



新一轮全面深化改革：探索与展望

北大赛瑟(CCISSR)论坛文集·2023

北京大学中国保险与
社会保障研究中心(CCISSR) 编

书 名：新一轮全面深化改革：探索与展望
——北大赛瑟（CCISSR）论坛文集 2023

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：2023 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 (2022-2023 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
泰康保险集团股份有限公司
全国社会保障基金理事会
中国银行保险传媒股份有限公司
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
施罗德投资管理 (上海) 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

第二十届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”于 2023 年 10 月 27 日-28 日在北京大学召开。本届论坛的主题是“新一轮全面深化改革：探索与展望”。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 新一轮全面深化改革：探索与展望

坚守初心 葆有耐心 释放仁心·····	孙祁祥
关于我国社会保障制度改革的系统集成、协同高效·····	胡晓义
应对老龄化危机与现代产业建设·····	陈文辉
锚定技术创新 聚焦治理变革·····	陈金甫

1 养老与医疗保险

城乡居保“开源”还是“节流”？

——财政补贴与提高待遇领取年龄的精算评估·····张连增、高天、庄源
医疗保险对农村居民消费的影响：经济效应还是心理效应？

·····李亚青、徐鑫宇

非正式制度视角下商业补充保险需求分析

——基于儒家文化的研究·····鲁一鸣、朱铭来

养老抚幼双重负担对商业人身保险参与的影响

——基于“三明治阶层”的分析·····袁辉、高子璇

商业养老保险参保的影响因素研究·····郑茜文、郑伟

中国城镇长期护理保险制度需求规模测算及筹资机制研究·····孙祎婉

2 农业与绿色保险

政策性农业保险对土地流转的激励效应研究·····柴智慧、张晓夏

农业保险补贴对农地规模化经营的激励效应

——基于 2011—2020 年省级面板数据的经验证据

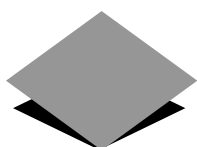
·····张伟、钟伟霞、陈小知、刘心怡

环境责任保险与区域生态效率：促进还是抑制？

·····完颜瑞云、赵桐浦、锁凌燕

绿色信贷政策实施对商业银行竞争力的影响·····尹成远、韩宜霖

后记



1

**新一轮全面深化改革：
探索与展望**

坚守初心 葆有耐心 释放仁心

孙祁祥¹

尊敬的各位领导、嘉宾、老师、同学们，大家上午好！

很高兴一年一度的“北大赛瑟论坛”如约而至；更让人高兴的是，今年的论坛与我们中心成立 20 周年美好相遇。

20 年前，在校方的鼎力支持下，在国内外学界和业界的期待中，北京大学中国保险与社会保障中心，即为人们所熟知的“北大赛瑟中心”正式成立。“赛瑟”二字源自研究中心英文简称 CCISSR（China Center for Insurance and Security Research）的谐音，“赛”字意指科学、竞争与交流，“瑟”取庄重、严谨、明洁之意。中心希望汇聚国内外保险与社会保障领域的政产学研界各方人士，共同打造学术争鸣与信息共享的高端平台，提供思想碰撞与科学研讨之良机，服务学科发展、服务国家经济和社会建设。

20 年在人类历史的长河中真可谓弹指一挥间，但这 20 年间所发生的事件，不可谓不惊心动魄，不可谓不波澜壮阔。

这 20 年间，国际社会风谲云诡：全球金融危机、欧债危机、英国“脱欧”、日本核污水排放、俄乌冲突、巴以冲突……

这 20 年间，国内社会风云变幻：非典肆虐、新冠猖獗、首颗月球探测卫星“嫦娥一号”发射成功、亚投行正式成立、“一带一路”倡议结出丰硕成果、中国隆重纪念五四运动 100 周年、中华人民共和国成立 70 周年、中国共产党成立 100 周年、中国倡导的“人类命运共同体”被写进联合国决议……

这 20 年间，中国的人均 GDP 从 1090 美元跃升至 12800 美元，首次超过全球人均 GDP，进入全球前 50% 的区间。中国的保费收入从 3880 亿元人民币上升到 4.7 万亿元人民币，总资产从 9100 亿元人民币上升到 27 万亿元人民币，成为全球第二大保险市场。

在这样一个百年未有之大变局的时代，服务学科建设、服务行业发展、服

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。

务国家战略，是北大中国保险与社会保障中心的一个责任，更是一份荣幸。这20年间，研究中心承接了大量重大研究项目，为决策部门提供了许多重要资政报告，回应社会关切，服务国家战略，连续三届蝉联“北京大学优秀科研中心”称号，获得了国内外专业领域的高度认可。

在中心成立20周年之际，作为创任主任，我要衷心感谢北京大学、社会各界以及研究中心所有的理事单位，在过去的20年里对我们矢志不渝的关心、帮助与支持！

在经济社会发展和现代化国家的建设中，商业保险与社会保障扮演着极其重要的角色。商业保险是市场经济条件下风险管理的基本手段，是经济发达程度、社会治理水平的重要标志。社会保障是维护社会公平、增进人民福祉的基本制度安排，事关治国安邦。保险与社会保障的基础越雄厚、作用发挥的越充分，就越能促进经济的快速稳健发展，保障社会的和谐稳定。而发展历史和规律表明，要夯实保险与社会保障的基础，保证其作用的充分发挥，行业在发展中一定要坚守初心、葆有耐心、释放仁心。

首先，坚守“初心”，做好风险保障。

保险与社会保障的意义和价值就是用共享机制来拓展人类应对不确定性灾难事件的力量，以达到保障生命安全、健康安全和财产安全的目的，实现人类社会的可持续发展。而深究起来，这一内涵实际上涉及到人类社会发展的三个重要特性：即“不确定性”“共享”与“安全”。

人类是生活在一个不确定的状态中的。这样一种对未来的不确定可能导致人们对未来的恐惧，进而可能导致不作为。即使退一万步来说，人类勇敢地接受命运的挑战，不惧怕未来的不确定所可能带来的严重后果，但面对可能发生的巨额损失，个体的力量实在是微不足道。但保险制度的发明改变了这个历史！首先，它将未来的“不确定性”所可能产生的严重后果限制在可预见的范围内，并“锁定”这种损失，由此在很大程度上将结果的“不确定性”变得相对“确定”，使人类可以在比较“成本”与“收益”的基础上进行合理的决策。其次，它将人类“个体”的力量整合成了一支“集体”的力量，使得人类应对灾难的能力呈几何级数增长。

共享是人类社会的本质特征之一。从农业文明到工业文明再到信息文明，人类社会不论采取什么制度，其经济发展和社会进步都离不开“共享机制”，只是形式、层级不同而已。而“共享经济”所要求的“人人参与、人人尽力、人人享有”，无疑与保险的“一人为大家，大家为一人”的互助理念高度契合。

安全是人类社会最基础、最重要的诉求。安全保障涉及政治、经济、社会、科技等各个方面，而保险与社会保障就是现代社会中涉及财产安全、健康安全和生命安全的一个最重要的保障制度。

其次，葆有“耐心”，践行长期主义。

众所周知，虽然现代社会保障只有 140 余年的历史，但商业保险的理念和实践早在几千年前就出现了。颁布于公元前 1776 年、世界上第一部较为完备的成文法典《汉谟拉比法典》中的许多规定，展现了海上保险、陆上交通工具险及货物运输保险的雏形。从海上保险到陆上保险，从财产保险到人身保险，从单一保险到综合保险，几千年的时光流逝，光阴变迁，见证了保险业的长期主义。

随着经济社会的发展，在国民经济这个复杂的大系统中，总会有一些产业、行业会随着科技的发展、消费者需求的变化等而获得更进一步的成长，有一些则会衰退甚至消亡，但保险一定是一个必须持续发展的行业。这是因为，保险业“经营”的是风险，而风险是不可能消失的。并且，随着科技的进步、经济规模的增大和社会结构的日益庞杂，风险总量会越来越大，风险类型会越来越多，风险结构也会越来越复杂。由此可见，只要有风险存在，以风险管理为己任的保险行业就有存在的充分理由，并且，它不是一个“简单”的存在，而是必须稳健地成长、壮大。随着风险类型的增多，能有效应对这些风险的保险产品的种类也会越来越多，风险管理的手段也会越来越先进，从而适应整个经济社会发展的需要。

再次，释放“仁心”，为参保人提供好产品、好服务。

在现实生活中，人们喜欢用“医者仁心”、“师者仁心”来形容这两个职业的崇高和伟大。医者仁心，是因为医生“救死护伤”，让患者及其亲属重获生命的意义，重感生活的美好。师者仁心，是因为教师“传道受业解惑”，启人心智，让人摆脱愚昧、走出混沌，同样是让人感受生命的意义，感觉生活的美好。从这个意义上来说，保险与社会保障同样是释放“仁心”的一个行业，我们也可以说“保者仁心”，因为保险与社会保障“防患于未然”并在参保人于危难之中“雪中送炭”，让人们在安心、放心的同时，感受生命的意义，感觉生活的美好。

过去的 20 年，北大中国保险与社会保障中心的发展也同样离不开“三心”。今后，我们一定要继续坚守“初心”，始终秉承北京大学“爱国、进步、民主、科学”的传统精神，立足学科前沿，做好保险与社会保障的基础理论研究；继续葆有“耐心”，让薪火代代相传，30 年、50 年、甚至 100 年以后仍能彰显北大的“常为新”；继续释放“仁心”，用大爱与格局，用科学素养与专业知识，努力培养保险与社会保障领域的栋梁之才。

预祝今年的赛瑟论坛取得预期成果！谢谢大家！

关于我国社会保障制度改革的 系统集成、协同高效

胡晓义¹

2021年2月26日，中央政治局就完善覆盖全民的社会保障体系进行第28次集体学习，习近平总书记发表重要讲话（2022年4月以《促进我国社会保障事业高质量发展、可持续发展》为题在《求是》刊发，以下简称“2.26讲话”），以马克思主义中国化、时代化的立场、观点、方法，全面阐述中国共产党建设和完善社会保障体系的目标、方针、策略。这是一篇以习近平新时代中国特色社会主义思想指导社会保障改革发展的纲领性文献，经过两年学习和实践，我们对其丰富内涵和深远意义有了越来越多的感悟，本文仅就其中阐明的系统集成、协同高效问题，结合贯彻党的二十大精神谈几点体会。

“2.26讲话”指出：“现在，我国社会保障制度改革已进入系统集成、协同高效的阶段。”这是一个极为重要而精确的判断。回顾改革开放40多年的历程，在较长一段时间，自下而上探索、鼓励各地创新、“摸着石头过河”是主导性路径选择，这具有时代必然的特征，社会保障领域亦莫能外。而随着我国社会保障体系不断发展，过度分散化的格局——无论是区域的、制度的、管理的——造成愈多愈大的摩擦，空耗社会运行成本，因此，加强顶层设计、全国一盘棋成为新时代社会保障发展的必由之路。这当然不是否定前人的贡献，而是与时俱进的提升。

对社会保障改革系统集成、协同高效的内涵和本质，习近平总书记做了提纲挈领的概括：“要准确把握社会保障各个方面之间、社会保障领域和其他相关领域之间改革的联系，提高统筹谋划和协调推进能力，确保各项改革形成整体合力。”我们领会这段话的要旨，把社保体系内部各方面及与其相关领域联系在一起，把党的十八大以来10年改革实践与谋划未来综合在一起，可以从5个层面进行观察与思考。

第一，同一社保制度内的结构调整与平衡。社会保障系统由多个单项社保

¹ 胡晓义，中国社会保险学会会长、人力资源和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。

制度组合而成，各项社保制度首先要实现内部结构稳定、均衡，实现自洽，才能作为合格的“基础构件”参与大系统的集成。在这一层面，党的十八大以来已经实践、目前还在推进、未来仍需着力的主要有3项：其一，重点制度模式转型。职工基本养老保险从曾追求“部分实账积累”转为现收现付制，而把资金积累功能外移至第二、第三支柱和战略储备；职工基本医疗保险将部分个人账户转为门诊统筹。这两项“统账结合”制度，都以更凸显公平互济属性而定型，从而达成了内在逻辑一致，避免了顾此失彼的悖论。其二，丰富各制度内的结构层次。职工养老保险方面，完善企业年金，建立职业年金，开始试行个人养老金，总体完成了多支柱体系框架的建构；医疗保障方面，基本医保、医疗救助、补充医保互为支撑的架构也已成型；工伤保险方面，一些高风险行业在基本保险之上叠加商业意外伤害险，一些单位附加雇主支付的工亡待遇，也显示出多层次的雏形。但这仅仅是起步，纠正“一支独大”畸形、防止政府无限责任、调动社会和市场的积极性，特别是扩大年金制度覆盖范围，规范发展个人养老保险，积极发展商业医疗保险，更好满足人民群众多样化需求，要做的事还很多。其三，提高基金统筹层次。企业职工保经过几年“中央调剂制度”的过渡，已经进入全国统筹，一年数千亿资金跨省调剂，初步形成中央与各省责任共担机制，这是“办成许多过去想办而没有办成的大事”的典型之一。基本医疗、失业、工伤保险基金省级统筹也提到了紧迫日程。这符合社会保险“大数法则”，也是构建新发展格局的要求。在追求高质量、可持续发展的进程中，各项社保制度内部的模式优化、结构均衡、责权对称，仍是系统集成的基础性课题。

第二，各项社保制度之间的统合与协调。组成社会保障系统的各项制度相互作用、相互依赖，维护它们之间的顺畅连接、促进其有机融合，是系统稳定运行并有效发挥特定功能的必要条件。党的十八大以来，在各项社保制度自身不断发展完善的基础上，制度之间的整合、统筹、协调力度明显加大，从而提升了社保体系的整体效能。制度整合的范例有：改革机关事业单位基本养老保险制度，与企业制度并轨；先后统一了城乡居民基本医保和城乡居民基本养老保险制度；合并实施生育保险与职工医保。这些整合更好彰显了社保体系的公平性，提高了运行效率。政策衔接的范例有：养老保险实现跨地区、跨制度的关系转续；基本医保也从异地就医住院费用直接结算逐步扩展到门诊费用直接结算，数千万人次受益。战略支持的范例有：养老、医疗、失业保险等制度精准扶助农村贫困人群，托底保障，有力支持了脱贫攻坚目标的实现。面向未来，社保制度间的连接、充实的课题仍有不少，如介于养老和工伤保险之间的非因工伤残待遇的制度化，介于养老和医疗保险之间的老年人长期照护的社会保险需求，职工与居民基本养老保险进一步整合为国民年金制度的可能性也在上升。这些都需要预做研究，审时度势地推进。

第三，社保体系中制度、体制、经办、安全监管的统筹。除了狭义的各项

社保“制度”之间的整合、连接外，系统集成、协同高效还要求社保制度安排与管理体制、经办服务体系、安全监管机制有机统一、协调推进，避免空有一套政策却因体制、流程、监管不到位而难以落实。“2.26 讲话”强调坚持制度的统一性和规范性，指的是广义的“制度”，要求增强制度的刚性约束，加强对制度运行的管理监督。在体制整合方面，党的十九届三中全会决定调整人社、民政部门部分职能，设立退役军人事务部和国家医疗保障局，减少了因部门职责交叉产生的摩擦，强化了一些薄弱环节，为社保体系健康发展提供了更优体制保障。在社保经办管理服务方面，按照中央提出的建立全国统一的社会保障公共服务平台、加强社会保障精细化管理、深入推进社保经办数字化转型等目标要求，社会保险信息化管理、标准化经办、一站式服务取得长足进步，最显性的指标是全国社保卡发行达 13.68 亿张，其中电子卡覆盖 7.15 亿人，全年访问量超 112 亿人次。在基金安全方面，习近平总书记要求“以零容忍态度严厉打击欺诈骗保、套保或挪用贪占各类社会保障资金的违法行为”，党的二十大对我国社会保障体系的表述首次增加了“安全规范”的规定性，提出“健全社保基金保值增值和安全监管体系”。朝着这个目标行进，党的十八大以来，已经有了《全国人大常委会对刑法第二百六十六条的解释》《最高人民法院于贪污养老、医疗等社会保险基金适用条款规定的批复》《社会保险基金行政监督办法》《医疗保障基金使用监督管理条例》等坚实足迹，但任重道远，反贪防骗永远在路上。

第四，社保体系现实与未来的平衡。“2.26 讲话”明确指出：“要增强风险意识，研判未来 5 年、15 年乃至 30 年我国人口老龄化、人均预期寿命提升、受教育年限增加、劳动力结构变化等发展趋势，分析社会保障可能面临的新情况新问题，提高工作预见性和主动性，未雨绸缪采取应对措施。”这就是说，系统集成、协调高效的理念和方法还应投射到时间维度上。现实与长远的综合平衡，问题导向与目标导向的统筹兼顾，集中体现在 4 个改革方向上：保持社保资金的长期平衡——基本养老保险基金市场化投资运营、划转部分国有资本充实社会保障基金等重大战略决策要持续地、不折不扣地贯彻落实，切实壮大战略储备。调整老年抚养比——平稳实施渐进式延迟法定退休年龄，要合理把握改这项革方向、节奏、力度，加强舆论引导，最大程度凝聚全社会共识和合力。推进社会保障法治化——从立法、执法、司法、守法各环节加强社会保障工作，将以往由政策文件主导社会保障发展的样貌转为纳入法治轨道，初步形成社会保障法律法规体系，这应当是新时代我国社会保障体系走向成熟的显著标志。与时俱进地“扩容”——3 年来，我国社会保障领域针对新冠疫情实施了多项应急响应机制。未来，类似的突发重大风险仍会不时出现，我们要总结已有经验，完善“智慧库”“工具箱”，使社保体系既能抵御生老病死等常规风险，又能及时有效应对非常规的重大风险。

第五，社保体系与相关体系的关联与协同。任何系统都是更大系统的组成部分。在搞好系统内稳定平衡的同时，重视与更大系统的协调融合，是系统集成、协同高效的题中应有之义。对社会保障体系而言，一要与其他民生领域的制度建设与事业发展协同一致，特别是始终不渝地支持就业优先战略。抗疫期间施行阶段性免减缓社保费政策和调用失业保险基金援企稳岗措施，看似社保基金减收增支受损，却换来企业、社会、劳动者人心的稳定，赢了“大盘”，是值得总结的经验。二要正确认识和处理经济发展与社会保障的水涨船高关系，遵循水浅行小舟、水深走大船的客观规律，坚持在发展基础上稳步提高保障水平，不做过高承诺，不开空头支票，避免盲目的“福利赶超”导致社会活力不足。三要拓展国际视野，密切关注国外社会保障发展，增强包容性，汲取有益经验，立足国情而借鉴；又要用好国际舞台，积极发声，讲好中国社会保障故事。

“系统集成、协同高效”虽然只有 8 个字，却是总结历史、立足现实、面向未来的远见卓识，准确抓住了新时代我国社会保障改革的关键，清晰描述出未来社会保障体系高质量可持续发展的鲜明特质。我们要深刻领会，持续地付诸改革实践。

应对老龄化危机与现代产业建设

陈文辉¹

陈文辉在发言中分析了人口老龄化的危与机，并从供需两方面阐述了老龄化问题对新产业发展的影响。

老龄化问题对我国来说既是危，更是机。长寿是人类社会进步的标志，老龄化是人类社会进步过程中必然出现的问题。然而，老龄化也是经济社会发展衍生的“灰犀牛”风险。老龄化对我国来说既是挑战，更是机遇，应当积极应对。党的二十大报告明确提出，“实施积极应对人口老龄化国家战略，发展养老事业和养老产业”。我国应对老龄化的核心在于发展养老新产业，积累充足的养老金，支持现代产业建设。

一方面，老龄化从需求角度促进新产业发展。一是老龄化加速了社会化养老产业的兴起。随着经济社会发展，人们的生育意愿降低，少子化和家庭小型化的特征逐渐显现。失能和独居老人对社会化照顾的需求越来越大，为以养老社区为代表的养老院产业带来了发展机遇。二是老龄化促进了传统劳动密集型产业的转型。在老龄化的背景下，劳动力成本上升，我国传统的劳动密集型制造业的比较优势减弱，因此采用机器人和人工智能技术进行产业改造和升级成为必然选择。此外，由于老年人对康养和照护的需求很大，人力成本的上升也推动了人形机器人产业的发展。三是老龄化带动了医药健康产业的蓬勃发展。年龄增长与患病概率和用药需求显著正相关，在老龄化的背景下，全球医药健康产业投资活跃，中美遥遥领先。

另一方面，老龄化从资金供给角度促进新产业创新。我国 2021 年养老金资产占 GDP 不足 10%，远低于 OECD 国家 50% 的平均水平。为了应对老龄化带来的财务问题，必须积累大量的养老金。同时，养老金的积累也将有助于形成大量的长期耐心资本。缺乏长期耐心资本是我国现代产业发展的制约因素。尽管我国当前并不缺乏资金，但缺乏长期耐心的资本，这导致中国企业缺乏原始创

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。

新能力和动力，从而制约了科技创新产业等现代产业的发展。目前应该大力发展养老金和长期寿险市场，将银行储蓄转化为长期资本，投资现代产业建设，支持原创性科技创新，以获得高额长期回报。通过积累成规模的养老金，将老龄化问题转化为发展机遇，更好地让全体人民共享改革发展的成果。

锚定技术创新 聚焦治理变革

陈金甫¹

陈金甫围绕“新一轮全面深化改革：探索与展望”这一论坛主题深入探讨了医疗技术革命创新与医疗保障治理变革之间的关系。他认为，新一轮改革是破解高质量发展驱动力的变革，与高质量发展高度契合且关乎改革成败的是第四代技术革命，后者对于医药供给方式、资源配置模式具有颠覆性影响。陈金甫从以下三个方面进行了阐述。

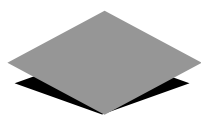
第一，技术革命：裂变与蝶化。医药领域的技术革新可以提升医疗服务质量与资源配置效率。具体而言，AI 助力疾病诊断与药物研发、医疗器械不断迭代更新等医疗技术的发展将引致技术与人的技能分离、服务供给形态分化、职业技术分层，从而激活资源、解放医生、促进医学，改变医疗资源配置模式和供给模式，这将突破由人、机构、规范加监管为特征的传统资源配置束缚。在此背景下，监管要从准入许可、利益机制、数据壁垒三方面入手打破技术渗透的桎梏与治理模式的茧房，促进行业创新。

第二，医保购买：靶点与渗透。在技术发展的背景下，医疗服务供给形态的演变必然挑战以人为主体的传统医保服务支付的思维定势，引致医保支付思维变革，这不仅助力医疗领域技术创新，更有利于借技术的力量突破资源茧房。医保购买应走向新境界，实现从被动埋单到主动购买的机制转变，而更具战略性购买意义的，则是上升为时代之锚的创新技术购买。医保助力医药高质量发展与技术创新，靠的是“支付+价格”的内在机制功能。要以发展为要、价值为本、调节为功，助力医药高质量发展与技术创新。

第三，价格机制：竞争与创新。要深化医疗服务价格改革，从发展思维与规则设定角度入手优化治理逻辑，优化医保药品目录准入谈判机制，推动药品耗材集采改革，探索比较不同价格治理与价格机制的特征。政府应当积极承担市场治理者的职能，构建并维护市场决定机制。监管应当尊重以利益为基、以市场为体的基本经济规律。最好的价格治理就是让价格发挥自身的功能作用，

¹ 陈金甫，国家医疗保障局原副局长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

政策制定者要充分考虑成本费用等影响价格的因素，尊重价格特性。



2

养老与医疗保险

城乡居保“开源”还是“节流”？——财政补贴与提高待遇领取年龄的精算评估

张连增、高天、庄源¹

摘要：

本文通过构建城乡居民养老保险收支的精算模型，在达到相同养老金待遇的情景下，探讨财政补贴所需的成本与提高养老金待遇领取年龄给参保群体带来的成本。经测算发现：无论男性或是女性参保人群，提高养老金待遇领取年龄所需的成本都远小于财政补贴。同时，随着参保年龄的提升，在同等财政补贴力度下，需等价提高的待遇领取年龄逐渐变小，且高龄群体的组间差距较大。最后，养老金待遇对于基金内部投资收益率的敏感性高于个人缴费档次。基于上述分析事实，本文给出如下政策建议：第一，在提高待遇领取年龄的问题上，要保持谨慎的态度，渐进式改革，在保证公平的基础上提高效率。第二，实施差异化补贴，鼓励长缴多补。第三，科学测算并对外公布城乡居保内部收益率，增强制度的吸引力，鼓励更多城乡居民参与进来，激励参与群体缴纳更高的缴费档次，以此实现群体全覆盖与养老待遇提升。

关键词：城乡居民基本养老保险制度，提高待遇领取年龄，财政补贴，政策对比

一、引言

生老病死是个体生命周期中最重要的节点，同时也是一直以来社会保险关注的对象。上个世纪末，世界银行率先向各国政府推介建立养老保障三支柱的理念，随后美国建立起第一个由政府、企业主和个人共同参与贡献的养老体系。在实践中，美国对联邦基本养老保险的依赖并不大，主要依靠二、三支柱养老金供给整个系统。然而这种做法并不能理所当然地套用到我国的具体实践中。

¹ 张连增，南开大学金融学院教授，精算学系主任；高天，南开大学精算学系硕士研究生；庄源，南开大学精算学系硕士研究生。通讯作者为张连增。本文由天津市研究生科研创新项目(编号：2022SKY038)资助。

我国养老保险体系的建设始终围绕着农村居民、城镇职工和机关事业单位人员这三个群体。针对这三个群体分别设置了新农保（新型农村社会养老保险）、城居保（城镇居民社会养老保险）和事业单位养老保险。2014 年国务院决定将新农保和城居保两项制度合并实施¹，在全国范围内建立统一的城乡居民基本养老保险制度（即城乡居民基本养老保险）。2015 年机关事业单位的养老保险也紧随其后进行改革²，与城镇职工一起实行社会统筹与个人账户相结合的基本养老保险制度。自此，覆盖全体成员的“统账结合”的基本养老保险制度全面确立。截至 2022 年，中国养老金账户规模达 11.9 万亿元，其中第一支柱养老金规模在 6.9 万亿元左右，占比接近 60%。在国民养老的基本问题上，第一支柱展现出绝对优势。因此，即便是在加速构建多层次的养老体系的当下，第一支柱同样承担着保障制度转轨平稳性、维持老年群体基本福利的积极作用。

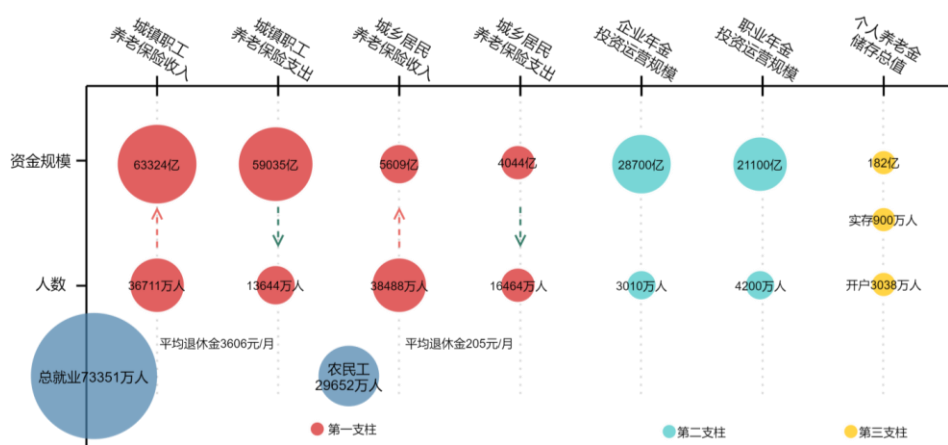


图 1³ 我国养老三支柱现状

但一直为专家学者所关注的是，长期以来，养老第一支柱经营压力较大，个人账户几乎处于空账运行。在现行的现收现付制下，基金结余能够支撑的养老金发放不足一年。但同样作为第一支柱，城乡居民保险和城镇职工养老保险所面临的困境有所不同。在现有的制度设计下，城镇职工养老保险在缴费过程中企业分担的费率畸高，导致激励性不足，逃费、漏缴现象屡禁不止。在机制的传导下，缴费不实造成了政策缴费率和实际缴费率倒挂，费基明显低于真实社会平均工资水平，不足 50% 的政策替代率导致退休群体的生活质量大打折扣。而对于城乡居民养老保险，居民缴费意愿不强、参保人员自愿选择的缴费

¹ 国发〔2014〕8 号《国务院关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》。

² 国发〔2015〕2 号《国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革的决定》。

³ 数据来源：人社部《2022 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》

档次过低导致领取待遇始终得不到提升。

对于上述问题，专家学者提出了多种政策可供选择：从基金筹集方式层面，推动现收现付制向完全积累制转变，抵抗人口结构变动带给社会养老基金的偿付压力；从养老体系建设方面，建设多层级的养老保险体系，大力发展企业年金制度和个人养老储蓄计划，提高养老系统整体的风险防御能力；从增强养老财务可持续性的角度，合理投资，提高养老基金内部收益率；从宏观政策层面，包括鼓励生育，推进多孩家庭、弹性退休或提高养老金待遇领取年龄，缓解养老金给付高峰、优化制度参数，鼓励居民提高缴费档次等。除此之外，也有学者关注到，尽管上述政策可以为节省养老资金支出提供一定支持，但养老保险制度同样具有明显的外部性，若要保持基本养老保险制度的长期的稳健与可持续，强有力的财政资金支持同样不可或缺。

考虑到每一项政策的实行都需要衡量到政策成本与政策的长期影响。因此本文以城乡居保作为研究对象，选择将提高待遇领取年龄这一“节流”方案与财政政策补贴这一“开源”的做法进行对比。通过精算分析探讨在达到同样的待遇水平下二者各自所需的政策代价，以此为基础阐述政策选择的优先性。除此之外，仿真实验分性别、分年龄对上述政策进行刻画，进一步保证了结果的稳健性。

本文的边际贡献在于以下几点：第一，以精算分析的视角探讨财政补贴所需的成本与提高养老金待遇领取年龄给参保群体带来的政策成本，并给出政策建议。第二，分性别、分参保年龄对于不同基准参数的等价延迟年龄进行对比，证实了基本结论的稳健性，并对一些现象做出了合理的解释。第三，在现有研究更多集中于提高个人缴费档次以弥补城乡居民养老保险待遇不足的当下，挖掘出城乡居民养老保险的领受待遇对于基金投资收益率更为敏感。为后续研究提供了新的思考方向。

本文的后文结构安排如下：第二部分为文献综述，第三部分为精算模型与精算假设，针对保持现状，不做任何改变、提高待遇领取年龄和增加财政补贴三种情况分别进行建模。第四部分为精算基础，对于文章选择的基准参数来源和依据做出解释，第五部分为仿真实验与情景分析，第六部分为结论与建议。

二、文献综述

目前关于城乡居民养老保险精算的文献主要从估算养老保险保障水平，如政策赡养率和替代率等、财务可持续性以及财政负担能力三大方面展开。本部分将以实证分析和精算分析双线并行的视角对提高待遇领取年龄与政策补贴进行文献梳理。

未来约 30 年内，如果不实施任何改革方案，我国的社保养老金账户很可能面临亏损并陷入支付危机。穆怀中等（2021）的研究表明，面对这一情况，改

革已刻不容缓。以延迟法定退休年龄为代表的提高养老金待遇领取年龄的措施和开放二孩、三孩等生育政策调整，可以缓解人口老龄化的负面影响，促进养老保险精算平衡。同时，这些举措不仅为养老保险的改革提供了基础，确保了养老保险体系的可持续发展，同时也为未来的老年人提供了稳定的养老金支付。

而针对城乡居民养老保险提高待遇领取年龄的政策研究目前还存在一定的空白，因此这部分主要参考的是城镇职工养老保险中延迟退休政策的精算分析。高建伟和伊茹（2018）在研究延迟退休政策对缓解基金缺口的贡献率时发现，性别对于贡献率的影响作用显著。男性延迟退休对缩减基金缺口的贡献率低于女性贡献率。但需要指出的是，延迟退休政策并非一劳永逸。研究同样指出，约在 2033 年延迟退休政策对基金缺口的贡献率达到最大值，而后作用逐渐消减。而早在 2013 年，曾益等（2013）的估算结果就显示，延迟退休政策仅能推迟老龄化高峰所带来的偿付能力冲击，收不抵支和基金赤字问题并没有得到根本的解决，仍会继续留给下一代。刘万（2020）以男女职工的渐进式延迟退休为前提，在考虑到替代率效应的基础上建立了更严格的养老基金收支模型。模型结果显示：无论延迟与否，未来养老金收支缺口规模都很大，但延迟退休对抑制缺口扩大仍有显著效果，特别是在短中期，每年的收支缺口会因此减少 40%-70%，但 2050 年后的远期效果明显减弱。

在精算分析上，汪浩（2016）提出了一个基于精算公平的弹性退休方案，通过保证 8.9% 至 9.9% 的养老金增长速度能够为员工延迟退休提供适当的经济激励。郑苏晋和廖朴（2017）使用马尔可夫模型刻画参保人正常缴费、中断缴费、退休领取和死亡四种状态转移的情况，计算出在职库中参保人的转移概率矩阵和转移引起的现金流变化，以此为基础进行精算分析估计未来收支水平。

部分学者聚焦个人养老金财富水平，探讨政策变动与不同的养老模式选择对退休后财富水平的影响。阳义南等（2014）在探讨延迟退休方案对于养老金财富的影响时发现，基本养老金财富与退休年龄呈现倒 U 型，推迟退休既可能减少养老金财富，也可能增加，主要取决于参保人的性别和参保年龄。高建伟等（2023）关注到发展个人税延型养老保险对于不同收入群体的男女职工的养老金财富增量都有一定比例的提高。

学者们对于城乡居民保险的财政补贴问题则主要关注的是政策的效果。孙永勇和李妮涵（2014）的研究表明：在中央及各省市政府的力量引导下，为养老第一支柱提供强有力的财政资金支持将为财务的可持续发展的打下坚实的基础。许鼎和杨再贵（2021）指出，相比于财政补贴的进口补贴模式，出口补贴使得财政资金的利用效率更高¹。在同等投入的基础上，出口补贴的效果随着年龄的提高差异愈发显著。因此，正如景鹏等（2018）的研究指出，政府需要明

¹ 不同财政补贴模式对养老金待遇的影响机制不同。“出口”补贴作用于待遇领取端，增加基础养老金；“入口”补贴作用于缴费端，增加个人账户养老金。

确财政补贴职责，并细化补贴的责任，合理设计缴费率调整路径，以此保障养老金财政的可持续性与老年群体的福利水平。

三、精算模型与假设

(一) 无财政补贴与提高待遇领取年龄情况下的精算平衡

在当前，计算城乡居民养老保险账户的精算收支平衡需考虑以下几部分：应收参保者个人缴费的精算现值 (E_L)、个人账户养老金的精算现值 (E_P)、根据中央及各地方政府政策规定的基本养老金账户精算现值 (E_K)、遗产给付的精算现值 (E_A)。在城乡居保实际运行中，参保者个人缴费往往无法涵盖未来养老金，需要财政拨款支持。使用 FB 代表财政投入在评估时点 (即参保时) 的精算现值，有：

$$FB = E_L - E_P - E_K - E_A \quad (1)$$

下面将具体展开每个部分的计算。后续推导中， x 表示参保年龄， r 表示待遇领取年龄， n 为最低缴费年限， i 是养老金投资收益率， $v = 1/(1+i)$ 则为折现因子。

1. 个人账户养老金精算现值 (E_P)

城乡居保设有个人账户，采取基金积累制。对于个人账户，需要对不同人群分类讨论。缴费年限不低于最低缴费年限 ($r-x \geq n$) 的参保人群无需补缴，且每笔缴费都可享受个人缴费补贴。这类人群在待遇领取开始后第 $k+1$ 年的第 $j+1$ 月 ($0 \leq j \leq 11$) 可领取的个人养老金金额可写为：

$$P_{r-x+k+\frac{j+1}{12},x} = \frac{\sum_{k=0}^{r-x-1} (B_{k,x} + FS_{k,x}) (1+\theta)^{r-x+k}}{M_r} \quad (2)$$

其中， $B_{k,x}$ 表示 x 岁参保的人在第 k 年的个人缴费基数，而 $FS_{k,x}$ 则表示个人缴费补贴。 θ 是记账利率，是基金积累计算的重要参数。 M_r 为计发月数。(2)式将每年缴费与补贴按照记账利率 θ 进行积累求和，再除以规定的计发月数 M_r 。

当缴费年限低于最低缴费年限时，按照政策规定，需在待遇领取首年个人账户养老金时将缴费一并补齐。由此，这部分群体每月可领取的养老金金额可写为：

$$P_{r-x+k+\frac{j+1}{12},x} = \frac{\sum_{k=0}^{r-x-1} (B_{k,x} + FS_{k,x}) (1+\theta)^{r-x+k} + (n-r+x)B_{r-x,x}}{M_r} \quad (3)$$

相比于(2)式，(3)式要求缴费不足人群补缴 $n-r+x$ 年的应缴费用，且补缴费用不受国家补贴。

按照死亡率和折现因子对各笔缴费折现求和，可求得精算现值 E_p 。计算原理可表示为式(4)，其中 ω 代表终极年龄。

$$E_p = \sum_{k=0}^{\omega-r} \sum_{j=0}^{11} p_{r-x+k+(j+1)/12} \cdot P_{r-x+k+(j+1)/12,x} \cdot v^{r-x+k+j/12} \quad (4)$$

2. 基础养老金精算现值 (E_K)

基础养老金是城乡居保支出占比最高的一部分，其由地方政府支付的基本养老金和缴费年限足够时的加发养老金组成。缴费年限不低于最低缴费年限 ($r-x \geq n$) 的参保人群在待遇领取开始后第 $k+1$ 年第 $j+1$ 月可领取的基础养老金金额可写为

$$K_{r-x+k+\frac{j+1}{12},x} = (1+\alpha)G(1+\delta)^{r-x+k} + C(r-x-n) \quad (5)$$

上式中， G 为中央规定的基础养老金最低标准， α 是地方政府实际支付相对于中央规定最低标准提高的一定比例， δ 为基础养老金最低标准年增长率， C 为每人每月加发养老金。(5)式表明，地方政府在参保人群待遇领取时，会按照当年（即考虑每年的养老金最低标准增长）中央规定的基础养老金最低标准提高一定比例支付基础养老金，还会给缴费年限较高者加发基础养老金作为奖励。

对于缴费年限不足者，地方政府不再加发养老金：

$$K_{r-x+k+\frac{j+1}{12},x} = (1+\alpha)G(1+\delta)^{r-x+k} \quad (6)$$

与(4)式相似，使用死亡率和折现因子得到的精算现值 E_K 为：

$$E_K = \sum_{k=0}^{\omega-r} \sum_{j=0}^{11} p_{r-x+k+(j+1)/12} \cdot K_{r-x+k+j+1/12,x} \cdot v^{r-x+k+j/12} \quad (7)$$

3. 遗产给付的精算现值 (E_A)

国发〔2014〕8号文件指出，参保人死亡，个人账户储存额可以依法继承；这体现了个人账户养老金一定的私人属性。需要分条件讨论遗产的大小：

①若参保人在缴费期内身故，则其缴纳的个人账户金额与缴费补贴的本息积累值之和将作为遗产依法由参保人的法定继承人继承。若参保人于参保的第 $k+1$ 年第 $j+1$ 月死亡，且该时点处于缴费期中，一次性遗产给付即为当时的账户积累值：

$$A_{k+(j+1)/12,x} = \sum_{t=0}^k (B_{t,x} + FS_{t,x}) \cdot (1 + \theta)^{k-t+(j+1)/12} \quad (8)$$

②当参保人在受领养老金期间身故，但在待遇领取开始后的生存月数小于规定的养老金领取月数 M_r 时，则遗产表现为个人账户在待遇领取时积累值的一定比例。令 $A_{r-x,x}$ 为待遇领取时个人账户的积累值，则有：

$$A_{r-x,x} = \sum_{k=0}^{r-x-1} (B_{k,x} + FS_{k,x})(1 + \theta)^{r-x-k} \quad (9)$$

在待遇领取开始后，每经过 1 个月，账户积累减少的比例为 $1/M_r$ ，直至个人账户积累完全耗尽；账户中剩余的数额则为遗产。若参保人于参保后的第 $k+1$ 年第 $j+1$ 月死亡，且该时点在受领开始后 M_r 个月之内，则有：

$$A_{k+(j+1)/12,x} = A_{r-x,x} \cdot \{1 - [12 \cdot (k - r + x) + j + 1]/M_r\} \quad (10)$$

③当待遇领取开始后的生存月数大于规定的养老金领取月数 M_r 时，个人账户积累已完全耗尽，此时没有任何遗产。

在上述讨论后，可以根据不同情况计算出参保后的第 $k+1$ 年第 $j+1$ 月死亡时可得遗产 $A_{k+(j+1)/12,x}$ 。接着需要计算在当月死亡的概率与对应折现系数，最终得到精算现值 E_A 。设 $[M_r/12]$ 为不超过 $M_r/12$ 的最大整数，则有：

$$E_A = \sum_{k=0}^{r+\left[\frac{M_r}{12}\right]-x-1} \sum_{i=0}^{11} (v^{k+(j+1)/12} \cdot A_{k+(j+1)/12,x} \cdot {}_{k+j/12|1/12}q_x) + \sum_{j=0}^{12 \cdot \left(\frac{M_r-1}{12} - \left[\frac{M_r}{12}\right]\right)} \left[v^{r+\left[\frac{M_r}{12}\right]-x+\frac{j+1}{12}} \cdot A_{r+\left[\frac{M_r}{12}\right]-x+\frac{j+1}{12},x} \cdot {}_{r+\left[\frac{M_r}{12}\right]-x+j/12|1/12}q_x \right] \quad (11)$$

上述公式等号中的第二项表达了当死亡发生在计发月数内最后几个月的情况。

4. 参保人缴费现值 (E_L)

在缴费年限不低于最低缴费年限 ($r-x \geq n$) 时，参保人仅需每年缴费，其精算现值 E_L 即为各期缴费的折现：

$$E_L = \sum_{k=0}^{r-x-1} B_{k,x} \cdot v^k \cdot {}_k p_x \quad (12)$$

缴费年限不足时，精算现值 E_L 还包含补缴款项的现值：

$$E_L = \sum_{k=0}^{r-x-1} B_{k,x} \cdot v^k \cdot {}_k p_x + (n-r+x) \cdot B_{r-x,x} \cdot v^{r-x} \cdot {}_{r-x} p_x \quad (13)$$

(二) 提高待遇领取年龄下的精算平衡

1. 个人账户养老金精算现值 ($E_{p'}$)

在提高待遇领取年龄的前提下,个人账户同样需要分为两种情况进行讨论。对于缴费年限不低于最低缴费年限 ($r'-x \geq n$) 的参保人群,仅需在原式(2)的基础上,将 r 替换为新的待遇领取年龄 $r'=r+h/12$,将领取月数替换为 M_r' 。其中, h 代表的是待遇领取延迟的月数。由此,可以得到这类人群在待遇领取开始后第 $k+1$ 年的第 $j+1$ 月 ($0 \leq j \leq 11$) 可领取的个人养老金金额:

$$P'_{r+\frac{h}{12}-x+k+\frac{j+1}{12},x} = \left[\sum_{k=0}^{r+\frac{h}{12}-x-1} (B_{k,x} + FS_{k,x}) (1+\theta)^{r+\frac{h}{12}-x+k} \right] / M_r' \quad (14)$$

当缴费年限不足最低缴费年限时,参保人需在受领养老金待遇首年的年初进行一次性补缴。只需要将原式(3)中的待遇领取年龄替换为 $r+h/12$ 并将领取月数替换为 M_r' 。具体表达如下所示:

$$P'_{r+\frac{h}{12}-x+k+\frac{j+1}{12},x} = \left\{ \sum_{k=0}^{r+\frac{h}{12}-x-1} (B_{k,x} + FS_{k,x}) (1+\theta)^{r+\frac{h}{12}-x+k} + \left[n - \left(r + \frac{h}{12} \right) + x \right] B_{r+\frac{h}{12}-x,x} \right\} / M_r' \quad (15)$$

最后,按照式(4)的精算原理再次将其折现,得到在提高待遇领取年龄的模式下个人账户养老金精算现值 $E_{p'}$ 。

2. 基础养老金精算现值 ($E_{K'}$)

与上述思路类似,只需替换式(5)和式(6)的待遇领取年龄,将满足缴费年限的记为式(16),缴费年限不足的记为式(17)即可。

$$K'_{r+\frac{h}{12}-x+k+\frac{j+1}{12},x} = (1+\alpha)G(1+\delta)^{r+\frac{h}{12}-x+k} + C \left(r + \frac{h}{12} - x - n \right) \quad (16)$$

$$K'_{r+\frac{h}{12}-x+k+\frac{j+1}{12},x} = (1+\alpha)G(1+\delta)^{r+\frac{h}{12}-x+k} \quad (17)$$

按照式(7)的精算原理,得到在提高待遇领取年龄的模式下基础养老金精算现值 $E_{K'}$ 。

3. 遗产给付的精算现值 ($E_{A'}$)

①若参保人在缴费期内身故，则不涉及任何参数变动，与式(8)保持一致。

②当参保人在受领养老金期间身故，但在待遇领取开始后的生存月数小于规定的养老金领取月数 M_r' 时，同样地只需要将式(10)的待遇领取年龄和规定领取月份替换。如下式：

$$A_{k+(j+1)/12,x} = A_{r+\frac{h}{12}-x,x} \cdot \{1 - [12 \cdot (k - (r + h/12 - x)) + j + 1] / M_r'\} \quad (18)$$

③当待遇领取开始后的生存月数大于规定的养老金领取月数 M_r' 时，遗产给付依然为 0。

最后，按照式(11)的精算原理，得到在提高待遇领取年龄的模式下遗产给付的精算现值 E_A' 。

4. 参保人缴费现值 (E_L')

在缴费年限不低于最低缴费年限 ($r' - x \geq n$) 时，参保人每年缴费的精算现值 E_L' 即为各期缴费的折现：

$$E_L' = \sum_{k=0}^{r+\frac{h}{12}-x-1} B_{k,x} \cdot v^k \cdot {}_k p_x \quad (19)$$

缴费年限不足时，精算现值 E_L' 还包含补缴款项的现值：

$$E_L' = \sum_{k=0}^{r+\frac{h}{12}-x-1} B_{k,x} \cdot v^k \cdot {}_k p_x + (n - r - h/12 + x) \cdot B_{r+\frac{h}{12}-x,x} \cdot v^{r+\frac{h}{12}-x} \cdot {}_{r+\frac{h}{12}-x} p_x \quad (20)$$

综上，得到新的精算平衡等式：

$$FB = E_P' + E_K' + E_A' - E_L' \quad (21)$$

(三) 财政补贴背景下的精算平衡

不同财政补贴模式对养老金待遇的影响机制不同。本文主要考虑“出口”补贴，其主要用于待遇领取时增加基础养老金。因此，只需要考虑修正基础养老金部分的精算现值。

对于缴费年限超过最低年限的参保人而言，此时，只需重新计量在财政补贴下，新的基础养老金的年增长率 δ' ，由此，根据式(5)可得如下精算表达式：

$$K''_{r-x+k+\frac{j+1}{12},x} = (1 + \alpha)G(1 + \delta')^{r-x+k} + C(r - x - n) \quad (22)$$

同理，对于缴费年限不足的参保人，本文同样调整基础养老金的年增长率，将其替换为 δ' 。根据式(6)可得：

$$K''_{r-x+k+\frac{j+1}{12},x} = (1 + \alpha)G(1 + \delta')^{r-x+k} \quad (23)$$

最后，根据式(7)得到财政补贴背景下基础养老金的精算现值 E_K'' 。

“出口”补贴模式下的精算平衡等式如下所示，其中 $FB'' = (1 + \eta)FB$ ， η 为给定将财政补贴的出口补贴强度。

$$FB'' = E_P + E_K'' + E_A - E_L \quad (24)$$

四、精算假设基础

为合理有效地开展数值模拟，必须对模型参数进行假设。下表展示了测算过程中设定的部分参数及取值。取值原因和参考政策将于本节详述。

表 1 模型参数及取值

参数	参数表示	参数取值	说明
参保年龄	x	16-59	该参数在提高待遇领取年龄情景下中变动，“参数取值”中为基本情景下取值。 该参数与待遇领取年龄间存在函数关系，并非定值，见下文具体说明。
待遇领取年龄	r	60	
个人账户养老金计划发放月数	M_r		
最低缴费年限	n	15	
终极年龄	ω	105	
基础养老金最低标准	G	98	
基础养老金全国平均提高比例	α	34.25%	
基础养老金年增长率	δ	4.54%	
每月加发年限基础养老金	C	2.00	
市场利率（基金投资收益率）	i	5.78%	
记账利率	θ	2.50%	
缴费标准	B	200	
个人缴费补贴	FS	45	

（一）参保年龄、待遇领取年龄、最低缴费年限与计发月数

国发〔2014〕8号文件规定，年满16周岁（不含在校学生），非国家机关和事业单位工作人员及不属于职工基本养老保险制度覆盖范围的城乡居民，可以在户籍地参加城乡居民养老保险。年满60周岁、累计缴费满15年，且未领取国家规定的基本养老保障待遇的，可以按月领取城乡居民养老保险待遇。因此，本文涉及的参保年龄为16-59岁，最低缴费年限为15年。基本情景下的待遇领取年龄设置为60岁；在提高待遇领取年龄情景下，该参数还将不断改动。如距待遇领取年龄不到15年，模型允许在待遇领取年龄时一次性补缴。由秦森

(2015)，个人账户养老金计划发放月数 M_r 与待遇领取年龄 r 具有以下关系：

$$M_r = 12 \times \frac{1 - (1 + i^*)^{-(Y_d - r)} \times (1 + i^*)}{i^*}$$

其中， i^* 设定为 4%， Y_d 设定为全国第五次人口普查 0 岁的预期余命，即 75 岁。由上式，便可得到每一待遇领取年龄和计发月数之间的对应关系。

(二) 个人缴费档次和政府缴费补贴

根据国发〔2014〕8 号文件，城乡居民个人缴费档次设定为每人 100-2000 元不等的 12 档，各地区可根据实际情况增设缴费档次。众多研究表明，城乡居民基本养老保险个人缴费激励不足，参保人普遍选择低档次缴费。使用 2021 年《人力资源和社会保障事业发展统计公报》披露的城乡居保个人缴费总额除以缴费人数，得到 2021 年城乡居保年均个人缴费为 216.77 元。因此，将基准个人缴费档次设为每人每年 200 元。

政府缴费补贴的具体标准与方法由各省市人民政府确定。本文参考王翠琴等（2018）和许鼎和杨再贵（2021）的研究，去掉上海与北京¹后使用政府缴费补贴基准值法求得缴费补贴为平均每人每年 45 元。

(三) 基础养老金及增长率、基础养老金平均提高比例及每月加发年限养老金

在过去的十余年中，基础养老金标准随着物价增长和工资变化不断动态调整。基础养老金最低标准的规定可追溯至《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》（国发〔2009〕32号）。其规定，2009 年新农保基础养老金标准为每人每月 55 元。接着，《关于提高全国城乡居民基本养老保险基础养老金最低标准的通知》（人社部发〔2015〕5号）规定，全国城乡居保基础养老金最低标准提高至每人每月 70 元。随后，基础养老金最低标准数次更改，最近一次更改发生于 2022 年：《关于 2022 年提高城乡居民基本养老保险全国基础养老金最低标准的通知》（人社部发〔2022〕36号）规定，自 2022 年 7 月 1 日起，全国城乡居保基础养老金最低标准提高至每人每月 98 元，这也是本文的假设。考虑到增长率，杨再贵等（2019）以基础养老金的几何年增长率作为未来基础养老金年均增长率的基准值。借鉴该办法，得到 2009 年至 2022 年间基础养老金年均增长率为 4.54%。以各省份参保人数为权重对 31 个省份的基础养老金求加权平均值，得到全国加权平均基础养老金为 131.56 元。那么，城乡居保基础养老金全国平均提高比例为 34.25%。

《关于建立城乡居民基本养老保险待遇确定和基础养老金正常调整机制的指导意见》（人社部发〔2018〕21号）规定：对长期缴费、超过最低缴费年限的，

¹ 在所有省级行政区中，北京个人缴费层次最低标准远高于其它省份，上海的缴费补贴远高于其它省份。将北京与上海加入样本中会使估计的缴费补贴偏高，因此本文在计算平均补贴时去掉了这两个省级行政区。

应适当加发年限基础养老金；各地提高基础养老金和加发年限基础养老金标准所需资金由地方负担。通过对各地方政府政策文件的调查发现，参保人累计缴费每超过最低缴费年限1年，平均每月加发2元，因此，将加发年限基础养老金C的基准值设为2。

（四）死亡率、投资收益率和个人账户记账利率

将死亡率纳入模型中，利用社会保险精算方法测算是本文的亮点之一。《中国人身保险业经验生命表（2010-2013）》是目前权威的最新中国生命表。考虑到本文建模的目的是测算等价待遇领取推迟年数而不是保险定价，因此应该选择与国民死亡率更加接近的生命表，而不是经过风险修正过的养老表。由中国精算师协会（2016）公布的生命表编制报告表明，非养老一表（即CL1和CL2表）更加接近人口普查的死亡率数据，因此本文使用CL1（男表）和CL2（女表）进行后续测算和数值模拟。在整数年龄间，本文使用UDD（死亡均匀分布）假设计算生存与死亡概率。

投资收益率是重要的模型参数，其决定了折现因子的数值大小。从2018年起，各省市分批实行养老金委托投资，投资产品大多为固定收益证券。现有文献在制定投资收益率假设时，一方面考虑历史投资收益率，另一方面也考虑未来趋势。参考杨再贵和石晨曦（2016）以及许鼎和杨再贵（2021）的研究，本文取《全国社会保障基金理事会社保基金2021年度报告》公布的年均投资收益率（8.3%）和30年期中债平均收益率（3.25%）的均值5.78%为投资收益率的基准值。

国发〔2015〕8号文件规定，城乡居保个人账户储存额按国家规定计息。2022年度，广东省公布记账利率为2.3%，江西省为3.07%；2023年度，山东省记账利率为2.09%。综合考虑未来记账利率的上涨趋势，将基本情景下的记账利率设为2.5%。

五、仿真实验与情景分析

（一）基准参数与政策比较

在得到上述基准参数后，本文根据式(24)将财政补贴的出口补贴强度设置为1%-25%的区间，得到相应的基础养老金待遇。再反解出不同补贴强度下需推迟的领取年龄。不同性别的具体实验结果见下表。

表 2 基础参保年龄（16岁）男性在不同财政补贴力度下推迟领取年数

η	要求基础养老金 (元)	隐含基础养老金年增长率 (%)	要求待遇(元)	等价推迟领取年数 (年)
1%	13746.8675	0.0456	1134.9299	0.1111
5%	14286.4582	0.0463	1162.6593	0.5178

10%	14960.9467	0.0471	1197.0225	1.1832
15%	15635.4352	0.0479	1231.0696	1.7052
20%	16309.9236	0.0487	1264.8153	2.3250
25%	16984.4121	0.0494	1298.2730	2.7351

表 3 基础参保年龄（16 岁）女性在不同财政补贴力度下推迟领取年数

η	要求基础养老金	隐含基础养老金年增长率	要求待遇	等价推迟领取年数
1%	18653.2018	0.0456	1134.9268	0.1110
5%	19332.9855	0.0463	1162.6168	0.5325
10%	20182.7151	0.0471	1196.8940	1.1810
15%	21032.4448	0.0479	1230.8146	1.7002
20%	21882.1744	0.0487	1264.3957	2.3169
25%	22731.9040	0.0494	1297.6532	2.7234

对比上述两表，可以发现，在同一情景下，推迟领取基础养老金年龄的政策机会成本远远小于财政补贴投入。若想达到增加 25% 财政补贴的效果，只需要将男性的城乡居保领取年龄推迟 2.73 年，将女性领取年龄推迟 2.72 年。

当改变基础参保年龄后，对于 16-59 岁内所有可能进入基金池的参保群体再次进行估算。模拟结果显示，当财政补贴增加的过程中，高龄参保人群的等价推迟待遇领取年数随参保年龄不同呈现出很大差异。如图 1-4 所示。具体来说：对于男性而言，当财政补贴增加 25% 时，40 岁的参保人需推迟养老金待遇的年数为 2.136 年，而 59 岁参保的群体仅需推迟 0.006 年。类似地，对于女性参保群体，40 岁参保人群需推迟 2.012 年，而 59 岁参保人群同样仅需推迟 0.005 年。

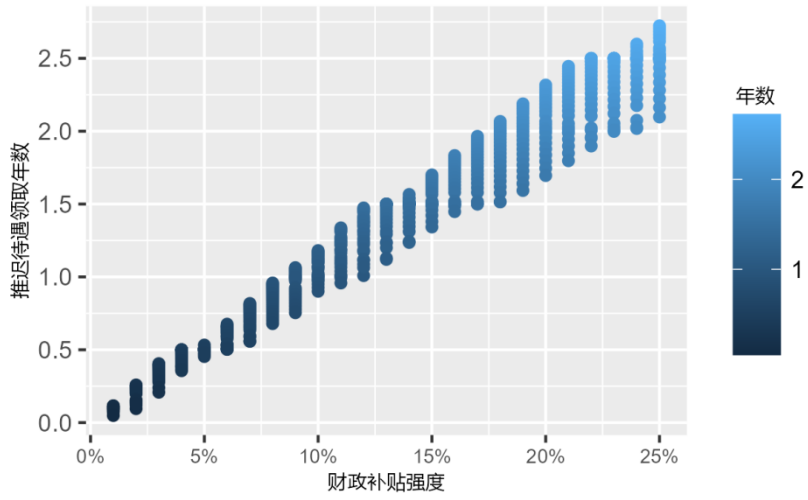


图 2 16-39 岁女性养老金领取年龄提高与财政补贴效果对比

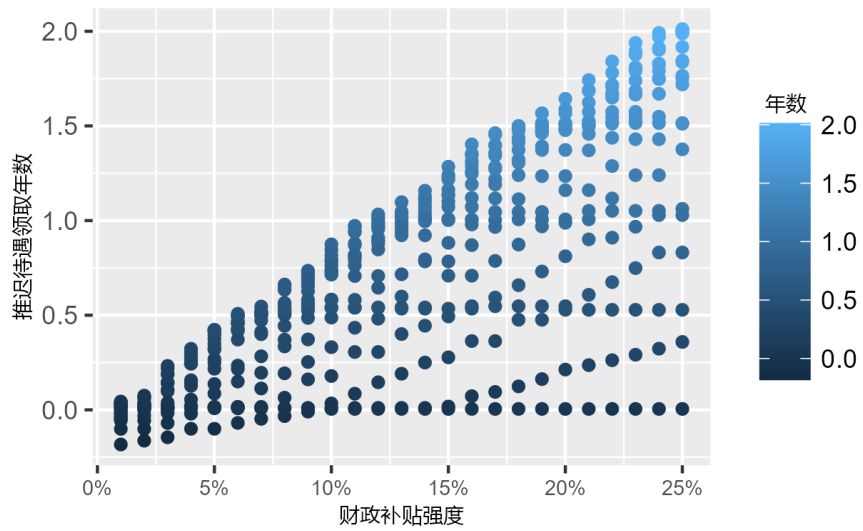


图 3 40-59 岁女性养老金领取年龄提高与财政补贴效果对比

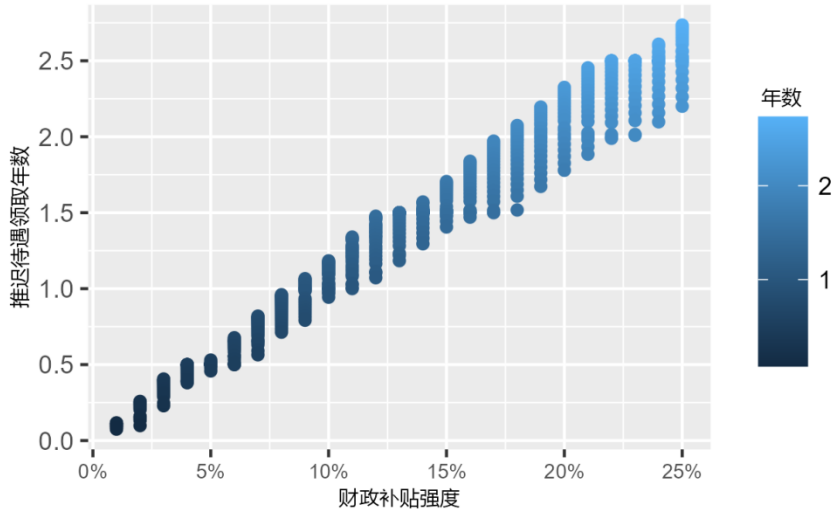


图 4 16-39 岁男性养老金领取年龄提高与财政补贴效果对比

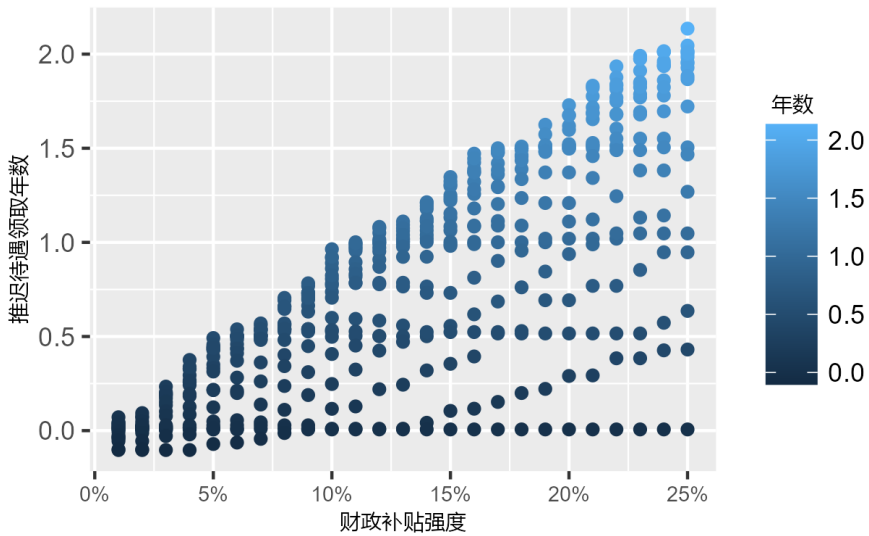


图 5 40-59 岁男性养老金领取年龄提高与财政补贴效果对比

本文尝试对上述情况作出解释：当参保人进入基金池的年龄越大时，在领取首年养老金待遇时所需要补缴的费用越高且时间价值越小。因此，政策补贴的提高仅仅体现在区分缴纳费用的主体上，而不会对待遇领取年龄造成更大幅度的冲击。

从不同性别群体推迟养老金领取年龄与财政补贴效果对比的曲面图中可以发现，若参保年龄在 44-46 的年龄区间，则在相同的财政补贴力度下，无论男

性或是女性城乡居民，需要推迟的养老金领取年龄都产生了一个新的局部高峰。

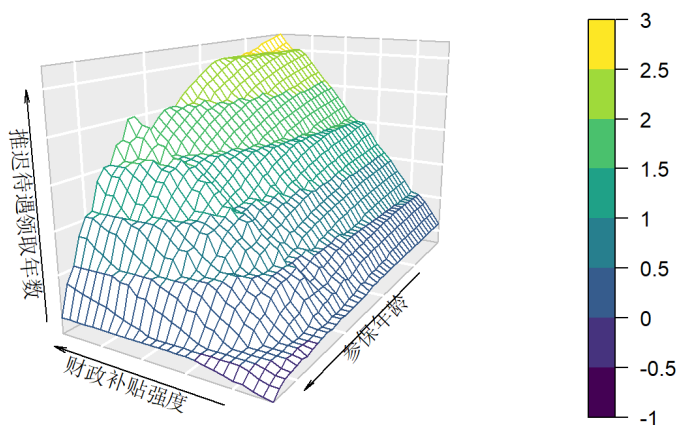


图 6 女性提高养老金领取年龄与财政补贴效果对比曲面图

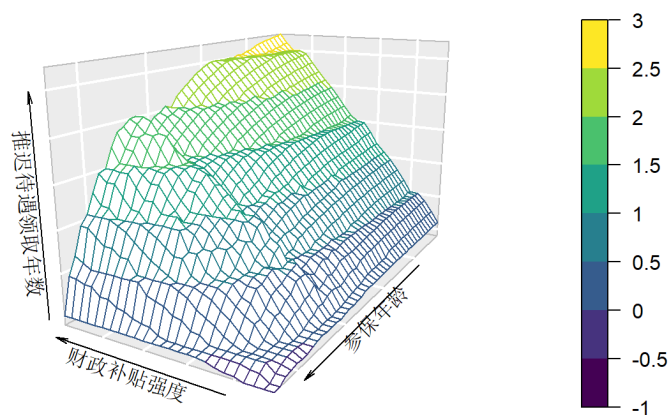


图 7 男性提高养老金领取年龄与财政补贴效果对比曲面图

可以从政策设定的角度入手来解释上述现象。根据国发〔2014〕8号文件的规定，参保人年满60周岁且累计缴费年限满15年的有资格按月领取城乡居民待遇。按照现行政策，如果缴费年限不足15年需要在首次领取基本养老金当年年初完成补缴工作。因此，这会对原本的账户积累产生一定的冲击，导致需要推迟到更高的待遇领取年龄才能重新达到精算平衡。

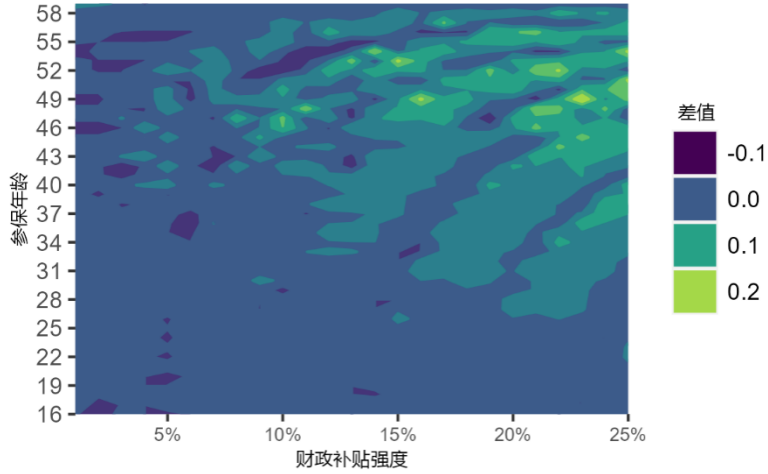


图 8 不同性别推迟领取基本养老金年数差异（男性-女性）的剖面图

最后，我们可以刻画出在不同性别推迟领取基本养老金年数差异，如上图所示。从整体来看，男女推迟领域基本养老金待遇年数的差异在大多情景下基本持平。在政策补贴力度较小时，男性的推迟领取基本养老金年龄略低于女性。而当政策补贴强度较大时，则会出现相反的情况。

（二）稳健性检验

在得上述基准情况下的测算结果后，为保证结果的稳健性，本文选择改变第四节中的基准参数进行后续的仿真实验。一直以来，城乡居民保险面临的两大挑战分别是个人缴费档次较低导致的养老待遇提升困难和投资收益率难以抗衡人口结构变动与通货膨胀所导致的基金贬值。因此，本文首先选择这两项指标进行稳健性检验，以验证前文得出的结论能否得到支撑。

表 4：改变基金投资收益率后男性等价推迟待遇领取年数

η	投资收益率	投资收益率					
		3.50%	4.50%	5.50%	6.50%	7.50%	8.50%
1%		0.1262	0.122	0.1142	0.1008	0.0792	0.0299
5%		0.5997	0.5862	0.5483	0.5009	0.5	0.3591
10%		1.3405	1.3025	1.2119	1.1047	0.9192	0.6141
15%		1.9049	1.8506	1.7465	1.5651	1.447	0.9942
20%		2.5	2.4918	2.378	2.1455	1.8007	1.3584
25%		3.0126	2.9592	2.7991	2.5	2.2799	1.5606

表 5: 改变个人缴费档次后男性等价推迟待遇领取年数

η	个人缴费档次	提高 200 提高 300 提高 400		
		1%	0.0534	0.01
5%		0.5	0.38	0.2516
10%		0.8333	0.5	0.5
15%		1.3318	0.913	0.5
20%		1.5581	1.2741	0.8329
25%		2.0318	1.5	1.0612

可以发现，在同一财政补贴强度下，无论提高个人缴费档次亦或是提高基金投资收益率，需要等价延迟的待遇领取时间都有所缩短。且无论何种模式下，推迟养老金待遇领取年龄的政策成本都远远小于增发财政补贴。同时通过对比两种基数的改变可以发现：养老金待遇对于投资收益率的敏感性要高于对于个人缴费档次的敏感性。投资收益率增长5%，将使等价推迟待遇领取年数缩短1.5年。而想要达到同样的效果，需要将个人缴费档次提高到超过原先水平的300%以上。具体情况如下图所示。

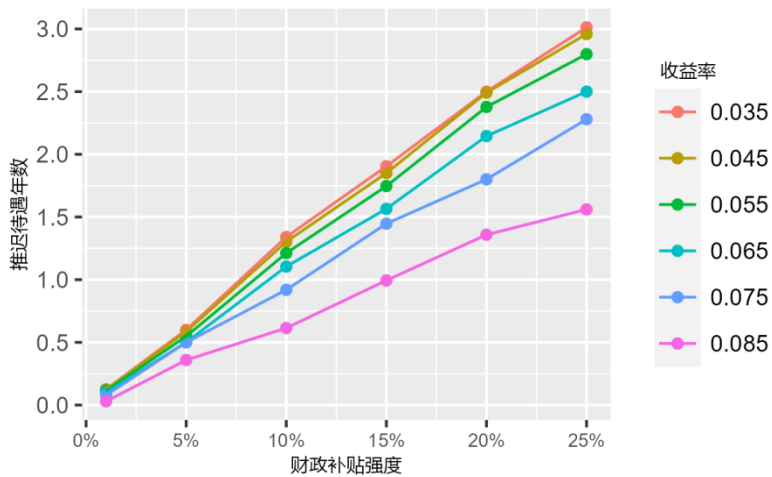


图 9 不同基金收益率下财政补贴变动需等价推迟的待遇年龄（男性）

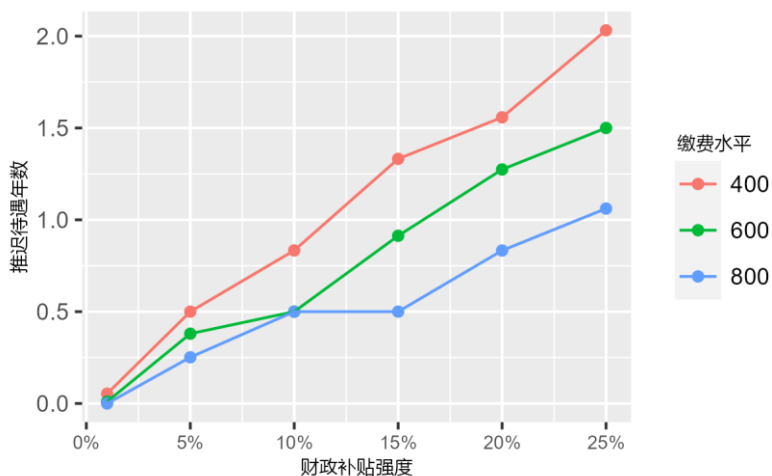


图 10 不同个人缴费档次下财政补贴变动需等价推迟的待遇年龄（男性）

最后，本文选择改变个人缴费补贴和每月加发基础养老金水平进行测试，测试结果如表 6-7 所示。可以发现，基准参数的改变并不会突然拉高推迟领取年数，前文的结果依然稳健。而且根据图 10，可以发现养老金待遇对于个人缴费补贴的变动并不敏感。在 25% 的财政补贴水平下，若个人缴费补贴从 30 元提升至 70 元，所需要推迟的待遇领取年数小于 0.01 年。同时，实验结果显示，每月加发基础养老金会对养老金待遇和推迟领取年数产生一定的影响，但这种影响的作用程度明显小于改变个人缴费档次和基金内部收益率。

表 6：改变个人缴费补贴后男性等价推迟待遇领取年数

η	个人缴费补贴	30	40	50	60	70
	1%		0.0316	0.0305	0.0294	0.0284
5%		0.3577	0.3586	0.3546	0.3754	0.3772
10%		0.5956	0.6146	0.6136	0.6125	0.6115
15%		0.9919	0.9934	0.9950	0.9964	0.9978
20%		1.3531	1.3567	1.3602	1.3637	1.3672
25%		1.5610	1.5607	1.5605	1.5602	1.5599

表 7：改变每月加发基础养老金水平后男性等价推迟待遇领取年数

η	每月加发基础养老金	2	4	6	8	10

1%	0.0299	0.0339	0.0378	0.0417	0.0455
5%	0.3591	0.3795	0.3983	0.4156	0.4317
10%	0.6141	0.6559	0.6943	0.7298	0.7450
15%	0.9942	1.0427	1.0851	1.1356	1.1823
20%	1.3584	1.4332	1.4866	1.5000	1.5000
25%	1.5606	1.6575	1.7467	1.8290	1.9053

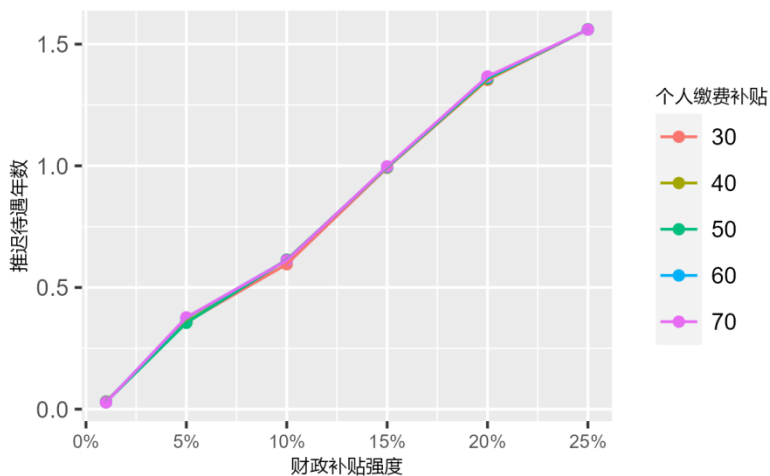


图 11 不同个人缴费补贴下财政补贴变动需等价推迟的待遇年龄（男性）

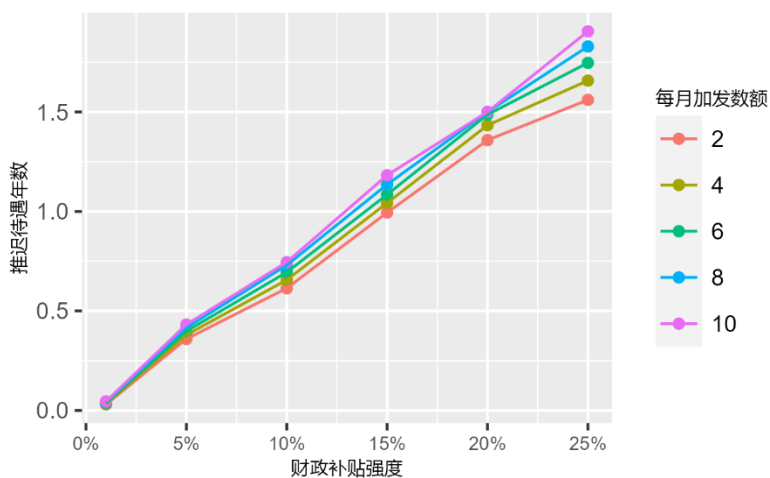


图 12 不同加发基础养老金情况下财政补贴变动需等价推迟的待遇年龄（男性）

六、结论与建议

通过上述分析,可以得到如下结论:(1)不论男性还是女性参保人群,将养老金待遇领取年龄提高所需的政策机会成本都远远低于财政补贴。以财政补贴强度在25%时为例,若男性在16岁开始参保,则相当于推迟待遇领取年数为2.73年;而对于女性来说,相当于推迟领取年数为2.72年。(2)随着参保年龄的提升,在同等财政补贴力度下,需等价提高的待遇领取年龄逐渐变小,且高龄群体的组间差距较大。(3)在相同的财政补贴强度下,参保年龄在44-46岁之间的男性或女性参保人员,推迟养老金领取年龄产生了一个显著的局部高峰。(4)提高领取养老金年数对于基金内部投资收益率的政策敏感性高于个人缴费档次。因此,基于上述结论,可将以下几个方面作为未来政策努力的方向。

第一,虽然仿真实验表明,提高待遇领取年龄所需的政策机会成本低于财政补贴,但提高待遇领取年龄与城镇职工养老保险改革中的延迟退休政策一样,都会直接影响到在职员工的福利水平和退休计划。两种政策推行的阻力不容小觑。在政策的实施过程中必须要注意渐进式改革,细分参保群体内部差异。在保证精算公平的基础上,兼顾效率。

第二,高龄参保群体之间的组间差异代表着差异化补贴政策的实施有其必然性与合理性。在目前,“长缴多补”的激励机制尚不完善,无法激励长期参保者的积极性。而对于有能力缴纳更高缴费档次,但因群体内普遍缴费档次较低而选择缴纳较低档次的参保人员,恰当的差异化补贴会给予正向激励。故而,根据对缴费年限和缴费档次实行差异化补贴,必要时可以采取累进制拉大补贴差距,可以进一步鼓励参保人长期参保,提高缴费档次。

