’。”⁷当然，这一新说并未在美国学界取得主导地位，其《责任保险原则》草案中仍然采取了前说。⁸

¹ *Monroe County v International Insurance Co* 609 NW 2d 522 (IA 2000); *Vos v Farm Bureau Life Insurance Co* 667 NW 2d 36 (IA 2003).

² 有论者进一步认为，“合理期待”为代表的保险法特殊规范已经导致了“过度倾向被保险人”（pro-insured bias）的保险法立场，并不利于市场的效率。Qihao He & Chun-Yuan Chen, 'Insurance Law between Commercial Law and Consumer Law: Can the United States Inspire China in Insurance Misrepresentation' (2020) 26 Conn Ins L J 145, 147-48.

³ *Madison Construction Co v Harleysville Mutual Insurance Co* 735 A 2d 100 (PA 1999).

⁴ 此时，当事人“精通合同的谈判，致使法院认为他们在保单中已经包括了他们想要的条款”，*P F Chang's China Bistro, Inc v Federal Insurance Co* No CV-15-01322-PHX-SMM (District Court of Arizona 2016).

⁵ *McNeilab, Inc v North River Insurance Co* 645 F Supp 525 (District Court of New Jersey 1986); 在本案中，法院因此否认了不利解释原则的适用；一般认为，这样的论证逻辑同样适用于其他保险法中保护投保人的规则，如合理期待原则。

⁶ Jeffrey Stempel, 'Reassessing the Sophisticated Policyholder Defense in Insurance Coverage Litigation' (1993) 42 Drake Law Review 807, 832.

⁷ “虽然宾州法院最初因为被保险人与保险人之间的不平衡关系而采用‘不利解释’，但法院经常将该原则应用于被保险人主营业务相关的保险纠纷、甚至适用于保险专业人员之间的纠纷，尽管双方具有平等的议价能力”，*Reliance Insurance Co v Moessner* 121 F 3d 895 (Third Circuit 1997).

⁸ American Law Institute, *Principles of the Law of Liability Insurance (Tentative Draft No. 1)* (The American Law Institute 2013); 其中，“老练的当事人”被作为不利解释原则和合理期待原则的

我国保险法体系中对于“主体”的限定又如何？同样作为在不利解释原则一类倾斜保护投保人利益的合同解读方法，这一原则的适用条件可以类推适用《保险法》第 30 条；¹该条设定了“采用保险人提供的格式条款订立的保险合同”这一前提条件，²换言之，如果是“保险人与投保人充分协商形成的条款，其解释不适用第三十条规定”。³从这种角度来看，合理期待原则自然不保护平等的商事主体之间通过谈判缔结的保险合同。然而，在我国司法实务中，也不乏对商主体间谈判成立的保险合同解释适用《保险法》第 30 条不利解释原则⁴或合理期待原则的案例。⁵

总之，是否将“老练的当事人”作为合理期待原则的除外条件要求我们回到对于保险市场的基础假设；这与其说是一个“有无”的疑问，不如说是一个“程度”的争议。对于平等磋商形成的非格式条款的保险合同，确实不存在通过合理期待原则矫正市场的必要，因为双方信息平等下消费者完全可以意识到保险商品的“瑕疵”存在，和本文第四部分中生产商进行信息告知的情形相似——⁶此时的矫正反而过分介入市场，造成投保人将自己应付出的注意成本外部化，造成不效率的结果。⁷然而，对于小型商主体而言，其对于保险合同知识的了解并不比一般消费者强多少，缔结的保单也多为格式条款，面对专业的保险公司仍显弱势。⁸可见，随着对于“老练”与否的定义变化，合理期待原则矫正的市场失灵的范

例外情形。

¹ 这些本质上都是法院介入保险市场并对保险合同内容进行修正；一些学者将这些合同解释规范和其他保险法中对内容的强制性规范称作“规范介入”（statutory intervention），Kehinde Anifalaje, ‘Legal controls of terms of insurance contracts in Nigeria: A comparative analysis’ (2022) 51(1-2) *Common L World Rev* 109, 129-30.

² 《保险法》（2015 修正）第 30 条。

³ 全国人大常委会法制工作委员会：《中华人民共和国保险法（修订）释义》，法律出版社 2009 年版，第 63 页。

⁴ 如湖北省技术进出口公司诉中国人民保险公司湖北省分公司国际货物运输保险合同索赔纠纷案中，双方都为商事主体，对于标的额达数十万美元的国际运输保险合同、在国内尚无标准格式条款的案情下，法院依然认为当时《保险法》第 31 条得适用于本案，湖北省武汉市中级人民法院（2001）武经初字第 141 号民事判决书。“老练的当事人”之间纠纷仍然适用《保险法》第 30 条的相似案件如苏州市中级人民法院（2014）参阅案例 16 号民事判决书；江苏省高级人民法院（2019）苏民再 61 号民事判决书；

⁵ 如宝航公司诉平安财险福建分公司船东对船员责任保险合同纠纷案中，法院并未考虑原告是否为“老练的当事人”，而直接基于合理期待原则认定本案中船员死亡不属于免赔条款的范围，福建省高级人民法院（2013）闽民终字第 475 号海事判决书；相似的案例如上海市第二中级人民法院（2016）沪 02 民终 1509 号民事判决书，本案虽然是属于前文中第二类对合理期待原则的运用，适用未履行如实告知义务的规定即可而无须重复再以合理期待原则辅助论证，但也表明合理期待原则的运用并不必以“双方力量不均等”为前提。

⁶ “完全知情和理性的消费者将不需要产品责任法，因为生产商在设计和制造产品时将采取最谨慎的态度”，Steven Shavell, *Economic Analysis of Accident Law* (Harvard University Press 1987) 51-53.

⁷ 虽然前文中为了简化模型并未提及这一多余的成本，但在现实生活中，投保人仍然需要对道德风险除外、可保风险范围等信息有一些基本的了解，付出对应的注意成本。Jon Hanson & Kyle Logue, ‘The First-Party Insurance Externality: An Economic Justification for Enterprise Liability’ (1990) 76 *Cornell L Rev* 129, 181.

⁸ 因此，商主体依然属于“外行人”的行列，而合理期待的内容也相应地变为“交易中商人

围也有所差异——因此，有必要找到一个更为合适地、最能促进经济效率的限定“申请人和期待受益人”范围的“老练投保人”标准。

在诸多裁判观点中，一种“老练投保人”的标准着眼于投保人个人的“大”或者“资力”：对于“规模庞大的公司，每年保费达六位数，由精明的商人管理”的投保人，显然应当作为一个“老练的投保人”对待；¹另一种则重视投保人的“专业程度”，即若投保人“由与保险公司的律师具有相同专业水平的律师代理”，²或者“保险决定通常由老练的专业人员作出”，³“作为专业的……应当知晓本行业保险惯例”的当事人，⁴也可能被法院认为是“老练的投保人”而不适用合理期待原则或不利解释原则。只是，这样的划分仍然未能触及到“老练投保人”的本质，“规模庞大”、“专业知识”和“了解程度”也难以理所当然地与“地位平等而无需倾斜保护”建立起联系，毕竟这些“老练”的因素仅仅是“地位平等”的必要而非充分条件——一家大企业对保险人的专业知识的依赖与其财富无关，了解本行业专业知识的当事人也不一定熟谙保单条款。⁵因此，合理期待原则的适用主体划定，关键并不在于投保人是否“熟练”，而在于更加本质的“议价能力”（bargaining power）是否平等。

所谓议价能力，或者缔约过程中“强势或有技巧的一方”所具备的优势，⁶在谈判过程中可以“起到收割（相对方）更多的剩余”的作用。⁷这样的优势在经济生活中常常体现为诸多因素相互作用的结果，如市场结构、信息不对称或风险偏好，⁸而如前文的假设提到的那样，在一个卖方资力高度集中、双方对于保单设计的了解完全不同且因为风险厌恶投保人愿意付出超额保费几乎一无所知的保险市场中，保险公司的议价能力允许其进行不合理的合同设计获得超额利润，进而造成低效率的市场。⁹反之，如果双方的议价能力相近甚至相等，则市场的

的合理期待”，*Album Realty Corp v American Home Assurance Co* 607 NE 2d 804 (NY 1992).

¹ *Eagle Leasing Corp v Hartford Fire Insurance Co* 540 F 2d 1257 (5th Circuit Court 1976); 这一标准后来被抽象为“有专业建议并有同等议价能力的大公司”，*First State Underwriters Agency of New England Reinsurance Corp v Travelers Insurance Co* 803 F 2d 1308 (3rd Circuit Court 1986).

² *Insurance Co of North America v John J Bordlee Contractors* 543 F Supp 597 (East District Louisiana 1982).

³ *McDonald v National Union Fire Insurance Co of Pittsburgh* 2002 WL 495126 (CT 2002).

⁴ 上海市虹口区人民法院(2015)虹民五(商)初字第 2578 号民事判决书。

⁵ Farnsworth 对此有一个十分精妙的比喻，“一家巨企为了停放自己的卡车，也要遵守一个小停车场运营商的条款”。Alan Farnsworth, *Farnsworth on Contracts* (2nd edn, Wolters Kluwer Legal & Regulatory 1990) 480.

⁶ Thomas Schelling, *The Strategy of Conflict* (Oxford University Press 1960) 22.

⁷ Richard Epstein, 'In Defense of the Contract at Will', (1984) 51 Univ Chicago L Rev 947, 974.

⁸ Albert Choi & George Triantis, 'The Effect of Bargaining Power on Contract Design' (2012) 98 Virginia L Rev 1665, 1675.

⁹ 有观点将合同条款分为“价格条款”和“非价格条款”，并认为议价能力往往只能影响价格条款而不包括质量等非价格条款，Richard Posner, 'Natural Monopoly and Its Regulation' (1969) 21 Stanford L Rev 548, 584-85; Alan Schwartz & Louis Wilde, 'Product Quality and Imperfect Information' (1985) 52 Rev Econ Stud 251, 251-52. 但是，也有相反观点认为议价能力影响的为全部的合同条款，Ian Ayres & Robert Gertner, 'Strategic Contractual Inefficiency and the Optimal Choice of Legal Rules' (1992) 101 Yale L J 729, 733. 但不论如何，至少“议价能力”允许一方“收割和产品质量不相符合的价格”为共识。

低效率难以存在，合理期待原则并无介入的必要——具体到案件中的事实，“规模庞大”的公司投保人往往对应了“市场结构并非垄断”的商业保险市场、或者“买方市场的保险市场”（如买方垄断），这要求法院不仅从资力、更基于市场行情对于当事人的力量作出解读；对保险合同内容有“专业知识的当事人代理”或者“经过磋商形成的保险条款”则对应了“双方不存在信息不对称”的事实，这不仅要求当事人“有”专业知识，更要求当事人的专业知识“足以影响”保险产品的购买。¹总的来说，受到合理期待原则保护的投保人与其说是“老练”的投保人，不如说是“特定市场”中的投保人。

（二）“应当得到履行”的“客观合理期待”内容

在确定适用合理期待原则后，法院还应当基于合理期待的内容对合同条款作出新的解释；²这要求法院从事实中推知投保人“应当得到履行的合理期待”究竟为何。然而，这一内容的判定依然存在着多种标准和争议，“对一个法官来说是‘合理’的期待对另一个法官来说可能并非‘合理’”，对于一个法官来说“应当履行”的合理期待对另一个法官也不一定“应当履行”。³因此，如何判定合理期待的内容就成为了决定合理期待原则是否可以起到预定效果的核心疑问。就目前看来，美国实务中的通说主要分为两种路径对合理期待的内容进行判断，在此暂且将其称为情势标准和内容标准。

所谓“情势标准”，指的是法院在审理中依据合同签订时投保人接受的信息判定消费者产生的合理期待内容究竟如何，“法院应当审查保险交易整体以确定被保险人的合理预期”；⁴这样的“交易整体”包括了投保人的地位、⁵双方先前的交易、⁶当事人收到保单的时间和保险中介的介绍。⁸更加有影响力的参酌解释因素可以参照产品责任法，着重于信息不对称下保险人或中介对于投保人的“影响”：“无论该产品是有形的或是无形的，其创造者通常应知购买者的购买目的，而购买者通常依赖创造者的技能或判断作出选择……消费者依赖保险代理人和保险公司向他推销一份能达到预期目的的保单，就像他依赖电视推销员和电视制

¹ Jeffrey Stempel, 'Reassessing the Sophisticated Policyholder Defense in Insurance Coverage Litigation' (1993) 42 Drake Law Review 807, 856.

² 合理期待原则的适用方法是“解释”（interpretate）合同条款而非“建构”（construct）合同条款；前者是在保留条款效力的基础上改变其内涵，而后者直接影响该条款是否生效。当然，这样的区别在实务中意义已经不大，法院也时常混用这两个词语。

³ Jay Goldbaum, 'Katrina and Beyond: Judicial Treatment of Boilerplate Language in Standardized Insurance Contracts' (2007) 2007 Michigan State L Rev 453, 479.

⁴ *Liberty Mutual Insurance Co v Treesdale, Inc* 418 F 3d 330 (Third Circuit 2005). 在另一些案例中，这一标准被称作“审查保险交易的动态（dynamics）以确定消费者的合理期望”，*Patricia West v Lincoln Benefit Life Co* No 06-3491 at 16 (Third Circuit 2007)；*Tonkovic v State Farm Mutual Automobile Insurance Co* 521 A 2d 920 (PA 1987).

⁵ 也即，虽然“老练的当事人”无法阻却合理期待原则的适用，但是可以影响法院对合理期待内容的认定。

⁶ 续期之前的保单的条款往往会塑造投保人对涉案保单的合理期待；此外，保单价格的前后变化也可以令法院认为投保人对保险覆盖的合理期待发生变化。

⁷ 法院认为，被保险人收到保单的时间越接近事故发生的时间，越不太可能阅读保单的条款而更倾向于依据自己的合理期待理解保单内容。

⁸ *Reliance Insurance Co v Moessner* 121 F 3d 895 (Third Circuit 1997).

造商一样”；¹因此，保险公司或者中介的声明“……会在普通消费者阅读介绍手册时产生合理期待”，²而投保人“依赖于中介产生的期待是完全合理的”。³反之，如果保险的说明清晰地指出了某项免赔事由的存在，则投保人声称自己持有的合理期待也无从成立。⁴

至于“内容标准”，则指的是在保险合同中，哪些免赔应当为投保人所了解因此并非属于合理期待的范围，哪些则显然超出了当事人的合理期待。保险中免赔范围的目的即在于促使被保险人提供“合理的预防措施”，而非“无需采取预防措施”；⁵可见，这一标准可以转化为投保人和保险公司之间对于风险的合理分配。⁶显然，对于部分造成道德风险的事项——如本身就违反善良风俗和诚信原则的行为，或者对于“造成给付困难，或者增加了人身危险或意外财产损失的风险”的事由——⁷约定免责无可厚非，也难以认为这样的免赔条款违反了当事人的合理期待。⁸除此之外，法院还提出了一系列标准辅助“合理期待”的判定。其中一种为合同条款是否“符合门外汉可能有的概念”，⁹进而直接介入解读保单条款；¹⁰然而，这样的解读模式依然可能造成恣意的风险，其实质不过是以“法院的解释”代替“当事人的真实意思”，同案不同判的风险依然存在，总之并非合理。¹¹更多的法院会选择外在标准辅助判断该内容是否合乎一般人的合理期

¹ 这一现象被法院称作“默示保证”（implied warranty），*C & J Fertilizer, Inc v Allied Mutual Insurance Co* 227 NW 2d 169 (IA 1975).

² 本案中多数派意见采用了模糊条款有利于投保人的解释方法，合理期待内容的论证为 Feldman 法官在其分别意见中提及，*Sparks v Republic National Life Insurance Co*, Specially concurring opinion of Feldman, Justice, 647 P 2d 1127 (AZ 1982).

³ *Tuepker v State, Farm Fire Casualty Co* Civil Action No 1:05CV559 LTS-JMR (District Court of Mississippi, Sothern Division 2006).

⁴ *In re Katrina Canal Breaches Litigation* 495 F 3d 191 (Fifth Circuit 2007).

⁵ *Security Insurance Co v Kuhn*, 69 NE 822 (1904).

⁶ 当然，这一“风险分配”的视角是纯粹法经济学的观察，并未见诸司法裁判中。

⁷ George Goble, 'The Moral Hazard Clauses of the Standard Fire Insurance Policy' (1937) 37 *Colum L Rev* 410, 415.

⁸ 也有文献观点指出，如果保险公司无法因为道德风险而免除赔付，则其只能采取替代的解决方案如花费更高的成本进行频繁的检查，以及更高的不公平保费。Karl Borch, 'The price of moral hazard' (1980) 1980(3) *Scandinavian Actuarial Journal* 173.

⁹ *C & J Fertilizer, Inc v Allied Mutual Insurance Co* 227 NW 2d 169 (IA 1975).

¹⁰ 相似的案件如 *Keene Corporation v Insurance Company of North America Aetna Casualty and Surety Co et al* 667 F 2d 1034 [24] (District of Columbia Circuit Court 1981)，“没有迹象表明，在这种情况下，合同的一方正考虑将涉案范围事实上排除在外……保单载明被保险人在保单期内享有‘伤害’保险。在购买该等保险时，原告可以合理期待……该保险将承保所有未来的产品责任”；*Humans & Resources, LLC v Firstline National Insurance Co* 512 F Supp 3d 588 (Eastern District of Pennsylvania 2021)，“原告购买了涉案保单，期望能避免包括但不限于其餐厅的营业收入损失……其合理期待还包括在业务中断产生损失的情况下提供保险，例如原告因新冠疫情而遭受的损失”。

¹¹ 如 *Keene* 案中，一些法官即认为本案中多数派意见得出的合理期待“毫无依据”，“我不理解一家在特定年份有意识地决定不投保的制造商为什么会合理期待‘在未投保期间发生的伤害也可以得到赔付’”，*Keene Corporation v Insurance Company of North America Aetna Casualty and Surety Co et al*, Concurring Opinion of Wald, Circuit Judge 667 F 2d 1034 [68] (District of Columbia Circuit Court 1981).

待，如交易习惯、¹国家推行的非盈利性保险标准条款、²或公共政策³等因素推知“合理期待”的存在。

相比之下，“内容标准”为主的判定方法更加接近“客观合理期待”一词的内涵。首先，为了限缩法院裁量空间、统一解读标准，合理期待原则要求法院尽可能以“客观事实”推知合理期待的内容；⁴同时，作为行政审查在司法领域的延申，合理期待原则保护的是“绝大多数投保人”（majority of policyholder）而非“某次交易中的单个投保人”产生的合理期待。⁵因此，虽然在案件中当事人基于个案情势了解到的信息将极大影响本案中其对于保单内容的“合理期待”，但显然，这样的“合理期待”并不是“应当得到履行”的合理期待；只有在内容标准下、结合交易习惯、国家标准等因素推知的“公众”（public at large）的合理期待，方可成为法院考量的对象。⁶

“内容标准”的合理期待原则也更贴近我国法和其他大陆法国家意思表示“真意探究”的解释路径。⁷具体而言，所谓“真意”并非当事人在具体合同中形成的主观意图，而是自外部推知“客观的、合理的意图”；因此，法官虽然以“真意探究”的名义解释合同，但实际上完全可能将法律行为扭曲为与当事人所思所想相背离的内容，其本质为一个纷争解决的法律技术。⁸因此，“内容标准”与这样的解读技巧不谋而合，也只有这样的合理期待原则方能更好地融入我国法的体系之中。反观情势标准，则更注重“投保人受到环境的不利影响”，与其说是结合合理期待“解释”合同条款，倒不如说是在探究“双方是否合意形成该保单条款”、保险人是否“对投保人进行了诈欺”或者“存在不合理的信息告知”，而这些都并非“合理期待原则”所涵盖，也非合同解释方法论所追求。⁹可见，

¹ 如 *C & J Fertilizer, Inc v Allied Mutual Insurance Co* 227 NW 2d 169 (IA 1975)中，法院还援引了显失公平（unconscionability）来论证条款在原告意料之外，“原告的证据表明，定义条款是不合理的……从其商业背景考虑，（其他合同中）有关条款要么是对保险范围的合理限制，要么是合乎原告合理期待的”。

² 如 *In re Katrina Canal Breaches Litigation* 495 F 3d 191 (Fifth Circuit 2007)，法院即根据交易习惯和国家洪水保险计划（NFIP）的定义条款和赔付范围确认了本案投保人主张的合理期待并非合理。

³ 如 *Harvester Chemical Corporation v Aetna Casualty & Surety Co et al*, 649 A 2d 1296 (NJ 1994)，法院基于新泽西州的立法和公共政策认定涉案免赔条款以及事故通知期限条款不在当事人合理期待的范围之内。

⁴ Keeton, 'Insurance Law Rights at Variance with Policy Provisions' (1970) 83 Harvard L Rev 961, 967-68.

⁵ Robert Keeton, Alan Widiss and James Fischer, *Insurance Law: A Guide to Fundamental Principles, Legal Doctrines, and Commercial Practices* (2nd edn, West Academic Publishing 2017) 546.

⁶ Gary Birnbaum, Louis Stahl & Michael West, 'Standardized Agreements and the Parol Evidence Rule: Defining and Applying the Expectations Principle' (1984) 26 Ariz L Rev 793, 809-10.

⁷ 《民法典》第 142 条；台湾地区“民法”第 98 条。

⁸ 遠藤浩『民法（1）總則』（有斐閣，1982 年）126 頁。

⁹ 诚然，如前所述，基于情势标准得出的“主观合理期待”在司法裁判中也有广泛运用，并且许多判例主张本案中的合理期待原则以《第二次合同法重述》第 211 条为基础，*Darner Motor Sales, Inc v Universal Underwriters Insurance Co* 682 P 2d 388 (AZ 1984)；但是，这样的推理是对第 211 条的误读，因为该条第(3)款的“有理由相信”标准沿用的依然是“一般公众”（average member of the public）的“客观合理期待”标准，American Law Institute, *Restatement of the Law*

不论是“合理期待原则作为行政部门审查的补充”，还是考虑到合理期待原则作为合同解释方法的独立性，内容标准都是更为合理的确认“应当得到履行的客观合理期待”的方法。

（三）应当“细致研读”的“保险合同条款”范围

虽然合理期待原则的适用前提、主体和内容都已经明确，但这并不代表合理期待原则在司法实务中也可以正常运作；“律师不仅希望其客户了解交易的内容，还期望未来的法庭或陪审团也能理解交易内容”，¹“客观合理期待”不能从合同文本中得知，那么就只能从合同之外的材料中得到。然而，法庭不应该允许当事人“用昨天的证据否定今天达成的合意”，²作为“双方合意的永久证据”(permanent evidence of agreement)，合同文本的解读若能被其之外的其他材料任意否定，³将极大冲击合同解释的稳定性和可预期性。⁴对此，美国法上存在着“口头证据规则”(parol evidence rule，又称“外部证据规则”，extrinsic evidence rule)以确定“合同之外证据”的引入。在《第二次合同法重述》中，这一规则被表述为“一份有约束力的协议整体排除了与之不一致的先前协议”；⁵当然，足够被排除的“口头证据”绝对不仅限于“先前协议”，在合同文本之外、试图以缔约方主观意图推翻文本含义的材料同样是“口头证据”排除的范畴：⁶“只有口头的辅助性条款和正本书面条款不冲突，该辅助性材料方得为法庭纳入考量”。⁷这一对合同文本的严守看似是一个证据法的疑问，实际上是一个实体法上的价值衡量；⁸归根结底，其目的仍为限缩法官的裁量权，令法官对合同条款的解读不得突破正本书面合同的文义。

因此，在美国法中，不平等的合同关系被认定为引入口头证据原则的例外，“如果法官……发现合同语言合理地易受提出者主张的解释影响，则有必要……引入外部证据以确定当事人的意图”。⁹当然，在我国民法和证据法中，自然不存在美国法中展示的口头证据和合理期待原则之间的张力。我国合同法制度中合同解释规则极大程度上继承了《联合国货物买卖公约》(CISG)的规定，¹⁰而 CISG

Second: Contracts 2d (American Law Institute Publishers 1981) § 211(3), Comment (e).

¹ David Epstein, Bruce Markell and Lawrence Ponoroff, *Making and Doing Deals: Contracts in Context* (2nd edn, LexisNexis Matthew Bender 2006) 463.

² John Murray Jr, 'Parol Evidence Process and Standardized Agreements Under the Restatement (Second) of Contracts' (1975) 123 U Pennsylvania L Rev 1342, 1348.

³ John Murray Jr, *Contracts: Cases and Materials* (6th edn, LexisNexis 2006) 348.

⁴ “不应该……令双方的合意中的部分事实受到当事人的断言控制，被不确定的证词和模糊的记忆证明”，*Countess of Rutland Case 77 Eng Rep 89* (KB 1604).

⁵ American Law Institute, *Restatement of the Law Second: Contracts 2d* (American Law Institute Publishers 1981) § 213(1).

⁶ John Murray Jr, *Murray on Contracts* (5th edn, LexisNexis 2011) 420-22; 在英国法中，同样地，“双方先前谈判的背景性材料和主观意图的宣告都应得到排除”，Raoul Colinvaux, *Colinvaux's Law of Insurance* (11th edn, Thomson Reuters 2016) 158-59.

⁷ *Rogers v Jackson*, Dissenting Opinion of Saufley, Chief Judge 804 A 2d 379, at [21] (ME 2002).

⁸ American Law Institute, *Restatement of the Law Second: Contracts 2d* (American Law Institute Publishers 1981) § 213(1), Comment (a).

⁹ *Taylor v State Farm Mutual Automobile Insurance Co* 854 P 2d 1134 (AZ 1993).

¹⁰梁慧星：《从“三足鼎立”走向统一的合同法》，载《中国法学》1995年第3期，第15页。

的规范本身即是对合同外证据极大开放，¹“这一法域是一个没有口头证据规则限制的世界”。²而我国法也极大程度上继受了对合同外证据的开放，在司法裁判中，法官确实有权“综合考虑各种意思表示的资料”解读意思表示。³因此，既然我国法中并不存在用合同外文本证明合同中当事人意思的证据可采性限制的规则，对限制的突破也无从谈起。这一疑问完全是美国合同法过分严守形式主义导致的规则间的冲突，在我国法语境下并无多少讨论的价值。⁴

在我国法中，真正值得探究的，是法官何以证成合同语义之外的对保险范围的涵盖，即所谓的“合同条款外”求偿；换言之，一个“依保单规定外或与保单规定不一致之诚信善意或衡平原则之法理基础”的赔付请求权。⁵毕竟，在继受了大陆法传统的国家中，对合同的解释仍然“应当按照所使用的词句”进行，⁶若“契约文字已表示当事人真意，无需别事探求”，法官即无法突破合同语言加以解释。⁷具体在《保险法》中，则是“对合同条款有争议的，应当按照通常理解予以解释”，再是“有利于被保险人和受益人的解释”，也并未给法官超出合同条款的解释权限。⁸但合理期待原则在合同法中的存在，恰恰是要求法官“探求当事人之真意，不得拘泥于所用之辞句”。⁹在这种前提下，合理期待原则似无法融入现存合同解释规则体系之中。

但是，在我国法中，有必要遵循特别法优于一般法的原则，令合理期待原则作为现存合同解释规则的兜底和特例而存在，使突破合同文本的解读为可能。毕竟，将合同解释的基础限定于双方合意形成的条款之中的学说不过是“羊皮纸和羽毛笔时代”的产物，¹⁰而“将合同独立于事实背景而单纯依据书面条款解释的时代已经一去不复返”；¹¹现代合同解释规则已经转向以交易整体为原则，只有从合同背景来解释条款，方能够反映合同当事人的真实意图。具体到保险合同中，“每份保险合同都包含了善意和公平交易（good faith and fair dealing）的默

¹ CISG 第八条中“一方当事人所作的声明和其它行为”的解释规则即要求法院“结合合同之外的证据以证明当事人的主观意图”，*MCC-Marble Ceramic Center, Inc v Ceramica Nuona D'Agostino SPA* 144 F 3d 1384 (8th Circuit Court 1998).

² David Epstein, Bruce Markell and Lawrence Ponoroff, *Making and Doing Deals: Contracts in Context* (2nd edn, LexisNexis Matthew Bender 2006) 488.

³ 最高人民法院民法典贯彻实施工作领导小组：《中华人民共和国民法典总则编理解与适用》，人民法院出版社，2020年版，第714-15页；而这样的解读方法在建设工程施工合同的司法解释中也有所展现，参见《最高人民法院关于审理建设工程施工合同纠纷案件适用法律问题的解释（一）》（法释〔2020〕25号），第22条。

⁴ 在我国台湾地区的司法实务中，出现了保险公司提出“完整合同条款”（Entire Agreement Clause），即和投保人“意定口头证据规则”、要求投保人不得以合同外辅助证据对抗文本内容的情形，参见“台湾台北地方法院”107年度保险字第98号判决。然而，这样的条款同样作为《保险法》第17条下（台湾地区“民法”第247-1条）“免除或减轻责任”、“加重他方责任”类型的条款，若未经提供者说明则应归于无效。

⁵ 施文森：《保险法论文（第三集）》，元照出版社2013年版，第29页。

⁶ 《民法典》第142条1款，第466条。

⁷ 十七年上字第一一八号判例。

⁸ 《保险法》第30条。

⁹ 台湾地区“民法”第98条。

¹⁰ *R v Governor of Pentoville Prison Ex p Osman* [1990] 1 WLR 227 (QB), 308-9 (Lloyd LJ).

¹¹ *Prenn v Simmonds* [1971] 1 WLR 1381 (HL).

示合意”；¹单纯的格式条款已经全然不同于合同解释规则最初产生时“个别的具体的磋商而成立”的样态，这种由一方提供的保单条款，更不是双方合意的体现。²因此，将合同解释限于保单文本的方法论已然不具备存在之前提，反增加“被保险人承受因认知差异所造成之危险”；³在保单规定和合理期待内容发生冲突时，也只有舍弃前者而追随后者、进行“格式条款外之求偿”，方可令保险法的最大诚信与实质平等目的得到实现。⁴

结语

合理期待原则在美国的发展已经历半个世纪，而我国法中，对合理期待原则是否引入、引入何种合理期待原则的争议才刚刚开始。虽然我国目前的司法实践中已普遍援用“合理期待原则”，但三种援用类型都有所不足。第一种混淆了合理期待原则和其他合同解释原则的适用位阶和具体含义；第二种过度注重保险人的信息告知义务而忽略了投保人对保单条款的理解，第三种虽然忠实于原意，却囿于立法的限制无法发挥出其应有的功能。即使是在美国法和其他效仿美国引入合理期待原则的法域中，合理期待原则也面临诸多质疑，其作为一个“结果导向”的衡平法规则被引入，充斥着不确定性和正当性的疑问。

因此，对于合理期待原则的更好理解也许不应该从合同法出发，而应自产品责任的角度理解；如果将其视为一种在产品责任中对损害风险的分配便不难发现，引入合理期待原则将促使风险向风险中性的保险公司集中，而非回到风险厌恶的消费者身上；与其说导致了市场的无效率，反能而促使保险公司“维护”起消费者的合理期待，因此其引入完全可以起到矫正信息不对称的市场失灵的效果。

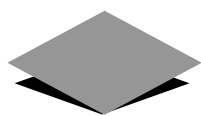
我国法中，面对强势的保险公司，消费者显然缺乏与之对抗的“武器”。因此，引入一个全新的合同解释原则，完全合乎我国的市场情形和消费者的诉求。但为了防止对市场的过分矫正，合理期待原则需要保证其位阶相对劣后，适用限定于双方市场力量不均衡、信息不对称的“卖方市场”中，并采用外在辅助标准判断投保人的“合理期待”。至于美国法中口头证据规则和合理期待原则之间的冲突与解决，考虑到我国立法取向及国际立法趋势，在我国法中并无太大参考价值；但是，以合理期待原则突破合同解释“以文本为基础”的原则仍为必要。总之，如何创造出一个更加适宜我国市场的合理期待原则，仍然有待司法实践的发展。

¹ Robert Keeton, Alan Widiss and James Fischer, *Insurance Law: A Guide to Fundamental Principles, Legal Doctrines, and Commercial Practices* (2nd edn, West Academic Publishing 2017) 530.

