



重要战略机遇期——契机与挑战

北大赛瑟(CCISSR)论坛文集·2019

北京大学中国保险与
社会保障研究中心(CCISSR) 编

书 名：重要战略机遇期——契机与挑战
——北大赛瑟（CCISSR）论坛文集 2019
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 343 室（100871）
网 址：<http://www.cciissr.org>
出版时间：2019 年 6 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 (2018-2019 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
中国证券报社
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
美国保德信保险公司
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
安世联合保险经纪有限公司
中航安盟财产保险有限公司
瑞威资本

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。中心成立十六年来，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

第十六届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”于 2019 年 4 月 19 日在北京大学召开。本届论坛的主题是“重要战略机遇期——契机与挑战”。来自国内外的学界、政界和业界的专家、学者在论坛上发表了精彩的演讲，数十位论文入选作者和与会者分享了自己的研究成果。

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

目 录

1 重要战略机遇期——契机与挑战

服务经济时代的竞争与发展·····	江小涓
关于中国的个人养老金制度·····	胡晓义
把握契机，直面挑战，持续提升保险机构公司治理监管有效性·····	刘峰
把握重要战略机遇期，实现保险业高质量发展·····	孙祁祥
推动保险型社会建设，助力社会治理现代化·····	王和
发挥保险资金优势，服务国家重大战略·····	曹德云
支持中资险企国际化进程，服务“一带一路”倡议·····	常青
人口、经济与养老保险·····	郑伟

2 保险与经济社会

董事责任保险与公司价值	
——基于中国 A 股上市公司的实证分析·····	陈华、唐琳
保险集聚对区域经济增长的影响	
——基于国内“一带一路”节点省·····	李加明、赵皓矾、庞茹月
中国保险业改革开放回顾与展望·····	王绪瑾
新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应	
——兼论对新农合锁定效应的替代·····	于新亮、申宇鹏、李红波
流动性创造者还是吸收者？	
——来自我国寿险公司的证据·····	张诗豪、赵桂芹
补充性商业保险中的投保歧视：社会排斥及其再生产	
——以残疾人投保困境为例·····	阙川棋、王远
区块链能增加保费吗？	
——基于信任的视角·····	刘熠炜、杜樊、周桦
自我保险动机：住房产权与家庭商业人身保险参与·····	张晓涵、王奇

3 老龄化与保险

企业职工基本养老保险个人账户未来的自平衡性

——基于双随机模型的研究……………陈肖华、杨再贵

预期寿命延长、退休年龄延迟与经济产出增长……………景鹏、郑伟

长寿风险与养老脆弱性……………胡宏兵、高娜娜

我国老年人正规护理选择意愿影响因素研究

——基于 CLHLS 数据的实证分析……………王静仪、王润

新农保对不同收入老年人劳动力供给的影响……………吴海青

4 健康与医疗保险

基本医疗保险对商业健康保险的挤出效应研究……………陈华、杜霞

医保报销壁垒与城乡差距演化……………崔琨、王瀚洋、李博

我国医保经办服务生产供给的框架研究

——基于医保经办服务政府购买的调查研究

……………范娟娟、赵静怡、袁芳、孙晓翠、白哲

因病致贫：健康冲击如何影响收入水平？

——兼论医疗保险的脱贫效应……………于新亮、上官熠文、刘慧敏、程远

医疗保险需求会通过社交“传染”吗？

——基于 CGSS (2015) 数据的实证研究……………袁辉、潘炜迪

迁居城镇能影响农民对医疗服务的利用吗？……………郑瑜静

5 三农保险

新农保、隔代照顾与儿童健康……………于新亮、刘慧敏、上官熠文

我国农业保险保费补贴资金的收入再分配效率研究……………张祖荣、高祥杰

农户对高保障水平农业保险的支付意愿研究……………赵元凤、郭新雅

后记



1

**重要战略机遇期
——契机与挑战**

服务经济时代的竞争与发展

江小涓¹

1978年以来，中国经济的增长速度及其波动趋势引发全球瞩目。2008年以来，中国经济增长速度进入长达十年的下行通道。关于经济下行的原因有很多讨论，包括宏观经济政策、国际环境、劳动力成本、科技创新能力不足，和产业结构变化等方面的问题。我认为劳动力成本上升和产业结构变化是两个真实约束。

目前，中国服务业所占比重不断上升，已进入服务经济时代。根据国际上数十个国家的历史发展经验，服务业比重上升往往伴随着经济增长速度下降。中国的数据也验证了这一经验规律。究其原因，主要是由服务业的低效率、高成本这一固有特征所导致。服务业需要“面对面”、“同时同地”为客户服务，很难使用高效率设备或产生规模经济，约束了生产效率的提高。例如，教育、医疗、艺术表演等行业。但服务业的成本随着经济增长必然不断上涨。服务业的效率增长有限，而成本不断上涨，造成了其低效率的特点。

根据国际经验，在服务经济时代即使存在高强度的创新，也无法将增长速度维持在相对较高水平。但是中国的发展很可能不同。目前我们正处于新服务经济时代，以往的技术创新主要应用于制造业；现在，促进服务业效率提高的联通技术得到快速发展和广泛应用。随着数据爆炸和存储成本剧降，未来技术发展将继续提高联通程度，从而进一步推动服务业效率的提升。从数据上来看，中国的网络和数字技术应用具有领先优势，同时中国作为大国具有突出的人口规模优势和制造业基础优势，因此，服务技术、联通技术在中国服务业可以得到有效应用。比如，一些互联网银行大幅提高金融服务效率；“慕课”大

¹ 江小涓，第十三届全国人大常委、全国人大社会建设委员会副主任委员、清华大学公共管理学院院长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

幅提升了教育的覆盖面和效率等。

除服务业以外，数据、技术和产业互联网也会促进制造业的技术融合和效率提升。它可以连结用户，实现全周期知情和个性化定制；进行全过程组织；实现专业化服务和社会化重组。技术在服务业、制造业、公共服务领域，都可以有效重组资源，提高效率。

最后，是几点体会与思考。首先，随着经济发展阶段变化，可调控与不可调控的因素都在增加，我们要尊重规律，有效调控；其次，服务技术、联通技术使服务业低效率问题有望解决，金融服务业是最适宜应用技术的领域之一；再次，新技术特点和中国特色使得中国在多个服务业领域中将具备较强的国际竞争力。结合以上几点思考，我们有望继续保持中高速增长和社会稳定。

关于中国的个人养老金制度

胡晓义¹

2018年4月12日，财政部等五部门发布《关于开展个人税收递延型商业养老保险试点的通知》，在三个地区实施个人税收递延型商业养老保险试点。我认为完善中国个人养老金制度，应该注意以下几个重要问题。

第一，第三支柱的定位问题。不能把第三支柱当成孤立的制度安排，或只作为商业保险的新领域，而要将其放在国家养老保障体系中布局定位。它是在基本养老金和职业性养老金之外的补充性养老金，需要统筹安排，并科学确定三个支柱的总体替代率水平、各自功能和相互关系。

第二，第三支柱的科学定性问题。私人性、投资性、税优性是第三支柱的三大要件。凡符合要件的都属于此列，而不应以业态或产品形态为标准。目前试点仅限于商业养老保险领域，实际上是采取“产品制”模式。未来可以考虑一种更有弹性的模式——“账户制”，即为每个参与者设立专门账户，划入资金，允许选择多种合规金融投资品。这不仅便于操作、易于公众理解，也利于克服限定产品的局限，推动金融创新。

第三，适用范围的问题。目前的制度设计既宽又窄。“宽”体现在工薪收入者、连续性劳务报酬所得者以及个体工商户等非工薪收入者都可以加入计划，“窄”体现在目前规定只有纳税人才能参与税优递延型养老保险。未来制度设计应不受税收征管的限制，坚持不分城乡、不分职业的宽基调，同时需要考虑以参加基本养老保险并缴费为前置条件之一。

第四，如何缴费的问题。目前规定以个人应纳税所得额为基数，

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

按照“6%或1000元/月孰低办法”确定，并执行税前扣除。未来制度设计可以从四个方面进一步完善：一是将养老保险三个支柱的缴费基数统一，并与纳税基数统一；二是一律用绝对额形式确定个人缴费标准；三是力推个人直接缴纳，而非单位代扣；四是适度放宽供款周期，提倡高频缴费。

第五，税收激励的问题。现有规定确定了递延纳税的EET模式，体现了鼓励养老储备的取向，有助于促进群众关注自身财务的纵向平衡。未来制度设计可以从以下三个方面对此进行完善：一是在今后将养老金与其它收入综合计税；二是针对低收入群体实行TEE或者EEE的模式；三是加强征管，严防“跑冒滴漏”现象。

第六，管理体制问题。第三支柱管理的核心是信息和账户。目前，社保卡已经发行12.4亿张，在人社部中央信息系统中记录有8亿多人的养老保险基础数据，这一巨大的集群信息资源是目前各类金融机构所不具备的，应将其运用到第三支柱信息平台建设与其它社保信息关联的建设中。相关部门之间的信息互通和共享则是联合管理监督的题中应有之义。

