



展望“十四五”——新阶段、新格局、新任务

CCISSR
北大赛瑟(CCISSR)论坛文集·2020

北京大学中国保险与
社会保障研究中心(CCISSR) 编

书 名：展望“十四五”——新阶段、新格局、新任务
——北大赛瑟（CCISSR）论坛文集 2020
编 著：北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）
地 址：北京大学经济学院新楼 237A 室（100871）
网 址：<http://www.cciissr.org>
出版时间：2020 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 (2019-2020 年度) 的大力支持!

中国人寿保险 (集团) 公司
中国人民保险集团股份有限公司
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
泰康人寿保险股份有限公司
全国社会保障基金理事会
中国保险报业股份有限公司
国泰人寿保险股份有限公司
金融时报社
华泰保险集团股份有限公司
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
瑞士再保险股份有限公司北京分公司
北京华奥汽车服务有限公司
富邦人寿保险股份有限公司
劳合社保险 (中国) 有限公司
现代财产保险 (中国) 有限公司
上海瑞威资产管理股份有限公司
上海商涌科技有限公司

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。中心成立十七年来，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

第十七届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”于 2020 年 10 月 30-31 日在北京大学召开。本届论坛的主题是“展望‘十四五’——新阶段、新格局、新任务”。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。

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

目 录

1 展望“十四五”：新阶段、新格局、新任务

- “十四五”时期我国保险业发展的新趋势……………梁涛
加快构建新发展格局关键要靠深化改革扩大开放……………张军
展望“十四五”——关于数字经济的几点思考……………陈文辉
“十四五”期间保险科技人才的培养迫在眉睫……………孙祁祥
“十四五”时期推进社会保障高质量发展……………金维刚
新形势下的中国保险资产管理业要把握四个机遇……………曹德云
开展老龄金融研究，推动老龄金融发展……………陈秉正
“十四五”时期推进社会保障高质量发展……………郑伟

2 社会保险与劳动供给

- 城乡居民社会养老保险对儿童健康的影响研究……………马鸿鹭
新农保如何影响乡城流动人口劳动力供给？
——基于劳动力“数量—质量”转换的视角……………张宁、柳开、邓晨露
自我效能感、劳动参与决策与老年人劳动供给……………胡宏兵、高娜娜
医疗保险制度对流动人口居住地融入的影响分析
——基于 CMDS 的经验分析……………李珺真

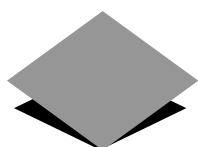
3 监管与政策研究

- 多维贫困视角下社会保险减贫效应研究……………胡宏兵、童天天
“偿二代”下我国保险业系统性风险的度量
——基于流动性风险的视角……………孙武军、张琬悦
降费综合方案与企业职工基本养老保险财政兜底风险预警
……………杨再贵、陈肖华

4 保险业务经营

- 基于 BP 神经网络的车险费率厘定研究……………于文广、管国锋
中国住房保险发展路径探讨
——基于中国住房保险风险保障缺口调研的报告…张楚莹、邢鹂、陈嘉荔

后记



1

**展望“十四五”：
新阶段、新格局、新任务**

“十四五”时期我国保险业发展的新趋势

梁涛¹

“十三五”时期，我国全面建成小康社会取得了决定性成就。这五年，保险业回归本源稳健发展，深化改革重点突破，大幅提升了服务实体经济的能力，并在改善民生保障方面取得了显著成效。顺应中华民族伟大复兴的战略全局，“十四五”时期我国保险业的发展将呈现以下六方面趋势：

我国将成为全球最大的保险增量市场。我国保险市场仍将处于中高速发展阶段。一方面我国经济发展长期向好、居民收入稳步增长，激发了保险需求持续扩大。另一方面，保险业供给侧结构性改革不断深化，供给与需求的匹配度提高，将不断激发新的发展动力。

保险业将在服务双循环新发展格局中发挥更大作用。保险业要着眼于发挥经济“减振器”和社会“稳定器”的作用，在助力构筑重大灾害事故救助安全网、社会民生安全网、畅通经济循环安全网方面更好地服务双循环的发展格局。发挥保险业在灾前防治、灾中救助、灾后重建等方面的积极作用；同时，积极发展第三支柱商业养老保险，以缓解我国养老保障体系三支柱的结构性失衡矛盾。

高质量发展将成为我国保险业的内在要求。保险市场、保险公司、保险监管逐步成熟，行业高质量发展具备一定基础，与此同时，外部环境促使高质量发展成为迫切需要。今年以来，保险业“利差损”风险加大，保险投资收益有所下滑。在这种背景下，粗放的发展模式已难以为继，必须走高质量发展道路。

高水平对外开放将成为我国保险业的鲜明特征。保险业在中国金融业中是对外开放时间较早，且力度较大的。目前，全球主要保险集团都在我国设立了经营机构。2019年末，外资险企所占市场份额超过了7%。实践证明，

¹ 梁涛，中国银保监会副主席。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

对外开放有力促进了中国保险市场竞争，推动了国内保险机构改革创新。

保险将逐步成为生产、生活的必需品。我国保险业与老百姓生产、生活的联系日益紧密。比如，商业车险的第三者责任险投保率已经超过 88%；过去几年健康保险保费收入年均复合增长率超过 30%。随着消费群体迭代和风险管理意识增强，保险将成为人民群众最基本也是最重要的市场化风险管理工具，深度融入生产、生活的更多领域。

保险业的数字化转型将加速推进。当前数字经济深入发展，金融服务业的数字化转型将是大势所趋。目前，我国开展区块链应用的保险机构已有 30 家。保险业数字化转型的空间巨大、任务紧迫。今后几年，保险业将进入全面推进数字化转型的新时期，逐步实现保险定价精准化、服务供给定制化、营销渠道场景化、风险管理智能化，切实提升保险机构的服务能力。

新阶段和新格局对保险业改革发展提出了更高的要求。从监管角度来看，重要的是要坚持问题导向，切实解决行业发展中可能影响群众利益的突出问题。

第一，持之以恒地改善保险供给。从全社会看，保险业发展需要逐渐弥补我国在重大灾害、重大疫情、养老、医疗等方面的保障缺口。另一方面，要注重守正创新，在坚守风险保障定位的前提下，支持和鼓励保险机构满足多样化、特色化的保险需求。第二，毫不动摇地坚持保障被保险人利益。落实保险公司保护消费者权益的主体责任和第一责任，规范销售保险行为，规范保险理赔工作，提高保险产品透明度，保障消费者的知情权，妥善处理保险投诉纠纷。同时，也要防范道德风险，维护市场秩序。第三，坚决守住风险底线。持续推动保险机构坚持党的领导与公司治理深度融合，提高保险机构资产负债管理的能力，健全风险管理体系，妥善应对可能出现的各种复杂局面。

加快构建新发展格局关键要靠深化改革扩大开放

张军扩¹

十九届五中全会通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，对“十四五”面临的形势任务和战略对策进行了全面分析和部署。我们需要认真学习和准确把握。其中最为重要的一点就是把握中央关于加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局这一战略决策的重大意义和政策思路。

第一，要充分认识到我国参与国际大循环传统模式所面临的挑战和转型压力。该模式具有两个基本特点：从供给侧来看，传统模式主要是不断引进吸收国外先进技术提升自己的技术水平，但在关键技术、设备方面，还是高度依赖外部；从需求侧来看，我国企业凭借优越的要素组合优势和制度环境，在提高产品质量的同时，不断降低产品成本，增强竞争力。这一传统模式适应当时的条件和环境，推动我国经济快速发展。但是，随着我国发展阶段和国际环境的变化，传统模式面临越来越多的挑战：一方面，传统技术进步和对外合作方式面临转型压力；另一方面，扩大出口也会面临越来越大的压力。

第二，要充分认识到新阶段和新形势下我国所具备的发展优势和潜力。虽然我国潜在经济增速在下降，但是无论从供给要素还是需求空间来看，我国都具有诸多独特的优势和条件，因此，仍然具有在相当长的时间段实现中高速增长潜力。但是，增长潜力并不会自动变为实际增长，而是需要通过改革和政策调整去释放潜能。

第三，加快构建新发展格局要处理好“两个关系”，抓住“一个关键”。首先，要明确和处理好“两个关系”。一是要明确处理好释放内部潜力与扩大开放的关系。以国内大循环为主体与扩大对外开放并不是相互矛盾或替代的关系，而是相辅相成、相互促进的。二是要处理好自主创新与开放创新的关系。我们必须加大在关键核心技术方面的自主创新和集中攻关力度，必须

¹ 张军扩，国务院发展研究中心副主任。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

着力解决核心技术、核心设备和关键零部件受制于人的情况，要实现充分吸收和利用国际资源的开放创新——要在充分发挥我国基础和优势的前提下，在若干重要的关键和核心技术方面取得优势，以形成相互制衡、互为所用的关系。

无论是加大关键核心技术的攻关力度，还是充分利用我国的优势条件、挖掘内需潜力，都必须抓住改革开放这一个关键。新时期通过改革推进构建新发展格局要突出三个重点：一是要进一步激发各类市场主体和要素活力；二是要进一步优化创新的生态环境；三是要充分调动广大干部尤其是地方领导干部干事创业的积极性。

展望“十四五”——关于数字经济的几点思考

陈文辉¹

十九届五中全会公报提出，要坚定不移建设数字中国，加快数字化发展。回眸“十三五”，我国数字经济快速发展，带动了经济结构调整优化；展望“十四五”，数字经济拥有良好的基础和政策环境，必将实现更大的跨越式发展。

在技术进步推动产业变革的过程中，资本的作用在逐步减弱，数据正在成为主要生产要素。人类将从工业时代进入数字时代，数字经济是第四次工业革命的主要标识。数据作为主要生产要素，其要素禀赋与数字经济发展息息相关；只有数字经济高水平发展的国家，才能抓住新一轮工业革命的窗口期，提升国际地位。我国在数字经济方面有先发优势，有望在第四次工业革命中实现复兴。

数字经济是经济增长的重大机遇，将引领全球经济发展。纵观全球数字经济格局，头部平台企业几乎被中美两国垄断。从全球主要经济体数字经济规模来看，中美遥遥领先，美国的优势是技术，中国的优势是市场。从数字经济相对GDP增速方面来看，除中国和印度外，排名靠前的主要为发达国家，而新兴国家增长前景面临挑战。

数字经济的重要特征是平台经济，“得平台者得天下”。根据“十三五”数字经济的发展经验，我国加大了通讯基础设施投资，采取包容审慎的监管，充分发挥自身优势实现网络效应，培育出阿里巴巴、腾讯等平台企业，形成了良好的互联网生态。我国发展数字经济的主要优势在于人口众多、城市集群、产业齐全、交通便利等。得益于消费互联网的快速发展，我国数字经济发展迅猛，但在工业互联网方面，我国与美国、德国、日本、韩国等国家都还存在一定差距。工业互联网是实现第四次工业革命的关键环节，应把握好机会培育平台企业、巩固消费互联网优势，实现从“质的提升”到“智的飞

¹ 陈文辉，全国社保基金理事会副理事长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

跃”。

数字经济的发展需要资本的支持。数字经济大多属于资本密集型行业，以半导体为例，资本支持对行业发展起决定性作用。数字经济需要高端人才，具有竞争力的薪资需要资本支持，平台企业需要投入大量资本补贴客户，以快速实现用户数量增加和业务范围拓展。当前，数字经济中的许多领域仍处于起步阶段，大量投资有助于加速培育产业链，降低创业成本。同时，对于资本来说，投资于新兴产业能够分享成长红利，但这对于监管者而言，也是重大挑战。监管者需要坚持包容审慎、前松后紧、抓大放小的原则，紧紧牵住平台企业这个“牛鼻子”。

“十四五”期间保险科技人才的培养迫在眉睫

孙祁祥¹

“十四五”期间我们应当高度重视保险科技人才的培养。我将从三个方面对这个问题进行探讨：一是保险科技对保险行业的重塑；二是保险科技的发展对保险科技型人才提出迫切需求；三是加快保险科技人才培养的思考与建议。

在分析这个问题之前，首先需要明确保险科技的含义，否则难以在同一语境下讨论问题。保险科技是保险领域里一切有益的技术进步与创新活动的总和，这个概念所包含的内涵和外延至少应当满足三个方面的本质规定：一是理念层面的，二是技术层面的，三是业务层面的。这三个方面具有逻辑关系：理念层面是保险科技发展的内生动力；技术层面是保险科技的具体表达形式；业务层面是保险科技的综合形态。

当前，大量依靠新技术赋能传统保险业务的创新实践不断发生，提升了保险行业的质量与效率，也实现了行业在创新驱动下的新旧动能转换。宏观来看，以下五个方面是非常具有代表性的变化：一是行业主体的转变；二是供需矛盾的缓解；三是经营环境的改善；四是业务模式的转型；五是监管方式的变革。

十九届五中全会提出，坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位，把科技自立自强作为国家发展的战略支撑，深入实施科教兴国战略、人才强国战略、创新驱动发展战略、完善国家创新体系，加快建设科技强国。根据会议精神，结合保险科技对行业重塑的五大变化，以及近年来我国保险科技发展中出现的诸多的问题，我国保险科技的发展急需大批培养以下四类人才：一是数字化背景下的战略制定者；二是新型风险的防控者；三是新技术

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

快速迭代下的研发者；四是新科技手段赋能下的监管者。

面对人才培养的紧迫性与必要性，我们需要在理念与认识上形成统一，并尽快出台相关的制度措施：一是要重视技术本位和人才本位的双核发展；二是要以高校为基础阵地加强保险复合人才的培养；三是要打通政产学研人才交流平台；四是要建立灵活的人才引进与晋升制度；五是要以更加开放的姿态拥抱国际合作。

总之，在保险科技蓬勃发展的大背景下，保险科技人才数量和质量直接决定了我国保险业科技赋能与高质量发展的进程。因此，我们一定要高度注重保险科技人才的培养，以适应“十四五”时期保险业和经济社会发展的需要。

“十四五”时期推进社会保障高质量发展

金维刚¹

我国一直致力于社会保障制度的改革和体系建设，至今取得了一系列重要成就，特别是在提高社保覆盖范围方面。我国采取多种政策措施，基本建成了覆盖全民的社会保障体系。在社会医疗保险方面，我国在十年前就已经基本实现了全民覆盖，目前，医保覆盖率达到 97%左右；在社会养老保险方面，我国覆盖的参保人口已经达到 9 亿 8 千多万。可以看出，我国在扩大社会保障覆盖范围方面取得了显著成效。

然而，我国各项社保制度运行的质量还有待提高。从筹资角度来看，我国社保制度还缺少一个合理的筹资机制。比如，城镇职工养老保险现行统账结合模式的问题是，个人在整个制度中的责任不清晰，同时，很多地方还没有实现真正意义上的统筹。在医保方面，现在的城镇职工医保也采用统账结合的制度模式。这导致很多地方的统筹基金收不抵支，而个人账户却存有大量结余，结余资金没有得到有效使用。同样地，城乡居民养老保险和医疗保险也面临类似问题。

在待遇方面，我国现行社保制度也存在一些问题。比如，在养老金待遇调整方面，还没有建立一个合理的调整机制。国际常规的调整机制会考虑工资增长、物价等因素，而我国的调整机制则会考虑多种其它因素，所以在很多时候并非一种常态化的调整机制。同样地，在医保待遇方面，由于统筹地区比较分散，地方自主调整的随意性较大，这可能导致地方医保基金压力增大，出现收支失衡。

鉴于此，在“十四五”时期，我们要推动社会保障高质量发展。首先，要完善各项社会保障制度，特别要深化养老保险、医疗保险的改革，从而从

¹ 金维刚，中国劳动和社会保障科学研究院院长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

制度上解决现存问题。其次，要回归保险本身的内在规律，体现保险的本质属性，并逐步弱化社会保障的福利色彩。特别要防止待遇调整的随意性。最后，应当让整个制度朝着公平、可持续发展的方向发展。一方面，要积极推进全国统筹，逐步提高统筹层次，来实现制度、政策、管理标准的统一，最终提高整体运行质量。另一方面，要通过建立合理的筹资和待遇调整机制，实现基金的长期可持续发展。特别是在应对人口老龄化方面，要积累足够的基金来应对未来的支付压力，以实现社保制度的可持续发展。

新形势下的中国保险资产管理业要把握 四个机遇

曹德云¹

今年以来，为了满足疫情期间以及未来长期发展的需要，中国银保监会发布了一系列支持性、创新性和开放性的政策。比如，过去权益投资比例上限是投资性资产的30%，现在通过分类监管最高可以达到45%。再比如，取消财务性股权投资行业范围的限制等。这些政策引起了市场的广泛关注。

展望未来，我国保险业仍面临很多问题和挑战。在保险资产管理方面，要按照市场化、专业化、产品化、投行化、国际化、数据化的发展目标推进；在资产配置上，要按照贴近实体经济，贴近国家战略，贴近民生建设，贴近主业需要，贴近社会责任的原则发展。在“十四五”甚至未来更长的时间段，我国保险业需要紧紧抓住以下四个机遇。

第一，要立足于内循环，发挥险资优势，支持实体经济和资本市场，做好长期资金的重要提供者。在国际资金市场上长钱有两类：养老金和寿险资金。从国内情况来看，规模最大的仍然是寿险资金。在双循环的新格局下，特别是在产业链优化的形势下，我们要将寿险资金的长钱配置好——配置在新经济、新金融、新技术、新基建、新能源等方面，使其支持国家发展，同时，延伸保险业在经济产业链的融合度，增加参与深度和广度。

第二，要立足于大资管，通过产品创新为资管市场和社会公众提供更多的优质产品。保险行业由2006年起开始进行产品创新，目前在包括债权计划、股权计划、资产支持计划、保险私募基金等在内的六大类上有所建树。这些产品中，三分之一为业外资金持有。在这样的情况下，如何通过保险的资金专长和长期资产配置专长给社会公众和各类投资者提供更多产品，这对保险业既是机遇，也是考验。

¹ 曹德云，中国保险资产管理业协会执行副会长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

第三，要立足于养老领域，发挥保险机构在负债端和资产端的专长优势，成为第三支柱建设和养老金管理领域重要的市场主体。目前，保险机构在养老金管理中占有优势地位，在企业年金市场已经占据60%的市场份额。未来如何在养老金领域三支柱建设当中发挥保险机构的优势，以及解决人口老龄化带来的新需求，如银发经济、老年人资产管理等，都是需要关注的重要机遇和问题。

第四，要立足于金融科技，加快资产管理业务与科技成果相互融合，成为数据化、信息化、科技化的先行者。保险资产管理业务应有有机地与新金融科技进行融合。比如，应用智能投研科技赋能投资管理，应用智能投顾进行量化决策和精准营销，给市场提供更好的资产管理解决方案，同时，应用大数据提高风险控制的有效性。

开展老龄金融研究，推动老龄金融发展

陈秉正¹

我今天要讲的主题是“开展老龄金融研究，推动老龄金融发展”。主要讲述三个问题：一是老龄金融概念和内容；二是开展老龄金融研究的意义；三是如何推动老龄金融发展。

第一，老龄金融概念和内容。老龄金融是指个人、金融机构和政府等主体利用各种金融安排进行跨期资产配置，通过时间维度上的资源和福利分配，为老年生活提供经济收入和财富的管理。老龄金融的特点强调了金融资产的跨期配置。这使得生命周期理论成为老龄金融的重要理论基础。老龄金融主要包含三个方面的内容：一是养老金金融，指政府和企业为储备养老资产而进行的一系列金融活动；二是养老服务金融，包括政府企业和金融机构为个人储备养老资产提供的一系列金融产品和服务；三是养老产业金融，指围绕养老相关产业的发展需要而开展的投融资活动。

第二，开展老龄金融研究的意义。传统金融体系主要是为政府、企业及家庭的一般投融资活动提供产品和服务，而针对满足个人养老需求的金融产品及相关研究不多。个人在养老方面的金融需求完全不同于企业的金融需求，也不同于个人的一般金融需求，所以需要更具针对性的理论来进行解释。总的来看，研究个人养老金融需求会涉及到四个基本理论：生命周期理论，代际交叠理论，资产配置理论，以及不确定寿命条件下的消费理论。而传统的金融理论并不能完全解释老龄金融的需求和供给以及市场发展，因而需要对老龄金融进行专门研究。

第三，老龄金融的发展需要业界、学界和政府一起来研究和推动。在业界方面，首先应该转变传统的金融服务观念，将产品设计和重点逐渐向

¹ 陈秉正，清华大学中国保险与风险管理研究中心主任、教授。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

老年群体倾斜，向有利于鼓励和帮助个人为退休进行储蓄和投资倾斜，将老年群体作为未来金融服务业最重要的目标市场之一。在学界方面，要开始对老龄金融进行系统深入的研究，为业界有针对性地开发相关产品和制定营销策略、为制定促进老龄金融发展的政策提供理论支撑。在政府方面，需要对老龄金融的发展进行系统的调研，同时给予更多、更有效的政策支持。

养老、医疗和长护保险应当关注的几个问题

郑伟¹

过去几十年，中国社会保障改革取得了举世瞩目的伟大成就，得到国际社会的普遍赞誉。展望“十四五”，养老、医疗和长护保险应当关注几个重要问题。

养老保险应当关注双轨制和可持续性问题。在双轨制方面，需要关注城镇职工养老保险与城乡居民养老保险的“制度双轨”、机关事业单位养老保险与企业养老保险的“事实双轨”等问题。在社保制度较为健全完善的国家或地区，较为常见的做法是一个基本社保制度覆盖全民，双轨制比较少见。双轨制问题在“十四五”时期如何破解，目前尚未达成清晰有共识的改革思路。在可持续性方面，养老保险面临很大的中长期压力。“养老保险缴费率”等于“养老金替代率”乘以“老年抚养比”，随着老年抚养比的不断上升，如果降低养老保险缴费率，同时将养老金替代率维持在一定水平，那么必然对养老保险可持续性带来严峻挑战。2020年新冠疫情触发的“社保免减缓”，更是加剧了这一挑战。

医疗保险应当关注中老年健康状况和道德风险问题。一方面，医疗保险面临较为严重的“基础风险”挑战，随着老龄化的加深，中老年群体规模持续扩大且健康状况不容乐观。北大 CHARLS 数据显示，在 45 岁及以上的中老年人群中，有 25.29% 的人自报健康状况较差或很差，有 72.68% 的人患有至少一种慢性病。另一方面，医疗保险面临较为严重的道德风险，因此不论是基本医疗保险还是商业健康保险，都应当关注如何在保险设计中嵌入道德风险管控机制的问题。

长期护理保险应当关注四个问题。首先，做好制度顶层设计。在制度定

¹ 郑伟，北京大学经济学院风险管理与保险学系主任、教授。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

位上，将长期护理保障制度嵌入国家积极应对人口老龄化战略和健康中国战略；在制度政策上，做好相关政府部门之间的政策协调工作；在制度推进上，把握好局部地区试点与全国推广实施的关系。其次，处理好两个层面的政府和市场关系。一是处理好基本保障中的政府与市场关系；二是处理好多层保障体系中的政府与市场关系。再次，把握好有关长护险制度的五组关系。一是把握好筹资水平与待遇标准的关系；二是把握好城镇职工与城乡居民的关系；三是把握好失能与失智的关系；四是把握好医疗护理与生活照料的关系；五是把握好保障与预防的关系。最后，调整好有关长期护理服务体系的三组关系。一是调整好居家护理、社区护理与机构护理的关系；二是调整好公办护理机构与民办护理机构的关系；三是调整好传统护理服务与创新护理服务的关系。



2

社会保险与劳动供给

城乡居民社会养老保险对儿童健康的影响研究

马鸿鹭¹

摘要：

本文对城乡居民基本养老保险的领取对儿童健康状况的影响以及老人照顾儿童的时间差异带来的异质性进行了研究。文章通过固定效应模型、倾向得分匹配与双重差分相结合的方法对中国家庭追踪调查的数据进行了实证分析。结果表明，老人领取城乡居民基本养老保险会对儿童的健康产生正向影响，且对主要由老人照顾的儿童的健康状况影响更大、结果也更显著。研究表明，城乡居民基本养老保险有明显的“溢出效应”，并提出留守老人、儿童互相帮助、商业保险与社会保险相结合、加快发展地区经济等建议。

关键词：城乡居民社会养老保险 隔代照顾 儿童健康

一、引言

在中国一些小城镇和农村，很多年轻人都会前往大城市打工。由于经济条件的限制，他们的孩子大多留在家中交由孩子的（外）祖父母照顾。根据全国农村留守儿童的摸底排查数据显示，《2015 年中国儿童人口状况——事实与数据》指出每 10 名农村儿童中就有 3 名是留守儿童，且随着越来越多的城镇人口参与流动，城镇留守儿童的规模也迅速增加。根据民政部统计的《2018 年农村留守儿童数据》，截至 2018 年，不满十六周岁的农村留守儿童共 697 万人，相比 2016 年的摸底排查的 902 万人降低了 22.7%，但是数量仍然很多。这些留守儿童中，有 96% 的儿童是由（外）祖父母照顾，剩下的

¹ 马鸿鹭，中央财经大学硕博连读研究生。

是由其他亲戚朋友照顾。

儿童反映着一个国家乃至全世界的未来，儿童的健康状况一直是各国政府关注的重点。留守儿童由于身边没有父母照顾，其身体健康问题更值得注意。这些留守儿童大多与（外）祖父母生活在一起，儿童的身体状况与老人息息相关。目前，有不少研究表明家中老人的收入水平会显著影响其孙子孙女的身体健康水平（Duflo, (2000、2003)）。

2009年，我国展开新型农村社会养老保险试点，该基金是由个人缴费、集体补助以及政府补贴构成的，缴费满15年或者子女参保的老人可以在年满60岁以后领取新农保养老金，多缴多得。2011年，城镇居民养老保险在全国试点推行，其基金由个人缴费和政府补贴构成，缴费满15年或补缴满15年的参保者，年满60周岁可以领取养老金。制度实施时年满60岁且并未参保其他国家规定的养老待遇的老人可以领取养老金。2013年全国约半数省份将二者合并，2014年二者正式被合并为城乡居民基本养老保险制度。

城乡居民社会养老保险作为一项由政府组织实施的一项社会养老保险制度，为城乡老年人提供了基本养老保障。城乡居民社会养老保险金的领取一定程度上增加了老人的收入水平，在此基础上城乡居民社会养老保险养老金的领取是否会对家庭中的儿童的身体健康产生影响、尤其是对存在“隔代照顾”现象的家庭中的儿童的身体的影响情况是一个值得研究的问题。

本文余下部分安排如下：第二部分是文献回顾；第三部分是理论研究；第四部分是实证模型与数据的选取；第五部分是实证回归结果；第六部分是稳健性检验；第七部分是总结与政策建议。

二、文献综述

养老金的领取会对老人的生活产生影响已经得到了证实。不少研究者都指出，养老金的领取对老人的健康、精神健康都产生了明显的影响（Liang et al.(2000), Case(2004), Adler et al.(1994), Sagner and Mtati(1999)）。Sickles and Taubman(1986)指出养老金的领取会对老人的健康产生正向影响，并给出了具体的影响程度：即养老金增加1万美元将导致老人身体状况为健康的概率提高14个百分点。Case and Wilson(2000)通过研究非洲养老金发现老人能够通过与家人分享养老金获得幸福感。Filho（2008）通过研究巴西农村工人养老金福利规则的变化发现，领取养老金会减少老人的劳动时间。总而言之，养老金的领取增加了老人的总福利。

除此之外，养老金的溢出效应也是许多研究者研究的对象。Duflo（2000）指出社会养老金的影响并不限于直接受益人，其他家庭成员，特别是孙辈也

会有所收益。在后续的研究中，Duflo(2003)根据南非的数据，分性别评估了社会养老金对与养老金领取这生活在一起的儿童的健康的影响，指出女性领取了养老金后会影响到女孩的健康，但是对男孩没有影响。领取养老金的男性则没有发现类似的影响。Edmonds(2006)同样根据南非的数据，发现家中有领取养老保险的男性老人的家庭，儿童打工的时间明显比没有家中没有领取养老保险的男性老人的家庭里的儿童短。Ardington et al. (2009)指出有拥有养老金的老人的家庭中，子女外出就业的可能性增大。Filho (2012)表明，养老金的领取对减少童工现象产生了正向的影响。

至于城乡居民社会养老保险对老人的影响，国外的研究较少，大多是国内的学者在做这方面的研究。大多数研究均指出城乡居民社会养老保险对老人的消费、收入、养老质量产生了正向影响（张川川等（2014），朱诗娥等（2015），张晔等（2016），魏晚会（2018），杨宏斌（2018），马军旗（2019））。张川川等（2014）利用 CHARLS 数据估计了新农保对老人生活的影响，结果表明新农保养老金的领取提高了老人的收入、增加了其主观福利。张晔等（2016）指出新农保提高了老人的生活质量，且对西部地区的老人作用显著。游天娇（2019）、侯向群（2019）指出城乡居民社会养老保险对居民的消费有正向影响。徐强等（2019）指出社会养老保险提高了城乡居民的生活质量。

无论是国内还是国外，研究城乡居民社会养老保险养老金对儿童健康是否有影响的文献较少，国外的研究大多侧重于研究南非、印度等发展中国家的社会养老保险对儿童的身体状况、入学率、做童工时间的影响，国内的研究则侧重于城乡居民社会养老保险对老人自身的影响。在这一方面，李琴和周先波（2018）通过 CHARLS 数据进行实证分析发现领取新农保养老金的老人的照顾儿童的时间会增加。于新亮等（2019）指出新农保会导致老人对儿童的照顾时间以及转移支付的增加，从而对儿童健康产生正向影响。但是二者都是研究新农保养老金的影响，并不涉及城乡居民社会养老保险。

本文将使用固定效应模型、倾向得分匹配于双重差分相结合的模式分别来分析老人领取城乡居民社会养老保险养老金对家中儿童的健康产生的影响，并讨论老人照顾时间的差异带来的异质性。

三、理论研究

本文将在李琴和周先波（2018）分析新农保对老人照顾儿童的时间的影响的理论模型的基础上，进一步分析城乡居民社会养老保险的领取对儿童健康的影响。假设老人的效用函数为 U ，其效用与老人的消费 C 以及闲暇 T 有关。

老人领取的城乡居民社会养老保险养老金数额为 P ，家庭对老人的转移支付

为 A 。假设其消费 C 有 a 部分用于对儿童的转移支付，其闲暇 T 中有 b 部分用于照顾儿童。老人总时间为 H ，劳动时间为 L ，劳动的工资率为 w ，则有 $H = L + bT + (1 - b)T$ 。效用函数 $U(C, T)$ 是拟凹的，且满足对消费的一阶偏导为正、二阶偏导为负，对闲暇的一阶偏导为正、二阶偏导为负。

老人的决策满足效用最大化，在此基础上按照比例分配给儿童。即：

$$\begin{cases} \max U = U(C, T) \\ C \leq wL + A + P \\ T = H - L \end{cases}$$

根据以上条件解最优化问题有：

$$U_2(w(H - T^*) + A + P, T^*) = wU_1(w(H - T^*) + A + P, T^*)$$

简单起见，令 $U_2(w(H - T^*) + A + P, T^*) = U_2$ ，

$U_1(w(H - T^*) + A + P, T^*) = U_1$ 。其中，最优的闲暇时间 T^* 为 w ， P ， A 的函数。

等式两边对养老金 P 求偏导并化简得：

$$\frac{\partial T^*}{\partial P} = \frac{U_{21} - wU_{11}}{wU_{21} - w^2U_{11} + wU_{21} - U_{22}} = \frac{U_1(U_1U_{21} - U_2U_{11})}{2U_1U_2U_{12} - U_1^2U_{22} - U_2^2U_{11}}$$

由于 $U_{12} = U_{21} = \frac{\partial^2 U}{\partial C \partial T} = \frac{\partial^2 U}{\partial^2 C} \cdot \frac{\partial C}{\partial T} = U_{11} \cdot \frac{\partial C}{\partial T}$ ，消费 C 与闲暇 T 都为正常商品，

在无差异曲线上，二者是替代关系，有 $\frac{\partial C}{\partial T} < 0$ ，边际替代率递减。据对效用

函数的假设， $U_1 > 0, U_2 > 0, U_{11} < 0, U_{22} < 0$ ，有

$$\frac{\partial T^*}{\partial P} > 0$$

$$\frac{\partial(bT^*)}{\partial P} = b \frac{\partial T^*}{\partial P} > 0$$

即老人的最优的闲暇时间与领取的养老金数额呈正相关，在此基础上老人对儿童的照顾也与领取的养老金数额呈正相关。老人领取城乡居民社会养老保险养老金将会增加 P 值，老人对儿童的照顾时间随之增加。

同理可得：

$$\frac{\partial C^*}{\partial P} = \frac{wU_{12} - U_{22}}{wU_{21} - w^2U_{11} + wU_{21} - U_{22}} = \frac{U_1(U_2U_{12} - U_1U_{22})}{2U_1U_2U_{12} - U_1^2U_{22} - U_2^2U_{11}}$$

根据上述的分析可知，

$$\frac{\partial C^*}{\partial P} > 0$$

$$\frac{\partial(aC^*)}{\partial P} = a \frac{\partial C^*}{\partial P} > 0$$

即老人的最优的消费数量与领取的养老金数额呈正相关，在此基础上老人对儿童的转移支付也与领取的养老金数额呈正相关。老人领取城乡居民社会养老保险养老金会增加 P 值，老人对儿童的转移支付随之增加。

根据 Grossman(1972)模型，本文对儿童的健康资本有如下描述：

$H_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t)H_t$ 。 H_t 为t期的健康状况， I_t 为对健康的投资， δ_t 为随着年龄增长造成的折旧，儿童时期的折旧可以忽略不计。由上述分析可知，老人领取城乡居民社会养老保险养老金会增加对儿童的照顾时间以及转移支付，也就是对儿童的投资。根据 Grossman 的模型，对儿童的投资的增加会增加儿童的健康水平。

综上，本文提出以下假设：

一、老人领取城乡居民社会养老保险养老金将对孙子孙女的健康产生正向影响。

二、老人照顾儿童的时间越长，儿童的健康状况受老人养老金的领取的影响就越大。

四、实证方法与实证数据

(一) 实证方法

1、固定效应模型（FE）

本文选取固定效应模型作为基准模型来考察老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童健康的影响以及老人照顾时间的异质性。模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 NRSS_{it} + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Y_{it} 是表现儿童健康的变量， i 是个体， t 是时间。 $NRSS_{it}$ 表示老人是否参加了城乡居民社会养老保险， X_{it} 是随时间变化的收入、健康状况等控制变量， μ_i 是不随时间变化的变量比如性别、受教育程度等， ε_{it} 为模型的扰动项。

2、倾向得分匹配与双重差分估计（PSMDID）

由于老人参加城乡居民社会养老保险是自愿的，为避免参加城乡居民社会养老保险的老人与未参加城乡居民社会养老保险的老人在无法观测的因素上有随时间变化的显著差异，本文选择倾向得分匹配与双重差分结合的方法来估计城乡居民社会养老保险对儿童健康的影响及老人照顾时间的异质性。

本文选择在 2014 年参加了城乡居民社会养老保险的老人及其对应的儿童作为实验组，即 $Treatment_i = 1$ ；选择在 2014 年未参加城乡居民社会养老保险的老人及其对应的儿童作为对照组，即 $Treatment_i = 0$ 。假设个体是否参加城乡居民社会养老保险是可以由可观测的因素决定，对参加城乡居民社会养老保险的概率进行建模得到：

$$\Pr(NRSS_{i,pre} = 1) = \Phi(h(X_{i,pre}))$$

X_i 是可以预测个体是否参加城乡居民社会养老保险的特征， Φ 是正态分布的累积分布函数，在回归过程中将得到其倾向得分值以及权重等。匹配完成后对数据进行双重差分估计，此时老人参加城乡居民社会养老保险对儿童健康的影响可以表示为：

$$ATT^{DID} = \frac{1}{N} \sum_i^N [(Y_{i,post}^T - Y_{i,pre}^T) - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} (Y_{i,post}^C - Y_{i,pre}^C)]$$

T 表示实验组， C 表示对照组， $C(i)$ 是匹配的集合， N 表示匹配的人数， Y_i 是表现儿童健康的变量， w_{ij} 表示与参保者匹配的对照个体的权重。

（二）数据来源

本文利用中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）的数据对上文提出的假说进行实证研究。该数据从 2010 年开始正式访问，此后每两年进行一次。2010 年的访问作为基线调查，其确定的所有基线家庭将成为永久追踪对象。由于该调查是以家庭为基础，覆盖到了家庭中的每一个成员，特别是包含了本文做实证分析所需要的老人信息以及儿童信息，数据指标丰富，覆盖了家庭成员的基本情况、健康信息、收入状况等多种指标。城乡居民社会养老保险是从 2009 年才开始实施，2010 年的访问中还没有包含城乡居民社会养老保险的选项，因此我们选择 2012 年以及 2014 年的数据作为分析对象。

为了形成对照组，本文将样本限定为 2012 年与 2014 年都参与了调查的样本，排除 2012 年以后样本丢失以及死亡的样本，排除 2012 年还未出生的儿童样本，并剔除在 2012 年已经拥有城乡居民社会养老保险的样本，以及在 2012 年和 2014 年还拥有其他养老保险的样本。将同一家庭的老人与儿童一一配对，最终得到包含 3420 个样本的面板数据，其中在 2012 年没有城乡居民社会养老保险但是在 2014 年拥有城乡居民社会养老保险的样本 722 个，即实验组；在 2012 年和 2014 年均没有城乡居民社会养老保险的样本 2698 个，即对照组。

（三）主要变量及描述性统计

结合前人的研究与本文的研究思路，本文选取“过去一个月是否患病（是=1）”来表现儿童的健康水平，即被解释变量。这个问题在问卷中有直接体现。本文的核心解释变量是老人“是否拥有新型农村社会养老保险或城镇居民社会养老保险（是=1）”，虽然城乡居民社会养老保险规定 60 岁以上才能够领取养老金，但是也存在 60 岁以前领取城乡居民社会养老保险养老金的情况，结合我们已有的数据最终选取 45 岁以上的样本作为老年人样本进行研究。

有关“老人照顾时间”的异质性分析，问卷询问“白天孩子由谁照管”、

“晚上孩子由谁照管”这两个问题，综合这两个问题，本文将孩子白天晚上均由老人照顾定义为 2，将孩子白天或者晚上其中一个时间段由老人照顾定义为 1，将孩子白天晚上均不由老人照顾定义为 0。

同时，本文还选取了儿童性别、老人年龄、老人健康状况老人受教育程度、家庭人均年收入对数作为控制变量，其中老人健康状况取老人自评健康（评分 1-5，健康状况逐渐变好）和访员评价健康状况（评分 1-7，健康状况逐渐变好，为便于观察，将 7 分制转换为 5 分制）的均值。为了检验结果的稳健性，本文还选取另一个表现儿童健康水平的变量“过去一年生病次数”作为稳健性检验的被解释变量。

表 1 报告了上述变量的描述性统计，其中第（1）列是全样本的描述性统计。第（2）、（3）、（5）、（6）列分别是实验组与对照组在 2012 年、2014 年的描述性统计，第（4）、（7）列报告了实验组与对照组之间的差异。从表 1 可以看出，“过去一个月是否生病”和“过去一年生病次数”无论是实验组还是对照组都呈下降趋势，其中“过去一个月是否生病”差异明显。实验组的老人健康状况呈现上升趋势，而对照组的老人健康状况呈现下降趋势。实验组的老人受教育程度较对照组要高。家庭收入方面，实验组的家庭人均年收入对数高于对照组，但是在 2014 年两者差距缩小。老人照顾时间无论是对照组还是实验组都是呈现上升趋势，但是实验组的老人上升幅度明显较大。

表 1 描述性统计（2012 年与 2014 年）

变量	(1)	2012 年			2014 年		
		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		全样本	实验组	对照组	差异 (3) - (2)	实验组	对照组
过去一个月是否生病	0.315	0.334	0.269	0.065**	0.330	0.235	0.094***
过去一年生病次数	1.560	1.620	1.416	0.204	1.580	1.406	0.174
是否领取城乡居民社会养老保险	0.394	0	0	0	1	0	-1
老人年龄	57.131	54.14	63.57	-9.430***	56.14	65.57	-9.430***
健康状况	3.535	3.519	3.571	-0.0520	3.539	3.548	-0.00900
儿童性别	0.537	0.537	0.535	0.00300	0.537	0.535	0.00300
受教育程度	2.782	2.834	2.590	0.244*	2.834	2.590	0.244*
家庭人均年收入对数	8.718	8.759	8.421	0.338***	8.773	8.654	0.119*
老人照顾时间	0.877	0.860	0.828	0.0320	0.917	0.837	0.0800

注：（1）儿童性别为男（女），变量取值1（0）；（2）老人受教育程度取值为1-8，分别对应文盲半文盲、小学、初中、高中中专等、大专、大学本科、硕士、博士；（3）第（4）列、第（7）列为实验组与对照组的样本差异及其显著性：*、**、***分别为1%、5%、10%水平显著。

五、回归结果分析

（一）老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童健康的总体效果

1、固定效应的回归结果（FE）

表2反映了在控制老人年龄、性别、健康状况、受教育程度以及儿童性别、家庭收入变量后，老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童过去一个月是否生病的影响为负。这表明老人领取了城乡居民社会养老保险养老金提高了儿童的健康水平，家庭中老人领取城乡居民社会养老保险养老金会导致家庭中儿童生病的比例减少6%。

控制变量中，老人年龄、健康状况、儿童性别、老人照顾时间影响显著。其中，老人年龄对儿童健康的影响为正，这可能是因为老人年龄增长的同时，儿童的年龄也在增长，身体状况在变好。老人的健康状况对儿童的健康状况影响为负（当加入老人照顾时间变量后，这一结果不再显著）。老人照顾时间的多少对儿童健康状况影响为负，儿童被老人照顾的时间越长，其健康状况越差。

表2 老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童健康的影响-FE

变量	(1)	(2)
	FE	FE
	过去一个月是否生病	过去一个月是否生病
是否领取城乡居民社会养老	-0.0642** (0.0254)	-0.0640** (0.0256)
老人年龄	-0.00213* (0.065)	-0.00228** (0.075)
健康状况	0.0298* (0.0581)	0.0282 (0.0586)
儿童性别	-0.0315* (0.0681)	-0.0324* (0.0582)
受教育程度	-0.00377 (0.299)	-0.00416 (0.309)

家庭人均年收入对数	0.00497 (0.940)	0.00395 (0.942)
老人照顾时间		0.0593** (0.0294)
常数	0.341** (0.0144)	0.313** (0.0145)
观测值	3,420	3,420

注：括号内为 p 值，*、**、***分别为 1%、5%、10%水平显著。

2、倾向得分匹配与双重差分估计结果（PSMDID）

为了解决自愿选择是否参加城乡居民社会养老保险带来的内生性，本文采用倾向得分匹配与双重差分相结合的方法来对城乡居民社会养老保险的领取对儿童健康状况造成的影响进行重新估计。在倾向得分匹配过程中，本文选取邻近匹配的方式，令匹配个数分别为 1、2、4 对模型进行重新估计。图 1 表明实验组与对照组参加城乡居民社会养老保险的倾向得分有共同支撑（common support）的比例较大。匹配得出的 ATT 的 t 值分别为-2.85、-3.38、-3.53，结果均显著，这说明处理掉自选择问题后结果仍然是显著的；匹配后匹配的部分偏差均小于 10%，绝大部分小于 5%，p 值分别为 0.428、0.480、0.835，均不显著，这说明所有变量在实验组和对照组之间的差异在统计上已经不再显著。结果表明，倾向得分匹配很好地降低了实验组与对照组之间在参保前可观测特征的差异。

在进行完倾向得分匹配的过程之后，对数据进行双重差分估计，结果如表 3。从表 3 可以看出，老人领取城乡居民社会养老保险养老金会减少过去一个月儿童生病的比例，即对儿童健康有正向影响。家庭中老人领取城乡居民社会养老保险养老金会导致家庭中儿童生病的比例减少 6 到 8 个百分点，且结果的显著程度没有太大变化。

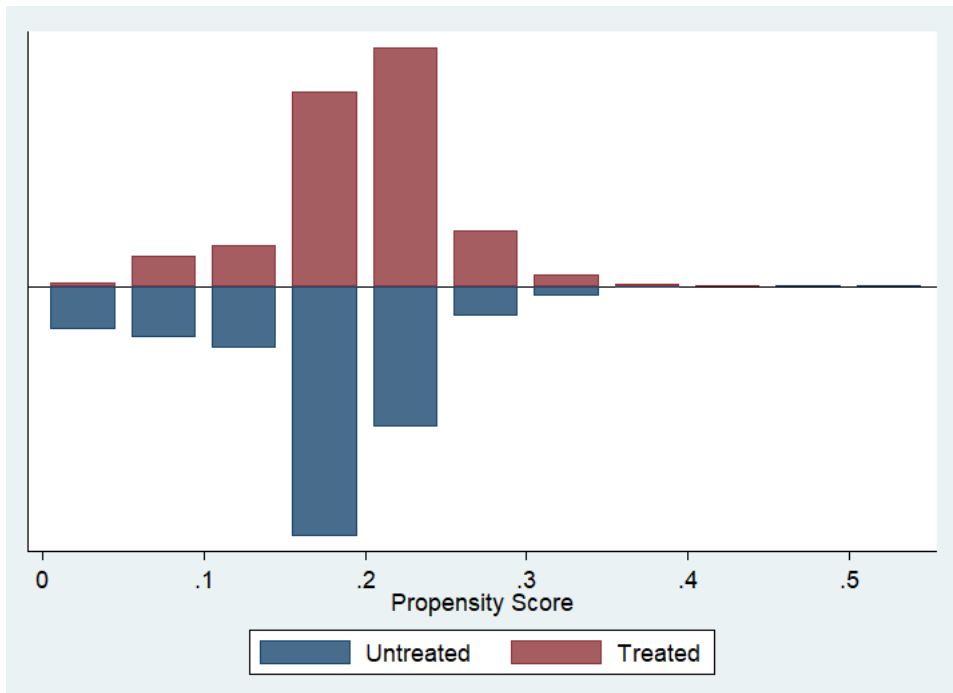


图 1 实验组与对照组匹配结果

表 3 老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童健康的影响-PSMDID

儿童健康	每个实验组个体所照对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一个月是否:	-0.0745** (0.0359)	-0.0875** (0.0396)	-0.0613* (0.0638)
观测值	3,048	3,048	3,048

注：括号内为 p 值，*、**、***分别为 1%、5%、10%水平显著。

(二) 老人照顾时间的异质性分析

1、固定效应的回归结果 (FE)

本文根据问卷中的问题，将老人照顾时间与“白天孩子由谁照管”、“晚上孩子由谁照管”这两个问题对应起来，当儿童白天晚上均由老人照顾时，即主要由老人照顾，定义变量值为 2；当儿童白天晚上中的一个时间段是由老人照顾时，即老人与其他人（父母、托儿所、幼儿园、保姆、儿童自己）混合照顾，定义变量值为 1；当儿童白天晚上均不由老人照顾时，即主要由

其他人照顾，定义变量值为 0。

表 4 的 (1)、(2)、(3) 列分别反映了三种情况的回归结果。从表 4 中可以看出，老人是否领取城乡居民社会养老保险养老金对家庭中的儿童的健康的影响存在显著差异。当儿童主要由老人之外的人照顾的时候，老人领取城乡居民社会养老保险养老金让其过去一个月患病的比例下降 3 个百分点，结果不显著；当儿童由老人与其他人混合照顾的时候，老人领取城乡居民社会养老保险养老金让其过去一个月患病的比例下降 5 个百分点，而当儿童主要由老人照顾的时候，老人领取城乡居民社会养老保险养老金让其过去一个月患病的比例下降近 9 个百分点。

老人年龄、健康状况、受教育程度这三个控制变量在儿童主要由老人照顾的时候影响更大、结果也更显著。在儿童主要由老人照顾的情况下，老人年龄对儿童健康呈正向影响，但系数较小，仅 0.6 个百分点。本文猜测与儿童年龄也增长了有关。老人的健康状况对儿童的健康状况有正向影响。老人的受教育程度也对儿童的健康产生正向影响，受教育程度越高，儿童的健康状况越好。

表 4 老人照顾时间的异质性分析-FE

变量	(1)	(2)	(3)
	0	1	2
是否领取城乡居民社会养老	-0.0346 (0.1432)	-0.057* (0.0634)	-0.0896** (0.0357)
老人年龄	0.00169 (0.184)	-0.00742** (0.0362)	-0.00646*** (0.00637)
健康状况	0.0316* (0.068)	0.00413 (0.1296)	0.0395* (0.0503)
儿童性别	-0.0881** (0.0048)	0.0339 (0.398)	0.0132 (0.128)
受教育程度	0.000465 (0.2609)	0.0054 (0.102)	-0.0109* (0.061)
家庭人均年收入对数	-0.00171 (0.298)	0.0307 (0.208)	0.0032 (0.118)
常数	0.16 (0.151)	0.427 (0.296)	0.558 (0.192)
观测值	1,635	572	1,213

注：括号内为 p 值，*、**、***分别为 1%、5%、10%水平显著。

2、倾向得分匹配与双重差分估计结果（PSMDID）

同样的，为了解决自愿选择是否参加城乡居民社会养老保险带来的内生性，本文采用倾向得分匹配与双重差分相结合的方法对老人照顾时间的异质性进行重新估计。表 5 是对不同照顾方式的、匹配组个数分别为 1、2、4 的检验结果。从表 5 中能够看出来，主要由老人照顾的儿童的健康水平受老人领取城乡居民社会养老保险养老金的影响最大，结果也最显著，普遍达到 7 个百分点。主要由其他人照顾的儿童的健康水平受老人领取城乡居民社会养老保险养老金的影响最小，结果也最不显著。

综上所述，儿童健康水平受老人领取城乡居民社会养老保险养老金影响存在明显的异质性。老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童健康的影响与老人照顾儿童的时间有关，本文对此结果提出如下解释：老人照顾儿童时间越长，城乡居民社会养老保险养老金的领取对老人生活造成的影响越容易进一步影响到儿童。

表 5 老人照顾时间的异质性分析-PSMDID

主要由其他人照顾	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一个月是否患病	-0.0241 (0.21)	-0.0284** (0.0465)	-0.0239 (0.197)
老人与其他人混合照顾	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一个月是否患病	-0.0508* (0.064)	-0.0505* (0.0633)	-0.062* (0.0926)
主要由老人照顾	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一个月是否患病	-0.0748* (0.095)	-0.0807* (0.0831)	-0.0726* (0.091)

注：括号内为 p 值，*、**、***分别为 1%、5%、10%水平显著。

六、稳健性检验

（一）安慰剂检验

虽然本文先后采用固定效应模型以及倾向得分匹配与双重差分相结合的方法对领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童健康造成的影响进行估计，但是仍然不能保证估计结果可靠。估计结果仍然有可能是因为不可观测因素在实验组与对照组之间随时间变化的趋势不同造成的。因此，我们要对估计结果进行进一步的检验。我们选择上述样本在 2010 年也存在的个体进行安慰剂检验。

选取好样本后，将样本仍然按照 2014 年是否领取城乡居民社会养老保险养老金分组，但是在实际回归时只选取样本在 2010 年以及 2012 年的数据。假设 2010 年没有人领取城乡居民社会养老保险养老金，2012 年领取城乡居民社会养老保险养老金的样本与在 2014 年领取城乡居民社会养老保险养老金的样本一致。如果第五部分的回归结果是由不可观测因素在实验组与对照组之间随时间变化的趋势不同造成的，那么安慰剂检验结果应当与上述回归结果基本类似。

表 6 是安慰剂检验结果，每个实验组个体所找对照组个数依然为 1、2、4。从表中能够看出，总体估计结果、异质性估计结果都表明，实验组与对照组在 2010 年与 2012 年间不存在显著差异。这说明前一部分的估计结果是稳健的，并不是由不可观测因素的时间趋势异质性导致的。

表 6 安慰剂检验

总体估计	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一个月是否患病	-0.138 (0.1798)	-0.113 (0.17)	-0.111 (0.1658)
主要由其他人照顾	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一个月是否患病	0.0873 (0.118)	-0.0679 (0.301)	-0.149 (0.104)
老人与其他人混合照顾	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一个月是否患病	-0.0759 (0.2869)	-0.0938 (0.21)	-0.062 (0.2926)

主要由老人照顾	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一个月是否患病	-0.0759 (0.1869)	-0.062 (0.1926)	-0.0505 (0.1633)

注：括号内为 p 值，*、**、***分别为 1%、5%、10%水平显著。

（二）儿童健康水平的度量

在第五部分中，我们使用儿童过去一个月是否生病作为儿童健康水平度量的指标，但是这个指标存在一定的偶然性。因此本文选取儿童“过去一年生病次数”作为新的度量指标来检验上述回归结果的稳健性。估计方法与第五部分一样。表 7 和表 8 分别是使用固定效应模型以及倾向得分匹配与双重差分结合的方法对新的变量进行的回归分析。表 7 反映老人领取城乡居民社会养老保险养老金减少了家中儿童过去一年的生病次数，且结果显著。表 8 反映了每个实验组个体所找对照组个数分别为 1、2、4 的时候，老人领取城乡居民社会养老保险养老金减少了家中儿童过去一年的生病次数，且结果显著。

表 7 老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童过去一年生病次数影响 -FE

变量	(1)	(2)
	FE	FE
	过去一年生病次数	过去一年生病次数
是否领取城乡居民社会养老保险	-0.226*** (0.00817)	-0.218*** (0.00813)
老人年龄	0.000872 (0.1427)	-0.0000055200 (0.1424)
健康状况	0.120**	0.114**
	(0.0409)	(0.0407)
儿童性别	0.0477** (0.0246)	0.0471** (0.0244)
受教育程度	-0.000251 (0.161)	-0.00581 (0.1604)

家庭人均年收入对数	0.00385 (0.144)	0.00025 (0.1143)
老人照顾时间		0.140*** (0.0031)
常数	1.117 (0.368)	1.109 (0.365)
观测值	3,420	3,420

注：括号内为 p 值，*、**、***分别为 1%、5%、10%水平显著。

表 8 老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童过去一年生病次数影响-PSMDID

总体估计	每个实验组个体所找对照组个数		
	主要结果	匹配稳健性	
	2	1	4
过去一年生病次	-0.212** (0.036)	-0.255** (0.012)	-0.156* (0.0939)
观测值	3,048	3,048	3,048

注：括号内为 p 值，*、**、***分别为 1%、5%、10%水平显著。

七、总结与政策建议

(一) 总结

本文利用中国家庭追踪调查的数据研究老人领取城乡居民社会养老保险养老金对家庭中儿童健康的影响以及老人照顾儿童时间差异带来的异质性。总体样本估计发现，城乡居民社会养老保险的扩张会提高农村儿童的健康水平：相比没有领取城乡居民社会养老保险养老金的老人，领取城乡居民社会养老保险养老金的老人家庭中儿童过去一个月生病的概率要低 6-8 个百分点。在此基础上，我们进一步探讨了老人照顾时间差异带来的异质性，结果表明，城乡居民社会养老保险的扩张对主要由老人照顾的儿童的健康状况的影响最大、结果也最显著，对主要由老人之外的人照顾的儿童的健康状况影响最小，结果也不显著。对于主要由老人照顾的儿童而言，老人的生活水平、闲暇时间的变化会对其健康产生直接影响。老人领取城乡居民社会养老保险养老金，其收入或者闲暇时间相对而言会增多，老人照顾儿童的时间或者老人对儿童的转移支付会增加，因此对儿童的健康状况有正向作用：相比没有领取城乡居民社会养老保险养老金的老人，领取城乡居民社会养老保险养老金的老人家庭中儿童过去一个月生病的概率要低 7-8 个百分点。而对于

主要由老人之外的其他人照顾的儿童，其日常起居与老人的关系不大，因此城乡居民社会养老保险通过老人作用到儿童身体健康上的可能性不大：相比没有领取城乡居民社会养老保险养老金的老人，领取城乡居民社会养老保险养老金的老人家庭中儿童过去一个月生病的概率要低 2-3 个百分点（结果不显著）。

以上结果说明城乡居民社会养老保险养老金的领取对儿童健康有正向影响，尤其对主要由老人照顾的儿童的健康影响较大。城乡居民社会养老保险虽是一种保障农村居民年老时的基本生活的养老保险，在隔代照顾仍然比较普遍的中国农村，城乡居民社会养老保险保障了农村老人基本生活的同时，通过增加老人闲暇时间或者提高老人收入的方式间接作用到儿童身上。

（二）政策建议

1、村委会组织留守老人、儿童互相帮助

我们的结果表明，老人领取城乡居民社会养老保险养老金对儿童的健康有正向作用，尤其是对主要由老人照顾的儿童的身体健康作用明显。对于主要由老人照顾的小孩，其生活水平、健康状况与老人的照顾有关。村委会可以组织村里的有留守老人、留守儿童的家庭互相帮助，比如说在农忙、无暇顾及家中儿童的时候，轮流安排年纪较大的儿童、没有余力务农的老人共同照顾其余儿童，既能够照顾儿童，也能够陪伴留守老人。

2、社会养老保险与商业养老保险相结合

在“隔代照顾”的家庭，孩子的健康状况与老人的照顾方式、转移支付息息相关。一方面，虽然我国基本实现了社会养老保险的全覆盖，但是仍然有部分居民没有社会养老保险；另一方面，社会养老保险的养老金金额不高。进一步扩大社会养老保险的覆盖范围，政保合作为居民实现共同养老保障，为老人提供基本生活保障的同时，也能提高与老人在一起生活、主要由老人照顾的儿童的身体健康。老人与儿童都是社会中的弱势群体，且儿童是一个国家、一个民族未来的希望，其生活水平、健康水平都值得重视。

3、加快落后地区的经济发展

“隔代照顾”现象之所以会出现，是因为大城市的机会多、工资更高，很多年轻人会前往大城市寻找机会。这也从侧面反映出一些小城镇经济不发达、不活跃、发展空间有限，无法满足年轻人求职、发展的需要。年轻人的外出打工与本地城镇经济不发达、没有活力之间形成恶性循环。加快落后地区的经济发展，因地制宜，根据城镇的特点发展经济。鼓励当地居民利用地区特色创业，或者政企合作共同发展，为当地的年轻人提供更多的就业机会以及发展空间，吸引人才、留住青年劳动力，刺激经济发展，提高城镇活力。

参考文献

- [1] Adler N E , Boyce T , Chesney M A , et al. , 1994,“Socioeconomic status and health. The challenge of the gradient,” *American Psychologist*49(1):15-24.
- [2] Ardington, C. , A. Case and V. Hosegood. , 2009,“Labor Supply Responses to Large Social Transfers: Longitudinal Evidence from South Africa,” *American Economic Journal*1(1) : 2248.
- [3] Case A C . , 2001,“ Does Money Protect Health Status? Evidence from South African Pensions,” *SSRN Electronic Journal*.
- [4] Case A , Wilson F . , 2000,“Health and Wellbeing In South Africa: Evidence from the Langeberg Survey.”
- [5] Duflo, Esther. , 2000,“Child Health and Household Resources in South Africa: Evidence from the Old Age Pension Program,” *American Economic Review*90(2):393-398.
- [6] Duflo E . , 2003,“Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa,” *World Bank Economic Review*17.
- [7] Eric, V, Edmonds. , 2006,“Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa,” *Journal of Development Economics*.
- [8] Filho I E D C . , 2008,“Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil,” *Journal of Development Economics*86(1):0-146.
- [9] Filho D C , Evangelista I . , 2012,“Household Income as a Determinant of Child Labor and School Enrollment in Brazil: Evidence from a Social Security Reform,” *Economic Development & Cultural Change*60(2):399-435.
- [10] Grossman, M. , 1972,“On the Concept of Health Capital and the Demand for Health,” *Journal of Political Economy*80(2):223-255.
- [11] Jersey L , Mccarthy J F , Arvind J , et al., “ Socioeconomic Gradient in Old Age Mortality in Wuhan, China,” *Journals of Gerontology*(4):4.
- [12] Sagner, A, Mtati, et al. , 1999,“ Politics of pension sharing in urban South Africa,” *AGEING AND SOCIETY*.
- [13] Taubman S P . , 1986,“An Analysis of the Health and Retirement Status of the Elderly,” *Econometrica*54(6):1339-1356.
- [14] 侯向群, 2019, 社会养老保险对居民消费的影响机制研究, 农场经济管理(03):36-39.
- [15] 李琴,周先波, 2018, 新型农村社会养老保险对农村老年人儿童照料时间的影响及机制研究, 世界经济文汇(05):31-52.
- [16] 马军旗, 2019, 新农保对农村老年人健康绩效的影响研究, 统计与管理

(09):88-95.

[17] 魏晚会, 2018, “新农保”对农村老年人劳动力供给的影响, 东北财经大学.

[18] 徐强,周杨,王雅珠, 2019, 社会养老、家庭养老与城乡居民的生活质量——基于全国 8 省入户调查数据的实证分析, 浙江社会科学 (05):75-82+120+157-158.

[19] 杨宏斌, 2018, 新型农村社会养老保险改善了农村老年人的养老质量吗?, 厦门大学.

[20] 游天娇, 2019, 城乡居民基本养老保险对我国居民消费的影响研究, 山东大学.

[21] 于新亮,上官熠文,刘慧敏, 2019, 新农保、隔代照顾与儿童健康, 中国农村经济 (07):125-144.

[22] 张晔,程令国,刘志彪, 2016, “新农保”对农村居民养老质量的影响研究, 经济学(季刊) 15(02):817-844.

[23] 张川川,John Giles,赵耀辉, 2015, 新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给, 经济学(季刊)14(01):203-230.

[24] 朱诗娥,杨汝岱,吴比, 2019, 新型农村养老保险对居民消费的影响评估, 学术月刊 51(11):60-69.