² 刘春堂：《一般契约条款之解释》，载郑玉波编：《民法债编论文选辑（上）》，五南图书出版公司1984年版，第221页。

³ 林建智：《论合理期待原则》，载《保险专刊》1993年第33期，第164-165页。

⁴ 施文森：《保险法论文（第三集）》，元照出版社2013年版，第51页。



4

保险与政策

子女结构对家庭商业保险决策的影响研究

丁德臣、黄祖鸿¹

摘要：

探索文化观念对家庭经济决策产生干预的可能途径，对研究家庭经济决策的非理性行为、消除性别差异和推动家庭商业保险健康发展有着积极作用。基于中国家庭金融微观调查（CHFS）的四年数据（2013年、2015年、2017年和2019年）和我国统计年鉴的数据，构建了 Probit 模型，实证分析了子女结构差异对家庭商业保险决策的影响，进一步研究了地区文化对子女结构影响家庭商业保险决策的调节效应，有力地阐述了文化观念对经济行为的影响途径。结果发现：子女性别差异与数量差异会显著影响家庭对商业保险的决策，首胎为男孩以及男孩占比越高会抑制家庭配置商业保险，且这种效应在商业养老保险上表现显著；地区文化差异会对子女结构差异影响家庭商业保险配置产生调节效应；通过异质性分析发现，首胎为男孩以及男孩占比越高抑制家庭商业保险配置作用受到城乡差异的影响；子女性别对家庭商业保险决策的抑制作用只存在传统文化观念重的地区，且农村地区受到传统文化观念的影响更深。据此建议，深化性别平等的观念，探索更多的居家、社区联合等新型的养老模式；引导和培养各地区的避险文化和间接提升人们承担风险的其他文化；针对家庭抚养子女、子女教育、婚姻和养老等不同阶段，创新保险产品。

关键词：子女结构，家庭商业保险决策，地区文化差异，传统文化

一、引言

大量的研究表明，子女的观念和行为会耳濡目染地受到家庭环境和父母的影响^[1]。然而，诸多学者研究发现，家庭子女也会反过来影响父母的经济行为和决策，子女性别与子女数量的差异会影响家庭投资决策^[2-3]。在我国传统文化观念重，儿子在家庭有着重要的作用，是整个家族的传承和延续^[4]。据此，文化对居民经济行为的影响越来越备受学者们关注和研究，中国传统文化强调家庭本位，“养儿防老”、“家族传承”等观念无不是其体现，父母居家养老是我国世代相传的形式，

¹ 丁德臣，山东财经大学保险学院副教授，研究方向为风险管理与保险。黄祖鸿，山东财经大学硕士研究生，研究方向为养老保险。基金项目：国家社科基金一般项目（22BTJ061）

也是子女孝道的一种表现，父母会包办子女（尤其是儿子）的婚姻，这是家庭的一种延续。虽然我国传统文化观念受到现代化思潮的冲击，但是影响是有限度的，传统观念仍然会影响居民的经济行为^[5]。如此，子女结构差异对家庭商业保险决策的影响是否受到文化因素的调节？^[6]针对以上问题，本文利用中国家庭金融微观调查数据，研究子女性别和子女数量如何影响家庭商业保险决策及文化因素对其的调节效应。

研究家庭保险行为时，目前的研究忽视了对文化传统及其影响机制的分析，相关的探索不够深入具体，即子女的性别差异如何影响保险决策，相关工作不多且没有成为体系。另一方面，研究子女性别差异对商业保险影响，鲜有文献对其保险进行细分研究，即人寿保险、健康保险与其他保险等。本文在前人的研究基础上，运用现有理论探究子女性别结构对商业保险需求影响，检验文化观念如何影响家庭商业保险决策。与已有的研究相比，本文的主要贡献有：第一，根据 CHFS 问卷的设计，将商业保险进一步细分为商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险三类，丰富了人口结构影响家庭商业保险的文献，为优化家庭保险资产配置提供了一定的理论依据。第二，研究子女结构对家庭商业保险决策的影响时，忽略了地区文化差异对其的调节效应。本文将地区文化加入研究内容，结果表明了地区文化对子女结构影响家庭商业保险决策具有调节效应。

本文的后续安排如下：第二部分是文献综述与研究假设，第三部分是实证设计，第四部分是实证结果分析，第五部分是结论与建议。

二、文献综述与研究假设

（一）子女结构对家庭商业保险决策的影响

性别偏好会导致男女性别比例出现失衡，家庭子代结构会出现内生性问题，家庭决策者往往会通过改变预期生育数量，以此来达到对性别偏好的目的。侯佳伟等研究发现性别偏好会导致出生性别比不均衡，但是性别偏好随着时间弱化，趋于性别中性^[7]。Ismail 等基于对南亚数据的分析发现家庭对男孩更具偏好，为男性新生儿寻求医疗护理的意愿更强，导致女性新生儿死亡率要高于男性新生儿^[8]。针对女结构对家庭商业保险决策的影响研究，主要在子女的性别差异和子女的数量之上，下文从这两个方面进行总结。

第一，子女性别差异对家庭商业保险选择的影响。魏下海和万江滔基于性别失衡的角度分析，男孩家庭更具婚姻压力，家庭会增加对房产的投资从而减少对金融资产的配置^[9]；Sara 研究认为家庭会更加依赖未来男孩的代际支持，特别是针对收入水平低的家庭更具男孩偏好^[10]。梁斌和陈茹从子女对影响父母的经济行为和决策视角，研究了子女结构对家庭决策者配置金融资产决策的影响，认为中国受到“传宗接代”、“养儿防老”等传统文化观念的影响，家庭会增加家庭储蓄从而减少对金融资产的配置，且发现女孩对父母的照料更多，从而有女孩的家庭会减少对商业保险的参与^[3]。因此提出如下假设：

H1：首胎为男性会降低家庭商业保险决策概率。

第二，子女数量差异对家庭商业保险决策的影响。王韧等^[2]认为现有的微观数据能够表明，子代中男孩数量的增加与家庭商业保险投资成反比关系，而女孩则相反。张浩等研究发现子女数量的增加会促进家庭对商业保险的投资，家庭抚

养子女具有很强的利他性^[11]。综合以上文献可知，在中国孩子是家庭延续的希望，受到“养儿防老”和“家族传承”等观念影响，家庭对男孩具有一定的偏好。男孩家庭具有较大的结婚压力，父母为儿子包办婚姻，在家庭财富水平有限的情况下，这些支出会对家庭商业保险配置产生“挤出效应”^[11]。因此提出如下假设：

H2：男孩占比越高对家庭商业保险决策抑制作用越强。

（二）文化观念与商业保险决策

文化观念对居民的经济行为具有重要的影响，这已经成为大家的共识，对文化的多维度量及文化观念对居民经济行为的影响研究已经成为当下学术界研究的热潮。目前关于文化因素对金融资产和商业保险配置的影响主要分为以下两个方面：

第一，基于西方视角对文化观念指标的衡量。源于对 *Globe* 文化指标和施瓦兹文化价值观测度，最早是 *Hofstede* 通过公司员工样本度量了刚性柔性、个人的个性主义、外部不确定性规避和权力距离四方面的文化维度^[12]。*Schwartz* 基于价值观视角测算了平等性与层级性、自主性与嵌入性、和谐性与控制性三组文化维度，也就是现在施瓦兹价值观调查手册^[13]。*Globe* 前人研究基础上提出 9 类度量文化的指标：不确定性规避、恃强性、性别平等、绩效导向、未来导向、社会导向集体主义、小团体集体主义、权力距离和人际关怀导向^[14]。*Chui and Kwok* 研究发现文化因素对家庭居民配置寿险的决策存在着显著作用^[15]。完颜瑞云采用 *Hofstede* 测量文化维度的方法，度量了我国各地区文化因素差异，基于面板数据，研究文化差异对非寿险消费的影响，发现个体主义、权力距离和不确定性规避文化维度对家庭选择非寿险的需求存在明显的负向显著，男性与女性主义文化维度对家庭选择非寿险需求有显著的正向影响^[16]。*刘威和黄晓琪* 研究了经济不确定性、地区文化两者对保险需求影响存在的内在关联，采用 *Globe* 的文化测度方法，研究认为地区文化差异对经济不确定性影响家庭商业保险需求具有显著的调节效应^[17]。

第二，基于我国传统儒家文化、家族传承等传统文化观念分析，研究传统文化对居民经济行为的影响。*彭大松* 认为虽然受到现代文化观念的影响，但是以家庭为核心的观念、儒家孝道观念和家庭男权主义观等核心传统文化观念仍然在家庭之间稳定传承^[18]。*郑路和徐旻霞* 通过微观数据研究发现“养儿防老”等传统文化观念会降低家庭居民对商业养老保险的购买^[5]。*牟朋鹏* 等利用西南财经家庭金融调查数据，利用问卷中关于传承的问题，利用因子分析法测度出儒家传统文化指标，研究发现文化因素对家庭金融资产配置具有显著影响^[19]。子女性别和数量会影响家庭对商业保险的决策，而文化因素对家庭的子女性别产生一定的偏好。

因此，本研究提出如下假设：

H3：地区文化差异对子女结构影响家庭商业保险决策具有一定的调节作用。

三、实证设计

（一）样本选择与数据说明

本文利用 2019 年西南财经对中国家庭金融的调查数据。采用多阶段的分层抽样，对全国 29 个省份、自治区和直辖市的家庭进行数据收集，调查包含家庭的人口结构特征、社会保障保险、商业保险、收入等信息。2019 年，*CHFS* 分别获得

34560 户家庭数据。经过数据处理之后，共获得 13901 户家庭的微观数据；房价的数据来自各省市统计年鉴；宗祠数据来源于百度搜索。

1. 被解释变量

本文根据西南财经家庭金融调查问卷将被解释变量定义为“家庭是否参与商业保险”(Insured)，以及商业保险的细分保险。家庭是否参与商业保险：根据 CHFS 调查问卷中的问题，商业保险定义：将家庭成员中选择了其中任意一种保险的家庭的编码为 1（参与），其余编码为 0（不参与）0。

2. 解释变量

本文的解释变量设定为子女结构，具体用“子女性别”（Firstboy）衡量子女性别结构和“男孩占比”（Boyratio）衡量子女数量结构两个变量。本文将子女设定为 30 岁以下且未婚的人[3]，Chen and Li、殷浩栋、宋月萍和宗庆庆等认为相对而言第一胎子女的性别具有较强的外生性^[20-23]。本文将“子女性别”设定为虚拟变量，作为子女性别结构的代理变量，在家庭第一胎性别为男性时赋值 1，第一胎性别为女性赋值 0^[24]。将“男孩占比”定义为家庭 30 岁以下且未婚儿子占家庭子女的总占比^[25]。

3. 调节变量

本文选取 Globe 研究的 9 类文化维度指标进行研究^[4]。根据定义，将其分为五组：第一，绩效导向与未来导向。二者均可衡量各地区对当前绩效还是未来的绩效的重视程度；第二，不确定性规避。其含义是不同地区居民面对不确定性所愿意采取应对措施的程度；第三，恃强性与人际关怀导向。二者均可衡量在人际交往中，个人是偏好以自我为中心还是主动关心他人的差异；第四，权力距离与性别平等。二者均可衡量个体在认可权力不平等分配上的差异；第五，社会导向集体主义与小团体导向集体主义。二者均可衡量各地区偏向群体行动还是个体行动。最终从每组选择一类变量检验，包括：不确定性规避（UAI），绩效导向（PO），社会导向集体主义（SC），恃强性（AT），权力距离（PD）。

4. 控制变量

户主特征变量：年龄、学历、健康状况、是否结婚等；家庭特征变量：家庭年收入、家庭支出、家庭资产、家庭养老保险等；地区特征变量：城乡、及市级固定效应和宗祠的数量等。本文剔除了家庭总收入、总资产小于等于 0 的异常样本，考虑到代际问题，只留取户主年龄在 16-60 周岁的样本家庭以及没有未婚孩子的家庭^[22,24]，最后筛选得到的样本量为 13901 个。变量具体说明见表 1。

表 1：变量说明

变量	变量名	变量解释
被解释变量	Insured	01 变量，家庭是否参与商业保险
	Lifeinsur	01 变量，家庭是否参与商业人寿保险
	Healthinsur	01 变量，家庭是否参与商业健康保险
	Otherinsur	01 变量，家庭是否参与其他商业保险
解释变量	Firstboy	01 变量，家庭第一胎子女的性别，男孩取 1，女孩取 0
	Boyratio	连续变量，男孩占家庭子女数量比重
调节变量	UAI	连续变量，不确定性规避指标
	PD	连续变量，权力距离指标
	SC	连续变量，社会主义导向集体主义指标

	PO	连续变量，绩效导向指标
	AT	连续变量，恃强性指标
控制变量	Childratio	连续变量，家庭子女的数量 量占家庭的总人数
	Odageratio	连续变量，大于 60 岁老年人的数量占家庭的总人数
	Member	连续变量，家庭成员人数
	Age	连续变量，户主的年龄
	Gender	01 变量，户主性别男为 1，女为 0
	Marriage	01 变量，户主结婚为 1，未婚为 0
	Health	非连续变量，1 表示健康状态不好，2 表示健康状态一般，3 表示健康状态好
	Education	01 变量，户主受教育程度高中及以上表示为 1，高中以下则为 0
	SSI	01 变量，家庭成员有社保则为 1，没有则为 0
	Housing price	连续变量，各省份房价（万元）
	Urban	01 变量，城市户口为 1，农村户口为 0
	宗祠（Ancestral hall）	01 变量，宗祠（虚拟变量）
	宗祠数量	连续变量，各地区宗祠的数量
	Lncome	连续变量，家庭总收入对数
Lnasset	连续变量，家庭总资产对数	

资料来源：2019 年中国家庭金融调查（CHFS）数据，各省市统计年鉴。

（二）描述性统计

表 2 为描述性统计，由表 2 可知家庭主动购买商业保险比例为 24.4%，其中商业人寿保险、商业健康保险与其他商业保险占比分别为 12.2%、1.1%与 6.8%；家庭参与商业保险深度（家庭商业保险保费总支出占家庭资产比重）为 30.90%，其中商业人寿保险、商业健康保险与其他商业保险占比分别为 8.39%、14.4%与 8.12%；家庭首胎胎为男孩的比例为 54.6%左右；家庭男孩占子女综述 50.55%；家庭未婚孩子中拥有男孩的比例为 69.5%；家庭未婚孩子中拥有女孩的比例为 55.4%；家庭少儿占家庭总人数的比为 38.7%；老年人数占家庭总人口比为 5.48%；家庭成员人数平均为 3.993 人；户主的平均年龄在 45 岁左右；79.1%的户主为男性；户主自评健康状况均值为 2.358；96.4%的户主婚姻状况为已婚；家庭年收入平均为 11.31 万元；家庭所在城市的平均房价是 1.91 万元；家庭成员的社会养老保险覆盖率 85.5%，社会保障已渐趋完善，各地区平均宗祠数量为 37.77 个，67.1%的人在城市居住。文化调节变量不确定性规避、权力距离、社会主义导向集体主义、绩效导向、恃强性的方差差异较大，表明地区文化差异有着显著的差异。

表 2：变量描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Insured	13,917	0.244	0.429	0	1
Lifeinsur	13,917	0.122	0.328	0	1
Healthinsur	13,917	0.110	0.312	0	1
Otherinsur	13,917	0.0681	0.252	0	1
Firstboy	13,917	0.546	0.498	0	1
Boyratio	13,917	0.5055	0.5000	0	1

UAI	13,917	4.321	0.104	4.150	4.560
PD	13,917	4.612	0.142	4.340	4.910
SC	13,917	4.682	0.0911	4.410	4.830
PO	13,917	4.682	0.124	4.420	4.910
AT	13,917	4.140	0.111	3.900	4.410
Childratio	13,917	0.387	0.148	0.111	1
Odageratio	13,917	0.0548	0.113	0	0.667
Member	13,917	3.993	1.354	1	12
Age	13,917	45.34	8.675	16	60
Gender	13,917	0.791	0.407	0	1
Marriage	13,917	0.964	0.186	0	1
Health	13,917	2.358	0.698	1	3
Education	13,917	0.211	0.408	0	1
SSI	13,917	0.855	0.352	0	1
Housing price	13,917	1.913	1.435	0.610	5.870
Urban	13,917	0.505	0.500	0	1
宗祠 (Ancestral hall)	13,917	37.77	33.30	1	107
宗祠数量	13,917	0.671	0.470	0	1
Lncome	13,901	10.96	1.372	-1.324	16.31
Lnasset	13,917	13.08	1.489	3.912	21.47

资料来源：房价来源于各市统计年鉴；宗祠数量从百度地图上手工收集整理各县级地区宗祠的数量；“宗祠”虚拟变量并将县一级样本按照宗族祠堂数量中位数划分为两个部分同时设定虚拟变量“宗祠”，其中宗族祠堂较多的地区取 1，否则为 0。括号内为相应单位。

（三）模型设定

本文采用 Probit 模型，后期稳定性检验采用 Tobit 模型，考察子女性别和男孩占比对家庭保险决策的影响^[2]。模型选取和设置原因在于：由于被解释变量和解释变量“子女性别”为 0-1 变量，模型涉及到二元离散问题，因此设置虚拟变量可以有效避免线性概率回归模型中被解释变量预测值不符合现实的情况。模型设定如下：

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 C_{control} + \beta_p + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

$$P_y(Y=1) = P_y(\gamma^* > 0) \quad (4.2)$$

$$\gamma^* = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 C_{control} + \beta_p + \varepsilon_i \quad (4.3)$$

$$Y^* = \max(0, \gamma^*) \quad (4.4)$$

为二元虚拟变量，定义为家庭是否购买商业保险，取 0 表示家庭没有购买商业保险。 X 表示家庭孩子性别变量，用 $C_{control}$ 表示控制变量， α_1 、 α_2 分别为解释变量和控制变量的系数向量， β_p 衡量地区固定效应， ε_i 为随机扰动项， α_0 表示常数项， γ^* 表示家庭实际总保费支出占家庭资产的比重，本文所有回归的聚类 t 值均控制在省级层面。

四、实证检验与结果分析

（一）基准回归结果

表 3 和表 4 报告了基准回归的结果。其中，因变量为家庭商业保险决策。各列表示自变量 X 子女性别和男孩数量对真实因变量 Y 总商业保险和细分商业保险

的边际效应。本文利用 Probit 模型进行估计，被解释变量分“商业保险”、“商业人寿保险”、“商业健康保险”和“其他商业保险”的虚拟变量。解释变量为“子女性别”、“家庭男孩占比”。通过对下表结果显示：对于家庭商业保险决策，首胎子女性别系数显著为负，说明首胎子女性别为男性将会减少家庭选择商业保险。从边际效用来看首胎为男孩家庭拥有男孩将使得家庭参与商业保险的可能性降低 0.066。相反，首胎为女孩将倾向于购买商业保险，从边际效用来看首胎为女孩和家庭拥有女孩将使得家庭参与商业保险的可能性提高 0.066。对于家庭商业人寿保险和商业健康保险选择，子女性别对商业人寿保险选择不显著。对于其他商业保险选择，首胎子女性别系数在 10% 的显著水平上显著为负。

表 3：子女性别对商业保险决策影响基准回归结果

变量	(1) Insured	(2) Lifeinsur	(3) Healthinsur	(4) Otherinsur
Firstboy	-0.066*** (0.025)	-0.029 (0.029)	-0.038 (0.031)	-0.058* (0.034)
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
_cons	-3.37*** (0.229)	-4.35*** (0.276)	-3.94*** (0.287)	-3.03*** (0.314)
N	13901	13901	13901	13901
Pseudo R2	0.111	0.091	0.115	0.043

附注 2：*、**、***分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著，括号里数值为标准误差

第一，对商业保险分析。对于家庭商业保险决策，家庭男孩占比系数均显著为负，说明家庭男孩占比将会减少家庭选择商业保险。从边际效用来看家庭男孩占比越高，即家庭拥有男孩将使得家庭参与商业保险的可能性降低 0.068。

第二，对细分商业保险分析。对于家庭商业人寿保险决策，家庭男孩占比系数均显著为负，说明家庭男孩占比将会减少家庭选择商业人寿保险，并且家庭有男孩并且随着男孩占比越高，对商业人寿保险抑制作用越明显。从边际效用来看家庭男孩占比越高将使得家庭参与商业保险的可能性降低 0.058。对于家庭商业健康保险与其他商业保险选择，家庭男孩占比系数均显著性不高。以上结果验证了假设 H1。

表 4：男孩占比对商业保险选择影响基准回归结果

变量	(1) Insured	(2) Lifeinsur	(3) Healthinsur	(4) Otherinsur
Boyratio	-0.068** (0.028)	-0.058* (0.033)	0.055 (0.035)	-0.048 (0.039)
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
_cons	-3.39*** (0.229)	-4.34*** (0.276)	-3.94*** (0.287)	-3.1*** (0.313)
N	13901	13901	13901	13901
Pseudo R2	0.111	0.091	0.115	0.042

附注 3: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

结果表明, 子女结构差异会影响家庭商业保险尤其是商业人寿保险的决策, 男孩与保险之间存在一种替代关系。以上结果验证了假设 H2。

(二) 进一步研究: 地区文化的调节效应

接下来本文验证地区文化对子女结构对家庭商业保险决策影响的调节效应。具体文化指标包括不确定性规避 (UAI)、权力距离 (PD)、社会主义导向集体主义 (SC)、绩效导向 (PO) 和恃强性 (AT)。

表 5 验证了不确定性规避, 权力距离, 社会主义导向集体主义文化维度对“子女性别”影响商业保险、商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应。下表结果显示: 第一, “子女性别”与不确定性规避交互项不显著, 可能是因为我国有孩子的家庭更多依靠家庭避险, 使其对不确定性规避影响家庭保险决策的调节作用并不显著; 第二, 权力距离对“子女性别”影响商业保险、商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应, 交互项系数在商业人寿保险参与和其他商业保险参与上均显著且为正, 表明权力距离对家庭商业保险决策影响在高绩效导向文化地区更加显著; 第三, 社会主义导向集体主义对“子女性别”影响商业保险、商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应, 交互项系数在商业保险和商业人寿保险参与上均显著且为负, 表明社会主义导向集体主义对家庭商业保险决策影响在社会主义导向集体主义文化地区更加显著。

表 5: 文化因素对子女性别的调节效应

变量	(1) Insured	(2) Lifeinsur	(3) Healthinsur	(4) Otherinsur
Firstboy	1.134 (1.057)	2.003 (1.258)	-0.465 (1.322)	-0.275 (1.45)
Firstboy × UAI	-0.277 (0.244)	-0.469 (0.29)	0.099 (0.305)	0.05 (0.335)
UAI	2.21*** (0.43)	2.988*** (0.493)	0.048 (0.522)	0.912 (0.59)
_cons	-13.437*** (1.92)	-17.94*** (2.215)	-4.176* (2.324)	-7.2*** (2.636)
Firstboy	-0.719 (0.78)	-2.187** (0.914)	0.436 (0.934)	-2.094** (1.053)
Firstboy × PD	0.141 (0.169)	0.467** (0.198)	-0.102 (0.202)	0.441* (0.228)
PD	-0.98*** (0.2)	-1.45*** (0.231)	0.01 (0.242)	-.638** (0.274)
_cons	0.841 (0.94)	1.922* (1.079)	-4.0*** (1.144)	-0.227 (1.286)
Firstboy	2.346* (1.283)	3.898*** (1.488)	-0.673 (1.613)	2.854 (1.793)
Firstboy × SC	-0.515* (0.274)	-0.84*** (0.318)	0.136 (0.344)	-0.622 (0.383)

SC	2.52*** (0.468)	3.426*** (0.537)	0.038 (0.568)	1.339** (0.644)
_cons	-15.53*** (2.228)	-20.891*** (2.566)	-4.138 (2.696)	-9.468*** (3.063)
PseudoR2	0.112	0.092	0.115	0.043
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
N	13901	13901	13901	13901

附注 4: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

表 6 结果显示: 第一, 男孩占比与不确定性规避交互项不显著, 可能是因为我国有孩子的家庭更多依靠家庭避险, 使其对不确定性规避影响家庭保险决策的调节作用并不显著; 第二, 权力距离对男孩占比影响商业保险、商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应, 交互项系数在商业人寿保险参与和其他商业保险参与上均显著且为正, 表明权力距离对家庭商业保险决策影响在高绩效导向文化地区更加显著; 第三, 社会主义导向集体主义对男孩占比影响商业保险、商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应, 交互项系数在商业人寿保险参与上均显著且为负。

表 6: 文化因素对男孩占比的调节效应

变量	(1) Insured	(2) Lifeinsur	(3) Healthinsur	(4) Otherinsur
Boyratio	1.057 (1.204)	1.738 (1.42)	-0.11 (1.499)	-1.804 (1.658)
Boyratio× UAI	-0.26 (0.278)	-0.414 (0.327)	0.013 (0.346)	0.405 (0.383)
UAI	2.21*** (0.438)	2.973*** (0.503)	0.1 (0.532)	0.706 (0.604)
_cons	-13.43*** (1.954)	-17.866*** (2.254)	-4.399* (2.366)	-6.336** (2.692)
Boyratio	-0.573 (0.886)	-2.093** (1.032)	0.34 (1.05)	-2.19* (1.204)
Boyratio× PD	0.109 (0.191)	0.441** (0.223)	-0.085 (0.227)	0.463* (0.26)
PD	-0.964*** (0.208)	-1.45*** (0.24)	0 (0.25)	-0.663** (0.286)
_cons	0.755 (0.974)	1.916* (1.117)	-3.96*** (1.18)	-0.133 (1.339)
Boyratio	2.273 (1.444)	2.922* (1.661)	-0.014 (1.797)	3.255 (2.031)
Boyratio× SC	-0.5 (0.308)	-0.637* (0.355)	-0.009 (0.384)	-0.706 (0.434)
SC	2.518*** (0.477)	3.334*** (0.546)	0.122 (0.578)	1.401** (0.657)
_cons	-15.546***	-20.442***	-4.528*	-9.778***

	(2.266)	(2.606)	(2.742)	(3.124)
PseudoR2	0.112	0.092	0.115	0.043
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
N	13901	13901	13901	13901

附注 5: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

表 7 第 7 验证了绩效导向和特强性文化维度对“子女性别”影响商业保险决策的调节效应, 下表结果显示: 第一, 绩效导向对“子女性别”影响商业保险、商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应不显著, 这符合下述的机制分析; 第二, 特强性对“子女性别”影响商业保险、商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应, 交互项系数在商业人寿保险参与上均显著且为负, 说明特强性文化只对“子女性别”影响家庭人寿保险决策具有调节作用, 且特强性文化越低的地区父母更愿意增加商业人寿保险的参与。

表 7: 文化因素对子女性别的调节效应

变量	(1) Insured	(2) Lifeinsur	(3) Healthinsur	(4) Otherinsur
Firstboy	-0.389 (0.937)	-0.261 (1.113)	0.083 (1.164)	-0.655 (1.273)
Firstboy × PO	0.069 (0.2)	0.05 (0.238)	-0.026 (0.249)	0.127 (0.272)
PO	1.873*** (0.394)	2.502*** (0.452)	0.109 (0.476)	0.803 (0.541)
_cons	-12.558*** (1.89)	-16.625*** (2.18)	-4.474** (2.281)	-6.976*** (2.594)
Firstboy	1.388 (0.949)	2.255** (1.136)	-0.526 (1.2)	-1.225 (1.288)
Firstboy × AT	-0.351 (0.229)	-0.552** (0.274)	0.118 (0.29)	0.282 (0.311)
AT	17.436*** (3.413)	23.171*** (3.901)	0.757 (4.119)	7.655 (4.702)
_cons	-78.371*** (14.641)	-104.018*** (16.742)	-7.214 (17.662)	-35.997* (20.17)
Pseudo R2	0.112	0.092	0.115	0.043
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
N	13901	13901	13901	13901

附注 6: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

表 8 说明了绩效导向和特强性文化维度对男孩占比影响商业保险决策的调节效应, 下表结果显示: 第一, 绩效导向对男孩占比影响商业保险、商业人寿保险、

商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应不显著，这符合下述的机制分析；第二，恃强性对男孩占比影响商业保险、商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险决策的调节效应，交互项系数在商业人寿保险参与上均不显著。

表 8：文化因素对男孩占比的调节效应

变量	(2) Insured	(4) Lifeinsur	(6) Healthinsur	(8) Otherinsur
Boyratio	-0.695 (1.065)	-0.978 (1.259)	0.565 (1.313)	-1.38 (1.454)
Boyratio× PO	0.134 (0.228)	0.197 (0.269)	-0.133 (0.281)	0.285 (0.311)
PO	1.833*** (0.4)	2.425*** (0.459)	0.174 (0.484)	0.706 (0.55)
_cons	-12.386*** (1.917)	-16.25*** (2.211)	-4.778** (2.314)	-6.55** (2.635)
Boyratio	0.744 (1.079)	1.484 (1.283)	-0.493 (1.353)	-1.946 (1.473)
Boyratio× AT	-0.196 (0.261)	-0.372 (0.31)	0.106 (0.327)	0.459 (0.356)
AT	17.328*** (3.415)	23.127*** (3.904)	0.8 (4.123)	7.466 (4.705)
_cons	-77.936*** (14.649)	-103.832*** (16.757)	-7.392 (17.677)	-35.23* (20.182)
Pseudo R2	0.111	0.091	0.115	0.043
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
N	13901	13901	13901	13901

附注 7：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著，括号里数值为标准误差

综上所述，五类指标的调节作用性质及机理可能为：第一，不确定性规避对子女结构影响家庭商业保险决策具有负向调节作用，不确定规避这一变量对家庭商业保险决策具有一定的促进作用，不确定性规避水平较低的地区更易接受外界带来的风险和影响，但是随着家庭子女数量的上升，家庭的抗风险能力上升，家庭更多地依靠家庭来规避风险。第二，权力距离对子女结构影响家庭商业保险决策具有正向的调节效应，权力距离表示一个地区的阶级差异等级，在中国父母对子女都有抚养责任，中国传统有着强烈的家族传承感，甚则会帮子女包办婚姻等。因此，地域权力指数越大，会更多依靠长辈来规避风险，父母也会更加的来依托保险来降低家庭风险。第三，社会主义导向集体主义对子女结构影响家庭商业保险决策存在负向调节效应，家庭对男孩有更强的偏好，对子女尤其是男孩有更多的养儿寄托，因此，社会主义文化价值高的地区，其存在负向调节效应。第四，绩效导向对子女结构影响家庭商业保险决策不存在调节作用。第五，恃强性对子女结构影响家庭商业保险决策存在负向调节效应，恃强性越高的地区对自身的安全和健康越不关注。因此，在对于有子女的家庭中，男孩会给父母带来更多的安全感，并且随着男孩的增加，家庭自身的风险在降低，会减少配置商业保险。

由此得出结论：子女结构差异对家庭商业保险决策的影响会受到部分地区文化因素的制约，且不同文化维度对商业保险险种调节效应及影响存在差异。以上结果验证了假设 H3。

（三）稳定性检验

1. 替换回归模型和被解释变量

首先更换回归模型，通过 Tobit 模型替代前文 Probit 模型进行稳健性检验；其次是更换了被解释变量，将被解释变量定义为家庭总保费支出/家庭资产替代上文被解释变量^[2]，关于商业保险参与深度，由于仅参与了商业保险的家庭具有有效保险深度数值，相当于对数据进行截尾，因此采用 Tobit 模型来估计家庭子女结构对家庭商业保险参与深度的影响。结果依然稳健，与基准回归结果显著性类似，说明子女结构对家庭商业保险决策有影响，且地区文化差异会对子女结构影响家庭商业保险决策产生调节效应，可以得出地区文化的调节效应结果具有稳定性。

2. 内生性问题

许多国内外研究将第一胎子女或唯一子女的性别为外生的^[3,25]。本文基准回归用的是子女首胎性别和男孩占比，但是可能不能完全排除模型内生性的问题，因此使用工具变量对模型再次估计。

在目前文献研究中，李树苗等认为在受到中国传统文化观念影响，家庭有着强烈的男孩偏好^[26]。且随着 B 型超声波检查等可能用于子女性别选择技术普及，使得性别存在一定的选择性。盛亦男将男孩偏好归结于家族制度，作为我国重要的非正式制度，家族制度在不同地区的流行性有着明显差别^[27]。在传统文化浓厚、宗族势力强大的地区，人们认为男孩才具有“传宗接代”“家族传承”等功能，于是只有男孩才能继承家庭财产，家庭也偏向于养育儿子。因此，用家庭传宗接代的重视程度的指标作为“子女性别”的工具变量，对模型进行重新估计^[5]。

由于 2019 年 CHFS 数据问卷里没有设计关于家庭传统文化观念的问题，故本文根据 CHFS2015 年调查问卷中的九个相关问题，保留 2015 年接受访问的家庭关于文化观念的数据合并到 2019 数据库中，采用迭代主因子法进行因子分析构建了工具变量，结果如表 9 和表 10 所示。

表 9：子女性别加入工具变量的 IV Probit 回归结果

变量	(1) Insured	(2) Lifeinsur	(3) Healthinsur	(4) Otherinsur
Firstboy	-1.931*** (0.169)	-1.734*** (0.431)	-1.95*** (0.147)	-1.788*** (0.439)
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
MLE估计内生性识别P值Wald	0.0089	0.0082	0.0073	0.1217
两步法估计内生性识别P值Wald	0.0043	0.1194	0.0095	0.1844
第一阶段F值	15.23	15.23	15.23	15.23
弱工具变量识	0.076*	0.076*	0.076*	0.076*

别Wald	(0.09)	(0.086)	(0.086)	(0.086)
N	4273	4273	4273	4273

附注 8: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

表 10: 男孩占比加入工具变量的 IV Probit 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Insured	Lifeinsur	Healthinsur	Otherinsur
Boyratio	-2.205*** (0.232)	-1.928*** (0.566)	-2.235*** (0.206)	-1.961*** (0.604)
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
MLE估计内生性识别P值	0.0062	0.092	0.0053	0.125
Wald				
两步法估计内生性识别P值	0.0046	0.1249	0.0099	0.1833
Wald				
第一阶段F值	18.05	18.05	18.05	18.05
弱工具变量识别Wald	0.79** (0.036)	0.79** (0.036)	0.79** (0.036)	0.79** (0.036)
N	4273	4273	4273	4273

附注 9: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

从表-9 和表-10 发现, 随着工具变量的加入, “子女性别”和“男孩占比”系数和显著性均有提高。通过 MIE 估计和两步法估计对内生性识别的沃尔德检验来看, 基准回归模型存在内生性, 工具变量的 P 值为 0.036, 在 5%的水平上显著, Wald 检验结果均拒绝了“内生变量与工具变量不相关”的原假设, 表明不存在弱工具变量问题。IV Probit 估计的结果更为可靠, 且基准回归中存在内生性问题遮掩了核心解释变量对家庭商业保险参与的影响力, 解决了模型的反向因果的问题。