此外，还需要考虑投资规制问题、参与人的权益实现问题，和推行步骤问题。关于投资规制问题，下一步需要完善机构资质的准入标准和确定程序、大类投资范围的限制规则、个人投资选择权的实现、投资者教育以及信息披露过程。参与人权益的实现要综合考虑养老金的积累、转续、支付和退出机制。关于政策推行的节奏和力度，根据全国性制度的一般经验，3-5年的试点期较为适宜。

最后，目前所用“个人税收递延型商业养老保险”这个名称既不贴切而且拗口，而直接用“第三支柱”又不免太过虚泛。应考虑修改为简洁鲜明、含义清晰的名称，如“中国个人养老金”，既能够体现个人养老保障责任和资金的个人属性，又易为群众接受。

把握契机，直面挑战，持续提升保险机构公司治理监管有效性

刘峰¹

改革开放以来，在党中央、国务院的正确领导下，中国保险业逐渐发展壮大，成为经济“减震器”和社会“稳定器”。保险业公司治理制度也不断完善，在促进保险机构持续稳健发展方面发挥了重要作用。下面我从保险业公司治理监管的发展历程和现存问题两个方面来分析保险机构公司治理监管面临的契机与挑战。

保险机构公司治理监管的历程包括三个阶段。首先，现代保险企业制度初步确定。为落实中央要求，保险业在中国金融业中率先启动改制上市，主要保险机构建立了符合国际规范的公司治理结构，初步建立了现代保险企业制度。其次，公司治理监管体系逐步建立。从2006年开始，《保险机构股权管理办法》等文件陆续颁布，逐步形成了涵盖多个维度的监管制度体系。监管机构的监管手段不断创新，监管方式不断完善。最后，保险机构公司治理取得积极成效，股权结构实现多元化，公司治理组织架构基本建立，制度体系逐步完善。

当前保险机构公司治理监管面临的挑战主要体现在四个方面。第一，实现保险业高质量发展对公司治理监管工作提出新要求。随着中国经济由高速增长向高质量发展转变，保险业也须将高质量发展作为下一阶段的主要目标，这需要不断完善保险机构公司治理机制，坚守市场定位，实现集约化发展。第二，加强保险业风险防控对公司治理监管工作提出新要求。完善公司治理是建立风险防范长效机制的关键，要通过不断强化公司治理监管提升保险机构风险管理能力和水平。第三，深化保险业改革对公司治理监管工作提出新要求。改革开放以来，保险改革取得突破性进展，但各市场参与主体还不够成熟。下一步要以

¹ 刘峰，中国银保监会公司治理监管部主任。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

完善公司治理结构为中心工作，努力把保险业改革推向新的阶段。第四，保险业公司治理现状对公司治理监管工作提出新要求。中国保险公司治理取得了积极成效，但还存在不少问题和矛盾，比如党的领导弱化、股权管理不规范、治理机构不健全、“三会一层”运作不扎实、内部管控不严密等。下一步需要重点解决上述问题。

最后，我与大家探讨进一步加强公司治理监管的几点思考。公司治理监管在面临挑战的同时，也迎来了难得的发展契机，必须持续深化改革。首先要加强党的领导与公司治理融合，建设有中国特色的保险公司治理机制；其次要强化股权和股东行为监管，坚持长期稳定底线，依法保护产权，持续优化股权结构，加强股东行为约束；再次要提升治理主体的运作质效，提升“三会一层”的紧密配合和有效制衡，发挥董事会核心作用，改进监事会监督方式，规范高管层履职行为；最后要创新公司治理监管方式，加快推进公司治理监管信息系统建设，开展公司治理评估，强化社会公众监督。

保险机构公司治理是一个持续探索的过程，面对机遇和挑战，要不断研究摸索，提升公司治理科学性、有效性和稳健性。这离不开科研院所和专家学者的支持，我们期待与诸位保持沟通交流。

把握重要战略机遇期，实现保险业 高质量发展

孙祁祥¹

改革开放以来，在党中央、国务院的正确领导下，中国保险业逐渐发展壮大，成为经济“减震器”和社会“稳定器”。保险业公司治理制度也不断完善，在促进保险机构持续稳健发展方面发挥了重要作用。下面我从保险业公司治理监管的发展历程和现存问题两个方面来分析保险业治理监管面临的契机与挑战。

保险业公司治理监管的历程包括三个阶段。首先，现代保险企业制度初步确定。为落实中央要求，保险业在中国金融业中率先启动改制上市，主要保险公司建立了符合国际规范的公司治理结构，初步建立了现代保险企业制度。其次，公司治理监管体系逐步建立。从2006年开始，《保险公司股权管理办法》等文件陆续颁布，逐步形成了涵盖多个维度的监管制度体系。监管机构的监管手段不断创新，监管方式不断完善。最后，保险机构公司治理取得积极成效，股权结构实现多元化，公司治理组织架构基本建立，制度体系逐步完善。

当前保险业公司治理监管面临的挑战主要体现在四个方面。第一，实现保险业高质量发展对公司治理监管工作提出新要求。随着中国经济由高速增长向高质量发展转变，保险业也须将高质量发展作为下一阶段的主要目标，这需要不断完善保险业公司治理机制，坚守市场定位，实现集约化发展。第二，加强保险业风险防控对公司治理监管工作提出新要求。完善公司治理是建立风险防范长效机制的关键，要通过不断强化公司治理监管提升保险机构风险管理能力和水平。第三，深化保险业改革对公司治理监管工作提出新要求。改革开放以来，保险改革取得突破性进展，但各市场参与主体还不够成熟。下一步要以

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

完善公司治理结构为中心工作，努力把保险业改革推向新的阶段。第四，保险业公司治理现状对公司治理监管工作提出新要求。中国保险公司治理取得了积极成效，但还存在不少问题和矛盾，比如党的领导弱化、股权管理不规范、治理机构不健全、“三会一层”运作不扎实、内部管控不严密等。下一步需要重点解决上述问题。

最后，我与大家探讨进一步加强公司治理监管的几点思考。公司治理监管在面临挑战的同时，也迎来了难得的发展契机，必须持续深化改革。首先要加强党的领导与公司治理融合，建设有中国特色的保险公司治理机制；其次要强化股权和股东行为监管，坚持长期稳定底线，依法保护产权，持续优化股权结构，加强股东行为约束；再次要提升治理主体的运作质效，提升“三会一层”的紧密配合和有效制衡，发挥董事会核心作用，改进监事会监督方式，规范高管层履职行为；最后要创新公司治理监管方式，加快推进公司治理监管信息系统建设，开展公司治理评估，强化社会公众监督。

保险机构公司治理是一个持续探索的过程，面对机遇和挑战，要不断研究摸索，提升公司治理科学性、有效性和稳健性。这离不开科研院所和专家学者的支持，我们期待与诸位保持沟通交流。

推动保险型社会建设，助力社会治理现代化

王和¹

党的十八大以来，国家提出治理体系与治理能力的现代化，这已经成为经济和社会发展的未来思路、价值取向和基本路径。

在这一过程中，提出的基本架构是政府转型，而政府转型的核心诉求是实现两个现代化。这一目标面临的最大挑战是有限资源和无限责任之间的矛盾。政府拥有的资源是相对有限的，但是在“为人民服务”的基本目标下，政府服务社会的工作量是很大的，包括精准扶贫、老龄化、绿色中国、公共安全等很多问题需要政府去解决。这些工作的完成需要大量相应的资源，因此形成一大挑战：事权和财权的匹配，即在财权约束的条件下，如何做到事权的满足和实现，这就是实现治理体系和治理能力现代化的根本诉求。

针对这一问题，党的三中全会提出要处理好两个关系：政府与市场的关系，以及政府与社会的关系，并特别强调要发挥市场在资源配置中的基础性作用。在这一背景下，保险被提到了重要的历史地位。保险是兼具市场性和社会性的制度安排。在实现社会治理和两个现代化的过程中，保险是重要的平台、交集点和未来重要的制度性安排。但是在这一过程中，保险不能只依赖传统的保险理论和制度安排。今天，科技赋能和制度创新赋予了我国保险业全新的定义，我把它称为“保险创新的中国故事”。其中最典型的案例就是“保险+”。通过“保险+”的方式，保险业渗透到社会的方方面面，不仅提高了保险服务社会的能力，更赋予了保险自身以更大的发展空间，从而推动了两个现代化的进行。

中国的实践不是孤立的。从上世纪八十年代开始，全球就开始推进“保险型社会”的建设，其基本特征包括：从后解决到先安排；从

¹ 王和，北京大学经济学院专硕校外导师、中国人民财产保险公司原监事长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

政府直接提供服务到间接的保障功能；从单一结构到融合机制。这些是治理能力和治理体系现代化的重要体现。在实现两个现代化的过程中，应该把保险嵌入到治理体系中。当社会成为一种类似于保险的合同关系时，保险就处于现代社会的核心，而社会就迈向了现代社会。