新农保如何影响乡城流动人口劳动力供给？——基于劳动力“数量-质量”转换的视角

张宁、柳开、邓晨露¹

摘要：

本文从劳动力供给“量”和“质”的角度出发，将养老保险对劳动力供给的影响机制拓展为“收入效应”、“替代效应”、“正向催化剂效应”、“负向催化剂效应”。运用2012年与2014年全国劳动力动态调查数据，采用PSM-DID方法进行准自然实验从“量”和“质”两个方面实证研究了新农保对乡城流动人口劳动供给的影响。研究表明：新农保对乡城流动人口劳动供给具有显著的负向影响，但对劳动力供给质量具有显著正向促进作用。新农保对劳动力供给主要表现为正向催化剂效应，即通过提高劳动者技能投资，提高了劳动质量而带来劳动数量的减少，新农保催化了劳动力供给市场由“量”向“质”转化升级。这种效应在以年龄、收入、劳动时间为分组依据的异质性检验以及新农保对劳动力质量的正向影响中均得到验证。并且这一效应在30岁以下的群体中最为显著。

关键词：新农保, 劳动供给, 量与质, 催化剂效应

一、引言

劳动力供给由“量”向“质”转化升级一直都是国家关注的重点。无论是人才强国战略还是从人口大国向人力资本强国转型无一不在强调着劳动力供给由“量”向“质”转化的重要性。党的十九大报告进一步提出，人才是实现民族振兴、赢得国际竞争主动的战略资源。要坚持党管人才原则，聚

¹ 张宁，湖南大学金融与统计学院风险管理与保险精算系副教授。柳开，湖南大学金融与统计学院风险管理与保险精算系博士研究生。邓晨露，湖南大学金融与统计学院风险管理与保险精算系硕士研究生。

天下英才而用之，加快建设人才强国。伴随着人口老龄化，中国的人口红利逐渐消失，劳动力市场正面临劳动力短缺尤其是乡城流动人口劳动力短缺的严峻现实。曾经那种主要依靠劳动投入支持的粗放型经济增长模式难以持续。提高劳动力质量，尤其是乡城流动人口劳动力质量，从人口大国向人力资本强国转变是当务之急。新型农村社会养老保险（简称“新农保”）最早在 2009 年 9 月在全国开展推广，是覆盖范围最广、劳动力参与度最高的保险。研究新农保对劳动力供给质与量的影响对缓解劳动力供给紧张、推动我国从人口大国转化为人力资本强国具有重要意义。

较多学者认为养老保险通过“收入效应”与“替代效应”来影响劳动力供给。（1）收入效应：参保者退休后会获得养老金，相当于增加了未来的收入，参保者更倾向于享受闲暇减少劳动供给，因此收入效应抑制了劳动力供给。收入效应描述了劳动质量不变，养老金收入增加而带来劳动数量减少的情形。（2）替代效应：参保者预计退休后会有一笔养老金收入，节省出来储备养老的钱会用于投入到自身职业技能培训方面，从而导致工资上升，参保者会为了更高的工资而放弃闲暇时间，从而导致劳动力供给上升（程杰，2014；刘子兰，2019）^[1-2]。替代效应描述了劳动质量上升，劳动数量也上升的情形。按照二项分布，且现实中还客观存在着两种情形，劳动质量上升，劳动数量下降的情形（这种情形伴随着劳动力市场的优化升级，定义为“正催化剂效应”）和劳动质量下降，劳动数量上升的情形（这里伴随着劳动力市场的恶化，定义为“负催化剂效应”）。（3）正催化剂效应：参保者预计退休后会有一笔养老金收入，节省出来储备养老的钱会用于投入到自身职业技能培训方面，因为工资上升带来的收入上升，而选择减少劳动力供给时间。（4）负催化剂效应：参保者退休后会获得养老金，相当于增加了未来的收入，但养老金属于未来收益，保费缴纳却是当期支出，相当于现有收入减少，参保者需要更多工作时间来满足当前的消费，劳动时间增加。正、负催化剂效应只有在涉及到劳动力供给质和量两个维度时才能够被观察到。由于当前对劳动力供给的研究更多只关注劳动力供给的数量，忽略了质量的考量，学界对正、负催化剂效应的研究还比较少。

本文将基于中国劳动力动态调查数据（CLDS），从量和质两个方面来刻画劳动供给理论，并采用能够较好克服内生性问题的 PSM-DID 方法进行准自然实验，探讨新农保对劳动力供给的影响机制。

本文的贡献主要在以下三个方面：第一，从量和质两个维度来衡量劳动力供给，更加全面地刻画新农保对劳动力供给质与量的影响。第二，提出“正催化剂效应”、“负催化剂效应”，弥补了现有“收入效应”“替代效应”对劳动力供给质与量方面衡量的不足；第三，为数不多地探究了新农保对青年劳

动力供给的影响情况，青年作为劳动力供给的重要组成部分，探究新农保对青年群体劳动力供给的影响会更有实际意义。

接下来的文章结构如下：第二部分介绍了养老保险与劳动力供给的相关研究；第三部分介绍研究方法与数据；第四部分为实证分析；第五部分为稳健性检验；最后是结论与政策建议。

二、文献综述

养老保险与劳动力供给关系的研究最早开始于上世纪 50 年代。学者们关注到了劳动力供给不断下降，而养老保险保障水平不断上升，尝试对二者的关联性展开探究。目前主要分为以下三方面：（1）从劳动力供给数量方面探究养老保险与劳动力供给之间的关系。（2）从劳动力供给质量方面探究经济变量与劳动力供给之间的关系，但较少关注到养老保险与劳动力供给质量之间的关系。（3）从心理认知方面解读养老保险对经济变量的影响情况。

在劳动力供给数量方面，学者们已经展开了较多的分析。关于养老保险与劳动力供给数量的关系主要基于“收入效应”、“替代效应”理论展开分析。主要有四种观点。第一种观点认为参加养老保险所带来的养老金具有收入效应，从而抑制了劳动力供给。持有这一观点的学者多是从养老金角度进行分析，认为社会保障带来的养老金收入可以放松行为主体的预算约束，提高其当期或者预期的收入水平，使劳动者将更多时间用于闲暇而非劳动，使得劳动者减少劳动供给甚至退出劳动力市场。如 Andrew（1998）研究发现二战后劳动参与率的下降很大程度上是由于养老金覆盖率的扩大^[1]。Axel（2000）通过研究认为欧洲的养老金制度是导致整个欧洲国家近几十年来劳动参与率持续下降的重要原因^[4]。Bertrand et al.（2003）发现有养老金的三代家庭的青壮年劳动参与率明显降低^[5]。Santos & Ferreira（2004）研究发现随着美国社会保障制度的一步步完善，福利待遇不断提高，老年人倾向于提前退休^[6]。程杰（2014）利用农村住户抽样调查数据研究发现，养老保障制度存在明显的劳动供给效应，能降低劳动参与率和劳动供给时间，但不同类型的养老保险制度的劳动供给效应存在差异^[7]。张川川等（2015）使用 CHARLS 数据，采用断点回归和双重差分识别策略研究发现新农保能在一定程度上减少老年人的劳动供给时间^[7]。第二种观点认为参加养老保险所带来的养老金具有替代效应，会对劳动供给产生正向影响。持有这一观点的学者认为劳动者可能将获得的养老金收入用于人力资本投资，来提升自身的就业能力，通过提高人力资本投资可提高劳动的边际报酬，从而增大了享受闲暇的机会成本，增加劳动供给。Posel et al.（2006）研究发现南非的养老金计划促进了农村女性成为迁移劳动力，显著地增加了农村女性劳动力的劳动供给^[8]。鲁

靖等（2018）运用 2015 年的 CHARLS 数据研究发现，新农保对非农劳动供给具有显著的正向影响，并且该影响在女性中更为明显^[9]。第三种观点认为养老保险的收入效应与替代效应相互抵消，所以养老保险并不能影响到劳动供给。Laura（2010）运用墨西哥的数据研究发现，养老保险对该地区的劳动供给并没有显著影响^[10]。解丕（2015）基于 CHARLS 的两期面板数据，运用差分-断点方法研究发现新农保政策对农村老年人的劳动供给决策和劳动供给时间没有显著影响^[11]。第四种观点认为养老保险的收入效应或替代效应对不同群体会存在着异质性。周云波和曹荣荣（2017）利用 CHARLS 数据研究发现，新农保对 60 岁以上的群体主要表现为收入效应，对 60 岁以下的群体则主要表现为替代效应^[12]。黄宏伟等（2014）运用全国农村固定观察点 2011 年抽样调查数据研究发现，新农保虽不足以使农村老年人完全退出劳动力市场，但能明显减少农村老年人的劳动供给，并且新农保对不同性别、年龄、健康状况和地区老年人劳动供给的影响存在异质性^[13]。

在劳动力供给质量方面，学者们已经关注到劳动力供给质量的重要性，并对劳动力供给质量与一些经济变量的关系进行了探究，但鲜少有人关注到养老保险与劳动力供给质量的关系。Becker et al.（1990）关注到了劳动力质量与数量之间的替代关系，他用人力资本回报率衡量劳动力质量的影响，用生育回报率衡量劳动力数量的影响，得到当人力资本回报率大于生育回报率时，父母将用质量替代数量，此时劳动力质量提升的幅度超过数量下降的幅度，也能达到促进经济增长的目的^[14]。王立军等（2012）在研究中国劳动力变迁时同时从劳动力供给的质和量两方面考虑，发现尽管从长期来看，随着老龄化程度的加深，中国劳动力供给会不可避免地下降，但劳动力质量的提升可以一定程度上弱化这一趋势^[15]。钞小静等（2014）运用省级面板数据研究经济增长时提出城乡收入差距会通过劳动力质量影响到经济增长，文中将劳动力质量用平均受教育年程度量，同时指出劳动力质量的提高需要通过人力资本投资来实现，而城乡收入差距过大会导致初始财富水平较低的农村居民无法进行人力资本投资，从而限制劳动力质量的提高^[16]。揭辉等（2019）选择人力资本存量对劳动力质量进行度量，认为扩大对劳动者的健康、教育、培训支出能显著提高劳动力质量，进而促进经济增长^[17]。

此外，部分学者认为除了养老金领取之外，养老保险自身所附带的一些属性会对参保者的心理、认知等产生一定的影响，进而对参保者的生活、经济行为等方面的决策产生影响。现有文献主要提到了 3 种效应，分别为认知效应、风险分担效应以及保障效应，这些效应并不直接作用于劳动力市场，而是通过改变参保者的认知来影响劳动力供给市场。Cagan（1965）认为参加养老保险会无形中提高参保者的养老意识，使他们更倾向于减少消费，增

加储蓄，以便有相对富足的晚年生活^[18]。谭银清等（2017）实证发现参与新农保后农村居民的就医概率大幅增加，在新农保并没有提高居民就医支付能力的情况下，这种改变主要来源于新农保提高了参保者对自身健康的关注度^[19]。谭华清等（2016）、卢洪友等（2019）实证研究发现参加养老保险会促使参保者从农业工作向非农工作转变，并激励创业行为发生^[20]。这主要是因为参保者未来的不确定性降低了，中青年劳动力预期年老时会有一部分稳定的收入，因而倾向于做出外出就业、创业的风险决策。赵青等（2018）则从风险分担角度分析，认为基本社会养老保险为参保家庭的收入冲击提供了风险分担，减少了其面临的风险敞口，从而促使其改变当期行为选择，进而在消费、劳动供给等决策上产生了异质行为反应^[22]。吴海清等（2020）基于 CHARLS 数据，对新农保在不同年龄、收入群体中对劳动力供给影响的异质性进行了分析，通过对比 60 岁以上与 60 岁以下群体劳动力供给的巨大差异，推断新农保促使参保由农业向非农业转变，这种改变主要来自于新农保中的某种属性，而非非来自于养老金，这种属性催化了农村经济生产方式转型^[23]。

综上，针对养老保险如何影响劳动力供给，学者们已经进行了丰富的研究，但仍存在以下问题：

第一，缺乏对劳动力供给质量的研究。在研究养老保险对劳动供给的影响时仅以劳动力供给时间来单一衡量劳动力供给情况的变化，对劳动力供给的研究仅关注“量”，忽略了“质”的变化，对劳动力供给时间量方面的减少与质方面的增加这一重要的经济变化现象有所忽略。其他关于劳动力质量的研究也多集中在宏观领域，主要关注劳动质量对经济增长的影响，鲜有文献从微观角度研究养老保险对劳动力质量的影响。

第二，养老保险影响劳动力供给的作用机理集中在“收入效应”与“替代效应”理论，缺乏对投资自身劳动技能引发的劳动力供给减少等重要劳动力市场转变情形的讨论。“收入效应”认为参加养老保险相当于未来获得了一笔确定收入而减少劳动力供给。“替代效应”认为养老保险会增加就业技能投资，从而导致工资上升，享受闲暇的成本上升，从而提高劳动力供给。但增加就业投资导致工资上升的同时，劳动者可以用更少的时间获得与之前同样的收入，也有可能减少劳动力供给，这是一种劳动力供给由数量向质量转化的重要情境。目前研究缺乏对这种情景的讨论。

第三，缺乏对青中年劳动力的研究。就研究对象来看，由于研究数据等方面的限制，国内外学者针对这一问题的研究集中在中老年人，缺乏对劳动力市场中最为重要的青中年人的劳动力供给行为研究。

因此，本文采用包含多年龄段劳动力样本的 CLDS 数据，采用 PSM-DID 方法，从量和质两方面探究了新农保如何影响劳动力供给。

三、研究方法与数据

(一) 研究设计

本文主要采用 CLDS 数据，运用 PSM-DID 方法进行准自然实验探究新农保如何影响乡城流动人口劳动力供给。新农保 2009 年开始逐步推广，2012 年基本实现了全国覆盖，凡有意愿者皆可以参与新农保。2012-2014 年期间，有很大一部分乡城流动人口的新农保参保状态经历了从无到有的变化，这就为研究新农保的影响提供了一个“自然实验”式的研究契机。新农保作为国家在农村地区实施的一项社会保障政策，评价该政策对劳动供给行为产生的影响，即评价个体在参与政策前后劳动供给行为的改变。如果使用一般的回归方程刻画变量之间的因果关系可能会存在以下问题：第一，是否参保是个体根据自身社会经济状况自己选择的结果，即选择参与项目的个体（处理组）与选择不参与项目的个体（对照组）在选择参与项目之前初始条件不同，若直接比较处理组与对照组的劳动供给行为会存在对样本的“选择偏差”。第二，变量内生性问题。理论上，收入、健康状况都是影响劳动供给行为的重要变量，但劳动力供给状况又会反过来影响收入和健康，因此存在由反向因果引起的内生性问题。以上两个问题会导致估计结果有偏。

针对类似的政策效应评估问题，为减少其内生性偏差，国内外学者一般会采用工具变量法（IV）、倾向得分匹配法（PSM）、断点回归（RD）以及双重差分法（DID）等进行研究。与其他方法相比，DID 的操作更为简单，对样本量需求较少，且不需要寻找工具变量，因此在近年来被广泛应用。

DID 方法的原理是将样本分为处理组和对照组，通过对政策前后二者随时间变化的趋势进行对比，得到该政策的影响结果。本文 DID 的处理组为 2012 年没有参加新农保、2014 年参加了新农保的乡城流动人口劳动力；对照组为 2012 年、2014 年均没有参加新农保的乡城流动人口劳动力。通过对比处理组和对照组人群在政策前后劳动力供给的变化，可以得到参加新农保的影响。

需要注意的是，DID 方法的运用需要具备一定的前提条件，即处理组和对照组必须满足共同趋势假设，即如果不存在新农保政策，参与新农保和不参与新农保的个体，他们的劳动供给趋势随时间的变化不存在系统性差异。然而，在实际中，这一条件很难实现。为了解决这一问题，由赫克曼（Heckman）提出并发展了 PSM-DID 方法，可以对研究进行优化，使 DID 方法满足共同趋势假设。

PSM-DID 方法的基本原理是在 DID 之前，对样本数据进行倾向得分匹配（PSM），即通过可观测变量，为每一个处理组个体匹配一个倾向得分相

同或相近的对照组个体。匹配得到的对照组与处理组除了参保状态不同以外，其他特征变量是相似的，可以认为具有共同趋势。

基于上述分析，本文采用 PSM-DID 方法进行研究。

（二）数据来源及样本选择

本文的研究数据来源于 2012 年和 2014 年中国劳动力动态调查数据（CLDS）。该调查聚焦于中国劳动力的现状与变迁，内容涵盖教育、工作、迁移、健康、社会参与、经济活动、基层组织等众多研究议题，其样本覆盖了中国 29 个省市（除港澳台、西藏、海南外），调查对象为样本家庭户中的全部劳动力。本文主要研究新型农村养老保险对乡城流动人口劳动供给的影响，根据相关规定，新农保的参保范围为年满 16 周岁（不含在校学生）、未参加城镇职工基本养老保险的乡城流动人口，故选取户口性质为农业、年龄大于等于 16 岁且未参加城镇职工基本养老保险的乡城流动人口作为研究样本。为保证所有被选用的样本同时具有两期的观测值，处理数据时将合并后的两期数据进行样本平衡（即为平衡面板），剔除所有变量缺失值后共获得有效观测样本 3238 个。

（三）变量定义

1. 被解释变量

①数量方面：选用周劳动力时间作为劳动力供给数量方面的衡量指标，根据以往文献的研究方法，劳动供给可由是否参与劳动（虚拟变量）和劳动时间（连续变量）衡量。在确保数据质量的前提下，使用劳动时间作为被解释变量能够得到更具体的研究结论，具有突出的优势。本文选取的数据经严格的抽样调查获得，调查过程严谨，劳动时间数据可信度较高，因此本文使用劳动时间这一连续变量。

②质量方面：选用单位时间的劳动报酬作为劳动力供给质量的衡量指标。单位时间的劳动报酬与劳动者单位时间内创造出的价值存在着较强的相关性。单位时间劳动报酬越高，劳动者单位时间内所创造出的价值就越高，就越有可能属于高生产价值的行业或者部门，劳动力供给的质量就越高。因此通过单位时间的劳动报酬来衡量劳动力供给质量。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是新农保参保状态，即在所选的样本期间各个体是否参加了新农保，用虚拟变量进行衡量。

3. 控制变量

控制变量包括了个人基本特征变量、健康状况、经济状况、是否参与失业保险等几大类指标。其中个人基本特征变量里的受教育程度，本文根据被调查个体的学历水平进行了评分，将未上过学的情况评为 1，将学历为小学

和初中的评为 2，将初中以上学历的评为 3；婚姻状况根据有无配偶设置虚拟变量，有配偶，设置为 1，否则，等于 0；健康状况根据样本中非常健康、健康、一般、比较不健康、非常不健康的五个等级依次评为 1-5 分。以所选样本为基础，各变量的定义见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	Labor_supply	周总劳动时间（小时）
	Labor_quality	单位时间劳动报酬（元/小时）
核心解释变量	xinnongbao	参加新农保与否
控制变量	sex	性别
	age	年龄
	edu	受教育程度（1-3）
	married	婚姻状况
	party	是否为党员
	health	健康状况（1-5）
	income	年收入（万元）
	unempins	是否有失业保险

（四）模型设定

首先，对数据进行 PSM 处理，获得经 PSM 处理后的处理组和对照组，然后，设置时间虚拟变量 t ，令参保前的年份 $t=0$ ，其他年份=1。

根据上述界定，本文将基于 PSM-DID 法的回归模型设定如下：

$$Labor_supply_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 xinnongbao_{it} + \alpha_2 t_{it} + \alpha_3 xinnongbao_{it} \times t_{it} + \alpha_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

四、实证检验

（一）倾向得分匹配处理

本文进行 PSM 的处理组为 2014 年参与新农保的个体，对照组为 2012 年、2014 年始终未参与新农保的个体，通过 Probit 模型来估计倾向得分，采用核匹配法确定权重，施加了“共同支持”条件。

检验 PSM 匹配结果是否有效的主要标准是其是否较好地平衡了数据，即匹配后的变量在处理组和对照组之间是否存在显著差异，若二者差异显著，表示变量选取或匹配方法的选择不恰当，核匹配无效，因此，在报告后

续结果之前，需要进行匹配平衡性检验。表 2 汇报了匹配后变量的偏差变化情况。从中可以看出，相比匹配前，匹配后的处理组和对照组在个人基本特征、健康状况、经济状况、是否参加失业保险等方面的差异大幅下降，各变量在匹配之后的偏差（%bias）的绝对值均小于 10%，且匹配后各变量在处理组和对照组之间的差异在统计上不显著，表明匹配效果较好。图 1 报告了各变量标准化偏差的匹配前后变化，从图 1 中也可以直观地看出，大多数变量的标准化偏差在匹配后缩小了。因此，核匹配估计可靠，采用核匹配对总样本进行匹配的结果满足了进行双重差分的条件。

表 2 匹配后变量的偏差变化

Variable	Unmatched Matched	Mean		%bias	%reduct bias	t-test	
		Treated	Control			t	p> t
sex	U	0.528	0.538	-2.0		-0.39	0.699
	M	0.528	0.519	1.7	14.6	0.28	0.776
age	U	48.738	44.797	34.8		6.48	0.000
	M	48.738	48.384	3.1	91.0	0.56	0.577
edu	U	1.931	1.971	-8.4		-1.62	0.105
	M	1.931	1.932	-0.2	97.9	-0.03	0.976
married	U	0.920	0.893	9.3		1.72	0.085
	M	0.920	0.936	-5.3	42.6	-0.98	0.327
health	U	2.428	2.392	3.6		0.68	0.496
	M	2.428	2.438	-1.1	69.2	-0.18	0.858
party	U	0.052	0.036	7.7		1.51	0.131
	M	0.052	0.039	6.1	20.1	0.99	0.322
income	U	2.075	2.246	-4.6		-0.90	0.369
	M	2.075	2.109	-0.9	80.3	-0.15	0.880
unempins	U	0.004	0.007	-4.8		-0.86	0.389
	M	0.004	0.003	1.2	75.0	0.25	0.800

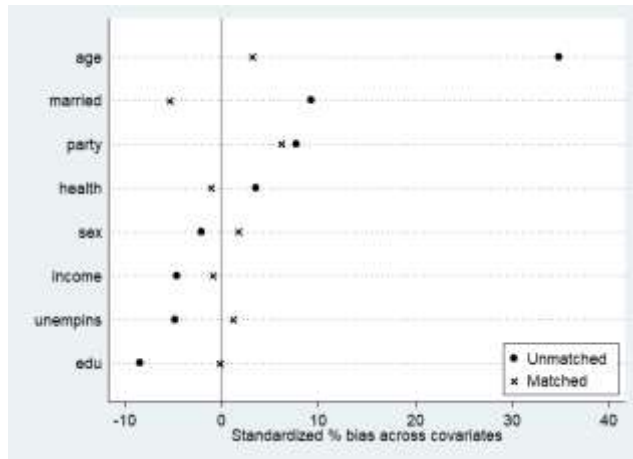


图 1 各变量的标准化偏差图

(二) 双重差分检验

1. 对总样本的实证检验

在 PSM 处理的基础上，本文进一步进行了 DID 检验。采用固定效应法估计面板双重差分模型，即通过一阶差分法消除变量的时间变化因素。表 3 列示了面板 DID 检验结果，其中列（1）为全样本下的差分结果，可以看到，PSM-DID 结果为-2.012，且在 1%的水平下显著，这说明新农保对乡城流动人口的劳动供给具有显著的负向影响。其中收入效应和正向催化剂效应均会带来劳动力供给数量的减少。一方面，参保者退休后会获得一笔稳定的退休金，在劳动力质量不变的情况下，收入提高，劳动者会更愿意减少劳动时间，即收入效应。另一方面，随着发展模式的转变，工业化和自动化水平的提升可以将乡城流动人口更多地从低效率的农业劳动中解放出来，使其投入更有效率的工作中，由此有力促进生产效率的提升。在这一过程中，新农保通过认知效应和保障效应改变了乡城流动人口对养老的认知，同时降低了未来的不确定性，这有可能促使其改变行为决策，促使乡城流动人口向非农工作、创业、高技能度工作转变，劳动者因为劳动质量提升，带来的高收益，从而减少劳动力供给时间，即新农保表现为正向催化剂效应。因此，在农村经济转型的大背景下，新农保对乡城流动人口供给数量的负向影响，可能并非如传统认知那般，是对劳动力市场的扭曲，而是新农保促进乡城流动人口工作性质转变的表现。当然，以上推论只是基于理论分析和逻辑推演形成，要确定是收入效应还是正向催化剂效应，还需要实证结果的支撑。因此，本文针对不同的分样本进行了以下实证检验，希望对这一推论进行验证。

表 3 新农保对劳动供给时间的影响：PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)
xinnongbao*t	-2.012*** (0.39)	-2.013*** (0.44)	-0.970 (0.84)
t	-0.991*** (0.28)	-0.911*** (0.33)	-2.604** (1.15)
xinnongbao	0.000 —	0.000 —	0.000 —
sex	-0.353 (3.70)	0.786 (4.43)	-4.729 (5.23)
age	0.010 (0.09)	0.005 (0.12)	0.577 (0.59)
edu	0.042 (0.39)	0.078 (0.44)	0.413 (0.88)
married	0.000 —	0.000 —	0.000 —
party	1.399 (2.81)	1.349 (2.91)	0.000 —
health	-0.250 (0.18)	-0.275 (0.20)	0.132 (0.42)
income	0.028 (0.02)	0.076 (0.07)	0.021 (0.02)
unempins	-0.275 (2.13)	-0.299 (2.21)	0.000 —
_cons	10.864** (4.65)	10.535* (5.59)	-24.572 (36.93)
R ²	0.062	0.051	0.174
F	11.812	8.206	4.507
N	3238	2855	383

注: Standard errors in parentheses* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01, 括号内为标准差

2.不同年龄分样本的实证检验

为了验证新农保主要是收入效应还是正向催化剂效应, 本文将全样本按年龄段进行划分, 对不同年龄分样本进行实证检验。

(1) 如果新农保对劳动力供给的影响主要是收入效应。即新农保主要通过养老金带来预期收入增加而减少劳动力供给, 那么越是年轻的人

预期能够领取养老金的时间就越晚，贴现到现在的养老金金额就越少，养老金对年轻人收入效应将最小。实证结果将看到新农保对相邻年龄段样本的影响结果并不会存在显著不同。

(2) 如果新农保对劳动力供给的影响主要是正催化剂效应。即通过提高劳动力供给的质量，提高了报酬而减少劳动力供给。越是年轻的乡城流动人口越易于转变工作性质，提高劳动力供给质量的动力和意愿较强，报酬会提高最多。实证结果将看到新农保对不同年龄分样本的影响存在显著不同。

基于以上分析，本文以 60 岁为界，对全样本进行划分并分别进行差分，结果如表 3 的 (2)、(3) 列所示，列 (2) 为 60 岁以下分样本，列 (3) 为 60 岁及以上分样本。由差分结果可知在以 60 岁为界的分样本中新农保对劳动供给的影响有很大差异，新农保对 60 岁及以上老年人的劳动供给影响并不显著，而对 60 岁以下群体的劳动供给具有显著的负向影响。

这初步验证了新农保对劳动力供给为正向催化剂效应。

本文对小于 60 岁的样本进行进一步的划分，进而检验新农保对劳动供给的影响。对 60 岁以下的劳动力，由于年龄跨度大，并且不同年龄在追求、能力等方面差异较大，因此新农保对不同年龄段劳动力供给时间的影响很可能存在差别。因此，本文进一步将小于 60 岁的样本划分为 30 岁以下，30-45 岁，45-60 岁 3 个年龄段来探究新农保对劳动供给的影响。若正向催化剂效应真实存在，那么越年轻的劳动力提高劳动力供给质量的愿望和潜力也就越大，报酬也会增长更快一些，那么依据正向催化剂效应实证结果应该看到新农保对劳动力供给的负向作用应该随着年龄段增加而减少。

表 4 新农保对不同年龄群体劳动供给的影响：PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)
xinnongbao*t	-7.804*** (2.23)	-2.179*** (0.77)	-1.194** (0.57)
t	-0.904 (1.96)	0.045 (0.71)	-1.475*** (0.53)
xinnongbao	0.000	0.000	0.000
sex	—	—	—
sex	0.000	0.954 (7.69)	0.000
age	—	—	—
age	0.082 (1.04)	-0.089 (0.35)	-0.104 (0.25)
edu	1.527 (2.50)	-0.995 (0.77)	0.764 (0.55)

married	0.000	0.000	0.000
	—	—	—
party	0.000	0.022	2.883
	—	(5.49)	(4.76)
health	-0.685	-0.628*	0.179
	(0.83)	(0.34)	(0.27)
income	0.171	-0.114	0.319**
	(0.18)	(0.12)	(0.13)
unempins	0.263	-1.050	0.030
	(10.56)	(3.42)	(3.36)
_cons	5.145	17.646	13.711
	(26.29)	(13.48)	(12.46)
R ²	0.105	0.048	0.085
F	2.572	2.629	6.993
N	360	1099	1396

注：Standard errors in parentheses* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01, 括号内为标准差。

差分结果如表 4，其中列（1）为 30 岁以下分样本的差分结果，列（2）为 30 至 45 岁分样本的差分结果，列（3）为 45 至 60 岁分样本的差分结果。由表 4 可以看出，新农保对 3 个年龄段的劳动力的劳动供给均具有显著的负向效应，但影响程度却存在显著的差异。新农保的负向作用在 30 岁以下这一年龄段最为明显，这可能是由于这一年龄段的劳动力处于青年时期，具有更强的创造力和学习能力，且较少有家庭与子女的牵绊，更易于转变工作性质，同时转变工作性质的动力和意愿相较其他年龄段更强烈，因为工作性质改变，会带来收入的上升，可以用更少的时间获取与之前同样的收入，那么劳动供给就可以相应减少。表 4 进一步佐证了新农保是通过正向催化剂效应来影响劳动力供给的观点。

3.不同收入分样本的实证检验

收入同样也是劳动力供给的重要影响因素之一。理论上，收入越高，劳动力在决定自身劳动供给时则拥有更多自主权；相反，收入越低，往往更加依赖于新农保这类外部收入进行日常消费，而非利用这笔资金提升自身竞争力，进而对自身的工作性质进行升级。因而，对全样本按照收入进行划分，能进一步分析不同收入下新农保对劳动供给的影响，进而补充验证新农保的“正向催化剂”效应。

表 5 新农保对不同收入群体劳动供给的影响：PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
xinnongbao* ₁	-2.011*** (0.68)	-4.992** (2.30)	-9.688** (3.86)	1.723 (1.12)
t	-0.980* (0.59)	-2.919 (2.30)	-0.913 (3.11)	-0.105 (0.91)
xinnongbao	0.000 —	0.000 —	0.000 —	0.000 —
sex	-1.111 (8.06)	0.000 —	0.000 —	0.000 —
age	-0.175 (0.22)	0.728 (1.13)	0.054 (0.84)	0.046 (0.41)
edu	0.029 (0.71)	1.414 (1.97)	-1.229 (4.09)	-0.356 (1.07)
married	0.000 —	0.000 —	0.000 —	0.000 —
party	0.000 —	0.000 —	0.000 —	-1.284 (7.39)
health	-0.255 (0.32)	-0.520 (0.93)	3.164* (1.83)	-0.508 (0.50)
income	1.613** (0.79)	6.006 (3.67)	-15.271 (21.85)	-0.090 (0.09)
unempins	0.000 —	0.000 —	0.000 —	-0.498 (4.23)
_cons	18.981* (11.03)	-30.536 (50.96)	36.321 (54.36)	10.228 (16.84)
R ²	0.084	0.358	0.341	0.028
F	7.643	2.788	2.415	0.720
N	1662	344	407	825

注：Standard errors in parentheses* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 括号内为标准差。

差分结果如表 5 所示，其中列（1）为年收入小于 1.2 万元的分样本的差分结果，列（2）为年收入在 1.2 至 1.8 万元之间的分样本的差分结果，列（3）为年收入在 1.8 至 2.4 万元之间的分样本的差分结果，列（4）为年收入在 2.4 万元以上的分样本的差分结果。以上结果显示，随着收入的增加，新农

保对劳动供给的影响先为负向效应并且逐步增加，而后转为正向效应，显著性也由显著逐步变为不显著。对年收入低于 1.2 万元的群体来说，差分结果为-2.011，且在 1%的水平下显著，表明新农保对其劳动供给具有抑制作用，主要原因可能在于新农保内嵌的扶贫机制。通过对贫困群体进行代缴（补缴）保险费、在认定农村低保和扶贫对象时抵扣养老金收入等方式，新农保对低收入群体具有较强的倾斜机制。根据“奥肯漏桶”理论，即公民会为满足参加低保等条件而主动地选择不就业，这种倾斜机制会引发道德风险，产生减少工作的激励。而对年收入在 1.2-1.8 和 1.8-2.4 万元之间的群体，新农保的负向效应显著增加，说明在这两个区间里，新农保对劳动供给的负向影响不仅包括单纯地减少劳动时间，还包括了劳动力工作性质的转变，使得其从事了更具效率的工作，进而减少了劳动时间。

4.不同劳动时间分样本的实证检验

表 6 新农保对不同劳动时间群体的影响：PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)
xinnongbao*t	-0.798 (0.56)	-0.629** (0.28)	-0.188 (0.53)
t	-0.507 (0.38)	-0.040 (0.31)	0.199 (0.39)
xinnongbao	0.000 —	0.000 —	0.000 —
sex	-0.671 (3.93)	-0.640 (2.01)	0.000 —
age	-0.001 (0.10)	0.039 (0.15)	-0.081 (0.12)
edu	0.539 (0.55)	-0.007 (0.27)	-0.014 (0.53)
married	0.000 —	0.000 —	0.000 —
party	0.194 (3.90)	0.890 (2.16)	0.000 —
health	0.345 (0.24)	-0.199 (0.13)	0.125 (0.24)
income	0.055 (0.09)	0.009 (0.04)	-0.233** (0.11)
unempins	1.651	-0.053	0.050

	(3.91)	(1.41)	(1.96)
_cons	3.822	9.636	18.385***
	(5.15)	(6.63)	(5.65)
R ²	0.056	0.040	0.030
F	1.389	1.175	0.863
N	1056	1233	949

Standard errors in parentheses* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 括号内为标准差。

考虑到各劳动者之间劳动时间存在较大差异，对不同的劳动时间，新农保对其影响可能存在差异。为了进一步检验是否存在差异，以正常工作时间每天工作 8 小时，每周工作 5 天，一周工作 40 小时为分界线，本文将样本按劳动时间划分为三组，分别为周工作时间 40 小时及以下，40-60 小时之间以及 60 小时以上。由上述差分结果可以看出，新农保主要对周劳动供给时间处于 40-60 小时的群体产生负向抑制作用，工作时间在 40-60 小时的群体主要从事加班较为严重的低价值工作，这些群体的养老金金额普遍较低，不大可能是因为养老金的收入效应而减少了劳动力供给数量，更多是提高劳动力供给质量造成的劳动力供给时间减少，这侧面佐证了正向催化剂效应。

5. 新农保对劳动力供给质量影响的实证检验

前面的分样本实证都是根据劳动力供给时间分样本差分结果之间的差异来间接验证新农保的正向催化剂效应，即新农保能够促进乡城流动人口劳动力质量提升，通过提高劳动供给质量，用较少的时间便可以获得过去同样的收入，而减少劳动力供给时间。之前的研究属于数量方面的衡量，还是只属于侧面推断。本部分将探究新农保对劳动力供给质量方面的影响。直接探究新农保是否提高了劳动力供给质量，来验证正向催化剂效应。如果新农保只是通过养老金的收入效应来减少劳动力供给，那么新农保并不会对个人的工资产生显著影响，而若新农保是通过提高劳动力质量进而使得劳动供给减少，这必然会影响到个人的工资报酬。工资报酬与劳动质量存在较强的关联性，本文通过实证来检验新农保对单位工资的影响来进一步验证新农保的正向催化剂效应。本文将单位工资定义为工作一小时所获得的工资收入，即时薪（元/时），用年工资收入（元）除以年工时（小时）来衡量，其中年工时由一周工作时长*52 计算得到。差分结果如表 7 所示，其中列（1）为全样本的差分结果，列（2）为 30 岁以下分样本的差分结果，列（3）为 30 岁至 45 岁之间分样本的差分结果；列（4）为 45 岁至 60 岁之间分样本的差分结果。

表 7 新农保对单位工资的影响：PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
xinnongbao*t	2.919** (1.17)	15.400** (6.68)	6.709** (3.07)	1.782 (1.13)
t	0.947 (0.85)	1.534 (5.75)	2.158 (2.79)	0.150 (1.05)
xinnongbao	0.000 —	0.000 —	0.000 —	0.000 —
sex	1.881 (10.98)	0.000 —	7.218 (30.63)	0.000 —
age	-0.314 (0.28)	-1.022 (3.06)	-0.909 (1.38)	-0.242 (0.48)
edu	0.860 (1.19)	15.559** (7.27)	-1.393 (3.13)	2.081* (1.09)
married	0.000 —	0.000 —	0.000 —	0.000 —
party	-2.577 (8.33)	0.000 —	5.152 (21.89)	5.882 (9.36)
health	-0.689 (0.54)	2.604 (2.42)	-1.970 (1.37)	-1.053** (0.52)
unempins	55.775*** (6.33)	-5.709 (30.77)	133.030*** (13.63)	0.937 (6.61)
_cons	15.666 (13.83)	-9.849 (77.21)	39.489 (53.52)	13.626 (24.56)
R ²	0.058	0.078	0.189	0.026
F	12.242	2.144	13.516	2.281
N	3203	356	1092	1378

注: Standard errors in parentheses* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01, 括号内为标准差。

由上述结果可知, 对不同年龄段而言, 新农保对单位工资均具有正向影响, 但影响程度存在很大差异。在全样本回归中, PSM-DID 结果为 2.919, 且在 5%的水平上显著, 说明对整体而言, 新农保对单位工资具有正向效应, 能促进工资的增长, 进而可以推导出新农保能够提高劳动力供给质量, 使乡城流动人口劳动力由低效率的工作转到更高效率的工作上去, 从而减少了劳动供给。而对不同年龄分样本的差分结果, 由表 7 可以看出, 在 30 岁以下的分样本中, 新农保对单位工资的正向作用是最为显著的, 这与前面实证得

出的“新农保对劳动供给的负向作用在 30 岁以下的样本中最为明显”这一结论相对应，较好地解释了这一现象，说明新农保并非通过养老金带来的收入效应来减少劳动供给，而是提高劳动力供给的质量，而带来工资水平提升，劳动力可以用更少的时间获得之前同样的收入，劳动供给减少。即新农保促使劳动力供给市场由量向质转变的正向催化剂效应得到了最终验证。

五、稳健性检验

（一）改变样本范围

在前面的实证中，为了研究新农保对劳动供给的效应，剔除了参加城镇职工养老保险和城乡居民养老保险的情况，这一做法虽然排除了这两类养老保险的干扰，但也损失了不少样本。因而，本文在稳健性检验中引入两类养老保险的虚拟变量以及同时参保两类养老保险的虚拟变量来进行实证检验。结果如表 8、9、10、11 所示。从中可发现，在引入其他养老保险虚拟变量后，本文的结论依然成立。

表 8 全样本、60 岁以下和 60 岁及以上分样本：PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)
xinnongbao*t	-2.300*** (0.37)	-2.326*** (0.42)	-1.029 (0.81)
t	-0.764*** (0.26)	-0.623** (0.31)	-2.483** (1.03)
xinnongbao	0.000 —	0.000 —	0.000 —
sex	0.121 (3.44)	1.050 (3.97)	-4.593 (5.49)
age	0.002 (0.09)	-0.025 (0.12)	0.477 (0.53)
edu	-0.236 (0.37)	-0.305 (0.41)	0.765 (0.84)
married	0.000 —	0.000 —	0.000 —
party	1.643 (2.33)	1.478 (2.67)	3.062 (4.07)
health	-0.195 (0.17)	-0.233 (0.19)	0.225 (0.42)
income	0.025	0.050	0.018

	(0.02)	(0.06)	(0.02)
unempins	-0.716	-0.723	0.000
	(1.06)	(1.09)	—
chengzhenzhigong	-0.992	-0.903	-1.884
	(0.83)	(0.88)	(2.62)
chengzhenjumin	-0.084	-0.235	1.037
	(0.90)	(0.98)	(2.28)
tongshicanbao	-3.710	-3.529	0.000
	(2.43)	(2.54)	—
_cons	11.131**	11.963**	-18.606
	(4.50)	(5.42)	(33.30)
R ²	0.056	0.047	0.160
F	9.934	7.162	3.332
N	4016	3570	446

注：Standard errors in parentheses* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 括号内为标准差。

表9 30岁以下、30~45岁和45~60岁分样本：PSM-DID结果

	(1)	(2)	(3)
xinnongbao*t	-7.345***	-2.286***	-1.619***
	(2.04)	(0.74)	(0.54)
t	-0.146	0.061	-1.101**
	(1.77)	(0.69)	(0.51)
xinnongbao	0.000	0.000	0.000
	—	—	—
sex	0.000	1.502	0.000
	—	(5.74)	—
age	-0.224	-0.099	-0.129
	(0.93)	(0.35)	(0.24)
edu	0.379	-1.263*	0.375
	(2.29)	(0.71)	(0.51)
married	0.000	0.000	0.000
	—	—	—
party	5.099	0.170	3.463
	(8.38)	(5.79)	(4.81)
health	-0.518	-0.485	0.113

	(0.73)	(0.33)	(0.25)
income	0.139	-0.071	0.200*
	(0.15)	(0.10)	(0.11)
unempins	2.899	-2.157	0.063
	(4.50)	(1.53)	(1.85)
chengzhenzhigong	-3.714	-0.768	-0.528
	(3.32)	(1.30)	(1.57)
chengzhenjumin	0.695	0.068	-0.011
	(4.83)	(1.69)	(1.30)
tongshicanbao	-4.994	-7.654**	-0.724
	(8.55)	(3.86)	(4.63)
_cons	15.588	16.858	15.937
	(22.92)	(13.42)	(12.16)
R ²	0.081	0.053	0.075
F	1.688	2.853	5.265
N	493	1425	1652

注：Standard errors in parentheses* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01, 括号内为标准差。

表 10 年收入 1.2 万元以下、1.2-1.8 万元、1.8-2.4 万元和 2.4 万元以上分
样本：PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
xinnongbao*t	-2.500***	-3.207*	-8.646*	1.821*
	(0.68)	(1.78)	(3.87)	(0.97)
t	-0.778	-0.608	0.662	-0.232
	(0.57)	(1.30)	(3.27)	(0.78)
xinnongbao	0.000	0.000	0.000	0.000
	—	—	—	—
sex	-1.246	0.000	0.000	0.000
	(8.46)	—	—	—
age	-0.148	-0.220	-0.079	0.109
	(0.21)	(0.53)	(0.97)	(0.38)
edu	-0.420	0.132	-3.942	-0.242
	(0.70)	(1.56)	(4.25)	(0.89)
married	0.000	0.000	0.000	0.000
	—	—	—	—

party	2.450 (6.42)	0.000 —	0.000 —	0.005 (5.18)
health	-0.252 (0.32)	-0.027 (0.70)	2.739 (1.95)	-0.496 (0.41)
income	1.289* (0.77)	2.223 (3.30)	-0.766 (17.85)	-0.064 (0.08)
unempins	0.811 (5.92)	-1.772 (4.75)	4.037 (10.86)	-0.439 (1.59)
chengzhenzhigong	-1.274 (4.78)	-1.220 (3.66)	-8.322 (6.98)	0.078 (1.35)
chengzhenjumin	0.823 (2.09)	-2.285 (3.86)	0.000 —	-0.079 (1.74)
tongshicanbao	-3.010 (10.23)	-1.201 (8.32)	0.000 —	-6.792* (3.80)
_cons	18.088* (10.46)	17.766 (25.67)	15.039 (52.06)	6.860 (15.39)
R ²	0.082	0.216	0.199	0.046
F	4.860	0.912	1.302	1.375
N	1899	401	548	1168

注：Standard errors in parentheses* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01, 括号内为标准差。

表 11 周工作时间小于等于 40 小时、40-60 小时、60 小时以上分样本：
PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)
xinnongbao*t	-1.641*** (0.51)	-0.805*** (0.27)	-0.492 (0.55)
t	-0.392 (0.34)	0.039 (0.22)	0.511 (0.40)
xinnongbao	0.000 —	0.000 —	0.000 —
sex	-0.474 (4.08)	-0.399 (2.17)	0.000 —
age	-0.050 (0.10)	0.014 (0.10)	-0.096 (0.14)
edu	0.524	-0.216	-0.411

	(0.50)	(0.26)	(0.54)
married	0.000	0.000	0.000
	—	—	—
party	1.702	0.215	-1.650
	(2.89)	(1.57)	(2.82)
health	0.250	-0.134	0.060
	(0.22)	(0.12)	(0.24)
income	0.032	0.012	-0.348***
	(0.07)	(0.04)	(0.11)
unempins	0.509	-0.493	-0.081
	(1.22)	(0.54)	(1.43)
chengzhenzhigong	0.214	0.713*	-0.237
	(1.00)	(0.41)	(1.15)
chengzhenjumin	0.048	0.160	0.397
	(1.16)	(0.62)	(1.56)
tongshicanbao	-0.098	-2.912*	-0.702
	(2.44)	(1.74)	(3.15)
_cons	6.939	10.721**	19.680***
	(5.01)	(4.39)	(5.96)
R ²	0.093	0.050	0.049
F	2.420	1.511	1.083
N	1334	1556	1126

注：Standard errors in parentheses* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01, 括号内为标准差。

（二）改变样本区间

本文进一步运用 2012 和 2016 两年数据对实证结果的稳健性进行检验。由于样本量较少，经过 PSM 处理后，只对全样本和以 60 岁为界的分样本进行双重差分，结果如表 12 所示。

表 12 全样本、60 岁以下和 60 岁及以上分样本：PSM-DID 结果

	(1)	(2)	(3)
xinnongbao*t	-3.539	-5.417**	2.162
	(2.35)	(2.72)	(6.48)
t	-4.959*	-3.865	-2.109
	(2.95)	(3.47)	(15.31)

xinnongbao	0.000	0.000	0.000
	—	—	—
sex	-10.863 (17.69)	-9.252 (22.47)	-4.945 (25.28)
age	-0.780 (0.65)	-0.685 (0.78)	-3.557 (3.81)
edu	-1.317 (2.61)	-2.540 (3.02)	6.842 (6.98)
married	9.708 (10.01)	8.499 (10.38)	0.000 —
party	-31.189* (18.39)	-29.668 (19.06)	0.000 —
health	-0.871 (1.16)	-1.405 (1.36)	0.362 (2.70)
income	0.275 (0.29)	0.222 (0.30)	3.022 (2.93)
unempins	19.583** (9.96)	16.400 (10.90)	0.000 —
_cons	91.131*** (32.89)	88.981** (37.40)	260.117 (236.63)
R ²	0.102	0.094	0.230
F	7.725	5.642	2.521
N	1375	1177	198

注：Standard errors in parentheses* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 括号内为标准差。

由上表可知，对 60 岁以下的分样本而言，新农保对劳动供给具有显著的负向影响，这一点与本文结论一致。

六、结论与建议

本文在总结前人关于养老保险对劳动力供给的收入效应与替代效应文献的基础上，从劳动力供给“量”和“质”的角度出发，将养老保险对劳动力供给的影响机制拓展为“收入效应”、“替代效应”、“正向催化剂效应”、“负向催化剂效应”。运用 2012 年与 2014 年全国劳动力动态调查数据，采用 PSM-DID 方法进行准自然实验从“量”和“质”两个方面考察了新农保对乡城流动人口劳动力劳动供给的影响。研究表明：新农保对乡城流

动人口劳动供给具有显著的负向影响，但对劳动力供给质量具有显著正向促进作用。新农保对劳动力供给主要表现为正向催化剂效应，即通过提高劳动者技能投资，提高了劳动质量而带来劳动数量的减少，新农保催化了劳动力供给市场由“量”向“质”转化升级。这种影响在以年龄、收入、劳动时间为分组依据的异质性检验以及新农保对劳动者工资的正向影响中均得到验证。并且这一效应在 30 岁以下的群体中最为显著。

由研究可以发现，新农保对劳动供给有重要影响，这对我国劳动力市场的建设以及经济的发展具有重要意义。由研究可知新农保对劳动供给具有负向影响，并且主要针对 60 岁以下的群体发挥作用，若是在技术水平不变的情况下，势必会使得我国面临严重的劳动供给不足。但通过进一步验证我们发现，新农保对劳动供给的负向作用并非单纯减少劳动时间，而且包括劳动力供给质量提高带来的劳动力供给减少，是劳动力市场优化升级的表现，这将促使经济增长从依靠人口红利转向依靠“人才红利”。因此，我国应着力推进养老保障政策，提高养老保障的可获得性。目前来说，我国新农保制度仍不完善，养老金较低，保障作用有限，因此，应该根据各地区的收入情况，因地制宜地制定养老金标准，而不是一刀切，造成效率损失。另一方面，要完善不同地区养老保险的衔接制度，推进养老保险一体化，同时完善城乡流动人口就业市场保障制度，开展“农民工”就业全体等技能培训，给予创业、就业方面的政策支持，鼓励城乡流动人口创业、提高职业素养与技能，推动我国从人口大国向人才强国转变。

参考文献

- [1] 程杰.养老保障的劳动供给效应[J].经济研究,2014,49(10):60-73.
- [2] 刘子兰,郑茜文,周成.养老保险对劳动供给和退休决策的影响[J].经济研究,2019,54(06):151-167.
- [3] Andrew A. Samwick. New evidence on pensions, social security, and the timing of retirement[J]. Journal of Public Economics,1998,70(2).
- [4] Axel Börsch-Supan. Incentive effects of social security on labor force participation: evidence in Germany and across Europe[J]. 2000, 78(1-2):25-49.
- [5] Bertrand, M. Public Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa[J]. The World Bank Economic Review, 2003, 17(>1):27-50.
- [6] Ferreira P C , Dos Santos M R . The effect of social security, health, demography and technology on retirement[J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(2):350-370.
- [7] 张川川,John Giles,赵耀辉.新型农村社会养老保险政策效果评估——收

- 入、贫困、消费、主观福利和劳动供给[J].经济学(季刊),2015,14(01):203-230.
- [8] Dorrit Posel,James A. Fairburn,Frances Lund. Labour migration and households: A reconsideration of the effects of the social pension on labour supply in South Africa[J]. Economic Modelling,2005,23(5).
- [9] 鲁靖,秦杰.新农保对农村老年人劳动供给的影响[J].现代经济探讨,2018(03):114-122.
- [10] JUAREZ L. The effect of an old-age demogrant on the labor supply and time use of the elderly and non-elderly in Mexico[J].The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy,2010,10(1):1-27.
- [11] 解垚.“新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响[J].财经研究,2015,41(08):39-49.
- [12] 周云波,曹荣荣.新农保对农村中老年人劳动供给行为的影响——基于PSM-DID方法的研究[J].人口与经济,2017(05):95-107.
- [13] 黄宏伟,展进涛,陈超.“新农保”养老金收入对农村老年人劳动供给的影响[J].中国人口科学,2014(02):106-115+128.
- [14] Becker G S , Murphy K M , Tamura R F . Human Capital, Fertility, and Economic Growth[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5):12-37.
- [15] 王立军,马文秀.人口老龄化与中国劳动力供给变迁[J].中国人口科学,2012(06):23-33+111.
- [16] 钞小静,沈坤荣.城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J].经济研究,2014,49(06):30-43.
- [17] 揭辉,王成勇.教育投入、劳动力质量对经济增长的影响效应研究——基于STR模型[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2019,58(01):50-56.
- [18] Phillip C . The Effect of Pension Plans on Aggregate Saving: Evidence from a Sample Survey[J]. Nber Books, 1965, 21(3):576.
- [19] 谭银清,陈益芳,王钊.“新农保”对农村老人就医行为的溢出效应研究[J].山东农业大学学报(社会科学版),2017,19(01):59-64+7.
- [20] 谭华清,周广肃,王大中.新型农村社会养老保险对城乡劳动力转移的影响:基于CFPS的实证研究[J].经济科学,2016(01):53-65.
- [21] 卢洪友,王云霄,杜亦譔.城乡居民基本养老保险、家庭异质性决策和收入差距——基于风险分担的视角[J].财政研究,2019(09):94-107.
- [22] 赵青,李珍.基本养老保险与居民消费——基于CHARLS数据的多层次线性回归分析[J].财政研究,2018(03):87-98.
- [23] 吴海青,锁凌燕,孙祁祥.新农保对农村中老年人劳动供给时间的影响——基于年龄与家庭收入的异质性分析[J].财经理论与实践,2020,41(03):39-45.

自我效能感、劳动参与决策与老年人劳动供给

胡宏兵、高娜娜¹

摘要：

激发老年人社会参与的积极性，是将老年人口数量优势转化为人力资本优势以对冲人口老龄化冲击的重要举措。本文从心理资本角度出发构建劳动决策模型来阐释自我效能感对老年人劳动参与决策的影响机制，并采用CHARLS数据实证检验自我效能感对老年人劳动参与决策和劳动供给的影响效应。研究发现整体上自我效能感具有劳动促进效应，自我效能感越高的老年人参加劳动的可能性越高，无休止劳动的意愿越强烈，预计退休的时间也越晚。但是，由于劳动的非货币性回报较低，自我效能感与劳动参与之间存在“倒U形”关系，对于自我效能感上四分之一的老年人而言，劳动参与率随自我效能感的提高而降低。异质性分析表明，自我效能感对养老保障水平和受教育水平较高老年人的劳动参与和劳动供给没有显著影响。本研究对我国积极应对老龄化挑战、发挥人力资本利用优势、保障经济社会高质量发展、促进和谐社会建设具有重要启示意义。

关键词：自我效能感，劳动参与决策，劳动供给

一、引言

劳动力是生产和经济增长的基础性、战略性、长期性和关键性投入要素。过去40年来，驱动中国经济取得增长奇迹的重要因素之一就是人口红利（陆旸和蔡昉，2014）。然而，进入21世纪以来，中国的人口结构正在发生深刻变化，人口老龄化和劳动供给短缺的问题开始凸显，劳动力优势逐渐消融（蔡

¹ 胡宏兵，中南财经政法大学金融学院教授。高娜娜，中南财经政法大学金融学院博士研究生。

昉，2010)。据国家统计局公布的数据显示，2000年至2019年间，中国65岁及以上老年人口从0.88亿人增加到1.76亿人，占总人口的比重从6.96%上升至12.57%。¹相反的，中国劳动年龄人口绝对数量自2012年以来持续下降，8年间累计减少了近2700万人。根据陈彦斌等（2019）的预测，如果中国的人口老龄化进程按照《联合国世界人口展望2017》的预测轨迹演进，那么2035年中国的GDP增速将会下降至4.70%。如果不采取有效应对措施，劳动力供给不足势必会削弱中国经济的发展动力、阻碍中国经济的可持续发展。在此背景下，如何充分开发现有的人力资源，缩小劳动力供需缺口，对缓解人口老龄化对经济增长的冲击有非常重要的现实意义。

虽然人口老龄化意味着传统意义上人口红利的消失，但老龄化社会也蕴含着潜在的发展机遇。随着人口老龄化程度的加深和老年人口数量的激增，如果能够激活老年劳动力存量，便能够将老年人口优势转化为老年人力资源优势，形成有效的劳动力供给增量。为此，世界卫生组织于1999年提出了“积极老龄化”，把老龄化过程看作是一个正面的、有活力的过程，倡导老年人必须有健康的生活和贡献社会的机会。社会参与作为积极老龄化政策的三大支柱之一，旨在使老年人认识到自己的潜能，并按照自身的需求、愿望和能力去参与社会、经济、精神等活动，为家庭、社区和国家作出积极贡献（WHO，2002）。现如今，推动老年人社会参与已经逐渐成为我国开发老年人力资源、积极应对老龄化挑战的一项重要战略决策（谢立黎和汪斌，2019）。而劳动参与作为社会参与的重要形式之一，更是有利于缓解劳动力供给减少带来的负面效应，维护国家人口安全，保持社会和谐稳定，促进经济高质量发展。

对老年人自身而言，参与劳动有助于维持社会交往并培养积极乐观的心态，提高老年生活的满足感和幸福感，促进社会稳定和社会和谐。Jahoda（1982）认为，工作不仅能带来工资收入，而且能带来潜在的效用，帮助人们建立温馨和谐的人际关系，也使人们获得他人的认可和尊重，还能为人们提供有规律的生活。Hyed et al.（2003）和Deci and Ryan（2008）认为，工作选择所追求的效用还包括心理需求的满足，老年人劳动参与也许无法快速带来收益，但却能够在心理上带来较高的满意度。习近平总书记强调，“要积极看待老龄社会，积极看待老年人和老年生活，老年是人的生命的重要

¹ 老龄化社会是指老年人口占总人口达到或超过一定比例的人口结构模型。按照联合国的标准，一个地区60岁以上老人达到总人口的10%，或65岁以上老人达到总人口的7%，该地区视为进入老龄化社会。2000年11月底第五次人口普查显示，我国65岁以上老年人口占总人口的比重为6.96%，60岁以上老年人口占总人口的比重为10.2%。按国际标准衡量，我国已进入老龄化社会。

阶段，是仍然可以有作为、有进步、有快乐的重要人生阶段。”¹根据自身的需求、愿望和能力参与到社会劳动中，在为老年人带来货币收入的同时，还可以提高老年时期的生命质量，提升老年群体的满足感和幸福感。

影响老年人劳动参与的因素很多，现有文献大多研究客观的、显性的因素对老年人劳动行为的影响，忽视了内在心理因素在老年人劳动决策中的作用。心理资本理论认为，个体的积极心理状态能够对工作绩效和工作态度产生正面影响，并且比人力资本和社会资本的影响作用更大（Goldsmith et al., 1997; Larson and Luthans, 2006）。自我效能感是心理资本的重要组成部分，是个体对完成某项具有挑战性任务的信念（Bandura, 1986），也是行为决定机制中处于核心地位的认知变量（Bandura, 2001；王永跃和段锦云，2015）。作为个体的一种稳定个性特征（Sherer et al., 1982; Schwarzer et al., 1997; Chen et al., 2000）和行为表现的内在动机（Bandura and Locke, 2003），在我国外生强制性“制度退休”下，自我效能感是否能够影响老年人自身效用最大化下的内生劳动参与决策和劳动供给呢？²本研究致力于对上述问题作出回答。

本研究的贡献和创新主要体现在以下三个方面：首先，现有文献大多分析客观人力资本（李琴等，2014；牛建林，2015）或社会资本（诸艳霞和朱红兵，2018；何圆和王伊攀，2015）对老年人劳动决策的影响，而本文从主观心理资本的角度进行分析，具有一定的开创性，丰富了现有研究成果。其次，本文构建了老年人劳动决策的理论分析模型，创造性地将自我效能感引入到效用函数中以反映老年人对参与劳动或享受闲暇的主观感知，为研究主观心理因素对行为决策的影响提供了参考。最后，大量研究发现健康、教育、养老金、隔代抚育等因素不利于老年人劳动参与（诸艳霞和朱红兵，2018；刘子兰等，2019），而本文研究发现自我效能感对老年人具有劳动促进效应，这为老年人人力资源开发和有效实施积极老龄化政策提供了新思路。

本文剩余内容结构安排如下：第二部分是文献综述，第三部分是理论分析，第四部分是数据处理与模型设定，第五部分呈现实证过程和结果，第六部分内生性处理和稳健性检验，第七部分是结论和政策含义。

二、文献综述

（一）老年人劳动决策及其影响因素

¹ 参见习近平在“中共中央政治局就我国人口老龄化的形势和对策举行第三十二次集体学习”时的讲话。

² 封进和韩旭（2017）将制度退休定义为办理了退休手续，即根据退休制度退出了原工作并享受一定养老金待遇。本文此处的“退休决策”是指制度退休后不再进行以挣钱为目的的劳动。

已有文献从制度、家庭以及个体几个层面对老年人劳动决策的影响因素进行了研究。制度层面上，我国现行法定退休政策已沿用多年，退休制度深深地影响着中国人的劳动行为（何园和王伊攀，2015；封进和韩旭，2017）；养老保险和医疗保险（Vere，2011；廖少宏，2012；张川川等，2014）等社会保障制度也都直接影响着老年人的劳动决策。家庭层面上，子女转移支付（Van Bavel and De Winter，2013）、隔代抚育（Hochman and Lewin-Epstein，2013）和家庭成员外出务工（李琴和宋月萍，2009）往往成为个体决定参与劳动与否不得不考量的因素。个体层面上，根据经典劳动经济学观点，健康状况（魏众，2004；Disney et al.，2006）、职业特征（彭浩然，2012）和受教育程度（牛建林，2015）都会直接影响个人的劳动参与选择和参与时间。

从结论上看，多数研究认为这些客观因素会提高老年人提前退出劳动力市场的概率。如养老保险等社会保障制度存在“引致退休效应”，增加提前退休的可能性（李江一和李涵，2017；刘子兰等，2019）；隔代抚育会对延迟退休年龄政策在促进劳动力供给上产生挤出效应（何园和王伊攀，2015；诸艳霞和朱红兵，2018）；健康状况变差会显著降低老年人的劳动参与率（李琴等，2014；童玉芬和廖宇航，2017）。在诸多客观因素均无法对老年人劳动参与和劳动供给产生正向效用下，主观的、隐性的心理因素到底能否促进老年人劳动行为决策值得深入研究。

（二）心理资本与劳动参与

个人的心理状态和自我评估会对家庭和个人经济决策产生影响（高楠等，2019）。传统的经济学理论认为，个体的经济决策主要受约束、偏好和预期的影响，且大多数情形下这三者都是外生给定的。近年来，随着心理经济学的发展，越来越多的证据表明，个体的心理特征与约束、偏好和预期可能存在某种内在的联系。Luthans et al.（2004）以积极心理学¹和积极组织行为学的观点为思考框架，将心理特征从传统人力资本中剥离出来，提出了以强调人的积极心理力量为核心的“积极心理资本”，使人们开始关注心理资本对个体经济决策的影响。

劳动是个体行为在经济生活中最重要的体现之一，心理资本会影响个体的行为，自然也与劳动参与密不可分。个体参与劳动的动机主要有两方面，即获得货币性回报和非货币性回报（Jahoda，1982），心理资本会从这两个方面对劳动产生影响。一方面，心理资本能够通过提高个体的生产效率进而提高劳动收入水平。Luthans et al.（2005）指出，心理资本是个体一般积

¹ 积极心理学强调心理学要重视对人的积极情感、积极特性和积极心理状态等方面进行研究，以便借助科学方法来发现那些能够促进个体充分认识和发掘自身发展潜力、提升个人幸福感、增强团队和组织效能的积极心理因素和方法。

极性的核心心理要素，具体表现为符合积极组织行为标准的心理状态。这些心理状态不仅能够提高知识和技能的边际产出，而且能够使劳动者从容应对工作中的问题和难题，进而提高工作效率和劳动收入。另一方面，心理特征能够影响个体面对各种选择时的偏好，提高劳动带来的主观效用水平。心理资本强调“你是谁”以及“你想成为什么”（Luthans et al., 2005；吴炜炯等，2012），不同心理状态下为实现效用最大化而做出的行为决策也不相同。比如，对于事业心强的个体而言，工作带来的效用要大于闲暇；对于希望获得尊重和认可的个体而言，更倾向于投身到工作中。大量研究表明，心理资本与工作绩效（Walumbwa et al., 2010；Peterson et al., 2011）、工作满意度（Luthans et al., 2007）和创业意愿（魏国江，2020）正相关，与离职意愿负相关（Avey et al., 2006；Avey et al., 2011；吴炜炯等，2012）。

（三）自我效能感与劳动参与

近年来研究心理资本与个体劳动参与的文献逐渐深入细化到自我效能感领域。心理资本由一系列积极心理状态构成，包括自我效能感、希望、乐观和坚韧性（Luthans et al., 2004）。其中自我效能感是指个体对完成某项任务的信念，这种信念并非个体真实实力展现，而是对自己行为能力的评估。Bandura（1997）认为，自我效能感不是一个一般的个性特质，针对不同任务领域有特定的自我效能感，如管理自我效能感、创造力自我效能感、社交自我效能感等，并且不同任务领域中的自我效能感存在较大差异。而Sherer et al.（1982）、Schwarzer et al.（1997）、Chen et al.（2000）等个性心理学者则认为，自我效能感既可以看作是状态的，也可以看作是特质的，存在着一般自我效能感。一般自我效能感作为一种稳定的个性特质，是个体应对困境或完成具有挑战性任务的一种总体自信程度。

作为涉及个体自信心的一种心理特征，一般自我效能感会对个体的劳动行为产生直接的影响（Schwarzer et al., 1997），自我效能感高的个体对工作任务更加投入。同时，自我效能感也会影响到个体在完成具体任务时的信念，进而对劳动行为产生间接的影响。Bandura（1986）认为，对于自我效能感高的个体而言，由于相信自己能够控制工作任务，因而很少会担心自己完不成任务，不会对此产生消极态度。越来越多的经济学文献表明，自我效能感对个体工作绩效（冯冬冬等，2008；Consiglio et al., 2016）、创业选择（Chen et al., 1998；Jung et al., 2001；张默和任声策，2018）和创新能力（Anderson et al., 2004；杨付和张丽华，2012；方阳春等，2020）都具有非常重要的积极效应。

然而，现有文献讨论心理资本或自我效能感对劳动行为的影响时多以中

青年或在职工作人员为研究样本 (Avey et al., 2011; 吴炜炯等, 2012; 周文霞等, 2015), 对老年人劳动行为影响的研究十分有限, 对劳动参与决策的研究更是缺乏。有鉴于此, 本文拟从以下几个方面来深入探讨自我效能感对老年人劳动参与决策和劳动供给的影响。首先, 通过构建劳动决策模型来阐释自我效能感对老年人劳动参与的影响机制; 其次, 实证检验自我效能感对老年人劳动参与决策和劳动供给的影响效应; 然后, 从养老保险、隔代抚育、教育和职业的角度分析自我效能感对老年人劳动参与和劳动供给影响的异质性; 最后, 考虑模型估计可能因遗漏变量和双向因果而存在内生性, 采用多种处理方法以缓解内生性对估计结果的干扰。

三、理论分析

本部分通过构建劳动决策模型来阐释自我效能感对老年人劳动参与的影响机制。根据研究问题, 此处所指老年人参与劳动发生在退休前后这一时期, 因此, 只考虑这一时期老年人的劳动参与决策。参加劳动一方面可以通过给老年人带来货币收入和非货币收入以增加其效用, 另一方面也会因为挤占了闲暇而损失掉闲暇产生的效用 (张奇林和周艺梦, 2017)。本文据此做出如下假设: (1) 老人时间分为两期或两种类别, 劳动和休闲; 劳动时间和闲暇时间之和赋值为单位 1, 劳动时间为 L , 闲暇时间为 $1 - L$ 。(2) 老人参与劳动时, 假设 1 单位劳动时间产生的货币收入为 W 、非货币收入为 θ , 同时 1 单位的闲暇时间给老年人带来的效用为 δ 。(3) 参加劳动与否, 老年人都有一个基础性消费, 为简化起见, 不考虑基础性消费产生的效用。

由以上假设可知, 假设劳动产生的效用为 $U_1(L)$, 闲暇产生的效用为 $U_2(1 - L)$, 老年人的效用函数可以表示为:

$$U = U_1(L) + U_2(1 - L) \quad (1)$$

为简化模型, 本文假设效用函数为一次线性函数 (当效用函数为对数函数或指数函数时, 结果不变), 劳动带来的总效用为 $\beta(WL + \theta L)$, 因劳动造成的闲暇效用损失为 $(1 - \beta)\delta(1 - L)$, β 表示老年人对劳动的偏好, $(1 - \beta)$ 表

示老年人对闲暇的偏好。 $U_1(L)$ 和 $U_2(1-L)$ 的表达式如式(2)所示:

$$U_1(L) = \beta(WL + \theta L), \quad U_2(1-L) = (1-\beta)\delta(1-L)$$

$$W, \theta, \delta > 0; 0 < \beta < 1 \quad (2)$$

将 $U_1(L)$ 和 $U_2(1-L)$ 带入(1)式,可以得到老年人的效用函数如(3)式:

$$U = \beta(WL + \theta L) + (1-\beta)\delta(1-L) \quad (3)$$

然而,自我效能感会改变老年人对劳动和闲暇的偏好。由于老年人的自我效能感不同,对完成工作的信念不同,导致其对劳动效用和闲暇效用的主观评价不同。参考 Kuhnén and Melzer (2018) 的研究,实际上,老年人主观上的劳动偏好为 $S * \beta$ 、闲暇偏好为 $(1 - S * \beta)$,其中 $S \in [0,1]$ 衡量老年人的自我效能感。考虑到自我效能感后,老年人劳动选择的效用 U 可用式(4)表示:

$$U = S\beta(WL + \theta L) + (1 - S\beta)\delta(1 - L) \quad (4)$$

在式(4)中,对 U 求关于 L 的一阶导数,如式(4)所示:

$$\frac{\partial U}{\partial L} = S\beta(W + \theta) - (1 - S\beta)\delta \quad (5)$$

在式(5)中, $\frac{\partial U}{\partial L}$ 的符号是不确定的。当 $S > \frac{\delta}{\beta(W + \theta + \delta)}$ 时, $\frac{\partial U}{\partial L} > 0$,老年

人的效用随劳动时间的延长而提高;当 $S < \frac{\delta}{\beta(W + \theta + \delta)}$ 时, $\frac{\partial U}{\partial L} < 0$,老年人的效用随劳动时间的延长反而降低。该结果表明,老年人的劳动决策与自我效能感有关,只有当老年人的自我效能感 S 大于某一值时,才会选择劳动而放弃闲暇,而当自我效能感 S 小于该值时,则会选择闲暇。