3. 面板 FE 模型检验

使用工具变量检验方法受到 CHFS 问卷设计和数据的限制, 只用了一年数据进行 IV Probit 分析, 但是可能会面临较强的遗漏变量问题。因此, 利用 CHFS(2013 年、2015 年、2017 年、2019 年) 四年的平衡面板数据, 通过 FE 模型进行稳健性检验。首先通过 F 检验 P 值小于 0.05 拒绝原假设, 则使用固定效用模型。本文通过面板固定效应的方法控制模型中存在内生性的问题, 个体和时间双向固定效应, 可以修正不可观测的“个体固定效应”和遗漏随时间变化的“个体异质性”带来的偏差, 从而准确、有效地估计子女结构对家庭商业保险决策的影响。通过对数据进行处理得到 1729 个家庭, 一共为 6916 个样本。固定效应回归结果见表 11 和表 12, 与基准模型回归结果一致, 说明基准回归和文化调节效应结果具有稳定性。

表 11: 子女性别及子女性别与文化指标交互项固定效用模型回归结果

变量	(1) Insured	(2) Lifeinsur	(3) Healthinsur	(4) Otherinsur
Firstboy	-0.145** (0.064)	-0.047 (0.082)	-0.146 (0.096)	-0.244** (0.102)
Firstboy ×UAI	0.996* (0.604)	0.026 (0.766)	0.838 (0.926)	1.212 (0.994)
Firstboy ×PD	-0.228 (0.434)	0.069 (0.563)	-0.397 (0.635)	0.394 (0.684)
Firstboy ×SC	0.744 (0.642)	0.045 (0.787)	0.276 (0.973)	0.493 (1.054)
Firstboy ×PO	0.977** (0.49)	-0.182 (0.65)	1.051 (0.745)	0.917 (0.752)
Firstboy ×AT	1.014* (0.53)	0.279 (0.694)	0.744 (0.803)	2.03** (0.857)
Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
N	6916	6916	6916	6916
Pseudo R2	0.109	0.095	0.106	0.081
F值	3.100 (p=0.00)	2.730 (p=0.00)	1.940 (p=0.00)	1.640 (p=0.00)
Hausman	57.13 (p=0.00)	56.79 (p=0.00)	30.07 (p=0.008)	17.16 (p=0.248)

附注 10: *, **, ***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

表 12: 男孩占比及男孩占比与文化指标交互项固定效用模型回归结果

变量	(1) Insured	(2) Lifeinsur	(3) Healthinsur	(4) Otherinsur
Boyratio	-0.725*** (0.279)	-1.024** (0.409)	-0.322 (0.392)	-0.572 (0.446)
Boyratio ×UAI	0.956 (0.699)	0.386 (0.881)	0.551 (1.052)	2.089* (1.161)
Boyratio ×PD	-0.586 (0.5)	-0.375 (0.645)	-0.287 (0.714)	-0.688 (0.781)
Boyratio ×SC	1.25* (0.736)	1.211 (0.893)	0.248 (1.091)	1.3 (1.203)
Boyratio ×PO	1.748*** (0.569)	0.512 (0.747)	1.268 (0.85)	2.15** (0.871)
Boyratio ×AT	1.457** (0.621)	1.148 (0.808)	0.398 (0.919)	2.917*** (0.997)

Control	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
N	6916	6916	6916	6916
Pseudo R2	0.109	0.095	0.106	0.081
F值	3.100 (p=0.00)	2.730 (p=0.00)	1.940(p=0.00)	1.640 (p=0.00)
Hausman	59.18 (p=0.00)	59.76 (p=0.00)	27.20 (0.182)	17.28 (0.241)

附注 11: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

4. 异质性分析

(1) 传统文化观念异质性分析

上述本文分析了地区文化对子女结构影响家庭商业保险决策具有调节作用, 在中国这样一个传统文化博大精深、底蕴深厚的国家, 文化观念对社会经济的运行产生了非常深远的影响。那么子女结构影响家庭商业保险决策的现象是否与中国的传统文化有关? 本文使用各地区宗祠数量的多少来衡量当地的传宗接代等传统文化的影响^[28]。将宗祠数量取个均值, 把大于均值的地区赋值为 1, 反之赋值为 0, 进行分组回归。

表 13: 基于传统文化观念差异异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Insured 宗祠1	宗祠0	Lifeinsur 宗祠1	宗祠0	Healthinsur 宗祠1	宗祠0	Otherinsur 宗祠1	宗祠0
Firstboy	-0.097*** (0.036)	-0.032 (0.035)	-0.098** (0.042)	0.039 (0.041)	-0.099** (0.043)	0.026 (0.044)	-0.048 (0.048)	-0.065 (0.048)
Boyratio	-0.083** (0.041)	-0.051 (0.039)	-0.122** (0.048)	0.003 (0.046)	-0.106** (0.05)	-0.002 (0.049)	-0.014 (0.056)	-0.073 (0.054)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	13901	13901	13901	13901	13901	13901	13901	13901

附注 12: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

由表 13 结果显示, 家庭在选择商业保险或商业人寿保险决策时, 根据学者们的研究, 用宗祠数量来衡量当地的传统文化, 即宗祠数量越多表示当地的传统文化观念越强; 反之, 则越弱。“子女性别”和“男孩占比”系数在统计上全部显著, 并且交互项系数为负, 反之, 系数则不显著。传统文化观念差异对子女结果影响家庭总商业保险、商业人寿保险与商业健康保险决策存在调节作用。以上结果验证了假设 H3。

(2) 城乡异质性分析

通过对 2019 年 CHFS 数据分析,发现城镇与农村居民家庭年收入分别为 13.48 万元、6.88 万元,家庭商业保险参保率分为 29.35%、14.19%,家庭商业人寿保险参保率分别为 14.52%、7.53%,家庭商业健康保险参保率分别为 14.09%、4.58%,家庭其他商业保险参保率分别为 7.99%、4.41%,从家庭年收入与商业保险参保率来看,城镇与农村居民相差近一倍。杨继波和吴柏钧认为城镇与农村的经济条件、金融可得性等显示差异,且农村可能存在“邻里效应”进一步影响家庭金融决策^[29],本文将城镇和农村两个部分分别回归。

表 14: 区分城镇与农村异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Insured 城镇1	农村0	Lifeinsur 城镇1	农村0	Healthinsur 城镇1	农村0	Otherinsur 城镇1	农村0
Firstboy	-0.072** (0.029)	-0.034 (0.051)	-0.02 (0.034)	-0.046 (0.061)	-0.037 (0.034)	-0.032 (0.071)	-0.069* (0.039)	-0.031 (0.071)
Boyratio	-0.069** (0.032)	-0.048 (0.061)	-0.045 (0.038)	-0.089 (0.073)	-0.058 (0.038)	-0.025 (0.086)	-0.061 (0.044)	-0.008 (0.086)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	9322	4579	9322	4579	9322	4579	9322	4579

附注 13: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著,括号里数值为标准误差

由表 14 的结果显示,农村家庭方面,“子女性别”、“男孩占比”对商业保险决策的影响均是负向的,但并不显著。城镇方面,“子女性别”、“男孩占比”对总商业保险选择的影响在 5%的水平下显著为负。由此可知,“子女性别”、“男孩占比”对商业保险决策影响存在城乡差异。其原因可能是城镇居民收入和参保率较高受到子女结构差异给家庭对保险选择的影响,城镇居民家庭受到子女性别与男孩数量的影响更佳显著;相反,农村家庭受到其子女性别和数量的影响并未显现出来,可能与其本身的参保率较低有关系。

(3) 城镇与农村地区传统文化观念的异质性分析

通过表 15 的分析,农村居民子女结构对商业保险决策并没有显著影响。多位学者认为,我国城市与乡村在经济发展水平和农村收入水平等方面存在较大差异,城乡文化差异具有很强的可透视。中国城乡差异体现在现代化和传统文化差异^[30-31]。农村的传统文化子女性别偏好、“家族传承”和“养儿防老”等观念相比较城市要更加强烈。由此,将城乡分为两部分,将核心解释变量与宗祠数量相乘产生交互项,来探究城乡传统文化差异对子女结构影响家庭商业保险决策的调节作用。

表 15: 基于城镇与农村传统文化观念异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Insured 城镇1	农村0	Lifeinsur 城镇1	农村0	Healthinsur 城镇1	农村0	Otherinsur 城镇1	农村0

Firstboy	-0.049 (0.044)	0.035 (0.073)	0.036 (0.052)	0.088 (0.089)	0.037 (0.053)	0.02 (0.104)	-0.067 (0.06)	-0.035 (0.101)
Firstboy × Ancestral	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.002)	0 (0.001)	0 (0.002)
Ancestral	0.094*** (0.023)	0.129** (0.054)	0.133*** (0.026)	0.165** (0.067)	-0.013 (0.028)	0.091 (0.077)	0.049 (0.031)	0.002 (0.071)
Boyratio	-0.041 (0.048)	0.012 (0.086)	0.014 (0.056)	0.032 (0.103)	0.019 (0.058)	0.02 (0.122)	-0.045 (0.066)	-0.059 (0.121)
Boyratio × Ancestral	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.004* (0.002)	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.002)	0 (0.001)	0.002 (.003)
Ancestral	0.094*** (0.023)	0.129** (0.054)	0.133*** (0.026)	0.166** (0.067)	-0.013 (0.028)	0.09 (0.077)	0.049 (0.031)	0 (0.071)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	9322	4579	9322	4579	9322	4579	9322	4579

附注 14: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里数值为标准误差

通过表 15 结果显示, 列 (3)、(4) 对比分析, 在农村地区, 对于家庭商业人寿保险决策, 子女性别与宗祠数量的交互项系数显著为负; 而在城市地区, 子女性别与宗祠数量的交互项系数不显著。说明中国传统文化观念在农村地区更加强烈, 并且传统文化观念对子女性别影响家庭商业保险决策具有一定的负向调节作用, 男孩与商业人寿保险有替代作用。以上结果验证了假设 H3。

五、结论与政策启示

基于中国家庭金融调查 2019 年数据与各省市统计年鉴数据, 本文研究了子女结构对家庭商业保险以及细分的商业保险决策的影响, 进一步讨论了地区文化因素对子女结构影响家庭选择商业保险的调节作用。本文采用替换回归模型方法进行了稳健性检验, 验证了结果的稳健性, 最后研究传统文化观念、城乡以及城乡传统文化观念异质性。

主要结论与政策建议如下:

其一, 子女结构 (子女的性别差异与数量差异) 会影响家庭商业保险决策, 首胎为男性、家庭男孩占比增加将会减少家庭选择总商业保险。从细分商业保险看, 首胎为男孩和男孩比例上升将会抑制家庭选择商业人寿保险, 但是对于家庭商业健康保险与其他商业保险选择, 无明显影响。

其二, 地区文化对子女结构影响家庭商业保险决策具有调节作用, 子女结构对商业保险需求的影响会受到不同地区文化差异的制约, 且不同文化维度对商业保险险种调节效应及影响存在差异。子女结构对家庭商业保险决策的抑制作用受

到城乡差异的影响，农村的收入和对金融市场了解低等原因作用并不凸显。

其三，发现子女结构对家庭商业保险决策的影响只存在传统文化观念强的地区，受到“家族传承”、“养儿防老”等传统文化观念影响，家庭具有男孩的性别偏好，随着男孩的数量上升，家庭风险趋于降低，会使得家庭购买商业保险的可能性降低。中国传统文化观念在农村地区更加强烈，并且传统文化观念对子女性别影响家庭商业保险决策具有一定的负向调节作用，男孩与商业人寿保险有替代作用。

家庭的子女结构是影响家庭商业保险配置的重要因素，而子女结构影响商业保险决策又受到其背后文化观念的作用。如何将文化因素与现代保险市场有机地结合是推动中国保险市场健康发展的关键。由此提出以下建议：

首先，全社会推广性别观念平等化。一方面，政府需要在全社会推动建立性别平等支持体系，不断深化性别平等的文化观念；另一方面，未来可以探索更多的居家、社区联合等新型的养老模式，以满足居民的养老需求。

其次，充分了解地区文化差异，积极应对风险。受地区文化因素的影响，中国保险业发展导向应在充分了解各地区具体文化特色的基础上进行，评估各地区具体文化对各地区的实际政策影响，引导和培养各地区的避险文化和间接提升人们承担风险的其他文化，降低家庭规模小型化、子女性别偏好给家庭带来的风险。

最后，与时俱进，创新保险产品。充分利用最新的科技创新，促进产品的多层次多元化创新。针对家庭抚养子女、子女教育、婚姻和养老阶段创新相应的保险产品。根据不同的客户实际情况进行定制化风险识别和定价，不但满足各类客户对保险产品的不同需求。

参考文献

- [1]Ma M. . Does Children's Education Matter for Parent's Health and Cognition? Evidence from China [J]. Journal of Health Economics, 2019, 66: 222-240.
- [2]王勃,夏昱,徐珏瑶,许豪,徐徐.子女结构与家庭商业保险:来自中国家庭金融调查的证据[J].中国软科学,2022(07):183-192.
- [3]梁斌,陈茹.子女性别与家庭金融资产选择[J].经济学(季刊),2022,22(04):1299-1318.
- [4]Ebenstein A. . Patrilocality and Missing Women [J]. Ssrn electronic journal, 2014, 96 (4): 581-595.
- [5]郑路,徐旻霞.传统家庭观念抑制了城镇居民商业养老保险参与吗?——基于金融信任与金融素养视角的实证分析[J].金融研究,2021(06):133-151.
- [6]赵向阳,李海,孙川.中国区域文化地图:“大一统”抑或“多元化”?[J].管理世界,2015(02):101-119+187-188.
- [7]侯佳伟,顾宝昌,张银锋.子女偏好与出生性别比的动态关系:1979—2017[J].中国社会科学,2018(10):86-101+206.
- [8]Ismail S. A., Cullough A. . Gender-related differences in care-seeking behaviour for newborns: a systematic review of the evidence in South Asia[J]. Bmj global health, 2019, 4(3): e001309.
- [9]魏下海,万江滔.人口性别结构与家庭资产选择:性别失衡的视角[J].经济评论,2020(05):152-164.

- [10] Sara T. . Aneconomic framework for persisting sonpreference: rethinking the role of intergenerational support[J].Population research and policy review, 2020(39): 983-1007.
- [11]张浩,李文彬,周利,来特.多子女与家庭商业保险:利他抑或投资? [J].中央财经大学学报,2023(01):26-38.[28]Schooler C., Hofstede G. . Culture's Consequences: International Differences in Work-Related Values[J]. Contemporary Sociology, 1983, 12(2): 167-167.
- [12]Schooler C., Hofstede G. . Culture's Consequences: International Differences in Work-Related Values[J]. Contemporary Sociology, 1983, 12(2): 167-167.
- [13]Schwartz S. . A Theory of Cultural Values and Some Implications for Work, Applied Psychology[J]. 1999, 48(1): 23-47.
- [14]GLOBE. . 2006, Globe Research Survey: Globe Project From Beta. <http://www.Bbcyw.Com/p-2363320.Html>.
- [15]Chui A., Kwok C. . National Culture and Life Insurance Consumption. Journal of International Business Studies[J]. 2008, 5(39): 88-101.
- [16]完颜瑞云.文化因素对非寿险消费的影响——基于面板数据的实证研究[J].保险研究,2013(04):33-42.
- [17]刘威,黄晓琪.经济政策不确定性、地区文化与保险需求[J].金融研究,2019(09):39-56.
- [18]彭大松.家庭价值观结构、代际变迁及其影响因素[J].当代青年研究,2014(04):75-82.
- [19]牟朋鹏,Lawrence CHOO,周晓宇.儒家传统文化与家庭风险金融资产配置[J].金融与经济,2023(01):85-96.
- [20]Chen Y. Y., Li H. B., Meng L. S. . Prenatal Sex Selection and Missing Girls in China: Evidence form the Diffusion of Diagnostic Ultrasound, Journal of Human Resources[J]. 2013, 48(1): 36-70.
- [21]殷浩栋,毋亚男,汪三贵,王瑜,王姮.“母凭子贵”:子女性别对贫困地区农村妇女家庭决策权的影响[J].中国农村经济,2018(01):108-123.
- [22]宋月萍,宋正亮.生育行为对老年女性健康的影响[J].人口研究,2016,40(04):76-87.
- [23]宗庆庆,刘冲,周亚虹.社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J].金融研究,2015(10):99-114.
- [24]陆方文,刘国恩,李辉文.子女性别与父母幸福感[J].经济研究,2017,52(10):173-188.
- [25]51 蔡兆瑞,丁骋骋,蔡晓慧.子女性别结构如何影响家庭负债[J].财贸经济,2022,43(04):113-128.
- [26]宋月萍,宋正亮.生育行为对老年女性健康的影响[J].人口研究,2016,40(04):76-87.
- [27]李树茁,马科斯?费尔德曼.中国农村男孩偏好文化的传播和演化:背景与主要研究结果[J].人口与经济,1999(S1):7-18.
- [28]盛亦男.“男孩偏好”的家族制度影响研究[J].南方人口,2012,27(04):8-15.
- [29]张川川,马光荣.宗族文化、男孩偏好与女性发展[J].世界经济,2017,40(03):122-143.[55]杨继波,吴柏钧.公共教育支出对家庭代际投资决策的

影响——基于世代交叠模型的分析[J].经济管理,2015,37(12):135-144.

[30]祝影.中国城乡经济发展差异的文化探析[J].探索,2003(03):115-117.

[31]张永丽,甘露.我国农村文化产业研究综述[J].经济问题探索,2012(03):63-68+128.

保险赋能新质生产力提升：路径、机制与效应

胡宏兵、童天天、王晓奕¹

摘要：

加快发展新质生产力，有赖于更加完善的保险体系。本文基于 2003-2022 年全国 253 个地级市面板数据，利用熵值法构建城市新质生产力指数，使用固定效应模型探究保险发展对城市新质生产力水平的影响效应和作用机制。研究发现：第一，保险发展显著提升了城市新质生产力水平，其中，财险发展对城市新质生产力水平的影响相较人身险而言更为显著。第二，保险发展对城市新质生产力水平的影响存在异质性，在经济发达、到省会城市距离更近、东部地区的城市样本中，保险发展对城市新质生产力水平提升的效果更佳。第三，机制分析表明，保险发展可以通过推动产业结构升级、提高资源配置效率和提高城市创新水平来促进城市新质生产力提升。本研究为制定实施推动保险发展以提升新质生产力的相关政策提供了理论参考依据。

关键词：新质生产力，保险发展，高质量发展

一、引言

2024 政府工作报告中将新质生产力列为政府十大任务之首，发展新质生产力事关高质量发展大局。近年来，中国经济始终保持较强韧性，增长质量稳步提高。以 2023 年为例，GDP 超过 126 万亿元，增长 5.2%，增速居世界主要经济体前列，总体经济情况回升向好²。但我国社会主要矛盾仍是人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾。不平衡不充分发展本质就是发展质量不高的体现（林毅夫等，2019）。随着国际竞争加剧，老龄化日趋严峻，人口红利逐渐消失，环境污染和资源短缺等问题日益突出，使得传统的经济增长方式和发展路径面临挑战，制约着高质量发展。所谓高质量发展，是指能够满足人民日益增长的美好生活需要的发展，是体现新发展理念的发展，是创新成为第一动力、协调成为内

¹ 胡宏兵，中南财经政法大学金融学院副院长、教授、博士生导师；童天天，湖北理工学院，讲师；王晓奕，中南财经政法大学金融学院在读硕士。

² 参考《国务院 2024 年政府工作报告》。

生特点、绿色成为普遍形态、开放成为必由之路、共享成为根本目的的发展。在中共中央政治局第十一次集体学习中，习近平总书记指出“新质生产力是创新起主导作用，摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径，具有高科技、高效能、高质量特征，符合新发展理念的先进生产力质态”。可见，发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点。

党和国家高度重视保险发展，在助力新质生产力提升方面被给予厚望。2024年，国家金融监督管理总局发布了《关于银行业保险业做好金融“五篇大文章”的指导意见》，明确提出了要发挥银行保险机构服务“五篇大文章”的职能优势，加快促进新质生产力发展。理论上，保险通过发挥经济补偿、资金融通、社会管理职能，为发展新质生产力提供了丰富的风险保障和坚实的物质基础。首先，保险的经济补偿职能为创新者提供了风险分散机制。新质生产力的发展往往伴随着高风险。而保险可以减轻创新者的经济压力，鼓励更多的创新尝试，从而推动新质生产力的发展。其次，保险的资金融通功能可以优化资源配置。保险业不仅可以投资高新技术、绿色能源等新兴产业，还可以引导社会资本流动，促进新质生产力快速发展。最后，保险的社会管理职能可以维护经济社会稳定。一方面，保险业通过提供风险管理和防灾减灾服务，提高企业和个人的风险管理水平，创造更加稳定和安全的环境；另一方面，保险业还可以参与社会保障体系建设，为社会稳定和经济发展提供保障，为新质生产力的发展提供有力支撑。

基于此，本文利用 2003-2022 年 253 个地级市的平衡面板数据，通过熵值法构建地区新质生产力指数，以检验保险发展对地区新质生产力的影响效应与作用机制。本文的创新点在于：一是进一步深度挖掘新质生产力内涵。本文梳理了党和国家对新质生产力理论的历史演进，总结了新时代下新质生产力的丰富内涵。二是丰富了新质生产力指标评价体系，本文认为人才是科技创新的核心驱动力，但现有研究仅从科技、绿色、数字三个维度来衡量新质生产力，忽略了人才的作用。因此，本文创新性地从科技、绿色、数字、人才四个维度度量地区新质生产力水平，丰富和完善了现有新质生产力评价体系。三是拓展了新质生产力研究视角。本文从保险发展的视角探究其对新质生产力的影响效应与作用机制，丰富了新质生产力实现路径的理论研究，对于加快促进保险发展，赋能新质生产力提升具有重要理论和实践意义。

二、文献综述与研究假设

（一）中国共产党对新质生产力的理论探索

自建国以来，经过党和国家领导人的艰难探索，不断更新拓展生产力理论。从毛泽东的“不搞科技，生产力无法提升”理论、邓小平的“科学技术是第一生产力”理论、江泽民的“科技是先进生产力”理论、胡锦涛的“人才是科技创新的关键”理论、到习近平同志提出的“新质生产力”，代表生产力理论实现了质的飞跃，也逐步丰富了新质生产力的具体内涵。

1. 初步探索时期（1949-1977）：“不搞科技，生产力无法提升”

新中国成立后，面对一穷二白、百废待兴的局面，毛泽东同志不断探索如何发展生产力。首先，高度重视科学技术发展。毛泽东同志提出“不搞科学技术，生产力无法提高”，并做出“科学技术这一仗，一定要打，而且必须打好”的重要部署（毛

泽东文集，1999），推动了科学技术的广泛应用和推广，促进了新质生产力的形成和发展。其次，丰富生产力与生产关系、经济基础与上层建筑矛盾运动的学说。毛泽东同志提出“要使社会主义的生产力发展，经济基础巩固，仍然要不断变革与生产力不相适应的生产关系、调整与经济基础不相适应的上层建筑”，这为新质生产力的发展提供了理论基础。他还强调在变革生产关系和调整上层建筑时要充分发挥群众的首创精神，这为新质生产力的萌芽和发展提供了重要条件。最后，传播全面发展的观念。毛泽东同志还强调了“在社会主义社会生产力发展的动力问题上，不能单纯就经济抓经济、就技术抓技术，而要通过抓思想政治工作和人的觉悟的提高来促进经济、技术发展”。这种全面发展的观念为新质生产力的培育和提升提供了重要的实践方向。

2. 深化部署时期（1978-2011）：“科学技术是第一生产力”

改革开放初期，邓小平同志传承了毛泽东时期对生产力发展的主要思想，并进一步深化（邓小平文选，1993）。首先，强调科学技术在生产力发展中的重要作用。针对传统体制对生产力的约束，为解放和发展生产力，邓小平同志创造性地提出了“科学技术是第一生产力”，突出了科学技术的重要性。其次，推行改革开放。邓小平同志提出“改革是解放和发展生产力的必由之路”，并引入了市场竞争机制，激发了各类市场主体的活力，为新质生产力的发展提供了广阔的市场空间和机遇。最后，重视经济建设。邓小平同志强调以经济建设为中心的发展战略，推动了我国经济快速增长，科技实力不断提升，为新质生产力的发展奠定了坚实基础。

进入 21 世纪，全球科技竞争愈加激烈，江泽民同志继承并发展了邓小平同志关于科技生产力的思想（江泽民文选，2006）。首先，加强科技创新的重要性。江泽民同志提出“科学技术是第一生产力，是先进生产力的集中体现和主要标志”，还指出“科技要紧密结合我国发展的实际要求，努力开创科技事业蓬勃发展的新局面”。这一思想为新质生产力的发展提供了明确的培育方向。其次，全面部署“科教兴国”战略。江泽民同志提出要“把经济建设真正转移到依靠科技进步和提高劳动者素质的轨道上来”。这一举措为新质生产力的发展提供了重要的实现途径。最后，调整优化经济结构。为解决产业结构不合理、资源配置效率低下等问题，江泽民同志强调要“积极培育和扶持新的经济增长点，调整和优化经济结构”。从而推动了资源配置优化和产业升级转型，为新质生产力的发展提供了资源和产业基础。

党的十六大以来，胡锦涛同志积极推进科技体制改革。首先，坚持科学发展观。胡锦涛同志提出“科学发展观，强调以人为本、全面协调可持续发展”。这一理念推动了新质生产力向绿色低碳转型，实现人与自然和谐共生。其次，高度重视自主创新。胡锦涛同志提出要“把提高自主创新能力作为科技发展的首要任务，并作为建设创新型国家的核心战略”，着力突破制约经济社会发展的关键技术和核心技术，为新质生产力的发展提供源源不断的动力。最后，转变经济发展方式。胡锦涛同志还指出要“加快转变经济发展方式，推动经济从粗放型增长向集约型增长转变”，通过转变经济发展方式，可以优化产业结构，提升产业链水平，为新质生产力的发展提供了更加广阔的空间和更加优越的环境。

3. 质的飞跃时期（2012-至今）：“加快形成新质生产力”

党的十八大以来，习近平总书记带领党和人民，经历了从“经济新常态、供

给侧结构性改革”到“新发展阶段、新发展理念和新发展格局”，从“现代化经济体系、高质量发展”到“中国式现代化、新质生产力”的理论和实践探索。首先，坚持科技创新。习近平总书记强调“创新是第一动力”，“发展新质生产力，关键在于坚持科技创新和产业创新一起抓”。其中，科技创新是新质生产力的源泉和动力，而产业创新则是科技创新成果转化为现实生产力的关键途径，两者共同推动新质生产力的形成和发展。其次，发展新兴产业和未来产业。习近平总书记还强调“整合科技创新资源，引领发展战略性新兴产业和未来产业，加快形成新质生产力”。具体而言，要“积极培育新能源、新材料、先进制造、电子信息等战略性新兴产业，积极培育未来产业，加快形成新质生产力，增强发展新动能”。从而为发展新质生产力指明了实践方向和发展重点。最后，因地制宜发展新质生产力。习近平总书记指出“各地要坚持从实际出发，先立后破、因地制宜、分类指导，根据本地的资源禀赋、产业基础、科研条件等，有选择地推动新产业、新模式、新动能发展，用新技术改造提升传统产业，积极促进产业高端化、智能化、绿色化。”这为新质生产力的发展指明了实现路径，强调要充分发挥各地的优势和特长，避免因盲目模仿而导致的资源浪费和效率低下等问题，实现资源的优化配置和经济的高质量发展。

（二）新质生产力的内涵与测算

1.新质生产力的内涵

新质生产力具有“新质”特征，是一个内涵丰富、意蕴深厚的经济范畴，是科技创新在其中发挥主导作用的生产力，代表着一种生产力的跃迁。本质上，新质生产力仍是生产力，需要应用到现实生产中，产生实际的经济效益(魏崇辉,2023)。但却有别于传统生产力，随着经济社会的发展，传统生产力由量变到质变转化为新质生产力。从这个概念来说，“新质生产力”一词虽然刚刚提出，但新质生产力却一直存在于现实生产中，在一定意义上意味着新旧动能的转换。一方面，发展生产力其实就是推动新质生产力发展；另一方面，新质生产力具有迭代升级的作用，在新质生产力充分发挥作用后，将被更先进的新质生产力替代(洪银兴,2024)。

部分学者从“新”和“质”两方面论述新质生产力。“新”是指新质生产力是实现关键性颠覆性技术突破而产生的新的生产力，是以新技术、新经济、新业态为主要内涵的生产力。在这种意义上，新质生产力体现了技术新突破、经济新发展、产业新升级的有机统一。“质”是指通过关键性技术和颠覆性技术的突破，与劳动者、劳动资料和劳动对象相结合，从而产生更为强劲的创新驱动力(周文和许凌云,2023)。新质生产力摆脱了传统的低效能、高消耗生产过程，是“新”和“质”的共同蜕变，代表了生产力的能级跃迁(沈坤荣等,2024)。而孙亚男等(2024)则认为新质生产力的“新”是形成以新产业、新业态、新模式为特征的“三新”经济，“质”体现在科技创新与产业创新的深度融合，优化资源创新性配置，实现传统产业转型升级，建立现代化产业体系。

亦有学者从“新”、“质”、“力”三个方面理解新质生产力。其中，“新”是指在数字经济推动下，催生了大量“新”产业形态，包括新能源产业、航空航天等战略性新兴产业以及量子信息、未来网络等未来产业。这也是新质生产力形成和发展的“新”起点。“质”表示生产力发展演变过程中出现的“质”变，主要表现为传统的“物质变换”向“技术创新”拓展，在新质生产力作用下，生产过程中“物化”和“物质消耗”等有形要素的比重越来越低，而“技术创新”等无形要素的比重越来越高，甚至

可以说“技术进步”和“技术发明”本身将成为生产活动的重要组成部分；“力”主要表现为从以往热力、电力、网力到算力的升级，以“算力”为落脚点的新质生产力的巨大跃迁，既改变了“物质变换”的传统生产力范畴，还改变了消费模式以及消费在推动生产力跃迁中的重要作用（戴翔，2023）。新质生产力，核心要义是“以新促质”，以创新驱动高质量发展。新质生产力对应的是新的生产方式、新的科学技术和新的产业形态，这正是当前我国经济转型所需要的发展模式（徐政等，2023）。

新质生产力还可以从多个方面进行理解。一是新质生产力是体现新发展理念的先进生产力。它注重创新、协调、绿色、开放、共享，是推动经济社会持续健康发展的强大动力，它强调通过技术创新和管理创新以提升服务效率和质量（文丰安等，2024；武峥，2024）；二是新质生产力是对高质量发展内涵的进一步阐释（邓玲，2024）。生产力是推动社会发展的决定性因素，发展新质生产力是为促进经济实现“量”的合理增长和“质”的有效提升，实现优质高效发展。其本质是通过科技创新引领产业变革，催生新兴产业和商业模式，从而为经济的高质量发展注入持续动力和提供坚实支撑。它强调的是技术的颠覆性和创新性，以及这些创新如何转化为经济增长的新动能和竞争优势。三是新质生产力是新型生产力要素共同作用的产物。它是指新型劳动者利用新型劳动资料作用于新型劳动对象，构造新的分工和协作体系，创造社会新财富的能力（孟捷和韩文龙，2024；黄群慧和盛方富，2024）。其内涵在于通过自主创新，尤其是数字技术、智能技术、绿色技术等领域的突破，推动中国式现代化进程中社会生产力的全面提升和跃升（邓玲，2024）。

2.新质生产力的测算

已有文献关于构建新质生产力指标评价体系大致经历了从一维到多维的过程。首先，利用单一代理变量衡量新质生产力。一是全要素生产率。作为衡量新质生产力的核心指标，全要素生产率主要聚焦于技术进步、效率提升以及资源配置优化等方面对经济增长的贡献（张沥幻和张金昌，2024；胡兆廉和刘明洋，2024）。因此可以用来衡量新质生产力水平，但有一定的局限性。二是相对生产效率。孙亚男等（2024）通过构建相对生产效率测算框架，测算了30个省份的新质生产力水平，揭示了新质生产力的增长模式、区域差异与协调发展状况。

考虑到新质生产力本身是一个多层次多维度的复杂概念，更多学者主张通过构建多维度的综合评价指标体系来测算新质生产力水平，主要分为地区（省级、地级市）和产业两个层面。关于地区层面，部分学者基于新质生产力的构成，从新劳动者、新劳动对象和新劳动资料三个维度构建指标体系（王珏和王荣基，2024；朱富显，2024）；也有学者基于新质生产力的表现形式，从科技（创新）生产力、绿色生产力以及数字（信息）生产力三个维度进行描述（卢江等，2024；曹东勃和蔡煜，2024；王宝慧，2024）；还有学者基于其内涵，从科技创新、新型劳动者、新质劳动资料、新型劳动对象、要素优化组合五个维度构建新质生产力指标评价体系（周文和许凌云，2023）。关于产业层面，宋振江等（2024）从科技生产力、生态生产力和数字生产力3个维度构建农业新质生产力评价指标体系；曹清峰等（2024）从规模、渗透度与质量三个指标来衡量工业新质生产力发展水平。

（三）促进新质生产力提升的影响因素研究

现有文献就如何提升新质生产力问题进行了深入探索。一是政策保障。首先，

科技创新政策体系。通过财政政策的激励、科技创新政策的引导和金融政策的融资支持，降低研发成本，促进技术成果的转化和产业化，激发科技创新的活力和实力，进而推动经济的持续增长和社会的全面发展，促进新质生产力的提升（祝志勇等，2024）。其次，推行社会政策。社会政策通过发挥“助推器”“稳定器”和“安全阀”的作用，为新质生产力发展奠定坚实的制度基础，可以保障劳动者权益、提升人力资本水平和优化劳动市场结构，助推新质生产力发展（陈仁兴和陈钊，2024）。然后，结构性货币政策。作为宏观经济管理的重要工具，通过精准调控，优化资源配置，激励资金流向关键领域，推动产业结构的转型升级。从而促进新产业、新模式和新动能的形成，助力经济向更高效、更创新和更环保的方向演进，为新质生产力发展注入活力（李学彦，洪祥麟，2024）。最后，产业政策支持。通过财政激励和政策引导的双重作用，实现对基础研发和技术扩散等创新链前端环节的有力支持，进而促进新质生产力的发展。通过补链、延链、固链、优链和强链等策略，实现产业链稳定性和竞争力的显著增强，实现经济结构的优化升级，进一步强化新质生产力作用效果（李晓华，2024；沈梓鑫和江飞涛，2024）。