中国将迈入重要的战略机遇期，而中国保险业同样面临着重要战略机遇的挑战，关键是我们如何去把握机遇，应对挑战。

发挥保险资金优势，服务国家重大战略

曹德云¹

保险资金是一种特殊性的资金，其特殊性体现于以下三个方面。第一，保险资金具有长期性。目前，我国保险负债的平均期限是 12 年，而资产的平均期限是 6 年。长期性的保险资金主要包括养老金和寿险资金。然而，虽然我国三个支柱的养老金之和高达 9 万亿，但是真正进入长期投资领域的养老金比例并不高。相比之下，寿险资金的运用程度更高。保险资金的长期性决定其抗周期的能力比较强。第二，保险资金具有稳定性。这主要体现在寿险保单期缴的比例在逐步提高，使得资金来源稳定。第三，保险资金具有规模性。上述三个特点决定了保险资金具有资本性。因为保险资金期限长、稳定性高、规模大，所以可以运用保险资金进行资本性投资。

保险资金可以通过三个渠道服务实体经济和国家战略。第一，向商业银行提供中长期存款。目前，保险资金投资于银行的存款约为 2.44 万亿，其中 70% 以上是 3 年或 5 年期以上的存款。因此，保险资金可以通过银行进行资金转化，从而为实体经济提供服务。第二，保险资金通过直接融资，包括购买债券、股票、基金等，直接进入到实体经济中去。这一类保险资金投资大致有 9.51 万亿。第三，保险资金可以通过另类投资的方式，比如通过项目投资，来服务实体经济。目前，项目投资中的保险资金大致有 4.45 万亿。

最近几年，保险资金在支持国家重大工程和战略项目上取得了重大突破。目前，保险资金涉及的债券和股权投资计划共计 1093 项，规模超过了 2.6 万亿；保险系的私募基金 20 项，规模超过 1600 亿。保

¹ 曹德云，北京大学经济学院专硕校外导师、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。

险资金的投资项目基本覆盖了除西藏以外的所有的省市和自治区。这也使得保险资金能够在国家战略项目上发挥重要作用。比如，通过股权和债券投资支持“一带一路”建设的额度约为 1.08 万亿；支持长江经济带的额度约 5377 亿，支持棚户区改造的额度约 1770 亿，支持京津冀协同发展建设的额度约为 2189 亿，支持东北振兴的额度也达到 460 亿。此外，保险资金还进行了 7800 万的绿色产业投资。在《厉害了！我的国》这部电影中提到的我国重大项目中，包括京沪高铁、西气东输、南水北调在内的十几个重大项目背后都有保险资金的参与。

然而，保险资金投资始终面临一些重要问题。比如，经济下行的问题、低利率周期持续的问题、系统风险问题等。因此，保险资金要发挥自己的资金优势，为国家战略、民生建设，和整体经济发展贡献力量。我国保险密度的水平相当于世界平均水平的 59%，保险深度相当于世界平均水平的 70%，所以整个行业的发展空间还很大。在此也希望学习保险专业的青年学生将来成为保险业的栋梁，为保险业发展贡献自己的力量。

支持中资险企国际化进程，服务“一带一路”倡议

常青¹

目前，很多大型中资保险公司已经把国际化作为重要发展战略之一，比如中国人保、中国人寿、中国太平等均提出了国际化的重要战略举措。根据世界银行的数据，“一带一路”的推进为中资险企的国际化提供了难得的发展契机。我想借此机会与大家就以下几点进行分享。

首先，对外资进一步开放中国境内市场与推动中资险企的国际化是一体两面的。在国际上，中资险企进入国外市场时，对方政府会考虑到本国企业是否在中国享有良好的发展环境。因此，进一步推动境内对外资的开放可以为中资险企的国际化提供更多的机会，从而实现一种对等的开放关系。

其次，政府一直强调金融服务要和实体经济进行很好的结合。在“一带一路”推进过程中，拓展出很多完全实体性的项目。金融服务，特别是保险服务能够在这些项目中与实体项目结合起来，实现实体经济和金融服务的“双出海”。另外一点，中国在新技术方面已经占据了一定的领先地位，进一步将新技术与保险相结合，把先进的技术推向国际市场，也是“一带一路”倡议的重要部分。

再次，二十年前，像慕尼黑再保险这样的跨国集团更看重的是如何占领中国市场。而随着中国国际地位的提高和中国金融企业在国际市场上地位的提升，外资跨国集团在聚焦中国国内目标市场的同时，还可以和大型中资险企实现全球范围内的合作。这也能进一步推动中资险企的国际化进程。

¹ 常青，北京大学经济学院专硕校外导师、慕尼黑再保险集团大中华区副首席执行官。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

最后，过去几年中，我们已有一些险企的国际化尝试。我个人认为在新一轮国际化过程中，险企应该更多集中于负债端，进一步推进保险服务，在“一带一路”的进程中承担起保险的作用。

关于中国的个人养老金制度

郑伟¹

中国人口发展经历了三个重要阶段。第一阶段是在 1949 年之前，呈现出“高出生、高死亡、低增长”的特点；第二阶段是从 1949 年到改革开放之前，呈现“高出生、低死亡、高增长”的特点；第三阶段是改革开放之后，呈现“低出生、低死亡、低增长”的特点。这一特点使得我国老龄人口急剧增加。自 2012 年起，中国劳动年龄人口（16-59 岁）的数量和比重连续 7 年出现双降，7 年间减少了 2600 余万人。受劳动年龄人口持续减少的影响，劳动力供给总量下降，2018 年末全国就业人员总量也首次出现下降，预计今后几年还将继续下降。与此同时，2010 年之后，中国人口总抚养比在不断上升，并呈现继续上升的趋势。

人口转变会对经济增长产生巨大的影响。从反事实分析来看，如果将 1960~2005 年的中国人口结构替换成 2005~2050 年的数据，那么人均 GDP 增长率将降低 1.23 个百分点。如果人均 GDP 年均增长率是 6.08%，45 年后人均 GDP 将增长到原来的约 14 倍；而如果年均增长率下降为 4.85%，45 年后人均 GDP 仅为原来的约 8 倍。因此，人口结构的变化对经济发展的影响巨大。从国际比较来看，如果单从人均 GDP 所代表的经济发展阶段看，那么 2010 年的中国类似于 1960 年的日本，即中国还有至少 20 年、8% 以上的 GDP 增长潜力。但是，如果考虑人口因素，那么会得到截然不同的结论。例如，从刘易斯转折区间的角度来进行比较，那么 2010 年的中国应该对标日本人口红利消失的 1990 年，而日本自 1990 年后经济发展缓慢，所以中国经济 2010 年后潜在的增长率也会放缓。

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

在经济潜在增长率下降的背景下，应当推进“经济友好型”养老保险改革。养老保险改革要考虑经济效应，并将之作为改革的一个重要约束条件。2019年政府工作报告提出：“我们既要减轻企业缴费负担，又要保障职工社保待遇不变、养老金合理增长并按时足额发放，使社保基金可持续、企业与职工同受益。”总体而言，政府工作报告的思路强调“明显降低企业社保缴费负担”，符合“经济友好型”养老保险改革的基本理念。与此同时，从长远看，我们应当高度重视养老保险“不可能三角”问题。

政府工作报告提到的2019年养老保险工作任务中，划转部分国有资本充实社保基金可以有助于破解“不可能三角”问题。此外，提高基本养老保险基金的投资收益率、小步渐进延迟实际退休年龄、动态调整人口生育政策也可以助力破解该难题。但上述各个方法都存在约束。例如，国资划拨不是越多越好，划转会“挤占公共财政收入”，降低公共教育投入，影响个人生育和教育决策，影响劳动力的数量和质量，影响劳动力长期供给，从而影响经济增长。

中国经济发展正处于重要战略机遇期。第一，要认清形势，顺应规律。第二，中国经济发展前景十分光明，挑战也十分严峻。变局中危和机同生并存，这给中华民族伟大复兴带来重大机遇。第三，养老保险与经济存在“生死相依”的关系。养老保险不只是保险，而且是具有“系统”经济效应的制度安排。欲顺利穿越重要战略机遇期，养老保险改革必须“万无一失”，否则将“一失万无”！



2

保 险 与 经 济 社 会

董事责任保险与公司价值——基于中国 A 股上市公司的实证分析

陈华、唐琳¹

摘要：

目前，国内外有很多研究董事责任保险对企业价值效应的文献，但结论不同。有的学者认为该保险具有外部监管、吸引人才、降低破产概率的积极作用；但其他人认为董责险会使公司管理层产生投机行为，滋生道德风险，从而损害公司价值。基于此，本文使用 2005 年至 2017 年中国 A 股上市公司的大样本数据，不仅研究了在中国特定环境下董责险需求的影响因素，而且采用处理效应模型和动态面板数据模型直接研究了董责险对以托宾 Q 值代表的公司价值的效应。研究结果表明，当控制了保险变量的内生性后，董事责任保险可以促进公司价值的提升；并且对成长越快的公司，该价值增长效应越大。这意味着董事责任保险可以帮助公司高级管理人员更好地抓住成长机会，将其转换成更高的公司价值。