第三,促进城乡居民保险内部收益率测算的透明化和公开化的同时提高内部收益率与记账利率。仿真实验表明,基金内部投资收益率的政策敏感性更高,也是最有效的措施。同时,王翠琴等(2018)的实验测算表明,城乡居保的投资收益率远高于同期银行利率、社保基金收益率以及企业年金年均投资收益率,是一项较好的投资方式。因此,公开城乡居民保险的内部收益率可以增强制度的吸引力,鼓励更多城乡居民参与进来,激励参与群体缴纳更高的缴费档次,以此实现城乡居民养老保险群体的全覆盖与养老待遇的提升。

参考文献

- [1]曾益,任超然,刘倩,2013,延长退休年龄有助于改善养老保险的偿付能力吗?——基于精算模型的模拟分析,《经济管理》,第5期,108-117页。
- [2]陈曦,穆怀中,范璐璐,2017,延迟退休的养老保险缴费率地区差异收敛效应研究——基于供给侧改革降费率视角,《人口与发展》,第4期,2-10页。
- [3]陈元刚,刘嘉艳,齐嵩喆,2022,延迟退休对机关事业单位职工养老金财富影响的精算分析,《地方财政研究》,第8期,73-89页。
- [4]费清,刘方涛,张蕊等,2023,区域差异视角下的我国企业职工养老保险替代率

缺口及解决路径探寻, 保险研究, 第1期, 68-83页。

[5]高建伟,李瀚林,高芳杰, 2023, 延迟退休背景下个人养老金财富测算研究——基于个人税延型养老保险精算的分析, 价格理论与实践, 第3期, 135-139页。

[6]高建伟,伊茹, 2018, 延迟退休对缩减养老保险基金缺口的贡献率测算, 统计与决策, 第4期, 58-63页。

[7]贺磊,马昕, 2021, 死亡率模型选择下职工基本养老保险的长寿风险估算, 保险研究, 第6期, 99-113页。

[8]江红莉,姚洪兴, 2016, 延迟退休对养老保险收支平衡的影响——省域层面基于细分退休群体的精算分析, 保险研究, 第12期, 104-113页。

[9]景鹏,陈明俊,胡秋明, 2018, 城乡居民基本养老保险的适度待遇与财政负担, 财政研究, 第10期, 66-78页。

[10]刘万, 2020, 延迟退休对城镇职工养老保险收支影响的净效应估计——基于2025年起渐进式延迟退休年龄的假设, 保险研究, 第3期, 105-127页。

[11]莫一茗,何林, 2022, 养老金奖惩机制对退休决策的影响研究——基于累积前景理论的视角, 保险研究, 第10期, 112-127页。

[12]穆怀中,范璐璐,陈曦, 2021, 人口预期寿命延长、养老金保障风险与政策回应, 人口研究, 第1期, 3-18页。

[13]孙永勇,李妮涵, 2014, 从费率看城镇职工基本养老保险制度改革, 中国人口科学, 第05期, 67-78页。

[14]汪浩, 2016, 基于精算分析的弹性退休方案, 财经问题研究, 第8期, 93-99页。

[15]王卓, 2022, 从精算视角论延迟退休和养老金改革, 。

[16]阳义南,曾燕,瞿婷婷, 2014, 推迟退休会减少职工个人的养老金财富吗?, 金融研究, 第1期, 58-70页。

[17]杨再贵,秦少鹏, 2023, 基于制度赡养率的退休年龄调整机制, 中央财经大学学报, 第6期, 55-66页。

[18]于洪,曾益, 2015, 退休年龄、生育政策与中国基本养老保险基金的可持续性, 财经研究, 第6期, 46-57页。

[19]郑苏晋,廖朴, 2017, 中国城镇企业职工基本养老保险基金的精算建模, 系统工程理论与实践, 第9期, 2222-2230页。

[20]秦森, 2015, 关于计发月数的研究, 中国社会保障, 第2期, 36-37页。

[21]王翠琴,王雅,薛惠元, 2018, 城乡居民基本养老保险内部收益率的测算与分析, 华中农业大学学报(社会科学版), 第5期, 119-128页。

[22]杨再贵,石晨曦, 2016, 中国城镇企业职工统筹账户养老金的财政负担, 经济科学, 第2期, 42-52页。

[23]杨再贵,许燕,何琴, 2019, 城乡居民基本养老保险的精算模型及应用, 中央

财经大学学报，第2期，31-42页。

[24]许鼎,杨再贵，2021，“补入口还是补出口”？——对城乡居保财政补贴模式的精算评估，统计与信息论坛，第01期，108-118页。

[25]中国精算师协会，2016，中国人身保险业经验生命表编制报告（2010-2013），人民日报出版社。

医疗保险对农村居民消费的影响：经济效应还是心理效应？

李亚青、徐鑫宇¹

摘要：

文章基于 CHARLS 的四期面板数据实证分析了医疗保险对农村居民消费的影响，发现医疗保险使农村居民的非医疗消费增加了 12.2%，且主要体现在生存型消费。健康冲击在其中起着显著的调节作用，使农村居民的非医疗消费显著降低 40.9%。异质性分析发现，医疗保险的消费效应在高收入、65 岁以下和无慢性病的群体中显著，相应的对照组并不显著，存在“越报销，越不敢消费”的现象。进一步的机制检验表明，因为在促进医疗服务利用的同时并未显著减少自付费用和降低自费负担，医疗保险的减负效应并不显著。而基于安全预期和幸福感的中介效应检验高度显著，表明心理效应依然是医疗保险促进农民居民消费的关键机制。未来应以公平性为改革的首要价值导向，通过推行价值医疗和加快分级诊疗改革等措施提升医保制度的保障效果。

关键词：农村居民，医疗保险，健康冲击，消费

一、引言

在新冠肺炎疫情之后复杂严峻的国际国内形势之下，促进消费对于稳定经济和构建新发展格局至关重要。党的二十大报告强调了消费对我国经济发展的重要性，提出要“把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来，增强国内大循环内生动力和可靠性”。2023 年全国“两会”更是把恢复和扩大消费摆在优先位置。我国有 5.1 亿农村人口，占总人口数的 36.1%，消费潜力巨大。因此，研究农村居民消费具有重要意义。

要实现消费增长，关键是稳定居民预期。健康冲击导致的不确定性是影响居民预期的重要原因(臧文斌等，2012；邵全权等，2020)。健康风险制约家庭的财务自由，显著增加家庭财务脆弱性(岳崑，2021)，对家庭当期及未来消费产生巨大影响(Islam & Maitra, 2012；Wagstaff & Lindelow, 2014；楚克本等，2018)。受

¹ 李亚青，广东财经大学金融学院。徐鑫宇，广东财经大学经济学院。基金项目：国家社科基金年度项目“医疗保障制度对健康平等的精准化改进研究”（18BJY215）

城乡“二元”结构影响，农村居民抗风险能力差，面临的健康风险远高于城市居民，更容易在遭受大病冲击时因病致贫和因病返贫，从而成为制约农村居民消费潜力释放的关键因素。

医疗保险是应对健康冲击的关键机制(Liu, 2016)，其重要功能之一就是平滑城乡居民消费(Zhao, 2019)。从理论上分析，医疗保险对消费的影响机制涉及两个方面的效应：一是经济效应，包括减负效应和收入效应。医疗保险通过医疗费用补偿，一方面可以减轻居民医疗支出负担，另一方面通过提升医疗服务可及性促进健康人力资本的改善(黄枫等, 2010)，提高家庭收入水平，从而增加非医疗消费。二是心理预期效应。医疗保险有利于稳定居民对未来医疗支出的预期，增强居民的消费信心，降低他们的预防性储蓄来增加当期的非医疗消费(Wagstaff, 2007)。

早在 2003 年，中国政府就在农村居民中建立了新型农村合作医疗保险(简称新农合)，以帮助农村居民应对大病风险可能造成的健康冲击。2016 年 1 月，国务院印发《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》，将新农合与城镇居民基本医疗保险进行整合，建立了城乡统一的居民医疗保险制度。在此过程中，众多学者研究了医疗保险对居民消费的影响，且绝大多数得出了肯定的结论。对于其影响机制，较早的文献从医疗保险可以降低未来支出不确定性出发，强调了预防性储蓄动机在其中的关键作用(Chou et al., 2003; 白重恩, 2012)。近年来，随着保障水平的逐步提升，一些学者强调医疗保险报销所带来的减负效应(高健等, 2021)，同时也有大量文献关注医疗保险的健康效应或再分配效果等(陈华等, 2016; 李亚青等, 2023)，但究竟哪一种机制对消费起关键作用，现有文献并未达成一致。

医疗保险本质上是一种经济补偿制度和收入再分配机制，经济效应理应在促进消费方面起重要作用。新农合在试点之初，就明确了“以大病统筹为主”制度定位，以“减轻农民因疾病带来的经济负担”¹。城乡医保制度整合之后，随着筹资标准和待遇水平逐年向上调整，医疗保险的经济补偿功能得到不断强化，中国医疗保险也逐步迈入高质量发展的新阶段。新时期医疗保险对居民消费的影响程度如何？到底是经济效应还是心理效应在其中起着关键作用？这些问题的剖析，对于理解农村居民的消费行为及完善我国医疗保险制度有着重要的政策价值。

为此，我们基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)4 年的面板数据，以农村居民为研究对象，检验了医疗保险对农村居民消费的影响效应和内在机制。我们发现，医疗保险显著促进了农村居民的非医疗消费，特别是生存型消费。但健康冲击显著削弱了医疗保险的消费促进效应，从而导致在发生健康冲击的家庭中，医疗保险对非医疗消费的影响是负向的。对于健康风险更大的低收入者、65 岁以上老人和慢性病群体，医疗保险的消费促进效应并不显著，存在“越报销，越不敢消费”的现象。进一步的机制检验发现，因为医疗保险在促进医疗服务利用的同时未能显著降低居民的自费负担，医疗保险的减负效应并未在促进消费中起到应有的贡献。以安全预期和幸福感的中介效应检验高度显著，表明心理效应依然是医疗保险促进农村居民消费的关键机制。

¹ 国务院《关于建立新型农村合作医疗制度的意见的通知》(国办发[2003]3 号)。

与以往文献相比, 本文的边际贡献在于: 一是在实证分析医疗保险与农村居民消费之间关系的时, 考察并验证了健康冲击的调节作用, 为现有文献不一致的结论提供了解释; 二是系统分析了医疗保险影响居民消费的内在机制, 并利用最新数据验证了心理效应在其中的关键作用, 补充和丰富了该领域的相关研究, 有利于加深对农村居民消费行为的理解。

后文还将从以下几个部分进行阐述: 第二部分为文献回顾和理论分析; 第三部分为介绍数据、变量和模型; 第四部分呈现和分析实证结果, 第五部分对可能的影响机制进行检验, 最后是结论与建议。

二、文献回顾和理论分析

(一) 文献回顾

国内外已有大量文献研究了医疗保险对居民消费的影响, 且多数研究认为医疗保险对居民消费有正向影响。Gruber & Yelowitz(1999)针对美国公共医疗保险(Medicaid)的研究发现, 医疗保险显著提高了居民的消费水平。进一步地, Gallagher et al.(2020)研究发现 Medicaid 能够减少低收入人群体的预防性储蓄, 帮助他们实现消费平滑。Kantor & Fishback(1996)、Chou et al.(2003)分别基于美国和中国台湾的研究也得出了类似的结论。在我国医保制度实施的早期, 就有一些学者开始关注不同医疗保险制度对居民消费的影响。马双等(2011)、白重恩等(2012)等基于新农合的研究表明, 参与新农合使农村家庭非医疗消费产生显著的正效应。例如, 白重恩(2012)研究发现新农合使农村居民的非医疗消费增加了约 5.6 个百分点。臧文斌等(2012)等基于城镇居民医保的研究, 也发现了医疗保险促进非医疗消费的证据。近年来, 部分学者以内蒙古自治区农牧户(李傲等, 2020)、或者流动人口(朱铭来等, 2017; 文乐等, 2019; 郝演苏等, 2022)为考察样本, 研究了医疗保险对消费的影响并得出了肯定的结论。

但是, 也有不少文献研究发现, 医疗保险对消费无影响甚至起到抑制作用。Phillip et al.(2009)基于安徽和江苏农村 1500 个入户调查数据研究发现, 因为保障水平过低且没能覆盖门诊保障, 新农合不足以提高农村家庭的消费水平; 熊波等(2017)基于中国九省的农户数据研究认为, 参加新农合对居民消费并无显著影响。周佳璇(2021)基于 2016 年北京市 CMDs 数据研究发现, 农民工参加新农合并不利于扩大他们的消费需求, 参加更高水平的职工医保才能显著促进其消费。类似的, 邵全权等(2020)基于 CFPS 数据研究发现, 城职保和城居保对居民家庭消费有显著促进作用, 而新农合则显著抑制了总消费与分项消费。

对于医疗保险影响消费的机制, 大多数文献认为预防性储蓄在其中起着关键作用, 即医疗保险可以降低未来医疗支出的不确定性, 减轻人们的预防性储蓄动机, 从而增加消费(Chou et al., 2003; 白重恩, 2012; 宋月萍等 2018; 黄家林等, 2022)。对于经济效应, 高健等(2021)认为医疗保险主要通过通过对参保人医疗费用的报销而促进居民消费。一些针对流动人口的研究则强调了市民化意愿的中介作用, 例如周佳璇(2021)发现农民工是否愿意实现市民身份转变(转户意愿)是医疗保险促进消费的重要途径; 郝演苏等(2022)则认为转户意愿的中介作用并不明显, 而他们在流入地长期居住意愿的提升可以显著促进本地消费。

现有文献为我们的研究提供了重要参考, 但还存在进一步改进的空间。一是

现有文献的实证模型相对忽略了健康冲击在其中可能起到的重要作用。健康冲击导致居民家庭收入下降,使居民受预算约束而降低其消费水平(蔡雪雅等, 2019),会直接削弱医疗保险的保障效果(Liu & Zhao, 2012)。二是对于医疗保险影响消费的内在机理,虽然很多文献有过探讨,但缺乏较系统的研究。除此以外,现有针对农村医疗保险的研究通常基于医疗保险制度发展的初期,经过十余年的发展,医疗保险与农村居民消费的关系还有待基于最新数据的检验。

(二) 医疗保险影响居民消费的主要机制

医疗保险既是一种经济补偿制度,也是一种风险分散机制。因此,理论上,医疗保险可从经济和心理两个方面影响居民消费(图 1)。

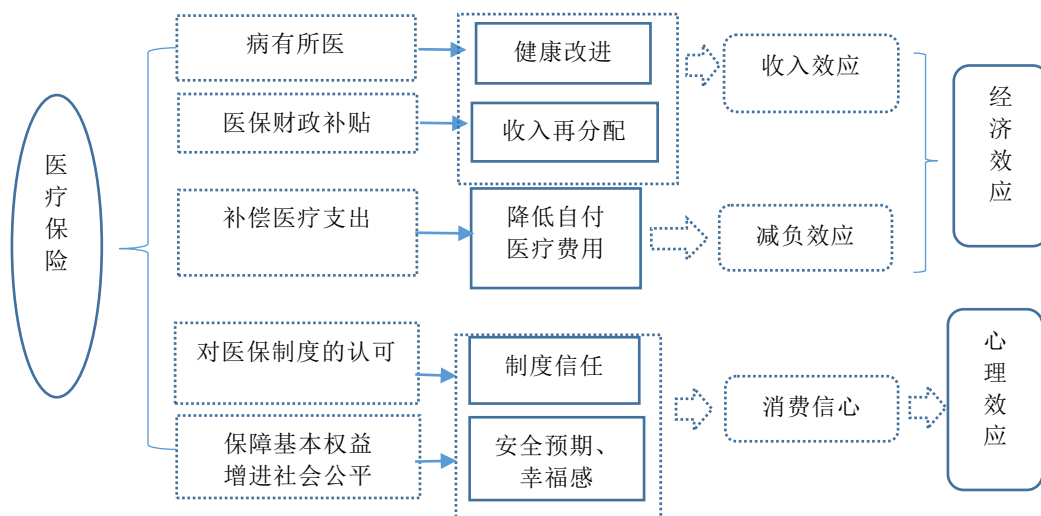


图 1 医疗保险影响居民消费的主要机制

1. 经济效应

作为一种经济补偿制度,医疗保险的基本功能是为参保人实际发生的医疗费用提供一定的补偿(报销)。经济效应主要体现在“增收”和“减支”两个方面。首先,因为医疗服务需求的价格弹性小于 0(Aron-Dine et al., 2013),医疗保险大幅降低了参保人实际面临的医疗服务价格,有利于促进医疗服务需求释放,改善医疗服务可及性(Wagstaff et al., 2009),促进健康人力资本的改善(Daysal, 2012),提高家庭收入水平,进而增加消费。对于中国农村医疗保险而言,因为政府以财政补贴的方式承担了主要的筹资责任,且各级政府的补贴政策不同程度地体现对困难地区和弱势群体的倾斜,具有明显的收入再分配色彩,有利于发挥制度的“济贫”作用(李亚青等, 2023),从而促进弱势群体的消费。上述两个方面的效应可称之为收入效应。其次,医疗保险的补偿机制直接降低了居民实际承担的医疗费用,有利于释放当期的非医疗消费,可称之为减负效应。

2. 心理效应

作为一种风险分散机制,医疗保险给予参保人的实质上是一种期待利益。换言之,参保人只有在患病并发生符合要求的医疗费用时,才有机会享受医疗保险的补偿。医疗保险降低了未来医疗支出(特别是大额支出)的不确定性,缓解了疾病风险带来的经济负担忧虑。根据预防性储蓄理论(Leland, 1968),未来不确定

性的降低将使参保人降低预防性储蓄，相应增加其他方面的消费(龙志和等，2000；Bai & Wu, 2014)。与此同时，医疗保险通过完善制度和城乡统筹发展，保障每个居民的基本权益，使不同身份、不同收入水平的人能够平等地享有相近水平的医疗保障，有利于改善弱势群体的医疗服务利用和健康状况(Atun et al., 2013)，增进整个社会的公平程度。因此，医疗保险在心理层面有利于提升居民安全预期和幸福感，从而提振家庭的消费信心(李傲等，2020)。

三、研究设计

(一) 数据来源

数据来源于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)。CHARLS 是由北京大学国家发展研究院主持、中国社会科学调查中心执行的一项大型跨学科调查项目。研究采取基线样本追踪访问的研究模式，经过多年持续调查，收集了一套代表中国 45 岁及以上中老年人家庭和个人的高质量微观数据如人口学特征、地区人口经济状况、参保情况和健康状况等指标，用以分析我国人口老龄化问题等问题，为我国社会保障政策的制定、修正和完善提供科学的数据基础。CHARLS 的全国基线调查开始于 2011 年，分别于 2011、2013、2015 和 2018 年在全国 28 个省(自治区、直辖市)的 150 个县、450 个社区(村)开展调查访问，截至 2018 年，其调查样本已覆盖达到 752 个区县。

本文选择 CHARLS2011、2013、2015 和 2018 年四年的面板数据。在数据的处理上首先排除城镇户口的居民，只保留农村户口居民样本¹，同时剔除无法识别参保状态与数据变量有缺失值的样本。对居民年收入、非医疗消费支出等异常值较多的样本进行缩尾处理以减小异常值带来的影响。最终选取样本数为 30577 个观测值。

(二) 计量模型

首先，为研究医疗保险对农村居民消费的影响效果，本文选取固定效应模型回归方程如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HI_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \delta_i + \gamma_i + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在(1)式中， Y_{it} 为被解释变量。 $Control_{it}$ 表示表示其他控制变量， α_2 为其相应的回归系数； δ_i 、 γ_i 和 θ_{it} 分别为家庭固定效应、社区固定效应、年份与城市交乘的固定效应，用以控制其他可能影响居民支出不随时间变化的遗漏变量； ε_{it} 是不可观测的扰动项，标准误聚类至区县层面。

其次，为研究健康冲击在医疗保险对农村居民消费的影响中的调节效应，本文选择加入交互项回归的方法，引入居民是否遭受健康冲击变量与医疗保险变量进行交互，进行面板数据回归。该回归模型方程如下

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 HI_{it} * SHOCK_{it} + \beta_2 HI_{it} + \beta_3 SHOCK_{it} + \beta_4 Control_{it} + \delta_i + \gamma_i + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

¹ 因为 2015 年的数据是农村户口的样本量特别少，只有 364 个观测，明显少于 2013 年(7960 个观测)和 2018 年(8504 个观测)，我们用 2018 年 hukou 情况反推前一年，再用 2013 年的 hukou 情况反推后一年，得到 7438 个观测。

在(2)式中, Y_{it} 为被解释变量;

HI_{it} 为关键解释变量, $SHOCK_{it}$ 为健康冲击, $HI_{it} * SHOCK_{it}$ 为两个变量的交互项; $Control_{it}$ 为控制变量; δ_i 、 γ_i 和 θ_{it} 的定义与回归方程(1)中相同; ε_{it} 表示固定效应模型的随机扰动项。交互项系数 β_1 是该模型最关注的估计值, 通过该变量显著性和系数大小, 以分析健康冲击在医疗保险对农村居民消费的影响中是否具有调节效应与效用形式。

最后, 我们参考温忠麟等(2014)、Yin et al.(2022)等的研究, 采用以下的中介效应模型检验和分析医疗保险对农村居民消费的作用机制:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HI_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \delta_i + \gamma_i + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 HI_{it} + \beta_2 Control_{it} + \delta_i + \gamma_i + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 M_{it} + \gamma_2 HI_{it} + \gamma_3 Control_{it} + \delta_i + \gamma_i + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在式(4)-(6)式中, M_{it} 为中介变量, 我们在实证中考虑了自付医疗费用、健康和心理预期(包括安全预期与幸福感)三类。以安全预期的检验为例, 我们可以分三步进行检验, 第一步检验医疗保险对农村居民非医疗消费是否有显著影响, 即系数 α_1 是否显著; 如果显著则进入第二步, 检验医疗保险对安全预期的影响, 即 β_1 是否显著; 第三步, 将医疗保险和安全预期同时纳入回归模型, 检验 γ_1 与 γ_2 是否显著。当 α_1 、 β_1 和 γ_1 均显著时, 如果 γ_2 不显著, 则表明安全预期发挥了完全中介作用; 如果 γ_2 不显著, 则表明安全预期仅发挥了部分中介作用。

(三)变量及其描述性统计

1.被解释变量

我们重点以农村居民的非医疗消费为被解释变量。在自愿参保原则下, 农村居民可能出现逆向选择问题, 即那些健康状况较差或预期有大额医疗支出的家庭和个人, 更可能选择参保。因此, 参保居民与非参保居民的消费可能本身就存在较大差距。通过剔除医疗支出, 可以避免参保居民可能医疗支出更多所造成的潜在偏差(白重恩, 2012)。

2.关键解释变量

关键解释变量为是否参加医疗保险。当受访者参加了新农合、城乡居民医疗保险或城镇职工医疗保险中的任何一种, 我们将变量值设定为 1, 否则为 0。为考察医疗保险对不同消费的可能影响, 进一步将居民的非医疗消费划分为生存型、发展型和享受型三种类型进行分析。参考尹志超等(2021)、何宗樾等(2020)等文献并考虑农村居民的消费特征, 我们用将家庭食品、日用品、衣着消费, 以及水电汽等各项常规生活费用纳入生存型消费, 用教育和培训支出衡量发展型消费。除以上两类支出以外的其他支出, 包括美容支出、家庭旅游支出、家庭保姆、汽车购买等归为享受型消费。

3.控制变量

参考刘子宁(2019)、周广肃等(2020)的研究, 我们从居民个人因素、家庭特征和所在社区特征三个角度选取控制变量, 个人因素具体包括年龄、性别、受教

育程度、参与社交情况、15岁以前的健康状况和是否有慢性病等¹；家庭特征具体包括家庭居住地、婚姻状况、子女数量和居民家庭收入等；体现社区(村庄)特征的变量包括社区平均年龄、男性比例、平均受教育程度、平均消费倾向和平均健康水平。表1为变量的描述性统计。样本的医保的参与率为94.0%。被调查者的平均年龄为59.16岁，男性占比为48.3%，平均受教育年份为2.87年，70.3%的被调查者患有慢性病。在家庭因素方面，75.5%的受访者居住在农村，家庭平均子女数量接近3个。

表1 主要变量的描述性统计

变量名	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
非医疗消费	取自然对数	9.529	1.101	7.071	11.475
生存型消费	取自然对数	8.446	2.409	0	10.789
发展型消费	取自然对数	1.728	3.131	0	9.210
医疗保险	参加=1	0.939	0.238	0	1
年龄	连续变量	60.160	9.552	45	90
性别	男性=1	0.483	0.500	0	1
居住区域	住农村=1	0.245	0.430	0	1
婚姻状态	正常=1	0.688	0.463	0	1
受教育年限	连续变量	2.876	3.713	0	19
家庭年收入	取自然对数	8.504	1.919	0	17.480
是否有慢性病	有=1	0.703	0.457	0	1
15岁以前的健康状况	好=1	0.548	0.498	0	1
子女数量	连续变量	2.284	1.911	0	12
是否有社交	有=1	0.494	0.500	0	1

四、回归结果及分析

(一) 基本回归结果

表2列示的是固定效应模型的回归结果。从第1列可以看出，医疗保险使农村居民的非医疗消费显著增加12.2%。在相继控制了家庭固定效应、社区固定效应、年份与城市交乘的固定效应之后，医疗保险的回归系数依然高度显著。这一结果与Wagstaff & Pradhan(2005)、臧文斌等(2012)等基本一致。

表2第4-6列报告了医疗保险对不同消费类型的影响。可以看出，医疗保险对农村居民消费的影响，主要体现在生存型消费，对发展型消费和享受型消费的影响系数虽然为正，但并不显著。这表明医疗保险的消费促进效应还主要体现在食品、日常生活杂费等生存层面，在促进农村居民消费升级，提升其在教育培训、家庭旅游等发展型和享受型消费方面的作用还有待提高。

表2 医疗保险对农村居民消费的影响

¹ 慢性病是指CLHLS问卷涉及的高血压、糖尿病、心脏病等二十余种疾病，当受访者存在其中任何一种疾病时，认为其患有慢性病。

	被解释变量			
	非医疗消费 (3)	生存型消费 (4)	发展型消费 (5)	享受型消费 (6)
医疗保险	0.122*** (0.035)	0.352*** (0.078)	0.124 (0.149)	0.083 (0.123)
年龄	0.004** (0.002)	0.007** (0.003)	0.027*** (0.007)	0.002 (0.005)
性别	0.042** (0.019)	0.110** (0.043)	0.127 (0.082)	0.101 (0.068)
居住区域	-0.189*** (0.039)	-0.103 (0.086)	-0.573*** (0.164)	-0.512*** (0.135)
婚姻状况	0.157*** (0.025)	0.298*** (0.056)	0.019 (0.107)	-0.184** (0.088)
受教育年限	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.006)	-0.035*** (0.012)	0.004 (0.010)
家庭收入	0.071*** (0.004)	0.091*** (0.010)	0.209*** (0.018)	0.114*** (0.015)
子女数量	-0.011 (0.009)	0.016 (0.020)	-0.066* (0.037)	0.057* (0.031)
是否参加社交	0.061*** (0.016)	0.102*** (0.035)	0.189*** (0.066)	0.129** (0.054)
是否有慢性病	0.016 (0.022)	0.022 (0.049)	0.160* (0.092)	0.191** (0.076)
15岁之前健康状况	-0.019 (0.018)	0.018 (0.039)	-0.110 (0.075)	0.014 (0.061)
样本量	20035	20047	20234	20234
R 平方	0.634	0.492	0.542	0.541

说明：控制变量包括社会经济变量(年龄、性别、婚姻状况等)、健康状况(是否有慢性病、15岁以前的健康状况)、社区特征(社区层面在年龄、性别、健康、消费倾向和受教育年限方面的平均值)；所有回归均控制了家庭固定效应、年份与城市交乘的固定效应；括号中的值是在区县层面聚类的标准误；*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

(二) 健康冲击的调节效应

参考楚克本等(2018)的研究，以灾难性医疗支出作为健康冲击的代理变量，并以家庭年住院支出超出家庭可支配收入 50%为“门槛”来定义健康冲击。当居民年住院支出超过这门槛，就认为其受到健康冲击的取值为 1，否则为 0。基于模型(2)的回归结果如表 3 所示。从第 1 列可以看出，健康冲击使农村居民的非医疗消费显著降低 40.9%，这说明健康冲击在医疗保险的消费促进效应中具有显著的调节作用。从第 2-4 列可以看出，健康冲击使生存型消费降低 80%，但对发展型和享受型消费的影响并不显著。从医疗保险的偏回归系数来看，存在健康冲击的

家庭中，医疗保险使非医疗消费降低 27.3%(0.136-0.409)，其中使生存型消费降低了 42.1%(0.379-0.800)。因为健康冲击只有在保障不完备的情况下才会影响居民消费(楚克本等，2018)，上述结果表明，现有的医疗保险制度还不能有效地分散农村居民的大病经济风险，从根本上解决他们的“看病贵”问题。健康冲击直接影响到农村居民的基本生活，甚至有可能使一些困难群体因病返贫。

表 3 健康冲击的调节效应

	被解释变量			
	非医疗消费 (1)	生存型 (2)	发展型 (3)	享受型 (4)
医疗保险	0.136*** (0.036)	0.379*** (0.080)	0.132 (0.151)	0.102 (0.125)
健康冲击	0.401** (0.178)	0.705* (0.397)	0.359 (0.757)	0.555 (0.624)
健康冲击*医疗保险	-0.409** (0.182)	-0.800** (0.405)	-0.445 (0.774)	-0.661 (0.638)
样本量	20035	20047	20234	20234
R 平方	0.634	0.492	0.542	0.541

说明：控制变量与表 2 相同，所有回归均控制了家庭固定效应、年份与城市交乘的固定效应；括号中的值是在区县层面聚类的标准误；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%水平上显著。

(三) 稳健性检验

1. 更换样本区间

采用 2013 年和 2018 年的样本，结果依然与表 2 相似¹，医疗保险显著促进了农村居民的非医疗消费，且对只生存型消费显著。这说明基本回归不受样本区间选择的影响。

表 4 基于 2013 年和 2018 年样本的回归结果

	被解释变量：非医疗消费			
	非医疗 消费(1)	生存型 消费(2)	发展型 消费(3)	享受型 消费(4)
医疗保险	0.175** (0.069)	0.581*** (0.150)	0.071 (0.306)	0.077 (0.212)
样本量	9356	9356	9356	9356
R 平方	0.713	0.607	0.622	0.613

¹ 我们也采用 2015 和 2018 年的样本进行了回归分析，结果依然显著。因篇幅所限，没有在文中列出。

说明：控制变量与表 2 相同，所有回归均控制了家庭固定效应、年份与城市交乘的固定效应；括号中的值是在区县层面聚类的标准误；*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

2. 回归模型的改进

前文的回归中没有考虑一种潜在的偏差：参合农户比不参合农户富裕，而且不同收入家庭有不同的消费增长率。为此，我们放宽了模型的识别假设，通过加入年份和收入(年份*家庭收入的对数)的交叉项来允许消费的时间趋势随收入而变化。表 5 展示了新的回归结果，医保保险的回归系数比表 2 略小，但结果依然类似。可见，医疗保险对居民非医疗类消费的促进作用是稳健的。

表 5 基于模型改进之后的回归结果

	被解释变量			
	非医疗消费 (3)	生存型消费 (4)	发展型消费 (5)	享受型消费 (6)
医疗保险	0.117*** (0.044)	0.345*** (0.104)	0.105 (0.143)	0.082 (0.135)
家庭收入	-21.494*** (3.510)	-36.527*** (8.376)	-80.830*** (14.491)	-2.274 (11.397)
家庭收入*年份	0.011*** (0.002)	0.018*** (0.004)	0.040*** (0.007)	0.001 (0.006)
样本量	20035	20047	20234	20234
R 平方	0.635	0.493	0.544	0.541

说明：控制变量与表 2 相同，所有回归均控制了家庭固定效应、年份与城市交乘的固定效应；括号中的值是在区县层面聚类的标准误；*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

3. 选择不同标准来定义健康冲击

对于健康冲击的调节效应，前文只考虑了 50% 的灾难性支出标准。在此我们进一步放宽，分别按年住院支出超出家庭可支配收入 40%、30% 和 20% 的来定义健康冲击，回归结果如表 6 所示。与表 3 报告的结果相似，健康冲击的调节作用依然高度显著。从医疗保险的偏回归系数来看，存在健康冲击家庭中，医疗保险不仅没有提高消费，反而使非医疗消费在三种不同标准下分别降低 32.5%、37.3% 和 35.4%。这表明，健康冲击的调节作用也是稳健的，不因健康冲击的标准不同而影响结果。

表 6 基于不同健康冲击标准的回归结果

被解释变量：非医疗消费	
-------------	--

	(1)40%的标准	(2)30%的标准	(3)20%的标准
医疗保险	0.135*** (0.044)	0.140*** (0.044)	0.139*** (0.044)
健康冲击	0.438** (0.180)	0.517*** (0.174)	0.520*** (0.174)
健康冲击*医疗保险	-0.460** (0.185)	-0.513*** (0.179)	-0.493*** (0.178)
样本量	22520	22520	22520
R 平方	0.040	0.040	0.040

说明：控制变量与表 2 相同，所有回归均控制了家庭固定效应、年份与城市交乘的固定效应；括号中的值是在区县层面聚类的标准误；*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

(四) 异质性分析

借鉴现有研究(岳崑, 2021; 赵静怡, 2022; 郑超, 2022), 选择基准回归中的年龄、收入和健康状况以区分不同样本组, 将低于 65 岁及以下的居民定义为低年龄组, 65 岁以上的居民定义为高年龄组; 依照 2011、2013、2015 和 2018 年的收入贫困线划分不同群体(鲜祖德, 2016), 将收入低于贫困线的居民定义为低收入组, 其余为高收入组¹; 根据有无慢性病, 将样本分为两个不同健康状况的两组。回归结果如表 7 所示。从第 1-3 列可以看出, 医疗保险显著促进了高收入组的非医疗消费, 但对于低收入群体, 回归系数虽然为正但并不显著。这一研究发现与白重恩等(2012)、臧文斌等(2012)的结论恰恰相反。根据预防性储蓄假说, 低收入家庭的支付能力弱, 往往有更强的储蓄性动机。如果医疗保险能够降低未来医疗支出的不确定性, 医疗保险对这部分人群消费的刺激作用理应更大。为何会出现相反的结果? 从逻辑上分析, 居民减少预防性储蓄从而增加消费的前提是, 医疗保险真正能够应对健康冲击, 解决医疗费用支出负担, 从根本上避免居民因患病而陷入经济困境。如果医疗保险所起的作用有限, 那么出于谨慎动机, 居民依然不敢消费。

表 7 基于年龄与收入的异质性分析

	被解释变量：非医疗消费					
	低收入组(1)	高收入组(2)	65 岁以上(4)	65 岁以下(3)	有慢性病(5)	无慢性病(6)
医疗保险	0.055 (0.097)	0.197*** (0.045)	0.058 (0.095)	0.083* (0.050)	0.081 (0.055)	0.225** (0.087)
样本量	5156	10419	3306	13931	13038	4344
R 平方	0.703	0.658	0.705	0.632	0.642	0.717

¹ 我们同时也按收入的中位数进了收入分组, 得出的结论依然类似。

说明：控制变量与表 2 相同，所有回归均控制了家庭固定效应、社区固定效应、年份与城市交乘的固定效应；括号中的值是在区县层面聚类的标准误；*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

再看第 4-6 列医疗保险的系数，无慢性病和 65 岁以下群体显著，相应的对照组不显著，与上述推论存在逻辑一致性。低收入组、65 岁以上老年人和有慢性病群体，都是容易遭受健康冲击、更可能发生医疗费用的群体。据统计，低收入组的慢病发生率和住院率分别为 74.8% 和 15.3%，分别比对照组高 5.2 和 2.8 个百分点；65 岁以上群体的慢病发生率和住院率分别为 79.9% 和 18.3%，分别比 65 岁以下组高 13 和 7 个百分点；有慢性病群体的住院率 15.9%，是无慢性病群体(住院率 6.8%)的 2 倍以上¹。然而，表 7 的结果表明，在这些群体中反而存在“越报销，越不敢消费”的现象。这进一步表明，医疗保险很可能没有从根本上解决居民的“看病贵”问题。

五、可能的影响机制检验

(一) 医疗保险的经济效应

为了检验图 1 所示的收入效应，即医疗保险是否通过改进健康改善收入水平，从而促进消费，我们分别以自评健康和健康满意度为中介变量，按照模型(3)-(5)的步骤进行中介效应检验，并未得到显著的结果。这可能是因为，医疗保险-健康促进-收入增加-促进消费是一个较长的链条，具有滞后性和长期性。因此，这里重点对减负效应进行检验。

1. 医疗保险的减负效应检验

医疗保险之所以可能促进消费，一个可能的渠道医疗保险对消费的事后“挤入效应”(白重恩等，2012)，即通过医疗保险补偿减少了家庭的医疗费用开支，使这些家庭将更多的收入用于其他消费。这实质上就是前文所述的减负效应。为了检验这一假说，我们根据家庭当年是否发生了医疗支出(包括门诊和住院)，构建了“当年有医疗支出”的虚拟变量，并进一步在回归中控制了医疗保险与“当年有医疗支出”的交叉项，结果如表 5 所示。与预期的恰恰相反，当年有医疗支出，不仅没有促进消费，反而使非医疗消费降低了 15.2%。分样本的分析表明，医疗保险对当年有医疗支出的家庭并无显著的促进作用，反而是当年没有医疗支出的家庭，呈现出显著的促进效应。这与早期 Bai et al. (2010)的研究结论一致。Bai et al. (2010)研究了新农合的实行对农户消费的影响，发现医疗保险对没有医疗费用的家庭的影响大于有医疗费用的家庭。

表 8 医疗保险的减负效应检验

被解释变量：非医疗消费		
全样本 (1)	当年有医疗支出的 样本(2)	当年没有医疗支出的 样本(3)

¹ 数据来源：笔者根据 CHARLS 样本数据进行的统计。

医疗保险	0.146** (0.038)	0.013 (0.149)	0.163*** (0.041)
医疗保险*当年有 医疗支出	-0.152* (0.090)		
当年有医疗支出	0.186** (0.089)		
样本量	20035	1863	14934
R 平方	0.634	0.741	0.657

说明: 控制变量与表 2 相同, 所有回归均控制了家庭固定效应、年份与城市交乘的固定效应; 括号中的值是在区县层面聚类的标准误; *、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

之所以会出现上述结果, 可能是因为医疗保险在促进农村居民医疗需求释放的同时, 使参保人承担了更多的自费医疗支出, 灾难性支出发生率和因病致贫率仍然保持在较高水平(Ta et al., 2020), 因此难以刺激居民的非医疗消费。因为供方诱导需求和“过度医疗”等因素的影响, 医疗保险并未有效降低农民的经济负担(Wagstaff et al.2009; Liu & Zhao, 2012)。对于流动人口或低收入群体, 受缴费负担的影响, 参加医疗保险反而对居民家庭消费水平有抑制作用(韩俊强, 2021)。

2. 医疗服务利用、自费负担和就医机构选择

为进一步对减负效应失效提供解释, 我们运用计量模型实证分析了医疗保险对农村居民的医疗服务利用、自付费用和就医行为影响, 结果如表 9 所示。可以看出, 医疗保险显著促进了农村居民的住院服务利用, 使他们的住院概率显著增加, 住院总费用显著增长。但住院自付费用和自费负担(年自付医疗费用占年收入的比重)并未显著降低。而且, 医疗保险还显著提高了参保人去大医院治疗的概率¹, 意味着参保人道德风险存在的可能。因为高级别的医院收费水平更高, 而医保报销比例更低, 这种就医行为倾向加剧了医疗费用的不合理增长, 导致患者自费负担难以有效降低。

表 9 医疗保险对医疗服务利用、自付费用和医疗机构选择的影响

	被解释变量				
	是否住院 (1)	年住院总费 用的对数(2)	年自付费用 的对数(3)	自费 负担(4)	是否大 医院(5)
医疗保险	0.164*** (0.055)	0.742* (0.442)	0.556 (0.539)	-0.620 (0.622)	0.115* (0.064)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	22014	22014	22014	22014	22014
R 平方	-	0.709	0.788	0.487	-

¹ 因为 CHARLS 缺乏详细的医院级别数据, 我们把综合性医院和专科医院定义为“大医院”。

说明：各个模型还控制了年龄、性别、婚姻状况、收入水平、居住地区、健康状况和子女数量等；除第 1 列和第 5 列采用 xtprobit 回归，其余模型为固定效应回归；*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

据统计，农村居民在 2011、2013、2015 和 2018 年的住院率分别为 8.6%、12.9%、14.2%、16.9%，呈现逐年上升趋势。相应的，居民年度住院自付费用也在快速增长，四年分别为 6618.3 元、8563.9 元、9365.1 元和 10392.6 元。而这四年农村居民人均年收入分别为 6977.3 元、8895.9 元、11421.7 元和 14617.0 元¹。据此测算，因病住院农村居民的平均自费负担(自付费用占收入之比)高达 71% 以上，最高(2013 年)达到 96.3%。这一数值，远远超出世界卫生组织所提出的灾难性医疗卫生支出门槛(40%)。

由此可见，尽管医疗保险增加了农村居民的医疗服务利用，但是在共付机制之下，一旦因住院而产生自付医疗费用，往往会对农村家庭造成灾难性的经济后果。考虑到上述数据还只是住院群体的平均数，不排除有相当一部分家庭承受了超出年收入的自付医疗费用，从而可能因病致贫或因病返贫。

(二) 医疗保险的心理效应

1. 医疗保险的制度信任检验

医疗保险提供的实质上是一种期待利益。只有当参保人患病并产生符合报销政策的医疗费用时，参保人才能够得到经济补偿。如果参保人能够见证这一制度的益处，可能会增强对医保制度的信任和信心，从而增加消费。白重恩等(2012)的研究也证明了当参合的益处被农户见证后，新农合使农村居民消费显著增强了 17 个百分点。在十余年之后，这一结论是否依然成立呢？我们首先以非医疗消费为被解释变量，将样本中的农村居民家庭分为全样本、获过补偿的村和未获补偿的村 3 类进行分析，并在在前述回归的基础上，控制了“参保*有过补偿的村”的交叉项，结果如表 10 第 1 列所示。结果与预期的并不一致。交叉项的系数并不显著，可见同村居民得到医疗保险补偿，并未显著促进非医疗消费。从第 2-3 列可以看出，对于从未获过补偿的村，医疗保险的消费促进效应非常显著，但是对于有过补偿的村，反而并无显著影响。

为进一步分析可能的原因，我们以把医疗消费考虑进来，以总消费为被解释变量进行了回归，结果如表 10 第 4-5 列所示。交叉项系数表明，村里有人曾获得医保报销使居民总消费显著增加 1.8%。而且，无论是对于有过补偿的村还是未获补偿的村，医疗保险均显著促进了总消费，且对前者的影响系数更大。这进一步表明，医疗保险的消费促进效应，更多地体现在医疗消费。但是可能因为居民在获得医保报销的同时，依然面临很大的自费负担，见证同村居民获得医保报销并未进一步加深村民对制度的正面认可，反而在一定程度上强化了他们的忧患意识，让他们出于应对未来疾病风险的谨慎需要，不敢增加其他消费，甚至增加

1 数据来源：住院率和自付费用由笔者根据 CHARLS 数据统计；农村居民年收入数据来自《中国统计年鉴》(2012-2019)。有必要说明的是，国家统计局对 2011 年和 2013 年采用的是“人均纯收入”概念，自 2015 年开始采用“可支配收入”概念。总体上两个概念相近，均包含工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入。

预防性储蓄从而减少消费。

表 10 医疗保险的制度信任检验

	被解释变量：非医疗消费			被解释变量：总消费		
	全样本 (1)	获补偿 的村(2)	未获补偿 的村(3)	全样本 (4)	获补偿 的村(5)	未获补偿 的村(6)
医疗保险	0.122*** (-0.035)	0.05 (-0.074)	0.149*** (-0.042)	0.177*** (-0.05)	0.230** (-0.105)	0.153** (-0.059)
参保*有过补 的村	0.004 (-0.005)			0.018** (-0.007)		
有过补偿 的村	8.187 (-10.529)			-35.867** (-14.964)		
样本量	20035	5427	13746	20258	5502	13894
R 平方	0.634	0.657	0.652	0.57	0.603	0.587

说明：控制变量与表 2 相同，所有回归均控制了家庭固定效应、年份与城市交乘的固定效应；括号中的值是在区县层面聚类的标准误；*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

2. 医疗保险的预期效应检验

作为一种风险管理机制，医疗保险需要在“大数法则”下运行，遵循风险同质和风险分散原理。这就决定了报销医疗费用的是少数，绝大多数的参保人没有或无须报销医疗费用。对于这部分群体而言，医疗保险的制度效应可能更多是心理预期层面的。

结合数据情况，我们从幸福感和安全预期两个方面衡量医疗保险的心理预期效应。对于幸福感，CHARLS 调查问卷根据 Anderson et al.(1994)开发的 CES-D 简表，对被访者过去一周的情绪状况从 10 个方面进行了调查，相关问题涉及“我因一些小事而烦恼”、“我感到情绪低落”、“我很愉快”、“我感到孤独”等主观感受。每个问题都包括“很少或没有”、“不太多”、“有时或有一半的时间”以及“大多数时间”4 个选项。参照现有文献 (Lei et al., 2014; 张川川等, 2015)，对“我很愉快”等反映积极情绪条目的选项赋值为 1-4 之间的整数；对反映抑郁情绪条目选项做反向赋值处理。对全部 10 个条目的分值进行加总，就是 CES-D 得分变量。该得分越高，被访者的幸福感越强。对于安全预期，CHARLS 问卷中有询问被访者过去一周“对未来充满希望”的回答，并且也提供了与述问题相似的四个选项。我们将其作为“安全预期”的代理变量，并依据选项顺序依次取值为 1、2、3、4。

在上述设定下，我们分别以幸福感和安全预期作为中介变量，基于模型(3)-(5)的步骤进行中介效应检验，结果如表 11 所示。根据左半部分，医疗保险从总效应方面促进了非医疗消费，且医疗保险对幸福感的影响系数为 0.542，中介效应方程中的幸福感对非医疗消费的影响系数为 0.019，均高度显著。Sobel 值也表明

幸福感的中介效应显著存在¹。因为控制了中介变量 的影响后，医疗保险的影响系数依然显著，幸福感只起到了部分中介的作用。同理，表 11 右半部分同样表明，安全预期的中介效应也是显著的。

表 11 医疗保险的心理效应检验

	中介变量：幸福感			中介变量：安全预期		
	非医疗 消费	幸福感	非医疗 消费	非医疗 消费	安全 预期	非医疗 消费
医疗保险	0.131** (0.053)	0.542** (0.288)	0.126** (0.052)	0.187** (0.052)	0.168** (0.070)	0.164** (0.050)
幸福感			0.019*** (0.002)			
安全预期						0.028*** (0.004)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R 平方	0.175	0.107	0.177	0.177	0.029	0.177
Sobel 值	.0048**(通过)			.0035**(通过)		

说明：控制变量与表 2 相同；*、**和*0.074**分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

六、结论与讨论

本文基于 CHARLS 最新的追踪调查数据，就医疗保险对农村居民消费的影响及其影响机制进行了实证分析。结果显示，拥有医疗保险使农村居民的非医疗消费增加 12.2%，且主要体现在生存型消费。健康冲击在其中起着显著的调节作用，使农村居民的非医疗消费显著降低 40.9%，从而导致存在健康冲击的家庭中，医疗保险不仅未促进消费，还使非医疗消费降低 27.3%。与现有研究不同，我们还发现，对于更可能发生医疗费用的低收入、65 岁以上老人和慢性病群体，医疗保险的消费效应反而并不显著，存在“越报销，越不敢消费”的现象。机制分析表明，因为参保居民的自费负担并未有效降低，所以医疗保险的减负效应并不显著。而医保制度所带来的安全预期和幸福感在医疗保险与消费中起着显著的中介作用，表明心理效应依然是医疗保险促进农民居民消费的关键机制。

我们的研究发现具有重要的政策价值。医疗保险的基本功能是经济补偿，经济效应(特别是减负效应)理应在促进农村居民消费中发挥重要作用。然而，新农合实施 20 年来，尽管筹资和保障水平不断提高，但是农村居民“看病贵”问题依然没有得到根本性改善。在推进乡村振兴和共同富裕的今天，医疗保险如何更有效地解决农村居民的后顾之忧？

首先，增强公平性应成为医保制度改革的首要价值导向。中国传统文化“不患寡而患不均”。基本医疗保险“广覆盖、保基本”的定位，决定了其保障水平是较低层次的。而公平合理的基本医保制度才能有利于增强人民的安全感、幸福感，进而促进消费。未来应通过完善筹资与保障机制，强化制度的济贫倾向和再分配功能，进一步缩小城乡之间、地区之间和群体之间的保障水平差距，逐步实现从形式普惠到实质公平的转变（李亚青，2023）。

¹ 我们还以“生活满意度”作为幸福感的代理变量进行了分析，结果表明，也存在显著的中介效应。受篇幅影响，我们并未列出。

其次，控制医疗费用的不合理增长依然任重道远。在经过多年的向上调整之后，城乡居民医疗保险 2022 年的住院报销比例平均为 68.3%，最高为 80%¹。从健康经济学的角度来看，基本医疗保险的报销比例在 70% 左右（封进等，2022），保障水平向上调整的空间有限。在老龄化、少子化趋势下，要想实现制度的可持续发展，最关键的是做好“存量”，提升基金的使用效率。否则，再高的保障水平，也无法抵消医疗费用的失控所造成的负面效应。要重要以医保支付方式改革为抓手，推行以整体健康结果为导向的价值医疗，通过质量评价和奖惩机制来引导医疗机构行为，缓解供方的诱导需求。同时，通过推广“简、便、廉、验”的中医药服务，充分发挥中医药在“治未病”和健康管理中的作用。

最后，应加快以分级诊疗为重点的医疗卫生体制改革。我们的另一个重要发现是，医疗保险显著影响了居民的医疗机构选择，提高了患者去大医院治疗的概率。说明大医院的“虹吸效应”依然突出（申梦晗等，2021）。破解大医院的“虹吸效应”是解决“看病贵”的关键环节。应通过加快分级诊疗改革，要通过强制性基层首诊，建立长效的基层医疗人才培养机制等措施，引导小病或普通病患者向基层医院合理分流。除此以外，充分发挥医保的战略性购买作用，完善医药价格形成机制，促进医疗保障与医疗服务体系良性互动，为农村居民提供更加优质、高效、能负担的医疗保障。

参考文献

- [1] 臧文斌,刘国恩,徐菲,熊先军.中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响[J].经济研究,2012(7):75-85.
- [2] 邵全权,郝天琪.健康风险、医疗保险与消费[J].保险研究,2020(12):18-37.
- [3] 岳崑,王雄,张强.健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性[J].中国工业经济,2021(10):175-192
- [4] Islam A.,Maitra P.Health Shocks and Consumption Smoothing in Rural Households:Does Microcredit Have a Role to Play? [J]. Journal of Development Economics,2012,97(2):232-43.
- [5] Wagstaff A.,Lindelow M. Are Health Shocks Different? Evidence from a Multishock Survey in Laos [J]. Health Economics,2014,23(6):706-18.
- [6] 楚克本,刘大勇,段文斌.健康冲击下农村家庭平滑消费的机制——兼论外部保障与家庭自我保障的关系[J].南开经济研究,2018,(2):39-55.
- [7] Liu K. Insuring against Health Shocks:Health Insurance and Household Choices[J]. Journal of Health Economics,2016,46:16-32.
- [8] Zhao W. Does Health Insurance Promote People's Consumption? New Evidence from China[J]. China Economic Review, 2019,53:65-86
- [9] 黄枫,甘犁.过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分

1 国家医保局：《2022 年全国医疗保障事业发展统计公报》，2023 年 7 月。

析[J]. 经济研究, 2010(6):105-119.

[10] Aggarwal,A.Impact Evaluation of India's 'Yeshasvini' Community-Based Health Insurance Programme,2010,Health Economics,19: 5-35.

[11] Wagstaff,A.The economic consequences of health shocks: Evidence from Vietnam,Journal of Health Economics,2007, 26(1): 82-100.

[12] Chou,S. Y. ,J. T. Liu,and J. K. Hammitt.National Health Insurance and Precautionary Saving: Evidence from Taiwan,Journal of Public Economics,2003(87):1873-1894 .

[13] 白重恩,李宏彬,吴斌珍.医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据[J].经济研究,2012(2):41-53

[14] 高健,丁静.“病有所医”能促进农村居民消费吗? ——来自新农合大病保险试点的证据[J].消费经济,2021(8)

[15] 陈华,邓佩云.城镇职工基本医疗保险的健康绩效研究——基于 CHNS 数据[J].社会保障研究. 2016(4):44-52.

[16] 李亚青,罗耀.中国医疗保障体系的收入再分配效应:“劫贫”还是“济贫”?[J].保险研究,2023(2):56-68.

[17] Gruber J., Yelowitz A. Public Health Insurance and Private Savings[J]. Journal of Political Economy, 1999,107(6):1249-1274

[18] Gallagher E. A., Gopalan R., Grinstein-Weiss M., et al. Medicaid and Household Savings Behavior: New Evidence from Tax Re-funds[J]. Journal of Financial Economics, 2020,136(2):523-546

[19] Kantor S. E. ,and P. V. Fishback,1996,“Precautionary Saving,Insurance,and the Origins of Workers' Compensation,”Journal of Political Economy,104(2) ,pp. 419 ~ 442.

[20] 马双,臧文斌,甘犁. 新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析[J].经济学(季刊), 2011,10(1):249-270

[21] 李傲,杨志勇,赵元凤.精准扶贫视角下医疗保险对农牧户家庭消费的影响研究——基于内蒙古自治区 730 份农牧户的问卷调查数据[J].中国农村经济,2020(2):118-133.

[22] 朱铭来. 医疗风险、医疗保险与流动人口消费[J].江西财经大学学报,2017(4):56-63.

[23] 文乐,李琴,周志鹏.商业医疗保险能提高农民工消费吗——基于流动人口动态监测数据的实证分析[J].保险研究, 2019, (5): 81-96.

[24] 郝演苏,周佳璇,张建伟.医疗保险、市民化与农业转移人口消费[J].经济社会体制比较 2022 年第 1 期

[25] Philip H. Brown,Alan de Brauw,都阳,王美艳.新型农村合作医疗与农户消费行

为[J].中国劳动经济学,2009(2):1-29.

[26]熊波,李佳桐.新型农村合作医疗保险与农村居民消费[J].财经科学,2017,0(7):64-76

[27]周佳璇,赵少锋.医疗保险可以提升农民工消费水平吗?——基于市民化意愿视角[J].消费经济,2022,38(2):74-85

[28]宋月萍,宋正亮.医疗保险对流动人口消费的促进作用及其机制[J].人口与经济,2018,(3):115-126.

[29]黄家林,傅虹桥,宋泽.补充医疗保险对居民消费的影响——来自城乡居民大病保险的证据[J].金融研究 2022.10:58-75

[30]蔡雪雄,郭新琴,施生旭.妇女健康冲击与家庭消费支出结构——基于CGSS2015数据的实证分析[J].经济问题,2019,0(12):16-22

[31]Liu, Hong, and Zhong Zhao. "Impact of China's urban resident basic medical insurance on health care utilization and expenditure." (2012).

[32]Aron-Dine A, Einav L, Finkelstein A. The RAND Health Insurance Experiment: Three Decades Later [J]. The Journal of Economic Perspectives, 2013, 27(1) : 197-222.

[33]Wagstaff A., Lindelow M., Gao J. et al., "Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme", Journal of Health Economics, 2009, 1(28):1-19.

[34]Aggarwal, A. Impact Evaluation of India's "Yeshasvini" Community-Based Health Insurance Programme [J]. Health Economics, 2010(19): 5-35.

[35]Daysal N M. Does uninsurance affect the health outcomes of the insured? Evidence from heart attack patients in California [J]. Journal of Health Economics, 2012, 31(4) : 545-563.

[36]Leland, H. E. Saving an Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving [J]. Quarterly Journal of Economics, 1968, 82(3): 465-473.

[37]龙志和,周浩明.中国城镇居民预防性储蓄实证研究[J].经济研究,2000(11):

[38]Bai, C. and B. Wu. Health Insurance and Consumption: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme, Journal of Comparative Economics, 2014, 42(2);

[39]Atun R., Aydin S., Chakraborty S. et al., "Universal health coverage in Turkey: enhancement of equity", The Lancet, 2013, 382(9886): 65-99.

[40]尹志超,郭沛瑶.精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J].管理世界,2021(4):94-81.

[41]何宗樾,宋旭光.数字金融发展如何影响居民消费[J].财贸经济,2020(8):66-79.

[42]Wagstaff, Adam, and Menno Pradhan. Health insurance impacts on health and nonmedical consumption in a developing country . Vol. 3563. World Bank

Publications, 2005.

[43] Bai,Chongen,Hongbin Li,and Binzhen Wu,2010,“Insurance,Consumption,and Trust: Evidence from China’s New Cooperative Medical Scheme”,working paper.

[44] Ta,Y. ; Zhu,Y. and Fu,H.“Trends in Access to Health Services,Financial Protection and Satisfaction between 2010 and 2016: Has China Achieved the Goals of Its Health System Reform?” Social Science & Medicine,2020,245,p. 112715.

[45] 韩俊强,梁元元.医疗保险参保选择与流动人口家庭消费——基于中国流动人口动态监测调查数据的实证研究[J].社会保障研究,2021(2):33-42

[46] Andreson E M, Malmgren J A, Carter W B, Patrick D L. Screening for depression in well older adults: evaluation of a short form of the CES-D .[J]. American journal of preventive medicine, 1994, 10(2) : 77-84.

[47] 封进,陈昕欣,胡博.效率与公平统一的医疗保险水平——来自城乡居民医疗保险制度整合的证据[J].经济研究,2022(6):154-172.

[48] 申梦晗,李亚青.医疗保险干预能否缓解三级医院的“虹吸效应”——基于某大城市的实证研究[J].公共行政评论,2021(2):61-84.

非正式制度视角下商业补充保险需求分析

——基于儒家文化的研究

鲁一鸣、朱铭来¹

摘要：

商业补充保险是多层次社会保障体系的重要一环，对于不断提高和改善民生有着重要意义。本文使用 5 年期中国综合社会调查数据，从非正式制度视角考察了儒家文化对商业补充保险需求的影响，结果发现：儒家文化显著促进了商业补充保险需求，这种影响主要通过强化集体主义、长期导向、不确定性规避等风险防范观念进而影响居民商业补充保险购买。此外，在对外开放程度高、市场化程度高的地区以及高等教育人群中儒家文化对商业补充保险需求具有更强的影响。本文拓展了我们对非正式制度在商业保险需求中作用的认识，完善了对儒家文化的认知，丰富了“文化与金融”的前沿文献，提供了东方文化情境下的经验证据。

关键词：商业补充保险需求，非正式制度，儒家文化，GLOBE 文化维度

一、引言

商业补充保险是多层次社会保障体系的重要组成部分，是提升人民群众医疗保障水平、满足养老服务需求的重要力量。党的二十大报告中明确提出：“促进多层次医疗保障有序衔接，积极发展商业医疗保险”，“实施积极应对人口老龄化国家战略，发展多层次、多支柱养老保险体系”。商业补充保险以商业医疗保险和商业养老保险为主体，积极发展商业补充保险是应对人口老龄化挑战、减轻公共财政负担、提升社会保障质量的重要举措。近年来，我国通过完善商业养老保险市场、出台税收优惠政策等方式大力发展商业补充保险。商业健康险原保费收入从 2012 年的 862.8 亿元增长到 2022 年的 8653 亿元，年均增幅约为 23%。²然而，一个客观的事实是，尽管增长迅速，现阶段我国居民商业医疗保险投保率仍比较低(陈华和杨晓旭，2022)，商业养老保险参与严重不足(郑路等，2021)。商业补充保险在多层次社会保障体系中作用尚未充分发挥，风险防范、损失补偿的功能尚未充分释放。因此，深入认识我

¹ 鲁一鸣，南开大学金融学院博士研究生。朱铭来，南开大学金融学院教授、博士生导师。通讯作者朱铭来。

² 数据来源：中国银保监会。

国居民商业补充保险需求的影响因素十分必要。

已有学者大多从西方经济学理论出发，对影响我国商业补充保险需求的人口学特征和经济发展、社会保障等制度性因素作了充分的探讨。新古典保险需求理论的前提假设之一便是理性人假设，即消费者完全理性，通过评估面临的风险，选择达到期望效用最大化的保障方案(Kunreuther 和 Pauly, 2006)。然而，当面对经济决策时，人类并不共享相同的决策过程，消费者对保险的需求可能是基于他们的文化信仰，而不仅仅是经济理性(Park 和 Lemaire, 2012)。因此，对文化因素与保险购买行为关系的探讨具有独特的经济学意义。儒家文化是中国传统文化系统中最为底层的哲学体系、价值观体系和道德伦理规范(潘越等, 2020)，是中国影响最为广泛和深远的非正式制度。在中国的历史变迁中，儒家文化对中国社会产生的深远影响从未被否定(徐细雄和李万利, 2019)，已经成为百姓“日用而不自知”的行为指南(金智等, 2017)。

儒家文化有着丰富的不确定性规避、长期主义、集体主义思想，这与保险的理念不谋而合。我们的先人早就提出“君子以思患而豫防之”(《周易·既济》)，主张对个人可能面临的风险预先作出防范；《论语·卫灵公篇》提到“人无远虑，必有近忧”，体现出着眼长远、未雨绸缪的理念；“仁者爱人”(《孟子·离娄下》)、“人之生，不能无群”(《荀子·富国》)，强调个人与团体的和谐关系，人与人之间相互爱护、守望相助。由此可见，儒家文化本就蕴含着防患未然的谨慎精神、朋心合力的互助精神、早为之所的规划思想和趋利避害的人类本性。与此同时，儒家文化中建立在血缘亲情基础上的家族观念和孝道思想，使得个体在风险保障安排时，往往考虑依靠家庭，从而导致其选择金融市场服务的可能性下降(陈颐, 2017)。由“三纲”、“五伦”延伸出的“伦理有序”的等级观念一定程度上保障了家族内利益交换的稳定性，“家”被赋予了保险互助的经济功能(陈志武, 2007)，这可能会抑制商业保险需求。

那么，儒家文化到底对我国居民商业补充保险需求有何影响？在“健康中国”战略和健全多层次社会保障体系的背景下，传统文化又具有怎样的时代价值？本文运用中国综合社会调查数据，从非正式制度视角考察儒家文化如何对微观个体决策产生作用进而影响健康保障水平，也试图探寻传承千年的儒家文化在外来文化交流和经济社会进步的背景下，是否仍然对民众的经济决策发挥作用。

基于现有文献，本文可能的主要贡献有：第一，丰富了儒家文化与金融学交叉融合的研究内涵。近十年来，越来越多的国内学者注意到儒家文化对公司治理、员工薪酬、企业创新等方面的影响，但少有研究其与商业保险的关系。本文运用微观数据库，揭示了儒家文化与商业补充保险需求的关系，为儒家文化与金融学科的交叉研究提供了经验证据。第二，拓展了商业补充保险需求影响因素的研究视角。现有对商业补充保险需求的研究主要集中在人口特征和金融经济等制度性影响因素，仅有少量研究基于跨国宏观数据对文化与保险需求的关系进行了探讨。本文将儒家文化和 GLOBE 文化维度指标纳入研究框架，从非制度性因素角度出发，探讨了传承千年的儒家文化如何影响当代文化特征进而影响居民商业补充保险需求，为学术界和实务界更好地认识保险需求影响因素提供了全新的观察视角，并为文化与金融领域研究提供了东方文化情境下的全新经验证据。

二、文献综述与研究假设

(一) 儒家文化的演化背景及其对不同经济活动的影响

儒家文化是两千多年来中国传统文化的主流。春秋时期，孔子创立儒家学说。

汉武帝“罢黜百家，独尊儒术”后，儒家思想发展成与大一统的中央集权封建专制国家相配套的意识形态体系(饶育蕾等, 2022)。南北朝时期佛教、道教广泛流行，唐代儒释道三教鼎立，但儒家文化仍处于正统地位。儒家文化不断交流、融合，至宋代宋明理学的建立，标志着中国儒教的完成(任继愈, 1980)。元明清时期，四书五经成为科举考试的独家参考书，儒家文化不仅是平民百姓的行为规范，更有着官方意识形态的权威地位(潘越等, 2020)。

文化的影响是基础性的(Hofstede 和 Bond, 1988)，儒家文化对宏观经济发展、市场主体行为和个人经济决策都产生了重要影响。在古代东方社会尤其是中国，儒家孝道思想以增加储蓄的方式有效促进了经济增长(李金波和聂辉华, 2011)；郡县制下，儒家文化传承与历史教育优势作为直接影响机制，显著促进了人力资本的长期培育(冯晨等, 2019)。二十世纪七八十年代，亚洲五小龙（中国香港、中国台湾、日本、韩国、新加坡）经济腾飞，Hofstede 和 Bond (1988)认为儒家文化中的高“长期导向”起到了十分重要的作用。对中国这样一个有着悠久历史和灿烂文化，但市场机制尚不健全、制度环境仍需完善的新兴经济体(Allen 等, 2005; 陈冬华等, 2013)，文化作为正式制度的补充，深刻影响着市场主体的经济行为(宋飞等, 2021)。在公司治理中，儒家文化促进了企业社会责任信息披露、降低代理成本和风险承担水平(邹萍, 2020; 古志辉, 2015; 金智等, 2017)，儒家文化中的“等级观念”扩大了高管—员工薪酬差距(饶育蕾等, 2022)。在企业创新和员工保护等方面，作为非正式制度的儒家文化一定程度上弥补了正式制度的不足(徐细雄和李万利, 2019; 淦未宇等, 2020)。儒家文化同样深刻影响着个人和家庭的经济决策，例如儒家文化显著地提高了劳动力的创业概率(陈刚和邱丹琪, 2021)，受儒家文化影响更强的家庭具有更高的储蓄与房产投资偏好、更低的风险资产比例(潘文东等, 2022)。在儒家文化的影响下，中国人民重视教育和人力资本投资(张军成和赵明明, 2015)，依靠子女居家养老成为我国几千年历史中最主要的养老模式(郑路和徐旻霞, 2021)。

(二) 商业补充保险需求的影响因素

保险需求的影响因素是保险领域经典的研究话题。商业补充保险需求的影响因素大致可以分为两类：第一，个人和家庭层面。已有研究发现，商业补充保险需求与年龄、婚姻状况、性别、健康状况、收入和受教育水平具有广泛的联系。相对而言，年龄更大、已婚、女性、身体健康状况较差、收入和受教育程度更高的人群具有更高的保险需求(刘宏和王俊, 2012; 张强和杨宜勇, 2017; 齐子鹏等, 2018)。同时，作为多层次社会保障体系的基石和重要支柱，社会保险和商业保险的关系存在三种观点：挤出效应、互补效应和无影响。Browne 和 Kim (1993)认为各国人寿保险消费与社会保障支出正相关；参与基本养老保险的居民购买商业养老保险的概率提高 1.43%(吴玉锋等, 2022)；许荣等(2013)运用中国健康与营养调查(CHNS)数据，发现新农合与商业医疗保险之间先是替代关系，而后转为互补关系；蹇滨徽等(2021)则认为基本养老保险挤占了商业养老保险的发展空间，是其发展不充分的重要原因。此外，我国基本医疗保险、基本养老保险的待遇和稳定性在城乡之间、不同性质单位之间也存在差异，工作性质、政治面貌也可能对商业补充保险需求产生影响(张强和杨宜勇, 2017; 张鑫和孙立娟, 2020)。

第二，宏观经济层面。地区经济发展水平决定居民和企业收入、影响保险市场的完善程度，对商业补充保险需求有显著影响(肖志光, 2007; 赵桂芹, 2006)。Beck 和 Webb(2003)运用跨国面板数据分析发现，金融业发达程度与寿险需求正相关，姜永

宏和蒋伟杰(2014)运用中国数据也发现了类似的结论。我国区域间发展并不平衡,各地区保险市场环境差异是研究商业保险需求时不可忽视的因素(肖志光, 2007)。出于成本效益考虑, 保险公司往往不愿意进入收入水平较低、医疗条件较差、道德风险较高的农村地区, 因此, 城市化水平也是研究商业补充保险需求时一个重要的影响因素(Dragos, 2014; Trinh 等, 2021)。

(三) 文化与保险需求

伴随着文化度量方法进展, 文化与保险需求的关系受到国外学者的关注, 文化通过影响个人稳定的偏好进而影响保险需求成为普遍的共识。长期以来, 关于文化的度量一直是困扰学术研究的重要问题。Hofstede(1980)的经典研究中得出民族文化的四个维度: 个人主义、权力距离、不确定性规避、男子气概; GLOBE 研究是跨文化研究的最新进展, 囊括了前人的主要研究成果(赵向阳等, 2015), 其刻画的文化维度包括: 社会导向的集体主义、小团体集体主义、权力距离、不确定性规避、性别平等、长期导向、绩效导向、恃强性、人际关怀导向。寿险需求方面, Chui 和 Kwok (2008, 2009)分别运用 HOFSTED E 文化指标和 GLOBE 文化指标, 探讨了个人主义/社会导向的集体主义、权力距离、男子气概和长期导向与寿险需求的关系。非寿险需求方面, 文化对高收入、中等收入、低收入国家的保险需求都具有显著的解释力(Park 和 Lemaire, 2012; Trinh 等, 2021)。更细致的研究发现, 个人主义、长期导向、不确定性规避、男子气概是财产保险支出的驱动因素, 长期导向和不确定性规避则显著促进了意外和健康保险需求(Trinh 等, 2020)。

国内学者同样认为文化是影响我国保险需求的深层次原因之一(黄寿山和李开斌, 1999), 但大多停留于定性分析。胡皖和王海霞(2009)指出目前对于商业保险的研究还局限在经济学、金融学的分析范式中, 应跳出既有研究视角, 讨论文化等社会因素对保险发展的作用, 提出了嵌入于整个社会发展的保险研究框架。郑军和张海川(2009)认为商业保险作为一种制度安排, 不仅需要考虑经济因素, 还需要考虑社会、历史、文化等因素的影响, 随着我国市场经济体制改革日趋完善, 中国人的情景价值取向也在逐渐发生变化。马健囡和王德文(2015)提出我国长期照护制度的建立要充分考虑到我国以家庭孝道为主体的文化传统, 适应我国邻里文化和社会发展。定量研究方面, 郑路和徐旻霞(2021)利用中国家庭金融调查(CHFS) 2015年数据, 发现“养儿防老”等传统家庭文化观念抑制了城镇居民商业养老保险参与。潘炜迪和袁辉(2021)同样利用 CHFS 数据, 从文化的视角研究发现宗亲互助促进了商业健康保险需求。Zhong 等(2015)采用 GDP 中储蓄的百分比、城市人口占比等指标作为文化的代理变量, 发现文化在驱动保险消费方面主导了以经济为基础的变量。

(四) 研究假设

通过对以上文献进行梳理, 可以发现文化在决定保险消费方面发挥着重要的作用。作为中国传统文化的主体, 儒家文化深刻影响着中国人的思想和行为。儒家文化中所包含的集体主义、不确定性规避、长期主义思想与保险的理念不谋而合。而既有文献表明, 更强的集体主义、不确定性规避和长期导向与居民寿险、非寿险购买紧密相关(Chui 和 Kwok, 2009; Trinh 等, 2020; Zhong 等, 2015; Park 和 Lemaire, 2012; Trinh 等, 2021), 因此儒家文化可能会促使居民增加商业补充保险的购买。另一方面, 部分研究认为儒家文化中以“孝”为特征的家族观念和差序格局的伦理规范使居民更倾向于考虑依靠家庭应对风险冲击, 这降低了其选择市场金融服务的可能性(陈颐, 2017)。基于以上分析, 本文提出以下对立假设:

假设 1a: 儒家文化促进商业补充保险需求。

假设 1b: 儒家文化抑制商业补充保险需求。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文以个人商业补充保险需求为研究对象,使用 5 期(2012 年、2013 年、2015 年、2017 年、2018 年)中国综合社会调查(CGSS)数据¹。CGSS 是中国人民大学联合全国各地学术机构开展的中国第一个全国性、综合型、连续性的大型社会调查项目,从 2003 年开始,每年对全国各地一万余户家庭进行抽样调查。目前该项目对外公开 12 期调查数据,由于本文所研究问题仅在 2012 年及以后年度问卷调查中出现,因此未将以前年度纳入考察范围。剔除存在数据缺失、保留户口所在地为中国大陆,最终得到 46992 个样本值。

(二) 变量定义

1.被解释变量:商业补充保险需求(*ins*)。根据 CGSS 调查问卷中问题:“您目前是否参加了以下社会保障项目?”,将选择了商业性医疗保险(*medins*)或商业性养老保险(*oldoins*)的编码为“1(参与)”,其余编码为“0(未参与)”。

2.主要解释变量:儒家文化。儒家文化是中国哲学思想和价值观中最持久、最重要的力量(Ip, 2009),经过长期的历史沉淀逐步成为民众的心理状态和评判个人行为的准则,运用历史数据度量儒家文化具备基本的可行性(Hofstede, 1980)。儒家文化重视学校的教化作用。自汉武帝“罢黜百家,独尊儒术”后,便命令“天下郡国皆立学校官”(《汉书·董仲舒列传》);唐代的儒家学校分为三类:直属于中央的国子监、地方建立的儒家学校及新兴书院;宋代逐步演化为两类,即官方性质的学校和半官方性质的书院;明太祖倡导“治国之要,教化为先,教化之道,学校为本”(《明史纪事本末》),大兴教育,在各地修建书院,其听众不仅包括知识分子,还包括平民;清朝在民间建立社学,由官方学校或者书院的“生员”担任教师,儒家教育在明清两朝逐步走向世俗化和大众化(徐细雄和李万利, 2019; 涂未宇等, 2020; 古志辉, 2015; 程博等, 2016)。儒家文化通过学校传播在宋代之后成为统治阶层和知识分子的共识,这种共识不受民族或地域的限制。儒家书院广泛分布于我国 30 个省份,在地域分布上的变化较为丰富,能够较好地测度该地区儒家文化的影响强度,是衡量儒家文化影响力的重要参考因素(邹萍, 2020)。出于隐私保护,CGSS 数据库只公布样本所在省份,因此本文选择省级行政区域内儒家书院数量作为儒家文化的代理变量。

为了确保研究的稳健性,本文进一步引入各省孔庙遗存、明清进士人数作为儒家文化的替代变量进行稳健性检验。本文所用书院数量、孔庙遗存、明清进士人数均来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。

3.控制变量。结合已有文献,本文引入了在个人微观层次和省级宏观层次可能影响到居民商业补充保险购买的控制变量(张强和杨宜勇, 2017; 齐子鹏等, 2018; Li 等, 2007; 肖志光, 2007; 姜永宏和蒋伟杰, 2014)。个人微观控制变量主要有:年龄(*age*)、年龄平方(*age2*)、教育水平(*education*)、性别(*gender*)、工作状况(*work*)、婚姻

¹ CGSS 2021 年数据已发布,但考虑到本研究的时间跨度较长,在较长的时间序列中可能会受到异常值的影响,因此未将受新冠疫情影响的 2021 年数据纳入总样本。然而,即使加入 2021 年数据,本文的研究结果依然稳健。

状况 (*marriage*)、子女数量 (*child*)、政治面貌 (*politics*)、家庭年收入 (*income_total*)、健康状况 (*health*)、基本医疗保险 (*med_pub*)、基本养老保险 (*old_pub*) 参保情况, 数据来源于 CGSS 数据库。省级宏观控制变量包括: 各省级行政区域 GDP 增速 (*gdp_growth*)、原保险保费增速 (*ins_growth*)、城市化率 (*urban_rate*), 数据由国家统计局网站收集整理获得。

(三) 模型设定

利用以上数据和变量, 使用 Probit 模型研究儒家文化对商业补充保险需求的影响。本文采用的 Probit 模型形式为:

$$\text{Pr}(ins_{i,j,t} = 1) = \Phi \left(\beta_0 + \beta_1 \text{Confu}_j + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{Controls}_{i,t} + \sum_{j=1}^m \beta_j \text{Controls}_{j,t} + \text{Year} + \varepsilon_{i,j,t} \right) \quad (1)$$

公式 (1) 中, $ins_{i,j,t}$ 表示第 t 年省份 j 的样本 i 是否拥有商业补充保险, Confu_j 为省份 j 的儒家文化变量, $\text{Controls}_{i,t}$ 、 $\text{Controls}_{j,t}$ 分别表示个人微观层次和省级宏观层次控制变量, Year 为年度固定效应, $\varepsilon_{i,j,t} \sim N(0, \sigma^2)$ 。由于文化具有相当的稳定性 (Hofstede, 1980; 赵向阳等, 2015), 不会在短期内发生较大变化, 即本文所用儒家文化指标不具有时变性, 加入个体固定效应会导致无法估计主要研究变量系数, 因此并未引入个体固定效应。模型估计中使用稳健标准误。

(四) 描述性统计

描述性统计如表 1 所示。商业补充保险参保率为 10.9%, 商业医疗保险和商业养老保险的参保率分别为 9.4%、6.7%, 处于较低水平; 基本医疗保险和基本养老保险的参保率为 91.8% 和 71.5%, 基本实现了广覆盖。各省书院数量的变量均值为 4.966, 标准差为 1.45, 数据波动适中, 能够较好地反映该地区儒家文化的影响强度。样本中男性占比 49.4%; 非农工作占比 38.2%; 平均年龄 51 岁; 79.7% 已婚。省级宏观变量中, GDP 平均增长率为 9.6%; 原保险保费收入平均增长率 13.2%; 平均城市化率 59.8%。样本总体覆盖广泛、分布合理, 各变量未见异常值。