一阶条件下 S 的取值条件如式(6)所示。该式还表明,促使老年人选

择劳动而放弃闲暇的自我效能感 S 的临界值还与劳动的货币回报与非货币回报 $W+\theta$ 、 β 和 δ 有关。

$$S^* = \frac{\delta}{\beta(W+\theta+\delta)} \quad (6)$$

在 (6) 式中分别对 S^* 求 $W+\theta$ 、 β 和 δ 的一阶导数，结果如式 (7) 所示：

$$\frac{\partial S^*}{\partial(W+\theta)} = \frac{-\delta}{\beta(W+\theta+\delta)^2} < 0; \quad \frac{\partial S^*}{\partial\beta} = \frac{-\delta}{\beta^2(W+\theta+\delta)} < 0; \quad \frac{\partial S^*}{\partial\delta} = \frac{W+\theta}{\beta(W+\theta+\delta)^2} > 0 \quad (7)$$

式 (7) 的结果表明，自我效能感 S 的临界值与 $W+\theta$ 和 β 负相关，与 δ 正相关。即劳动报酬较高、劳动偏好较大或闲暇回报较低时，自我效能感的临界值较低，老年人参与劳动的概率较大。

四、数据处理、变量测度与模型设定

(一) 数据来源及处理

本文采用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据进行实证分析，在主要回归中使用 2015 年的数据，在考虑内生性时也用了 2011 年和 2013 年的数据。该项调查在全国 28 个省 (自治区、直辖市) 的 150 个县、450 个社区 (村) 开展，旨在收集一套有关中国 45 岁以上中老年人健康与养老的高质量微观数据，2015 年受访者已达 21095 人。本文研究自我效能感对老年人劳动行为的影响，研究对象为已经达到退休年龄的人群。我国现行的法定退休年龄为男性 60 岁、女干部 55 岁、女职工 50 岁¹，同时，据国家统计局公布的数据，2015 年我国人口平均预期寿命是 76.34 岁。因此本文选择 55-75 岁的女性以及 60-75 岁的男性作为研究样本，删除主要变量缺失的样本后，共得到 7936 个样本，其中男性 3395 个，女性 4541 个。

(二) 关键变量的测度

1. 自我效能感的测度

在一般自我效能感的测度上，Schwarzer et al. (1997) 用十个问题建构了一般自我效能感量表，Kuhnen and Melzer (2018) 通过七个陈述测量

¹ 2015 年人社部对女性退休年龄有新政策，即正、副处级女干部、具有高级职称的女性专业技术人员，可选择年满 60 周岁退休。本文使用的主要数据为 2015 年调查数据，数据形成时间与这一新政策实施时间间隔尚短，对本文的分析并无影响。

了个体的一般自我效能感。¹CHARLS 数据中没有设置完全相同的问题，参考 Schwarzer et al. (1997) 和 Kuhnen and Melzer (2018) 的问题设置，本文选取以下五个问题衡量一般自我效能感，即“我因一些小事而烦恼”、“我在做事时很难集中精力”、“我觉得做任何事都很费劲”、“我觉得我无法继续我的生活”、“我对未来充满希望”。这五个问题的选项从 1 到 4 分别表示很少或者根本没有、不太多、有时或者说有一半的时间、大多数的时间，本文将前四项的赋值做逆序处理，使数值较大的选项对应于更高的自我效能感，然后将这五个问题对应的序号相加，得出 5 到 20 之间的总分作为自我效能感的代理变量。

表 1 是上述五个问题各选项的分布情况和老年人自我效能感的描述性统计。前三个问题的选项分布比较类似，有超过 50% 的个体选择“很少或没有”，且得分均值均略大于 3，表明老年人认为自身仍有把事情做成、做好的能力，老年人的人力资本并没有严重损耗。问题 4 和问题 5 上，老年人的选择与前三个问题差别较大。从问题 4 可以看出，绝大多数老年人的生活态度比较积极，仅有 6.30% 的老年人在“大多数的时间”内感觉无法继续生活；而在问题 5 上，“很少或没有”对未来充满希望的老年人数量占比超过三分之一，该问题的得分均值也远低于问题 4。虽然老年人的生活态度仍是比较积极的，但老年人对生命后半段旅程的认知与年轻人对生命的感知不一样（李华晶，2019），对未来的希望感不太高。²整体上，老年人的自我效能感得分均值是 15.40，有 56.67% 的老年人自我效能感得分大于 15，表明老年人对完成某项事情有较高的信念。

表 1 自我效能感的描述性统计

问题陈述	选项 1	选项 2	选项 3	选项 4	得分均值
	很少或没有	不太多	有一半时间	大多数时间	
1. 我不会因一些小事而烦恼	54.41%	15.05%	15.32%	15.22%	3.09
2. 我在做事时不会很难	56.26%	13.66%	15.18%	14.89%	3.11

¹ Kuhnen and Melzer (2018) 根据七个陈述的回答测量一般自我效能感，对于每一项陈述，被访问者将其同意强度按 1 分（“强烈同意”）排到 4 分（“强烈不同意”）选择。这七句陈述是：（1）“我不可能解决我面临的一些问题”；（2）“有时我觉得我在生活中被推来推去”；（3）“我对发生在我身上的事情几乎没有控制力”；（4）“我可以做任何我真真正想做的事”；（5）“我在处理以下问题时常常感到无助”；（6）“未来发生在我身上的事情主要取决于我”；（7）“我几乎无法改变我生活中许多重要的事情。”

² CHARLS2015 数据中，20-50 岁人群“我对未来充满希望”一问题的平均得分为 2.91。

集中精力					
3.我不会觉得做任何事都很费劲	56.30%	13.36%	12.99%	17.35%	3.09
4.我不会觉得我无法继续我的生活	81.12%	6.33%	6.25%	6.30%	3.62
5.我对未来充满希望	35.58%	14.76%	12.47%	37.18%	2.49
变量名称	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
自我效能感（SE）	7936	15.40	3.57	5.00	20.00

2. 劳动参与和劳动供给的测度

在劳动参与上，CHARLS 数据将受访者的工作分为受雇、非农自雇和为家庭经营活动帮工、农业活动，本文将受雇、非农自雇和为家庭经营活动帮工设置为非农劳动。根据受访者是否从事上述工作，本文设置以下三个二分类变量，即是否参与劳动、是否参加非农劳动和是否参加农业劳动，1 表示参加该类劳动，0 表示未参加任何劳动。在劳动供给上，CHARLS 数据根据工作类型分别调查了被访者的年工作月数、周工作天数和天工作小时数，借鉴刘子兰等（2019）的做法，本文计算出被访者平均周工作小时数。¹同时，CHARLS 数据对被访者还进行了如下调查，“您计划在多大年龄时停止农业工作（自家务农）/停止工作，即停止从事一切以挣钱为目的的活动，也不再为家庭经营活动帮工，将来也不打算从事比消遣性工作更劳累的工作？”，本文以此作为正在工作的老年人预计停止劳动的年龄。此外，考虑到中国普遍存在“活到老干到老”的现象，劳动供给变量增加无休止劳动意愿，对于“只要健康允许就一直工作”或预计停止劳动年龄超过预期寿命的样本赋值为 1，有明确预计停止劳动年龄且该年龄又不超过相应的预期寿命则赋值为 0。

表 2 是老年人劳动参与和劳动供给的描述性统计。劳动参与上，参加劳动的老年人占比达到 61.01%，参加非农劳动和农业劳动老年人占比分别为 30.84%和 57.05%，也有 8.17%的老年人同时参加非农劳动和农业劳动，老年人的劳动参与率较高。劳动供给上，在参与劳动的老年人中，平均周劳动时间均大于 20 小时，非农劳动时间更是超过 30 小时，随着医疗水平的提高和健康状况的维持，老年人保持了一定水平的劳动投入强度。进一步的，劳动老年人的无休止劳动意愿也较强，高达 72.37%的老年人意愿“活到老干到老”，非农劳动和农业劳动的无休止劳动积极性都较高。而对于有明确预计停止劳动时间的老年人而言，平均停止劳动时间接近 70 岁，同时，农业劳

¹ 计算方式为：年工作月数 × 周工作天数 × 天工作小时数 × 4 / 52。

动预计停止劳动的时间比非农劳动大约晚 3 年。整体上，老年人具有较高的劳动意愿和劳动积极性。

表 2 劳动供给和退休决策的描述性统计

劳动供给		参加劳动		劳动时间(小时/周)			
劳动类型	变量定义	变量	比例	变量	均值	最小值	最大值
劳动	1=参加; 0=不参加	LFP1	61.01%	Hours1	26.45	1.08	107.69
非农活动	1=参加; 0=不参加	LFP2	30.84%	Hours2	33.12	1.08	103.38
农业活动	1=参加; 0=不参加	LFP3	57.05%	Hours3	21.20	1.08	103.38
退休决策		无休止劳动		预计停止劳动时间(岁)			
劳动类型	变量定义	变量	比例	变量	均值	最小值	最大值
劳动	1=无休止劳动; 0=无意愿	Endless1	72.37%	Stop1	69.19	56.00	95.00
非农劳动	1=无休止劳动; 0=无意愿	Endless2	60.82%	Stop2	67.45	56.00	80.00
农业劳动	1=无休止劳动; 0=无意愿	Endless3	76.94%	Stop3	70.28	56.00	95.00

(三) 基准回归模型

为了考察自我效能感对老年人劳动参与和劳动供给的影响，借鉴 Kuhnen and Melzer (2018)、刘子兰等 (2019) 的研究，本文构建如下计量模型：

$$L_i = \alpha + \beta SE_i + \gamma X_i + \theta F_i + \delta C_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中，被解释变量 L_i 是老年人的劳动行为，包括劳动参与决策和劳动供给两类，具体为是否参与劳动 (LFP)、每周工作时间 ($Hours$)、无休止劳动意愿 ($Endless$) 和预计停止劳动年龄 ($Stop$)；核心解释变量是 SE_i

($Self-Efficacy, SE$)，即老年人的自我效能感。 X_i 、 F_i 和 C_i 分别是可能影响老年人劳动行为的个体特征、家庭特征和地区特征，参考现有文献研究结果，个体特征变量选取个体的年龄、性别、婚姻状况、受教育年限、自评健康状况、是否有慢性病、养老金水平和劳动收入 (Vere, 2011; 李琴等, 2014;

童玉芬和廖宇航，2017；刘子兰等，2019），家庭特征变量选取子女数、16岁以下外/孙子女数、子女转移支付净值、人均净资产（Hochman and Lewin-Epstein，2013；Van Bavel and De Winter，2013；何圆和王伊攀，2015；诸艳霞和朱红兵，2018），地区特征用于控制城乡效应和城市效应。

关键解释变量 SE_i 的系数 β 表示自我效能感对劳动行为的影响，本文预期该系数 β 显著为正。

表3给出了控制变量的定义及描述性统计，其中对养老金数额、子女转移支付净值、人均净资产、劳动收入取对数，并对上述变量以及受教育年限、子女数和16岁以下外/孙子女数进行了前后1%的缩尾处理。除此之外， ε_i 表示随机误差项， α 和 β 、 γ 、 θ 、 δ 分别表示常数项和各解释变量的系数。

表3 控制变量的定义和描述性统计

变量名称	变量定义	代码	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	连续变量（岁）	Age	7936	64.59	5.11	55.00	75.00
性别	1=男性；0=女性	Gender	7936	0.43	0.49	0.00	1.00
婚姻状况	1=已婚；0=其他	Spouse	7936	0.04	0.20	0.00	1.00
受教育年限	依据受教育程度换算 ¹	Edu	7936	3.86	3.82	0.00	14.00
自评健康	1=好；0=不好 ²	Health	7936	0.23	0.42	0.00	1.00
慢性病	1=没有；0=有 ³	Chronic	7936	0.21	0.41	0.00	1.00

¹ 考虑到本文的研究对象以及我国不同教育阶段的学制，同时参考石庆焱和李伟（2014）的研究，将未受过教育、未读完小学、私塾毕业、小学毕业、初中毕业、高中毕业、中专（包括中等师范、职高）毕业、大专毕业、本科毕业、硕士毕业、博士毕业所对应的受教育年限分别设为0、1.5、1.5、5、8、11、12、14、15、18、21。

² CHARLS 问卷中关于自评健康状况分别在问卷前后设置了两个相同的问题，本文选择了第二个问题，被调查者在回答了其他健康问题后再回答第二个自评健康问题时已对自己的健康状况有了细致的了解。出于准确性的考虑，CHARLS 问卷将被访者随机分为两组回答自评健康状况，答案分别为“很好”、“好”、“一般”、“不好”、“很不好”和“极好”、“很好”、“好”、“一般”、“不好”。本文将自评健康整合为两类，“极好”、“很好”、“好”统一整合为“好”，其他统一整合为“不好”。

³ CHARLS 数据共调查了 14 类慢性病，患有其中一个或多个的便认定为有慢性病。14 种慢性病包括：高血压病、血脂异常、糖尿病或血糖升高、癌症等恶性肿瘤、慢性肺部疾患如慢性支气管炎或肺气肿和肺心病、肝脏疾病、心脏病、中风、肾脏疾病、胃部疾

养老金数额	连续变量（元/月）	Pension	7936	3.28	2.74	0.00	8.29
子女转移支付净值	子女对父母的转移支付-父母对子女的转移支付（元/年）	Trans	7936	3.21	6.18	-10.85	10.49
子女数	连续变量（个）	Child	7936	2.76	1.36	0.00	7.00
16岁以下外/孙子女数	连续变量（个）	Grandchild	7936	0.26	0.77	0.00	4.00
人均净资产	（金融资产-负债）/家庭人口数；连续变量（元） ¹	Asset	7936	6.45	5.67	-11.28	12.83
劳动收入	连续变量（元/年）	Wages	7936	1.24	3.10	0.00	10.46
城乡	1=城镇；0=农村	Urban	7936	0.38	0.49	0.00	1.00

在图 1 和图 2 中，我们根据自我效能感得分将样本分为四组，展示了自我效能感和劳动参与率以及劳动时间之间的关系。从图 1 可以看出，整体劳动参与率、非农劳动参与率和农业劳动参与率呈现相似的变化趋势，随着自我效能感得分的提高劳动参与率不断增加，在自我效能感得分最低和最高四分之一的样本组之间，整体劳动参与率和非农劳动参与率存在显著的差异。但在自我效能感得分高于 13-16 分之后，劳动参与率略微有所下降，并且农业劳动参与率在最低和最高四分之一的样本组之间无显著性差异，自我效能感与劳动参与率之间可能还存在非线性关系。从图 2 可以看出，非农劳动时间随自我效能感的提高呈上升趋势，而农业劳动时间随自我效能感的提高呈下降趋势，非农劳动时间和农业劳动时间在自我效能感得分最低和最高四分之一的样本组之间均存在显著的差异。总体劳动时间随自我效能感的提高先上升后下降，但在自我效能感得分最高和最低四分之一的样本组之间不存在显著性差异。²

病或消化系统疾病、情感及精神方面问题、与记忆相关的疾病、关节炎或风湿病、哮喘。
¹ 金融资产包括现金、储蓄、债券、股票、基金和其他金融资产，家庭负债包括尚未还清的贷款（不包括买房、建房、装修）、信用卡所欠金额以及欠其他家庭、个人或单位的钱总数。

² 组间 t 检验结果表明，在自我效能感得分最低四分之一和最高四分之一的样本组之间：
（1）总体劳动参与率差异性检验的 t 值为-1.9478，非农劳动参与率差异性检验的 t 值为-5.3929，农业劳动参与率差异性检验的 t 值为-0.8268；（2）总体劳动时间差异性检验的 t 值为-1.0480，非农劳动时间差异性检验的 t 值为-4.4719，农业劳动时间差异性检验的 t

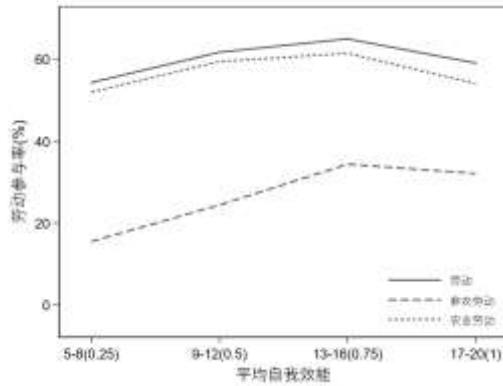


图 1 劳动参与率和自我效能感

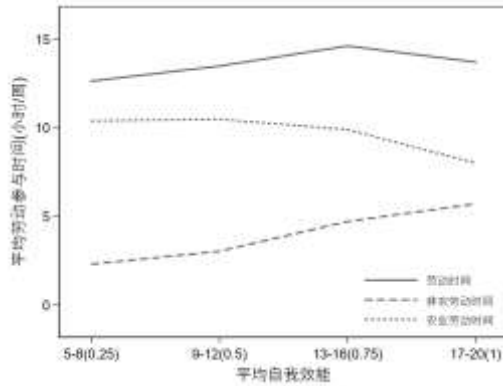


图 2 劳动时间和自我效能感

五、实证分析

(一) 基本回归结果

首先，对全样本下老年人劳动参与和劳动供给进行实证检验。在表 4 和表 5 中，我们考察了自我效能感与老年人劳动参与之间的关系。

1. 自我效能感与劳动参与的线性关系

表 4 报告了自我效能感对劳动参与的回归结果。研究发现，在其他条件相同的情况下，自我效能感较高的老年人，更倾向于投身到劳动中。由于劳动参与是 0-1 变量，因此采用 Probit 模型进行估计。模型 (1) - (4) 是对总体劳动参与的估计，其中模型 (1) 只控制了城市效应，模型 (2) 又控制

值为 3.1105。

了个体特征，模型（3）又控制了家庭特征，模型（4）又加入了劳动报酬。在这四个模型中，自我效能感的系数均显著为正，表明自我效能感高的老年人参加劳动的概率较大，且自我效能感系数变化不大，表明估计结果比较稳健。模型（4）的结果表明，自我效能感提高一个标准差，总体劳动参与率提高 4.59 ($=0.0063 \times 3.57 / 0.49$) 个百分点。此外，模型（5）和模型（6）也分别对非农劳动和农业劳动进行了估计，自我效能感的显著性结果不变，即随着自我效能感的提高，参加非农劳动和农业劳动的概率均上升。总体来看，作为心理资本的自我效能感对老年人是否参加劳动起到了重要作用。

回归结果中的控制变量与劳动参与决策变量之间的关系也符合理论预期。具体来说，年龄、已婚状况、受教育年限、养老金收入、子女转移支付净值、16 岁以下外/孙子女数、是否城镇居民与劳动参与率负相关，而是否男性、自评健康、未患慢性病、子女个数、劳动报酬与劳动参与率正相关，与现有研究结论一致（李琴等，2014；何园和王伊攀，2015；刘子兰等，2019）。

表 4 自我效能感与老年人劳动参与

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LEP1	LEP1	LEP1	LEP1	LEP2	LEP3
自我效能感	0.0071*** (4.2342)	0.0047*** (2.6080)	0.0065*** (3.5651)	0.0063*** (3.4187)	0.0058** (2.5301)	0.0064*** (3.2223)
年龄		-0.0212*** (-16.7349)	-0.0224*** (-15.1962)	-0.0203*** (-13.5975)	-0.0195*** (-10.4348)	-0.0203*** (-12.4445)
性别		0.2008*** (16.2645)	0.1866*** (14.6891)	0.1634*** (12.5325)	0.1976*** (11.1808)	0.1712*** (11.8801)
婚姻状况		-0.0421 (-1.3171)	-0.0576* (-1.7604)	-0.0632* (-1.8785)	-0.0194 (-0.5671)	-0.0699* (-1.9105)
受教育年限		-0.0196*** (-10.9143)	-0.0141*** (-7.5844)	-0.0158*** (-8.3165)	-0.0114*** (-4.9054)	-0.0179*** (-8.5947)
自评健康		0.0357** (2.4275)	0.0408*** (2.7474)	0.0326** (2.1276)	0.0632*** (3.1261)	0.0268 (1.5861)
患慢性病		0.0661*** (4.4843)	0.0639*** (4.2936)	0.0618*** (4.1056)	0.0770*** (3.6716)	0.0563*** (3.3998)
养老金数额		-0.0117*** (-4.9444)	-0.0077*** (-3.1966)	-0.0075*** (-3.0635)	-0.0069** (-2.4253)	-0.0071*** (-2.5936)
子女转移支付			-0.0029*** (-2.7648)	-0.0022** (-2.0377)	-0.0052*** (-4.0922)	-0.0008 (-0.6810)
人均净资产			-0.0004 (-0.3470)	-0.0008 (-0.6787)	-0.0023 (-1.6384)	0.0008 (0.6309)
子女数			0.0180*** (3.2606)	0.0184*** (3.3018)	0.0117 (1.6051)	0.0234*** (3.8822)
孙子女数			-0.0217** (-2.5506)	-0.0230*** (-2.6886)	-0.0096 (-0.7767)	-0.0300*** (-3.2699)
城乡			-0.2874*** (-17.2069)	-0.3000*** (-17.7777)	-0.1160*** (-5.2965)	-0.3603*** (-20.4948)
劳动收入				0.0357*** (15.0644)	0.0557*** (23.5815)	0.0223*** (8.0683)
城市效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7936	7936	7936	7936	4454	7073

注：（1）表中 Probit 估计汇报的为平均边际效应计算结果。（2）***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。

2. 自我效能感与劳动参与的非线性关系

表 5 进一步显示了自我效能感与老年人劳动参与的非线性关系。由表 5 的模型（1）-（3）可以看出，自我效能感与整体劳动参与率、非农劳动参与率和农业劳动参与率之间均存在“倒 U 形”关系，随着自我效能感的提高，劳动参与率上升，而当自我效能感进一步提高时，劳动参与率反而下降。可

能的原因是，自我效能感会影响个体对劳动行为益处的感知，对于经济状况不太好的老年人而言，当他的自我效能感提高时，他认为参加劳动会改善当前的状况；而对于经济状况好的老年人而言，改善经济状况并不是他最需求的，对闲暇的偏好会使其认为参加劳动不能够为其带来正的净效用。表 5 的模型（4）和（5）中用 Oprobit 模型进一步考察了自我效能感以及自我效能感与劳动和人均净资产的交乘项对老年人生活满意度（LifeSatis）的影响，生活满意度从 1 到 5 分别表示一点也不满意、不太满意、比较满意、非常满意和极其满意。模型（5）中自我效能感一次项与参与劳动和人均净资产的交乘项与生活满意度显著正相关、自我效能感二次项与参与劳动和人均净资产的交乘项与生活满意度显著负相关。当前，劳动的非货币性回报较低，尤其是对于经济状况较好以及自我效能感较高的老年人而言，劳动所带来的总体回报无法弥补闲暇效用的损失。

表 5 自我效能感与老年人劳动参与的非线性关系

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LEP1	LEP2	LEP3	LifeSatis	LifeSatis
自我效能感	0.0401*** (3.7024)	0.0528*** (3.4600)	0.0403*** (3.4416)	0.2082*** (7.9993)	0.1916*** (7.1254)
自我效能感平方	-0.0012*** (-3.1757)	-0.0017*** (-3.1369)	-0.0012*** (-2.9488)	-0.0042*** (-4.6722)	-0.0034*** (-3.5581)
人均净资产	-0.0009 (-0.7966)	-0.0024* (-1.7244)	0.0006 (0.5197)	0.0139*** (5.7048)	0.0117*** (2.8620)
参与劳动				-0.0512* (-1.6944)	-0.0643 (-1.4153)
自我效能感×人均净资产×参与劳动					0.0027** (2.3875)
自我效能感平方×人均净资产×参与劳动					-0.0002*** (-2.6610)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7936	4454	7073	7899	7899

注：（1）表中 Probit 估计汇报的为平均边际效应计算结果。Oprobit 估计回报的系数为模型直接估计的系数，而非边际效应。（2）***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。

（二）自我效能感对劳动供给的影响

本部分以参加劳动的老年人为样本考察自我效能感与老年人劳动时间、无休止劳动意愿和预计退休时间之间的关系。具体结果如表 6 和表 7 所示。

表 6 显示了自我效能感对老年人劳动参与时间的回归结果。研究发现，自我效能感对劳动参与时间有显著性影响，但对不同类型劳动时间的影响效果有差异。模型（1）-（3）对参与劳动的样本进行回归，由于劳动时间数据有左截断特征，因此用 Tobit 模型进行估计。¹模型（4）-（6）仅对报告了劳动时间的样本进行回归。同时，考虑到劳动时间离群值可能产生的干扰，对劳动时间进行对数化处理。从模型（1）-（3）可以看出，自我效能感虽然对总体劳动时间无显著性影响，但对非农劳动时间有显著正影响，对农业劳动时间有显著负影响，即随着老年人自我效能感的提高，会增加非农劳动时间、减少农业劳动时间。在模型（4）-（6）中，自我效能感对非农劳动时间无显著性影响，而对农业劳动时间的影响显著为负，与模型（1）-（3）的结果基本一致。这是因为，相对于非农劳动，农业劳动是简单和重复的体力劳动，需要的技术和能力较低，大多数老年人都能胜任。当自我效能感提高时，在劳动效用最大化下，老年人更愿意做一些与自身能力相匹配的工作，从而获得更高的报酬或更强的满足感。因此，自我效能感提高时，从事非农劳动的老年人会增加劳动时间，而从事农业劳动老年人的劳动时间反而会减少。非农劳动时间和农业劳动时间一升一降，使得自我效能感对从事劳动老年人的总体劳动供给时间并无显著性影响。

表 6 自我效能感与老年人劳动参与时间

被解释变量	Tobit			OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnHour1	lnHour2	lnHour3	lnHour1	lnHour2	lnHour3
自我效能感	-0.0024	0.0234*	-0.0120**	-0.0025	0.0128	-0.0095**
	(-0.4116)	(1.8166)	(-1.9895)	(-0.5670)	(1.2994)	(-2.0176)
控制变	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

¹ 在研究样本中，有 8.59% (= 682/7936) 的被访者虽然报告参与劳动，但未报告劳动时间。

量						
城市效	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
应						
常数项				3.7428***	1.9696***	2.3096***
				(11.9098)	(3.6756)	(7.9934)
观测值	4842	1380	4110	4164	1152	3400
Adj-R2				0.146	0.201	0.173

注：（1）表中 Tobit 估计汇报的为平均边际效应计算结果。（2）***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。

表 7 报告了自我效能感对老年人预计退休时间和无休止劳动意愿的实证结果。从中可以看出，自我效能感较高的老年人，无休止劳动的意愿更强烈，预计停止劳动的年龄也更晚。从模型（1）和模型（4）可以看出，自我效能感对无休止劳动意愿和预计停止劳动时间均有显著正影响，对于正在从事劳动的老年人而言，社会劳动参与比闲暇带来的效用更大，因此随着自我效能感的提高会进一步延长其在劳动力市场上停留的时间。具体而言，自我效能感每提高 1 个标准差，老年人的无休止劳动意愿增加 3.57 个百分点，自我效能感每提高 1 个单位，预计停止劳动的时间平均推迟约 0.07 年。模型（2）和模型（5）的非农劳动结果表明，自我效能感对无休止劳动意愿有显著正影响，但对预计停止劳动时间无显著性影响。模型（3）和模型（6）的农业劳动结果表明，自我效能感对无休止劳动意愿和预计停止劳动时间均有显著正影响。自我效能感不仅能促进无休止农业劳动的意愿，也能促进无休止非农劳动的意愿。但在有明确预期停止劳动时间的样本中，自我效能感能延迟农业劳动的预计停止时间，而对非农劳动的预计停止时间却无显著影响。

表 7 自我效能感与老年人预计退休时间和无休止劳动意愿

被解释 变量	Probit			OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Endless1	Endless1	Endless2	Endless3	Stop1	Stop2	Stop3
自我效 能感	0.0045**	0.0111**	0.0042*	0.0654*	0.0295	0.0950**
	(2.0334)	(2.0609)	(1.7937)	(1.9591)	(0.4458)	(2.2872)
控制变 量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市效	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

应						
常数项				21.2026***	14.3494***	23.8540***
				(11.0901)	(4.7216)	(7.4870)
观测值	4270	1177	3032	1145	439	707
Adj-R2				0.564	0.661	0.490

注：（1）表中 Probit 估计汇报的为平均边际效应计算结果。（2）***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。

（二）内生性问题

以上估计结果可能是有偏的，回归方程的设定可能因遗漏变量和双向因果关系而存在内生性问题。一方面，现实中一些不可观测或难以进行度量的因素不仅会影响个体的自我效能感，还同时影响老年人的劳动行为。如自我效能感可以通过早期教育干预实现有效积累，但由于补偿老年时期的生活支出是老年人劳动的重要原因之一，因此教育干预也会通过影响教育程度和工作收入进而影响老年时期的劳动决策 (Heckman and Corbin, 2016)。在回归方程设定中，难以对上述因素进行全面准确量化，因此有可能存在因遗漏变量导致的内生性问题。另一方面，本文数据为单一年度截面数据，老年人的自我效能感是在接受调查时的自我效能感，无法判断其参加劳动起始时的自我效能感，老年人的自我效能感可能因为参加劳动而变化，产生由双向因果导致的内生性问题。

为了缓解内生性对估计结果的干扰，本文进行如下尝试，进一步分析自我效能感对老年人劳动参与的影响。首先，表 8 的模型（1）、（2）和（3）分别以 2011 年、2013 年的自我效能感以及这两年自我效能感的均值作为解释变量，与 2015 年的劳动参与进行回归，使自我效能感在时间上先于劳动参与，从而缓解反向因果效应带来的内生性问题。其结果同表 4 的结果一致，但显著性水平有所下降。其次，本文用 2015 年截面数据，选择同一个家庭有两个观测值的样本，通过固定效应模型控制家庭效应以缓解不可观测的家庭因素造成的内生性，结果如模型（4）所示。然后，本文用 2013 年和 2015 年构成的短面板数据，通过固定效应模型控制个体效应以缓解不可观测的个体因素造成的内生性，结果如模型（5）所示。模型（4）和模型（5）的结果均同表 4 一致。¹最后，本文用 2015 年数据考虑采用工具变量法缓解内生性问题，参考程虹和李唐（2017）、王春超和张承莎（2019）对非认知能力

¹ 由于在面板数据中，只有随机效应 probit 模型而无固定效应 probit 模型。因此本文对模型（4）和模型（5）的估计采用 OLS 估计，并在模型中分别加入家庭虚拟变量和个体虚拟变量。

的研究，本文选取同一教育程度和健康状况内的平均自我效能感作为个体自我效能感的工具变量。从理论上讲，自我效能感可以通过教育干预实现有效积累，同时健康状况的恶化也会降低老年人对完成某项任务的信念，因此同一受教育程度和健康状况内部不同个体的自我效能感关联性很强，组内平均自我效能感越高，个体自我效能感往往也越高，两者存在正相关关系，因此满足工具变量的相关性要求。而个体的自我效能感很难对整体教育程度和健康状况内的平均自我效能感造成大的影响，因此满足工具变量的外生性要求。模型（7）是第一阶段估计结果，工具变量在 5%水平上显著为正，且第一阶段 F 统计值为 11.83，高于 10 的经验统计量，工具变量有效。模型（6）是工具变量估计结果，结果同表 4 一致。

表 8 自我效能感与劳动参与率（LEP1）

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2011年	2013年	平均值	家庭层面	个体层面	工具变量(ivprobit)	
自我效能感	0.0027 (1.2693)	0.0039* (1.7678)	0.0052** (2.2211)	0.0121*** (4.2781)	0.0035** (2.0520)	0.2687*** (4.8835)	
工具变量							0.5636* (1.9088)
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭控制变量	Yes	Yes	Yes		Yes	Yes	Yes
城市效应	Yes	Yes	Yes		Yes	Yes	Yes
时间效应					Yes		
常数项				0.8091*** (3.4469)	-0.0679 (-0.1883)		8.5195** (2.0033)
观测值	6198	6822	7439	5989	11578	7936	7936
Adj-R2				0.804	0.7985		

注：（1）表中 Probit 估计汇报的为平均边际效应计算结果。（2）***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。

（三）稳健性检验

本文通过变换自我效能感测度方式和变换回归样本的方法对回归结果的稳健性进行检验和说明，如表 9 所示。首先，我们分别用构成自我效能感的五个问题陈述对总体劳动参与率进行回归，并以选项为“很少或没有”作为对照组，模型（1）到模型（5）的结果显示，选择“不太多”、“有一半时间”、“大多数时间”的老年人相对于选择“很少或没有”的老年人参与劳动的可能性更大，前述结论依然稳健。其次，我们对五个问题陈述采用因子分析法构建自我效能感变量并对总体劳动参与率，模型（6）表明结论依然稳健。然后，参考 Kuhnen and Melzer（2018）的研究，我们用自我效能感得分在总样本中所处的百分比来衡量自我效能感的大小并对总体劳动参与率，模型（7）表明结果依然稳健。最后，我们删除了没有养老金和和家庭人均净资产为负的样本，对于这些老年人而言，参加劳动可能是迫于生活经济压力，在模型（8）仍用自我效能感得分进行回归，排除了自选择问题后，结果依然稳健。

表 9 自我效能感与劳动参与率（LEP1）稳健性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	问题陈述1	问题陈述2	问题陈述3	问题陈述4	问题陈述5	因子分析 法	得分所处 百分比	生活压力 较小
不太多	0.2196*** (3.7963)	0.1183** (2.0283)	0.2555*** (4.3247)	0.1708*** (3.2098)	0.1600* (1.8095)			
有一半时间	0.2323*** (3.9486)	0.1614*** (2.6813)	0.3663*** (6.3400)	0.1366*** (2.7700)	0.0857 (0.9468)			
大多数时间	0.0846* (1.7655)	0.0833* (1.7595)	0.2458*** (5.3977)	0.0918** (2.3899)	0.1608** (2.4298)			
自我效能感						0.0508*** (2.9527)	0.1239** (2.1689)	0.0275*** (4.0086)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	2.8821*** (8.8485)	2.8806*** (8.8296)	2.7350*** (8.3896)	2.8841*** (8.8101)	2.8316*** (8.5990)	2.9810*** (9.2201)	2.9074*** (8.9278)	4.4776*** (8.9556)
观测值	7936	7936	7936	7936	7936	7936	7936	4548

注：（1）表中 Probit 估计汇报的为直接估计的结果。（2）***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10%的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。

（四）异质性分析

1. 基于养老保障差异的异质性分析

自我效能感的劳动促进效应在不同养老保障下存在异质性。补充老年时期的生活支出是老年人参与劳动的主要动机之一，如果老年人已经有足够多的养老准备，那么其继续参加劳动的意愿不强，而如果老年人尚未为老年生活做好经济准备，那么其有较强的意愿继续参加劳动，从而加强自我效能感的劳动促进效应。因此，本文进一步探讨不同养老保障下自我效能感对老年人劳动行为的影响。从表 10 的估计结果可以看出，在城居保和新农保的样本组中，自我效能感对劳动参与和劳动供给均有显著正影响，而在政府/事业单位/企业职工养老保险的样本组中，自我效能感的系数均不显著。从养老金数额来看¹，在低养老金组中，自我效能感对劳动参与和劳动供给均有显著影响，而在高养老金组中，自我效能感的系数均不显著。当养老金水平较低不足以满足生活所需时，老年人的劳动意愿越强，自我效能感的劳动促进作用也更明显。

表 10 自我效能感和老年人劳动行为——养老保障差异

被解释变量	LEP1	Hour1	Endless1	Stop1	LEP1	Hour1	Endless1	Stop1
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	城居保和新农保				政府/事业单位/企业职工养老保险			
自我效能感	0.0072*** (3.6349)	0.0065 (0.9897)	0.0076*** (2.9090)	0.0679* (1.8177)	0.0056 (0.9249)	-0.0145 (-0.4523)	-0.0074 (-0.3746)	-0.0537 (-0.2304)
	低养老金：养老金数额<均值（379元/月）				高养老金养老金数额≥均值（379元/月）			
自我效能感	0.0068*** (3.7534)	-0.0021 (-0.3483)	0.0043* (1.9171)	0.0679* (1.9528)	0.0064 (1.1445)	0.0126 (0.5098)	0.0010 (0.0872)	0.0601 (0.4583)

注：（1）表中 Probit、Tobit 估计汇报的为平均边际效应计算结果。（2）***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。（3）模型估计均控制了个体层面、家庭层面和地区层面的控制变量。

2. 基于隔代照料差异的异质性分析

自我效能感的劳动促进效应在不同隔代照料特征下也存在异质性。对于有儿童照护需求的家庭，年轻一代父母因肩负养家糊口的重任而无暇顾及下一代的抚养，而找保姆照看的成本又有很大可能抵消老年人继续工作所赚取的收入（何园和王伊攀，2015），面对年轻一代父母职业发展和儿童照护需求的矛盾，老年一代的父母更倾向于选择退出劳动力市场以便承担起照看孙辈的责任（Du and Dong, 2013）。因此，从家庭效用最大化的角度而言，隔代照料将挤出自我效能感对老年人的劳动促进效应。表 11 根据老年人是否

¹ 样本包括无养老保险的老年人，其养老金收入设置为 0。

有 16 岁以下外/孙子女以及是否需要照顾外/孙子女进行了分样本估计。结果表明，对于有 16 岁以下外/孙子女或需要照顾外/孙子女的老年人而言，自我效能感对劳动行为没有显著影响，而在无 16 岁以下外/孙子女或不需要照顾外/孙子女的样本组里，自我效能感对劳动行为有显著正影响。自我效能感对老年人的劳动促进效应受到隔代照料的影响，当老年人不需要进行隔代照料时，自我效能感会显著提高老年人的劳动力市场参与程度。

表 11 自我效能感和老年人劳动行为——隔代照料差异

被解释变量	LEP1	Hour1	Endless1	Stop1	LEP1	Hour1	Endless1	Stop1
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	有 16 岁以下外/孙子女				无 16 岁以下外/孙子女			
自我效能感	-0.0027 (-0.5069)	-0.0163 (-0.9613)	0.0036 (0.4339)	0.1712 (1.2907)	0.0079*** (4.0100)	0.0008 (0.1324)	0.0045* (1.8793)	0.0448 (1.2181)
	需要照顾外/孙子女				不需要照顾外/孙子女			
自我效能感	0.0025 (0.9447)	0.0007 (0.0841)	0.0037 (1.1190)	0.0335 (0.6244)	0.0097*** (3.8386)	-0.0047 (-0.5810)	0.0063** (2.0162)	0.0525 (1.0734)

注：（1）表中 Probit、Tobit 估计汇报的为平均边际效应计算结果。（2）***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。（3）模型估计均控制了个体层面、家庭层面和地区层面的控制变量。

3. 基于教育和职业差异的异质性分析

自我效能感的劳动促进效应在不同教育和职业下也存在异质性。劳动经济学理论认为，受教育程度的提高对劳动供给的影响包括收入效应和替代效应。随着劳动回报率上升，劳动者往往用劳动替代闲暇以获取更多的收入，而随着收入的提高，高劳动回报率的劳动者往往选择更多的闲暇和更少的劳动。二者综合作用下，劳动供给随受教育程度的提高呈“倒 U 形”变化趋势。表 10 根据老年人的受教育程度进行了分样本估计。结果表明，对于低受教育水平的老年人而言，受教育程度对劳动供给的替代效应大于收入效应，这与自我效能感的劳动促进效应叠加进一步促进老年人用劳动替代闲暇以获取更多的收入。而在高受教育水平的样本组里，自我效能感对劳动行为没有显著影响，受教育程度对劳动供给的收入效应抵消了自我效能感的劳动促进效应，老年人选择更多的闲暇以提高个人的总效用。

不同受教育水平的劳动者所能从事的职业类型不同，而不同职业类型下劳动者又有不同的劳动回报率，因此本文进一步探讨不同职业类型下自我效

能感对老年人劳动参与和劳动供给的影响。¹表 12 结果表明，在生产型职业样本中，自我效能感与劳动行为显著相关，而在非生产型职业样本中，自我效能感与劳动行为无显著关系。从事非生产型职业所需的受教育水平要高于从事生产型职业，样本中非生产型和生产型职业所对应的平均受教育水平年限分别是 5.91 年和 3.58 年。因此，自我效能感和老年人劳动行为的职业类别差异是教育差异的进一步延伸。

表 12 自我效能感和老年人劳动行为——教育和职业差异

被解释变量	LEP1 (1)	Hour1 (2)	Endless1 (3)	Stop1 (4)	LEP1 (5)	Hour1 (6)	Endless1 (7)	Stop1 (8)
	高受教育水平：高中及以上				低受教育水平：初中及以下			
自我效能感	0.0001 (0.0097)	-0.0047 (-0.1614)	-0.0020 (-0.1109)	0.0934 (0.1515)	0.0062*** (3.3669)	-0.0026 (-0.4484)	0.0047** (2.0974)	0.0700** (2.0767)
	非生产型： 职业：国家机关/党群组织/企事业单位负责人、 专业技术人员、 办事人员和商业、服务业人员				生产型： 职业：农、林、牧、渔、水利业生产人员 生产、运输设备操作人员 不便分类工作的人员			
自我效能感	0.0070 (0.9921)	0.0150 (0.7522)	0.0056 (0.4875)	0.2126 (0.8210)	0.0063*** (3.3482)	-0.0042 (-0.6941)	0.0045* (1.9448)	0.0639* (1.8926)

注：（1）表中 Probit、Tobit 估计汇报的为平均边际效应计算结果。（2）***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著，括号内是稳健标准误估计下的 t 值。（3）模型估计均控制了个体层面、家庭层面和地区层面的控制变量。

六、结论与政策含义

本文从老年人心理资本角度出发，构建劳动决策模型来阐释自我效能感对老年人劳动参与的作用机制，并采用 CHARLS 数据实证研究自我效能感对老年人劳动供给的影响效应。本文的结论如下：首先，自我效能感具有劳动促进效应，自我效能感越高的老年人参加劳动的可能性越高、无休止劳动的意愿越强烈、预计退休的时间越晚。其次，由于劳动的非货币性回报较低，自我效能感与劳动参与之间还存在“倒 U 形”关系，对于自我效能感上四分之一的老年人而言，劳动参与率随自我效能感的提高而降低。最后，自我效能感对老年人劳动行为的影响具有异质性，对养老保障水平较低、不需要照看孙子女以及受教育水平较低的老年人影响更显著。

上述研究结论有以下几点政策含义：

首先，关注社会成员的心理健康，提高劳动者的自我效能感。自我效能

¹ 由于被访问者的职业类型数据缺失较多，本文用其父母的职业类型来分类。

感具有劳动促进效应，在人口老龄化日趋严重的基本国情背景下，提高劳动者的自我效能感有助于人力资本的开发和积累，有利于保持社会活力并维护国家人口安全。一方面，要积极推进健康管理和公共卫生服务并健全社保体制，保障社会成员的身心健康，提高社会成员的生命质量。另一方面，要建立年龄友好的社会人文环境，以积极的心态看待老龄化和老年人，老年是“仍然可以有作为、有进步、有快乐的重要人生阶段”。

其次，改革现有退休制度，并完善老年人就业制度和劳动保障制度。随着我国人均寿命的延长和健康状况的改善，不少老年人仍有精力、有意愿继续参与工作。保障老年人的劳动权利，不仅符合老年人自己的愿望，而且能够发挥老年人的优质人力资本优势，促进经济高质量发展。具体而言，将“一刀切”的退休制度转变为弹性退休制度，并给予老年人自主选择退休年龄的权利，同时针对老年劳动者出台弹性工时、弹性工作地点等弹性工作制度，保障老年人的合法权益。

最后，创造出更多适合老年人群体的劳动岗位，打通老年人的社会参与渠道。人口老龄化是今后较长一段时期我国的基本国情，使老年人“老有所为”是对冲人口老龄化不利影响进而保障中华民族伟大复兴顺利实现的重要举措之一。因此，需要大力推广与应用新技术，降低工作对体能的要求，使年龄偏大者能够胜任传统的体力劳动岗位要求。此外，社区还可以组织老年人从事维护社会治安、疏导交通秩序、调解民事纠纷和进行普法教育等服务社会的活动，着力发挥老年人的积极作用，促进社会和谐发展。

参考文献

- [1] Anderson N, De Dreu C K, Nijstad B A. The routinization of innovation research: A constructively critical review of the state - of - the - science[J]. Journal of organizational Behavior, 2004, 25(2): 147-173.
- [2] Avey J B, Patera J L, West B J. The implications of positive psychological capital on employee absenteeism[J]. Journal of Leadership & Organizational Studies, 2006, 13(2): 42-60.
- [3] Avey J B, Reichard R J, Luthans F, Mhatre K H. Meta - analysis of the impact of positive psychological capital on employee attitudes, behaviors, and performance[J]. Human resource development quarterly, 2011, 22(2): 127-152.
- [4] Bandura A, Locke E A. Negative self-efficacy and goal effects revisited[J]. Journal of applied psychology, 2003, 88(1): 87.
- [5] Bandura A. Self-efficacy: The exercise of control[M]. New York: Freeman, 1997.

- [6] Bandura A. Social cognitive theory: An agentic perspective[J]. Annual review of psychology, 2001, 52(1): 1-26.
- [7] Bandura A. Social foundations of thought and action :A social-cognitive view[M]. Englewood Cliffs , NJ: Prentice Hall, 1986.
- [8] Baron R A, Franklin R J, Hmieleski K M. Why entrepreneurs often experience low, not high, levels of stress: The joint effects of selection and psychological capital[J]. Journal of management, 2016, 42(3): 742-768.
- [9] Chen C C, Greene P G, Crick A. Does entrepreneurial self-efficacy distinguish entrepreneurs from managers?[J]. Journal of business venturing, 1998, 13(4): 295-316.
- [10] Chen G, Gully S M, Whiteman J-A, Kilcullen R N. Examination of relationships among trait-like individual differences, state-like individual differences, and learning performance[J]. Journal of applied psychology, 2000, 85(6): 835.
- [11] Consiglio C, Borgogni L, Di Tecco C, Schaufeli, W B What makes employees engaged with their work? The role of self-efficacy and employee's perceptions of social context over time[J]. Career development international, 2016, 21(2):125-143.
- [12] Deci E L, Ryan R M. Self-determination theory: A macrotheory of human motivation, development, and health[J]. Canadian psychology, 2008, 49(3): 182.
- [13] Disney R, Emmerson C, Wakefield M. Ill health and retirement in Britain: A panel data-based analysis[J]. Journal of health economics, 2006, 25(4): 621-649.
- [14] Du F, Dong XiaoYuan. Women's employment and child care choices in urban China during the economic transition[J]. Economic Development and Cultural Change, 2013, 62(1): 131-155.
- [15] Gantenbein P, Engelhardt J. The role of investors for early-stage companies[J]. International Journal of Entrepreneurial Venturing, 2012, 4(3): 276-289.
- [16] Goldsmith A H, Veum J R, Darity Jr W. The impact of psychological and human capital on wages[J]. Economic inquiry, 1997, 35(4): 815-829.
- [17] Heckman J J, Corbin C O. Capabilities and skills[J]. Journal of human development and capabilities, 2016, 17(3): 342-359.
- [18] Hochman O, Lewin-Epstein N. Determinants of early retirement preferences in Europe: The role of grandparenthood[J]. International Journal of Comparative Sociology, 2013, 54(1): 29-47.

- [19] Hyde M, Wiggins R D, Higgs P, Blane D B. A measure of quality of life in early old age: the theory, development and properties of a needs satisfaction model[J]. *Aging & mental health*, 2003, 7(3): 186-194.
- [20] Jahoda M. *Employment and unemployment*[R]. Cambridge University Press, 1982.
- [21] Jung D I, Ehrlich S B, De Noble A F, Baik K B. Entrepreneurial self-efficacy and its relationship to entrepreneurial action: A comparative study between the US and Korea[J]. *Management International*, 2001, 6(1): 41-53.
- [22] Kuhnen C M, Melzer B T. Noncognitive Abilities and Financial Delinquency: The Role of Self - Efficacy in Avoiding Financial Distress[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(6): 2837-2869.
- [23] Larson M, Luthans F. Potential added value of psychological capital in predicting work attitudes[J]. *Journal of leadership & organizational studies*, 2006, 13(2): 75-92.
- [24] Luthans F, Avolio B J, Avey J B, Norman S M. Positive psychological capital: Measurement and relationship with performance and satisfaction[J]. *Personnel psychology*, 2007, 60(3): 541-572.
- [25] Luthans F, Avolio B J, Walumbwa F O, Li Weixing. The psychological capital of Chinese workers: Exploring the relationship with performance[J]. *Management and Organization Review*, 2005, 1(2): 249-271.
- [26] Luthans F, Luthans K W, Luthans B C. Positive psychological capital: Beyond human and social capital[J]. *Business Horizon*, 2004, 47(1): 45-50.
- [27] Parker S C, Rougier J C. The retirement behaviour of the self-employed in Britain[J]. *Applied Economics*, 2007, 39(6): 697-713.
- [28] Peterson S J, Luthans F, Avolio B J, Walumbwa F O, Zhang Zhen. Psychological capital and employee performance: A latent growth modeling approach[J]. *Personnel Psychology*, 2011, 64(2): 427-450.
- [29] Schwarzer R, Bäßler J, Kwiatek P, Schröder K, Zhang JianXin. The assessment of optimistic self - beliefs: comparison of the German, Spanish, and Chinese versions of the general self - efficacy scale[J]. *Applied Psychology*, 1997, 46(1): 69-88.
- [30] Sherer M, Maddux J E, Mercandante B, Prentice-Dunn S, Jacobs B, Rogers R W. The self-efficacy scale: Construction and validation[J]. *Psychological reports*, 1982, 51(2): 663-671.
- [31] Van Bavel J, De Winter T. Becoming a Grandparent and Early Retirement in

- Europe[J]. *European Sociological Review*, 2013, 29(6): 1295-1308.
- [32] Vere J P. Social Security and elderly labor supply: Evidence from the Health and Retirement Study[J]. *Labour Economics*, 2011, 18(5): 676-686.
- [33] Walumbwa F O, Peterson S J, Avolio B J, Hartnell C A. An investigation of the relationships among leader and follower psychological capital, service climate, and job performance[J]. *Personnel Psychology*, 2010, 63(4): 937-963.
- [34] World Health Organization. Active Ageing:A Policy Framework[R]. 2002.
- [35] 程虹, 李唐. 人格特征对于劳动力工资的影响效应——基于中国企业—员工匹配调查(CEES)的实证研究[J]. *经济研究*, 2017, 52(02): 171-186.
- [36] 方阳春, 雷雅云, 宋志刚. 包容型人力资源管理实践对员工创新行为的影响——基于创新自我效能感的中介作用[J]. *科研管理*, 2019, 40(12): 312-322.
- [37] 封进, 韩旭. 退休年龄制度对家庭照料和劳动参与的影响[J]. *世界经济*, 2017, 40(06): 145-166.
- [38] 冯冬冬, 陆昌勤, 萧爱铃. 工作不安全感与幸福感、绩效的关系:自我效能感的作用[J]. *心理学报*, 2008, (04): 448-455.
- [39] 何圆, 王伊攀. 隔代抚育与子女养老会提前父母的退休年龄吗?——基于CHARLS数据的实证分析[J]. *人口研究*, 2015, 39(02): 78-90.
- [40] 李华晶. 以老年人为主体的银色创业研究评析与启示[J]. *管理学报*, 2019, 16(03): 465-474.
- [41] 李江一, 李涵. 新型农村社会养老保险对老年人劳动参与的影响——来自断点回归的经验证据[J]. *经济学动态*, 2017, (03): 62-73.
- [42] 李琴, 雷晓燕, 赵耀辉. 健康对中国中老年人劳动供给的影响[J]. *经济学(季刊)*, 2014, 13(03): 917-938.
- [43] 李琴, 宋月萍. 劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异[J]. *中国农村经济*, 2009, (05): 52-60.
- [44] 廖少宏. 提前退休模式与行为及其影响因素——基于中国综合社会调查数据的分析[J]. *中国人口科学*, 2012, (03): 96-105+112.
- [45] 刘子兰, 郑茜文, 周成. 养老保险对劳动供给和退休决策的影响[J]. *经济研究*, 2019, 54(06): 151-167.
- [46] 牛建林. 受教育水平对退休抉择的影响研究[J]. *中国人口科学*, 2015, (05): 58-66+127.
- [47] 彭浩然. 基本养老保险制度对个人退休行为的激励程度研究[J]. *统计研究*, 2012, 29(09): 31-36.
- [48] 童玉芬, 廖宇航. 健康状况对中国老年人劳动参与决策的影响[J]. *中国人口科学*, 2017, (06): 105-116+128.

- [49] 王春超, 张承莎. 非认知能力与工资性收入 [J]. 世界经济, 2019, 42(03): 143-167.
- [50] 王永跃, 段锦云. 政治技能如何影响员工建言: 关系及绩效的作用 [J]. 管理世界, 2015, (03): 102-112.
- [51] 魏众. 健康对非农就业及其工资决定的影响 [J]. 经济研究, 2004, (02): 64-74.
- [52] 魏国江. 大学生创业资本及其对创业意愿的影响——基于心理资本的中介效应模型分析 [J]. 教育研究, 2020, 41(01): 111-124.
- [53] 吴伟炯, 刘毅, 路红, 谢雪贤. 本土心理资本与职业幸福感的关系 [J]. 心理学报, 2012, 44(10): 1349-1370.
- [54] 谢立黎, 汪斌. 积极老龄化视野下中国老年人社会参与模式及影响因素 [J]. 人口研究, 2019, 43(03): 17-30.
- [55] 杨付, 张丽华. 团队沟通、工作不安全氛围对创新行为的影响: 创造力自我效能感的调节作用 [J]. 心理学报, 2012, 44(10): 1383-1401.
- [56] 原新. 积极应对人口老龄化是新时代的国家战略 [J]. 人口研究, 2018, 42(03): 3-8.
- [57] 张川川, Giles J, 赵耀辉. 新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给 [J]. 经济学(季刊), 2015, 14(01): 203-230.
- [58] 张默, 任声策. 创业者如何从事件中塑造创业能力?——基于事件系统理论的连续创业案例研究 [J]. 管理世界, 2018, 34(11): 134-149+196.
- [59] 张奇林, 周艺梦. 中国城镇低龄退休老年人工作与幸福感的关系 [J]. 心理学报, 2017, 49(04): 472-481.
- [60] 周文霞, 谢宝国, 辛迅, 白光林, 苗仁涛. 人力资本、社会资本和心理资本影响中国员工职业成功的元分析 [J]. 心理学报, 2015, 47(02): 251-263.
- [61] 诸艳霞, 朱红兵. 延迟退休年龄下隔代抚育与劳动参与的抉择——基于工资收入随机性假定的研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2018, (06): 15-27.

医疗保险制度对流动人口居住地融入的影响分析——基于 CMDS 的经验分析

李珺真¹

摘要：

基于 2017 年中国流动人口动态监测调查数据（CMDS），本文研究了医疗保险制度对流动人口居住地融入的影响。研究表明，参加任何一种医疗保险制度均能显著提高流动人口在居住地的融入，参加城镇职工基本医疗保险制度显著比参加城乡居民基本医疗保险制度更能提高流动人口的居住地融入，而在居住地参保也能显著提高居住地融入度。进一步分析发现，医疗保险制度对流动人口居住地融入存在分位数效应。低分位点上城乡居民基本医保对流动人口融入居住地影响效果不显著；随着分位点提高效果变得显著，影响效果增强。而城镇职工基本医保对流动人口居住地融入则没有这种效应。从低分位点到高分位点上居住地参保对流动人口居住地融入正向影响越来越大，且不同分位点上影响均为显著。因此，应尽快完善城乡居民基本医保制度和城镇职工基本医保制度，尽快消除居住地参保的壁垒，增强流动人口在居住地就医的便捷性，促进流动人口融入居住地。

关键词： 医疗保险，流动人口，居住地融入

一、研究背景

随着我国城镇化进程的不断深入、改革开放的不断深化，我国每年都存在着上亿的流动人口在离开家乡的居住地生活，其中一部分流动人口在居住地成功落户成为新市民。国家卫计委流动人口监测数据显示，我国 2017 年流动人口规模为 2.45 亿人。流动人口是我国社会经济发展过程中出现的特殊群体，他们为中国的经济发展做出了巨大的贡献，是我国经济发展的重要动

¹ 李珺真，对外经济贸易大学保险学院保险硕士研究生。

力源泉。然而相比于西方国家，我国城镇化进程速度过快，流动人口很难享受到和本地居民一样的社会福利待遇，这导致我国流动人口融入居住地遇到了一些困难。近年来流动人口出现了新的变化规律，其平均年龄呈上升趋势，老年流动人口增长速度较快。加强流动人口的居住地融入度、归属感，不仅关乎社会经济的稳健发展，而且关系到我国各地社会的和谐稳定。流动人口具有不稳定因素较多的特性，而医疗保险能降低流动人口的健康风险，给予流动人口健康保障，有助于促进流动人口融入居住地生活。因此，研究医疗保险制度对我国流动人口居住地融入度的影响，对我国经济发展和社会民生具有重要意义。

国际上大部分关于社会融入的研究针对的是发展中国家去往发达国家的移民群体。Van 等（2013）实证研究表明，不同语言、身份、跨种族的移民在迁移所在地的融入具有显著差异，即便是同种背景下的移民也会具有不同的社会融入趋势，且研究发现既想促进移民融入迁移所在地又想保留移民原有身份特征的政策将会阻碍移民在迁移所在地的文化融入。Haas 等（2011）对非洲前往欧洲的移民研究发现，社会文化融入对移民返乡意愿有显著的负面影响作用，而经济融合与跨国联系对移民返乡意愿反而有微弱的正向影响作用，该研究给移民返乡意愿决定理论提供了新的解释。Augustin 等（2016）发现，反移民态度对移民在迁移所在地的预期停留时间有显著影响，且对低技能的移民影响更为明显。Bijwaard 等（2014）研究发现离婚和再婚促进了发展中国家的家庭移民返乡，而离婚和再婚促进了发达国家的家庭移民融入迁移所在地。

国内关于社会融入研究大多针对农民工群体融入所在的打工城市。郭庆然（2019）等通过对影响我国农民工融入城市的影响因素的研究，发现农民工家庭收入、储蓄、就业、养老保险、劳保福利等都能显著影响农民工融入打工所在城市，不同区域农民工融入程度的区别主要由他们的禀赋差异造成。秦立建等（2014）研究发现，医保制度对农民工融入所在城市产生显著的正向影响作用，且在高分位点的影响效果比在低分位点更为显著。童雪敏（2012）实证研究表明，以教育程度、职业培训为代表的人力资本对农民工城市融入有显著的正向影响，以老乡为代表的同质社会资本则对农民工城市融入有阻碍作用，而与城市居民建立的新型异质社会资本对农民工城市融入有正向影响。

国内还有学者研究了不同类型的医疗保险制度对流动人口在居住地相关因素的影响。孟颖颖等（2019）利用 2017 年 CMDS 数据研究发现，无论参加城镇职工基本医疗保险还是城乡居民基本医疗保险，对流动人口的卫生服务利用没有显著差异，“地域区隔”构成了影响流动人口卫生服务利用的

制度藩篱。韩俊强（2020）研究了农民工参加不同医疗保险制度类型的特征，发现在户籍地参保的农民工人数比例不断下降，而在流入地参保的农民工人数比例不断上升，并提出了一些针对完善农民工社会医疗保险制度的政策建议。

以往学者对城市融入问题的研究取得了一定的进展，但是还有以下三个问题亟待解决。第一，大多数文献的样本调查对象都是农民工，而没有包括非农户口的流动人口，研究对象样本的代表性不足。第二，既有研究集中探讨农民工城市融入的影响因素，虽然有学者研究医保制度对城市融入的影响，但缺乏比较不同类型的医疗保险制度对城市融入的影响。第三，以往文献中缺乏医保制度地域区隔对城市融入的影响。事实上，是否在居住地参保就医会导致报销比例不同，这种地域区隔导致的制度差异会对流动人口获取医疗保险卫生服务造成显著影响。

二、变量选择与研究方法

本文的数据来源于 2017 年中国流动人口动态监测调查数据(CMDS)。该监测调查在 2016 年全国 31 个省份和新疆生产建设兵团的 15 周岁以上年龄的流动人口中进行抽样，总共采取到流动人口样本 169,989 个。本文主要利用流动人口中务工人员样本，删去无工作的流动人口样本和本地户籍样本后得到有效流动人口样本 139,832 个。

（一）变量介绍

1. 因变量：流动人口居住地融入度的构建

流动人口的居住地融入度是本文的因变量。居住地融入的含义十分复杂，至今没有一个统一的指标来进行衡量。因此，本文借鉴已有文献，将流动人口居住地融入度划分为三大方面，即经济融入、社会文化融入和心理融入，把这三大方面结合构建成居住地融入度的指标。流动人口离开家乡前往居住地生活，经济生活是他们首先要面对的，收入、支出和储蓄等经济生活融入是流动人口融入居住地的基础；其次是社会文化融入，流动人口在有了经济融入的基础上自然会参与到居住地的社会文化生活中，如参加各种团体活动、朋友聚会、社区建设等；最后，能否具有高层次的心理融入是流动人口能否能真正融入居住地的关键，心理层面的融入反映了流动人口对居住地的归属感、认同感和责任感，是流动人口融入居住地的最高标准。这三大方面的具体指标分类见表 1。表一的三级指标在 CMDS2017 监测调查问卷中多采用 LIKERT 量表法进行测量，比如关于被调查流动人口是否喜欢居住地以及是否主动参与献血等公益活动采用的是四级量表法，关于是否喜欢居住地的回答选项有“完全不同意”、“完全同意”、“基本同意”和“完全同意”，关

于是否主动参与献血等公益活动的回答选项有“没有”、“偶尔”、“有时”和“经常”。

本文利用熵值法来计算流动人口居住地融入度三大方面以及各个三级指标的权重。在信息论中，熵是不确定性的一种度量。根据熵的特性，熵值法的特点是可以根据指标的离散程度来确定指标的权重，离散程度越大则该指标的权重越大，离散程度越小则该指标的权重越小。运用熵值法来构建居住地融入度，能最大程度地反映流动人口的主观意愿。熵值法函数如下列式：

$$X'_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj})}{\max(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj}) - \min(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj})} \quad (1)$$

$$P_{ij} = \frac{X'_{ij}}{\sum_{i=1}^n X'_{ij}} \quad (2)$$

$$e_j = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^n P_{ij} \ln(P_{ij}) \quad (3)$$

$$d_j = 1 - e_j \quad (4)$$

$$\omega_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j} \quad (5)$$

$$s_i = \sum_{j=1}^m \omega_j P_{ij} \quad (6)$$

e_j 是第 j 项指标熵值的度量， d_j 是第 j 项指标信息熵冗余度的度量， ω_j 是第 j 项指标的权重值， s_i 是通过加权法得到的流动人口样本 i 的居住地融入度。运用熵值法得到三大方面的各个三级指标的权重（表 1）。

表 1：流动人口居住地融入的指标体系以及指标权重

一级	二级指标	三级指标（代码）	赋值（正值化）	指标权重

指标					
流动人口居住地融入度	经济融入	家庭每月住房支出 (A1)	按实际值取值	0.0573	0.1082
		家庭平均每月总收入 (A2)	按实际值取值	0.0005	
		家庭平均每月总支出(A3)	按实际值取值	0.0171	
		个人月收入(A4)	按实际值取值	0.0001	
		月收入变化情况(A5)	减少为 1, 不变为 2, 增加为 3	0.0331	
	社会文化融入	给居住地提建议或监督管理 (B1)	1-4 代表完全没有-经常四个层级	0.1930	0.8024
		向有关部门反映情况(B2)	1-4 代表完全没有-经常四个层级	0.2357	
		参与团体组织活动 (B3)	否为 0, 是为 1	0.0791	
		参与捐款献血等公益活动 (B4)	1-4 代表完全没有-经常四个层级	0.0808	
		在网上就社会事件发表评论 (B5)	1-4 代表完全没有-经常四个层级	0.2137	
	心理融入	愿意把户口迁入本地 (C1)	不愿意为 0, 愿意为 1	0.0731	0.0894
		喜欢现在居住的城市 (C2)	1-4 代表完全不同意-完全同意四个层级	0.0025	
		愿意融入本地人中 (C3)	1-4 代表完全不同意-完全同意四个层级	0.0033	
		觉得本地人愿意接受我成为其中一员 (C4)	1-4 代表完全不同意-完全同意四个层级	0.0033	
		觉得自己已经是本地人了 (C5)	1-4 代表完全不同意-完全同意四个层级	0.0071	

熵值法得到的三个二级指标的权重差距较大, 其中社会文化融入指标权重最大为 0.8024, 经济融入指标权重其次为 0.1082, 心理融入指标权重最小为 0.0894。在决定流动人口居住地融入度的 15 个三级指标中, “向有关部门反映情况”(B2) 处在最重要的位置, 权重为 0.2357, 其次为“在网上就社会事件发表评论”, 权重为 0.2137。“个人月收入”(A4) 和“家庭平均每月总收入”(A2) 权重最低, 分别为 0.0001 和 0.0005。再利用上表中 15 个三级指标的权重, 通过算数加权平均的功效系数法, 计算出流动人口居住地融入度且将其归为 0~100 之间, 融入度具体分布见表 2。表 2 中可以看出,

我国流动人口居住地融入度地区差异较大，经济较为发达的东部地区的居住地融入度均值显著高于中部、西部和东北部地区，这可能是因为东部地区人均收入水平较高、福利待遇较好、政府效率较高、社区建设较好、基础设施建设较为完善。具体来看，流动人口居住地融入度的排名依次为：东部地区、西部地区、中部地区和东北部地区。

表 2：流动人口居住地融入度结果

区域	样本	均值	标准差	最小值	最大值
全部	139,826	11.5587	9.4989	0.0268	92.6777
东部	55,451	12.2331	9.3091	0.0268	90.9757
西部	42,607	11.3756	10.1406	0.0522	92.6777
中部	32,345	11.1266	9.2771	0.0527	89.6292
东北部	9,423	9.9010	7.8964	0.0599	74.4751
西部、中部和东北部	84,375	11.1155	9.5958	0.0522	92.6777