关键词：董事责任保险，需求，公司价值，增长效应

一、引言

公司所有权和管理权的分离使管理层在企业治理机制中扮演重要角色。然而，由于管理层自身利益和公司利益的不一致性，可能出现侵占股东尤其是少数股东利益的情况，从而为管理层带来诉讼风险。董事责任险是一种职业责任保险，以公司的董事、监事和高级管理人员作为被保险人，在他们代表公司行动时由于单独或共同的疏忽或过失致使第三方遭受经济损失而引起法律诉讼时，对其应承担的法律诉讼费用和民事赔偿责任进行补偿。

¹ 陈华，中央财经大学保险学院副教授。唐琳，中央财经大学保险学院硕士研究生。

在美国和欧洲等发达地区，董事责任保险已经成为企业风险管理的一个重要组成部分（Jia, Tang, 2016），几乎所有上市公司都购买了该保险（许荣等，2012；凌士显等，2018）。20世纪90年代，由于亚洲金融危机带来的警醒作用，董事责任保险在亚洲也快速发展起来。在韩国和新加坡，该保险的当前投保率分别超过60%和88%。根据中国保险报¹，在香港由于法律规定上市公司必须购买董事责任保险，因此超过80%的上市公司已投保；在我国台湾，该保险覆盖率也超过60%；但我国大陆地区，董责险出现得比较晚，第一份董责险保单在1996年诞生。根据笔者搜集整理的数据库，2018年我国A股上市公司中投保该险种的公司约130家，占比4%，远远低于西方发达国家。关于董事责任保险对公司带来的影响，过去的学者进行了大量的研究，但是没有得出一致的结论。

许多学者认为董责险可以从多个方面为企业带来好处。首先，董责险可以对公司治理产生监督效应(Bhagat, Brickley et al., 1987; Holderness, 1990; O’Sullivan, 1997; Core, 2000)。Holderness (1990) 和 O’Sullivan (1997)通过实证研究发现董责险在上市公司的监督服务中扮演着重要的角色。在购买该保险时，保险公司会对上市公司的治理结构进行更严格的审查，并深入了解高级管理层的背景(Baker, Griffith, 2007)。这将刺激企业不断优化和提升自身的治理体制，以提升获得较低保险费率的议价能力。因此，从另一个角度看，董责险的保险费率也可以反映出公司的治理情况（Core, 2000）。第二，董责险可以帮助企业吸引和保留优秀的高级管理人才(Holderness, 1990; MacMinn, 2012)。当企业购买了董责险时，董事会、监事会和高级经理在面临诉讼时，可以得到足额的保障和赔偿，因此更愿意留下来。第三，董责险可能降低公司破产的概率。在公司的高级管理人员陷入诉讼案件时，传统方式是由公司负担相关费用，可能会带来较大的财务压力，而保险作为公司赔偿的一个替代品，可以降低公司的财务压力(Mayers, Smith, 1982)。第四，董事责任保险可以提升公司价值。由于董责险可能在一定程度上降低公司决策者的风险厌恶程度，对风险的过度厌恶可能会导致决策者放弃一些高风险但有利于公司价值增长的项目。因此，该保险可能使高级管理人员不那么害怕诉讼风险，抓住更多有价值的投资。尤其是对于成长较快的企业，董责险会更加地促进公司价值增长（Hwang, Kim, 2018）。

然而，近年来的研究逐渐认为董责险会引起管理投机和道德风险。由于该保险会弥补董事会等由于自身过失而带来的诉讼费用，从而会削弱股东诉讼的纪律效用。因此，当管理层为了自身的利益购买董责险时，该投机行为会引起道德风险，从而削减公司价值（Barrese, Scordis, 2006）。Lin et al. (2011)研究发现，若并购方购买了较高保额的董事责任保险，在并购过程中它将支付更高的并购费用。Boyer和Tennyson (2015)研究了加拿大的上市公司，发现较大的董责险保额会导致决策者更激进的收入管理方式。Gillan和Panasiann(2014)通过对加拿大公司的研究发

¹ 该报道参见：http://chsh.sinoins.com/2016-08/29/content_206483.htm

现，购买了董事责任保险的公司更容易被起诉，并且诉讼风险会随着保额的增加而增加。

因此，董事责任保险对公司价值有何影响？过去的研究没有得出一致的结论。在国内，许荣，王杰（2012）和韩晴，王华（2014）研究了董责险与公司治理结构的关系；凌士显，白锐锋（2018）也研究了董责险对公司创新的推动作用。但目前还没有人直接研究董责险对公司价值的作用。由于购买董责险的行为本身存在内生性，因此，借鉴Hwang和Kim（2018）对韩国董责险的研究，本文首先分析影响董事责任保险需求的因素，再深入探讨购买该保险对公司价值带来的影响。

本文的主要贡献在于：第一，据笔者所知，本文是第一个针对中国A股上市公司直接研究董责险对公司价值带来的影响；第二，本文运用了2005—2018年的非平衡面板数据，和过去的研究相比有更大、更新的数据量，更具说服力；第三，过去的文献在搜集董责险的数据时，将“是否将董责险制度写入公司章程”作为判断标准，或是仅得到第一年购买董责险的信息并推定以后各年都购买了该保险，而本文基于每年实际购买该保险的情况进行数据收集，更准确和贴近实际；第四，基于大样本数据，本文同时对在中国特定市场下董责险需求的影响因素提出一些参考。

本文接下来的内容结构安排如下：第二部分是基于过去文献进行理论分析并提出研究假设。第三部分介绍了样本和数据来源，并进行描述性统计。第四部分具体阐述了董事责任保险的需求模型和影响公司价值的模型。第五部分分析了模型的实证结果。最后一部分基于前面的内容得出结论，并针对中国市场提出建议。

二、理论分析与研究假设

（一）董事责任保险需求的影响因素

根据国内外关于对董责险需求的研究，董事责任保险的需求受到一系列因素的影响，例如公司的财务状况、损失的概率分布、董事会的风险容忍程度、保险服务带来的效益等，过去的研究对这些因素的影响作用具有不同的结论。总结来看，其需求的影响因素主要有以下四大类：第一是公司未来的诉讼风险；第二是公司规模与成长；第三是公司的治理结构；最后是特定国家与环境下的一些特殊因素(Boyer, Tennyson, 2015; Hwang, Kim, 2015)。

Boyer和Tennyson（2015）指出董责险的购买应与管理过失可能带来的风险正相关。这潜在的诉讼风险又可以用两类可观测的变量来表示。一是与公司股票和资产回报表现相关的变量，股票表现越差或者越不稳定、资产回报率越低，诉讼风险越大。Hwang和Kim（2018）研究发现，当股票收益的波动幅度越大、股票回报率越低、交易中的股票换手率越低时，公司面临的诉讼风险越大。二是与公司财务压力相关的变量。一般来说，公司面临的财务压力越大，破产风险越大，因此潜在的

诉讼风险更大 (Core, 1997)。但另一方面, 财务杠杆越高, 表明外部债权人越多, 因此他们对公司的监督可以作为董责险的替代品。过去的研究常用资产负债率和现金比率作为财务杠杆的代理变量, 但得出的结论并不一致。因此, 我们提出以下假设:

假设1: 股票表现越差的公司对董事责任保险越可能购买董事责任保险。

假设2A: 财务压力越大的公司对董事责任保险越可能购买董事责任保险。

假设2B: 财务压力越大的公司对董事责任保险越不可能购买董事责任保险。

在公司的规模和成长能力上, Holderness (1990) 和 O'Sullivan (1997) 提出的股东保护假说认为董责险的购买与公司的市场资本正相关。由于与董监高相关的诉通常与公司的运营相关, 因此越大的公司成为诉讼目标的可能性越高, Chung 和 Wynn (2008) 的研究结果也证实了这一点。Baker 和 Griffith (2007) 提出快速的成长可能标志着管理层高风险的行为和公司激进的会计政策。Boyer 和 Tennyson (2015) 根据公司保险理论判断, 具有较多成长和发展机会的企业, 其财务损失的机会成本更高, 因而购买该保险的几率更大。综上, 我们提出假设:

假设3: 规模越大和发展越快的公司越可能购买董事责任保险。

过去有很多关于公司治理结构和董责险的相互影响机制研究, 认为代理冲突是影响董责险需求的重要因素。一般来说, 董事会人数越多, 报酬越高, 承担更大的责任, 因此对董责险的需求更大。O'Sullivan (1997), Tennyson (2015) 和 Kim (2018) 也指出, 外部董事比例越高的公司越可能购买董责险。控股股东的股权比例也是一个重要的因素, 但过去关于它的结论没有达成一致。Zou et al. (2008) 指出, 控股股东的权力越大, 他们越可能与其他小股东产生冲突, 从而带来更大的保险需求。但另一方面, Core (1997) 认为大股东的刺激协同效应是董责险的替代物, 因此二者是负相关的关系。Hwang 和 Kim (2018) 的研究结果也支持这一假说。他发现在韩国市场中, 控股股东的所有权份额越低, 对董责险的需求越高。综上, 本文提出以下假设:

假设4: 董事会越健全、独立董事比例越高的公司越可能购买董事责任保险。

假设5A: 控股股东权益比例越高的公司越可能购买董事责任保险;