表 1: 变量定义及描述性统计

变量名	定义	平均值	标准差	最小值	中值	最大值	样本量
被解释变量							
商业补充保险需求 (<i>ins</i>)	参与商业补充保险赋值为 1, 否则为 0	0.109	0.311	0	0	1	46992
商业医疗保险需求 (<i>medins</i>)	参与商业医疗保险赋值为 1, 否则为 0	0.094	0.292	0	0	1	46992
商业养老保险需求 (<i>oldins</i>)	参与商业养老保险赋值为 1, 否则为 0	0.067	0.250	0	0	1	46992
主要解释变量: 儒家文化							
书院数量 (<i>Confu</i>)	各省、自治区、直辖市书院数量+1 的自然对数	4.966	1.450	1.609	5.517	6.898	46992
孔庙遗存 (<i>Confu_1</i>)	各省、自治区、直辖市孔庙数量+1 的自然对数	2.647	0.912	0.693	2.890	4.078	46046
明清进士人数 (<i>Confu_2</i>)	各省、自治区、直辖市明清两朝进士人数+1 的自然对数	6.767	1.944	0.693	7.381	8.763	46992
个人微观控制变量							
年龄 (<i>age</i>)	调研年份-出生年份	51.007	16.105	17	51	118	46992
年龄平方 (<i>age2</i>)	年龄的平方	2861.034	1679.059	289	2601	13924	46992
教育水平 (<i>education</i>)	按受教育程度由低到高赋值 1~7	3.098	1.436	1	3	7	46992

性别 (<i>gender</i>)	男性赋值为 1, 女性为 0	0.494	0.500	0	0	1	46992
工作状况 (<i>work</i>)	非农工作赋值为 1, 否则为 0	0.382	0.486	0	0	1	46992
婚姻状况 (<i>marriage</i>)	已婚赋值为 1, 否则为 0	0.797	0.402	0	1	1	46992
子女数量 (<i>child</i>)	子女数量+1 的自然对数	0.914	0.449	0	1.099	3.135	46992
政治面貌 (<i>politics</i>)	中共党员赋值为 1, 否则为 0	0.562	0.496	0	1	1	46992
家庭年收入 (<i>incom_total</i>)	前一年家庭总收入+1 的自然对数	10.316	1.775	0	10.597	16.118	46992
健康状况 (<i>health</i>)	自评健康为比较健康和很健康赋值为 1, 否则为 0	0.576	0.494	0	1	1	46992
基本医疗保险 (<i>med_pub</i>)	参加基本医疗保险赋值为 1, 否则为 0	0.918	0.274	0	1	1	46992
基本养老保险 (<i>old_pub</i>)	参加基本养老保险赋值为 1, 否则为 0	0.715	0.451	0	1	1	46992
省级宏观控制变量							
GDP 增速 (<i>gdp_growth</i>)	各省、自治区、直辖市 GDP 增长率	0.096	0.037	-0.040	0.100	0.212	46992
原保险保费增速 (<i>ins_growth</i>)	各省、自治区、直辖市原保险保费收入增长率	0.132	0.108	-0.114	0.120	0.547	46992
城市化率 (<i>urban_rate</i>)	各省、自治区、直辖市城市化率	0.598	0.131	0.363	0.572	0.896	46992

四、实证结果

(一) 儒家文化对商业补充保险需求的影响

儒家文化对商业补充保险需求的影响如表 2 所示。表 2 中, 第 (1) 列为儒家文化对商业补充保险需求 (*ins*) 的回归结果。儒家文化变量 (*Confu*) 和 *ins* 的回归系数为正, 且在 1% 水平显著, 这验证了假设 1a, 即儒家文化促进商业补充保险需求。第 (2)、(3) 列进一步检验了儒家文化对商业医疗保险需求 (*medins*)、商业养老保险需求 (*oldins*) 的影响。*Confu* 和 *medins*、*oldins* 的回归系数分别为 0.035、0.066, 均在 1% 水平显著, 这说明儒家文化对商业医疗保险需求和商业养老保险需求均有正向的积极影响, 相比于商业医疗保险, 对商业养老保险的影响更加明显。

控制变量中, 年龄与商业补充保险需求呈倒 U 型关系, 这可能与个体生命周期中经济状况相关, 在收入水平较高、经济状况较好的时期更愿意购买商业补充保险, 回归结果中家庭年收入在 1% 水平正向显著亦验证了这一点。性别上, 女性比男性更倾向于购买商业补充保险。受教育水平越高、非农工作的人群更多地购买商业补充保险。健康状况与商业补充保险需求正向显著, 也即自评健康状况一般或较差的人购买保险的概率反而较低, 这一点看似奇怪, 然而已被国内外文献证实 (Davidson 等, 1992; Shea 和 Stewart, 1995; 刘宏和王俊, 2012), 合理的解释是自评健康不仅代表个体对身体状况的评价, 更多体现了风险偏好 (Doiron 等, 2008)。参加基本医疗保险、基本养老保险和商业补充保险需求负向显著, 社会保障对商业保险保障存在一定的挤出效应。

表 2: 儒家文化对商业补充保险需求的影响

	<i>ins</i>	<i>medins</i>	<i>oldins</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Confu</i>	0.050*** (6.97)	0.035*** (4.62)	0.066*** (7.68)
<i>age</i>	0.033*** (8.35)	0.027*** (6.31)	0.044*** (9.35)
<i>age2</i>	-0.000*** (-9.24)	-0.000*** (-7.44)	-0.000*** (-9.01)

<i>education</i>	0.183*** (23.25)	0.184*** (22.13)	0.159*** (17.60)
<i>gender</i>	-0.074*** (-4.32)	-0.061*** (-3.38)	-0.077*** (-3.88)
<i>work</i>	0.197*** (9.56)	0.205*** (9.38)	0.260*** (10.89)
<i>marriage</i>	-0.003 (-0.10)	-0.010 (-0.38)	0.009 (0.29)
<i>child</i>	-0.032 (-1.14)	-0.043 (-1.45)	0.002 (0.06)
<i>politics</i>	-0.033 (-1.47)	-0.018 (-0.75)	-0.006 (-0.25)
<i>incom_total</i>	0.143*** (9.62)	0.151*** (9.13)	0.126*** (7.18)
<i>health</i>	0.073*** (3.82)	0.068*** (3.39)	0.111*** (5.09)
<i>med_pub</i>	-0.181*** (-5.84)	-0.224*** (-6.93)	-0.251*** (-7.14)
<i>old_pub</i>	-0.055*** (-2.59)	0.003 (0.11)	0.077*** (3.01)
<i>gdp_growth</i>	-0.674** (-2.17)	-0.442 (-1.35)	-0.463 (-1.26)
<i>ins_growth</i>	-0.012 (-0.11)	-0.102 (-0.93)	0.071 (0.62)
<i>urban_rate</i>	0.911*** (10.72)	0.770*** (8.65)	1.012*** (10.32)
Year FE	控制	控制	控制
N	46992	46992	46992
Pseudo R2	0.134	0.145	0.120

注：括号内数值为z统计量；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

（二）稳健性检验

1. 儒家文化的替代变量

为了确保研究的稳健性，本文首先替换关键解释变量——儒家文化的代理变量进行稳健性检验。儒家文化在中国有 2500 多年的历史，在其演变过程中形成了 7 个全国著名的儒家中心和 52 座孔庙(Du, 2015)，成为传播儒家思想的重要载体。科举制度是维护儒家学说正统地位的主要手段，维系着儒家文化价值观和传统制度体系(干春松, 2001)。明清时期，儒家经典是科举考试的主要内容，崇尚儒学已经蔚然成风(邹萍, 2020)。因此，各省孔庙遗存和明清进士人数可以一定程度上代表该地区儒家文化影响力。表 3 第(1)、(2)列分别展示了孔庙遗存(*Confu_1*)和明清进士人数(*Confu_2*)作为儒家文化的替代变量的回归结果，检验结果表明，儒家文化对商业补充保险需求的影响是稳健的。

2. 变更估计模型

为了检验结论对回归模型的敏感性，本文借鉴胡安宁(2014)和吴玉锋等(2022)，采用多元线性回归模型，在包含一系列控制变量和年度固定效应之后考察儒家文化对商业补充保险需求的影响，并比较回归系数。表 3 第(3)、(4)列展示了回归结果，其中第(3)列使用稳健标准误；考虑到同一省份的观测值可能存在关联性，第(4)列进一步使用省级层面聚类稳健的标准误。回归结果表明，儒家文化变量(*Confu*)和商业补充保险需求(*ins*)正向显著，回归系数为 0.010，也即儒家文化变量每上升

一个标准差会使商业补充保险购买相对其均值上升 12.97%，具有显著的经济意义。这进一步证明了儒家文化对商业补充保险需求具有显著影响，本文的结论是较为稳健的。

3. 进一步排除地区层面相关因素的影响

本文所用儒家书院均有一百多年的历史，用书院数量衡量儒家文化基本满足自变量外生性的条件，但该指标可能同时包含了历史上该地区经济与社会发展状况的信息，理论上这些信息可能通过影响当代的经济社会发展情况进而影响商业补充保险需求。有鉴于此，本文引入各省人均 GDP (*gdp*)、原保险保费收入 (*insprem*)、市场化指数 (*market*)，进一步排除地区层面相关因素的影响。¹ 回归结果如表 3 第 (5) 列所示，儒家文化变量 (*Confu*) 在 1% 水平上正向显著，与基础回归结果一致，说明原结果具有稳健性。各省人均 GDP、原保险保费收入数据来自国家统计局网站，已做对数化处理；市场化指数数据来自中国市场化指数数据库。

表 3: 稳健性检验

	因变量: <i>ins</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Confu</i>			0.010*** (8.62)	0.010** (2.37)	0.063*** (5.95)
<i>Confu_1</i>	0.076*** (6.24)				
<i>Confu_2</i>		0.020*** (3.91)			
<i>age</i>	0.033*** (8.24)	0.033*** (8.28)	0.003*** (5.50)	0.003*** (3.83)	0.033*** (8.36)
<i>age2</i>	-0.000*** (-9.10)	-0.000*** (-9.14)	-0.000*** (-7.09)	-0.000*** (-3.66)	-0.000*** (-9.24)
<i>education</i>	0.181*** (22.88)	0.181*** (23.07)	0.038*** (27.51)	0.038*** (11.08)	0.182*** (23.06)
<i>gender</i>	-0.073*** (-4.24)	-0.074*** (-4.31)	-0.018*** (-6.28)	-0.018*** (-5.76)	-0.074*** (-4.31)
<i>work</i>	0.202*** (9.72)	0.203*** (9.87)	0.049*** (13.75)	0.049*** (10.23)	0.198*** (9.59)
<i>marriage</i>	-0.002 (-0.07)	-0.004 (-0.15)	-0.004 (-1.10)	-0.004 (-0.91)	-0.003 (-0.12)
<i>child</i>	-0.037 (-1.30)	-0.031 (-1.12)	0.005 (1.38)	0.005 (0.71)	-0.033 (-1.16)
<i>politics</i>	-0.028 (-1.24)	-0.033 (-1.45)	-0.009* (-1.91)	-0.009 (-1.41)	-0.033 (-1.46)
<i>incom_total</i>	0.143*** (9.61)	0.147*** (9.73)	0.012*** (15.48)	0.012*** (8.26)	0.144*** (9.62)
<i>health</i>	0.072*** (3.77)	0.071*** (3.72)	0.009*** (3.14)	0.009*** (3.12)	0.074*** (3.90)
<i>med_pub</i>	-0.182*** (-5.83)	-0.181*** (-5.83)	-0.029*** (-5.19)	-0.029*** (-3.74)	-0.182*** (-5.87)
<i>old_pub</i>	-0.055** (-2.55)	-0.055** (-2.57)	-0.003 (-0.99)	-0.003 (-0.60)	-0.057*** (-2.64)
<i>gdp_growth</i>	-0.464 (-1.54)	-0.372 (-1.20)	-0.083* (-1.68)	-0.083 (-0.59)	-0.436 (-1.28)

¹ 人均 GDP、原保险保费收入、市场化指数与个人层面的收入等变量存在较强共线性，因此未纳入基准回归。

<i>ins_growth</i>	0.036 (0.35)	0.021 (0.21)	-0.027 (-1.46)	-0.027 (-0.67)	-0.003 (-0.03)
<i>urban_rate</i>	0.968** (10.79)	0.717*** (9.20)	0.199*** (12.75)	0.199*** (3.81)	1.043*** (4.14)
<i>gdp</i>					0.111** (2.34)
<i>insprem</i>					-0.143* (-1.83)
<i>market</i>					-0.004 (-0.40)
Year FE	控制	控制	控制	控制	控制
N	46046	46992	46992	46992	46992
Adjusted R2/Pseudo R	0.134	0.133	0.089	0.089	0.135

注：列（1）、（2）、（5）括号内数值为z统计量；列（3）、（4）括号内数值为t统计量；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

五、影响渠道分析

通过文献综述和实证检验发现，儒家文化显著促进了商业补充保险需求。经过几千年的传承和洗礼，儒家文化作为一种非正式制度，仍然潜移默化地影响着当代中国人的思想和行为。东亚国家尤其是中国表现出明显的高集体主义、高长期导向(饶育蕾等, 2022)，个人倾向于规避风险，表现出较高的不确定性规避。赵向阳等(2015)运用 GLOBE 文化习俗问卷，基于全国 31 个省、自治区、直辖市的大学一年级新生样本，测算得到各省份在 9 个文化维度的得分。其中，社会导向的集体主义 (SC) 表示“在多大程度上社会的制度实践鼓励和奖励群体性的资源分配和群体性行动”；长期导向 (LTO) 表示“在多大程度上社会鼓励成员采用计划、投资未来和延迟满足等行为”；不确定性规避 (UAI) 表示“在多大程度上社会成员通过社会规范、仪式和规章制度等减少对未来事件的不确定性”。本部分将 GLOBE 文化维度指标纳入研究，探讨传承千年的儒家文化如何影响当代文化特征进而影响居民商业补充保险需求，数据来自赵向阳等(2015)。

（一）集体主义

集体主义/个人主义是评价世界上所有的社会时一个极其基本的问题(Hofstede 和 Bond, 1988)，集体主义是儒家文化最显著的特征之一，儒家文化可能通过促进集体主义这种意识形态提高商业补充保险需求。儒家经典《礼记·礼运》指出，“大道之行，天下为公”，体现了“人人为公，天下大同”的集体主义思想；《礼记·大学》中提到，“修身、齐家、治国、平天下”，强调要把个人和家庭、国家相结合；《孟子·离娄下》提到“仁者爱人”，要求以慈爱之心对待他人，以达到群体的安定祥和。集体主义鼓励资源的集体分配和集体行动，高集体主义国家的组织倾向于对其成员的福利负责(Mansour 和 House, 2001)。换句话说，高集体主义国家的组织会为其成员的医疗、养老需求提供更多的保护，然而方式是多样的。一方面，如果高集体主义国家的组织通过购买团体保险，为其成员在需要帮助时提供经济支持，那么集体主义与商业补充保险需求之间存在正相关关系。另一方面，如果这些组织倾向于寻求更强大的安全网络，如社会保险，那么集体主义和商业补充保险需求之间的关系可能是负的。已有研究证实，集体主义和人寿保险消费存在很强的正相关(Chui 和 Kwok, 2009)；个人主义是集体主义相对的另一面，Chui 等(2010)认为个人主义往往意味着

过度自信和过度乐观，这倾向于低估风险(Van den Steen, 2004)，反过来集体主义促使组织和个人倾向于规避风险(Licht 等, 2007; Li 和 Zahra, 2012)。为验证儒家文化是否通过促进集体主义观念提高商业补充保险需求，借鉴 Liang 和 Renneboog(2017)以及 Griffin 等(2021)所使用的两步回归方法。首先，将儒家文化变量 (*Confu*) 作为解释变量，对集体主义 (*SC*) 及控制变量进行回归；随后，使用 *SC* 的预测值 \widehat{SC} 作为自变量，检验其对商业补充保险需求 (*ins*) 的影响，回归方程如式 (2) 所示：

$$\Pr(ins_{i,j,t} = 1) = \Phi \left(\beta_0 + \beta_1 \widehat{SC}_j + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \sum_{j=1}^m \beta_j Controls_{j,t} + Year + \varepsilon_{i,j,t} \right) \quad (2)$$

其中 \widehat{SC} 是第一阶段回归中获得的 *SC* 预测值，其他变量定义与公式 (1) 相同。表 4 第 (1) 列展示了第一步回归结果，*Confu* 回归系数为正且显著，表明儒家文化显著促进了集体主义观念；第 (2) 列 *SC* 的预测值对 *ins* 的回归系数为正，且具有统计学意义，说明儒家文化通过促进集体主义提高了商业补充保险需求。

(二) 长期导向

长期导向是儒家文化的重要思想，保险为未来的利益提供了承诺，长期导向是儒家文化促进商业补充保险需求的另一影响渠道。《荀子·大略》提到“先事虑事，先患虑患”，《礼记·中庸》指出“凡事豫则立，不豫则废”，都体现出了儒家文化所倡导的长期主义倾向。在 GLOBE 文化习俗问卷中，长期导向显示了社会中的个人被鼓励为未来进行计划和投资的程度，控制自己的命运总比依靠他人帮助要好，因为他人的帮助并不一定会出现(Chui 和 Kwok, 2009)。商业补充保险是一种合同约定，它的现金流相当可靠，有助于对未来的规划。Chui 和 Kwok(2009)对 38 个国家寿险市场分析发现，长期导向显著促进了寿险消费；Trinh 等(2020)认为长期导向对整个经合组织国家意外和健康保险保费支出有显著的解释作用。同理，采用 Liang 和 Renneboog(2017)、Griffin 等(2021)所使用的两步回归方法测试长期导向的思想观念是否为影响渠道。首先，将长期导向 (*LTO*) 作为被解释变量，对儒家文化变量及控制变量进行回归；随后，将 *LTO* 的预测值 \widehat{LTO} 作为解释变量，检验其对商业补充保险需求 (*ins*) 的影响，回归方程如式 (3) 所示：

$$\Pr(ins_{i,j,t} = 1) = \Phi \left(\beta_0 + \beta_1 \widehat{LTO}_j + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \sum_{j=1}^m \beta_j Controls_{j,t} + Year + \varepsilon_{i,j,t} \right) \quad (3)$$

表 4 第 (3) 列为第一阶段回归结果，*LTO* 系数为正且显著，表明儒家文化影响更强的地区长期导向的观念更明显；第 (4) 列为第二阶段回归结果，长期导向的预测值 \widehat{LTO} 回归系数为正，且在 1% 水平显著，说明儒家文化通过强化长期导向的思想观念促进了商业补充保险消费。

(三) 不确定性规避

儒家文化主张谨慎行事的不确定规避，保险是转移不确定风险的重要手段，儒家文化通过强化不确定性规避理念促进商业补充保险需求。《论语·述而》提到“暴虎馮河，死而无悔者，吾不与也。必也临事而惧，好谋而成者也”，体现出避免与冒险之人共事，应该谨言慎行；“君子不立危墙，不行陌路，不入深水”(《孟子·尽心》)、“居安思危”(《左传·襄公十一年》)等都体现了儒家思想所蕴含的不确定性规避理念。保险以不确定的风险为标的，用确定的保费支出换取未来不确定性损失。Zhong

等(2015)在跨国分析中发现，不确定性规避与各国保险消费正相关；Park 和 Lemaire (2012)认为在高收入和低收入国家中，不确定性规避对非寿险需求都有积极的影响；Trinh 等(2021)在中等收入国家中国得出了一致的结论。同样，本文运用两步回归方法检验不确定性规避的渠道作用，不确定性规避 (UAI) 的预测值为 \widehat{UAI} ，回归方程如式 (4) 所示：

$$\Pr(ins_{i,j,t} = 1) = \Phi \left(\beta_0 + \beta_1 \widehat{UAI}_j + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \sum_{j=1}^m \beta_j Controls_{j,t} + Year + \varepsilon_{i,j,t} \right) \quad (4)$$

表 4 列 (5) 第一阶段回归结果显示，儒家文化变量 (*Confu*) 的回归系数显著为正，表 4 列 (6) 第二阶段回归结果中，不确定性规避预测值 \widehat{UAI} 的回归系数同样显著为正，说明儒家文化强化了不确定性规避理念，不确定性规避的思想促进了商业补充保险需求。

表 4：渠道效应检验

	<i>SC</i>	<i>ins</i>	<i>LTO</i>	<i>ins</i>	<i>UAI</i>	<i>ins</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Confu</i>	0.016** (42.94)		0.017*** (56.35)		0.012*** (34.83)	
<i>SC</i>		3.153*** (6.97)				
<i>LTO</i>				3.018*** (6.97)		
<i>UAI</i>						4.148*** (6.97)
<i>age</i>	-0.000** (-2.04)	0.034*** (8.60)	-0.000*** (-3.00)	0.035*** (8.70)	-0.001*** (-3.97)	0.036*** (9.03)
<i>age2</i>	0.000 (1.50)	-0.000*** (-9.41)	0.000** (2.08)	-0.000*** (-9.47)	0.000** (2.26)	-0.000*** (-9.61)
<i>education</i>	-0.003*** (-8.63)	0.193*** (23.65)	0.004*** (10.50)	0.172*** (21.93)	-0.006*** (-14.91)	0.208*** (23.08)
<i>gender</i>	0.001 (1.04)	-0.077*** (-4.47)	-0.002** (-2.25)	-0.069*** (-4.00)	0.003*** (2.90)	-0.085*** (-4.91)
<i>work</i>	0.007*** (6.87)	0.176*** (8.40)	0.004*** (4.29)	0.184*** (8.88)	-0.001 (-1.23)	0.203*** (9.84)
<i>marriage</i>	0.001 (1.00)	-0.006 (-0.23)	-0.001 (-1.22)	0.002 (0.06)	0.007*** (5.59)	-0.031 (-1.19)
<i>child</i>	0.007*** (6.36)	-0.056* (-1.96)	0.016*** (12.76)	-0.082*** (-2.79)	0.014*** (10.19)	-0.090*** (-3.03)
<i>politics</i>	0.003*** (2.59)	-0.043* (-1.90)	-0.000 (-0.22)	-0.033 (-1.44)	0.003*** (2.69)	-0.047** (-2.08)
<i>incom_totc</i>	-0.000** (-2.16)	0.145*** (9.74)	0.001*** (3.43)	0.141*** (9.40)	0.001** (2.52)	0.140*** (9.39)
<i>health</i>	0.008*** (9.62)	0.047** (2.43)	-0.002*** (-2.70)	0.079*** (4.17)	0.008*** (8.94)	0.038** (1.97)
<i>med_pub</i>	0.000 (0.02)	-0.181*** (-5.84)	-0.000 (-0.26)	-0.180*** (-5.81)	0.004** (2.16)	-0.197*** (-6.30)
<i>old_pub</i>	-0.010*** (-11.40)	-0.025 (-1.14)	-0.011*** (-10.80)	-0.023 (-1.08)	-0.005*** (-4.26)	-0.037* (-1.71)
<i>gdp_growt</i>	0.107*** (8.78)	-1.013*** (-3.06)	-0.534*** (-46.03)	0.937*** (2.96)	-0.451*** (-30.91)	1.197*** (3.59)

<i>ins_growti</i>	0.154*** (31.22)	-0.498*** (-3.87)	0.068*** (16.52)	-0.217** (-1.99)	0.021*** (3.09)	-0.098 (-0.94)
<i>urban_rat</i>	-0.086*** (-18.05)	1.182*** (11.06)	0.076*** (23.68)	0.683*** (8.79)	0.289*** (72.38)	-0.286* (-1.81)
Year FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	46992	46992	46992	46992	46992	46992
Adjusted R2/Pseudo l	0.173	0.134	0.079	0.134	0.119	0.134

注：列（1）、（3）、（5）括号内数值为t统计量；列（2）、（4）、（6）括号内数值为z统计量；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

六、进一步讨论

（一）儒家文化与商业补充保险需求：外来文化交流

伴随着改革开放和全球化浪潮，中西方文化不断碰撞与融合，儒家文化在不同地区受到了不同程度外来文化的影响。中华文化博大精深、源远流长，儒家文化是中华文化的主体，倡导“中庸之道”，对不同的文化兼容并包、博采众长(张璇和束世宇, 2022)。在对外开放程度高的地区，儒家文化中不确定性规避、长期主义等思想与保险的理念相交融，进一步提高了当地居民对保险这一舶来品的接受程度。本文借鉴金智等(2017)、夏立军和陈信元(2007)的研究，构建外来文化交流变量 (*open*)：若个体在深圳、珠海、汕头、厦门、海南、大连、秦皇岛、天津、烟台、青岛、连云港、南通、上海、宁波、温州、福州、广州、湛江、北海、营口这些经济特区或沿海开放城市所在的省级行政区域内，则取值为1，否则为0。表5结果显示，外来文化交流与儒家文化交互项 ($open \times Confu$) 系数均在1%水平上显著为正，这表明外来文化交流进一步强化了儒家文化对商业补充保险需求的促进作用。

表5：外来文化交流

	<i>ins</i> (1)	<i>medins</i> (2)	<i>oldins</i> (3)
<i>Confu</i>	0.026*** (2.98)	0.011 (1.23)	0.043*** (4.10)
$open \times Confu$	0.065*** (5.11)	0.071*** (5.32)	0.035** (2.46)
<i>open</i>	0.023 (1.06)	0.008 (0.36)	0.060** (2.48)
控制变量	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制
N	46992	46992	46992
Pseudo R2	0.135	0.146	0.120

注：括号内数值为z统计量；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

（二）儒家文化与商业补充保险需求：市场经济发展

中国地缘广博，各地区市场化发展程度存在差异(樊纲等, 2010)。商业保险以合同契约的形式对可能发生的风险承担责任，其有效运营依赖于公平竞争的市场环境和完善的法律规范体系。经济市场化程度高的地区保险市场更加完善，为充分释放儒家文化对商业补充保险需求的积极影响提供了有利条件。为此，模型中引入市场化指数 (*market*) 与儒家文化的交互项。表6结果显示， $market \times Confu$ 的回归系数在整体的商业补充保险以及商业医疗保险、商业养老保险需求中均显著为正，表明在经济市场化水平更高的地区，儒家文化对商业补充保险需求的促进作用更明显。

表 6：市场经济发展

	ins	medins	oldins
	(1)	(2)	(3)
Confu	0.063*** (6.51)	0.051*** (5.01)	0.067*** (5.92)
market × Confu	0.011*** (2.88)	0.011*** (2.62)	0.008* (1.78)
market	-0.016 (-1.45)	-0.021* (-1.89)	0.001 (0.05)
控制变量	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制
N	46992	46992	46992
Pseudo R2	0.135	0.145	0.120

注：括号内数值为z统计量；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

（三）儒家文化与商业补充保险需求：教育水平提高

文化与教育密不可分，人们的文化观念受到环境影响，通过学校教育进一步加强。在高等教育中，儒家文化的精华部分很受重视。习近平总书记指出，“高校思想政治工作关系高校培养什么样的人、如何培养人以及为谁培养人这个根本问题”¹，“要把课堂教学和实践教学有机结合起来，充分运用丰富的历史文化资源”²。中国现代大学的人文社科教育继承了儒家思想的部分道德伦理观，有助于提高受教育者对儒家文化的认同感(邹萍, 2020)。鉴于此，我们引入高等教育水平变量 (*college*)，若个体受教育水平在大学本科及以上，则取值为 1，否则为 0。表 7 结果发现，*Confu* 对 *ins*、*medins*、*oldins* 的影响均显著为正，交互项 (*college* × *Confu*) 系数在总体商业补充保险需求和商业医疗保险需求中均显著为正，说明高等教育进一步放大了儒家文化对商业补充保险需求的积极影响，这种影响在商业医疗保险需求中更明显。

表 7：教育水平提高

	ins	medins	oldins
	(1)	(2)	(3)
<i>Confu</i>	0.040*** (5.40)	0.025*** (3.21)	0.056*** (6.36)
<i>college</i> × <i>Confu</i>	0.030* (1.82)	0.030* (1.76)	0.017 (0.89)
<i>college</i>	0.350*** (12.91)	0.369*** (13.24)	0.265*** (8.52)
控制变量	控制	控制	控制
Year FE	控制	控制	控制
N	46992	46992	46992
Pseudo R2	0.121	0.132	0.108

注：括号内数值为z统计量；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

七、研究结论与启示

本文采用 5 年期中国综合社会调查数据，探讨了传承千年的儒家文化如何影响当代文化特征进而影响商业补充保险需求。实证结果表明，儒家文化显著促进了当

¹ 资料来源：2016 年 12 月 7 日，习近平总书记在全国高校思想政治工作会议上的讲话。

² 资料来源：2020 年 9 月 17 日，习近平总书记在湖南大学考察调研。

代居民的商业补充保险需求，即受儒家文化影响越强的地区，当地居民会更多的购买商业补充保险。进一步的渠道分析表明，儒家文化强化了当地居民集体主义、长期导向、不确定性规避的文化观念，进而影响商业补充保险需求。同时，在对外开放和全球化浪潮下，儒家文化与外来文化交流融合，进一步扩大了儒家文化对商业补充保险需求的积极影响；经济市场化水平更高的地区，儒家文化对商业补充保险需求的促进作用更明显。最后，我们还发现，教育水平的提高尤其是高等教育会在一定程度上放大儒家文化对商业补充保险需求的正向影响。

本文的研究结论具有以下两方面启示：第一，中国目前商业保险市场发展尚不健全，仅仅借鉴西方经济学理论对我国商业保险需求进行探讨是不全面的，对于中国这样一个有着悠久历史和灿烂文化传统国家，保险业的发展应立足本国国情，充分考虑经济发展、文化传统、风土民情，而非盲目引进西方“经验”。第二，儒家文化是中国传统文化的主体和精髓，是中国社会重要的非正式制度体系。长期以来，人们关于儒家文化的影响褒贬不一。本文从微观个人层面揭示了儒家文化促进商业保险需求的机理及经验证据，有助于更全面地认识儒家文化的内涵和时代价值，为充分发挥优秀传统文化推动经济社会发展、提高民众保障水平提供了经验证据和 policy 参考。

参考文献

- [1]Allen F., Qian J., Qian M., 2005, Law, finance, and economic growth in China, *Journal of Financial Economics*, 77(1): 57-116.
- [2]Beck T., Webb I., 2003, Economic, demographic, and institutional determinants of life insurance consumption across countries, *The World Bank Economic Review*, 17(1): 51-88.
- [3]Browne M. J., Kim K., An international analysis of life insurance demand, *Journal of Risk and Insurance*, 1993: 616-634.
- [4]Chui A. C. W., Kwok C. C. Y., 2008, National culture and life insurance consumption, *Journal of International Business Studies*, 39(1): 88-101.
- [5]Chui A. C. W., Kwok C. C. Y., 2009, Cultural practices and life insurance consumption: An international analysis using GLOBE scores, *Journal of Multinational Financial Management*, 19(4): 273-290.
- [6]Chui A. C. W., Titman S., Wei K. C. J., 2010, Individualism and momentum around the world, *The Journal of Finance*, 65(1): 361-392.
- [7]Davidson B. N., Sofaer S., Gertler P., 1992, Consumer information and biased selection in the demand for coverage supplementing Medicare, *Social Science & Medicine*, 34(9): 1023-1034.
- [8]Doiron D., Jones G., Savage E., 2008, Healthy, wealthy and insured? The role of self-assessed health in the demand for private health insurance, *Health Economics*, 17(3): 317-334.
- [9]Dragos S. L., 2014, Life and non-life insurance demand: the different effects of influence factors in emerging countries from Europe and Asia, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 27(1): 169-180.
- [10]Du X., 2015, Does Confucianism reduce minority shareholder expropriation? Evidence from China, *Journal of Business Ethics*, 132(4): 661-716.
- [11]Griffin D., Guedhami O., Li K., Lu G., 2021, National culture and the value

implications of corporate environmental and social performance, *Journal of Corporate Finance*, 71: 102-123.

[12]Hofstede G., 1980,*Culture's Consequences : International Differences in Work-Related Values*, Sage Press.

[13]Hofstede G., Bond M. H., 1988, The Confucius connection: From cultural roots to economic growth, *Organizational Dynamics*, 16(4): 5-21.

[14]Ip P. K., 2009, Is Confucianism good for business ethics in China?, *Journal of Business Ethics*, 88(3): 463-476.

[15]Mansour J., House R. J., 2001, Cultural acumen for the global manager: Lessons from project globe, *Organizational Dynamics*, 29(4): 289-305.

[16]Kunreuther H., Pauly M., 2006, Rules rather than discretion: Lessons from Hurricane Katrina, *Journal of Risk and Uncertainty*, 33(1): 101-116.

[17]Li D., Moshirian F., Nguyen P., Wee T., 2007, The demand for life insurance in OECD countries, *Journal of Risk and Insurance*, 74(3): 637-652.

[18]Li Y., Zahra S. A., 2012, Formal institutions, culture, and venture capital activity: A cross-country analysis, *Journal of Business Venturing*, 27(1): 95-111.

[19]Liang H., Renneboog L., 2017, On the foundations of corporate social responsibility, *The Journal of Finance*, 72(2): 853-910.

[20]Licht A. N., Goldschmidt C., Schwartz S. H., 2007, Culture rules: The foundations of the rule of law and other norms of governance, *Journal of Comparative Economics*, 35(4): 659-688.

[21]Park S. C., Lemaire J., 2012, The impact of culture on the demand for non-life insurance, *ASTIN Bulletin: The Journal of the IAA*, 42(2): 501-527.

[22]Shea D. G., Stewart R. P., 1995, Demand for insurance by elderly persons: private purchases and employer provision, *Health Economics*, 4(4): 315-326.

[23]Trinh C. T., Nguyen X., Sgro P., Pham C. S., 2020, Culture, financial crisis and the demand for property, accident and health insurance in the OECD countries, *Economic Modelling*, 93: 480-498.

[24]Trinh C. T., Nguyen X., Sgro P., 2021, Culture and the demand for non - life insurance: Empirical evidences from middle - income and high - income economies, *Economics of Transition and Institutional Change*, 29(3): 431-458.

[25]Van den Steen E., 2004, Rational overoptimism (and other biases), *American Economic Review*, 94(4): 1141-1151.

[26]Zhong M., Sun Z., Lai G., Yu T., 2015, Cultural influence on insurance consumption: Insights from the Chinese insurance market, *China Journal of Accounting Studies*, 3(1): 24-48.

[27]陈冬华, 胡晓莉, 梁上坤, 新夫, 2013, 宗教传统与公司治理, *经济研究*, 48(09): 71-84。

[28]陈刚, 邱丹琪, 2021, 儒家文化与企业家精神——一项流行病学研究, *财经研究*, 47(03):95-109。

[29]陈华, 杨晓旭, 2022, 农村居民参与商业医疗保险的逆向选择和道德风险研究, *农村经济*, (10): 91-101。

[30]陈颀, 2017, 儒家文化、社会信任与普惠金融, *财贸经济*, 38(04): 5-20。

- [31]陈志武, 2007, 对儒家文化的金融学反思, 制度经济学研究, (01): 1-17。
- [32]程博, 潘飞, 王建玲, 2016, 儒家文化、信息环境与内部控制, 会计研究, (12): 79-84+96。
- [33]樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏, 2010, 中国市场化指数[M], 北京: 经济科学出版社。
- [34]冯晨, 陈舒, 白彩全, 2019, 长期人力资本积累的历史根源:制度差异、儒家文化传播与国家能力塑造, 经济研究, 54(05): 146-163。
- [35]干春松, 2001, 制度化儒家的解体(1895-1919) [D], 北京: 中国社会科学院研究生院。
- [36]淦未宇, 徐细雄, 刘曼, 2020, 儒家传统与员工雇佣保障: 文化的力量, 上海财经大学学报, 22(01): 66-84。
- [37]古志辉, 2015, 全球化情境中的儒家伦理与代理成本, 管理世界, (03): 113-123。
- [38]胡安宁, 2014, 教育能否让我们更健康——基于 2010 年中国综合社会调查的城乡比较分析, 中国社会科学, (05): 116-130+206。
- [39]胡皖, 王海霞, 2009, 社会学视野下保险业的科学发展, 保险研究, (03): 33-42。
- [40]黄寿山, 李开斌, 1999, 论我国商业保险市场潜力的需求拉动, 金融研究, (02): 76-80。
- [41]蹇滨徽, 杨亮, 林义, 2021, 多层次养老保险制度下家庭商业养老保险需求与养老金替代率研究, 中国软科学, (05): 38-48。
- [42]姜永宏, 蒋伟杰, 2014, 中国寿险需求影响因素研究:基于省级面板数据的实证分析, 暨南学报(哲学社会科学版), 36(02): 36-43+162。
- [43]金智, 徐慧, 马永强, 2017, 儒家文化与公司风险承担, 世界经济, 40(11): 170-192。
- [44]李金波, 聂辉华, 2011, 儒家孝道、经济增长与文明分岔, 中国社会科学, (06): 41-55+222。
- [45]刘宏, 王俊, 2012, 中国居民医疗保险购买行为研究——基于商业健康保险的角度, 经济学(季刊), 11(04): 1525-1548。
- [46]马健囡, 王德文, 2015, 我国建立老年人口长期照护制度的初始条件比较分析——基于生态系统论的视角, 理论与改革, (02): 63-66。
- [47]潘文东, 李万利, 汤旭东, 2022, 儒家文化与家庭资产配置——基于风险偏好和生育意愿双重视角的研究, 山西财经大学学报, 44(12): 1-17。
- [48]潘炜迪, 袁辉, 2021, 宗亲互助与商业健康保险需求, 财经研究, 47(05):34-48。
- [49]潘越, 汤旭东, 宁博, 2020, 俭以养德: 儒家文化与高管在职消费, 厦门大学学报(哲学社会科学版), (01): 107-120。
- [50]齐子鹏, 许艺凡, 胡洁冰, 2018, 基于人口结构角度的商业健康保险需求分析, 保险研究, (05): 45-55。
- [51]饶育蕾, 丁庆锋, 陈地强, 2022, 儒家文化与公司高管-员工薪酬差距——基于权力距离的视角, 厦门大学学报(哲学社会科学版), 72(02): 47-60。
- [52]任继愈, 1980, 论儒教的形成, 中国社会科学, (01): 61-74。
- [53]宋飞, 唐凯桃, 潘禹辰, 2021, 儒家文化、企业盈余质量与业绩预告精度, 财经科学, (12): 119-129。
- [54]吴玉锋, 边佳利, 聂建亮, 2022, 大众传媒、社会互动与商业养老保险购买, 中国经济问题, (01): 94-106。
- [55]夏立军, 陈信元, 2007, 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定,

经济研究, (07): 82-95+136。

[56]肖志光, 2007, 论我国保险市场区域均衡发展——基于保险需求的理论与实证, 金融研究, (06): 181-191。

[57]徐细雄, 李万利, 2019, 儒家传统与企业创新:文化的力量, 金融研究, (09): 112-130。

[58]许荣, 张迪, 吉学, 2013, 新农合对农户商业医疗保险需求影响的研究, 保险研究, (03): 120-127。

[59]张军成, 赵明明, 2015, 儒家文化育人:历史共生与现实契合, 重庆社会科学, (08): 63-69。

[60]张强, 杨宜勇, 2017, 商业养老保险参与的影响因素分析, 华中农业大学学报(社会科学版), (05): 138-143+150。

[61]张鑫, 孙立娟, 2020, 个税递延型商业养老保险购买意愿影响研究——来自中国职工养老储备指数调查数据, 江西财经大学学报, (02): 52-61。

[62]张璇, 束世宇, 2022, 儒家文化、外来文化冲击与企业创新, 科研管理, 43(09): 194-200。

[63]赵桂芹, 2006, 中国寿险需求影响因素的检验, 中南财经政法大学学报, (01): 96-101+144。

[64]赵向阳, 李海, 孙川, 2015, 中国区域文化地图:“大一统”抑或“多元化”?, 管理世界, (02): 101-119+187-188。

[65]郑军, 张海川, 2009, 中西方商业保险产生、发展和走向的比较分析——基于制度文化的视角, 贵州财经学院学报, (03): 90-95。

[66]郑路, 徐旻霞, 2021, 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, 金融研究, (06): 133-151。

[67]邹萍, 2020, 儒家文化能促进企业社会责任信息披露吗?, 经济管理, 42(12): 76-93。

养老抚幼双重负担对商业人身保险参与的影响

——基于“三明治阶层”的分析

袁辉、高子璇¹

摘要：

人口老龄化程度不断加深和抚养成本日益提高给“三明治阶层”带来沉重的经济负担，对其财务稳定性产生重大影响。本文使用中国家庭金融调查（CHFS）数据，通过熵权法构建养老抚幼双重负担指标，实证研究其对于“三明治阶层”商业人身保险参与的影响效应和作用机制。结果表明，养老抚幼双重负担促进“三明治阶层”商业人身保险参与，考虑内生性影响后结果仍然稳健。机制分析表明，“三明治阶层”参与商业人身保险是出于保障动机。异质性分析表明，居住在一线/新一线城市且宗亲互助更密切的男性的参与概率更高、保费支出更多。进一步分析表明，养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响存在门槛效应，当养老抚幼双重负担高于 0.084 时，养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响程度降低；相比于少儿抚养负担，老人赡养负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的正向影响更大。文章研究结果表明，养老抚幼双重负担下，商业人身保险成为“三明治阶层”保障生活稳定、平滑家庭各期支出的重要工具。

关键词：养老抚幼双重负担，三明治阶层，商业人身保险，保障动机

一、引言

2021 年 3 月，“十四五”规划将积极应对人口老龄化上升到“国家战略”的高度，人口老龄化是社会发展的重要趋势，2000 年我国 65 岁及以上人口占总人口的比例初次达到 7%，2021 年这一比例已高达 14.2%。²“人口老龄化”不仅对社会代际分配资源、养老金的可持续性和提供医疗卫生服务带来压力，同时给家庭带来沉重的赡养负担（王鑫鑫和朱青青，2021）。伴随着人口老龄化的加剧，我国出生人口却在持续减少，过高的养育成本是影响家庭生育决策的重要负面因素之一，2019 年我国 0-17 岁孩子的平均养育成本为 48.52 万元，其与人均 GDP 的比值为 6.9 倍，在全球排名

¹ 袁辉，中南财经政法大学金融学院教授。高子璇，中南财经政法大学金融学院硕士研究生。

² 资料来源：老年健康司，2022-10，2021 年度国家老龄事业发展公报，<http://www.nhc.gov.cn/ljks/s10742/202210/e09f046ab8f14967b19c3cb5c1d934b5.shtml>。

中位于前列。¹沉重的赡养负担和高昂的抚养成本使得处于家庭决策地位的“上有老下有小”的成年人群体，成为承受着双重负担的“三明治阶层”，面临越来越高的医疗、养老、住房、教育等方面的支出。

沉重的养老抚幼双重负担使得“三明治阶层”具有事故后果严重的特性，若作为家庭顶梁柱的“三明治阶层”遭遇疾病、失业、意外等事故，不仅“三明治阶层”面临极大的痛苦和经济负担，家庭中被抚养者的正常生活也会遭受重大打击。在此背景下，商业人身保险作为社会稳定器，应充分发挥在保障民生、风险管理等方面的重要作用，为“三明治阶层”编密织牢兜底保障“安全网”。但现实是我国商业人身保险并未充分发挥其作用，2022年我国商业人身保险保险密度为2426元/人、深度为2.83%。相比之下，2018年经济合作发展组织国家人身保险密度均值为1810.23美元/人，深度为4.4%，均远超我国的同期和现期水平。综上所述，在赡养负担、抚养负担不断加重的背景下，研究“三明治阶层”商业人身保险参与的影响效应和作用机制具有重大理论及现实意义。鉴于此，本文聚焦“三明治阶层”这一特殊群体，基于中国家庭金融调查（CHFS 2019）数据，实证检验养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响。

本文可能的创新体现在：第一，研究视角创新，本文聚焦于“三明治阶层”这一特殊群体，综合考虑其在养老抚幼双重负担下的商业人身保险参与。第二，研究指标创新，本文以负担类型为量纲，将养老抚幼双重负担划分为养老、住房、医疗、教育四类，使用熵权法构建养老抚幼双重负担指标。第三，研究内容创新，进一步使用门槛模型分析养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与影响的动态变化，并根据研究结论提出具体的对策建议。在满足“三明治阶层”自身风险保障、平滑家庭各期开支的同时，有助于保险公司在微观层面精准把控这一群体需求，设计并提供更贴合现实的险种和相关服务，实现保险公司的经营目标，提高竞争力，促进保险公司的进一步发展。

二、文献综述与研究假设

（一）抚养负担、赡养负担的衡量

自古以来都强调父母对子女的抚养义务和子女对父母的赡养义务，这种父辈抚育子女，子女赡养父辈的反馈模式不仅是伦理规范，更是立法原则。并且费孝通（1983）认为此种反馈模式不受家庭结构变动影响，即抚养子女、赡养老人是每个人的既定责任。然而伴随越来越高的医疗、养老、住房、教育等方面的支出，家庭面临沉重的抚养负担和赡养负担。部分学者聚焦于子女特征，从子女所处年龄段、子女性别等方面衡量家庭抚养负担。一是由于不同年龄段的子女需求存在差异，家庭各阶段抚养负担类型不同（张翠娥和陈子璇，2021）。二是在子女抚养过程中，“重男轻女”、“传宗接代”等传统思想始终影响着家庭决策的各方面，为了在激烈的婚姻市场竞争中取得优势，男孩父母需提前进行储蓄，在抚养阶段面临较重的购房负担（梁斌和陈茹，2022；魏下海和万江滔，2020）。另一部分学者则以人口数量为纲量，使用子女数量、少儿抚养比、少儿人口比来表示家庭抚养负担（马宇和王文轩，2022；邓鑫，2021；Li G 等，2021；李宜航，2019；李海荣和石玉堂，2022）。Apps

1 资料来源：育娲人研究，2022-02，2022年中国生育成本报告，<http://download.caixin.com/upload/shengyubaogao2022.pdf>。

和 Rees (2001) 进一步考察了子女数量与不同种类抚养负担的关系, 认为子女数量增加的是“三明治阶层”的现实抚养时间和经济成本。

在老人赡养负担的衡量中, 部分学者以负担类型为量纲衡量赡养负担, 集中于经济负担、照料负担、精神负担、潜在负担等方面(封婷和郑真真, 2015; 马健囡, 2021; 葛永波等, 2022; 张栋等 2021)。另一部分学者以人口数量为量纲, 使用老年人数量、老年人口比、老人赡养比衡量家庭赡养负担(卢亚娟等, 2019; 马九杰等, 2021; 张翠娥和陈子璇, 2021)。综上所述, 大多数文献以人口数量为量纲衡量抚养负担、赡养负担, 尽管部分文献已使用负担类型为量纲衡量赡养负担, 并从经济、照料、心理等多方面展开, 但在赡养负担影响商业人身保险参与的研究中, 学者仅以人口数量为量纲衡量赡养负担。

(二) 养老抚幼双重负担促进“三明治阶层”商业人身保险参与

现有文献多考虑抚养负担或赡养负担对家庭商业人身保险参与的影响。首先, 以子女数量为代表的抚养负担对家庭商业保险参与具有显著的促进作用(张浩等, 2023)。其次, 以男孩占比为代表的抚养负担将增强商业保险投资倾向(王韧等, 2022; 梁斌和陈茹, 2022)。最后, 以少儿人口占比为代表的抚养负担与家庭人身保险参与正相关(樊纲治和王宏扬, 2015)。在老人赡养负担对商业人身保险参与的影响研究中, 当家庭中老年人数量增加时, 家庭的赡养负担加重, 家庭更倾向于参与保障人身健康类保险(卢亚娟和张雯涵, 2020)。袁成等(2020)研究发现由于家庭经济约束, 家庭老龄化对家庭商业健康保险消费的影响呈现显著倒 U 型变化。王宏扬和樊纲治(2020)则同时使用家庭少儿占比、老年人占比考察家庭抚养责任, 其实证结果表明老年赡养责任和少儿抚养责任会促进“三明治夹心”一代的人身保险参与。

作为家庭顶梁柱的“三明治阶层”, 往往是家庭当期财富的主要贡献者、养老抚幼双重负担的主要承担者。沉重的养老抚幼双重负担使得“三明治阶层”具有事故发生概率高、事故后果严重的特性。首先, “三明治阶层”本身面临较高的风险, 养家糊口的重担使得“三明治阶层患病、猝死、发生意外事故的风险高于其它人群。2022 年 74 家险企出具的理赔报告显示, 商业人身保险的出险群体通常为扮演着家庭顶梁柱角色的中年群体, 且男性身故风险明显高于女性。其次, 由于“三明治阶层”在家庭中承担的重要角色, 若其遭遇疾病、失业、死亡等事故, 家庭中被抚养者的正常生活会遭受重大打击。基于此, “三明治阶层”自身的风险保障已成为影响家庭生活是否稳定的关键因素。商业人身保险作为分散风险, 防范因病致贫返贫的重要工具, “三明治阶层”投保商业人身保险不仅可以分散风险、保障自身以及家庭被抚养者的正常生活, 还有利于减轻社保基金的压力、社会医疗服务负担。然而由于商业人身保险投保具有财富门槛, 在家庭经济水平不高的情况下, 养老抚幼双重负担可能会阻碍家庭商业人身保险参与, 同时逐渐加重的养老抚幼双重负担可能会通过进一步增加家庭经济负担削弱养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的正向影响。

假设1: 养老抚幼双重负担促进“三明治阶层”的商业人身保险参与。

假设2: 养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响存在门槛效应。

(三) 养老抚幼双重负担影响“三明治阶层”商业人身保险参与的作用机制

殚精竭虑终为子, 可怜天下父母心, 抚养负担会使父母产生对子女未来生活的

担忧，通过购买商业人身保险以确保即使自己发生意外，所购商业人身险的理赔资金也能维持子女的基本生活（Lewis, 1989; Chang, 2004; Li G 等, 2021; 尹志超等, 2022）。同时抚养负担增加会使家庭预期支出提高，为了平滑家庭各期支出，父母购买商业人身保险（张浩等, 2023）。赡养负担影响商业人身保险参与的作用机制与抚养负担相同。作为同时承担抚养负担、赡养负担的“三明治阶层”，其保障动机会更强烈。首先，基于代际关系理论可知，子代赡养父代、子代抚养其下一代是中国社会根深蒂固的观念，并且受到法律保护。其次，基于马斯洛需求层次理论可知，只有底层的需求满足后，才会继续追求更高层次的需求。“三明治阶层”在满足个体和家庭基本的生理需求后，基于其事故发生概率高、事故后果严重的特性，会产生保障自身安全、未来生活稳定的安全感需求，而商业人身保险作为兜底保障的“安全网”，当“三明治阶层”遭遇疾病、失业、死亡等事故，可为“三明治阶层”以及家庭被扶养者提供基本的经济保障。最后，基于家庭生命周期理论，为实现家庭整个生命周期的效用最大化，当面对养老抚幼双重负担时，“三明治阶层”对家庭未来支出冲击的担忧越大，为了保障家庭未来的正常支出水平，平滑家庭各期支出，“三明治阶层”购买商业人身保险的可能性会增加。综上所述，养老抚幼双重负担下的“三明治阶层”商业人身保险参与可能是出于保障自身及家庭未来生活稳定的保障动机。同时相比于抚养负担，赡养负担可能会通过传递养老风险感知，使“三明治阶层”产生对自己未来年老的担忧，进一步促进商业人身保险参与。

假设3：“三明治阶层”商业人身保险参与是出于保障动机。

假设4：相比于抚养负担，赡养负担可能会通过传递养老风险感知，进一步促进“三明治阶层”商业人身保险参与。

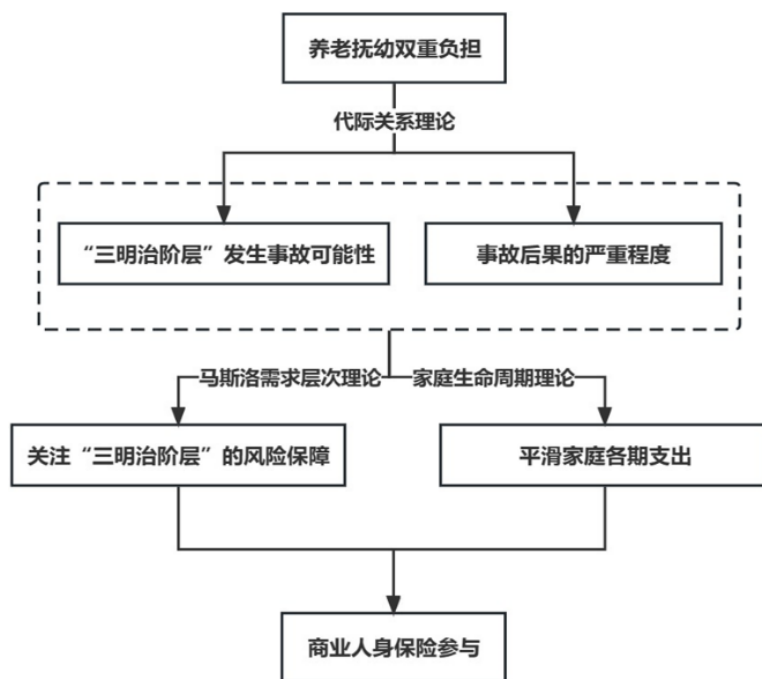


图1 养老抚幼双重负担促进商业人身保险参与的机制

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

在学界将“三明治阶层”定义为同时承担赡养和抚养双重负担的人群（Miller, 1981; McCarrigle 等, 2014; 王鑫鑫和朱青青, 2021）。户主作为家庭顶梁柱，往往是一个家庭的主要经济承担者，更多地担负日常生活支出、抚养子女、赡养老人等家庭责任。因此为了达到研究目标，本文使用 2019 年中国家庭金融调查数据(CHFS)，首先将个人、家庭和社区三个子数据库进行合并；其次根据家庭关系、是否为户主、¹年龄识别“上有老下有小的”“三明治阶层”，“上有老下有小的”指家庭中同时存在 65 岁及以上的老人和 16 岁及以下的少儿；²最后，考虑到劳动年龄、保险公司投保限制，在样本选择上，选择“上有老下有小的”并在家庭事务中起决定作用、年龄在 18-60 岁的“三明治阶层”。数据筛选后，最终得到 1684 个“三明治阶层”的样本数据。³此外，为了匹配省市层面的宏观数据，本文还使用了国家统计局的相关数据。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

¹ 中国家庭金融调查数据（CHFS 2019）中的户主是指在家庭事务中起决定作用，不一定是户口本上的户主。

² 我国法律规定十六周岁以上不满十八周岁的公民，以自己的劳动收入为主要生活来源的，视为完全民事行为能力人。即十六周岁以上的未成年人可将劳动收入作为自身生活来源，这与本文“子女为父母所抚养”的设定不符。

³ 本文“三明治阶层”的样本量与参考文献“三明治阶层”占全样本的比例基本一致。

本文的被解释变量分为两大类，一是“三明治阶层”是否购买商业人身保险，为虚拟变量。在问卷问题“家庭成员购买商业保险类型”中，将回答为商业人寿保险或健康保险或人身意外伤害保险的取值为1，其它取值为0。二是“三明治阶层”商业人身保险保费支出的对数，为连续变量。在问卷问题“去年商业人寿保险缴纳了多少保费？”、“去年购买商业健康保险缴纳多少保费？”以及“去年其他商业保险保费？”中，将商业人寿保险、商业健康保险和意外伤害保险的保费加总求和后取对数。

2.核心解释变量

本文的核心解释变量为养老抚幼双重负担，对CHFS 2019的数据筛选可知，样本中84.74%的“三明治阶层”为男性。在以往的研究中，男性是家庭经济的主要承担者，而女性多为老年照料、少儿照料的主要承担者（张翠娥和陈子璇，2021）。同时家庭成员的话语权取决于各自拥有的经济资源，即在家庭事务中起决定性作用的人多为家庭经济的主要承担者（李涛等，2019），因此本文主要考虑养老抚幼的经济负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响。

在指标衡量中，大部分文献使用老年人口比、少儿人口比衡量养老抚幼双重负担，此类以人口数量为纲量的家庭负担指标虽然简明，但与真实的家庭生活还有较大的差异，实际上忽略了在个人生命周期和家庭生命周期中不同类型家庭负担的差异。因此关于养老抚幼双重负担来源的划分，参考田丰（2016）以负担类型为量纲，从家庭负担的原因出发，把养老抚幼双重负担按照不同的起因划分为住房、教育、医疗和养老四个种类。2020年，城乡老年人人均消费支出约为16307元，日常生活支出和医疗费用支出是支出主力，占比高达83%。¹因此本文主要考虑由日常生活养老负担、医疗负担所构成的老人赡养负担和由教育、医疗、住房负担所构成的少儿抚养负担。²养老抚幼双重负担的指标构建如表1所示，并使用熵权法计算。其中，少儿教育负担对养老抚幼双重负担贡献度最高，达38.32%；其次是有无购买学区房的计划、日常生活性养老负担，分别占比22.19%、18.15%；少儿医疗负担、老人医疗负担分别占比9.82%、8.48%；男孩占比的贡献度最低达3.04%。最后根据各指标权重计算的各样本养老抚幼双重负担的综合得分即为核心解释变量。

表4：养老抚幼双重负担指标的构建

一级指标	二级指标	三级指标	三级指标代理变量	指标属性
养老抚幼 双重负担	老人赡养 负担	日常生活 养老负担	给父母的生活费、过节费 或祝寿、以及给父母 买东西花的钱	+
		医疗负担	老人医疗费用支出	+
	少儿抚养 负担	教育负担	少儿教育支出	+
		医疗负担	少儿医疗费用支出	+
		住房负担	有无购买学区房的计划	+
			男孩占比	+

¹ 资料来源：国家发展和改革委员会价格成本调查中心，2022-06，抓住老龄化的时代特征 深入挖掘内需新空间，https://www.ndrc.gov.cn/wsdwhfz/202206/t20220610_1327076_ext.html。

² 《新中产白皮书》指出2021年抚养子女的支出主要来自子女教育、医疗等方面。其中，子女教育为支出大头，占比高达57%，包括显性教育支出（课内教育支出、课外教育支出）和隐形教育支出（学区房）。本文基于现实情形和竞争性储蓄等理论基础，构建二级指标少儿抚养负担。

3.控制变量

为减弱遗漏变量的影响，本文参考现有文献从个人层面、家庭层面和城市层面选取了若干变量作为控制变量。在个人层面，本文控制了“三明治阶层”的年龄、性别、婚姻状况、工作是否稳定、风险态度、对经济金融关注度等变量；在家庭层面，控制了家庭收入的对数、家庭成员数量等变量；在省市特征层面，控制了房产价格的对数。

表 5：变量及相关说明

变量符号	变量名称	变量说明
insurance	是否购买商业人身保险	购买=1，未购买=0
lninsurance_expend	商业人身保险保费支出的对数	连续变量
double_burden	养老抚幼双重负担	连续变量
age	年龄	连续变量
age_2	年龄的平方	连续变量
health	身体健康状况	非常好=1，好=2，一般=3 不好=4，非常不好=5
sex	性别	男性=1，女性=0
education	受教育年限	没上过学=0，小学=6， 初中=9，高中=12， 中专/职高=13， 大专/高职=15，本科=16， 硕士研究生=19，博士 研究生=22
work_stable	工作性质	国企事业单位=1， 其他=0
risk_like	风险偏好	回答高风险、高回报的 项目或略高风险、略高 回报的项目=1，其他=0
finance_know	对经济、金融的关注度	回答非常关注或很关注=1 其他=0
marriage	婚姻状况	已婚=1，未婚、丧偶、 同居等=0
family_number	家庭成员数量	连续变量
lnincome	家庭总收入的对数	连续变量
lnhouse_price	省市平均房产价格的对数	连续变量

（三）描述性统计

表 3 为各变量描述性统计分析结果。从被解释变量来看，购买商业人身保险的均值为 0.0956；商业人身保险保费支出对数的均值为 0.6719。总体看来，样本整体的商业人身保险参与概率和保费支出规模不高。从核心解释变量来看，养老抚幼双重负担的均值为 0.0312，标准差为 0.0465。从控制变量个人层面来看，“三明治阶层”年龄均值为 44 岁，多中年已婚，教育水平不高，多为初高中学历，且身体健康状况比较好；其中约 84.74%为男性，男性承担了养家糊口的经济重担；仅有 14.43%的“三明治阶层”在国企事业单位工作；57.72%的“三明治阶层”厌恶风险；多数“三明治阶层”对经济金融关注度不高。从控制变量家庭层面来看，三明治家庭的成员数量均值为 5 人，家庭总收入对数的标准差较大。从控制变量的省市层面来看，

各省市房价普遍较高，“三明治阶层”购房压力较大。

表 3：各变量描述性统计分析结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
insurance	1684	0.0956	0.2941	0	1
lninsurance_expend	1684	0.6719	2.2539	0	11.3096
double_burden	1684	0.0312	0.0465	0.0001	0.4499
age	1684	44.0576	6.6678	22	60
age_2	1684	1985.5050	596.9109	484	3600
health	1683	2.5900	0.9472	1	5
sex	1684	0.8474	0.3597	0	1
education	1684	9.6057	3.6622	0	22
work_stable	1684	0.1443	0.3515	0	1
risk_like	1684	0.0677	0.2513	0	1
finance_know	1684	0.0600	0.2375	0	1
marriage	1684	0.9371	0.2429	0	1
family_number	1684	5.4768	1.2090	3	11
lnincome	1638	10.8746	1.2786	2.3514	16.3106
lnhouse_price	1684	9.0641	0.4086	8.6089	10.5567

（四）模型构建

首先，本文考察养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与概率的影响，由于被解释变量是否购买商业人身保险为虚拟变量，因此选取二元 Probit 模型。

$$\text{Probit}(\text{insurance} = 1) = \Phi(a_0 + a_1 \text{double_burden} + a_2 x + \varepsilon) \quad (1)$$

模型（1）中， $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的分布函数。 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 。被解释变量 **insurance** 表示“三明治阶层”是否购买商业人身保险，1 为购买，0 为未购买；核心解释变量 **double_burden** 表示养老抚幼双重负担；**x** 表示一系列控制变量； ε 为随机误差项。

其次，由于人身保险的保费支出是左侧截断的，因此本文选取 Tobit 模型分析养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与程度的影响，模型设定如下：

$$\text{lninsurance_expend}^* = b_0 + b_1 \text{double_burden} + b_2 x + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{lninsurance_expend} = \max(0, \text{lninsurance_expend}^*) \quad (3)$$

模型（2）中，被解释变量 **lninsurance_expend** 表示“三明治阶层”商业人身保险保费支出的对数；**lninsurance_expend*** 为潜在因变量。

四、实证结果与分析

（一）基准回归分析

为检验养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响，本文使用 Probit 模型、Tobit 模型进行分析。检验结果如表 4 所示。其中第（1）、（3）列未加入控制变量，回归系数分别为 0.3342、33.0650，均在 1% 的显著性水平上显著。第（2）、（4）列加入个人层面、家庭层面和省市层面的控制变量，养老抚幼双重负

担的回归系数分别为 0.2597、26.0728，均在 5% 的显著性水平上显著。以上回归结果表明，养老抚幼双重负担对于“三明治阶层”商业人身保险的参与概率、参与程度均具有显著的促进作用，假设 1 得以验证。

表 4：基准回归结果

变量	Probit		Tobit	
	(1) insurance	(2) insurance	(3) lninsurance_ expend	(4) lninsurance_ expend
double_burden	0.3342*** (0.13)	0.2597** (0.13)	33.0650*** (12.04)	26.0728** (11.65)
age		0.0295** (0.01)		2.4941** (1.13)
age_2		-0.0003** (0.00)		-0.0279** (0.01)
health		-0.0105 (0.01)		-1.0617 (0.75)
sex		-0.0197 (0.02)		-1.6148 (1.67)
education		0.0110*** (0.00)		0.9421*** (0.23)
work_stable		-0.0365* (0.02)		-3.1794* (1.80)
risk_like		0.0703*** (0.02)		6.1961*** (2.04)
finance_know		0.0255 (0.03)		3.3168 (3.04)
marriage		-0.0550 (0.03)		-4.2561 (2.81)
family_number		-0.0154** (0.01)		-1.3830** (0.61)
lnincome		0.0282*** (0.01)		2.3001*** (0.65)
lnhouse_price		-0.0177 (0.02)		-2.3113 (1.53)
伪R ²	0.0054	0.1064	0.0040	0.0585
N	1684	1637	1684	1637

注：表中汇报的是平均边际效应而非回归系数。***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，括号内为边际效应的标准差。下表同。

（二）稳健性检验

为了检验估计结果的可靠性，本文从以下几个方面进行检验。首先，样本中有商业人身保险的被调查者仅占 9.6%，对于二值选择模型，需要考虑稀有事件偏误，本文使用 Cloglog 模型来矫正可能存在的稀有事件偏误。表 5 第（1）个回归结果表明，核心解释变量的系数仍然显著，养老抚幼双重负担与“三明治阶层”商业人身保险的参与概率成正比。其次，由于样本中 42.11% 的“三明治阶层”有多个少儿，因此采用缩减样本的方法检验稳健性。表 5 第（2）（3）个回归结果表明，养老抚幼双重负担仍然对“三明治阶层”商业人身保险的参与概率、参与程度具有显著促进作用，且平均边际效用大于全样本的平均边际效用。以上检验均说明本文基准回归结果是稳健可靠的，再次验证了假设 1。

表 5：稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	insurance	insurance	lninsurance_expend
double_burden	0.2528** (0.12)	0.3238** (0.16)	39.1944** (17.46)
个人层面	√	√	√
家庭层面	√	√	√
省市层面	√	√	√
伪R ²		0.1284	0.0770
N	1637	687	687

(三) 内生性分析

在分析养老抚幼双重负担对商业人身保险参与概率和参与程度的影响时，可能存在遗漏变量、样本选择偏误、反向因果等内生性问题，从而导致无法准确估计结果。由于地区层面的养老抚幼双重负担在一定程度上反映了各地区经济发展水平、医疗卫生情况、教育情况，因此地区平均的养老抚幼双重负担与各个家庭养老抚幼双重负担高度相关，同时又不影响“三明治阶层”的个人商业人身保险参与决策。为了检验模型是否存在内生性，本文使用“三明治阶层”所在省市的平均养老抚幼双重负担作为工具变量进行 IV-Probit、IV-Tobit 估计。表 6 为内生性检验结果，提供了对外生性原假设“H:p=0”的 Wald 检验结果。表 6 第(1)个结果表明，当被解释变量为是否购买商业人身保险时，可在 1%的显著性水平上认为 double_burden 为内生变量。表 6 第(2)个结果表明，当被解释变量为商业人身保险保费支出的对数时，可在 5%的显著性水平上认为 double_burden 为内生变量。

表 6：内生性检验

变量	IV-Probit	IV-Tobit
	(1)	(2)
	insurance	lninsurance_expend
double_burden	15.3897***	222.6167**
Wald	8.55***	5.13**
Prob > chi2	0.0035	0.0235
控制变量	√	√
N	1637	1637

表 7 为 IV-Probit、IV-Tobit 两步法估计的回归结果。第二阶段回归结果表明，在 1%的显著性水平下，养老抚幼双重负担提高了“三明治阶层”商业人身保险参与概率；在 5%的显著性水平上，养老抚幼双重负担增加了“三明治阶层”商业人身保险保费支出。此外，第一阶段回归结果显示，工具变量“三明治阶层”所在省市的平均养老抚幼双重负担对“三明治阶层”自身养老抚幼双重负担在 1%的统计水平上具有正向影响，且弱工具变量识别检验 AR 和 Wald 统计值均在 1%的显著性水平下显著，表明本文选取的工具变量是有效的，不是弱工具变量。综上，工具变量的回归结果表明本文研究结论较为稳健，进一步验证了养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与概率、参与程度均具有显著促进作用。

表 7：工具变量回归结果

变量	第一阶段		第二阶段	
	IV-Probit (1) double_burden	IV-Tobit (2) double_burden	IV-Probit (3) insurance	IV-Tobit (4) lninsurance_ expend
IV double_burden	0.8991***	0.8991***		
AR	17.05***	10.97***	20.2916***	222.6150**
Prob > chi2	0.0000	0.0009		
Wald	12.56***	9.03***		
Prob > chi2	0.0004	0.0027		
控制变量	√	√	√	√
N	1637	1637	1637	1637

(四) 异质性分析

1. “三明治阶层”性别差异分析

以往的研究中，男性是家庭经济的主要承担者，而女性多为老年照料、少儿照料的主要承担者。因此本文按“三明治阶层”的性别分组，考察不同性别子样本下养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响。表 8 为性别的异质性分析结果。回归结果表明，养老抚幼双重负担促进商业人身保险参与主要发生在男性“三明治阶层”。而在女性子样本中，解释变量的显著性均较弱，表明养老抚幼双重负担对女性商业人身保险参与概率和参与程度的影响不明显。根据 CHFS 2019 的数据可知，男性“三明治阶层”的总收入均值为 27382.06 元，而女性“三明治阶层”仅有 19685.05 元，比男性工资收入低 28.11%。¹当男性“三明治阶层”遭遇伤害、疾病、死亡、失业时，往往更会造成对整个家庭的生存打击。因此相比于女性“三明治阶层”，男性“三明治阶层”的养老抚幼双重负担对商业人身保险参与的促进作用更大。

表 8：异质性分析：按性别分组

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	insurance	insurance	lninsurance_ expend	lninsurance_ expend
	男性	女性	男性	女性
double_burden	0.2924** (0.13)	-0.0803 (0.36)	29.5346** (12.49)	8.7253 (38.14)
个人层面	√	√	√	√
家庭层面	√	√	√	√
省市层面	√	√	√	√
伪R ²	0.0973	0.1835	0.0534	0.1058
N	1386	251	1386	251

¹ 总收入=税后工资收入+税后奖金或绩效收入+其它税后工作收入。

2. 宗亲互助差异分析

周利等（2022）指出，当风险冲击导致家庭遭遇财务困境时，由亲戚、朋友组成的社会网络可为家庭提供一张有力的保障网。即宗亲互助与商业人身保险发挥的作用相似，可能会挤出商业人身保险参与。因此本文考虑不同宗亲互助子样本下养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响。为排除居民获得宗亲“转移收入”所带来的干扰，本文参照 De Weerd 等（2011）和潘炜迪等（2021），选取“三明治阶层”对宗亲的“转移支出”来表示宗亲互助，按转移支出的中位数划分为高转移组和低转移组。表 9 为宗亲互助的异质性分析结果。回归结果表明，相比于“低转移组”，养老抚幼双重负担对处于“高转移组”的“三明治阶层”的商业人身保险参与概率、参与程度影响更大。可能的原因是，当亲戚、朋友遭遇伤害、疾病、死亡、失业时，“三明治阶层”能直接观察到费用支出和照料负担，因此会有更强烈的动机投保。即宗亲互助能够通过传播信息，传递风险感知促进商业人身保险参与而非挤出商业人身保险参与。

表 9：异质性分析：按宗亲互助分组

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	insurance	insurance	lninsurance_ expend	lninsurance_ expend
	高转移支出	低转移支出	高转移支出	低转移支出
double_burden	0.3510** (0.15)	0.0583 (0.21)	31.3450** (13.35)	10.9789 (24.33)
个人层面	√	√	√	√
家庭层面	√	√	√	√
省市层面	√	√	√	√
伪R ²	0.1157	0.1268	0.0639	0.0785
N	1108	529	1108	529

3. 城市等级差异分析

考虑到不同等级城市的经济发展水平、金融可得性、保险观念等方面存在差异，本文将总样本划分为一线/新一线、二线和三线及以下城市，对比研究了养老抚幼双重负担与商业人身保险参与在不同城市等级之间的关系。表 10 为城市等级的异质性分析结果。回归结果表明，在 1% 的显著性水平下，养老抚幼双重负担对居住在一线/新一线城市的“三明治阶层”商业人身保险参与具有显著的促进作用；在 10% 的显著性水平下，养老抚幼双重负担对居住在二线城市的“三明治阶层”商业人身保险参与具有显著的抑制作用；养老抚幼双重负担与居住在三线及以下城市的“三明治阶层”商业人身保险参与无关。可能的原因是，在一线/新一线的城市，经济发展水平、居民收入水平较高、保险意识和理财投资意识较强，且有较多的金融机构，金融可得性强，保险充分发挥了分散风险、保障民生的作用。在二线城市，“三明治阶层”面对沉重的养老抚幼双重负担，可能会认为购买保险具有一定的风险，并不会将保险作为风险保障的工具。在三线及以下城市，经济发展落后、金融可得性差以及保险意识不强，养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的促进作用并不明显。

表 10：异质性分析：按城市等级分组

变量	(1) insurance	(2) insurance	(3) insurance	(4) Lninsurance_ _expend	(5) Lninsurance_ _expend	(6) Lninsurance_ _expend
	一线/ 新一线	二线	三线及 以下	一线/ 新一线	二线	三线及 以下
double_burden	1.3871*** (0.46)	-2.8806* (1.57)	0.1857 (0.13)	85.9742** (25.66)	-236.3096* (138.22)	19.1927 (14.39)
个人层面	√	√	√	√	√	√
家庭层面	√	√	√	√	√	√
省市层面	√	√	√	√	√	√
伪R ²	0.1256	0.2139	0.0971	0.0729	0.0896	0.0562
N	320	130	1179	320	138	1179

五、机制分析

随着金融市场的不断发展，越来越多的商业人身保险开始由“单一保障型”向“保障和投资兼备型”（如年金保险、投资连结保险、分红寿险、万能保险等）转变，商业人身保险具有保障和投资的双重属性。其中，保障型商业人身保险主要用来解决疾病或意外导致的死亡、伤残带来的经济困难。投资型商业人身保险则兼具保险保障功能与投资理财功能，保险金给付水平与投资收益挂钩。相比于保障型商业人身保险，投资型商业人身保险保费高、收益不稳定、保障水平低。被保险人投保投资型商业人身保险不仅未得到充分保障，反而增大了其投资风险。

因此为了探究养老抚幼双重负担下的“三明治阶层”商业人身保险参与是否出于保障动机。参考周烁等（2022），根据问卷问题“该保险是否分红”，将有分红的保险认定为有收益回报的保险，即投资型商业人身保险；没有分红的保险则属于保障型商业人身保险。基于此，构建是否购买保障型商业人身保险、是否购买投资型商业人身保险、保障型商业人身保险保费支出的对数、投资型商业人身保险保费支出的对数四个变量，分别用 `protect_insurance`、`invest_insurance`、`lnexpend_protect`、`lnexpend_invest` 来表示。其中，是否购买保障型商业人身保险、是否购买投资型商业人身保险为虚拟变量，购买该类型保险赋值为 1，反之为 0。由于样本中购买保障型商业人身保险、投资型商业人身保险的被调查者仅占 3.98%、5.58%，为使结果更加稳健，对于二值选择模型，需使用 Cloglog 模型来矫正可能存在的稀有事件偏误。

表 11 报告了相应的回归结果，第（1）、（3）、（5）列回归结果表明，养老抚幼双重负担与“三明治阶层”保障型商业人身保险的参与概率、参与程度成正比。第（2）、（4）、（6）列回归结果表明，养老抚幼双重负担与“三明治阶层”投资型商业人身保险的参与概率、参与程度无关。综上所述，当“三明治阶层”面临保障型、投资型商业人身保险选择时，更倾向于持有保障型商业人身保险。以上回归结果验证了“三明治阶层”商业人身保险参与是出于保障动机，假设 3 得以验证。

表 11：机制分析

变量	(1) protect_ insurance	(2) invest_ insurance	(3) protect_ insurance	(4) invest_ insurance	(5) lnexpend_ protect	(6) lnexpend_ invest
	保障型	投资型	保障型	投资型	保障型	投资型
double_burden	0.1541* (0.08)	0.0868 (0.10)	0.1495* (0.08)	0.1054 (0.10)	32.8363** (16.77)	20.4814 (16.92)

个人层面	√	√	√	√	√	√
家庭层面	√	√	√	√	√	√
省市层面	√	√	√	√	√	√
伪R ²			0.0880	0.0860	0.0582	0.0531
N	1637	1637	1637	1637	1637	1637

六、进一步分析

(一) 门槛模型检验

在上述分析中, 本文已经揭示了养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与影响的静态效应。然而, 随着养老抚幼双重负担的加重, 缴纳保费可能会进一步增加家庭经济负担, 从而削弱养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的正向影响。因此, 本文选用截面门槛模型, 进一步探究养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与影响的动态变化。

首先, 本文选用是否购买商业人身保险作为被解释变量进行门槛回归, 确定门槛个数、门槛值以及影响系数; 其次, 进行似然比检验, 确定门槛是否存在。由表 12 可知, 单重门槛、双重门槛、三重门槛模型都显著, 门槛变量的门槛值分别为 0.084、0.218、0.233。因此为进一步判断门槛值的有效性, 本文绘制门槛估计值在置信区间的 LR 图。由图 2 可知, 单重门槛为最优门槛模型。表 13 报告了门槛回归结果, 单门槛回归结果显示, 当养老抚幼双重负担低于 0.084 时, 在 1% 的显著性水平下, 养老抚幼双重负担对“三明治阶层”购买商业人身保险具有显著促进作用。当养老抚幼双重负担高于 0.084 时, 养老抚幼双重负担对“三明治阶层”是否购买商业人身保险的影响降低。当本文选用商业人身保险保费支出的对数作为被解释变量进行门槛回归时, 其结果与被解释变量为是否购买商业人身保险的结果相同。可能的原因是逐渐加重的养老抚幼双重负担会通过进一步增加家庭经济负担削弱养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的正向影响, 假设 2 得以验证。

表 12: 门槛检验结果

被解释变量	门槛类型	F 值	P 值	门槛值
insurance	单重门槛	11.092***	0.000	0.084
	双重门槛	3.325**	0.053	0.218
	三重门槛	7.771***	0.017	0.233

表 13: 门槛模型估计结果

insurance	单重门槛	双重门槛	三重门槛
个人层面	√	√	√
家庭层面	√	√	√
省市层面	√	√	√
double_burden_1	1.844***	1.805***	1.828***
double_burden_2	0.287*	-0.0810	-0.0799
double_burden_3		0.462**	0.799***
double_burden_4			-0.220
Constant	-0.705**	-0.724**	-0.720**
r _{2_a}	0.0663	0.0676	0.0714
N	1637	1637	1637

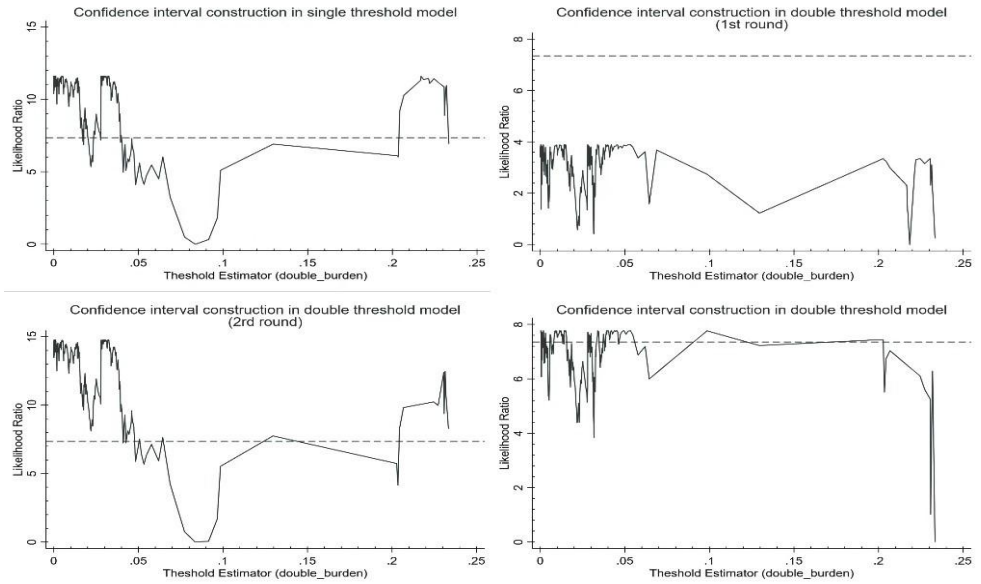


图 2：似然比检验结果

(二) 老人赡养负担、少儿抚养负担分别回归

为了分别考察少儿抚养负担、老人赡养负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响，本文使用养老抚幼双重负担的二级指标分别对商业人身保险参与概率、参与程度进行回归。回归结果如表 14 所示，第 (1)、(3) 列回归结果表明，在 10% 的显著性水平下，少儿抚养负担与“三明治阶层”商业人身保险的参与概率、参与程度正相关。第 (2)、(4) 列回归结果表明，在 10% 的显著性水平下，相比于少儿抚养负担，老人赡养负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的正向影响更大。可能的原因是沉重的老人赡养负担会传递养老风险感知，使“三明治阶层”产生对自己未来年老的担忧，因此会有更强烈的动机投保，假设 4 得以验证。

表 14：少儿抚养负担、老人赡养负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响

变量	(1) insurance	(2) insurance	(3) lninsurance_ expend	(4) lninsurance_ expend
	少儿抚养负担	老人赡养负担	少儿抚养负担	老人赡养负担
young_burden	0.1677* (0.10)		16.6376* (9.08)	
old_burden		0.2116* (0.13)		20.6739* (11.42)
个人层面	√	√	√	√
家庭层面	√	√	√	√
省市层面	√	√	√	√
伪R ²	0.1053	0.1051	0.0576	0.0576

七、结论和建议

本文基于 CHFS 2019 的数据,使用熵权法从住房、教育、医疗、养老四方面选取变量构建养老抚幼双重负担指标,然后通过 Probit、Tobit 模型估计养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响。本文研究结果表明:第一,养老抚幼双重负担促进“三明治阶层”商业人身保险参与;第二,“三明治阶层”参与商业人身保险是出于保障动机;第三,养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响效应存在异质性,居住在一线/新一线城市且宗亲互助更密切的男性的参与概率更高、保费支出更多;第四,养老抚幼双重负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的影响存在门槛效应,当养老抚幼双重负担高于 0.084 时,其对于“三明治阶层”商业人身保险参与的影响程度降低;第五,相比于少儿抚养负担,老人赡养负担对“三明治阶层”商业人身保险参与的正向影响更大。经过内生性分析以及稳健性检验后,本文的研究结论仍成立。

基于以上分析结果,本文针对保险公司提出如下对策建议:一是设计差异化的商业人身保险产品,保险公司需针对男性“三明治阶层”在沉重养老抚幼双重负担下的风险保障需求,大力开发保障型商业人身保险产品,并采取差别费率,满足不同收入水平下“三明治阶层”的投保需求。二是采取差异化的经营管理策略,针对超一线\一线城市,需采取更为灵活的经营方式和营销策略,引入人工智能、大数据、云计算等技术,为客户带来场景化、定制化产品,强化客户体验管理,提高客户的获得感、体验感;针对二线城市及以下城市,加大保险的宣传力度,提高居民保险意识,设计并推广优惠力度较大的人身险产品。三是建立差异化的服务体系,对于“上有老下有幼”的“三明治阶层”,保险公司可提供相应的增值服务,扩大服务范围,目标客户可涵盖“三明治阶层”全部家庭成员以及亲戚朋友。

参考文献

- [1]王鑫鑫,朱青青,2021,家庭养育负担、养老保险参保意愿与行为:基于流动人口“三明治阶层”的分析,保险研究,8,83-96页。
- [2]费孝通,1983,家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动,北京大学学报(哲学社会科学版),3,7-16页。
- [3]张翠娥,陈子璇,2021,家庭负担、性别分工与贫困劳动力就业——基于湖北J县易地扶贫搬迁户的调查,华中农业大学学报(社会科学版),2,32-39页。
- [4]梁斌,陈茹,2022,子女性别与家庭金融资产选择,经济学(季刊),4,1299-1318页。
- [5]魏下海,万江滔,2020,人口性别结构与家庭资产选择:性别失衡的视角,经济评论,5,152-164页。
- [6]马宇,王文轩,2022,子女抚养负担对家庭风险金融资产配置的影响——基于中国家庭金融调查数据的实证分析,云南财经大学学报,1,59-72页。
- [7]邓鑫,2021,子女数量、生育政策与家庭负债:来自 CHFS 的证据,中央财经大学学报,5,80-93页。
- [8]李宜航,2019,老龄化负担、子女抚养负担与家庭人力资本投资,西安交通

大学学报（社会科学版），6，84-97页。

[9]李海荣，石玉堂，2022，养老抚幼双重负担对家庭人力资本投资的影响——来自中国家庭追踪调查（CFPS）的经验证据，重庆社会科学，3，56-69页。

[10]封婷，郑真真，2015，老年人养老负担和家庭承载力指数研究，人口研究，1，50-62页。

[11]马健囡，2021，赡养上一辈对中年家庭发展能力的影响路径——基于CFPS家庭配对数据的分析，人口与发展，1，36-50页。

[12]葛永波，周莹莹，陈虹宇，等，2022，社会养老保险、隔代抚育与家庭赡养行为研究，劳动经济评论，1，298-315页。

[13]张栋，郑路，褚松泽，2021，养儿防老还是养女防老？——子女规模、性别结构对家庭代际赡养影响的实证分析，人口与发展，3，96-109页。

[14]卢亚娟，孟丹丹，刘澍，2019，农村家庭结构对金融资产选择的影响分析，财贸研究，6，61-73页。

[15]马九杰，唐溧，黄建，等，2021，农村人口老龄化、家庭资源限制与养老保险参与，保险研究，3，84-98页。

[16]张浩，李文彬，周利，等，2023，多子女与家庭商业保险：利他抑或投资？，中央财经大学学报，1，26-38页。

[17]王韧，夏昱，徐珏瑶，等，2022，子女结构与家庭商业保险：来自中国家庭金融调查的证据，中国软科学，7，183-192页。

[18]樊纲治，王宏扬，2015，家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查（CHFS）数据的实证研究，金融研究，7，170-189页。

[19]卢亚娟，张雯涵，2020，家庭结构对家庭参与保险市场的影响研究，现代经济探讨，5，25-35页。

[20]袁成，张若璇，徐诗雯，2020，家庭老龄化对商业健康保险消费的倒U型影响——基于CHFS2017的实证研究，消费经济，5，29-35页。

[21]王宏扬，樊纲治，2020，“三明治夹心”一代的家庭抚养责任与人身保险需求，金融论坛，25，7，66-76页。

[22]尹志超，张紫璇，严雨，2020，抚育子女对家庭保险需求的影响，金融论坛，4，60-69页。

[23]李涛，方明，伏霖，等，2019，客观相对收入与主观经济地位：基于集体主义视角的经验证据，经济研究，12，118-133页。

[24]田丰，2016，《家庭负担系数研究》，第一版，社会科学文献出版社，67-69页。

[25]周利，周弘，王聪，2022，收入不确定与中国家庭经济脆弱性：兼论重大突发公共事件的影响，湖南师范大学社会科学学报，2，7-75页。

[26]潘炜迪，袁辉，2021，宗亲互助与商业健康保险需求，财经研究，5，34-48页。

[27]周烁，伏霖，张文韬，等，2022，乐观预期、保障能力与商业保险购买——来自中国家庭的微观证据，金融研究，11，136-153页。

[28]Li G, Li Z, Lv X, 2021, The ageing population, dependency burdens and

household commercial insurance purchase: evidence from China, *Applied Economics Letters* 28(4): 294–298.