2.自变量：流动人口参加医疗保险状况

流动人口参加医疗保险制度能为其在居住地提供健康保障，降低患病带来的经济损失风险，从而提高居住地的融入度。因此，本文通过“参加医疗保险制度类型”和“参加医疗保险地点”来研究医保制度对流动人口居住地融入度的影响。“参加医疗保险制度类型”分为“城乡居民基本医疗保险”、“城镇职工基本医疗保险”和“无参加医疗保险”三类；“参加医疗保险地点”分为“居住地参保”和“户籍地或其他地方参保”两类。主要变量的描述性统计见表 3。表 3 可见，有近四分之三的流动人口参加了城乡居民基本医疗保险，而只有近四分之一的流动人口参加了城镇职工基本医疗保险。从参保地点来分析，只有 27.82%的流动人口在居住地参加的医疗保险，而有 69.35%的流动人口在户籍地或其他地方参加的医疗保险。流动人口样本年龄平均值 35.96 岁，如果符合条件愿意在居住地落户的受访者样本比例为 38.37%。

3.其他控制变量

经验分析表明，流动人口的居住地融入受到诸多因素的影响，因此，本文控制流动人口的人口特征（性别、年龄、教育程度、户籍等）、经济生活（收入、就业、消费等）、心理感受（留在居住地的意愿倾向）以及老家特征（离家年数、流动经历、流动范围等）等方面的变量。

表 3：本文主要变量的描述性统计

变量名	定义	均值	标准差
城乡居民医保	参加了城乡居民基本医保为 1, 未参加为 0	0.7366	0.4405
城镇职工医保	参加了城镇职工基本医保为 1, 未参加为 0	0.2363	0.4248
居住地参保	受访者在居住地参加医保为 1, 其他地方为 0	0.2782	0.4481
户籍地或其他地方参保	受访者在户籍地或者其他地方参加医保为 1, 其他地方为 0	0.6935	0.4610
性别	男性为 1, 女性为 0	0.5708	0.4950
年龄	受访者年龄	35.9630	9.8410
教育程度			
初中	初中文化程度为 1, 其他为 0	0.4411	0.4965
高中	高中文化程度为 1, 其他为 0	0.2215	0.4153
大专及以上学历	大专及以上学历文化程度为 1, 其他为 0	0.1830	0.3867
婚姻状况	受访者已婚为 1, 其他为 0	0.8349	0.3713
家庭平均月收入	受访者去年家庭平均月收入 (元)	7312.11	5789.48
流动过的城市个数	受访者流动过的城市个数	2.0371	1.9626
多长时间没回老家	受访者多长时间没回老家 (年)	1.1638	0.3701
职业			
办事人员	受访者属于办事人员为 1, 其他为 0	0.0062	0.0783
专业技术人员	受访者属于专业技术人员为 1, 其他为 0	0.0917	0.2886
服务人员	受访者属于服务人员为 1, 其他为 0	0.5990	0.4901
生产运输人员	受访者属于生产运输人员为 1, 其他为 0	0.2339	0.4233
其他	受访者不属于上述职业为 1, 其他为 0	0.0519	0.2219
单位是否为国企、事业单位	就业单位是国企、事业单位为 1, 其他为 0	0.0751	0.2635
是否愿意在本地落户	受访者愿意在本地落户为 1, 其他为 0	0.3837	0.4863
迁移距离			
跨省	迁移距离为省外为 1, 其他为 0	0.5040	0.5000
跨市	迁移距离为省内跨市为 1, 其他为 0	0.3245	0.4682
跨县	迁移距离为市内跨县为 1, 其他为 0	0.1715	0.3769

(二) 研究方法

基于上述分析, 本文运用流动人口居住地融入度的影响因素变量数据, 建立以下模型:

$$Integration = \beta_0 + \beta_1 Insurance_i + \beta_2 Control_i + \varepsilon_i$$

其中，*Integration*是因变量，即流动人口居住地融入度； β_0 为截距项；*Insurance_i*为流动人口的参保状况，包括是否参保和参保地点； β_1 是流动人口参保状况的系数；*Control_i*为控制变量，包括流动人口样本的人口特征、经济特征、迁移距离和老家特征等； β_2 为控制变量的系数； ε_i 为随机误差项。为了消除数据的非正态性，本文对受访者家庭平均月收入进行对数处理。本文首先用 OLS 方法估计各个参数，但是 OLS 只能得出各个影响因素对流动人口居住地融入度的条件期望的影响，即各个自变量在平均水平上对因变量的影响。为了解决上述问题，Koenker 和 Bassett（1978）提出了分位数回归方法（QR），分位数回归不易受到极端值影响而且还能提供关于条件分布 $y|x$ 的全部信息。在本文中，运用分位数回归方法可以更加深入的分析医疗保险制度对流动人口居住地融入的影响。因此，本文将首先使用 OLS 检验医疗保险制度对流动人口居住地融入度均值的影响，然后再采用分位数回归法来更加细致的研究医疗保险制度对流动人口居住地融入度不同分位点的影响。

三、实证分析

表 4 和表 5 分别为医疗保险制度对流动人口居住地融入度影响的 OLS 方法和分位数回归方法的回归结果。模型多重共线性的检验结果显示，最大的方差膨胀因子为 3.9，小于 10，说明模型不存在多重共线性。模型的实证结果表明，参加任何一种医疗保险制度均能显著提高流动人口在居住地的融入，参加城镇职工基本医疗保险制度显著比参加城乡居民基本医疗保险制度更能提高流动人口的居住地融入，而在居住地参保也能显著提高居住地融入度。分位数回归结果显示，医疗保险制度对流动人口居住地融入存在分位数效应。低分位点上城乡居民基本医保对流动人口融入居住地影响效果不显著；随着分位点提高效果变得显著，影响效果增强。而城镇职工基本医保对流动人口居住地融入则没有这种效应。从低分位点到高分位点上居住地参保对流动人口居住地融入正向影响作用越来越大，且不同分位点上影响均为显著。

(一) OLS 方法回归结果分析
 OLS 方法回归结果如表 4 所示。

表 4: OLS 回归结果

变量名	全体样本				参保样本			
	(模型 1)		(模型 2)		(模型 3)		(模型 4)	
	系数值	标准误差	系数值	标准误差	系数值	标准误差	系数值	标准误差
城乡居民医保	0.2397***	0.0701	1.0383***	0.2588				
城镇职工医保	2.1806***	0.0763	1.2811***	0.2919	2.0215***	0.0631	1.1109***	0.0938
居住地参保							1.1444***	0.0837
性别	0.9960***	0.0435	0.6929***	0.1374	1.0157***	0.0449	1.0324***	0.0448
年龄	-0.0363***	0.0025	-0.0164***	0.0071	-0.0392***	0.0026	-0.0393***	0.0026
教育程度 (对照组: 初中及以下)								
高中	1.9563***	0.0562	1.9342***	0.0564	2.0159***	0.0582	1.9941***	0.0581
大专及以上	3.5672***	0.0793	3.2468***	0.1954	3.6438***	0.0825	3.5966***	0.0825
婚姻状况	-0.7012***	0.0758	-0.7367***	0.0762	-0.6254***	0.0767	-0.6315***	0.0767
家庭平均月收入	1.2053***	0.0427	1.2055***	0.0428	1.1555***	0.0437	1.1576***	0.0436
流动过的城市个数	0.1416***	0.0122	0.1439***	0.0122	0.1489***	0.0126	0.1564***	0.0127
多长时间没回老家	0.2363***	0.0598	0.2298***	0.0598	0.1543***	0.0616	0.0725	0.0617
职业 (对照组: 办 事人员)								
专业技术人员	-2.0563***	0.2252	-2.1369***	0.2254	-1.8756***	0.2264	-1.8868***	0.2261
服务人员	-3.1179***	0.2184	-3.1988***	0.2190	-2.8598***	0.2192	-2.8554***	0.2189
生产运输人员	-3.3837***	0.2200	-3.4582***	0.2208	-3.0787***	0.2211	-3.0978***	0.2208
其他	-3.2525***	0.2355	-3.3132***	0.2358	-2.9424***	0.2382	-2.9591***	0.2380
单位是否为国企、 事业单位	1.8559***	0.1011	1.8280***	0.1013	1.8130***	0.1029	1.8531***	0.1028
是否愿意在本地落 户	8.0808***	0.0461	8.0858***	0.0461	8.0374***	0.0477	7.9831***	0.0477
迁移距离 (对照组: 跨县)								
跨省	-1.8288***	0.0615	-1.8226***	0.0615	-1.8667***	0.0630	-1.8875***	0.0630

跨市	-0.7665***	0.0647	-0.7611***	0.0647	-0.7670***	0.0662	-0.8038***	0.0662
常数	0.9923	0.4408	0.6604	0.5039	3.5486***	0.4561	3.5859***	0.4557
交叉变量								
城乡居民医保×年龄			-0.0267***	0.0071				
城镇职工医保×年龄			0.0084	0.0080				
城乡居民医保×性别			0.0894*	0.1395				
城镇职工医保×性别			0.9649***	0.1450				
教育程度（对照组： 医疗保险制度×学历高中及以下）								
城乡居民医保×大专			0.4299***	0.1977				
城镇职工医保×大专			0.2929*	0.2011				
R 方	0.3058		0.3066		0.3109		0.3121	

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。

OLS 模型 1 的结果表明，参加“城乡居民医保”者比不参加医疗保险者高出 23.97%的城市融入度，且在 1%的水平上显著；而参加“城镇职工医保”者比不参加医疗保险者高出 218.06%的城市融入度，且在 1%的水平上显著。这说明，相比于没有参加医疗保险制度的流动人口，参加城乡居民基本医疗保险或者参加城镇职工基本医疗保险均能显著地提高流动人口的居住地融入度，且参加城镇职工基本医疗保险比参加城乡居民基本医疗保险能提高更多的融入度。流动人口离开家乡前往居住地生活，会面临各种健康风险以及疾病带来的经济损失，医疗保险制度能够及时有效地给流动人口提供健康保障，减少流动人口在居住地发生疾病时造成的经济损失，从而能够提高流动人口的生活质量，提高居住地融入度。城镇职工基本医疗保险比城乡居民基本医疗保险的保障力度更大，更有助于流动人口融入居住地。

模型 2 在模型 1 的基础上增加了交互项。交互项的结果显示，无论是参加了“城乡居民医保”还是“城镇职工医保”，男性参加医疗保险对流动人

口居住地融入度的正向影响要比女性的高。相比于女性，男性流动人口在居住地的工作强度更大且比女性更容易患病，所以更加需要医疗保险保障健康；也有可能是因为男性流动人口患病带来的经济损失比女性更大，所以更加需要医疗保险来减少疾病带来的经济损失。随着新生代流动人口成为主流，城乡居民基本医疗保险对年轻的流动人口融入居住地的正向影响作用大于年老的流动人口的作用。这可能是新生代的流动人口对医疗保险制度有更加充分的了解，对医疗保险具体的条款规则有深入的认识，对医疗保险制度的作用有足够的重视，因此年轻的流动人口对医疗保险的需求强度更高。城镇职工基本医疗保险对流动人口居住地融入度的影响效果，不存在流动人口年龄的显著差异。相比于学历为高中或者高中以下的流动人口，具有大专及以上学历的流动人口无论参加哪种医疗保险制度均能显著提高其居住地融入度。这可能的原因是，有较高学历的流动人口有着更高的信息收集、分析和利用的能力，因而能够及时地获取医疗保险制度相关知识，并且更能够合理的利用医疗保险来保障自己的健康、降低疾病带来的损失。综上所述，对于男性流动人口、年轻的流动人口以及高学历的流动人口而言，医疗保险制度增大了流动人口融入居住地的正向影响作用。

为了验证参加医疗保险制度类型区别对流动人口居住地融入度的影响，模型3去掉没有参保的样本，进一步研究两种医疗保险制度类型对居住地融入的影响区别。模型3的分析结果与模型1的结果相同，相比于比参加“城乡居民医保”，参加“城镇职工医保”的流动人口的居住地融入度提高了202.15%，且在1%的水平上显著。模型4在模型3的基础上进一步控制了流动人口参加医疗保险的地点，结果显示，在控制了参保地点后，变量“城镇职工医保”仍然在1%的水平上显著，但是系数下降为1.1109；相比于在户籍地或者其他地方参加医疗保险，在居住地参保的流动人口的居住地融入度提高了114.44%。结果表明，在控制了流动人口的参保地点后，参加“城镇职工医保”仍然比参加“城乡居民医保”提高了流动人口在居住地的融入度。此外，在居住地参保也能显著提高居住地融入度。这可能的原因有两点，一是异地医疗保险的报销比例一般低于本地参保就医的报销比例，这导致异地医保比不上居住地医保的保障力度；二是很多流动人口在就医时先交现金然后再回户籍地或其他参保地点交纳医疗单据进行报销，这对流动人口获取医保卫生服务造成了不便和阻碍。

（二）分位数回归结果

分位数回归结果如表5所示。

表5：分位数回归结果

变量名	(模型 1)					(模型 4)				
	0=10	0=25	0=50	0=75	0=90	0=10	0=25	0=50	0=75	0=90
	系数值	系数值	系数值	系数值	系数值	系数值	系数值	系数值	系数值	系数值
城乡居民医保	-0.0153	0.0322	0.3774***	0.6992***	0.4981***					
	0.0212	0.0397	0.0702	0.0917	0.1747					
城镇职工医保	0.8486***	1.0538***	2.8740***	2.9733***	3.1260***	0.6270***	0.6800***	1.6706***	1.3325***	1.1866***
	0.0232	0.0436	0.0771	0.1006	0.1916	0.0271	0.0549	0.0922	0.1239	0.2290
居住地参保						0.2863***	0.3903***	1.1295***	1.4199***	2.0813***
						0.0242	0.0491	0.0824	0.1107	0.2047
性别	-0.0028	0.1448***	0.5120***	1.1989***	1.9539***	0.0006	0.1673***	0.5332***	1.2458***	2.0099***
	0.0142	0.0267	0.0473	0.0617	0.1175	0.0143	0.0291	0.0488	0.0656	0.1213
年龄	-0.0030***	-0.0166***	-0.0311***	-0.0778***	-0.0577***	-0.0031***	-0.0176***	-0.0339***	-0.0794***	-0.0616***
	0.0008	0.0016	0.0028	0.0036	0.0069	0.0008	0.0017	0.0029	0.0039	0.0071
教育程度(对照组: 初中及以下)										
高中	0.3492***	0.5395***	2.8982***	2.1785***	3.2241***	0.3480***	0.5702***	3.0221***	2.1511***	3.3202***
	0.0179	0.0336	0.0594	0.0775	0.1477	0.0181	0.0366	0.0615	0.0826	0.1526
大专及以上学历	0.7705***	1.4808***	4.6487***	3.6158***	6.4598***	0.7648***	1.6235***	4.5965***	3.5900***	6.5484***
	0.0230	0.0431	0.0762	0.0994	0.1894	0.0232	0.0470	0.0789	0.1060	0.1960
婚姻状况	-0.4164***	-0.3214***	-0.6730***	-0.5015***	-0.5015***	-0.4046***	-0.3252***	-0.7029***	-0.4167***	-0.4066***
	0.0222	0.0417	0.0737	0.0961	0.1832	0.0227	0.0460	0.0772	0.1037	0.1916
家庭平均月收入	0.1915***	0.5195***	0.9099***	1.5222***	1.8778***	0.1916***	0.5349***	0.9235***	1.4961***	1.7686***
	0.0129	0.0242	0.0427	0.0557	0.1062	0.0130	0.0264	0.0443	0.0595	0.1101
流动过的城市个数	-0.0108***	0.0149**	0.1275***	0.1992***	0.3460***	-0.0065*	0.0189***	0.1447***	0.2214***	0.3864***
	0.0036	0.0067	0.0118	0.0154	0.0293	0.0036	0.0073	0.0122	0.0164	0.0303
职业(对照组: 办事人员)										
专业技术人员	-0.1910***	-2.6334***	-0.6527***	-2.1156***	-5.7268***	-0.2046***	-2.4704***	-0.5906***	-1.8588***	-5.2938***
	0.0516	0.0968	0.1711	0.2233	0.4254	0.0510	0.1035	0.1737	0.2333	0.4314
服务人员	-0.6159***	-3.4911***	-1.7250***	-3.3715***	-7.2353***	-0.5990***	-3.3199***	-1.5473***	-3.0126***	-6.6125***
	0.0503	0.0943	0.1666	0.2175	0.4144	0.0498	0.1009	0.1695	0.2276	0.4208

生产运输人员	-0.4785***	-3.2366***	-1.7713***	-3.7584***	-8.0256***	-0.4681***	-3.0646***	-1.5942***	-3.3954***	-7.4702***
	0.0511	0.0959	0.1695	0.2212	0.4215	0.0506	0.1026	0.1722	0.2313	0.4277
其他	-0.5886***	-3.4248***	-1.8317***	-3.8211***	-7.5205***	-0.5658***	-3.2511***	-1.6522***	-3.3717***	-7.0445***
	0.0576	0.1081	0.1910	0.2493	0.4750	0.0575	0.1166	0.1957	0.2629	0.4861
单位是否为国企、事业单位	0.6229***	1.5151***	1.6484***	1.9182***	2.6735***	0.6419***	1.6071***	1.6049***	1.8693***	2.5079***
	0.0292	0.0549	0.0970	0.1266	0.2412	0.0289	0.0585	0.0983	0.1320	0.2440
是否愿意在本地落户	7.5519***	7.6983***	7.9240***	8.1986***	8.6387***	7.5341***	7.6732***	7.8467***	8.0544***	8.4299***
	0.0145	0.0272	0.0481	0.0628	0.1196	0.0147	0.0297	0.0499	0.0671	0.1240
迁移距离(对照组: 跨县)										
跨省	-0.2433***	-0.7894***	-1.8649***	-2.2646***	-2.2094***	-0.2481***	-0.8128***	-1.9207***	-2.3094***	-2.2893***
	0.0199	0.0373	0.0659	0.0860	0.1639	0.0198	0.0401	0.0674	0.0905	0.1674
跨市	-0.0649***	-0.3136***	-0.9304***	-0.8709***	-0.7108***	-0.0749***	-0.3228***	-0.9918***	-0.9146***	-0.7969***
	0.0206	0.0387	0.0684	0.0892	0.1700	0.0205	0.0415	0.0697	0.0936	0.1731
常数	0.7798***	2.3860***	-0.3003	2.4772***	6.1438***	0.7423***	2.1459***	-0.0244	3.1286***	7.1611***
	0.1263	0.2370	0.4189	0.5467	1.0416	0.1257	0.2548	0.4279	0.5747	1.0625
R 方	0.2890	0.2911	0.2224	0.1984	0.1561	0.2864	0.2889	0.2224	0.2000	0.1590

注：（1）*表示在10%水平上显著，**表示在5%水平上显著，***表示在1%水平上显著。（2）系数值下是标准误差。

表5模型1结果显示，总体来看参加“城乡居民医保”和“城镇职工医保”都能提高流动人口的居住地融入度，但是在不同的分位点上两种医疗保险制度对流动人口居住地融入度的正向影响作用有一定差别。在第10个分位点（ $\theta=10$ ）以及第25个分位点（ $\theta=10$ ）上，参加“城乡居民医保”对流动人口居住地融入的正向影响作用并不显著，直到在第50个分位点（ $\theta=50$ ）上，参加“城乡居民医保”才对流动人口居住地融入具有显著的影响作用。第50个分位点之后，参加“城乡居民医保”可以使流动人口居住地融入度提高35%~70%，且在1%的水平上显著。引起该结果的主要原因是：低居住地融入度即低层次的流动人口挣扎在温饱的边缘，存活于居住地的底层，受贫困的“管窥效应”影响，被迫更多地去关注收入、支出等基本经济活动对生活的影响，并没有多余精力去关注并合理利用城乡居民基本医疗保险制度来保障自己健康；而高层次的流动人口不存在太大的经济困难，有更多精力去关注居住地的相关政策、福利待遇等制度规则并能够合理的利用，城乡居

民基本医保能够提高他们的健康水平，从而进一步促进他们融入居住地成为一个“新市民”。

表 5 模型 1 结果可以看出，参加“城镇职工医保”没有“城乡居民医保”的这种效应，在各个分位点上都能显著提高流动人口的居住地融入度，在第 10~90 分位点上分别可以使流动人口居住地融入度依次提高 84%~312%，分位点越高则参加“城镇职工医保”的作用越大。引起该结果的主要原因是：相比于城乡居民基本医疗保险，参加城镇职工基本医疗保险需要一定的门槛，需要缴纳的费用更多，且具有更高的报销比例，因此城镇职工基本医疗对提高流动人口居住地融入效果更为显著。

表 5 模型 4 结果显示，在各个分位点上，相比于参加“城乡居民医保”，参加“城镇职工医保”均能提高 60%~170%的流动人口的居住地融入度，且均在 1%水平上显著，这和 OLS 方法回归模型 3 得到的结果一致。同时表 5 模型 4 结果显示，分位点越高，相比于在户籍地或其他地方参加医疗保险，在居住地参加医疗保险对流动人口融入居住地的正向影响作用越大，从第 10 个分位点（ $\theta=10$ ）至第 90 个分位点（ $\theta=90$ ）上，居住地参保对流动人口居住地融入度的提高效果从 30%逐步增加到 200%。其主要原因有两点：一是低居住地融入度即低层次的流动人口的收入较低，对医疗支出的价格弹性较高，他们若患病会尽可能的去参保地点就医以获取比异地就医更高的医保报销比例，从而减少医疗支出，因此是否在居住地参保对他们的影响作用较为一般；而高居住地融入度即高层次的流动人口的收入较高，不会为了追求略高的报销比例而刻意去参保地点就医，他们更愿意选择直接在居住地就医，因此在居住地参保可以直接提高他们的报销比例，从而减少他们的疾病经济损失风险，促进他们融入居住地。二是低居住地融入度的流动人口的时间成本较低，他们即便在居住地进行异地就医，也会先用现金交费并保留医疗单据，然后每年定期回到户籍地或其他参保地点交纳单据进行报销，来获取更高的报销比例，因此是否在居住地参保对他们影响较为一般；而高居住地融入度的流动人口的时间成本较高，他们不太愿意为了略高的报销比例而花费大力气保留医疗单据并回到户籍地或其他参保地点进行报销，而是直接在居住地进行就医并报销，因此若他们能在居住地参保，可以获得便捷的医疗服务和更高的报销比例，从而显著提高他们的居住地融入度。

四、结论与建议

（一）主要结论

本文基于 2017 年中国流动人口动态监测调查数据（CMDS），研究了医疗保险制度对流动人口居住地融入的影响。研究结果表明，参加任何一种医

疗保险制度均能显著提高流动人口在居住地的融入，参加城镇职工基本医疗保险显著比参加城乡居民基本医疗保险更能提高流动人口的居住地融入度，而在居住地参保也能显著提高居住地融入度。进一步分析发现，医疗保险制度对流动人口居住地融入存在分位数效应。低分位点上城乡居民基本医保对流动人口融入居住地影响效果不显著；随着分位点提高效果变得显著，影响效果增强。而城镇职工基本医保对流动人口居住地融入则没有这种效应。从低分位点到高分位点上居住地参保对流动人口居住地融入正向影响越来越大，且不同分位点上影响均为显著。本文认为，城镇职工基本医疗保险具有门槛效应，是否参加城镇职工基本医疗保险对不同层次流动人口均很重要，而城乡居民基本医疗保险对不同层次的流动人口效果不同，对高融入度的流动人口效果更为显著。此外，是否在居住地参保对所有层次的流动人口均很重要，高居住地融入度的流动人口受到参保区域壁垒的影响较大。

（二）政策建议

第一，继续深入完善城乡居民基本医疗保险制度和城镇职工基本医疗保险制度。减少参保地就医与异地就医的医保报销比例差，降低流动人口在居住地参加医疗保险的壁垒，尽快建立跨地区结算的医保系统，方便流动人口参加医疗保险就医报销，以增强流动人口利用医保的便捷性。同时增强医疗保险制度对低居住地融入的流动人口的保障力度，提高对低层次流动人口参加医疗保险的财务支持和政策支持，扩大医疗保险报销病种的范围，从而促进他们进一步融入居住地。

第二，增强流动人口对医疗保险制度的适应性。一方面，发动社区、媒体等社会各方力量加强医疗保险制度相关政策的宣传，提高流动人口的参保意识，促进更多的流动人口参加医疗保险制度以获取医保保障，尤其是让低融入的流动人口参与医保制度。另一方面，加强对医保报销条例等相关规则的解释，提高流动人口对医疗保险具体规则制度的理解，增强流动人口对医疗保险的利用效果，从而促进整个医保系统对流动人口的服务效率。

参考文献

- [1]Rijt, A. V. D. . (2013). Selection and influence in the assimilation process of immigrants. *Advances in Group Processes*, 30(30), 157.
- [2]Haas, H. D. , & Fokkema, T. . (2011). The effects of integration and transnational ties on international return migration intentions. *Demographic Research*, 25(24), 755-782.
- [3]De Coulon, A. , Radu, D. , & Steinhardt, M. F. . (2016). Pane e cioccolata: the impact of native attitudes on return migration. *Review of international*

economics, 24(2), 253-281.

[4]Bijwaard, G. E. , & Doeseelaar, S. . (2014). The impact of changes in the marital status on return migration of family migrants. *Journal of Population Economics*, 27(4), 961-997.

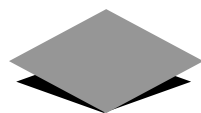
[5]郭庆然, 陈政, 陈晓亮, & 丁翠翠. (2019). 我国农民工城市融入度测度及区域差异研究——来自 chip 数据的经验分析. *经济地理*, 39(01), 143-151.

[6]秦立建, & 陈波. (2014). 医疗保险对农民工城市融入的影响分析. *管理世界*, 000(010), 91-99.

[7]童雪敏, 晋洪涛, & 史清华. (2012). 农民工城市融入:人力资本和社会资本视角的实证研究. *经济经纬*(05), 39-43.

[8]孟颖颖, & 韩俊强. (2019). 医疗保险制度对流动人口卫生服务利用的影响. *中国人口科学*(5).

[9]韩俊强. (2020). 农民工医疗保险参保特征、问题与政策思考. *中国医疗保险*, (01) , 18-22.



3

监管与政策研究

多维贫困视角下社会保险减贫效应研究

胡宏兵、童天天¹

摘要:

从多维贫困视角探讨社会保险的减贫效应有利于进一步提升国家扶贫政策的科学性和精准性。本文通过构建 A-F 多维贫困指数,检验社会保险对贫困恶性循环的调节作用以及多维减贫效应。研究发现:单一维度贫困之间存在恶性循环效应,形成从收入到健康、心理状态再到收入的循环怪圈;社会保险能够调节和减缓各维度贫困之间的恶性循环,减少居民陷入深度贫困的概率,其中,社会医疗保险的调节作用和减贫效果更为显著;并在一定程度上减少居民陷入多维贫困的可能性,但效果上存在明显的群体差异,对城镇居民、老年群体和低收入群体的扶贫效果更为显著。有鉴于此,应该充分发挥社会保险减贫作用,确保贫困人口都能享受社会保险扶贫政策红利。

关键词: 社会保险, 多维贫困, 贫困恶性循环, 减贫效应

一、引言

自从 Sen (1976) 提出可行能力理论之后,贫困概念逐渐从一维性向多维性变迁。对贫困的研究早期主要聚焦于收入视角,认为居民收入水平低于贫困线即为贫困(朗特里, 1991)。然而,基于单一收入维度的反贫困措施很容易造成贫困识别不准、脱贫不牢固问题。深究致贫原因,贫困居民更多是由于受教育水平低、健康状况差等原因导致他们学习意愿低,就业能力差,进而造成自身内在脱贫动力不足(郝艳杰, 2019),因而仅依赖基于收入维度的扶贫举措并不能真正解决这些问题。即使已经实现了收入维度脱贫的居民,也仍有可能因疾病、灾难等负向冲击而重新返贫。所以,贫困问题并不能简单地等价于收入问题(Cannan,

¹ 胡宏兵, 中南财经政法大学金融学院教授。童天天, 中南财经政法大学金融学院博士研究生。

1914; Pigou, 1920)。能力贫困、多维贫困、动态贫困更符合经济“新常态”下贫困的本质和走向（高帅和毕洁颖，2016）。

目前，我国的扶贫工作已经取得了阶段性胜利，但“多维贫困”问题仍然非常严峻。仅从收入视角来看，全国贫困人口从2012年的9899万人锐减到2018年的1660万人，全国贫困发生率从10.2%大幅下降到1.7%，已基本解决“两不愁”问题。而从多维视角来看，一方面，居民在医疗水平、生活条件等方面仍存在缺陷。“三保障”还存在不少薄弱环节¹，仍有14%的贫困人口需要解决“三保障”问题。另一方面，随着老龄化问题进一步加剧，老年人口作为特殊群体，在生理、心理、经济条件等各方面都处于劣势，其陷入贫困的概率剧增（刘一伟，2017）。2015年全国仍有24.4%的60岁以上老年人的消费水平位于贫困线以下²，如果考虑老年人的健康贫困、教育贫困、心理状态等其他维度贫困问题，那么老年人的多维贫困情况将更加严峻（解垚，2015）。而且，减少多维贫困是一个复杂持续的过程，即使2020年如期实现了全面脱贫，我国也仍然面临着多维贫困这一命题，有效运用各种政策、各种手段来进行多维扶贫将是未来面临的重要任务。

社会保险作为防范和化解风险的重要手段，在脱贫工作中发挥了独特的作用（郑伟和贾若，2018）。正如Sen（1999）所强调的，对于那些因健康、年龄、家庭等因素造成的脱贫能力低下的人群，社会保障政策是其摆脱贫困的最后保障。早在2015年，我国就提出了“坚持并促进扶贫开发与社会保障有效衔接”，以“实现社会保障兜底”³。作为社会保障的关键支柱，社会保险可以缩小城乡差距、提高居民生活水平，改善居民生活质量，提高医疗服务可及性，调整居民消费、储蓄结构，影响居民的健康状况，进而缓减贫困状况。因此，在2017年，国务院扶贫办发布《关于切实做好社会保险扶贫工作的意见》，再次强调社会保险要助力参保贫困人员精准脱贫，为打赢脱贫攻坚战贡献力量。

作为社会保险重要组成部分，社会养老保险和社会医疗保险的减贫效应也受到了理论界的广泛关注。首先是社会养老保险方面。老年人口由于身体机能退化、缺少亲人陪伴，收入来源匮乏，是我国新增贫困人口中快速膨胀的群体（于学军，2003）。社会养老保险作为老年人口未来收入的主要来源，能够提高居民晚年消费水平（侯向群，2019），增强老年人的获得感和幸福感（鲍淡如，2019；邓大松和杨晶，2019）；可以改变居民的财富分配，进而影响老年人的健康水平（吕有吉，2019）；还加快了居民的消费结构变迁，提高了发展型消费，其中，教育文化娱乐服务逐渐成为消费热点（赖迪辉和吴晓菲，2018）。同时，社会养老保险使老年人退休后的生活更有保障，能够享受到未来一代人力资本的投资收益，促使他们更加关心子女的教育（汪伟，2012），减少教育贫困的代际传递。其次

¹ 2019年，习近平总书记重要文章《在解决“两不愁三保障”突出问题座谈会上的讲话》。

² 数据来源于北京大学国家发展研究院发布的《中国健康与养老追踪调查》（2015）。

³ 出自《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》（2015）、《“十三五”脱贫规划》（2016）。

是社会医疗保险方面。重大疾病的短期风险可能会使得患病家庭入不敷出，导致其陷入长期贫困（Van Damme et al., 2004; Annear et al., 2007）。而且，低收入家庭无法享受高水平的医疗服务，甚至放弃了必要的医疗就诊，进一步恶化生活质量和健康状况，还可能会发生贫困恶性循环（Wagstall, 2002; Das et al., 2008; 刘一伟, 2017）。社会医疗保险能够有效抵御疾病风险，应对健康冲击，缓解贫困脆弱性（方迎风和邹薇, 2013）；还可以降低医疗负担，提高家庭医疗消费支出，释放医疗消费需求（胡宏伟等, 2013），确保医疗服务的公平性和可及性；同时有助于农户迅速恢复健康投入工作，增加农户收入水平，降低农户致贫返贫的可能性（于大川等, 2019）。

然而，在具体实施过程中，社会保险减贫效果却差强人意。一方面，由于地方政府和贫困人口缺乏保险意识（粟芳和方蕾, 2016），或对社会保险扶贫政策了解不充分，忽略了社会保险对于贫困人口脱贫内生动力的激发作用，而产生懈怠心理；另一方面，贫困人口自身支付能力不足，而使得最需要保障的贫困人口无法被纳入到社会保险保护伞下¹。一直以来，社会保险被简单地等同于普惠性的社会保障制度，认为社会保险的普惠性与精准对接贫困人口的特惠性相矛盾，这种片面认识限制了社会保险发挥减贫效应（黄薇, 2019）。因此，研究社会保险扶贫效应具有非常重要的现实意义。

同时，考虑到新常态下贫困的多维属性，从多维视角探讨社会保险扶贫效应，有助于进一步深化社会保险扶贫相关研究理论，丰富社会保险扶贫机制研究成果，提高社会保险在扶贫工作中的重视程度，加大社会保险扶贫政策实施力度。有鉴于此，本文使用 2016 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，将 A-F 多维贫困指数引入到社会保险扶贫研究中，探讨社会保险是否能够缓解各维度贫困的恶性循环、社会保险是否能够减缓多维贫困以及对于不同群体社会保险多维扶贫效果是否存在差异等一系列问题。本文剩余部分安排如下：第一部分是文献综述；第二部分是构建 A-F 多维贫困指数；第三部分是数据、变量与模型；第四部分是实证分析；第五部分是结论与政策建议。

二、文献综述

（一）多维贫困理论的演进

人类对于贫困的认知，主要经历了“收入贫困——能力贫困——权利贫困”的演变阶段。英国经济学家朗特里（1901）最早提出收入贫困的概念。他认为贫困是指总收入水平不足以维持身体正常功能所需的最低生活消费水平，是绝对贫困概念。后来，随着社会经济的发展，人们逐渐发现贫困问题并不仅仅表现在个人收入层面。在 1976 年，Sen 开创性地提出了能力贫困。他认为贫困不仅仅表

¹ 2019 年 4 月 18 日，人社部社会保险扶贫专项组有关负责人参加人社部门户网站在线访谈。
<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1631227362955791200&wfr=spider&for=pc>。

现为收入的低下，更表现为能力被剥夺，主要包括过早死亡、慢性流行病、营养不良和教育水平低。而对于穷人自身而言，贫困还表现为脆弱性、无话语权和社会排斥。罗伯特·坎勃（1995）认为脆弱性使穷人缺乏应对破坏性损失的手段，进一步使他们在经济、资源和权利上被边缘化。他们无权无势，没有话语权，被禁止利用新的经济机会。此外，社会排斥使穷人无法享受其应该享有的权利（Strobel,1996），无法参加社会、经济活动（Taylor,1999），承受家庭压力和社会疏离（Paugam,1995），被排斥在公民权利和政治平等之外（IILS, 2000；UNDP,2000），等等。

基于上述原因，多维贫困逐渐成为当今贫困研究的主流（王小林等，2009；方迎风，2012；刘杰等，2014；王盈怡、涂罡，2018）。《1990年世界发展报告》中首次引入了多维贫困的概念，即“缺少达到最低生活水平的能力”。2010年，《人类发展报告》正式提出了多维贫困指数（MPI）。联合国可持续发展目标（SDGs）也将“消除一切形式的贫困”作为2015-2030年的全球性发展指导。多维贫困在考虑经济水平的同时，还关注了社会、环境等其他因素的能力贫困和权利贫困，从多个维度综合衡量个体或家庭的贫困情况，更符合当前社会各国减贫需要。

（二）多维贫困测度与致贫因素考察

随着学者对贫困内涵的深化，对贫困的测度也从一维发展到多维，并引入了多维贫困指数。多维贫困指数的构建方法主要有模糊集方法（ChelietAF,2005；叶初升和赵锐，2011）、公理化方法（Bourguignonf,2003）、Watts方法（陈立中，2008）以及“双界限”方法（Alkire & Santos,2011）。目前国内外学者、国家政府应用最为广泛的是“双界限方法”（A-F方法）（Alkire & Santos,2011），已经有17个国家和地区使用A-F方法测算并公布官方多维贫困指数，将其用于反贫困实践工作。A-F多维贫困指数既考虑了贫困发生的频率，又考虑了贫困发生的深度，对多维贫困的研究具有非常重要的代表性意义。

我国关于多维贫困的研究相对较晚，但成果丰富。王小林和Alkire（2009）通过A-F方法构建多维贫困指数考察了中国的贫困状况，发现中国城市和农村家庭都存在收入维度之外的多维贫困。并且，我国多维贫困情况严峻，并且存在明显的地区差异（冯怡琳和邸建亮，2017）和人群特征差别（郭熙保和周强，2016；Alkire & Shen，2017）。具体来说，教育、医疗保险和健康对居民陷入多维贫困具有较高的贡献率（张全红和周强，2014），而残疾贫困人口的多维致贫因素主要是就业、个人资产（廖娟，2017），消费、参加社会保险状况和子女受教育状况则是导致农民工陷入多维贫困的重要因素（王春超和叶琴，2014）。

（三）多维贫困减缓策略研究

如何缓解多维贫困也是国内外学者研究的重点。现有文献主要集中在金融发展、社会资本、公共转移支付等方面。

1. 金融发展

关于金融减贫研究，主要形成了两种观点，一种是金融发展与贫困之间呈非线性的负向关系。一方面金融减贫效应存在财富门槛（Greenwood,1990），另一方面，金融减贫短期有效而长期无效（杨俊，2008）。另一种是金融发展与贫困之间呈线性关系，金融发展能够提高贫困人口的收入水平，并降低贫困比例（Maurer & haber,2007）。具体来说，主要通过扩大金融规模、提升金融效率、提高金融渗透，发展非正规金融等途径来降低多维贫困（师荣蓉和丁改云，2019；王修华等，2019；黄琦，2018；赵洁，2018；吴君娴和黄永兴，2019）。

2. 社会资本

当前已有大量研究证实社会资本能够减少贫困，降低贫困脆弱性（王晶，2013；Grootaert, 2001；何军等，2020），并显著降低居民陷入多维贫困的可能性（苏静等，2019；史恒通等，2019）。关于社会资本对贫困的影响研究主要表现在提高农户收入（王春超等，2013；胡伦等，2018）和缩小收入差距方面（周广肃等，2014；于福波和张应良，2019），同时，社会资本对教育（赵延东等，2012；苏静等，2019；朱月季等，2020）、就业（章元等，2009；董芳和周江涛，2019）也具有显著的促进作用。

3. 公共转移支付

作为我国政府长期采用的重要扶贫措施，公共转移支付的减贫效应一直备受学者关注（刘佳，2019；张鹏和徐志刚，2020）。一方面，公共转移支付主要通过缩小社会经济发展差异，减小城乡收入差距（范子英等，2010，Dreyer et al., 2015），缓解收入贫困（解垩，2017；陈国强等，2018），直接增加了农村居民收入（李实等，2016）。另一方面，低保政策还可以显著提升贫困家庭的儿童人力资本，对城镇父母高教育程度家庭的子女人力资本提升作用更为显著（刘成奎和齐兴辉，2019）。

（四）社会保险减贫效果相究

关于社会保险减贫效果受到了理论界的广泛关注。研究认为，社会保障制度的完善在一定程度上缓解了居民贫困（乐章和刘二鹏，2016），降低了居民贫困脆弱性（郭劲光和孙浩，2019），减少了居民发生多维贫困（经济、健康以及精神）的可能性（刘一伟，2017）。普遍认为，社会保险主要通过减小收入差距、缓减劳动力外流、促进非农就业，降低发生多维贫困的概率（Arabaci, 2010；高翔和王三秀，2018；高翔，2019）。

首先是作为社会保险重要组成部分的社会养老保险。一方面，养老金收入能显著提高农村老年人收入（宋泽和詹佳佳，2018），另一方面，社会养老保险还可以对农村老年人的主观福利、消费及劳动参与产生积极影响（张川川等，2014；张跃华和王翌宵，2019；冯怡琳，2019；张文武等，2019）。其次是社会医疗保险，多数研究表明，社会医疗保险可以有效地解决居民因病致贫、因病返贫问题（Levine, 2008；Chen & Jin, 2012；赵筋吟等，2019）。但有研究表明，城镇居民医保并没有发挥收入再分配的职能，并且农村比城市表现出更明显的“亲富人”

的特点（曹阳等，2015）。

综上所述，关于贫困的多维属性和多维减贫已得到国内外学者的高度重视，但是还有进一步深入发掘和拓展的空间。一方面，关于多维贫困识别，尚没有一个统一的标准；另一方面，社会保险扶贫的相关研究中大多是基于一维层面（比如收入、健康、消费、幸福感等），或者几个维度层面（刘一伟，2017），没有考虑到贫困的多维性以及恶性循环特性；此外，现有的社会保险扶贫研究结论众说纷纭，尚没有形成统一的结论。因此，本论文通过构建多维贫困指数，研究我国社会保险对多维贫困的减贫效果，为我国的社会保险扶贫工作提出具有针对性的政策建议。

三、A-F 多维贫困指数构建

本文根据 2016 年中国家庭追踪调查数据，从收入、教育、住房、健康、心理状态和生活条件六个维度来构建 A-F 多维贫困指数，采用维度等权重法分别设定了各指标被剥夺的临界值及权重。其中，H 表示贫困发生率，A 表示贫困的平均剥夺份额，AF 表示多维贫困指数。具体指标和权重如下表 1 所示。收入上，家庭年度人均纯收入小于 2300 元的界定为贫困。教育上，家中成员最高学历为小学及其以下的界定为贫困。心理状态上，生活满意度小于 4、未来信心程度和工作满意度小于 4 的定义为贫困（解垚，2017）。健康上，当受访者健康状况小于 4¹（高帅和毕洁颖，2016）、患有慢性病（张全红，2017）或 BMI 指数不在 18.5-24.99 内（解垚，2017）即界定为贫困。并借鉴廖娟（2015）以及谢家智等（2017）的研究，引入住房维度和生活条件维度，相应的界定标准如表 1 所示。

表 1：贫困界定标准

维度	指标	被剥夺临界值 ²	权重
收入	人均年收入	人均年收入低于国家贫困线	1/6
教育	学历水平	最高学历为小学及其以下的，赋值 1	1/6
住房	是否拥有产权 居住拥挤程度	不拥有产权，赋值 1	1/12
		观测值小于 4，赋值 1	1/12
健康	健康状况	观测值小于 4，赋值 1	1/18
	是否患有慢性病	患有慢性病，赋值 1	1/18
	BMI 指数	BMI 指数不在 18.5-24.99 内，赋值 1	1/18
心理状态	生活满意度	观测值小于 4，赋值 1	1/18
	未来信心程度	观测值小于 4，赋值 1	1/18
	工作满意度	观测值小于 4，赋值 1	1/18
生活条件	饮用水	非自来水或桶装水，赋值 1	1/24
	照明情况	每月电费低于 100 元，赋值 1	1/24

¹ 健康状况等级 1-5，很差-很好。

² 被剥夺临界值：当指标取值低于被剥夺临界值时，表示该个体陷入该维贫困。

	做饭燃料 家用电器及陈设	柴火、煤块做饭，赋值 1 观测值小于 4,赋值 1	1/24 1/24
--	-----------------	------------------------------	--------------

依据表 1，分别计算出各维度的贫困人头率、平均剥夺份额以及多维贫困指数，相关结果如表 2 所示。总体来看，多维贫困发生率为 0.463，说明我国居民的多维贫困状况仍十分严峻，多维减贫将是我国未来扶贫工作中面临的重要任务。农村地区的多维贫困发生率为 0.499，高于城镇的 0.414，农村减贫仍是未来多维减贫工作的重点。总体平均剥夺份额为 0.714，表示我国居民普遍陷入了 4 维以上的贫困，农村居民相比城镇居民陷入了更多维度的贫困。

表 2：多维贫困指数 AF 描述统计

	总体	农村	城镇
H	0.463	0.499	0.414
A	0.714	0.755	0.660
AF	0.358	0.398	0.305

四、数据、变量与模型

（一）变量选取

因变量选取。首先，为了验证单一维度贫困的恶性循环特性，本文主要考虑了收入贫困（IP）、健康贫困（HP）、心理状况贫困（PP）（刘一伟，2017，解垚，2015）几个角度。当收入水平低于 2300 时，居民陷入收入贫困，IP=1；当健康状况取值小于 4 时，居民陷入健康贫困，HP=1；当生活满意度低于 4 时，居民陷入心理状态贫困，PP=1。其次，在评估社会保险对多维贫困的实施效果时，鉴于大多数研究均采用 AF 多维贫困指数作为多维贫困指标（鉴廖娟，2015；谢家智等，2017），本文拟采用上文计算的 AF 指数来衡量多维贫困，其数值越大，表示居民陷入多维贫困状况越严重。

解释变量。主要解释变量是社会保险（INS），主要考虑的是社会医疗保险（healcare）和社会养老保险（pension）。参加社会医疗保险是指被访问者参加了城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险或新型农村合作医疗保险任一种，即 healcare=1，否则 healcare=0。参加社会养老保险是指被访问者参加了新农保、政府事业单位养老保险或城居保任一种，即 pension=1，反之，pension=0。在参考其他文献后（黄薇，2017；刘一伟，2017；齐霜等，2015），还加入了个人特征以及家庭特征。考虑到个人生活习惯影响居民的贫困状况，还补充加入了个人习惯方面的变量，适当午睡可以提高居民的工作效率，而烟酒习惯不仅增加了居民的日常消费，还影响其身体健康状况，可能会提高居民陷入贫困的可能性。除此之外，还控制了省份差异和工作类型差异，加入了省份虚拟变量和工作类型虚拟变量。主要变量含义如表 3 所示。

表 3：主要解释变量含义

变量名称	符号	变量含义
多维贫困指数	AF	反映居民陷入多维贫困状态
医疗保险	healcare	户主是否参加社会医疗保险（参加=1，不参加=0）
养老保险	pension	户主是否参加社会养老保险（参加=1，不参加=0）
户主婚姻状况	marry	婚姻状况（未婚、离婚或丧偶=0、已婚或同居=1）
性别	gender	户主性别（男性=0、女性=1）
年龄	age	户主年龄
年龄平方项	agesq	户主年龄的平方
家庭规模	family	家庭人口数
工作类型	jobtype	按工作类型分为三类（1=农业、2=经商、3=受雇、）
午睡习惯	sleep	午睡=1，不午睡=0
烟酒习惯	hab	吸烟或喝酒=1，均没有=0
地区类型	prov	被访问者所属的地区类型（东=1，西=2，中=3）

（二）变量的描述性分析

表 4 是个主要变量的统计描述。在 2015 年，社会医疗保险和社会养老保险覆盖程度就已经较高，均超过了 60% 的覆盖率，但是距离全覆盖还有一定距离。城镇地区居民的平均年龄是 41.98 岁，农村地区居民的平均年龄是 44.06 岁，大多数群体还未到领取养老金的规定的年龄，尚不能享受养老金福利。性别变量均值为 0.531，男性和女性分布较为均衡。有 87.4% 的居民处于已婚状态，且农村的已婚人口比例高于城镇。平均家庭规模为 4.569，4-5 人家庭结构较多，农村地区的家庭人口数略大于城镇地区。

表 4：描述性分析

variable	全样本 (n=14882)			乡村 (n=8494)			城镇 (n=6388)		
	mean	min	max	mean	min	max	mean	min	max
AF	0.358	0	0.917	0.398	0	0.875	0.305	0	0.917
healcare	0.644	0	1	0.630	0	1	0.663	0	1
pension	0.628	0	1	0.631	0	1	0.624	0	1
age	43.17	18	87	44.06	18	87	41.98	18	82
gender	0.531	0	1	0.525	0	1	0.538	0	1
marry	0.874	0	1	0.881	0	1	0.864	0	1
family	4.569	1	19	4.801	1	19	4.260	1	14
jobtype	1.987	1	3	1.671	1	3	2.408	1	3
hab	0.377	0	1	0.377	0	1	0.376	0	1
sleep	0.426	0	1	0.440	0	1	0.408	0	1

（三）计量模型

首先，本文试图解释“贫困恶性循环”问题。众所周知，贫困问题之所以难以解决，一个重要方面是因为贫困具有自我强化机制，即“贫困的恶性循环”

(Nurkse, 1953)。也就是说各维度贫困之间会相互影响(王增文, 2013; 乐章和刘二鹏, 2016), 导致贫困程度加深。如果个体陷入了贫困恶性循环, 就很难通过自我来摆脱贫困困境, 只能通过外部因素的积极干预来消除贫困。由于收入(IP)、健康(HP)和心理状态(PP)视角的贫困发生最为严重, 本文借鉴刘一伟(2017)的研究方法, 探讨这三维贫困之间是否存在恶性循环特性, 以及社会保险对贫困恶性循环是否起到了调节作用。另外, 考虑到IP、HP、PP都是二元变量, 本文采用Logit模型进行研究, 实证模型如下:

$$\begin{aligned}
 P_i(IP) = & \\
 & \alpha_1 PP_i + \\
 & \alpha_2 HP_i + \\
 & \beta_0 + \\
 & \beta_1 Pension_i + \\
 & \beta_2 healthcare_i + \\
 & \gamma_i Z_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 P_i(HP) = & \\
 & \alpha_1 IP_i + \\
 & \alpha_2 PP_i + \\
 & \beta_0 + \\
 & \beta_1 Pension_i + \\
 & \beta_2 healthcare_i + \\
 & \gamma_i Z_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

$$\begin{aligned}
 P_i(PP) = & \\
 & \alpha_1 IP_i + \\
 & \alpha_2 HP_i + \beta_0 + \\
 & \beta_1 Pension_i + \\
 & \beta_2 healthcare_i + \\
 & \gamma_i Z_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

假设1: 收入、健康和心理状态三个维度贫困之间存在显著的正向影响, 即存在贫困恶性循环效应。

假设2: 社会保险具有调节作用, 能够缓解贫困的恶性循环, 即社会保险弱化了各维贫困之间的相互正向作用。

接下来, 我们将探讨社会保险是否具有多维减贫效应。本文构建多维贫困A-F指数, 进一步讨论社会保险对多维贫困的影响。由于A-F指数取值范围为(0, 1), 有相当一部分数据取值为0, 存在明显的截断特征, 因此, 本文将通过Tobit

模型实证分析社会养老保险和社会医疗保险对多维贫困的影响，并通过 PSM 方法做稳健性分析。建立如下回归方程：

$$AF_i = \beta_0 + \beta_1 pension_i + \beta_2 helicare_i + \gamma_i Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

假设 3：社会保险对多维贫困具有显著负向影响。

假设 4：社会保险的多维减贫效应存在明显的城乡、收入和年龄差异。

五、实证分析

（一）社会保险对贫困恶性循环的影响

表 5 报告了健康贫困和心理状态贫困对收入贫困的影响。在模型 1 中只加入健康贫困和心理状态贫困变量，健康贫困和心理状态贫困变量的回归系数均在 1% 的显著水平下显著为正，表示陷入健康贫困、心理状态贫困的居民更容易陷入收入贫困，即存在贫困恶性循环。可能的原因是：健康状况差的居民一般无法承担高薪高压工作，收入水平相对较低；而且医疗花费比较高，影响其收入状况（刘一伟，2017）；生活满意度较低的居民会影响其工作行为，进而可能导致收入水平也相对较低。模型 2 中，加入了社会医疗保险和社会养老保险因素，健康贫困和心理状态贫困对收入贫困的影响系数均为正，但影响系数相比模型 1 更小，这说明社会保险具有调节作用，能够减少陷入健康贫困、心理状态贫困的居民再次陷入收入贫困的概率。在模型 3、模型 4 中分别加入了心理状态贫困、健康贫困与社会保险的交互项，结果显示交乘项的系数均为负值，社会医疗保险弱化了心理状态贫困和健康贫困对收入贫困的不利影响，其调节作用十分显著。由于大部份样本尚没有达到领取养老金的年龄，使得社会养老保险的调节作用并不显著。针对老年人样本进行回归的结果显示，交乘项的系数都显著为负，社会养老保险对老年群体具有显著的贫困恶性循环调节作用。

表 5：社会保险对贫困恶性循环的影响——基于收入贫困

	(1) IP	(2) IP	(3) IP	(4) IP
HP	0.336*** (0.06)	0.326*** (0.06)	0.329*** (0.06)	0.330*** (0.09)
PP	0.346*** (0.06)	0.337*** (0.06)	0.594*** (0.08)	0.600*** (0.09)
helicare		-0.677*** (0.15)		
pension		-0.324** (0.16)		
PP_pen			-0.134	

			(0.24)	
PP_heal			-0.559**	
			(0.24)	
HP_pen				-0.031
				(0.10)
HP_heal				-0.436***
				(0.10)
age	-0.088***	-0.069***	-0.079***	-0.079***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
agesq	0.001***	0.001***	0.001***	0.001***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
gender	0.104***	0.113***	0.108	0.108
	(0.02)	(0.04)	(0.08)	(0.08)
marry	-0.390***	-0.371***	-0.389***	-0.390***
	(0.10)	(0.10)	(0.10)	(0.10)
hab	0.001**	-0.008**	-0.006	-0.006
	(0.00)	(0.00)	(0.08)	(0.08)
family	0.177***	0.171***	0.174***	0.174***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
sleep	0.045***	0.041***	0.043***	0.043***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
地区类型	YES	YES	YES	YES
工作类型	YES	YES	YES	YES
_cons	-1.304***	-1.516***	-1.496***	-1.501***
	(0.34)	(0.34)	(0.34)	(0.34)
r2_p	0.102	0.106	0.104	0.104
N	14882	14882	14882	14882

注：“***”、“**”、“*”分别在 1%、5%、10%的水平下显著。

表 6 报告了健康贫困和收入贫困对心理状态贫困的影响。模型 1 中健康贫困和收入贫困的回归系数均在 1% 的显著水平下显著，方向为正，表明陷入健康贫困、收入贫困的居民更容易陷入心理状态贫困，存在贫困恶性循环现象。越是健康状况差的居民，其生活满意度也越低，而居民收入水平低可能会引致负面情绪堆积，造成心理状态贫困的发生。在模型 3、模型 4 中分别加入了收入贫困、健康贫困与社会保险的交互项，结果显示交乘项的系数均为负，即社会保险弱化了心理状态贫困和健康贫困对收入贫困的不利影响；社会医疗保险对贫困恶性循环

的调节作用比社会养老保险更为显著。

表 6: 社会保险对贫困恶性循环的影响——基于心理状态贫困

	(1) PP	(2) PP	(3) PP	(4) PP
HP	0.253*** (0.04)	0.250*** (0.04)	0.240*** (0.04)	0.680*** (0.05)
IP	0.248*** (0.06)	0.234*** (0.06)	0.635*** (0.09)	0.246*** (0.06)
healcare		-0.210*** (0.07)		
pension		-0.052 (0.07)		
IP_pen			-0.707*** (0.12)	
IP_heal			-1.868*** (0.05)	
HP_pen				-0.754*** (0.06)
HP_heal				-1.955*** (0.05)
age	-0.049*** (0.01)	-0.057*** (0.01)	-0.013 (0.01)	-0.022** (0.01)
agesq	0.001*** (0.00)	0.001*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
gender	-0.129*** (0.04)	-0.135*** (0.04)	-0.132*** (0.05)	-0.135*** (0.05)
marry	0.242*** (0.06)	0.234*** (0.06)	0.220*** (0.06)	0.210*** (0.06)
hab	-0.047 (0.05)	-0.042 (0.05)	-0.092* (0.05)	-0.087* (0.05)
family	-0.003 (0.01)	-0.002 (0.01)	-0.005 (0.01)	-0.002 (0.01)
sleep	-0.036*** (0.01)	-0.035*** (0.01)	-0.035*** (0.01)	-0.034*** (0.01)
地区类型	YES	YES	YES	YES
工作类型	YES	YES	YES	YES
_cons	0.853*** (0.21)	0.933*** (0.21)	0.316 (0.22)	0.482** (0.22)
r2_p	0.211	0.212	0.093	0.299
N	14882	14882	14882	14882

注：“***”、“**”、“*”分别在 1%、5%、10%的水平下显著。

表 7 报告了收入贫困和心理状态贫困对健康贫困的影响。在模型 1 中收入贫

困和心理状态贫困的回归系数均在 1% 的显著水平下显著，方向为正，表示陷入收入贫困、心理状态贫困的居民更容易陷入健康贫困，存在贫困恶性循环现象。生活满意状况与健康状况息息相关，生活满意度较低的人，健康状况也可能会相对较差。在现实生活中，个体或家庭收入水平决定了其所处的经济地位，收入水平高的个体倾向于拥有健康的生活方式，而健康的生活方式则直接提高了健康水平。在模型 3、模型 4 中分别加入了心理状态贫困、收入贫困与社会保险的交互项，结果显示交互项的系数均为负，社会医疗保险和社会养老保险弱化了收入贫困对健康贫困的不利影响；社会医疗保险也削弱了心理状态贫困对健康贫困的不利影响。

表 7：社会保险对贫困恶性循环的影响——基于健康贫困

	(1) HP	(2) HP	(3) HP	(4) HP
IP	0.312*** (0.06)	0.305*** (0.06)	0.307*** (0.06)	0.192** (0.09)
PP	0.243*** (0.04)	0.242*** (0.04)	0.311*** (0.05)	0.333*** (0.05)
healcare		-0.131* (0.08)		
pension		-0.055* (0.03)		
PP_pen			-0.081 (0.13)	
PP_heal			-0.186* (0.11)	
IP_pen				-0.199* (0.11)
IP_heal				-0.139** (0.06)
age	-0.023** (0.01)	-0.019* (0.01)	-0.022** (0.01)	-0.023** (0.01)
agesq	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
gender	0.100** (0.05)	0.102** (0.05)	0.101** (0.05)	0.101** (0.05)
marry	-0.310*** (0.06)	-0.305*** (0.06)	-0.309*** (0.06)	-0.309*** (0.06)
hab	-0.097** (0.05)	-0.099** (0.05)	-0.099** (0.05)	-0.100** (0.05)
family	0.065*** (0.01)	0.064*** (0.01)	0.064*** (0.01)	0.065*** (0.01)
sleep	0.023** (0.01)	0.022** (0.01)	0.022** (0.01)	0.022** (0.01)

地区类型	YES	YES	YES	YES
工作类型	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.535** (0.22)	-0.576*** (0.22)	-0.577*** (0.22)	-0.559** (0.22)
r2_p	0.228	0.229	0.229	0.229
N	14882	14882	14882	14882

注：“***”、“**”、“*”分别在 1%、5%、10%的水平下显著。

（二）社会保险对多维贫困的影响

通过以上回归分析，可以发现各维度贫困之间存在正相关关系，各维度贫困的发生都会相互影响，形成贫困恶性循环，因此，研究多维贫困具有积极意义。下文通过多维贫困指数 AF，进一步研究社会保险对多维贫困指数的影响。

1. 社会保险扶贫效果分析——基于城乡差异

表 8 是社会保险对多维贫困指数的 Tobit 回归结果。模型 1、模型 2 和模型 3 展示社会养老保险对多维贫困的影响，分别基于全样本、农村样本和城镇样本进行回归；模型 4、模型 5 和模型 6 显示社会医疗保险对多维贫困的影响，分别基于全样本、农村样本和城镇样本进行回归。

从社会养老保险看，全样本中社会养老保险的回归系数是-0.015，在 1%的水平下显著为负，表示相比没有社会养老保险的居民，参与社会养老保险的居民陷入多维贫困的概率将显著降低，这说明参与社会养老保险可以降低居民发生多维贫困的可能性。基于城镇样本的回归中社会养老保险的回归系数是-0.020，基于农村样本的回归中社会养老保险的回归系数是-0.009，这表明在多维贫困视角下，社会养老保险对城镇居民的扶贫效应更为显著。参与社会养老保险能够显著降低城镇居民发生多维贫困的概率。养老金的保障作用能够提高农村居民的经济状况，改善生活条件，提升生活满意度，选择更为健康的生活方式从而提高健康状况。

从社会医疗保险看，结论基本与养老保险相一致。在全样本中社会医疗保险的回归系数是-0.028，在 1%的水平下显著为负，这表明拥有社会医疗保险会降低居民发生多维贫困的可能性。而且社会医疗保险的扶贫效果大于社会养老保险。医疗支出是居民消费支出的重要组成部分，高额的医疗费用往往导致很多家庭因病致贫和因病返贫。相对于微薄的养老金，社会医疗保险可以报销大部分医疗支出，大幅减少居民的医疗支出，缓解了居民陷入多维贫困的可能性。

表 8：社会保险对多维贫困的影响——基于城乡差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	农村	城镇	全样本	农村	城镇
pension	-0.015*** (0.00)	-0.009** (0.00)	-0.020*** (0.00)			

healcare				-0.028*** (0.00)	-0.017*** (0.00)	-0.036*** (0.00)
age	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
agesq	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
gender	-0.015*** (0.00)	-0.015*** (0.00)	-0.018*** (0.01)	-0.014*** (0.00)	-0.015*** (0.00)	-0.017*** (0.01)
marry	-0.021*** (0.00)	-0.017*** (0.01)	-0.019*** (0.01)	-0.019*** (0.00)	-0.016** (0.01)	-0.017** (0.01)
family	0.002** (0.00)	-0.001 (0.00)	0.002* (0.00)	0.001* (0.00)	-0.001 (0.00)	0.002* (0.00)
hab	0.002 (0.00)	0.010* (0.01)	0.015** (0.01)	0.002 (0.00)	0.010* (0.01)	0.014** (0.01)
sleep	0.004*** (0.00)	0.003*** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.004*** (0.00)	0.003*** (0.00)	0.006*** (0.00)
地区类型	YES	YES	YES	YES	YES	YES
工作类型	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	0.356*** (0.01)	0.371*** (0.01)	0.341*** (0.01)	0.363*** (0.01)	0.375*** (0.01)	0.351*** (0.01)
r2_p	0.310	0.152	0.299	0.318	0.154	0.312
N	14882	8494.000	6388.000	14882	8494.000	6388.000

注：“***”、“**”、“*”分别在 1%、5%、10%的水平下显著。

2. 社会保险扶贫效果分析——基于收入差异

社会保险扶贫效应可能还存在收入差异。本文将样本按照收入水平划分为低收入、中收入和高收入三个组别，来评估社会保险在不同收入水平下的扶贫效果，具体结果如表 9 所示。模型 1、模型 2 和模型 3 分别是社会养老保险对低收入、中收入和高收入群体多维贫困指数的回归结果。模型 4、模型 5 和模型 6 分别是社会医疗保险对低收入、中收入和高收入群体多维贫困指数的回归结果。

从社会养老保险看，社会养老保险对低收入群体多维贫困指数的回归系数为-0.025，在 1%的水平下显著为负，说明社会养老保险对低收入群体具有扶贫作用。社会养老保险的扶贫效应在中收入人群和高收入人群中并不显著。养老金是低收入居民的重要收入来源，提高老年人收入水平，改善老年人生活条件，有助于防止其陷入收入贫困以及由于恶性循环而发生其他维度贫困。而对于中高收入尤其是高收入群体而言，养老金额度相对较低，并不能明显改善其生活状态，扶贫效果并不显著。

从社会医疗保险来看，在低收入群体和中收入群体中，社会医疗保险的回归系数分别为-0.036 和-0.025，且均在 1%的水平下显著为负，表明社会医疗保险同样对中低收入群体具有扶贫作用，且在低收入人群中，社会医疗保险扶贫效果更

明显。在高收入群体中，社会医疗保险对多维贫困指数没有显著的影响。中低收入群体是最需要社会医保的目标群体，社会医疗保险有效地拉动了中低收入群体的医疗服务需求，减轻了中低收入群体的医疗支出负担，改善了中低收入群体的健康状况。在相同收入水平下，社会医疗保险的扶贫效果显著优于社会养老保险，低收入群体最容易发生因病致贫、因病返贫的情况，社会医疗保险极大地提高了该部分群体的大病风险承受能力，在恢复身体健康的同时，减少了医疗费用支出。

表 9：社会保险对多维贫困的影响——基于收入差异

	(1) 低收入	(2) 中收入	(3) 高收入	(4) 低收入	(5) 中收入	(6) 高收入
pension	-0.025*** (0.00)	0.007 (0.01)	0.007 (0.01)			
healcare				-0.036*** (0.00)	-0.025*** (0.01)	-0.005 (0.01)
age	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
agesq	0.000*** (0.00)	-0.000** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	-0.000** (0.00)	0.000*** (0.00)
gender	-0.014*** (0.01)	-0.013** (0.01)	-0.020** (0.01)	-0.014** (0.01)	-0.012* (0.01)	-0.020** (0.01)
marry	-0.019*** (0.01)	-0.061*** (0.01)	-0.030** (0.01)	-0.017*** (0.01)	-0.059*** (0.01)	-0.030** (0.01)
family	0.007*** (0.00)	0.002 (0.00)	-0.007*** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.002 (0.00)	-0.007*** (0.00)
hab	-0.011* (0.01)	-0.003 (0.01)	-0.020** (0.01)	-0.011* (0.01)	-0.004 (0.01)	-0.019** (0.01)
sleep	0.006*** (0.00)	0.003*** (0.00)	0.004** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.003** (0.00)	0.004** (0.00)
地区类型	YES	YES	YES	YES	YES	YES
工作类型	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	0.301*** (0.01)	0.500*** (0.02)	0.323*** (0.03)	0.305*** (0.01)	0.509*** (0.02)	0.342*** (0.03)
r2_p	0.284	0.202	0.271	0.293	0.208	0.270
N	7008.000	5739.000	2135.000	7008.000	5739.000	2135.000

注：“***”、“**”、“*”分别在 1%、5%、10%的水平下显著。

3. 社会保险扶贫效果分析——基于年龄差异

考虑到不同年龄阶段居民的健康状况、收入水平等都存在差异，其陷入多维贫困的可能性也会不同。下文将分析社会养老保险和社会医疗保险对青年人、中年人和老年人多维贫困的影响。根据联合国卫生组织最新规定，将年龄小于 44 岁的人定义为青年人，将年龄介于 44-59 岁的人定义为中年人，将大于 59 岁的

的人定义为老年人。分样本的具体回归结果如表 10 所示。模型 1、模型 2 和模型 3 分别是社会养老保险对青年人、中年人和老年人多维贫困指数的回归结果。模型 4、模型 5 和模型 6 分别是社会医疗保险对青年人、中年人和老年人多维贫困指数的回归结果。