假设5B: 控股股东权益比例越高的公司越不可能购买董事责任保险。

针对特定国家的研究, 对董责险的需求因素通常包括一些特定的因素。Baek, Kang 等 (2004) 指出在韩国, 大公司的所有权人作为管理层时会比附属公司的混合管理者拥有更大的控制权。Hwang 和 Kim (2018) 对韩国市场的研究发现, 如果某公司属于财团企业, 更可能购买董事责任保险; 由于联合上市的公司可能受制于不同股票交易所的法规要求, 因而购买董责险的概率也更大; 此外, 韩国在2005年颁布的集体诉讼法

案，也成为促进韩国董责险市场发展的重要因素。Nah, Choi (2003) 和 Kwon, Ki (2011)指出美国的上市公司，如果由五大审计公司审计，会面临更少与会计相关的控诉。综合以上文献并根据中国市场的具体情况，我们做出如下假设：

假设6：国有企业越可能购买董事责任保险。

假设7：交叉上市的公司越可能购买董事责任保险。

假设8：聘用大审计机构的公司越可能购买董事责任保险。

（二）董事责任保险对公司价值的效应

过去关于董事责任险的价值效用的研究结论不一。一方面，很多学者认为董事责任保险对公司价值有积极作用。Bhagat, Brickley等（1987）研究28家美国公司时发现，在宣布购买了董事责任险后，公司会经历反常的升高的股票回报。Kalelkar和Nwaeze (2015)同样研究美国上市公司，但是用更大的样本量发现董责险保额与当前和未来的利润表现有正相关的关系。Hwang和Kim（2018）使用处理效应模型和GMM模型都得出董事责任保险对公司价值有提升作用，并且成长更快的公司该效用越显著。Fung和Yeh（2018）对加拿大上市公司的研究发现，当外部董事获取有效信息时，董责险保额的提升可以增加公司价值。

另一方面，也有许多研究证明董责险会为公司价值带来更大的削弱作用。Chalmers, Dann等(2002)使用72家IPO公司的数据发现董责险保额越高，3年期股票回报率越差。Gillan和Panasian (2015)研究了928家加拿大上市公司，发现拥有董责险会增加诉讼的可能性，从而损害公司价值。Jia, Tang(2016)针对中国公司的研究发现，董责险会导致公司治理中道德风险的产生，从而降低工作效率，损害公司价值。

同时，也有许多学者研究认为董责险与公司绩效没有显著的关系。比如，Chen, Li（2010）对100家台湾公司的研究发现董责险不能明显地提升或降低公司价值。Lin（2013）和Li, Liao(2014）都指出尽管董责险会促进过度贷款或投资，但是这种效应会被监督机制削弱。

综合以上文献，我们提出以下假设：

假设9A：董事责任保险对公司价值有促进作用。

假设9B：董事责任保险对公司价值有削弱作用。

假设9C：董事责任保险对公司价值没有显著影响。

三、样本数据和描述性统计

（一）样本选择和数据来源

购买董事责任险的信息一般出现在董事会、股东大会公告以及年度报告中，笔者通过Wind资讯库和中国资讯行进行关键词搜索，并以观测对象是否在董事会决议、监事会决议或者股东大会决议中提到“购买董事责任保险”为标准获取相关数据。如果在决议中出现了董事责任保险提案并投票通过，视为该公司在该年购买了董事责任保险；反之，则视为未购买。公司的资产规模、治理结构等数据也来自Wind资讯库的上市

公司数据库。

尽管在2002年，很多上市公司就响应《公司法》的规定，将董事责任保险制度写进了公司的章程，但是实际上购买该保险的公司很少。直到2005年，股东代表诉讼制度被正式写入《公司法》第152条，使公司的董事会和高级管理人员面临的诉讼风险增大，才逐渐有很多公司开始购买该保险。因此，本文选取了我国A股上市公司2005——2018年的非平衡面板数据进行研究，得到32288组公司年份观测值。

由于金融行业以及面临退市风险的公司具有特殊性，因此在实证分析阶段，删去了金融类和ST类上市公司，并剔除在观测区间有缺失值的对象，得到2642个观测对象和23641组公司年份观测值。所有关于货币的数据都以2004年为基准剔除了通货膨胀因素。和过去国内的文献相比，这是一个很大的数据量。

（二）我国 A 股上市公司董责险的描述性统计

通过描述性统计，表1展示了2005年至2018年期间我国A股上市公司购买董事责任保险在各个年度的情况。可以看出，在这十几年中，一共有864次购买董责险的行为发生。从纵向来看，董责险的整体需求随时间呈上升的趋势，2005年，仅18家购买了该保险，占观测值总量的2.08%；而到了2018年，已有130家A股上市企业购买，占比15.05%。

表1：2005——2018年我国A股上市公司各年购买董事责任保险的情况¹

年份	购买董责险的公司数量	占总观测值的比例	当年 A 股上市公司总量	占当年 A 股上市公司的比例
2005	18	2.08%	1355	1.33%
2006	23	2.66%	1398	1.65%
2007	31	3.59%	1507	2.06%
2008	52	6.02%	1581	3.29%
2009	38	4.40%	1678	2.26%
2010	38	4.40%	2041	1.86%
2011	44	5.09%	2320	1.90%
2012	66	7.64%	2468	2.67%
2013	68	7.87%	2472	2.75%
2014	73	8.45%	2592	2.82%
2015	85	9.84%	2808	3.03%
2016	84	9.72%	3034	2.77%
2017	114	13.19%	3467	3.29%
2018	130	15.05%	3567	3.64%

¹ 资料来源：根据 Wind 资讯网和中国资讯行手工收集公司公告数据整理并计算。

总计	864	100.00%	32288	2.68%
----	-----	---------	-------	-------

从横向来看，购买董责险的公司占上市公司数量的比例也呈显著上升的趋势，从2005年仅仅1.33%的比例逐渐增长到2018年的3.64%。总的来看，平均每年购买董责险的比例为2.68%，远低于韩国超过30%和美国超过90%的比例。值得注意的是2008年的数据，在两个比例中，它都显著偏高，初步推测这与当年特殊的经济形势有密切联系。

表2：2005——2018年我国A股上市公司购买董责险的行业分布¹

行业	观测值	总量	占比
制造业	335	864	38.77%
金融业	176	864	20.37%
交运、仓储和邮政业	89	864	10.30%
采矿业	73	864	8.45%
房地产业	61	864	7.06%
批发和零售业	36	864	4.17%
能源生产和供应业	28	864	3.24%
信息和软件服务业	23	864	2.66%
建筑业	22	864	2.55%
水利、环境和公共设施管理业	5	864	0.58%
科学研究和技术服务业	5	864	0.58%
文化、体育和娱乐业	4	864	0.46%
租赁和商务服务业	4	864	0.46%
综合类	3	864	0.35%
总计	864	864	100.00%

我们也根据行业分类描述了董责险的购买信息。在同一行业中的公司面临着类似的商业风险，因此诉讼风险和董事责任保险的需求可能表现出行业间的差异。由表2可以看出，制造业中购买董事责任保险的公司最多，其次是金融业，第三是交运、仓储和邮政业，购买该保险的公司数量很少的行业是文娱、租赁和综合类行业。这说明在风险更高的行业中，如制造业和金融业，董责险的需求更高。

由于制造业是公司数量最多的行业，我们又对其子分类进行了进一步的分析。由表3可以发现，在制造业的行业内部董责险的需求也具有很大的差异性。电子设备制造业以及医药制造业购买董事责任保险最多，占比分别为23.88%和12.54%；而橡胶塑料制造业、化学纤维制造业等是购买数量最少的子行业，都只占制造业总观测值的0.6个百分点。这

¹ 资料来源：根据 Wind 资讯库和中国资讯行手工收集公司公告数据整理并计算。

也从另一个角度证实了我们的推测，即风险越高的行业和领域，越可能购买董事责任保险。比如计算机、通信和其他电子设备制造业以及医疗制造业，和橡胶塑料制品业、化学纤维制造业相比，其技术难度和创新要求等更高，可能面临更高的诉讼风险，所有购买董责险的公司数量相对较多。

表3：2005——2018年我国制造业公司购买董责险的分布¹

子行业	数量	比例
计算机、通信和其他电子设备制造业	80	23.88%
医药制造业	42	12.54%
电气机械及器材制造业	35	10.45%
造纸及纸制品业	23	6.87%
非金属矿物制品业	22	6.57%
有色金属冶炼及压延加工	18	5.37%
通用设备制造业	18	5.37%
专用设备制造业	17	5.07%
黑色金属冶炼及压延加工	17	5.07%
酒、饮料和精制茶制造业	15	4.48%
化学原料及化学制品制造业	13	3.88%
石油加工、炼焦及核燃料加工业	8	2.39%
食品制造业	7	2.09%
汽车制造业	5	1.49%
纺织、服饰业	5	1.49%
金属制品业	4	1.19%
橡胶和塑料制品业	2	0.60%
化学纤维制造业	2	0.60%
铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	2	0.60%
总计	335	100.00%

文章首先进行了单变量检验，以初步分析购买和未购买董事责任保险的公司是否在各公司特征上存在差异。两组公司的均值差异检验基于t-统计量。从单变量分析来看，购买董事责任保险和不购买董事责任保险的公司财务杠杆、股票平均收益和总资产回报上没有明显差别，但在众多其他特征上表现出显著差异。例如，购买该保险的公司董事总工资更高、董事会人数更多、独立董事所占比例更大、大股东的持股比例更大，这与我们关于公司治理特征的预期一致；此外，拥有董责险的公