[29] Apps, P, Rees, R, 2001, Household production, full consumption and the costs of children, *Labour Economics* 8(6): 0-648.

[30] Lewis, F. D, 1989, Dependents and the Demand for Life Insurance, *The American Economic Review* 79(3): 452-467.

[31] Chang, F. R, 2004, Life insurance, precautionary saving and contingent bequest, *Mathematical Social Sciences* (01): 55-67.

[32] Miller, D. A, 1981, The Sandwich generation: adult children of the aging, *Social Work* 26 (05): 419–423.

[33] McCarrigle, C. A, Cronin, H, et al, 2014, The impact of being the intermediate caring generation and intergenerational transfers on self-reported health of women in Ireland, *International Journal of Public Health* 59 (02): 301–308.

[34] De Weerd J, Fafchamps M, 2011, Social identity and the formation of health insurance networks, *The Journal of Development Studies* 47 (08): 1152-1177.

商业养老保险参保的影响因素研究

郑茜文、郑伟¹

摘要:

中国人口老龄化形势严峻,对基本养老保险的财务可持续性带来了巨大挑战,同时,企业年金等第二层次养老保险发展相对缓慢,商业养老保险在养老保险体系的重要性日益凸显。本研究使用 2012-2020 年中国家庭追踪调查数据(CFPS),并结合各地企业年金覆盖率、老年人口抚养比等宏观经济统计数据,采用 Probit 和 IV-Probit 模型,系统地考察了商业养老保险参保的影响因素及机制。此外,还对商业养老保险与社会保险、企业年金之间的关系进行了全面的讨论。研究表明:(1)商业养老保险需求与年龄之间呈现倒 U 型关系,随着年龄的增加,商业养老保险的参保可能性先增加后下降。商业养老保险的参保行为存在明显的代际差异和性别差异。(2)参加基本养老保险会降低人们购买商业养老保险的倾向,即基本养老保险与商业养老保险存在一定程度的替代。(3)参加企业年金则显著提高了商业养老保险的参保概率,克服内生性问题后结果依然成立,表明企业年金与商业养老保险具有一定的互补性。企业年金参保行为将激励个体参与商业养老保险,尤其是对于低收入和中等收入的群体。

关键词: 商业养老保险, 基本养老保险, 企业年金

一、引言

中国已于 2000 年进入老龄化社会,截止到 2022 年底,60 岁及以上的人口达 27877 万人,占全国人口的 19.8%,65 岁及以上人口达 20978 万人,占 14.9%。²预计 2023 年我国将进入老年人口占比超 20% 的中度老龄化社会。³我国人口老龄化速度快,老年人口持续增加,未来 30 多年将处于老龄化快速深化期。生育率下降

¹ 郑茜文,北京大学经济学院博士后。郑伟,北京大学经济学院教授。

² 数据来源: http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/202301/18/t20230118_38353400.shtml。

³ 按照国家统计局分类标准,一个国家如果 60 岁及以上人口占全部人口的比重超过 10%,这个国家进入到老龄化社会;如果 60 岁及以上人口比重在 10-20%之间,属于轻度老龄化阶段;20-30%之间为中度老龄化阶段;超过 30%是重度老龄化阶段。参见

http://www.stats.gov.cn/sj/sjjd/202302/t20230202_1896489.html。

和预期寿命的延长，将进一步加深人口老龄化的程度。根据 2020 年第七次全国人口普查数据，中国育龄妇女的总和生育率降至 1.3，低于国际公认的 1.5 的警戒线。与此同时，预期寿命不断增长，2022 年，中国人均预期寿命为 78.2 岁，据《柳叶刀》预测，到 2035 年，人均预期寿命将达 81.3 岁。由于老龄化进程的加速，2022 年中国老年人口抚养比已经攀升至 21.8%，养老压力进一步加剧。随着中国人口老龄化进程继续加快，这一趋势对社会经济发展和养老保障体系带来了严峻的挑战。

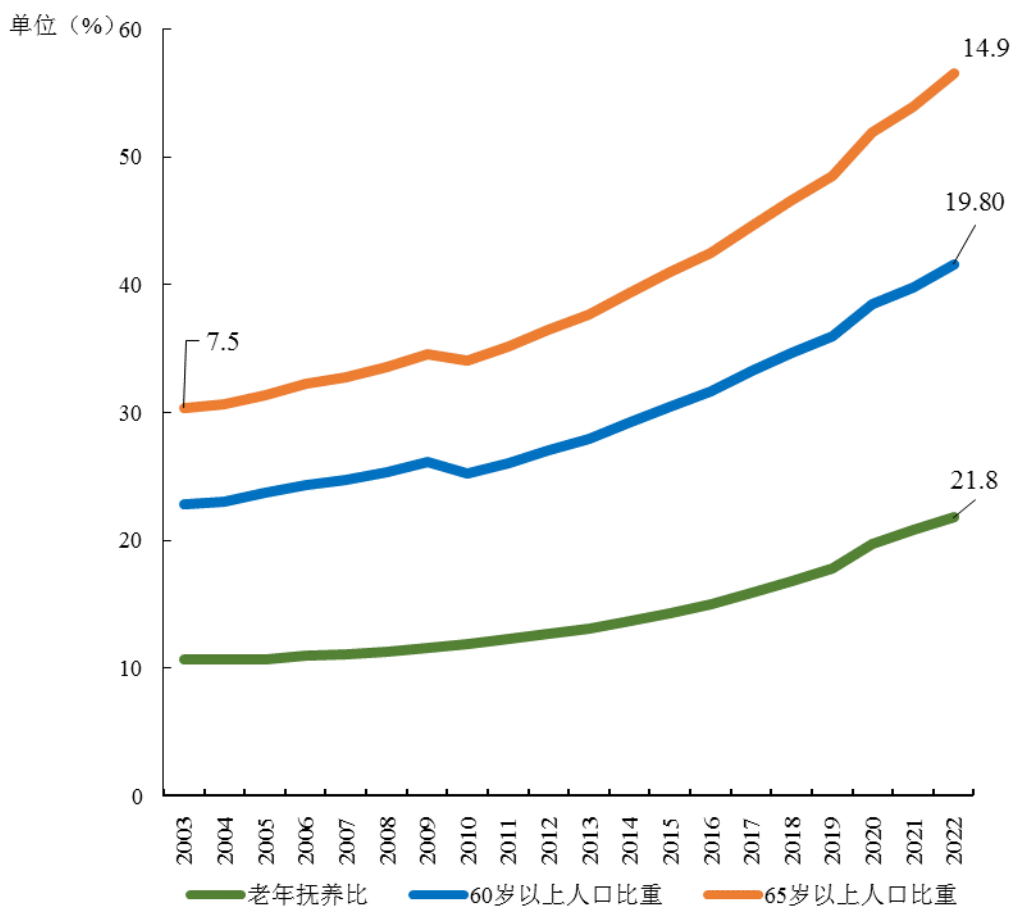


图 1：中国老年抚养比和老年人口比重变化趋势

数据来源：国家统计局。

在中国人口老龄化和多层次养老保险体系发展失衡等多重因素叠加的背景下，积极推动商业养老保险的发展成为必要举措。商业养老保险可以提供多样化的养老保险产品，满足不同人群的需求，缓解政府财政压力，提高个体的养老保障水平。同时，商业养老保险的发展也有助于促进资本市场的发展和激发市场竞争，为经济发展提供支持（郑秉文，2017）。因此，前瞻性地探讨商业养老保险参保影响因素及

机制，对于推动商业养老保险发展、完善多层次养老保险体系、积极应对人口老龄化具有重要意义。

本文可能的边际贡献主要体现在两个方面：第一，实证验证了中国商业养老保险参保行为具有年龄效应和代际效应。商业养老保险需求与年龄呈现倒 U 型关系，与生命周期理论契合。不同年代出生的群体其商业养老保险参保影响因素存在明显差异。第二，本文以商业养老保险需求为切入点，首次从微观层面较为全面系统地探讨了多层次养老保险体系之间的互动关系。本文选取是否参加基本养老保险、地区企业年金覆盖率作为工具变量，克服企业年金参保决策的内生性，有效识别企业年金与商业养老保险参保之间的因果关系。

二、文献综述

关于保险需求的影响因素，国内外已有大量丰富的研究。这些研究可以大致分为以下三类：

第一类文献主要关注人口因素对保险需求的影响。一些研究发现，子女数量通过影响储蓄、房产购买和代际支持，进而影响保险需求（Neher, 1971; Chang, 2004; 樊纲治和王宏扬, 2015; Ge et al., 2018; 陈莹等, 2023）。子女性别和子女结构也会影响参保意愿（肖应钊等, 2011; 梁斌, 陈茹, 2022）。人口老龄化会对养老保险参与具有显著负向影响（马九杰, 2021）。受教育水平、工作年限与养老保险参保率正相关（郭磊和苏涛永, 2015; 郭瑜和田墨, 2016; 岳希明和范小海, 2023）。健康程度越高越有可能购买商业保险（Michaud & Soest, 2008）。

第二类文献讨论经济因素与参保决策的关系。研究发现，经济增长、收入与保险需求之间呈现显著正相关关系（Lewis, 1989; Gutter & Hatcher, 2008; Liebenberg et al., 2012; Heo et al., 2013; Handschke & Rozumek, 2015; Lin et al., 2017; Heo, 2020; 邵全权, 2012; 段白鸽, 2019; 张宗军和令涛, 2020）。从微观层面来看，经济状况是影响参保决策的关键因素（Albouy & Blagoutine, 2001; 刘坤坤等, 2012; 孙祁祥和王向楠, 2013; 尹志超等, 2021）。陈秉正等（2015）认为房屋价值、居住方式、房龄以及是否购买健康保险对住房反向抵押养老保险购买意愿具有显著影响。此外，许多研究指出金融知识与金融决策密切相关，金融素养水平的提升会促进家庭积累财富、制定养老计划，并提高了购买商业保险的概率（Lusardi & Mitchell, 2007; Stango & Zinman, 2009; Rooij et al., 2011; Moure, 2015; 秦芳等, 2016; 吴雨等, 2017）。风险偏好等因素也会影响个体的保险参与决策（Cluster et al., 2008; Bommier & Grand, 2014）。

第三类是关于社会因素与参保行为的研究。一些文献从宗教文化、传统观念等视角来分析保险需求和参与决策问题（Zhang, 2019; 郑路和徐旻霞, 2021）。商业保险购买行为受到社会互动和社会信任水平的影响（Beiseitov et al., 2004; 李涛, 2006; 李丁等, 2019; 丁从明等, 2019; 吴玉峰等, 2022）。信息渠道对保险决策的影响也逐渐引起学者们的关注，互联网的广泛应用提高了人们的社交互动水平，进而降低了信息搜索的成本，从而促使其购买商业保险（杨碧云等, 2019; 魏金龙等, 2019）。

综上所述不难发现，既有文献围绕保险需求的影响因素展开了深入研究与分析，从宏观层面到微观层面，从理性经济视角再到社会文化视角，得出了许多具有启示意义的结论。然而，当前的研究主要关注基本养老保险对商业养老保险的影响，对

于企业年金等第二层次养老保险与商业养老保险之间的相互作用尚未得到充分的研究。从企业年金的角度出发,研究商业保险参保行为具有重要的现实意义。

三、数据来源与变量定义

(一) 数据介绍

本研究利用了北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)数据库中2012年至2020年的数据。CFPS数据库通过对个体、家庭和社区三个层面的追踪调查,提供了全面、综合且高质量的数据,深刻地反映了中国社会、经济、人口、教育和健康方面的变化。CFPS于2008年和2009年分别在北京、上海和广东三地进行了初访与追访的测试调查,并于2010年正式开始对家庭成员进行基线调查。随后的追踪调查每两年进行一次。样本覆盖了我国25个省/市/自治区,代表了中国95%的人口。这些数据具有很高的代表性,并提供了关于收入、就业状况、社会保险和商业保险参与等详细信息,能较好地满足本文的研究目标。

本文选取了2012-2020年共5期CFPS调查数据,¹并对个人库、家庭成员库、少儿家长代答库进行了匹配和清理,获得了包括商业养老保险参保情况在内的人口因素和经济因素等数据。本文研究的是广义层面的商业养老保险。在参与人群方面,年满18周岁到80周岁的个人都可以购买商业养老保险。商业养老保险的领取年龄可以自行选择,相对比较灵活,一般不得早于法定退休年龄,²其中从60岁开始领取是最为常见的选择。由于CFPS数据库不包含商业养老保险领取年龄的相关信息,故简化处理,本文选取18岁到59岁受访者作为研究样本。进一步剔除所用变量中的缺失值和异常值,对所有连续数值型变量两端进行了1%的缩尾处理,以避免离群值对估计结果的影响。最后,将微观数据与地区宏观数据进行匹配。本文得到30933个有效观测值,其中2012年有2019个样本,2014年有8686个样本,2016年、2018年和2020年分别有3264、9021和7943个样本。

(二) 模型设定和变量选取

1. 计量模型设定

根据本文研究需求、数据特点以及变量定义,首先,为考察商业养老保险参保的影响因素,本文将计量模型设定为:

$$\begin{aligned} \text{Probit}(\text{Commercial pension}_{it} = 1) = & a_0 + a_1 \text{Age}_{it} + a_2 \text{Age}_{it}^2 + \\ & a_3 \text{Gender}_{it} + a_4 \text{Income}(\ln)_{it} + a_5 \text{Hukou}_{it} + a_6 \text{Marital status}_{it} + \\ & a_7 \text{Schooling year}_{it} + a_8 \text{Labor supply}_{it} + a_9 \text{Health}_{it} + a_{10} \text{Child number}_{it} + \\ & a_{11} \text{Basic medical insurance}_{it} + a_{12} \text{Basic pension insurance}_{it} + a_{13} X_{it} + \\ & \text{year} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中, $\text{Commercial pension}_{it}$ 为被解释变量,表示是否参加商业养老保险,赋值为1时表示个体*i*参加了商业养老保险,否则未参加商业养老保险赋值为0。

¹ 考虑到2012年我国基本实现新型农村社会养老保险和城镇居民社会养老保险制度全覆盖,为增加可比性,本文没有采用2012年之前的数据。

² 中国目前实行的是强制退休年龄制度,男性法定退休年龄为60岁,女职工50岁,女干部55岁。

Age_{it} 、 $Gender_{it}$ 、 $Income(ln)_{it}$ 、 $Hukou_{it}$ 、 $Marital\ status_{it}$ 、
 解释变量 $Schooling\ year_{it}$ 、 $Labor\ supply_{it}$ 、 $Health_{it}$ 、 $Child\ number_{it}$ 分别代表年
 龄、性别、个人收入、户口状况、婚姻状况、受教育年限、劳动供给、健康状况、
 子女数量， $Basic\ medical\ insuranc_{it}$ 、 $Basic\ pension\ insuranc_{it}$ 为基本医疗保险
 和基本养老保险的参保情况。 X_{it} 是控制变量，主要是反映人口因素和经济因素的地
 区宏观特征变量， $year$ 为时间（年份）虚拟变量， ε_{it} 为模型中的随机扰动项。

接下来考察基本医疗保险、基本养老保险、企业年金对商业养老保险参保决策
 的影响，模型设定为：

$$Probit(Commercial\ pension_{it} = 1) = a_0 + a_1 Basic\ medical\ insuranc_{it} / Basic\ pension\ insuranc_{it} / Enterprise\ annuity_{it} + a_2 X_{it} + year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型（2）中， $Commercial\ pension_{it}$ 为被解释变量，核心解释变量依次是
 $Basic\ medical\ insuranc_{it}$ 、 $Basic\ pension\ insuranc_{it}$ 和 $Enterprise\ annuity_{it}$ ，表
 示是否参加基本医疗保险、基本养老保险以及企业年金计划，赋值为1时表示参加，
 否则未参保为0。

由于分析企业年金对商业养老保险的影响时，存在遗漏变量等内生性问题，本
 文采用工具变量的IV-Probit模型来克服内生性问题，两阶段IV-Probit模型设定为：

$$Probit(Commercial\ pension_{it} = 1) = a_0 + a_1 Enterprise\ annuity_{it}^* + a_2 X_{it} + year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Enterprise\ annuity_{it} = f(\beta_0 + \beta_1 Basic\ pension\ insuranc_{it} + \beta_2 Coverage_{it} + \beta_3 X_{it} + year + \tau_{it}) \quad (4)$$

其中， $Enterprise\ annuity_{it}^*$ 表示个体*i*时期*t*是否参加企业年金计划的估计值，
 通过模型（4）估计得到，两个工具变量分别为是否参加基本养老保险
 $Basic\ pension\ insuranc_{it}$ 和地区企业年金覆盖率 $Coverage_{it}$ 。

2.变量选取

本文选取的被解释变量为是否参加商业养老保险，如果参加赋值为1，否则为0。
 参照既有文献，本文还引入许多个体特征变量和地区特征变量。个体特征变量主要
 包括：年龄、性别、城乡分类、个人收入、户口状况、婚姻状况、教育年限、劳动
 供给、健康状况、子女数量、隔代照料、经济支持、基本医疗保险、基本养老保险
 与企业年金等。地区特征变量包括人均总产出和老年抚养比。表1给出了本文主要
 研究变量的定义与赋值。

表1：变量定义

变量名称	变量符号	定义及赋值
商业养老保险	Commercial pension	是否参加商业养老保险，参保=1，未参保=
年龄	Age	商业养老保险参保年龄范围为18~80岁， 领取年龄不得早于法定退休年龄。

性别	Gender	男性=1, 女性=0
城乡人口分类	Urban	城镇常住人口=1, 乡村常住人口=0 ¹
个人收入	Income(<i>ln</i>)	个体年总收入取自然对数
户口状况	Hukou	农业户口=1, 非农户口=0
婚姻状况	Marital status	有配偶=1, 无配偶=0
教育年限	Schooling year	受教育年限
劳动供给	Labor supply	总周工作小时数(包括兼职)=全年所有 劳动工作小时数 / 52
健康状况	Health	非常健康=1, 很健康=2, 比较健康=3, 一般=4, 不健康=5
子女数量	Child number	孩子总数
基本医疗保险	Basic medical insurance	是否参加基本医疗保险, 有医保=1, 无医保=0
基本养老保险	Basic pension insurance	是否参加基本养老保险, 参保=1, 未参保=0
企业年金	Enterprise annuity	是否参加企业年金, 参保=1, 未参保=0
人均总产出	GDP(<i>ln</i>)	各省人均总产出取自然对数
老年抚养比	Dependency ratio	各省份 65 岁以上人口占总人口的比例

(三) 描述性统计

表2为全样本主要变量的描述性统计。其中, 参加商业养老保险的人数为761人, 未参保人数为30172人, 其参保率约为2.46%。参保组中年龄均值为38.44岁, 略高于未参保组。参保组中城镇人口和男性占比分别为0.745、0.544, 表明购买商业养老保险的主要是城镇群体, 而性别差异并不明显。商业养老保险参保人群的平均受教育年限、平均总收入均高于未参保人群。参保组中婚姻状况为已婚的比例达到84%, 而未参保组中已婚的比例为77.7%。参保群体的平均每周劳动时间为47.69小时, 未参保

¹ 城镇、乡村是按国家统计局《统计上划分城乡的规定》划分的。

群体的平均每周劳动时间为51.12小时，两者相差3.43小时。参保样本的所在地区老年人口抚养比均值为14.905，未参保样本的均值为14.499。

在社会保障方面，参保组的基本医疗保险、基本养老保险和企业年金的覆盖率都高于未参保组。两组的基本医疗保险参保率较高，均在90%左右。参保组中参加企业年金计划的参保率为10.1%，而未参保组中仅有3.9%的人参加了企业年金计划，这表明个体是否参加企业年金对商业养老保险的需求存在较大差异。此外，全样本商业养老保险参保人数、企业年金的覆盖率及其变化趋势与宏观层面数据高度一致，进一步证实了本文所使用的微观数据的可靠性。

表 2：全样本主要变量的描述性统计（18-59 岁）

变量	参保 (N=761)				未参保 (N=30172)			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	38.444	9.111	18	59	37.632	11.153	18	59
性别	0.544	0.498	0	1	0.586	0.492	0	1
城乡分类	0.745	0.436	0	1	0.585	0.493	0	1
个人收入	10.575	0.874	6.397	12.013	10.149	0.934	6.397	12.013
户口状况	0.510	0.500	0	1	0.668	0.471	0	1
婚姻状况	0.840	0.367	0	1	0.777	0.417	0	1
教育年限	11.874	3.457	0	16	10.214	4.012	0	16
劳动供给	47.689	18.441	2	100	51.115	18.160	2	100
健康状况	2.744	1.002	1	5	2.712	1.093	1	5
子女数量	1.159	0.798	0	4	1.170	0.913	0	5
基本医疗保险	0.942	0.234	0	1	0.896	0.306	0	1
基本养老保险	0.616	0.487	0	1	0.585	0.493	0	1
企业年金	0.101	0.302	0	1	0.039	0.193	0	1
人均总产出	11.033	0.460	10.155	11.925	10.864	0.435	9.959	11.925
老年抚养比	14.905	3.156	8.58	21.8	14.499	2.999	8.58	21.8

四、实证结果与分析

实证分析主要包含以下两个部分：本文首先研究商业养老保险参保的影响因素，并验证其具有年龄效应和代际效应。然后详细地考察社会保险、企业年金与商业养老保险之间的关系。

（一）基准回归——年龄效应与代际效应

由于城乡发展不平衡等原因，中国的社会保障体系和劳动力市场呈现出城乡二元分割的特点，这意味着城镇和农村在福利待遇、保障程度、劳动供给和养老需求等方面存在明显的差异（Cai & Du, 2015; Xu et al., 2017; Fang & Feng, 2018），进而可能对商业养老保险参保可能性产生显著差异。因此，为了控制城乡差距带来的商业

养老保险参保情况的不同，本研究将样本根据常住地分为城镇和农村样本，并分别进行回归分析（基准结果参见表3）。

根据生命周期理论，商业养老保险需求与个体年龄之间呈现倒U型关系。在年轻阶段，个体正处于积累财富的初期，虽然收入较低，但预期未来的收入会逐渐增加。因此，这个阶段的消费占可支配收入的比重较高，而距离退休与养老还较远，所以商业养老保险的需求较低。随着个体年龄的增长，进入中年期，个体的收入可能达到高峰，此时个体的养老需求也随之增加。在老年阶段，收入开始下降，商业养老保险的需求也相应减少。研究显示，无论是针对全样本、城镇样本还是农村样本的分析，年龄的边际效应都显著为正，而年龄平方的边际效应则显著为负，这与生命周期理论相符，说明个体参与商业养老保险的可能性会随着年龄的增加而先增加后下降。结果与李丁等（2019）的研究结果一致。

表 3：商业养老保险参保的影响因素分析：（18-59 岁）

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit 全样本	dy/dx 全样本	Probit 城镇	dy/dx 城镇	Probit 农村	dy/dx 农村
年龄	0.126*** (0.016)	0.007*** (0.001)	0.130*** (0.019)	0.009*** (0.001)	0.114*** (0.027)	0.004*** (0.001)
年龄平方	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
性别	-0.091*** (0.034)	-0.005*** (0.002)	-0.090*** (0.040)	-0.006** (0.003)	-0.075 (0.065)	-0.003 (0.002)
个人收入	0.153*** (0.023)	0.008*** (0.001)	0.167*** (0.029)	0.012*** (0.002)	0.110*** (0.038)	0.004*** (0.001)
户口状况	-0.020 (0.038)	-0.001 (0.002)	-0.010 (0.045)	-0.001 (0.003)	0.020 (0.094)	0.001 (0.003)
婚姻状况	0.023 (0.051)	0.001 (0.003)	-0.000 (0.061)	-0.000 (0.004)	0.090 (0.100)	0.003 (0.004)
教育年限	0.037*** (0.006)	0.002*** (0.000)	0.032*** (0.007)	0.002*** (0.001)	0.040*** (0.010)	0.001*** (0.000)
劳动供给	-0.002** (0.001)	-0.000** (0.000)	-0.004*** (0.001)	-0.000*** (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.000)
健康状况	-0.004 (0.016)	-0.000 (0.001)	-0.018 (0.019)	-0.001 (0.001)	0.027 (0.028)	0.001 (0.001)
子女数量	-0.023 (0.025)	-0.001 0.001	0.006 (0.032)	-0.000 (0.002)	-0.059 (0.043)	-0.002 (0.001)
基本医疗保险	0.261*** (0.066)	0.014*** (0.004)	0.244*** (0.078)	0.017*** (0.005)	0.279** (0.127)	0.010** (0.005)
基本养老保险	-0.194*** (0.035)	-0.011*** (0.002)	-0.198*** (0.043)	-0.014*** (0.003)	-0.211*** (0.063)	-0.008*** (0.002)
人均总产出	0.164*** (0.040)	0.009*** (0.002)	0.173*** (0.046)	0.012*** (0.003)	0.059 (0.085)	0.002 (0.003)
老年抚养比	0.006 (0.006)	0.000 (0.000)	0.001 (0.007)	0.000 (0.000)	0.017 (0.012)	0.001 (0.000)
常数项	-9.359*** (0.583)		-8.300*** (0.636)		-7.933*** (1.054)	

年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区聚类效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.067	0.067	0.051	0.051	0.063	0.063
样本量	30933	30933	17707	17707	12711	12711

注：奇数列为 Probit 模型的回归系数，偶数列为对应的平均边际效应，估计系数下方的括号内为对应的省级地区聚类标准误值，*、**、***分别表示在 10%、5%、以及 1%显著水平上显著。下同。

个体的年龄、收入水平、教育年限、参加基本医疗保险、地区人均生产总值对商业养老保险参保可能性有显著的正向影响，而年龄平方、性别、劳动供给以及参加基本养老保险对个体商业养老保险需求有显著的负向影响。控制变量婚姻状况前的估计系数并不显著，这意味着配偶对个体商业养老保险参与决策可能没有显著影响，因此，以个体为研究对象而非家庭，来考察商业养老保险需求是比较合理的。

参与社会保险是影响个体购买商业养老保险意愿的重要因素，尤其是在城镇样本中，社会保险对商业养老保险参与的影响更为明显。具体来说，城镇基本医疗保险和基本养老保险对商业养老保险参保可能性的平均边际效应分别为 1.7%和 -1.4%，而农村分别为 1%和 -0.8%。城乡社会保险的覆盖差异和待遇差异或许可以部分解释这种现象。

从表 2，我们可以得出结论，商业养老保险的参保决策在性别方面存在明显差异，特别是在城镇群体中这种性别差异更为显著，而在农村群体中则并不显著。性别与购买商业养老保险之间存在相关性，相较于女性，男性购买商业养老保险的概率较低。可能的原因有以下几点：首先，女性在面对经济风险和未来收入不确定性时，往往更倾向于规避风险，因而对商业养老保险的需求更大。其次，已有丰富研究发现，女性在劳动力市场中可能面临性别收入差距 (Dimova & Wolff, 2011; Blau & Kahn, 2017; Juhn & McCue, 2017)，较低的薪资待遇、缴费年限和职业机会将导致女性在退休时可能会面临更大的养老金缺口 (Zhao & Zhao, 2018)，女性更需要商业养老保险或其他形式的养老保障来弥补这种差距。最后，女性的预期寿命相对更长，退休期也相对更长，从而对未来养老保障的需求更为迫切。

不同年代出生的受访者在商业养老保险参保率上存在明显差异，说明商业养老保险的参保行为可能受到代际效应的影响。这些代际差异主要是由社会经济背景、养老观念和教育水平、养老保障体系的政策和法规变化以及个人的经济能力和风险承受能力等因素造成的。为了进一步研究不同年代个体对商业养老保险需求的影响因素，本文根据受访者出生年代和中国法定退休年龄将全样本划分为五个组别：50代组（出生于 1959 年之前）、60代组（出生于 1960 年至 1969 年）、70代组（出生于 1970 年至 1979 年）、80代组（出生于 1980 年至 1989 年）和 90代组（出生于 1990 年之后）。

表 4 的第 (1) 至 (5) 列展示了 50 代、60 代、70 代、80 代与 90 代的回归结果。对于 50 代和 60 代，年龄、性别、受教育年限、健康状况、个人收入等控制变量对商业养老保险参保决策没有显著影响。然而，由于 50 代群体受到根深蒂固的“养儿防老”传统文化的影响，其子女数量对参加商业养老保险的概率产生显著负向影响。随着子女数量的增加，个体参与商业养老保险的倾向可能会降低。这可能是因为他们认为子女的数量足够多，能够在老年时提供足够的经济支持，因此无需购买商业养

老保险。相反，如果子女数量较少，个体可能更意识到需要额外的养老保障，更有可能参加商业养老保险。对于出生于 60 代的个体而言，劳动供给与商业养老保险存在一定的负相关性。对于 70 代和 80 代个体，第（3）和（4）列回归结果表明，在 1% 显著水平上，受教育年限、个人收入与基本医疗保险的估计系数为正，基本养老保险的估计系数为负，说明 70 代和 80 代的商业养老保险参保行为主要由其收入水平、人力资本积累和社会保险参保情况决定。一方面，商业养老保险参保决策是一个相对较复杂的决策，受教育年限的提高有助于更好地理解和分析商业养老保险的条款，避免因缺乏对商业养老保险的认识而放弃参保，进而促进个体购买商业养老保险（吴雨，2017）。另一方面，这两个出生组别在调查年份正处于生命周期的中年期，人力资本投资所带来的收入效应也正处于高峰期，这两方面因素相互叠加，进而增加购买商业养老保险的可能性。

表4:商业养老保险参保的影响因素分析：代际效应

被解释变量 商业养老保险	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本 50代	全样本 60代	全样本 70代	全样本 80代	全样本 90代
年龄	10.740 (10.150)	0.023 (0.224)	0.095 (0.162)	0.112 (0.097)	0.385 (0.314)
年龄平方	-0.096 (0.088)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.007 (0.007)
性别	0.000 (0.318)	-0.100 (0.112)	-0.099 (0.073)	-0.130** (0.058)	0.028 (0.074)
城乡分类	0.334 (0.393)	-0.021 (0.137)	0.152* (0.082)	0.040 (0.085)	0.072 (0.107)
个人收入	0.050 (0.101)	0.074 (0.050)	0.152*** (0.055)	0.208*** (0.059)	0.056 (0.049)
户口状况	0.553* (0.296)	0.048 (0.126)	-0.021 (0.064)	0.030 (0.088)	-0.099 (0.096)
婚姻状况		-0.097 (0.120)	0.081 (0.109)	0.004 (0.103)	0.117 (0.089)
教育年限	0.024 (0.040)	0.034 (0.022)	0.042*** (0.009)	0.027*** (0.008)	0.026** (0.013)
劳动供给	-0.004 (0.007)	-0.004** (0.002)	0.000 (0.003)	-0.005*** (0.002)	0.001 (0.003)
健康状况	-0.046 (0.087)	-0.036 (0.026)	0.012 (0.022)	0.016 (0.035)	-0.033 (0.034)
子女数量	-0.362** (0.174)	0.073 (0.069)	-0.003 (0.058)	-0.067 (0.050)	-0.017 (0.107)
基本医疗保险	0.829** (0.335)	0.357** (0.148)	0.424*** (0.098)	0.357*** (0.051)	0.612*** (0.072)
基本养老保险	-0.491* (0.284)	-0.184*** (0.063)	-0.308*** (0.076)	-0.292*** (0.079)	-0.124 (0.116)
人均总产出	-0.047 (0.226)	0.133 (0.168)	0.199** (0.100)	0.165* (0.089)	-0.020 (0.103)
老年抚养比	0.007 (0.037)	0.013 (0.020)	0.008 (0.021)	-0.004 (0.012)	0.008 (0.013)

常数项	-302.233 (292.633)	-5.267 (6.724)	-8.506** (3.793)	-8.667*** (1.773)	-8.505** (3.837)
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区聚类效应	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.157	0.044	0.077	0.074	0.108
样本量	716	6128	7245	8645	5860

注：为了增加估计结果的可比性，所有分组回归均加入了相同的控制变量，但由于样本的某些特征没有随时间变化或变化较小而被自动删除，例如第（1）列回归“婚姻状况”变量，下同。

（二）社会保险、企业年金与商业养老保险

关于社会保险的相关研究，学者们主要关注社会保险的经济效应、信息不对称性下的逆向选择和道德风险（Feldstein, 1974; Ehrenburg & Oaxaca, 1976; Eichner, 1998; Duarte, 2010; Konstantinos, 2011; Kowalski, 2015）这两方面问题。一些文献开始尝试探讨社会保险对商业保险的可能影响，即社会保险是否会挤出商业保险购买，他们研究发现，社会保险对商业保险参保行为没有显著影响（樊纲治和王宏扬, 2015; 李丁等, 2019）。这可能是因为这些研究并没有区分不同类型的保险，而不同类型的社会保险在功能定位、覆盖群体和保障程度上存在明显差异，如果忽略了不同类型的社会保险可能对个体的商业养老保险需求产生不同的影响，将它们混合在一起进行分析可能会导致正负影响效应相互抵消，最终结果并不显著。

为了更好地理解社会保险对商业养老保险参保决策的影响，本研究分别讨论了基本医疗保险、基本养老保险对商业养老保险需求的影响，并将基本养老保险细分为城镇职工基本养老保险和城乡居民基本养老保险。表5报告了社会保险与商业养老保险的回归结果。研究发现，基本医疗保险将激励个体参加商业养老保险，主要原因在于基本医疗保险参与行为能够降低收入不确定性，减少个体在发生疾病时不可报销的医疗费用支出，通过影响可支配收入进而影响商业养老保险的购买可能性。

表 5: 社会保险与商业养老保险参保

被解释变量	(1) Probit 全样本	(2) Probit 全样本	(3) Probit 全样本	(4) Probit 全样本
商业养老保险				
基本医疗保险	0.178*** (0.064)			
基本养老保险		-0.162*** (0.034)		
城镇职工基本养老保险			-0.084** (0.039)	
城乡居民基本养老保险				-0.007 (0.038)
年龄	0.119*** (0.015)	0.130*** (0.015)	0.123*** (0.015)	0.120*** (0.015)
年龄平方	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
性别	-0.087** (0.035)	-0.087** (0.035)	-0.090*** (0.035)	-0.089** (0.035)
城乡分类	0.080**	0.077**	0.085**	0.079**

	(0.039)	(0.039)	(0.039)	(0.039)
个人收入	0.137***	0.148***	0.146***	0.140***
	(0.025)	(0.026)	(0.026)	(0.025)
户口状况	0.008	0.013	-0.000	0.016
	(0.041)	(0.040)	(0.041)	(0.041)
婚姻状况	0.018	0.033	0.030	0.026
	(0.053)	(0.053)	(0.053)	(0.053)
教育年限	0.031***	0.036***	0.035***	0.032***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
劳动供给	-0.002**	-0.002**	-0.002**	-0.002**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
健康状况	-0.005	-0.003	-0.004	-0.004
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)
子女数量	-0.019	-0.018	-0.022	-0.017
	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)
人均总产出	0.146***	0.148***	0.151***	0.142***
	(0.040)	(0.040)	(0.040)	(0.040)
老年抚养比	0.005	0.006	0.006	0.006
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
常数项	-8.790***	-9.006***	-8.886***	-8.675***
	(0.602)	(0.611)	(0.613)	(0.604)
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
地区聚类效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.064	0.066	0.063	0.063
样本量	30933	30933	30933	30933

从表5第(2)至(4)列可以看出, 总体而言, 基本养老保险与商业养老保险之间具有一定替代性, 相较于没有参加基本养老保险的群体, 参保群体购买商业养老保险的可能性更低, 结果在1%的显著水平上显著, 且主要影响的是职工, 对城乡居民没有显著影响。相对于城镇职工基本养老保险, 城乡居民基本养老保险的待遇较低, 提供的保障水平可能不足以满足个体的养老需求。因此, 城乡居民基本养老保险对商业养老保险需求并没有显著负向影响。

接下来, 本文将进一步考察企业年金对商业养老保险参保的影响。表6给出相应的回归结果, 前两列运用Probit模型, 企业年金的系数和边际效应值分别为0.281和0.015, 且在1%水平上显著, 这表明, 参加企业年金对个体购买商业养老保险具有显著正向的影响。

表 6: 企业年金与商业养老保险参保

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
商业养老保险	Probit 全样本	dy/dx 全样本	IV- Probit 全样本	dy/dx 全样本
企业年金	0.281*** (0.086)	0.015*** (0.005)	2.536*** (0.685)	0.155*** (0.059)
年龄	0.119*** (0.023)	0.007*** (0.001)	0.098*** (0.026)	0.006*** (0.001)
年龄平方	-0.001***	-0.000***	-0.001***	-0.000***

	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
性别	-0.095**	-0.005**	-0.112***	-0.007**
	(0.040)	(0.002)	(0.040)	(0.003)
城乡分类	0.091**	0.005**	0.046	0.003
	(0.044)	(0.003)	(0.037)	(0.002)
个人收入	0.126***	0.007***	0.086***	0.005***
	(0.026)	(0.002)	(0.027)	(0.001)
户口状况	0.014	0.001	0.054	0.003
	(0.065)	(0.004)	(0.059)	(0.004)
婚姻状况	0.027	0.001	0.023	0.001
	(0.057)	(0.003)	(0.051)	(0.003)
教育年限	0.032***	0.002***	0.024***	0.001***
	(0.006)	(0.000)	(0.008)	(0.000)
劳动供给	-0.002*	-0.000*	-0.002*	-0.000
	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
健康状况	-0.007	-0.000	-0.008	-0.000
	(0.012)	(0.001)	(0.011)	(0.001)
子女数量	-0.018	-0.001	-0.010	-0.001
	(0.036)	(0.002)	(0.032)	(0.002)
基本医疗保险	0.169***	0.009***	0.093*	0.006*
	(0.051)	(0.003)	(0.053)	(0.003)
人均总产出	0.170***	0.009***	0.144***	0.009***
	(0.057)	(0.003)	(0.053)	(0.003)
老年抚养比	0.007	0.000	0.004	0.000
	(0.008)	(0.000)	(0.008)	(0.000)
常数项	-7.967***		-6.608***	
	(0.737)		(1.133)	
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
地区聚类效应	控制	控制	控制	控制
样本量	30933	30933	30933	30933
Log pseudolikelihood	-3353.068		3687.295	
Wald chi2(15)	615.04		1194.56	
Prob > chi2	0.000		0.000	

参加企业年金的职工通常拥有较好的工作单位和较高的薪酬待遇，这可能会增加他们对商业养老保险的购买意愿和能力。此外，模型可能还遗漏一些同时影响企业年金和商业养老保险参保决策的变量，如风险偏好等。因此，模型面临内生性问题的挑战，本研究通过引入是否参加基本养老保险和地区（省级）企业年金覆盖率这两个工具变量来克服内生性问题。这里地区企业年金覆盖率是指地区企业年金年末参加职工数除以地区劳动年龄人口数。¹一方面，只有参加城镇职工基本养老保险的劳动者才能参加企业年金，换言之，基本养老保险参保行为是参加企业年金的基础和前提条件，所以个人是否参加基本养老保险与其企业年金参保决策密切相关。

¹ 注：囿于数据可得性，企业年金参加职工数不包括在人社部备案的单一计划或加入集合计划的中央企业。

另一方面，地区企业年金覆盖率反映了企业年金的普及程度和参保人员的覆盖范围，它与个体参加企业年金计划的概率相关，两个工具变量都满足相关性的条件。与此同时，基本养老保险参保行为和地区企业年金覆盖率可以被视为外生变量，这两个变量与个体商业养老保险的参保决策应该是相对独立的，不受其影响。综上所述，本文选取的两个工具变量较为合理。

针对变量内生性的Wald检验的P值为0.000，拒绝了变量是外生的原假设，故可以在1%的水平上认为企业年金参保行为是内生变量。IV-Probit模型第一阶段回归的F值均大于经验临界值10，可以排除弱工具变量的问题（Stock & Yogo, 2002），表明工具变量是比较有效的。后两列使用IV-Probit模型估计时，核心解释变量企业年金的系数和边际效应分别为2.536和0.155，在1%的显著水平上显著，充分说明企业年金与商业养老保险需求具有一定互补性，具体而言，相较于未参加企业年金的个体，参加企业年金计划的职工购买商业养老保险的可能性平均将显著增加15.5个百分点。如果忽略企业年金参保行为的内生性，第二支柱企业年金对参加商业养老保险的促进作用将被低估。此外，IV-Probit模型的估计系数和边际影响的显著性程度基本一致，一定程度上佐证了本文选取的工具变量是合理的。

通过上述分析，可以发现，第一支柱基本养老保险和第二支柱企业年金对个体商业养老保险需求的影响存在差异。其中基本养老保险对商业养老保险具有显著负向影响，即参加基本养老保险会降低人们参加商业养老保险的倾向，表明两者之间存在一定的替代性。而参加企业年金则显著提高了商业养老保险的参保概率，说明两者具有一定的互补性。这种差异很大程度上可以归因于以下两个方面：首先，企业年金的保障水平较低，替代程度有限。基本养老保险作为一项强制性的社会保障制度，为大部分劳动者或居民提供了基本的养老保障，在保障社会成员老年生活方面发挥了重要作用。企业年金是在基本养老保险的基础上，企业根据国家政策法规和盈利状况而自主建立的一种养老保险类型。参考郑秉文（2016）¹的研究方法，采用现金流平衡模型测算，本文发现在95%置信水平下，我国典型个体企业年金的替代率区间为8.94%-9.23%，²还远低于企业年金20%的目标替代率，³这表明企业年金提供的养老保障水平较低，很难有效提高职工退休后的生活水平，对基本养老金的补充功能非常有限。其次，企业年金可提高养老储备意识，促进商业保险购买。我国企业年金采用确定缴费型（DC）模式，企业会为参保职工设立一个企业年金个人账户，企业和职工按照工资的一定比例将缴费缴纳到该账户中。符合参加条件的职工可以选择是否参加年金计划，并根据自己的风险承受能力和投资偏好，在规定的投资选项中选择投资方案。企业年金计划具有员工自愿参加缴纳并进行投资决策的特点，同时员工可以随时查询到自己企业年金账户的养老金积累金额。这种参与感和可视化效果，可以激发员工对养老问题的关注，并提高他们对养老储备的意识，进而促使他们购买商业养老保险。

收入水平是影响商业养老保险需求的关键因素。本文将总收入三等分，划分为

¹ 郑秉文.中国养老金发展报告[M].经济管理出版社, 2016.

² 企业年金替代率测算结果会受到加入计划年龄、退休年龄、缴费率、工资增长率以及投资收益率等参数假设的影响，不同的参数设定会导致不同的测算结果。

³ 2005年国务院制定并发布了《关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》（国发〔2005〕38号），其中规定基本养老金目标替代率为58.5%。企业补充养老保险（后改名为“企业年金”）目标替代率为20%。

低收入、中等收入以及高收入三个组别，并通过分组回归来探讨企业年金对不同收入水平的商业养老保险需求的影响异质性。数据显示，低收入组个人收入的均值为28258元，中等收入组为37377元，高收入组为59755元。分样本回归结果参见表7。研究表明，参加企业年金计划将鼓励人们参与商业养老保险，特别是对于低收入和中等收入的群体。但随着收入水平的提高，企业年金对商业养老保险的正向效应将逐渐减弱。对于低收入群体而言，参加企业年金的个体购买商业养老保险的概率显著提高了38.9个百分点，中等收入群体参保概率显著提升了11.2个百分点，而高收入群体仅增加11个百分点，且结果并不显著。收入较低的人群积累的企业年金个人账户资金较少，未来领取企业年金给付较低，其风险承受能力也相对较弱，他们可能对商业养老保险的需求更大。因此，企业年金提高商业养老保险参保概率的促进作用在收入较低的群体中表现更为显著。

表7：企业年金与商业养老保险参保：按收入水平分组

被解释变量 商业养老保险	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV-Probi 低收入	dy/dx 低收入	IV-Probi 中等收入	dy/dx 中等收入	IV-Probi 高收入	dy/dx 高收入
企业年金	6.571*** (0.912)	0.389** (0.173)	2.210*** (0.729)	0.112** (0.049)	1.279* (0.735)	0.110 (0.071)
年龄	0.028 (0.024)	0.002 (0.001)	0.116*** (0.029)	0.006*** (0.001)	0.146*** (0.025)	0.013*** (0.002)
年龄平方	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.000** (0.000)
性别	-0.089** (0.045)	-0.005 (0.003)	-0.134* (0.072)	-0.007* (0.004)	-0.146*** (0.052)	-0.013*** (0.004)
城乡分类	-0.013 (0.063)	-0.001 (0.004)	0.101* (0.054)	0.005** (0.003)	0.045 (0.062)	0.004 (0.005)
个人收入	0.034 (0.028)	0.002 (0.001)	0.274*** (0.093)	0.014** (0.005)	0.275*** (0.079)	0.024*** (0.006)
户口状况	0.068 (0.056)	0.004 (0.004)	-0.002 (0.077)	-0.000 (0.004)	0.049 (0.057)	0.004 (0.005)
婚姻状况	-0.029 (0.095)	-0.002 (0.006)	-0.013 (0.064)	-0.001 (0.003)	0.112 (0.070)	0.010* (0.006)
教育年限	0.017 (0.017)	0.001 (0.001)	0.024** (0.012)	0.001** (0.001)	0.015 (0.010)	0.001* (0.001)
劳动供给	-0.002** (0.001)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)
健康状况	0.022 (0.019)	0.001 (0.001)	-0.024 (0.019)	-0.001 (0.001)	-0.021 (0.029)	-0.002 (0.002)
子女数量	0.048** (0.024)	0.003 (0.002)	0.009 (0.039)	0.000 (0.002)	-0.079** (0.038)	-0.007** (0.003)
基本医疗保险	0.318 (0.216)	0.019** (0.008)	0.007 (0.094)	0.000 (0.005)	0.017 (0.114)	0.001 (0.010)
人均总产出	0.099 (0.075)	0.006 (0.004)	0.128 (0.096)	0.006 (0.004)	0.112** (0.051)	0.010** (0.004)
老年抚养比	0.008 (0.011)	0.000 (0.001)	0.014 (0.010)	0.001 (0.000)	-0.004 (0.007)	-0.000 (0.001)
常数项	-3.989** (1.826)		-8.912*** (1.586)		-8.905*** (1.133)	
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

地区聚类效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10566	10566	10926	10926	9441	9441
Log pseudolikelihood	6203.694		1724.872		-1793.231	
Wald chi2(15)	1165.51		564.10		463.56	
Prob > chi2	0.000		0.000		0.000	

目前我国企业年金发展不平衡，国有企业和大规模企业普遍推行了年金计划，而民营和私营企业建立年金计划相对较少，故我们需要考虑不同企业属性对商业养老保险参保行为产生的影响。本文将企业属性划分为国有企业、私营企业和其他类型企业¹三个组别进行分组检验。从表8可以看出，参与企业年金的私营企业员工更倾向于购买商业养老保险。具体来说，相较于未参加企业年金计划的私营企业员工，参保员工参加商业养老保险的概率显著提高了约14个百分点。主要原因是私营企业的员工在薪酬待遇方面（包括基本养老保险）往往较低，导致他们在老年时的基本养老金也相对较低。因此，他们更倾向于购买商业养老保险作为补充。此外，私营企业的员工工作的稳定性相对较低，他们的风险承受能力也较低，会更加注重养老保障的稳定性和安全性，商业养老保险可以提供更多选择和个性化的保障方案，以满足员工的个别需求和风险偏好。因此，私营企业的企业属性使得企业年金参保行为与商业养老保险参保决策之间的互补性或协同性更加明显。

表 8：企业年金与商业养老保险参保：按企业属性分组

被解释变量 商业养老保险	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV-Probit 国有企业	dy/dx 国有企业	IV-Probit 私营企业	dy/dx 私营企业	IV-Probit 其他类型企	dy/dx 其他类型企
企业年金	1.765*** (0.636)	0.123** (0.055)	2.172*** (0.650)	0.137** (0.054)	0.593 (1.226)	0.050 (0.103)
年龄	0.092*** (0.032)	0.006*** (0.002)	0.109*** (0.032)	0.007*** (0.002)	0.300*** (0.053)	0.025*** (0.006)
年龄平方	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.004*** (0.001)	-0.000*** (0.000)
性别	-0.107 (0.068)	-0.007 (0.005)	-0.080* (0.046)	-0.005* (0.003)	-0.383** (0.153)	-0.032*** (0.012)
城乡分类	0.035 (0.080)	0.002 (0.005)	0.049 (0.046)	0.003 (0.003)	0.152 (0.166)	0.012 (0.013)
个人收入	0.097** (0.049)	0.007** (0.003)	0.117*** (0.037)	0.007*** (0.002)	0.153 (0.121)	0.013 (0.010)
户口状况	0.063 (0.100)	0.004 (0.007)	-0.046 (0.058)	-0.003 (0.004)	-0.054 (0.155)	-0.005 (0.013)
婚姻状况	0.062 (0.091)	0.004 (0.006)	0.047 (0.069)	0.003 (0.004)	-0.579*** (0.137)	-0.049*** (0.013)
教育年限	0.006 (0.010)	0.000 (0.001)	0.034*** (0.010)	0.002*** (0.001)	0.029 (0.044)	0.002 (0.004)
劳动供给	-0.002 (0.002)	-0.000 (0.000)	-0.002 (0.002)	-0.000 (0.000)	0.002 (0.008)	0.000 (0.001)
健康状况	-0.020 (0.032)	-0.001 (0.002)	0.006 (0.017)	0.000 (0.001)	-0.026 (0.048)	-0.002 (0.004)
子女数量	0.082* (0.044)	0.006* (0.003)	-0.039 (0.039)	-0.002 (0.002)	0.117 (0.122)	0.010 (0.010)
基本医疗保险	0.098 (0.123)	0.007 (0.008)	0.101 (0.064)	0.006 (0.004)	0.398 (0.392)	0.034 (0.033)
人均总产出	0.279*** (0.078)	0.019*** (0.005)	-0.018 (0.071)	-0.001 (0.004)	-0.133 (0.143)	-0.011 (0.012)
老年抚养比	-0.002 (0.008)	-0.000 (0.001)	0.011 (0.012)	0.001 (0.001)	-0.014 (0.013)	-0.001 (0.001)

¹ 其他类型企业包括外商、港澳台企业、民办组织等。

常数项	-7.846*** (1.249)		-5.515*** (1.066)		-7.357*** (1.809)	
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区聚类效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3230	3230	15439	15439	1015	1015
Log pseudolikelihood	-1342.855		2682.926		-331.345	
Wald chi2(15)	664.250		776.530		1196.260	
Prob > chi2	0.000		0.000		0.000	

五、结论与启示

本文利用 2012 至 2020 年共 5 期 CFPS 微观调查数据,在 Probit 和 IV-Probit 模型框架下,深入探讨了商业养老保险参保的影响因素及作用机制。本文的主要研究结论包括如下几点。

其一,商业养老保险参保行为呈现较为明显的年龄、代际与性别特征。具体而言,商业养老保险需求与年龄之间呈现倒 U 型关系,即年轻人和老年人购买商业养老保险的概率较低,而中年人购买商业养老保险的概率较高。不同世代的消费者其参保意愿受到不同因素的影响。以 70 代和 80 代为例,他们是商业养老保险参保的主力军,其参保决策主要取决于收入水平、教育水平和社会保险参保情况。同时,相较于男性,女性更加倾向于购买商业保险。一定程度上表明,中年时期劳动力市场的收入性别差异、老年时期基本养老金收入的性别差异,进一步传导至商业养老保险参保行为。

其二,基本养老保险和企业年金对商业养老保险参保具有显著影响。基本养老保险对商业养老保险具有显著负向影响,即参加基本养老保险会降低人们购买商业养老保险的倾向,两者之间存在一定的替代关系。与之相反,企业年金则对商业养老保险具有显著的正向作用,两者之间存在一定程度的互补关系。参加企业年金计划会显著提高个人购买商业养老保险的可能性,这种促进作用具有收入和企业属性异质性,尤其对中低收入、从事私营企业工作的人群影响更为明显。

基于本文主要研究结论,提出以下几点政策建议。

首先,综合统筹,多措并举,积极推动多层次养老保险协同高效发展。本文研究发现,基本养老保险与商业养老保险之间存在一定的替代性,企业年金参保决策与商业养老保险需求具有一定的互补性。该结论具有重要政策含义,必须明确养老保险三层次的功能定位。第一层次基本养老保险在养老保险体系中扮演着重要且不可替代的角色,负责保基本,而第二、三层次是负责补充较高水平的养老需求。其次,考虑到基本养老保险的可持续压力,在保基本的原则下,适当降低第一支柱基本养老保险的缴费率和替代率,从宏观层面来看,可以为第二、三支柱提供发展空间,从微观层面来看,有助于提高人们购买商业养老保险的意愿。此外,提高企业年金覆盖率与参保率,既有利于提升商业养老保险参保概率,也有利于提升养老保障水平。综合以上措施,可以促进基本养老保险、企业年金与商业养老保险的协同发展,同时提高养老保障水平,满足不同层次的养老需求。

其次,关注异质性,推出更多适合不同群体需求的养老保险产品。不同年龄段、世代、收入水平和职业形态的群体在养老方面的需求有所不同。充分了解和研究不同群体的养老需求,根据不同群体的特征设计相应的养老保险产品。例如,针对低收入群体,保险公司可以设计出更加注重本金安全的养老保险产品。这类产品应该具备保本保底的特点,确保低收入群体的本金得到有效保障,减少风险承担压力。

针对新经济与灵活就业人群，保险公司应该推出更具灵活度和可定制性的养老保险产品。考虑到这些人群的就业不稳定性 and 收入波动性，产品应该允许灵活的缴费方式和可调整的保障期限，以满足他们的个性化需求。

最后，加强消费者宣传和教育，完善商业养老保险的风险管理和政府监管。尽管商业养老保险已经发展了一段时间，但对于非专业人士来说，保单条款仍然晦涩难懂。随着产品不断推陈出新，保险公司需要加强消费者宣传和教育，以提高消费者对商业养老保险的认知和理解。研究结果也证实了教育水平的提升对人们购买商业养老保险的意愿具有积极影响。同时，商业养老保险关乎养老和民生问题，因此完善商业养老保险的风险管理和政府监管显得尤为重要，以确保商业养老保险市场的长期健康可持续发展，保障消费者的合法权益。

参考文献

- [1] 陈秉正, 高名, 刘晓菲. 住房反向抵押养老保险需求分析 [J]. 保险研究, 2015, No. 325(05): 121-128.
- [2] 蹇滨徽, 杨亮, 林义. 多层次养老保险制度下家庭商业养老保险需求与养老金替代率研究 [J]. 中国软科学, 2021(05): 38-48.
- [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] 李涛. 社会互动与投资选择 [J]. 经济研究, 2006(08): 45-57.
- [5] 李丁, 丁俊崧, 马双. 社会互动对家庭商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析 [J]. 金融研究, 2019, No. 469(07): 96-114.
- [6] 樊纲治, 王宏扬. 家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2015, No. 421(07): 170-189.
- [7] 秦芳, 王文春, 何金财. 金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析 [J]. 金融研究, 2016(10): 143-158.
- [8] 孙祁祥, 王向楠. 家庭财务脆弱性、资产组合与人寿保险需求: 指标改进和两部回归分析 [J]. 保险研究, 2013, No. 302(06): 23-34. DOI: 10.13497/j.cnki.is.2013.06.001.
- [9] 吴玉锋. 社会阶层、社会资本与我国城乡居民商业保险购买行为——基于CGSS2015的调查数据 [J]. 中国软科学, 2018(06): 56-66.
- [10] 吴雨, 杨超, 尹志超. 金融知识、养老计划与家庭保险决策 [J]. 经济学动态, 2017, No. 682(12): 86-98.
- [11] 魏金龙, 郑苏沂, 于寄语. 家庭异质性、互联网使用与商业保险参保——基于中国家庭金融调查数据 [J]. 南方金融, 2019(09): 51-62.
- [12] 杨碧云, 吴熙, 易行健. 互联网使用与家庭商业保险购买——来自CFPS数据的证据 [J]. 保险研究, 2019(12): 30-47.
- [13] 尹志超, 严雨, 蒋佳伶. 收入波动、社会网络与家庭商业保险需求 [J]. 财经问题研究, 2021, No. 453(08): 52-61.
- [14] 郑秉文. 商业养老保险可以促进资本市场的繁荣发展 [J]. 中国保险, 2017, (10): 4.
- [15] 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, No. 492(06): 133-151.
- [16] Albouy, F. X. and D. Blagoutine, "Insurance and Transition Economics: The Insurance Market in Russia", Geneva Papers on Risk & Insurance - Issues & Practice, 2001, 26(3), 467-479.

- [17]Beiseitov, E. and J. D. Kubik, and J. R. Moran, “Social Interaction and the Health Insurance Choices of the Elderly”, *Center for Policy Research Working Papers*, 2004.
- [18]Bommier, A. and L. F. Grand, “Too risk averse to purchase insurance?”, *Journal of Risk and Uncertainty*, 2014,48(2), 135-166.
- [19]Blau, F. D. and L. M. Kahn, “The gender wage gap: Extent, trends, and explanations”, *Journal of Economic Literature*, 2017, 55(3), 789–865.
- [20]Chang, F. R., “Life Insurance, Precautionary Saving and Contingent Bequest”, *Mathematical Social Sciences*, 2004, 48(1), 55-67.
- [21]Cutler, D. M. and F. Amy, and M. Kathleen, “Preference Heterogeneity and Insurance Markets: Explaining a Puzzle of Insurance”, *American Economic Review*, 2008,98(2), 157-162.
- [22]Cai, F. and Y. Du, “The Social Protection System in Ageing China”, *Asian Economic Policy Review*, 2015, 10(2).DOI:10.1111/aepr.12103.
- [23]Duarte, F., “Price Elasticity of Expenditure Across Health Care Services”, *Journal of Health Economics*, 2012, 31(6), 824–841
- [24]Gutter, M. S. and C. B. Hatcher, “Racial Differences in the Demand for Life Insurance”, *Journal of Risk and Insurance*, 2008, 75(3), 677-689.
- [25]Ge, S. and D. T. Yang, and J. Zhang, “Population Policies, Demographic Structural Changes, and the Chinese Household Saving Puzzle”, *European Economic Review*, 2018, 101, 181-209.
- [26]Heo. W., “The Demand for Life Insurance: Dynamic Ecological Systemic Theory Using Machine Learning Techniques”, *New York: Springer*, 2020, 47-76.
- [27]Heo, W. and J. E. Grable, and S. Chatterjee, “Life Insurance Consumption as a Function of Wealth Change”, *Financial Services Review*, 2013, 22(4), 389-404.
- [28]Handschke, J. and P. Rozumek, “Analysis of Insurance Market Development in Eastern European Countries Based on S-Curve”, Karasavvoglu A. EU Crisis and the Role of the Periphery. New York: Springer, 2015, 203-216.
- [29]Jaspersen J. G. and A. Richter and S. Soika, “On the Demand Effects of Rate Regulation-Evidence from a Natural Experiment”, *Social Science Electronic Publishing*, 2023.
- [30]Juhn, C. and K. McCue, “Specialization then and now: Marriage, children, and the gender earnings gap across cohorts”, *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(1), 183–204
- [31]Konstantinos, T., “Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability”, *Journal of the European Economic Association*, 2011(6):1225-1260.
- [32]Kowalski, A. E., “Estimating the tradeoff between risk protection and moral hazard with a nonlinear budget set model of health insurance”, *International Journal of Industrial Organization*, 2015, 43(1), 122-135.
- [33]Lewis, F. D., “Dependents and the Demand for Life Insurance”, *American Economic Review*, 1989, 79(3), 452- 467.
- [34]Lusardi, A. and O. Mitchell, “Planning and Financial Literacy: How Do Women Fare?”, *American Economic Review*, 2008, 98, 413-417.
- [35]Lin, C. N. and Y. J. Hsiao, and C. Y. Yeh, “Financial Literacy, Financial Advisors, and Information Sources on Demand for Life Insurance”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2017, 43(3), 218-237.

- [36]Michaud, P. C. and A. V. Soest, "Health and Wealth of Elderly Couples: Causality Tests Using Dynamic Panel Data Models", *Journal of Health Economics*, 2008, 27(5), 1312-1325.
- [37]Neher, P. A., "Peasants, Procreation, and Pensions", *American Economic Review*, 1971, (61), 380-389.
- [38]Rooij, V. C. M. and A. Lusardi, and J. R. Alessie, "Financial literacy and retirement planning in the Netherlands", *Journal of Economic Psychology*, 2011,32(4), 593-608.
- [39]Xu, L. and Y. Li, and J. Min, and I. Chi, "Worry about not having a caregiver and depressive symptoms among widowed older adults in China: the role of family support", *Aging & Mental Health*, 2017, 21(8), 879-888.
- [40]Zhang, C., "Family support or social support? The role of clan culture", *Journal of Population Economics*, 2019, 32(2), 529-549.
- [41]Zhao, R. and Y. Zhao, "The Gender Pension Gap in China", *Feminist Economics*, 2018, 24(2), 218-239.