二是科技创新。理论上，科技创新是发展新质生产力的核心要素。首先，发展新质生产力本质上要以科技创新推动产业创新，特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能，发展新质生产力（张新宁和蔡薛文，2024；朱宝清和高岭，2024）。其次，以产业的科技创新能力为核心，反映产业对科技成果转化能力和绿色可持续发展能力，也是新质生产力发展的关键组成部分（刘帅和杜文宇，2024）。最后，新质生产力与传统生产力的区别在于其核心驱动力，传统生产力依赖于劳动力和物质资源的直接应用，以及传统生产方式和技术手段，而新质生产力则以科技创新和数字技术为主导，推动构建一个更加高效、协调、可持续的生产体系（卢江和郭子昂，2024）。

三是金融发展。理论上，金融发展不仅可以为土地、劳动力和资本等传统生产要素提供更高效的配置方式，还可以促进技术创新和产业升级，为经济注入了新的活力（刘伟等，2024）。培育和支撑新质生产力需要金融补上短板，如为新兴产业做好资金融通，为家庭金融投资做好资产配置，帮助政府摆脱过度负债等（张斌和宁心源，2024；何青等，2024）。而数字金融在风险评估、资金分配和市场准入方面，极大地提高了资本的流动性和可获取性，为研发和创新活动提供了充足的资金支持，充分发挥了金融功能，能够有效推动新质生产力的发展（金鑫等，2024；林建华和鞠智超，2024）。

四是数字经济。理论上，数字经济作为一种新型经济形态，已成为推动新质生产力发展的重要引擎。首先，数字经济使数据转化为数字生产力，为新质生产力注入新动力；其次，数字经济孕育了大量新兴产业，丰富了新质生产力的新载体；最后，数字经济促进了传统产业转型升级，拓宽了新质生产力的实现路径（张夏恒，2024；焦勇和齐梅霞，2024）。实证上，吴文生等（2024）发现数字经济通过优化就业结构和推动技术创新来提高长三角地区新质生产力水平。对于企业而言，可以通过数字化转型促进资本集聚以提升新质生产力发展（林春等，2024）。数字化转型为技术创新提供底层技术和要素支撑、为管理创新提供战略管理范式、为模式创新构建智能化运营的数字生态，通过技术、管理与模式的融合创新共同驱动新兴产业的发展，并最终实现新质生产力的涌现与发展（张慧智和李犀尧，2024）。

（四）保险发展促进新质生产力的相关研究

理论上，保险业作为经济社会发展的重要组成部分，在促进新质生产力发展方面责无旁贷。首先，通过风险管理和资本积累，保险业为企业提供了技术创新和产业升级的保障，同时通过支持人才培养和国际技术交流，为新质生产力的培育和发展注入了活力（郭金龙，2024；陈辉，2024）。其次，保险业通过再保险、共同保险等方式进行风险分层管理，更好地发挥经济减震器和社会稳定器功能作用，服务国家治理体系和治理能力现代化，服务新质生产力发展，推进金融高水平制度型开放，从而吸引更多的资本、人才和技术等创新要素参与到金融市场中来，为发展新质生产力提供充足的生产要素支持（谭志雄等，2024）。

实证上，目前尚没有文献研究保险发展对新质生产力的直接影响，但有不少文献探究了保险发展对新质生产力不同维度的促进作用。一是保险有助于推动科技创新。新技术、新工业的研发和使用过程中都伴随着新的风险产生。在面临高额损失风险时，企业往往放弃创新，进而限制了科学技术的进步。而商业保险的损失补偿职能为企业兜底，鼓励企业发明创造，开辟新生产领域，加大研发新技术、新工业、新材料力度，促进新产品的试制（厉华杰，2022）。目前我国已在多个地区进行科技保险创新，为研发活动提供风险保障，降低创新风险，激发企业和研究机构的创新活力，推动科技创新（陈劲和胡瑞霖，2023）。二是保险有助于推动绿色发展。一方面商业保险发挥风险分担和损失补偿功能，提供绿色保险产品及服务，为环境风险提供保险保障，助力绿色发展；另一方面，发挥资金融通功能，引导投资方向，撬动投资规模，助力绿色产业稳定发展，助推绿色技术新成果实施应用（郑伟，2022；冯爱青等，2021）。三是保险有助于推动数字化转型。保险业通过提供定制化的科技保险产品和风险管理服务，可以降低数字化转型过程中的不确定性，还可以促进新技术的采纳和创新，为新质生产力的发展注入了活力（许正中和马德隆，2024）。四是保险提高了人才红利。一方面，以人身保险为主的保险保障可以提高医疗利用率，改善劳动力的健康状况，提高劳动生产率，促进人力资本积累（李逸飞等，2023；马海涛和田影，2022）；另一方面，保险保障减小了居民对于老年生活的担忧，会鼓励其增加对于后代的教育投资，提高教育资本积累（刘子兰和李彩伶，2021），此外，保险产品如教育保险和职业培训保险等支持人才培养，可以为新质生产力提供人才支撑（王晓霞和张晓晶，2023）。

假设 1：保险发展对新质生产力具有显著的促进作用。

学者普遍认为加快产业转型升级、提高资源配置效率以及促进技术创新是提升新质生产力水平的重要路径（曾鹏等，2024；李正图和朱秋，2024；郎元柯等，2024；任宇新等，2024）。一是产业转型升级。有效推动传统产业转型升级，可以有效充分释放生产过程中生产要素的价值，从而推动促进新质生产力发展（张夏恒和冯晓宇，2024）。二是资源配置效率。优化资源配置，意味着对劳动力、资本、技术等生产要素进行合理分配和高效利用，以适应市场需求和产业发展趋势，有助于构建一个更加协调、可持续的生产体系，也是新质生产力发展的本质要求（任保平和豆渊博，2024；杨芳等，2024）。三是技术创新，技术创新是新质生产力发展的核心引擎，它以创新为主导，具有推动生产力解放和发展的动力（宋佳等，2023）。企业通过提高创新效率，以及加大创新产出（宋加山等，2023；赵玲和黄昊，2023），能够显著发挥科技创新的效应。而企业创新产出的增加对于新质生产

力的发展具有重要作用（郎元柯等，2024）。

保险在加快产业转型升级、提高资源配置效率以及促进技术创新三个方面，发挥了重要作用。首先，保险有助于加快产业结构升级。一方面，保险有助于推动劳动要素在产业间进行流动，推动产业结构合理化。有学者发现社会保险的缴纳对居民未来的不确定性可以起到对冲作用，一定程度上缓解了居民择业时的收入约束。从而有助于加快劳动力生产要素在不同产业部门的流动与配置，促进技术密集型产业数量增加和区域内产业结构合理化程度（李飞等，2024；黄秀女和陈昱晖，2022）。尽管尚没有文献涉及商业保险对劳动力流动的影响，但商业保险是社会保险的重要补充，具有基本相同的功能，理应也可以促进劳动力流动，实现劳动力生产要素优化配置。另一方面，保险通过促进技术进步助力产业绿色转型，从而加快产业结构升级。例如：农业保险能够分散农业生产风险，优化技术类要素投入，淘汰高污染和高排放的传统型技术，助推绿色技术使用率（郑军和赵维娜，2023；陈建学等，2023；郑军和李雨薇，2023），进而推动新质生产力水平的提升。

假设 2：商业保险通过推动产业结构升级提升新质生产力水平。

其次，保险有助于提高资源配置效率。一方面，保险通过发挥“资金融通”的功能提高资源配置效率。例如：环责险可以促进企业环保投资（王江寒和钟海燕，2023），使得资源倾向助力环境污染源头治理效应上，从而提高资源的配置效率。此外，建立积累制的养老保险基金能通过扩大资本市场规模、有效提高资本市场资源配置效率（朱文佩和林义，2024）。另一方面，保险通过发挥“社会管理”的功能优化资源配置。例如：医疗保险、失业保险等覆盖面扩大可以针对劳动力市场摩擦力减小可改善收入差距扩大的情况，提高家庭资源配置效率，释放人才生产力（张茂聪等，2024；朱涛和胡宏兵，2023）。同时，社会保险的合理费率调整对于促进企业资源配置和提高全要素生产率至关重要，可以减轻企业负担，激励其增加投资，充分利用人力资源，从而提高整体的资源配置效率和生产率（许红梅等，2024）。

假设 3：商业保险通过提高资源配置效率提升新质生产力水平。

最后，保险有助于促进技术创新。一方面，保险可以为技术创新提供保障，激励企业创新。例如：养老保险缴费导致企业劳动成本上升所引起的要素替代效应会促进企业创新（何子冕等，2024），董事高管责任保险通过降低企业代理成本提高企业创新水平（张圣利和张珂珂，2024；方军雄和秦璇，2018）。另一方面，保险通过其特有的“经济补偿”特性刺激创新活动。例如：农业保险能改变农户风险偏好，进而促进农户参与信贷，从而推动绿色农业技术创新（毛慧等，2024；Gunnsteinsson, 2020；谢玉梅等，2015）。此外，以寿险业为样本研究，发现实施全面风险管理可以通过促进技术效率增长（王正文和段紫霞，2023；陈华和杜霞等，2019）

假设 4：商业保险通过提高技术创新水平提升新质生产力水平。

三、变量选取和模型设定

（一）数据来源

本文选取 2003-2022 年 253 个地级市作为研究样本，计算地区新质生产力水

平, 探究保险发展对其的影响效应及作用机制。数据主要来自《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、EPS 数据库、国泰安数据库以及 CNRDS(中国研究数据服务平台)等。参考已有研究, 本文的数据处理方法如下:

(1) 剔除缺失关键变量的样本; (2) 剔除直辖市样本; (3) 剔除 20 年间新设的地级市; (4) 使用差值法或类推法对部分缺失值进行补充; (5) 为了消除极端值的影响, 对所有连续变量进行 1% 和 99% 分位数的 Winsorize 缩尾处理。经数据处理后, 本文共得到 253 个地级市的 20 期平衡面板数据, 共计 5060 条样本。

(二) 变量选取与定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量是地级市层面的新质生产力水平 (NQ)。新质生产力是当代先进生产力的重要体现和实体经济高质量发展的重要引擎。目前学者主要通过科技生产力、绿色生产力和数字生产力三个维度构建新质生产力指数来衡量新质生产力发展 (赵鹏等, 2024; 卢江等, 2024)。在系统哲学视域下, 人才被视为创新系统的“活性因子”, 其质量、数量及结构直接影响创新体系的整体效能 (曾晨和李跃华, 2024), 所以学者研究表明人才是创新活动的核心驱动力。因此, 本文认为新质生产力不仅表现为科技、绿色、数字三个方面, 还应该考虑人才的作用。参考已有研究, 本文拟从科技生产力、绿色生产力、数字生产力和人才生产力四个维度使用熵值法构建地区新质生产力指数, 以衡量各地级市的新质生产力发展水平。并分别采用主成分分析法和因子法测算新质生产力进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

解释变量是地级市层面的保险发展。目前, 学界衡量保险发展水平一般采用三种方法来衡量, 包括保费收入法、保险密度法和保险深度法 (凤兰等, 2011)。因此, 参考相关研究 (赵尚梅等, 2009; 张宗军等, 2020; 吴洪等, 2010), 本文拟从保费收入 (ins_inc)、保险密度 (ins_den)、保险深度 (ins_pen) 三个方面来衡量各地级市的保险发展水平。在异质性分析中, 引入了财险的保费收入 (pins_inc)、保险密度 (pins_den)、保险深度 (pins_pen) 以及人身险的保费收入 (lins_inc)、保险密度 (lins_den)、保险深度 (lins_pen) 指标, 探究不同险种对新质生产力的影响差异。

3. 机制变量

本文的机制变量主要有产业结构升级、资源配置效率和城市创新水平三个。其中产业结构升级参考干春晖等 (2011) 的做法, 测算了产业结构高级化指数和产业结构合理化指数来衡量; 资源配置效率参考陈永伟和胡伟民 (2011) 的做法, 测算了资本相对扭曲系数和劳动相对扭曲系数来衡量; 城市创新力指数则参考《中国城市和产业创新力报告》的做法, 测算了城市创新力指数, 衡量城市创新水平。

4. 控制变量

参考相关研究 (赵鹏等, 2024; 张苏等, 2024), 本文可能影响地级市新质生产力水平的变量进行控制, 主要包括: 一是经济发展水平 (economic), 反映地区经济状况, 经济越发达地区往往资本、人才和技术等生产要素越充足, 越有利于新质生产力发展; 二是人力资本水平 (hc); 反映地区人力资本状况, 人力资本越充足的地区, 越有利于发展新质生产力; 三是金融发展水平 (finance), 以年末金融机构各项贷款余额的对数形式表示; 四是城镇失业率 (unemp_rate), 失业率越

高越不利于新质生产力发展；五是贸易依存度（dft），用进出口额占地区GDP比重来衡量，比重越高，表示地区经济发展越依赖进出口，而不利于地区新质生产力的提高；六是政府干预程度（gov_ic）；用地区政府预算支出占地区GDP比重来衡量；过度依赖政府购买，并不利于提高新质生产力；七是地区科教水平（stl），用一般预算支出中教育支出占比来衡量；八是人口密度（peo_den），表示单位土地面积上的人口数量，人口数量的增减直接影响劳动供给、消费市场规模以及创新能力，进而影响新质生产力；九是城镇化水平（urb_level），用城镇化率来衡量。

（三）模型设定

根据已有研究（张苏等，2024；罗爽等，2024；赵鹏等，2024），为进一步探究保险发展影响新质生产力的效应及作用机制，本文构建如下基准模型：

$$NQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Insurance_{it} + \sum \beta_j Controls_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， NQ_{it} 是*i*地级市在*t*时期的新质生产力水平； $Insurance_{it}$ 代表*i*地级市在*t*时期的保险发展水平，包括保费收入（ins_inc）、保险密度（ins_den）、保险深度（ins_pen），并对其取对数； $Controls_{it}$ 是一系列控制变量；此外，考虑到新质生产力还受到地级市一些随时间变动而变动、不随时间变动却因地级市而异的因素影响，本文进一步对时间固定效应（ μ_t ）和地级市固定效应（ θ_i ）进行控制； ε_{it} 为随机扰动项。具体变量定义如表1所示。

表1：变量定义

变量类型	变量名称	符号	变量含义
被解释变量	新质生产力	NQ	新质生产力指数
解释变量	保费深度	ins_pen	总保费收入/地区生产总值
	保险密度	ins_den	总保费收入/地区常住人口
	保费收入	ins_inc	全部业务总保费收入
机制变量	产业结构升级	ADV	产业结构高级化指数
		RIS	产业结构合理化指数
	资源配置效率	abstauk	资本相对扭曲系数
		abstaul	劳动相对扭曲系数
城市创新水平	innovate	城市创新指数	
控制变量	经济发展水平	economic	地区gdp对数
	金融发展程度	finance	全要素生产率
	人口密度	peo_den	地区常住人口/土地面积
	人力资本水平	hc	大学及以上学历人口占比
	城镇失业率	unemp_rate	失业人口/地区常住人口
	贸易依存度	dft	进出口额占地区GDP比重
	政府干预程度	gov_ic	地区政府预算支出占地区GDP比重
	科教水平	stl	一般预算支出中教育支出占比
城镇化水平	urb_level	城镇化率	

（四）描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果如表1所示。总体来看，新质生产力的均值

为 0.364，标准差为 0.0383，说明我国各城市的新质生产力发展水平较高，相对稳定，波动较小。各城市间新质生产力水平存在差距，但相对较小。而保险发展则存在较大的地区差距，波动较大，各城市间的保险发展并不均衡。分区域统计后，可以发现，新质生产力均值存在区域差异，呈东部>中部>西部趋势，同样地，保险发展也呈东部>中部>西部趋势。

表 2：描述性统计

变量名称	符号	样本数	标准差	总体	东部	中部	西部
新质生产力	NQ1	5060	0.0383	0.364	0.375	0.361	0.355
保费收入	ins inc	5060	12765	6951	10506	5208	4103
保险密度	ins den	5060	2801	1453	1977	1198	1029
保险深度	ins pen	5060	1.487	3.163	3.106	3.264	3.069
贸易依存度	dft	5060	2.221	0.403	0.658	0.371	0.403
城镇化水平	urb_level	5060	0.174	0.510	0.570	0.497	0.434
政府干预程度	gov ic	5060	0.0987	0.173	0.133	0.176	0.238
科教水平	stl	5060	0.0240	0.0173	0.0202	0.0165	0.0138
人力资本水平	hc	5060	0.0281	0.0205	0.0247	0.0191	0.0158
城镇失业率	unemp rate	5060	1.483	3.467	3.000	3.722	3.790
经济发展水平	economic	5060	0.902	10.36	10.68	10.27	9.969
金融发展程度	finance	5060	1.124	2.277	2.412	2.276	2.123
人口密度	peo_den	5060	0.9388	5.761	6.159	5.598	5.366

四、新质生产力测算及其结果分析

参考既有研究（韩文龙等，2024；卢江等，2024；王珏和王荣基，2024；罗爽和肖韵，2024；赵鹏等，2024），结合习近平总书记的相关重要论述和当前中国经济发展事实，我们认为新质生产力是新质态的生产力，代表着生产力演进中的能级跃迁，是先进生产力，具体涵盖了科技生产力、绿色生产力和数字生产力、人才生产力四个方面。因此，本文尝试从科技、绿色、数字和人才四个维度构建新质生产力评价体系，通过熵值法测算地级市新质生产力水平。

（一）新质生产力评价指标体系构建

本文对新质生产力的评价建立在科技生产力、绿色生产力、数字生产力和人才生产力四个一级指标基础上，考虑了 13 个二级指标，共涵盖了 28 个三级指标，具体如表 3 所示。

第一，科技生产力。科技生产力包括了创新、技术和科学研究三个二级指标。具体而言，选取创新研发（专利申请数）、创新投入（R&D 经费支出）、创新产业（高新技术企业数）来衡量创新水平；选取技术效率（第二产业劳动生产率）、技术研发（高新技术企业专利申请数）、技术转让（技术转让合同数）来衡量技术水平；选取科技论文发表情况（发表科技论文数）、科教支出（财政科教支出总额）、高校科技经费（高校科技经费总额）来衡量科学研究水平。

第二，绿色生产力。绿色生产力包括了节能、减排和环保三个二级指标。具体而言，选取能源利用效率（能源消费量/GDP）、用水强度（工业用水量/工业产值）衡量节能情况；选取废物利用（业固体废物综合利用率）、废水排放（工业废

水排放量)、废气排放(工业二氧化硫排放量)衡量减排情况;选取环境保护力度(农林水利财政支出)、绿化覆盖情况(绿化覆盖率)、PM2.5浓度(PM2.5年均浓度)衡量环保情况。

第三,数字生产力。数字生产力包括了数字创新、数字普及和数字技术三个二级指标。具体而言,选取数字相关发明情况(数字相关发明申请数量)和超算中心构建情况(超算中心数量)衡量数字创新情况;选取电信业务通讯情况(电信业务总量)和网络普及率(每百人互联网用户数)衡量数字普及情况;选取数字经济发展水平(数字经济指数)、计算机使用情况(工业机器人投放数量)和电子商务发展情况(电子商务销售总额)衡量数字技术发展情况

第四,人才生产力。人才生产力包括了数字化人才、高学历人才、新产业人才以及科研人才四个二级指标,具体而言,选取数字行业从业人数(信息传输,计算机和软件业等人数)来衡量数字化人才;用高学历人数(大学及以上学历人数)来衡量高学历人才;用新产业工作员工数(新产业员工数)来衡量新产业人才;用教学与科研人员数(教学与科研人员总数)来衡量科研人才。

表3:新质生产力评价指标体系

一级	二级	三级	解释	属性
科技 生产力	创新	创新研发	专利申请数	正向
		创新投入	R&D经费支出	正向
		创新产业	高新技术企业数	正向
	技术	技术效率	第二产业劳动生产率	正向
		技术研发	高新技术企业专利申请数	正向
		技术转让	技术转让合同数	正向
	科学研究	科技论文发表情况	发表科技论文数	正向
		科教支出	财政科教支出总额	正向
		高校科技经费	高校科技经费总额	正向
绿色 生产力	节能	能源利用效率	能源消费量/GDP	负向
		用水强度	工业用水量/工业生产值	负向
	减排	废物利用	工业固体废物综合利用率	正向
		废水排放	工业废水排放量	负向
		废气排放	工业二氧化硫排放量	负向
	环保	环境保护力度	农林水利财政支出	正向
		绿化覆盖情况	绿化覆盖率	正向
		PM2.5浓度	PM2.5年均浓度	负向
	数字 生产力	数字创新	数字相关发明情况	数字相关发明申请数量
超算中心构建情况			超算(智算、数据)中心数量	正向
数字普及		电信业务通讯	电信业务总量	正向
		网络普及率	每百人互联网用户数	正向
数字技术		数字经济发展情况	数字经济指数	正向
		机器人使用情况	工业机器人投放数量	正向
人才	数字化人才	数字行业人数	信息传输,计算机和软件业等人	正向

生产力			数	
	高学历人才	高学历人数	大学及以上学历人数	正向
	新产业人才	新产业工作员工数	新产业员工数	正向
	科研人才	教学与科研人员数	教学与科研人员总数	正向

(二) 指标测算方法

熵值法避开了主观赋权法的弊端,能够根据指标数据的离散程度较为客观地反映各项指标在整个评价体系中的重要性,是衡量新质生产力的主要测算方法。本文根据表3的综合评价体系,通过熵值法测算了中国2003-2022年253个地级市的新质生产力指数。在进行综合评价之前,由于指标属性的不同,所以本文先对数据进行了一定的处理,先对数据取对数,对于负向指标取倒数,适度指标取离差的倒数,调整后采用熵值法¹进行综合评价。具体的计算步骤如下:

第一步,运用极差法对经济高质量发展水平测度体系中各测度指标 X_{ij} 作标准化处理:

$$Y_{ij} = \begin{cases} \frac{X_{ij} - \min(X_{ij})}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})}, & X_{ij} \text{为正向指标} \\ \frac{\max(X_{ij}) - X_{ij}}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})}, & X_{ij} \text{为负向指标} \end{cases}$$

其中, i 表示地级市, j 表示测度指标; X_{ij} 和 Y_{ij} 分别表示原始的和标准化后的新质生产力水平测度指标值, $\max(X_{ij})$ 和 $\min(X_{ij})$ 分别表示 X_{ij} 的最大值与最小值。

第二步,计算新质生产力测度体系中各测度指标 Y_{ij} 的信息熵 E_j :

$$E_j = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\left(Y_{ij} / \sum_{i=1}^n Y_{ij} \right) \ln \left(Y_{ij} / \sum_{i=1}^n Y_{ij} \right) \right]$$

第三步,计算新质生产力测度体系中各测度指标 Y_{ij} 的权重 W_j :

$$W_j = (1 - E_j) / \sum_{j=1}^m (1 - E_j)$$

第四步,构建新质生产力测度指标的加权矩阵 R :

$$R = (r_{ij})_{n \times m}$$

其中, $r_{ij} = W_j \times Y_{ij}$,

第五步,计算新质生产力指数: $NQ = \sum_{j=1}^m r_{ij}$ 。

(三) 测算结果分析

¹ 熵权法反映了信息在同一指标之间的竞争程度,同一指标中的数值差别与其包含的信息量正相关,数值差别越大,反映的信息就越多,该指标在综合评价中所起的作用也越大,其所占权重则越高。熵权法仅依赖于数据本身的离散程度,可以有效避免人为或主观因素对各评价指标的影响,使评价结果更加客观有效。

1.总体上，新质生产力均值呈逐年增长趋势

图 1 展示了 2003-2022 年全国各地区新质生产力均值分布情况。可以发现，从整体上看，我国新质生产力呈现逐年稳定上升的趋势。新质生产力平均发展水平从 2003 年的 0.327 逐年增长到 2022 年的 0.408，增长了 1.25 倍。但新质生产力水平存在严重的区域差异，表现为中部>西部>东部。由图 1 可知，2003 年至今，中部地区始终是新质生产力发展的领跑者，中部地区新质生产力水平与全国平均水平保持一致，但西部地区新质生产力发展相对落后，低于全国平均水平。

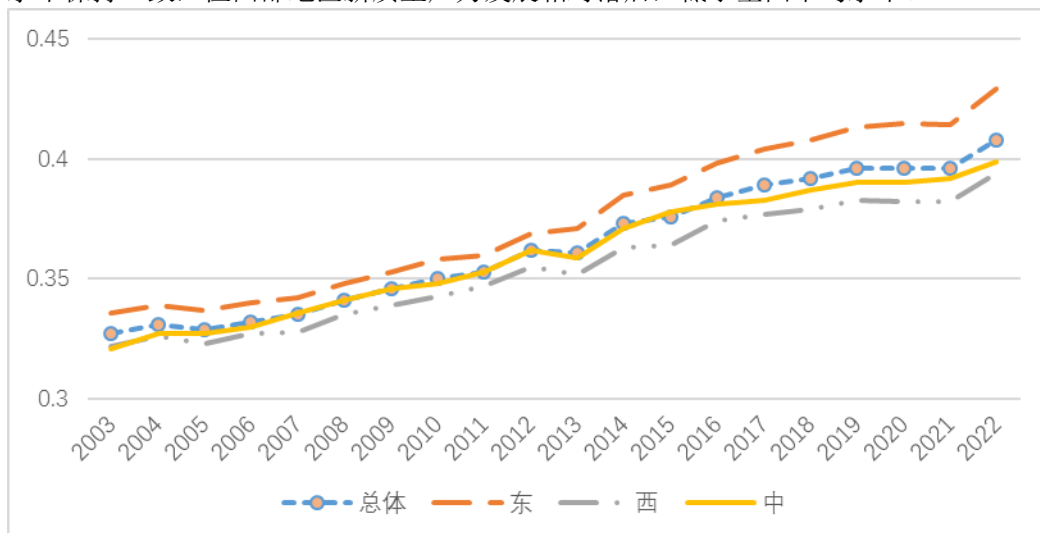


图 1: 2003-2022 年新质生产力均值情况

2.新质生产力发展存在较大的地区差距

我国新质生产力发展存在严重的地区差异。以 2022 年新质生产力发展情况为例，表 4 报告了 2022 年排名前十和后十的城市新质生产力发展水平。可以发现，在排名前十的城市中，主要是东部地区城市，占有 2/3 之多。其中，深圳市新质生产力水平遥遥领先，高达 0.633，广州市紧跟其后。中部地区的哈尔滨市和武汉市分别位列 3 和第 6，而西部地区的西安市和成都市则排名第 5 和第 7。从城市排名来看，仍是东部地区独占鳌头。在排名后十的城市中，主要是西部地区城市，占有 7/10，可见西部地区的新质生产力水平普遍落后。而且，各个地区之间也存在较大差距，比如东部地区的深圳市和葫芦岛市，两者之间相差近乎一倍。总的来看，我国新质生产率的发展存在区域异质性。

表 4: 2022 年地级市新质生产力发展水平排名情况

排名	地区	前十城市	NQ	倒数排名	地区	后十城市	NQ
1	东	深圳市	0.633	1	西	普洱市	0.345
2	东	广州市	0.616	2	东	葫芦岛市	0.354
3	中	哈尔滨市	0.540	3	西	曲靖市	0.355
4	东	沈阳市	0.537	4	西	定西市	0.357
5	西	西安市	0.517	5	西	商洛市	0.358
6	中	武汉市	0.514	6	西	临沧市	0.358

7	西	成都市	0.513	7	西	保山市	0.359
8	东	南京市	0.509	8	西	铜川市	0.360
9	东	杭州市	0.499	9	中	运城市	0.361
10	东	石家庄市	0.498	10	中	吕梁市	0.361

五、实证结果分析

通过前文的分析，可以发现保险发展与新质生产力之间确实可能存在相关关系。因此，本节将进一步通过回归分析的方法探讨保险发展对新质生产力的影响效应与作用机制。首先通过豪斯曼检验，显示 P 值为 0.0000，表明本样本更适合使用固定效应模型进行估计。因此，本节内容将主要以固定效应模型进行实证分析。

（一）保险发展对新质生产力的影响效应

1. 基础回归

表 1 汇报了保险发展对城市新质生产力水平的回归结果。表（1）-（3）列分别使用保费收入、保险密度和保险深度的对数作为解释变量，并同时控制了时间固定效应和城市固定效应。可以发现在控制其他变量后，保费收入、保险密度和保险深度对新质生产力的系数分别为 0.019、0.009 和 0.020，均在 1% 的水平上显著，表明保险发展提升了新质生产力水平，验证了假设 1。从控制变量来看，城镇化水平、科教水平、人力资本水平、经济发展水平、金融发展程度和人口密度的回归系数均显著为正，表明其与新质生产力之间存在显著的正相关关系，推动了新质生产力的发展。但政府干预程度、城镇失业率和贸易依存度的回归系数均显著为负，表明其制约了新质生产力的发展。这也说明虽然政府购买和对外贸易会推动经济增长，但并不能提升新质生产力水平。还需要企业部门发力，实现技术革命性突破、优化生产要素资源配置，推动产业深度转型升级，才能推动新质生产力发展。

表 5：保险发展对新质生产力的影响效应估计

	(1) 新质生产力	(2) 新质生产力	(3) 新质生产力
保费收入	0.019*** (24.52)		
保险密度		0.009*** (15.84)	
保险深度			0.020*** (16.21)
城镇化水平	0.023*** (6.43)	0.031*** (8.45)	0.031*** (8.32)
政府干预程度	-0.055*** (-10.56)	-0.034*** (-6.55)	-0.039*** (-7.27)
科教水平	0.121*** (4.51)	0.181*** (6.57)	0.177*** (6.43)
人力资本水平	0.046** (2.22)	0.038* (1.74)	0.047** (2.20)

城镇失业率	-0.005*** (-3.85)	-0.006*** (-3.97)	-0.006*** (-4.29)
贸易依存度	-0.007*** (-5.68)	-0.012*** (-9.58)	-0.013*** (-10.05)
经济发展水平	0.008*** (8.67)	0.015*** (18.12)	0.023*** (36.55)
金融发展程度	0.007*** (16.49)	0.008*** (19.40)	0.007*** (16.09)
人口密度	0.002 (1.48)	0.005*** (4.83)	0.009*** (9.32)
时间固定效应	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y
常数项	0.112*** (11.06)	0.097*** (9.11)	0.025*** (2.44)
r ²	0.760	0.744	0.744
N	5060.000	5060.000	5060.000

注：括号中的数字为 t 值；*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著，下同。

考虑到不同险种之间存在差异，本文进一步讨论财险发展和人身险发展对新质生产力的影响差异，结果如表 2 所示。表（1）-（3）分别报告了财险保费收入、财险保险密度、财险保险深度对新质生产力的回归结果，表（4）-（6）分别报告了人身险保费收入、人身险保险密度、人身险保险深度对新质生产力的回归结果。可以发现，财险发展和人身险发展均与新质生产力显著正相关，提升了新质生产力发展水平，且人身险的影响效果均大于财产险。以保费收入为例，财险保费收入对新质生产力的回归系数为 0.015，人身险保费收入对新质生产力的回归系数是 0.018，均在 1%的水平上显著。表示在控制其他变量后，人身险保险费收入对新质生产力的影响效应显著大于财险保费收入。这其中可能的原因是财险相对于人身险是属于短期保险，财险保费收入一般不能作为长期稳定资本进行高效益但周期长的投资，如绿色投资等。因此财险的资金融通功能相对人身险较弱，这也限制了其对新质生产力提升效应的发挥。

表 6：不同险种对新质生产力的影响效应估计

	(1) NQ1	(2) NQ1	(3) NQ1	(4) NQ1	(5) NQ1	(6) NQ1
lnpins_inc	0.015*** (18.53)					
lnpins_den		0.003*** (6.18)				
lnpins_pen			0.012*** (6.97)			
lnlins_inc				0.018*** (17.24)		
lnlins_den					0.007*** (14.56)	

lnlins_pen						0.018*** (16.84)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	0.137*** (12.23)	0.060*** (5.63)	0.044*** (4.27)	0.079*** (7.72)	0.076*** (7.35)	0.029*** (2.93)
r2	0.748	0.732	0.733	0.746	0.742	0.745
N	5060.000	5060.000	5060.000	5060.000	5060.000	5060.000

2.稳健性分析

本文主要使用 5 种方式进行稳健性检验：第一，替换被解释变量。分别采用主成分分析法和因子分析法重新构建新质生产率指数 NQ2 和 NQ3 作为新质生产力水平的代理变量，结果见表 4 Panel A，第二，替换核心解释变量。本文参考郑伟和刘永东（2008），计算保险基准深度比（depth_tatio）作为保险发展的代理变量，结果见表 4 Panel B。第三，删除自治区的样本。自治区的经济社会发展和地理位置等因素存在特殊性，可能会对保险发展和新质生产力同时产生作用，进而影响本研究的结论。因此本文进一步剔除了自治区样本进行回归，结果见表 4 Panel C。第四，对样本进行缩尾 5% 的处理。为避免极端值对研究结果造成影响，本文进行 5% 的缩尾，重新进行回归，结果见表 4 Panel C。通过上述操作，可以发现处理后的回归结果中，保险发展指标的估计系数符号以及显著性均未发生改变，证明了本文研究结论具有稳健性。