从社会养老保险看，模型 1、模型 2 中社会养老保险的回归系数不显著，模型 3 中社会养老保险的回归系数显著为负。这说明在青年人和中年人群体中社会养老保险并没有发挥扶贫效应，而在老年人群体中社会养老保险发挥了扶贫效应。依据社会养老保险养老金领取规定，只有老年群体才领取养老金，并且是老年群体的主要收入来源，能够保障老年人的生活，从而减少发生多维贫困的可能性。

从社会医疗保险看，无论是对青年群体、中年群体还是老年群体，社会养老保险的系数都显著为负，这说明社会医疗保险对不同年龄组的居民均存在显著的扶贫效应。但扶贫效果的大小存在差异，相比较而言，社会医疗保险对老年群体的扶贫效果更大。同时，在不同年龄段中，社会医疗保险的扶贫效果大于社会养老保险，尤其是对老年群体而言，社会医疗保险的影响系数是社会养老保险的两倍多，在缓解多维贫困上，社会医疗保险发挥了主要作用。

表 10: 社会保险对多维贫困的影响——基于年龄差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	青年人	中年人	老年人	青年人	中年人	老年人
pension	-0.005 (0.01)	-0.005 (0.01)	-0.015*** (0.00)			
healcare				-0.009* (0.00)	-0.014*** (0.00)	-0.032*** (0.00)
age	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
agesq	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
gender	-0.013** (0.01)	-0.020*** (0.01)	-0.021*** (0.01)	-0.013** (0.01)	-0.020*** (0.01)	-0.020*** (0.01)
marry	-0.018** (0.01)	-0.006 (0.01)	-0.011 (0.01)	-0.018** (0.01)	-0.005 (0.01)	-0.008 (0.01)
family	-0.004*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.007*** (0.00)
hab	-0.005 (0.01)	-0.001 (0.01)	0.007* (0.00)	-0.005 (0.01)	-0.002 (0.01)	0.007** (0.00)
sleep	0.005*** (0.00)	0.002* (0.00)	0.004*** (0.00)	0.004*** (0.00)	0.002* (0.00)	0.003*** (0.00)
地区类型	YES	YES	YES	YES	YES	YES
工作类型	YES	YES	YES	YES	YES	YES

_cons	0.438*** (0.01)	0.388*** (0.01)	0.317*** (0.01)	0.440*** (0.01)	0.394*** (0.01)	0.326*** (0.01)
r2_p	0.106	0.115	0.185	0.107	0.117	0.195
N	4961.000	4960.000	4961.000	4961.000	4960.000	4961.000

注：“***”、“**”、“*”分别在 1%、5%、10%的水平下显著。

（三）基于 PSM 方法的稳健性分析

在上述分析中，社会保险的扶贫效果尽管大都通过了显著性检验，但仍有部分模型显著性水平较低或并不显著。本文的解释变量是是否参与社会保险，参保样本的对照组是未参保样本，但是两组群体可能由于其他自身因素影响其参保选择，而导致不可观测样本通过自我选择所带来的内生性问题。基于此，本文进一步采用 PSM 方法进行稳健性检验，来研究参保个体如果未参保的反事实状况，以研究居民在参保前和参保后的贫困情况差异。

综合参考参保需求影响因素的相关研究（刘一伟，2017；鲍震宇和赵元凤，2018）后，本文选定的协变量为年龄、年龄平方项、性别、婚姻状况、家庭人口数、午休习惯以及烟酒习惯，结果变量是多维贫困指数 AF。根据 t 检验可知，匹配前实验组和对照组的协变量范围存在显著差异，匹配后实验组和对照组差异缩小。匹配前和匹配后的实验组均值相同，匹配后对照组的均值有明显增加，在匹配后 bias 值均小 10%，说明协变量选取合理。实验组和对照组之间的差距总体减小，说明匹配效果明显，得到了相同条件下不参保的反事实对照组。

接着采用最邻近匹配、半径匹配和核匹配三种匹配方法来计算 ATT 值，结果如表 11 所示。计算出来的 ATT 值差别较小，也反映出了结论的稳定性。以最邻近匹配为例，对于多维贫困而言，社会养老保险覆盖下的农村居民陷入多维贫困情况要比没有被社会养老保险覆盖的农村居民大约低 0.9%，城镇居民则大概低 1%。这表明社会养老保险对农村居民的减贫率为 0.9%，而对城镇居民达到了 1%，均在 10%的显著性水平下显著，相比与农村地区，城镇地区的社会养老保险扶贫效果更为显著。而医疗保险覆盖下的农村居民贫困情况要比没有被医疗保险覆盖的农村居民低 2%，城镇居民则低 3.7%。无论是社会医疗保险还是社会养老保险，对多维贫困具有积极的调节作用，能够有效降低居民陷入多维贫困的概率，社会保险对多维贫困的缓减作用对城镇居民、低收入群体和老年人更为显著，与前文结论基本保持一致。

表 11： ATT 影响效果

结果变量：AF	养老	t	医疗	t	养老	t	医疗	t
	农村				城镇			
最邻近匹配	-0.009*	-1.781	-0.020***	-4.020	-0.010*	1.751	-0.037***	-6.108
半径匹配	-0.010**	-2.178	-0.017***	-3.593	-0.017***	-3.136	-0.041***	-2.798

核匹配	-0.008**	-1.925	0.016***	-3.707	-0.016***	-3.107	-0.039***	-7.279
	高收入				低收入			
最邻近匹配	-0.004	-0.603	-0.012*	-1.886	-0.007*	-1.737	-0.027***	-4.204
半径匹配	-0.004	-0.695	-0.013**	-2.206	-0.014**	-2.396	-0.027***	-4.425
核匹配	-0.006	-1.074	-0.011**	2.014	-0.021*	-1.774	-0.029**	-2.009
	青年人				老年人			
最邻近匹配	0.018*	-1.705	-0.026*	-1.702	-0.025***	-4.606	-0.035***	-6.531
半径匹配	-0.021*	-1.941	-0.029*	-1.731	-0.025***	-4.989	-0.035***	-6.900
核匹配	-0.46*	-1.818	-0.055**	-2.151	-0.054***	-4.264	-0.064***	5.002

注：“***”、“**”、“*”分别在 1%、5%、10%的水平下显著。

六、结论与政策建议

本文基于中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行研究，验证贫困恶性循环特性，并建立多维贫困指数，检验社会保险与多维贫困的减缓效果。主要结论如下：第一，收入、健康和心理状态三个维度贫困之间存在恶性循环特性，社会保险具有调节作用，能够弱化不同维度贫困之间的正向作用。第二，社会保险能够显著降低居民发生多维贫困的可能性，社会医疗保险的多维减贫效果显著大于社会养老保险。第三，社会保险的扶贫效果在不同群体之间存在较为明显的差异，对城镇居民、老年群体和低收入群体的扶贫效果更为显著。基于上述结论，本文提出以下政策建议：

首先，构建科学的多维贫困评估体系，精准识别扶贫对象，保证国家扶贫政策惠及更多穷人。在多维识别的指标构成选择上，收入维度指标必不可少，而教育、健康、生活条件、心理状态等非收入维度指标更能体现当前我国切实的多维识别需求，在贫困识别中则更应当着重考虑这些方面。通过建立反贫困动态监测系统，完善贫困户的进入、退出机制，密切关注处于贫困线的脱贫人口，采取及时的反贫困措施，避免其再次返贫。

其次，提高社会养老保险的减贫效果。第一，进一步扩大社会养老保险覆盖率，重点关注农村地区的社会养老保险制度，提高社会养老保险参保率，确保全民参保。第二，公共财政应增加对养老金的扶持力度，适当提高基础养老金的补助标准，现行的养老金补助标准较低，仅对低收入群体具有显著的扶贫作用，一旦居民发生意外事故，养老金并不能发挥保障作用。第三，针对无经济能力参保的困难群体以及收入水平低的贫穷居民应由政府为其代缴最低标准的养老保险费，以保障最需要社会养老保险保障的贫困居民能够真正享受到社会保险扶贫政策红利。

最后，提升社会医疗保险的减贫效果。第一，增强医保基金应对贫困人口医疗风险的能力，扩大社会医疗保险政策向贫困人群的倾斜程度，降低起付线，提

高报销比例,切实提高贫困居民的医疗保障水平。第二,切实做好医保基金运行管理工作,确保社会医疗保险基金全部用到参保者身上。提高现有医保资金的使用效率,扩大医保基金的受益范围和受益程度。第三,完善农村地区的医疗设施,提高医疗服务水平,确保农村居民能够及时就医,避免因病致(返)贫。

参考文献

- [1] 陈国强、罗楚亮、吴世艳, 2018,《公共转移支付的减贫效应估计——收入贫困还是多维贫困?》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- [2] 邓大松、杨晶, 2019,《养老保险、消费差异与农村老年人主观幸福感——基于中国家庭金融调查数据的实证分析》,《中国人口科学》第4期。
- [3] 董芳、周江涛, 2019,《提高就业质量:人力资本与社会资本孰轻孰重》,《经济问题》第1期。
- [4] 方迎风、邹薇, 2013,《能力投资、健康冲击与贫困脆弱性》,《经济学动态》第7期。
- [5] 高艳云, 2012,《中国城乡多维贫困的测度及比较》,《统计研究》第11期。
- [6] 郭凯明、龚六堂, 2012,《社会保障、家庭养老与经济增长》,《金融研究》第1期。
- [7] 郭熙保、周强, 2016,《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》第6期。
- [8] 何军、沈怡宁、唐文浩, 2020,《社会资本、风险抵御与农村女户主家庭贫困脆弱性的研究——基于CFPS数据的实证分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- [9] 黄薇, 2017,《医保政策精准扶贫效果研究——基于URBIMI试点评估入户调查数据》,《经济研究》第9期。
- [10] 黄薇, 2019,《保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化》,《管理世界》第1期。
- [11] 李实、詹鹏、杨灿, 2016,《中国农村公共转移收入的减贫效果》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- [12] 廖娟, 2015,《残疾与贫困:基于收入贫困和多维贫困测量的研究》,《人口与发展》第1期。
- [13] 刘一伟, 2017a,《社会保险缓解了农村老人的多维贫困吗?——兼论“贫困恶性循环”效应》,《科学决策》第2期。
- [14] 刘一伟、汪润泉, 2017c,《收入差距、社会资本与居民贫困》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- [15] 粟芳、方蕾, 2016,《中国农村金融排斥的区域差异:供给不足还是需求不足?——银行、保险和互联网金融的比较分析》,《管理世界》第9期。
- [16] 潘杰、雷晓燕、刘国恩, 2013,《医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析》,《经济研究》第4期。
- [17] 齐良书, 2011,《新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- [18] 史恒通、赵伊凡、吴海霞, 2019,《社会资本对多维贫困的影响研究——来

- 自陕西省延安市 513 个退耕农户的微观调查数据》，《农业技术经济》第 1 期。
- [19] 师荣蓉、丁改云，2019，《金融发展多维减贫的空间溢出效应检验》，《统计与决策》第 15 期。
- [20] 宋泽、詹佳佳，2018，《农村老年多维贫困的动态变化——来自 CHARLS 的经验》，《社会保障研究》第 5 期。
- [21] 苏春红、解垚，2015，《财政流动、转移支付及其减贫效率——基于中国农村微观数据的分析》，《金融研究》第 4 期。
- [22] 苏静、肖攀、胡宗义，2019，《教育、社会资本与农户家庭多维贫困转化——来自 CFPS 微观面板数据的证据》，《教育与经济》第 2 期。
- [23] 谭燕芝、张子豪，2017，《社会网络、非正规金融与农户多维贫困》，《财经研究》第 3 期。
- [24] 孙祁祥、林山君，2014，《中国养老保险制度的收入再分配效应分析》，《外贸经济》第 5 期。
- [25] 王春超、叶琴，2014，《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》，《经济研究》第 12 期。
- [26] 汪伟，2012，《人口老龄化、养老保险制度变革与中国经济增长——理论分析与数值模拟》，《金融研究》第 10 期。
- [27] 王小林、Sabina Alkire，2009，《中国多维贫困测量:估计和政策含义》，《中国农村经济》第 12 期。
- [28] 王盈怡、涂罡，2018，《低保与城乡反贫困:一个多维贫困和多维不平等的视角》，《公共财政研究》第 6 期。
- [29] 王增文，2013，《贫困恶性循环、福利依赖与再就业收入》，《中国人口 资源与环境》第 1 期。
- [30] 吴国宝，1997，《谁是穷人》，山西：山西经济出版社。
- [31] 温雪、钟金萍、潘明清，2019，《多维贫困视角下的精准扶贫瞄准效率》，《农村经济》第 5 期。
- [32] 解垚，2015a，《公共转移支付与老年人的多维贫困》，《中国工业经济》第 11 期。
- [33] 解垚，2017a，《养老金与老年人口多维贫困和不平等研究——基于非强制养老保险城乡比较的视角》，《中国人口科学》第 5 期。
- [34] 谢家智、车四方，2017，《农村家庭多维贫困测度与分析》，《统计研究》第 9 期。
- [35] 杨宜勇、张强，2016，《我国社会保障制度反贫效应研究——基于全国省际面板数据的分析》，《经济学动态》第 6 期。
- [36] 乐章、刘二鹏，2016，《家庭禀赋、社会福利与农村老年贫困研究》，《农业经济问题》第 8 期。
- [37] 张全红、李博、周强，2017，《中国多维贫困的动态测算、结构分解与精准扶贫》，《财经研究》第 4 期。
- [38] 张川川、John Giles、赵耀辉，2015，《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》，《经济学（季刊）》第 1 期。
- [39] 张川川、张斌开，2014，《“社会养老”能否替代“家庭养老”？——来自中国新型农村社会养老保险的证据》，《经济研究》第 11 期。

- [40] 张跃华、王翌宵, 2019,《新型农村社会养老保险对贫困群体生活的影响——基于 CHARLS 2011~2015 面板数据的分析》,《保险研究》第 5 期。
- [41] 郑成功, 2016,《中国社会保障发展报告》,北京: 人民出版社。
- [42] 周钦、田森、潘杰, 2016,《均等下的不公——城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究》,《经济研究》第 6 期。
- [43] 邹薇、方迎风, 2011,《关于中国贫困的动态多维度研究》,《中国人口科学》第 6 期。
- [44] 邹薇、方迎风, 2012,《怎样测度贫困:从单维到多维》,《国外社会科学》第 2 期。
- [45] 朱火云., 2017,《城乡居民养老保险减贫效应评估——基于多维贫困的视角》,《北京社会科学》第 9 期。
- [46] 朱月季、张颖、陈新锋, 2020,《教育、社会资本对中国农村家庭代际流动的影响——基于 CHIP 数据的实证分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第 1 期。
- [47] 于大川、李培祥、杨永贵, 2019,《农村医疗保险制度的增收与减贫效应评估——基于 CHNS(2015)数据的实证分析》,《农业经济与管理》第 5 期。
- [48] 于福波、张应良, 2019,《外出务工、社会资本与农户内部收入差距》,《经济与管理研究》第 8 期。
- [49] Afessie R., Angelini V. and Santen P.V., 2013, "Pension wealth and household saving in Europe: Evidence from share life." *Europe Economic Review*,63.
- [50] Alkire.S, Foster, J, 2007, "Counting and Multidimensional Poverty Measurement." Working Paper.
- [51] Alkire S., Foster J.,2011, "Counting and multidimensional poverty measurement." *Journal of Public Economics*,95(7-8).
- [52] Alkire S., Santos. M.E., 2014, "Measuring acute poverty in the developing world: Robustness and scope of the multidimensional poverty index." *World Development*,59(1).
- [53] Fosse E.,2013, "The Politics of Poverty in Norway ." *Social Alternatives*, 32(1).
- [54] Sen.A.,1999, *Development as Freedom*[M]. New York: Oxford University Press.
- [55] Sen.A.,2004, "The quality of life ." New York:Routledge,30-53.F.
- [56] S Alkire.,ME Santos., 2011, "Acute multidimensional poverty: a new index for developing countries,"*Social Science Electronic Publishing*.
- [57] S Alkire, S Seth.,2015, "Multidimensional Poverty Reduction in India between 1999 and 2006: Where and How?"*World Development*.
- [58] Sabina Alkire,Suman Seth,2015, "Multidimensional Poverty Reduction in India between 1999 and 2006: Where and How?" *World Development*,72.
- [59] Wang, Xiaolin, Hexia Feng, Qingjie Xia, and Sabina Alkire.2016. "On the Relationship between Income Poverty and Multidimensional Poverty in China". OPHI Working Paper.

“偿二代”下我国保险业系统性风险的度量 ——基于流动性风险的视角

孙武军、张琬悦¹

摘要：

“偿二代”的正式实施是我国保险业风险管理的重要里程碑，该制度体系不仅将宏观审慎纳入了保险业风险管理框架，还建立了以风险为导向的分层管理机制，为保险业全面风险管理提供了有利工具及理论指导。其中，流动性风险是“偿二代”中难以量化的复杂风险，相比于偿付能力充足率恶化所带来的冲击，流动性恶化对保险行业的打击将更为迅速和猛烈，并伴随着一定程度的传染性，故个体保险机构的流动性风险最终可能演变成具有全局性和破坏性的系统性风险。从流动性的角度对保险行业系统性风险进行研究对保险行业的健康可持续发展有着举足轻重的意义。基于此，文章以保险机构流动性指标为基础，采用动态模型以个体保险机构的风险溢出值来度量基于流动性视角的系统性风险，并通过向前的模型探究“偿二代”流动性风险监管指标的风险预测效果。根据实证结果，文章进一步深入探究了保险业系统性风险的空间分布及时变特征，并对“偿二代”的风控效果、优势及“偿二代”对风险预测的有效性进行了研究。研究结果显示：(1)从流动性角度看，各保险机构自身风险值和风险溢出值的排序名次有显著差异，微观审慎监管体系会遗漏对系统重要性保险机构的有效监管。同时，各保险机构自身风险及其溢出的发生时间具有一致性，且存在顺周期效应，故对保险业实施宏观审慎监管具有现实意义。(2)针对个体风险、以偿付能力充足率为单一监管锚的“偿一代”无法有效监测各保险机构的风险溢出效应，“偿二代”很好的弥补了这一缺陷；(3)“偿二代”中的不同监管指标对不同时期风险溢出的预测效果不同，监管部门应给予各项指标综合考虑，才能更好把握系统性风险的变动趋势。

¹ 孙武军，南京大学商学院金融与保险学系副教授。张琬悦，南京大学商学院金融与保险学系硕士研究生。

关键词：“偿二代”，系统性风险，流动性风险，CoVaR

一、问题提出

2008年爆发的全球性的金融危机不久，美国政府为稳定国内金融经济环境，防止危机进一步扩大，对国际上最大的保险集团美国国际集团(AIG)施以了巨额的政府救助。这一标志性事件使人们意识到虽然风险管理与保障是保险业的本质职能，但其职能特性与其系统重要性并不相互矛盾。随着保险业的发展和成熟，该行业的系统重要性逐步显现了出来。从功能上看它是金融市场风险调节的基础和核心，注定是金融市场中不可或缺的一环；从空间上看，一方面所有经济主体都有风险管理的需求，从而与保险业有着不同程度的联系，另一方面保险行业内部风险因金融工具的创新与丰富得以向行业外转移，这在提升保险业自身管理水平的同时，也将保险业风险传向了经济体系中的各方主体。随着保险市场的不断发展与扩大，其内部所存风险将逐渐发散传递至经济体系的各个角落、各个环节，造就了系统重要性保险机构不仅表现出“大而不倒”，还表现出“广而不倒”。这样一个系统重要性行业一旦引发系统性风险，其所带来的经济损失相比于其他金融子行业有过之而无不及，因而对保险业系统性风险的监控与防范，与其他金融子行业一样具有重要意义。2013年，国际保险监督官协会(IAIS)颁布了9家全球系统重要性保险机构(G-SII)，中国平安位列其一，显示出我国保险业已经客观存在一定程度的系统性。这次评定结果既肯定了我国保险业的发展成果，也对我国保险业风险管理提出了更高要求。

从国内实际看，20世纪90年代末期的寿险巨额利差损风波、2002年和2008年发生的两次“投连险”风波、以及2012年以来的险企举牌上市公司风波，这一系列事件均展现出了保险业可能掀起的风险巨浪。在这一系列风险事件里，保险机构在投融资活动中所存在的利率错配和期限错配等问题，不但使保险业自身陷入流动性危机，还使风险通过同质化业务、再保险业务以及银行业务等渠道传向金融系统，并引发系统性风险。为更好地对保险业的进行监测及管控，我国相关监管部门推行了一系列措施。2008年金融危机爆发后，我国第一代较为完整的偿付能力监管制度体系形成(简称“偿一代”)。然而，随着我国保险行业的快速发展，保险业所存风险呈现出跨行业传染、顺周期波动、种类多样化的发展趋势，以规模为导向、针对传统可量化风险的“偿一代”体系越来越无法满足保险业日益增长的风险管理需要。在这样的背景下，我国在一系列论证与试点后于2016年正式启动实施了第二代偿付能力监管制度体系(简称“偿二代”)。与“偿一代”相比，“偿二代”监管体系的优势主要体现在如下两方面：1)“偿一代”监管体系针对保险机构个体，未考虑风险的传染性、外溢性，而“偿二代”则将宏观审慎纳入监管框架，催生出了对系统性风险进行监管的需要；2)“偿一代”以规模为导向，监管体系高度依赖于可量化指标，对难以量化的风险管控有

限。“偿二代”则以风险为导向建立了风险分层监管模型，其依据风险量化的难易程度搭建了“三支柱”监管框架，将难以量化的风险纳入管控范围，并将其作为建成全面风险管理体系的重要环节。

流动性风险在“三支柱”监管框架中属于第二大支柱，是重要但却难以量化的固有风险。近年来，随着我国金融市场环境的转变及保险机构盈利模式的转型，流动性风险的监管需求持续上升。传统保险业务通常以长负债和短资产为特征，再加上新增业务带来的保费收入，流动性风险几乎无法对保险机构造成威胁。然而，随着金融市场竞争不断加剧，各保险机构为吸引客户大量推出中短存续期产品，使得保险业负债端期限被大大缩短。同时，由于近年来货币市场收益下降，保险企业为覆盖负债端成本而将险资大量投入资本市场，这一举动不仅拉长了资产端期限，还极大地增加了各保险企业流动性状况对市场环境的依赖性。在这样的盈利模式下，保险业负债端流动性增强，而资产端流动性却大大减弱，当各保险新增保费不足以覆盖当期资产端流动性缺口时，就会陷入流动性危机。相比于偿付能力充足率恶化所带来的冲击，流动性恶化对保险行业的打击将更为迅速和猛烈，而金融综合经营和创新发展趋势则为其传染性和外溢性创造了条件，使得保险机构个体流动性风险向金融系统乃至整个实体经济传导成为可能。

综上所述，“偿二代”在宏观审慎及管控难以量化风险方面提出了更高要求，填补了“偿一代”的监管空白。本文正是基于“偿二代”的监管需要，以难以量化的流动性风险为起点，通过模型以个体保险机构的流动性风险溢出量化保险行业系统性风险。根据量化结果：1) 本文将从截面和时间两个维度对系统性风险的空间分布及时变特点进行探究，并据此揭示“偿二代”的风险管理效果；2) 本文将以量化所得的风险溢出值序列为因变量，以保险机构自身的特征变量及“偿二代”流动性风险监测指标为自变量，构建向前的模型，探究“偿二代”流动性风险监测指标对风险预测的有效性。流动性风险是各保险机构风险管理的难点，是“偿二代”中难以量化的复杂风险，本文的研究需要始于“偿二代”，本文所得出的结论又能够支撑与检验“偿二代”的发展，正是“偿二代”的启动与实施赋予了本文特别的实践意义。

文章结构安排如下：第二部分为文献综述，从理论角度阐明保险业系统性风险的定义、特征、成因及管理实践，并对保险业系统性风险的量化研究成果进行梳理；第三部分为模型构建，该部分详细介绍了本文所用模型和变量及样本的选择；第四部分为实证研究与分析，该部分通过动态模型对我国保险业系统性风险进行了量化，并通过向前的模型建立起了“偿二代”流动性风险监测指标与系统性风险之间的关系。该部分基于流动性风险视角探究了保险业系统性风险的空间分布及时变特征，并探讨了“偿二代”的风险管理效果及“偿二代”流动性风险监测指标对风险预测的有效性。最后一部分为结论与建议，该部分对本文的主要结论进行了梳理，并据此提出了相关政策建议。

二、文献综述

系统性金融风险作为专业的经济金融概念在 2008 年国际金融危机爆发后的第二年成为从政府部门到业界和学术界突然高度关注的焦点，典型事件即为 2009 年 4 月 2 日在伦敦举行的 20 国集团（G20）金融峰会决定，将 FSB 成员扩展至包括中国在内的所有 G20 成员国，并将其更名为 FSB (Financial Stability Board) 以及全球系统重要性金融机构遴选。与此同时，学术界以此次危机为背景进行了大量针对性的研究。保险业作为金融系统的重要组成部分，以及在危机中发挥出的稳定器与压舱石的功能，亦得到普遍聚焦。首先，Geneva(2010)从宏观及微观角度对保险业的系统性风险进行了系统地界定，将其定义为使大量金融服务中断，并对实体经济造成整体或部分损害的风险。同时，根据保险业风险特征还提出了系统重要性保险机构的四个确定标准，它们分别是规模(Size)、风险关联性(Interconnectness)、可替代性(Substitutability)和时效性(Time)。随后，学术界从定性及定量两个角度不断丰富和拓展保险业系统性风险研究框架体系，引导市场主体不断加深和拓宽对保险市场系统性风险的理解。总体看来，定性研究主要探究保险业系统性风险的定义、特征、成因、及监管对策，而定量研究则通过借鉴已有系统性风险度量方法，对保险业系统性风险进行量化，并对相关影响因素进行解释。

（一）保险业系统性风险的特征及成因

目前学术界普遍观点认为，保险业的系统性风险与其业务结构有关。Harrington(2009)指出，由于银行业与保险业业务模式不同，传统的保险业务诱发系统性风险的概率很低，即使单个保险机构破产也不会对支付系统造成危害，从而不会使得金融系统发生瘫痪。Acharya (2010)认为提供非传统业务的保险机构更加容易受到系统性风险的伤害，且其与系统重要性机构的联系会更加复杂和紧密。Baluch (2011)也持有相同观点，认为非传统保险业务的开展增加了保险业引发系统性风险的可能性。国内学者赵桂芹和吴洪(2012)在借鉴国际经验的基础上，对我国保险业务及特征进行了分析，认为我国保险市场传统业务引发系统性风险的可能性很小，但非传统业务（如资本融资业务、流动性管理业务、出售信用担保业务等）会造成较大系统性风险隐患。也正如王向楠和王超(2018)所总结的那样，投机性表外衍生品交易和短期融资期限错配是保险业务风险隐患的集中点。除了保险业务结构外，还有学者对系统性风险在不同险种之间的分布特征进行了探索。研究结果显示，Cummins (2014)、Eling (2016)、郭金龙和周华林(2016)均认为寿险爆发系统性风险的可能性要大于财险。与产险产品不同，寿险产品兑付期较长。这种相对较长的负债端期限在给予了寿险机构更多的投资自由的同时也放大了投资的不确定性，从而对寿险机构的资产负债匹配管理能力提出了更高要求。

上述研究表明，保险行业系统性风险有如下特征：1) 从结构上看，非传统保险业务占比大的保险机构系统性风险较大。这是因为非传统业务为了获取较高收益，往往会将筹集到的短期保费资金用于长期投资，或为了吸引投保人投保而承诺较高的预定利率，这样的举措虽然能够在短期内极大地扩充保费规模，却也加重了保险机构净运营资产对市场环境的依赖性，埋下了很大的风险隐患。当市场环境恶化时，这类保险机构就会因流动性匮乏而规模性陷入流动性危机，形成系统性风险。2) 从险种上看，普遍观点认为寿险机构将面临更大的流动性风险。与产险产品不同，寿险产品兑付期较长。这种相对较长的负债端期限在给予了寿险机构更多的投资自由的同时也放大了投资的不确定性，从而对寿险机构的资产负债匹配管理能力提出了更高要求。

引发保险市场系统性风险的原因是复杂多样的，在对相关研究成果进行总结与梳理后，本文将主要成因归纳为宏观经济冲击、自身经营不善和自然灾害三个方面，具体见下表 1。

表 1：保险业系统性风险成因的文献梳理与总结

宏观经济冲击	宏观经济恶化	宏观经济恶化会使得保费收入下降和投资收入减少，还会使赔付率及退保率上升，从而使流动性风险成规模爆发。(杨琳，2009)
	利率、汇率变化	利率、汇率的波动可能会使保险公司的投资收益率低于预定利率，从而产生利率错配导致流动性风险。 (杨琳，2009；赵贵芹和吴洪，2012；郭金龙和赵强，2014)
自身经营不善	产品和资金运用同质化	产品和资金运用同质化使保险业风险集中度变高，拥有相同风险敞口，极易使得若干保险公司集体亏损或倒闭。 (Acharya and Richardson，2014)
	保险资金投入高风险资产	保险资金频繁进入高风险投资领域，会使得资本市场的风险更易传播到保险市场，并引发系统性风险。 (赵宇龙，2005；杨琳，2009；郭金龙和赵强，2014)
	不当市场行为	保险公司的不当市场行为，会扰乱经济秩序，失去大众对保险公司的信任，对整个保险业产生负面影响。 (郭金龙和赵强，2014；卓志和朱衡，2017)
自然灾害	巨灾风险	突发性的自然与人为灾害会对保险业稳定经营造成不可估量的损失。同时，保险公司通过向资本市场转移风险的方式降低损失，加深了保险市场

	<p>与资本市场的关联性。 (杨琳, 2009; Bobtcheff and Chaney et al., 2016; 卓志和朱衡, 2017)</p>
--	--

根据 Geneva(2010)的定义, 保险业系统性风险是使大量金融服务中断, 并对实体经济造成整体或部分损害的风险。从表 1 中可以看出, 可能引发保险业系统性风险的原因是多种多样的, 但各种因素最后都会导致保险公司流动性超预期恶化, 并成规模地陷入流动性危机, 从而使得保险业大量金融服务中断, 爆发系统性风险概率大增。同时, 由于保险业所承保的市场主体涉及实体经济各行各业, 保险业规模性的风险爆发会导致实体经济风险保障屏障的崩溃, 从而将风险进一步向实体经济传染。因此, 保险机构个体的流动性风险可能通过各种渠道向金融系统溢出并向整个实体经济传导, 并最终演变为系统性风险。

综合以上分析, 个体保险机构的流动性风险向系统性风险演变有如下传导机制: 1) 保险产品和资金运用同质化使保险业风险集中度变高, 使不同保险企业面临相同风险敞口(Acharya and Richardson, 2014), 个别保险公司的流动性危机会因此向迅速整个保险行业传染和扩散; 2) 保险企业和商业银行同属于负债型企业, 随着保险企业资产端的拉长和负债端的缩短, 投保人恐慌情绪引发保险业“挤兑”风险的可能性大大提高; 3) 保险市场与信贷市场、货币市场、资本市场的相互依赖性显著增强(杨明亮和戴娟, 2006), 保险行业的流动性风险会向金融体系溢出与蔓延; 4) 保险业所承保的市场主体涉及实体经济各行各业, 保险业规模性的风险爆发会导致实体经济风险保障屏障的崩溃, 从而将风险进一步向实体经济传染。

从中我们可以看出, 流动性风险是引发保险业系统性风险的重要因素, 故从流动性风险的角度研究系统性风险具有重要的理论价值和实践意义。

(二)保险业系统性风险的度量

依据系统性风险度量所需数据的结构与类型, 本文将金融业系统性风险的度量方法分为三大类: 第一类方法采用资产负债表数据, 如综合指数法(Illing and Liu,2003)、预警指标法(Frankel and Rose,1996)、金融压力指数法(Hakkio and Keeton,2009)、网络模型法(Chan-Lau and Espinosa et al.,2009)等; 第二类方法采用股市高频数据, 如条件在险价值法(CoVaR)(Adrian and Brunnermeier, 2008)、边际期望损失法(MES)(Kawai and Pomerleano, 2011), 灾难性风险溢价法(DIP)(Huang et al., 2012)、以及主成分分析及格兰杰因果检验法(Billio and Getmansky et al., 2012)等; 第三类方法则混合使用资产负债表数据及股市数据, 如系统风险指数法(SRISK)(Acharya and Engle et al., 2012)等。总的来说, 由于资产负债表数据量较大, 非上市公司亦能列入研究范围, 早期研究也主要是运用资产负债表数据来确定系统重要性保险机构。而股票市场数据由于数据频率高、透明度高, 且对资本市场中的风险变化较为敏感, 遂在后续研究中被广泛使用。这

类方法主要用于研究金融机构行情序列的尾部特征,并根据这一特征度量单个金融机构的系统性风险贡献。混合使用资产负债表数据与股市数据的方法既汲取了股市数据风险灵敏度好、透明度高的优点,又将单个机构在资产负债表中所反映的特征纳入风险测度的考量之中,能够更好的刻画金融机构的风险特征。

自保险业系统性风险开始受到学术界极大关注以来,大量系统性风险评估方法逐渐运用于保险行业。其中,资产负债表类方法主要用于相关监管部门确定系统重要性保险机构,而对保险业系统性风险特征的研究则主要集中于股市数据类方法。Chen and Cummins et al.(2014)运用线性和非线性的格兰杰因果检验法,测度了保险业和银行业之间的互联性。Kanno(2014)运用灾难性风险溢价法测度了位于亚太地区的保险机构的边际系统性风险贡献率。Bierth and Irresberger et al.(2015)用 $\Delta CoVaR$ 、 MES 、 $SRISK$ 法分别测量了寿险和非寿险的系统性风险贡献率及其影响因素。在国内,谢远涛和蒋涛等(2014)、刘璐和王春慧(2016)、王丽珍和康超(2017)分别利用 *copula* 模型法、 MES 法、格兰杰因果检验法对保险业的系统性风险特征进行了研究。徐华和魏孟欣等(2016)、王培辉和尹成远等(2017)分别运用分位数回归- $CoVaR$ 法、*Copula*- $CoVaR$ 法对保险业的系统性风险溢出效应及影响因素进行了研究。

由于系统性风险所关注的是个体风险的传染性和外溢性,学术界常以个体机构对行业所产生的溢出效应来度量其系统性风险大小。因而对某一行业系统性风险特征的研究,通常是对行业中个体的风险溢出效应特征进行研究;对行业系统性风险的量化,通常是对行业中的个体的风险溢出值进行量化。与其他系统性风险测度方法相比, $CoVaR$ 法对单家金融机构的系统性风险监测更有针对性,从而有利于监管部门对风险溢出程度大的金融机构实行审慎监管(陆静和胡晓红, 2014)。该方法较早由美国学者 Adrian and Brunnermeier(2008)提出,早期主要从静态角度量化上市金融机构的风险溢出效应,为系统重要性保险机构的筛选提供了理论方法。三年后,该学者进一步补充完善了 $CoVaR$ 方法的研究框架,通过状态变量的引入实现了对金融机构系统性风险的动态测量(Adrian and Brunnermeier, 2011)。自此, $CoVaR$ 方法不仅能从横截面维度筛选出系统重要性金融机构,还能从时间维度刻画各金融机构系统性风险的时变特征,推动了系统性风险定量研究体系的发展与完善。 $CoVaR$ 法是传统 VaR 方法的拓展,能够在考虑其他机构风险状况的条件下,测度目标机构在一定概率下的最大损失,因而称为“条件在险价值”法。由于金融数据往往具有尖峰厚尾及异方差的分布特征,通常来讲分位数回归在估计 $CoVaR$ 值方面明显优于最小二乘法。但同时,分位数回归方法没有考虑金融时间序列普遍存在的 GARCH 效应,且无法刻画序列之间的非线性结构,因而会低估序列之间的相关性。高国华和潘英丽(2011)探究了

单个金融机构对整个金融市场的风险溢出效应,并通过引入 GARCH 模型构造了动态 VaR 的计算方法,从而使得 CoVaR 的动态度量得以实现。该研究将国内 CoVaR 的研究从静态拓展至动态,从市场间溢出效应的总体研究细化到个体溢出效应的结构性研究。此后,随着尾部分布处理技术的发展与成熟,CoVaR 的估计方法呈现出多样化发展的趋势,如沈悦等(2017)的 GARCH-Copula-CoVaR 模型,张晓明和李泽广(2017)的 DCC-MGARCH-CoVaR 模型等。此外,在利用股市数据测度 CoVaR 值的基础上,白雪梅和石大龙(2014)引入了 *Forward- Δ CoVaR* 方法,建立起了金融机构资产负债表中的特征变量与 Δ CoVaR 之间的联系。该文还特别指出,相比于通过股市数据直接计算的系统性风险,通过更容易获得的金融机构自身特征变量预测的系统性风险值更加稳健与合理。

纵观 CoVaR 测度法的发展轨迹,我国保险领域对 CoVaR 模型的运用还停留在较为初级的阶段。徐华和魏孟欣等(2016)运用资产负债表数据分析了保险业系统性风险的影响因素,但其运用的分位数回归方法可能会低估金融序列的相关性,从而低估真实的系统性风险。王培辉和尹成远等(2017)选择 Copula-CoVaR 模型及前瞻性 *Forward- Δ CoVaR* 模型测度了我国保险业的系统性风险,但其主要将保险业作为金融子行业探究其与其他行业的风险溢出关系,意在强调对保险业系统性风险进行监管的重要性。基于以上方法演变的背景,本文将选用动态 GARCH-CoVaR 模型对保险行业的系统性风险进行测度,既从横截面维度对保险市场系统性风险的分布结构进行探究,又从时间维度对保险业系统性风险的时变特征进行研究。本文的研究不仅能进一步细化已有研究成果,探究单个保险机构的系统性风险状况,还能根据保险业系统性风险的时变特征评价我国系统性风险的管理效果,从而对保险业系统性风险的管理提供有利参考。

(三) 保险业系统性风险管理的国内实践

2008 年全球金融危机爆发后,我国第一代较为完整的偿付能力监管制度体系形成(简称“偿一代”),该体系主要借鉴欧盟偿付能力 I 和美国基于风险的偿付能力资本要求(RBC),并在本土化的实践中不断革新和完善。随着保险行业的高速发展以及参与资本市场的广度和深度的不断提升,“偿一代”逐渐显现出不适应行业发展的弊端,进而促进了在 2014 年“偿二代”的设计与推进工作。至 2016 年“偿一代”正式退出历史舞台,“偿二代”全面推出并实施,标志着我国保险业风险管理迈上了新台阶。陈文辉(2015)指出,“偿一代”对保险公司面临的风险没有分类,监管指标单一,监管标准与风险关联度低,反映风险不全面。而“偿二代”将保险业面临的风险分为可量化风险、难以量化风险及难以监管的风险,将系统性风险纳入监管框架,首次建立了中国保险业的风险分层模型,是一套风险覆盖更加全面、计量更加科学、风险反映更加敏感、更能反映保险公司风险管理能力的监管体系。

在“偿二代”三支柱风险分层模型中，流动性风险位于三支柱框架中的第二支柱，属于难以量化的定性风险。于润和叶朝晖(2008)较早就已明确指出作为负债经营型企业，资产负债错配、满期给付、保险产品停售等风险事件都会直接或间接引起保险机构的流动性风险。金融市场环境的瞬息万变以及保险行业盈利模式的转型不断挑战着保险公司对流动性风险的管控能力，使该能力成为行业监管部门和各市场主体进行全面风险管理的关键内容和环节。陈文辉(2016)指出，流动性风险是难以用资本覆盖的风险，很难检测和防范，往往给金融机构和金融体系带来致命的打击。为此，“偿二代”建立了综合风险评级制度，通过 SARMRA 评分体系反映保险公司对难以量化风险的管理能力，并依据该项得分对保险机构最低资本要求做出调整。针对流动性风险，“偿二代”建立了流动性监管指标和现金流压力测试制度，并通过流动性风险管理评分对保险公司流动性风险管理能力进行评价。

上述文献表明，从流动性风险视角对保险行业系统性风险进行研究，既源于实践背景，又源于“偿二代”的监管需要。现有对保险业系统性风险的量化研究，常通过个体机构的风险溢出效应来探究保险行业的系统性风险特征，本研究亦将延续这一量化思路。然而，尚未有研究以“偿二代”为背景，融合“偿二代”的风险管理思路，基于风险分层模型对保险业系统性风险进行量化研究。基于这样的理论与现实背景，本文将运用动态 GARCH-CoVaR 模型，通过个体保险机构的流动性风险溢出效应探究保险行业的系统性风险特征。本文的创新之处体现在：(1) 本文将结合资产负债表数据及股市数据，创新性地基于流动性风险视角量化保险行业的系统性风险，所得量化结果与我国风险管理实践高度吻合；(2) 本文创新性的探究了保险机构特征变量及“偿二代”下流动性风险监测指标对系统性风险的预测效果；(3) 本文的研究以“偿二代”全面实施为背景，本文所得出的结论又能够支撑与检验“偿二代”的发展，展现了理论与实践的统一。

三、模型构建

(一) CoVaR 模型

传统的 VaR 风险度量法能够度量某一机构在一定概率下的最大损失，但该方法无法刻画机构间的风险传染特征。为能够有效刻画机构间的风险溢出关系，Adrian and Brunnermeier(2008)在 VaR 基础上提出了 CoVaR 模型，该模型的具体数学表达式为：

$$\Pr\left(X^j \leq \text{CoVaR}_q^{j|E(X^i)} \mid \mathcal{F}(X^i)\right) = q \quad (1)$$

其中， X^i 与 X^j 分别表示机构 i 与机构 j 的资产收益率， $\text{CoVaR}_q^{j|E(X^i)}$ 表示当

机构 i 发生风险事件时，机构 j 在 $1-q$ 的置信度水平下可能发生的最大损失。若

X^i 表示单个金融机构的资产收益水平， X^j 表示金融体系总体的资产收益水平，

则 $CoVaR_q^{j|E(X^i)}$ 就能够体现出金融机构与金融市场之间的风险联系。 $CoVaR_q^{j|E(X^i)}$

所度量的风险包括两个部分：(1) 金融体系自身的无条件风险；(2) 在金融机构 i 发生风险的情况下，金融体系 j 所产生的条件性风险，即金融机构 i 对金融体系 j 的风险边际贡献。显然，剔除金融体系自身无条件风险值后的条件在险价值

$\Delta CoVaR_q^{j|E(X^i)}$ 就能够更好的刻画金融机构 i 的风险溢出特征，故定义

$\Delta CoVaR_q^{j|E(X^i)}$ 为金融机构 i 对金融体系 j 的风险溢出水平，其具体表达式如下：

$$\Delta CoVaR_q^{j|E(X^i)} = CoVaR_q^{j|E(X^i)} - VaR_q^j \quad (2)$$

(二) $GARCH - CoVaR_i$ 模型

由于金融时间序列普遍存在着尖峰厚尾特征及异方差现象，传统 $CoVaR$ 模型主要通过分位数回归法对 $CoVaR$ 值进行估计。然而，分位数回归法有如下缺陷：1) 对于残差的假设过于简单，未考虑到金融数据的波动性聚集现象；2) 无法刻画出各序列的非线性结构，因而可能低估金融时间序列的相关性；3) 传统分位数回归法得出的风险值是静态值，无法动态展现风险水平在某段时期内的波动情况。基于此，本文以国内上市保险机构为研究对象，借鉴高国华和潘英丽 (2011) 所提出的 $GARCH - CoVaR$ 模型，基于流动性风险视角测度各保险机构的系统性风险。

值得注意的是，传统 $CoVaR$ 模型运用分位数回归法计算出的风险值是一个静态数值，描述的是某一机构在某段时间内的风险状况。而本文选用的 $GARCH - CoVaR$ 模型所计算出的风险值是动态的时间序列，故由该模型所计算出的风险值表示的是某一机构在 t 时刻的风险水平。同时，传统 $CoVaR$ 模型以收益率为基础变量来量化系统性风险，由于本文基于流动性风险视角，故本文的基础变量选用流动性变化率。建模具体步骤如下：

1. 应用 $AR(1) - GARCH(1,1)$ 模型测度保险业各上市机构 i 的流动性风险序

列 VaR_t^i ，具体模型设定如下：

$$X_t^i = \gamma^i + \alpha_0^i X_{t-1}^i + \alpha_1^i S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \theta^i + b_0^i \varepsilon_{t-1}^2 + b_1^i \sigma_{t-1}^2 + b_2^i S_{t-1} \quad (4)$$

式(3)称为条件均值方程， X_t^i 及 X_{t-1}^i 为金融机构的流动性变化率指标， S_{t-1} 为状态变量， ε_t 为方程(3)的扰动项。式(4)为条件方差方程， σ_t^2 为金融机构流动性变化率指标在 t 时期的方差， ε_{t-1}^2 是方程(3)滞后一期扰动项的平方。通过对AR(1)-GARCH(1,1)模型的估计，运用模型得出的 \hat{X}_t^i 值及 $\hat{\sigma}_t^i$ 值，可求得各上市保险机构的流动性风险值 VaR_t^i ，公式如下：

$$VaR_t^i = \hat{X}_t^i + Q(q)\hat{\sigma}_t^i \quad (5)$$

其中， \hat{X}_t^i 及 $\hat{\sigma}_t^i$ 表示保险机构在 t 时期流动性变化率及其标准差的估计值， $Q(q)$ 表示标准正态分布的 q 分位数，本文取正态分布的5%分位数。 VaR_t^i 表示保险机构 i 的个体流动性风险，即 i 机构 t 时刻在 $1-q$ 的置信度水平下流动性变化率可能发生的最大损失。

2. 应用GARCH(1,1)模型测度各上市保险机构的流动性风险溢出值 $\Delta CoVaR_t^{sysi}$ ，以该值表示保险机构系统性风险大小。由于实践中CoVaR模型AR效应不显著，本文采用GARCH(1,1)模型测度上市保险机构的流动性风险溢出。具体的测度模型如下：

$$X_t^{sys} = \gamma^{sys} + \alpha^{sys} S_{t-1} + \varphi^{sysi} X_t^i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\delta_t^2 = \theta^{sys} + b_0^{sys} \varepsilon_{t-1}^2 + b_1^{sys} \sigma_{t-1}^2 + b_2^{sys} S_{t-1} \quad (7)$$

上式(6)(7)中， X_t^{sys} 和 δ_t^2 分别表示保险市场流动性变化率及其方差， S_{t-1} 表示状态变量， X_t^i 为各保险机构的流动性变化率指标。 X_t^{sys} 由 X_t^i 加权平

均而得，权重为各上市保险机构每日 A 股流通市值占比。

通过 (6) 式的估计能够得到市场流动性变化率 X_t^{sys} 的预测值序列 \hat{X}_t^{sys} 及其标准差估计值 $\hat{\delta}_t^{sys}$ 。取得估计参数后，将 $X_t^i = VaR_t^i$ 带入估计方程式 (6)，可得到当保险机构 i 处于流动性风险条件下的保险市场流动性变化率预测值 $\hat{X}_t^{sys|i}$ 。

据此，可以得到保险市场的自身流动性风险值 $VaR_{i,t}^{sys}$ 及条件在险价值 $CoVaR_t^{sys|i}$ ，具体公式如下：

$$VaR_{i,t}^{sys} = \hat{X}_t^{sys} + Q(q)\hat{\delta}_t^{sys} \quad (8)$$

$$CoVaR_t^{sys|i} = \hat{X}_t^{sys|i} + Q(q)\hat{\delta}_t^{sys} \quad (9)$$

其中， $VaR_{i,t}^{sys}$ 表示保险市场自身的无条件流动性风险序列，即当保险机构 i 处于正常状态时，保险市场 t 时刻在 $1-q$ 的置信度水平下，流动性变化率可能发生的最大损失； $CoVaR_t^{sys|i}$ 当保险机构 i 爆发流动性风险时，保险市场 t 时刻在 $1-q$ 的置信度水平下，流动性变化率可能发生的最大损失。 $Q(q)$ 表示标准正态分布的 q 分位数，本文取标准正态分布的 5% 分位数。保险机构 i 对保险市场的流动性风险溢出值计算公式如下：

$$\Delta CoVaR_t^{sys|i} = CoVaR_t^{sys|i} - VaR_t^{sys} \quad (10)$$

$\Delta CoVaR_t^{sys|i}$ 刻画了 t 时刻保险机构 i 对保险市场流动性风险的边际贡献，本文将 $\Delta CoVaR_t^{sys|i}$ 定义为 t 时刻保险机构 i 的流动性风险溢出值，即基于流动性风险视角的 t 时刻保险机构 i 的系统性风险值。

(三) 向前的 $\Delta CoVaR_t$

向前的 $\Delta CoVaR_t$ 检测法最早由 Adrian and Brunnermeier (2011) 提出，意在通过该模型对 $\Delta CoVaR_t$ 在未来一定时期内的走势进行监测，从而能够有效把握系统

性风险的变动趋势。白雪梅和石大龙(2014)结合系统性风险的监管实践,拓展了向前的 $\Delta CoVaR_t$ 模型的应用意义。其研究提出,直接依据 $\Delta CoVaR_t$ 值进行金融监管会产生严重的顺周期现象,而采用金融机构自身数据搭建的 *Forward* C_ρ 模型能够更加准确和稳健的预测我国金融机构的系统性风险。

向前的 $\Delta CoVaR_t$ 模型建立起了金融机构的特征变量与其风险溢出值之间的线性定量关系,并通过这种关系实现对金融机构未来系统性风险的预测。国内外相关研究表明,通常认为金融机构的在险价值(VaR)、财务杠杆率、(净)资产收益率、资产规模和GDP增长率是量化向前的 $\Delta CoVaR_t$ 的重要解释变量。金融机构的在险价值衡量了金融机构自身风险的大小,财务杠杆率体现了金融机构的资本结构,(净)资产收益率体现了金融机构的盈利水平,资产规模则刻画了金融机构的规模,GDP增长率用于控制时间效应。在此基础上,本文还将在模型中引入四个“偿二代”流动性风险监测指标,并探究这类监管指标在预测保险业系统性风险中的有效性。本文所采用的向前的 $\Delta CoVaR_t$ 模型设定如下:

$$\overline{\Delta CoVaR}_T^i = \gamma L_{T-n}^i + \eta K_{T-n}^i + \mu_i + \varepsilon_T^i \quad (11)$$

其中,由于公式(10)中所得到的 $\Delta CoVaR_t^{sysi}$ 序列为日度数据,而保险机构特征变量及“偿二代”监测指标均为季度数据,为使数据频率保持一致,本文取 $\Delta CoVaR_t^{sysi}$ 序列的每一季度均值代表该季度下保险机构*i*的流动性风险溢出值,以 $\overline{\Delta CoVaR}_T^i$ 表示,其经济含义是保险机构*i*在第*T*季度的系统性风险值; L_{T-n}^i 表示该模型的五个常规解释变量,包括金融机构的在险价值(VaR)、财务杠杆率、资产收益率、资产规模和GDP增长率; K_{T-n}^i 为本文引入的四个“偿二代”流动性风险监测指标; μ_i 是代表个体异质性的截距项; ε_T^i 是随个体与时间变动的扰动项;*T*表示季度,*n*为滞后期数。

四、变量选取和数据来源

(一) 基础变量 X_t^i

传统 *CoVaR* 模型通常以收益率为基础变量来量化系统性风险，由于本文基于流动性风险视角，故本文的基础变量选用流动性变化率 X_t^i 。该变量的构造过程如下：1) 选取各上市保险机构剔除市值规模的现金流量衡量保险公司的流动性状况，并将其定义为单位现金流 L_t^i ，该变量在数值上等于各保险机构市现率的倒数。2) L_t^i 的变化率即为本文的基础变量 X_t^i ，表示保险机构 i 在 t 时刻的流动性变化率，具体公式表达如下：

$$L_t^i = \frac{1}{PCF_t^i} = \frac{CF_T^i}{MV_t^i} \quad (12)$$

$$X_t^i = \frac{L_t^i - L_{t-1}^i}{L_{t-1}^i} \quad (13)$$

其中， T 为季度时间单位， t 为日时间单位； PCF_t^i 表示各上市保险机构的日市现率； CF_T^i 为上市保险机构的季度现金流量净额； MV_t^i 表示上市保险机构的总市值； L_t^i 表示各上市保险机构每日单位现金流， L_t^i 为负表示该上市保险机构处于流动性紧缺状态； X_t^i 表示保险机构 i 在 t 时刻的流动性变化率， X_t^i 为负表示该上市保险机构的流动性状况恶化，具有流动性风险隐患。对同一保险机构而言，在现金流净额为负且未发生改变的情况下，随着其总市值的增加，该机构的规模、市场前景、议价能力及筹资能力都会获得相应提升，因而流动性风险管理能力会增强，故其流动性紧缺状况会得到改善，单位现金流 L_t^i 及流动性变化率 X_t^i 很好的刻画了这一特征。

文章的样本取自 5 家在中国上海 A 股上市的保险机构：中国平安(样本区间为 2008 年 1 月 3 日到 2018 年 9 月 28 日)、中国太保(样本区间为 2008 年 1 月 3 日到 2018 年 9 月 28 日)、中国人寿(样本区间为 2008 年 1 月 3 日到 2018 年 9 月 28 日)、新华保险(样本区间为 2011 年 12 月 29 日到 2018 年 9 月 28 日)、天

安财险(样本区间为 2012 年 1 月 5 日到 2018 年 9 月 28 日, 该机构 2012 年借壳西水股份上市)。所有数据均来源于 wind 数据库。

X_t^{system} 由本文研究的 5 家上市保险结构的单位现金流增长率 X_t^i 加权平均而得, 权重为每期各保险结构市值占总市值的比重。

(二) 状态变量 S_{t-1}

Adrian and Brunnermeier(2011)对状态变量的选择提出了三个要求: (1) 该变量是系统性的(systematic); (2) 能够刻画资产回报率随时间变动的趋势; (3) 变量标的资产流动性强、变量具有可得性。结合本文研究对象特点, 状态变量应选择能够刻画保险业流动性状况时变趋势的系统性指标。

学术界普遍观点认为保险业的周期性主要体现在承保业务周期和投资业务周期上。承保业务周期主要与经济景气有关, 因此本文选择上证指数收益率(mr_sz)、上证指数波动率(vol_sz)、准货币(M2-M1)期末同比增速(m2m1)作为状态变量。投资业务周期主要与资本市场状况有关, 考虑到保险资金主要投资于银行存款、金融债券、政府债券等高流动性资产, 除股市相关指标外, 本文还选取了利率风险(IR: t 期与 t-1 期 6 个月国债到期收益率之差)作为状态变量指标。状态变量的样本区间为 2008 年 1 月 3 日到 2018 年 9 月 28 日, 所有数据均来自 wind 数据库。

(三) 解释变量 L_{T-n}^i 及影响因素 K_{t-n}^i

借鉴国内外研究(Adrian 和 Brunnermeier, 2011; 高国华和潘英丽, 2011; 白雪梅和石大龙, 2014; 王培辉等, 2017)成果, 文章选取五家上市保险机构的在险价值(VaR)、财务杠杆率(leverage)、净资产收益率(roe)、资产规模(lnasset)和 GDP 增长率(ggdp)作为常规解释变量, 其中杠杆率取各保险机构的权益乘数表示。同时, 为探究“偿二代”中流动性风险监测指标的风险管理有效性, 本文还选取了综合偿付能力充足率(solvencycom)、净现金流增长率(dncf)、综合流动比率(liquidity)、流动性覆盖率(cover1, cover2)四个指标作为影响因素。其中, 净现金流增长率为净现金流指标的变化率, cover1 为压力情景一下的流动性覆盖率指标, cover2 为压力情景二下的流动性覆盖率指标¹。

净现金流指标反映保险机构报告期的净现金流量, 净现金流增长率(dncf)增加, 表示各保险机构流动性状况改善, 反之, 则表示各保险机构的流动性状况恶化。综合流动比率反映了保险机构在报告日所持有的各项资产和负债在未来期间

¹ 据《保险公司偿付能力监管规则第 12 号规定, 财险公司的压力情景一为签单保费较去年同期下降 80%; 压力情景二为预测期内到期的固定收益类资产 20%无法收回本息。人身险公司压力情景一为签单保费较去年同期下降 80%, 同时退保率假设为基本情景的 2 倍(但退保率绝对值不超过 100%); 压力情景二为预测期内到期的固定收益类资产 20%无法收回本息。

内，预期现金流流入和流出的分布和匹配情况，本文选取反映未来一季度预期现金流变动情况的流动比率作为解释变量，该指标增加表示预期未来一季度保险机构的现金流入相对于现金流出增加，保险机构的现金流状况将得到改善。流动性覆盖率反映压力情景下保险机构未来一个季度的流动性水平，该指标值增加表示压力情景下未来一个季度的流动性状况将有所改善，反之则相反。

本文解释变量及影响因子均为季度频率数据，样本区间为 2015 年第一季度到 2018 年第 3 季度，样本包括中国平安寿险、中国平安产险、中国太保寿险、中国太保产险、中国人寿、新华保险、天安财险。七家上市保险机构的在险价值均由前述的 AR(1)-GARCH(1,1)-VaR 模型求得；财务杠杆率、净资产收益率、资产规模和 GDP 增长率来自 wind 数据库；七家险企的综合偿付能力充足率、净现金流增长率、综合流动性比率、流动性覆盖率指标来自各公司披露的偿付能力季度报告。

五、实证结果及分析

为采用动态 GARCH-CoVaR 模型对我国保险市场系统性风险溢出状况进行测度，文章首先运用 ADF 模型检验了各上市保险机构单位现金流序列及状态变量，模型滞后阶数为 2 阶，无趋势项。检验结果表明，除准货币 (M2-M1) 期末同比增速 (m2m1) 外，所有序列均在 99% 的置信水平下拒绝单位根原假设，是平稳时间序列。取准货币期末同比增速 (m2m1) 的一阶差分项进行单位根检验，结果表明一阶差分的准货币期末同比增速 (d_m2m1) 能够在 99% 的水平下拒绝原假设，是平稳时间序列。至此，所有 GARCH-CoVaR 模型所需变量均已通过平稳性检验，能够进行进一步回归。本文所有数据处理均使用 Stata13。

(一) 保险机构个体流动性风险

根据式 (3) 和式 (4)，各保险机构的 AR(1)-GARCH(1,1)-VaR 模型估计结果如表 2 所示：

表 2：保险机构流动性风险估计结果

因变量：保险机构流动性变化率 X_t^i					
AR(1)-GARCH(1,1)-VaR					
自变量	中国平安	天安财险	新华保险	中国太保	中国人寿
L1.mr_sz	.1912386*** (0.0000)	.24233947*** (0.0012)	.23861612*** (0.0000)	.24673183*** (0.0000)	.20559224 (0.0000)
L1.vol_sz	.0001324*** (0.0002)	.00006566 (0.5060)	.00018895*** (0.0016)	.00012043*** (0.0042)	.00010674 (0.0051)
L1.IR	-.00661135 (0.5415)	.00173908 (0.9414)	-.03449619*** (0.0011)	-.00299896 (0.8032)	-.01361272 (0.1813)

L1.	-0.00059904**	-0.00005287	.0005793	-0.00055579*	-0.00031202
d_m2m1	(0.0415)	(0.9525)	(0.3603)	(0.0976)	(0.3289)
_cons	-0.00292937***	-0.00128082	-0.00297875*	-0.00239859*	-0.00138187
	(0.0100)	(0.5248)	(0.0608)	(0.0545)	(0.2279)
Wald	69.58***	11.05*	46.75***	76.26***	81.95***
chi2(5)					
Prob >	(0.0000)	(0.0504)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
chi2					
N	1963	1135	1259	2000	2008
VaR 均	-0.037482	-0.0493658	-0.0419701	-0.0379791	-0.0359947
值					

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。

从表 2 中我们可以看出，在所有状态变量中，上证指数收益率的系数值最大，且均显著为正，这表示在四个状态变量中，个体流动性状况对股市走势最为敏感，股市的向好有利于改善个体流动性风险状况。VaR 均值显示了各保险机构在样本区间内流动性风险的平均水平，该值的负值越大保险机构的流动性状况就越恶劣，流动性风险就越大。从各上市保险机构在样本区间内的平均表现来看，天安财险的流动性风险最大，中国人寿的流动性风险最小。

表 3：“偿二代”实施前后各保险机构 VaR 值对比

	中国平安	天安财险	新华保险	中国太保	中国人寿
16 年前均值	-0.03794	-0.04964	-0.04216	-0.03821	-0.03641
16 年后均值	-0.03615	-0.04897	-0.04168	-0.03731	-0.03479
变化	0.001794	0.000673	0.000486	0.000897	0.001625

从表 3 中可以看出，在“偿二代”实施后，所有上市保险机构的流动性状况都得到了改善，流动性风险降低。流动性风险最大和最小的保险机构在“偿二代”实施前后均未发生改变，它们分别是天安财险和中国人寿。在“偿二代”实施期间，流动性风险改善效果最显著的保险机构是中国平安。从该结果可以看出，中国平安及中国人寿自身的风险管理能力较强，而天安财险的风险管理能力较弱。

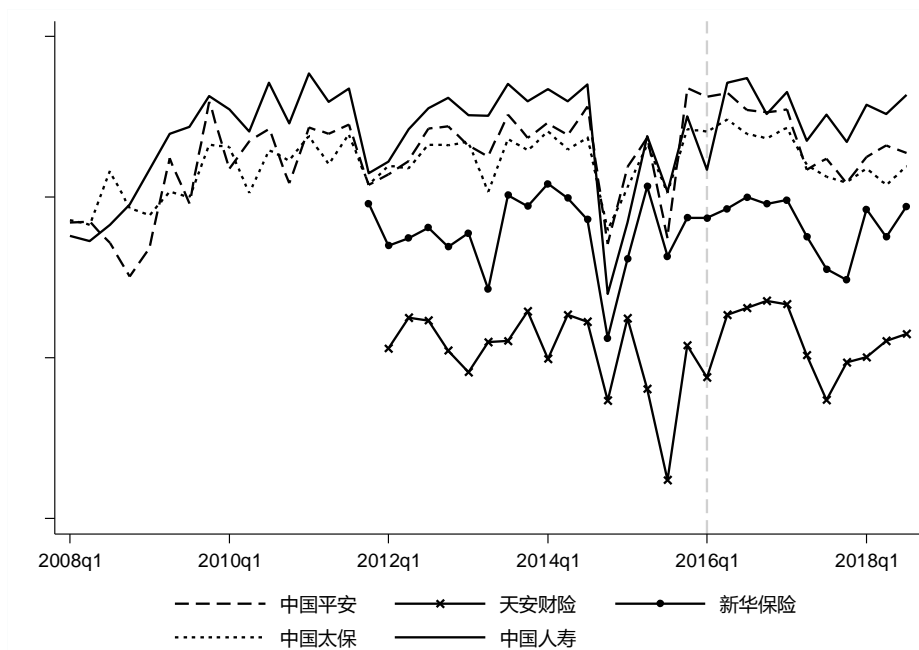


图 1：各保险机构流动性风险时变图

从图 1 中可以看出，各保险机构的流动性风险在 2014 年末、2015 年中旬、2017 年中旬发生了不同程度的增加。但在“偿二代”实施后，各保险机构流动性风险增加的幅度有所减小且频率有所减慢。这说明“偿二代”的实施能够改善各保险机构的个体流动性风险。从图中还能看出，保险机构流动性风险的爆发在时间上具有一致性。该现象说明导致保险业流动性风险产生的原因是系统性的，监管部门有必要从流动性风险入手，对保险业系统性风险防范制定出更具针对性的管理措施。

(二) 保险机构流动性风险溢出

根据式 (6) 和式 (7)，各保险机构的 GARCH(1,1)-CoVaR 模型估计结果如表 4 所示：

表 4：保险机构流动性风险溢出估计结果

因变量：保险行业流动性变化率 X_t^{sys}					
GARCH(1,1)-CoVaR					
自变量	中国平安	天安财险	新华保险	中国太保	中国人寿
dcp_i	.92800751*** (0.0000)	.3074405*** (0.0000)	.60706703*** (0.0000)	.81244063*** (0.0000)	.92010343*** (0.0000)
L1.	-.05236069***	.10328527***	-.07642858***	.08316293***	.01923208***

mr_sz	(0.0000)	(0.0024)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0995)
L1.	-.00017788***	.00007748*	-.00024822***	.00022351***	.00021676***
vol_sz	(0.0000)	(0.0984)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
_cons	.00290311***	-.00189948**	.00341362***	-.00323955***	-.00443344***
	(0.0000)	(0.0476)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Wald chi2(5)	11816.30***	1250.65***	5775.69***	31232.51***	17290.30***
Prob > chi2	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
N	1963	1135	1259	2000	2008
CoVaR 均值	-.0361512	-.0160431	-.0291101	-.0294874	-.0330709
Δ CoVaR 均值	-.0349477	-.0155284	-.027454	-.0310151	-.0336578

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。

从表 4 中可以看出，保险市场的流动性状况与各保险机构的流动性状况在 99%的置信度下显著正相关。中国平安及新华保险的状态变量系数显著大于零，这说明在这两个机构爆发流动性风险时，市场行情的走高和波动性的增大会使其流动性风险溢出进一步扩大。而对于天安财险、中国太保和中国人寿来说，当这些机构爆发流动性风险时，股市行情的走高及波动性的增大能够改善其风险溢出状况。

CoVaR 均值表示样本区间内当各保险机构爆发流动性风险时，保险市场在 95%置信度下的日平均最大损失，即保险市场最大损失超过 CoVaR 的概率不超过 5%。该指标度量的风险包括两个部分，一是保险市场自身的无条件风险，二是由保险机构 i 导致的风险溢出。剔除保险市场自身的无条件风险值后，就能得到保险机构 i 的流动风险溢出值 Δ CoVaR，即保险机构的系统性风险值。从实证结果可以看出，天安财险的系统性风险最小，中国平安的系统性风险最大。