中国城镇长期护理保险制度需求规模测算及筹资机制研究

孙祎婉¹

摘要:

本文基于 2022—2035 年中国城镇老年人长期护理需求规模的预测,结合我国现行长护险政策试点地区经验,分别建立城镇职工与城镇居民两类人群长期护理保险基金收支精算模型,并对其筹资机制进行测算分析,对比分析了长护险制度独立筹资与依托医疗保险基金筹资机制假设下的财务可持续性。结果表明,现阶段两类人群的个人缴费率均处于较低水平,个人负担不大,仍有向上调整空间。若我国立即推行长护险制度独立筹资,该制度下城镇居民将面临巨大的财政负担,该制度不可持续。城镇职工的筹资分担比例提高至 20%且单位与之同比例共同筹资时,该类人群的长护险制度才具备财务可持续性,但此时个人支付比例略高,可通过个人账户代扣代缴的方式减轻当期职工个人缴费压力,表明长护险制度试点阶段从职工基本医疗保险参保人群起步具有合理性。因此,长护险制度在短期内可以采用个人筹资、医保基金划转和财政补贴的多元筹资机制作为过渡。从中长期来看,长护险制度过于依赖医疗保险统筹基金的划拨,将会在医保统筹基金面临赤字威胁时难以为继。因此,有必要未雨绸缪,通过划转个人账户资金或提高个人筹资比例等方式,尽快建立起长期护理保险基金独立累积账户。

关键词: 长期护理保险制度, 需求规模, 筹资机制, 独立设险

一、引言

根据国家医保局统计数据,截止 2021 年 8 月长期护理保险(下文简称“长护险”),全国 49 个长护险试点城市参保人数达 1.34 亿人,累计享受待遇人数 152 万人。根据 2016 年公布的第四次中国城乡老年人生活抽样调查结果,中国的失能和半失能老人达 4063 万人,占老年人口的 18.3%。据此粗略推算,2020 年享受长护险给付的人数仅为 2016 年失能老人的 3.74%。这说明还有大量失能人口的长期护理需求未得到满足。随着中国人口老龄化程度的日益加深及家庭照护功能的逐渐减弱,作为完善我国城镇养老服务体系建设至关重要的一环,建立健全长期照护体系、建立覆盖全民的长护险制度日益重要。

¹ 孙祎婉, 中央财经大学保险学院博士研究生。

近年来国家从顶层设计的角度出发，围绕长期护理保险制度的试点、推广和建制出台了一系列政策。2016年6月，《人力资源社会保障部办公厅关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》（人社厅发〔2016〕80号），正式宣布开展长期护理保险制度试点工作。2020年9月，医保局、财政部印发《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》（医保发〔2020〕37号），决定扩大试点范围。《国务院办公厅关于印发“十四五”全民医疗保障规划的通知》（国办发〔2021〕36号）中明确要稳步建立长期护理保险制度，构建长期护理保险制度政策框架，协同促进长期照护服务体系建设。2022年10月16日，建立长期护理保险制度被写入中国共产党第二十次全国代表大会报告中，长期护理保险制度建设受到党中央的高度重视，力争在十四五期间基本形成适应经济发展水平和老龄化发展趋势的长期护理保险制度框架。但是，现阶段政策对于“保障哪些人”、“保障水平多高”、“筹资机制如何确立”等问题尚未在全国层面建立起统一标准；长期护理保险制度是否具备基金独立建账、单独核算的筹资能力；长期护理保险制度依托医疗保险基金建立是否具有合理性；如何建立个人、单位与财政之间的筹资分担机制才能在兼顾长期护理保险制度的可持续性的前提下，实现长期护理保险制度的独立设险、独立筹资，仍需要基于精算模型做出合理的预测和判断。

对长期护理保险制度筹资机制的测算与评估当以失能老年人长期照护需求的测算为基础，不同评估标准将影响统计学意义上对健康转移概率的估计，进而影响到对失能率的测算以及对失能人口总量和趋势的预测(李新平和朱铭来, 2019; 廖少宏和王广州, 2021; 张琳和汤薇, 2020)。我国对失能状态的界定标准，经历了由生存层面到生活层面并向发展层面拓展的过程，以往国内关于老年人失能等级划分的研究，多以BADL与IDAL作为评估工具(胡宏伟和李延宇, 2021; 景跃军等, 2017)，但是这两项评估标准相对简单，可能与实际政策中使用的失能评估工具产生偏差，甚至无法满足实际中长期护理评估工作的要求。2021年，从推动长期护理保险标准统一性、待遇均衡性、制度公平性的角度出发，医保局办公室、《民政部办公厅关于印发长期护理失能等级评估标准（试行）》的通知（医保办发〔2021〕37号），进一步统一规范长期护理失能等级评估工作。但是现有研究中，以此标准为评估基础对我国长期护理需求规模的测算及变化趋势进行预测的研究尚不多见，这不利于精算评估工作与服务资源供给进行有机衔接，也会影响测算结论的实效性(江海霞等, 2018)。

近年来，随着我国长期护理保险试点政策的发展，国内有关长护险的学术研究成果也逐渐丰富起来。一部分研究集中于对国外长护险的借鉴，在此基础上为我国长护险的框架设计、筹资机制、定价设计等方面提出政策建议(高春兰和班娟, 2013; 郝君富和李心愉, 2014; 何林广和陈滔, 2006; 于潇和赵毅博, 2014)。也有学者对长护险的本土化进程进行分析，相关研究主要围绕长护险需求的影响因素(曹信邦和陈强, 2014; 丁志宏和魏海伟, 2016)、长护险需求规模预测(陈璐和时晓爽, 2021)、缴费率与定价问题(仇春涓等, 2020; 荆涛等, 2016)以及综合评估(郑伟等, 2020)问题进行讨论。当务之急，如何构建高效率、可持续的长护险是值得我们深入探讨的重要社会问题(郝君富和李心愉, 2014)。筹资机制作为社会长护险的重要组成部分，其稳定性和可持续性对于社会长期护理保险的高效稳健运行有着重要意义(孙洁和蒋悦竹, 2018)。长期以来，对于长期护理保险基金独立建账还是依托医疗保险基金划转维持运转的问题，学者们持有不同观点。一部分学者建议长护险建议实行“跟从医疗保险”的模式，并非单独建立一套系统(陈璐和范红丽, 2014)。近年来，支持长期护理保险基金独立

建账的观点日益增多(刘欢, 2021; 汤薇等, 2022)。荆涛等(2020)基于扩大长期护理保险试点对我国城镇职工医保基金可持续影响的分析, 提出逐步实现长护险制度独立设险、独立筹资的政策建议。但相关研究多以定性分析为主, 或基于医疗保险精算模型对我国长护险可持续性进行测算分析, 其精算基础仍是长护险依托医疗保险基金建立, 鲜有文章就医保发〔2020〕37号文件中提出的长护险独立建账、单独核算的指导意见, 单独建立长期护理保险基金的精算模型, 并在此基础上对我国长护险的可持续性进行分析, 并提出政策建议。

综上, 已有研究仍存在如下不足: 第一, 现有学术研究对于失能标准及评估工具的使用仍以 BADL 与 IDAL 为主, 与我国实际评估过程中使用评估工具在内容上存在偏差, 将会影响对老年人长期护理需求规模、成本测算的精准度, 也会影响学术研究结论与政策衔接的实效性。第二, 关于长期护理保险制度筹资分担机制的研究, 仍缺乏以独立建账、单独运行为精算假设的定量研究; 第三, 关于长期护理保险筹资负担的假设, 对政策文件中规定的以基金支出水平为 70%左右情况下的个人与财政负担能力的分析尚不充分。为此, 本文基于对我国 2022—2035 年城镇老年人长期护理需求规模的预测, 结合我国现行长护险政策试点地区经验, 建立长期护理保险基金的收支精算模型, 模拟了现阶段我国城镇长期护理保险制度个人筹资分担比例, 在此基础上分别就城镇职工与城镇居民两类人群的长期护理保险制度筹资机制进行测算分析, 对比分析了长护险独立筹资机制与依托医疗保险基金筹资机制假设下的长期护理保险制度的财务可持续性, 为我国长期护理保险制度的建立和完善提出政策建议。

二、精算模型

(一) 长期护理需求规模测算模型

城镇老年人长期护理需求成本主要由待遇享受人数以及人均需求成本确定。第 t 年的城镇老年人长期护理需求规模=第 t 年的城镇老年人人口 \times 老年人健康状态占比 \times 失能老人护理方式选择偏好 \times 不同护理方式的成本 \times 成本年增长率。

$$OC_t^z = \prod_{i=2022}^t (1 + \alpha_t) \times \left[\sum_{i=1}^3 \sum_{q=1}^2 N_{t,i}^z \times \beta_q \times c_q \right] \quad (1)$$

其中, $z \in [w, r]$, $z = w$ 表示城镇职工, $z = r$ 表示城镇居民。 OC_t^z 代表第 t 年城镇 z 类老年人长期护理需求的总成本。 $N_{t,i}^z$ 为第 t 年健康状态为 i 的 z 类老年人人口数(计算过程见附录 A), 这里设定 $i = 1$ 为轻度失能, $i = 2$ 为中度失能, $i = 3$ 为重度失能。 β_q 表示选择 q 护理方式的失能老年人比例。 c_q 则表示护理方式 q 的人均成本(计算过程见附录 B)。 α_t 表示第 t 年各等级长期护理需求成本的年增长率。

(二) 城镇老年人失能人口模型

城镇老年人口失能规模的测算思路如下: 第一, 预测 2022—2035 年的城镇分年龄、分性别老年人口规模。第二, 运用马尔科夫模型预测健康转移概率, 然后运用健康状态转移概率矩阵(P)与未来城镇人口规模和结构, 估算出预测期间城镇人口在各个健康状态的分布情况。

1. 分年龄、分性别的城镇老年人口预测模型

参考刘学良(2014)和杨再贵(2021)等的人口结构预测方法, 可进一步完善人口结构预测方法。考虑乡城迁移率的我国城镇人口预测模型为:

$$\begin{cases} U_{t,0}^g = \sum_{n=15}^{49} U_{t,n}^f \times FR_{t,n} \times BR_t^g + M_{t,n}^g, & n = 0 \\ U_{t,n}^g = U_{t-1,n-1}^g \times (1 - q_{t,n}^g) + M_{t,n}^g, & n \geq 1 \end{cases} \quad (2)$$

其中， t 表示年份， n 表示年龄， g 代表性别， $g = f$ 为女性， $g = m$ 为男性。 t 年 n 岁 g 性别的城镇的新生婴儿数与非新生人口数分别用 $U_{t,0}^g$ 、 $U_{t,n}^g$ 表示。 $U_{t,n}^f$ 为 t 年 n 岁的育龄妇女人数， $FR_{t,n}$ 为 t 年 n 岁育龄妇女的生育率， $BR_{t,n}^g$ 为 t 年新生婴儿的性别概率， t 年的出生性别比是指该年新生儿中男婴数与女婴数的比例（女婴为 100），本文用 SRB_t 来表示，则 $BR_t^m = SRB_t / (1 + SRB_t)$ ， $BR_t^f = 1 - SRB_t / (1 + SRB_t)$ 。其中， t 年城镇男性婴儿数为 $\sum_{n=15}^{49} U_{t,n}^f \times FR_{t,n} \times BR_t^m$ ， t 年城镇女性婴儿数为 $\sum_{n=15}^{49} U_{t,n}^f \times FR_{t,n} \times BR_t^f$ 。 $M_{t,n}^g$ 为 t 年由农村向城镇净迁移的 n 岁 g 性别人数。 $q_{t,n}^g$ 为 t 年 n 岁 g 性别的城镇人口死亡概率。 t 年 n 岁 g 性别的城镇新生人口数 $U_{t,0}^g$ 等于该年城镇 15—49 岁各育龄年龄妇女所生的 g 性别新生婴儿数加上由农村向城镇净迁移的 g 性别新生婴儿数， t 年 n 岁 g 性别城镇非新生人口数 $U_{t,n}^g$ ($n \geq 1$) 等于 $t - 1$ 年 $n - 1$ 岁 g 性别城镇人口数乘以次一年的生存概率后加上当年由农村向城镇净迁移的 t 岁 g 性别的人口数。由分年龄分性别人口数进行汇总得到 t 年全国城镇人口结构。

2.失能等级的评定及健康状态转移概率测算模型

(1) 护理状态等级界定与数据选择

以往关于老年人失能等级的研究，大都依据美国 1969 年制定的《日常生活活动能力量表》(ADL)，但是该指标评估标准比较简单，已经无法满足现有长期护理评估的要求。为保证等级界定的标准性、统一性、专业性，本文选择国家医保局、民政部于 2021 年 8 月发布的《长期护理失能等级评估标准（试行）》(医保办发〔2021〕37 号) 作为等级界定标准。根据该标准中三个一级指标各个得分区间所对应的受损等级以及最终失能等级的判定，将 CHARLS 数据库中健康状态和功能的数据与其进行特征匹配。最终将十七个二级指标分别对应评估标准中三个具体量化的一级指标，最后根据三个一级指标的受损情况，综合评价老年人失能等级，即能力完好、轻度受损、中度受损和重度受损，见表 1。

表 1：基于一级指标的失能等级评定

一级指标	得分	等级
日常生活活动能力	96-100	能力完好
	95-65	轻度受损
	45-64	中度受损
	<45	重度受损
	16	能力完好
认知能力	15-5	轻度受损
	4-3	中度受损
	<=2	重度受损
感知觉与沟通能力	12	能力完好
	11-5	轻度受损

4-3 中度受损
 <=2 重度受损

由于 CHARLS 数据库中达到重度失能各个级别标准的样本量很小，为后续进行转移概率测定工作简便以及实践的可行性，本文将重度失能 I、II、III 级合并为重度失能一级。表 2 是经过调整后的失能等级判定。其中，日常生活行动能力与认知能力/感知觉与沟通能力评级均为能力完好或轻度受损都为完全健康等级。

表 2: 调整后综合评价标准

日常生活行动能力	认知能力/感知觉失能等级严重的判断			
	能力完好	轻度受损	中度受损	重度受损
能力完好	0 级	0 级	1 级	2 级
轻度受损	0 级	0 级	1 级	2 级
中度受损	2 级	2 级	2 级	3 级
重度受损	3 级	3 级	3 级	3 级
老年人失能等级对应	0 级: 完全健康		1 级: 轻度失能	
	2 级: 中度失能		3 级: 重度失能	

(2) 五状态马尔可夫模型的构建

本文结合《评估标准（试行）》中对老年人健康状态的划分，将老年人健康状态划分为五种，即健康状态（0 级）、轻度失能（1 级）、中度失能（2 级）与重度失能（3 级）以及死亡（4 级），并在此基础上建立了五状态马尔可夫模型。

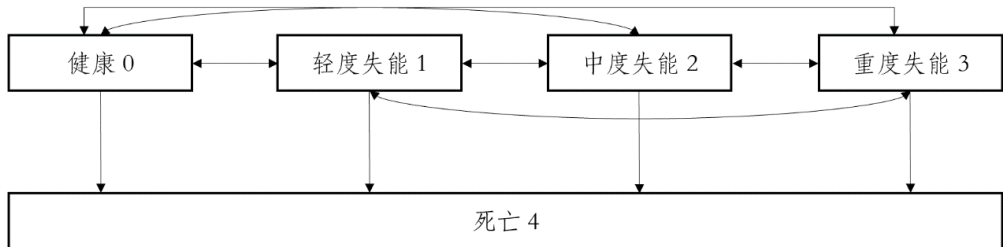


图 1: 老年人健康五状态转移图

前文对 CHARLS 数据库数据的预处理，已经获得了 CHARLS 数据库中 2011、2013、2015、2018 年各样本 ID 年龄、性别、健康状态等量化指标。

每个性别的转移概率测算模型，如下：

$$P_{ij}(x_t, t, h) = \Pr(S(x_t + h, t + h) = j | S(x_t, t) = i) \quad (3)$$

$$\mu_{ij}(x_t, t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(x_t, t, h)}{h} \quad (4)$$

其中， t 代表 CHARLS 数据库对应年份(假设 2011 年记为 $t = 0$ 则对于 2013、2015、2018 年的样本数据有 $t \in \{2, 4, 7\}$)， x_t 代表 t 时刻老年人年龄， h 代表持续期即转移步

数, $i, j \in \{0,1,2,3,4\}$, $P_{ij}(x_t, t, h)$ 代表在年龄 x 、时间 t 时处于健康状态 i 的老年人, 在经过 h 年到健康状态 j 的转移概率。 $S(x_t, t)$ 表示 t 时刻年龄为 x_t 的老年人的健康状态。 $\mu_{ij}(x_t, t)$ 为其相同条件下的转移强度, 也即转移速率。

针对此马尔可夫模型, 其转移概率有如下性质:

$$P_{ij}(x_t, t, h) \geq 0 \quad (5)$$

$$\sum_{j \in S} P_{ij}(x_t, t, h) = 1, s = \{0,1,2,3,4\} \quad (6)$$

转移强度 (转移速率) 有如下性质:

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{1 - P_{ii}(x_t, t, h)}{h} = \mu_{ii}(x_t, t) \leq +\infty \quad (7)$$

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{ij}(x_t, t, h)}{h} = \mu_{ij}(x_t, t) < +\infty \quad (8)$$

为求得健康状态转移概率, 本文参照张琳和汤薇 (2020) 的做法利用 Tweddie 符合泊松分布模型估计随年龄和时间变化的健康状态转移强度, 在此基础上基于 AIC 准则选择最优模型形式。最后, 为得到健康状态转移概率, 本文根据健康状态转移强度的估计值, 本文参照 Euler 方法利用 Kolmogorov 向后微分方程由转移强度矩阵计算健康状态转移概率矩阵(张连增和杨婧, 2014)。计算公式如下:

$$\frac{d}{d(t+h)} P_{ij}(x_t, t, h) = \sum_{k \neq j}^4 [P_{ik}(x_t, t, h) \mu_{kj}(x_t, t) - P_{ij}(x_t, t, h) \mu_{jk}(x_t, t)] \quad (9)$$

基于五状态 Markov 模型, 对样本 2011—2013 年、2013—2015 年、2015—2018 年三个时间段的健康状态转移强度进行测算, 并得到对应的转移概率矩阵。在此基础上, 可测算个体在考虑健康转移概率后所处的健康状态。由此, 可进一步测算出未来处于不同健康状态老年人的规模和结构。参考(胡宏伟和李延宇, 2021)的做法, 假设健康状态转移概率保持线性、匀速变化, 根据 4 期 CHARLS 数据库状态转移矩阵的趋势, 拟合和填充跨期 7 年的健康状态转移矩阵, 并在此基础上进行拟合预测, 得到预测期间内每年的健康状态转移矩阵 (P)。

(三) 长期护理保险模型

1. 长期护理保险基金收支模型

(1) 长期护理保险基金支出模型

长期护理保险基金支出主要由长期护理需求规模以及长期护理保险补偿比二者乘积决定。前文已经测算了不同失能状况老年人, 在不同护理方式下的长期护理需求规模, 本文进一步根据现有政策的补偿水平, 对 2022—2035 年的长期护理保险基金支出进行预测。则 t 年长期护理保险基金支出 LC_t^z 的测算公式为:

$$LC_t^z = OC_t^z \times p \quad (10)$$

OC_t^z 即前文所求得的长期护理保险需求规模。 p 为根据政策设定的补偿水平, 即不考虑基金起付线与封顶线情况下, 长期护理保险基金支出的最高支付比例。根据医保发〔2020〕37 号文件, 对符合规定的护理服务费用, 长期护理保险的基金支付水平总体控制在 70%左右。因而, 本文假设长期护理保险的补偿水平为 70%, 即 $p = 70\%$ 进行测算。

(2) 长期护理保险基金收入模型

参照现阶段试点城市的实践经验，本文对长期护理保险制度筹资机制的设计主要依据三方筹资模式，即个人筹资、医保基金划拨与财政补贴三方按照不同的责任分担比例进行筹集。因而长期护理保险基金收入将受到缴费人数与个人缴费率、医疗保险基金累计结余水平、财政补贴水平以及三方筹资额各自占比的影响。在对长期护理保险独立建账、单独核算的合理性进行分析时，假设医疗保险基金划拨支出为 0。则 t 年长期护理保险基金收入 LR_t^z 的测算公式为：

$$LR_t^z = IN_t^z + HO_t^z + FN_t^z \quad (11)$$

$$= LC_t^z \times f_1 + LC_t^z \times f_2 + LC_t^z \times f_3$$

其中， IN_t^z 表示长期护理保险个人筹资支出总额， HO_t^z 表示医疗保险基金划拨总额， FN_t^z 表示财政补贴总额。 f_1 、 f_2 和 f_3 分别表示个人筹资分担比例、医保基金分担比例以及财政补贴分担比例，分别用个人筹资支出、医保基金划拨总额与财政补贴总额占长期护理保险基金支出的比例表示。

2. 长期护理保险个人筹资收支模型

(1) 长期护理保险个人筹资收入模型

$$IC_t^z = MN_t^z \times BR_t^z \times W_{t_0}^z (1 + \tau)^{t-t_0} \quad (12)$$

MN_t^z 表示长期护理保险的参保人数， BR_t^z 表示长期护理保险的个人缴费率。 W_t^z 表示长期护理保险的缴费基数， τ 表示缴费基数的年增长率，本文假设城镇职工加权平均工资增长率与城镇居民人均可支配收入年增长率基本持平。

(2) 长期护理保险个人筹资支出模型

$$IN_t^z = LC_t^z \times f_1 \quad (13)$$

其中， f_1 表示个人筹资分担比例，用个人筹资支出占长期护理保险基金支出的比例来表示。本文依据当前试点经验，将 f_1 设为 5%、10%、15%、20%、25% 和 30%，分别测算每种个人筹资分担比例下的个人缴费率和人均缴费额。

(3) 个人缴费率模型

参考荆涛等(2016)的做法，本文假设长期护理保险制度实行现收现付制，则长期护理保险制度的个人缴费率可由下式求解：

$$MN_t^z \times BR_t^z \times W_{t_0}^z (1 + \tau)^{t-t_0} = LC_t^z \times f_1 \quad (14)$$

(4) 人均缴费额 PW_t^z 表示为：

$$PW_t^z = IN_t^z / MN_t^z = LC_t^z \times f_1 / MN_t^z \quad (15)$$

3. 长期护理保险的医疗保险基金负担率模型

(1) 医疗保险基金收入模型

《国务院办公厅关于全面推进生育保险和职工基本医疗保险合并实施的意见》(国办发〔2019〕10号)中规定，参加职工基本医疗保险的在职职工同步参加生育保险，生育保险基金并入职工基本医疗保险基金，统一征缴，统筹层次一致。本文参考荆涛等(2020)和田勇(2020)的做法将生育保险缴费划入职工医疗保险统筹基金当中。学术界普遍认为城镇居民医疗保险个人缴费在 2% 水平以下是居民能够承受的合理水平(李亚青, 2016; 田勇, 2020)，本文将城镇居民医疗保险个人筹资

的上限设为城镇居民人均可支配收入的 2%。则城镇职工医疗保险统筹基金收入 HI_t^w 与城镇居民医疗保险基金收入 HI_t^r 分别表示为:

$$HI_t^w = [MN_t^w \times W_{t_0}^w \times HR_t^w q + MN_t^w \times W_{t_0}^w \times MI_t^w](1 + \tau)^{t-t_0} \quad (16)$$

$$HI_t^r = \begin{cases} MN_t^r \times B_{t_0}^r \times (1 + m)^{t-t_0} + FH_t^r & B_{t_0}^r (1 + m)^{t-t_0} < 2\% W_{t_0}^r \\ MN_t^r \times W_{t_0}^r \times 2\% + FH_t^r & B_{t_0}^r (1 + m)^{t-t_0} \geq 2\% \end{cases} \quad (17)$$

HR_t^w 表示城镇职工医疗保险缴费率, q 表示医疗保险总筹资额划入统筹基金的比例, MI_t^w 表示生育保险缴费率。 $B_{t_0}^r$ 表示城镇居民个人缴费标准, m 表示个人缴费标准增长率, FH_t^r 表示城镇居民医疗保险的财政补贴总额。

(2) 医疗保险基金支出模型

医疗保险基金支出 HC_t^z 表示为:

$$HC_t^z = MN_t^z \times ME_{t_0}^z (1 + \omega)^{t-t_0} + MP_{t_0}^w (1 + \delta)^{t-t_0} + LC_t^z \times f_2 \quad (18)$$

其中, $ME_{t_0}^z$ 表示人均医疗费用支出, ω 表示人均医疗费用支出年均增长率, 本文假设城镇职工医疗保险与城镇居民医疗保险的人均医疗费用增长率基本持平。 $MP_{t_0}^w$ 表示城镇职工生育保险基金支出, 城镇居民不享受生育保险待遇, δ 为生育保险基金支出年增长率。 $LC_t^z \times f_2$ 表示医保基金划拨总额。

(3) 城镇职工医疗保险基金年内收支结余以及累积结余模型

根据以往研究, 我国城乡居民医疗保险制度实行“现收现付制”, 城镇职工医疗保险制度实行“部分积累制”(李亚青, 2015)。假设我国城乡居民医疗保险基金每年收支相抵, 除个人缴费部分, 当年缺口部分由财政补贴补齐, 则本文不计算城镇居民医疗保险累计结余。参照田勇(2020)的做法, 城镇职工医疗保险基金年内收支结余 HB_t^w 以及累积结余 MB_t^w 分别为:

$$HB_t^w = HI_t^w - HC_t^w \quad (19)$$

$$MB_t^w = \begin{cases} MB_{t-1}^w (1 + r_1) + HB_t^w (1 + r_2) & MB_{t-1}^w > 0 \text{ 且} \\ (MB_{t-1}^w + HB_t^w) (1 + r_2) & MB_{t-1}^w > 0 \text{ 且} \\ MB_{t-1}^w + HB_t^w & MB_{t-1}^w < 0 \end{cases} \quad (20)$$

其中, r_1 表示累积结转部分利率。 r_2 表示当年收支结余部分利率。

(4) 长期护理保险的医疗保险基金负担率

城镇职工长期护理保险医疗保险基金负担率用医疗保险基金划拨总额占医疗保险基金累计结余的比例来表示。则城镇职工长期护理保险的医疗保险基金负担率 HP_t^w 表示为:

$$HP_t^w = LC_t^w \times f_2 / MB_t^w \quad (21)$$

城镇居民长期护理保险医疗保险基金负担率用医疗保险基金对长期护理保险划

拨总额占当年医疗保险基金收入比例来表示。则城镇居民长期护理保险的医疗保险基金负担率 HP_t^r 表示为:

$$HP_t^r = LC_t^r \times f_2 / HI_t^r \quad (22)$$

4.长期护理保险的财政负担模型

长期护理保险的财政负担用长期护理保险的财政补贴总规模占国家财政支出的比例来表示。则城镇职工长期护理保险的财政负担 FB_t^w 表示为:

$$FB_t^w = LC_t^z \times f_3 / FI_t \quad (23)$$

三、数据来源及参数设定

(一) 人口相关参数

本文以 2022 年为预测基年,与人口相关的数据以联合国世界人口展望 2022 (World Population Prospects 2022) 中间情景、第六次及第七次人口普查数据和 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据为基础,并根据国家统计局发布的人口普查公报对相应的原始数据进行了调整。对城镇化率的测算选取了自 1978 年开始的数据。

1.起始人口分布:根据《中国人口普查年鉴 2020》的人口数据,将归属于城市、镇的全国分年龄、性别的人口进行加总,求得全国城镇分年龄、性别的人口数,并以此作为起始人口分布。

2.育龄妇女年龄别生育率: t 年育龄妇女年龄别生育率 $F_{t,n} = g_{t,n} / TFR_t$ (王广州, 2018),其中, $F_{t,n}$ 即年龄别生育率, TFR_t 为 t 年总和生育率, $g_{t,n}$ 为育龄妇女的生育模式,本文取第六、七次全国人口普查中女性分年龄生育比例平均值,总和生育率由历年《中国人口和就业统计年鉴》中获得。

3.新生儿性别比及生命表:联合国认定出生性别比的通常值该在 102—107 之间,根据第七次人口普查数据,2019 年我国城镇新生儿性别比为 1.11,相较于 2006 年的 1.19,2018 年的 1.14 已逐步下降。据此,文本参考褚福灵和司絮(2022)的做法,假定新生儿出生性别比具体如下:2021—2025 年为 110:100;2026—2030 年为 109:100;2031—2035 年为 108:100。

4.预测期各年的生命表均采用“远东”生命表,具体可由 PADIS -INT 软件输出。

5.农村人口向城镇迁移的概率:参考孟向京和姜凯迪(2018)计算 2000—2010 年乡城人口分年龄转移结构的思路,先算出封闭人口自然增长下的城镇分年龄性别人口数,再用统计年鉴公布的实际城镇分年龄性别人口数减去封闭人口自然增长下的城镇分年龄性别人口数,得到乡城迁移的分年龄性别人口数。其中,历年城、镇分性别和年龄的人口数,由 2010 年人口普查数据、2015 年全国 1% 人口抽样调查,以及历年总人口数据进行推算。根据 2020 年第七次人口普查数据,乡城迁移人口规模达 2.49 亿人(周皓, 2021),约为 2010 年城镇人口的 37.18%。因此,假定迁移率在预测时间段内保持不变具有一定的合理性,本文假定预测期间的乡城迁移率与基年保持一致(汤薇和粟芳, 2021)。

(二) 长期护理需求相关参数

1.选择 q 护理方式的失能老年人比例 β_q 。参照田勇和殷俊(2019)的做法,假设长期护理有两种护理方式供老年人选择,居家护理($q=1$)与机构护理($q=2$)。由于目前我国养老服务体系尚未建立,且试行长期护理保险的时间较短,缺乏不同护理等

级的人选择护理方式偏好的相关数据，因此本研究用德国护理方式使用人群的比例作为参照，见表 3。

表 3：2013 年德国不同护理等级下的失能老人选择护理方式的比例

失能等级	居家护理	机构护理
轻度失能	77.59%	22.41%
中度失能	64.32%	35.68%
重度失能	49.54%	50.46%

2.长期护理需求成本的年增长率 α_t 。本文使用人力成本的对应倍数测算长期护理需求成本，且以往研究普遍认为人均医疗费用增长率一般高于平均工资增长率 1%左右(何文炯等, 2009)，假定长期护理成本增长率未来均保持比我国城镇加权平均工资增长率高 1%的增速。

(三) 长期护理保险相关参数

1. 参保人数

根据医保发〔2020〕37 号文件，长期护理保险试点阶段从职工基本医疗保险参保人群起步，本文假设参保医疗保险的城镇人口均参加长期护理保险，则长期护理保险参保人数与医疗保险参保人数保持一致。

(1) 城镇职工医疗保险与长期护理保险的参保人数为城镇在职职工人数与城镇参保退休人员人数，其中，参保退休人员不缴费，可依据人口、就业率和基本医疗保险覆盖率来估计，即：城镇在职职工人数 N_t^w =城镇就业年龄段人口数×就业率×在职职工参保率；城镇参保退休人员人数 Q_t^w =城镇退休年龄段人口数×就业率×退休人员参保率；城镇职工医疗保险与长期护理保险的参保人数 MN_t^w =城镇在职职工人数 N_t^w +城镇参保退休人员人数 Q_t^w 。

其中，就业年龄段人口数的计算方法如下：为不低估医疗保险的财政负担，本文在中国法定成人年龄为 18 周岁的基础上，参考杨再贵和石晨曦(2016)的做法，进一步考虑少数企业存在未成年人用工情况，将入职参保的最低年龄设为 16 岁，男女退休年龄分别设为 60 岁和 52 岁。考虑到“十四五”规划中提出的稳妥实施渐进式延迟法定退休年龄政策，假定该政策 2022 年开始实行，女性退休年龄每 3 年延迟 1 岁，男性退休年龄每 6 年延迟 1 岁，直至 2045 年同时达到 65 岁(张车伟等, 2015)。假设参加职工基本医疗保险的个人，达到法定退休年龄时累计缴费均已达到国家规定的缴费年限。2017—2020 年我国城镇职工基本医疗保险情况统计，见表 4-1。

就业率：2018—2021 年，全国城镇调查失业率平均值分别为 4.9%、5.2%、5.2% 和 5.1%，我国失业率基本稳定在 5%左右。为便于计算，本文假定预测期内我国城镇就业率为 95%。

在职职工参保率与退休人员参保率：根据《中国统计年鉴 2021》，全国城镇在职职工参保率呈现持续增长的趋势(田勇和殷俊, 2019)，2020 年、2019 年、2018 年分别为 54.96%、54.75%、53.68%。城镇退休人口参保率按照退休人员参保人数占退休人员的比例计算，退休参保人数用对应年份的城镇职工参保人数与 2010—2020 年退休参保人数占城镇职工参保人数比例均值的乘积计算(汤薇和栗芳, 2021)。本文假定未来我国在职职工、退休人员的医保参保率均保持每年 1%的增长速度。

(2) 城镇居民医疗保险参保人数 N_t^r : 国家医保局 2021 年公布的统计数据显示, 2020 年我国基本医疗保险参保人数为 136131.1 万人, 全国基本医疗保险覆盖率已达 96.41%, 已基本实现全覆盖。本文参考田勇和殷俊(2019)的做法, 用历年的城镇总人口数减去享受城镇职工医疗保险待遇人数, 即城镇在职职工与退休人员人口数之和, 得到城镇居民医疗保险参保人数。

2. 医疗保险相关参数

(1) 城镇职工基本医疗保险缴费率 HR_t^w 、缴费基数 W_t^w 及统筹基金划入比例 q :

根据《国务院办公厅关于建立健全职工基本医疗保险门诊共济保障机制的指导意见》(国办发〔2021〕14 号)文件, 单位缴费不再划入个人账户中。本文借鉴褚福灵和司絮(2022)的做法, 将 2022 年起统筹基金划入比例设为 75% ($q = 6\%/8\% = 0.75$)。《国务院办公厅关于降低社会保险费率综合方案的通知》(国办发〔2019〕13 号)提出调整就业人员平均工资计算口径, 本文参照杨再贵和陈肖华(2021)的做法, 以城镇非私营单位和城镇私营单位就业人员的加权平均工资作为城镇职工医疗保险的缴费基数。2020 年, 城镇非私营单位和私营单位的就业人员平均工资分别为 97379 元、57727 元, 就业人数分别为 17039.1 万人、29231.9 万人, 计算得 2020 年加权平均工资为 72328.68 元。

(2) 城镇居民基本医疗保险个人缴费标准 B_t^r 与个人缴费标准增长率 m 。学术界普遍认为城镇居民医疗保险个人缴费在 2% 水平以下是居民能够承受的合理水平(李亚青, 2015)。通过梳理历年城乡居民基本医疗保障工作通知, 可知城镇居民医疗保险的个人缴费标准均呈现逐年增长的趋势, 可据此计算得到个人缴费标准年均增长率。若当年城镇居民医疗保险人均缴费额小于当年城镇居民人均收入水平的 2% 时, 城镇居民医疗保险的人均缴费额为上一年度人均缴费额加上当年人均缴费额增加额, 人均缴费额增加额由上一年度人均缴费额与年增长率乘积表示; 若当年城镇居民医疗保险人均缴费额大于当年城镇居民人均收入水平的 2% 时, 城镇居民医疗保险的人均缴费额为人均收入水平的 2%。

(3) 人均医疗费用支出 ME_t^r 及其增长率 ω

当年人均医疗费用支出用上一年度人均医保基金支出与当年的人均医疗费用支出增加额之和表示, 人均医疗费用支出增加额用上一年度人均医保基金支出与医疗费用增长率的乘积表示。根据《中国统计年鉴》中披露的数据可分别计算 2020 年城镇职工与城镇居民基本医疗保险的人均统筹基金支出, 以此作为 2021 年城镇职工与城镇居民基本医疗保险的人均给付基数。以往研究普遍认为人均医疗费用增长率一般高于平均工资增长率 1% 左右(何文炯等, 2009), 本文假定医疗费用增长率未来均保持比城乡居民人均可支配收入高 1% 的增速。

3. 生育保险相关参数

(1) 生育保险参保人数 N_t^w : 《国务院办公厅关于全面推进生育保险和职工基本医疗保险合并实施的意见》(国办发〔2019〕10 号)中规定, 参加职工基本医疗保险的在职职工同步参加生育保险, 生育保险基金并入职工基本医疗保险基金, 统一征缴, 统筹层次一致。因此, 生育保险的参保人数与城镇职工医疗保险参保人数保持一致。

(2) 生育保险缴费率 MI_t^w : 我国生育保险的缴费率一般在 0.5%—1% 左右。2019 年, 《国务院办公厅关于印发降低社会保险费率综合方案的通知》(国办发〔2019〕

13号),在减税降费的背景下,本文将生育保险的缴费率设置为职工社会保险缴费工资总额的0.5%(荆涛等,2020;殷俊等,2019)。

(3)生育保险基金支出 MP_t^e 及基金支出增长率 δ :通过梳理历年《中国统计年鉴》、《医疗保障事业发展统计快报》以及《人力资源和社会保障事业发展统计公报》,得到2017—2020年我国生育保险基本情况。本文以2016—2020年生育保险基金支出增长率作为预测期间的生育保险基金支出增长率,并以2020年生育保险基金支出作为基数。尽管《国家医疗保障局办公室关于做好支持三孩政策生育保险工作的通知》(医保办发〔2021〕36号)中提出,确保参保女职工生育三孩的费用纳入生育保险待遇支付范围,但是考虑到数据的可得性,本文在计算生育保险基金支出的过程中暂未考虑生育政策调整带来的影响。

4.其他参数

(1)城镇职工加权平均工资增长率及城镇居民人均可支配收入的增长率 τ :根据以往研究用GDP增速代替加权平均工资增长率,并在一定期间内按固定比率增长(石晨曦和曾益,2019),且当前城镇居民人均可支配收入的增长率已经基本与GDP增长率持平(田勇,2020)。根据高盛首席经济学家吉姆·奥尼尔对GDP的预测,本文将2016—2020年城镇职工加权平均工资增长率及城镇居民人均可支配收入设定为6.5%,2021—2030年为5.5%,2031—2035年为4.3%。(仙蜜花和邓大松,2020)。

(2)银行利率 r :根据《国务院关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》(国发〔1998〕44号)规定的计息方式,职工基本医疗保险基金上年结转部分利率 r_1 按照3个月定期存款利率计息;当年结余部分利息 r_2 按照活期存款利率计息。根据2020年中国人民银行公布的存款利率数据,本文以活期存款年利率0.35%,定期存款3个月整存整取的利率1.1%计息。

(3)财政支出 FI_t :根据1978—2020年财政支出历史数据可知,财政支出总量表现出明显的时间序列增长趋势。为此,本文使用AR(1)时间序列模型,以1978—2020年的历年财政支出增长率作为历史数据,预测未来各年财政支出的变动,然后据此估计2022—2035年的财政支出总量。

(4)个人筹资分担比例、医疗保险基金分担比例及财政补贴分担比例 f_1 、 f_2 、 f_3 。在长期护理保险多元混合筹资模式下,个人筹资支出、医保基金划拨总额和财政补贴总额共同构成长期护理保险的总筹资额。依据现阶段各试点地区政策,本文分别测算基于长期护理保险制度“独立建账、单独核算”原则和“依托医疗保险基金建立”原则两种假设下的个人支付压力、医保基金可持续性以及财政负担能力。

假设一:长期护理保险作为独立险种,遵循“独立建账、单独核算”的原则。分别测算个人筹资分担比例为5%、10%、15%、20%及30%情况下的个人支付压力与财政负担。

假设二:长期护理保险“依托医疗保险基金”建立。分别测算个人筹资分担比例为10%、15%、20%,医保基金分担比例分别为0、30%、45%、60%及90%,以及财政补贴分担比例分别为0、30%、45%、60%及90%时的个人支付压力、医保基金可持续性以及财政负担能力。

四、精算结果及分析

(一)不同个人筹资分担比例下的个人缴费负担

本文基于现收现付制假设，分别对城镇职工和城镇居民长期护理保险制度的个人缴费率、人均缴费额进行测算。有研究认为，我国长期护理保险缴费率应为 0.75%，并建议根据居民支付能力调整到 1% (戴卫东, 2012)，考虑到我国长期护理保险制度处于推广初期且发展水平不高，本文以 0.75% 为长期护理保险的目标个人缴费率，以 0.75%—1% 为我国长期护理保险个人缴费率的合理区间。

1. 城镇居民的缴费率与个人缴费负担

学术界普遍认为城镇居民医疗保险个人缴费在居民人均可支配收入的 2% 水平以下是居民能够承受的合理水平 (李亚青, 2016; 田勇, 2020)，据此本文认为长期护理保险的人均缴费额不宜超过居民人均可支配收入的 2%。不同个人筹资分担比例情况下，城镇居民长期护理保险的人均缴费额及个人缴费率，如表 4-6 所示。个人筹资分担比例为 10% 时，2022 年的人均缴费额为 83.84 元，该测算结果与汤薇和粟芳 (2021) 的研究结果相符，且与现行多个试点城市政策基本一致，如南通和江苏规定城乡居民长期护理保险的年人均筹资额为 85 元/人，上饶为 90 元/人。因此，本文以个人筹资分担比例为 10% 模拟现行城镇居民长期护理保险制度下个人筹资分担比例。在该比例下，2022 年城镇居民个人缴费率为 0.1801%，城镇居民医疗保险与长期护理保险缴费额之和占人均可支配收入的 0.8468%，远低于人均可支配收入的 2%，该缴费水平不会给居民带来负担。在个人筹资分担比例为 10% 时，城镇居民的长期护理保险缴费率为 0.1801%—0.4686%，缴费率相对较低，尚有向上调整空间。

表 6：城镇居民长期护理保险不同个人筹资分担比例情况下的人均缴费额及个人缴费率

年份	$f_1 = 5\%$		$f_1 = 10\%$		$f_1 = 15\%$	
	人均缴费额 (元)	个人缴费率 (%)	人均缴费额 (元)	个人缴费率 (%)	人均缴费额 (元)	个人缴费率 (%)
2022 年	41.62	0.0900	83.24	0.1801	124.87	0.2700
2025 年	51.04	0.0940	102.08	0.1880	153.13	0.2820
2030 年	75.36	0.1062	150.73	0.2124	226.09	0.3186
2035 年	205.23	0.2343	410.46	0.4686	615.70	0.7029

续表 6：城镇居民长期护理保险不同个人筹资占比情况下的人均缴费额及个人缴费率

年份	$f_1 = 20\%$		$f_1 = 25\%$		$f_1 = 30\%$	
	人均缴费额 (元)	个人缴费率 (%)	人均缴费额 (元)	个人缴费率 (%)	人均缴费额 (元)	个人缴费率 (%)
2022 年	166.49	0.3600	208.11	0.4500	249.73	0.5400
2025 年	204.17	0.3760	255.21	0.4700	306.25	0.5640
2030 年	301.46	0.4248	376.82	0.5310	452.19	0.6371
2035 年	820.93	0.9371	1026.16	1.1714	1231.39	1.4057

图 2 表示的是，城镇居民在不同个人筹资分担比例下的个人缴费率。可以看出，

在个人筹资分担比例为 5%、10%、15%时，在整个预测期内个人缴费率均未高于 0.75%；在个人筹资分担比例为 20%时，2034 年个人缴费率将超过 0.75%，在 2035 年基本达到 1%的水平，且呈现持续增长的趋势，可能会超过 1%的合理范围给城镇居民带来个人支付压力；在个人筹资分担比例为 25%、30%时，预测期末个人缴费率将超过本文设定的长期护理保险个人缴费率的合理范围。因此，从个人缴费率来看，城镇居民的个人筹资分担比例可向上调整至 15%左右的水平。

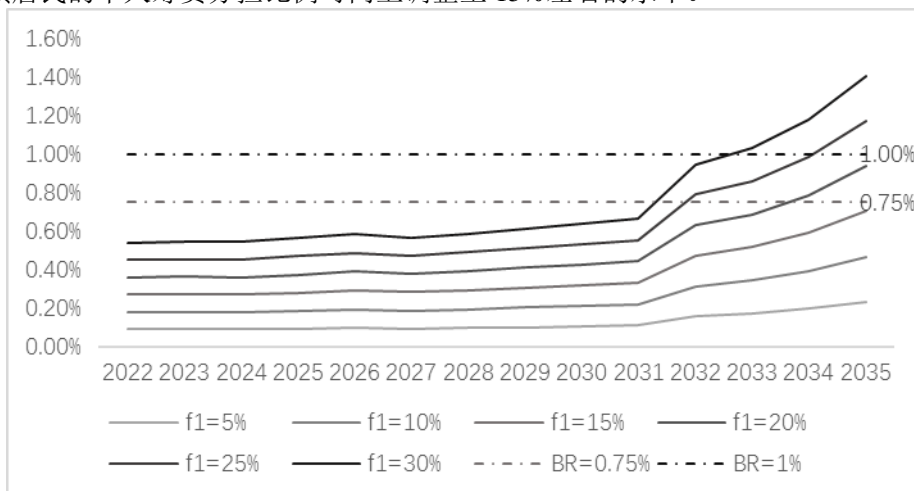


图 2：城镇居民长期护理保险不同个人筹资占比情况下的个人缴费率

2. 城镇职工的个人缴费率与个人缴费负担

表 7 表示的是不同个人筹资分担比例情况下，城镇职工长期护理保险的个人缴费率与人均缴费额。个人筹资分担比例为 10%时，2022 年人均缴费金额为 147.25 元，与多个试点地区的现行政策基本一致，如苏州的个人筹资额为 120 元/人，广州为 130 元/人，重庆为 150 元/人，因此，本文以个人筹资比例为 10%模拟现行长期护理保险制度下的城镇职工个人筹资分担比例。根据以往研究，本文以 0.75%为我国长期护理保险制度推广初期的目标个人缴费率(戴卫东, 2012)，以 0.75%—1%为我国长期护理保险个人缴费率的合理区间。在现行个人筹资分担比例，即个人筹资分担比例为 10%时，城镇职工在预测期内的个人缴费率为 0.1829%—0.4836%，远低于长期护理保险个人缴费率的合理区间范围。个人负担过低则会给其他筹资方带来过大的压力，因此，城镇职工可以在目标个人缴费率水平约束下提高个人筹资分担比例。

表 7：城镇职工长期护理保险不同个人筹资分担比例情况下的人均缴费额及个人缴费率

年份	$f_1 = 5\%$		$f_1 = 10\%$		$f_1 = 15\%$	
	人均缴费额 (元)	个人负担 (%)	人均缴费额 (元)	个人负担 (%)	人均缴费额 (元)	个人负担 (%)
2022 年	73.62	0.0915	147.25	0.1829	220.87	0.2744
2025 年	91.36	0.0966	182.71	0.1933	274.07	0.2899
2030 年	136.86	0.1108	273.72	0.2216	410.59	0.3323

2035年	368.75	0.2418	737.49	0.4836	1106.24	0.7254
-------	--------	--------	--------	--------	---------	--------

续表 7：城镇职工长期护理保险不同个人筹资分担比例情况的人均缴费额及个人缴费率

年份	$f_1 = 20\%$		$f_1 = 25\%$		$f_1 = 30\%$	
	人均缴费额(元)	个人缴费率(%)	人均缴费额(元)	个人缴费率(%)	人均缴费额(元)	个人缴费率(%)
2022年	294.49	0.3658	368.11	0.4573	441.74	0.5487
2025年	365.43	0.3866	456.78	0.4832	548.14	0.5799
2030年	547.45	0.4431	684.31	0.5539	821.17	0.6647
2035年	1474.99	0.9672	1843.74	1.2090	2212.48	1.4509

不同个人筹资分担比例情况下的城镇职工长期护理保险个人缴费率如图 3 所示。由此看出，城镇职工个人筹资分担比例为 5%、10% 和 15% 的情况下，整个预测期间内城镇职工的个人缴费率均在合理区间范围以下，个人缴费率过低可能会给财政、医保基金带来压力；个人筹资分担比例为 20% 时，2034 年、2035 年的个人缴费率分别为 0.8058%、0.9672%，高于 0.75%，但仍在合理负担范围内；个人筹资分担比例为 25%、30% 时，个人缴费率会在预测中后期超过长期护理保险个人缴费率合理区间。因此，在不考虑其他筹资方的负担能力的情况下，个人筹资分担比例由现行的 10%，向上调整至 20% 时，城镇职工的长期护理保险个人缴费率依然在合理范围内。但是，根据医保发〔2020〕37 号文件要求“对符合规定的护理服务费用，长期护理保险的基金支付水平总体控制在 70% 左右”，个人自付部分已占 30% 的份额，个人筹资分担比例不应过高。同时，兼顾前文测算的城镇居民的筹资分担比例的合理范围，结合我国推进公共服务均等化的进程，本文建议我国城镇职工的筹资分担比例可由现行的 10%，向上调整至 15% 左右的水平为宜，最高不可超过 20%。

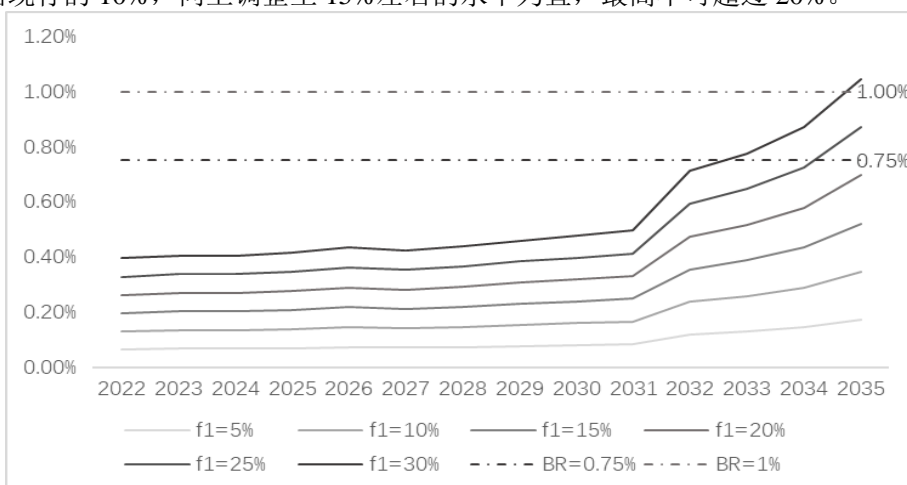


图 3：城镇职工长期护理保险不同个人筹资分担比例情况下的个人缴费率

（二）基于独立设险原则的长护险制度的合理性

医保发〔2020〕37号文件中明确提出，长期护理保险坚持独立运行，着眼于建立独立险种，独立设计、独立推进。可见，我国长护险在筹资机制方面试图朝着增强独立性和稳定性方向发展。若我国长期护理保险制度，以独立险种成为社会保险第六险，则除个人筹资分担长期护理保险基金支出外，长期护理保险支出的增加主要依靠财政补贴。参考以往长期护理保险制度关于财政支出的测算研究，借鉴 OECD 国家的经验，政府承担 30% 的长期护理费用的比例是普遍趋势(李新平和朱铭来, 2018)。假定我国财政对长期护理保险制度支出补贴比例的上限为 30%，基于前文测算的长期护理需求规模，计算得到财政补贴和财政负担的上限，如表 8 所示。接下来分别测算个人筹资分担比例为 5%、10%、15%、20%、25% 及 30% 时，财政补贴的总规模及财政负担，以此分析基于独立原则建立的长期护理保险制度的合理性。

表 8：财政对长期护理保险制度的补贴规模和财政负担上限

年份	财政补贴规模上限（亿元）		财政负担上限	
	城镇居民	城镇职工	城镇居民	城镇职工
2022 年	2057.45	1637.52	1.0169%	0.8093%
2025 年	2622.03	2086.86	1.1848%	0.9430%
2030 年	4059.91	3237.09	1.6052%	1.2799%
2035 年	11305.76	9018.52	3.9733%	3.1695%

1. 基于独立设险原则的长护险制度的财政规模

城镇居民、城镇职工在不同个人筹资分担比例情况下的长期护理保险财政补贴规模及增长率分别如图 4（左）、图 4（右）所示。在同一筹资分担比例下，两类人群的财政补贴规模变化趋势一致，2022—2032 年间均呈现波动上升的趋势，2032—2035 年增速放缓。预测期初，城镇居民的财政补贴总体规模高于城镇职工，2028 年后，城镇职工的财政补贴规模开始超过城镇居民。在同一个人筹资分担比例下，预测期内城镇职工的年均财政补贴规模均高于城镇居民，如在个人筹资分担比例为 10% 时，城镇居民的年均财政补贴为 10733.25 亿元，城镇职工为 11676.16 亿元，约为城镇居民的 1.09 倍。

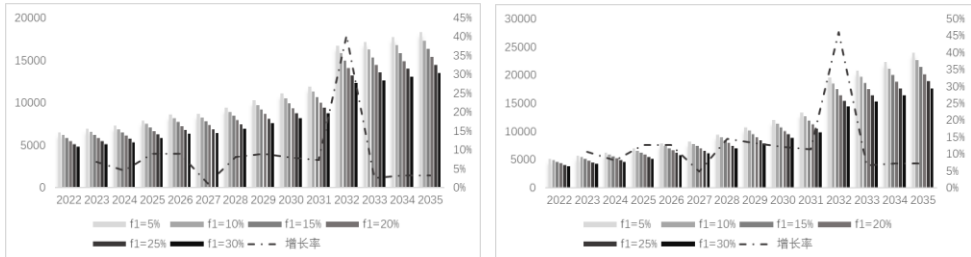


图 4：城镇居民（左）、城镇职工（右）不同个人筹资分担比例情况下财政负担（亿元）及增长率

2. 基于独立设险原则的长护险制度的财政负担

长期护理保险制度的财政负担用长期护理保险制度的财政补贴规模占当年财政支出的比重表示。表 9、表 10 分别列示了我国城镇居民、城镇职工长期护理保险不

同个人筹资分担比例情况下的财政负担。按前文测算，预测期内城镇居民的财政负担限额为 1.0169%—3.9733%，城镇职工为 0.8093%—3.1695%。

前文得出我国现行试点政策下，我国现行城镇居民、城镇职工长期护理保险的个人筹资分担比例约为长期护理需求基金支出的 10%，预测期间内两类人群的财政负担范围为 2.2880%—4.5653%、1.8210%—5.9837%，高出前文测算的财政负担合理范围。若进一步将个人筹资分担比例提高至 15%，两类人群的财政负担压力会略微减轻至 2.161%—4.312%、1.7198%—5.6513%，但仍高于政府应负担的长期护理费用限额。若要实现长期护理保险制度的独立筹资，且将财政负担率维持在合理的范围内，只能进一步提高个人筹资分担比例。城镇职工在任何个人筹资分担比例下，财政负担率均高出本文设定的负担限额，城镇居民在个人筹资分担比例为 25%、30% 时，在预测期间内能够保持财政负担率在合理范围内。但是前文测算城镇居民的个人筹资分担比例超过 15% 时，将会导致个人分担过重。因此，城镇居民长期护理保险制度若立即实行独立建账、单独核算，将给财政带来巨大压力，不可持续。

表 9：城镇居民长期护理保险不同个人筹资分担比例情况下的财政负担率

年份	$f_1 = 5\%$	$f_1 = 10\%$	$f_1 = 15\%$	$f_1 = 20\%$	$f_1 = 25\%$	$f_1 = 30\%$
2022 年	2.415%	2.2880%	2.161%	2.0337%	1.9066%	1.7795%
2025 年	2.683%	2.5416%	2.400%	2.2592%	2.1180%	1.9768%
2030 年	3.292%	3.1183%	2.945%	2.7719%	2.5986%	2.4254%
2035 年	4.819%	4.5653%	4.312%	4.0580%	3.8044%	3.5508%

表 10：城镇职工长期护理保险不同个人筹资分担比例情况下的财政负担率

年份	$f_1 = 5\%$	$f_1 = 10\%$	$f_1 = 15\%$	$f_1 = 20\%$	$f_1 = 25\%$	$f_1 = 30\%$
2022 年	1.9221%	1.8210%	1.7198%	1.6186%	1.5175%	1.4163%
2025 年	2.3707%	2.2459%	2.1212%	1.9964%	1.8716%	1.7468%
2030 年	3.5605%	3.3731%	3.1857%	2.9983%	2.8109%	2.6235%
2035 年	6.3161%	5.9837%	5.6513%	5.3188%	4.9864%	4.6540%

虽然城镇职工的筹资比例较城镇居民仍有向上调整空间，但即使将城镇职工个人筹资分担比例提高至 20%，财政负担仍高于合理的财政负担限额。医保发〔2020〕37 号文件中提出单位和个人缴费原则上按同比例分担，起步阶段可从其缴纳的职工基本医疗保险费中划出，不增加单位负担。在此背景下，若城镇职工个人筹资分担比例提高至 20%，单位与个人缴费共同分担长期护理保险基金支出的 40%，预测期间的财政负担范围为 0.5665%—2.8361%，在财政负担的合理范围内，具备财务可持续性。但此时，城镇职工长护险个人自付部分比例略高，可考虑通过由职工

基本医疗保险个人账户代扣代缴的方式，减轻当期个人缴费负担，且代扣代缴的比例不应低于长期护理保险基金支出的 5%。

（三）依托医保基金的长护险制度的合理性

通过前文测算，本文以个人筹资分担比例为 10% 模拟我国现行长期护理保险政策下的个人筹资分担比例，则医保基金和财政补贴需要对长期护理保险基金支出的 90% 进行筹资。接下来，本文分别测算了医保基金筹资分担比例分别为 30%、45%、60% 和 90%，即财政补贴筹资分担比例分别为 60%、45%、30% 和 0% 时的医保基金负担率和财政负担，进一步分析依托医保基金建立长期护理保险制度的合理性，为我国长期护理保险的可持续性发展提出政策建议。

1. 医疗保险基金可持续性分析

本文分别用城镇居民医疗保险基金、城镇职工医疗保险统筹基金对长期护理保险基金划拨总额占当年医疗保险基金收入的比重，来表示城镇居民、城镇职工长期护理保险的医疗保险基金负担率（本文简称“医保负担率”），分别如图 5（左）、图 5（右）所示。城镇居民的医保负担率在预测期内总体上呈上升趋势。医保基金筹资分担比例为 30%、45% 时，医保基金的负担率较为适度，具有可持续性。当分担比例达到 60% 时，预测期末的医保基金的负担率已超过 1/2，可能会对医保基金的可持续性带来影响。当分担比例为 90%，即长期护理保险制度仅由个人和医保基金双方进行筹资时，则会给医保基金带来巨大的支付压力。

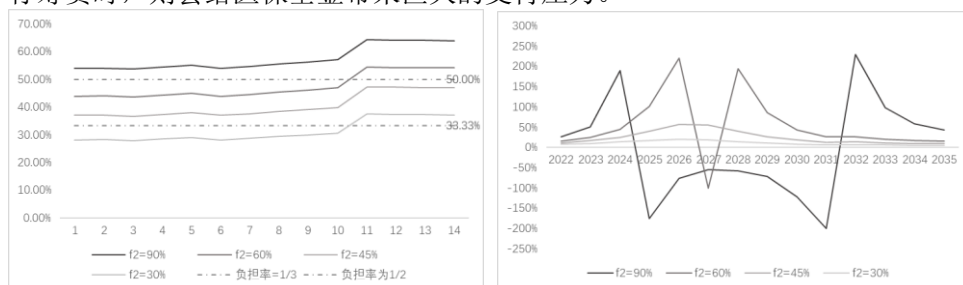


图 5：不同筹资分担比例下城镇居民（左）、城镇职工（右）长期护理保险的医疗保险基金负担率

（2）城镇职工医保负担率

预测期内，城镇职工医疗保险统筹基金的累计结余呈现先减少后略微提升的趋势，这可能是减税降费背景下，调整加权平均工资后的带来的影响。短期来看，在城镇职工医保基金筹资占比为 90%、60% 时，医保负担率波动较大且整体负担过高，医保基金累计结余分别在 2025—2031 年间与 2027 年前后出现负数将难以持续。在医保筹资比例为 45%、30% 时，医保基金负担率呈现先升高后降低的趋势，有能力维护长期护理保险的运行。但是根据已有研究，考虑城乡人口迁移情况下，我国的医疗保险职工基金统筹基金将会在 2036 年前后当期结余为负，且累计余额将在 2050 年前后由正转负(孙翎等, 2019)。因此，从中长期来看，长期护理保险制度过于依赖医疗保险统筹基金的划拨，将会在医保统筹基金面临赤字威胁时难以为继。因此，有必要未雨绸缪，通过划转个人账户资金或提高个人筹资比例等方式，尽快建立起长期护理保险基金独立账户。

2. 长期护理保险制度的财政负担

长期护理保险制度的财政负担由财政补贴长期护理保险规模占当年财政支出的比重表示，城镇居民、城镇职工长期护理保险制度的财政负担分别如图 6（左）、图 6（右）所示。在财政补贴筹资分担比例为 30% 时，城镇居民的长期护理保险的财政负担在整个预测期内，均在本文设定的财政负担率上限标准以下，财政能够维持长期护理保险制度的可持续性。在财政补贴的筹资分担比例为 45% 时，在预测的前期，城镇居民的财政负担率略高于本文设定的财政负担上限，但是在预测中后期则低于该上限，因此仍具有财政可持续性。当城镇居民长期护理保险的财政补贴分担比例超过 45% 时，将会给财政带来较大的负担。进一步测算发现，城镇居民财政补贴分担比例为 40% 时，财政负担率在合理范围内，且此时城镇居民医保负担率在 1/3—1/2 之间，处于较为适度的水平。

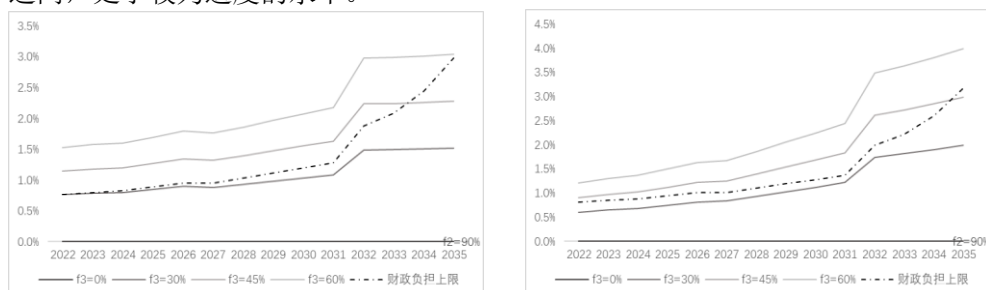


图 6：不同筹资分担比例情况下城镇居民（左）、城镇职工（右）长期护理保险制度的财政负担

在财政筹资分担比例为 45% 及以上水平时，城镇职工的财政负担超过了上限标准，将会给财政带来较大的压力；在该比例为 30% 时，财政负担率处于较低水平；但此时城镇职工医保基金的筹资分担比例为 60%，将会威胁城镇职工医保统筹基金的安全。同时，根据郝玉艳(2016)等学者的预测，我国城镇职工医保基金的累计结余将在 2050 年后出现缺口，则从中长期来看，长期护理保险制度对医疗保险基金的过度依赖，可能会对职工医保统筹基金的可持续性造成威胁，进而影响到长期护理保险制度的可持续性。进一步测算发现，当城镇职工的财政筹资分担比例为 40% 时，财政负担率仍在合理范围内，此时城镇职工医保统筹基金的筹资分担比例为 50%，若仍不能排除医保统筹基金中长期的潜在赤字威胁，可以考虑利用医保基金的个人账户部分进行筹资，或适当提高个人筹资分担比例。

五、研究结论及启示

本文基于医保办发〔2021〕37 号文件作为评估基础，对我国长期护理需求规模的测算及变化趋势进行预测进行分析，并着眼于《医保发〔2020〕37 号文件中的两条指导意见，即“长期护理保险基金管理参照现行社会保险基金有关制度执行，基金单独建账，单独核算”以及“对符合规定的护理服务费用，长期护理保险的基金支付水平总体控制在 70% 左右”，对现阶段我国城镇居民与城镇职工两类人群的长期护理保险制度筹资机制进行测算和分析，就不同筹资分担机制、分担比例情况下的个人支付压力、财政负担能力以及医保基金的可持续性进行分析。得到如下结论：

第一，就个人筹资分担比例与缴费负担的分析结果表明，现阶段，我国城镇职工与城镇居民两类人群的个人负担不大，城镇居民、城镇职工长期护理保险制度的

个人缴费率均处于较低水平，仍有向上调整空间，城镇居民的筹资分担比例的上限约为 15%，基于公共服务均等化、公平性考量，城镇职工的筹资分担比例以 15%为宜，且个人筹资分担比例 20%为上限。

第二，基于独立筹资原则的长护险制度的合理性分析表明，若我国立即推行长期护理保险制度实行独立筹资，城镇居民长期护理保险制度将会给财政带来巨大的负担，该制度将不可持续。城镇职工的筹资分担比例提高至 20%且单位与之同比例共同筹资时，该类人群的长期护理保险制度具备财务可持续性，但此时个人支付比例略高，可通过个人账户代扣代缴的方式减轻当期职工个人缴费压力，且代扣代缴的比例不应低于长期护理保险基金支出的 5%。为防止减税降费背景下给单位带来过多负担，起步阶段可从其缴纳的职工基本医疗保险费中划出。因此，长期护理保险制度试点阶段从职工基本医疗保险参保人群起步具有合理性。但是现阶段，全面建立我国长期护理保险制度独立、可持续的筹资机制仍有长路要走，距离“独立险种、独立设计、独立推进、独立运行”、“基金单独建账，单独核算”还有很大的差距，长期护理保险成为社会保险第六险，依然任重而道远。

第三，依托医保基金的长护险制度的合理性分析表明，短期内，依托医保基金建立城镇居民与城镇职工长期护理保险政策均会使得医保基金支出增加，但是城镇居民的长期护理保险制度若分担机制控制在合理范围内则不会威胁医保基金的可持续性，且不会给财政带来较大负担。在现行城镇职工个人筹资占比约为 10%的情况下，城镇职工长期护理保险制度难以在财政负担与医保负担之间寻找到平衡点，这种筹资分担机制略显捉襟见肘。且从中长期来看，我国城镇职工长期护理保险制度可能面临医保统筹资金赤字的威胁，将不可持续；但城镇居民长期护理保险制度依然可以依靠财政补贴维持可持续运行。

综上，短期内可以采用个人筹资、医保基金划转和财政补贴的多元筹资机制作为过渡。从中长期来看，长期护理保险制度过于依赖医疗保险统筹基金的划拨，将会在医保统筹基金面临赤字威胁时难以为继。因此，有必要未雨绸缪，通过划转个人账户资金或提高个人筹资比例等方式，尽快建立起长期护理保险基金独立累积账户。

参考文献

- [1]曹信邦, 陈强. 中国长期护理保险需求影响因素分析[J]. 中国人口科学, 2014, (04): 102-109.
- [2]陈璐, 范红丽. 我国失能老人长期护理保障融资制度研究——基于个人态度的视角[J]. 保险研究, 2014, (04): 110-120.
- [3]陈璐, 时晓爽. 中国长期护理保险基金需求规模预测[J]. 中国人口科学, 2021, (06): 54-67.
- [4]仇春涓, 关惠琳, 钱林义, 等. 长期护理保险的定价研究——基于xgboost算法及bp组合神经网络模型[J]. 保险研究, 2020, (12): 38-53.
- [5]褚福灵, 司絮. 突发疫情与城镇职工基本医疗保险基金支付风险预警——基于 covid-19干预下的情景分析[J]. 经济社会体制比较, 2022, (02): 85-98.
- [6]戴卫东. 中国长期护理保险制度构建研究[M]: 北京: 人民出版社, 2012.
- [7]丁志宏, 魏海伟. 中国城市老人购买长期护理保险意愿及其影响因素[J]. 人口研究, 2016, (06): 76-86.

- [8]高春兰, 班娟. 日本和韩国老年长期护理保险制度比较研究[J]. 人口与经济, 2013, (03): 104-110.
- [9]郝君富, 李心愉. 德国长期护理保险:制度设计、经济影响与启示[J]. 人口学刊, 2014, (02): 104-112.
- [10]郝玉艳. 医疗保险基金结余支付老年长期护理费用研究[D]: 上海工程技术大学, 2016.
- [11]何林广, 陈滔. 德国强制性长期护理保险概述及启示[J]. 软科学, 2006, (05): 55-58.
- [12]何文炯, 徐林荣, 傅可昂, 等. 基本医疗保险“系统老龄化”及其对策研究[J]. 中国人口科学, 2009, (02): 74-83.
- [13]江海霞, 郑翩翩, 高嘉敏, 等. 老年长期照护需求评估工具国际比较及启示[J]. 人口与发展, 2018, (03): 65-73.
- [14]荆涛, 邢慧霞, 万里虹, 等. 扩大长期护理保险试点对我国城镇职工医保基金可持续性的影响[J]. 保险研究, 2020, (11): 47-62.
- [15]荆涛, 杨舒, 谢桃方. 政策性长期护理保险定价研究——以北京市为例[J]. 保险研究, 2016, (09): 74-88.
- [16]李新平, 朱铭来. 护理保险在中国的探索[M]: 北京: 中国财政经济出版社出版社, 2018.
- [17]李新平, 朱铭来. 基于转移概率矩阵模型的失能老年人长期照护保险缴费率分析——以天津市为研究对象[J]. 人口与发展, 2019, (02): 11-19.
- [18]李亚青. 新型农村合作医疗财政补贴增长的精算分析[J]. 财经科学, 2016, (03): 90-102.
- [19]廖少宏, 王广州. 中国老年人口失能状况与变动趋势[J]. 中国人口科学, 2021, (01): 38-49.
- [20]刘欢. 长期护理社会保险筹资分担机制研究——以浙江省h市政策试点为例[J]. 社会保障研究, 2021, (02): 43-54.
- [21]刘锦丹, 吕伟波, 徐青, 等. 社区卫生服务中心家庭护理项目的成本核算[J]. 解放军护理杂志, 2010, (10): 736-738.
- [22]刘学良. 中国养老保险的收支缺口和可持续性研究[J]. 中国工业经济, 2014, (09): 25-37.
- [23]孟向京, 姜凯迪. 城镇化和乡城转移对未来中国城乡人口年龄结构的影响[J]. 人口研究, 2018, (02): 39-53.
- [24]彭雅君, 李文燕, 陈瑞华, 等. 急诊病房分级护理服务项目成本研究[J]. 护理学杂志, 2010, (02): 68-70.
- [25]石晨曦, 曾益. 破解养老金支付困境:中央调剂制度的效应分析[J]. 财贸经济, 2019, (02): 52-65.
- [26]史承明, 陈玉红, 熊小燕. 住院病人等级护理收费现状调查与分析[J]. 全科护理, 2011, (11): 1025.
- [27]孙洁, 蒋悦竹. 社会长期护理保险筹资机制理论分析框架[J]. 江西财经大学学报, 2018, (01): 59-68.
- [28]汤薇, 粟芳. 中国长期护理保险不同筹资模式研究[J]. 财经研究, 2021, (11): 34-48.
- [29]汤薇, 虞幸然, 粟芳. 中国长期护理保险的筹资调整机制及缴费负担[J]. 保险研

究, 2022, (11): 93-109.

[30]田勇. 中国长期护理保险财政负担能力研究——兼论依托医保的长期护理保险制度的合理性[J]. 社会保障研究, 2020, (01): 33-47.

[31]田勇, 殷俊. “依托医保”长期护理保险模式可持续性研究——基于城乡居民与城镇职工的比较[J]. 贵州财经大学学报, 2019, (02): 91-101.

[32]王广州. 中国人口预测方法及未来人口政策[J]. 财经智库, 2018, (03): 112-138.

[33]杨再贵. 机关事业单位工作人员养老保险精算报告[M]: 北京: 光明日报出版社, 2021.

[34]杨再贵, 石晨曦. 中国城镇企业职工统筹账户养老金的财政负担[J]. 经济科学, 2016, (02): 42-52.

[35]于潇, 赵毅博. 日本介护保险制度下的老年护理服务介绍[J]. 人口学刊, 2014, (03): 25-32.

[36]张车伟等. 中国人口与劳动问题报告no.16[M]: 北京: 社会科学文献出版社, 2015.

[37]张连增, 杨婧. 连续时间马尔可夫链在寿险精算多状态模型中的应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (02): 113-124.

[38]张琳, 汤薇. 基于非齐次markov模型的长期护理保险定价研究[J]. 保险研究, 2020, (07): 108-121.

[39]郑伟, 姚奕, 刘子宁, 等. 长期护理保险制度的评估框架及应用:基于三个案例的分析[J]. 保险研究, 2020, (10): 65-78.

[40]周皓. 中国人口流动模式的稳定性及启示——基于第七次全国人口普查公报数据的思考[J]. 中国人口科学, 2021, (03): 28-41.

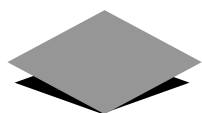
[41]胡宏伟, 李延宇. 中国农村失能老年人照护需求与成本压力研究[J]. 中国人口科学, 2021, (03): 98-111.

[42]景跃军, 李涵, 李元. 我国失能老人数量及其结构的定量预测分析[J]. 人口学刊, 2017, (06): 81-89.

[43]孙翎, 马晓玲, 申曙光. 城乡人口迁移对基本医疗保险统筹基金长期精算平衡的影响分析——基于分区域人口发展模型的研究[J]. 社会保障研究, 2019, (04): 61-77.

[44]王金营, 原新. 分城乡人口预测中乡-城人口转移技术处理及人口转移预测[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 2007, (03): 13-19.

[45]仙蜜花, 邓大松. 政府购买农村居家养老服务资金规模预测——兼论对政府财政的影响[J]. 财政研究, 2020, (09): 40-51.