表 7：稳健性检验 1

Panel A	主成分分析法测算			因子分析法测算		
	NQ2	NQ2	NQ2	NQ3	NQ3	NQ3
lnins_inc	0.432*** (19.90)			1.801*** (13.29)		
lnins_den		0.160*** (9.66)			0.487*** (4.80)	
lnins_pen			0.417*** (12.27)			1.624*** (7.76)
Panel B	替换保险基准深度比					
	NQ1		NQ2		NQ3	
depth_tatio	0.010***		0.248***		1.048***	
Panel C	删除自治区样本			缩尾5%		
	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1
lnins_inc	0.010*** (24.30)			0.020*** (11.88)		
lnins_den		0.009*** (15.04)			0.011*** (13.46)	
lnins_pen			0.020*** (15.99)			0.029*** (19.34)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y

第五，替换模型。一是 GMM 估计，见表 7(1)-(3)。考虑到滞后期的保险发展可能与误差项有一定的相关性，我们参考（王博等，2022；韩文龙等，2024）的做法，采用 GMM 估计，以解释变量的一阶滞后值、二阶滞后值作为工具变量，以被解释变量的一阶滞后性作为内生变量，对基本模型进行回归，结果通过了 AR（2）检验和 Sargan 检验。还进行了工具变量有效性的检验，Hansen 检验结果表明工具变量不存在过度识别问题。二是 2SLS 估计，见表 7(4)-(6)。本文参考王修华和赵亚雄（2023）的做法，构造了“各城市到所属省会城市的球面距离与省域内除自身外其他城市保险发展的平均值的交乘项”作为工具变量，进行 2SLS 估计。采用上述工具变量的原因在于：同一省域内的保险政策、基础设施等一般是统一的，所以同省的城市之间的保险发展具有较强的相关性。一般省会城市经济发展更发达，金融发展更完善，保险发展也会相对完善，同时还会通过空间溢出效应影响到周边城市。因此，本文在其他城市保险发展的平均值基础上，还考虑了物理距离的固定性，将其与城市到省会城市的距离进行交互，以控制省会城市对各城市的溢出效应。工具变量检验结果显示，LM 统计量均显著，强烈拒绝不可识别的原假设，工具变量与内生变量强相关；F 统计值均远远大于 10，表明工具变量在 1% 水平上不是弱工具变量，故本文构造的工具变量具有合理性。根据表 7，可以发现无论是 GMM 估计还是 2SLS 估计，保险发展均显著促进了新质生产力的提升，再次说明本文研究结论稳健。

表 8：稳健性检验 2

	GMM估计			2SLS		
	(1) NQ1	(2) NQ1	(3) NQ1	(4) NQ1	(5) NQ1	(6) NQ1
lnins_inc	0.014*** (12.72)			0.019*** (23.82)		
lnins_den		0.012*** (10.31)			0.019*** (15.91)	
lnins_pen			0.019*** (11.31)			0.009*** (15.26)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4301.000	4301.000	4301.000	4840	4840	4840
AR(2)P值	0.218	0.143	0.222			
F统计量				1501.87	1385.14	1370.02

3.内生性讨论

(1) 遗漏变量问题

内生性问题是本文研究的重要困难之一，具体而言，可能存在三个方面的内生性问题。一是遗漏变量问题，尽管本文控制了一系列变量，还控制了时间固定效应和城市固定效，但仍可能存在遗漏的变量。对此，本文在回归分析中对居民消费水平、产业结构进行控制，结果见表 7(1)-(3)。可以发现在控制这些宏观经济

变量后，保险发展对新质生产力的影响仍然显著为正。我们也尝试控制了城市*时间联合固定效应，结果见表 7(4)-(6)。控制了联合固定效应后，估计结果并没有发生明显变化，保险发展显著促进了新质生产力的提升。

表 9：内生性讨论-遗漏变量问题

	补充宏观经济变量			城市*时间联合固定效应		
	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1
lnins_inc	0.017*** (20.09)			0.003*** (4.23)		
lnins_den		0.007*** (11.52)			0.019*** (15.91)	
lnins_pen			0.015*** (11.87)			0.009*** (15.26)
宏观经济变量	Y	Y	Y	N	N	N
城市*时间效应	N	N	N	Y	Y	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4301.000	4301.000	4301.000	4840	4840	4840
AR(2)P值	0.218	0.143	0.222			
F统计量				1501.87	1385.14	1370.02

(2) 双向因果问题

二是双向因果问题。保险发展和新质生产力之间可能存在双向因果关系。新质生产力发展较快，可能是由于技术突破、产业升级等因素催生的。而这些因素带来新技术、新产品、新服务的同时，也带来了更多未知的风险，从而扩大了保险需求，推动了保险业的发展。因此，本文参考李志生和金凌（2021）的做法，采用两种方法对双向因果问题进行了控制。第一，以保险发展的增量（当期保险发展指标减去上一期保险发展指标）作为解释变量，以消除解释变量中与过去新质生产力相关的部分，结果见表 7(1)-(3)。第二，我们将保险发展指标作为被解释变量，与新质生产力进行回归，并提取残差项。得到的残差项可以作为保险发展中不受到新质生产力影响的部分，我们以此作为解释变量进行回归，结果见表 7(4)-(6)。通过这两种方法，控制了双向因果问题，其结论仍与前文一致。

表 10：内生性讨论——双向因果问题

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1
dins	0.001** (2.06)					
dden		-0.000 (-0.93)				
dpen			0.002*** (2.62)			
r_inc				-0.015*** (-22.16)		

r_den					-0.004***	
					(-9.61)	
r_pen						-0.006***
						(-6.99)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	-8.606***	-8.554***	-8.574***	-10.743***	-9.288***	-9.125***
	(-40.32)	(-40.23)	(-40.38)	(-49.13)	(-43.00)	(-42.02)
r2	0.913	0.913	0.913	0.924	0.917	0.916
N	4655.000	4655.000	4655.000	4900.000	4900.000	4900.000

(二) 商业保险影响新质生产力的异质性分析

1. 经济发展水平异质性

考虑到保险发展对新质生产力的影响在不同经济发展水平下可能存在差异，本文根据地区 GDP 均值将样本分为经济发达城市和经济欠发展城市，回归结果见表 10。可以发现，在经济发达地区，保费收入、保险深度和保险密度对新质生产力的回归系数更大，分别为 0.023、0.029 和 0.015，在 1% 的水平上显著。说明相比欠发达地区，保险发展对新质生产力的提升作用在发达地区更为显著。出现这一现象的原因可能是由于经济发达地区往往具有良好的产业基础和人才优势，也更容易获得更多的政策支持，从而更有利于发展新质生产力，提高保险对新质生产力的提升作用。

表 11：经济发展异质性

	(1)欠发达	(2)发达	(3) 欠发达	(4)发达	(5) 欠发达	(6)发达
	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1	NQ1
lnins_inc	0.002*	0.023***				
	(1.88)	(24.72)				
lnins_pen			0.000	0.029***		
			(0.27)	(19.21)		
lnins_den					0.001**	0.015***
					(2.36)	(18.45)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	0.134***	-0.007	0.125***	-0.049***	0.133***	0.016
	(10.59)	(-0.43)	(10.69)	(-3.07)	(10.94)	(0.99)
N	1600.000	3460.000	1600.000	3460.000	1600.000	3460.000
r2_a	0.492	0.721	0.491	0.702	0.493	0.700

2. 到省会城市距离的异质性

我们认为到省会城市距离，也会影响保险发展对新质生产力的提升作用。省会城市意味着拥有更多的资源、政策和人才，不仅是该省的经济中心、资源配置中心、政策制定和扶持中心，还是创新中心，具有强大的辐射作用，带动周边城市发展。因此，相对而言，省会城市的保险发展亦较为完善，并对周边城市产生

空间溢出效应（胡宏兵等，2024）。所以，各城市到省会城市的距离也会影响该城市的保险发展。因此，本文根据到省会城市距离的均值，将样本分为短距离样本和长距离样本，回归结果见表 11。表（1）、（3）、（5）分别报告了短距离样本中，保费收入、保险深度和保险密度对新质生产力的回归估计，表（2）、（4）、（6）分别报告了长距离样本中，保费收入、保险深度和保险密度对新质生产力的回归估计。可以发现，在短距离样本中，保险发展对新质生产力的影响系数越大。表示距离越近，保险发展对新质生产力的影响效应越显著。

表 12：距离异质性

	(1)短距离 NQ1	(2)长距离 NQ1	(3) 短距离 NQ1	(4) 长距离 NQ1	(5) 短距离 NQ1	(6) 长距离 NQ1
lnins_inc	0.025*** (20.27)	0.014*** (14.40)				
lnins_pen			0.033*** (15.54)	0.013*** (9.09)		
lnins_den					0.010*** (10.33)	0.009*** (12.11)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	0.098*** (5.33)	0.116*** (9.98)	-0.007 (-0.38)	0.050*** (4.44)	0.073*** (3.69)	0.116*** (9.64)
N	2220.000	2840.000	2220.000	2840.000	2220.000	2840.000
r2_a	0.757	0.747	0.739	0.735	0.723	0.741

3.地区异质性

由于中东西部地区经济、文化、资源、风俗等都存在差异，保险发展水平也存在明显差异，保险对新质生产力的影响亦可能存在地区差异。基于此，本文将样本划分为东部和中西部地区并进行回归，回归结果如表 12 所示。可以发现保险发展在中部地区和中西部地区均显著促进了新质生产力的提升，但在东部地区保险对新质生产力的提升作用最大。这可能是由于东部地区基础设施建设相对完善，经济发展、金融发展水平相对较高，也有利于进一步规范保险市场，保险的损失补偿、资金融通和社会管理职能得到了充分的发挥。而且东部地区主要开展资本密集型、技术密集型产业，更依赖保险的经济补偿和资金融通功能，从而在新质生产力提升方面发挥了更大的作用。

表 13：地区异质性

	(1)东部 NQ1	(2)中西部 NQ1	(3) 东部 NQ1	(4) 中西部 NQ1	(5) 东部 NQ1	(6) 中西部 NQ1
lnins_inc	0.020*** (13.03)	0.016*** (18.89)				
lnins_pen			0.028*** (11.42)	0.012*** (9.34)		
lnins_den					0.010*** (8.95)	0.008*** (12.02)

控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1900.000	3160.000	1900.000	3160.000	1900.000	3160.000
r2_a	0.770	0.755	0.766	0.734	0.760	0.738

4.城市异质性

由于中东西部地区经济、文化、资源、风俗等都存在差异，保险发展水平也存在明显差异，保险对新质生产力的影响亦可能存在地区差异。基于此，本文将样本划分为东部和中西部地区并进行回归，回归结果如表 14 所示。可以发现保险发展在中部地区和中西部地区均显著促进了新质生产力的提升，但在东部地区保险对新质生产力的提升作用最大。这可能是由于东部地区基础设施建设相对完善，经济发展、金融发展水平相对较高，也有利于进一步规范保险市场，保险的损失补偿、资金融通和社会管理职能得到了充分的发挥。而且东部地区主要开展资本密集型、技术密集型产业，更依赖保险的经济补偿和资金融通功能，从而在新质生产力提升方面发挥了更大的作用。

表 14：城市异质性

	(1)一线 NQ1	(2)非一线 NQ1	(3) 一线 NQ1	(4) 非一线 NQ1	(5) 一线 NQ1	(6) 非一线 NQ1
lnins_inc	0.032*** (7.33)	0.016*** (22.34)				
lnins_pen			0.083*** (9.06)	0.016*** (14.38)		
lnins_den					0.029*** (7.61)	0.008*** (15.93)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	0.862	0.781	0.872	0.768	0.863	0.770
r2_a	300.000	4760.000	300.000	4760.000	300.000	4760.000

六、作用机制分析

前文结果充分显示了保险发展水平的提高，有助于促进新质生产力提升。证明了研究假设一的合理性。接下来，本文将进一步讨论保险发展赋能新质生产力提升的作用机制。

(一) 推动产业结构升级

参考干春晖等（2011）的研究，测算产业结构高级化指数（ADV）和产业结构合理化指数（RIS）来衡量产业结构升级，结果见表 13。表（1）-（3）分别报告了保费收入、保险密度和保险深度对产业结构高级化指数的估计结果，表（4）-（6）分别报告了保费收入、保险密度和保险深度对产业结构合理化指数的估计结果。可以发现，保险发展指标对产业结构高级化指数、产业结构合理化指数均在 1%的水平上显著为正，说明保险发展确实可以推动产业结构升级，提高产业结构高级化、合理化水平。而且保险发展对产业结构高级化指数的估计系数更大，

更有利于推动产业结构高级化水平。

表 15: 作用机制检验——产业结构升级

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ADV	ADV	ADV	RIS	RIS	RIS
lnins_inc	0.198*** (14.27)			0.041*** (12.59)		
lnins_den		0.107*** (10.56)			0.021*** (8.84)	
lnins_pen			0.372*** (18.22)			0.064*** (13.27)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	1.535*** (8.26)	1.390*** (7.32)	0.392** (2.25)	1.590*** (36.47)	1.553*** (34.90)	1.364*** (32.93)
r2	0.459	0.449	0.473	0.682	0.677	0.683
N	4900.000	4900.000	4900.000	4900.000	4900.000	4900.000

(二) 提高资源配置效率

本文参考相关文献（陈永伟和胡伟民，2011；李言和樊学瑞；2020），测算了资本价格扭曲系数和劳动价格扭曲系数，系数绝对值越高，说明资源配置效率越低。具体回归结果见表 14。可以发现保险发展指标与资本价格扭曲系数显著负相关，而对劳动价格扭曲系数的影响并不显著。因此保险发展发挥资源配置作用主要体现在资本要素方面。这其中的原因可能是：一是本文研究侧重于保险发展对资源配置效率的当期影响，而保险发展对劳动力的影响当期效应并不明显，可能存在滞后效应。二是我国的商业保险目前并没有强制要求企业购买，对劳动力供需的影响并没有直接关系，因此无法像社会保险一样有助于提高劳动力供给。三是保险发展缓减资本价格扭曲可能是因为保险资金运用的作用。保险业积极响应国家政策，运用长期稳定的保险资金投资于周期长效益高的项目，如绿色投资等。还发挥了机构投资者的引导作用，优化资金配置，从而缓减资本价格扭曲，提高资本配置效率。

表 16: 作用机制检验——增加致富机会

	资本价格扭曲			劳动价格扭曲		
	abstauk	abstauk	abstauk	abstaul	abstaul	abstaul
lnins_inc	-0.262*** (-3.42)			-0.038 (-0.04)		
lnins_den		-0.123** (-2.22)			-0.009 (-0.01)	
lnins_pen			-0.282** (2.48)			-0.255 (-0.18)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	2.286**	2.598**	3.183***	-10.969	-10.866	-10.603

	(2.23)	(2.50)	(3.26)	(-0.88)	(-0.86)	(-0.89)
r2	0.056	0.055	0.055	0.001	0.001	0.001
N	4900.000	4900.000	4900.000	4900.000	4900.000	4900.000

(三) 提高城市创新水平

由于《中国城市和产业创新力报告 2017》仅报告了 2001-2016 年的地级市的城市创新指数，基于数据可得性，这部分研究采用 2003-2016 年 253 个地级市的面板数据，以城市创新指数作为城市创新水平的代理变量。如表 15 所示，模型(1) - (3) 报告了保费收入、保险密度和保险深度对城市创新指数的影响，可以发现保险发展指标对城市创新指标显著正相关，说明保险发展显著提高了城市创新水平。进一步地，我们还检验了保险发展对城市创新指数的滞后效应。将保险发展滞后三期作为解释变量，回归结果见表(4) - (6)。可以发现保险发展对城市创新指数的提升作用具有滞后效应。从长期来看，保险发展持续提高城市创新水平，并随着滞后期的增加，其创新效应显著提升。

表 17: 作用机制检验——增加致富机会

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lninn	lninn	lninn	lninn	lninn	lninn
lnins_inc	0.431*** (23.24)					
lnins_den		0.203*** (14.73)				
lnins_pen			0.180*** (4.45)			
Lins				0.462*** (23.76)		
Lpen					0.205*** (13.12)	
Lden						0.192*** (13.44)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
_cons	-3.916*** (-15.87)	-2.264*** (-9.47)	-1.478*** (-6.16)	-3.769*** (-10.05)	-1.815*** (-4.44)	-2.293*** (-5.83)
r2	0.674	0.643	0.621	0.679	0.605	0.633

七、结论与建议

作为国民经济的血脉，保险业在加快提升新质生产力方面责无旁贷。本文在梳理保险赋能新质生产力发展的机理后，基于 2003-2022 年 253 个地级市面板数据，利用熵值法测算了城市层面的新质生产力水平，采用固定效应模型研究保险发展对新质生产力的影响效应与作用机制。研究结果如下：第一，保险发展显著提高了新质生产力水平，该结论在经过一系列的稳健性检验和内生性讨论后依然成立。第二，异质性分析显示在经济发达、到省会城市距离更近、东部地区的城市样本中，保险发展对新质生产力水平的提升作用更为显著。第三，作用机制分

析表明，推动产业结构升级、提高资源配置效率和提高城市创新水平是保险提升新质生产力水平的作用机制。为此，本文提出如下政策建议：

科技生产力作为新质生产力的基础驱动力，离不开保险的全方位保障。一要健全涵盖科技企业全生命周期的保险产品体系。加快科技保险产品创新，如研发失败保险、技术转移保险等，以减轻科技企业在创新过程中的风险压力。二要加强保险公司与科技企业的沟通合作。建立信息共享机制，可以更好地覆盖科技企业的特殊保险需求，还可以提高风险评估和保险理赔的效率。三要提升保险公司对科技企业的投资支持力度。保险公司可以通过设立科技创新投资基金，重点支持战略性新兴产业、先进制造业、新型基础设施以及专精特新等科创领域企业，推动科技成果的转化和应用；还可以探索保险资金与资本市场、政府资金的联动机制，形成多元化的科技创新投融资体系。四要加强科技保险的风险管理能力。保险公司可以利用大数据、人工智能等现代科技手段，提升科技风险的识别和评估能力，还可以加强对科技创新项目的跟踪和监测，及时发现和应对潜在风险，确保科技保险的稳健运行。

绿色生产力是新质生产力中注重环境保护、资源节约和低碳发展的部分，是推动经济社会可持续发展的重要力量，保险业在推动绿色发展方面大有可为。一要促进农业发展，提高生态保护。通过积极发展农牧业灾害商业保险、气候商业保险等，提升农牧业应对气候变化的韧性，延伸绿色保险在“三农领域”的作用，加强生态环境保护。二要加强能源领域的应保尽保。创新并推广与绿色低碳、可再生资源、节能降耗企业经营相关的商业保险产品和服务，大力研发环责险、环保技术装备商业保险、产品质量责任保险等，减少环境污染，大力支持新型电力系统建设，为新能源汽车提供综合性商业保险服务，极大地促进能源产业的发展。三要积极参与绿色产业投资，推进保险资金绿色运用。鼓励保险资金以绿色发展基金、债权、股权等多种模式参与绿色产业发展，发挥机构投资者的作用，引导社会资金向绿色低碳产业配置，助推美丽中国建设和“双碳”目标的实现。四是加快实施绿色企业 ESG 保险计划。鼓励保险业实施绿色企业 ESG 保险计划，通过为绿色企业提供一揽子综合性保险保障，为其提供更加全面的风险管理服务。同时，保险公司还应加强与政府、行业协会等机构的合作，共同推动绿色企业 ESG 保险计划的实施和推广。

数字生产力是新质生产力的核心驱动力，发展数字生产力亟需保险助力。一要加强网络安全风险管理，大力推广网络安全保险。可以鼓励保险公司开发覆盖数据泄露、网络攻击、系统瘫痪等风险的网络安全保险产品。二要创新数字资产保险，保护数字资产。可以开发数据丢失险、知识产权侵权险等，为企业和数据恢复、法律诉讼等全方位保障。同时，保险公司还可以与专业的数据安全机构合作，共同为企业和风险提供评估、安全咨询等增值服务，帮助企业建立完善的数字资产保护体系。三要加强数字经济领域保险市场的监管与政策支持。政府监管部门应加强对数字经济领域保险市场的监管，制定和完善相关法规和政策，为保险助力数字经济发展提供有力保障。同时，政府还可以出台一系列激励政策，如税收减免、财政补贴等，鼓励保险公司积极创新数字经济领域的保险产品与服务。

人才是生产力的第一资源，是新质生产力发展的基石。保险业助力提升人才生产力至关重要。一要积极推行教育保险计划，确保子女都能接受高质量教育，提升整体受教育水平。二要加强职业发展与培训保险，提供资金支持，以鼓励员

工不断提升自身技能和知识水平,增强个人竞争力。三要完善健康保险体系。健康是人才生产力的基础,保险公司应进一步完善健康保险体系,为人民提供全面的健康保障。通过扩大保险覆盖范围、提高赔付标准、优化理赔流程等措施,确保人民在患病或受伤时能够得到及时有效的治疗和经济补偿。四要完善人才流动与交流的保险服务。为促进人才在不同地区、不同行业之间的流动与交流,保险公司可以开发相关的保险服务,如为跨国企业员工提供国际医疗保险和意外伤害保险,以降低他们在海外工作期间的风险和担忧。通过这些保险服务,促进人才的自由流动和资源共享,为不同领域和行业输送新鲜血液和创新思维。

参考文献

- [1] 林毅夫,付才辉,任晓猛.金融创新如何推动高质量发展:新结构经济学的视角[J].金融论坛,2019,24(11):3-13.
- [2] 魏崇辉.新质生产力的基本意涵、历史演进与实践路径[J].理论与改革,2023,(06):25-38.
- [3] 洪银兴.新质生产力及其培育和发展[J].社会科学文摘,2024,(05):81-83.
- [4] 周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023,(10):1-13.
- [5] 沈坤荣,金童谣,赵倩.以新质生产力赋能高质量发展[J].南京社会科学,2024,(01):37-42.
- [6] 孙亚男,刘燕伟,傅念豪,等.中国新质生产力的增长模式、区域差异与协调发展[J/OL].财经研究,1-17[2024-07-12].
- [7] 戴翔.以发展新质生产力推动高质量发展[J].天津社会科学,2023,(06):103-110.
- [8] 徐政,郑霖豪,程梦瑶.新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想[J].当代经济研究,2023,(11):51-58.
- [9] 文丰安,肖华健.新质生产力推动经济社会高质量发展探析[J].烟台大学学报(哲学社会科学版),2024,37(02):13-23.
- [10] 武峥.新质生产力赋能中国式现代化:理论逻辑、动力机制与未来路径[J].新疆社会科学,2024,(02):20-28+148.
- [11] 邓玲.习近平新质生产力重要论述的理论内蕴及时代意义[J].学术探索,2024,(05):1-8.
- [12] 孟捷,韩文龙.新质生产力论:一个历史唯物主义的阐释[J].经济研究,2024,59(03):29-33.
- [13] 黄群慧,盛方富.新质生产力系统:要素特质、结构承载与功能取向[J].社会科学文摘,2024,(05):88-90.
- [14] 张沥幻,张金昌.新质生产力的影响因素与作用机制研究——基于企业全要素生产率视角[J/OL].国土资源科技管理,1-14[2024-07-12].
- [15] 胡兆廉,刘明洋.新质生产力、城市韧性与全要素生产率提升——基于国家创新型城市试点政策的研究[J].重庆社会科学,2024,(05):23-38.
- [16] 王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024,37(01):31-47.
- [17] 朱富显,李瑞雪,徐晓莉,等.中国新质生产力指标构建与时空演进[J].工业技术经济,2024,43(03):44-53.

- [18] 卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(03):1-17.
- [19] 曹东勃,蔡煜.新质生产力指标体系构建研究[J].教学与研究,2024,(04):50-62.
- [20] 王宝慧.农村劳动力流动对新质生产力的影响研究[J].当代农村财经,2024,(06):2-6.
- [21] 宋振江,冷明妮,周波,等.中国农业新质生产力:评价体系构建、动态演进及政策启示[J/OL].农林经济管理学报,1-14[2024-07-12].
- [22] 曹清峰,陈瑞雪,马宁.中国城市工业新质生产力测算与区域差异研究[J].岭南学刊,2024,(03):98-113.
- [23] 祝志勇,杨凤梅,李维莉.新质生产力三维创新生态系统及水平测度分析[J].云南财经大学学报,2024,40(06):1-14.
- [24] 陈仁兴,陈钊.社会政策助推新质生产力:内在逻辑、现实挑战与实践路径[J].社会科学战线,2024,(06):254-262.
- [25] 李学彦,洪祥麟.结构性货币政策与新质生产力:理论、机制和建议[J/OL].中国矿业大学学报(社会科学版),1-16[2024-07-12].
- [26] 李晓华.构建适应新质生产力发展的产业政策体系[J].人民论坛·学术前沿,2024,(09):35-42.
- [27] 沈梓鑫,江飞涛.新命题下的中国产业政策:主线演变与转型路径[J].探索与争鸣,2024,(03):99-110+179.
- [28] 张新宁,蔡薛文.新质生产力驱动高质量发展的动力机制探析[J].上海经济研究,2024,(06):5-19.
- [29] 朱宝清,高岭.新质生产力的思想史探源[J].当代经济研究,2024,(07):16-31.
- [30] 刘帅,杜文字.新质生产力助推能源结构低碳转型研究[J/OL].中国矿业大学学报(社会科学版),1-17[2024-07-13].
- [31] 卢江,郭子昂.市域新质生产力:水平测度、时空演化与影响因素——基于2012—2021年全国277个城市面板数据的研究[J/OL].社会科学辑刊,1-10[2024-07-12].
- [32] 刘伟,刘志清,王擎,等.加快建设金融强国助推新质生产力发展(上)[J].金融监管研究,2024,(06):1-21.
- [33] 何青,胡通,梁柏林.金融服务新质生产力发展:历史经验与中国启示[J/OL].当代财经,2024,(07):59-70[2024-07-13].
- [34] 金鑫,孙群力,金荣学.数字化转型、新质生产力与企业创新绩效[J/OL].海南大学学报(人文社会科学版),1-11[2024-07-13].
- [35] 林建华,鞠智超.数字普惠金融赋能城乡共同富裕的影响与机制研究——基于新质生产力视角[J/OL].云南民族大学学报(哲学社会科学版),1-14[2024-07-13].
- [36] 张夏恒.数字经济加速新质生产力生成的内在逻辑与实现路径[J].西南大学学报(社会科学版),2024,50(03):1-14.
- [37] 焦勇,齐梅霞.数字经济赋能新质生产力发展[J].经济与管理评论,2024,40(03):17-30.
- [38] 吴文生,荣义,吴华清.数字经济赋能新质生产力发展——基于长三角城市群的研究[J].金融与经济,2024,(04):15-27.
- [39] 林春,葛辛荻,孙英杰.商业银行数字化转型与新质生产力提升[J/OL].财经理论与实践,1-8[2024-07-13].

- [40] 张慧智,李犀尧.数字化转型对企业新质生产力的影响[J].工业技术经济,2024,43(06):12-19.
- [41] 谭志雄,穆思颖,韩经纬,等.新质生产力推动全球价值链攀升:理论逻辑与现实路径[J/OL].重庆大学学报(社会科学版),1-12[2024-07-13].
- [42] 冯爱青,岳溪柳,巢清尘,等.中国气候变化风险与碳达峰、碳中和目标下的绿色保险应对[J].环境保护,2021,49(08):20-24..
- [43] 许正中,马德隆.海洋新基建“三网四化”培育发展评价研究[J].上海经济研究,2024,(04):91-103.
- [44] 李逸飞,李金,肖人瑞.社会保险缴费征管与企业人力资本结构升级[J].经济研究,2023,58(01):158-174.
- [45] 马海涛,田影.社会保险缴费负担对企业人力资本结构的影响研究[J].财政科学,2022,(01):16-31.DOI:10.19477/j.cnki.10-1368/f.2022.01.001.
- [46] 刘子兰,李彩伶.现收现付制养老金计划对人力资本积累的影响——基于OECD国家的实证研究[J].社会保障研究,2021,(03):28-38.
- [47] 曾鹏,覃意晗,周联超.中国城市新质生产力水平的测算及时空格局[J].地理科学进展,2024,43(06):1102-1117.
- [48] 李正图,朱秋.正确认识 and 科学掌握新质生产力理论[J].浙江学刊,2024,(04):29-42.
- [49] 郎元柯,范柏乃,黄素勤.数字经济对新质生产力的作用路径及政策效应——基于产业生态的视角[J/OL].社会科学家,1-11[2024-07-13].
- [50] 任宇新,吴艳,伍喆.金融集聚、产学研合作与新质生产力[J].财经理论与实践,2024,45(03):27-34.
- [51] 张夏恒,冯晓宇.论新质生产力发展:数据要素赋能的整体架构及推进举措[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2024,26(03):120-130.
- [52] 任保平,豆渊博.数据、算力和算法结合反映新质生产力的数字化发展水准[J].浙江工商大学学报,2024,(03):91-100.
- [53] 宋加山,涂瀚匀,赵锐程.数字化转型如何促进企业创新效率提升——来自金融资产配置视角的再审视[J/OL].科技进步与对策,1-10[2024-07-13].
- [54] 赵玲,黄昊.企业数字化转型、高管信息技术特长与创新效率[J].云南财经大学学报,2023,39(07):86-110.
- [55] 李飞,李嘉豪,蓝心悦.数字普惠金融对产业结构优化升级影响研究——基于不同业务体系视角的分析[J].价格理论与实践,2024,(03):156-162.
- [56] 黄秀女,陈昱晖.社保征缴机构改革与制造业结构升级——基于省级面板数据的实证研究[J].社会保障研究,2022,(01):69-78.
- [57] 郑军,赵维娜.农业保险对中国绿色农业生产的影响——基于农业技术进步的中介效应[J].资源科学,2023,45(12):2414-2432.
- [58] 陈建学,陈盛伟,牛浩.农业保险发展对农业碳排放的影响机制研究——基于行为改变视角的中介效应分析[J].世界农业,2023,(05):91-103.
- [59] 郑军,李雨薇.农业保险、劳动力资源配置与绿色经济效率[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(04):69-81.
- [60] 王江寒,钟海燕.环境污染强制责任保险政策与企业环保投资——基于双重差分模型的经验证据[J].南方金融,2023,(08):56-72.

- [61] 朱文佩,林义.养老金融创新与个人养老金制度优化研究[J].云南财经大学学报,2024,40(05):35-52.
- [62] 张茂聪,薛翔宇,范晓婷,等.我国教育投入产出对收入差距影响的实证研究[J].经济与管理评论,2024,40(02):136-149.
- [63] 胡宏兵,朱涛.商业保险促进共同富裕提升:机制与效应[J].保险研究,2023,(11):3-20.
- [64] 许红梅,张天华,林小珠.社会保险缴费调整、企业资源配置效率与宏观经济效应[J].长沙理工大学学报(社会科学版),2024,39(01):71-84.
- [65] 何子冕,江华,李雅楠.养老保险实际缴费率与企业创新——基于非线性关系的研究[J].劳动经济研究,2020,8(04):95-120.
- [66] 杨芳,张和平,孙晴晴,等.内部控制对企业新质生产力的影响[J/OL].重庆理工大学学报(社会科学),1-19[2024-07-13].
- [67] 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二元创新[J].会计之友,2024,(12):65-73.
- [68] 方军雄,秦璇.高管履职风险缓释与企业创新决策的改善——基于董事高管责任保险制度的发现[J].保险研究,2018,(11):54-70.
- [69] [1]毛慧,胡蓉,周力,等.农业保险、信贷与农户绿色农业技术采用行为——基于植棉农户的实证分析[J].农业技术经济,2022,(11):95-111.
- [70] Gunnsteinsson S. Experimental identification of asymmetric information: Evidence on crop insurance in the Philippines[J]. Journal of Development Economics, 2020, 144: 102414.
- [71] 谢玉梅,邬一羽,范旺达.基于农民专业合作社担保的小额信贷运行机制分析[J].财经论丛,2015,(06):41-48.
- [72] 王正文,段紫霞.全面风险管理与股价崩盘风险:基于信息传递和信号效应双重视角的实证分析[J].保险研究,2023,(10):112-127.
- [73] 陈华,杜霞,王丽珍.全面风险管理对企业经营效率的影响——基于45家寿险公司的实证研究[J].保险研究,2019,(02):3-15.
- [74] 赵鹏,朱叶楠,赵丽.国家级大数据综合试验区与新质生产力——基于230个城市的经验证据[J/OL].重庆大学学报(社会科学版),1-17[2024-07-13].
- [75] 曾晨,李跃华.系统哲学视域下新质生产力的构成要素与生成进路[J/OL].党政研究,1-15[2024-07-13].
- [76] 凤兰,包双宝,李晓林.保险业增长对经济增长的作用:一个文献综述[J].现代管理科学,2011,(12):12-14.
- [77] 赵尚梅,李勇,庞玉锋.保险业对经济增长贡献的理论模型与实证检验[J].保险研究,2009,(01):51-56.
- [78] 张宗军,李浩斐,石响.工业化、城镇化与国内财产保险发展充分性——理论逻辑与实证检验[J].兰州财经大学学报,2020,36(04):30-42.
- [79] 吴洪,赵桂芹.保险发展、金融协同和经济增长——基于省级面板数据的研究[J].经济科学,2010,(03):61-72.
- [80] 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(05):4-16+31.