¹ 资料来源：根据 Wind 资讯库和中国资讯行手工收集公司公告数据整理并计算。

司规模更大、更可能是国有企业、交叉上市公司和经由大的审计机构审计。以上结果初步验证了风险更大的企业会有更大的董责险需求的推测。但在另一方面，未购买董事责任保险的公司表现出更高的销售增长率、股票换手率和股票回报波动率。根据过去的研究，诉讼风险越高的公司通常会表现出较大的股票收益率波动率，因而更可能购买董事责任保险，但我们的检验结果在这一点上展现出不一样的结果，须在后面的内容中进一步分析。

表4：购买和未购买董责险公司的单变量分析结果

变量	均值		均值差异
	未购买董责险的公司	购买董责险的公司	
董事会总工资	5.505	6.328	*** (0.0000)
董事人数	8.967	9.528	*** (0.0000)
独立董事比例	0.365	0.377	*** (0.0000)
最大股东持股比例	35.569	38.849	*** (0.0000)
十大股东持股比例	55.993	66.543	*** (0.0000)
公司规模	12.488	14.263	*** (0.0000)
销售增长率	68.819	13.467	** (0.0199)
现金持有率	0.906	0.838	(0.4267)
资产负债率	57.084	54.465	(0.5695)
股票换手率	583.006	417.883	*** (0.0000)
股票收益波动率	49.715	45.553	*** (0.0000)
股票平均收益率	30.720	26.713	(0.3111)
ROA	6.074	5.638	(0.3239)
国有企业	0.487	0.731	*** (0.0000)
由大审计机构审计	0.086	0.480	*** (0.0000)
交叉上市	0.068	0.532	*** (0.0000)

注：括号内为p值，*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平下显著。

四、模型构建

本文的主要研究目标是分析董事责任保险如何影响公司价值。然而，从前面的描述性统计结果中，我们观察到拥有董事责任保险和没有董事责任保险的企业展现出不同的公司特征。因此，为了解决保险变量潜在的内生性问题，我们首先通过probit回归检验影响董事责任保险购买行为的因素。通过该检验，我们也能发现在一个董责险市场发展较晚

的发展中国家，哪些因素决定了一个公司去购买董事责任保险。之后，本文再就董责险对公司价值的效用进行分析。

(一) 董事责任保险的需求模型

1. 因变量

本文选取二值变量作为因变量，如果在年报或者股东大会、董事会决议中宣布购买了董责险，则取值为1；反之，取值为0。公司会在董事会和股东大会上对购买董责险的提案进行投票决定，并在年报中进行披露。因此，在观测期间能够获取可靠的观测值。

2. 自变量

在决定董事责任险需求的自变量上，本文借鉴Core (1997)，O’Sullivan(1997)，Zou et al. (2008)，Tennyson (2015)和Kim (2018)的研究，除了过去文献中的传统控制变量，我们在本文中也加入了能够体现中国特定商业和诉讼背景的变量，具体的变量及其含义见表5。

表5：自变量分类及含义¹

	变量	含义
公司未来 诉讼风险	cr	现金比率 (%)
	lar	资产负债率 (%)
	turnover	股票年换手率 (%)
	votility	最近 24 个月的股票年化波动率 (%)
	roa	总资产报酬率 ROA (%)
	aver_re	年化股票平均收益率 (%)
公司规模 和成长	firm_size	企业合并报表总资产 (单位: 万元) 的自然对数
	growth	营业收入同比增长率 (%)
公司治理 结构	salary	管理层年度薪酬总额 (单位: 万元) 的自然对数
	d_num	董事会总人数 (单位: 人)
	indep	独立董事人数 (单位: 人)
	indep_r	独立董事占董事会总人数的比例 (%)
	top10	前十大股东持股比例合计 (%)
	top10_2	前十大股东持股比例的平方项
中国特定 环境变量	big_audit	是否由四大会计事务所审计: 若审计机构为安永、毕马威、普华永道或德勤中的一个, 则取值为 1; 反之为 0。
	state	是否国企: 若公司属性为中央/地方国有企业, 则取值为 1; 反之取值为 0。
	cross	是否交叉上市: 若同时在 B/H 股市场上市, 则取值为 1; 反之取值为 0。

¹ 所有关于货币的变量: 公司规模、工资, 均已根据基年价格做出调整。

3. 计量方程

董责险需求模型的probit回归方程如式(1)：

$$\text{Ins}_{i,t} = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \cdot X_{k,t-1} + \sum_l \alpha_l \cdot X_{l,t-1} + \sum_m \alpha_m \cdot X_{m,t-1} + \sum_n \alpha_n \cdot X_{n,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中除时间和行业控制变量外，其他的解释变量均为滞后一年的数据。其中， $X_{k,t-1}$ 是代表公司未来诉讼风险的变量， $X_{l,t-1}$ 是代表公司规模和成长的变量， $X_{m,t-1}$ 代表公司治理结构的变量， $X_{n,t-1}$ 是代表中国特定环境的变量， $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项。

此外，为了控制行业效应和时间效应，我们在回归中加入行业和年份的虚拟变量。由于大部分公司在观测期间并未改变其保险状态，若使用固定效应模型，会使那些保险状态未改变的观测对象被删除，从而损失大量样本。因此，我们对式(1)进行混合probit回归，并使用公司聚类标准误，以此得到无偏估计量(Lamont, Polk 2001; Gross, Souleles, 2002; Sapientza, 2004; Plantinga, Scholtens, 2008; Foucault, Fresard, 2012; Hwang, Kim, 2018)。

(二) 董事责任保险对公司价值的效应模型

在研究董责险如何影响公司价值时，由于存在一些同时影响董责险购买决策和公司价值的变量，我们必须考虑董责险变量的潜在内生性。因此我们使用处理效应模型和动态面板数据模型两种方法来解决这个问题。

处理效应模型通过Heckman(1968)提出的两步估计的方法来解决内生性问题。该方法先使用二元选择模型的回归预测个体购买保险的概率，构建逆米尔斯比率，再将它放入第二步的公司价值回归模型中作为一个解释变量，可以纠正潜在的自选则偏误。其中，我们称第一阶段probit模型为“处理”公式，第二阶段的公司价值回归为“结果”公式。

动态面板数据模型适用于具有固定效应和动态性质的面板数。由于混合OLS回归由于没有考虑到固定效应将会使估计值有偏误(Hsiao, 2003; Nickell, 1981)。此外，我们的大多数研究对象在观测期间没有改变保险状态，因此静态面板模型会使我们损失很多样本值。因此，我们使用Blundell和Bond's (1998)的系统GMM方法进行估计。在残差不存在二阶自相关的前提下，系统GMM方法使用了一个双等式的回归系统，两个式子分别使用水平变量和一阶差分变量；并将滞后水平变量用作一阶差分式的工具变量，将滞后一阶差分变量用作水平式的工具变量。

1. 因变量

在这部分，我们要检验董事责任保险对公司价值的影响，借鉴过去的研究(Morck, Shleifer, Vishny, 1988; Yermack, 1996; Jin, Jorion, 2006; Hwang, Kim, 2018)，使用托宾Q值作为公司价值的代理变量。

2. 自变量

借鉴过去的文献，除了是否购买保险的虚拟变量外，还加入年份虚拟变量来控制时间效应。此外，Claessens等(2002)和Lins (2003)研究发现，在东亚地区，大公司的业务通常更加分散化，因此导致较低的公司价值；财务杠杆代表公司的资本结构和财务风险，因此，资产负债率也是一个重要因素；代表公司盈利能力的ROA也可能影响公司价值；研发支出衡量了无形资产对公司市场价值的效应；公司的股权结构也对公司价值有重要影响；Claessens等(2002), La Porta等(2002)和Hwang, Kim

(2018)指出公司销售增长率代表了公司的发展前景和投资机会，因此我们在回归之后又加入保险虚拟变量和收入增长率的交叉项再次进行回归，探析对于不同成长速度的公司，董责险带来的效用是否存在差异。

3. 计量方程

(1) HECKMAN回归方程

$$\begin{aligned} \text{Tobin}Q_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{lambda} + \beta_2 \cdot \text{ins}_{i,t-1} + \beta_3 \cdot \text{firm_size}_{i,t-1} + \beta_4 \\ & \cdot \text{lar}_{i,t-1} + \beta_5 \cdot \text{growth}_{i,t-1} + \beta_6 \cdot \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_7 \cdot \text{top10}_{i,t-1} \\ & + \beta_8 \cdot \text{rd}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 系统GMM回归方程

$$\begin{aligned} \text{Tobin}Q_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Tobin}Q_{i,t-1} + \beta_2 \cdot \text{ins}_{i,t-1} + \beta_3 \cdot \text{firm_size}_{i,t-1} + \beta_4 \\ & \cdot \text{lar}_{i,t-1} + \beta_5 \cdot \text{growth}_{i,t-1} + \beta_6 \cdot \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_7 \cdot \text{top10}_{i,t-1} \\ & + \beta_8 \cdot \text{rd}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