3

农业与绿色保险

政策性农业保险对土地流转的激励效应研究

柴智慧、张晓夏¹

摘要：

高保险保障水平的农业保险作为推进农业现代化的重要工具，为土地流转市场促进土地规模化经营提供了风险保障。基于 2005-2020 年中国 30 个省（市、自治区）（统计数据未含港、澳、台地区，下同）的面板数据，使用双向固定效应模型实证检验了参与农作物保险对农户土地流转行为的影响。研究结果显示，农作物保险对引导土地流转市场具有正向激励作用，参与农作物保险会显著扩大土地流转面积 19.296 万公顷，提升土地流转率 1.427%；异质性分析表明，高保险密度、高保险深度的地区参与农作物保险对其增加土地流转面积的正向作用更为显著；机制分析表明，政策性农业保险通过促进土地规模经营，进而对土地流转面积产生积极影响。

关键词：农业保险，土地流转，激励效应

一、引言

现阶段，我国“三农”工作重心已转向全面推进乡村振兴，加快中国特色农业农村现代化进程。农业现代化的基本趋势是依靠广泛技术进步，在实现农业劳动力大批向非农业领域转移的基础上，减少农场总数，扩大农场规模，提高农业生产效率（韩朝华，2017）^[1]。如何走好具有中国特色的农业现代化道路？可行路径是适度规模经营，其一是土地规模经营，其二是服务规模经营（罗必良等，2018；胡凌啸，2018）^{[2]-[3]}。土地流转和规模经营是农业现代化的基础和前提（北京天则经济研究所《中国土地问题》课题组、张曙光，2010）^[4]，其中，土地流转是提高土地资源配置效率、提高农业生产率的有效途径（冒佩华等，2015）^[5]，土地流转的速度和程度关系到我国实现农业现代化的进程。截至 2020 年，全国已有 1474 个县（市、区）、2.2 万个乡镇建立农村土地经营权流转市场或服务中心，家庭承包耕地土地经营权流转面积超过 5.32 亿亩，占家庭承包经营耕地面积的 34.08%，占我国耕地面积的 27.74%。²然而，在我国土地流转率已超过 1/3 的现实情况下，农业适度规模经营的趋势没有出现，

¹ 柴智慧，内蒙古农业大学经济管理学院副教授。张晓夏，内蒙古农业大学经济管理学院硕士研究生。

² 数据来源：http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202109/t20210923_6377456.htm。

土地流转市场发育依旧缓慢且地区差异显著（匡远配等，2018）^[6]。根据第三次全国农业普查数据，2016年我国有20743万农业经营户，其中仅有398万规模农业经营户，小农户占比高达98.08%，小农户从业人员占农业从业人员90%，小农户经营耕地面积占总耕地面积的70%；我国现有农户2.3亿户，户均经营规模7.8亩，经营规模在10亩以下的农户约有2.1亿户。在未来较长时期内，“大国小农”是我国的基本国情农情，农业家庭经营占主导地位，农业的主体是小农户，但尊重农户自身意愿并借助市场力量实现农地经营规模的逐步集中已是顶层设计的基本共识（倪国华等，2015）^[7]。

伴随土地流转率的缓慢提高，近年来农业保险在中共中央、国务院自2004年以来19个一号文件、2013年实施的《农业保险条例》和2019年财政部等四部委联合印发的《关于加快农业保险高质量发展的指导意见》（财金〔2019〕102号，以下简称《指导意见》）等一系列政策支持下，我国已成为全球农业保险保费规模最大的国家；2021年我国农业保险保费收入965.18亿元，同比增长18.4%，为1.88亿户次农户提供风险保障共计4.78万亿元（庾国柱等，2022）^[8]。“十三五”时期，农业保险是各地推进脱贫攻坚工作（张伟等，2020；黄颖等，2021）^{[9]-[10]}、实施乡村振兴战略（冯文丽等，2020）^[11]和保障国家粮食安全的重要工具（江生忠等，2021）^[12]。如图1所示，2007-2020年，我国土地流转市场和农业保险市场具有基本一致的成长趋势；农业保险保费收入由2007年的53亿元增长至2020年的815亿元，年复合增长率23.34%，保险保障水平由2.31%提高到29.97%，年复合增长率23.34%，土地流转率由5.24%提高到21.78%，年复合增长率15.49%。¹因此，从宏观上看，在过往十多年我国农业保险和土地流转两类市场的相同变动轨迹似乎可以反映二者具有一定相关关系，农业保险政策可为土地流转市场培育提供风险保障，但这类激励作用是否存在尚需要严谨规范的实证检验。

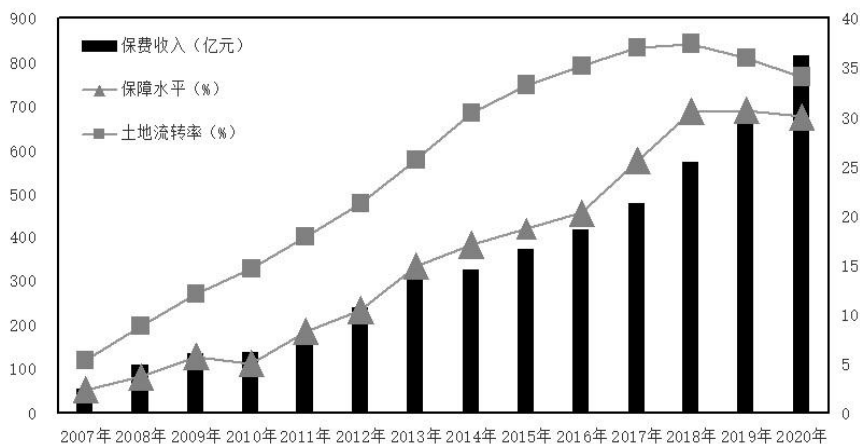


图1 2007年-2020年中国农业保险保费收入、保障水平和土地流转率

注：保障水平=保险金额/农林牧渔业总产值；土地流转率=家庭承包经营耕地流转面积/家庭承包经营耕地总面积。

¹ 数据来源：《中国保险年鉴》、《中国农村经营管理统计年报》。

目前,国内外学者有关农业保险影响农户在农业生产中土地要素配置行为的研究成果已比较丰富,但有关参与保险如何影响农户土地流转行为的研究尚比较少。与已有研究相比较,本文的边际贡献在于:拓宽国内理论界有关农业保险作用的研究视角,以往较多关注农业保险对被保险人生产要素尤其是农用化学要素配置、技术采用等行为的影响,本研究将农业保险政策和农地流转市场培育相融合。在应用价值层面,在中国农业保险正向高质量发展转型时,本文研究结论可为政府进一步优化农业保险政策以支持土地流转市场培育提供决策参考。

本文余下部分结构安排如下:第二部分是文献回顾;第三部分是实证设计,主要介绍政策性农业保险试点推广过程及本研究采用的数据、方法;第四部分是实证结果分析;第五部分是结论和政策启示。

二、文献综述

近年来,有关农业保险是否会对农户在农业生产中的土地资源配置行为产生影响是国内外农业保险理论界和实务界的研究热点,研究内容一般有二:一是在扩展边际方面,分析农业保险是否会激励农户扩大土地经营规模,普遍认为农户因有保险提供风险保障会促使其扩大农业生产规模;二是在集约边际方面,分析农业保险是否会影响农户在农业生产中的农作物种植结构,结果发现农户因有保险提供风险保障会促使其调整农业生产结构。

关于农业保险激励农户新增土地以扩大经营规模,国内外学者指出参保农户的新增土地多是低质量且对环境较为敏感的边际土地。Keeton 等(1999)^[13]通过研究1978年-1982年和1988年-1992年两个时期美国农业保险对其六种主要农作物种植面积变化的影响,结果发现保险会激励农户扩大种植面积,而新增耕地多位于高风险区域,进一步指出农业保险使得20世纪80年代美国共有5000万英亩的额外耕地投入到农业生产中。LaFrance 等(2001)^[14]的研究表明,只有在精算相当公平且完全根据风险划分的保险合同下,农户才不会改变其对土地的利用;然而在更为普遍的混合保险合同下,农业保险将会诱使农户在低效率土地上从事农业生产(Wu 等,2001)^[15],这会对环境产生不利影响,而财政补贴只会加剧这一现象。Claassen 等(2005)^[16]认为1992年-1997年联邦政府对农业保险的保费补贴虽然会使农作物种植面积增加190万英亩,增幅约为0.6%,但新增耕地多是低质量且对环境极为敏感的土地。Lubowski 等(2006)^[17]实证研究发现1994年美国《联邦农作物保险改革法》大幅度提高保费补贴的政策会使得1997年美国农作物种植面积增加250万英亩,大约0.82%的增幅,其中,有180万英亩来自于不适宜耕作的土地或者濒危物种的栖息地,约有32%属于极易被侵蚀的土地,由此使得美国1997年的风蚀和水蚀分别增加1.4和0.9个百分点。Walters 等(2012)^[18]认为农作物保险会显著影响农户的土地分配决策,但其作用较小。Faber 等(2012)^[19]指出农作物价格的上升和不受限制的农业保险补贴已经导致在2008年-2011年期间约有2368万英亩草地、林地、湿地等具有环境敏感型特点的动物栖息地被转换为耕种农作物;从作物类型看,约有843万英亩被用于种植玉米,562万英亩被用于种植大豆,518万英亩被用于种植冬小麦。Capitanio 等(2014)^[20]也认为农业保险会促使农户将边际耕地、环境脆弱型耕地纳入到农业生产中。Tronstad 等(2014)^[21]基于县域层面的数据,指出美国的农作物保险政策正影响其棉花带的生产,棉花生产正由以往低风险、高产量、高质量的县域向高风险、低产量、低质量的县域转变。Miao 等(2016)^[22]认为,从理论上讲,农

作物保险补贴会诱使具有高产量风险的土地进入农业生产，而具有相同平均生产率和低产量风险的土地则会被排除在外；实证结果显示：1987~2006年期间，在美国17个县，如果农作物保险没有政府保费补贴，则会有0.05%-3.3%的草地（约26000-157900英亩）不被转换为耕地。Claassen等（2017）^[23]认为农作物保险对农户将非农耕地流转为农业用地的影响较小，但其对农户耕种何种农作物具有显著性影响，具体而言，农作物收入保险使农田面积仅增加0.18%，使牧场面积和休耕地面积分别减少1.07%和0.23%，使用于持续性耕种玉米和大豆的农田的面积分别增加4.07%和3.29%，使用于持续性耕种小麦的农田的面积减少14.4%。然而，Burns等（2018）^[24]基于美国2007~2012年的农业普查面板数据研究农户参与农作物保险对其扩大经营规模的影响，结果显示：参与保险（用支付更高的净保费或参与率衡量）并未对农户扩大规模和退出经营产生显著性作用，而在参与土地休耕保护计划（CRP）较多的县域则会发现农户扩大经营规模。目前，国内学者对农业保险如何影响农户土地要素配置行为的研究从理论层面的探讨较多，认为农业保险具有耕种外延扩张的规模效应（张伟等，2012）^[25]，其会使农户将环境敏感型耕地纳入农业生产。方伶俐等（2008）^[26]认为农业保险会明显导致粗放边际扩张，尤其是在较现实的混同均衡精算公平农业保险制度下，农户将会把无农业保险时闲置的、边际质量更低劣的土地投入农业生产。罗向明等（2011）^[27]认为较高的财政补贴可以降低农业保险的进入门槛，使大多数农户都能享受保险保障；较高的保险保障水平和补贴比例会诱使农户将原先因风险过大而弃耕的土地（即劣等地）重新耕作，进而使农业有效播种面积增加。马九杰等（2021）^[28]指出农业保险发展能够推动区域内农业规模化经营。梁超等（2022）^[29]基于华中三省1045户农户调研数据，发现虽然流入土地的农户会有更大的可能性参保，但农业保险并没有促进土地流转，可能的原因是保险保障水平较低，不足激励一般农户扩大经营规模，但异质性分析表明农业保险确实促进了高收入农户的经营规模扩大。

关于农业保险促使农户调整生产结构，国内外学者认为因保险会降低种植农作物的风险而使农户改变种植结构，这与农户所处地理区域、农业生产条件、农作物属性、保险保障水平、保险保费补贴、未来预期收益等一系列因素紧密相关；具体而言，农业保险会促使农户减少低保障、低补贴而增加高保障、高补贴农作物的种植面积。Turvey（1992）^[30]发现政府在对农作物保险保费补贴前，农户玉米和大豆的种植面积比例分别为6%和60%，财政补贴后则为玉米60%和大豆40%，故农作物保险补贴会激励农户高风险种植行为。Wu（1999）^[31]认为如果农户可参与农作物保险，则会使玉米种植面积增加5%~27%。Young等（2001）^[32]指出保险参与会使农户作物种植面积增加0.4%，大约96万英亩，其中，小麦和玉米约占新增面积的75%。Goodwin等（2004）^[33]认为农作物保险会显著影响农户的作物种植面积分配，但作用较小，且会因作物和地区而改变；例如，若保险保费降低30%，则会使得美国北部平原地区的大麦的种植面积增加1%，中西部地区的玉米增加0.28%~0.49%。Seo等（2005）^[34]发现联邦农业风险管理政策使农户在农业生产中的棉花种植面积增加94%~144%，高粱种植面积减少50%。Karlán等（2014）^[35]指出加纳农户参与降雨指数保险会使其扩大农作物种植面积，如玉米种植面积增加9%。Deryugina等（2017）^[36]认为农户参与保险会使耗水量较大的棉花作物的种植面积扩大，参保耕地每增加1%会使棉花参保面积扩大9.56万英亩（0.624%）。Yu等（2018）^[37]指出保险保费补贴增加10%，会使一个县一种农作物的种植面积增加约0.43%。Hill等（2019）^[38]

以孟加拉国为例进行随机控制试验,发现现在 aman 水稻种植季节(雨季,每年6月至11月中旬),农户参与指数保险会使其水稻的耕种面积增加约20%。目前,国内学者对农业保险如何影响农户农作物种植行为的研究多是实证分析。张跃华等(2006)^[39]对上海市水稻保险的调查,发现受低保障程度影响,参与保险后仅有2.3%的农户增加粮食种植面积。Cai(2016)^[40]认为保险参与会使农户扩大可参保作物的生产,烟叶生产大约增加16%。徐斌等(2016)^[41]指出保障程度欠缺导致参与保险对提升农户的种粮意愿作用不大。方蕊等(2019)^[42]发现“保险+期货”试点可以有效提高农户种粮积极性。任天驰和杨纳华(2020)^[43]基于全国第三次农业普查10270户微观数据,发现在参与保险后,经营面积10亩以下农户多选择“调面积”,10~50亩的农户则选择“调结构”;分作物看,农户对经济作物表现出“冒进”的生产决策,对粮食作物则相对“保守”;农业保险参与会使小农户种植结构趋向“非粮化”,促使经济作物种植专业化;在作用机制上,农业保险主要通过开荒复垦促使小农户扩大经营规模。

基于以上不完全的文献回顾可知:国内外学者均高度重视农业保险如何影响农户农业生产中的土地资源配资行为,均指出尽管作用较小,但参与保险的确激励农户重新配置土地资源,尤其是扩大经营规模或调整生产结构,且认为农户多是将边际土地投入生产,但并未回答农户“土地来源”这一深层次问题。事实上,除去将荒地以及各类环境敏感型土地开垦耕种以外,通过在流转市场转入土地也是农户扩大生产边界的途径之一。鉴于此,本文基于宏观时序数据,实证检验农业保险政策推广对土地流转市场培育有无作用、作用大小以及不同时期、不同地区的保险政策对土地流转影响的异质性。

三、背景介绍和理论分析

(一) 政策性农业保险的渐进性试点推广

我国政策性农业保险的试点推广是按照时间逐渐递进。如图2所示,政策性农业保险于2007年首先在吉林、内蒙古等6个省份试点,2012年中央财政农业保险保费补贴险种的补贴区域扩大至全国,在由点到面的复制推广过程中,农业保险具有“低保障、广覆盖”的特点,主要是为农业经营主体在农业生产中的直接物化成本提供风险保障,其中种植业保险的保险金额包括种子、化肥、农药、机耕、灌溉、地膜六项。

伴随农业保险市场的扩大和农业生产经营形势的变化,农业保险产品和服务不适应的问题也逐步显现,农户特别是规模经营农户的风险保障需求不能得到有效满足(庹国柱,2018;张伟等,2018)^{[44]-[45]};典型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,如三大粮食作物每亩约400元的保额与每亩1000元以上的生产成本及发达国家保障收入的标准仍有较大差距。¹鉴于此,2017年4月26日召开的国务院常务会议决定,2017-2018两年在13个粮食主产省选择200个产粮大县,以水稻、小麦、玉米三大粮食作物为标的,在面向全体农户的基本险基础上,

¹ 资料来源:周延礼委员:大力发展农业保险服务乡村振兴[EB/OL].(2019-03-09).
http://m.cfbond.com/zclb/detail/20190309/1000200000020311552052524576427248_1.html?ivk_sa=1023197a。

针对种田大户、家庭农场等适度规模经营主体试点保障金额覆盖“直接物化成本+地租”的专属农业大灾保险产品；在财政部和农业部办公厅于 2017 年 5 月分别印发《关于在粮食主产省开展大灾保险试点的通知》（财金〔2017〕43 号）和《关于做好粮食主产省农业大灾保险试点工作有关事宜的通知》（农办财〔2017〕38 号）后，13 个省的农业大灾保险试点方案也陆续出台；据农共体统计，在 200 个县中，与传统农业保险产品相比较，90 个县的保额增加 50-100%，62 个县的保额增加 100-150%，28 个县的保额增加 150-200%，20 个县的保额增加 200% 以上。作为一项过渡性的试点政策，农业大灾保险于 2019 年扩大至 500 个产粮大县，且自 2022 年起予以取消，由完全成本保险或种植收入保险替代。

按照 2016 年以来中央一号文件有关农业保险“扩面、增品、提标”的要求，为进一步提升农业保险保障水平，推动农业保险转型升级，探索完善市场化的农业生产风险分散机制，财政部于 2018 年 8 月 20 日印发《关于开展三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点工作的通知》（财金〔2018〕93 号），2018-2020 年在内蒙古、辽宁等 6 个省份，每个省份选择 4 个产粮大县，面向规模经营农户和小农户，开展创新和完善农业保险政策试点，推动农业保险保障水平覆盖全部农业生产成本，或开展收入保险。试点保险标的为水稻、小麦、玉米三大主粮作物的完全成本保险和收入保险，其中完全成本保险即保险金额覆盖物质与服务费用、人工成本和土地成本等农业生产总成本，收入保险即保险金额体现农产品价格和产量，覆盖农业生产产值。从总体情况看，试点险种每亩保额对完全成本的覆盖率平均为 92.38%，保障水平较直接物化成本保险平均提高 0.85 倍，较大灾保险也有明显提升；2019-2020 年，6 个省份试点险种投保面积合计 2703.88 万亩，占试点地区粮食作物种植面积 3760.92 万亩的 71.89%，其中来自种粮大户、家庭农场、合作社等规模经营主体的投保面积 599.04 万亩，占总投保面积的 22.15%；投保农户合计 195.36 万户，出险农户获得赔款 12.68 亿元，简单赔付率为 80.31%，在受损程度相同的情况下，6 个省份完全成本保险亩均赔款高于直接物化成本保险 95.5%，高于大灾保险 22.83%，农户获得更高额的灾后损失补偿，农户受益度（理赔金额与自交保费之比）平均达到 12.16 倍（张宝海等，2021）^[46]。

为贯彻落实 2021 年中央一号文件“扩大稻谷、小麦、玉米三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点范围，支持有条件的省份降低产粮大县三大粮食作物农业保险保费县级补贴比例”的要求，2021 年 6 月 24 日，财政部、农业农村部、银保监会联合印发《关于扩大三大粮食作物完全成本保险和种植收入保险实施范围的通知》（财金〔2021〕49 号），实施地区为 13 个粮食主产省份的产粮大县，其中 2021 年纳入补贴范围的实施县数不超过省内产粮大县总数的 60%，2022 年实现实施地区产粮大县全覆盖；原则上，完全成本保险或种植收入保险的保障水平不高于相应品种种植收入的 80%。

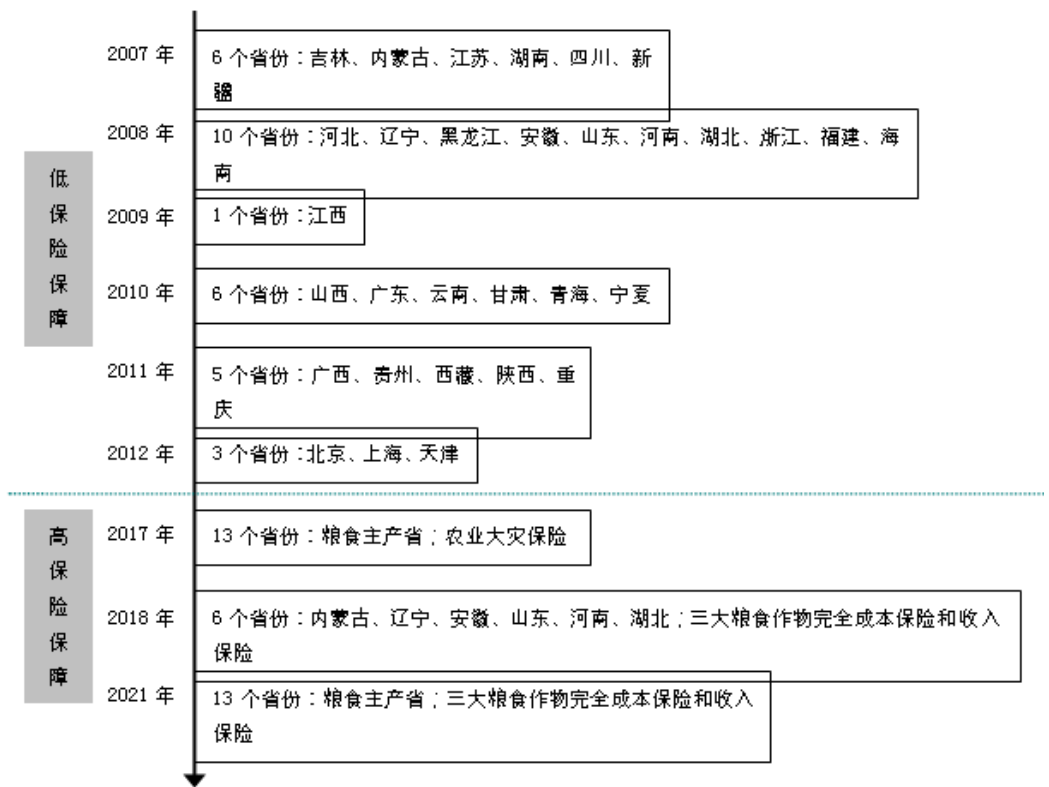


图2 我国政策性农业保险由低保障到高保障的渐进性试点推广过程

（二）理论分析和假说提出

政策性农业保险推广有助于推进农户规模化经营。一方面，保险为农户提供一个市场化的风险转移工具，其可以将农业风险外部化，故参与保险可以降低农户专业化生产或者规模化生产面临的风险，由此可能激励其进一步扩大生产边界；另一方面，现阶段我国农业保险尤其是种植业保险的可保品种主要集中在大田作物，较为符合种田大户等规模经营主体的需求；同时，农业保险保障水平的逐步提升也为各类主体扩大经营规模提供了较高的风险转嫁服务。以美国为例，Kim等（2020）^[47]基于堪萨斯州的调查，发现参与联邦农作物保险会使农户退出农业经营的可能性降低约13.5%~16.1%；Shi等（2020）^[48]以美国加利福尼亚州五类特种作物为例，基于1980~2017年县域层面数据研究参与特种作物保险对农户生产面积和产量的影响，结果显示：参与保险会使农户根据气候和土壤条件改变生产行为，其中道德风险效应表现之一为农户增加耕种面积，尽管作用较小；Azzama等（2021）^[49]基于长期竞争均衡理论的分析表明政府财政补贴农作物保险会导致农场数量更少，但规模更大。在国内，刘亚洲和钟甫宁（2019）^[50]指出大规模农户因种植农作物品种相对单一、专业化程度高导致其收入来源也较为单一，而农业保险则可为其提供风险管理。

综上所述：推进农业现代化需要农地经营规模化，而农业保险尤其是覆盖范围广、保险种类全、保障水平高的农业保险则有利于为农户提供充足的风险保障服务，

由此激励农户进一步扩大经营规模，土地流转则是可选择的重要途径。因此，农业保险对土地流转的作用机制如图 3 所示。另外，国际经验表明：农业保险市场规模大的国家或地区，其农业经营规模也比较大；反之亦然。据此，本文提出以下两个研究假说：

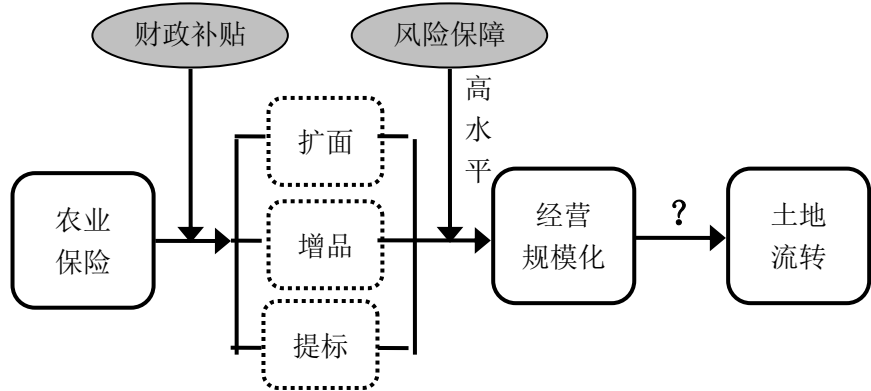


图 3 农业保险对土地流转的影响机制

假说 1：具有渐进式改革特点的政策性农业保险试点推广会促进地区土地流转。

假说 2：各地土地流转市场会因其政策农业保险的发展程度而存在异质性；其中，保险深度越深、密度越大的地区，土地流转面积则越大。

假说 3：政策性农业保险试点推广有助于推进农户规模化经营，进而扩大土地流转面积。

四、研究设计

（一）数据来源

本文实证部分选取 2005~2020 年中国省级面板数据，包含 30 个省市自治区，因西藏部分数据缺失，故予以剔除；其中，政策性农业保险数据来自《中国保险年鉴》，土地流转数据来自《中国农村经营管理统计年报》，影响土地流转的各类因素的数据来自《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》等。

（二）模型设定

双向固定效应模型是既存在“个体效应”又存在“时间效应”的模型，由于本文采取 30 省数据，时间跨度为 16 年，因此本文数据属于面板计量模型中“大 N 小 T”的平衡短面板数据，对于平衡短面板数据，通常使用固定效应模型。针对本文研究的问题，由于各省的情况不同，可能存在不随时间而变的遗漏变量，即存在“个体效应”，也可能存在不随个体异质性变化的“时间效应”，因此，本文构建如下双向固定效应模型：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Insu_{it} + \alpha_2 X_{it} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中， i 表示省份， $i = 1, 2, \dots, 30$ ； t 代表年份， $t = 2005, 2006, \dots, 2020$ ； y_{it} 是被解释变量，表示第 i 个省份在 t 时间的土地流转情况； $Insu_{it}$ 是核心解释变量，表示第 i 个省份在 t 时间的政策性农业保险参与情况，若是，则取值为 1，否则取值

为 0； X_{it} 表示一系列控制变量； δ_t 表示年份固定效应，用以控制时间趋势的影响。 φ_i 表示省份固定效应，用以控制省级层面不随时间变化的因素对土地流转的影响。 ε_{it} 表示随机扰动项。

（三）变量描述

1.被解释变量。由于本文考察农业保险政策对土地流转市场的作用，借鉴已有研究（钱文荣等，2022；杨青等，2022）^{[51]-[52]}，侧重于土地流转规模，通常选取土地流转面积指标进行衡量，即各地区进入流转市场的土地面积。

2.核心解释变量。是否参与农业保险政策虚拟变量，若参与则取值为 1，否则取值为 0。

3.控制变量。根据学界对土地流转影响因素的研究，本文主要考虑农业保险赔款、农作物受灾面积、农作物总种植面积、农业就业人员比重、城镇化率、农业机械化水平、农村居民人均可支配收入、农村居民人均经营性纯收入占比等。

实证模型中有关变量的定义及描述性统计量如表 1 所示。

表 1 变量定义和描述性统计

类别	变量	变量定义及赋值	样本数	均值	标准差	最小值
被解释变量	土地流转面积	进入流转市场的土地面积（万公顷）	480	68.59	81.863	0.602
核心解释变量	是否参与农业保险政策 Insu	是=1，否=0	480	0.577	0.495	0
	农业保险赔款	单位：亿元	480	6.625	9.022	0
	农作物受灾面积	单位：万公顷	480	102.676	96.467	0.16
控制变量	农作物总种植面积	单位：万公顷	480	540.005	367.652	8.855
	农业就业人员比重	一产就业人员/全社会就业人员	480	35.216	15.337	1.965
	城镇化率	城镇人口/总人口	480	55.165	14.006	26.87
	农业机械化水平	农业机械总动力（万千瓦）	480	3127.865	2822.875	93.97

农村居民人均可支配收入	单位：元	480	9695.43	5935.685	1876.958
农村居民人均经营性纯收入占比	经营性纯收入支配收入	480	49.852	23.687	8.028

五、实证分析

（一）农业保险政策对土地流转面积的基准回归

表 2 报告了农业保险政策影响土地流转面积的基准回归结果。第（1）列是控制省份和时间固定效应后的回归结果，可见 *Insu* 的回归系数在 1% 的水平上显著为正，说明在不控制其他影响因素的情况下，参与农业保险政策会显著促进土地流转面积增长。第（2）列是加入控制变量后的回归结果，可见 *Insu* 的回归系数亦在 1% 的水平上显著为正，由此可知，参与农业保险政策使进入流转市场的土地面积增加 19.296 万公顷，即参与农业保险政策会显著扩大土地流转面积，假说 1 得证。

在控制变量中，由于农户流转行为具有一定惯性，当年流转面积变化可能受上一期因素的影响，故本文将控制变量中农业保险赔款及农作物受灾面积进行滞后一期处理。结果显示：农业保险赔款、农业机械化水平和农村居民人均经营性纯收入占比对土地流转面积均存在显著的正向作用，农业保险赔款代表往期风险保障水平，农业保险政策实施以后，其系数显著为正，原因是随着农业保险政策渐进式改革与发展，保险保障水平逐步提高，基本满足了农户流转土地的风险保障需求；而农业机械化水平可为农户进行土地流转提供技术及效率支撑；农业经营收入则提供充足的资金支持，收入越大越有利于农户扩大土地流转面积规模；农作物受灾面积与土地流转面积呈负相关，往期作物受灾面积扩大，可能会降低农户种植意愿，进而抑制土地进入流转市场。

表 2 农业保险政策影响土地流转面积的回归结果

变量	[1]	[2]
	土地流转面积	土地流转面积
<i>Insu</i>	19.8866*** (3.13)	19.2964*** (3.99)
L.农业保险赔款		2.9071*** (7.80)
L.农作物受灾面积		-0.0876*** (-3.53)
L.农作物总种植面积		0.0434

		(0.87)
农业就业人员比重		0.4354 (0.84)
城镇化率		1.6011 (1.55)
农业机械化水平		0.0096*** (3.34)
农村居民人均可支配收入		0.0008 (0.55)
农村居民人均经营性纯收入占比		1.5143*** (6.59)
省级固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
N	480	450
R ²	0.563	0.748

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著，括号内为t值，下同。

（二）内生性分析

为解决样本可能存在的遗漏变量和选择偏误等内生性问题，本文做以下检验。采用多期 DID 模型进行检验。根据中国农业保险政策升级及试点实施的具体时间，本文将样本区间划分为两段，构造多时期双重差分进行检验。具体而言，本文将样本均分为 2005—2012 年和 2013—2020 年两段，第一阶段是低保险保障水平下的农业保险保费补贴政策试点阶段；第二阶段是高保险保障水平下的农业大灾保险政策和三大粮食作物完全成本保险和收入保险政策试点阶段。具体模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Period}_{it} \times \text{Treat}_{it} + \beta_2 X_{it} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，设置地区维度的政策分组虚拟变量 Treat ，样本期间内参与农业保险政策试点的省份设置为处理组， Treat 赋值为 1，样本期间内未参与农业保险政策试点的省份设置为对照组， Treat 赋值为 0。设置时间维度的政策分期虚拟变量 Period ，样本在各期参与农业保险政策试点赋值为 1，否则为 0。构造 Treat 与 Period 的交互项 $\text{Treat} \times \text{Period}$ ，通过模型（2）进行检验，回归结果如表 3 第（1）、（2）所示。

表 3 多期双重差分回归结果

变量	[1]	[2]	[3]
	2005 年- 2012 年	2013 年- 2020 年	农业保险政策 倾斜强度
	土地流转 面积	土地流转 面积	土地流转 面积
Treat×Period	-2.4987 (-0.64)	20.9725*** (5.76)	26.4081*** (4.16)
L.农业保险赔款	1.5914** (2.01)	0.4410* (1.90)	2.9381*** (7.90)
L.农作物受灾面积	-0.0316* (-1.87)	-0.0209 (-1.01)	-0.0872*** (-3.52)
L.农作物总种植面积	0.3018*** (5.53)	-0.0736** (-2.25)	0.0554 (1.11)
农业就业人员比重	-0.9711* (-1.88)	0.1946 (0.42)	0.7144 (1.38)
城镇化率	2.5929** (2.13)	-0.3962 (-0.29)	1.6823 (1.63)
农业机械化水平	0.0291*** (6.73)	-0.0026 (-1.29)	0.0081*** (2.82)
农村居民人均可支配收	0.0084*** (3.66)	-0.0024 (-1.65)	0.0004 (0.27)
农村居民人均经营性纯收 占比	0.5640* (1.79)	0.4652** (1.99)	1.3741*** (5.97)
省级固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
N	210	210	450
R ²	0.731	0.616	0.749

第（1）列和第（2）列分别报告了 2005—2012 年和 2013—2020 年的回归结果，可见第二阶段 Treat×Period 的回归系数在 1% 的水平上显著为正。说明在处理样本遗

漏变量等内生性问题后，参与农业保险政策依然能够显著扩大土地流转面积 20.973 万公顷，与本文主要结论方向相一致。造成第一阶段不显著的原因可能是“农业大灾保险政策”和“三大粮食作物完全成本保险和收入保险政策”在扩大土地流转面积方面预期效果更为显著，且“农业大灾保险政策”和“三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点政策”相较“农业保险保费补贴政策”具有保险保障水平更高、保险责任范围更广、政策实施范围更大等特点。说明我国覆盖范围广、保障水平逐步提高的农业保险政策更有利于为农户提供充足的风险保障服务，激励农户扩大经营规模，进入土地流转市场。

此外，本文还从政策试点倾斜的角度构建了多期 DID 模型，以此来消除造成地区间政策倾斜强度不同的遗漏变量和选择偏误问题。具体地，本文将样本区内地区参与农业保险政策试点次数大于等于 2 的省份样本作为处理组，Treat 赋值为 1，将试点次数小于 2 的样本作为对照组，Treat 赋值为 0。与前文相同，设置时间维度的政策分期虚拟变量 Period，将样本在各期参与农业保险政策试点赋值为 1，否则为 0。构造 Treat 与 Period 的交互项 Treat×Period，通过模型（2）进行检验，结果如表 3 第（3）列所示。可见，Treat×Period 的回归系数在 1%的水平上显著为正，即与政策倾斜强度较低的地区相比，政策倾斜强度越大的地区土地流转面积增加了 26.408 万公顷，结果依旧与本文主回归结果相一致。

（三）异质性分析

地区本身具有异质性，不同地区在保险密度、保险深度、生产功能性质、经济发展水平、地理区域等个体特征上存在明显差异，这可能会导致个体产生不同的影响效果。保险密度和保险深度是地区异质性的重要特征，对于地区保险发展水平具有重要影响。为此，本文进一步探究农业保险政策对不同保险密度及深度地区土地流转面积的影响，引入保险密度（保费收入/农村人口）和保险深度（保费收入/第一产业增加值）变量，按照全样本保险密度、保险深度的平均数进行分组，将各省保险密度、保险深度的平均数大于全样本平均数的样本归入高组，其余样本归入低组，分组回归结果如表 4 所示：参与农业保险政策对不同保险密度及深度地区土地流转面积存在异质性，结果发现，参与农业保险政策使高保险密度、高保险深度地区进入流转市场的土地面积分别增加 32.697 万公顷、36.077 万公顷；促进低保险密度、低保险深度地区省份进入流转市场的土地面积分别增加 11.994 万公顷和 15.448 万公顷，均在 1%的水平上显著为正。说明保险密度、深度较高的地区对于较低地区土地流转面积具有更大程度的正向影响，假说 2 得到验证。可能的原因在于，自 2007 年国家推行农业保险政策以来，农业保险保障水平的逐步提升为农业经营主体扩大经营规模提供了较高的风险保障，有效化解农业风险给农业生产者带来的不确定因素，农业保险发展水平显著促进了土地流转规模的扩大，在一定程度上提高了农户流转积极性。

表 4 农业保险政策对不同保险密度及深度地区土地流转面积的影响

变量	土地流转面积			
	高保险密度	低保险密度	高保险深度	低保险深度
Insu	32.6967**	11.9943**	36.0766***	15.4476***

	(3.64)	(2.35)	(3.55)	(3.23)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效	已控制	已控制	已控制	已控制
省级固定效	已控制	已控制	已控制	已控制
N	150	300	120	330
R ²	0.819	0.817	0.853	0.812

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。只有满足平行趋势，处理组和对照组之间才具有可比性，即政策实施的外生冲击是存在且有效的。本研究参考已有方法^[53]，采用事件研究法检验平行趋势，选取土地流转面积作为被解释变量进行回归，以反映参与农业保险政策影响土地流转的动态效果。图 4 显示农业保险政策影响土地流转面积的动态效果，其中横轴表示政策实施前后时间，由表 3 的实证结果可知，在农业保险政策保障水平渐进提升的两阶段中，高保障水平阶段的农业保险政策在激励土地流转方面实现预期效果，故该检验的政策冲击时点视为第二阶段即 2013 年；纵轴表示土地流转面积的估计系数；虚线表示 95% 置信区间。可知：在高保障水平的农业保险政策实施前，各阶段政策变量的估计系数均不显著，说明在政策实施前处理组和对照组间不存在系统性差异，满足平行趋势假设；在政策实施后，土地流转面积的估计系数显著为正，说明农业保险政策对土地流转面积存在激励作用。

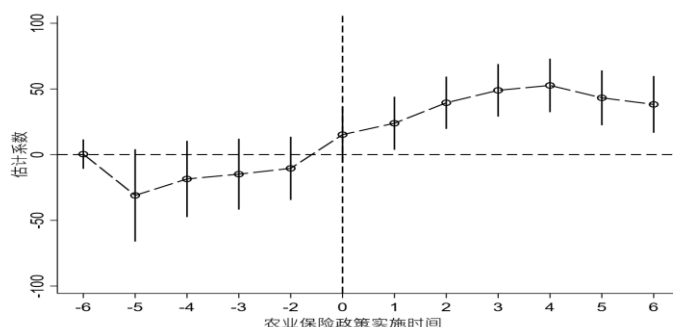


图 4 农业保险政策影响土地流转面积的动态效果

2. 安慰剂检验。本文利用随机抽取处理组并随机构造政策虚拟变量的方式，以土地流转面积作为被解释变量，将上述过程重复 500 次进行安慰剂检验，图 5 为安慰剂检验的结果。可知：政策虚拟变量估计系数的均值非常接近于 0 且远小于基准回归系数 20.973；同时，估计系数的分布较为接近正态分布，进一步证明上文估计结果具有稳健性。

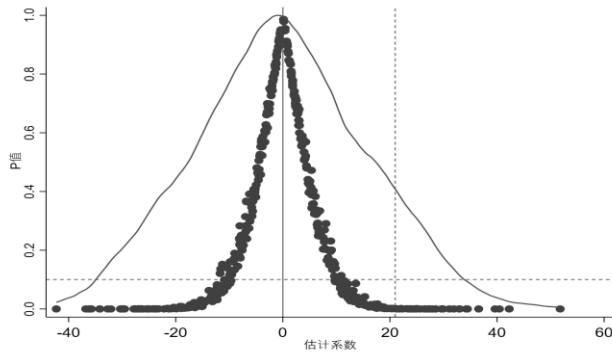


图5 安慰剂检验

3. 替换被解释变量。本文选取另一类常用指标代替土地流转面积进行衡量，即土地流转率（家庭承包经营耕地流转面积/家庭承包经营耕地总面积），回归结果如表5第（1）列所示。可见，*Insu* 的回归系数在 10% 的水平上显著为正，这表明，参与农业保险政策显著提升土地流转率 1.427%，进一步验证了基准回归的稳健性。

4. 子样本回归。本文将农业保险政策 3 个阶段中均参与试点的 6 个省、自治区及北京、上海、天津 3 个直辖市剔除，继续进行子样本回归，回归结果见表 5 第（2）列；进一步，本文还剔除高保险密度、高保险深度的地区，按照基准回归中的变量设置，对土地流转面积再次回归，回归结果见表 5 第（3）列所示。可见 *Insu* 的回归系数在 5% 的水平上显著为正，说明农业保险政策的实施对土地流转面积增加具有显著的促进作用，即在进一步控制样本的特殊性后本文基准回归结果依然稳健。

5. 考虑其他政策因素。已有文献表明通过土地确权登记颁证，有助于促进土地流转（许庆等，2017）^[54]。农村土地确权登记颁证工作全面推进始于 2013 年中央一号文件，该文件明确提出从 2014 年开始用 5 年时间基本完成农村土地承包经营权确权登记颁证工作。由此，省级层面的农地确权开始逐步推进。其中，2014 年农业农村部首先将山东、四川和安徽作为整体试点省份，2015 年增加江苏、江西、湖北、湖南、甘肃、宁夏、吉林、贵州以及河南 9 个整省试点，在 2016 年又增加河北、山西、内蒙古、辽宁、黑龙江、浙江、广东、海南、云南、陕西 10 个省份开展整省推进，2017 年继续增加北京、天津、重庆、福建、广西、青海 6 个省份推进整省试点。基于此，本文进一步考虑其他政策的影响，设置实施土地确权虚拟变量，若样本在 *t* 年实施土地确权，赋值为 1，否则为 0。在控制变量中加入土地确权进行回归，结果如表 5 第（4）列所示，可见土地确权的回归系数在 1% 的水平上显著为正，说明土地确权的实施对土地流转面积具有显著的促进作用，与现实情况相符。并且，*Insu* 的回归系数在 1% 的水平上显著为正，意味着在进一步控制国家政策的影响后本文基准回归结果依然稳健。

表 5 稳健性检验

	[1]	[2]	[3]	[4]
变量	替换被解释 量	子样本回归		控制政策效

	土地 流转率	土地 流转面积	土地 流转面积	土地 流转面积
Insu	1.4274* (1.72)	15.9377* (2.51)	12.8414* (2.52)	19.2905** (4.03)
L.农业保险赔款	0.2124*** (3.32)	2.0163** (4.38)	5.0081** (10.99)	2.9036** (7.87)
L.农作物受灾面积	-0.0067 (-1.57)	-0.1109** (-3.97)	-0.0364 (-1.17)	-0.0831** (-3.37)
L.农作物总种植面积	0.0108 (1.26)	0.1481** (2.54)	-0.1971** (-2.61)	0.0308 (0.62)
农业就业人员比重	0.4974*** (5.60)	1.4052** (2.49)	-0.4589 (-0.90)	0.5643 (1.10)
城镇化率	0.4971*** (2.80)	-0.0010 (-0.00)	6.3925** (4.58)	1.9571* (1.90)
农业机械化水平	0.0006 (1.27)	0.0039 (1.11)	0.0039 (1.53)	0.0092** (3.23)
农村居民人均可支配 收入	0.0020*** (8.33)	0.0014 (0.84)	0.0009 (0.59)	0.0010 (0.74)
农村居民人均经营 纯收入占比	-0.0028 (-0.07)	0.9907** (2.81)	1.1519** (3.55)	1.5488** (6.79)
土地确权				14.2820** (2.98)
省级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	450	315	300	450
R ²	0.867	0.701	0.818	0.754

（五）政策性农业保险对土地流转的影响机制

本文在机制分析中提到政策性农业保险推广有助于推进农户规模化经营。一方面，保险为农户提供一个市场化的风险转移工具，将农业风险外部化，故参与农业保险可以降低农业生产风险，由此可能激励其增加农业固定资产投资，进一步扩大生产边界；另一方面，黄祖辉（2017）^[55]错误：未找到引用源。提出农业规模经营不仅要重视规模适度性，还应该注重农产品种类的多样性，就农产品种类的多样性而言，主要

可以分为土地密集型、资本密集型、劳动密集型产品。土地规模经营是农业规模经营的一种重要类型，并且它主要适合以粮食等大田作物为主的土地密集型农产品，原因在于种植大田作物有利于加快推进机械化作业，减少人工投入数量，进而促进土地的规模经营。

因此，政策性农业保险可能会通过促进土地规模经营，进而对土地流转面积产生影响。本文进一步探究农业保险对土地流转的影响机制，为验证这一作用路径的合理性，本文将进行中介效应检验，构建计量模型如下：

$$MV_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Insu_{it} + \lambda_2 CV_{it} + \delta_t + \phi_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \eta_0 + \eta_1 Insu_{it} + \eta_2 MV_{it} + \eta_3 CV_{it} + \delta_t + \phi_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， MV_{it} 表示中介变量，本文选取私人部门投资和种植结构作为中介变量。引入农村住户固定资产投资投向农业金额作为私人部门投资的代理变量、粮食作物种植面积与农作物总种植面积之比作为种植结构的代理变量进行回归，采用中介效应三步法进行检验，回归结果如表6，具体为：第（1）列是模型（1）的回归结果，可见 $Insu$ 的回归系数在 1% 的水平上显著为正；第（2）列是将私人部门投资作为中介变量对模型（3）进行回归的结果，可见 $Insu$ 的回归系数在 5% 的水平上显著为正，说明参与保险使农村住户固定资产投资投向农业金额增加；第（3）列是加入中介变量（私人部门投资）对模型（4）进行回归的结果，可见私人部门投资的回归系数在 1% 的水平上显著为负， $Insu$ 的回归系数从 19.2964 上升到 22.2114，并在 1% 的水平上显著。在此基础上，本文进行了 Sobel 检验，结果显示 Z 值为 -2.1733，p 值为 0.0298，在 5% 的水平上显著。由此可以说明，政策性农业保险会通过增加私人部门投资，促进土地规模经营，使得土地流转面积扩大。同样地，第（4）列是模型（1）的回归结果，可见 $Insu$ 的回归系数在 1% 的水平上显著为正；第（5）列是将种植结构作为中介变量对模型（3）进行回归的结果，可见 $Insu$ 的回归系数在 1% 的水平上显著为正，说明参与保险使粮食作物种植面积与农作物总种植面积之比提升，促进种植结构“趋粮化”；第（6）列是加入中介变量（种植结构）对模型（4）进行回归的结果，可见 $Insu$ 和种植结构的回归系数均在 1% 的水平上显著为正。Sobel 检验结果显示 Z 值为 3.4005，p 值为 0.0007，在 1% 的水平上显著。由此可以说明，政策性农业保险会通过提高粮食作物种植面积与农作物总种植面积占比，推动土地规模经营，促进土地流转面积增加。假说 3 得证。

表 6 中介效应回归结果

变量	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
	私人部门投资的中介效应			种植结构的中介效应		
	土地流 转面积	私人部门 投资	土地流 转面积	土地流 转面积	种植 结构	土地流 转面积
$Insu$	19.2964** (3.99)	14.2231** (2.39)	22.2114* (4.71)	19.2964** (3.99)	2.0391** (3.74)	12.4435** (2.73)
私人部门投资			-0.2050* (-5.18)			

种植结构						3.3608** (8.15)
L.农业保险赔款	2.9071** (7.80)	-1.2294*** (-2.68)	2.6551* (7.29)	2.9071** (7.80)	0.1840** (4.38)	2.2889** (6.48)
L.农作物受灾面积	-0.0876** (-3.53)	-0.0162 (-0.53)	-0.0909* (-3.78)	-0.0876** (-3.53)	-0.0021 (-0.74)	-0.0807** (-3.50)
L.农作物总种植面积	0.0434 (0.87)	0.0984 (1.60)	0.0635 (1.30)	0.0434 (0.87)	-0.0040 (-0.70)	0.0567 (1.22)
农业就业人员比重	0.4354 (0.84)	0.5940 (0.93)	0.5571 (1.11)	0.4354 (0.84)	0.2335** (4.00)	-0.3493 (-0.71)
城镇化率	1.6011 (1.55)	0.8335 (0.66)	1.7719 (1.77)	1.6011 (1.55)	0.1237 (1.06)	1.1853 (1.24)
农业机械化水平	0.0096** (3.34)	0.0040 (1.14)	0.0104* (3.74)	0.0096** (3.34)	-0.0008* (-2.48)	0.0123** (4.59)
农村居民人均可支配收入	0.0008 (0.55)	0.0008 (0.47)	0.0008 (0.69)	0.0008 (0.55)	0.0004* (2.53)	-0.0006 (-0.44)
农村居民人均经营性纯收入占比	1.5143** (6.59)	0.6276** (2.22)	1.6430* (7.33)	1.5143** (6.59)	0.1324** (5.10)	1.0695** (4.86)
省级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	450	450	450	450	450	450
R ²	0.748	0.316	0.764	0.748	0.221	0.784

六、结论与政策建议

本文基于 2005—2020 年中国 30 个省（市、自治区）的面板数据，使用双向固定效应模型实证检验了政策性农业保险对土地流转的激励效应，并揭示政策效应的作用机制及可能存在的区域异质性。研究发现：（1）自 2007 年中国农业保险政策由逐步试点到政策升级以来，对培育土地流转市场存在显著的促进作用，具体体现为扩大土地流转面积，提升土地流转率。（2）内生性分析中，多期 DID 模型结果显示低保险保障水平下的农业保险保费补贴政策试点阶段未促进土地流转面积增加，而以高保险保障水平为特征的农业大灾保险政策和三大粮食作物完全成本保险和收入保险政策试点阶段显著扩大土地流转面积；且农业保险政策倾斜强度越大，越有利于农户进行土地流转。（3）异质性分析发现，参与农业保险政策对不同保险密度及深度地区的土地流转面积存在异质性，其中，保险深度越深、密度越大的地区，土地流转面积越大。（4）稳健性检验中，参与农业保险政策显著提升了土地流转率，剔除部分样本、控制其他政策变量后结论依然成立。（5）机制分析中，政策性农业保险通过促进土地规模经营，具体体现为农村住户固定资产投资投向农业金额增加、粮食作物种植面积与农作物总种植面积之比提升，进而对土地流转面积产生积极影响。

根据上述研究结论，本文得到如下政策建议：第一，继续提升农业保险保障水

平, 优化保费补贴机制, 进一步契合新型农业经营主体的风险保障需求。第二, 因具有高保障水平特征的农业保险政策在促进土地流转方面优势明显, 故要继续扩大最新农业保险政策试点的覆盖广度和深度, 更好地发挥中国农业保险政策 2.0 版本对土地规模经营的激励作用。第三, 因政策性农业保险对促进高保险密度、保险深度地区的激励效果更为显著, 故应进一步优化该地区土地流转市场环境, 出台鼓励土地流转和规模经营的优惠政策, 或为该地区广泛提供更有针对性的农业保险产品, 如部分地区现试点的土地流转履约保险, 调动农户流转积极性。

参考文献

- [1] 韩朝华, 2017, 个体农户和农业规模化经营: 家庭农场理论评述. 经济研究, (7): 184-199.
- [2] 罗必良, 李尚蒲, 2018, 论农业经营制度变革及拓展方向. 农业技术经济, (1): 4-16.
- [3] 胡凌啸, 2018, 中国农业规模经营的现实图谱: “土地+服务”的二元规模化. 农业经济问题, (11): 20-28.
- [4] 北京天则经济研究所《中国土地问题》课题组, 张曙光, 2010, 土地流转与农业现代化. 管理世界, (7): 66-85+97.
- [5] 冒佩华, 徐骥, 2015, 农地制度、土地经营权流转与农民收入增长. 管理世界, (5): 63-74+88.
- [6] 匡远配, 陆钰凤, 2018, 我国农地流转“内卷化”陷阱及其出路. 农业经济问题, (9): 33-43.
- [7] 倪国华, 蔡昉, 2015, 农户究竟需要多大的农地经营规模?——农地经营规模决策图谱研究. 经济研究, (3): 159-171.
- [8] 庾国柱, 李慧, 2022, 将农业保险高质量发展进行到底. 中国保险, (2): 14-20.
- [9] 张伟, 黄颖, 谭莹, 徐静, 2020, 灾害冲击下贫困地区农村金融精准扶贫的政策选择——农业信贷还是农业保险. 保险研究, (1): 21-35.
- [10] 黄颖, 吕德宏, 张珩, 2021, 政策性农业保险对农户贫困脆弱性的影响研究——以地方特色农产品保险为例. 保险研究, (5): 16-32.
- [11] 冯文丽, 苏晓鹏, 2020, 农业保险助推乡村振兴战略实施的制度约束与改革. 农业经济问题, (4): 82-88.
- [12] 江生忠, 朱文冲, 2021, 农业保险有助于保障国家粮食安全吗?. 保险研究, (10): 3-17.
- [13] Keeton K K, Skees J R., 1999, The Potential Influence of Risk Management Programs on Cropping Decisions at the Extensive Margin [D]. Master's thesis, University of Kentucky.
- [14] LaFrance J T, Shimshack J P, Wu S Y., 2001, The Environmental Impacts of Subsidized Crop Insurance . Working Paper, Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Berkeley.
- [15] Wu J J, Adams R M., 2001, Production Risk, Acreage Decisions, and Implications for Revenue Insurance Programs . *Canadian Journal of Agricultural Economics*49(1): 19-35.
- [16] Claassen R, Lubowski R N, Roberts M J., 2005, Extent, Location, and Characteristics of Land Cropped Due to Insurance Subsidies . Selected Paper Prepared for

Presentation at the American Agricultural Economics Association's 2005 AAEA Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July 24-27.

[17] Lubowski R N, Bucholtz S, Claassen R, et al., 2006, Environmental Effects of Agricultural Land-Use Change: The Role of Economics and Policy . Economic Research Report Number 25, Economic Research Service, United States Department of Agriculture (USDA), Washington, DC.

[18] Walters C G, Shumway C R, Chouinard H H, et al., 2012, Crop Insurance, Land Allocation, and the Environment . *Journal of Agricultural and Resource Economics*37(2): 301-320.

[19] Faber S, Rundquist S, Male T., 2012, Plowed under: How Crop Subsidies Contribute to Massive Habitat Losses . The Environmental Working Group (EWG), Washington, DC.

[20] Capitanio F, Adinolfi F, Santeramo F G., 2014, Environmental Implications of Crop Insurance Subsidies in Southern Italy . *International Journal of Environmental Studies*72(1): 179-190.

[21] Tronstad R, Emerick M R, Sall I., 2014, U.S. Cotton Acreage Response to Subsidized Crop Insurance, 1995 to 2011 . Selected Paper Prepared for Presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's Crop Insurance and the 2014 Farm Bill Symposium, Louisville, KY, October 8-9.

[22] Miao R Q, Hennessy D A, Feng H L., 2016, The Effects of Crop Insurance Subsidies and Sodsaver on Land-Use Change . *Journal of Agricultural and Resource Economics*41(2): 247-265.

[23] Claassen R, Langpap C, Wu J J., 2017, Impacts of Federal Crop Insurance on Land Use and Environmental Quality . *American Journal of Agricultural Economics*99(3): 592-613.

[24] Burns C B, Prager D L., 2018, Does Crop Insurance Influence Commercial Crop Farm Decisions to Expand? An Analysis Using Panel Data from the Census of Agriculture . *Journal of Agricultural and Resource Economics*43(1): 61-77.

[25] 张伟, 郭颂平, 罗向明, 2012, 政策性农业保险环境效应研究评述. 保险研究, (12): 52-60.

[26] 方伶俐, 李文芳, 2008, 不同地区农作物保险购买影响因素的比较实证研究[J]. 生态经济, (7): 28-32.

[27] 罗向明, 张伟, 丁继锋, 2011, 地区补贴差异、农民决策分化与农业保险福利再分配. 保险研究, (5): 11-17.

[28] 马九杰, 杨晨, 崔恒瑜, 王雪, 2021, 农业保险的环境效应及影响机制——从中国化肥面源污染视角的考察. 保险研究, (9): 46-61.

[29] 梁超, 贺娟, 陶建平, 2022, 农业保险促进了土地流转吗?——基于华中三省的实证分析. 世界农业, (1): 87-98.

[30] Turvey C G., 1992, An Economic Analysis of Alternative Farm Revenue Insurance Policies . *Canadian Journal of Agricultural Economics / Revue Canadienne D Agroeconomie*40(3): 403-426.

[31] Wu J J., 1999, Crop Insurance, Acreage Decisions, and Nonpoint-Source Pollution . *American Journal of Agricultural Economics*81(2): 305-320.

[32] Young C E, Vandever M L, Schnepf R D., 2001, Production and Price Impacts of U.S. Crop Insurance Programs . *American Journal of Agricultural Economics*83(5): 1196-1203.

[33] Goodwin B K, Vandever M L, Deal J L., 2004, An Empirical Analysis of Acreage

Effects of Participation in the Federal Crop Insurance Program . *American Journal of Agricultural Economics*86(4): 1058-1077.

[34] Seo S, Mitchell P D, Leatham D J., 2005, Effects of Federal Risk Management Programs on Optimal Acreage Allocation and Nitrogen Use in a Texas Cotton-Sorghum System . *Journal of Agricultural and Applied Economics*37(3): 685-699.

[35] Karlan D, Osei R, Osei-Akoto I, et al., 2014, Agricultural Decisions after Relaxing Credit and Risk Constraints . *The Quarterly Journal of Economics*129(2): 597-652.

[36] Deryugina T, Konar M., 2017, Impacts of Crop Insurance on Water Withdrawals for Irrigation . *Advances in Water Resources*110: 437-444.

[37] Yu J, Smith A, Sumner D A., 2018, Effects of Crop Insurance Premium Subsidies on Crop Acreage . *American Journal of Agricultural Economics*100(1): 91-114.

[38] Hill R. V, Kumar N, Magnan N, et al., 2019, Ex Ante and Ex Post Effects of Hybrid Index Insurance in Bangladesh . *Journal of Development Economics*136: 1-17.

[39] 张跃华, 史清华, 顾海英, 2006, 农业保险对农民、国家的福利影响及实证研究——来自上海农业保险的证据. 制度经济学研究, (2): 1-23.

[40] Cai J., 2016, The Impact of Insurance Provision on Households' Production and Financial Decisions . *American Economic Journal: Economic Policy*8(2): 44-88.

[41] 徐斌, 孙蓉, 2016, 粮食安全背景下农业保险对农户生产行为的影响效应——基于粮食主产区微观数据的实证研究. 财经科学, (6): 97-111.

[42] 方蕊, 安毅, 刘文超, 2019, “保险+期货”试点可以提高农户种粮积极性吗?——基于农户参与意愿中介效应与政府补贴满意度调节效应的分析. 中国农村经济, (6): 113-126.

[43] 任天驰, 杨纳华, 2020, 小农户衔接现代农业生产: 农业保险的要素配置作用——来自第三次全国农业普查的微观证据. 财经科学, (7): 41-53.

[44] 庾国柱, 2018, 试论农业保险创新及其深化. 农村金融研究, (6): 9-13.

[45] 张伟, 黄颖, 李长春, 陈宇靖, 2018, 收入分化、需求演变与农业保险供给侧改革. 农业经济问题, (11): 123-134.

[46] 张宝海, 李嘉缘, 李永乐, 张婷婷, 2021, 三大粮食作物完全成本保险和收入保险试点情况调研报告. 保险理论与实践, (6): 1-12.

[47] Kim Y, Yu J S, Pendell D L., 2020, Effects of Crop Insurance on Farm Disinvestment and Exit Decisions . *European Review of Agricultural Economics*473(1): 324-347.

[48] Shi J, Wu J J, Olen B., 2020, Assessing Effects of Federal Crop Insurance Supply on Acreage and Yield of Specialty Crops . *Canadian Journal of Agricultural Economics*68(1): 65-82.

[49] Azzama A, Walters C, Kaus T., 2021, Does Subsidized Crop Insurance Affect Farm Industry Structure? Lessons from the U.S. . *Journal of Policy Modeling*43(6): 1167-1180.

[50] 刘亚洲, 钟甫宁, 2019, 风险管理 VS 收入支持: 我国政策性农业保险的政策目标选择研究. 农业经济问题, (4): 130-139.

[51] 钱文荣, 洪甘霖, 郑淋议, 2022, 社会养老保障水平与农地流转市场发育——基于数量和质量的双重视角. 农业经济问题, (8): 4-18.

[52] 杨青, 彭超, 许庆, 2022, 农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗? 中国农村经济, (5): 89-106.

[53] Beck T, Levine R, Levkov A., 2010, Big bad banks: The winners and losers from bank deregulation in the United States . *The Journal of Finance*65(5): 1637-1667.

- [54] 许庆, 刘进, 钱有飞, 2017, 劳动力流动、农地确权与农地流转. 农业技术经济, (5): 4-16.
- [55] 黄祖辉, 2017, 乡村振兴战略中的适度规模经营问题. 中国合作经济, (10): 17-19.

农业保险补贴对农地规模化经营的激励效应

——基于 2011—2020 年省级面板数据的经验证据

张伟、钟伟霞、陈小知、刘心怡¹

摘要：

本文采用 2011—2020 年的省级面板数据，运用双向固定效应模型实证分析农业保险补贴对农地规模化经营的影响。研究发现，农业保险补贴能够显著促进农地规模化经营。机制分析显示：农业保险补贴通过激励农户增加资本投入、劳动力投入和推动农业技术进步，从而引导和帮助农户从传统农业生产模式向专业化、集约化的现代生产模式转型，最终促进农地规模化经营。异质性分析表明：非粮食主产区、不容易发生自然灾害地区以及平原面积占比较小的地区，农业保险保费补贴对农地规模化经营的促进作用更明显。基于此，建议中央和地方各级财政进一步提升农业保险的风险保障水平，特别是要提高各类自然灾害高发地区农业保险的风险保障水平，推动农业保险从“保成本”向“保收入”转变，激励更多农户从事专业化农业生产，从而助推农地的适度规模经营。

关键词：农业保险，农地规模化经营，耕地禀赋，激励效应

一、引言

推动农地适度规模经营，不仅有助于提升农业生产效率，同时也有助利保障国家粮食安全（刘同山，2018；李卓等，2021）。因此，如何引导我国传统的小农经济生产模式向规模化、集约化的现代农业生产模式转型，一直以来都是历届政府高度关注的重要三农议题（李江一和仇童伟，2021；梅付春和马开轩，2022）。早在 1986 年的中央一号文件中，我国便提出了适度推进农业规模化种植，让更多的耕地流向种田能手中去的发展思路。本世纪初随着我国农地流转政策的推行，农地规模化经营开始逐渐步入正轨，种植大户、养殖大户、家庭农场等各类新型农户经营主体随

¹ 张伟，广东金融学院保险学院副院长，副研究员，农村普惠保险与社会保障创新发展研究中心主任，研究方向：农业保险。钟伟霞，广东金融学院农村普惠保险与社会保障创新发展研究中心硕士研究生，研究方向：农业保险。陈小知，广东金融学院农村普惠保险与社会保障创新发展研究中心讲师，研究方向：农村金融；刘心怡，广东金融学院副教授，农村普惠保险与社会保障创新发展研究中心副主任，研究方向：农村金融。通讯作者：钟伟霞。

之兴起，配套的政策支持也越来越健全。2018 年党中央、国务院联合印发的《乡村振兴战略规划（2018—2022 年）》提出，要“坚持家庭经营在农业中的基础性地位，构建多种形式的新型农业经营主体”。2022 年党的二十大报告中，习近平同志明确指出要“发展新型农业经营主体和社会化服务，推进农业适度规模经营”。2023 年的中央一号文件更是进一步强调要引导土地经营权有序流转，发展农业适度规模经营，总结地方“小田并大田”等经验，在农民自愿的前提下，结合农田建设、土地整治来逐步解决耕地细碎化等问题。

近年来，在各级政府的大力支持下，我国农地适度规模经营取得了初步成绩，《中国农村经营管理统计年报》数据显示，我国土地流转总面积从 2009 年的 1.515 亿亩增长至 2020 年的 5.646 亿亩，种植面积超过 50 亩的规模化农户数量从 2009 年的 274.1 万户增长到 2020 年的 451.7 万户。伴随着农地流转的顺利推行，新型农业经营主体数量也随之迅速增加，截至 2022 年，我国家庭农场数量增长到 391.4 万家，农民专业合作社数量增长到 222.2 万家¹。然而，农业规模化经营户数量的增长，并没有改变小农户占主导地位的客观事实，目前我国农村地区经营面积 10 亩以下的农户占比仍然占绝大多数，耕地细碎化的农地特征依旧存在（国务院发展研究中心农村经济研究部，2021）。原农业部 2017 年的测算数据显示，预计到 2030 年我国经营面积 50 亩地以下的小农户仍有 1.7 亿户，这部分农户经营的耕地面积占我国耕地总面积的比重约为 70%。这意味着实现农地的规模化经营不是短时间内就能够完成的事，而是一个长久的工程。实践表明，稳妥有序地推动农地规模化经营离不开相应的财政和金融支持，其中得到中央和地方各级财政保费补贴的政策性农业保险近年来成为政府部门最为倚重的农村金融政策工具之一。2021 年 5 月中国人民银行、中央农办、农业农村部、财政部、原银保监会和证监会等六部门联合颁布的《关于金融支持新型农业经营主体发展的意见》中，明确提出要加快发展面向新型农业经营主体的金融服务，提升农业保险服务能力，充分发挥保险增信对信贷投放的促进作用以及“保险+期货”在支持新型农业经营主体发展中的作用，更好地满足新型农业经营主体多层次、多元化的风险保障需求。

农业保险能在多大程度上增加土地生产投入、进而促进农地规模化经营，一直以来都是一个颇受国内外学者关注的重要议题。大部分学者支持并认可农业保险及其保费补贴对土地投入的积极影响，认为农业保险可以通过影响生产者的行为（如土地分配等），进而影响农作物的种植面积（Goodwin et al., 2004; Walters et al., 2012; Shi et al., 2020）。例如，Wu（1999）基于内布拉斯加州中部农场的的数据估计了作物保险和农作物种植面积的关系，研究发现当政府玉米提供农作物保险保费补贴之后，玉米的种植面积增加了 5% 至 27%。Young et al.（2001）的模拟分析表明，如果取消所有联邦作物保险补贴，小麦、玉米、大豆等八种主要大田作物的总种植面积将下降约 0.4%。Goodwin et al.（2004）就美国玉米带的农作物保险计划与农作物种植面积调整的关系进行了实证分析，研究结果表明，增加对保险计划的参与会引起统计上显著的种植面积反应，保费补贴每增加 30% 会导致该农作物的种植面积增加 0.2%—1.1%。Russell and Romilee（2010）研究发现较高的保费补贴鼓励了越来越多

¹ 数据来源：发展新型农业经营主体 _ 滚动新闻 _ 中国政府网。
http://www.gov.cn/xinwen/2022-12/26/content_5733506.htm

的棉农参与棉花保险，同时也显著提高了棉花的种植面积，并且有证据表明棉花作物保险政策正在将生产的区域比较优势从产量和质量相对较高的县转移到产量和质量较低的县。Roger et al. (2011) 则发现，保费补贴会激励农户积极扩大土地耕种面积，将部分原生草地开垦为农业用地。Walters et al. (2012) 的研究表明，政府实施保费补贴的农作物保险会改变农户的生产决策，进而影响农户对不同农作物的土地分配，有保费补贴或者保费补贴额度较高的农作物种植面积明显增加。Goodwin and Smith (2013) 对美国联邦农作物保险的保费补贴效应进行了初步的经验估计，这些估计结果也表明保费补贴对农作物的种植面积有积极影响。而一项关于美国作物保险计划 (FCIP) 对加州主要特色作物种植面积和产量影响的研究发现，作物保险可以改变特种作物种植者对气候和土壤条件的生产反应，其中道德风险效应倾向于增加特色作物的种植面积和产量 (Shi et al., 2020)。Yu et al. (2018) 就农业保险保费补贴对农作物种植面积的影响路径进行了总结，认为保费补贴主要通过两种途径影响农作物的种植面积：一方面，在保持农作物保险覆盖面不变的情况下，保费补贴会直接增加农户的预期利润，从而鼓励农户增加投保农作物的种植面积，可以称之为保费补贴的直接利润效应；另一方面，保费补贴会鼓励农场为其农作物收入购买更多的保险，从而增加所获得的补贴并降低投保农作物的风险，并激励农户增加这些作物的种植面积，可称之为间接覆盖效应。

此外，学者们认为，保费补贴会导致农业种植结构调整和经营规模扩张。例如，刘蔚和孙蓉 (2016) 的实证研究表明，农户参保后农业收入水平预期发生改变，从而会对农户生产行为产生影响，并引发种植结构从低保险项目向高保险项目转移。付小鹏和梁平 (2017) 基于省级面板数据定量分析了农业保险试点对农业种植行为的影响，研究结果表明政策性农业保险显著增强了农民的专业化种植倾向，弱化了多样化种植行为，保险深度越高的地区政策性农业保险试点对该地区农业专业化的正向影响程度越大。任天驰等 (2021) 研究发现，农业保险及其保费补贴通过改变农户风险态度、增加贷款获取以及提高种植结构专业化水平的方式促进农户生产投资，并且小农户相比于规模化农户对保障水平的反应更“敏感”，不同作物的生产投资拐点亦存在差异。江生忠等 (2022) 将逐步推进的农业保险财政补贴政策作为一项准自然实验，实证检验了农业保险保费补贴政策对农作物种植结构调整的作用机制及实施效果，研究发现农业保险保费补贴政策显著提高了水稻和小麦的种植面积，能够发挥助力种植业结构调整的作用，并且这种影响效应具有持续性，相互竞争的主产作物间保费补贴水平的差异能够诱导农户对土地进行重新分配，从而实现农作物之间的相互替代，最终达到优化种植业结构的政策目标。富丽莎等 (2022) 基于山东与甘肃农户的微观调研数据发现，农业保险保障水平主要通过促进土地流转来扩大经营规模，通过增强农险信贷协同效应来提高资金投入，通过加强农业技术培训来提升技术投入，进而助力现代农业发展。

综上所述，已有研究重点探究了农业保险对农户生产经营行为的影响，却较少关注农业保险与农地规模化发展的关系，更缺乏其作用逻辑的剖析。农户生产经营行为转变最终将导致农地规模化发展转型。因此，相较于直接关注农户生产行为变化，基于中国特殊的国情农情，在农业农村现代化发展的背景下，更为关键的是厘清农业保险政策与农地规模化转型的关系及其作用机制。

基于此，本文利用 2011—2020 年省级面板数据，采用双向固定效应 OLS 回归模型实证研究农业保险补贴对农地规模化经营的积极影响。同时分别从资本投入、技

术进步和劳动力投入等三个维度来分析农业保险补贴对农地规模化经营可能存在的传导机制；此外，考虑到不同地区的粮食播种面积占比、灾害损失程度和耕地资源禀赋存在明显差异，进一步采用分组回归和似无相关模型（SUR）检验了农业保险补贴对农地规模化经营的异质性影响。本文余下部分的结构安排如下：第二部分为理论分析与研究假设；第三部分为研究设计；第四部分为实证结果分析；第五部分为进一步分析；第六部分为主要结论与政策建议。

二、理论分析与研究假设

（一）农业保险补贴对农地规模化经营的影响效应

结合国情来看，长期以来制约我国农地规模化经营的因素主要有两个：一是受自然地理环境所限制，我国相对成片的平原面积较少，山地、丘陵和高原居多。国土资源部的数据显示，我国国土总面积中山地和丘陵占比为 43%、高原占比为 26%、盆地占比为 19%、平原占比只有 12%，人多地少的客观条件导致我国的人均耕地面积远远低于世界平均水平；二是因为我国地处北半球中纬度环太平洋自然灾害带与环太平洋灾害带交汇的位置，使得我国成为世界上自然灾害发生频率和损失程度最为严重的国家之一，在自然灾害频发、并且农产品价格波动较大的情况下，农户即使有扩大土地种植规模的意愿，也要考虑在规模化经营之后可能会面临的更大经营损失问题：一方面，在缺乏有效的灾害风险管理手段的条件下，农户经营的耕地面积越大，当重大自然灾害发生时承担的经济损失也越大，一次大规模灾害所导致的损失就能够让一个达到小康生活水平的农户家庭重新返贫（张伟等，2020a；吴雪婧等，2022）；另一方面，规模化经营通常也意味着专业化经营，由于农户家庭的劳动力是相对有限的，当他们扩大自己耕地面积的时候，通常不得不放弃传统小农经济耕作模式下的多样化种植，而采用效率更高的专业化种植，而专业化种植模式下相对单一的农作物品种会让农户面临更大的市场风险——一旦他们种植的农作物价格发生剧烈波动，就可能会导致其陷入严重的亏损境地（卢华和胡浩，2015；吴本健等，2021）。因此，在过去相当长一段时间内，由于我国农村地区缺乏有效的现代风险管理方式，通过碎片化耕作、多样化种植来规避农业经营风险几乎成为广大农户的唯一选择（黄天宇和李楠，2021）。

我国人多地少的客观不利条件随着改革开放以来农村劳动力大量涌入城市、城镇化水平持续提升而得到了初步缓解。而对于因农户风险规避需要而选择小规模、多样化种植的农业生产行为，也可以通过采用更有效的农业风险管理手段来进行引导和调整，在这方面已被世界各国普遍用于农业风险管理的农业保险可以发挥重要作用：一方面，初级和中级发展阶段的农业保险主要以防范农业自然灾害导致的产量损失为主，它可以有效缓解因洪涝、干旱等自然灾害对农民收入的负面冲击（张伟等，2017；邵全权和刘宇，2022），保障农户可以从农业经营中获得相对稳定的预期收入，同时还可以提升农户的信贷可得性，从而达到激励农户扩大农业生产规模的效果（张伟等，2021；李嘉浩和王国军，2022）；另一方面，当农业保险发展到一定阶段之后，包括农产品价格波动在内的市场风险也将成为保障内容，此时农户不再需要通过多样化种植的方式来规避大量种植单一农产品可能面临的价格下降风险，使得农户从事专业化种植或者发展成为专业种植大户成为可能（付小鹏和梁平，2017；任天驰等，2021）。国内学者的研究也表明，政策性农业保险显著增强了农民

的专业化种植倾向，弱化了多样化种植行为，并且保险深度越高的地区，政策性农业保险对农户专业化种植行为的正向影响程度也越大（富丽莎等，2022a；张壮等，2023）。无论是上述哪一种方式都有助于推动传统小农经济生产方式向规模化、专业化的现代农业生产方式转型，最终达到促进农地规模化经营的政策目标。基于以上分析逻辑，本文提出研究假设 1。

假设 1：农业保险的保费补贴有助于提升农地规模化经营的整体水平。

（二）农业保险补贴推动农地规模化经营的作用机制

随着收入水平和各类风险保障水平的提高，农户的经济决策动机逐渐从风险(成本)最低转变为收益最大（徐俊丽等，2022）。农业保险保费补贴会改变农户的经营成本和预期收益，而农业经营成本和收益的这种变化最终又会影响农户的经营决策（张伟等，2019；展凯和孙钰祥，2021；张林和贺宝玲，2023）。因此，基于利润最大化的目标考虑，“经济理性”的农户将会通过以下三条路径来改变自己的要素投入决策，最终达到推动农地规模化经营的政策效果。

其一，农业保险及其保费补贴会通过激励农户增加农业生产的资本投入来扩大农地耕作规模。传统小农户向规模化、专业化等新型农业经营主体转型的一个重要制约因素便是农村地区普遍存在的融资约束问题（许秀川等，2019；曾雄旺等，2020；陈军和帅朗，2021）。我国绝人多地少的现实国情决定了大部分专业农户辛苦劳作一年才能勉强维持家庭成员的温饱，大灾之年这部分农户甚至随时有陷入贫困的可能（吴雪婧等，2022；何冰晶等，2022），因此对于广大普通小农户而言，自身并没有多少余钱租赁土地、雇佣人工来扩大农业生产规模（王勇等，2016）。理论上农村信贷机构应该成为普通小农户缓解资金不足的重要帮手，但金融机构嫌贫爱富的本质决定了风险承受能力低、收入水平也较低的普通小农户并非他们理想的贷款对象，那些偿债能力更强的规模化农户、农业企业才是他们优先考虑的目标（张颖慧和聂强，2016；李立平等，2022）。但农业保险及其保费补贴政策的实施能够从很大程度上改善小农户面临的融资约束：农业保险提供的风险保障有效缓解了自然灾害对农户家庭收入的负面冲击，保障了农户在发生重大灾害的情况下仍然能够获得一个相对稳定的经营收入（张伟等，2020b；段白鸽和何敏华，2021），这无形中极大地提高了农户的还贷能力，进而能够帮助他们提升信贷可得性，激励一部分农户增加农业生产的资本投入（任天驰和杨纳华，2020），在土地流转市场上租赁更多耕地来扩大农业生产规模（柴智慧，2021；李嘉浩和王国军，2022）。

其二，农业保险及其保费补贴会激励农户增加农业生产的劳动投入来扩大农地耕作规模。根据收入来源的不同，我国的农户可以划分为三类：第一类是以务工为家庭主要收入来源的农民工；第二类是一边务工一边从事农业生产的兼业农民；第三类是以农业经营收入作为家庭主要收入来源的专业农民（张伟等，2018）。其中值得重点关注的是第二类农户，这类农户在务工和务农之间合理分配劳动时间以获取最大化利润，在没有农业保险保费补贴之前，追求利润最大化的兼业农户在务工和务农上分配的时间可视为满足边际收益相等的原则。当政府为农业保险提供保费补贴之后，农户从事农业生产的边际收益开始上升，在务工的边际收益不变的情况下，农户利润最大化的理性决策是增加务农的时间分配，相应地减少务工的时间分配。由于农业保险的保费补贴实际上是提升了种植农作物的预期收益，因此在农户务农时间增加的同时，必然会相应增加土地的耕作规模，农户耕地规模的扩张要一直持续到务工和务农的边际收益恢复到重新相等的均衡水平为止。事实上同样的理

论也适合专门从事农业生产的专业农户，农业保险保费补贴所导致的边际收益增长，同样会激励他们投入更多的劳动力¹，通过租赁土地等方式以扩大农业生产规模（李江一等，2022），进而提升家庭收入水平²。因此，在农业保险保费补贴的激励下，无论是专业农户还是兼职农户的利润最大化经营决策，最终都会引导农户扩大农业生产规模，帮助实现农地的规模化经营。这一理论也得到了实证研究的支持，例如国内有学者研究发现，购买农业保险可显著降低农户的非农就业意愿，提高农业风险承受能力较弱农户的农业就业意愿，并且对“大中型农户”和粮食作物种植农户的影响程度更大（刘素春等，2022）。

其三，农业保险及其保费补贴会激励农户提升农业生产的技术水平以提高农地耕作规模。在中国传统的小农经济生产模式下，由于一个农户家庭耕种的土地面积十分有限，从节约成本的角度考虑早期大部分农户（特别是人均耕地面积比较少的非平原地区）都选择了最原始的耕作方式——即采用人力、畜力、手工工具、铁器等为主的手工劳动方式，靠世代代积累下来的传统经验来发展农业生产。这种传统农业生产方式在经营管理与生产技术方面已经落后于时代的发展，抵御自然灾害的能力也很差，导致农户的收入在很大程度上依赖于当年的天气状况，具有很大的不确定性（张伟等，2013；杨浩等，2016）。农业保险及其保费补贴政策的推行可以在以下两个方面激励农户通过提升农业生产的技术水平来扩大农业生产规模：一方面，农业保险提供的风险保障降低了农业生产的不确定性，而保费补贴政策的实施又提高了农户耕作土地的预期收益水平，因此“理性”的农户有足够的经济动力去提高农业生产的技术水平（比如用机械动力代替人力和畜力等），从而确保自己在有限的劳动力投入下能够耕种更多的土地，进而获取更多的农业经营收入（任天驰和杨沛华，2020；富丽莎等，2022）；另一方面，在政策性农业保险中有一项专门的农机保险，其享受的保费补贴待遇与种植业保险和养殖业保险基本上是相同的，这项政策的推行有效降低了农用机械的使用成本，使得农户无论是自己购买农用机械还是购买农机服务都更加便利和划算，而农业机械的推广和普及可以将一部分农村劳动力从体力劳动中解放出来去从事更需要脑力的农业生产管理工作，这也让传统小农户转型升级为规模化农户成为了可能。基于此，本文提出研究假设2。

假设2：政策性农业保险及其保费补贴通过增加农户的农业资本投入、农业劳动力投入和提升农业生产技术水平等三个维度来促进农地的规模化经营。

三、研究设计

（一）数据来源

通过数据的查询与对比，本文最终采用2011—2020年除香港、澳门、台湾、西藏（由于数据的缺失）之外的30个省、市、自治区的面板数据作为研究样本进行分析。数据主要来自《中国保险年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中

¹ 对于专业农户来说，即使没有农业保险的保费补贴，家庭所有劳动力也几乎全部用于农业生产经营。因此在政府提供高比例保费补贴的情况下，专业农户家庭再增加劳动力投入只能依靠雇佣本地地区的其它个体农户来实现了，比如雇用留守妇女和身体健康的低龄老人从事一些相对简单的农业生产活动。

² 理论上农业保险提供的保费补贴也有激励农民工重新从事农业生产的可能，但实际上绝大部分中青年农民工已经脱离农业生产很多年了，他们已经完全适应了城市的生活和工作节奏，很难再回到农村从事农业生产经营。

国统计年鉴》《中国农村经营管理统计年报》(2011—2018 年)和《中国农村政策与改革统计年报》(2019—2021 年)¹。此外,为了减少误差性,本文对相关变量进行对数化处理。

(二) 变量选取及描述性统计

被解释变量: 农地规模化经营水平 (*lnscale*)。目前学者在衡量农地规模化经营上有所差异,如刘琼和肖海峰(2020)用各省份农村耕地面积与种植业劳动人数的比值加以对数化来衡量,陆杉和熊娇(2021)、刘心怡等(2022)均采用各省市农作物播种面积与农业就业人口的比值来表示。综合考虑到数据的可获得性和数据的时效性,本文选取各省、市耕地面积与农业就业人口的比值(即农业就业人口的人均耕地面积)来衡量农地规模化经营水平。

核心解释变量: 农业保险补贴 (*Inden*)。目前我国的农业保险实施中央财政与地方各级财政联合进行保费补贴的模式,各级财政加起来的保费补贴比例接近 80%,这意味着绝大部分的农业保险保费都是由财政进行补贴的,因此农业就业人口的人均农业保险保费与他们人均获得的农业保险补贴是高度正相关的。而用来衡量一个地区农业保险发展水平的重要指标——农业保险密度正好是农业保险保费收入与第一产业就业人口的比值,因此本文采用农业保险密度来度量不同地区农业保险的财政补贴力度。

机制分析变量: 农业资本投入、农业劳动力投入和农业技术进步。其中,农业资本投入 (*cap*)采用人均涉农贷款金额表示;农业劳动力投入 (*lab*)采用耕地面积在 10 亩以上的农村家庭户数作为衡量指标²;农业技术进步 (*tec*)采用机耕面积与总耕地面积的比值作为衡量指标。

控制变量: 除了以上的核心变量之外,控制了一些可能对农地规模化经营产生影响的变量,包括农村居民受教育年限 (*edu*)、农村居民收入水平、农业发展水平 (*nyzb*)、农业用电量(*ydl*)、农业用水量 (*ysl*)、第一产业就业人数(*lab*)、农业机械动力(*dl*)、农地有效灌溉面积(*gg*)、农地除涝面积(*cl*)与农地受灾面积(*sz*)。其中,农村居民受教育年限依照石文香和陈盛伟(2019)的计算方法,对未上过小学、小学、初中、高中(中专)、大专及以上学历的受教育年限进行相应折算与赋予权重,取值分别为 1、6、9、12 和 16;农业发展水平采用当地农业生产总值与当地国民生产总值的比重来衡量。相关变量的赋值和描述性统计分析结果如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量	度量	N	mean	sd	min	max
----	----	---	------	----	-----	-----

¹ 《中国农村经营管理统计年报》在 2019 年分拆为《中国农村政策与改革统计年报》和《中国农村合作经济统计年报》。

² 从整体上来看,随着城镇化的持续推进,农业就业人口是呈下降趋势的。但这部分进入城市生活的农村人口绝大部分都是兼职农户或者农民工,而以农业经营作为家庭收入主要来源、并且有进一步扩大农业经营规模意愿的农户基本上是不会选择进城的。本文重点考察的就是这部分专业农户以及他们对于农业生产的劳动力投入变化,对于国内大部分省份来说,10 亩以上的家庭耕作面积已经算初级阶段的规模化经营,达到这类经营规模的农村家庭数量增加可以在很大程度上代表农户投入到农地规模化生产的劳动力增加,因此本文将耕地面积在 10 亩以上的农村家庭数量作为农地规模化发展的劳动力投入指标。

核心 解释 变量 被解 释变 量	农业保险补贴 (density)	农业保险密度 (元/ 人)	300	326.6	411.7	1.774	2,406
	农地规模化经营 (scale)	耕地面积/第一产业 就业人数 (亩/人)	300	7.825	4.931	2.110	26.86
	农村居民受教育年 限 (edu)	年	300	7.779	0.607	5.861	9.801
	农村居民可支配收 入 (inc)	元	300	12,676	5,437	4,278	34,911
控制 变量	农业生产总值占比 (nyzb)	农业 GDP/GDP	300	0.526	0.0844	0.360	0.720
	农业用电量 (yd1)	亿千瓦小时	300	294.7	425.6	4.070	2,011
	农业用水量 (ys1)	亿立方米	300	125.1	106.4	3.200	561.7
	农业总机械动力 (dl)	万千瓦	300	17.35	20.73	0.200	106.1
	耕地有效灌溉面积 (gg)	千公顷	300	32,831	24,944	1,638	92,664
	农地除涝面积 (cl)	千公顷	300	766.9	1,046	0	4,483
	农地受灾面积 (sz)	千公顷	300	8.002	7.695	0	42.24
机制 分析 变量	资本投入 (cap)	涉农贷款额 (万元/ 人)	300	178.3	224.4	20.40	2,255
	劳动力投入 (lab)	耕作 10 亩以上农户 数 (个)	300	129.6	98.05	0.900	388.2
	技术进步 (tec)	机耕面积/耕地面积	300	0.748	0.290	0.0300	1.510

(三) 模型设定

由于本文采用的是省级面板数据,通过 Hausman 检验得出 P 值为 0.000,故而证明适用于固定效应模型。为了使结果更为有效,本文采用时间固定和地区固定的双向固定效应模型。

$$\ln scale_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 \ln den_{i,t} + \gamma_1 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $\ln scale_{i,t}$ 表示第 i 个省份在第 t 年的农地规模化经营水平,采用人均耕地面积进行衡量。 $\ln den_{i,t}$ 表示第 i 个省份在第 t 年的农业保险补贴水平,采用农业保险密度来衡量。 $controls_{i,t}$ 为第 i 个省份在第 t 年的一系列控制变量,主要包括农村受教育年限、农村居民人均可支配收入、农业生产总值占比、农村用电量、农业用水量、农业机械总动力、耕地有效灌溉面积、农地除涝面积和农地受灾面积。 μ_i 为个体效应, γ_t 为时间效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