- [81] 陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[C]//经济学(季刊)第10卷第4期.北京大学光华管理学院;台湾政治大学财政系,2011:22.
- [82] 张苏,朱媛.人口老龄化、数字化转型与新质生产力发展[J].北京工商大学学报(社会科学版),2024,39(03):28-39.
- [83] 罗爽,肖韵.数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展:理论机制与实证检验[J].新疆社会科学,2024,(02):29-40+148.
- 曾鹏,覃意晗,周联超.中国城市新质生产力水平的测算及时空格局[J].地理科学进展,2024,43(06):1102-1117.

医保渐进式整合对农村多维相对贫困的影响研究

——基于多期 DID 的准自然实验

刘妍、徐杰凯¹

摘要：

基本医疗保险制度对于增进民生福祉、提高人民生活品质起到重要作用。本文运用 2015 年、2017 年和 2019 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据, 构建多期 DID 模型, 实证分析城乡居民医保整合政策实施对农村多维相对贫困的影响。研究结果表明, 城乡居民医保整合可以显著降低农村多维相对贫困发生率, 通过平行趋势检验、安慰剂检验和稳健性检验, 结论依然成立。异质性分析表明, 医保整合对健康和生活水平维度上的相对贫困缓解作用更大; 对低收入、健康状况较差的群体减贫效应更为显著。进一步机制分析表明, 城乡居民医保整合可以通过改善居民健康状况、提高劳动参与度和减少自付医疗费用三条路径实现减贫效应。鉴于此, 建议完善农村地区的新型贫困识别体系, 优化医保政策设计, 增强医保管理服务和提高居民的内在脱贫能力。研究结论有望为基本医疗保险缓解多维相对贫困, 以及医保制度改革相关顶层设计提供理论基础和实践思路。

关键词：医保渐进式整合, 农村居民, 多维相对贫困, 多期 DID

一、引言

2021 年, 在党中央领导下, 我国取得脱贫攻坚战的全面胜利, 历史性解决绝对贫困问题, 提前 10 年完成联合国 2030 年可持续发展议程提出的“消除极端贫困”目标, 为世界反贫事业做出突出贡献。在消除绝对贫困问题后, 我国进入“后扶贫时代”, 这也标志着扶贫事业进入新阶段, 需要在巩固拓展脱贫攻坚成果的基础上, 考虑经济层面之外的教育、健康等多维度贫困问题, 将未来扶贫重心转移到多维相对贫困治理上, 这是确保我国于 2035 年基本实现社会主义现代化, 推动共同富裕的重要基础。

中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。党的二十大报告提出, 坚持把实现人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点。社会保障体系是人民生活的安全网和社会运行的稳定器。自党的十八大以来, 我国逐步建成世界

¹ 刘妍, 南京审计大学金融学院教授。徐杰凯, 南京审计大学金融学院硕士研究生。

上规模最大的社会保障体系，基本医疗保险参保率稳定在95%以上。2016年，国务院印发《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》（以下简称《意见》），要求将城镇居民基本医疗保险（以下简称“城镇居民医保”）和新型农村合作医疗保险（以下简称“新农合”）整合，建立统一的城乡居民基本医疗保险（以下简称“城乡居民医保”）。《意见》就城乡居民医保整合明确提出“六统一”的要求，以提高基本医疗保险制度的公平性，更好地使参保人享受平等的权利、更加有效地配置医疗资源、增强医疗保险基金抵抗风险的能力。

根据国家医疗保障局最新统计数据显示，我国城乡居民医保整合工作已取得显著成效。截至2023年底，全国31个省份均已完成城乡居民基本医疗保险制度的整合规划，并且大部分地区实现了城乡医保的统一管理。这标志着城乡居民医保整合在全国范围内得到了广泛实施与推进。在参保人数方面，2023年城乡居民医保的参保人数达到9.629亿人，实际净增约400万人，这一增长表明医保覆盖范围进一步扩大。在待遇享受方面，2023年内共有26.1亿人次享受到了城乡居民医保提供的服务，较上一年度增长21.1%，说明医保制度在提升医疗服务覆盖面和质量方面的积极作用。

实践表明，城乡居民医保整合在消除农村地区绝对贫困过程中扮演着至关重要的角色。随着我国经济水平的持续提升和社会发展的不断加速，贫困问题已不仅仅是单一的经济现象（谷树忠，2016），而是一个包含了教育、健康等众多非经济因素在内的复杂社会现象。因此，从多维视角审视贫困问题成为我国未来扶贫工作的重点（李小云和许汉泽，2018）。尽管城乡居民医保在减少经济贫困方面取得了显著成效，但其在缓解非经济因素贫困方面的效果，需要进行实证检验。与传统新农合相比，整合后的城乡居民医保对多维相对贫困是否具有更大的缓解作用？如有，作用机制是什么？为深入探讨上述问题，本文基于2015年、2017年和2019年中国家庭金融调查（CHFS）的微观数据，运用多期DID模型进行实证研究，旨在揭示城乡居民医保整合在缓解多维相对贫困方面的作用机制，为优化我国医保制度、缓解多维相对贫困问题，并助力推进共同富裕目标提供参

二、文献综述

（一）多维贫困与基本医疗保险反贫

长期以来，经济状况一直是衡量贫困的主要标准。然而，随着Sen（1976）的可行能力理论的提出，学术界对贫困问题的研究逐渐转向多维视角（王小林和Alkire，2009）。贫困不仅体现在经济层面上的收入不足，导致基本生活需求难以满足，还体现在其他非经济层面上的缺失，即个体缺乏获取教育、健康等基本服务的能力（王小林，2012；刘硕明，2020）。2020年后，我国步入了缓解相对贫困的新阶段，单一的经济指标已不足以全面反映贫困的复杂性，因此，必须采用多维相对贫困标准来指导和实施扶贫政策（高强和孔祥智，2020），以更有效地应对发展的不平衡和不充分问题，继而更加全面地向共同富裕目标迈进。

保险天然蕴含着互惠互利、扶贫济困的价值观念，其可以借助社会保障机制，发挥救助兜底的功能，起到改善收入分配公平、助力社会共同富裕的效果。基本医疗保险制度作为社会保障体系中的关键一环，其在缓解贫困方面的作用不容忽视。自20世纪90年代以来，我国逐步构建了城镇职工基本医疗保险（以下

简称“职工医保”）、新农合和城镇居民医保三种基本医疗保险制度，形成三险分设的局面（仇雨临和吴伟，2016）。基本医疗保险制度的建立，不仅为不同群体提供了基本的医疗保障，也为缓解贫困问题提供了有力支持。在学术界，医疗保险减贫效应的研究一直是学者们关注的焦点。齐良书（2011）利用2003至2006年的微观数据，对新农合的减贫效应进行了深入评估。研究发现，新农合的实施显著降低了农村居民的贫困发生率，为医疗保险在减贫方面提供了有力的支持。李立清和危薇（2013）则运用双重差分法进一步分析新农合对农村居民减贫效果的影响，其研究结果再次确认，参加新农合能显著降低居民的贫困发生率。

2016年，国务院印发《意见》，逐步在全国范围内建立起统一的城乡居民医保制度，这一举措不仅有效打破了医疗保险城乡二元结构长期存在的公平性问题（向运华和曾飘，2020），还使得农村居民可以享受更高的医疗保障水平、获得更高的医疗报销比例（金维刚，2016）。随着城乡居民医保整合的深入实施，其对贫困的影响效应也逐渐成为学术界关注的焦点。周坚等（2019）通过运用双重差分模型，通过比较受政策直接影响的群体与未受影响群体在政策实施前后的差异变化，以衡量该政策的实际效果。研究发现城乡居民医保整合显著降低农村老年人口多维贫困的发生率。郑超等（2022）在此基础上，进一步证实了城乡居民医保整合政策在减少农村居民贫困方面的积极作用。王海平等（2023）则着重探讨农村中老年人口所面临的贫困脆弱性问题，通过实证研究发现城乡居民医保整合不仅直接降低了农村老年人口的贫困发生率，还从根本上增强其抵御经济风险的能力，从而有效缓解了贫困脆弱性。

通过梳理相关文献发现，城乡居民医保整合对于减轻农村地区贫困问题具有显著的积极效应。尽管这一效应已获得学术界的广泛认可，但目前却鲜有学者从多维相对贫困视角出发，深入探讨城乡居民医保整合的减贫效果。鉴于此，本文提出以下研究假设：

H1：城乡居民医保整合可以有效降低农村多维相对贫困发生率。

（二）城乡居民医保整合的减贫机制

城乡居民医保整合过程中遵循“待遇就高不就低、目录就宽不就窄”原则，整合政策的实施，不仅从根本上破解了基本医疗保险领域内长期存在的城乡二元分割难题，还强有力地推动了城乡经济社会的一体化和均衡化发展（仇雨临和张鹏飞，2019）。对于广大农村居民而言，整合政策带来了多重福祉：定点医疗机构数量的显著增加，为患者提供了更加便捷的就医选择；药品报销目录的广泛扩展，确保了更多治疗所需药物能够纳入报销范畴；医疗报销比例的稳步提升，直接提升了农村居民的基本医疗保障水平。

城乡居民医保整合对于改善贫困的具体机制主要包括以下几个方面：一方面，相较于原先的新农合，整合后的城乡居民医保制度提供了更高的报销比例以及更全面的保险覆盖范围。这意味着参保的农村居民在就医时需要自付的费用大幅减少，不仅显著减轻了他们在医疗方面的经济负担，而且有助于防止农村地区贫困现象的发生（高和荣和范绍丰，2024）。另一方面，整合后的城乡居民医保制度不仅覆盖了更多的医疗服务项目，还提供了更高质量的医疗服务水平。这使农村居民更容易获取到必要的医疗服务，极大地激发了居民对医疗服务的利用水平（马超等，2017），使得他们能够更加主动、及时地获得必要的医疗保健服务，改善自身健康状况（常雪等，2018）。

此外，城乡居民医保整合还能帮助家庭维持较高的劳动参与率和工作效率（高树棠和陶玉玲，2024），当家庭成员不再担心高昂的医疗费用时，他们可以更加专注于工作和个人发展，从而提升家庭的整体收入水平，增强其经济稳定性，为家庭的可持续发展打下坚实基础，有效遏制贫困现象的发生和发展。基于以上分析，本文提出以下研究假设：

H2：城乡居民医保整合通过改善健康状况，降低农村多维相对贫困发生率。

H3：城乡居民医保整合通过提高劳动参与，降低农村多维相对贫困发生率。

H4：城乡居民医保整合通过降低自付医疗费用，降低农村多维相对贫困发生率。

与现有研究成果相比，本文的创新之处主要体现在以下三个方面：第一，从多维相对贫困的视角出发，探讨城乡居民医保整合的减贫效应，与以往单维贫困视角的研究形成鲜明对比。第二，采用多期DID模型分析城乡居民医保整合的减贫效应，使研究结论更加精准，对实践更具指导意义。第三，运用两步法探讨城乡居民医保整合的减贫机制，旨在进一步丰富基本医疗保险作用机制的相关理论。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用的微观数据来源于中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）。CHFS 目前最新公布的数据为 2019 年第五轮调查样本，考虑到本研究所涉及的有关变量在 2015、2017 和 2019 年这三期数据中齐全，遂使用这三期的数据构造平衡面板进行回归分析。具体数据处理如下：剔除重庆、天津、广东等于 2016 年前已经进行城乡居民医保整合并实施的省份样本；剔除参加其他类型基本医疗保险的样本，最终仅保留样本共计 7377 个。

（二）模型设定

本文将城乡居民医保整合政策的实施视为一项“准自然实验”，来探讨其对农村地区多维相对贫困的影响。通过对各省人民政府、人力资源和社会保障部发布的相关文件进行分析，本文发现城乡居民医保整合呈现出显著的渐进推行特点，并且实际的整合进度往往滞后于最初的规划目标，具体各省份的医保整合政策实施时间见表 1。

表 1：城乡居民医保整合政策实施情况

各省份及政策实施时间	
2016 年前	天津市、浙江省、山东省、广东省 重庆市、青海省、宁夏回族自治区
2016 年	河北省、上海市、福建省
2017 年	内蒙古自治区、江苏省、江西省、河南省、湖北省、湖南省 广西壮族自治区、四川省、云南省、陕西省、甘肃省

2018 年	北京市、黑龙江省、新疆维吾尔自治区
2019 年	山西省
2020 年	辽宁省、吉林省、安徽省 海南省、贵州省、西藏藏族自治区

鉴于此，传统的 DID 模型可能无法精准衡量整合政策的实际影响，本文借鉴 Hoynes 等（2016）、洪灏琪和宁满秀（2020）的研究方法，采用多期 DID 模型，以有效应对因医保整合政策执行时间差异所带来的问题。模型的具体设定如下：

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 tretat_t \times post_{it} + \beta_2 X_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中， i 表示家庭个体， c 表示家庭所在的省份， t 表示年份 ($i = 1 \dots N, c = 1 \dots M, t = 1 \dots T$)。 $tretat_t$ 表示处理组虚拟变量，若个体 i 属于受到政策冲击的处理组，取值为 1，反之则为控制组，取值为 0。 $post_{it}$ 表示处理期虚拟变量，若个体 i 于 t 期受到政策冲击，取值为 1，反之则取值为 0。为了进一步方便识别，将 (1) 式中的 $tretat_t \times post_{it}$ 替换为个体 i 在第 t 期受到政策冲击的政策虚拟变量 DID_{ict} ，因此，模型可以设定如下：

$$Y_{1ict} = \beta_0 + \beta_1 DID_{ict} + \beta_2 X_{ict} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中， Y_{1ict} 为被解释变量， DID_{ict} 为核心解释变量，即政策虚拟变量，当个体 i 所在的城市 c 在 t 年实施了城乡居民医保整合，则赋值为 1，反之则为 0。 X_{ict} 为其他控制变量， ε_{ict} 为随机误差项。此外，本文还参照何文和申曙光（2021）的做法，同时加入省份固定效应 μ_c 和时间固定效应 λ_t ，来控制每个省份特有的、不随时间变化的因素以及排除特定年份对所有省份地区造成的影响。

（三）变量定义

1.被解释变量

本文探讨医保渐进式整合对多维相对贫困的影响效应，选择“多维相对贫困”作为被解释变量。关于多维相对贫困的测度，借鉴 Alkire 和 Foster (2008) 提出的 A-F 法（双阈值法），通过构建多维相对贫困指数来识别个体是否发生多维相对贫困，具体设定过程如下：

假设使用 m 个指标维度来衡量 n 个个体的多维相对贫困状况， X_{ij} 表示个体 i 在 j 指标维度上的取值 ($i = 1 \dots n, j = 1 \dots m$)。首先，识别个体单维相对贫困状况，即在每个指标维度上设定贫困临界值 Z_j 和指示函数 g_{ij} ，以此来判断个体 i 在 j 指标维度上是否处于贫困状态，具体公式如下：

$$g_{ij} = \begin{cases} 1, & X_{ij} < Z_j \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

当 $X_{ij} < Z_j$ 时 $g_{ij} = 1$ ，表明个体 i 在 j 指标上处于贫困状态；反之， $g_{ij} = 0$ 。

其次，依据权重 W_j ($0 < W_j < 1, \sum_{j=1}^m W_j = 1$) 来计算个体 i 在 m 个指标维度下的加权剥夺总分 $C_i(k)$ ，并通过设定临界值 k ($0 < k < 1$) 来识别个体的多维相对贫困状况，具体公式如下：

$$C_i(k) = \sum_{j=1}^m W_j g_{ij} \quad (4)$$

当 $C_i(k) > k$ 时，表明个体在 k 个维度及以上存在贫困，即个体陷入多维相对贫困；反之，表明个体不处于多维相对贫困。最后，基于前两步结果，得出多维相对贫困发生率 H 、平均剥夺份额 A 以及多维相对贫困指数 MPI ，其中 q 表示发生多维相对贫困的人数，具体计算公式如下：

$$H = \frac{q}{n} \quad (5)$$

$$A = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^n c_i(k) \quad (6)$$

$$MPI = H \times A \quad (7)$$

学术界对于多维相对贫困的维度和指标设定仍未达成统一标准，国际上通常选用联合国开发署公布的全球多维贫困指数，从健康、教育、生活水平 3 个维度来衡量多维相对贫困。我国学者们结合国情，大多选择从经济和非经济两个层面来测量多维相对贫困（王小林和冯贺霞，2020；汪三贵和孙俊娜，2021；董晓林等，2021）。

本文借鉴已有研究，从收入、教育、健康、生活水平和精神 5 个维度来构建多维相对贫困的识别体系。在临界值的选取方面，借鉴解垚（2015）的做法，将临界值 k 设为 0.33，当贫困指数大于临界值 k 时，赋值为 1，表明农村居民处于多维相对贫困状态，反之则赋值为 0。在确定各维度指标的剥夺值时，本文以各维度变量的中位数值作为基准来界定相对剥夺值¹，旨在更准确地反映各个维度上的相对剥夺状况。此外，在权重设置方面，鉴于传统等权重法可能忽视不同维度指标之间的相对差异性，因此，本文采用熵值法²来赋权，以期更准确地反映各个指标在评价体系中的实际权重。关于指标的详细说明见表 2。

表 2：多维相对贫困指标体系

维度	指标	计算说明	特性	权重
收入	人均可支配收入	人均可支配收入低于相对贫困线 ³ 赋值为 1，反之则为 0。	相对	0.111
教育	教育水平	受教育年限低于样本中位数赋值为 1，反之则为 0。	相对	0.164
健康	主观健康状况	自评健康状况低于样本中位数赋值为 1，反之则为 0。	相对	0.142
	客观健康状况	过去一年因病住院赋值 1，反之则为 0。	绝对	0.151
生活水平	耐用消费品	家庭耐用消费品数量低于样本中位数赋值 1，反之则为 0。	相对	0.165
	信息获取	无法使用互联网获取信息赋值 1，反之则为 0。	绝对	0.098
精神	主观幸福感	居民生活幸福感低于样本中位数赋值 1，反之则为 0。	相对	0.170

2. 核心解释变量

核心解释变量为 DID_{ict} ，若个体 i 所在的省份 c 于 t 年实施城乡医保整合，则赋值为 1，反之则赋值为 0。通过这种设置，能够精准识别处理组与控制组，进而深入分析城乡医保整合政策在实施前后，对多维相对贫困所表现出的双重差异。

3. 控制变量

控制变量覆盖个人特征与家庭特征，其中个人特征包括年龄、性别、婚姻状况、教育经历等控制变量，家庭特征包含家庭人口规模、老年人口比例、未成年人口比例等控制变量，关于具体变量说明见表 3。

¹考虑到“客观健康状况”“信息获取”的数据结构难以相对量化，因此本文采用绝对标准进行分析。

²熵值法是一种客观赋权的多指标综合评价方法，能够客观准确地评价研究对象，它依据各维度指标间关联程度或各维度指标里包含的信息量来得到最终的权重。

³本文将 2015 年、2017 年、2019 年我国人均可支配收入中位数的 40%（邢成举和李小云，2019）设为相对贫困线。

表 3: 变量说明

变量类别	变量名称	变量取值
被解释变量	多维相对贫困	处于多维相对贫困状态时赋值为 1, 反之赋值为 0
解释变量	双重差分	城乡居民医保整合赋值为 1, 未整合赋值为 0
	年龄	实际年龄
	性别	男性赋值为 1, 女性赋值为 0
	婚姻状况	已婚/同居赋值为 1, 未婚/分居/离婚/丧偶赋值为 0
	教育经历	没上过学赋值为 0, 九年义务教育赋值为 1, 高中/中专/职高赋值为 2, 大学及以上赋值为 3
	户口类型	非农业户口赋值为 1, 农业户口赋值为 0
	工作情况	有工作赋值为 1, 无工作赋值为 0
控制变量	是否从事工商业	从事工商业赋值为 1, 反之赋值为 0
	家庭人口规模	家庭总人数
	家庭老年人口比例	家庭年龄大于等于 60 岁人口数量/家庭总人数
	家庭未成年人口比例	家庭年龄小于等于 16 岁人口数量/家庭总人数
	家庭人均消费	家庭人均消费支出取对数
	家庭年度食品费用	家庭每年伙食费用支出 (单位: 万元)
	是否拥有养老保险	拥有养老保险赋值为 1, 反之赋值为 0
	是否购买商业保险	购买商业保险 (商业人寿保险、商业健康保险) 赋值为 1, 反之赋值为 0

4. 描述性统计

本文使用 STATA17 软件对数据进行统计整理, 详细统计结果如表 4 所示。本文共统计 7377 个样本, 其中处理组包含 3507 个样本, 控制组则包含 3870 个。此外, 为了排除变量多重共线性的可能性, 本文还进行了变量相关性的 VIF 检验, 其结果显示各变量的 VIF 值均小于 10, 表明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表 4: 变量描述性统计

变量	VIF 值	全样本		处理组		对照组	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
多维相对贫困		0.242	0.428	0.209	0.407	0.272	0.445
双重差分	1.07	0.475	0.499	1	0	0	0
年龄	2.00	56.45	11.56	56.94	11.68	56.01	11.44
性别	1.12	0.884	0.320	0.875	0.331	0.893	0.309
婚姻状况	1.14	0.914	0.280	0.906	0.291	0.921	0.270
教育经历	1.09	1.057	0.498	1.059	0.506	1.055	0.491

户口类型	1.02	0.045	0.206	0.058	0.234	0.032	0.177
工作情况	1.14	0.806	0.395	0.810	0.392	0.802	0.398
是否从事工商业	1.08	0.120	0.325	0.122	0.328	0.118	0.322
家庭人口规模	1.82	3.802	1.772	3.623	1.698	3.963	1.821
家庭老年人口比例	2.07	0.317	0.372	0.345	0.388	0.293	0.356
家庭未成年人口比例	1.50	0.116	0.159	0.118	0.164	0.114	0.154
家庭人均消费	1.41	9.098	0.791	9.273	0.718	8.939	0.821
家庭年度食品费用	1.29	1.199	1.569	1.256	1.131	1.147	1.878
是否拥有养老保险	1.03	0.811	0.392	0.829	0.376	0.794	0.404
是否购买商业保险	1.03	0.063	0.244	0.209	0.407	0.053	0.223
N		7377		3507		3870	

四、实证分析

(一) 基准回归

本文运用多期DID模型来估计城乡居民医保渐进式整合对农村多维相对贫困的影响，考虑到被解释变量“多维相对贫困”为二值虚拟变量，因此选择Probit模型进行回归分析，实证回归结果的边际效应如表5所示。在控制双向固定效应的基础上，依次加入个体特征和家庭特征变量后，核心解释变量的边际效应均在1%的水平上显著为负，表明城乡居民医保整合对农村地区的多维相对贫困有显著的抑制效应，上文假设H1被成功证实。

整合后的城乡居民医保，一方面，通过扩展医疗报销项目和提高医疗报销比例，大幅增强了农村地区的医疗保障水平，有效减轻了农村居民，特别是低收入群体，在医疗支出方面的经济负担。这一点对于防止因病致贫或因病返贫至关重要。另一方面，通过强化对指定医疗机构的管理与监督，提升了农村地区医疗服务的质量及可获得性，增加农村居民医疗服务利用率，进而改善个人健康状况并提升其生活质量，有效地降低了陷入多维相对贫困的风险。因此，城乡居民医保整合在有效缓解农村地区多维相对贫困方面发挥了关键作用，为社会整体发展带来了积极的影响。

表5：基准回归结果

被解释变量：多维相对贫困			
控制变量	Probit		
	[1]	[2]	[3]
双重差分	-0.035*** (-4.72)	-0.036*** (-4.55)	-0.039*** (-4.81)
年龄		0.008*** (11.64)	0.005*** (6.77)

性别		-0.043***	-0.042***
		(-3.85)	(-4.10)
婚姻状况		-0.037*	-0.025
		(-1.84)	(-1.27)
教育经历		-0.187***	-0.178***
		(-12.00)	(-11.84)
户口类型		-0.056*	-0.050
		(-1.76)	(-1.63)
工作情况		-0.069***	-0.074***
		(-4.80)	(-5.12)
是否从事工商业		-0.120***	-0.093***
		(-7.84)	(-6.33)
家庭人口规模			-0.010***
			(-3.28)
家庭老年人口比例			0.076***
			(3.67)
家庭未成年人口比例			0.033
			(0.87)
家庭人均消费			-0.035***
			(-4.44)
家庭年度食品费用			-0.016*
			(-1.90)
是否拥有养老保险			-0.022**
			(-2.48)
是否购买商业保险			-0.083***
			(-4.26)
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	7377	7377	7377

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，括号内为 Z 统计量。下同。

（二）平行趋势检验

在进行政策效果评估时，采用 DID 模型的前提是满足“平行趋势假设”，即处理组和控制组在受到政策冲击前需保持相同的变化趋势。本文参考 Beck 等（2010）学者的方法，运用事件研究法进行平行趋势检验。考虑到城乡居民医保

整合的各省政策实际实施时间存在差异，因此将政策实施前后的时期数¹定义为各期当前时间减去各省政策实际实施时间。此外，为了避免出现多重共线性问题，本文将政策冲击前 1 期设定为基期。

检验结果如图 1 所示，横轴表示按政策实施时间划分的不同时期，纵轴为各时期政策影响的回归系数，虚线代表 95% 的置信区间。图 1 结果显示，在城乡居民医保整合政策实施之前，处理组和控制组的系数估计值均不显著，表明两者在政策实施前不存在显著差异，即样本符合平行趋势假设。城乡医保整合政策在实施当期对农村多维相对贫困的影响不显著，但在第一期时显示出显著的负向抑制效应。在第二期时，城乡居民医保整合仍然展现出显著的负向抑制效应。这表明虽然城乡居民医保整合政策的减贫效应具有一定的滞后性，但其可以产生长期的减贫效应影响。

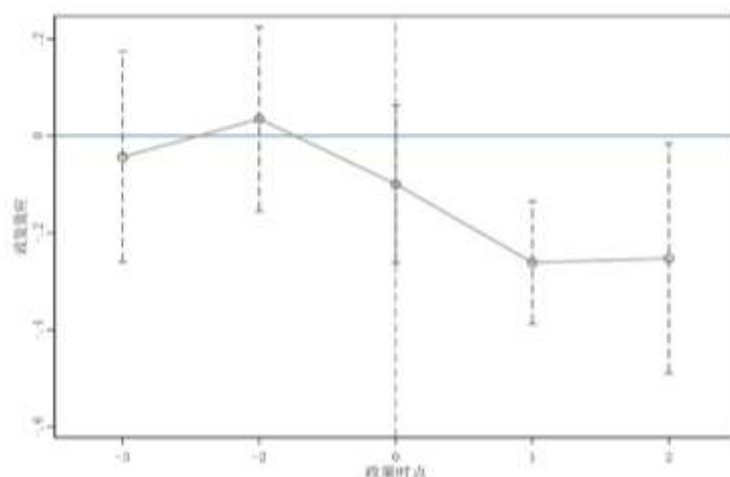


图 1：平行趋势检验

（三）安慰剂检验

为了避免基准回归结果受到不可观测的因素影响，本文参考 Li 等（2016）学者的方法，通过随机选取处理组的方式进行安慰剂检验。具体而言，本文随机抽取 3507 个样本作为虚拟的处理组，其余样本则作为虚拟的控制组，以评估安慰剂在城乡居民医保整合对农村多维相对贫困的影响，将上述过程重复进行 500 次，得到 500 个回归系数及其对应的 p 值。检验结果如图 2 所示，通过绘制这 500 个系数估计值的核密度分布和 p 值分布图可以发现，安慰剂的系数估计值主要集中在 0 值附近，并呈现出正态分布的特征。与实际回归系数估计值相比，这些安慰剂检验的估计值显示出较大的差异，且大部分估计值缺乏统计显著性。这说明研

¹根据本文收集的各省城乡居民医保整合资料以及样本覆盖的年份范围而言，对于处于任一时期的个体，其政策冲击最多出现前 5 期和后 3 期。实际考虑到前第 5 期、前第 4 期和后第 3 期的样本较少，本文将前第 5 期和前第 4 期归并为前第 3 期，将后第 3 期归并为后第 2 期。

究通过安慰剂检验，经过有效排除基准回归结果中的其他干扰因素后，城乡居民医保整合在缓解农村多维相对贫困方面仍具有显著的效果。

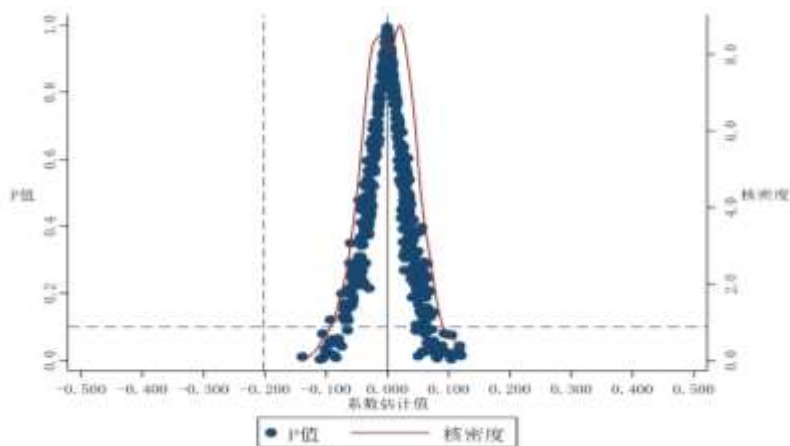


图 2：安慰剂检验

（四）稳健性检验

1. 缩尾处理

为了验证基准回归结果的稳健性，本文采用了 1% 的阈值进行双侧缩尾处理。具体做法是用 99 分位数替代高于 99 分位数的异常值，以此来减少异常值可能对回归结果产生的影响。稳健性检验的结果见表 6 第（1）列。在控制了双向固定效应和其他相关变量之后，核心解释变量的边际效应依然在 1% 的显著性水平上呈现显著的负向关系，这表明在经过双侧缩尾处理后，基准回归结果仍保持高度的稳健性。

2. 等权重法

为进一步确保基准回归结果的稳健性，本文采用等权重法来进行稳健性检验。具体而言，将每个贫困维度的指标赋予相同的权重，并通过设定各维度的剥夺阈值来重新设定被解释变量“多维相对贫困”。随后，基于这一新变量进行回归估计，结果如表 6 第（2）列所示。用等权重法重新界定被解释变量后，核心解释变量的边际效应依旧在 1% 的水平上显著为负，这与基准回归的结果相吻合，从而进一步证实城乡居民医保整合对于减少农村地区的多维相对贫困具有显著效果。

3. 多维相对贫困指数

考虑到上文在界定多维相对贫困时选择的阈值可能带有主观性，为了确保本研究结论的客观性和稳定性，本文采用“多维相对贫困指数”作为被解释变量进行稳健性检验，该指数值越大，表明农村居民所处的多维相对贫困程度越深。检验结果如表 6 第（3）列所示，在以多维相对贫困指数作为被解释变量进行回归分析后，核心解释变量的回归系数仍在 5% 的水平上显著为负，这表明在城乡居民医保整合后，农村居民的多维相对贫困状况得到了有效改善，这进一步证实了基准回归结果的稳健性。

表 6：稳健性检验

被解释变量：	多维相对贫困	多维相对贫困指数
--------	--------	----------

控制变量	Probit		
	[1]	[2]	[3]
双重差分	-0.038*** (-4.81)	-0.045*** (-4.50)	-0.009** (-2.13)
个人特征	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	7377	7377	7377

(五) 异质性分析

上文结果表明，城乡居民医保整合对于减少农村居民的多维相对贫困现象具有显著的积极作用。然而，这种效应可能对不同维度的相对贫困、不同特征的人群存在差异，基于此，本文从贫困维度、个人收入以及健康状况三个角度展开异质性分析，进一步探讨城乡居民医保整合政策实施的不同作用效果，以期提出针对性的政策建议。

1. 不同维度的相对贫困

本文将多维相对贫困指数化分为收入、教育、健康、生活水平和精神五个维度指数，以此来评估城乡居民医保整合对不同维度的相对贫困的影响。表7的回归结果显示，城乡居民医保整合在减轻农村居民不同维度的相对贫困方面存在差异。具体来说，其在改善居民健康和生活水平维度的相对贫困效果最为明显，其次是在缓解收入维度的相对贫困，而对教育和精神维度的相对贫困作用效果则有限。

这是因为城乡居民医保整合主要着眼于提高医疗服务质量和减轻居民医疗负担，因此在抑制健康和生活水平维度的相对贫困方面发挥了显著的作用。然而，医保整合并不能直接增加居民的实际收入，在改善收入维度的相对贫困方面效果有限。对于教育维度的相对贫困问题，由于城乡居民医保整合主要聚焦于医疗保障以及服务的优化，而不能直接增加教育资源的供给，对这一维度的缓解效应也较弱。至于精神维度的相对贫困问题，虽然城乡居民医保整合通过减轻疾病带来的经济负担，对居民的心理健康产生积极影响，但通常城乡居民医保整合并不涵盖专业的心理健康服务，导致其在缓解精神维度的相对贫困上的作用相对较小。

表7：城乡居民医保整合对不同维度的相对贫困的影响

被解释变量：	Probit				
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
收入相对贫困	-0.002** (-2.13)	-0.001** (-2.13)	-0.003** (-2.13)	-0.003** (-2.13)	-0.001** (-2.13)
教育相对贫困	控制	控制	控制	控制	控制
健康相对贫困	控制	控制	控制	控制	控制
生活水平相对贫困	控制	控制	控制	控制	控制
精神相对贫困	控制	控制	控制	控制	控制

省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	7377	7377	7377	7377	7377

2.收入差异

本文将全样本划分为低收入、中等收入和高等收入群体，并以低收入群体作为对照组，通过引入交互项的方式进行异质性分析检验，检验结果如表 8 第（1）列所示。结果显示中等收入与核心解释变量的交互项回归系数在 5%的水平上显示为正，而高等收入与核心解释变量的交互项回归系数却不显著，这表明城乡居民医保整合对于缓解农村地区的多维相对贫困效应存在收入异质性，其中对低收入群体的影响效应更明显。