上面两式的解释变量均为滞后一年的数据。由于大多变量出现在上一个模型中，其含义与前面相同。新增的变量rd代表研发支出（单位：万元）的自然对数，并已根据基年价格做出调整。式（1）中的lambda代表逆米尔斯比率。

五、实证结果

（一）数据平稳性检验和多重共线性检验

由于样本数据是非平衡面板数据，因此使用fisher面板数据单位根检验，检验结果表明可以认为所有时间序列都是平稳的。在回归之前，本文对所有用到的自变量进行了多重共线性检验。皮尔逊和斯皮尔曼系数均表明选取的变量之间的相关系数不显著或显著性水平不超过10%。根据皮尔逊系数，变量间的相关系数很小：其中仅有董事会工资和公司规模之间的相关系数较大，为0.546；其他变量之间的相关系数均不超过0.5。根据斯皮尔曼系数，仅有资产负债率和现金持有率之间的相关系数较大，为-0.74，但仅在10%的水平上显著。综合以上，可以认为本文中选取的自变量没有多重共线性。

（二）董责险需求影响因素的回归结果

表6报告了式（1）的混合probit回归结果，由于在描述性统计中发现了2008年的特殊性，因此，我们又分别对2008年之前和之后的年份进

行了回归，以分析2008年经济危机前后，董责险需求的影响因素是否发生改变。总体来看，2008年之后的回归结果与整体差异不大，但2008年之前的结果显著性明显更低。

由第一列看出，关于公司诉讼风险的变量中，资产负债率和总资产收益率显著为负。其中，ROA每降低一个百分点，公司购买董责险的可能性就增加0.0127。ROA越低，公司发展较差，未来面临诉讼风险的可能性越大，验证了公司诉讼风险越高、董责险需求越大的猜想。然而，资产负债率越高，越不可能购买该保险。一方面，公司财务杠杆越高，公司将来可能面临更高的诉讼风险，对董责险的需求也应该更高；但另一方面，公司的负债越多，表明外部债权人越多，而债权人对公司内部治理具有监督作用从而成为董责险的替代品，因此又降低了董责险的需求。我们的回归结果表明，后者效用更显著。2008年后的年份表现出相似的结果，但股票换手率变量变得显著，说明股票换手的频率越高，未来诉讼风险越大，越可能购买董责险，这也与我们的预期一致。

在公司规模和成长速度上，越大规模的公司对董事责任险的需求越高，但销售增长率的作用并不显著。在总样本中，公司总资产每增加一个百分点，购买该保险的可能性增加0.09。这与O'Sullivan (1997)、Chung, Wynn (2008)和Boyer, Tennyson (2015)的结论一致，说明公司的规模越大，越可能成为诉讼的对象。在2008年之前，公司规模的影响更为显著，总资产每一个百分点的增长会导致购买保险的可能性增加0.27。但在2008年之后，该系数降低至0.0599。这可能说明在2008年金融危机之后，公司规模之外的其他因素对董责险需求的影响越来越大。

在公司的治理结构上，董事层的工资与董责险的需求显著正相关。并且在2008年前后两个时期，系数都显著且相差不大。由于我们使用的是工资的自然对数，总样本回归的系数表明：董事的总工资每增长一个百分点，购买董责险的几率增加0.288。这与我们的预期一致，董事层的报酬越高，表明公司董事层承担更多的责任，因此越可能购买董责险。此外，我们在前面提到，关于大股东的股权比例对董责险需求的影响，过去的研究没有得出一致的结论。从回归结果可以看出，二者的关系并不是线性的。随大股东控股比例的增加，购买董责险的可能性先降低后增加或先降低再以一个更小的速率下降。这说明大股东持股比例未超过某个数值时，可以用Core (1997)的激励协同效应来解释，主要股东的持股比例较大时，可以产生协同效应，成为董事责任保险的替代品；2008年之后，该效应会更强一点。O'Sullivan (1997)和Chung, Wynn (2008)的研究也证明了这个结论。然而，当大股东的持股比例超过一定值时，该比例再增加，也会增加对董责险的需求，但由于二次项的系数十分小，我们可以认为负相关关系占主导地位。董事会人数和独立董事比例均不显著，这与过去的结论不同。

在中国的特定环境变量中，所有变量都在1%的水平上显著。由大审计机构审计的、国有的和交叉上市的公司更可能购买董事责任保险。并且，在2008年之前，仅有交叉上市变量显著，且值更小；但在2008年之

后，三个变量都显著，并且系数的值都更大，说明这些特点对董责险的需求影响越来越明显。

总的来看，公司的资产负债率越高、ROA越高、大股东股权比例越高，购买董事责任保险的可能性越小；公司规模越大、董事会报酬越高以及由大机构审计、交叉上市和属于国企的公司越可能购买董事责任保险。在2008年之前，公司规模是决定购买董责险的主要因素；但在2008年之后，公司规模的影响作用减弱，其他因素如董事会报酬、大股东股权比例以及中国特定因素扮演者更加重要的角色。

表6：董责险需求模型的probit回归结果

变量组	变量名	2005-2017	2005-2007	2009-2017
公司诉讼风险	lar	-0.00233**	2.12e-05	-0.00242**
	cr	0.00275	0.0147	-0.00313
	turnover	0.000112	-0.000323	0.000167**
	votility	-0.00122	-0.0181*	0.000335
	ROA	-0.0127***	-0.00197	-0.0131***
公司规模和成长	firm_size	0.0904***	0.270***	0.0599**
	growth	-0.000300	-0.00191	-0.000170
公司治理结构	salary	0.288***	0.228**	0.324***
	d_num	-0.0183	-0.0213	-0.0234
	indep_rate	0.365	0.496	0.117
	top10	-0.0342***	-0.0219	-0.0407***
	top10_2	0.000343***	0.000161	0.000412***
中国特定变量	audit	0.339***	-0.00404	0.416***
	cross	0.734***	0.515***	0.873***
	state	0.194***	0.191	0.218***
Constant		-4.191***	-5.815***	-4.269***
Observations		23,641	4,464	17,939

注：*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平下显著。

（一）董责险公司价值效应的回归结果

1. 处理效应模型回归结果

表7：董责险与公司价值：处理效应模型回归结果

因变量：托宾Q值		
自变量	(1)	(2)
ins	0.340*** (2.810)	0.367*** (2.845)
ins*growth		0.00240 (0.606)
firm_size	-0.924*** (-37.26)	-0.924*** (-37.26)
lar	-0.0164*** (-14.51)	-0.0164*** (-14.51)

growth	-0.00184*** (-4.577)	-0.00186*** (-4.604)
ROA	0.0521*** (4.039)	0.0521*** (17.19)
top10	0.0129*** (9.847)	0.0129*** (9.847)
rd	0.0811*** (5.877)	0.0810*** (5.870)
Inverse Mills	-0.211*** (-3.231)	-0.210*** (-3.216)
Constant	13.74*** (33.76)	13.74*** (33.76)
Observations	7,921	7,921

注：括号内为t值，*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平下显著。

表7中第二列多加入了保险虚拟变量和公司成长变量的交叉项。我们可以看出，两列结果的各项系数相差不大。保险与成长速度的交叉项系数为正，但并不显著。

董责险变量的系数都在1%的水平上显著为正，与我们的预期一致。由第一列的结果可知，其它条件给定的情况下，购买董责险的公司的托宾Q值比未购买的公司平均高0.34。当公司没有购买董责险时，董事层等可能会由于过度厌恶风险而担心发生诉讼，但董责险保障了这类潜在的诉讼风险。董责险可以减轻管理层在投资决策时的过度风险厌恶态度，让他们更易接受一些有风险但对公司价值有益的项目。因此购买董责险促进了公司价值的提升。

值得注意的是逆米尔斯比率的系数显著为负，这说明一些促进公司购买董责险的无法观测因素会对公司价值有消极的影响，因而董责险的购买行为确实存在内生性，在对分析董责险对公司价值的影响时我们确实需要考虑到自选择问题。

对于其他控制变量，公司规模系数显著为负，其它条件不变时，公司总资产每增加1%，托宾Q值平均降低0.924。由于越大的公司分散化程度越高，从而导致更低的公司价值。这与Claessens等(2002)和Lins(2003)的结论一致。资产负债率的系数显著为负，这区别于McConnell(1995)和Harvey(2004)等人的债务税收效应和监督效应假说，表明过高的财务杠杆可能导致公司价值降低。总资产回报率也在1%的水平上显著，说明收益率越高的公司，其公司价值越高。前10大股东的股权比例与公司价值也有显著的正向关系，表明更集中的股权分配可以提升公司治理效率并提高公司价值。公司的成长速度与公司价值显著负相关，表明公司成长得越快，托宾Q值越低。这可能是由于成长快速的企业一般是新兴企业，尚处于不断发展中，面临更大风险，因此公司价值较低。研发支出的系数显著为正，说明在创新研发上支出更多的公司，其托宾Q值越大，这与Morck, Shleifer和Vishny(1988)的结论也是一致的。