表 5：“偿二代”前后各保险机构 Δ CoVaR 值对比

	中国平安	天安财险	新华保险	中国太保	中国人寿
16 年前均值	-.0356177	-.0155546	-.0272075	-.0311712	-.0340574
16 年后均值	-.0329984	-.0154902	-.027835	-.0305612	-.0324953
变化	0.002619	6.44E-05	-0.00063	0.00061	0.001562

表 5 显示，在“偿二代”实施后，除新华保险的流动性风险溢出水平略有增加外，其余四家上市保险机构的流动性风险溢出水平均得到一定程度改善。其中，

中国平安的流动性风险溢出改善程度最高。在“偿二代”实施前后，风险溢出水平最高的保险机构均为中国平安，而流动性风险溢出最低的保险机构均为天安财险，中国平安的流动性风险溢出水平几乎是天安财险的两倍。下表 6 中的各保险机构 SARMRA 评分及流动性风险管理评分可以很好解释表 5 中的实证结果。

表 6：各保险机构 SARMRA 评分及流动性风险管理评分

	平安 人寿	平安 财险	太保 人寿	太保 财险	中国 人寿	新华 保险	天安 财险
2016	86.06 (8.78)	- (-)	82.71 (8.42)	81.82 (8.13)	86.51 (8.15)	80.11 (8.81)	76.68 (7.91)
2017	85.58 (8.61)	84.1 (8.46)	83.03 (8.06)	- (-)	- (-)	免检 (免检)	- (-)
2018	85.58 (-)	- (-)	- (-)	82.88 (8.68)	84.94 (8.22)	81.1 (-)	- (-)
评分均 值	85.74 (8.72)	84.1 (8.46)	82.92 (8.18)	82.17 (8.31)	85.99 (8.17)	80.44 (8.81)	76.68 (7.91)
ΔCoVaR 变化值	0.002619	0.002619	0.00061	0.00061	0.001562	-0.00063	6.44E-05

数据来源：各保险机构偿付能力季度报告

注：（1）“()”外数字为 SARMRA 评分，“()”内数字为流动性风险管理评分。
（2）“-”表示该保险机构该年未被选为 SARMRA 评分对象，故数据缺失；（3）计算评分均值时，缺失数据按上一年度 SARMRA 评分（流动性风险管理评分）计算。

表 6 为监管机构对各保险机构的 SARMRA 评分及流动性风险管理评分。SARMRA 评分体系是“偿二代”第二支柱的重要内容，该评分越高则表示各保险机构风险管理能力越强。从表 6 中可以看出，中国平安及中国人寿的 SARMRA 及流动性风险管理评分均明显高于其他三家机构，天安财险的 SARMRA 及流动性风险管理评分最低。该结果可以解释表 5 中流动性风险溢出值的变化，评分越高的保险机构流动性风险溢出的改善越明显（如中国平安、中国人寿），评分越低的保险机构流动性风险溢出改善越小（如天安财险）。该结果说明“偿二代”的 SARMRA 评估体系能够有效反映各保险机构的风险溢出特点，能对各保险机构的风险管理实践进行有效评价。

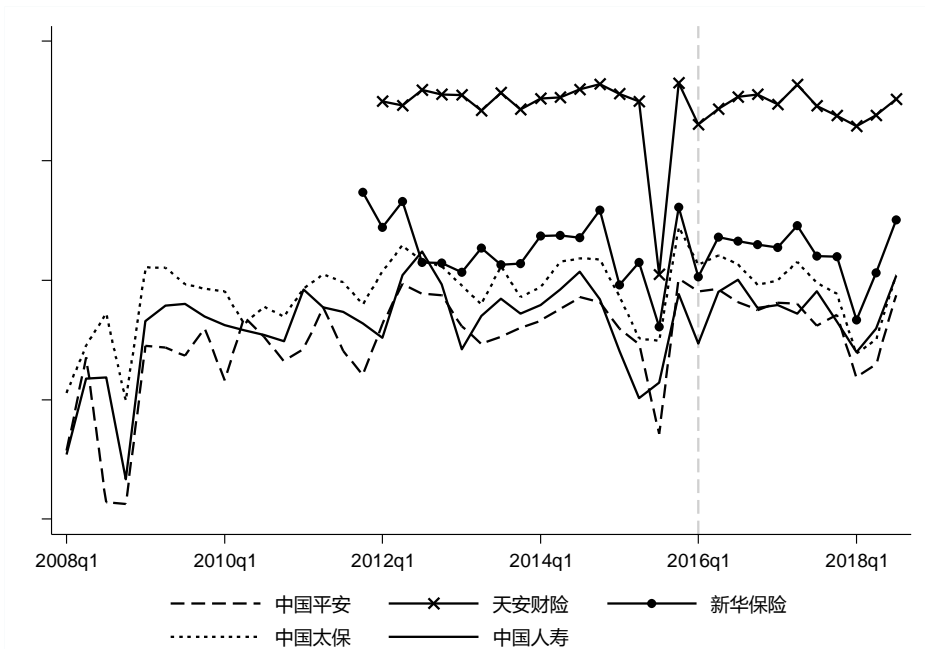


图 2：各保险机构流动性风险溢出时变图

从图 2 中可以看出，在 2008 年中旬，2015 年中旬和 2017 年末流动性风险溢出均有显著扩大的趋势。2008 年保险业流动性风险溢出系统性增加主要是受金融危机的影响。金融危机期间我国整个金融系统都遭受了不同程度的冲击，保险行业也在劫难逃。2015 年为“偿一代”与“偿二代”并行实施期，即过渡期，此时保险业监管的硬性条件仍停留在偿付能力指标层面，监管环境相对较为宽松。同时，各保险机构之间的竞争却在不断加强，各种中短存续期产品接连涌出，大大提高了各保险机构负债端的流动性及成本。然而，与此相对应的保险机构投资环境却不容乐观，不断走低的货币市场收益和不断收紧的市场流动性使得险资大举进入资本市场，企图通过扩大投资端收益来填补负债端成本。资本市场投资对保险机构来讲本应是一项长期战略，但以短期获利为目的的巨额险资进入资本市场后不仅没有实现其改善自身流动性状况的初衷，反而引起资本市场的剧烈波动，极大地影响了资本市场的秩序。这一系列投资举措直接导致各险企的流动性状况对市场环境的依赖性空前提高，流动性风险敞口不断扩大，流动性风险溢出显著增加。2017 年下旬，为进一步强化对保险行业的监管，原保监会密集下发了“1+4”系列文件以防控保险业风险、治理保险业乱象、补齐保险业发展短板、支持实体经济发展。在这样的强监管势态下，各保险机构的投资端受到了极大的限制，而前期所开发的各项产品所带来的偿付压力依然存在，流动性风险敞口进一步扩大，业务端为保险行业创造的流动性大小将直接决定这一时期保险业的流

动性风险状况。2018年初，保险业翘首企足的“开门红”未能如约而至，业务端的“滑铁卢”使得各保险机构保费规模大幅下降，难以覆盖投资端风险敞口，保险业流动性风险溢出再次抬头。

各保险机构的流动性风险溢出在2008年达到历史最大值，之后进入缓慢下降阶段，后又在2015年中旬略有增加，并于“偿二代”推出后显著降低。虽然在2017年末因强监管态势而略有抬头，但无论是流动性风险溢出水平还是风险爆发频率都有显著降低。从中可以看出，在“偿二代”实施后，各保险机构的流动性风险溢出状况得到显著改善，这说明“偿二代”的推出能够有效抑制流动性风险在保险市场的传染性，并能够有效降低保险市场爆发系统性流动风险的频率与严重程度。

表 7：保险机构风险值排名

	中国平安	天安财险	新华保险	中国太保	中国人寿
VaR 值排名	4	1	2	3	5
$\Delta CoVaR$ 排名	1	5	4	3	2
VaR 值	-0.037482	-0.0493658	-0.0419701	-0.0379791	-0.0359947
$\Delta CoVaR$ 值	-0.0349477	-0.0155284	-0.027454	-0.0310151	-0.0336578

从表 7 中可以看出各保险机构的流动性风险大小排名和流动性风险溢出大小排名有显著差异。中国平安自身的流动性风险较小，但其风险溢出效应却居五家上市保险机构之首。这说明中国平安自身风险管理能力较强，同时，其自身的流动性状况变化能对保险市场的流动性变化产生较大影响。天安财险自身的流动性风险较大，且显著高于其余四家上市保险机构，然而其风险溢出水平却大大低于其他四家保险机构，这说明天安财险的系统影响力较弱。

从各保险机构的流动性风险值及流动性风险溢出值对比中可以看出，中国平安和中国人寿对保险市场系统性流动风险的边际贡献水平与自身流动性风险水平相当，这预示着只关注金融机构本身流动性风险的微观审慎管理框架会大大低估保险市场的风险水平。同时，针对保险个体的微观审慎框架意味着监管部门将对天安财险实行较严格的监管措施，而对中国平安投以相对宽松的监管环境。而事实上，虽然天安财险自身流动性风险水平较高，但其风险溢出值并不高，不会对保险市场造成较大冲击。中国平安自身风险管理能力强，流动性风险水平较低，但其一旦发生流动性危机，整个保险业的流动性状况都会发生恶化。由此可见，针对保险机构个体的监管措施并不能有效降低保险业系统性风险的产生，宏观风险管理框架的构建与实施具有现实意义。

(三) 保险机构系统性风险的影响因素

在本部分，我们将运用向前的 $\Delta CoVaR$ 模型建立起保险机构流动性风险溢出

与保险机构自身特征变量之间的定量联系,从而有利于监管部门根据各保险机构特征指标的变化掌握其风险溢出变动趋势,有效协调宏微观审慎管理政策之间的配合。同时,各保险机构也能据此对本机构实现自律管理,主动降低自己的系统性流动风险边际贡献,以谋求更加长远的发展。向前的 $\Delta CoVaR$ 模型具体设定如下:

$$\begin{aligned} \overline{\Delta CoVaR}_T^i = & \beta_1 \overline{VaR}_{T-n}^i + \beta_2 leverage_{T-n}^i + \beta_3 roe_{T-n}^i + \beta_4 \ln asset_{T-n}^i + \beta_5 ggdp_{T-n}^i \\ & + \beta_6 slovenycom_{T-n}^i + \beta_7 dncf_{T-n}^i + \beta_8 liquidity_{T-n}^i + \beta_9 cover_{T-n}^i + \mu_i + \varepsilon_T^i \end{aligned} \quad (14)$$

其中, $\overline{\Delta CoVaR}_T^i$ 和 \overline{VaR}_{T-n}^i 由计算出的日度数据取季度平均值而得,该值代表各保险机构在某一季度内的平均流动性风险溢出水平; $leverage_{T-n}^i$ 、 roe_{T-n}^i 、 $\ln asset_{T-n}^i$ 分别表示各保险机构滞后 n 期的财务杠杆、净资产收益率和资产规模; $ggdp_{T-n}^i$ 表示滞后 n 期的 GDP 增长率; $slovenycom_{T-n}^i$ 、 $dncf_{T-n}^i$ 、 $liquidity_{T-n}^i$ 、 $cover_{T-n}^i$ 分别表示滞后 n 期的综合偿付能力充足率、净现金流变化率、综合流动性比率和流动性覆盖率; μ_i 是体现个体差异的截距项, ε_T^i 是扰动项。

文章所取样本为动态平衡面板数据,在进行回归前须确定该模型是否存在固定效应或随机效应。首先使用固定效应模型对式(14)进行回归,回归结果显示该方程 F 检验 p 值为 0.0000,显著拒绝原假设“ H_0 : 模型不存在个体差异截距项 μ_i ”,认为固定效应优于混合回归。进一步用 Hausman 检验对该模型进行随机效应检验, Hausman 检验的 p 值为 0.0000,在 99%的水平上拒绝原假设“ H_0 : μ_i 与解释变量不相关”,认为应该使用固定效应模型而非随机效应模型。基于此,本文将选用固定效应模型对当期、滞后一季度、滞后一年的向前的 $\Delta CoVaR$ 模型进行探究。

表 8: 向前的 $\Delta CoVaR$ 模型回归结果

因变量: 保险机构流动性风险溢出值 $\overline{\Delta CoVaR}_T^i$

固定效应面板回归模型						
自变量	型					
	当季	滞后 1 季度		滞后 1 年		
VaR	.40915***	.4142879*	.4066955*	.542593**	-.1726002	-.0740278
	(0.0060)	(0.0154)	(0.0488)	(0.0010)	(0.1942)	(0.6489)
leverage	.00080***	.000804**	.00061001	.00061222	.001757**	.001832**
	(0.0067)	(0.0055)	(0.1294)	(0.0790)	(0.0009)	(0.0006)
roe	.0001***	.000134**	-.0000419	-.0000515	.00016422	.00017579
	(0.0002)	(0.0004)	(0.6991)	(0.6287)	(0.2146)	(0.1731)
lnasset	-.00835**	-.00805**	-.009046*	-.00879**	-.016699*	-.017508*
	(0.0052)	(0.0054)	(0.0365)	(0.0030)	(0.0121)	(0.0098)
ggdp	.0067***	.00670***	.00360048	.00473146	.00807064	.0090959*
	(0.0014)	(0.0018)	(0.1776)	(0.1291)	(0.0875)	(0.0618)
solvency com	7.196e-06	6.543e-06	4.103e-06	-.0000115	.00001994	8.872e-06
	(0.4797)	(0.5408)	(0.7190)	(0.1225)	(0.1367)	(0.4014)
dncf	-.0000292	-.0000333	.00003188	8.068e-06	-.000219*	-.000202*
	(0.7085)	(0.6807)	(0.8347)	(0.9533)	(0.0315)	(0.0196)
liquidity	-3.4e-07**	-3.4e-07**	5.6e-07**	5.3e-07**	-2.047e-0	-2.062e-0
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0015)	(0.0008)	(0.5604)	(0.9480)
cover1	4.31e-07*		8.698e-07		-3.063e-0	
	(0.0327)		(0.2309)		(0.6302)	
cover2		3.588e-07		8.407e-07		-3.780e-0
		(0.1271)		(0.1179)		(0.9575)
_cons	.20988***	.202075**	.2328307*	.234742**	.4092352*	.4369588*
	(0.0086)	(0.0101)	(0.0408)	(0.0023)	(0.0194)	(0.0128)
R square	0.6587	0.6530	0.6249	0.6548	0.7218	0.7347
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0017	0.0006	0.0526	0.0550
N	74	73	67	66	46	45

表 8 详细列示了向前的 $\Delta CoVaR$ 模型回归结果,从中可以看出各保险机构的流动性风险值、净资产收益率、总资产规模、综合流动性比率及 GDP 增长率都

能对当期的流动性风险溢出值产生显著影响。各保险机构自身的流动性风险大小对其风险溢出的影响最大,综合流动性比率变动对保险机构系统性风险变化的影响最小。仅流动性风险值、资产规模、综合流动性比率能够对未来一个季度的流动性风险溢出值起到预测作用,影响强度最大和最小的因子与滞后 0 期结果相同。然而,保险机构的个体流动性风险大小不能作为一年后其风险溢出大小的判断依据,仅财务杠杆率、资产规模及净现金流变化率能够影响一年后各保险机构的流动性溢出水平,其中资产规模对一年后各保险机构流动性风险溢出的影响最大,净现金流变化率影响最小。为了更直观地表示各期解释变量对系统性风险变化的影响方向,表 9 对显著变量的系数正负性进行了统计:

表 9: 向前的 $\Delta CoVaR$ 模型显著变量统计

	当季	滞后 1 季度	滞后 1 年
VaR	正	正	
leverage	正		正
roe	正		
lnasset	负	负	负
ggdp	正		
solvencycom			
dncf			负
liquidity	负	正	
cover1	正		
cover2			

由于 $\Delta CoVaR$ 值普遍为负,各变量系数为正表示该指标数值的提升能够降低保险业系统性风险带来的损失,减少各保险机构的流动性风险溢出水平,而系数为负则表示该变量数值的上升会增大各保险机构的系统性风险贡献度,恶化保险市场的流动性状况。从表 8 中可以看出,上市保险机构的资产规模能够对当季、一季度之后、一年后的风险溢出值产生显著负向影响。这说明各保险机构资产规模的增大会使得系统性风险造成的损失扩大,加深保险市场的流动性恶化程度。结合表 7 具体数据可以看出,各保险机构资产规模的变动会对其系统性风险大小产生长久的影响,且该影响呈现出逐步扩大的趋势。保险机构自身的流动性风险大小会对当季和下一季度的系统性风险大小产生正向影响,这说明对于同一保险机构来说,短期内其自身流动性风险越大,其引发系统性风险的可能性就越高。财务杠杆率在当季和滞后 1 年能对保险机构系统性风险产生正向影响,这说明保险机构负债占比的增加能够减小其风险溢出效应。这可能是由于近几年来为实现长期可持续增长,各保险机构积极践行“保险姓保”理念,使得各保险机构的盈利模型由投资拉动型转为承保拉动型或者二者并重,这一转变使得各保险机构主

营业务竞争力加强，保费收入增多，反映到资产负债表上表现为负债占比提高，财务杠杆增大。同时，各保险机构的流动性状况也因此得到改善，抗风险能力加强，流动性风险溢出水平降低。GDP 增长率能对当期系统性风险值产生正向影响，这意味着经济增长率的提高能够降低流动性风险爆发带来的损失，经济增长率的下降能够放大流动性风险爆发带来的损失，保险行业系统性流动风险存在显著的顺周期现象。

从“偿二代”的各项风险量化指标回归结果来看，偿付能力充足率对保险机构系统性风险大小无法起到预测作用。故仅以“偿付能力充足率”作为监管锚的“偿一代”监管体系无法对保险市场内流动性风险的传染及扩大进行有效监测，而以风险为导向的“偿二代”监管体系有效的弥补了这一监管空白。“偿二代”监管体系中的三个流动性风险监测指标对不同时期的系统性风险有不同程度的预测作用，综合流动性比率及压力情景一下的流动性覆盖率能对当期系统性风险大小产生影响，但其影响方向不同。综合流动性比率系数为负，表示当期预期现金流入相对现金流出的增加会使得保险机构的系统性风险增大，这可能是由于现金流状况改善的预期会促使保险机构倾向从事高风险运作，从而增加其系统性风险边际贡献。压力情景一下流动性覆盖率的系数值为正，表示未来一个季度流动性状况的改善能够降低该保险机构的系统性风险值。滞后一季度的综合流动性比率系数显著大于零，表示对未来一季度流动性状况改善的预期会使得各保险机构的未来一季度的风险溢出值减小，这说明“偿二代”中综合流动性比率能够有效反映未来该保险机构系统性风险边际贡献的变动趋势。滞后一年的净现金流增长率系数显著为负，这表示当季现金流状况的改善会增大保险机构一年后的流动性风险溢出效应，扩大系统性风险带来的损失，这显示出近年来各保险机构对其手中的保险资金的运用能力还有待加强，当期流动性的增强可能因为其不当运用反而增大了其未来的系统性风险。实证结果表明，监管部门应该对“偿二代”中各流动性风险监测指标进行综合考察，一是因为不同指标对未来不同时期流动性风险溢出的预测效果不同，二是因为各指标对保险机构风险溢出的影响方向存在差异，并不是所有指标的改善都预示着未来流动性风险溢出的降低。

为了检验向前的 ΔCoVaR 模型所得预测值是否具有稳健性，文章将 ΔCoVaR 模型所得预测值与 GARCH-CoVaR 模型所计算的风险溢出值进行了比较。其中，由于 GARCH-CoVaR 模型所计算的风险溢出值未对同一保险集团的财险及寿险风险溢出进行分类，为便于比较，中国平安的风险溢出预测值取中国平安寿险及中国平安财险的流动性风险溢出预测值均值，中国太保的风险溢出预测值为中国太保财险和中国太保寿险的预测值均值。结果如图 3 所示。

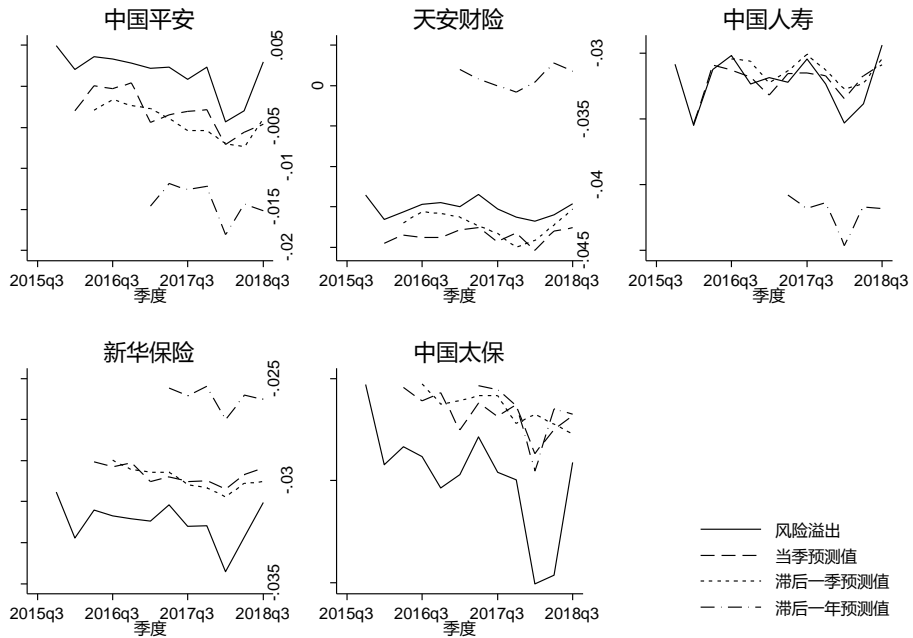


图 3：风险溢出值及其预测值比较

从图 3 中可以看出，向前的 $\Delta CoVaR$ 模型所得出预测值与 GARCH-CoVaR 模型所计算的风险溢出值走势一致，其中当季预测值和滞后一季预测值与计算而得的溢出值差异较小，而滞后一年的预测值与风险溢出计算值差异较大。综上，向前的 $\Delta CoVaR$ 模型具有稳健性，各保险机构能够通过自身特征变量对其未来风险溢出的变动方向进行预测。

表 10：财险机构及寿险机构风险溢出值对比

寿险	平安寿险	太保寿险	中国人寿	新华保险	均值
风险溢出值	-0.380834	-0.266303	-0.321361	-0.216878	-0.295535
财险	平安财险	太保财险	天安财险	均值	
风险溢出值	-0.380707	-0.267944	-0.186103	-0.278024	

表 10 显示了各保险机构的流动性风险溢出的当期预测值均值，从表中可以看出，无论是财险还是寿险，流动性风险溢出值最大值均为中国平安。自 2013 年以来，中国平安一直位于全球系统重要性保险机构之列，从该回归结果也可以看出，该机构流动性风险溢出值远高于其他机构。从险种统计结果来看，寿险的流动性风险溢出普遍高于财险，这与寿险自身产品特点相关。学术界普遍观点认

为寿险产品兑付期较长,这种相对较长的负债端期限在给予寿险机构更多的投资自由的同时,也放大了投资的不确定性,扩大了流动性风险敞口。而财险产品兑付期通常较短,资产端和负债端均需要保持较高流动性以保证偿付需要,从而财险机构的风险敞口通常较小且处于可控水平。该回归结果显示了该模型结论与实践及理论观点相一致,具有可靠性。

六、结论与政策建议

本文通过 GARCH-CoVaR 模型对保险机构的流动性风险溢出进行了量化,并通过向前的 ΔCoVaR 模型探究了保险业流动性风险溢出的影响因子。通过研究,本文的主要结论如下:

(1)从截面角度看,自身流动性风险最大的保险机构与流动性风险溢出最大的保险机构并不相同,这意味着传统针对个体的微观监管模式可能会遗漏个体风险较小,而系统性风险边际贡献却很大的保险机构,从而埋下系统风险爆发的隐患。从时间维度看,各保险机构流动性风险及风险溢出值的扩大在时间上具有一致性,这意味着流动性风险一旦爆发,其范围是规模性的、其损失能够被成倍放大,基于流动性风险角度量化与管理系统性风险具有重要理论价值与现实意义。

(2)“偿二代”的推出能够显著降低各保险机构的流动性风险大小及风险溢出强度,其降低效应不仅体现为最大流动性风险溢出的降低,还体现为流动性风险爆发频率的减少。同时,保险业系统性风险存在顺周期效应,经济增长率的提高能够降低流动性风险爆发所造成的损失,而经济增速率下滑会放大系统性流动风险。

(3)仅以“偿付能力充足率”为监管锚的“偿一代”监管体系无法有效预测系统性风险的变化趋势。以风险为导向的“偿二代”监管体系有效填补了这一空白,其流动性风险监测

指标能对未来不同时期的风险溢出起预测作用。“偿二代”下的 SARMRA 体系能够有效反映各保险机构的流动性风险管理水平。在“偿二代”实施以来,SARMRA 评分越高的保险机构流动性风险溢出水平的改善越明显。

(4)“偿二代”监管体系中的不同流动性量化指标对未来不同时期流动性溢出的预测效果不同,且不同指标对流动性溢出的影响方向不同,监管部门需要对“偿二代”下的定量指标进行综合考虑以掌握未来系统性风险的变动趋势。

针对上述结论,本文提出以下政策建议:

(1)对于流动性风险来说,保险机构自身的流动性风险大小与其流动性风险溢出大小存在差异,流动性风险小的保险机构风险溢出水平不一定小,监管机构在监管实践中应该更加注重宏观审慎性,将保险机构的系统重要性反映到监管指标中。

(2)传统的“偿付能力充足率”无法监测以流动性风险溢出为特征的系统性

风险，故监管部门不能仅以“偿付能力充足率”为监管锚来制定风险管理策略，应坚持“偿二代”下风险分层的风险管理思路，针对性设计风险监测指标，以风险为导向对该体系下的各项监管指标给予充分重视，形成差异化管理策略。

(3)“偿二代”下的流动性监测指标对保险机构的流动性风险溢出变动趋势有较好的预测效果，但不同指标的预测效果不同，故监管部门在实施监管时，应对各项监测指标的变动给予综合分析，以更为全面的视角掌握未来风险的变动趋势。

参考文献

- [1] 白雪梅、石大龙，2014，中国金融体系的系统性风险度量，国际金融研究，第6期，75-85页。
- [2] 陈文辉，2015，中国偿二代的制度框架和实施路径，中国金融，第5期，9-12页。
- [3] 陈文辉，2016，保险偿二代的实施重点，中国金融，第13期，9-11页。
- [4] 高国华、潘英丽，2011，银行系统性风险度量——基于动态 CoVaR 方法的分析，上海交通大学学报，第45卷，第12期，1753-1759页。
- [5] 郭金龙、赵强，2014，保险业系统性风险文献综述，保险研究，第6期，41-52页。
- [6] 郭金龙、周华林，2016，保险业的潜在系统性风险，中国金融，第6期，80-82页。
- [7] 刘璐、王春慧，2016，基于 DCC-GARCH 模型的中国保险业系统性风险研究，宏观经济研究，第9期，90-99页。
- [8] 陆静、胡晓红，基于条件在险价值法的商业银行系统性风险研究，中国软科学，第4期，25-42页。
- [9] 沈悦、戴士伟、罗希，2014，中国金融业系统性风险溢出效应测度——基于 GARCH-Copula-CoVaR 模型的研究，当代经济科学，第36卷，第6期，30-38页。
- [10] 王丽珍、康超，2017，保险机构与其他金融机构系统关联性研究——兼论保险机构的系统重要性，保险研究，第1期，16-26页。
- [11] 王培辉、尹成远、袁薇，2017，我国保险业系统性风险溢出效应研究——基于时变 Copula-CoVaR 模型，南方金融，第2期，14-24页。
- [12] 王向楠、王超，2018，保险系统性风险及其监管:文献述评，金融评论。第2期，111-126页。
- [13] 谢远涛、蒋涛、杨娟，2014，基于尾部依赖的保险业系统性风险度量，系统工程理论与实践，第8期，1921-1931页。
- [14] 徐华、魏孟欣、陈析，2016，中国保险业系统性风险评估及影响因素研究，保险研究第11期，3-15页。
- [15] 杨琳，2009，国际保险业系统性风险、成因与对策，中国保险，第3期，19-23页。

- [16] 杨明亮、戴娟, 2006, 保险风险对金融稳定的影响及对策建议, 中国金融, 第2期, 215-216页。
- [17] 于润、叶朝晖、韦毓, 2008, 论三支柱框架下我国偿付能力监管, 保险研究, 第2期, 59-61页。
- [18] 张晓明、李泽广, 2017, 系统风险外溢、市场约束机制与银行股票回报率——基于 CoVaR 和时变条件 β 指标的研究, 金融研究, 第12期, 143-157页。
- [19] 赵桂芹、吴洪, 2012, 保险体系的系统风险相关性评价: 一个国际视角, 保险研究, 第9期, 112-119页。
- [20] 赵宇龙, 2005, 论保险公司潜在系统性风险, 保险研究, 第7期, 46-47页。
- [21] 卓志、朱衡, 2017, 保险业系统性风险研究前沿与动态, 经济学动态, 第6期, 109-120页。
- [22] Acharya, V.V., Biggs, J., Le, H., et al., 2010, "Systemic risk and the regulation of insurance companies", *Regulating Wall Street: The Dodd - Frank Act and the New Architecture of Global Finance*.
- [23] Acharya, V.V., Richardson, M., 2014, "Is the Insurance Industry Systemically Risky?", *Modernizing Insurance Regulation*, John Wiley & Sons, Inc.
- [24] Acharya, V., Engle, R., Richardson, M., 2012, "Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks", *American Economic Review*, Vol. 102. No. 3, pp. 59-64
- [25] Adrian, T., Brunnermeier, M.K., 2009, "CoVaR: a method for macroprudential regulation", *Federal Reserve Bank of New York Staff Report*.
- [26] Adrian, T., Brunnermeier, M.K., 2011, "CoVaR", *National Bureau of Economic Research*.
- [27] Baluch, F., Mutenga, S., Parsons, C., 2011, "Insurance, Systemic Risk and the Financial Crisis", *Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, Vol. 36, No. 1, pp. 126-163
- [28] Billio, M., Getmansky, M., Lo, A.W., et al., 2012, "Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors", *Journal of financial economics*, Vol. 104, No. 3, pp. 535-559
- [29] Bierth, C., Irresberger, F., WeiB, G.N., 2015, "Systemic risk of insurers around the globe", *Journal of Banking & Finance*, No. 55, pp. 232-245
- [30] Bobtcheff, C., Chaney, T., Gollier, C., 2016, "Analysis of Systemic Risk in the Insurance Industry", *Geneva Risk & Insurance Review*, Vol. 41, No. 1, pp. 73-106
- [31] Chan-Lau, J.A., Espinosa, M., Giesecke, K., et al., 2009, "Assessing the Systemic Implications of Financial Linkages", *Social Science Electronic Publishing, Working paper*.
- [32] Chen, H., Cummins, J.D., Viswanathan, K.S., et al., "Systemic risk and the interconnectedness between banks and insurers: An econometric analysis", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 81, No. 3, pp. 623-652
- [33] Cummins, J.D., Weiss, M. A., 2014, "Systemic risk and the US insurance sector", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 81, No. 3, pp. 489-528
- [34] Eling, M., Pankoke, D. A., 2016, "Systemic risk in the insurance sector: a review and directions for future research", *Risk Management and Insurance Review*, Vol. 19, No. 2, pp. 249-284

- [35] Frankel, J.A., Rose, A.K., 1996, "Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment", *Journal of international Economics*, Vol. 41, No. 3-4, pp. 351-366
- [36] Geneva, A., 2010, "Systemic risk in insurance: an analysis of insurance and financial stability", *Special Report of the Geneva Association Systemic Risk Working Group, March*.
- [37] Hakkio, C.S., Keeton, W.R., 2009, "Financial stress: what is it, how can it be measured, and why does it matter", *Economic Review*, Vol. 94. No. 2, pp. 5-50
- [38] Harrington, S.E., 2009, "The financial crisis, systemic risk, and the future of insurance regulation", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 76. No. 4, pp. 785-819
- [39]Huang, X., Zhou, H., Zhu, H., 2012, "Systemic risk contributions", *Journal of financial services research*, Vol. 42. No. 1-2, pp. 55-83
- [40] Illing, M., Liu, Y., 2003, "An index of financial stress for Canada", *Bank of Canada Ottawa*.Kanno, M., 2014, "An Analysis of Systemic Risk in the Insurance Sector–Evidence from Asia-Pacific Region", *Asia-Pacific Journal of Risk and Insurance*, Vol. 8, No. 2, pp. 149-178
- [41] Kawai, M., Pomerleano, M., 2010, "Regulating Systemic Risk", *Working Paper*.

降费综合方案与企业职工基本养老保险财政兜底风险预警

杨再贵、陈肖华¹

摘要：

《降低社会保险费率综合方案》规定养老保险单位缴费率可降至 16%，同时调整平均工资计算口径。本文考虑人口政策变化、参保人缴费不都连续等等实际情况，构建企业职工基本养老保险收支结余精算模型。对比降费有关三种情景对企业职工基本养老保险财务状况的影响，发现降费综合方案虽然在预测前期少数年份会使财务状况有所恶化，但在预测期的大多数年份都能抑制财务状况恶化的势头。计算降费综合方案施行后养老保险支付缺口及其占财政收入的比重，发现财政兜底风险自 2020 年起较快增长。选择预警指标，设立预警级别，评估各级预警的年份区间。考察延迟退休、全面二孩等等因素对关键预警指标和预警年份区间的影响，为缓解财政兜底风险提出政策建议。

关键词：降费综合方案，企业职工，养老保险，财政兜底风险，预警

一、引言与文献综述

近年来，城镇职工基本养老保险当年收不抵支的省份逐年增多使财政补贴越来越大。根据《人力资源和社会保障事业发展统计公报》，2010—2017 年财政对城镇职工基本养老保险的补贴如图 1 所示。另据财政部公布的 2018 年上半年财政社会保障支出，截至 6 月底中央财政拨付 2018 年企业职工基本养老保险补助资金 4330.51 亿元。在现阶段世界经济增长乏力和中国经济下行压力加大的情况下，中国采取了积极的财政政策。即使国家财政赤字较大，财政对城镇职工基本养老保险的补贴仍在逐年递增，财政兜底风险已非常明显。因此，及时掌握基本养老保险的财政兜底风险已迫不及待，并亟需建立财政兜底风险预警。

¹ 杨再贵，中央财经大学教授，博士生导师，中国精算研究院社保精算研究中心。陈肖华，中央财经大学中国精算研究院博士研究生。。

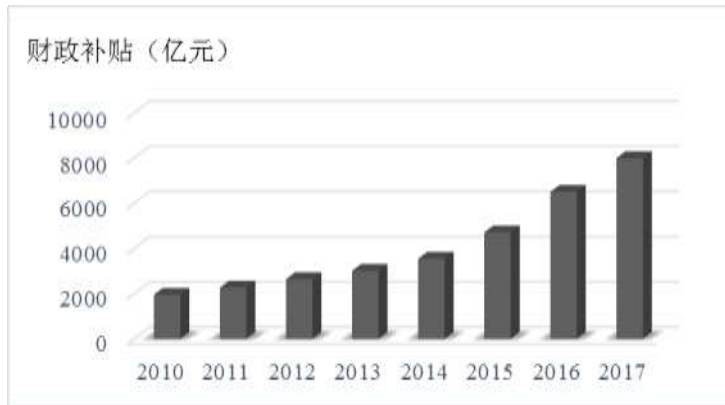


图 1: 2010—2017 年城镇职工基本养老保险的财政补贴

2019 年 4 月国务院办公厅发布《降低社会保险费率综合方案》(以下简称降费综合方案),提出了自 2019 年 5 月 1 日起,城镇职工基本养老保险单位缴费率可降至 16%,同时调整平均工资的计算口径,改用城镇非私营单位就业人员平均工资和城镇私营单位就业人员平均工资加权计算的就业人员平均工资。一方面,降低缴费率会减少养老保险缴费收入,不利于养老保险的长期财务状况。另一方面,调整平均工资计算口径,会使基于平均工资计算的基础养老金和过渡养老金下降,有利于养老保险的长期财务状况。城镇职工基本养老保险包括企业职工基本养老保险和机关事业单位工作人员养老保险,其中,前者的规模远大于后者。那么,降费综合方案会给企业职工基本养老保险长期财务状况带来怎样的影响,进而导致财政兜底风险如何变化呢?

用精算方法研究我国企业职工基本养老保险财务状况的文献主要可分为三类。一是研究隐性债务 (Sin, 2005; 东明等, 2005; 贾康等, 2007^{错误!未找到引用源。}; 张迎斌等, 2013; 郑秉文, 2014; 等等)。二是研究养老保险收支平衡或支付缺口 (高建伟、丁克谔, 2006; 周渭兵, 2009; 王晓军、米海杰, 2013; 刘学良, 2014; 等等)。三是研究养老保险的财务可持续性或财政负担 (于洪、钟和卿, 2009; 艾慧等, 2012; 王晓军、姜增明, 2016; 郑苏晋、廖朴, 2017; 杨再贵、石晨曦, 2016; 等等)。这些研究用精算方法值得借鉴,但也存在如下不足:一是都未考察《降低社会保险费率综合方案》这一重要文件的作用,因为该文件发布于 2019 年。二是都没回答企业职工基本养老保险导致的年度财政兜底风险究竟有多大。三是即便测算财政负担,也是针对某个时点而非长期年限中的各年度。是将某时点全体参保人未来应得养老金和应付保险费都折现到测算时点后求差额,而非对未来若干年中各年度的养老保险收入与支出求差额 (杨再贵、石晨曦, 2016)。四是大部分文献 (除刘学良, 2014; 郑苏晋、廖朴, 2017 之外) 没考虑生育政策的变化、女工人与女干部退休年龄不同、参保人缴费不都连续 (部分参保人断断续续缴费)、缴费工资低于统计工资等等实际情况。张心洁等 (2018) 虽然评估了城镇职工基本养老保险的财政兜底责任,但其模型也未考察《降低社会保险费率综合方案》的作用,还存在两个主要缺陷:缴费收入模型中包含了已退休的“老人”和“老中人”,其实,退休人员是无需缴费的;个人账户养老金随年度增长的假设,不符合《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》(国

发[2005]38号)的规定。

关于职工基本养老保险预警的研究也不少。熊俊顺(2001)分析养老保险基金支付能力的主要影响因素,构建预警模型测算了浙江省的支付能力。何文炯等(2002)设计养老保险预警指标,介绍其计算并说明了预警分析和政策模拟方法。李红岚等(2003)提出警情、警兆和警源的指标,用德尔菲法估计了养老保险收支的警情指标和警限。王柱、方彬(2014)探讨了养老保险基金收支监测预警的技术问题。常丽娟、陈玲英(2011)选择基本养老保险基金预警指标,基于BP神经网络构建预警模型,用上海市数据对模型进行训练学习,根据经验对警情设置了五个警度。杨学理等(2016)提出养老保险基金的制度风险、收支风险、投资风险等等,基于神经网络构建了各预警指标间的非线性关系结构。不过,这些研究对财政兜底风险的针对性不强,都是探讨如何建立预警指标体系,涉及的指标全面而宽泛但不深入,缺少专门针对财政兜底风险的预测。建立的模型也难以跟上国发[2005]38号文件的步伐。

发达国家用精算技术对社会保障财务进行长期评估。Goss(2010)指出,美国养老、遗属和失能保险(OASDI)基金受托人每年向国会提交基金财务报告,为潜在的长期财务问题或面临的挑战提供预警。衡量财务状况有一系列估计量,包括偿付能力、可持续性、精算结余、可持续偿付能力(sustainable solvency)、开群无积累型债务(open group unfunded obligations)等等。Social Security Administration Trustees(2019)指出,受托人用三类指标评估OASDI计划未来75年的财务状况:一是年度指标,包括收入率、成本率和结余;二是信托基金率(trust fund ratio);三是总和指标,如精算结余和开群无积累型债务。三类指标中,年度收入率(annual income rate)是某年的全部非利息收入与OASDI项目应税工资的比。年度成本率(annual cost rate)是某年的OASDI项目成本(主要包括待遇支出、管理费等)与应税工资的比。年度结余是某年的收入率与成本率之差。总和收入率(summarized income rate)是某期间非利息收入在期初的现值与期初基金之和除以该期间应税工资在期初的现值所得的百分比。总和成本率(summarized cost rate)是某期间成本的现值加上与期末年度成本相等的目标基金的现值,再除以该期间应税工资的现值所得的百分比。

Clarke(2016)指出,英国公共养老金的财政可持续性报告跟踪参保人员缴费净额占GDP的比例。政府管理养老金风险主要是用成本上限机制,涉及对已有负债和未来支付成本的定期评估,并与往年预期对比以设定未来缴费。英国正采取更全面的方法管理风险,包括定期分析、周期评估和成本上限机制的应用。Government Actuary's Department(2017)指出,英国国民保险基金(National Insurance Fund)成立于1948年,为超过缴费收入的待遇支出提供周转资金以保证及时足额支付。基金财务状况取决于缴费收入和待遇支出的增长。预测基金余额低于年度待遇支出1/6(约为2个月的待遇支出)时就需采取财政补贴、提高缴费率或延迟退休等措施。财政补贴最高不得超过年度待遇支出的17%。政府精算师每年向议会报告待遇和缴费的限额及比率的变化对基金的影响;五年一次报告基金的长期状况,对未来65年的财务状况发布评估报告。可见,美国和英国是从预防社会保障财务风险、而非财政兜底风险的角度考虑问题,所用指标不宜照搬。所以,反映我国企业职工基本养老保险的财政兜底风险,应根据中国的实际情况设置相应的指标。

本文在考虑《降低社会保险费率综合方案》以及人口新政等实际情况的基础上,根据《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》(国发[1997]26号)和国发[2005]38号文件,建立企业职工基本养老保险各年收支结余的精算模型,预测未来75年间各年的收支结余。考察降费综合方案对企业职工基本养老保险长期财务状况的影响,测度降费综合方案下的财政兜底风险。选择财政兜底风险预警指标,设立预警级别,评估各级预警的年份区间。考察延迟退休、生育政策、缴费率等等因素对预警指标的影响。根据测算结果,提出完善企业职工基本养老保险制度的政策建议。

二、各年收支结余精算模型

由国发[1997]26号和国发[2005]38号文件规定可得:企业职工基本养老保险当年结余=统筹账户当年结余+个人账户当年结余。统筹账户当年结余=统筹账户收入-统筹账户支出。统筹账户收入=企业的养老保险缴费。统筹账户支出=“老人”的基本养老金+退休“中人”的基础养老金和过渡养老金+退休“中人”超过计发月数的个人账户养老金(简称个账养老金)+退休“新人”的基础养老金+退休“新人”超过计发月数的个账养老金。个人账户当年结余=个人账户收入-个人账户支出。个人账户收入=个人的养老保险缴费。个人账户支出=退休“中人”计发月数内的个账养老金+退休“新人”计发月数内的个账养老金+个人账户余额返还。其中,“老人”是指国发[1997]26号文件实施前已退休的参保人员;“中人”是指该文件实施前入职、实施后退休的参保人员;“新人”是指该文件实施后入职的参保人员。个人账户余额返还是指参保人员在缴费期死亡或在个账养老金计发月数内死亡时,政府退还其法定继承人的个人账户余额。

企业职工基本养老保险累计结余按通常理解处理:若上年累计结余为正,则当年累计结余=上年累计结余 \times (1+投资收益率)+当年结余。若上年累计结余为负,则当年累计结余=上年累计结余+当年结余。

设职工入职参保年龄 e 为20岁;退休年龄 r 分别为女工人50岁、女干部55岁、男职工60岁;终极年龄 ω 为100岁。 q 为企业缴费率, c 为个人缴费率。 $L_{t,x}$ 为 t 年 x 岁的参保人数, a 为参保人的缴费持续率。 $S_{t,x}$ 为 t 年 x 岁参保人的工资, \bar{S}_t 为 t 年平均工资。 $B_{t,x}$ 、 $T_{t,x}$ 、 $I_{t,x}$ 分别为 t 年 x 岁参保人领取的基础养老金、过渡养老金、个账养老金。 j_t 、 i_t 、 g_t 、 ρ_t 分别为 t 年的个人账户记账利率、累计结余基金的投资收益率、工资增长率、养老金增长率。 s 为工龄工资增长率, b 为同年度相邻年龄退休人员养老金随年龄增长率。 z 为国发[1997]26号文件实施起始年1997年。假设养老保险缴费、养老金领取都发生在每年初。

(一) 各年的缴费收入

各年的参保缴费人员都是 $e-r-1$ 岁的参保人员,故各年缴费收入的计算式相同。 t 年统筹账户收入等于企业为在职参保人员的养老保险缴费。因有些工资项纳入了统计工资而没计入缴费工资,故缴费工资低于统计工资。缴费工资是在职参保人的上年度工资与缴费工资占统计工资比例 d 之积。

$$q \sum_{x=e}^{r-1} a_x L_{t,x} d S_{t-1,x-1} \quad (1)$$

个人账户收入等于在职参保人员个人缴纳的养老保险费。个人缴费按理是进

入个人账户，但实际上与统筹账户收入一起都由主管机关管理。

$$c \sum_{x=e}^{r-1} a_x L_{t,x} d S_{t-1,x-1} \quad (2)$$

而女工人、女干部和男职工的退休年龄各不同，他们的“老人”、“中人”和“新人”在退休人员中开始出现和完全消失的年度就不尽相同，故各年养老金支出的计算式也就不同。下面以女工人为例建立养老金支出精算模型，对女干部和男职工的建模思路和方法完全相同。

(二) $t \in [2020, z+r-e]$ 年的养老金支出

这期间，退休人员中只有“老人”和退休“中人”，无退休“新人”。

“老人”的年龄区间为 $[r+t-z, \omega]$ 。给“老人”按原规定发基本养老金。设 $P_{t,x}$ 为 t 年 x 岁退休人员的基本养老金， R_t 为 t 年养老金替代率，则基本养老金支出为

$$\sum_{x=r+t-z}^{\omega} L_{t,x} P_{t,x} \quad (3)$$

其中 $P_{t,x} = (1+b)^{x-r} P_{t,r}$ ， $P_{t,r} = R_t S_{t-1,r-1} = R_t (1+s)^{r-1-e} S_{t-1,e}$ ，

$S_{t-1,e} = (1+s) S_{t,e} / (1+g)$ 。

退休“中人”的年龄区间为 $[r, r+t-z-1]$ 。对退休“中人”的基础养老金和过渡养老金支出为

$$\sum_{x=r}^{r+t-z-1} L_{t,x} (B_{t,x} + T_{t,x}) \quad (4)$$

根据国发[2005]38号文件，退休时的基础养老金标准以当地上年度在岗职工平均工资和参保人指数化平均缴费工资的平均值为基数，缴费每满1年发给1%。过渡养老金等于过渡系数、视同缴费年限和参保人指数化平均缴费工资的乘积。因此， t 年 x 岁退休“中人”的基础养老金和过渡养老金分别为

$$B_{t,x} = \frac{\bar{S}_{t-(x-r)-1}}{2} \left(1 + \frac{d}{t-(x-r)-z} \sum_{k=1}^{t-(x-r)-z} \frac{S_{t-(x-r)-k-1, r-k-1}}{\bar{S}_{t-(x-r)-k}} \right) a [t-(x-r)-z] \% \frac{\prod_{h=t-(x-r)}^t (1+\rho_h)}{1+\rho_t} \quad (5)$$

$$T_{t,x} = \varepsilon [r-e-(t-(x-r)-z)] \frac{\bar{S}_{t-(x-r)-1} \cdot d}{t-(x-r)-z} \left(\sum_{k=1}^{t-(x-r)-z} \frac{S_{t-(x-r)-k-1, r-k-1}}{\bar{S}_{t-(x-r)-k}} \right) \frac{\prod_{h=t-(x-r)}^t (1+\rho_h)}{1+\rho_t} \quad (6)$$

退休“中人”的个账养老金：据国发[2005]38号文件，50岁、55岁、60岁退休时对应的个账养老金计发月数分别为195、170和139。用 m 表示个账养老金计发月数， $[m/12]$ 表示不大于 $m/12$ 的最大整数。参保人退休后在计发月数内领取的个账养老金由参保人的个人账户开支，超过计发月数后领取的个账养老金由统筹账户开支。本模型中不考虑参保人死亡需由统筹账户支付的丧葬费。为保守

安全和简化计算，假设计发月数内整年后尾数月的个账养老金由统筹账户开支。因此 $r - r + [m/12] - 1$ 岁参保人的个账养老金由其个人账户开支， $r + [m/12]$ 岁及以上退休“中人”的个账养老金由统筹账户开支。故统筹账户和个人账户开支的退休“中人”个账养老金支出分别为

$$\sum_{x=r+[m/12]}^{r+t-z-1} L_{t,x} I_{t,x} \quad (7)$$

$$\sum_{x=r}^{r+[m/12]-1} L_{t,x} I_{t,x} \quad (8)$$

其中，退休“中人”的年度个账养老金等于其个人账户积累额除以计发年数：

$$I_{t,x} = I_{t-(x-r),r} = \frac{12}{m} a \frac{cdS_{1996} \ x-(t-1996)}{1 + g_{1995}} \sum_{n=0}^{t-(x-r)-z-1} \left[\prod_{k=0}^n (1 + g_{1995+k}) \prod_{h=n}^{t-(x-r)-z-1} (1 + j_{1997+h}) \right] \quad (9)$$

(三) $t \in [z+r-e+1, z+r-e+[m/12]]$ 年的养老金支出

这期间的退休人员中有“老人”、退休“中人”和退休“新人”。 $z+r-e+[m/12]-1$ 年是退休“中人”里仍有个人账户开支个账养老金的最后一年。 $z+r-e+[m/12]$ 年起退休“中人”里无个人账户开支个账养老金。

“老人”的年龄区间为 $[r+t-z, \omega]$ 。对“老人”的基本养老金支出为 $\sum_{x=r+t-z}^{\omega} L_{t,x} P_{t,x}$ 。

退休“中人”的年龄区间为 $[e+t-z, r+t-z-1]$ 。对退休“中人”的基础养老金和过渡养老金支出为 $\sum_{x=e+t-z}^{r+t-z-1} L_{t,x} (B_{t,x} + T_{t,x})$ 。统筹账户开支的退休“中人”个账养老金支出

为 $\sum_{x=r+[m/12]}^{r+t-z-1} L_{t,x} I_{t,x}$ 。退休“中人”个人账户开支的个账养老金支出为 $\sum_{x=e+t-z}^{r+[m/12]-1} L_{t,x} I_{t,x}$ 。其

中， $B_{t,x}$ 、 $T_{t,x}$ 和 $I_{t,x}$ 分别与 $[2019, z+r-e]$ 期间的表达式相同。

退休“新人”的年龄区间为 $[r, e+t-z-1]$ 。退休“新人”应得的统筹账户养老金只有基础养老金。对退休“新人”的基础养老金支出为 $\sum_{x=r}^{e+t-z-1} L_{t,x} B_{t,x}$ 。其中，退休“新人”的基础养老金为

$$B_{t,x} = \frac{\bar{S}_{t-(x-r)-1}}{2} \left(1 + \frac{d}{r-e} \sum_{k=1}^{r-e} \frac{S_{t-(x-r)-k-1, r-k-1}}{\bar{S}_{t-(x-r)-k-1}} \right) a(r-e)\% \frac{\prod_{h=t-(x-r)}^t (1 + \rho_h)}{1 + \rho_t} \quad (10)$$

退休“新人”的个人账户开支的个账养老金支出为 $\sum_{x=r}^{e+t-z-1} L_{t,x} I_{t,x}$ 。其中，退休“新人”的个账养老金为

$$I_{t,r} = \frac{12}{m} a \frac{cdS_{t-(r-e)-1,e-1}}{1+g_{t-(r-e)-2}} \sum_{n=0}^{r-e-1} \left[\prod_{k=0}^n (1+g_{t-(r-e)-2+k}) \prod_{h=n}^{r-e-1} (1+j_{t-(r-e)+h}) \right] = I_{t+y,r+y}$$

, $y=1, 2, \dots, \omega-r$ (11)

同理，以后各年的养老金支出模型依此类推。

(四) 各年的个人账户余额返还

个人账户余额返还 I_t^D 包括对参保在职人员死亡和退休人员在计发月数内死亡时的返还：

$$I_t^D = acd \sum_{x=e}^{r-1} S_{t-1,x-1} \sum_{k=1}^{x-e+1} \left(\frac{1+g_{t-1}}{1+j_t} \prod_{n=1}^k \frac{1+j_{t-n+1}}{1+g_{t-n}} \right) \cdot D_{t,x} + \sum_{x=r}^{r+m/12-1} \left(\frac{m}{12} - x + r - 1 \right) \cdot I_{t,x} \cdot D_{t,x}$$

(12)

其中， $D_{t,x}$ 表示 t 年 x 岁死亡的参保人数。因假设企业职工基本养老保险个人账户 1997 年开始建立，故 $t-n+1 \geq 1997$ 。

三、参数校准

2019 年《政府工作报告》先提出城镇职工基本养老保险单位缴费比例可降至 16%。2019 年 4 月国务院办公厅发布的《降低社会保险费率综合方案》又提出了调整社保缴费基数政策。所以，可对比分析以下三种情景：情景 1，单位缴费率依然为原先的 20%，平均工资计算口径不变，仍采用企业在岗职工平均工资。情景 2，单位缴费率降至 16%，平均工资计算口径也不变。情景 3，单位缴费率降至 16%，平均工资变为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。上述三种情景下其余参数均一致。

(一) 各年人口结构

用“分要素法”预测城镇人口，必须分别确定起始人口结构、预测期各年的总和生育率、各年龄育龄妇女生育率、人口出生性别比、生命表、全国城镇人口数、分年龄性别迁移人口比重。

起始人口结构。由《中国人口和就业统计年鉴 2019》得 2018 年全国城镇分年龄性别抽样人口数、全国人口总数和全国城镇人口比重。后两者之积是全国城镇人口数。对全国城镇分年龄性别抽样人口数求和，除以全国城镇人口数，得到城镇人口实际抽样比。再用全国城镇分年龄性别抽样人口数除以实际抽样比得到 2018 年全国城镇分年龄性别的实际人口数，即起始人口结构。

总和生育率及各年龄育龄妇女生育率。由 2001—2019 年《中国人口和就业统计年鉴》得 2000—2018 各年城镇育龄妇女各年龄的平均生育率。设 $f_{t,x}$ 为 t 年 x 岁育龄妇女平均生育率，则总和生育率 $TFR_t = \sum_{x=15}^{49} f_{t,x}$ 。标准化生育系数

$h_{t,x} = f_{t,x}/TFR_t$ ，取其 2000—2018 年的平均值为预测期各年标准化生育系数 h_x 。2019—2095 年的总和生育率来自 PADIS-INT 软件中未来 75 年“中国”的总和生育

率。故未来各年 x 岁育龄妇女生育率为 $f_{t,x} = TFR_t \cdot h_x$ 。

各年的人口出生性别比和生命表也由 PADIS-INT 输出。郑伟等（2014）研究发现“远东”模型生命表更符合中国人口情况，故选择 2019—2095 年的“远东”模型生命表。

全国城镇人口数等于全国人口总数与城镇人口比重之积。预测期各年全国人口总数由 PADIS-INT 默认的“中国”的各参数运行得出。各年全国城镇人口比重基于《中国统计年鉴 2019》公布的 1980—2018 年城镇人口比重由 ARIMA(1,2,0) 进行预测，王金营、戈艳霞（2016）假设我国城镇化率上限为 80%，故预测结果中超过 80% 的年份均取 80% 作为当年的城镇人口比重。

分年龄性别迁移人口比重。参考孟向京、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。用估计 2018 年全国城镇分年龄性别人口数的方法估计出 2005—2017 年全国城镇分年龄性别人口数。用 2006—2018 各年的城镇分年龄性别人口数减去以 2005—2017 各年的城镇分年龄性别人口为起点估计的各年自然增长下城镇分年龄性别人口数，得到 2006—2018 各年乡城迁移的分年龄性别人口数。取这 13 年各年龄性别的迁移人口比重的均值作为预测期各对应年龄性别的迁移人口比重。最后用“分要素法”估计出预测期各年全国城镇分年龄性别人口数¹。

（二）各年参保人数

设企业女工人与女干部的人数之比为 4，可算出 2000—2018 年全国城镇在职年龄人数与退休年龄人数。由《中国人力资源和社会保障年鉴 2019》可知 2000—2018 年参加城镇职工基本养老保险的职工及退休人员数和其中的企业职工及退休人员数。用城镇职工参保人数除以对应年份的城镇在职年龄人数，得到 2000—2018 年城镇职工参保人数占城镇在职年龄人数的比例。由《中国人口和就业统计年鉴 2019》可知 2000—2018 年城镇登记失业率的平均值为 4.01%，则城镇职工参保人数占城镇在职年龄人数的比例上限为 95.99%。以 2000—2018 年此比例为样本用 ARIMA(0,1,0) 进行预测，当预测结果超过上限时均取上限值为当年的城镇职工参保人数占城镇在职年龄人数的比例。用企业职工参保人数除以对应年份的城镇职工参保人数得到 2000—2018 年企业职工参保人数占城镇职工参保人数的比例，取其 2000—2018 年间的平均值 90.74% 为预测期各年企业职工参保人数占城镇职工参保人数的比例。用各年城镇在职年龄人数乘以对应年份的城镇职工参保人数占城镇在职年龄人数比例，再乘以企业职工参保人数占城镇职工参保人数的比例，得到预测期各年企业职工参保人数。同理，估计出预测期各年企业退休参保人数。用各年分年龄性别的参保人数，对应乘以上述生命表中的死亡率，得到各年分年龄性别的死亡参保人数。

（三）个人缴费率、过渡系数、养老金替代率和缴费工资占统计工资的比例

国发〔2005〕8 号文件规定个人缴费率 c 为 8%。过渡系数 ε 按规定控制在 1%—1.4% 之间，本文取中间值 1.2%。由《中国人力资源和社会保障年鉴 2019》

¹ 限于篇幅，省略预测期各年全国城镇分年龄性别人口数表。若读者需要，可单独联系提供。

可知 2013—2018 年全国企业养老金待遇水平和 2012—2017 年企业在岗职工平均工资水平,用各年全国企业养老金待遇水平分别除以上年度的企业在岗职工平均工资,得这 6 年的养老金替代率,取平均值 46.50%为养老金替代率 R 。用这 6 年的养老金替代率分别除以官方养老金替代率¹,得缴费工资占统计工资的比例,取平均值 68.89%为缴费工资占统计工资的比例 d 。

(四) 记账利率、投资收益率和初始累计结余

由中国人民银行发布的金融机构人民币一年期存款基准利率算得 1995 年末至 2015 年末的复合年利率约为 3.27%。由人力资源社会保障部办公厅和财政部办公厅公布的 2016—2018 年职工基本养老保险个人账户记账利率,得记账利率平均值为 7.18%。则 2015 年及以前的记账利率为 3.27%; 2016 年及以后的为 7.18%。由全国社保基金理事会发布的《基本养老保险基金受托运营年度报告》得 2017 年和 2018 年的基金投资收益率分别为 5.23%和 2.56%,其均值约为 3.90%,以此为预测期内基金投资收益率。由《中国劳动统计年鉴 2018》公布的 2017 年全国城镇职工基本养老保险基金累计结余减去机关事业单位基本养老保险基金累计结余,再扣除累计财政补贴 4.0 万亿元,得 2017 年不含财政补贴的企业职工基本养老保险基金累计结余约为 1299 亿元,即初始累计结余。

(五) 其他参数

根据以往实践,养老金增长率 ρ 通常为工资增长率 g 的 40%—80%,此处取 60%,从而可得各年养老金增长率。由于每年都有部分参保人中断缴费,缴费持续率 a 参考北京市往年的经验值,为 85%。以高职高专学历的新入职者工资为全国企业新入职者的平均工资水平,由薪酬网发布的《2018 全国地区毕业生薪酬调查报告》²可知高职高专院校 2018 届毕业生的月收入为 4376 元,为新入职者的月平均工资。参考杨再贵、石晨曦(2016)的方法,估计出工龄工资增长率 s 和同年度相邻年龄退休人员基础养老金随年龄增长率 b 分别为 1.58%和 1.03%; 2018 年及以前的工资增长率与《中国劳动统计年鉴》对应年份的城镇单位就业人员平均工资指数一致,2019—2020 年的工资增长率为 7.7%,2021—2025 年为 6.6%,2026—2030 年为 5.7%,其余各年保持 4.8%不变。

四、降费综合方案的影响和财政兜底风险及预警

(一) 降费综合方案对长期财务状况的影响

以当年结余和累计结余来衡量企业职工基本养老保险长期财务状况。根据精算模型编写 MATLAB 计算程序,将上述三种情景下的参数分别代入进行运算,结果如图 2 所示。

¹ 《中国社会保险发展年度报告 2015》公布企业退休人员官方养老金替代率约为 67.50%。

² 新浪教育网转载: <http://edu.sina.com.cn/1/2018-06-11/doc-ihcufqih0425172.shtml>。

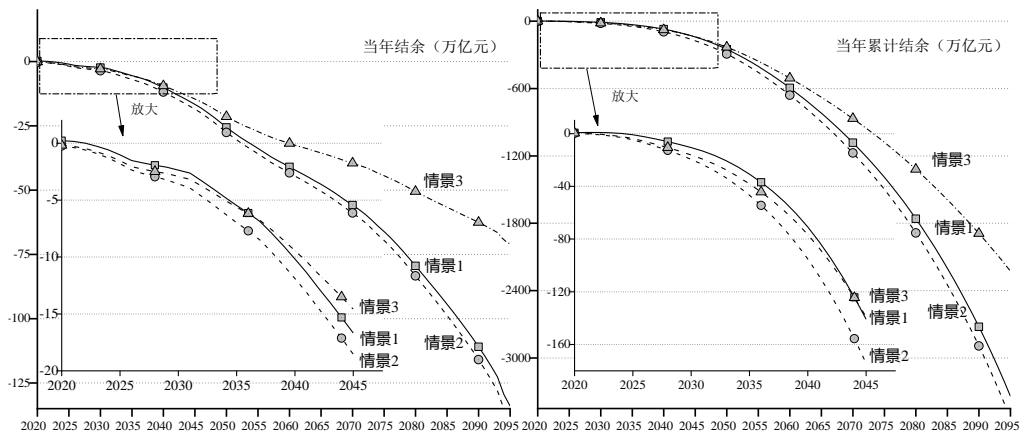


图 2：三种情景下企业职工基本养老保险的长期财务状况

可见，财务状况值得警惕。当年结余变为负数的起始年在情景 1 下是 2023 年，在情景 2 和情景 3 下都是 2020 年。当年结余在三种情景下都随年份的推移而快速下降，其中情景 2 下的降幅比情景 1 更大，情景 3 下的降幅先是大于情景 1、后变得小于情景 1。累计结余变为负数在情景 1、2 和 3 下的起始年分别为 2025 年、2021 年和 2022 年，以后的变动趋势与当年结余的基本一致。

为了更清晰地展现只降低缴费率的情景 2 和降费综合方案的情景 3 的影响，我们引入结余变动率= $\frac{\text{变动后的结余（当年结余或累计结余）}-\text{变动前情景 1 下的结余}}{\text{变动前结余的绝对值}}$ 。比较情景 2 和情景 3 相对情景 1 而言当年结余和累计结余的变动率，结果如图 3 所示。

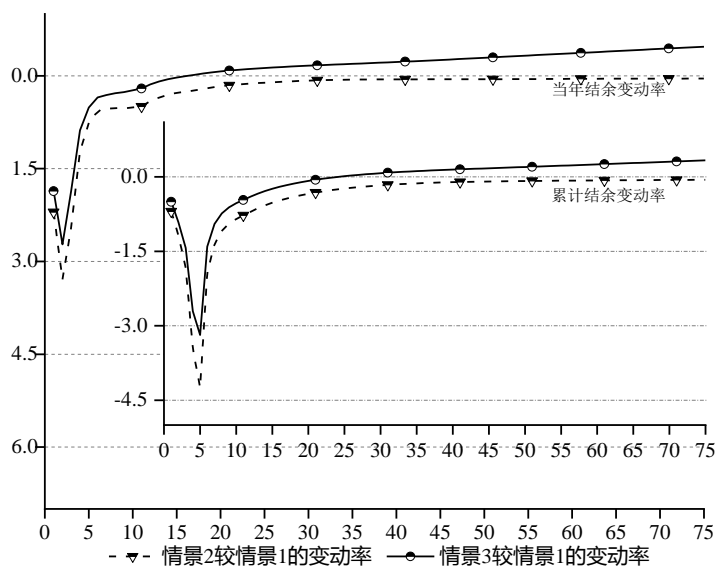


图 3: 情景 2 和情景 3 相对情景 1 而言结余的变动率

可见, 情景 2 较情景 1 的当年结余变动率和累计结余变动率都一直处于零以下, 表明只降低缴费率会使企业职工基本养老保险的长期财务状况恶化。情景 3 虽然在预测前期少数年份会使财务状况有所恶化, 但当年结余和累计结余的变动率分别在 2020 年后第 17 年和第 25 年上升至零以上, 表明在预测期的大多数年份情景 3 下的财务状况比情景 1 和情景 2 下的好。可见, 施行降费综合方案, 虽然养老保险的财务状况仍会恶化, 但比起情景 1 和情景 2 来, 财务状况恶化的势头会受到一定程度的抑制。所以, 施行降费综合方案具有合理性。

降费综合方案之所以在预测前期少数年份会使财务状况恶化而在大多数年份会抑制恶化的势头, 是因为降费综合方案对养老保险而言包括降低缴费率和调整平均工资计算口径两项措施。前者会使养老保险的缴费收入减少。后者会使新退休人员的养老金相对于原平均工资口径下算出的养老金有所下降、已退休人员的养老金在每次调整增加时相对于原平均工资口径下算出的养老金增加额有所下降, 因而会节约养老金支出。若缴费收入的减少量大于养老金支出节约量, 则养老保险财务状况恶化; 反之, 则会抑制财务状况恶化的势头。在预测前期少数年份, 在职参保人数多于退休参保人数, 使缴费收入的减少量大于养老金支出的节约量。之后大多数年份, 随着人口年龄递增, 退休参保人数逐渐超过在职参保人数, 使养老金支出的节约量超过缴费收入的减少量。