由于低收入群体的边际效应要远高于其他群体，其原本的医疗保障水平相对较低，因此，城乡居民医保整合政策带来的每一点改善或增加的医疗资源，都能显著提高他们的医疗服务获取能力，减轻经济负担，从而在生活质量 and 健康水平上带来较大的改善。这与高和荣和范绍丰（2024）从贫困脆弱性视角证实“城乡居民医保整合对低收入群体的影响更大”的结论基本一致。

3.健康状况差异

已有研究表明，医疗保险的减贫效果存在健康异质性（刘子宁等，2019）。本文根据家庭人均健康水平，将全样本划分为健康状况良好、一般和较差，并以健康状况良好的样本作为对照组，来考察城乡居民医保整合对多维相对贫困的缓解效应是否存在健康异质性，检验结果如表 8 第（2）列所示。其中健康状况较差与核心解释变量的交互项回归系数在 5%的水平上显示为负，而健康状况一般与核心解释变量的交互项回归系数却不显著，这表明城乡居民医保整合对于缓解农村地区的多维相对贫困效应存在健康异质性，其中对健康状况较差的群体缓解效应更显著。

对于健康状况较差的人而言，城乡居民医保整合意味着他们可以获得更加稳定和全面的医疗服务覆盖，降低了因病致贫的风险（刘妍和徐杰凯，2024）。此外，整合后的医保制度扩大了药品报销目录和服务项目范围，降低个人支付比例，这对于需要长期治疗或频繁就医的患者来说尤为重要，有助于减轻他们的经济负担并提高治疗的可及性和质量。

表 8：异质性分析

被解释变量：多维相对贫困		
Probit		
控制变量	[1]	[2]
双重差分	-0.060*** (-4.62)	-0.007 (-0.39)
中等收入	-0.097*** (-9.17)	
中等收入*双重差分	0.040**	

	(2.50)	
高等收入	-0.299***	
	(-22.17)	
高等收入*双重差分	0.011	
	(0.48)	
健康状况一般		0.154***
		(11.32)
健康状况一般*双重差分		-0.024
		(-1.00)
健康状况较差		0.339***
		(18.59)
健康状况较差*双重差分		-0.043**
		(-2.07)
个人特征	控制	控制
家庭特征	控制	控制
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	7377	7377

五、机制分析

基于上文的理论分析，本文提出城乡居民医保整合可能通过三条主要路径实现减贫效果：一是改善居民的健康状况；二是提高劳动参与度；三是降低自付医疗费用。为了验证这些途径的有效性，本文借鉴江艇（2022）的研究方法，运用两步法进行机制检验分析。首先，在基准回归的基础上，检验核心解释变量是否作用于中介变量。其次，为避免中介变量对被解释变量的因果效应理论论证可能存在不充分的问题，参考李万利等（2023）的做法进一步检验中介变量对被解释变量的影响，从而补充相关性证据支持。

为此，本文定义了三个中介变量：自评健康状况，家庭就业率，以及自付医疗费用。其中，自评健康状况的值越大意味着健康状况越差；相反地，家庭就业率和自付医疗费用的值越大，则分别表示家庭就业率越高和自付医疗费用越高。检验结果如表 9 所示，其中第（1）列回归结果显示，双重差分与自评健康状况显著负相关，表明城乡居民医保整合有助于改善居民的整体健康水平。第（2）列回归结果显示，自评健康状况与多维相对贫困显著正相关，说明居民的健康状况越好，其遭受多维度相对贫困的风险就越低。因此，城乡居民医保整合可以通过改善居民健康状况，有效地减轻了农村居民的多维相对贫困情况，验证了假设 H2。

进一步地，表 9 第（3）列回归结果显示，双重差分与家庭就业率显著正相关，表明城乡居民医保整合有助于提高家庭的劳动参与程度。第（4）列回归结果显示，家庭就业率与多维相对贫困显著负相关，家庭劳动就业率的提升能够显著减少多

维相对贫困的发生概率。上述结果支持了假设 H3，即城乡居民医保整合能通过增加家庭劳动参与度来缓解农村居民的多维相对贫困问题。

最后，表 9 第（5）列回归结果显示，双重差分与自付医疗费用显著负相关，说明城乡居民医保整合有助于减少居民个人负担的医疗费用。第（6）列回归结果显示，自付医疗费用与多维相对贫困显著负相关，说明居民自付费用的减少可以显著降低多维相对贫困的发生。上述结果表明，城乡居民医保整合可以通过减少居民自付医疗费用，从而缓解农村居民的多维相对贫困问题，上文假设 H4 得以证明。

表 9：机制分析

被解释变量：	自评健康状况	多维相对贫困	家庭就业率	多维相对贫困	自付医疗费用	多维相对贫困
	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit
控制变量	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
双重差分	-0.102*** (-2.76)		0.043** (2.15)		-0.095* (-1.83)	
自评健康状况		0.141*** (26.94)				
家庭就业率				-0.092*** (-5.24)		
自付医疗费用						0.013** (2.41)
个人特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	7377	7377	5955	5955	7377	7377

六、结论与建议

（一）结论

本文基于 2015 年、2017 年和 2019 年中国家庭金融调查（CHFS）数据，采用 A-F 法对农村地区的多维相对贫困状态进行度量，进一步地利用多重 DID 模型来探讨城乡居民医保整合对农村地区多维相对贫困的影响，研究得出以下结论：第一，城乡居民医保整合对于降低农村地区的多维相对贫困发生率具有显著效果，实证分析表明，在城乡居民医保整合后，农村居民多维相对贫困发生率降低了 3.9%，该结论在经过平行趋势检验、安慰剂检验以及稳健性检验后依旧成立。第二，异质性分析显示，城乡居民医保整合在缓解健康维度和生活水平维度上的相对贫困具有更加明显的效应。此外，对于低收入群体和健康状况较差的人群而言，城乡居民医保整合政策的减贫效果尤为显著。第三，机制检验表明，城乡居民医保整合通过改善居民的健康状况、提高家庭的劳动参与度和减少居民的自付医疗

费用这三个路径对农村地区的多维相对贫困产生缓解作用。

（二）建议

基于上述研究结论，本文提出以下建议：

第一，完善农村地区的新型贫困识别体系。传统的贫困识别体系仅从收入这一维度来衡量贫困问题，忽略了健康、生活、精神等多维度的贫困问题。农村地区的相对贫困问题相较于城镇而言更加复杂多样，应根据我国经济社会发展水平和各地区的实际情况，构建全新的多维贫困识别体系，以便在推动全体人民共同富裕的背景下，更精准地识别和把握贫困问题的复杂性和多样性。

第二，优化医保政策设计。城乡居民医保整合在很大程度上缓解农村地区低收入、健康弱势群体的多维相对贫困，但其对中等收入、健康状况一般群体的减贫效应仍存在局限性。因此，应进一步完善医保政策设计。其中，在居民参保方面，应依据社会经济发展水平，适当调整中低等收入群体的参保标准，并结合居民自身健康状况给予分类参保财政资助，以减轻其经济负担。在医保待遇方面，应在巩固原先待遇水平的基础上，稳步提升医疗费用报销水平，进一步减少居民的自付医疗费用。扩大基层定点医保覆盖范围，提高基层医疗服务能力，使居民能够在家门口享受到便捷、高效的医疗服务，减少大病小病都往大医院跑的现象，最终降低发生多维相对贫困的风险。

第三，增强医保管理服务。为了提升基本医疗保险的管理效率，应建立健全基本医疗保险的统一信息平台，实现居民基本参保信息、医疗服务记录和费用结算等数据的集中管理和实时更新，并通过分析信息数据，来调整医疗服务布局和资源配置，从而提升服务覆盖和居民的满意度。另外，建议设立有效的监管部门或机构，负责监督和管理医保资金的使用以及医疗服务的质量。通过引入例如数据分析和人工智能支持的决策系统等先进的管理技术和方法，来优化医保资金的使用效率和管理流程，最终确保医疗资源的合理配置和有效利用，促进社会公平，更好地服务于医保减贫的目标。

第四，提高居民的内在脱贫能力。虽然城乡居民医保整合有助于减轻居民的医疗负担，但其本身并不能直接增加居民的实际收入。为了更有效地解决居民面临的多维相对贫困问题，政府和相关部门需要采取多种措施，帮助农村劳动力掌握新技能或提升现有技能水平，以更好地适应市场的变化需求。这将有助于他们获得更多的就业机会，增强家庭的自我脱贫能力，实现真正意义上的脱贫。此外，政府可以通过政策补贴和资助，促进教育资源均衡配置和提升教育质量，同时将非疾病治疗的心理咨询类项目纳入医保覆盖范围，提升居民的心理韧性和社会适应能力，有效缓解医保政策在教育和精神维度上减贫效应相对较弱的情况，最终促进农村地区的可持续发展和居民生活质量的全面提高。

参考文献

- [1] Alkire, Sabina., Foster, James., 2008, Counting and multidimensional poverty measurement. *OPHI Working Paper Series*.
- [2] Beck, Thorsten., Ross Levine, and Alexey Levkov., 2010, Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States. *The journal of finance*65(05): 1637-1667.
- [3] Hoynes, Hilary., Diane Whitmore Schanzenbach, and Douglas Almond., 2016,

- Long-run impacts of childhood access to the safety net. *American Economic Review* 106(04): 903-934.
- [4] Li, P., Lu, Y., and Wang, J., 2016, Does flattening government improve economic performance? Evidence from China. *Journal of development economics* 123(11): 18-37.
- [5] Sen, Amartya., 1976, Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*(02): 219-231.
- [6] 常雪, 苏群, 周春芳, 2018, 城乡医保统筹对居民健康的影响, 中国人口科学 32 (6) : 103-114+128。
- [7] 仇雨临, 吴伟, 2016, 城乡医疗保险制度整合发展: 现状、问题与展望, 东岳论丛 37 (10) : 30-36。
- [8] 仇雨临, 张鹏飞, 2019, 从“全民医保”到“公平医保”: 中国城乡居民医保制度整合的现状评估与路径分析, 河北大学学报(哲学社会科学版) 44 (2): 128-138。
- [9] 董晓林, 吴以蛮, 熊健, 2021, 金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响, 中国农村观察 42 (6) : 47-64。
- [10] 高和荣, 范绍丰, 2024, 城乡居民医保整合与农村相对贫困治理的准自然实验研究, 海南大学学报(人文社会科学版) 42 (4) : 45-57。
- [11] 高强, 孔祥智, 2020, 论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策, 新疆师范大学学报(哲学社会科学版) 41 (3) : 120-128+2。
- [12] 高树棠, 陶玉玲, 2024, 城乡居民医保整合对农村家庭的减贫长效作用, 中国沙漠 44 (2) : 220-230。
- [13] 谷树忠, 2016, 贫困形势研判与减贫策略调整, 改革 29 (8) : 65-67。
- [14] 何文, 申曙光, 2021, 城乡居民医保一体化政策缓解了健康不平等吗? ——来自中国地级市准自然实验的经验证据, 中国农村观察 42 (3) : 67-85。
- [15] 洪灏琪, 宁满秀, 2020, 医疗保险权益便携性是否降低了农村劳动力就业“锁定”——来自城乡居民医保统筹的准自然实验研究, 农业技术经济 39(11): 83-95。
- [16] 江艇, 2022, 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应, 中国工业经济 40 (5) : 100-120。
- [17] 解垚, 2015, 公共转移支付与老年人的多维贫困, 中国工业经济 33 (11) : 32-46。
- [18] 金维刚, 2016, 城乡居民医保整合及其发展趋势, 中国医疗保险 9(3): 35-38。
- [19] 李立清, 危薇, 2013, 新型农村合作医疗对农户减贫及增收的效果研究——基于双重差分法的分析, 湘潭大学学报(哲学社会科学版) 37 (4) : 11-15。
- [20] 李万利, 刘虎春, 龙志能等, 2023, 企业数字化转型与供应链地理分布, 数量经济技术经济研究 40 (8) : 90-110。
- [21] 李小云, 许汉泽, 2018, 2020年后扶贫工作的若干思考, 国家行政学院学报 20 (1) : 62-66+149-150。
- [22] 刘硕明, 2020, 全面脱贫后农村相对贫困标准界定方法研究, 农村金融研究 41 (7) : 39-47。
- [23] 刘妍, 徐杰凯, 2024, 城乡居民医保整合能够有效缓解相对贫困吗, 现代经济探讨 43 (9) : 1-10。
- [24] 刘子宁, 郑伟, 贾若等, 2019, 医疗保险、健康异质性与精准脱贫——基于贫困脆弱性的分析, 金融研究 62 (5) : 56-75。

- [25] 马超, 顾海, 孙徐辉, 2017, 医保统筹模式对城乡居民医疗服务利用和健康实质公平的影响——基于机会平等理论的分析, 公共管理学报 14(2):97-109+157。
- [26] 齐良书, 2011, 新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究, 数量经济技术经济研究 28(8): 35-52。
- [27] 汪三贵, 孙俊娜, 2021, 全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于 2018 年中国住户调查数据的分析, 中国农村经济 37(3): 2-23。
- [28] 王海平, 洪灏琪, 宁满秀, 2023, 城乡居民医保整合缓解农村中老年人的贫困脆弱性吗?, 农业技术经济 42(7): 19-34。
- [29] 王小林, Sabina Alkire, 2009, 中国多维贫困测量:估计和政策含义, 中国农村经济 25(12): 4-10+23。
- [30] 王小林, 冯贺霞, 2020, 2020 年后中国多维相对贫困标准: 国际经验与政策取向, 中国农村经济 36(3): 2-21。
- [31] 王小林, 2012, 贫困标准及全球贫困状况, 经济研究参考 34(55): 41-50。
- [32] 向运华, 曾飘, 2020, 城乡居民医保制度整合后的成效、问题及对策, 决策与信息 37(4): 53-60。
- [33] 邢成举, 李小云, 2019, 相对贫困与新时代贫困治理机制的构建, 改革 32(12): 16-25。
- [34] 郑超, 王新军, 孙强, 2022, 城乡医保统筹政策、健康风险冲击与精准扶贫绩效研究, 公共管理学报 19(1): 146-158+176。
- [35] 周坚, 周志凯, 何敏, 2019, 基本医疗保险减轻了农村老年人口贫困吗——从新农合到城乡居民医保, 社会保障研究 12(3): 33-45。

“赋能”还是“负担”：农业保险与农业生产模式变迁

邢晓卫、陈海东¹

摘要：

农业生产模式变迁不仅是中国应对内外部风险挑战的重要举措，更是巩固农业生产基础、维护粮食安全的关键。本文旨在研究农业保险对农业生产模式变迁的影响，考察农业保险渐进式改革造成农业保险影响效应的时空异质性，以及农业保险通过何种渠道产生影响，并基于 2008-2022 年面板数据利用动态面板模型对其进行实证检验。研究结果显示：农业生产模式变迁存在路径依赖特征；农业保险与农业生产模式变迁存在显著倒 U 形关系，且强化农业保险保障能提升绝大部分地区农业产出和农业全要素生产率；农业保险渐进式改革导致农业保险在农业不同功能区以及时间段的影响存在明显异质性；农业保险仅能通过资本投入渠道对农业生产模式变迁产生影响，在影响渠道方面存在短板和失衡现象。基于此，本文提出应在积极提升政企户三方联动同时，有效扩大特色农业保险等供给，实现农业保险与农业生产的最优匹配，并积极拓展农业保险对农业生产的渗透，以期为中国农业生产模式有益变迁保驾护航。

关键词：农业生产模式，农业产出，土地流转，全要素生产率，农业保险

一、引言

自 2007 年实施保费补贴政策以来，中国农业保险实现了覆盖率由低及高、风险保障层级由浅入深的跨越式发展，深刻影响着农业生产的各个领域，包括农业产出（罗向明等，2011；邵全权和刘宇，2022）、种植结构（张伟等，2019；柴智慧和张晓夏，2023）、要素投入（罗向明等，2011；袁辉和谭迪，2017）、农业生产效率（任天驰等 2021）、土地流转（张伟等，2024），等等。而伴随着中国农业生产模式现代化转型以及风险防控、“保险+”模式探索、全面实施完全成本保险和种植收入保险、发展特色农产品保险等一系列重大决策的出台，农业保险未来将持续对中国农业生产模式产生全方位影响。在此背景下，准确且全面理解并评估农业保险的作用效应成为摆在实务界和学术界面前的重要课题之一。

¹ 邢晓卫，东莞理工学院经济与管理学院博士，中国科学技术大学管理学院博士后。陈海东，东莞理工学院经济与管理学院副教授。

农业保险对农业发展的影响效应体现在多重维度，而本文将聚焦于农业保险对农业生产模式变迁的影响。对该问题的关注源于以下典型事实：近年来，全球气候变化加剧、极端气候频发，且国内农业生产与就业边际收益持续降低，使得中国粮食和重要农产品有效供给的内外部不可预测性和破坏性加大（邵全权和刘宇，2022；赵阳，2022；朱诗娥，2024）。依靠合理制度设计，促进农业生产模式现代化转型，加快土地流转，优化要素投入，提高农业生产效率，成为我国夯实粮食安全根基，确保农业“全产业链”安全的重要选择。与此同时，农业保险开始呈现欣欣向荣发展态势：中国已发展为全球最大的农业保险市场，2023年农险保费达到新高点1430亿元，增速17.31%，提供4.98万亿元农业生产风险保障，累计赔款超1120亿元，惠及近5800万农户。在此过程中，农业保险作为农业风险管理有效手段，全面渗透到农业生产的各个环节之中，为应对自然灾害、市场波动等诸多不确定因素冲击提供安全保障，对农业生产稳定产生广泛而深刻的影响（Wang，2011；赵阳，2022）。农业保险保障水平快速提升和广泛渗透，是驱动农业生产模式变迁的重要因素吗？这一问题既关系到财政资金等的配置效率和农业主体生产行为，又对评估农业保险的功能和作用效应至关重要，然而却鲜有研究对其深入分析。本文通过实证分析农业保险对区域农业生产模式变迁的作用效应和时空异质性影响等，有助于推进该问题的分析和探索。此外，农业保险作为准公共产品，是中国农业支持保护政策体系的重要组成（柴智慧和张晓夏，2023；江生忠和李立达，2021），上述问题分析还有助于进一步推进政府基于农业保险实施“支农”政策效应，更加均衡和全面地发挥农业保险对中国农业整体发展及微观农业参与者的积极作用。

围绕农业保险与农业生产模式变迁，本文主要研究了如下4个问题：(1)农业保险是否构成中国农业生产模式变迁的主要驱动因素？(2)若产生影响，两者之间是否存在复杂非线性关系？(3)其影响效果在农业生产模式不同维度是否存在差异，特别是对农业现代化重要标志的土地流转和全要素生产率产生怎样的影响？(4)在农业保险渐进式改革背景下，农业保险的影响效应在不同农业生产功能区以及时间段是否存在异质性？本文的研究结论主要包括：(1)特定发展阶段农业保险存在最优保障水平，过高或过低的保障水平均不利于农业生产模式有益变迁。(2)农业保险上述作用的发挥受到农业保险渐进式改革的调节。(3)农业保险对农业生产模式变迁作用渠道较为单一，在影响渠道上存在不畅、失衡等现象。

与现有文献相比，本文潜在边际贡献主要体现在：第一，从研究问题看，鲜有研究考察农业保险对中国农业生产模式的影响，本文的研究将丰富国内农业保险领域的实证文献，深化对农业保险作用效应的认识。目前该领域实证研究涉及的主题包括农业保险与产出、要素投入、土地流转、农业生产效率等单一维度的分析，鲜有从多维度研究农业保险与农业生产模式的实证文献。第二，本文对比考察了农业保险对农业产出、全要素生产率以及土地流转等农业生产模式不同维度的异质性影响，还探讨农业保险对粮食主产区、粮食主销区和粮食产销平衡区等不同农业生产功能区，以及农业保险各发展阶段等的差异。第三，已有关于农业保险与农业生产关系的研究，主要考察两者之间的线性关系，而较少关注非线性关系。但是，近年来的实践和理论分析表明，农业保险对农业生产存在复杂非线性影响。本文对农业保险与生产模式非线性关系的检验，有助于更全面认识农业保险与农业生产的关系。第四，本文发现的农业保险和农业生产模式倒U形关

系能较好解释现有研究争议。目前，关于农业保险对农业生产模式究竟产生正面还是负面影响，已有文献尚存在较大争议，而两者倒U形关系的确认则表示农业保险存在潜在最优保障水平，为该领域研究提供了新方向和思路。

二、文献综述与研究假设提出

农业是立国之基、强国之本，也是自然灾害等风险冲击下最脆弱的产业。为了保障农业可持续发展，提升农业生产和再生产能力，我们党和政府始终不遗余力健全农业风险治理以及风险保障体系，形成了“政府和市场双轮驱动”的多样化风险治理举措（赵阳，2022）。在多样化风险治理手段中，农业保险因具有风险管理属性，与农业生产有着天然的内在联系，不仅是稳住粮食安全、助力农业强国建设的重要抓手，更在推进农业现代化以及衔接乡村振兴等方面发挥显著作用。因此，对农业保险的理论研究和实践探索已成为中国农业发展研究领域的热点问题。

关于农业保险与农业发展关系的研究，大部分学者聚焦于农业保险在农业生产中的风险分散和损失补偿功能，普遍认为农业保险可直接作用于农业生产经营风险，通过灾后补偿机制，有效降低自然灾害等风险的不利冲击，保障农业生产稳定并激励农业产出（张伟等，2019；任天驰等 2021；Ding and Sun, 2022）。张若焰(2020)基于调研数据，发现金融行为与风险冲击显著相关，投保农业保险更是减缓自然灾害等风险负面冲击的最有效行为。邵全权和郭梦莹(2020)通过在新古典经济增长模型中引入风险冲击和保险保障，基于理论实证分析发现农业保险能平滑风险冲击引致的经济波动，对农业经济增长有显著促进效应。还有研究表明，农业保险能稳定农业生产者经营预期，缓解风险规避心理，降低耕地弃种率以及化肥等要素投入阻碍，增加农业技术创新投入使用，提升农业产出水平(Liu et al., 2016; Carrer et al., 2020; Bao et al., 2022)，推动农业结构优化、农业技术进步以及规模经济发展(Fu et al., 2024)。而且农业保险还有助于农业主体在生产决策中更加从容分配生产要素，缓解为避免损失而引致资源错配非理性行为，优化生产要素配置，提升农业全要素生产率以及农业生产的持续性(Adinolfi & Capitanio, 2009; Zhang & Jiao, 2022)。此外，基于期望效用理论与农业生产目的的差异分析，农业保险对收益保障、风险分散、农业生产经营效率提升，能够扩大农业生产规模经营并形成、发展农业规模经济，激励农地向需求方流转，加速机械对劳动力代替与专业农业生产者成长，进而推动农村劳动力的流动和非农产业的就业，加速农户分化(马彪等，2020；郑军和易焕欢，2023)。与此同时，农业保险对“三农”的保障，促进了农业“接二连三”加速发展，有助于农村产业链长度延伸，为农村劳动力提供更多、报酬更高的就业机会，进一步对土地转出和劳动力转移就业产生推力(郑军和易焕欢，2023)。

然而，国内、国际实践经验同样发现农业保险保障水平提高易于诱发道德风险以及逆选择问题，导致农户粗放经营，减少化肥等生产要素单位面积投入(张哲晰等，2018；袁辉和谭迪，2017)，降低农业产出水平和农业生产效率(Fadhliani et al., 2019)，且不利于农地流转形成稳定租赁关系，导致土地流转规模很小(冯晓龙等，2017；魏岩等,2024)，甚至出现“弃耕抛荒”现象，抑制规模农业的形成和发展。李勇斌(2019)实证结果表明，农业保险仅在灾后能正向促进农业生产，

在灾前则具有显著的负向作用。还有部分学者持折中观点，认为农业保险保障水平过高或过低均不利于农业生产投资或农业产出，农业保险保障水平与农业发展之间表现出复杂的倒 U 型关系（任天驰等，2021；张东玲和焦宇新，2022），亦即存在一个最优的保险保障水平。

农业生产受到什么因素影响，本质上是生产者组织形式选择问题，为此部分学者从农业保险需求或消费角度展开分析。根据农户行为理论，农业保险保费支出还可能“挤出”其他农业生产要素投入，对农业生产带来负向影响，生产者对农业保险等风险适应性行为的采取，基于对采取农业保险等行为的净收益与未采取措施净收益的权衡，仅有经济效应为正时才会选择采取投保农业保险等适应性行为，即农业保险的正向促进效应只有在“保障效应”超过“支出效应”情形下才会显现（冯晓龙等，2017；魏岩等，2024）。而且，风险适应性行为具有多样性，基于比较利益考虑，农业生产者有时更倾向于通过调整化肥使用、种植结构等生产实践来分散风险，甚至非依赖农业生产的农户会选择通过劳动力非农转移和土地流转，而非投保农业保险来统筹风险化解和稳定发展（魏岩等，2024）。此外，农业保险的投保还取决于风险意识、收入结构等约束，在风险意识较低或缺乏保费支付能力时，农业生产者更倾向通过政府救助、减少劳动和土地要素投入甚至祈求上天等措施来规避风险（郑沃林等，2019；谭燕芝和叶程芳，2020）。这些现象无不加剧了农业保险市场的供需失衡，加重了农业保险的市场失灵和逆向选择，不利于农业保险应有的资源配置能力发挥。

而为了解决农业保险市场失灵以及逆向选择问题，中国政府长期来关注农业风险的变化，并通过财政补贴等干预手段来进行校正（Wright and Hewitt, 1994；张哲晰等，2018；黄薇，2019）。自上而下财政补贴措施通过降低农户保费支出能明显提高农业保险参保水平，提升与农业生产的契合性，大量研究也表明政策性农业保险对农业增长和社会福利有显著促进作用（赵阳，2022）。然而，部分学者对农业保险“广撒网式”政策目标定位也提出一定质疑，认为由于信息不对称、政治意图等约束，政府在防灾减灾资源分配上缺乏效率，而加上防灾减灾压力的逐年递增，会持续加重财政负担，不利于农业保险长期战略性规划的制定（黄薇，2019；马彪等，2020）。而农业保险政策目标定位不清，则可能降低农业保险运行和财政补贴效率，为此应厘清农业保险政策目标和宏观政策目标的区别（叶朝晖，2018）。中国实践表明，农业保险政策与农业现代化转型风险保障需求的不适配，以及改革滞后“三农”发展等不足，易导致保费补贴支持效果低下，农业保险险种多样化开发不足，农业保险保障功能无法充分发挥，以及农业发展形势与保险政策目标不适应等问题的出现（黄薇，2019）。

梳理已有文献不难发现，农业保险与农业生产关系的研究已成为现代农业以及农业保险发展理论研究的核心内容，但关于农业保险的作用尚无定论。作为农业生产重要的组成部分，农业保险对农业生产模式变迁可能同时具有促进和抑制作用，具体作用效果则取决于正向促进作用和逆向抑制作用的综合权衡，因此农业保险对农业生产模式的影响也需进一步讨论。此外，现有些研究大多仅关注了农业保险对生产要素、技术进步、农业产出、种植结构或农民收入等单一指标的影响，难以较为全面地解释农业保险对农业生产模式变迁的影响。综合农业生产实际与现有文献研究，中国农业生产当前及未来目标不仅追求产量增加，而且更加注重“质”的提升，农业生产经营的规模化、集约化，以及资源的持续高效利用，

即农业生产模式变迁可归纳为产出增长、农业生产效率演进与农业经营主体转变三重内涵。综上，本文认为农业保险对农业生产模式存在复杂的非线性影响关系，且对农业生产模式不同维度的影响存在明显差异。基于此，本文提出如下两个待检验假设：

假设 1：由于农业保险对产出、要素投入、土地流转等的表现出复杂影响，致使农业保险对农业生产模式变迁同时具有方向相反的两个作用力，即农业保险与农业生产模式变迁之间存在非线性关系。

假设 2：农业保险对不同层面农业生产模式变迁的影响存在异质性。

在厘清农业保险影响农业生产模式变迁的作用机理后，还需要进一步探讨农业保险对农业生产模式变迁产生影响的条件。一方面，不同于拉美国家激进的休克疗法式改革，中国农业保险等金融改革采取了“摸着石头过河”温和且逐步渐进的推进方案(柴智慧等 2023)，导致不同阶段以及地区农业保险发展水平存在明显差异；另一方面，中国地域辽阔，各区域资源、环境、气候、发展策略等特征各异，叠加各地区农业种养结构观念和观念不相同，使得不同地区农业保险保障水平与农业风险水平可能存在显著差异，农业保险产生的影响也可能会有所差别（江生忠和朱文冲，2021）。

中国粮食主产区作为国家农业生产的核心区域，一直都较为重视粮食等生产中农业风险的治理，农业保险保费收入规模相对较高，但同时这些省份农业占比相对较高且居民收入水平较低，为此需要农业保险渐进式改革过程中向这些地区有更大程度的倾斜，即需要更高比例的保费补贴。否则，农业生产中可能会面临风险保障水平不足等诸多问题，因而这些综合效应使得农业保险对粮食主产区农业生产的保障同时存在有利与不利影响。粮食产销平衡区一般位于西部地区，耕地面积少，气温、降雨等生产条件较差，部分省份甚至不能实现农产品的自给自足。然而，随着该区域特色农业、生态农业在产销平衡区的兴起和发展，农业保险保费收入呈现逐年增长趋势，并明显高于粮食主销区，进而农业保险对粮食产销平衡区农业生产模式变迁可能也比较显著。而粮食主销区大多处于东部沿海地区，第二、三产业发达，对农业重视程度相对较低，且该区域往往具有人口基数大而耕地资源稀缺的矛盾特征。因而，粮食主销区农业保险保障水平对农业生产模式变迁的影响可能会较弱，甚至不显著。

此外，中国政策性农业保险的试点推广还呈现随时间逐步递进的特征（柴智慧和张晓夏，2023）。例如，农业保险补贴试点从最初的小麦、水稻、玉米、棉花以及大豆，逐步扩展到如今的种植业、养殖业、森林以及地方特色农产品等。中央财政关于农业保险保费补贴力度更呈现逐步的增长的趋势，并结合投保人所处地区以及险种差异，针对性施行差异化保费补贴政策。基于上述分析，本文提出待检验假设 3 和假设 4：

假设 3：农业保险在不同农业功能区对农业生产模式变迁存在异质性影响。

假设 4：不同发展阶段的农业保险对农业生产模式变迁的影响存在显著差异。

三、模型、数据与变量

（一）模型设定与估计

基于前述分析，为了考察农业保险保障水平与农业生产模式变迁的具体数量关系，本文设定了如下基础实证模型：

$$AP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ag_In_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \tau_t + e_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*和*t*分别表示地区*i*第*t*年, AP_{it} 为被解释变量农业生产模式变迁, Ag_In_{it} 为农业保险保障水平, $Control_{it}$ 为引入的风险冲击(*Risk*)、耕地质量(*Land*)、农业发展水平(*IND*)、劳动力知识水平(*Know*)、政府防灾减灾行为(*Gov*)、城镇化率(*Ur*)以及经济发展水平(*Pgdp*)等控制变量, β_0 、 β_1 和 β_2 分别为截距项、核心解释变量以及控制变量待估系数, μ_i 与 τ_t 分别为地区固定效应和年份固定效应, e_{it} 为随机干扰项。

考虑到农业生产模式演进的延续性,当前农业生产模式往往与其过去生产力和生产方式密切相关,对此本文在式(1)中引入被解释变量的滞后项(AP_{it-1}),进而构建能够捕捉农业生产模式动态特征的动态面板数据模型。被解释变量的滞后项还可以作为其他忽略变量的代理变量,克服遗漏变量偏误问题。同时,鉴于耕地质量、农业发展水平、劳动力知识水平以及经济发展水平对农业生产模式变迁影响的滞后性,对上述变量采用其滞后一期项。得到实证模型(2):

$$AP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ag_In_{it} + \beta_2 Risk_{it} + \beta_3 Land_{it-1} + \beta_4 IND_{it-1} + \beta_5 Know_{it-1} + \beta_6 Gov_{it} + \beta_7 Ur_{it} + \beta_8 Pgdp_{it-1} + \mu_i + \tau_t + e_{it} \quad (2)$$

此外,为了检验农业保险保障水平与农业生产模式变迁的非线性关系,式(2)中,进一步引入农业保险保障水平平方项($Ag_In_{it}^2$),得到式(3)所示的实证模型:

$$AP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ag_In_{it} + \beta_2 Ag_In_{it}^2 + \beta_3 Risk_{it} + \beta_4 Land_{it-1} + \beta_5 IND_{it-1} + \beta_6 Know_{it-1} + \beta_7 Gov_{it} + \beta_8 Ur_{it} + \beta_9 Pgdp_{it-1} + \mu_i + \tau_t + e_{it} \quad (3)$$

(二) 数据来源与变量测度

1. 数据来源

鉴于数据统计连续性、全面性等约束,以及农业生产模式明显存在区域相似特征的现实,本文样本为中国大陆地区除西藏外30个省市自治区(简称“省”)。由于中国从2007年才开始实施农业保险保费补贴政策,为此本文将2008-2022年作为本文研究区间。观测期内各变量数据来自于《中国统计年鉴》、《中国保险统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》、《中国农村经营管理统计年报》、《中国农村政策与改革统计年报》以及国家统计局,并通过中国宏观数据库和Wind数据库等进行核对补齐。此外,对于少量缺失数据,采用线性插值法或外推法进行补齐,以保证数据完整性,同时实证分析时运用功效系数法对各变量进行无量纲化处理,转化后的指标值范围均在0.1至1之间,以降低样本数据离散程度、量纲等影响。