四、实证结果分析

(一) 基础回归分析

本文借助 stata17.0 软件对农业保险补贴与农地规模化经营的关系进行实证分析，采用逐步引入控制变量回归，具体回归结果如表 2 所示。表 2 中的列[1]为不加任何控制变量的回归结果，该回归结果表明农业保险补贴对农地规模化经营存在显著的正向促进作用；随后逐步引入各个层面的控制变量，即农民禀赋条件（农民受教育年限与农村居民可支配收入）、农业发展水平（农业生产总值占比、农业用电量与农业用水量）、农业生产条件（农业机械总动力与耕地灌溉面积）、农村生态环境（农地除涝面积与农地受灾面积），相应的回归结果如列[2]、列[3]、列[4]与列[5]所示。综上所述，农业保险补贴的估计系数均在 1% 的统计水平上显著为正，说明农业保险补贴对农地规模化经营存在促进效应，证实假设 1 成立。

表 2 基础回归分析
因变量：农地规模化经营

自变量	[1] 不加控 制变量	[2] 引入农民 禀赋条件	[3] 引入农业 发展水平	[4] 引入农业 生产条件	[5] 引入农村 生态环境
Inden	0.166*** (3.238)	0.143*** (3.134)	0.144*** (3.070)	0.157*** (4.620)	0.165*** (4.953)
Inedu		-0.380 (-1.003)	-0.294 (-0.704)	-0.581* (-1.792)	-0.102 (-0.275)
lninc		1.726* (1.993)	1.437* (1.745)	1.515* (2.031)	2.473*** (3.458)
lnnyzb			-0.098 (-0.352)	-0.162 (-0.555)	-0.305 (-1.069)
lnydl			0.028 (0.392)	0.015 (0.230)	-0.007 (-0.132)
lnysl			0.198* (1.799)	0.053 (0.387)	0.042 (0.300)
ln dl				-0.157 (-1.480)	-0.175* (-1.799)
lngg				0.300 (1.545)	0.282* (1.865)
lncl					-0.012 (-0.406)
lnsz					0.022 (1.190)
Constant	0.957*** (4.864)	-13.554 (-1.671)	-12.239 (-1.601)	-14.451** (-2.054)	-23.754*** (-3.935)
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.785	0.802	0.807	0.826	0.844
N	300	300	300	300	272

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

（二）稳健性检验

本文主要从三个角度出发对基准回归结果进行稳健性检验：一是扩大核心解释变量的衡量范围，采用保险费用（lnpre）作为衡量指标；二是更改核心解释变量测度，即将农业保险密度（Inden）替换为农业保险深度（lndep）进行检验，即以农业保险收入与第一产业增加值之比进行衡量；三是更换被解释变量的衡量指标，采用人均播种面积（lnabz）进行衡量，原因在于农业保险补贴有些按照农业播种的粮食进行

补贴，在轮播种植的时候，存在同一块耕地享有不同次数的农业保险补贴，回归结果如表 3 所示。从列[1]与列[2]来看，当其他条件不变的情况下，农业保险费用与农业保险深度均对农地规模化经营存在显著的正向促进作用；从列[3]可见，在其他因素不变的情况下，农业保险补贴对农地规模化经营存在正向促进作用，且在 1% 的统计水平上显著。由此可以推出，农业保险补贴对农地规模化经营的促进作用具有稳健性。

表 3 稳健性检验

因变量：农地规模化经营			
变量	[1] 更换解释变量	[2] 更换解释变量	[3] 更换因变量
lnpre	0.101*** (2.768)		
lndep		0.082* (2.047)	
lnnden			0.129*** (4.078)
lnedu	-0.057 (-0.125)	-0.037 (-0.074)	-0.415 (-1.100)
lninc	2.790*** (3.447)	3.080*** (3.479)	0.194 (0.362)
lnnyzb	-0.219 (-0.750)	-0.159 (-0.555)	-0.623*** (-2.853)
lnydl	-0.025 (-0.345)	-0.030 (-0.369)	-0.049 (-1.094)
lnysl	0.039 (0.228)	0.075 (0.407)	0.239 (0.930)
lnndl	-0.157 (-1.645)	-0.160 (-1.676)	0.023 (0.587)
lnngg	0.262 (1.525)	0.269 (1.483)	0.238 (1.416)
lncl	0.000 (0.001)	0.005 (0.128)	-0.046* (-1.945)
lnsz	0.019 (0.968)	0.018 (0.910)	0.035 (1.682)
Constant	-26.344*** (-3.850)	-28.100*** (-3.770)	-5.696 (-1.180)
地区固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
R-squared	0.817	0.812	0.488
N	272	272	272

(三) 内生性检验

本文主要分析的是农业保险补贴对农地规模化经营的影响作用，但是可能会存在农地规模化经营反过来影响农业保险补贴，因此，本文采取工具变量法进行内生性处理。借鉴邵全权和刘宇（2022）的研究，选取农业受灾情况作为农业保险补贴的工具变量，并采用农业保险的赔付支出（lnpay）来衡量。原因在于，农业保险赔付支出的多少取决于自然因素，通常不会直接影响农地规模化经营，具有较强的外生性；但是，随着赔付支出的变化，农户对农业保险的需求则会受到影响。参照马九杰等（2021）的研究，工具变量第一阶段回归模型如公式（2）所示，第二阶段回

归模型如公式 (3) 所示:

$$\ln den_{i,t} = \alpha_3 + \beta_3 \ln pay_{i,t} + \gamma_3 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\ln scale_{i,t} = \alpha_3 + \beta_3 \ln pay_{i,t} + \gamma_3 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

表 4 展示了两阶段工具变量法 (2SLS) 的估计结果以及相关的检验结果。从检验结果可以看出: 弱工具表变量检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 95.915, 显著大于 Stock-Yogo 在 10% 水平上的临界值 16.38, 因此认为不存在弱工具表变量。从回归系数来看, 第一阶段回归结果表明农业保险赔付支出与农业保险补贴的影响在 1% 的统计水平上显著为正。从第二阶段回归结果可观察到农业保险补贴依旧对农地规模化经营具有正向促进作用, 且在 1% 的统计水平上显著。换言之, 农业保险补贴对农地规模化经营具有显著的促进作用。综上可见, 该估计结果与前文研究所得到的结果一致, 即农业保险补贴显著促进了农地规模化经营的发展, 假设 1 得证。

表 4 内生性检验

因变量: 农地规模化经营		
	[1]	[2]
自变量	first stage	second stage
	ln den	ln scale
ln pay	0.419*** (3.277)	
ln den		0.114*** (3.029)
ln edu	1.191 (0.894)	-0.044 (-0.114)
ln inc	2.164 (1.203)	2.630*** (3.593)
ln nyzb	1.222** (2.285)	-0.221 (-0.859)
ln ydl	-0.078 (-0.528)	-0.017 (-0.283)
lnysl	0.217 (0.432)	0.053 (0.363)
ln dl	0.200 (1.539)	-0.165* (-1.856)
ln gg	-0.452 (-0.831)	0.261* (1.796)
ln cl	0.095 (1.346)	-0.004 (-0.131)
ln sz	-0.085*** (-2.743)	0.019 (1.149)
地区固定	YES	YES
时间固定	YES	YES
Observations	272	272
R-squared		0.840
Cragg-Donald Wald F statistic		95.915
10% maximal IV size		16.38

(四) 影响机制分析

在基准回归分析的基础上, 本文进一步研究农业保险补贴对农地规模化经营可

能存在的传导机制。基于理论分析结果，本文引入农业资本投入（Incap）、农业劳动力投入（Inlab）与农业技术进步（Intec）三个指标进行检验，上述指标各自的回归模型参见公式（4）、公式（5）和公式（6）。

$$\ln cap_{i,t} = \alpha_4 + \beta_4 \ln den_{i,t} + \gamma_4 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\ln lab_{i,t} = \alpha_5 + \beta_5 \ln den_{i,t} + \gamma_5 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\ln tec_{i,t} = \alpha_6 + \beta_6 \ln den_{i,t} + \gamma_6 controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中，农业资本投入（Incap）采用人均涉农贷款金额表示；农业劳动力投入（Inlab）采用《中国农村经营管理统计年报》中家庭耕地面积 10 亩以上的农户数来表示；农业技术进步（Intec）采用机耕面积占总耕地面积的比值来表示。估计结果见表 5。

表 5 农业保险补贴对农地规模化经营的影响机制分析

因变量：农地规模化经营			
自变量	[1] Incap	[2] Inlab	[3] Intec
lnden	0.199*** (3.884)	0.087** (2.532)	0.082* (1.753)
lnedu	-1.719*** (-4.089)	-0.194 (-0.414)	-1.263*** (-3.130)
lninc	3.085*** (3.516)	1.930*** (2.776)	1.219* (1.717)
lnnyzb	-0.759* (-2.003)	-0.293 (-1.261)	-0.267 (-0.683)
lnydl	-0.009 (-0.071)	0.026 (0.567)	-0.120 (-1.668)
lnysl	-0.018 (-0.094)	-0.088 (-0.686)	0.232 (0.954)
lnndl	0.067 (0.776)	-0.215** (-2.373)	0.140 (1.127)
lngg	0.593** (2.333)	0.335** (2.240)	0.314 (1.421)
lncl	0.009 (0.468)	0.018 (0.738)	0.299*** (4.249)
lnsz	0.028* (1.830)	0.016 (1.153)	0.017 (0.849)
Constant	-27.434*** (-3.283)	-15.799** (-2.682)	-14.832** (-2.201)
地区固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
R-squared	0.927	0.465	0.649
N	272	272	272

观察表 5 的[1]、[2]、[3]列可知，农业保险补贴对农业资本、农业劳动力与农业技术的回归系数分别在 1%、5%与 10%的统计水平下显著为正，表明农业保险补贴能够激励农户增加农业资本投入、农业劳动力投入和推动农业技术进步。从农业资本投入效应来看，农业保险及其保费补贴降低了农户从事农业生产的经营风险，有效缓解了自然灾害对农户家庭收入的负向冲击，有效提升了农户的信贷履约能力，帮助更多农户利用信贷资金在农地流转市场上租赁土地，从而扩大农业生产规模，最终达到助力农地规模化经营的政策效果。从农业劳动力投入效应来看，虽然农村

劳动力人口总量在下降，但从事规模化农地经营的农户数量（即家庭耕地面积在 10 亩以上的农户数量）在农业保险的政策激励下还是实现了显著增长，说明农业保险及其保费补贴能够吸引更多的农村劳动力投入到农地的规模化经营活动当中。从农业技术进步效应来看，包括政策性农机保险在内的农业保险服务，有效实现了风险分担，从而能够通过提升农业生产的技术水平，推动农业规模化生产。综上所述，农业保险补贴通过显著增加农户的资本、劳动力以及技术投入，从而推动农地规模化经营的发展，假设 2 得到验证。

五、进一步分析

农地的规模化经营受到各种因素的制约，而农业保险的发展水平以及不同农作物的风险保障水平也存在显著差异，因此在研究农业保险补贴对农地规模化经营的激励效应时，还需要进一步考虑到异质性问题。本文主要从以下三个层面来考察异质性问题。

（一）基于粮食产量视角的异质性分析

本文异质性分析的第一个层面是基于粮食产量视角。原因在于，一是在各类农作物当中，粮食类作物是首批被中央财政和地方各级财政纳入政策性农业保险保费补贴试点的品种，有些财政实力相对较弱的粮食主产区地方政府，通常将有限的资金集中用于发展粮食作物保险，这也是为什么湖南、河南等我国传统粮食主产省区的农业保险发展水平远远高于广东、浙江、山东、福建等东部沿海省区的重要原因；二是粮食类作物有相对稳定的市场价格（如国家规定的粮食最低收购价等），在农业收入保险尚未普及、目前主要以保自然灾害导致的成本损失情况下，农户专业化种植粮食类作物能够获得更稳定的收入，从而也更容易实现规模化经营。基于此，本文根据各地区的粮食产量将其划分为粮食主产区与非粮食主产区，具体划分标准如下：近三年（2019-2021）粮食产量在 2000 万吨以上的划分为粮食主产区（产量最低的江西为 2168 万吨），低于 2000 万吨的为非粮食主产区（产量最高的云南为 1823 万吨）。根据上述划分标准，粮食主产区包括辽宁、河北、山东、吉林、内蒙古、江西、湖南、四川、河南、湖北、江苏、安徽、黑龙江等 13 个省（市、区）（这也是国家划定的全国 13 个粮食主产区）；非粮食主产区包括云南、新疆、广西、山西、广东、陕西、甘肃、贵州、重庆、浙江、福建、宁夏、天津、海南、上海、青海、北京等 17 个省、市、区。

基于粮食产量视角的异质性分析结果如表 6 的第[1]列与第[2]列所示，可见粮食主产区农业保险补贴对农地规模化经营的回归系数为 0.095，而非粮食主产区农业保险补贴对农地规模化经营的回归系数为 0.201，两者均在 1% 的显著性水平上显著。而且，通过似无相关模型 SUR 进行检验，发现组间系数存在统计差异，说明相对于粮食主产区，非粮食主产区农业保险补贴对农地规模化经营的促进作用更为明显。表面上来看这个结果似乎有点违反常识，但从我国农业政策的发展变迁来看，这样的结果也是合乎常理的。我国粮食主产区的整体农业发展水平较高，而且由于有国家提供的最低收购价，粮食的价格也相比经济作物更为稳定。从风险控制的角度考虑，大部分农户也更愿意从事规模化的粮食种植。因此，实施农地流转政策之后，农地流转和整合就开始在粮食主产区广泛展开。换言之，粮食主产区的农地流转在农业保险大规模普及之前已经有较好的发展基础。相比之下，我国大部分非粮食主

产区农业发展水平相对较低，很多地方都是以种植本地特色的经济作物为主，在缺乏足够农业风险管理手段的情况下，经济作物的大规模种植会导致农户面临更大的损失风险（如自然灾害、价格波动等），因此在农业保险尚未普及之前，非粮食主产地区的农地规模化经营在很大程度上是受到严重抑制。随着农业保险及其保费补贴逐渐普及，并且风险保障水平也越来越高，农户规模化种植经济作物的损失风险大大降低，从而使得他们有足够的经济激励去租赁土地扩大农业生产规模，充分释放农户对农地流转的市场需求，最终实现农地的规模化经营。

表 6 异质性分析结果

因变量：农地规模化经营						
变量	[1] 粮食主产区	[2] 非粮食主产区	[3] 易发生自然灾害地区	[4] 不易发生自然灾害地区	[5] 平原地区	[6] 非平原地区
cx_lnden	0.095*** (3.084)	0.201*** (5.798)	0.079 (1.576)	0.175*** (6.451)	0.100*** (3.062)	0.180*** (6.423)
cx_lnedu	-0.540 (-1.147)	0.027 (0.058)	0.761 (1.221)	-0.699** (-2.195)	0.076 (0.141)	-0.439 (-1.030)
cx_lninc	1.507*** (3.296)	1.283* (1.744)	1.952*** (2.975)	1.327** (2.472)	1.193** (2.225)	2.005*** (3.470)
cx_lnnzyb	-0.454*** (-2.745)	0.056 (0.182)	-0.404 (-1.443)	0.156 (0.826)	-0.446* (-1.845)	-0.314 (-1.384)
cx_lnydl	0.105* (1.825)	0.003 (0.059)	-0.022 (-0.128)	-0.036 (-1.052)	-0.009 (-0.069)	0.037 (0.763)
cx_lnysl	0.011 (0.073)	0.024 (0.154)	-0.169 (-0.744)	0.113 (1.095)	0.041 (0.213)	0.105 (0.760)
cx_lndl	0.003 (0.067)	-0.319*** (-7.014)	-0.170*** (-3.805)	0.011 (0.197)	0.076 (1.193)	-0.226*** (-5.938)
cx_lngg	-0.147 (-0.799)	0.381* (1.736)	0.058 (0.220)	-0.073 (-0.497)	-0.207 (-1.160)	0.398** (2.018)
cx_lincl	0.031 (0.233)	-0.026 (-1.084)	0.531** (2.198)	-0.014 (-0.923)	0.110** (2.318)	-0.043* (-1.781)
cx_lnsz	-0.011 (-0.699)	0.035** (2.026)	0.064*** (2.666)	-0.019* (-1.683)	0.010 (0.546)	0.035** (2.318)
Constant	0.495** (2.284)	0.524 (1.626)	0.651** (2.068)	0.564** (2.485)	0.365 (1.579)	0.800*** (3.117)
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.911	0.842	0.857	0.887	0.921	0.837
N	130	142	150	122	93	179
组间差异性检验	chi2(1)=4.94 Prob > chi2 =0.0263		chi2(1)=3.81 Prob > chi2 =0.0510		chi2(1)= 3.34 Prob > chi2 =0.0677	

（二）基于自然灾害视角的异质性分析

本文异质性分析的第二个层面是基于自然灾害视角。我国地处北半球中纬度环球自然灾害带与环太平洋灾害带交汇的位置，常年遭受暴雨洪涝灾害的侵扰。频频发生的自然灾害既是导致我国农村居民贫困的重要因素，也是农地规模化经营的关键

键桎梏。农业保险最主要的功能就是缓解自然灾害对农户家庭收入的负面冲击，如果农业保险提供的风险保障水平足够高，将有助于帮助风险规避型的中小农户改变种植决策，激励他们通过土地流转等方式扩大土地种植面积，最终实现农地的规模化经营。本文根据《中国环境统计年鉴》的数据，首先将 2011—2020 年全国各省区的自然灾害损失金额作为划分依据，对这十年内各省区由自然灾害造成的经济损失进行均值化处理并加以排序：排名前十五位的省区视作为易发生自然灾害的地区，包括四川、浙江、湖南、广东、湖北、安徽、云南、山东、河北、甘肃、江西、黑龙江、内蒙古、吉林与贵州等，排名后十五的省区视作为不易发生自然灾害的地区，包括福建、陕西、辽宁、山西、新疆、广西、河南、重庆、江苏、海南、北京、青海、宁夏、天津、上海。其次，分别考察这两类地区农业保险补贴对农地规模化经营的差异化影响。估计结果见表 6 的第[3]列和第[4]列。

由此可见，在易发生自然灾害的地区农业保险对农地规模化经营的回归系数为 0.079，且不显著；而在不易发生自然灾害的地区农业保险对农地规模化经营的回归系数为 0.175，在 1% 的显著性水平下显著，并通过了组间差异性检验。上述结果表明，在不易发生自然灾害的省区，农业保险及其保费补贴对农地规模化经营的促进效果更为显著；而在易发生自然灾害的地区，农业保险对农地规模化经营的积极影响尚不是很明确。换言之，易发生自然灾害地区的农户目前仍然受制于灾害损失的负面冲击而不敢在土地流转市场上通过租赁耕地来扩大自己的种植规模，从而导致农地规模化经营受到一定程度的抑制。究其本质，目前我国农业保险的整体保障水平仍然较低，全国绝大部分地区开展的政策性农业保险仍然是以物化成本作为风险保障的参考标准，尚未实现完全成本保险的普及，在这种较低的保障水平之下，农户从事规模化种植一旦遭遇重大自然灾害，不仅无法收回成本，还有很大可能重返贫困境地。因此，对于风险规避型的普通中小农户来说，继续选择小规模、多样化的种植方式，或者选择半工半农的兼业方式是一种更为稳妥、能够带来更稳定收益的决策。

（三）基于耕地资源禀赋视角的异质性分析

本文异质性分析的第三个层面是基于耕地资源禀赋视角。耕地资源禀赋包括多个维度，如土壤肥沃程度、年均光照时间、年均降雨量、土地是否平整等，但从对农地规模化经营发展的角度来看，是否有足够大面积的平整土地是农户或者农业企业在农地流转过程中首先需要考虑的关键因素。由于我国平原面积占比较低，大部分省份都普遍存在耕地细碎化问题，在耕地细碎化情况较为严重的地区，田坎和地块界线较多，即造成了耕地资源的浪费，也对农地规模化经营形成了重要制约。一方面，过多的小地块和分界线限制了农用机械设备的使用，导致一些大型机械无法在田间正常作业，农户被迫采用人力与畜力相结合的传统耕作方法，无法享受农业机械化所带来的劳动力解放，导致农业投入成本一直居高不下；另一方面，耕地细碎化还会导致农户无法进行专业化、集约化的农业生产，加上只能采用最原始的耕作方式，农户只能根据各个小块耕地的地理特征和距离远近选择种植不同的农作物，间接引致了农户的多样化种植行为。而在传统的农业生产模式下，多样化种植显然是低效率的农业生产方式，因此它又在很大程度上抑制了农户在农业生产上的资本和劳动力投入。

基于上述分析逻辑，本文以平原面积占比作为衡量耕地资源禀赋的核心指标，将全国划分为平原省区和非平原省区。具体划分标准如下：平原和平地面积占比超

过 30% 的省区，划分为平原地区，包括江苏、黑龙江、吉林、辽宁、河北、河南、山东、安徽、内蒙古、新疆、宁夏等 11 个省区¹；平原和平地面积占比小于 30% 的省区，本文将划分为非平原地区，包括广东、浙江、福建、湖北、湖南、江西、山西、甘肃、广西、贵州、四川、云南、重庆、陕西、海南、北京、天津、上海等 18 个省区。北京、上海和天津三个直辖市虽然平原面积占比较高，但城市的总辖区面积较小，有限的平原面积绝大部分都被作为城市建设用地，或者工业用地，真正用于农业发展的耕地面积是极其有限的，因此将其归入非平原地区。

从表 6 的第 (5) 列和第 (6) 是基于耕地资源禀赋的异质性分析结果，可知，平原地区农业保险补贴对农地规模化经营的回归系数为 0.100，而非平原地区农业保险补贴对农地规模化经营的回归系数为 0.180，两者均在 1% 的显著性水平下显著，并通过了组间差异性检验。这说明无论是在平原地区还是在非平原地区，农业保险补贴对农地规模化经营发展均有显著的促进作用，并且在非平原地区农业保险补贴对农地规模化经营的促进效果更好。原因在于：一方面，平原地区由于具有天然的资源禀赋优势，土地流转市场的发展相比非平原地区更早、也更成熟，土地流转的比例也更高，故而削弱了农业保险补贴对农地规模化经营的积极影响。在我国实施土地流转政策之后以及农业保险保费补贴政策大规模推广之前，这些地区就已经有大量的耕地完成了土地流转，因此在农业保险保费补贴政策推行之后，能够进入土地流转市场的耕地相对较少，从而弱化了农业保险保费补贴对农地规模化经营的激励效应；另一方面，非平原地区的耕地禀赋条件导致其土地细碎化、分散化问题比较严重，农业生产经营收益相对较低。在农业收益无法得到有效保障的前提下，大部分农户缺乏土地整合、流转的积极性，导致农地流转市场发展迟滞，广大农户和农业企业的土地租赁需求无法得到有效释放。农业保险提供的风险保障和各级财政提供的保费补贴既提升了农户抵御各类自然灾害的能力，同时也提高了农户从事农业经营的预期收益，并使得整合细碎化土地、扩大农业生产规模成为有利可图的事，此时“经济理性”并且掌握一定先进技术和农业生产管理经验的农户，将在土地流转市场上通过租赁的方式适当扩大自己的耕地规模，从而让整个市场的农地流转与整合需求得到充分释放，最终推动非平原地区农地规模化经营的快速发展。

六、主要结论与政策建议

本文采用 2011-2020 年的省级面板数据，运用双向固定效应模型实证分析了农业保险补贴对农地规模化经营的影响。研究发现，农业保险及其保费补贴能够激励农户增加资本投入、劳动力投入和推动农业技术进步，从而引导和帮助农户从传统农业生产模式向专业化、集约化的现代生产模式转型，最终达到了促进农地规模化经营的政策效果。异质性分析显示：粮食主产区农业保险保费补贴对农地规模化经营的促进作用比非粮食主产区要小；相比容易发生自然灾害的地区，不容易发生自然灾害地区农业保险补贴对农地规模化经营的促进作用更大也更显著；耕地资源禀赋较好、平原面积占比较多的地区，农业保险补贴对农地规模化经营的促进作用较小，而耕地资源禀赋较差、平原面积占比较小的地区，农业保险补贴对农地规模化经营

¹ 严格来说，青海的平地面积占比也超过了 30%，但青海主要地处青藏高原，过高的海拔导致当地不适合发展种植业生产，只适合发展畜牧业。而本文主要讨论的是农业保险补贴对农地规模化经营（本质上是种植业）的影响，因此在异质性分析部分将青海剔除。

的促进作用反而更大。基于上述研究结论，本文从推动农地规模化经营的视角对当前政策性农业保险的发展提出几点政策建议。

（一）适当加大非粮食主产区的农业保险保费补贴力度

在我国政策性农业保险开始实施的很长时间内，中央财政都将粮食主产区的农业保险作为重点关注和发展对象，比如首批政策性农业保险的试点省份主要是粮食生产大省、中央财政曾长时间对产粮大县提供比其它地区更高的农业保险保费补贴比例等等。从保障国家粮食安全的角度来看，当初优先在粮食主产区发展政策性农业保险无疑是正确的。然而，本文的实证结果表明，从推动农地规模化经营的角度来看，目前粮食主产区的农地流转与规模化经营已经达到一个相对较高的水平，当前农业保险发展对粮食主产区农地规模化经营的促进作用已经有所弱化；而非粮食主产区农地流转的市场前景相对更大，农业保险对农地规模化经营的促进效应也更加明显，在此情况下应该适当提升非粮食主产区农业保险的保费补贴力度，提升当地农业保险的风险保障水平，从而更好地推动非粮食主产区的农地适度规模经营。由于有国家提供的价格保护政策，粮食作物相对于经济作物能够获得更稳定的收益，农户在非粮食主产区通过流转方式租赁的土地有相当大一部分仍然是用于专业化的粮食生产。因此，提升非粮食主产区农业保险的保费补贴力度同样能够起到提高粮食总产量、保障国家粮食安全的政策目的。目前我国的非粮食主产区一部分位于东南沿海，还有一部分位于西南和西北地区，针对东南沿海的非粮食主产区，中央财政可以通过政策引导的方式激励地方财政加大对本地区农业保险的保费补贴力度，提升当地农业保险的覆盖面和风险保障水平；针对西南和西北的非粮食主产区，中央财政可以适当提升当地主要产粮城市（或产粮县）的农业保险保费补贴比例。针对非平原省区也可以采用类似的农业保险补贴政策来助力当地农业的适度规模经营。

（二）改变农业信贷主导下的传统农村金融发展模式，提高农业保险在农村金融支农体系中的地位

多年来我国农村金融发展一直坚持农业信贷主导的模式，在2007年中央财政保费补贴试点之前，农业保险在农村金融发展中的重要作用几乎完全被忽略。然而，农村信贷机构作为一个追求利润最大化的商业组织，本质上具有“嫌贫爱富”的特性，即使政府采用利息补贴等方式赋予他们扶贫增收的政治使命，但在实际发展过程中信贷扶贫目标偏离的情况仍然非常普遍，少数富裕农户攫取大部分信贷资源的“精英俘获”现象并未得到有效缓解，最终导致的结果便是原本富裕的农户越来越富有，而原本贫困的农户却受限于融资约束无法通过规模化经营来提升家庭收入水平。目前全国各地都在进行各种形式的农村金融制度创新来支持新型农业经营主体发展，比如很多省市在推行农业信贷担保保险，以期为农户潜在的信贷违约提供保险保障，但这种方式只是将风险从信贷机构转嫁给了保险公司，并没有从本质上降低风险发生的概率和损失，所以在实际推行过程中保险公司的参与意愿并不高，部分地区甚至出现保险公司要求贷款农户提供反担保的情况。当前农业信贷主导下的农村金融发展模式，对于帮助普通小农户转型升级为专业化、规模化农户的支持作用是极其有限的。事实上，农户信贷违约的一个最重要原因是农业经营的收益不稳定，比如遇到重大自然灾害或者农产品价格出现巨大波动时，农户将没有足够的收入来偿还贷款本息。如果我们将风险管理手段前置，比如适当提高农业保险的风险保障水平，充分发挥其收入保障功能来抵御自然灾害和价格波动的负面冲击，确保农户在最糟

糕的外部环境下仍然能够通过保险补偿获得一份相对不错的收益，这对于提高农户的信贷履约能力、降低信贷机构的违约风险无疑是具有积极意义的。如果信贷机构在发放贷款时能够依据农户购买的农业保险最大保障金额进行额度审批，在理论上完全可以利用保险赔偿资金覆盖信贷本金和利息，从而实现信贷机构愿意贷款、普通农户也能够贷到款的双赢局面。因此，本文认为政府主管部门可以考虑提升农业保险在我国农村金融支农体系中的地位，比如将部分农业信贷利息补贴的资金用于提高农业保险的风险保障水平，特别是提高自然灾害高发地区农业保险的风险保障水平，进而提升这些地区普通农户的信贷可得性，帮助他们利用信贷资金来增加农业生产中的土地、劳动力和资本投入，最终实现农地的规模化经营。

参考文献

- [1]Barry K. Goodwin, Monte L. Vandever, John L. Deal.An Empirical Analysis of Acreage Effects of Participation in the Federal Crop Insurance Program[J].American Journal of Agricultural Economics, 2004,Vol.86,No.4:1058-1077.
- [2]Barry K. Goodwin and Vincent H. Smith.What Harm Is Done by Subsidizing Crop Insurance? [J].American Journal of Agricultural Economics,2013, Vol. 95,No.2: 489-497.
- [3]Cory G. Walters, C. Richard Shumway, Hayley H. Chouinard and Philip R. Wandschneider. Crop Insurance, Land Allocation, and the Environment [J].Journal of Agricultural and Resource Economics, 2012,Vol. 37,No.2:301-320.
- [4] C. Edwin Young, Monte L. Vandever and Randall D. Schnepf.Production and Price Impacts of U.S. Crop Insurance Programs[J].American Journal of Agricultural Economics,2001,Vol.83, No.5:1196-1203.
- [5]Jian Shi, JunJie Wu, Beau Olen. Assessing Effects of Federal Crop Insurance Supply on Acreage and Yield of Specialty Crops[J].Canadian Journal of Agricultural Economics,2020,Vol. 68,NO.1:65-82
- [6]Jisang Yu, Aaron Smith, Daniel A. Sumner. Effects of Crop Insurance Premium Subsidies on Crop Acreage [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2018,Vol.100,No.1:91-114
- [7] JunJie Wu. Crop Insurance, Acreage Decisions, and Nonpoint-Source Pollution[J].American Journal of Agricultural Economics,1999,Vol.81,No.2:305-320.
- [8]Roger Claassen, Christian Langpap, JunJie Wu.Impacts of Federal Crop Insurance on Land Use and Environmental Quality[J].American Journal of Agricultural Economics,2017,Vol.99,No. 3: 592-613
- [9] Roger Claassen, Joseph C. Cooper, and Fernando Carriazo.Crop Insurance, Disaster Payments, and Land Use Change: The Effect of Sodsaver on Incentives for Grassland Conversion[J]. Journal of Agricultural and Applied Economics, 2011,Vol.43,No.2:195-211.
- [10]Tronstad Russell, Bool Romilee.U.S. Cotton Acreage Response Due to Subsidized Crop Insurance.Agricultural & Applied Economics Association 2010 AAEA, CAES, & WAEA Joint Annual Meeting, Denver, Colorado, 2010,July 25-27.
- [11]柴智慧.参与农作物保险是否促进农户农地转入?——基于内蒙古的微观实证[J].保险研究,2021,No.404(12):39-54.
- [12]陈军,帅朗.新型农业经营主体供给型融资约束与融资担保——基于湖北省的数据考察[J].农村经济,2021,No.460(02):95-104.
- [13]段白鸽,何敏华.政策性农业保险的精准扶贫效果评估——来自中国准自然实验的

证据[J].保险研究,2021,No.403(11):36-57.

[14]富丽莎,秦涛,汪三贵.农业保险的要素配置效应及其作用机制——基于助力现代农业发展视角[J].资源科学,2022,44(10):1980-1993.

[15]黄天宇,李楠.农户经营农场规模、租佃制度与农业生产率——基于历史视角的实证考察[J].经济评论,2021,No.231(05):102-117.

[16]付小鹏,梁平.政策性农业保险试点改变了农民多样化种植行为吗[J].农业技术经济,2017, No.269(09): 66-79.

[17]何冰晶,刘耀龙,张华明等.中国灾害风险与贫困互相关效应的理论分析与实证研究[J].干旱区地理,2022,45(05):1649-1658.

[18]江生忠,付爽,李文中.农业保险财政补贴政策能调整作物种植结构吗?——来自中国准自然实验的证据[J].保险研究,2022,No.410(06):51-66.

[19]李嘉浩,王国军.农险保费补贴、农业规模化和农业生产水平[J].山西财经大学学报,2022,44(08):43-57.

[20]李立平,伍思健,周勇.小额信贷客户地域差异与目标偏移[J].中国管理科学,2023,31(06): 122-130.

[21]李江一,仇童伟.农地确权与农业生产结构调整:来自中国家庭金融调查的证据[J].财贸研究,2021,32(09):57-69.

[22]李江一,仇童伟,秦范.新型农业经营主体的非农就业带动效应研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022,No.159(03):10-21.

[23]李卓,王峰伟,封立涛.土地流转政策对粮食安全的影响[J].财经科学,2021,No.396(03):94-105.

[24]刘同山.农地流转不畅对粮食产量有何影响?——以黄淮海农区小麦生产为例[J].中国农村经济,2018,No.408(12):103-116.

[25]刘素春,赵新宇,田冠超.农业保险能减弱农民的非农就业意愿吗——基于山东省、浙江省、陕西省的调研数据[J].农业技术经济,2022,No.331(11):53-64.

[26]刘蔚,孙蓉.农险财政补贴影响农户行为及种植结构的传导机制——基于保费补贴前后全国面板数据比较分析[J].保险研究,2016,No.339(07):11-24.

[27]刘琼,肖海峰.农地经营规模与财政支农政策对农业碳排放的影响[J].资源科学,42(6): 1063-1073.

[28]刘心怡,张伟,陈小知.数字普惠金融对不同区域农户收入的差异化影响研究——基于数字基础与城镇化的视角[J].农业现代化研究,2022,43(6):984-994.

[29]卢华,胡浩.土地细碎化、种植多样化对农业生产利润和效率的影响分析——基于江苏农户的微观调查[J].农业技术经济,2015,No.243(07):4-15.

[30]马九杰,杨晨,崔恒瑜等.农业保险的环境效应及影响机制——从中国化肥面源污染视角的考察[J].保险研究,2021,No.401(09):46-61.

[31]陆杉,熊娇.农村金融、农地规模经营与农业绿色效率[J].华南农业大学学报(社会科学版), 2021,20(04):63-75.

[32]梅付春,马开轩.农业适度规模经营路径之争:土地规模还是服务规模[J].经济经纬,2022,39(02):46-56.

[33]任天驰,张洪振,杨晓慧等.农业保险保障水平与农户生产投资:一个“倒U型”关系——基于鄂、赣、川、滇四省调查数据[J].中国农村观察,2021,No.161(05):128-144.

[34]任天驰,杨沛华.小农户衔接现代农业生产:农业保险的要素配置作用——来自第三

次全国农业普查的微观证据[J].财经科学,2020,No.388(07):41-53.

[35]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.

[36]石文香,陈盛伟.中国化肥面源污染排放驱动因素分解与 EKC 检验[J].干旱区资源与环境,2019,33(05):1-7.

[37]吴本健,罗玲,邓蕾.多样化种植与农村相对贫困的形成及治理[J].华南师范大学学报(社会科学版),2021,No.250(02):19-31+205.

[38]吴雪婧,于小兵,钱宇.自然灾害如何影响农户的贫困脆弱性——基于 CFPS 微观数据的实证分析[J].农业技术经济,2022,No.326(06):46-60.

[39]王勇,张伟,罗向明.基于农业保险保单抵押的家庭农场融资机制创新研究[J].保险研究,2016,No.334(02):107-119.

[40]许秀川,高远东,梁义娟.借贷能力、风险收益与新型农业经营主体经营效率[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019,No.139(01):54-67+165.

[41]徐俊丽,米运生,李德力等.农户地租契约选择的经济逻辑:预期效用抑或损失规避[J].南方经济,2022,No.398(11):18-35.

[42]杨浩,庄天慧,蓝红星.气象灾害对贫困地区农户脆弱性影响研究——基于全国 592 个贫困县 53271 户的分析[J].农业技术经济,2016,No.251(03):103-112.

[43]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,No.369(01):32-44.

[44]张伟,郭颂平,罗向明.风险演变、收入调整与不同地理区域农业保险的差异化需求[J].保险研究,2013,No.306(10):32-41.

[45]张伟,罗向明,曾华盛等.政策性农业保险对不同群体的收入再分配效应[J].保险研究,2021, No.398(06):72-88.

[46]张伟,黄颖,何小伟等.贫困地区农户因灾致贫与政策性农业保险精准扶贫[J].农业经济问题,2020,No.492(12):28-40.

[47]张伟,黄颖,谭莹等.灾害冲击下贫困地区农村金融精准扶贫的政策选择——农业信贷还是农业保险[J].保险研究,2020,No.381(01):21-35.

[48]张伟,黄颖,易沛等.政策性农业保险的精准扶贫效应与扶贫机制设计[J].保险研究,2017, No.355(11):18-32.

[49]张伟,黄颖,李长春等.收入分化、需求演变与农业保险供给侧改革[J].农业经济问题,2018, No.467(11):123-134.

[50]展凯,孙钰祥.农作物收入保险产品设计与定价机制研究——以大豆收入保险为例[J].金融经济研究,2021,36(06):68-81.

[51]张林,贺宝玲.农业保险高质量发展的区域差异与空间收敛——中共二十大报告关于高质量发展视角的理论阐释[J].金融经济研究,2023,38(01):113-128.

[52]张壮,田云,陈池波.政策性农业保险能引导农业碳减排吗? [J].湖南农业大学学报(社会科学版),2023, 24(02):29-38.

[53]张颖慧,聂强.贫困地区小额信贷的运行绩效[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2016, 16(01):89-97+118.

[54]曾雄旺,张子涵,胡鹏.新型农业经营主体融资约束及其破解[J].湖南社会科学,2020,No. 197(01):97-102.

环境责任保险与区域生态效率：促进还是抑制？

完颜瑞云、赵桐浦、锁凌燕¹

摘要：

推动绿色发展已经成为中国经济发展的必然选择，区域生态效率是衡量地区绿色发展效率的一个代表性指标。环境责任保险作为一种市场化的风险管理手段，普遍认为能够促进区域生态效率的提升。然而，环境责任保险的发展在中国却不尽人意。本文希望深入研究环境责任保险作用于区域生态效率的影响，并考察这种影响产生的背后机制。基于此，本文在测算了各地区区域生态效率的基础上通过理论分析和实证研究发现，环境责任保险整体上来看能够促进区域生态效率的提升，但存在着加强环境保护努力和放松承担环境保护责任两个竞争性机制。机制分析证实了这两个机制的存在性，并且在目前阶段加强环境保护努力的正面作用大于放松承担环境保护责任的负面作用。本文还对政府管制在环境责任保险作用于区域生态效率提升进程的调节作用进行了分析。文章的研究结论为环境责任保险提升区域生态效率的作用提供了直接证据，也为以环境责任保险为核心建立环境治理的市场机制提供了有效的参考建议。

关键词：区域生态效率，环境责任保险，政府管制，环境污染

一、引言

绿水青山就是金山银山。习近平总书记在党的二十大报告中指出：“大自然是人类赖以生存发展的基本条件。尊重自然、顺应自然、保护自然，是全面建设社会主义现代化国家的内在要求。必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念，站在人与自然和谐共生的高度谋划发展。”²这一重要论述为新时代新征程推进生态文明建设提供了重要遵循，为推进美丽中国建设指明了方向。绿色发展是中国社会进步

¹ 陈完颜瑞云，西南财经大学中国金融研究院讲师。赵桐浦，对外经济贸易大学保险学院硕士研究生。锁凌燕，北京大学经济学院教授，副院长。

² 习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告，http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm, 2022-10-25.

的必然选择（孙祁祥，2016），要求在经济发展过程中降低资源消耗、降低环境污染的情况下，尽可能获得更多的经济产出。在这一理念指导下，德国学者 Schaltegger 和 Sturm（1990）提出了区域生态效率（eco-efficiency）这一概念，指一个地区经济发展过程中以较少的资源消耗和环境污染的前提下，尽可能生产更多的产品和服务的水平（李胜兰等，2014）。研究普遍认为，区域生态效率水平越高，也就能够以更低的资源损耗、更少的资源占用、更低的经济成本实现人与自然的和谐共生。同时，在资源消耗既定的情况下，可以通过减轻环境污染来提升区域生态效率。

提升区域生态效率水平的手段众多，包括但不限于政策因素、经济因素、科技创新、人力成本等客观条件（潘兴侠，2014）。其中，环境责任保险（Environmental Liability Insurance, ELI，以下简称“环责险”）作为一种市场化的风险管理和风险减量手段，能够显著影响区域生态效率（Zweifel, 1996）。环责险是责任保险的一种，中国的环境责任保险是指以企业发生污染事故对第三者造成的损害依法应承担的赔偿责任为标的的保险¹。环责险起源于工业化国家，中国自上世纪中后期开始开展，从 2007 年开始推进试点工作，2012 年《国务院关于加强环境保护重点工作的意见》及 2014 年 4 月新修订的《环境保护法》均从国家政策层面大范围推动环责险试点工作，目前已经在全国范围内铺开。一般认为，环境责任保险旨在分担投保人的生产成本和环境污染风险，能够解除企业生产的后顾之忧，提升生产效率，同时也能增强企业应对环境污染风险的能力，在一定程度上也能减少环境污染事件的发生，因而也就对区域生态效率产生影响。然而，现实情况并非如此。实际上，目前中国环境责任保险的发展很大程度上仍然局限于政府试点方式，而市场上符合投保条件的企业投保意愿和动机都不足（李萱等，2015），可能引发道德风险并增加了污染物的排放量（Chen et al., 2022），从而限制了环境责任保险充分发挥其促进区域生态效率的提升功能。因而，环境责任保险对区域生态效率的作用可能是复杂多面的，需要在中国的现实情境下进行深入的多渠道分析，以便更好地指导日常实践。

相当一部分研究对环境责任保险与区域生态效率之间的关系进行了探讨。研究发现，通过引入环境责任保险，可以改善环境绩效（Yin et al., 2011; Boomhower, 2019）。这可能证实了环境责任保险确实能够促进区域生态效率提升。然而，现有的研究大多集中于环境责任保险发展比较发达的美国市场情况，而且集中于单一微观行业视角。而在中国视角下开展的讨论还很少，并且考虑到中国独特的体制环境和目前还处于发展起步阶段的环境责任保险经营现状，现有研究得到的种种结论是否也适用于中国的现实情况还不清楚。基于此，本文的研究从以下几个方面完善了现有研究：

首先，本文是第一篇使用宏观地区环境责任保险投保数据进行研究的文章。过去的研究大多使用 2014-2015 年前中华人民共和国环境保护部公布的投保环境责任保险企业名单开展的，距离目前已有较远的时间，且难以从宏观层面观察到环境责

¹ 国家环境保护总局，中国保险监督管理委员会《关于环境污染责任保险工作的指导意见》（环发[2007]189号）。http://www.gov.cn/zwjk/2008-02/25/content_899905.htm, 2008-2-25.

任保险对全社会福利水平的影响。基于此，本文选择使用宏观地区环境责任保险投保数据开展了系列研究，获得了宏观层面环境责任保险的平均作用效应，并通过一系列检验证实了所获得结论的可靠性。其次，本文统一了对现有一系列结论冲突文献的解释。相当一部分文献对美国公司开展研究发现，环境责任保险通过缓解判断证明问题、参与事中监督等措施降低了污染物的排放，然而一些基于中国市场的研究对此持相反意见。这是由于目前的研究大多使用直接的企业污染物排放数据，而缺乏对生态效率的观察而导致的。本文对环责险作用于区域生态效率的影响机制及其后果开展的研究说明了目前中国市场上确实存在加强环境保护努力和放松承担环境保护责任的两种作用途径，这两个机制相互竞争，并在过去十余年时间内整体表现出正面的促进作用。

本文还进一步讨论了政府管制在环境保护进程中的影响。理论研究表明，法律环境和行政法规的变化会影响环境保护行为（Becker 和 Henderson, 2000; Shapiro 和 Walker, 2018; Zhang et al., 2019），但这种影响的结果有正有负。本文通过对地区法治水平和政府环境管制注意力的作用开展研究发现，过度干预的政府管制可能对环境责任保险呈现替代作用，“挤出”环境责任保险这一市场化安排本应产生的影响。这一结果说明简单地通过立法利用行政的手段来降低环境污染，并不能绝对地提升区域生态效率。因而，有关环境保护相关的政策需要充分考虑到市场与政府之间的关系并进行更为细致的设计，从而在相对而言不发达的保险市场和法律环境中更好地发挥环责险作用。

基于以上种种认识，本文尝试在现有研究的基础上，用实证的方法检验环责险对区域生态效率的影响。接下来的内容安排如下：第二部分从动态的角度测算了中国 2008-2019 年的各地区区域生态效率；第三部分是对环责险影响区域生态效率的理论机制分析；第四部分选择中国 2015-2019 年的相应数据，用实证的方法检验环责险对区域生态效率的影响；第五部分进行了竞争性的机制分析和政府管制作为调节变量的分析；第六部分是结论与建议。

二、区域生态效率：中国现实

（一）测算方法与指标选取

生态效率是指一定时期内增加的经济价值与增加的生态环境负荷的比值（龚新蜀等，2018）。鉴于生态效率中包含了资源与环境投入和产出的关系，涉及多个投入产出变量，目前学者们较多采用数据包络分析法（DEA）对具有可比性的同类型单位的效率进行相对有效性评价（如杨斌，2009；史丹和王俊杰，2016；等）。传统的 CCR 和 BCC 模型尽管能够解决投入、产出单位不一致的问题，但不能充分考虑投入、产出松弛性的困扰（罗能生和王玉泽，2017）。因此，本文选择使用 Tone（2002）提出的超效率 SBM 模型，通过将松弛变量加入目标函数，并对多个有效决策单元进行区分排序的方法，从非径向、非角度进行最优的效率测算。因此，本文选择采用包

含非期望产出的超效率 SBM 模型，并使用 MAXDEA pro 软件进行数值测算。考虑到数据的完整性和平稳性，并全面地展现我国生态效率的变动及其区域差异，本文选取 2008-2019 年中国 31 个省市作为研究对象，借鉴现有研究的做法对生态效率进行测度（罗能生和王玉泽，2017；龚新蜀等，2018；田亚鹏和柳晓艺，2021）：以 2008 年为基期的各地区实际生产总值（GDP）为期望产出指标；废水排放量、二氧化硫排放量和工业固体废弃物排放量为非期望产出指标；生态效率的投入主要指消耗的资源，包括土地、能源、水、资本以及劳动力，因此选取的投入变量依次包括固定资本存量、就业人员数、地方财政科学技术支出、电力消费量、建成区面积和用水量。其中，固定资本存量的测算参考张军等（2004）的永续盘存法，展期更新到 2019 年。

表 1：测算生态效率的指标设置

一级指标	二级指标	指标名称	具体指标说明
投入变量	资本投入指标	固定资本	固定资本存量
	劳动力投入指标	人力资本	城镇单位就业人员（万人）
	技术投入指标	科技投入	地方财政科学技术支出（亿元）
	能源投入指标	能源消耗	电力消费总量（亿千瓦时）
		土地消耗	城市建设用地面积（平方公里）
产出变量	期望产出	水资源消耗	全社会用水总量（亿立方米）
		经济增长	地区生产总值（亿元）
	非期望产出	废水排放	废水排放量（万吨）
		废气排放	二氧化硫排放量（万吨）
		固体废物排放	工业固体废物产生量（亿吨）

由于中国环境责任保险的试点最早开始于 2007 年，为保持全文数据样本区间一致，此处选择 2008-2019 年中国 31 个省级地区的相关数据进行测算，数据来源于不同年份各地区的统计年鉴。下表给出了各指标的简单描述统计，以观察各变量的基本情况。

表 2：测算生态效率指标的简单描述性统计

	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
废水排放量	216489	175416	3420.00	938000	372
二氧化硫排放量	52.0779	42.1207	0.17000	182.740	372
工业固体废物产生量	10403.9	9538.54	6.00000	52037.0	372
电力消费总量	1722.14	1335.07	16.0000	6696.00	372
全社会用水总量	195.292	143.232	22.3000	619.100	372

城市建设用地面积	1572.46	1123.78	40.0000	5577.00	372
地区生产总值	20265.3	18414.8	398.200	107987	372

（二）生态效率的区域差异

按照计算结果绘制的中国各地区生态效率分布见下图。整体上来看，中国平均区域生态效率值变化不大，在 0.76-0.82 范围内波动，并随时间变化呈现出逐渐上升的趋势，于 2019 年达到近年来最高值 0.8211；按区域来看，各地生态效率大致表现出“西低东高”的特点，这与各地经济发展水平和社会整体特征相一致。而从东中西部历年来的生态效率值来看，变化并不大，呈现出“居中收敛”的特点；从具体省份的角度来看，北京、天津、上海等东部经济发达地区的效率值较大，环境保护意识和行动较为突出的西藏和青海地区生态效率值也比较高，中西部欠发达省份由于寻求高消耗、高排放、高污染为代价的粗放式经济增长方式，环境污染情况比较严重，资源的利用率也比较低下，导致这些地区的生态效率值较低。对各地生态效率的测算结果和罗能生和王玉泽（2017）、龚新蜀等（2018）和任梅等（2019）等学者的研究成果一致，说明本文选择的区域生态效率测算指标合理，一定程度上能够代表中国各地单位环境载负所对应的产出和服务价值。从测算结果上来看，各地区动态区域生态效率波动趋势更大，并未出现逐步上升的现象，而是在一定程度上缓慢收敛。这也从侧面说明了当前对以环境责任保险为代表的促进区域生态效率提升因素进行探讨，分析影响区域生态效率深层次原因的重要性意义。

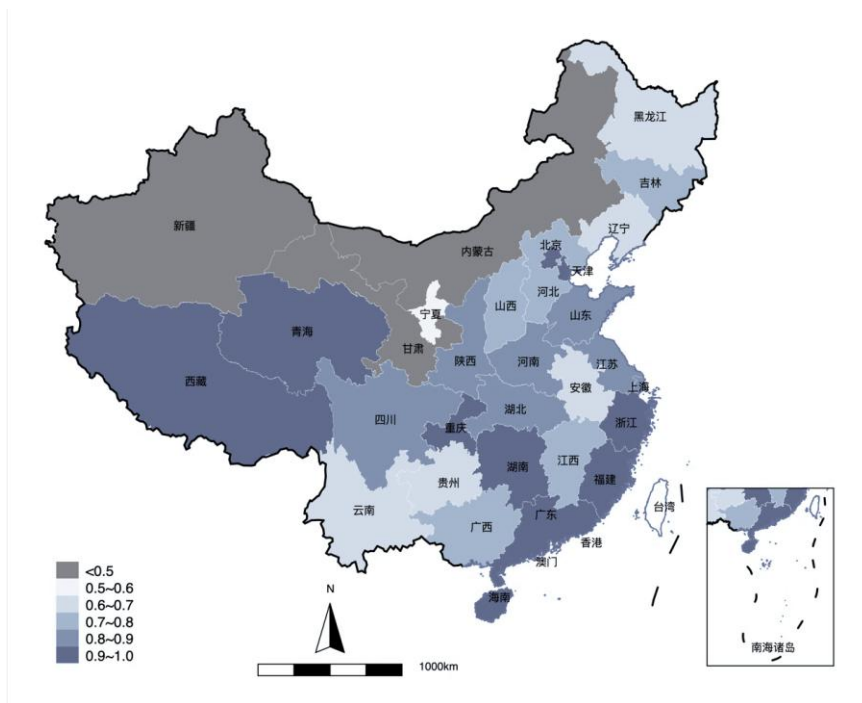


图 1：2008-2019 年中国各地区平均生态效率分布

三、理论分析

环境责任保险试点自 2007 年正式启动以来，至今已运行了十余年的时间。作为一种缓解环境污染风险的市场化手段，国际经验表明在环责险发展较为成熟的国家，几乎所有的工业企业都会购买。在美国，为应对可能出现的巨额罚款风险，购买环责险已经成为一种必然选择（Zweifel, 1996）。但目前环境责任保险在中国的发展并不突出。从数据来看，过去十余年间环境责任保险最高的保费收入为山西省 2015 年的 1.4776 亿元，而 2008-2019 年各地区平均环境责任保险保费收入为 0.0848 亿元，发展程度还很低。这说明，目前在中国，环境责任保险的发展还存在着诸多问题，环境责任保险对中国区域生态效率可能不仅有简单的促进作用，还需要结合中国实际和理论基础进行深入的分析。

环境责任保险与区域生态效率之间的关系，应该是较为复杂的。首先，过往研究普遍认为环境责任保险应当能够在环境风险管理中发挥重要作用，这至少有三个原因（Chen et al., 2022），可以划分为事前、事中和事后三个阶段的作用：其一，在事前阶段，环境责任保险通过价格机制激励公司降低环境污染风险。对于投保企业来说，环责险能够通过价格机制提升污染企业风险管理能力已经成为一种国际共识，进而促进环境保护、污染治理和节能减排（谢慧明等，2014）。Freeman 和 Kunreuther（2003）研究发现，如果保险公司的保费取决于对其未来潜在损失的评估，并且这种评估随着已发生损失的金额而发生变化，那么保险公司的这种制度就越能够促进降低可能发生的相关风险。因此，有追求自身经营利润最大化目标的企业在经营过程中购买了环境责任保险之后，就有动力在差异化保费制度的设计下在经营过程中主动完善环境风险管理措施（Billah, 2011）。其二，在事中阶段，保险公司可以为其企业客户提供对生产和安全活动的持续监控，从而降低环境危害的发生率。保险公司作为企业环境事故责任的承包人，需要参与到企业环境风险的预防控制计划中（Brown et al., 2001）。一般来说，环责险的环境风险评估是对环境高风险企业（工程项目）各项生产指标的详细分析并结合周边的实际情况及当前当地环境质量要求等因素进行系统的评估（黄昭等，2021），这种评估不仅包括企业发生污染事故的影响评估，还包括场内场外人、物、生态系统等的损害影响（尹晶等，2019）。因此，保险公司的专业能力通过对管理者的环境风险行为进行有效监督（Cuddihy, 2000）能够促进投保环境污染责任保险的企业环境风险管理能力实现显著的改善（王明远，2001），鼓励投保人通过增加污染防治设备投资以降低保费而激励企业更加慎重的发展（竺效，2015）。从而，减少事故赔偿及罚款（Cuddihy, 2000）并把可能出现的环境污染风险降低在最低水平（Feng et al., 2014）。其三，在事后阶段，环境责任保险可以帮助缓解判断证明问题（the judgement – proof problem）（Shavell, 1986; Boyer 和 Laffont, 1997）。环境责任保险作为一种损失后融资工具（Froot et al., 1993），能够使企业将风险合理转嫁给保险公司（Pauly, 1997）这样，保险机构作为企业环境责任

的“兜底者” (Core,1997), 环境责任保险能够保证企业有能力赔偿那些超过公司资产部分的损失, 因此在出现环境事故后, 企业将无法通过宣布破产来逃避应负的责任, 体现环境责任保险的补偿作用 (Billah, 2011), 为弥补环境损失提供了新的渠道 (曹洪军和刘颖宇, 2008)。而对于受到危害的一方而言, 环责险除了能够承担巨额损失的风险, 还能够及时有效地赔偿受害人, 降低环境污染受害者身体生活等方面的风险 (谢慧明等, 2014)。也就是说, 环责险的存在, 将环境侵权责任风险进行了合理转嫁, 实现了环境侵权责任的社会化, 促进企业生产效率的提升, 同时也保障了受害者的合法权益 (孙祁祥, 2016)。综上所述, 环境责任保险能够通过事前价格机制、事中持续监控和事后的损失补偿三个渠道作用于环境责任风险的缓解, 从而促进区域生态效率的提升。

然而, 在实践中, 上述三个渠道是否能够切实地发挥作用, 很可能受到现实因素的限制而阻碍环境责任保险作用于区域生态效率提升的进程。首先, 事前价格机制可能难以随着市场供需关系的波动变化实现快速调整。目前, 中国环境责任保险过去很长一段时间是以试点方式在国家政策的引导下推行, 地方试点推行过程中大多采用发布“试点企业名录”的方式结合环境管理手段约束企业投保。由此, 有研究认为环境责任保险存在“间接强制”的现象 (陈冬梅和夏座蓉, 2011)。环境责任保险试点推行的方式, 存在着法律性质上的任意保险与政策试点中的间接强制双轨并行的现象, 因此很可能产生市场公平问题以及企业投保动力不足等问题 (李萱等, 2015)。这就是环境责任保险经营的“双轨制”困境。其次, 在实践中事中监督机制的作用难以充分发挥。保险公司和投保企业之间的信息不对称可能很严重, 因此导致保险作为管理环境风险工具的效率大幅降低 (Chen et al., 2022)。因为投保企业降低相关风险的努力不容易被观察得到, 所以当投保企业有预期保险公司总是能够赔偿相关风险带来的损失时, 这些投保企业就更不可能采取主动降低风险的行动 (Ehrlich 和 Becker, 1972)。而如果保险公司难以对环境保护行为进行监管, 就可能导致投保企业更多承担风险、引发更多风险事件, 这就造成了保险经营过程中常见的道德风险问题 (Chiappori 和 Salani  , 2000)。最后, 事后损失补偿机制尽管经常能够发挥作用, 但很可能导致其他潜在的问题。比如, 目前市场上对环境责任保险的风险评估标准、程序和费用等尚未达成普遍共识, 保险公司很难提供成体系的相应的风险评估和风险管理服务。并且, 从数量不多的已有环境责任保险理赔案例看, 有关环境污染损害所带来的直接和间接损失范围都不明确, 因此在出现环境事件后, 环保部门对突发环境事件损害的鉴定评估和保险公司对保险事故的定损程序难以实现有效衔接, 导致各方的权益都缺乏一定的保障。因此, 受到经营性质、信息质量和法律环境等种种因素的影响, 环境责任保险作用于区域生态效率的路径很可能受到种种阻碍, 从而导致促进区域生态效率提升的目标难以实现。

综上所述, 环境责任保险在事前、事中和事后三个阶段, 通过价格机制、监督管理和损失补偿实现对区域生态效率的提升作用。然而, 这种阶段作用很可能受到

环境因素的影响，导致市场出现种种问题，从而使环境责任保险促进区域生态效率提升的目标难以实现。而在现实生活中究竟区域生态效率是否受到环境责任保险的促进作用，以及这种作用的实现机制和渠道究竟为何，还需要进行进一步的分析和讨论。

四、实证分析

（一）变量与数据选择

1.被解释变量

本文主要探讨的是环责险对区域生态效率的影响，因此被解释变量是本文第二部分使用超效率 SBM- GML 模型测算的各地区区域生态效率。

2.解释变量

目前，有关环境责任保险的研究大多是从微观企业经营的角度开展的，使用前环保部 2014 年及 2015 年公布的投保环境责任保险的公司名单进行分析。尽管可以通过这一名单捕捉微观企业的经营特征，但受限于投保公司名单公开披露时间短且这一披露时间较早的限制，可能会导致所得到的结果偏离实际，引发对环境责任保险现状观察结果不准确、结论可信度不足的问题。而目前从宏观层面进行环境责任保险作用效果的研究仍处于空白。本文使用原中国银行保险监督管理委员会（下称“原银保监会”）的环境责任保险数据，考虑到数据的可得性问题和保险经营的特征，选择了地区环境责任保险保单件数、对数环境责任保险的保险金额和对数环境责任保险的保费收入作为核心解释变量。

3.控制变量

参考过往研究的经验（李胜兰等，2014；罗能生和王玉泽，2017；华坚等，2021；邵慰等，2023），本文将影响区域生态效率的控制变量分为三类：其一，收入变量。引入人均地区生产总值（GDP per capita）及其平方项，控制“环境库兹涅茨曲线（EKC）”的存在（Grossman 和 Krueger，1991；Baek 和 Koo，2009；初善冰和黄安平，2012）；其二，结构变量。产业结构（structure），将产业结构变量设置为第二产业增加值占比 $\times 0.4$ +第三产业增加值占比 $\times 0.6$ （罗能生和王玉泽，2017）；人力资本水平（edu），用每十万人口高等学校平均在校生数计算得到；污染治理投资额（govern），以工业污染治理投资额与 GDP 之比表示（华坚等，2021）；科技水平，选择规模以上工业企业 R&D 经费支出/GDP 作为科研投入的代理变量（任梅等，2019）；城镇化率（urban），用城镇人口占总人口的比重衡量（罗能生等，2013）；其三，开放程度变量。包括投资开放程度（FDI），使用外商直接投资额占地区生产总值的比重表示（罗能生和王玉泽，2017）；贸易开放度指标（TRADE），选取进出口贸易总额占地区 GDP 的比重来反映（龚新蜀等，2018）。

4.数据来源和描述性统计

考虑到环境责任保险于 2007 年在中国开展试点，因此本文构建了 2008-2019 年省级层面的面板数据。选择省级层面的数据出于两方面考虑：其一，当前有关环境

责任保险实践进展和成效的城市层面数据较少，现有数据不足以构建起一个符合稳健回归需要的面板数据库；其二，尚处于起步阶段的环境责任保险很大程度上是由省级政府推动的，同一省域中城市普遍受到省级政策出台的影响¹，因此从省级层面观察环境责任保险应当可以较好地捕捉到其影响。此外，本文尽可能控制了能够影响到区域生态效率的多方面因素，排除了可能的干扰变量对回归结果的影响。文章使用的环责险相关数据来源于原银保监会，其他数据来自于各地统计年鉴，各变量的简单说明和相应的描述统计如下表所示。

表 3：各变量说明及简单统计描述

变量性质	变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
被解释变量	区域生态效率	作者测算	1.05790	0.18504	0.38685	1.80966	372
	保单数量	环责险保单数量（万件）	0.01828	0.07514	0.00000	0.79960	372
解释变量	对数环责险保额	取对数后的地区环责险保险金额	0.86621	1.31000	0.00000	5.26333	372
	对数环责险保费	取对数后的地区环责险保费收入	0.06979	0.14254	0.00000	0.90730	372
控制变量	人均 GDP	地区生产总值除以当地常住人口	10.5840	0.52325	9.17957	11.9940	372
	产业结构	第二产业增加值占比*0.4+第三产业增加值占比*0.6	109.863	2.87026	101.340	119.780	372
	人力资本	每十万人高等学校平均在校生数	7.76395	0.32572	6.87627	8.81730	372
	环境治理	环境污染治理投资额/GDP	0.00135	0.00130	0.00002	0.01103	372
	科研投入	规模以上工业企业 R&D 经费支出/GDP	0.00999	0.00600	0.00024	0.03242	372
	城镇化率	城镇人口/常住人口	0.55443	0.14000	0.21918	0.89583	372
	外商投资	外商投资企业投资总额	10.8721	1.54129	6.28040	14.4850	372
工具变量	贸易开放	进出口贸易总额/GDP	0.31792	0.35511	0.01345	1.66979	372
	平均环责险保单数	除本地区的其他地区平均环责险保单数	0.01828	0.02238	0.00000	0.05615	372
	平均环责险保额	去除本地区的其他地区平均环责险保额	0.86621	1.04723	0.00000	2.50450	372
	平均环责险保费	去除本地区的其他地区平均环责险保费	0.06979	0.08544	0.00000	0.21584	372
机制变量	董责险保单件数	地区董事责任保险投保单数	5.91667	11.0278	0.00000	93.0000	372
	外商直接投资	外商投资企业投资总额	10.8721	1.54129	6.28040	14.4850	372
调节变量	地区环保行政案件	环境保护行政管理案件数	20.8710	52.3153	0.00000	326.000	372
	上市企业占比	地区上市企业数与法人单位数之比	0.01818	0.01064	0.00213	0.06516	372
	政府环境管制注意力	地区政府工作报告环境保护关键词频	0.01710	0.00375	0.00691	0.02820	372

（二）模型设定

首先，本文使用面板数据分析环境责任保险发展与区域生态效率之间的关系。为缓解地区之间未观察到的异质性从而导致可能存在的内生性问题，本文对时间和地区因素加以控制，并将稳健标准误聚类至地区层面。本文的模型设定如下：

$$score_{it} = \alpha_i + \beta_1 ELL_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $score_{it}$ 是本文测算的中国2008-2019年的各地区区域生态效率。 ELL_{it} 表示

¹ 以山西省为例，根据《山西省生态环境厅 山西银保监局筹备组关于推进环境污染强制责任保险试点工作的指导意见》（晋环政法〔2018〕18号）和《山西省生态环境厅 中国银保监会山西监管局关于印发〈环境污染强制责任保险试点实施方案（试行）〉的通知》（晋环法规〔2019〕184号）的要求，全省各地市制定了本地区环境污染强制责任保险试点企业名录。受此影响，山西省下辖11个地级市都有企业纳入了山西省环境污染强制责任保险试点企业名录。

医疗责任保险的情况，包含 ELI_N_{it} 、 $ELI_Incov\text{erage}_{it}$ 和 $ELI_lnpre\text{mium}_{it}$ 三个变量。

$Controls_{fit}$ 为选取的控制变量。下标 i 表示不同地区， t 表示时期。 λ_i 表示地区固定效应， η_t 表示年份固定效应， ε_{it} 表示残差项。

其次，为了对环境责任保险作用于区域生态效率的具体机制进行研究，参考Baron和Kenny（1986）等的研究经验，构建机制效应模型如下：

$$mechanism_{it} = \alpha_i + \beta_1 ELI_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$score_{it} = \alpha_i + \beta_1 ELI_{it} + \beta_2 mechanism_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $mechanism_{it}$ 为机制变量，包含外商直接投资 FDI_{it} 和地区环保行政案件 $cases_{it}$ 两个机制变量。式（2）检验环境责任保险购买后产生的信号效应和地区可能放松承担环境保护责任等后果的影响；式（3）检验了核心解释变量和机制变量共同作用下对区域生态效率的影响。其他设定同上。

最后，环境责任保险发挥作用的进程中还可能受到调节作用的影响。本文使用在基准回归模型中引入交乘项的方法对可能存在的调节效应进行观察。这里的调节变量包含地区上市公司占比（ $listed_{it}$ ）和地区环境管制注意力（ $attention_{it}$ ）。

（三）基准回归结果

表4给出了本文基准回归的结果。分别在模型中引入地区环境责任保险保单件数、对数保险金额和对数保费收入进行回归，在不同模型中核心解释变量的回归系数都为正且显著。这说明，目前在中国，无论是环境责任保险保障面、保障水平还是保费规模的提升，都有助于其发挥促进区域生态效率提升的积极作用。

表4：基准回归

	(1)	(2)	(3)
	Score	Score	Score
EPLI_N	0.2055*** (7.2429)		
EPLI_Incov\text{erage}		0.0110** (2.4688)	
EPLI_lnpre\text{mium}			0.0558** (2.1061)

控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观察值	372	372	372
R2	0.9130	0.9104	0.9099

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号内为t统计量。

(四) 内生性检验

基准回归中环境责任保险和区域生态效率之间可能存在遗漏变量和双向因果等问题，会导致回归结果出现偏误。但考虑到本文所研究的核心解释变量环境责任保险的发展水平目前还处于起步阶段且很大程度上仍取决于政府制度的强制性安排，因此区域生态效率很难反向对环境责任保险产生影响。为提升回归结果的可靠性，本文通过为核心解释变量选择合适的工具变量以解决可能存在的内生性问题。我们选择了两个工具变量替换核心解释变量进行回归：其他地区平均环境责任保险水平和地区董事责任保险发展水平。

首先，特定地区的平均环境责任保险水平通过计算除该地区外的其他所有地区当年环境责任保险平均水平获得。一方面，去除掉某一特定地区的平均水平基本上也可以代表全国范围内环境责任保险发展的水平，是适合作为替换当地环境责任保险水平的合适变量，且全社会环责险购买意识的提高也会反映在特定地区的购买行为中；另一方面，本文应用空间计量模型对环境责任保险作用于区域生态效率是否有空间溢出效应进行了实证检验，发现在现阶段的中国，环境责任保险还不足以产生空间溢出效应，因此满足排他性要求。以平均环境责任保险水平为工具变量进行的检验见表5。在第一阶段回归中，工具变量与三个解释变量的关系显著为正，说明了所选取的工具变量满足相关性要求；第二阶段回归中三个解释变量的回归结果仍然为正且显著。在缓解了内生性问题后，本文的回归结论仍然是可靠的。

表5：以平均环境责任保险水平为工具变量的检验

	(1)		(2)		(3)	
	EPLI_I	Score	lncoverag	Score	lnpremiu	Score
mean_IV	0.6458** (6.6809)		4.4269** (5.2395)		0.8030** (2.8460)	
EPLI_N		0.2055** (7.7728)				
EPLI_lncoverag				0.0110** (2.6494)		
EPLI_lnpremiu						0.0558* (2.2602)

控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值	372	372	372	372	372	372
R2	0.1587	0.9130	0.2694	0.9104	0.2947	0.9099

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号内为t统计量。

其次，本文还选择了第二个工具变量：地区董事责任保险进行回归。随着社会对于企业履行社会责任的关注度的提高，购买责任保险已成为公司的重要避险工具（李敏鑫等，2021）。其中，董事责任保险和环境责任保险都是实现社会责任目标（ESG, Environment, Society & Governance）的关键手段。董事责任保险的发展和环境责任保险的发展有一定程度上的相关性，满足工具变量的相关性要求；另一方面，考虑到董事责任保险的作用对象，可以认为董事责任保险和区域生态效率之间基本上没有关系。因此，董事责任保险可以作为一个合适的工具变量进行分析。回归结果汇报在表6中。第一阶段的回归证明董事责任保险与环境责任保险之间有显著的正向关系；第二阶段回归中三个核心解释变量的回归结果仍然显著为正，再次验证了本文结论的可靠性。

表6：以地区董事责任保险水平为工具变量的检验

	(1)		(2)		(3)	
	EPLI_N	Score	lncoverag	Score	lnpremiu	Score
D&Oins	0.0036*		0.0450**		0.0476**	
	(2.4511)		(2.9192)		(2.9138)	
EPLI_N		0.5715**				
		(2.6984)				
EPLI_lncoverag				0.0457**		
				(2.6523)		
EPLI_lnpremiu						0.4319*
						(2.3555)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值	372	372	372	372	372	372
R2	0.4153	0.9009	0.7804	0.8979	0.5608	0.8760

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号内为t统计量。

（五）异质性检验

首先，本文根据中国行政区划将全国 31 个省、市和自治区划分为西部、中部和东部三个区域，并将是否为西部和东部两个地区设置为两个虚拟变量引入基准回归模型中。这意味着回归中各个核心解释变量的系数代表着中部地区环境责任保险影响区域生态效率作用的大小，而虚拟变量的系数则说明相较于中部地区而言，西部和东部地区环境责任保险的作用提高或降低的水平。回归结果汇报在表 7 中，三个核心解释变量的系数仍然为正且显著，证实了基准回归结论的稳健性。观察虚拟变量的回归结果发现，代表东部地区的虚拟变量在三个回归中也同样显著为正，说明东部地区环境责任保险发挥的作用最为显著且突出；西部地区的回归结果尽管不显著但系数统一为负，环境责任保险在西部地区对区域生态效率的促进作用很低，甚至可能出现负面影响。这说明，环境责任保险要促进自身区域生态效率提升功能的发挥，很大程度上还取决于所处地区的经济社会特征。基于这种认识，我们可以结合地区的不同特征进行进一步的检验和讨论。

表 7：分地区的异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	Score	Score	Score
EPLI_N	0.2055*** (7.2429)		
EPLI_lncoverage		0.0110** (2.4688)	
EPLI_lnpremium			0.0558** (2.1061)
dummy_east	0.2224*** (4.5889)	0.2277*** (4.6315)	0.2148*** (4.3830)
dummy_west	-0.0725 (-0.8618)	-0.1289 (-1.5298)	-0.1101 (-1.2882)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观察值	372	372	372
R2	0.9130	0.9104	0.9099

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ，括号内为 t 统计量。

其次，本文使用计算区域生态效率时选定的投入变量替换被解释变量进行回归。下表展示了以三个资源消耗变量（电力消费总量、城市建设用地面积和全社会用水总量）为被解释变量时的回归结果。在不同回归中三个解释变量基本都表现出显著且系数为正，说明环境责任保险数量的增加能够提升地区资源消耗的数量、促进地

区资源的利用。

表 8：以资源消耗变量为被解释变量的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	electricity	electricity	electricity	construct	construct	construct	water	water	water
EPLI_N	1665.1*** (6.0277)			914.98*** (5.1308)			48.003*** (3.3421)		
EPLI_Incoverage		114.47*** (4.8967)			32.555** (2.0182)			1.3736♥ (1.5523)	
EPLI_Inpremium			341.55♥ (1.5437)			17.129 (0.1670)			15.017** (1.9723)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	372	372	372	372	372	372	372	372	372
R2	0.9662	0.9641	0.9621	0.9788	0.9771	0.9769	0.9960	0.9957	0.9958

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ♥ p<0.15, 括号内为 t 统计量。

最后，本文还使用计算区域生态效率时选定的环境污染变量（二氧化硫排放量、工业固体废物产生量和废水排放量）作为被解释变量进行回归。与上文获得的环责险确实能够促进区域资源消耗的结论相比，这一做法得到的回归结果则在不同被解释变量的回归中表现出不同的特征。首先，以二氧化硫排放量为被解释变量的回归结果中，三个解释变量的系数均显著为负，说明环境责任保险数量的上升能够降低二氧化硫排放量，这与理论分析和部分文献得到的结论一致。然而，对于工业固体废物产生量和废水排放量这两个被解释变量而言，除环境责任保险保单件数的增加能够降低工业固体废物产生量这一关系成立之外，其余的回归（表 9 第（5）-（9）列）的回归系数都为正且表现出不同程度的显著性。考虑到本文在设定解释变量时已经说明，能够体现环境责任保险发展程度的最核心变量应当是区域环境责任保险保单件数，因此可以大体认为，环境责任保险对于环境污染变量的正面作用，从二氧化硫排放量、工业固体废物产生量到废水排放量呈现逐次降低的趋势，其中废水排放量最为突出地受到环境责任保险发展的正面影响，即购买的环境责任保险数量越多，废水污染越严重。这一结论与解春艳等（2017）和孙建（2018）等的研究结论一致。结合现实情况来看，这一结论印证了现实生活中环境责任保险遭遇的发展困境。受到社会普遍关注空气质量的取向和其他环境污染变量相较二氧化硫排放量更不容易处理、更需要成本和时间投入等因素的影响，目前投保环境责任保险所获得的收效还仅停留在降低二氧化硫排放量改善空气质量方面，难以形成体系化的深入作用。同时，这一结论部分证明了本文理论分析部分指出的环境责任保险对

区域生态效率有多重作用的正确性。但这种作用传导的具体渠道和路径究竟是否成立，还需要进行进一步的分析。

表 9：以环境污染变量为被解释变量的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	so2	so2	so2	solidwaste	solidwaste	solidwaste	waterwaste	waterwaste	waterwaste
EPLI_N	-33.732*** (-4.180)			-3979.6** (-1.9755)			297033*** (3.4148)		
EPLI_Incoverage		-3.0922** (-2.1778)			321.93 (1.6115)			13652* (1.8672)	
EPLI_Inpremium			-18.277** (-2.1283)			3362.0* (1.7215)			66884* (1.7630)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	372	372	372	372	372	372	372	372	372
R2	0.8914	0.8913	0.8923	0.9048	0.9047	0.9053	0.5643	0.5519	0.5492

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ，括号内为 t 统计量。

五、机制效应分析

本文基准回归部分得到的结果表明，环境责任保险的发展能够促进区域生态效率的提升。然而，这种作用在异质性分析中对不同类型的污染物排放呈现出不同的趋势，这说明环境责任保险发挥作用背后的机制可能很复杂，存在着多重机制之间的博弈作用。因此，在这一部分，我们选择购买了环境责任保险后可能加强环境保护努力和放松承担环境保护责任的两个机制进行分析，并研究了政府管制在过程中的调节作用，以进一步解释为什么环境责任保险对区域生态效率的作用在异质性分析中呈现出不同的显著结果。

（一）加强环境保护努力的机制效应

理论分析表明，环境责任保险提升区域生态效率的作用是通过价格机制和监督机制加强对环境保护问题的关注和提升努力程度，从而提升区域生态效率。在这一机制作用中，可能存在的道德风险问题表现在由商业利益驱动的机会主义行为。投保人可能认为出现严重的环境事故是小概率事件，因此投入大量精力进行污染风险的预防是不值得的（Chen et al., 2022）。因此，可以推测，那些具有更强烈环保意识地区将更加努力地加强环境保护，从而提升区域生态效率。

对环保意识的高低进行定义是一个较为困难的问题。然而，有一些研究已经表明了环保意识可能与区域内企业的性质有着密切的关联。一方面，研究表明企业购买环责险后债务融资成本显著降低（李敏鑫等，2021），受到的融资约束程度更低，有助于缓解重污染企业融资约束（张永贝等，2019），并且能够提升企业创新水平（沈

飞和周延, 2021; 宁金辉等, 2019), 还能够提高审计努力程度, 从而提供更加高质量的审计服务 (朱朝晖等, 2021)。这可能是一种显著的“信号效应”, 吸引外商直接投资 (Foreign Direct Investment, FDI) 更多地投入于那些有更高环保意识水平的地区, 通过其自身的技术手段帮助企业减少污染 (Antweiler et al., 2001; Lovely 和 Popp, 2011); 同时, 外商直接投资还可以带来有关环境、社会和公司治理 (ESG) 的相关理念, 并作用于公司行为的改变 (Attig et al., 2016)。另一方面, 投保环境责任保险的公司创新能力更高 (宁金辉等, 2019)、投资效率更高 (宁金辉和苑泽明, 2020) 还有助于显著降低企业债务融资成本 (李敏鑫等, 2021)。因此环境保护意识的高低还可能与区域上市公司占比有关。上市公司往往拥有更多的资源并受到更多的公众关注, 因此上市企业也有能力和动力参与更多的环境保护实践 (Anton et al., 2004; Singh et al., 2015)。