(二) 降费综合方案下的财政兜底风险及其预警

如上所述, 即便施行降费综合方案, 企业职工基本养老保险的当年结余和累计结余也分别自 2020 年和 2022 年变为负数。这就给财政带来了兜底风险, 可用

如下指标来衡量：1) 当年支付缺口，是当年养老金支出与当年养老保险缴费收入之差，是当年结余的负数。2) 累计支付缺口，是某一年限内支付缺口的合计，是累计结余的负数。3) 当年支付缺口占财政收入的比重，是当年支付缺口与当年财政收入之比。4) 累计支付缺口占财政收入的比重，是累计支付缺口与对应年限内财政收入合计之比。

以《中国统计年鉴 2019》公布的 2000—2018 年一般公共预算收入为样本，经趋势外推得到 2019—2095 年的一般公共预算收入，作为相应年度的财政收入。分别计算上述 4 个指标，结果如图 4 所示。可见，当年支付缺口及其占财政收入的比重都从 2020 年起以较快速率攀升，分别增至 2095 年的 70.99 万亿元和 73.24%。累计支付缺口一直在快速上升，其占财政收入的比重先快速上升、后平稳增长，至 2095 年分别增至 2227.36 万亿元和 50.72%。

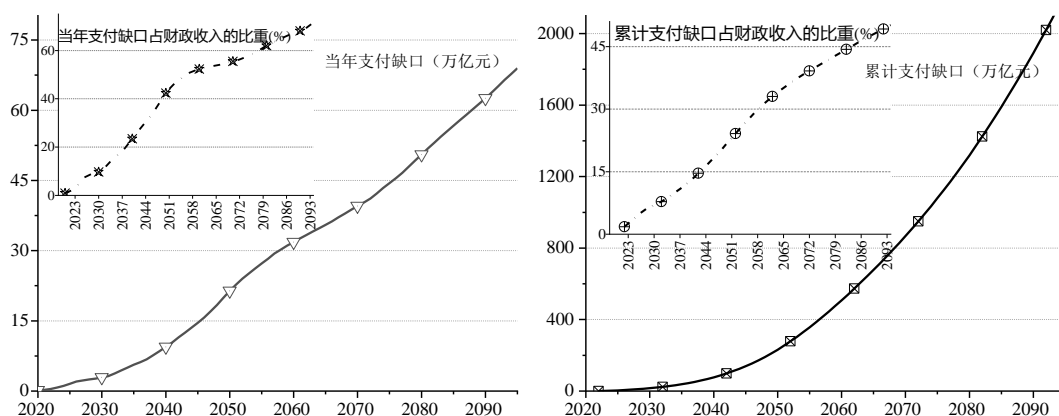


图 4：企业职工基本养老保险财政兜底风险随年度的变化

总体看，降费综合方案下企业职工基本养老保险的财政兜底风险从 2020 年起增长较快，故建立财政兜底风险预警已刻不容缓。上述 4 个指标以及当年支付缺口开始年度、累计支付缺口开始年度、预测期内当年支付缺口最大值和累计支付缺口最大值等等指标都能反映财政兜底风险，都可作为预警指标。但比较后发现，当年支付缺口占财政收入的比重 (w) 最能单刀直入地反映当年财政收入中多大比例不得不用来弥补当年养老保险支付缺口，直击目标，比其他指标更能直截了当、简洁明快地起到警示作用，故以它为财政兜底风险的关键预警指标。

预警级别指标值的设定，要考虑中国社会养老保险包括企业职工基本养老保险、机关事业单位工作人员养老保险和城乡居民基本养老保险三部分，其中前者的规模最大。就财政对各部分的负担而言，企业职工基本养老保险的 w 值设在略大于全口径下指标值的三分之一比较合适。因此，可设 $0 < w \leq 1.5\%$ 的区间为

蓝色（IV级）预警，对应于 2020—2021 年； $1.5\% < w \leq 3.5\%$ 的区间为黄色（III 级）预警，对应于 2022—2023 年； $3.5\% < w \leq 7\%$ 的区间为橙色（II 级）预警，对应于 2024—2025 年； $w > 7\%$ 的区间为红色（I 级）预警，对应于 2026—2095 年。

五、关键预警指标的敏感性

通过当年支付缺口占财政收入比重分别对各主要因素的弧弹性来考察关键预警指标的敏感性。以情景 3 为基准情形，将女工人的退休年龄从 50 岁提高到 55 岁、女干部及男性参保人的不变，结果显示：2024 年起出现当年支付缺口，较基准情形推迟了 4 年。类似地，分别将总和生育率、企业缴费率、过渡系数、记账利率和养老金替代率在基准情形基础上提高 1%，考察当年支付缺口占财政收入的比重分别对它们的弧弹性，结果如图 5 所示。

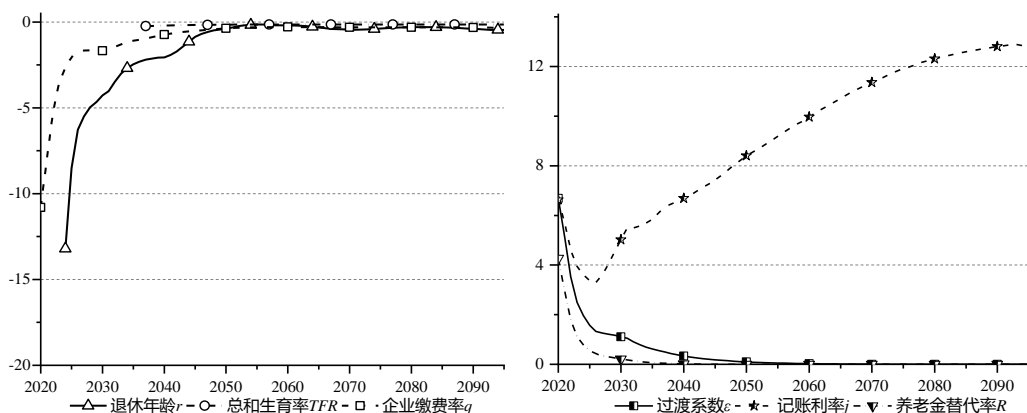


图 5：当年支付缺口占财政收入比重对各因素的弧弹性

这些因素对当年支付缺口占财政收入比重 w 的影响可分为两类。第一类，使 w 反向变动的因素。提高退休年龄、企业缴费率和总和生育率都会降低 w 。其中，前两者的影响随年份的推移而减弱，而总和生育率将于 2037 年¹起作用且其力度较小也相对平缓。第二类，使 w 同向变动的因素。提高过渡系数、养老金替代率和个人账户记账利率均会增加 w 。其中，前两者的影响也随年份推移而减弱，而记账利率的影响程度先降后升。这些因素对当年支付缺口占财政收入的比重的平均影响程度由强到弱依次为：记账利率、退休年龄、企业缴费率、过渡系数、养老金替代率和总和生育率。

¹ 2016 年初施行“全面二孩”政策。本文假设 20 岁入职参保，故总和生育率将在 2037 年开始对当年支付缺口占财政收入的比重产生影响。

基于这些因素变动导致的当年支付缺口占财政收入比重的变化,可判断它们对各级预警年份区间的影响。例如,女工人退休年龄提高 5 岁,会使蓝色、黄色、橙色和红色预警的起始年份各推迟 4 年、3 年、2 年和 6 年。其余因素均为在基准情形下提高 1%,产生的影响如图 6 所示。可见,这些因素在提高 1%的情况下对各级预警年份区间的影响不大,仅企业缴费率红色预警的起始年份推迟了 1 年以及记账利率红色预警的起始年份提前了 1 年。

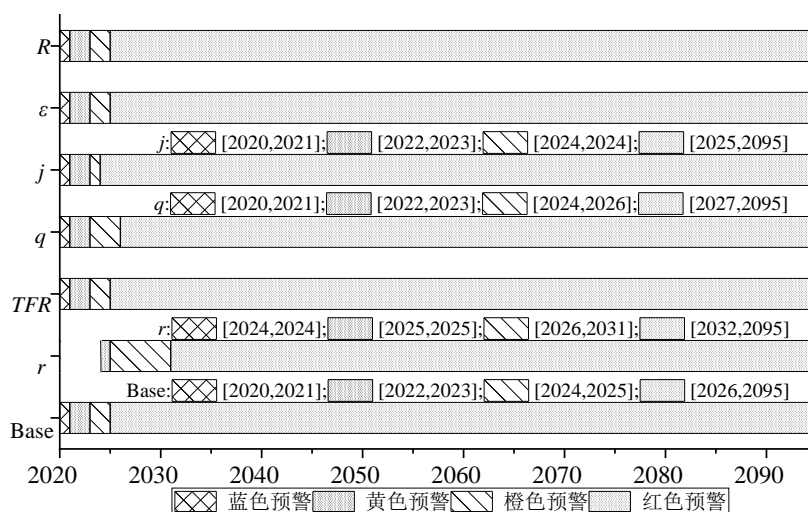


图 6: 主要因素对各级预警年份区间的影响

六、基本结论与政策含义

基于国发[1997]26 号和国发[2005]38 号文件,考虑降费综合方案、生育政策变化、女工人与女干部退休年龄不同、参保人缴费不都连续、缴费工资低于统计工资等实际情况,建立企业职工基本养老保险收支结余的精算模型,预测未来 75 年间各年的收支结余。对比分析了三种情景下的企业职工基本养老保险长期财务状况,发现降费综合方案比维持原状的方案和只降低缴费率的方案都更合理。

降费综合方案虽然在预测前期少数年份会使财务状况有所恶化,但在预测期的大多数年份都能抑制财务状况恶化的势头。即使在降费综合方案下,企业职工基本养老保险也从 2020 年起出现当年支付缺口,且财政兜底风险随年度推移而较快增长。因此,建立财政兜底风险预警已刻不容缓。在多个预警指标中,当年支付缺口占财政收入的比重是最能反映财政兜底风险的关键指标。据此设了 4 级预警,考察延迟退休、生育政策、缴费率等等因素对关键预警指标的影响。

敏感性分析发现了这些因素对当年支付缺口占财政收入比重的影响方向和程度。反向影响因素由强到弱依次为退休年龄、企业缴费率与总和生育率。同向影响因素由强到弱依次为记账利率、过渡系数和养老金替代率。这些因素对各级

预警年份区间的影响如图 6 所示。为缓解企业职工基本养老保险所致财政兜底风险，上述结果具有如下政策含义。

第一，先行推出女工人延迟退休制度。敏感性测试发现，女工人延迟退休能降低当年支付缺口占财政收入的比重，而且能推迟各级预警的起始年。从国际经验看，延迟退休是大势所趋。在中国可小步慢行。女工人的现行退休年龄明显偏低，故从女工人开始延迟退休比较合适。

第二，提高企业缴费率虽能降低当年支付缺口占财政收入的比重，但会增加企业的缴费负担。不利于企业轻装前进，不利于改善营商环境，也不符合当前基本养老保险降费的政策。若不提高缴费率又要降低当年支付缺口占财政收入的比重，就应增加基本养老保险费的征收对象。比如，除针对工薪收入外，还可针对奢侈品消费等征收。

第三，尽快组织人口学家、社会学家、经济学家、资源环境学家等联合攻关，研究我国人口生育政策。目前有两种对立观点。一是积极采取措施提高生育率。“全面二孩”政策的实施效果并不理想，要进一步采取配套措施，为育龄妇女提供生育二孩的良好环境。当然从本文结果看，提高总和生育率有利于降低当年支付缺口占财政收入的比重。二是提高生育率会与资源和环境的承载力发生冲突。入托难、入学难、就业难、看病难甚至行路难等现象都反映了人口与资源环境的矛盾。厄尔尼诺现象、拉尼娜现象、极寒冰冻、酷暑高温、极地冰川消融等异常现象，都与人类活动紧密相关。劳动人口短缺要靠科学技术来解决，如生产自动化、机器人、设备智能化等。因此，有必要尽快组织人口学、社会学、经济学、资源环境学等领域专家联合研究人口生育政策。

第四，适当控制记账利率。敏感性分析发现，当年支付缺口占财政收入的比重与记账利率同向变化而且受其影响较大，因此记账利率要有所控制。在以往的研究中，由于目标不同，如最大化社会福利或者降低养老保险未来财政负担的精算现值等，关于记账利率的政策含义就不同。

第五，适当调控过渡系数。由于当年支付缺口占财政收入的比重与过渡系数同向变化，因此，控制过渡系数能有效控制当年支付缺口占财政收入的比重。事实上，近几年养老金增长率在逐渐下降，过渡系数宜做类似调整。

第六，若要提高养老金替代率，就需要增加基本养老保险费的征收对象。因为提高养老金替代率会增加当年支付缺口占财政收入的比重。要降低该比重，就有必要增加养老保险费的来源。

参考文献

- [1] 艾慧、张阳、杨长昱、吴延东，2012，中国养老保险统筹账户的财务可持续性研究——基于开放系统的测算，财经研究，第 2 期，91-101。
- [2] 常丽娟、陈玲英，2011，BP 神经网络在基本养老保险基金支付风险预警中的应用，统计与信息论坛，第 11 期，80-84。
- [3] 东明、郭亚军、杨怀东，2005，随机利率下社会养老保险隐性债务的精算分析，系统工程，第 5 期，55-60。
- [4] 高建伟、丁克谄，2006，中国基本养老保险基金缺口模型及其应用，系统工

程理论方法应用, 第 1 期, 49-53。

[5] 何文炯、张奕、徐林荣、张海勇、楼淑鸣, 2002, 企业职工基本养老保险预警系统初探, 浙江社会科学, 第 4 期, 3-3。

[6] 贾康、张晓云、王敏、段学仲, 2007, 关于中国养老金隐性债务的研究, 财贸经济, 第 9 期, 15-21+128。

[7] 李红岚、武玉宁、汪泽英, 2003, 养老保险基金收支预警系统简介, 中国社会保障, 第 11 期, 20-21。

[8] 刘学良, 2014, 中国养老保险的收支缺口和可持续性研究, 中国工业经济, 第 9 期, 25-37。

[9] 孟向京、姜凯迪, 2018, 城镇化和乡城转移对未来中国城乡人口年龄结构的影响, 人口研究, 第 2 期, 39-53。

[10] 王金营、戈艳霞, 2016, 全面二孩政策实施下的中国人口发展态势, 人口研究, 第 6 期, 3-21。

[11] 王晓军、姜增明, 2016, 长寿风险对城镇职工养老保险的冲击效应研究, 统计研究, 第 5 期, 43-50。

[12] 王晓军、米海杰, 2013, 养老金支付缺口:口径、方法与测算分析, 数量经济技术经济研究, 第 10 期, 49-62+78。

[13] 王柱、方彬, 2014, 养老保险基金收支监测预警系统的设计与实现, 数学的实践与认识, 第 7 期, 23-29。

[14] 熊俊顺, 2001, 企业职工养老保险基金支付能力预警模型及应用分析, 数量经济技术经济研究, 第 3 期, 4-4。

[15] 杨学理、朱衡、杨一帆, 2016, 养老保险基金风险预警指标体系研究——基于神经网络思想的分析, 西南交通大学学报(社会科学版), 第 3 期, 72-77。

[16] 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。

[17] 于洪、钟和卿, 2009, 中国基本养老保险制度可持续运行能力分析——来自三种模拟条件的测算, 财经研究, 第 9 期, 26-35。

[18] 张心洁、曾益、石晨曦、刘彤彤, 2018, 可持续视角下城镇职工基本养老保险的财政兜底责任评估——对“全面二孩”和延迟退休政策效应的再考察, 财政研究, 第 12 期, 97-113。

[19] 张迎斌、刘志新、柏满迎、罗淇耀, 2013, 我国基本养老金隐性债务变化趋势分析——基于改进精算测算模型的实证研究, 中国管理科学, 第 5 期, 40-49。

[20] 郑秉文, 2014, 《中国养老金发展报告 2014》, 经济管理出版社, 11-100。

[21] 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。

[22] 郑伟、林山君、陈凯, 2014, 中国人口老龄化的特征趋势及对经济增长的潜

在影响，数量经济技术经济研究，第 8 期，3-20+38。

[23] 周渭兵, 2009, 基本养老保险记账利率制度下个人账户收支平衡的实证分析, 财政研究, 第 4 期, 25-27。

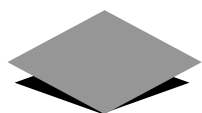
[24] Clarke, M., 2016, “Managing risks in public service pension schemes: thoughts on measures and control mechanisms,” <https://www.gov.uk/government/organisations/latest?organisations%5B%5D=government-actuaries-department>.

[25] Goss, S. C., 2010, “The Future Financial Status of the Social Security Program,” *Social Security Bulletin* 70(3): 111-125.

[26] Government Actuary’s Department of England., 2017, “Government Actuary’s Quinquennial Review of the National Insurance Fund as at April 2015,” London.

[27] Sin, Y., 2005, “China pension liabilities and reform options for old age insurance,” Working Paper No. 2005-1.

[28] Social Security Administration Trustees. , 2019, “Annual Report of the Board of Trustees of the Federal Old-Age and Survivors Insurance and Disability Insurance Trust Funds,” Washington DC.



4

保险业务经营

基于 BP 神经网络的车险费率厘定研究

于文广、管国锋¹

摘要:

BP 神经网络模型是最近研究的热点,并且已经被成功的应用到了许多其他领域,但是很少有学者把 BP 神经网络模型应用到车险领域中。在汽车保险损失预测中,当前主流的方法是广义线性模型,而 BP 神经网络模型为损失预测提供了一个全新的选择。本文将对三层 BP 神经网络模型,即输入层、隐藏层和输出层,进行训练,在充分考虑各种影响因素的情况下,建立总索赔额预测模型,利用训练后的 BP 神经网络模型对训练集的数据进行车险总索赔额的预测。结果表明 BP 神经网络模型对山东省整体数据和对六个地级市数据的预测精度都高达 90%以上。在利用 BP 神经网络模型得到总索赔额的准确预测值后,根据信度理论对山东五个地级市的保费进行计算,结果表明计算得到五个地级市的平均保费均略高于该市实际索赔额。BP 神经网络和信度理论相结合可以在得到精确预测索赔额的基础上求出与之对应的平均纯保费,能够有效改善保险公司车险业务亏损的现状,促进保险行业的发展。

关键词: BP 神经网络模型,总索赔额,车险费率,信度理论

一、引言

随着经济的不断发展,保险业也取得了长足的发展,在人们日常生活中扮演者越来越重要的角色。因此公平、完善的定价体系对保险业的发展至关重要。它不仅可以有效避免逆向选择问题,也可以使保险业内保持良性的竞争,促进保险业的发展。根据中国统计年鉴的数据,2015年机动车辆保险保费收入为6199亿元,占财产保险保费收入的73.59%;2016年机动车辆保费收入为6834.2亿元,

¹ 于文广,山东财经大学保险学院教授,副院长。管国锋,山东财经大学数学与数量经济学院博士研究生。

占财产保险保费收入的73.76%；2017年机动车辆保险保费收入为7521.1亿元，占财产保险保费收入的71.35%，可以看到机动车辆保险保费收入在稳定增长且其保费收入占财产保险保费收入的比例维持在70%以上，因此机动车辆保险的盈利状况对财险公司的经营效益起到了决定性的作用，但是我国车险业务的经营状况普遍不佳，2015年保监会的数据显示，除了人保产险、平安产险、太保产险、太平产险的车险业务实现承保盈利以外，在48家经营车险业务的非上市财险公司中，有44家出现了不同程度的亏损，车险承保合计亏损金额约为54亿元，同时多数年份的赔付率过高。

车险赔付过高最主要的问题是费率厘定不合理。费率厘定不合理并不能简单地表现为费率过高或过低，而是指不同风险车辆之间的保险价格没有区分度或者区分不合理，这将产生大量的逆向选择从而导致保险公司承保的业务质量较差，保险公司的保费收入与其承担的风险不匹配。

西方国家对车险费率厘定的研究比国内早，相对国内来说也比较成熟，对我国车险费率厘定有很大的借鉴意义。Bailey 和 Simon(1960)首先提出了分类定价的思想，尝试根据风险的某一个特征对保单进行分类，对每类保单分别定价^[1]。Finger(2006)提出要通过将同质性风险归类的方法对投保人进行分组从而对车险费率厘定方法进行分类，能够使费率厘定结果更科学^[2]。

广义线性模型是近代被广泛接受的车险费率厘定模型，对广义线性模型的研究一直没有终止，并且广义线性模型在不断地被证明应用于车险费率厘定的适用性。上世纪国外学者Nelder和Wedderburn(1972)最早提出广义线性模型(GLM)，广义线性模型一经提出就得到了广泛的应用^[3]。Samson(1987)基于英国某保险公司第三责任保险的数据，通过广义线性模型对车险费率进行厘定，发现无赔款优待、车辆类型、地区和车主的年龄等级对索赔费用和索赔频率均有显著性影响^[4]。McCullagh和Nelder(1989)进而对广义线性模型进行了系统的总结，并将其应用于车损险数据的分析^[5]。Stroinski 和 Currie(2006) 基于英国某保险公司第三责任保险的数据，通过广义线性模型对风险进行评估，证明了广义线性模型在车险费率厘定中具有重要作用^[6]。孟生旺（2007）简要分析了传统非寿险产品费率厘定方法如单项分析法、最小偏差法等存在的缺陷，并介绍了广义线性模型，通过一组汽车保险数据证明了广义线性模型可以应用于汽车产品定价问题，同时也系统说明了广义线性模型在汽车保险定价中的具体应用^[7]。Jong 和 Heller（2008）基于法国某保险公司的汽车保险数据，通过SAS软件证明了广义线性模型的拟合效果要优于传统模型^[8]。赵明清和陈玉澎（2016）把双重广义线性模型应用到车险费率厘定中，对纯保费进行建模，根据一组车险损失数据样本进行实证研究并与广义线性模型进行对比，得到双重广义线性模型进行费率厘定更为合理的结论，同时对广义线性模型做了进一步推广，拓宽了广义线性模型的局限性和运用的灵活性^[9]。

随着对广义线性模型研究的不断深入,国内外学者不断发现了广义线性模型的局限性并且不断地对广义线性模型进行完善。最初 GLM 中只建立反应变量的期望值与解释变量之间的回归关系,且假设散度参数是固定的常数,这种假设虽然可以简化模型,但在某些情况下并不成立。Pregibon 等(1984)提出的双重广义线性模型(Double Generalized Liner Models, DGLM),是解决上述问题的主要模型之一,其对反应变量的均值与散度参数同时建立广义线性模型,提高了模型的适应性与灵活性^[10]。Kolyshkina (2005) 等人研究了数据量比较大且难以利用时,如何更好的运用广义线性模型对车险费率进行厘定^[11]。Antonio 和 Beirlant(2007)把广义线性混合模型和贝叶斯方法结合起来进行费率厘定,发现效果良好^[12]。Klinker (2011) 分别运用广义线性模型和线性混合模型对数据进行分析,并且把广义线性混合模型运用在 Buhlmann-Staub 信度模型理论中,证明该模型有一定的实用型^[13]。王新军和王亚娟(2013)运用广义线性模型分别对索赔频率和索赔强度进行建模,对在实证分析中经常出现系数不显著问题的解决提供了方法,他们尝试使用多种合并方式来合并风险等级,通过对比各种方法的效果,找到一种相对比较好的模式,最后介绍了合并风险等级的经验^[14]。Marvin oeben (2015)将数据随机分为两组,分别用广义线性混合模型和广义线性模型计算两组的保费,发现广义线性模型计算出来的保费更加满足投保人的需求^[15]。随着该模型被广泛的应用,大多数学者都使用了一个索赔数据相互独立的假定,但是在实际情况中同一投保人不同年份的索赔数据肯定存在一定的相关性,康萌萌和刘素春(2015)采用广义估计方程来处理数据之间的相关性,并证明广义线性模型在处理相关性数据时低估了估计值的标准差,导致保险逆选择问题,提出用广义估计方程解决这个问题,为解决诸如此类问题提供了新思路^[16]。王选鹤和孟生旺等(2017)考虑到汽车保险损失数据的厚尾性对费率厘定有重要的影响,引入了密度函数来刻画损失分布的厚尾性,在此基础上构建二型广义贝塔分布下的 GAMLESS 模型,改善了传统广义线性模型中假设和参数建模的局限性,提高了汽车保险损失的预测精度^[17]。以往估计各风险纯保费是假设总索赔分布服从复合泊松伽马分布,分别对索赔频率和索赔强度建立广义线性模型,然后把两者的均值相乘即可得到总索赔均值,张连增和谢厚谊(2017)假设总索赔额服从 Tweedie 分布,直接对总索赔额建立广义线性模型,进而得到各风险的总索赔均值,通过数据进行实证分析,对以上两种方法进行了比较,得到基于 Tweedie 分布的数据拟合程度较好^[18]。

人工神经网络是一种新兴的模型,它是人类在对动物结构充分研究之后,建立的一种模仿生物网络结构的计算模型。神经网络由多个神经元组成,每个神经元相互连接构成网络,通过网络来传递和处理信息,模仿人的大脑结构,它具有很强的自适应性,可以进行线性和非线性数据的处理。基于反向传播的 BP 神经网络算法是最为成熟并且得到广泛应用的神经网络算法之一。

国内外学者已经把神经网络算法引入到保险行业中，Brockett 等(1998)应用Kohonen自组织竞争网络来识别人身伤害险的欺诈问题^[19]。Liu 等(2014)把多分类AdaBoost 树与广义线性模型、两层的BP(反向传播)神经网络和支持向量机(Support Vector Machine, SVM)对索赔强度预测的效果进行比较，发现AdaBoost方法具有最优的预测精度和相对较小的方差^[20]。Lee Antonio(2015)比较了广义线性模型、广义可加模型、神经网络、决策树等算法在索赔频率建模中的应用，发现神经网络具有最优的预测精度，但在尾部存在过拟合问题^[21]。Tornike(2016)将神经网络应用于汽车驾驶人的风险分类，找到了一套具有最佳分类效果的神经网络，该网络输入层、隐含层、输出层的神经元个数为11、12、2，激活函数为双曲正切函数^[22]。Wüthrich(2017)在泊松分布假设下，用车联网记录的速度—加速度数据，通过Bottleneck神经网络学习算法，提取了一个驾驶行为因子，并建立了索赔频率的广义可加模型^[23]。张连增和王缔(2018)把SOM应用于汽车保险的索赔预测中，充分考虑了各种风险因素，对数据进行了较好的拟合，为车险厘定提供了一种新思路^[24]。

综上所述，可以发现针对汽车保险定价、费率厘定等方面的研究较为丰富，而且国内外学者一直在不断寻求新方法对汽车保险进行更精准的定价。最开始国内外的学者主要研究广义线性模型，把广义线性模型不断的完善，使广义线性模型能更好的应用于汽车保险费率厘定，但是广义线性模型仍然存在一些不足。

BP神经网络具有较强的容错性和拟合数据时较高的准确率，本文针对BP神经网络的特点，尝试把BP神经网络应用于汽车保险费率厘定，并通过保险公司的真实数据验证该模型的准确度，期望能为保险业汽车费率厘定提供新思路。

二、BP神经网络模型

BP神经网络是当前被应用最广泛的神经网络，学习规则是采取反向传播的算法，利用最速下降法，根据实际输出值与期望输出值的误差来反向调整系数，直至系数最优化使误差在可接受的范围内。BP神经网络可以学习固定的模式，使用一些数据来确定相应的参数，然后根据这些参数做出相应的预测。

本文使用的是三层BP神经网络模型，它由输入层、输出层和隐含层构成，它的结构如图1所示。

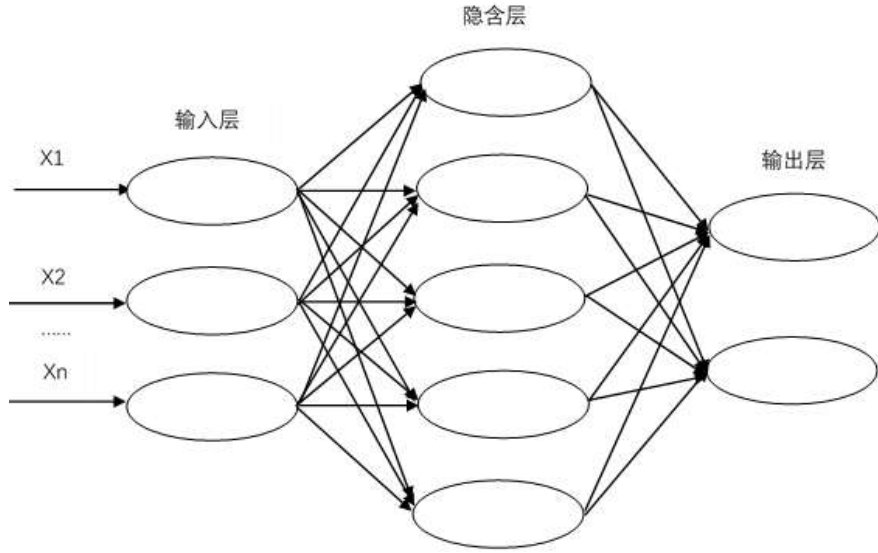


图 1.三层 BP 神经网络模型

本文假设输入层有 n 个神经元，隐含层有五个神经元，输出层有两个神经元， $X_k = (x_{1k}, x_{2k}, \dots, x_{nk})$ 是输入值， $k = 1, 2, \dots, m$ ， α_{ij} 和 β_{jl} 分别是连接输入层和隐含层、隐含层和输出层的权值， $i = 1, 2, \dots, n$ ， $j = 1, 2, \dots, 5$ ， $l = 1, 2$ 。位于同一层的神经元相互之间不连接，输入层和隐含层、隐含层和输出层之间的每个神经元都进行连接。

基于图 1 的 BP 网络模型的具体算法如下：假设刺激函数采用 *Sigmoid* 函数，依次输入 m 个样本数据 X_1, X_2, \dots, X_m ，随机选取第 k 个输入样本 $X_k = (x_{1k}, x_{2k}, \dots, x_{nk})$ ，隐含层输入向量为 $Y_k = (y_{1k}, y_{2k}, \dots, y_{5k})$ ，隐含层输出向量为 $Z_k = (z_{1k}, z_{2k}, \dots, z_{5k})$ ，输出层输入向量 $\tilde{Y}_k = (\tilde{y}_{1k}, \tilde{y}_{2k})$ ，输出层输出向量 $\tilde{Z}_k = (\tilde{z}_{1k}, \tilde{z}_{2k})$ ，期望输出向量 $R_k = (r_{1k}, r_{2k})$ ，隐含层各神经元的阈值为 a_j ，输出层各神经元的阈值为 b_l ，激活函数为 $f(\cdot)$ ，学习参数为 μ ，误差函数为

$$E = \frac{1}{2} \sum_{l=1}^2 (r_{lk} - \tilde{z}_{lk})^2。$$

计算隐含层和输出层各神经元的输入和输出为

$$y_{jk} = \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} x_{ik} - a_j,$$

$$z_{jk} = f(y_{jk}),$$

$$\tilde{y}_{lk} = \sum_{j=1}^5 \beta_{jl} z_{jk} - b_l,$$

$$\tilde{z}_{lk} = f(\tilde{y}_{lk})$$

利用网络期望输出和实际输出，计算误差函数对输出层的各神经元的偏导数 δ_{lk}

$$\frac{\partial E}{\partial \beta_{jl}} = \frac{\partial E}{\partial \tilde{y}_{lk}} \cdot \frac{\partial \tilde{y}_{lk}}{\partial \beta_{jl}},$$

$$\frac{\partial \tilde{y}_{lk}}{\partial \beta_{jl}} = \frac{\partial (\sum_{j=1}^5 \beta_{jl} z_{jk} - b_l)}{\partial \beta_{jl}} = z_{jk},$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial E}{\partial \tilde{y}_{lk}} &= \frac{\partial (\frac{1}{2} \sum_{l=1}^2 (r_{lk} - \tilde{z}_{lk})^2)}{\partial \tilde{y}_{lk}} \\ &= -\sum_{l=1}^2 (r_{lk} - \tilde{z}_{lk}) \tilde{z}'_{lk} \\ &= -\sum_{l=1}^2 (r_{lk} - \tilde{z}_{lk}) f'(\tilde{y}_{lk}) = -\delta_{lk}, \end{aligned}$$

利用隐含层到输出层的连接权值，输出层的 δ_{lk} 和隐含层的输出计算误差函

数对隐含层各神经元的偏导数 ρ_{jk}

$$\frac{\partial E}{\partial \beta_{jl}} = \frac{\partial E}{\partial \tilde{y}_{lk}} \cdot \frac{\partial \tilde{y}_{lk}}{\partial \beta_{jl}} = -\delta_{lk} z_{jk}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial E}{\partial \alpha_{ij}} &= \frac{\partial E}{\partial y_{jk}} \cdot \frac{\partial y_{jk}}{\partial \alpha_{ij}} \\
\frac{\partial y_{jk}}{\partial \alpha_{ij}} &= \frac{\partial(\sum_{i=1}^n \alpha_{ij} x_{ik} - a_j)}{\partial \alpha_{ij}} = x_{ik} \\
\frac{\partial E}{\partial y_{jk}} &= \frac{\partial(\frac{1}{2} \sum_{l=1}^2 (r_{lk} - \tilde{z}_{lk})^2)}{\partial y_{jk}} \\
&= \frac{\partial(\frac{1}{2} \sum_{l=1}^2 (r_{lk} - \tilde{z}_{lk})^2)}{\partial z_{jk}} \cdot \frac{\partial z_{jk}}{\partial y_{jk}} \\
&= \frac{\partial(\frac{1}{2} \sum_{l=1}^2 (r_{lk} - f(\tilde{y}_{lk}))^2)}{\partial z_{jk}} \cdot \frac{\partial z_{jk}}{\partial y_{jk}} \\
&= \frac{\partial(\frac{1}{2} \sum_{l=1}^2 (r_{lk} - f(\sum_{j=1}^5 \beta_{jl} z_{jk} - b_l))^2)}{\partial z_{jk}} \cdot \frac{\partial z_{jk}}{\partial y_{jk}} \\
&= -\sum_{l=1}^2 (r_{lk} - \tilde{z}_{lk}) f'(\tilde{y}_{lk}) \beta_{jl} \cdot \frac{\partial z_{jk}}{\partial y_{jk}} \\
&= -(\sum_{l=1}^2 \delta_{lk} \beta_{jl}) f'(y_{jk}) \\
&= -\rho_{jk}
\end{aligned}$$

利用输出层各神经元的 δ_{lk} 和隐含层各神经元的输出来修正连接权值 β_{jl} ，
每一次调整时权值的变化量为

$$\square \beta_{jl} = -\mu \frac{\partial E}{\partial \beta_{jl}} = \mu \delta_{lk} z_{jk}$$

第 $N+1$ 次的值为

$$\beta_{jl}^{N+1} = \beta_{jl}^N + \square \beta_{jl}$$

利用隐含层各神经元的 ρ_{jk} 和输入层各神经元的输出来修正连接权值 α_{ij}

$$\Delta\alpha_{ij} = -\mu \frac{\partial E}{\partial \alpha_{ij}} = \mu x_{ik} \rho_{jk}$$
$$\alpha_{ij}^{N+1} = \alpha_{ij}^N + \Delta\alpha_{ij}$$

计算全局误差: $E = \frac{1}{2m} \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^2 (r_{lk} - \tilde{z}_{lk})^2$

最后判断全局误差跟设定的误差大小,如果超出设定误差,就继续调整权数,一直到满足设定误差为止。

用图形表示 BP 神经网络模型的运算流程为:

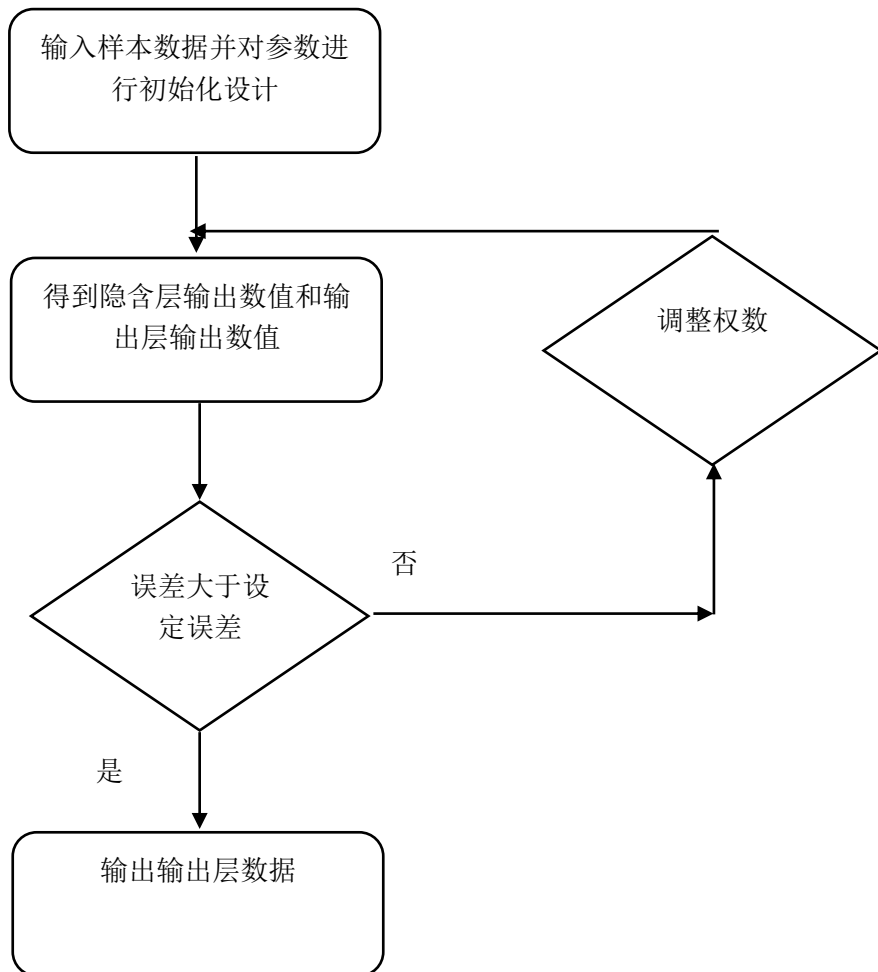


图 2. BP 神经网络的反向传播流程图

三、BP 神经网络模型实证分析

(一) 数据来源于分析

本文数据来自山东省某一保险公司的真实索赔数据，该数据包含八列，分别为车主年龄、车主性别、座位数、车龄、购置价格、车重、NCD 系数、累计赔款额，共 30000 条数据，剔除异常值后，剩余 29000 条有效数据。该数据覆盖范围包括山东省 17 个地级市，但是数据量在每个地级市分配不均匀，其中潍坊市、滨州市、济宁市、烟台市、威海市等五个地级市的数据超过了两千条，其中烟台市数据有 6500 条，其余地级市的数据都在一千条以下，部分数据如表 1。

表 1 索赔数据表

车主年龄	车主性别	座位数	车龄	购置价格(元)	车重 千克)	NCD 系数	累计赔款数额
48	1	5	4	62,900.0	1039	-0.4	0.0
31	1	5	3	61,900.0	1265	-0.3	0.0
50	1	8	5	30,000.0	975	-1.3	0.0
47	1	5	9	114,800.0	1255	-1.3	0.0
33	1	5	13	263,800.0	1580	-0.15	0.0
31	2	7	5	38,800.0	1205	-0.3	0.0
40	1	5	6	37,900.0	1210	-1.3	0.0
26	2	5	3	44,900.0	1020	-1.2	0.0
33	1	7	8	278,800.0	1855	-1	0.0
37	1	5	9	37,900.0	895	-1	0.0
49	1	5	3	119,800.0	1501	0.7	0.0
40	2	8	2	52,300.0	1305	0.15	0.0
49	1	5	17	55,500.0	1050	-0.4	1,200.0

注：车主性别中 1 表示男性，2 表示女性。

(二) 总体建模及结果分析

本文把车主年龄、车主性别、座位数、车龄、购置价格、车重、NCD 系数作为输入变量，把累计赔款数额作为输出变量。另外把 BP 神经网络模型所需要的数据分为训练集和测试集，训练集是用来训练网络，对参数进行调整，把误差控制在我们的目标内；测试集是利用训练好的网络对累计索赔额进行预测。为了把网络训练的更精准，同时为了兼顾输出结果图的辨识度，我们把神经网络随机

选取百分之九十的数据作为训练集，剩下的两千条数据作为测试集，用来测试网络的预测效果。

由于本文所用数据的数量级存在很大的差别，会对网络的训练产生负面影响，降低网络的学习能力，甚至可能会出现达不到训练目标的现象，故先对所有数据进行归一化处理，把所有数据全部映射在 0-1 范围内，便于网络的训练。

网络结构的确定。本文设定输入层的节点数为 7，分别对应 7 个输入变量。输出层的节点数为 1，对应累计赔款数额。隐含层的节点数对网络的性能有重大影响，但是隐含层节点数的确定没有固定的方法，本文采用经验算法，即

$\sqrt{m+n}+a$ ，其中 m ， n 分别为输入层和输出层的节点数， a 为随机数，本文中 a 取 1。输入层和隐含层之间的激励函数采用 *tan sig* 函数，该函数为双曲正切 S 型激励函数。隐含层和输出层之间的激励函数采用 *purelin* 激励函数，该函数为线性激励函数。训练函数采用 *trainlm* 函数。本文的网络参数设置为：迭代次数为 3000，学习率为 0.1，目标精度设为 0.00001，初始权值和阈值为-1 到 1 的随机值。本文用预测精度来度量网络预测的结果：

$$\text{预测精度} = 1 - \frac{\text{预测值} - \text{真实值}}{\text{真实值}}$$

在此基础上，我们先让网络随机地选取训练集并且利用选取出来的训练集来训练网络，训练网络结果分析见图 3

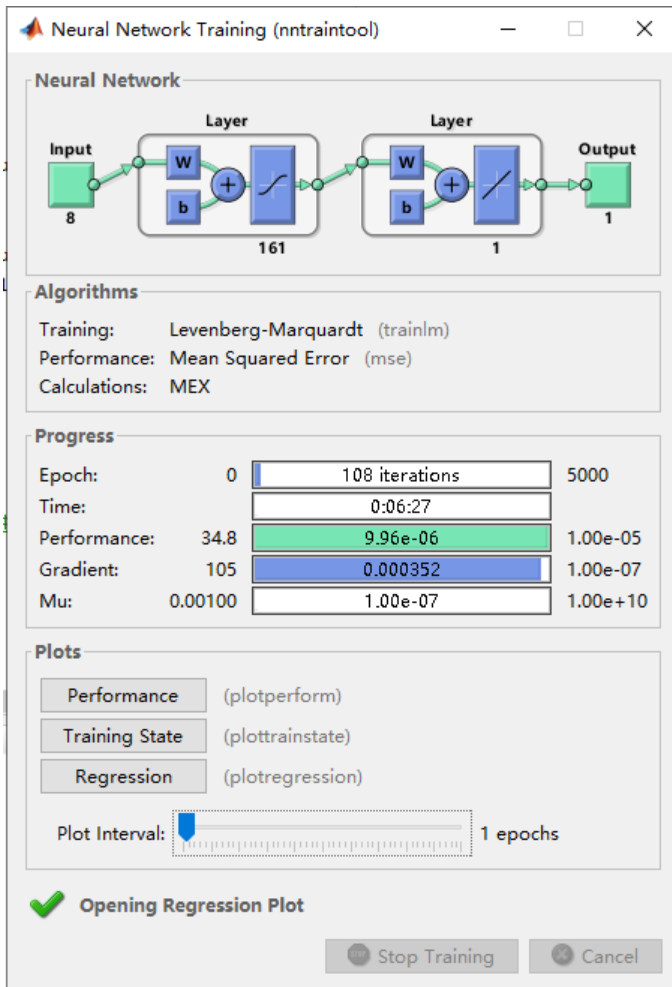


图 3.整体建模的网络状态图

图 3 为利用训练集对网络完成训练的状态图，由上图可以得到，经过迭代之后，训练网络成功达到了目前精度 0.00001 ，说明训练网络的训练集的输出值与实际输出值的误差控制在了 0.00001 ，该网络可以对该类型的数据进行准确拟合，这表明 BP 神经网络模型可以用于车险总索赔数额的拟合和预测，训练后的网络是一个性能优越的网络。

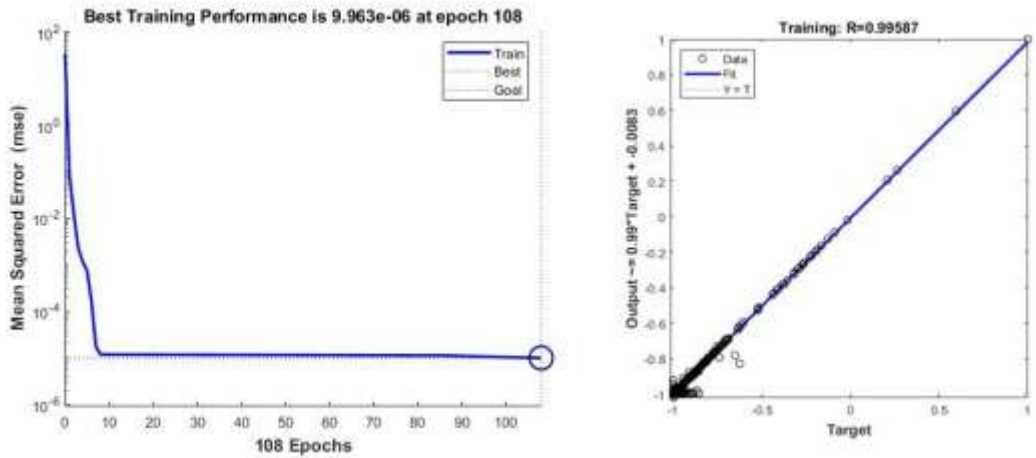


图 4.整体建模的误差下降图和拟合优度图

表 4 中两张图分别为误差下降图(左)和拟合优度图(右)。由左图可以得到误差的下降速度在最开始非常快,但是在误差介于 0.0001 和 0.00001 之间的时候下降速度突然变慢,这是在对相关参数进行更为细化的调整,最终误差达到了我们的要求,说明该网络符合要求。右图显示拟合优度 R 达到了 0.99687,该系数非常接近 1,强有力的说明输入神经元变量对输出神经元变量有很强的解释作用, BP 神经网络模型非常适合对车险索赔数据的拟合,该模型可以对总索赔额进行拟合和预测。

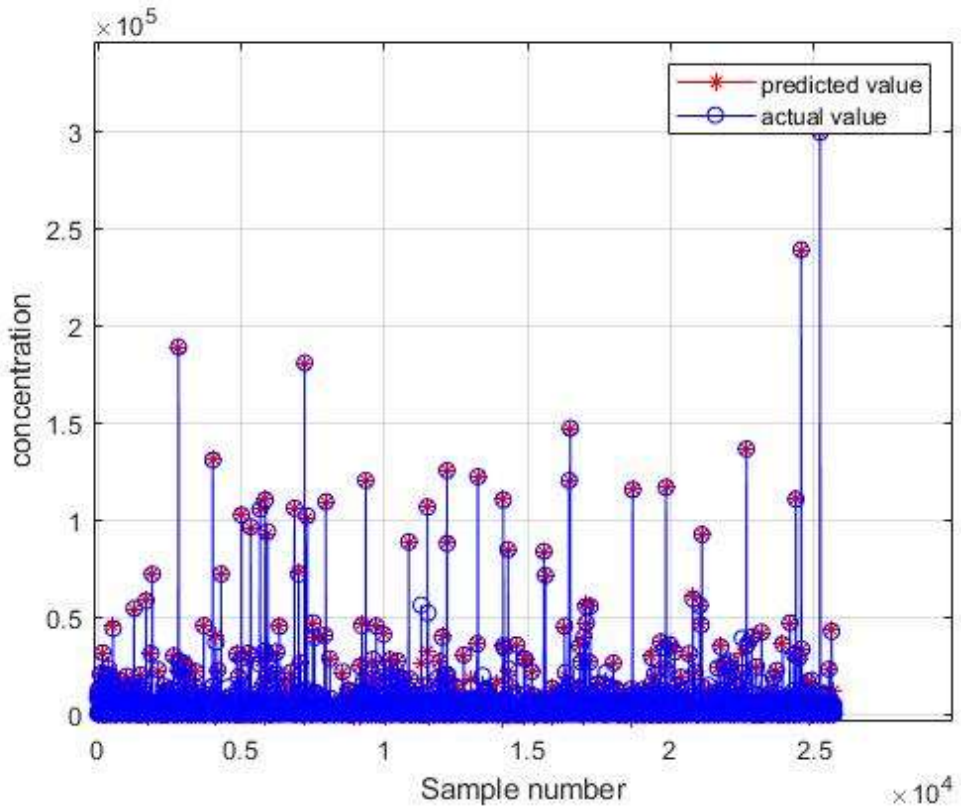


图 5. 整体建模训练集数据的拟合效果图

图 5 为用训练后的网络对训练集的数据进行拟合的效果图。由于数据集中没有发生索赔的个体占大部分，所以图形最下方比较密集，实际值和拟合值堆积在一起，说明对 0 索赔额的拟合效果非常好。对于一些极小额的索赔，虽然图形也比较密集，但是可以看到基本上都可以进行很好的拟合。对索赔数额比较大的个体，该网络也可以进行准确的拟合。总体上看，该网络对该训练集的拟合效果良好，对绝大多数个体进行了准确的拟合。

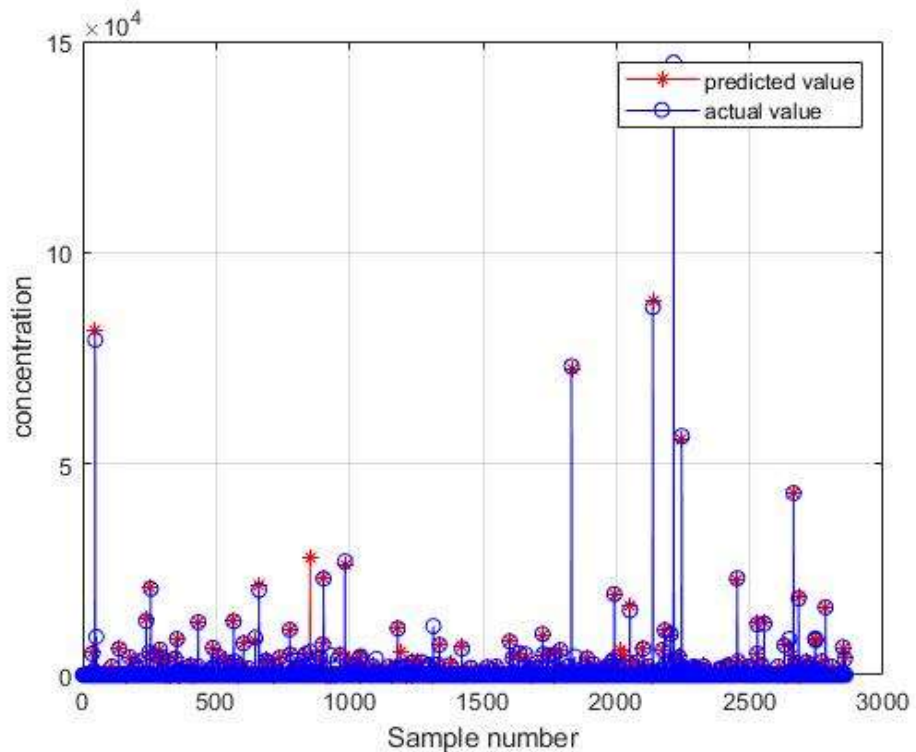


图 6. 整体建模测试集数据的预测效果图

在 BP 神经网络模型能够对训练集进行准确拟合的基础上，利用训练好的网络模型对测试集的数据进行预测，得到预测值和实际值的对比图。图 6 为测试集的预测值与实际值的对比图。测试数据集中没有发生索赔的个体也占大多数，所以图形下方出现堆积的现象，同时也说明该网络能够对索赔额为 0 的个体进行准确的预测。另外，对总索赔额不为 0 的个体的预测也非常准确，只有极个别个体的预测出现了偏差。网络的输出结果显示该网络对预测数据集的预测精度为 96.35%，证明了该网络在整体上预测结果的准确性，说明 BP 神经网络非常适用于车险累计索赔额的预测。

四、基于数据对模型的推广

由于汽车索赔数据是每个保险公司的机密，因此比较难以获得非常全面的数据，本文的所有数据仅仅包含山东省内各地市的索赔数据，因此该数据在地域上具有一定的局限性。由于每个地方地形、天气、经济等方面都有自己独特的特点，因此每个地级市的数据都具有它自己的独特性，可以认为每个地级市的数据特点都不一样，本文接下来会基于地级市层面的数据对模型的准确性和适应性进行检

验和验证。若能验证 BP 神经网络模型经过调整参数可以对每个地级市的数据进行准确拟合和预测，则该模型就被证明可以适用于全国范围内的数据。由于一些地级市所包含的数据数量比较少，不具有代表性，故本文只取数据量超过两千的地级市进行数据模拟和预测，如滨州市、济宁市、威海市、潍坊市、烟台市等。

对各地级市的数据进行拟合和预测时，考虑到训练网络需要一定的数据量，本文也会由网络把数据随机分为训练集与预测集，训练集占 90%，测试集占 10%，只不过有关参数会进行一定的调整，下面详细说明五个地级市的拟合与预测情况。

（一）滨州市

滨州市仅有 2300 条数据，由于减少了数据量，为了提高网络拟合和预测的准确度，我们相应降低学习速率和迭代次数，把学习速率调整为 0.001，迭代次数调整为 1500，得到以下训练结果和预测结果，见图 7。

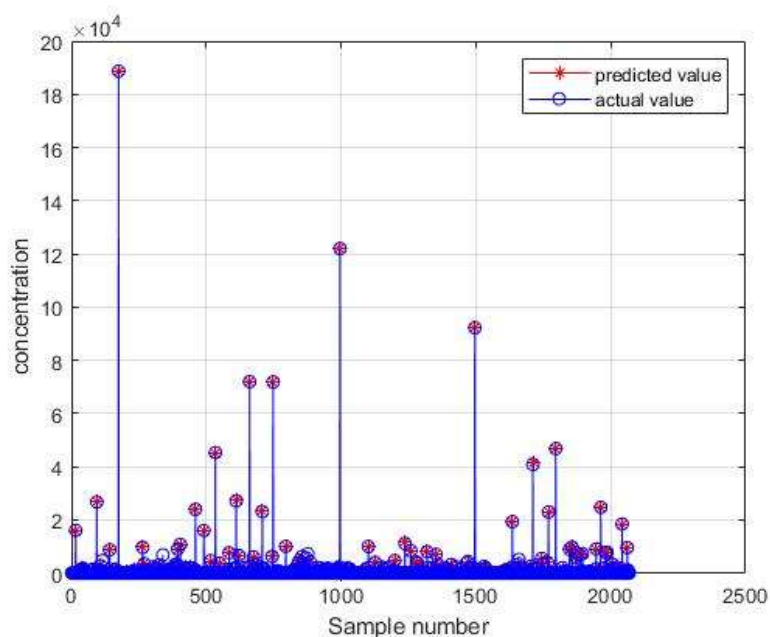


图 7. 滨州训练集数据的拟合效果图

图 7 为对滨州市训练集的数据进行拟合的效果图。索赔额为 0 的个体被准确的拟合出来堆积在下方，小额索赔和大额索赔都进行了准确的拟合。通过上图可以得到，从整体上看该网络对滨州市训练集数据进行了准确的拟合。

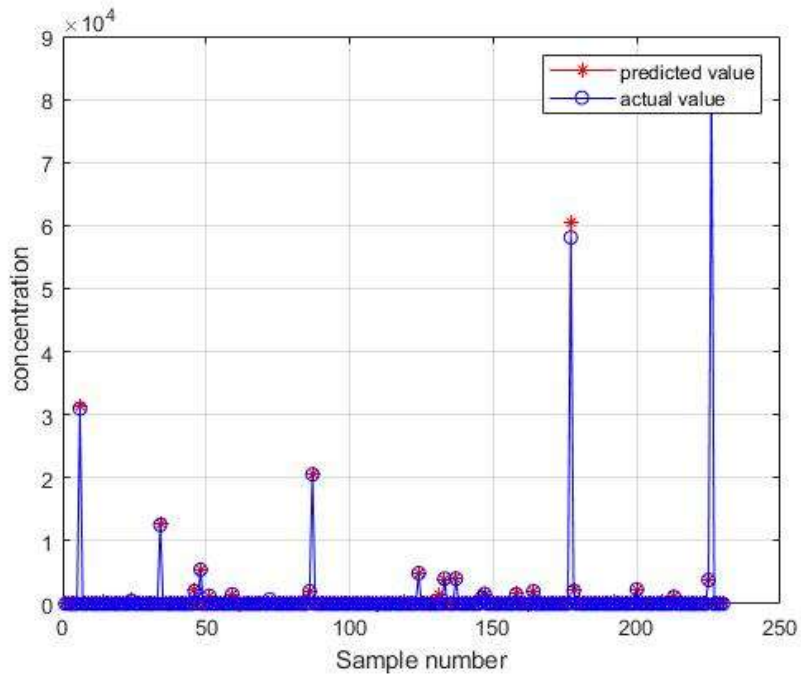


图 8. 滨州测试集数据的预测效果图

图 9 为利用训练集训练好的网络对预测集的输入数据进行预测, 得到预测值与真实值的对比图, 可以看到累计索赔额为零的预测值与真实值完全一致, 小额累计索赔额基本都能正确的预测出来, 只有一个高额索赔数据的预测值存在很小的偏差。由网络输出结果可以得到该网络对济南市预测数据集的预测精度为 98.22%, 说明该网络对滨州市预测集数据进行了精准的预测。

(二) 济宁市

由于济宁市的数据只有 2130 条, 数据量较小, 为了提高训练精度, 把学习率设置为 0.0001, 目标精度为 0.00001, 得到以下训练结果图和预测结果图, 见图 9。

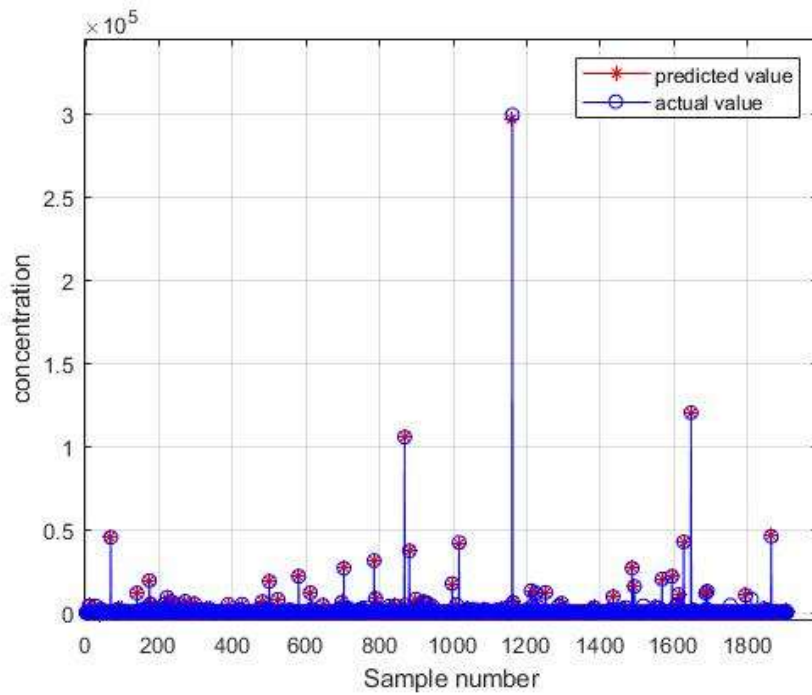


图 9. 济宁训练集数据的拟合效果图

由于该数据集里面包含大量没有发生索赔的个体，所以图 9 最下面有堆积的现象，也说明了对 0 索赔额的个体进行了准确的拟合，图 9 中显示该网络对小额索赔和大额索赔也都进行了准确的拟合，说明该网络拟合效果良好。

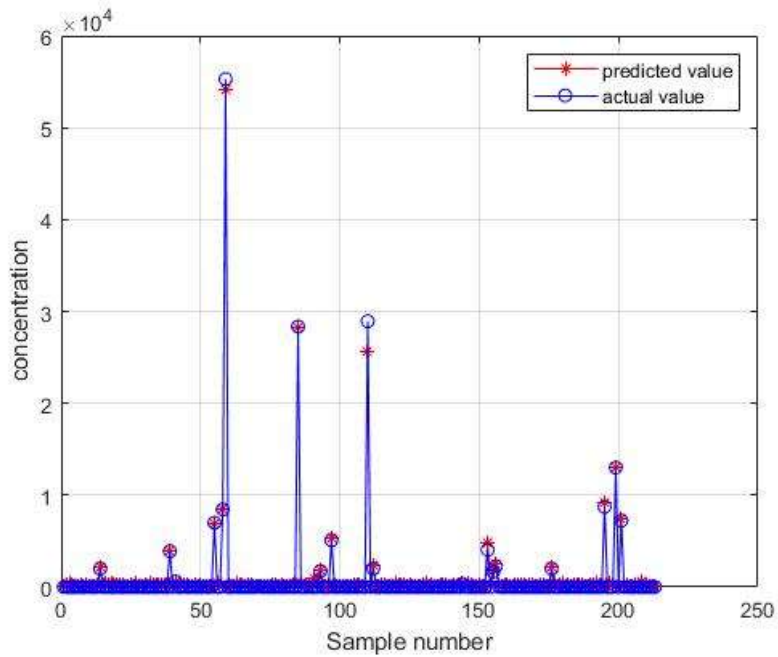


图 10. 济宁测试集数据的预测效果图

图 10 为对预测集的输入数据进行预测得到的预测值和实际值的对比图。从图 10 中可以看到小额累计索赔额的预测值与真实值完全一致。图 10 中有两个巨额索赔数据的预测值存在细小的误差。由网络的输出结果得到，该网络对预测集数据预测精度为 96.72%。这说明通过调整参数该网络也可以适用于济宁市车险赔款数据的拟合和对累计赔款额进行精准预测。

（三）威海市

威海市的数据有 2020 条，因此对威海市训练集进行网络训练时，学习率设为 0.01，目标精度设为 0.00001，得到以下训练结果和预测结果，见图 11。

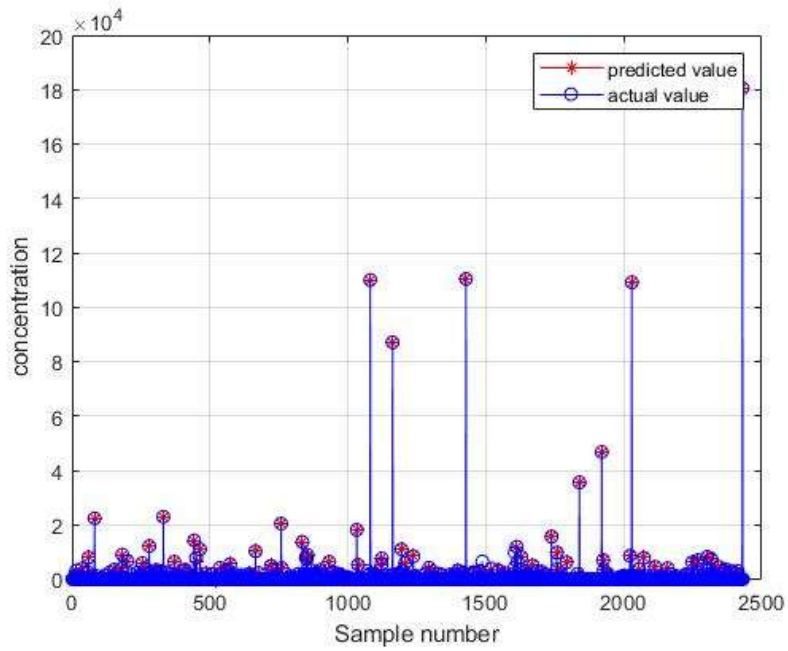


图 11. 威海训练集数据的拟合效果图

图 11 为通过威海市数据训练集对网络进行训练后对训练集的拟合值和实际值的对比图。由图 11 可知，该市训练集数据中发生索赔的数据较多，该网络对所有发生索赔的数据都进行了准确的拟合。

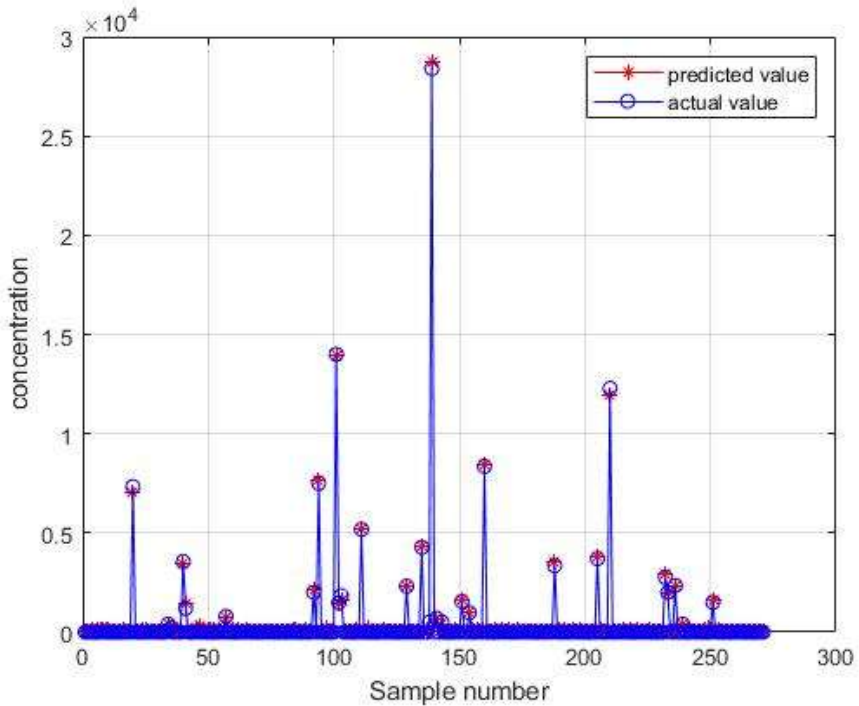


图 12. 威海测试集数据的预测效果图

由图 12 可以得到，该网络对预测数据集中发生索赔的数据都进行了准确的预测，预测值和真实值保持一致，没有发生索赔的数据预测值和真实值堆积在图像下方。由网络输出结果可以得到，该网络对威海市预测集数据预测精度为 98.38，该网络预测效果良好。