2. 变量测度

(1) 被解释变量为农业生产模式变迁(AP)。基于前述分析,农业生产模式变迁应归纳为农业产出稳定、农业生产效率演进与农业经营主体转变三重内涵。农业产出稳定(Out)使用单位面积产出水平来衡量。考虑到农业生产过程中资源、能源约束,本文借鉴郭海红和刘新民(2021)思路,构建融“资源-能源-经济”为一体的指标体系(见表1),利用熵权法和全局SBM模型测度省际农业全要素生产率作为农业生产效率(TFP)演进的代理变量。而考虑到土地流转是农业经

营主体转换的主要渠道，并在一定程度上体现了各阶段农业经营主体的演变（朱诗娥等，2024），因而本文采用土地流转率来体现农业经营主体转变（ LT ）。

表 1 全要素生产率投入产出指标体系

指标类别	变量名称	指标名称	评价指标	单位
投入指标	资本投入	机械动力	农业机械总动力	万千瓦
		化肥施用量	农用化肥施用折纯量	万吨
		农药使用量	农药使用量	万吨
		农膜使用量	农用塑料薄膜使用量	吨
	能源投入	柴油使用量	农用柴油使用量	万吨
		农业用电	农村用电量	千瓦时
	劳动投入	劳动力投入	第一产业就业人员数	万人
	土地投入	土地投入	农作物总播种面积+水产养殖面积	千公顷
	水资源	农业用水	农业用水量	亿立方米
产出指标	产出水平	农林牧渔总产值	农林牧渔业总产值	亿元

(2) 核心解释变量为农业保险保障水平(Ag_In)。保费收入和赔款支出是衡量农业保险保障水平最为常见的两个指标。其中，保费收入主要基于保险公司层面来衡量，而农业生产模式变迁更多应从农业生产者的角度出发。赔款支出虽从农业生产者角度予以衡量，然而，赔款支出易受孤立冲击事件影响，对农业生产模式的影响并非越多/越少越好，故用赔款支出衡量农业保险保障水平也存在不足。为此，本文参考中国农业保险保障水平研究课题组(2019)的研究，并借鉴江生忠和朱文冲(2021)与刘玮等(2022)做法，采用农业保险保费收入占农林牧渔业总产值比重来衡量，比值越大表示农业保险保障水平越高。

(3) 控制变量。参照朱诗娥等(2024)、刘东等(2024)等的研究，本文引入 7 个控制变量，但因篇幅所限，本文仅列出控制变量的计算方法，而不具体讨论引入这些变量的理由。风险冲击($Risk$)以自然灾害直接经济损失占农林牧渔业总产值的比重表示。耕地质量($Land$)以有效灌溉面积与农作物总播种面积之比表示。农业发展水平(IND)以第一产业产值占地区生产总值的比重表示。劳动力知识水平($Know$)用居民人均受教育年限表示。政府防灾减灾行为(Gov)采用地方财政农林水事务支出与农林牧渔业总产值的比值来表示。城镇化率(Ur)以年末城镇人口数量占总人口数量的比重表示。经济发展水平($Pgdp$)用人均 GDP 调整为 2007 年不变价的实际值表示。

四、回归结果及分析

(一) 研究方法说明

本文构建的动态面板模型，解释变量包含被解释变量的滞后项，且政府干预等解释变量与农业生产结构之间也存在互为因果的内生性问题，对此通常可利用差分广义矩估计方法(DIF-GMM)或系统广义矩估计方法(SYS-GMM)进行解决。但与 DIF-GMM 法相比，SYS-GMM 法同时进行差分方程和水平方程估计，

能利用更多样本信息，且工具变量有效性更强，估计结果也更为有效，因而 SYS-GMM 法应用范围更广。

在 SYS-GMM 方法估计中，两步法估计在改善效率同时存在标准差向下偏倚问题，而一步法估计量尽管降低了效率但却是一致的，且用一步法估计结果对小样本的统计推断也更加可靠（林毅夫和孙希芳，2008）。而为了保证 GMM 估计结果合理性，还应通过 Hansen 检验以及残差序列自相关性检验，分别对工具变量过度识别以及估计一致性问题进行判断。此外，根据经验准则，混合 OLS 法和面板固定效应(FE)法限定了被解释变量滞后项的上界和下界，据此可判断 SYS-GMM 估计的恰当行（Bond，2002）。综上，本文将 SYS-GMM 一步法估计结果为例进行相关检验，并进行经济意义分析。

（二）基本回归结果

基准模型回归结果见表 2，在 SYS-GMM 法估计结果中，所有模型的 Hansen 检验以及残差项二阶自相关检验对应概率 P 值均明显大于 0.1，说明工具变量不存在过度识别以及残差项不存在自相关等问题。另外，SYS-GMM 法中所有被解释变量滞后项估计值均在混合 OLS 和 FE 估计方法限定的上下限之间，表明模型估计结果是有效的。此外，SYS-GMM 法中所有被解释变量滞后项系数均在 1% 水平下显著为正，表明农业生产模式变迁存在明显路径依赖和马太效应，建立动态面板模型展开实证检验是较优选择。

表 2 基准模型估计结果

变量	Out			LT			TFP		
	混合 OLS (1)	面板固定效应 (2)	系统 GMM (3)	混合 OLS (4)	面板固定效应 (5)	系统 GMM (6)	混合 OLS (7)	面板固定效应 (8)	系统 GMM (9)
Y(-1)	1.155*** (90.33)	1.198*** (49.39)	1.178*** (26.46)	0.969*** (62.82)	0.804*** (28.57)	0.919*** * (13.42)	0.858*** (45.07)	0.665*** (17.46)	0.725*** (23.21)
Ag_In	0.236*** (13.84)	0.38*** (12.12)	0.316*** (4.23)	0.087* (1.69)	0.124 (1.37)	0.157 (0.92)	0.289** (2.36)	-0.017 (-0.09)	0.458* (1.96)
Ag_In ²	-0.458** * (-21.07)	-0.605*** (-19.21)	-0.56*** (-4.84)	-0.158** * (-2.7)	-0.138 (-1.63)	-0.249* (-1.89)	-0.433** * (-3.13)	-0.215 (-1.17)	-0.679** * (-3.09)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Intercept	-0.032** * (-6.34)	-0.058** (-2.37)	-0.037** * (-4.03)	0.05*** (3.32)	0.275*** (3.79)	0.133** * (2.94)	0.055 (1.65)	0.305** (2.03)	0.204** (2.15)
F 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
R 方	0.9895	0.9919		0.9657	0.975		0.933	0.9574	
AR(2)			0.412			0.237			0.258
Hansen			1.00			1.00			1.00

注：括号内为对应 t 值；***、**和*分别表示 1%、5%以及 10%的显著性水平； Y(-1) 代表农业产出、土地流转和农业全要素生产率等被解释变量滞后一期项；F 值、AR(2)、Sargan 和 Hansen 检验均为对应的 P 值。以下各表同。

表 2 估计结果表明，无论从模型 3 和 6 关于农业保险对农业产出、土地流转的影响，还是模型 9 中对全要素生产率的作用来看，农业保险影响系数均为正，农业保险平方项系数均显著为负，说明农业保险保障水平与中国农业生产模式变

迁存在倒 U 形关系，该结果支持了前述提出的第一个假设检验。意味着尽管强化农业保险保障水平能够促进中国农业生产模式的有益变迁，但过高的农业保险保障水平，则可能加重农业生产负担，诱发逆选择等问题，阻滞农业生产模式的有益变迁，而这也意味着农业保险在农业生产实践中存在最优保障水平。另外，在模型 3、6 和 9 中，农业保险及其平方项在显著性或系数大小上存在明显差异，这一结果有效支持了本文提出的第二个假设检验，即农业保险会从不同维度对农业生产模式变迁产生异质性影响，而这也可能是农业保险与农业生产关系存在较大争议的原因。

进一步通过计算可知，农业保险对农业生产模式变迁中农业产出和全要素生产率倒 U 形关系拐点值分别为 0.886 和 0.7421，反映出农业保险对农业产出影响效应的递增空间更大，而伴随保障水平提升也更容易对全要素生产率产生不利影响。同时，分别有超过 99% 的样本点位于倒 U 形拐点值左侧，说明现阶段农业保险对农业产出和全要素生产率的作用效果总体上处在随着农业保险保障水平和覆盖范围提升而增强的区间范围，持续深化农业保险供给侧结构性改革仍是各级政府保障和改善农业生产的重要任务。此外，农业保险对土地流转影响系数为正但不显著，意味着农业保险存在恶化农地流转过程中供需双方博弈，阻碍土地市场的良性发展的区间范围，但仅根据回归结果尚难以对该区间进行判断，需后续进一步深入分析。

(三) 农业保险渐进式改革区域差异影响

鉴于农业保险渐进式改革进程中，保费补贴逐步由农业省份向全国展开，且各地方也根据农业生产目的和核心进行有差别的保费补贴，为此根据农业保险由点及面改革进程以及现行粮食产销区划，本文将全部样本划分为不同群组，试图就农业保险对不同群组的影响进行对比分析。表 3 结果表明，粮食主产区、粮食主销区以及产销平衡区的模型工具变量是有效的且二阶差分方程中残差项不存在明显自相关性，被解释变量滞后项估计值在 1% 水平下显著且均介于 OLS 和 FE 估计方法之间，反映出模型设定以及估计结果的有效性。

表 3 农业保险在不同区域的影响效应

变量	粮食主产区			粮食主销区			粮食产销平衡区		
	Out (1)	LT (2)	TFP (3)	Out (4)	LT (5)	TFP (6)	Out (7)	LT (8)	TFP (9)
Y(-1)	0.875*** (9.87)	0.958*** (39.14)	0.828*** (24.69)	1.172*** (20.87)	0.695*** (4.23)	0.548*** (4.81)	0.95*** (35.44)	1.016*** (31.74)	0.804*** (23.24)
Ag_In	-0.012 (-1.38)	0.669* (1.79)	0.945* (2.13)	0.532** (3.14)	0.718 (1.69)	0.845* (2.22)	0.072** (2.28)	0.079 (0.4)	0.587* (2.2)
Ag_In ²	0.022 (1.28)	-1.632* (-2.02)	-2.157** (-2.38)	-0.729*** (-5.02)	-0.586* (-2.09)	-0.986** (-2.87)	-0.114** (-2.58)	-0.084 (-0.27)	-1.275** (-3.13)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Intercept	0.017 (1.53)	0.029 (0.63)	0.046 (0.58)	0.101 (1.51)	0.055 (0.56)	-0.208 (-0.79)	0.002 (1.34)	0.038 (1.36)	0.02 (0.17)
F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.407	0.813	0.619	0.377	0.857	0.12	0.439	0.259	0.434
Hansen	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

据表 3 可知，农业保险在不同农业功能区对农业生产模式变迁的影响存在明显差异，该结果有效支持了前述提出的第三个假设检验。粮食主产区一直较为重

视农业生产中风险的治理，且能获得更大程度政策倾斜，农业风险管理体系已趋于完善，因此农业保险的农业产出保障力度逐渐趋稳，导致数量关系不显著。而从土地流转和农业全要素生产率来看，粮食主产区全部样本均位于对应拐点的左侧，说明农业保险有助于促进该区域土地流转和农业全要素生产率提升。作为农业生产核心区域，粮食主产区担负着国家粮食安全的重要责任，为实现粮食持续稳产增产，不仅需要把土地集中起来，加速土地流转并推动新型农业经营主体发展，实现成方连片规模化经营，而且也需要调整生产关系，释放改革动能，充分发挥利用分土地资源，在“耕种防收”等生产环节实行统一管理，提高粮食生产的效益。

而对于粮食产销平衡区和主销区而言，要么耕地面积少，气温、降雨等生产条件较差，亦或人口基数大而耕地资源稀缺，这导致农业保险保障对这些区域土地流转的影响较弱，甚至不显著。表3的模型估计结果显示，农业保险对粮食产销平衡区和主销区的农业产出和农业全要素生产率均具有显著倒U形关系，但粮食产销平衡区两者拐点值均高于主销区对应拐点值，这意味着农业保险对粮食产销平衡区农业产出和农业全要素生产率影响效应的递增区间要更大。这主要是因为，一方面，粮食主销区第二、三产业较为发达，农业占比相对较小，且对农业生产的重视程度相对较低；另一方面，随着特色农业、生态农业在产销平衡区的兴起和发展，农业保险保费收入呈现逐年增长趋势，虽低于粮食主产区但明显高于粮食主销区。

（四）农业保险时间逐渐递进式改革影响

中国农业保险改革还表现出保费补贴力度、品种按时间逐渐递进的特征，尤其是2019年农业保险高质量发展新征程探更为农业保险市场注入新动力，而考虑到政策施行时滞性以及农业生产过程长期性，因此选取2008-2019年和2020-2022年两个时间阶段来探讨农业保险在不同阶段影响的差异。此外，由于2020-2022年数据为短面板，本文使用传统面板数据模型进行分析，2008-2019年样本采用SYS-GMM估计上述动态面板模型。表4估计结果显示，农业保险在不同时间段对农业生产模式变迁的影响存在明显差异，该结果支持了前述提出的第四个假设检验。

表4 农业保险在不同阶段的影响效应

变量	2008-2019			2020-2022		
	Out (1)	LT (2)	TFP (3)	Out (4)	LT (5)	TFP (6)
Y(-1)	1.201*** (25.76)	0.951*** (9.00)	0.593*** (11.80)			
Ag_In	-0.019 (-0.25)	0.401* (1.99)	1.749*** (3.80)	0.739*** (4.64)	0.579** (2.28)	-0.104 (-0.42)
Ag_In ²	0.007 (0.05)	-0.533*** (-2.78)	-2.216*** (-4.22)	-0.93*** (-7.83)	-0.410* (-1.97)	-0.352* (-1.92)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Intercept	-0.002 (-0.23)	0.17*** (3.09)	0.062 (0.43)	0.293 (0.92)	-0.434 (-1.41)	2.09*** (4.26)
F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R方				0.996	0.3958	0.997
AR(2)	0.203	0.394	0.133			

Hansen	1.000	1.000	1.000		
--------	-------	-------	-------	--	--

农业保险在 2008-2019 年对农业产出的影响并不显著，但在 2020-2022 年存在显著倒 U 形关系，说明农业保险发展是一个渐变过程，同时对农业产出的作用也是一个逐步深化的过程。在农业保险政策渐进式改革早期，农业风险多维传统分散方式降低了农业保险对农户的吸引力，而逆选择和道德风险问题也助长了农户消极防损、减损懈怠甚至骗保行为。多种因素叠加下，农业保险产品和服务不适应农业生产经营形势变化，表现为保额不能完全覆盖生产成本、保障不能有效化解市场风险等。而随着渐进式改革的深入，农业保险在保险标的、责任范围、财政补贴、保险费率等方面也逐步升级，特别是完全成本保险的全面实施等，农业保险提供的保障与农业生产需求契合性提升，助力粮食生产、乡村振兴等积极作用不断激发，进而对超 94% 的样本产生正向影响。

农业保险与 2008-2019 年土地流转的倒 U 形关系拐点值为 0.665，且仅有一个样本点位于拐点右侧，说明该阶段农业保险对土地流转的作用效果整体上处在随着农业保险保障水平和覆盖面加大而增强的区间。而农业保险与 2020-2022 年土地流转倒 U 形关系拐点值为 0.354，低于其在 2008-2019 年的拐点值，反映出随着农业保险改革的深入，农业保险对土地流转影响效应的递增区间会减小。农业保险由低保障到高保障、从粗放到精准、从单功能向多功能的改革，使得农户较以往能获得更全面的风险保障，并在灾后得到更多保险赔款。在激发农户从事农业生产积极性同时，打破固有的土地流转市场格局，甚至会转变“做功方向”，拉大供需双方的力量差距，进而减小农业保险对土地流转影响效应的递增区间。

农业保险在不同时期对农业全要素生产率的作用迥异。2008-2019 年，几乎全部样本点均位于农业保险与全要素生产率倒 U 形关系拐点左侧，结合前述分析，该结果说明该时期农业保险可能仅改善了农业生产要素的投入，优化了生产中各类资源配置，最终助力全国整体农业全要素生产率的提升。在 2020-2022 年，农业保险对农业全要素生产率的“做功方向”发生转变，农业保险对各地区农业全要素生产率均产生不利影响。随着农业保险作用的有效释放，农户对农业保险产生了依赖，降低了水土管理、投入要素重新配置、新生产技术采纳等传统应对风险适应性行为的投入和积极性，甚至一定程度上会加剧化肥、农药等的滥用和过度使用，抑制农业全要素生产率的提升。

（五）稳健性检验

首先，为了保证实证检验结果的稳健，本文对农业保险影响农业生产模式变迁的结果进行如下检验：(1)考虑到各省份在不同年份会出台促进农业生产的政策文件，且对农业保险的支持力度和政策也各异，为此在模型(3)中引入省份-年份联合固定效应，以获得更“纯净”估计结果；(2)使用 DIF-GMM 法对模型结果进行重新估计；(3)以农业从业人口人均农业保费收入作为农业保险保障水平的代理变量重新进行回归。基于前述变换后的重新估计结果表明，农业保险及其平方项系数与基准估计结果存在一定差异，但参数符号、显著性均未与基准模型有较大出入，因此本文模型估计结果具有较强稳健性。

其次，关于模型内生性问题。虽然动态面板模型在一定程度上能缓解模型内生性问题，但并不能完全解决变量遗漏以及变量间反向因果问题。为此，本文选用滞后一期的气候风险冲击以及风险意识作为工具变量来处理内生性问题。工具

变量估计结果表明，工具变量对农业保险有较强解释能力，且在纠正内生性问题后，农业保险依然与农业生产模式存在显著倒 U 形关系，这意味着模型尽管存在一定程度变量遗漏问题，但并不存在严重的内生性问题，进一步说明前述基准模型结果的稳健。

五、进一步分析

理论分析和研究假设表明，农业保险除直接作用于农业生产经营风险外，对生产要素投入的改变构成农业保险影响生产模式变迁的基本渠道。为了在经验上识别该渠道，本文结合构建的“资源-能源-经济”一体的农业全要素生产率指标体系以及现实需要，进一步对农业保险与资本投入、能源投入、劳动投入、土地投入和水资源等五个层面各具体投入指标之间的关系进行分析，以为农业保险影响农业生产模式变迁的传导机制提供经验证据。

表 5 农业保险影响农业生产模式变迁的传导渠道

变量	资本投入				劳动投入
	机械动力 (1)	化肥施用量 (2)	农药使用量 (3)	农膜使用量 (4)	劳动投入 (5)
Y(-1)	0.991*** (59.86)	0.997*** (190.2)	0.957*** (61.36)	0.959*** (62.28)	0.866*** (32.02)
Ag_In	0.294** (2.63)	0.128** (2.31)	0.272* (1.97)	0.416** (2.65)	-0.075 (-0.34)
Ag_In ²	-0.289* (-1.77)	-0.135* (-1.99)	-0.372** (-2.12)	-0.588** (-2.13)	-0.127 (-0.47)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
Intercept	0 (-0.01)	0.007 (0.58)	0.003 (0.11)	-0.012 (-0.48)	0.098* (1.77)
F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.740	0.192	0.606	0.985	0.098
Hansen	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
变量	能源投入		土地投入	水资源	
	农业用电 (6)	柴油使用量 (7)	土地投入 (8)	水资源 (9)	
Y(-1)	0.861*** (28.64)	0.921*** (78.74)	1.006*** (161.42)	1.015*** (75.63)	
Ag_In	-0.205 (-1.05)	0.078 (0.92)	0.075 (1.49)	0.093 (1.22)	
Ag_In ²	0.043 (0.15)	-0.15 (-1.31)	-0.064 (-1.09)	-0.043 (-0.51)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	
Intercept	0.087 (0.91)	-0.015 (-0.54)	-0.004 (-0.31)	0.034** (2.2)	
F	0.000	0.000	0.000	0.000	
AR(2)	0.494	0.362	0.929	0.789	
Hansen	1.000	1.000	1.000	1.000	

从表 5 给出的农业保险对各投入要素影响系数可知，农业保险仅与资本投入层面的四个具体指标存在显著的倒 U 形关系，而实证结果尚无法对劳动投入、能源投入、土地投入和水资源是否构成农业保险影响农业生产结构的渠道进行检验。

该结果意味着，农业保险会改变农户在农业生产中农药、化肥、农膜的使用，以及农业机械的采用，直接改变农业生产要素资本投入结构并影响产出情况，为此本文认为存在“农业保险→资本投入→农业生产模式”的影响链条。而农业保险对资本投入层面的四条具体作用渠道影响作用表现出的高度复杂性，也对农业保险为何对农业生产模式变迁的作用效果存在巨大争议提供了有利解释，从而进一步支撑了假设检验 1。然而，该结果同样表明农业保险通过改变劳动投入、能源投入、土地投入或水资源等要素投入来影响农业生产模式变迁的渠道并不畅通，存在影响渠道短板和职能失衡现象，而这也为围绕农业保险深化供给侧结构性改革来实现农业保险对农业生产模式形成全方位促进效应提供了一定实证经验证据。

六、政策建议

关于强化农业保险保障如何影响农业生产模式变迁，是赋能还是负担，抑或存在更加复杂的非线性关系，在学术界和实务界仍是备受争议的话题。为全面厘清农业保险与农业生产模式变迁之间的关系，本文运用动态面板模型，在对比考察农业保险对不同维度农业生产模式影响效应基础上，进一步探究了农业保险渐进式改革下的时空异质性影响，并分析了农业保险影响农业生产模式变迁的可能渠道。研究表明：(1)农业保险与农业产出、土地流转和农业全要素生产率均存在显著的倒 U 形关系，且对不同维度农业而生产模式变迁的影响存在差异，而当前加强农业保险保障水平能够促进我国绝大部分地区农业产出和农业全要素生产率的提升。(2)农业保险有助于促进粮食主产区土地流转和农业全要素生产率提升，且与较粮食主销区向，农业保险在粮食产销平衡区对农业产出和农业全要素生产率的影响效应有更大递增区间。(3)农业保险改革按时间逐渐递进的演变，会打破农业保险与农业生产模式固有的关系，在提升对农业产出促进作用同时，可能会转变对土地流转和农业全要素生产率的影响效应。(4)农业保险主要通过改变农户资本投入渠道来影响农业生产模式变迁，对农业生产模式变迁的影响存在渠道不畅通以及职能失衡等现象。

随着我国农业生产内外部风险挑战和不确定性的增大，依靠合理制度设计，在提高风险抵御能力同时促进农业生产模式现代化转型，是中国巩固农业生产基础并牢牢掌控粮食安全主动权的关键，而本文充分证实了农业保险在农业生产模式变迁中的重要作用。因此，中国要继续深化农业保险、改革，着力提升农业保险的保障水平、覆盖面，通过织密风险“保障网”为我国农业生产模式特别是规模化、集约化生产模式的发展保驾护航。对此，得出如下启示：第一，提升政府、保司与农户的联动协同，探索保险承保、理赔、赋能以及减损新逻辑，着力推动农业保险保障和服务能级的提升。第二，着力扩大特色农业保险的有效供给。由于中国各地区环境、气候以及资源等禀赋各异，不同地区农业种养结构各不相同，特别是随着特色农业、乡村特色产业的兴起与发展，农业风险更呈现多样化、特质化发展，对此既有农业保险体系提供的保障往往难以精确且全面匹配，因此积极鼓励发展特色农业保险、养殖业保险成为我国完善农业保险保障的重要着力点。第三，因地制宜配置财政资金，实现农业保险的最有化配置。在制定农业保险发展政策时，应明确农业保险预期实现政策目标，并以此来强化农业保险与各地农业生产需要契合性，避免农业保险成为农业持续发展的负担。第四，积极拓

展农业保险在农业生产中的渗入性,提高农业保险参与农业生产的深度及广度。在农业保险作用存在短板和失衡情形下,积极探索农业保险产品、服务创新并提升其在农业风险管理体系中参与度,促进农业保险与农业产业链、供应链的融合,为中国农业高质量可持续发展提供坚实支撑。

参考文献

- [1] 柴智慧,张晓夏.农业保险政策渐进式改革与种植结构调整——基于省级数据的实证[J].中国农业大学学报,2023,28(10):275-290.
- [2] 冯晓龙,霍学喜,陈宗兴.气候变化与农户适应性行为决策[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2017,17(05):73-81.
- [3] 郭海红,刘新民.中国农业绿色全要素生产率的时空分异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2021,38(10):65-84.
- [4] 黄薇.保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化[J].管理世界,2019,35(01):135-150.
- [5] 江生忠,李立达.完全成本保险对农业经济以及社会福利的影响分析[J].保险研究,2021,(07):76-88.
- [6] 江生忠,朱文冲.农业保险有助于保障国家粮食安全吗?[J].保险研究,2021,(10):3-17.
- [7] 李勇斌.农业保险如何影响我国农村居民消费?——来自省际面板数据的检验[J].浙江金融,2019,(09):62-70+29.
- [8] 林毅夫,孙希芳.银行业结构与经济增长[J].经济研究,2008,43(09):31-45.
- [9] 罗向明,张伟,丁继锋.收入调节、粮食安全与欠发达地区农业保险补贴安排[J].农业经济问题,2011,32(01):18-23+110.
- [10] 马彪,张琛,彭超.农户分化背景下农业保险的功能实现研究[J].保险研究,2020,(09):77-91.
- [11] 任天驰,张洪振,杨纳华.农业保险保障水平如何影响农业生产效率:基于鄂、赣、川、滇四省调查数据[J].中国人口资源与环境,2021,31(07):161-170.
- [12] 邵全权,郭梦莹.发展农业保险能促进农业经济增长吗?[J].经济学动态,2020,(02):90-102.
- [13] 邵全权,刘宇.大灾风险冲击、农业资本积累与农业产出[J].保险研究,2022,(05):64-86.
- [14] 谭燕芝,叶程芳.农户创业与农村家庭贫困脆弱性[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2020,44(01):67-73.
- [15] 魏岩,宋春晓,赵允,等.气候变化适应性行为研究可视化计量分析及研究启示[J/OL].中国农业资源与区划,1-14[2024-09-06].
- [16] 叶朝晖.关于完善我国农业保险制度的思考[J].金融研究,2018,(12):174-188.
- [17] 袁辉,谭迪.政策性农业保险对农业产出的影响效应分析——以湖北省为例[J].农村经济,2017,(09):94-100.
- [18] 张东玲,焦宇新.农业保险、农业全要素生产率与农户家庭经济韧性[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022,21(02):82-97.
- [19] 张若焰.风险冲击、金融应对行为与农户收入的关系研究[D].西北农林科技大学,2020.

- [20] 张伟,易沛,徐静,等.政策性农业保险对粮食产出的激励效应[J].保险研究,2019,(01):32-44.
- [21] 张伟,钟伟霞,陈小知,等.种植业保险对农地规模化经营的激励效应——基于2011~2021年省级面板数据的经验证据[J].保险研究,2024,(04):34-47.
- [22] 张伟,钟伟霞,陈小知,等.种植业保险对农地规模化经营的激励效应——基于2011~2021年省级面板数据的经验证据[J].保险研究,2024,(04):34-47.
- [23] 张哲晰,穆月英,侯玲玲.参加农业保险能优化要素配置吗?——农户投保行为内生化的生产效应分析[J].中国农村经济,2018,(10):53-70.
- [24] 赵阳.从防灾减灾到农业保险:中国共产党农业风险治理的经验和启示[J].保险研究,2022,(11):3-9.
- [25] 郑军,易焕欢.农业保险、非农就业与地区收入差距——基于共同富裕视角[J].电子科技大学学报(社科版),2023,25(04):34-47.
- [26] 郑沃林,吴剑辉,郑荣宝.经济快速发展地区农户耕地保护的意愿与实施行为差异研究——以广州市为例[J].湖南师范大学社会科学学报,2019,48(02):64-73.
- [27] 朱诗娥,杨汝岱,王璐,等.中国农村土地流转与农业生产模式变迁[J].管理世界,2024,40(01):76-88+106+89-90.
- [28] Adinolfi F, Capitanio F. The relationship between agricultural insurance and environmental externalities from agricultural input use: a literature review and methodological approach[J]. *New Medit*, 2009, 3: 41-48.
- [29] Bao X, Zhang F, Guo S, et al. Peer effects on farmers' purchases of policy-based planting farming agricultural insurance: Evidence from Sichuan Province, China[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2022, 19(12): 7411.
- [30] Bond S R. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice[J]. *Portuguese economic journal*, 2002, 1: 141-162.
- [31] Carrer M J, Silveira R L F, Vinholis M M B, et al. Determinants of agricultural insurance adoption: evidence from farmers in the state of São Paulo, Brazil[J]. *RAUSP Management Journal*, 2020, 55(4): 547-566.
- [32] Ding Y, Sun C. Does agricultural insurance promote primary industry production? Evidence from a quasi-experiment in China[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 2022: 1-26.
- [33] Fadhliani Z, Luckstead J, Wailes E J. The impacts of multiperil crop insurance on Indonesian rice farmers and production[J]. *Agricultural Economics*, 2019, 50(1): 15-26.
- [34] Fu L S, Qin T, Li G Q, et al. Efficiency of Agricultural Insurance in Facilitating Modern Agriculture Development: From the Perspective of Production Factor Allocation[J]. *Sustainability*, 2024, 16(14): 6223.
- [35] Liu F, Corcoran C P, Tao J, et al. Risk perception, insurance recognition and agricultural insurance behavior—An empirical based on dynamic panel data in 31 provinces of China[J]. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 2016, 20: 19-25.
- [36] Wang M, Shi P, Ye T, et al. Agriculture insurance in China: History, experience, and lessons learned[J]. *International Journal of Disaster Risk Science*, 2011, 2: 10-22.
- [37] Wright B D, Hewitt J A. All risk crop insurance: lessons from theory and practice[J]. *Economics of agricultural crop insurance: Theory and evidence*, 1994:

73-112.

[38] Zhang D L, Jiao Y X. Agricultural Insurance, Total Factor Productivity in Agriculture and the Economic Resilience of Farm Households[J]. *J. South China Agric. Univ.(Soc. Sci. Ed.)*, 2022, 21: 82-97.

后记

2024年11月8日至9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·2024（第二十一届）”在北京大学经济学院举行。本届论坛的主题是“进一步全面深化改革的目标与路径”。

11月9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。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“社保领域进一步深化改革重在机制性建设——有关养老保险的几个前瞻问题”为题，全国社会保障基金理事会原副理事长陈文辉以“保险业高质量发展的必由之路——学习新‘国十条’的几点思考”为题，原中国银保监会副主席梁涛以“对进一步深化保险业改革的几点思考”为题，分别发表了精彩的大会主旨演讲。在大会主题演讲阶段，嘉宾们围绕“进一步全面深化改革的目标与路径”议题发表了演讲。辽宁大学教授、中国社科院世界社保研究中心主任郑秉文以“医保制度：梯次道德风险及其逆向选择”为题，中国宏观经济研究院经济研究所副所长吴萨以“发挥好保险业的经济减震器和社会稳定器作用”为题，国家卫生健康委卫生发展研究中心副主任甘戈以“深化医药卫生体制改革”为题，郑伟以“延迟退休改革刍议”为题，分别发表了精彩的大会主题演讲。演讲引起了参会代表的强烈反响和广泛好评。

11月9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、国宝人寿保险股份有限公司协办的“2024年中国保险业发展圆桌论坛”暨《中国保险业发展报告2024》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。郑伟代表报告撰写组介绍了刚刚出版的《中国保险业发展报告2024》的基本背景和主要内容，中国人民大学财政金融学院保险系主任魏丽介绍了科技保险专题内容。随后，三场圆桌论坛顺次举行。在第一场圆桌论坛中，清华大学经济管理学院教授陈秉正、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党委办公室主任何慎远、中国太平保险集团公司战略规划部总经理何士宏、中国人民健康保险公司副总裁李晓峰分别发表了大会演讲。在第二场圆桌论坛中，中央财经大学保险学院教授李晓林、恒安标准养老保险公司董事长万群、对外经贸大学保险学院教授王国军、中国出口信用保险公司原首席经济学家王稳、北京工商大学中国保险研究院院长王绪瑾分别发表了大会演讲。在第三场圆桌论坛中，长城人寿保险公司总经理王玉改、上海商涌科技公司CEO邢静、国宝人寿保险公司董事长张希、清华大学中国保险与养老金研究中心原研究负责人朱俊生、南开大学金融学院教授朱铭来分别发表了大会演讲。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，管国锋（新疆科技学院经济学院）的论文《延迟退休影响人口出生率的新机制与证据——来自 CFPS 的实证研究》和叶琪茂（中南财经政法大学公共管理学院）的论文《养老保险全国统筹：基金省际再分配效应是“劫富济贫”抑或“劫贫济富”？》荣获本届北大赛瑟论坛的优秀论文奖。

11月8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，中央财经大学王丽珍老师主持第一分论坛“保险与新质生产力”，北京大学姚奕老师主持第二分论坛“农业保险”，山东财经大学王海萍老师主持第三分论坛“家庭保险和风险承担”，广东外语外贸大学丁宇刚老师主持第四分论坛“巨灾风险和风险态度”。在第二阶段，北京大学贾若老师主持第五分论坛“社会保障”，南京审计大学刘妍老师主持第六分论坛“医疗保障和普惠保险”，南开大学吕有吉老师主持第七分论坛“养老保险和延迟退休”，南京大学孙武军老师主持第八分论坛“保险法律和风险管理”。30余篇入选论文的作者论坛上报告了论文的主要内容，30余位评议人对论文进行了建设性的点评，参会代表就相关问题与作者进行了热烈的交流和讨论。

为了让更多的同仁分享2024年第二十一届“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”已经成功举行了二十一届，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
2024年12月25日于北京