基于以上认识, 我们选择了区域外商投资总额和上市公司占全部法人单位之比作为环保意识的代理变量引入回归进行研究。其中, 环境责任保险的作用有所不同。对于区域外商投资来说, 环境责任保险作为一种信号效应可能吸引更多投资, 进而影响着区域生态效率的提升, 本文使用第四部分设定的机制回归模型进行检验。而对于上市公司比例而言, 环境责任保险的作用更多地受到上市公司特征的调节作用, 因此我们使用环境责任保险与上市公司比例之间的交乘项引入回归进行分析。以外商直接投资为机制变量的回归结果见表 10。在不同回归中, 环境责任保险三个代理变量的系数都呈现正向显著作用。这再次印证了本文基准回归结果的可靠性。而机制分析的回归结果表明环境责任保险确实能够发挥其信号功能, 为地区吸引更多外商投资, 从而促进区域生态效率水平的提升。

表 10: 以外商直接投资为机制变量的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FDI	Score	FDI	Score	FDI	Score
FDI		0.0281*		0.0186		0.0215
		(1.6882)		(1.0811)		(1.2467)
EPLI_N	1.3301**	0.2166**				
	(2.9950)	(7.1072)				
EPLI_Incoverag			0.0445*	0.0102**		
			(2.0924)	(2.2690)		
EPLI_Inpremiu					0.4914*	0.0543**
					(1.7273)	(2.0107)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值	372	372	372	372	372	372

R2 0.7729 0.9140 0.9819 0.9109 0.7600 0.9105

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号内为 t 统计量。

以上市公司占比为调节变量的回归结果汇报在表 11 中。环境责任保险和交乘项的作用系数基本上都是正向且显著的。那些上市公司比例更高的地区，环境责任保险作用于区域生态效率的促进作用提升明显。以环境责任保险保单件数为例，上市公司比例更高的地区区域生态效率达到 1.7152 个单位。综上所述，这些结果印证了随着环保意识的提升，地区可能加强环境保护的努力从而提升区域生态效率机制的存在。

表 11：以上市公司占比为调节变量的检验

	(1)	(2)	(3)
	Score	Score	Score
ELI_N	0.0969* (1.6933)		
ELI_N*listed	1.6183** (2.2796)		
ELI_Incoverage		0.0062 (1.1422)	
ELI_Incoverage*listec		0.0473* (1.8068)	
ELI_Inpremium			0.1964** (2.1573)
ELI_Inpremium*listec			1.5923** (2.1388)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观察值	372	372	372
R2	0.9136	0.9110	0.9102

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号内为 t 统计量。

（二）放松承担环境保护责任的机制效应

本文异质性分析部分使用了计算区域生态效率时选定的三个环境污染变量，即二氧化硫排放量、工业固体废物产生量和废水排放量作为被解释变量进行回归。获得的回归结果表明，环境责任保险在环境污染方面发挥的作用有所差异，对二氧化硫排放量的减少有突出作用，但工业固体废物排放量和废水排放量却由于环境责任

保险的作用呈现增加趋势。这说明目前环境责任保险的作用仅仅停留在大家最为关心的环境问题的表面，还未能深入到环境保护因素的其他环节进行作用。同时，这也说明了目前环境责任保险的作用很可能存在着由于拥有保险而放松承担环境保护责任的机制作用。投保人可能因为购买了环境责任保险而只进行了改善排放废气的努力，而在其他难以观测的方面凭借环境责任保险存在的“兜底”作用，放松了对自身对环境保护责任的承担要求，从而导致区域生态效率降低。

为了更加清晰地观察到环境责任保险购买导致环境保护责任承担水平的降低，进而导致区域生态效率降低的机制作用，本文希望通过考虑发生相关案件的水平作为这一机制的代理变量进行分析。从发生环保案件的角度来看，地区承担环境保护责任的意识下降时，可能引发更多的环境纠纷和环保案件，从而进一步导致区域生态效率的恶化。在中国，这种环保案件一般是环境保护局通过行政手段进行监控并进行环境行政处罚。如果地区的环保责任承担由于环境责任保险数量的提升而下降，那么相应的环保行政案件可能增加。若这一机制成立，也将侧面证实目前环境责任保险的事中监督机制作用发挥尚不足人意。参考过往研究的结论，本文使用中国裁判文书网的数据进行分析，将案件案由选定为环境保护行政管理，通过手动整理数据获得历年各地区的环境保护案件信息，构建了代理变量cases进行机制分析。回归结果见表12。

表12中，环境责任保险和交乘项的作用系数基本上都是正向且显著的。环境责任保险数量的增加导致环保行政案件的数量随之上升。而对于那些环保行政案件数量较多的地区而言，环境责任保险对区域生态效率的促进作用有明显的下降趋势。以区域环境责任保险保单件数为例，相较于基准回归，保单件数增长对区域生态效率的促进作用降低了0.0595个单位(=0.2055-0.1460)，出现了超过1/4的下降，但尚未呈现负向结果。这一结果也解释了为什么尽管购买了环境责任保险后投保人有动机放松承担环境保护的责任，但在基准回归结果中环境责任保险对区域生态效率整体上仍然呈现促进作用。总体来看，购买环境责任保险后地区加强环境保护努力和放松承担环境保护责任的机制同时存在，但在现阶段的中国，环境责任保险仍然是以促进作用为主。这一结论能够为后续环境责任保险实践工作的开展提供借鉴。

表 12：以环保行政案件数量为机制变量的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	cases	Score	cases	Score	cases	Score
cases		0.0002** (2.8279)		0.0003** (4.1449)		0.0003** (4.2407)
EPLI_N	274.94** (10.560)	0.1460** (4.0737)				
EPLI_Incoverag			8.6292** (2.6949)	0.0100* (2.4427)		

EPLI_Inpremiu					43.403 [†]	0.0548 ^{*†}
					(1.6216)	(2.4180)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值	372	372	372	372	372	372
R2	0.6263	0.9144	0.3889	0.9139	0.3772	0.9135

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号内为t统计量。

(三) 地区政府环境管制注意力的调节作用

理论分析和实证分析部分已经提到并证实，环境责任保险作用于区域生态效率可能产生促进或抑制的两方面后果，而这种促进或抑制作用受到多方面因素的调控。考虑到在中国，目前环境责任保险的试点无法完全脱离政府的支持，距离实现市场化运作还有一定的难度（李萱等，2015）。因此，政府管制的调节作用应当是至关重要的一个影响指标，环境责任保险在不同水平的政府管制调节下可能呈现出不同的区域生态效率作用结果。

为了对政府管制水平的调节作用进行分析，本文选择了地区环境管制注意力作为调节变量进行实证检验。参考王印红和李萌竹（2017）、陈诗一和陈登科（2018）等的研究经验，本文选择省级政府工作报告中与环境相关的词汇出现的频率来度量地区政府管制水平，包含环境保护、环境污染、能源消耗和环境共治等方面的内容。将地区政府环境管制注意力记做 *attention*，在回归中引入三个核心解释变量和与 *attention* 的交乘项。回归结果见表 13。核心解释变量的系数为正且显著，交乘项的系数同样表现出显著，但符号为负。这说明当政府管制作为调节变量时，环境责任保险和政府管制之间不能发挥协同作用，而是呈现相互替代的关系。这一结论与 Leiter et al.（2011）和宁金辉等（2019）研究的结论相同。同时，这也印证了国际经验中环境污染责任保险具有“替代监管”作用的研究结论（Abraham, 1988），并与上文以环保行政案件为机制变量进行检验所得到的结论类似，可以互为印证。即，政府管制本身对区域生态效率呈现促进效应，但是替代了环境责任保险这一市场化的风险管理手段，从而弱化了环境责任保险对区域生态效率提升的边际作用，从实证结果上来看就表现为环境责任保险与政府管制之间的替代效应。而从现实经验来看，目前中国的政府环境管制水平仍然不高，许多环境政策落实不到位，在推动的过程中不可避免地会导致改善生态效率进程中成本投入的增加，进而就有可能阻碍区域生态效率难以提高。这一结论进一步解释了异质性分析中当前中国环境责任保险的发展却可能使污染物排放量增加的结论：在政府过度注意的管制作用下，投保人会优先满足政府管制的需求、回应社会舆论的关切，首当其冲地就会对当前中国社会最受关切的空气质量等指标进行处理和改善，但受到成本投入的限制和企业有放松承担环境保护责任的动机等种种影响，环境责任保险带来的推动作用并不深入，

也就难以充分发挥其市场化的风险管理和风险减量功能。这为当前中国环境责任保险发展遭遇的种种困境提供了一个新的解释。

表 13: 以地区环境管制注意力为调节变量的检验

	(1) Score	(2) Score	(3) Score
EPLI_N	0.9555*** (3.2199)		
EPLI_N*attention	-38.058*** (-2.5937)		
EPLI_Incoverage		0.0307** (2.1347)	
Incoverage*attention		-0.9935 (-1.6198)	
EPLI_Inpremium			0.2591** (2.0304)
Inpremium*attention			-9.4264* (-1.7740)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观察值	372	372	372
R2	0.9143	0.9117	0.9114

注: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 括号内为t统计量。

六、结论

推动绿色发展已经成为中国经济发展的必然选择, 区域生态效率就是衡量地区绿色发展效率的一个合理指标。环境责任保险作为在发达国家市场普遍应用的一种市场化风险管理手段, 普遍认为能够促进区域生态效率的提升。然而, 环境责任保险的发展在中国却不尽人意。本文希望深入研究环境责任保险作用于区域生态效率的影响, 并考察这种影响产生的背后机制。在此基础上, 首先使用 2008-2019 年中国 31 个地区的相关数据, 测算了不同年份的区域生态效率, 发现现阶段中国区域生态效率并未出现逐步上升的现象, 而是在一定程度上缓慢收敛, 并且呈现出聚集性分布的地区不平衡格局。通过理论分析和实证研究我们发现, 环境责任保险整体上来看能够促进区域生态效率的提升, 然而这一作用在异质性分析中呈现出不同趋势。这一趋势的产生是由于环责险对区域生态效率的作用是通过加强环境保护努力和放松承担环境保护责任两个竞争性机制传递的。机制分析证实了这两个机制的存在性, 并且在目前阶段加强环境保护努力的正面作用大于放松承担环境保护责任的负面作用。进一步引入政府管制水平作为调节变量的分析表明, 目前环境责任保险发展受

限的一个重要因素是政府的过度关注引发了对环境责任保险的替代效应，导致投保人承担环境责任保险时流于表面，难以深入发挥环境责任保险的真实作用。这为目前环境责任保险的进一步发展提供了有理论和数据检验基础的建议。具体而言：

发挥市场作用，推动环境责任保险发展。环境责任保险作为一种市场化的风险管理手段，需要市场机制的持续作用。市场的形成与完善需要积累大量的实践经验和相关数据，为价格机制在环责险运行过程中发挥作用提供基础依据。应当鼓励保险公司、投保企业和第三方评估机构积极合作，开展各类环境风险评估工作，并在此基础上做好有数据依据的保费和保额厘定，提升保险保障和风险减量能力。

加强教育宣传，提升投保企业环保意识。本文的实证分析部分已经指出，环保意识是影响环责险发挥作用的重要作用机制。环保意识不足会使环责险的作用停留在表面，难以充分发挥。因此，要加强对投保企业的教育宣传，充分发挥投保企业的主体责任作用；另外，也要推动对其他未投保企业的宣导，鼓励企业选择最为合适自身的环境风险管理方案，以提高全社会的环境风险管理水平。

推动积极立法，增进社会环保法制功能。过度的政府环保管制会抑制环责险发挥作用，而更为合适的方式就是开展对相关法律法规的完善工作。比如，要完善环境保护相关的侵权法，使得环责险发展过程中能够明确各方的权利归属，做到有法可依；其次，可以进一步制定修改《环境污染强制责任保险管理办法》，从调整环境责任保险社会关系的角度出发保护各方市场参与者的利益。

参考文献

- [1] Abraham K S. Environmental Liability and the Limits of Insurance[J]. *Columbia Law Review*, 1988,88(5):942-988.
- [2] Anton W R Q, Deltas G, Khanna M. Incentives for environmental self-regulation and implications for environmental performance[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2004, 48(1): 632-654.
- [3] Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is free trade good for the environment?[J]. *American economic review*, 2001, 91(4): 877-908.
- [4] Attig N, Boubakri N, El Ghoul S, et al. Firm internationalization and corporate social responsibility[J]. *Journal of Business Ethics*, 2016, 134: 171-197.
- [5] Baron R M, Kenny D A. The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of personality and social psychology*, 1986, 51(6): 1173.
- [6] Becker R, Henderson V. Effects of air quality regulations on polluting industries[J]. *Journal of political Economy*, 2000, 108(2): 379-421.
- [7] Billah M M. The Role of Insurance in Providing Adequate Compensation and in Reducing Pollution Incidents: the Case of the International Oil Pollution Liability Regime[J]. *Pace Environmental Law Review*, 2011, 29(1): 42-78.
- [8] Boomhower J. Drilling like there's no tomorrow: Bankruptcy, insurance, and environmental risk[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(2): 391-426.
- [9] Boyer M, Laffont J J. Environmental risks and bank liability[J]. *European Economic Review*, 1997, 41(8): 1427-1459.
- [10] Brown B, Perry S, Wheeler J O. Liability Risk Management and Corporate Social

- Performance[J]. *Risk Management and Insurance Review*, 2001, 4(1): 67-81.
- [11] Chen S, Ding X, Lou P, et al. New evidence of moral hazard: Environmental liability insurance and firms' environmental performance[J]. *Journal of Risk and Insurance*, 2022, 89(3): 581-613.
- [12] Chiappori P A, Salanie B. Testing for asymmetric information in insurance markets[J]. *Journal of political Economy*, 2000, 108(1): 56-78.
- [13] Core J E. On the corporate demand for directors' and officers' insurance[J]. *Journal of Risk and Insurance*, 1997: 63-87.
- [14] Cuddihy T. Environmental Liability Risk Management for the 21 st Century[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice*, 2000, 25(1): 128-135.
- [15] Ehrlich I, Becker G S. Market insurance, self-insurance, and self-protection[J]. *Journal of political Economy*, 1972, 80(4): 623-648.
- [16] Feng Y, Mol A P J, Lu Y, et al. Environmental pollution liability insurance in China: compulsory or voluntary?[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014,70:211-219.
- [17] Freeman P K, Kunreuther H. *Managing environmental risk through insurance*[M]. Edward Elgar Publishing, Northampton, 2003.
- [18] Froot K A, Scharfstein D S, Stein J C. Risk management: Coordinating corporate investment and financing policies[J]. *the Journal of Finance*, 1993, 48(5): 1629-1658.
- [19] Leiter A M, Parolini A, Winner H. Environmental regulation and investment: Evidence from European industry data[J]. *Ecological Economics*, 2011, 70(4): 759-770.
- [20] Lovely M, Popp D. Trade, technology, and the environment: Does access to technology promote environmental regulation?[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2011, 61(1): 16-35.
- [21] Pauly M W. Environmental Liability Insurance as a Handmaiden to International Trade and Investment[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 1997,22(2):211-222.
- [22] Schaltegger S, Sturm A. Ökologische Rationalität: Ansatzpunkte zur Ausgestaltung von ökologieorientierten Managementinstrumenten[J]. *Die Unternehmung*, 1990,44(4):273-290.
- [23] Shapiro J S, Walker R. Why is pollution from US manufacturing declining? The roles of environmental regulation, productivity, and trade[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3814-3854.
- [24] Shavell S. The judgment proof problem[J]. *International review of law and economics*, 1986, 6(1): 45-58.
- [25] Singh N, Jain S, Sharma P. Motivations for implementing environmental management practices in Indian industries[J]. *Ecological Economics*, 2015, 109: 1-8.
- [26] Yin H, Kunreuther H, White M W. Risk-Based Pricing and Risk-Reducing Effort: Does the Private Insurance Market Reduce Environmental Accidents?[J]. *The Journal of Law and Economics*, 2011, 54(2): 325-363.
- [27] Zhang Q, Yu Z, Kong D. The real effect of legal institutions: Environmental courts and firm environmental protection expenditure[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2019, 98: 102254.
- [28] Zweifel P. The Contribution of Environmental Impairment Liability (EIL) Insurance to Eco-Efficiency[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 1996,80(21):336-340.
- [29] 曹洪军,刘颖宇.我国环境保护经济手段应用效果的实证研究[J].*理论学刊*,2008(12):50-53.

- [30] 曹俊文, 曾康. 低碳视角下长江经济带农业生态效率及影响因素研究[J]. 生态经济, 2019,35(08):115-119.
- [31] 陈傲. 中国区域生态效率评价及影响因素实证分析——以 2000-2006 年省际数据为例[J]. 中国管理科学, 2008,16(S1):566-570.
- [32] 陈冬梅, 夏座蓉. 环境污染风险管理模式比较及环境责任保险的功能定位[J]. 复旦学报(社会科学版), 2011(04):84-91.
- [33] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018,53(02):20-34.
- [34] 成金华, 孙琼, 郭明晶, 等. 中国生态效率的区域差异及动态演化研究[J]. 中国人口 资源与环境, 2014,24(01):47-54.
- [35] 初善冰, 黄安平. 外商直接投资对区域生态效率的影响——基于中国省际面板数据的检验[J]. 国际贸易问题, 2012(11):128-144.
- [36] 邓波, 张学军, 郭军华. 基于三阶段 DEA 模型的区域生态效率研究[J]. 中国软科学, 2011(01):92-99.
- [37] 黄昭, 何煜然, 肖燕玲, 杨大勇, 邝红艳. 基于环境污染责任保险的环境风险评估研究进展[J]. 中国环境管理, 2021,13(04):57-63.
- [38] 金艳清. FDI 对中部地区产业升级的影响研究[D]. 南昌大学, 2012.
- [39] 李海东, 王善勇. “两型”社会建设中生态效率评价及影响因素实证分析——以 2006~2009 年省级面板数据为例[J]. 电子科技大学学报(社科版), 2012,14(06):72-77.
- [40] 李敏鑫, 朱朝晖, 罗文波. 环境污染责任保险对企业债务融资成本的影响研究[J]. 保险研究, 2021(01):40-57.
- [41] 李胜兰, 初善冰, 申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济, 2014,37(04):88-110.
- [42] 李萱, 沈晓悦, 黄炳昭, 蔡飞. 我国环境污染责任保险试点“双轨制”困境与解决方案[J]. 环境与可持续发展, 2015,40(01):47-51.
- [43] 罗能生, 李佳佳, 罗富政. 中国城镇化进程与区域生态效率关系的实证研究[J]. 中国人口 资源与环境, 2013,23(11):53-60.
- [44] 马勇, 童响, 任洁. 多源遥感数据支持下的县域尺度生态效率测算及稳健性检验——以长江中游城市群为例[J]. 自然资源学报, 2019,34(06):1196-1208.
- [45] 宁金辉, 金宇, 张永贝. 环境污染责任保险与企业创新:促进还是抑制[J]. 科技进步与对策, 2019,36(17):90-97.
- [46] 宁金辉, 苑泽明. 环境污染责任保险对企业投资效率的影响——基于绿色信贷的研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2020,41(04):48-57.
- [47] 潘兴侠. 我国区域生态效率评价、影响因素及收敛性研究[D]. 南昌大学, 2014.
- [48] 任梅, 王小敏, 刘忠梅, 等. 中国区域生态效率时空变化及其影响因素分析[J]. 华东经济管理, 2019,33(9):1-9.
- [49] 沈飞, 周延. 环境污染责任保险与企业创新——基于中介效应检验[J]. 科技管理研究, 2021,41(09):195-202.
- [50] 史丹, 王俊杰. 基于生态足迹的中国生态压力与生态效率测度与评价[J]. 中国工业经济, 2016(05):5-21.
- [51] 孙建. 中国区域技术创新的二氧化碳减排效应——基于宏观计量经济模型模拟分析[J]. 技术经济, 2018,37(10):107-116.

- [52] 孙祁祥. 向污染宣战, 保险业应当有位并有为[N]. 中国保险报, 2016.
- [53] 王波, 方春洪. 基于因子分析的区域经济生态效率研究——以 2007 年省际间面板数据为例[J]. 环境科学与管理, 2010,35(02):158-162.
- [54] 王宏志, 高峰, 刘辛伟. 基于超效率 DEA 的中国区域生态效率评价[J]. 环境保护与循环经济, 2010,30(6):64-67.
- [55] 王明远. 略论环境侵权救济法律制度的基本内容和结构——从环境权的视角分析[J]. 重庆环境科学, 2001(02):17-20.
- [56] 王印红, 李萌竹. 地方政府生态环境治理注意力研究——基于 30 个省市政府工作报告(2006-2015)文本分析[J]. 中国人口 资源与环境, 2017, 27(2):8.
- [57] 解春艳, 丰景春, 张可. 互联网技术进步对区域环境质量的影响及空间效应[J]. 科技进步与对策, 2017, 第 34 卷(12):35-42.
- [58] 谢慧明, 李中海, 沈满洪. 异质性视角下环境污染责任保险投保意愿分析[J]. 中国人口 资源与环境, 2014,24(06):84-90.
- [59] 杨斌. 2000—2006 年中国区域生态效率研究——基于 DEA 方法的实证分析[J]. 经济地理, 2009,29(07):1197-1202.
- [60] 杨俊, 邵汉华, 胡军. 中国环境效率评价及其影响因素实证研究[J]. 中国人口 资源与环境, 2010,20(02):49-55.
- [61] 尹晶, 隋学忠, 刘泓辉, 李琨, 任翥, 刘祎, 郭宝元. 环境风险评估在环境污染责任保险费率厘定中的应用[J]. 环境保护科学, 2019,45(01):51-57.
- [62] 张永贝, 宁金辉, 苑泽明. 环境污染责任保险与企业融资约束:缓解还是加剧[J]. 财会月刊, 2019(16):42-48.
- [63] 朱朝晖, 李敏鑫, 王江寒, 罗文波. 环境污染责任保险与审计费用[J]. 审计研究, 2021(01):59-70.
- [64] 竺效. 论环境污染责任保险法律体系的构建[J]. 法学评论, 2015,33(01):160-166.

绿色信贷政策实施对商业银行竞争力的影响

尹成远、韩宜霖¹

摘要：

本文基于理论分析，以 81 家商业银行 2009—2022 年的数据为基础，采用因子分析法计算商业银行竞争力得分，以 2012 年发布的《绿色信贷指引》为准自然实验，建立双重差分法模型分析绿色信贷政策实施对商业银行竞争力的影响。结果表明：（1）绿色信贷政策的实施对商业银行竞争力具有显著的促进作用。（2）中介效应表明，绿色信贷政策通过改善商业银行经营效率与盈利能力进而提升其竞争力。（3）调节效应表明，区域污染强度对政策的竞争力促进效用起到了负向调节作用；区域金融化水平对政策效果起到了正向调节作用。

关键词：绿色信贷政策，双重差分，商业银行竞争力

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中强调，要推进美丽中国建设，协同推进降碳、减污、扩绿、增长，推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展。过去几十年，我国经济快速腾飞，取得了世界瞩目的成就，但在优异成绩单的背面，是环境的破坏日益严重与碳排放量的不断攀升。当前，经济增长与环境保护之间的矛盾已经成为制约我国现代化高质量发展的关键要素。原中国银监会于 2012 年 2 月 24 日颁布了《绿色信贷指引》（简称《指引》），对推动经济结构绿色转型有着重要意义。《指引》实施后，各地区环保部门与金融系统纷纷响应，二十多个省市制订并出台了实施绿色信贷政策的具体方案，各大商业银行相继搭建了绿色信贷政策内部管理体系（汪晓文等，2023）。

绿色信贷一般为可持续融资或环境融资，主要是指金融机构发放给借款企业用于投向绿色环保、清洁能源、循环经济、基础设施及传统产业绿色升级和服务等领域的贷款。绿色信贷一方面限制向高耗能、高污染的环保不达标企业提供融资，另一方面大力支持节能环保、清洁能源等行业的发展（顾海峰和史欠欠，2023）。近年来，我国绿色信贷规模不断扩大，截止 2022 年末，我国本外币绿色贷款余额 22.03 万亿元，同比增长 38.5%，比上年末高 5.5 个百分点，高于各项贷款增速 28.1 个百分

¹ 尹成远，河北大学经济学院副教授。韩宜霖，河北大学经济学院硕士研究生。

点，全年增加 6.01 万亿元¹。

自绿色信贷政策实施以来，对地方经济产生了众多积极影响：第一，促进绿色产业发展。绿色信贷政策鼓励金融机构向绿色产业提供融资支持，推动绿色技术、环保设备和清洁能源等领域的发展。这有助于培育和壮大地方绿色产业，提升地方经济的创新能力和竞争力（张颖等，2023）。第二，推动环境保护和可持续发展。绿色信贷政策鼓励金融机构将资金投向环境友好型项目，如节能减排、水资源管理、生态恢复等领域。第三，增加就业机会。绿色产业的发展 and 环境保护项目的实施，通常需要大量的劳动力参与（张伟峰和宋咏梅，2023）。绿色信贷政策的实施可以促进相关产业链的发展，创造更多的就业机会。商业银行既是我国经济金融枢纽，又是绿色信贷投放的关键环节（许一凡，2023），而绿色信贷政策的实施对商业银行的影响尚不明晰。

在绿色信贷政策“润泽”地方经济的过程中，作为信贷投放主体的商业银行是否同样享受到了政策的正效应？绿色信贷政策的实施是否能促进商业银行的高质量发展？其中的作用机制为何？这些正是本文研究与分析的问题。

二、文献综述与假设提出

（一）文献综述

1. 绿色信贷政策相关研究

近年来国内外学者从宏观经济和企业方面研究了绿色信贷政策实施对其产生的影响。从宏观经济的角度来看，绿色信贷政策促进了经济的发展，具体表现在产业结构升级与货币政策优化方面。产业结构方面，研究发现绿色金融在促进产业结构转型与拉动经济增长中发挥了积极作用（裴育等，2018）。并且在促进产业结构升级的同时从整体上改善了中国的环境质量（Zhang,K.et al, 2021），实现了一举两得的效果。货币政策方面，绿色信贷通过差别化的货币金融政策以信贷倾斜、利率浮动等方式动员更多资金聚集、形成绿色投资，为经济增长提供资本要素（P Soundarrajan,et al, 2016）。从微观企业的角度来看，绿色信贷政策正以多个触角延伸到企业发展的方方面面，具体从创新投资和企业融资成本等方面对企业产生影响。企业创新投资方面，学者们出现了相左的看法。一部分学者认为绿色信贷政策显著提升了企业的创新绩效。政策实施后，受限制企业的专利申请数量明显提升（于波，2023），对于重污染企业，绿色信贷政策有助于其投资效率的改善，在抑制重污染企业的过度投资动机的同时，也改善了企业的投资不足倾向（王艳丽等，2021）；另一部分学者认为绿色信贷政策抑制了企业的创新发展。对重污染企业而言，绿色信贷政策未能产生波特效应，政策在压缩其信贷规模的同时抬升资金使用成本，在信贷约束的条件下削减了重污染企业的创新动机（杨柳勇和张泽野，2022；陆菁等，2021）。企业融资成本方面，绿色信贷政策的效用对高污染企业与非高污染企业呈现出明显的“赏罚影响”。绿色信贷政策对非高污染企业表现为“赏”，企业如果与开启了绿色信贷业务的银行发生过业务关系，其长、短期债务融资规模和债务期限结构将表现更优（吴虹仪和殷德生，2021）。而对高污染企业呈现明显的“罚”，即高污染行业的信贷门槛被提高，国家对高污染行业实施信贷额度限制以及惩罚性高利率，导致高污染企业的债务融资成本显著提升（廖果平等，2022；钟献兵等，2022；李新功和朱

¹ 数据来自中国人民银行官网

艳平, 2021)。

2. 商业银行竞争力相关研究

竞争力是一个相对的指标, 具有动态性, 且不同类型的企业竞争力的构成要素存在差异性, 因此, 目前尚未对其有统一的定义(高晓燕和高歌, 2018)。从评价方法来看, 学术界主要使用因子分析法、熵值法、数据包络法(DEA)以及总资产收益率评价商业银行竞争力。郭翠荣和刘亮(2012)较早的使用因子分析法, 从规模大小、盈利性、安全性、流动性、市场占用率以及发展能力等六个方面选取共二十个指标综合评价了16家A股上市商业银行竞争力。汪炜等(2021)同样采用因子分析法, 将视角聚焦于区域性商业银行, 实证研究了绿色信贷政策与银行竞争力之间的关系。赵碧莹(2019)采用熵值法, 基于时序的纵向变化和银行间横向比较计算银行竞争力, 发现盈利能力和抗风险能力的提高, 是未来商业银行竞争力的主要来源。武佳琪等(2020)采用综合方法建立动态评价模型分析现实竞争力, 采用数据包络法(DEA)分析效率竞争力。部分学者选用总资产收益率(ROA)代替银行竞争力(何凌云等, 2018)。

3. 绿色信贷政策对商业银行影响相关研究

从研究内容来看, 国内外关于绿色信贷政策与商业银行相关的研究主要集中在经营绩效、经营风险以及经营效率方面。

经营绩效方面, 国内外学者的意见并没有达成一致, 基本形成了“促进论”、“抑制论”以及“非线性影响论”三种观点。“促进论”学者认为, 绿色信贷对商业银行经营绩效产生了积极影响。通过绿色声誉机制, 绿色信贷政策能够帮助银行树立声誉。作为一种无形资产, 商业银行通过树立声誉来吸引专业领域的优秀人才, 提高客户黏性, 获得公众信任(张晖等, 2021)。“抑制论”认为绿色信贷的实施需要严格的企业环保技术检测、贷前环境认证和贷后监管, 单位业务及管理费用的增加会导致其单位营业利润的降低(胡荣才和张文琼, 2016)。“非线性影响论”学者指出, 绿色信贷政策的实施将对银行绩效产生倒“U”型影响。在绿色信贷发展初期, 得益于国家政策的扶持, 绿色信贷规模提升迅速, 成为了新的利润增长点, 商业银行绩效提高; 但进入绿色信贷投放后期, 由于绿色信贷业务中的节能环保项目具有建设周期长、投资回报久的特点, 风险效应放大并逐渐显现, 银行绩效因此下滑(尹庆民和武景, 2022)。

经营风险方面, 国内外学者的看法呈现出“两极分化”的局面, 据此本文将现有文献划分为“风险抑制论”与“风险放大论”。“风险抑制论”认为“两高一剩”企业产能过剩, 市场需求和利润下滑, 造成行业借款人的风险承担较高。而绿色信贷资金流向节能环保项目可以有效缓解商业银行风险承担。因此, 商业银行开展绿色信贷业务能够降低自身风险承担(谢朝华和陈涵达, 2023)。另外, 发展绿色信贷支持产能过剩企业采用节能减排的新设备、新技术, 促进传统产业改造升级, 改善其经营效益, 提高其还款能力, 进而降低商业银行的信贷风险(孙光林等, 2017)。“风险放大论”认为由于商业银行的绿色信贷比在很大程度上取决于国有资产的规模和结构, 绿色信贷政策显著降低了全国性商业银行的信贷风险, 但增加了区域性商业银行的信贷风险(Zhou et al., 2022)。并且在短期内, 环境治理与商业银行防范金融风险存在矛盾, 绿色信贷的投放制约了其短期收益, 压缩“两高一剩”行业贷款投放导致银行自身丧失利润点的同时加剧了企业的资金压力, 商业银行违约风险增加, 甚至面临较大的破产风险(蔡海静等, 2019; 邵传林和闫永生, 2020)。

经营效率方面，学术界一般认为绿色信贷政策改善了商业银行的经营效率。丁宁等（2020）建立 PSM-DID 模型发现绿色信贷政策的实施会通过成本效应机制降低银行成本效率，但风险改善与声誉渠道改善了成本效率。类似的，明雷等（2023）基于三阶段 SBM-DEA 模型强调绿色声誉在效率改善过程中的重要作用，并提出绿色信贷对效率的影响并非线性，在当绿色信贷规模较小时银行效率会下降，一旦越过转折点后，商业银行的效率将快速提升。总的来看，尽管绿色信贷初期的效率影响并不稳定，但长期来看绿色信贷政策对商业银行效率具有正向影响（张文中和窦瑞，2020；廖筠等，2019）。国外学者 Cui 等（2018）也发现绿色信贷可通过降低银行的不良贷款率提升银行效率。

国内外学者丰富的研究成果为本文进一步分析绿色信贷政策与商业银行竞争力之间的关系奠定了坚实的理论基础。综合上述研究发现，现有研究存在以下不足：第一，在研究绿色信贷政策落实链条中，学术界较多重视了政策链条下游的影响，即政策对环境与企业的影响，对于政策实施主体——商业银行的关注度较低。第二，在研究绿色信贷政策与商业银行之间关系过程中，多数学者选用绿色信贷余额作为银行政策落实程度，然而囿于各银行所公布的绿色信贷余额数据并不充足，以其作为研究基础有失学术严谨性。第三，学者更多关注了绿色信贷政策与商业银行某一方面的影响，并选取单一指标进行衡量，如盈利能力、风险以及效率，反而忽视了政策的综合评价。

基于上述分析，本文在参考前人研究的基础上，选取多角度指标，运用因子分析法计算商业银行综合得分作为商业银行竞争力的代理变量。突破绿色信贷余额公布数量少的限制，建立双重差分模型，将 2012 年公布的《绿色信贷指引》作为准自然实验，对绿色信贷政策实施效果进行综合评估。并为进一步探寻其中的机理，建立中介效应模型、调节效应模型，构建政策作用机制，以期明晰政策效应的传导。

（二）机制分析

可持续发展理论与绿色信贷政策理念相辅相成，可持续发展理论为绿色信贷政策的落实提供了良性环境，绿色信贷政策推动可持续发展目标的实现，商业银行落实绿色信贷政策不仅能抓住绿色金融市场提供的市场机遇和份额，还能享受可持续发展理论提供的稳定环境，在可持续发展理论指导下，绿色信贷政策与商业银行竞争力的改进高度契合。从社会责任理论来看，商业银行落实绿色信贷政策通过改变信贷资源配置的方式，将资金从“两高一剩”项目转向“绿色清洁”项目，将服务对象从传统高污染客户升级转型为节能创新型客户，这是对社会环境责任的承担，是社会责任理论的实践。同时，企业积极承担社会责任将为其树立良好的社会形象，并优化与维护利益相关者之间的关系，由此提升商业银行盈利绩效与竞争力（Cook et al. 2019）。并且，良好社会形象还能够有效缓解风险事件对商业银行带来的负面冲击，银行风险承担水平下降（朱焱和杨青，2021），进一步巩固其竞争力。环境风险管理理论强调要对企业或个人可能发生的环境风险进行识别、评估与把控。绿色信贷政策以环境风险管理理论为基础，将控制可能引发重大环境风险项目的资金投放为准则，降低与高环境风险项目相关的信贷风险，减少不良资产的风险暴露。基于上述分析，本文提出假设 H1：

H1：绿色信贷政策的实施能够对商业银行竞争力产生正向影响；

商业银行经营效率与其竞争力密切联系。一方面，绿色信贷政策通过“降本增效”的方式改善银行经营效率，进而提升银行竞争力。绿色信贷政策鼓励银行向环保和

可持续发展项目提供贷款和融资支持，这些项目通常具有较低的环境风险与较高的盈利潜力，可能具有较低的违约和不良贷款风险，商业银行资产质量得到改善。因此，银行能够降低不良贷款的风险和损失，减少资产减值准备的需求，减少运营成本与贷后监督成本，经营效率改善的同时竞争力提升。另一方面，绿色声誉提升了商业银行的社会形象，增强银行的前瞻性与专业性，为银行带来了隐性收益。在绿色信贷政策的指引下，绿色贷款的需求者能够享受更专业与高效的业务服务，这有利于增强客户对银行的认可度，提高客户忠诚度。而更忠诚的客户往往意味着与银行更高效的合作，因此优化商业银行经营效率和竞争力。基于上述分析提出假设 H2：

H2：绿色信贷政策通过经营效率渠道提升银行竞争力；

银行作为特殊的企业仍旧以利润最大化是经营的根本目标，因此盈利水平是决定其竞争力高低的关键因素。从宏观来看，绿色信贷政策能够为经济带来结构转型效应。商业银行与社会产业结构存在互动关系，绿色信贷无疑会促进环保企业发展，进而优化社会产业结构，良好的产业结构将反哺银行，银行营造更好的发展环境，帮助银行实现长久盈利（于波等，2021）。微观来看，绿色信贷政策不仅能够扩大传统业务规模，还能拓宽创新业务规模。一方面，绿色金融市场为商业银行创造了大量绿色贷款需求，绿色信贷政策的实施与市场需求相契合，帮助商业银行抓住机遇，扩大市场份额。另一方面，绿色信贷政策为商业银行创造了全新的绿色业务链条，在传统绿色贷款业务的基础上衍生出绿色保险、绿色债券、绿色金融投资咨询服务等业务，这些崭新的业务成为了商业银行新的利润增长点。盈利环境的改善与业务盈利能力的提升综合改善了商业银行的盈利水平，也基于盈利渠道提升了商业银行竞争力。基于上述分析，提出假设 H3：

H3：绿色信贷政策通过盈利水平渠道提升银行竞争力；

区域污染强度高的区域，绿色信贷政策的落实难度往往更大，政策的竞争力促进效用具有不确定性。首先，高污染强度区域的企业具有更高的环境风险，囿于高污染发展的关系，其环保改造成本高，环保技术实施难度大，此类项目的违约风险更高；其次，高污染强度区域的环保意识差，对绿色金融产品与服务的需求小。面临小规模市场，绿色信贷政策的规模效应难以发挥，政策效用不确定性增强。并且，可能存在当地政府环保意识差，环保监管以及法律法规落实不到位的情况，这进一步弱化了商业银行推行绿色信贷政策的动力。最后，高污染区域企业的环境风险管理难度更大，信息不对称程度更高，商业银行在评估风险和决策贷款时，难以准确评估项目的可行性和风险水平。基于上述分析，提出假设 H4：

H4：区域污染强度对绿色信贷政策效用起到负向调节作用；

区域金融化水平高意味着该地区金融需求更丰富，商业银行需要不断创新与升级以适应金融环境的变化。首先，在高金融化水平的区域，市场需求大。经济发展和产业结构转型的速度较快，环保意识和绿色资金需求相对较高。企业和个人对绿色金融产品和服务的需求量快速增长，商业银行可以通过提供绿色信贷产品和服务来满足市场需求，增加市场份额和盈利空间。其次，政策指引明确，区域金融化高水平区域的政府对环保事业的支持和引导通常更加明确和积极，对于金融支持绿色产业发展与环境保护的意图更加坚定与明确。因此，政府一方面对积极进行绿色转型的企业提供，提供了财政补贴、税收优惠等政策支持；最后，金融基础设施的完善与金融政策的效用呈正相关，而金融化水平高的地区往往具备更完善的金融服务。商业银行可以依托完善的金融设施高效落实绿色信贷政策，并在此基础上进行绿色

业务创新，以满足不同客户的需求。同时，良好的金融环境能够促进银行与其他金融机构展开环保项目合作，对政策的竞争力促进效用起到催化剂作用。基于上述分析，提出假设 H5：

H5：区域金融化水平对绿色信贷政策效用起到正向调节作用；

三、研究设计

（一）变量选取与数据来源

通过借鉴已有文献，本文样本数据的选择兼顾可得性、完整性以及研究方法的适用性，本文选取 81 家商业银行 2009-2022 年数据进行实证分析。样本包括 5 家全国性商业银行，12 家股份制商业银行，60 家城市商业银行以及 4 家农村商业银行，样本具有较强的代表性。本文银行层面数据来自 CSMAR 数据库以及 Wind 数据库，部分数值从各银行年报中手动搜寻，极个别缺失值采用插值法进行补充，宏观层面数据来自中国统计年鉴，最终构建为 2009-2022 年的平衡面板数据。

（二）变量定义

1.被解释变量：竞争力水平（COMPETE）。

本文研究商业银行竞争力水平，为综合全面评价商业银行竞争力，采用因子分析方法计算得出的商业银行竞争力水平（COMPETE）。因子分析法是一种常用的多变量分析方法，用于探索观测变量之间的潜在结构和关系。

2.核心解释变量（DID）。

本文核心解释变量为是否落实绿色信贷政策（DID）。将是否公开披露绿色信贷业务数据作为划分实验组与控制组的依据，其中将公开披露实施绿色信余额的商业银行作为实验组，分类变量 Treated 赋值为 1，若未披露实施绿色信贷数据的商业银行则作为控制组，Treated 赋值为 0。本文以 2012 年发布的《绿色信贷指引》为准自然实验，2012 年以前分类变量 Time 赋值为 0，2012 年及以后赋值为 1。DID 为 Treated 与 Time 的乘积，表示政策的净效应。

3.中介变量

为进一步明晰绿色信贷政策对商业银行竞争力影响的渠道，本文从银行层面入手，引入经营效率（CIR）和盈利水平（Ln_NP）作为中介变量进行机制检验。（1）经营效率（CIR）。成本收入比（CIR）衡量了商业银行创造一单位营业收入所需要支付的成本，成本收入比越低，经营效率越高。（2）盈利水平（Ln_NP）。绿色信贷政策的实施能够增加银行业务机会，这些政策效应将反应在银行的盈利水平中，而盈利水平构成是商业银行竞争力的部分。净利润越高，说明该银行盈利能力较强，一定程度上表明商业银行竞争力越高。

4.调节变量

不同宏观环境对政策效果产生不同的影响，为进一步探究绿色信贷政策在不同宏观环境下的效用，本文从宏观层面入手，引入区域工业污染强度（PI）和区域金融化水平（LOF）作为调节变量进行检验。（1）区域工业污染强度（PI）。本文借鉴并改良张媛媛等（2021）的研究方法，引入区域工业污染强度作为本文研究的调节变量。变量计算方式为各省废水排放总量（万吨）占该省 GDP 比重、废气中二氧化硫（万吨）占该省 GDP 比重以及一般工业固体废物产生量（万吨）占该省 GDP 比重的总和。（2）区域金融化水平（LOF）。本文采用区域金融业增加值占 GDP 比重作为该地区金融化水平。

表 3-1 变量定义

	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	商业银行竞争力	COMPET	因子分析计算得出
		SCORE	熵值法计算得出
核心解释变量	是否落实绿色信贷政策	DID	虚拟变量 Treated*Time
控制变量	资产规模	Ln_asset	资产规模取对数
	资产负债率	ABR	负债与资产之比
	资本充足率	CAR	资本与风险加权资产之比
	拨备覆盖率	PCR	拨备资金与不良贷款之比
	非利息收入占比	NIIR	非利息收入与营业收入之比
	贷款规模	Ln_Loan	贷款规模取对数
中介变量	经营效率	CIR	营业费用加折旧与营业收入之
	盈利水平	Ln_NP	净利润取对数
调节变量	区域污染强度	PI	“工业三废”占 GDP 比重*100
	区域金融化水平	LOF	金融业增加值与国内生产总值之

（三）商业银行竞争力评价

本文选取因子分析法对商业银行竞争力进行计算，共选取了 15 个指标，涵盖盈利性、流动性、安全性、成长性以及规模因素五个维度，以期尽可能地对所选商业银行的综合竞争力进行全面的评价分析。

在指标体系构建方面，盈利性指标选取非利息收入占比（NIIR）、净资产收益率（ROE）以及成本收入比（CIR）；安全性指标选取资本充足率（CAR）、不良贷款率（NPL）以及拨备覆盖率（PCR）；流动性指标选取流动性比例（LIR）、资产负债率（ABR）以及存贷比（LDR）；成长性指标选取资产增长率（AGR）、存款增长率（DGR）以及贷款增长率（LGR）；规模因素指标选取存款规模（Deposit）、贷款规模（Loan）以及资产规模（Asset）。其中，成本收入比（CIR）和不良贷款率（NPL）为负向指标，对其进行正向化处理，即 $X'=1-X$ （经过处理的成本收入比与不良贷款率分别命名为 ACIR 与 ANPL）；借鉴郭荣翠和刘亮（2012）的研究，将资产负债率（ABR）和存贷比（LDR）作为适度性指标，进行适度化处理，即 $X'=1/(1+|X-X^*|)$ ，（其中 X^* 为平均值，适度性处理后的资产负债率与存贷比命名为 AABR 与 ALDR）。指标名称与含义如下表所示。

表 4-2 竞争力评价体系

评价维度	具体指标	指标影响	符号
规模指标	存款规模	正向指标	Deposit
	贷款规模	正向指标	Loan
	资产规模	正向指标	Asset
盈利性指标	非利息收入占比	正向指标	NIIR
	净资产收益率	正向指标	ROE
	成本收入比	负向指标	ACIR
安全性指标	资本充足率	正向指标	CAR
	不良贷款率	负向指标	ANPL

	拨备覆盖率	正向指标	PCR
流动性指标	流动性比例	正向指标	LIR
	资产负债率	适度性指标	AABR
	存贷比	适度性指标	ALDR
成长性指标	资产增长率	正向指标	AGR
	存款增长率	正向指标	DGR
	贷款增长率	正向指标	LGR

(四) 模型构建

1. 基准回归模型构建

本文使用双重差分 (Difference-in-Differences, DID) 模型评估绿色信贷政策对商业银行竞争力的影响。DID 模型通过比较实验组与控制组在政策实施前后的差异来估计政策的效果, 可以解决时间固定效应和未观测到的个体固定效应的问题, 同时有效控制了处理组和对照组之间的时间变化和个体差异。

本文将是否公开披露绿色信贷业务数据作为划分实验组与控制组的依据, 其中将公开披露实施绿色信余额的商业银行作为实验组, 政策虚拟变量 *Treated* 赋值为 1, 若未披露实施绿色信贷数据的商业银行则作为控制组, *Treated* 赋值为 0。本文以 2012 年发布的《绿色信贷指引》为准自然实验, 2012 年以前时间虚拟变量 *Time* 赋值为 0, 2012 年及以后赋值为 1。模型构建如下:

$$COMPETE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID + \alpha_2 Contral_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (3-1)$$

$COMPETE_{i,t}$ 为商业银行竞争力得分, DID 为模型核心解释变量, 即是否实施绿色信贷政策, 是政策虚拟变量 *Treated* 与时间虚拟变量 *Time* 的乘积; α_1 代表绿色信贷政策对商业银行竞争力影响的政策净效应, $Contral_{i,t}$ 为控制变量, δ_i 代表个体固定效应, γ_t 代表时间固定效应, $\mu_{i,t}$ 代表随机误差项。若 α_1 显著为正, 说明绿色信贷政策的实施对商业银行竞争力起到了正向促进作用; 若 α_1 显著为负, 则意味着绿色信贷政策削弱了商业银行竞争力。

2. 中介效应模型构建

$$CIR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_3 DID + \alpha_2 Contral_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (3-2)$$

$$COMPETE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_4 DID + \alpha_5 CIR_{i,t} + \alpha_2 Contral_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (3-3)$$

$$Ln_NP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_6 DID + \alpha_2 Contral_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (3-4)$$

$$COMPETE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_7 DID + \alpha_8 Ln_NP_{i,t} + \alpha_2 Contral_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (3-5)$$

式 (3-2)、(4-3) 表示经营效率渠道的中介机制检验。在 (3-1) 式中 α_1 显著为正的前提下, 式 (3-2) 中 α_3 与式 (3-3) 中 α_5 均显著说明中介效应成立。若 α_4 显著, 则代表不完全中介效应, 若 α_4 不显著则代表经营效率渠道具有完全中介效应。同理, 式 (3-4)、(3-5) 表示盈利水平渠道的中介机制检验。在 (3-1) 式中 α_1 显著为正的前提下, 式 (3-4) 中 α_6 与式 (3-5) 中 α_7 均显著说明中介效应成立。若 α_6 显著, 则代表不完全中介效应, 若 α_7 不显著则代表盈利能力具有完全中介效应。

3. 调节效应模型构建

引入绿色信贷政策效应 (DID) 与区域工业污染强度 (PI)、区域金融化水平 (LOF)

的交乘项作为调节变量并建立模型。

$$COMPETE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_9 DID + \alpha_{10} DID * PI_{i,t} + \alpha_2 Contral_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (3-6)$$

$$COMPETE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_{11} DID + \alpha_{12} DID * LOF_{i,t} + \alpha_2 Contral_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{i,t} \quad (3-7)$$

式(4-6)为区域污染强度的调节效应模型,若 α_9 显著为正且交乘项 $DID * PI_{i,t}$ 系数 α_{10} 显著为负,说明区域污染强度对政策效应具有负的调节作用,即污染强度越高政策效果越差。式(3-7)为区域金融化水平的调节效应模型,若 α_{11} 显著为正且 $DID * LOF_{i,t}$ 系数 α_{12} 显著为正,则说明区域金融化水平对政策效应起到的正向的调节效应,即金融化水平越高,绿色信贷政策对商业银行竞争力的促进效用越明显。

四、实证分析

(一) 变量描述性统计

表 4-1 展示了变量描述性统计,首先从结果来看,各变量方差均在合理范围之内,说明数据波动性可控,数据质量较好,有利于进一步展开研究。被解释变量 COMPETE 标准差为 0.403,浮动范围合理,为探究绿色信贷政策实施对商业银行竞争力影响提供了良好的素材。为避免异常值影响,本文对连续变量进行了 1-99%缩尾处理。

表 4-1 描述性统计

Variable	N	Mean	SD	Min	Max
COMPETE	1134	-0.00500	0.403	-1.043	1.449
DID	1134	0.553	0.497	0	1
Treated	1134	0.704	0.457	0	1
Time	1134	0.786	0.411	0	1
Ln_asset	1134	26.55	1.702	23.50	30.93
ABR	1134	0.930	0.0140	0.884	0.959
CAR	1134	0.131	0.0170	0.0990	0.193
PCR	1134	2.660	1.691	1.119	13.04
NIIR	1134	0.201	0.147	-0.0250	0.765
Ln_Loan	1134	25.80	1.743	22.81	30.37
GGDP	1134	7.930	3.063	0.700	16.40
CPI	1134	102.2	1.365	98.20	105.7

(二) 竞争力计算

在因子分析法研究过程中,选取的指标之间应具有较为显著的线性相关关系,使用因子分析进行信息浓缩研究,首先分析研究数据是否适合进行因子分析,从下表可以看出:KMO 为 0.704,大于 0.6,满足因子分析的前提要求,意味着数据可用于因子分析研究。以及数据通过 Bartlett 球形度检验 ($p < 0.05$),卡方值为 15662.67,说明研究数据适合进行因子分析。

表 4-2 KMO 和 Bartlett 的检验

KMO 和 Bartlett 的检验		
KMO 值		0.704
Bartlett 球形度检验	近似卡方	15662.670
	<i>df</i>	105
	<i>p</i> 值	0.000

在运用 SPSS23.0 进行降维分析后，进行公共因子的提取，在提取过程中，应选取尽可能少的因子解释尽可能多的信息。因子分析一共提取出 5 个因子，特征根值均大于 1，此 5 个因子旋转后的方差解释率分别是 21.068%，17.083%，12.917%，9.203%，8.817%，旋转后累积方差解释率为 69.088%，覆盖率接近 70%，证明基本涵盖原始数据的有效信息。

表 4-3 方差解释率表格

因子	特征根			旋转前方差解释率			旋转后方差解释率		
	特征根	方差%	累积%	特征根	方差%	累积%	特征根	方差%	累积%
1	3.392	22.61	22.61	3.392	22.61	22.61	3.160	21.06	21.06
2	2.792	18.61	41.22	2.792	18.61	41.22	2.562	17.08	38.15
3	1.712	11.41	52.63	1.712	11.41	52.63	1.932	12.91	51.06
4	1.332	8.92	61.56	1.332	8.92	61.56	1.380	9.20	60.27
5	1.122	7.52	69.08	1.122	7.52	69.08	1.322	8.81	69.08

本文采用回归法得出因子的得分函数对商业银行竞争力进行综合评价。根据对成分涵盖信息解读，5 个成分因子分别为规模因子、成长因子、盈利因子、流动因子、以及转化因子，其中最后的转化因子主要是解释了资产负债率、存贷比以及非利息收入方面，代表商业银行将投入转化为产出的能力。在明确了每个因子代表的实际含义后，得到每个因子的得分系数矩阵，得分系数如表 4-4 所示。

4-4 成分得分系数矩阵

名称	成分				
	成分 1	成分 2	成分 3	成分 4	成分 5
Deposit	0.318	0.029	-0.013	-0.046	0.022
Loan	0.316	0.026	-0.016	-0.020	0.010
Asset	0.318	0.027	-0.013	-0.026	0.022
NIIR	0.069	0.074	-0.135	0.266	0.183
ROE	0.020	-0.042	0.410	-0.154	0.115
ACIR	0.073	-0.063	0.238	0.288	0.083
AABR	0.055	0.043	0.068	0.161	0.632

ALDR	0.026	0.001	-0.070	-0.432	0.146
LIR	-0.064	0.013	-0.040	0.531	0.066
ANPL	0.005	-0.001	0.402	0.034	0.065
CAR	0.038	-0.066	0.049	0.208	-0.535
PCR	-0.052	-0.057	0.337	0.113	-0.183
AGR	0.011	0.349	0.032	0.008	0.041
DGR	0.025	0.383	-0.024	0.007	0.065
LGR	0.047	0.393	-0.113	0.032	0.082

根据表 4-4 的系数计算得分。

因子得分 1=0.318*Deposit+0.316*Loan+0.318*Asset+...+0.025*DGR+0.047*LGR

因子得分 2=0.029*Deposit+0.026*Loan+0.027*Asset+...+0.383*DGR+0.393*LGR

因子得分 3=-0.013*Deposit-0.016*Loan-0.013*Asset+...-0.024*DGR-0.113*LGR

因子得分 4=-0.046*Deposit-0.020*Loan-0.026*Asset+...+0.007*DGR+0.032*LGR

因子得分 5=0.022*Deposit+0.010*Loan+0.022*Asset+...+0.065*DGR+0.082*LGR

以及综合得分是旋转后方差解释率(归一化)与因子得分乘积后累加计算得到。针对当前数据的计算公式最终为: 0.305*因子得分 1+0.247*因子得分 2+0.187*因子得分 3+0.133*因子得分 4+0.128*因子得分 5

(三) 政策效应分析

1. 平行趋势检验

平行趋势检验 (Parallel Trends Test), 也称为平行趋势假设或平行趋势假设检验, 是在双重差分模型中用于验证处理组和对照组在政策实施前的趋势是否平行的一种统计检验方法。它是 DID 模型的关键假设之一, 用于验证 DID 模型所依赖的处理组和对照组趋势的合理性。

本文选取 2012 出台的《绿色信贷指引》作为准自然实验作为双重差分模型构建的基础, 即 2009-2011 年为政策前, 2012-2022 年为政策后, 为避免多重共线性问题, 本文在进行平行趋势检验时剔除政策前一年。表 4-5 汇报了平行趋势检验结果。结果表明在政策前的系数并不显著, 说明政策实施前样本具有平行趋势, 满足平行趋势假定, 双重差分模型合理。然而政策当年到政策后三年依旧不显著, 从政策后第四年出现显著的正效应, 其可能的原因是绿色信贷政策实施初期商业银行需要投入大量资源和资金来适应和实施绿色信贷政策, 这些转型成本可能会对商业银行的竞争力产生一定的负面影响。但当商业银行绿色信贷体系逐渐完善, 其绿色声誉与社会责任的溢出效应凸显, 商业银行竞争力得到正向提升。

表 4-5 平行趋势检验

	Parallel trend test
Pre_2	-0.0423 (0.0717)
Current	0.0164 (0.0821)

Post_1	-0.0053 (0.0824)
Post_2	-0.0045 (0.0830)
Post_3	0.0529 (0.0827)
Post_4	0.1382* (0.0827)
Post_5	0.1995** (0.0825)
Post_6	0.2102** (0.0823)
Post_7	0.1820** (0.0825)
Post_8	0.1337** (0.0675)
Cons	-5.9709*** (2.0761)
Individual	Yes
Year	Yes
N	1134
R ²	0.1768

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平显著；系数下括号内为标准误。下同。

2.基准回归

表 4-6 汇报了式 (3-1) 分析的结果。本文使用 Stata16.0 软件进行两次回归，分别为仅加入银行层面控制变量和全部控制变量，在固定个体和时间效应的条件下，交乘项 DID 的系数分别为 0.1484 和 0.1380，且均在 1% 的水平上显著为正，说明绿色信贷政策的实施对商业银行竞争力起到了正向促进作用，假设 H1 得以验证。

表 4-6 基准回归

	(1)	(2)
DID	0.1484*** (0.0385)	0.1380*** (0.0385)
Ln_asset	0.1507** (0.0646)	0.1433** (0.0644)
ABR	5.0778*** (0.9295)	4.7029*** (0.9362)

CAR	2.5079*** (0.7101)	2.3115*** (0.7110)
PCR	0.0459*** (0.0056)	0.0446*** (0.0056)
NIIR	0.3417*** (0.0684)	0.3146*** (0.0687)
Ln_Loan	-0.3178*** (0.0626)	-0.3144*** (0.0625)
GGDP		0.0091 (0.0064)
CPI		0.0456*** (0.0171)
Cons	-1.1898 (1.3271)	-5.3258*** (2.0436)
Individual	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	1134	1134
R ²	0.1627	0.1688

3.稳健性检验

(1) 替换被解释变量

前文分析中使用因子分析法计算商业银行竞争力得分，但因子分析法在计算过程中仍会损失部分信息，因此本文借鉴汪炜（2021）的研究方法，采用熵值法再次计算商业银行竞争力得分（SCORE）对上述基准回归进行稳健性检验。

熵值法计算竞争力得分过程如下：第一步，对正向指标和负向指标分别进行标准化处理，其中适度性指标视为为正向指标同样进行标准化处理，以矩阵 P 的形式表达。第二步，根据公式 $P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}}$ ，计算得到新的矩阵 P 。第三步，计算各指标熵

值 $E_j = -K \sum_{i=1}^n P_{ij} \times \ln(P_{ij})$ ，其中 K 为常数， $K = \frac{1}{\ln(n)}$ 。第四步，计算指标差异系数，

$g_j = 1 - E_j$ 。第五步，计算权重， $W_j = \frac{g_j}{\sum_{i=1}^n g_j}$ 。第六步，计算竞争力得分，进行稳健

性回归。

表 4-7 熵值法计算的指标权重

指标	权重	指标	权重	指标	权重	指标	权重	指标	权重
Depos	0.265:	NIIR	0.014	ABR	0.0030	NPL	0.000:	AGR	0.029:
Loan	0.267:	ROE	0.018:	LDR	0.007:	CAR	0.015	DGR	0.005:

Asse 0.251; CIR 0.006; LIR 0.022; PCR 0.049; LGR 0.042

表 4-8 汇报了稳健性回归的结果，结果显示交乘项 DID 系数为 0.0174 较之前有所下降，但仍然在 1%的水平下显著，与前文结果保持一致，证明结论具有一定稳健性。

2.调整时间窗口

借鉴钱雪松等（2019）的研究，本文通过调整时间窗口对回归结果进行稳健性检验。本文实证分析所选时间区间为 2009-2022 年，考虑到竞争力促进效用可能是由于绿色信贷政策实施以外的事件导致，本文进一步调整时间窗口进行稳健性检验。

其一，本文将政策时点提前一年，仅适用 2010-2011 年两年的数据进行分析，检验促进效果是否在政策实施之前就已经存在。设置时间虚拟变量 Time_2011，2011 年赋值为 1,2010 年赋值为 0。表 4-9 第 2 列汇报了回归结果，交互项 DID_2011 系数不显著，表明竞争力促进效果在绿色信贷政策实施前并不存在。其二，改变时间窗口，选取绿色信贷政策实施的前三年和后三年为时间窗口进行稳健性检验。结果如表 4-9 第 3 列所示，交乘项 DID 的系数在 10%的水平上依旧为正，表明结果具有一定稳健性。

表 4-8 稳健性回归

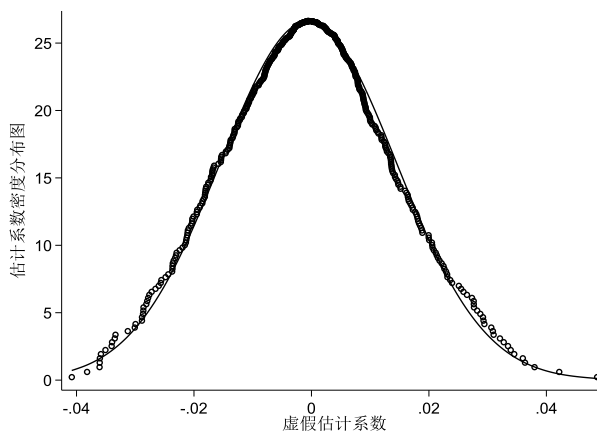
	(1)	(2)	(3)
DID	0.0174*** (0.0037)		0.0722* (0.0419)
DID_2011		-0.0825 (0.0782)	
Cons	0.9744*** (0.1961)	-5.1021 (13.3699)	-0.8000 (3.0272)
Control	Yes	Yes	Yes
Individual	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	1134	162	648
R ²	0.3827	0.6407	0.0849

3.安慰剂检验

为了检验上述结果在多大程度上受到遗漏变量、随机因素等的影响，参考卢盛峰（2021）选用安慰剂检验对实证结果进行稳健性分析。其方法是通过利用 Stata16.0 软件随机生成伪处理组，然后对伪分组数据进行双重差分检验，并重复操作 500 次，最后绘出系数 DID 的估计系数分布图。若在随机处理下 DID 估计系数分布在 0 附近，即意味着模型设定中并未遗漏掉足够重要的影响因素，换言之，基准分析中的影响效应的确是由于本文关注政策发生带来的结果。图 4-1 汇报的估计系数分布图可以看出，虚假的双重差分估计量分布在 -0.04—0.04 之间，集中分布在 0 附近，表明在

模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题，核心结论仍旧稳健。

图 4-1 安慰剂检验



(四) 机制检验

1. 中介效应检验

表 4-9 汇报了中介机制的检验结果。列 (1) (2) 汇报了经营效率渠道的检验结果。列 (1) 交乘项 DID 系数在 1% 的水平上显著为负，说明绿色信贷政策实施降低了商业银行成本收入比，提高了经营效率。列 (2) 交乘项 DID 系数为 0.0668，在 5% 的水平上显著，且 CIR 在 1% 的水平上显著为，说明经营效率的影响渠道有效。假设 H2 得以证明。列 (3) (4) 汇报了盈利水平渠道的检验结果。交乘项 DID 系数均显著为正说明政策实施的盈利水平渠道是有效的。假设 H3 得以证明。

表 4-10 中介效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Efficiency	Efficiency	Profitability	Profitability
DID	-0.0261*** (0.0071)	0.0668** (0.0335)	0.1004* (0.0595)	0.1111*** (0.0351)
CIR		-2.7299*** (0.1462)		
Ln_NP				0.2678*** (0.0184)
Cons	1.1219*** (0.3764)	-2.2630 (1.7749)	-10.0978*** (3.1581)	-2.6220 (1.8705)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1134	1134	1134	1134
R ²	0.1317	0.3783	0.6432	0.3105

2.调节效应检验

本文分别检验区域污染强度（PI）和区域金融化水平（LOF）对政策效果的调节作用。表 4-10 列（1）汇报了式（3-6）的检验结果。将 DID 与 PI 的交乘项加入回归后，发现在 DID 显著为正的情况下，交乘项 DID_PI 在 1%的水平上显著为负，这说明区域污染强度对政策的竞争力效用起到了负的调节作用。假设 H4 得以验证。列（2）汇报了式（3-7）的检验结果，将 DID 与 LOF 的交乘项引入回归模型后发现，在 DID 系数显著为正的情况下，交乘项 DID_LOF 的系数在 1%的水平上显著为正，说明区域金融化水平越高，政策实施效果越好。假设 H5 得以验证。

表 4-10 调节效应

	(1)	(2)
	Regional pollution	Regional finance
DID	0.3514*** (0.0574)	0.1009*** (0.0375)
PI	2.5278*** (0.5460)	
DID_PI	-2.3385*** (0.4953)	
LOF		-0.0024 (0.0092)
DID_LOF		0.0390*** (0.0055)
Cons	-7.5662*** (2.0768)	-7.2147*** (2.0066)
Control	Yes	Yes
Individual	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	1134	1134
R ²	0.1964	0.2296

五、结论与建议

（一）结论

本文以 81 家商业银行 2009-2022 年的数据为样本，采用双重差分的方法研究绿色信贷政策实施对商业银行竞争力的影响。研究发现：

第一，绿色信贷政策的实施能够提高商业银行的竞争力。实证分析表明，绿色信贷政策实施与商业银行竞争力之间呈现显著的正相关关系。第二，绿色信贷政策的竞争力促进效用通过经营效率渠道和盈利水平渠道传导。结果表明绿色信贷政策通过“降本增效”、提升银行盈利水平等方式进而改善其竞争力，效率渠道与盈利渠道均是有效的。第三，区域污染强度越高对政策效应的削弱越明显。高污染强度区域

企业的绿色转型意愿低，绿色信贷政策实施难度大，因而削弱了政策的促进效应。区域金融化水平越高对政策效应促进越明显。高金融化水平区域拥有更丰富的金融资源、更完善的金融以及更明确的政策指引，这些优势将有利于绿色信贷政策的开展，进而强化政策的促进效应。

（二）建议

第一，进一步完善绿色信贷法律法规体系。在信贷投放过程中可能出现绿色信贷审批严格的银行投放少量绿色信贷，而审批宽松的银行绿色信贷投放量大，这导致绿色信贷的配给机制失效。因此国家应出台统一授信标准如以企业碳减排能力、绿色创新技术或绿色节能水平为标准作为信贷投放标准，从而保证绿色信贷获取的公平性。另外，由于绿色信贷往往拥有较优惠的利率，所以更容易出现企业与银行“联手”骗贷。因此，国家应继续完善绿色信贷的贷后管理，定期追踪绿色信贷的投向，规范银行与企业的行为。

第二，引导污染企业转型与鼓励环保企业发展。总体来看，产业政策改革要积极配合绿色信贷政策实施，银企合作打出经济转型“组合拳”。从引导污染企业转型来看，产业政策要积极引导“两高一剩”企业进行清洁转型，对积极主动转型的企业进行鼓励与支持，如优先配给绿色信贷额度、税收返还以及技术转型补贴等政策。同时要对怠于转型的高污染、高能耗企业进行限制与处罚。如提升获得贷款门槛，限制资金流向“两高一剩”行业，倒逼其进行转型。从鼓励绿色环保企业创新发展来看，政府可以对降低能耗保护环境的技术进行全链条的资金支持，确保从研发到技术落地全过程的资金帮助，以实现环保节能技术的低成本应用。

第三，积极实施绿色信贷政策。前文实证研究表明绿色信贷政策的实施能够提升商业银行竞争力水平，说明商业银行积极拥抱绿色转型不仅有利于自身稳健发展更能够引领企业与国民经济健康发展。商业银行在落实绿色信贷政策过程中要及时畅通政策传导的经营效率渠道和盈利水平渠道，要做到绿色信贷投放与管理全链条高效运转，与绿色企业建立良好关系。

参考文献

- [1]Cook K A, Romi A M, Sánchez D, et al. The influence of corporate social responsibility on investment efficiency and innovation [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2019, 46(3-4): 494-537.
- [2]Cui Y, Geobey S, Weber O, et al. The impact of green lending on credit risk in China [J]. *Sustainability*, 2018, 10(6): 2008.
- [3]Soundarrajan P, Vivek N. Green finance for sustainable green economic growth in India [J]. *Agricultural Economics*, 2016, 62(1): 35-44.
- [4]Zhang K, Li Y, Qi Y, et al. Can green credit policy improve environmental quality? Evidence from China [J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 298: 113445.
- [5]Zhou X Y, Caldecott B, Hoepner A G, et al. Bank green lending and credit risk: an empirical analysis of China's Green Credit Policy [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2022, 31(4): 1623-1640.
- [6]蔡海静, 汪祥耀, 谭超. 绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应 [J]. *会计研究*, 2019, (03): 88-95.
- [7]丁宁, 任亦依, 左颖. 绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的 PSM-DID~1 成本效率分析 [J]. *金融研究*, 2020, (04): 112-130.

- [8]高晓燕, 高歌. 绿色信贷规模与商业银行竞争力的关系探究 [J]. 经济问题, 2018, (07): 15-21.
- [9]顾海峰, 史欠欠. 绿色信贷是否会影商业行风险承担?——基于社会责任与绿色声誉渠道 [J]. 财经理论与实践, 2023, 44(01): 2-10.
- [10]郭翠荣, 刘亮. 基于因子分析法的我国上市商业行竞争力评价研究 [J]. 管理世界, 2012, (01): 176-177.
- [11]何凌云, 吴晨, 钟章奇, et al. 绿色信贷、内外部政策及商业行竞争力——基于9家上市商业行的实证研究 [J]. 金融经济研究, 2018, 33(01): 91-103.
- [12]胡荣才, 张文琼. 开展绿色信贷会影响商业行盈利水平吗? [J]. 金融监管研究, 2016, (07): 92-110.
- [13]李新功, 朱艳平. 绿色信贷政策对重污染企业债务成本的影响——基于PSM-DID模型的实证研究 [J]. 会计之友, 2021, (03): 41-47.
- [14]廖果平, 姜铭哲, 王卫星. 绿色信贷政策、债务融资与企业创新——基于“两高”行业的DID模型检验 [J]. 会计之友, 2022, (17): 54-60.
- [15]廖筠, 胡伟娟, 杨丹丹. 绿色信贷对银行经营效率影响的动态分析——基于面板VAR模型 [J]. 财经论丛, 2019, (02): 57-64.
- [16]卢盛峰, 董如玉, 叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据 [J]. 中国工业经济, 2021, (03): 80-98.
- [17]陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角 [J]. 中国工业经济, 2021, (01): 174-192.
- [18]明雷, 廖雨立, 贺济郁. 绿色信贷对商业行效率的非线性影响 [J]. 系统工程, 2023, 41(03): 114-128.
- [19]裴育, 徐炜锋, 杨国桥. 绿色信贷投入、绿色产业发展与地区经济增长——以浙江省湖州市为例 [J]. 浙江社会科学, 2018, (03): 45-53+157.
- [20]钱雪松, 唐英伦, 方胜. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据 [J]. 金融研究, 2019, (07): 115-134.
- [21]邵传林, 闫永生. 绿色金融之于商业行风险承担是“双刃剑”吗——基于中国银行业的准自然实验研究 [J]. 贵州财经大学学报, 2020, (01): 68-77.
- [22]孙光林, 王颖, 李庆海. 绿色信贷对商业行信贷风险的影响 [J]. 金融论坛, 2017, 22(10): 31-40.
- [23]汪炜, 戴雁南, 乔桂明. 绿色信贷政策对商业行竞争力影响研究——基于区域性商业行的准自然实验 [J]. 财经问题研究, 2021, (08): 62-71.
- [24]汪晓文, 李昱萱, 陈南旭. 绿色信贷政策如何提升商业行财务绩效——兼论经营效率与金融创新的调节效应 [J]. 武汉金融, 2023, (04): 12-19.
- [25]王艳丽, 类晓东, 龙如银. 绿色信贷政策提高了企业的投资效率吗?——基于重污染企业金融资源配置的视角 [J]. 中国人口 资源与环境, 2021, 31(01): 123-133.
- [26]吴虹仪, 殷德生. 绿色信贷政策对企业债务融资的“赏”与“罚”——基于准自然实验的效应评估 [J]. 当代财经, 2021, (02): 49-62.
- [27]武佳琪, 张成虎, 杨景涛. 城市商业行竞争力的评价与实证 [J]. 统计与决策, 2020, 36(11): 154-157.
- [28]谢朝华, 陈涵达. 绿色信贷对商业行风险承担的影响及其差异性研究 [J]. 价格理论与实践, 2023, (04): 166-169+210.

- [29]许一凡. 绿色信贷对商业银行盈利能力的影响研究 [J]. 商展经济, 2023, (01): 78-80.
- [30]杨柳勇, 张泽野. 绿色信贷政策对企业绿色创新的影响 [J]. 科学学研究, 2022, 40(02): 345-356.
- [31]尹庆民, 武景. 绿色信贷对商业银行经营绩效影响的研究——基于环境声誉的中介效应 [J]. 金融监管研究, 2022, (03): 100-114.
- [32]于波. 绿色信贷政策如何促进企业绿色创新? [J]. 现代经济探讨, 2023, (02): 45-55.
- [33]于波, 陈红, 周宁. 绿色信贷、金融科技与商业银行盈利能力 [J]. 统计与决策, 2021, 37(14): 161-164.
- [34]张晖, 朱婉婉, 许玉韞, et al. 绿色信贷真的会降低商业银行绩效吗 [J]. 金融经济学研究, 2021, 36(01): 94-107.
- [35]张伟锋, 宋咏梅. 绿色信贷对商业银行经营绩效影响的实证分析 [J]. 技术与创新管理, 2023, 44(01): 77-82+103.
- [36]张文中, 窦瑞. 绿色信贷对中国商业银行效率的影响研究——基于SBM-GMM模型 [J]. 投资研究, 2020, 39(11): 17-28.
- [37]张颖, 刘霄雅, 施志奇, et al. 银行经营与社会责任: 绿色信贷对商业银行资产质量的影响研究 [J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2023, 25(03): 51-64+147.
- [38]张媛媛, 袁奋强, 陈利馥. 区域产业依存度能改变绿色信贷政策对企业创新投资的影响吗——来自准自然实验的证据 [J]. 宏观经济研究, 2021, (03): 120-135.
- [39]赵碧莹. 中国商业银行竞争力评价与影响因素研究 [J]. 金融监管研究, 2019, (05): 70-82.
- [40]钟献兵, 马福春, 魏妍, et al. 绿色信贷政策如何影响企业债务融资成本? ——兼论“碳泡沫”是否存在 [J]. 金融与经济, 2022, (09): 86-96.

后记

2023年10月27日至28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·2023（第二十届）”在北京大学经济学院举行。本届论坛的主题是“新一轮全面深化改革：探索与展望”。

10月28日上午，北大赛瑟论坛举行开幕式和大会演讲。视频短片《北大CCISSR二十年》拉开了论坛序幕，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了开幕致辞。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“关于我国社会保障制度改革的系统集成、协同高效”为题，全国社会保障基金理事会原副理事长陈文辉以“应对老龄化危机与现代产业建设”为题，国家医疗保障局原副局长陈金甫以“锚定技术创新，聚焦治理变革”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“新一轮全面深化改革：探索与展望”发表了演讲。中国社科院世界社保研究中心主任郑秉文以“惠民保：逆向选择与改革取向”为题，浙江大学国家制度研究院副院长金维刚以“新就业形态劳动者社会保障问题与对策”为题，中国宏观经济研究院经济研究所副所长吴萨以“中国的发展规划与保险”为题，中国保险学会会长董波以“关于促进保险业高质量发展的有关思考”为题，中国保险资产管理业协会执行副会长曹德云以“从国际保险业最新趋势看中国保险业面临的挑战与机遇”为题，北京大学中国保险与社会保障研究中心主任郑伟以“从‘三中全会’看社会保障”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。

10月28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2023年中国保险业发展圆桌论坛暨《中国保险业发展报告2023》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2023》的基本背景和主要内容，对外经济贸易大学教授王国军、中央财经大学副教授张楠楠分别就部分专题进行了介绍。清华大学中国保险与风险管理研究中心主任陈秉正、中国社科院保险与经济发展研究中心主任郭金龙、中央财经大学保险学院教授李晓林、国宝人寿保险公司总裁邱毅、恒安标准养老保险公司董事长万群、中国出口信用保险公司首席经济学家王稳、北京工商大学中国保险研究院院长王绪瑾、长城人寿保险公司总经理王玉改、中国人民大学财政金融学院保险系主任魏丽、国务院发展研究中心金融研究所保险研究室原副主任朱俊生分别发表了精彩演讲，并围绕论坛主题展开讨论。在优秀论文颁奖环节，北大中国保险与社会保障研究中心主任郑伟宣布了优秀论文评审结果，名誉主任孙祁祥向获奖作者颁

发奖励证书。经评审委员会匿名评审，贾若（北京大学）、张畅（北京大学）和郑家昆（艾克斯-马赛大学）的论文《I for you, you for me: Motivated Beliefs and Insurance Decisions between Spouses》（我为你，你为我：动机性信念与配偶间保险决策），黄茜茜（上海交通大学）和谢明明（郑州大学）的论文《城乡居民大病保险对相对贫困人群灾难性卫生支出的影响研究》，荣获本届北大赛瑟论坛的优秀论文奖。

10月27日下午，北大赛瑟（CCISSR）论坛“专题学术论坛”举行。本届论坛共设七个学术分论坛。山东财经大学于新亮老师主持第一分论坛“城乡居民养老保险”，北京大学姚奕老师主持第二分论坛“医疗保障”，广东外语外贸大学丁宇刚老师主持第三分论坛“三农保障和巨灾保险”，西南财经大学王晓全老师主持第四分论坛“绿色金融和风险传染”，北京大学陈凯老师主持第五分论坛“商业保险需求”，郑州大学谢明明老师主持第六分论坛“长期护理和大病保险”，中央财经大学郑莉莉老师主持第七分论坛“社会保险的经济效应”。近三十篇入选论文的作者在专题学术论坛上宣读论文，并就相关问题与参会代表进行了交流和讨论。

为了让更多的同仁分享2023年第二十届“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！感谢七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
2023年12月28日于北京