（四）潍坊市

潍坊市的数据有 3000 条数据，因此对潍坊市的训练集数据进行拟合时，学习率设为 0.001，目标精度设为 0.00001，得到以下拟合结果和预测结果，见下图。

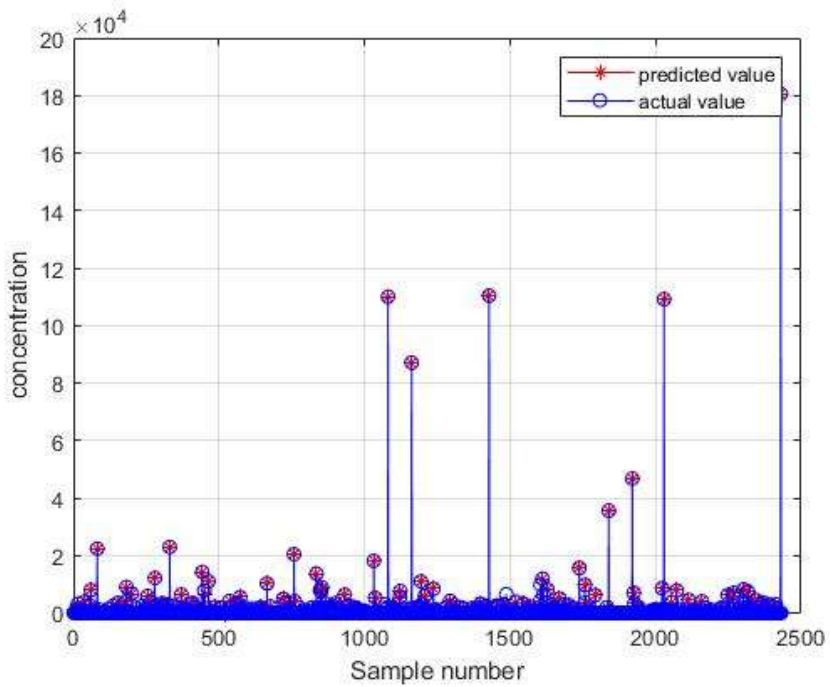


图 13. 潍坊训练集数据的拟合效果图

图 13 下方出现堆积现象，训练后的网络对 0 索赔额的个体进行了准确的拟合。该市训练集发生索赔的数据中多是小额索赔数据和较大额索赔数据，该网络对发生索赔数据的拟合值和真实值相吻合，说明该网络拟合效果良好。

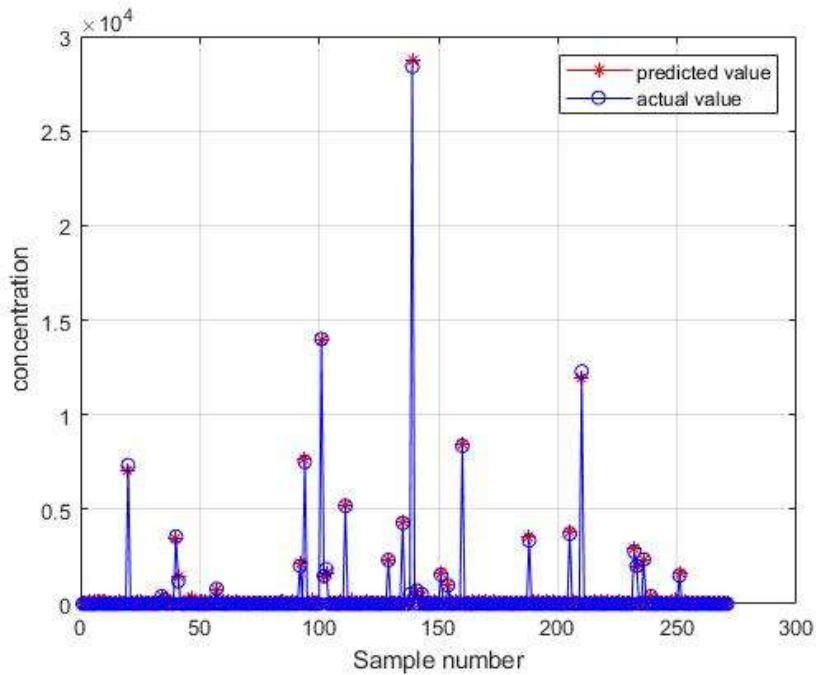


图 14. 潍坊测试集数据的预测效果图

由图 14 可以得到，威海市预测集中发生的索赔额大小不一，该网络对每条索赔数据的预测值与真实值相吻合，同时该网络对没有发生索赔的数据的预测值和真实值堆积在图像下方。该网络对预测集数据整体预测精度为 98.83%，预测效果良好。

（五）济南市

济南市的数据有 4370 条，由于济南市的数据量比较大，为了提高训练速度将学习率设为 0.01，目标精度设为 0.00001，得到以下训练和预测结果，见下图 15 和 16。

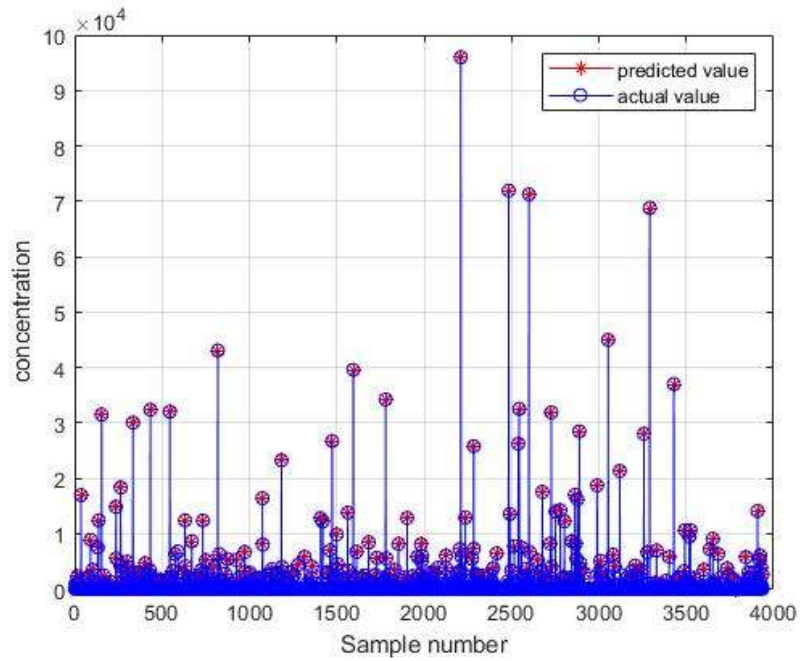


图 15. 济南训练集数据的拟合效果图

图 15 为训练好的网络对训练集输入数据的拟合值和真实值的对比，由于该地级市的数据较多，没有发生索赔的数据所占的比重较大，故图形下方出现了较重的堆积现象，同时对发生索赔数据的拟合值和真实值相吻合，该网络拟合效果良好。同时该数据集中发生索赔的数据较多，但是该网络对所有索赔数据都进行了良好的拟合。

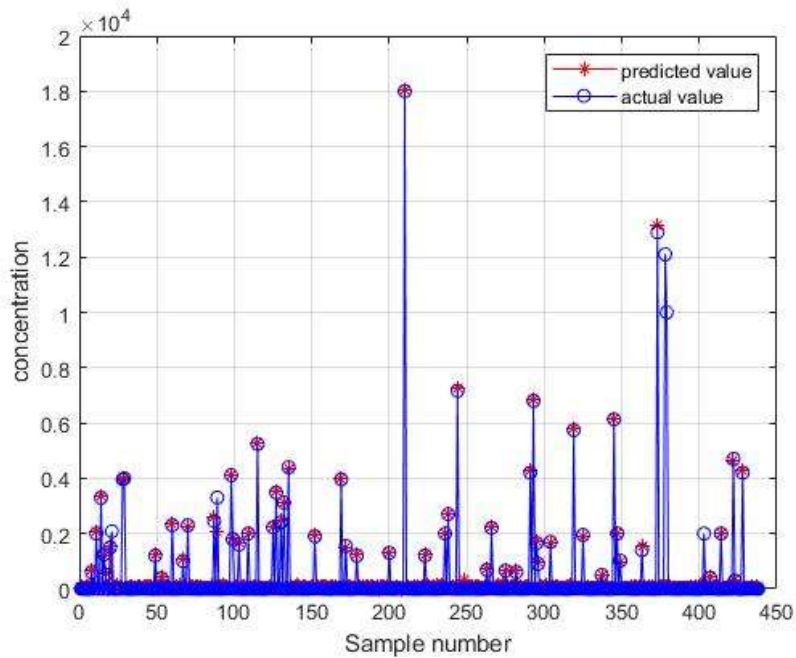


图 16. 济南测试集数据的预测效果图

图 16 为该网络对测试集输入数据的预测值与真实值的对比，该地级市预测集中索赔数据也较多，网络对绝大多数索赔数据都进行了精准的预测，同时对索赔额为零数据的预测沉积在图形下方。该网络对预测集数据整体预测精度为 95.32%，预测效果良好。

（六）莱芜市

莱芜市的数据有 2600 条，对潍坊市的训练集数据进行拟合时，学习率设为 0.001，目标精度设为 0.00001，得到以下拟合结果和预测结果，见下图。

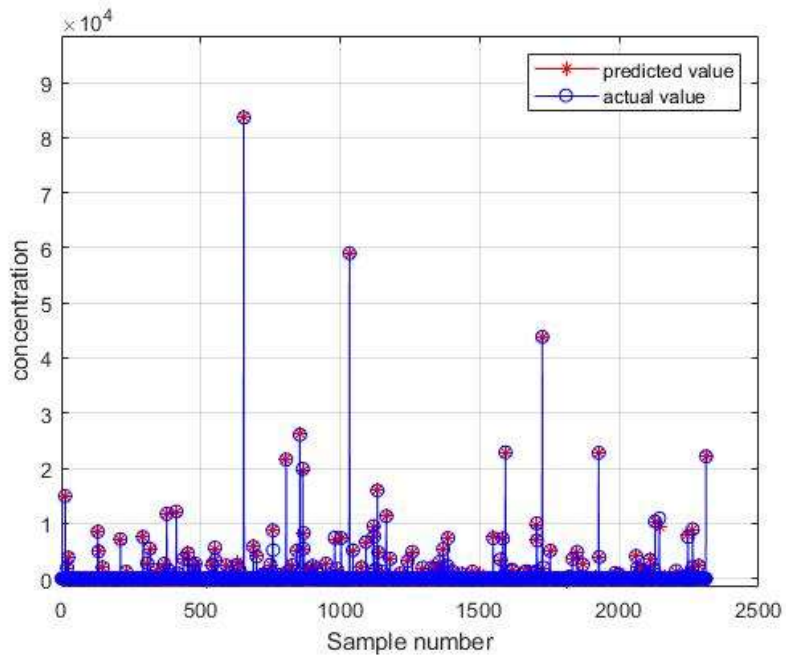


图 17. 莱芜训练集数据的拟合效果图

上图为莱芜市训练集数据拟合效果图，该网络对每条索赔数据的拟合值都能准确地和真实值相对应，对零索赔额数据的预测值和真实值堆积在图形下方，该网络拟合效果良好。

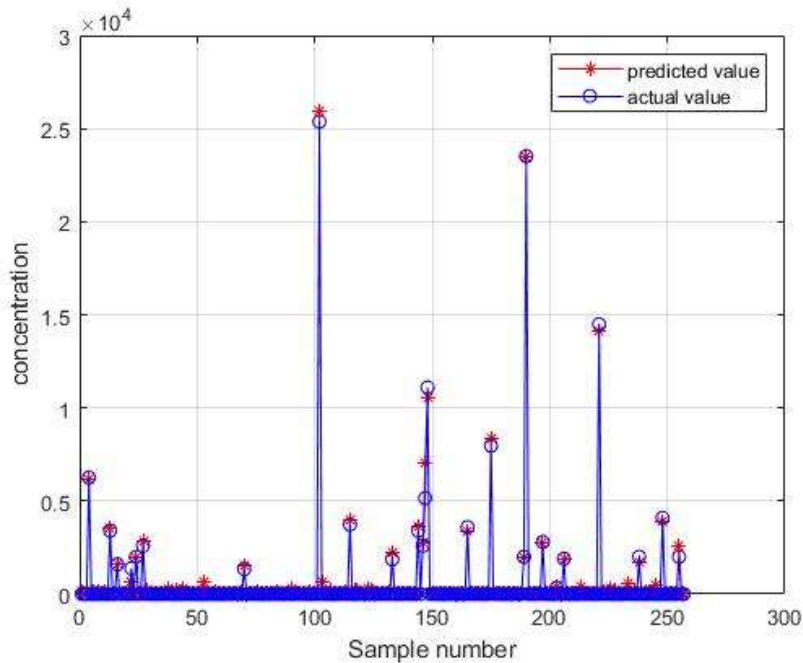


图 18. 莱芜测试集数据的预测效果图

上图为训练好的 BP 神经网络对莱芜市预测数据集的预测效果图。有图中我们可以得到，该网络对该预测数据集的大部分索赔数据都能进行精确的预测，极小部分索赔数据的预测值基本与真实值相同。该网络对预测集数据整体预测精度为 97.32%，在整体上该网络预测效果良好。

综上所述，BP 神经网络模型既能够对整个山东省的索赔数据进行准确的拟合和预测，同时又能够对六个地级市的数据进行准确的拟合和预测，且训练好的 BP 网络对每个地级市的预测精度都可以达到 90% 以上，说明运用 BP 神经网络模型来拟合和预测车险索赔额是合理和准确的。同时该网络对具有不同数据特点的六个地级市的数据进行准确的拟合和预测说明 BP 神经网络能够适应具有不同特点的数据，该网络对数据具有很强的包容性，在一定程度上可以证明 BP 神经网络可以对全国范围内的数据进行拟合和预测。

五、费率厘定模型

(一) 模型简介

信度理论是研究如何利用先验信息和个体索赔经验来进行估计、预测及制定后验保费。后验保费估计值可以用下面公式来表示：

后验保费估计值=Z *经验值+ (1-Z) *先验值

其中Z (0<Z<1)称为信度因子，后验保费估计值称为信度估计。只有正确地选择信度因子Z，才能保证调整后的保险费接近于真实的风险水平。除了保费外，信度理论还可以用来估计索赔数、总索赔额，损失率、级别相对数等值。

信度模型主要分为两种：古典信度模型和最精确信度模型。

古典信度模型试图限制观察数据中的随机波动对估计值的影响，又称为有限波动信度理论。在古典信度模型中，需要确定当个体风险达到多大规模时，信度因子Z=1，也就是经验数据完全可信，这个规模成为“完全可信度标准”，小于1的信度因子称为部分可信度。假设n为个体风险的数据量， n_f 为完全可信度标准，若 $n > n_f$ ，则信度因子Z=1；若 $n < n_f$ 则信度因子

$$Z = \sqrt{n/n_f}。$$

最精确信度模型也被称作最小二乘信度模型，该模型通过估计值与真实值之间误差平方和的最小化确定信度因子，强调估计结果的精确性，主要包括Buhlmann信度模型和Buhlmann-straub信度模型。Buhlmann信度模型假设个体风险的规模保持不变，假设n表示经验期，即经验数据的观察年数，则信度因子z等于 $Z = \frac{n}{n+k}$ ，K被称为Buhlmann参数，它是过程方差的均值(EPV)与假设均值的方差(vhm)之比。而在Buhlmann-straub信度模型中，个体风险的规模则是可以变化的，Buhlmann信度模型是它的一种简化形式在最精确信度模型中，经验数据和先验数据对于信度因子具有同等重要的影响，只有确定了经验数据和先验数据才能确定信度因子。

(二) 非参数估计中的Buhlmann模型

由于非参数估计不需要利用总体的信息(总体分布、总体的一些参数特征)，它往往不假定总体的分布类型、直接对总体的分布的某种假设做统计检验，所以在本文中我们基于非参数估计的Buhlmann模型计算纯保费。

由于BP神经网络可以准确预测每个被保险人的索赔信息，之前的实证分析中我们已经证明BP神经网络能够准确地对被保险人的总索赔额进行准确预测。因此，我们运用所得的索赔预测值作为经验数据对个体保费进行厘定。上文中详细介绍了数据量高于两千的六个地级市的累计索赔额的拟合和预测情况，下面会基于上面六个地级市的真实索赔数据和预测数据进行保费的计算。

首先我们将六个地级市的实际平均赔付额 μ 当做先验数据，把通过 BP 神经网络所预测的不同个体的赔付额 X_{ij} 作为经验数据，通过公式 $P_i = Z_i \times \bar{X}_i + (1 - Z_i)\mu$ ，得到相应的六个地级市的平均纯保费 P_i ，其中 i 表示第 i 个地级市。 Z_i 表示第 i 个地级市的信度因子。 \bar{X}_i 表示第 i 个地级市预测索赔额的均值， X_{ij} 表示第 i 个地级市第 j 个被保险人的预测索赔额， Y_{ij} 表示第 i 个地级市的第 j 个被保险人的实际赔付额， n_i 表示第 i 个地级市训练集人数， i 的取值范围为 $1 \sim 6$ ， j 的取值范围为 $1 \sim n$ 。

$$\text{山东省第 } i \text{ 个地级市的预测索赔均值 } \bar{X}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}$$

$$\text{山东省六个地级市预测索赔均值 } \bar{X} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 \bar{X}_i$$

$$\text{山东省第 } i \text{ 个地级市训练集的实际索赔均值 } \mu_i = E(\bar{Y}_i) = E\left(\frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij}\right)$$

$$\text{山东省六个地级市训练集实际索赔均值 } \mu = E(\bar{Y}) = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 E(\bar{Y}_i) = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 \mu_i$$

$$\text{第 } i \text{ 个地级市的预测索赔额方差 } v_i = \text{var}(X_{ij})$$

$$\text{山东省全省的预测索赔额方差 } v = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 v_i = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 \text{var}(X_{ij})$$

$$\text{Var}[\bar{X}_i] = E[\text{Var}(\bar{X}_i | \Theta_i)] + \text{Var}[E(\bar{X}_i | \Theta_i)] = \frac{v}{n} + a$$

介绍结构参数 μ_i 、 v 和 a 的估计值计算。

第 i 个地级市的实际索赔估计均值 $\hat{\mu}_i = \bar{Y}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_{ij}$

第 i 个地级市的预测索赔额的方差 $\hat{v}_i = v_i = \text{var}(X_{ij})$

山东省六个地级市的预测索赔额的方差 $\hat{v} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^6 \hat{v}_i$

$$\hat{a} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^6 (\bar{X}_i - \bar{X})^2 - \frac{\hat{v}}{n}$$

根据公式求每个地级市纯保费 $P_i = \hat{Z}_i \bar{X}_i + (1 - \hat{Z}_i) \mu$, $i = 1, 2, \dots, 6$,

$$\hat{Z}_i = \frac{n_i}{n_i + \hat{k}}, \quad \hat{k} = \frac{\hat{v}}{\hat{a}}$$

(三) 费率厘定实证分析

通过非参数估计的 Buhlmann 模型，我们可以求出各地级市的各项参数值，并根据相应的参数求出每个地级市的纯保费及相应的各地级市的预测集总纯保费，如表所示：

表 2：山东省各地级市预测集厘定纯保费与实际总赔付比较

	济南市	滨州市	济宁市	莱芜市	威海市	潍坊市
Z 值	0.4627	0.2382	0.2245	0.2589	0.2486	0.2897
预测集人数	438	230	213	260	202	300
平均纯保费	521.14	630.85	629.44	602.09	599.8	574.78
预测集平均索赔额	434.19	633.87	527.16	531.09	480.37	468.83
盈利百分比	0.2	-0.004	0.19	0.13	0.24	0.22

由上图可知，第一，BP 神经网络的训练需要一定的数据量，一般情况下数据量越大，训练好的网络性能越优良，预测数据的精度越高。Z 值随着数据量的增大而增大，这说明当数据量增加时，经验数据在费率厘定模型中的权重越大。即通过 BP 神经网络所得到的预测值在保费厘定的计算中所占的权重更大，使费率的厘定对不同风险的个体来说更加合理。

第二，以上模型所计算出的每个地级市的平均纯保费能够保证保险公司开展车险业务不亏损。济南市和滨州市计算得到的平均纯保费与实际平均索赔额基本

持平，济宁市、莱芜市、威海市、潍坊市计算所得的平均纯保费略高于实际平均索赔额。通过以上模型计算纯保费能够有效改善目前保险公司车险业务亏损的现状，有效促进车险业务的发展和创新，这说明我们的费率厘定模型本身具有合理性，可以作为车险公司的费率厘定新思路。

在以上模型求地级市平均纯保费的参数的基础上，我们可以求出六个地级市预测集中每个个体应该缴纳的纯保费，计算公式如下。

$$P_{ij} = Z_i \times X_{ij} + (1 - Z_i) \bar{X}_i$$

P_{ij} 表示第 i 个地级市第 j 个个体应该缴纳的纯保费， Z_i 为第 i 个地级市的信度因子， X_{ij} 表示第 i 个地级市第 j 个个体的预测索赔额， μ_i 为第 i 个地级市训练集数据实际索赔额均值，我们以莱芜市为例求出莱芜市个体的纯保费。在实际生活中被保险人考虑到无赔款优待规则，即今年赔款次数增多会提高明年所缴纳的保费，所以在赔款低于一定数额时会优先选择私下解决而不是通过保险公司解决来降低明年所需要缴纳的保费。本文考虑到这一情况，当个人预测索赔额低于 200 时，记为 0。经过计算所得的结果如下表所示。

表 3：部分个体的纯保费

预测索赔额 X_{ij}	保费厘定计算 P_{ij}
0	449.462
0	449.462
6162	1917.2504
0	449.462
0	449.462
3533	1291.0226
0	449.462
0	449.462
1653	843.2066
.....

上图是选取部分不同风险个体的定价计算，由上图可知，对于预测索赔额较低的个体，计算出的纯保费相对较低，而对于预测索赔额较高的个体，保费相对较高。该模型能够有效的对风险进行识别并且让被保险人承担与其风险相适应的保费，使费率厘定更加合理和公正。

六、总结

本文尝试用一个全新的方法和思路对车险费率厘定进行研究。区别于传统模型，我们没有对索赔次数和单次索赔额分别进行建模，而是直接对累计索赔额进行建模，这种思路简单直接，结果也一目了然。本文基于 matlab 中的 BP 神经网络模型对山东省内的 29000 条有效数据进行了拟合和预测，证明该网络可以非常准确的对车险累计赔款额进行预测。另外，为了打破本文数据在地域上存在的局限性，我们以地级市为单位分别对每个地级市的数据进行了拟合和预测，证明该网络对数据有很强的包容性，可以打破地域的限制，适用于全国范围内的数据。

在准确对累计索赔额拟合和预测的基础上，本文又尝试着利用信度理论对六个地级市的平均纯保费进行了计算，用整个山东省训练集数据的平均累计索赔额对每个地级市的平均纯保费进行修正，这样既能综合考虑山东省整体车险赔付情况，又能突出每个地级市各自的赔付情况，结果证明经过这种方法计算出来的纯保费能够保证保险公司在车险业务方面不会亏损，使其能够持续健康发展。

考虑到每个被保险人的风险以及累计索赔额不同，本文尝试对每个被保险人计算与之风险相适应的个体纯保费。利用该个体所在地级市的信度因子和该地级市预测集平均索赔额进行个体纯保费的计算，尝试对费率个体化。结果表明通过这种计算方法可以对个体的风险进行一定的识别，进而对费率进行一定的区分，使车险费率厘定更加合理和公正。

当前，我国车险行业发展迅速，保险公司承保的业务数量越来越多，数据结构也越来越复杂，传统的费率厘定方法已经跟不上车险行业的发展，导致国内多数保险公司在车险业务中出现了亏损，这就需要与时俱进的费率厘定方法来改善保险公司的经营状况。神经网络是当下非常热门的建模工具，应该被大胆的引入和应用到汽车保险领域，这对于汽车保险费率厘定有重要的应用价值。

BP 神经网络模型具有适用性和准确性的优点，适当地调整极个别的参数，该模型就可以适用于全国各地的数据，对数据的包容性非常高。同时由于该 BP 神经网络模型对数据预测的准确性，保险公司可以把该模型用于保险公司的车险业务中，将一类被保险车辆的信息输入模型中得到预测的总索赔额，然后基于 BP 神经网络输出的预测索赔额，运用非参数估计的 Buhlmann 模型对每个地级市的平均纯保费进行测算。BP 神经网络和 Buhlmann 模型相结合计算出来的纯保费可以有效改善目前保险公司车险业务亏损的现状。同时以上模型还可以计算出每个被保险人的纯保费，该纯保费是与 BP 神经网络输出的个体预测索赔值相对应的纯保费，既是与个体风险大小相对应的纯保费，这样能够使保险公司更可能地收取与承担责任相匹配的保险费用，促进保险行业的发展，从而有效提高这些保险公司开展车险业务的积极性和创造性，进而研发出更多的产品，进一步促进我国车险行业的良性发展。

参考文献

- [1] Bailey R A, Simon L J. ,1960, “Two studies in automobile insurance ratemaking,” *ASTIN Bulletin*: 192-217
- [2] Finger R J. , 2006, “Risk classification,” *Foundations of Casualty Actuarial Science*: 231-276
- [3] Nelder J A, Wedderburn R W M. ,1972, “Generalized Linear Models,” *Journal of the Royal Statistical Society*135(3):370-384.
- [4] Samson D, Thomas H., 1987, “Linear models as aids in insurance decision making”: The estimation of automobile insurance claims, *Journal of Business Research*15(3):247-256.
- [5] McCullagh P, Nelder J A., 1989, *Generalized Linear Models. 2nd ed. London: Chapman & Hall.*
- [6] Stroinski K J, Currie I D., 2006, “Selection of variables for automobile insurance rating,” *Insurance Mathematics & Economics* 8(1):35-46.
- [7]孟生旺. , 2007, 广义线性模型在汽车保险定价的应用, *数理统计与管理* (01):24-29.
- [8] Draper N R., 2008, “Generalized Linear Models for Insurance Data by Piet de Jong, Gillian Z. Heller,” *International Statistical Review*76(2):315-315.
- [9]赵明清, 陈玉澎. , 2016, 基于双重广义线性模型的车险费率厘定及其与广义线性模型比较, *保险研究* (10): 32-41.
- [10]Pregibon D. , 1984, “Review: P. McCullagh, J. A. Nelder, *Generalized Linear Models*,” *Annals of Statistics* 12(4):1589-1596.
- [11] Kolyshkina I, Wong S, Lim S., 2005, “Enhancing Generalised Linear Models with Data Mining,” *Pricewaterhousecoopers.*
- [12] Antonio K, Beirlant J., 2007, “Actuarial statistics with generalized linear mixed models,” *Insurance Mathematics & Economics* 40(1):58-76.
- [13] Klinker F., 2011, “Generalized Linear Mixed Models for Ratemaking”: A Means of Introducing Credibility into a Generalized Linear Model Setting, *Casualty Actuarial Society E-Forum* 8(2):1-25.
- [14]王新军, 王亚娟. ,2013,基于广义线性模型的车险分类费率厘定研究, *保险研*

究(09): 43-56 + 85.

[15] Marvin Oeben. ,2015, “Generalized Linear Mixed Models in the competitive non-life insurance market.” *MSc Mathematical Sciences*.

[16]康萌萌, 刘素春. , 2015,广义估计方程在商业车险定价中的应用. 保险研究 (12): 88- 97.

[17]王选鹤, 孟生旺, 王雅实., 2017,基于厚尾损失分布的汽车保险定价模型及其应用. 保险研究 (04):67-78.

[18]张连增, 谢厚谊. , 2017,Tweedie 分布在车险费率厘定中的应用. 保险研究 (01): 80-90.

[19]张连增, 王缔. , 2018, 保险大数据条件下车险费率厘定的研究——基于 SOM 神经网络方法的车险索赔强度建模.保险研究 (09): 56-65.

[20] Brockett, P. L., X. H. Xia, and R. A. Derrig, 1998, “Using Kohonen’s Self-Organizing Feature Map to Uncover Automobile Bodily Injury Claims Fraud,” *The Journal of Risk and Insurance*, 65(2): 245-274.

[21] Liu Y, Wang B, Lv S., 2014, “Using Multi – class Adaboost Tree for Prediction Frequency of Auto Insurance,” *Journal of Applied Finance and Banking*4(5): 45-53.

[22] Lee S, Lin S, Antonio K., 2015, “Delta Boosting Machine and Its Application in Actuarial Modeling,” *ASTIN, AFIR/ERM and IACA Colloquia, Institute of Actuaries of Australia*: 1-21.

[23] Tornike M., 2016, Vehicle Insurance Claim Data Study and Forecasting Model Using Artificial Neural Networks. *Tallinn University of Technology*, Estonia

[24] Wüthrich, M.V., 2017, “Covariate Selection from Telematics Car Driving Data,” *European Actuarial Journal*, 7(1): 89-108.

中国住房保险发展路径探讨——基于中国住房保险风险保障缺口调研的报告

张楚莹、邢鹞、陈嘉荔¹

摘要：

相较于其他商业险种，我国住房保险起步较早、然而发展缓慢：在其他市场，住房保险的普及率一般能达到 60%到 80%，而中国却低于 10%，这与近年来繁荣发展的住房市场十分不相称。本研究报告结合对主要市场住房保险发展的观察与思考，同时结合中国的住房特点和相关制度，深入分析和探讨了我国发展住房保险的主要路径。基于国际经验，本报告拓展了“住房保险”的内涵外延，不仅包含常见的楼体和屋内财产保险，也扩展到了关乎到民生的小区公共区域和共用设施设备保险，创新性地提出在住房专项维修资金中引入保险机制，并对具体的实施路径给出了前瞻性的想法。

关键词：住房保险，保障缺口，消费者调研，自然灾害风险

一、研究背景

调查显示，2019 年，中国城镇居民家庭户均总资产 318 万元，住房占比近七成，是城市居民最为重要的有形财产，其财产质量关系着居民的生命安全以及财富的保值增值。如果住房财产的安全无法得到充分保障，则可能演化为基层社会的治理问题，甚至爆发为严重的社会问题。因此，通过保险工具，对居民住房风险进行管理转移，对维护居民利益，防范社会风险具有重要意义。

家庭财产保险在我国属于覆盖率较低的一项险种，2019 年，家财险的保费收入为 91 亿元人民币，占财险市场 (P&C) 总保费收入的 0.7%，远低于发达国家和部分发展中国家的水平。我国城市住房以砖混、钢混结构为主，面临火灾、爆炸、自然灾害等种种潜在风险的威胁。由于住房保险的缺失，在很多情况下，政府不得不承担起补偿责任，这给政府财政带来了很大压力。

在海外，商业住房保险可以按照被保房屋类型分为两类：针对独栋、联排

¹ 张楚莹，瑞士再保险瑞士再保险财产险核保中国区负责人；邢鹞，瑞再研究院中国中心副主任、高级经济分析师；陈嘉荔，瑞再研究院中国中心保险分析师。

房屋的住房保险，其保障内容包括房屋主体和屋内财产，可分别购买；针对多层公寓楼的住房保险，其共用区域和共用设施设备由业主委员会统一购买，而公寓内财产则由业主自行购买。在我国，目前尚没有针对整个小区公共区域和设施设备的保险，仅有针对业主个人的家庭财产保险，其保障内容既包含所属部分房屋主体结构，也包含屋内财产。本文所讨论的住房保险属于广义的概念，既包括传统的家财险，也参照了即将于 2021 年 1 月 1 日起正式施行的《中华人民共和国民法典》物权编之相关条款，探讨了小区公共区域和共用设施设备的保险保障。

通过研究海外市场的住房保险发展模式，我们发现，国外市场针对多层公寓，由业主委员会或者物业公司为公寓的房屋结构、公共设施等购买保险是通行做法，此举可以保障住户的共有利益。这类公寓楼的住房共管物业保险覆盖率也很高。结合消费者调查的结果，我们建议在住宅维修资金中引入保险机制，此举既可以降低决策成本，提高资金利用率，又可以充分发挥保险公司的风险管理功能，提高小区物业的整体管理水平，同时还能实现资金的保值增值。最后，我们总结了发展住房保险的路径规划，并建议保险公司利用保险科技，通过与消费者互动，提高消费者风险意识，推动“保险+住房服务”的创新模式。

二、中国住房保险发展概况

（一）我国住房主要类型

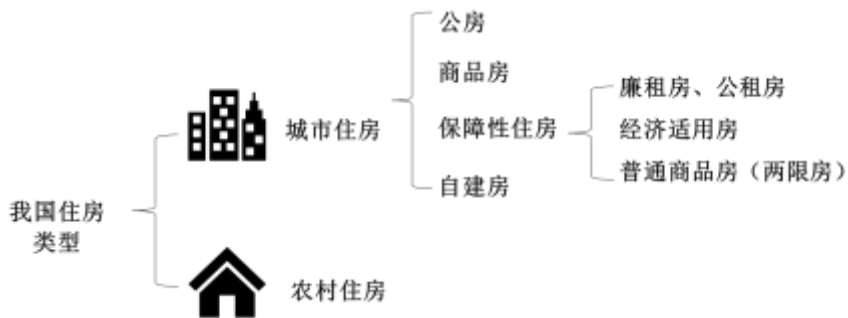
我国的住房类型主要分为城镇住房和农村住房(图 1)。按照住房性质，城镇住房可分为商品房(4 成)、自建房(3 成)、老公房和保障性住房(3 成) (恒大研究院，2019)。根据推算，我国目前城市住房套数在 3 亿套左右¹。

根据央行调查统计司城镇居民家庭资产负债调查课题组 2020 年发表《中国金融》的文章显示，我国城镇居民家庭资产以实物资产为主，住房占比近七成，住房拥有率达到 96%²。而截至 2017 年底，美国住房自有率为 64.2%、日本为 61.9%、德国为 51.7%，相比较而言，我国城镇家庭住房拥有率较高，这主要与中国重视“家”的文化传统、以及居民家庭更偏好将住房作为保值增值资产、以抵御房价持续上涨预期 等存在一定关系(许小乐，2019)。

图 1：我国主要住房类型

¹ “70 年居住变迁：从福利分房到自主产权，城镇居民户均一套房”，<https://www.yicai.com/news/100273546.html>

² “央行重磅！我国城镇住房自有率达 96%，户均资产超 300 万”，https://news.stcn.com/sd/202004/t20200425_1721186.html



来源：根据国家统计局人口抽样调查的城镇住房分类

（二）我国住房保险发展现状

1. 城市商业住房保险分类

根据国外实践，我们按照被保房屋类型，把商业住房保险分为以下两类：第一类是针对独栋、联排房屋的住房保险。这类房屋的所有权结构非常简单：房屋土地、房屋主体及附属结构，以及屋内财产都归户主及其家庭所有。因次，该类房屋的住房保险由户主自行购买，其保险保障分为房屋主体及附属结构的保险 (building insurance)，以及保障屋内财产的保险 (content insurance)。

第二类是针对多层/高层公寓楼的住房保险。其特点是每户的业主并不拥有全部土地的所有权，而仅仅拥有土地上有限空间的所有权 (以水平和垂直划分，分契式所有权, Strata Title)。换句话说，该共管公寓楼内任一公寓的所有权归该公寓的业主 100% 所有，而除此以外的共用部分，如楼体、大堂、附属设施等归所有业主共有。由于所有权存在差异，该类公寓楼的保险可以分为两个部分，第一部分是公寓内的家具、装修、家用电器等的保险，该保险属于屋内财产保险 (content insurance)，由业主自行购买；第二部分是公寓的共用部位 (楼体、大堂、走廊等) 和共用设施设备 (电梯、照明、消防等) 的保险，在发达国家，如英国、美国、澳大利亚等，该保险被称为住房共管物业保险 (residential strata insurance)，由业委会 (body corporate committee) 或其委托的物业管理公司统一购买，其保费来源为业主缴纳的物业费。在这些国家，屋内财产保险的覆盖率有高有低，但是绝大多数业主委员会都会为其楼体和共用设施设备购买保险。

在新兴市场，由于物权观念和保险意识普及度较低，很少有物业公司会为其管理的楼房/小区的共用部分统一购买保险。中国也是如此，住宅小区内的公共部分 (如楼体、大堂) 和共用设施设备 (如消防、照明、供暖等) 一般没有保险保障。目前市场上主要的住房保险产品，又称“家财险”，多面向户主个人，保障内容主要是被保险人的“房屋、房屋内装修及室内财产”。然而，对于占我国城镇商品住房主体的公寓楼，“房屋内装修和室内财产”的定义是容易划分的，而对于整体的楼宇结构是否属于“被保险人房屋”，却并没有清晰的定义，这给之后的理赔定损留下了隐患：如果发生地震等严重灾害，造成公寓楼结构的整体损害，保险公司很难将整体的损失金额拆分到各家各户进行理赔定损。

在本报告中，住房保险主要指我国城市住房的保险，它既包括屋内财产保

险，也包括部分房屋主体保险。此外，我们也参照了即将于 2021 年 1 月 1 日正式生效的《中华人民共和国民法典》物权编中对“业主的建筑物区分所有权”的界定，探讨了小区公共区域和共用设施设备的保险。换句话说，任何有关保障我国城市住房的财产险，都属于本研究报告中住房保险的范畴。

2. 中国住房保险发展现状

如上文所述，我国住房保险对象以公寓楼为主，保障内容既包含屋内财产，也包含部分楼体结构，绝大部分保单为一年期，投保渠道以线下代理人为主，也有一部分来自线上平台，以及在办理银行贷款时应银行风险管理要求投保。我国住房保险的件均保费多在 50 元到 100 元之间。

根据中国银行保险监督管理委员会数据发布显示，2019 年我国家财险保费收入为 91 亿元人民币，仅占财产及意外险市场总体保费收入的 0.7%，占非车险保费收入的 2.0%。从 2015 年到 2019 年，家财险保费的年平均复合增长率为 17%，考虑到我国家财险保费口径里包含近几年快速发展的农房保险和政府巨灾项目，所以，单纯商业家财险的增速乏力。

表 1 是 2019 年全球主要市场家财险发展情况。可以看到，我国家财险收入占 P&C 总保费收入的 0.7%，在 9 个样本市场中排名倒数第一，远低于其他 8 个工业化市场的平均值 16%。如果分析财产险保险深度，即其保费占 GDP 比重，我国为 0.06%，也远低于其它 8 个工业化市场的平均值 0.6%。因为财产险保费的构成就是企业财产险和家庭财产险，我国家庭财产保险在财产险保费中的比例仅为 16%，这一方面说明居民财产投保意识较低，另一方面也说明目前的住房保险产品尚不能满足日益发展的住房市场的需要。

表 1：2019 年全球主要市场家财险发展情况（十亿美元）

	国家	家财险保费	财产险保费	家财险/GDP	家财险/财产险	家财险/财产及意外险市场
发达国家	美国	104.3	205.1	0.48%	15%	51%
	德国	12.5	22.2	0.32%	14%	56%
	法国	12.3	19.9	0.45%	16%	62%
	日本	9.0	16.9	0.18%	10%	53%
	英国	8.9	26.4	0.32%	9%	34%
发展中国家	巴西	3.2	5.4	0.23%	15%	58%
	南非	2.7	3.2	0.92%	29%	82%
	俄罗斯	2.5	2.7	0.16%	18%	93%
	中国	1.3	8.0	0.01%	1%	16%

来源：瑞再研究院

三、国外住房保险发展概况

我们研究了美国、日本、新加坡、瑞士、台湾地区、香港特别行政区、澳门特别行政区、以及印度等国家和地区的住房保险发展状况，和相关的政策法规情况，并从中得到了以下主要启示：即业委会/物业为大楼统一购买住房保险是通行做法

对于多层公寓来说，业主委员会或者物业公司为公寓的房屋结构、公共设施等购买住房共管物业保险是通行做法。从操作上而言，这部分保险的具体保障内容由业主会讨论决定，然后委托物业公司进行购买，保险费用一般从物业

管理费中进行扣除。火灾、爆炸和其他的意外事故造成房屋结构和附属设施的损坏属于最常见的保障内容，而地震、洪水等保障则视需求购买。

四、探讨住宅专项维修资金中引入保险机制的可行性

前文中，我们提到在海外市场，由于公寓楼的产权特性，其楼体和其他公共设施设备由所有业主共有，因此，由业委会委托物业对其共有部分统一购买保险是通行做法。在我国，由于并不是所有小区都成立了业委会，且物业管理水平参差不齐，业主风险和保险意识都比较低，如果单方面要求业主多缴纳物业费，以便为其小区公共设施购买保险，预期会遇到较大阻力，可行性不大。而我国设立“住宅专项维修资金”的初衷，就是专项用于住宅小区共用部位、共用设施设备保修期满后大修、中修及更新、改造的资金¹。然而在实际运用过程中，因为种种原因，使用率低下，未能充分发挥原有的功能。在本章，我们主要探讨在住宅专项维修资金中引入保险机制的可行性。

（一）我国住宅专项维修资金的介绍

1.住宅专项维修资金的产生背景和发展历史

1998年7月，国务院发布《关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房建设的通知》，提出建立住宅小区专项维修资金制度，这是“专项维修资金”制度第一次在国家层面提出²。2007年12月，建设部、财政部根据《物权法》、《物业管理条例》，制定与颁布了第165号令《住宅专项维修资金管理办法》³，对维修资金的征缴、使用等均做了全面详细规范，规定了政府代管和业主自管两种不同阶段适用的管理模式，《住宅专项维修资金管理办法》的颁布，标志着我国住宅专项维修资金管理体系的正式建立。

2.住宅专项维修资金的定义和用途

在我国，住宅专项维修资金，是指专项用于住宅共用部位、共用设施设备保修期满后的维修和更新、改造的资金。其中住宅共用部位，是指根据法律、法规和房屋买卖合同，由单幢住宅内业主或者单幢住宅内业主及与之结构相连的非住宅业主共有的部位，一般包括：住宅的基础、承重墙体、柱、梁、楼板、屋顶以及户外的墙面、门厅、楼梯间、走廊通道等。共用设施设备，是指根据法律、法规和房屋买卖合同，由住宅业主共有的附属设施设备，一般包括电梯、天线、照明、消防设施、绿地、道路、路灯、沟渠、池、井、非经营性车场车库、公益性文体设施和共用设施设备使用的房屋等。住宅专项维修资金管理实行专户存储、专款专用、所有权人决策、政府监督的原则。⁴

3.住宅专项维修资金的规模和利用情况

目前，关于我国住宅专项维修资金的全国统计数据并不可得。根据专家估算，我国660个城市的住宅专项维修资金归集总量在9000-10000亿元左右（陈

¹ 参照《中华人民共和国民法典》物权编对于“业主的建筑物”有关共有部分的定义。

² “国务院关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房建设的通知”，beijing.gov.cn，1998年7月3日。

³ 中华人民共和国建设部，中华人民共和国财政部令165号，www.gov.cn，2007年12月29日，http://www.gov.cn/ziliao/flfg/2007-12/29/content_846963.htm

⁴ 《住宅专项维修资金管理办法》，中华人民共和国住房和城乡建设部，mohurd.gov.cn。

淑云，2018）¹。通过网上公开信息我们找到了我国大陆地区 4 个直辖市，27 个省会城市或者自治区首府，以及 5 个计划单列市的住宅专项维修资金统计情况：其中仅有 13 个城市公布了资金使用情况，7 个城市的数据时效较新(2018 年或 2019 年)，其余 6 个城市的数据为 2017 年之前。

从现有数据来看，广州市 2015 年住宅维修资金余额为 174 亿元，2015 年使用了 3800 余万元，使用率约为 0.2%。深圳市 2019 年的资金余额为 183 亿元，2019 年使用了 2.86 亿元，使用率为 1.56%，其他城市的使用效率也基本上在这个区间内。

较低的资金使用效率，并不是因为房屋状态很好，不需要维修，恰恰相反，随着我国存量住房的使用年数增加，住房公共设施设备和共用部位逐渐老化，大多开始面临小修、大修甚至更换等问题。维修资金原本应成为住房维修的资金保障。然而在实际操作中，受各种因素的影响，利用情况远远没有达到理想的水平。

（二）住宅专项维修资金运用的困境

我国住宅专项维修资金制度自 2008 年实施以来，取得一定效果，但在具体实施中也显现出不少困难与问题：

1. “双三分之二”的条件难以满足

由前文可知，理论上住宅专项维修资金分为政府代管阶段和业主自管阶段，由于我国业主组织发展滞后，绝大部分的维修资金仍由政府代管。

在政府代管阶段，动用住宅专项维修资金需要满足“双三分之二”的条件，即需资金列支范围内专有部分占建筑物总面积三分之二以上的业主且占总人数三分之二以上的业主投票同意，如此条件在实际操作中过于严苛，难以满足。

首先，对于人数较多的小区，挨家挨户走访获得三分之二业主签字十分费事费力，小型公用设施和部位修复很可能因为流程繁琐而不了了之。其次，在百姓公共意识并非很强的情况下，部分理应运用维修资金的维修项目却难以满足“双三分之二”业主同意条件，例如楼顶渗水整修项目，除了楼顶业主迫切希望整修外，其他楼层住户赞成度不高；电梯大修项目也一般难以获得低楼层住户的支持，从而使得不少使用维修资金的合理需求无法实现（李会廷，2018）。

2. 业主自治组织发展较为滞后

在我国，业主自治组织的发展较为落后，即使在北京、广州、深圳等房地产市场发展较早的城市，业委会成立比例也仅接近 20%，即使业委会成立比较顺利，一般平均也需近 12 个月的时间。

造成成立业委会难度高的原因是多方面的：根据《物权法》规定，选举业主委员会需要双二分之一业主同意，但是我国小区通常规模巨大，许多业主并不自住而是投资，参与业委会的意愿很低，导致业委会筹备困难；成立业委会需要得到区、县人民政府房地产行政主管部门或者街道办事处、乡镇人民政府的指导或行政审批，繁琐的审批和备案流程，使得部分业委会的筹备工作多年难

¹ “超万亿维修资金沉睡 房子养老金成糊涂账”，people.com，2016 年 9 月 23 日。

以取得实质性进展。

3. 维修资金正常程序与紧急使用的冲突

目前我国的住宅维修资金办理程序遵循着申请-审核-拨款的基本步骤，最初由相关业主和物业公司提出维修要求，业主大会对维修方案进行决策，由当地房地产管理局进行审核，市县监管办进行复审，最后进行拨款。走完如此繁复的程序注定需要一段时间（叶锋，2015）。

当出现因自然灾害或突发事件导致危及住宅安全的紧急情况时，基于现行的规定可以跳过业主讨论通过的环节，然后对于何种情况属于“紧急情况”，紧急情况下审批部门的响应速度，在相关规定中并没有详细说明。管理资金的部门由于管理压力不敢贸然启动紧急模式，仍拘泥于繁琐的业主决策模式，容易出现紧急情况不能及时处理并造成更大的损失的情况，甚至威胁到住宅的安全（唐海生，2018）。

4. 维修资金缺乏保值增值有效途径，存在较高贬值风险

根据《住宅专项维修资金管理办法》，资金增值主要有两种形式，一是银行存款，二是购买国债。管理住宅专项维修资金的相关政府部门或者业主委员会一般都不具备专业的资金增值与投资能力，更注重资金的安全性，因此实际上维修资金大多以活期存款形式储蓄在银行里（罗红峰，2014）。根据国家统计局数据，2019年全年CPI同比上涨2.9%¹，但同期中国人民银行一年期存款基准利率是1.5%²，所以数值庞大、使用周期较长的维修资金存在较高贬值风险。随着房屋年龄上升，住宅专项维修资金的使用频率和数额逐渐加大、维修成本逐年上升，但专项维修资金的实际价值逐年降低，因此资金的保值增值问题不可忽视。

（三）在住宅专项维修资金中引入保险机制的好处

1. 可以降低决策成本

在原有模式下，业主对住宅维修资金的任何一次动用，都有很长的流程要走，决策成本极高：在政府代管阶段，需要满足“双三分之二”的条件；在业主自管阶段，也需经由业主大会投票通过资金使用方案。不论是哪种决策模式，都费时费力，资金使用效率极低。

如果将住宅维修资金转化为住房保险，可以采取三年一续保的形式，在此情况下，决策频率降低为三年一次。在此期间，参保的住户遇到房屋渗漏，墙体损坏等问题，不需要征求其他业主的签字同意，直接拨打保险公司的报修电话，只要属于保单的保险范围，保险公司即派人上门查勘并安排维修，也不存在业主与物业就谁来承担维修费用相互扯皮的问题。如果在公共区域发生意外事故导致一些公用部位的损害，物业也可要求由保险公司进行维修或者报销维修费用，而不用担心维修费用过高影响物业日常运营的支出。

2. 可以充分发挥保险公司的风险管理功能

在商业财产险的领域，保险公司每隔一到两年，就会对其投保的大客户进行现场查勘和风险评估，对于一些在风险管理方面不达标的企业，会提出针

¹ “2018年国民经济和社会发展统计公报”，国家统计局，2019年2月28日。

² “金融机构人民币存款基准利率调整表”，中国人民银行，pbc.gov.cn，2019年10月24日。

对硬件或者软件的整改意见，如果客户无法在一定时间内满足这些整改要求，保险公司或者大幅提高保费，或者拒绝提供保险产品。这既属于保险产品的增值服务，也是为了确保投保标的的风险质量满足基本要求。

将住宅维修资金转化为保险金后，业主和物业也可以充分发挥保险公司的风险管理职能，比如要求他们每年对住宅小区的公共设施进行风险隐患评估，检查设施的维护状况。我国经历了房地产业的快速发展，目前众多住宅小区进入加速老化阶段，通过这种定期的隐患排查，可以杜绝因缺乏维护导致的更为严重的事故，具有防微杜渐的作用。

3.可以提高物业管理水平

住宅小区的整体维护水平与其物业公司的服务水平直接相关：我们常常看到一些已建成十几二十年的小区因为物业水平较高，楼宇的老化并不明显；与此形成对比的是一些可能新建成没多久的小区，因为缺乏物业维护，老化十分明显，不仅影响居住质量，更是造成房屋贬值。

我国绝大多数物业服务企业的运作模式与其说是竞争式的，倒不如说是垄断式的。小区的全部物业管理由一家物业公司全部垄断。物业公司的进项为物业服务费，出项为保洁、绿化、维修等专业服务，进项与出项之差为物业企业的利润。如果业主对某一项服务领域不满，就必须更换掉整个物业服务企业，其更换成本是巨大的。

通过引入第三方保险公司为住宅小区进行风险管理和事故赔偿的服务，打破了物业企业的垄断地位，增强了业主的话语权。假设保险的保单为三年一签，三年期满后，如果业主对保险公司的赔付或其他增值服务不满，可直接停止续签保单，更换保险公司，这一方面给了业主更大的选择权，另一方面也通过引入市场竞争，倒逼保险行业提供质优价廉的产品。

4.可以实现维修资金保值增值

目前我国住房维修资金一般以活期存款形式储蓄在银行里，并没有实现很好的保值增值，常常被人们称为“沉睡的资金”。比如 2019 年我国活期存款利率仅为 0.3%，也就是说，对于一个维修资金体量为 1000 万的小区，当年维修资金的增值仅为 3 万元，远远不及 CPI 的增速，该维修资金的实际购买力在逐年贬值。而如果委托保险资管公司进行管理，参照 2019 年保险行业的投资收益，其投资回报率高达 5%，即使刨去管理费用，当年也能带来 40 万的收益，甚至能够覆盖当年保费的一多半。

（四）消费者调查：居民小区共用部位和公用设施设备保险

1.调查基本情况

为了进一步了解消费者对住房保险的认知以及购买意愿，2020 年 5 月，我们对中国居住在一、二线城市并且拥有自有住房的 577 名居民进行了一项调查，调查为电话访谈与问卷调查相结合的形式。调查了解了住户对其住房维护情况的满意程度，对小区共用部位和共用设施设备保险及其附加服务的需求，以及住户对转换部分住宅专项维修资金(简称“大修资金”)为住房保险的意愿。

2.调研主要结果

对于目前住宅专项维修资金“双三分之二”的投票制度，89%的受访者表

示赞同，其原因是“少数服从多数”（56%）和“想不到其他更好办法”（52%）。而在反对该投票制度的受访者中，90%的居民认为“双三分之二”这个条件太苛刻，难以达到。由此可见，大修资金的投票制度虽然看似公平，却并不高效：投票表决的漫长流程导致一些维修问题无法快速解决，影响了居民的生活质量。

在我们简单介绍了小区公共设施保险的的优点(及时维修理赔和检查维护)之后，78%的受访者表示比较/非常愿意使用部分大修资金购买住房保险。其原因是：无需增量资金，没有增加住户的经济压力；能够部分取代物业服务，实现维修质量的提升（图2）。

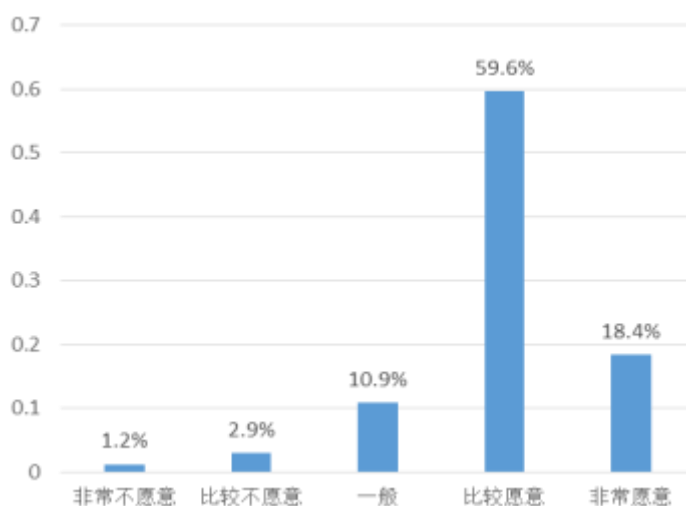


图2：受访者对转换大修资金为住房保险的态度

来源：瑞再研究院

调查表明，有大约 15%的人群对小区公共设施保险的态度属于一般或者负面的。其中，48.1%的居民是因为对小区公共设施保险的不了解，24.1%的居民担心资金使用混乱（图3）。由此可见，居民对小区公共设施保险的担忧并不出自于保险产品本身，而在于缺乏对住房保险和提供住房保险的保险公司的认知，从而缺少信任。

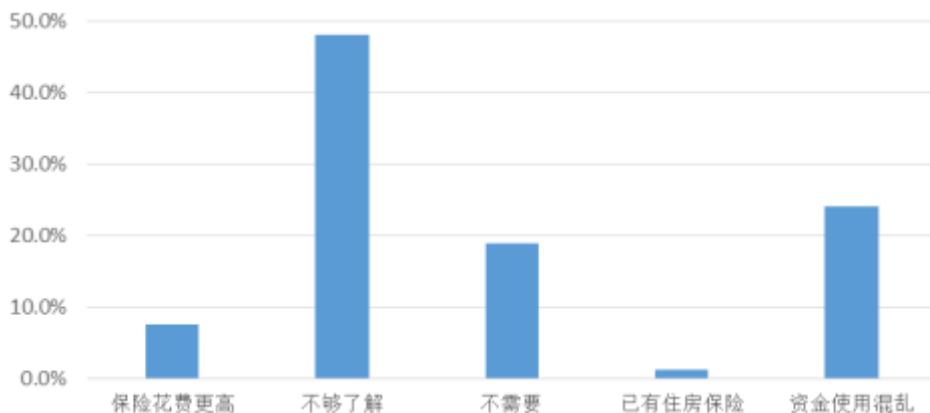


图 3：受访者不愿意转换大修资金为住房保险的原因

来源：瑞再研究院

总结调研结果，消费者对转换大修资金为小区公共设施保险的态度普遍积极，认为这是能解决现有痛点的新方法。然而，消费者缺乏对小区公共设施保险和提供小区公共设施保险的保险公司的认知，从而缺少信任。由此，我们对保险公司有三点建议：一是增强消费者保险知识教育，增加其对小区公共设施保险的认知度，了解小区公共设施保险的益处、赔付手续和方式，通过现有实际理赔案例的介绍，使消费者更容易理解住房保险的保障范围和运作机制；二是建立公开透明的理赔信息发布平台，向业主和物业公司发布理赔信息，接受各方监督，增加消费者的信任度；三是提供日常风险管理服务，比如增加与业主、物业的交流，更清晰的掌握小区内公共设施的使用情况和数据，并且利用大数据，提前定位风险发生地点和风险级别，为住户带来风险保障，形成风险预警机制，提升客户黏性。

五、发展住房保险的路径规划

基于以上分析，我们认为促进我国住房保险发展的两条可行路径分别是：在住宅专项维修资金中引入保险机制，为我国住宅小区的公共设施和共用设备提供保障，拓展住房保险保障范围。

（一）借鉴先试先行地区经验，对住宅维修资金的使用范围进行突破

根据《管理办法》的规定，住宅专项维修资金“应当专项用于住宅共用部位、共用设施设备保修期满后的维修和更新、改造，不得挪作他用”。从形式来说，将维修资金购买保险，似不符合管理办法里规定的使用范围，但从实质来说，该保险的最终作用是承担住宅共用部位或公用设施设备的维修改造，符合设立维修资金的初衷。

根据目前的流程规定，在政府代管阶段，动用维修资金需要向所在地建设主管部门申请列支，经审核同意后才可划转，这一阶段有可能会遇到政府主管部门对资金使用方式的较多质疑而延缓批复时间；在业主自管阶段，业委会也

需要将使用方案向建设主管部门进行备案，但是如果主管部门认为使用方案不符合法律、法规和规章的，仍有权责令改正。由此可见，主管部门对于将维修金转化为保险金的行为如何解读，直接影响该举措是否能够成功。2015年，住建部出台文件，其中提到要“积极探索在维修资金使用中引入商业保险”¹，如果能从政策和具体的政府操作流程上对这种创新模型加以明确，可大大加速此模式的推广进程。

此外，一些地方政府也曾做过积极尝试。例如，2019年广州新出台的《广州市物业专项维修资金管理办法》中提到“物业专项维修资金可用于投保物业共用部位、共用设施设备的专项财产保险”²。

（二）业委会、物业可代表业主执行购买保险、监督服务的职能

我国商品房小区大多规模较大，业主众多，为降低沟通成本，建议保险公司与业委会、物业公司对接，商讨购买保险的事宜。其中与物业公司的沟通主要是了解小区维护情况，收集历史维修数据，划分责任范围，而与业委会的沟通则侧重于宣传保险价值，促进决策。在每一年保险期满后，保险公司也可以向业委会进行述职，介绍过去一年保险公司在维修和服务上的工作，为保单续转奠定基础。业委会也需要履行监督职能，确保保险公司的服务质量。

（三）保险产品的保障范围需与物业的工作职能进行区分

根据2016年国务院颁布的《物业管理条例》的规定，业主委员会应当与物业服务企业订立书面的物业服务合同，合同应当对物业管理事项、服务质量、服务费用、双方的权利义务、专项维修资金的管理与使用、物业管理用房、合同期限、违约责任等内容进行约定。

但是在实际操作中，何种情况使用物业费、何种情况动用住宅维修资金并不曾有明确的规定。一般情况下，如果遇到较大的维修项目，年度物业费无法覆盖时，物业会提请业委会动用住宅维修资金以确保大修项目的顺利进行。一旦将维修资金转化为保险，就必须从保单条件上明确保障内容，与物业的日常工作进行清晰的划分，以避免出险后的扯皮。

（四）综合考虑，保险产品适合做成一到三年期的短期保单

从简化决策流程的角度出发，保险产品的期限适合做得长一些，以三到五年为宜，以避免频繁的业主表决流程，同时，也保证了保险公司服务的延续性，考虑到两三年之后的大修仍然会由保险公司来承担，长期保单可以使其在风险管理、设施设备维护上更加积极主动。

然而，在项目开始的初期，保险公司尚未积累足够多的理赔数据，不能对费率水平进行准确定价，此时如果将费率锁定，可能出现费率设定不合理，不利于该险种的可持续发展，因此建议在项目初期，将保单设定为一年一签，或者引入费率调整机制。从业主的角度考虑，由于该创新模式没有历史经验可循，业主对于保险公司价值也可能心存疑虑，一般也不愿意将保单期限定得过长。

综上所述，我们建议将保险产品设计为1年期到3年期的短期保单，在项目

¹ 《住房城乡建设部办公厅和财政部办公厅关于进一步发挥住宅专项维修资金在老旧小区和电梯更新改造中支持作用的通知》，建房[2015]52号。

² 广州市物业专项维修资金管理办法，广州市住房和城乡建设委员会，2019年12月20日。

初期收集赔付数据，梳理风险因子，引入并筛选第三方服务机构，积极探索“保险+住房服务”的创新模式。

（五）提供线上线一体化服务，加强消费者风险和保险意识

我们在消费者调研中发现，消费者对住宅维修资金转化为住房保险的态度普遍积极。然而，我们也发现，由于缺乏对住房保险和提供住房保险的保险公司的认知，消费者不信任保险公司，因此对通过住宅专项维修资金购买保险有疑虑。因此我们建议保险公司在对消费者保险意识培养和产品教育方面多做投资，并在教育的过程中提供实际案例为消费者消除心中疑虑。同时，建立移动端应用软件，为消费者提供线上配套服务，从理赔申请，理赔审理，理赔结果，到每年转换资金额度，资金用途，住房保险运用情况等一系列数据都在线上平台同步更新，使消费者可以实时了解各种情况。这样既能给消费者带来资金用度上的放心，也能帮助保险公司进一步收集各小区公共设施使用和损坏情况，基于大数据，提前定位风险发生地点和风险级别，形成风险预警机制。

六、总结与启示

2019年，我国住房保险的保费收入为91亿人民币，仅占财产及意外险市场总体保费收入的0.7%，远低于发达国家和部分发展中国家10-20%的平均水平。历次住房损失案例表明，由于缺乏住房保险或保障不足，一旦发生灾害事件，房屋出现损失后，尤其是在无责任人或责任人无力赔偿的情况下，政府往往承担起了补偿责任，这种做法不但缺乏制度性和可持续性，还会给当地政府带来很大的财政压力，如果补偿不到位，也可能产生社会问题。

结合消费者调查结果，我们建议在住宅维修资金中引入保险机制，此举可以降低决策成本，促进资金利用率的提高，又可以充分发挥保险公司的风险管理功能，提高小区物业的整体管理水平，还能实现资金的保值增值。具体发展路径包括：首先，借鉴先行试点地区的经验，与当地政府充分沟通，允许住宅维修资金购买保险，提高资金利用效率；其次，通过业委会、物业代表业主购买保险；保险公司利用保险科技，通过提供线上线一体化服务，与消费者进行互动，提高消费者风险和保险意识；第三，保险公司根据小区的具体情况和业主要求将产品设计为一到三年的保单，并将保险产品的保障范围与物业的工作职能进行区分。

参考文献

- [1]《中国住房存量报告：2019》，恒大研究院，2019年。
- [2]许小乐，“我国70年住房历史变迁和未来”，中国房地产，第28册，2019年。
- [3]陈淑云等，“住宅专项维修资金的管理困境及其解决途径”，城市问题，第11册，2018年。
- [4]李会廷，“我国专项维修资金管理问题研究”，东北财经大学，2018年。
- [5]叶锋，“业委会难产多地小区物业纠纷进入高发期”，经济参考报，2015年7月9日。
- [6]唐海生，“我国住宅专项维修资金管理制度研究”，安徽建筑大学，2017年。
- [7]罗红峰，“我国住宅专项维修资金制度研究”，吉林大学，2014年。

后记

2020年10月30-31日，由北京大学中国保险与社会保障研究中心（CCISSR）举办的第十七届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”在北京大学经济学院隆重举行。本届论坛的主题是“展望‘十四五’——新阶段、新格局、新任务”。

在10月31日上午大会的“主旨演讲”阶段，中国银保监会副主席梁涛以“‘十四五’时期我国保险业发展的新趋势”为题，国务院发展研究中心副主任张军扩以“加快构建新发展格局关键要靠深化改革扩大开放”为题，全国社保基金理事会副理事长陈文辉以“展望‘十四五’——关于数字经济的几点思考”为题，北京大学中国保险与社会保障研究中心主任孙祁祥以“‘十四五’期间保险科技人才的培养迫在眉睫”为题，分别发表了精彩的大会主旨演讲。在上午大会的“高端对话”阶段，中国劳动和社会保障科学研究院院长金维刚以“‘十四五’时期推进社会保障高质量发展”为题，中国保险资产管理业协会执行副会长曹德云以“新形势下的中国保险资产管理业要把握四个机遇”为题，清华大学中国保险与风险管理研究中心主任陈秉正以“开展老龄金融研究，推动老龄金融发展”为题，北京大学经济学院风险管理与保险学系主任郑伟以“养老、医疗和长护保险应当关注的几个问题”为题，从不同角度对我国“十四五”时期经济社会发展、保险业发展、社会保障改革等相关问题进行了深入探讨，引起了参会代表的强烈反响和广泛好评。

10月30日下午，北大赛瑟（CCISSR）论坛专题学术研讨会举行。本届论坛共设六个学术分会场，主题分别为“社会和谐与保险”、“经济发展与保险”、“老龄化与经济社会”、“健康与医疗保险”、“监管与政策研究”、“保险业务经营”。来自高等院校、科研院所和业界的30余篇入选论文的作者在学术研讨会上宣读了自己的论文，并就相关问题与参会代表进行了热烈的交流和讨论。

为了让更多的同仁分享2020年第十七届“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”已经成功举行了十七届，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！感谢六个学术分会场的各

主持人和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

2020年12月4日于北京