2. 动态面板数据模型回归结果

表8：董责险与公司价值：动态面板模型回归结果

因变量：托宾Q值		
自变量	(1)	(2)
L.tobin_q	0.273*** (17.08)	0.275*** (16.94)
ins	0.381*** (3.350)	0.315*** (2.955)
ins*growth		0.00544** (2.117)
firm_size	-1.231*** (-20.23)	-1.243*** (-20.56)
lar	0.000155 (0.0628)	0.000678 (0.265)
growth	-0.00148*** (-2.780)	-0.00153*** (-2.861)
ROA	0.0182*** (4.559)	0.0178*** (4.434)
top10	0.0275*** (7.092)	0.0275*** (7.095)
rd	-0.0192 (-0.514)	-0.0122 (-0.324)
Constant	15.93*** (22.24)	15.99*** (22.43)
p-value of AR(1)	0.0000	0.0000
p-value of AR(2)	0.464	0.622
p-value of Hansen j	0.396	0.464
Observations	7,921	7,921

注：括号内为t值，*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平下显著。

表8是系统GMM回归的结果，第2列多加入了保险与成长率的交叉项。AR(2)和Hansen J检验的p值均较大，通过了二阶自相关和过度识别检验。该回归结果在保险虚拟变量、公司规模、成长率、总资产回报率和大股东股权比率上与处理效应模型的结果都很相似，在此不再赘述。

值得注意的是，保险虚拟变量和成长变量的交叉项在这5%的水平下变得显著。从第一列的结果可以看出，在其他条件不变时，公司成长速度的加快使公司价值有显著负向影响，尽管影响较小，每1个百分点增长率的提升使托宾Q值下降0.00148。但第2列的结果表明，在公司购买了董责险后，公司的销售收入增长率每高1个百分点，托宾Q值提升0.00391(0.00544-0.00153)。这表明购买董责险不仅可以促进公司价值的增长，并且成长更快的公司该增长效用更明显。这可能是由于对于成长

速度较快的公司，它们有更多的成长和投资机会,但同时面临更大的风险，董责险可以在一定程度上转移这些风险，从而缓解公司投资不足的问题。

3. 按公司成长速度分组回归结果

在前面的动态面板数据模型中我们得出结论，对于成长速度越快的公司，购买董事责任保险对公司价值的增长效应越大。为了进一步验证该结论，本文根据公司销售收入增长率将其分为成长速度高和低两组，并分别进行系统GMM回归，回归结果见表9。从表中可以看出，董责险虚拟变量在两个组的回归中有显著差异，该变量仅在成长较快的公司组中显著，系数为0.77，远远高于成长速度慢的另一组。由此可以看出，董责险的确可以提升公司价值，并且对于成长速度更快的公司，这种价值增长效应更显著。

此外，对于其他显著的控制变量，成长速度较高一组的公司的系数显著效果更好；且除托宾Q的滞后项外，其他显著变量的系数绝对值都更高。这也说明处于快速成长中的公司价值波动性更大，受到相关因素的影响越大。值得注意的是在总体回归中，研发支出的系数为负且不显著；但在分组回归结果中，高速成长公司组的研发支出对公司价值有显著的积极影响，研发支出每增加1%，公司的托宾Q值增长0.176。这表明创新与研发对处于快速成长期的公司的重要性，更多的无形资产将会为公司带来更多的创新和投资机会，从而带来更高的公司价值。

表9：按公司成长速度分组的GMM回归结果

自变量	因变量：托宾Q值		
	all	high	low
L.tobin_q	0.273*** (17.08)	0.239*** (11.64)	0.267*** (12.48)
ins	0.381*** (3.350)	0.770*** (8.449)	0.165 (1.532)
firm_size	-1.231*** (-20.23)	-1.692*** (-17.68)	-1.051*** (-12.63)
lar	0.000155 (0.0628)	0.00455 (1.147)	-0.00480* (-1.772)
growth	-0.00148*** (-2.780)	-0.00150*** (-2.749)	-0.000684 (-0.762)
ROA	0.0182*** (4.559)	0.0325*** (4.711)	0.00153 (0.278)
top10	0.0275*** (7.092)	0.0491*** (7.707)	0.00973** (2.166)
rd	-0.0192 (-0.514)	0.176*** (2.853)	-0.167*** (-3.811)
Constant	15.93*** (22.24)	18.69*** (18.19)	16.16*** (17.45)
Observations	7921	2,813	5,108

注:括号内为t值，*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平下显

著。

六、结论

董事责任保险保障了公司董事、监事和高级管理层作为公司代表做出决策时面临的潜在诉讼风险，这可能会影响公司的决策，从而影响公司的价值。尽管过去关于中国董责险市场的文献很多，但大多研究董责险对公司治理机制（许荣，王杰，2012；韩晴，王华，2014；凌士显，白锐锋，2018）和公司创新（凌士显，白锐锋，2018）的影响。本文采用托宾Q值作为公司价值的代理变量，第一个直接研究了董责险对公司价值的影响；并采取了较以前更大量和最新的样本数据；采用更准确的信息获取标准。过去国内外关于董责险的作用的研究结论不一：Bhagat, Brickley, Coles(1987); Holderness(1990); O'Sullivan(1997); Core(2000); MacMinn et al.(2012)等人指出董责险可以通过加强对公司治理的监督、吸引人才、降低破产概率等促进公司发展；但Barrese, Scordis (2006); Lin et al., (2011); Boyer, Tennyson(2015); Gillan, Christine(2014)等人指出由于管理层的投机行为和道德风险，董责险反而会削减公司价值。

在本研究中，考虑到董责险的购买行为本身存在潜在内生性，与公司特征紧密相关。因此，我们首先使用probit二值选择模型回归，发现财务杠杆、总资产收益率、股权集中率越高的公司越不可能购买董责险，但公司规模、管理层报酬越高的公司以及国企、交叉上市企业和由大审计机构审计的企业对董责险的需求更高。此外，在2008年前后，董责险需求的影响因素存在明显差异。在2008年前，公司规模是主导因素；但在2008年后，由于经济形势的变化和复杂性，公司规模的作用减弱，其他因素如资产负债率、股权结构等的影响程度加深。

随后，为了解决潜在的内生性问题，我们分别使用了处理效应模型和动态面板模型。两个模型的回归结果都表明：购买董责险将会导致更高的公司价值；并且这种价值增长效应对于成长速度更快的公司更显著，而对于成长较慢的公司作用不明显。该结论表明，尤其对处于快速成长期的企业，董责险可以降低高级管理人员的风险厌恶程度，因而更容易接受那些风险高但是更可能增加公司价值的项目。因此，不同于董责险投机行为理论，本文暗示董责险并不会损害公司价值；相反，它可以帮助公司更好地抓住成长和投资机会，将其转换成更高的公司价值。

基于本文的研究结论，我们对国内董事责任保险的发展提出一些建议。首先，董责险可以保障公司高层的诉讼风险并且具有增长公司价值的效应，尽管绝大多数公司将建立董事责任保险制度写入了公司章程，但并未实际执行，因此政府应该加强相关法律法规的建立和健全；其次，由于成长快的公司购买董责险的公司价值增长效应更高，因此对处于高速增长的一些新兴企业，可以在董责险的购买上进行一定的政策支持，如政府补贴、税收优惠、降低费率等，以促进其对董责险的消费；第三，某些风险较高的投资项目可能更能显著地提高公司价值，公司应该合理运用保险等风险管理工具进行投资管理和决策；第四，董事责任保险的

不同保额是否对公司价值有不同的提升作用，由于数据的难以获得，本文没能对此深入分析，因此，这也是未来研究的一个方向。

参考文献

- [1] 韩晴, 王华. 独立责任险、机构投资者与企业治理[J]. 南开管理评论, 2014 (5): 54-62.
- [2] 凌士显白锐锋. 董事责任保险、董事会治理与企业创新[J]. 科技进步与对策, 2018 (5): 100-106.
- [3] 许荣, 王杰. 董事责任保险与公司治理机制的互动影响研究——来自中国A 股上市公司的证据[J]. 保险研究, 2012 (3): 68-78.
- [4] 彭韶兵, 王玉, 唐嘉尉. 董事高管责任保险与投资效率——基于合同条款的实证检验[J]. 保险研究, 2018 (3): 78-92.
- [5] Jason Kelly. 中国企业推行董责险正当时[N].中国保险报.2016-08-29.
- [6] Baek, J.S., J.K. Kang, and K. S. Park, 2004, Corporate Governance and Firm Value: Evidence From the Korean Financial Crisis, *Journal of Financial Economics*, 71: 265-313.
- [7] Bhagat, S., J. A. Brickley, and J. L. Coles, 1987, Managerial Indemnification and Liability Insurance: The Effect on Shareholder Wealth, *Journal of Risk and Insurance*, 54: 721-736.
- [8] Chen, T. J., and S. H. Li, 2010, Directors' and Officers' Insurance, Corporate Governance and Firm Performance, *International Journal of Disclosure and Governance*, 7: 244-261.
- [9] Coles, J. L., N. D. Daniel, and L. Naveen, 2006, Managerial Incentives and Risk-Taking, *Journal of Financial Economics*, 79: 431-468.
- [10] Derrick W. H. Fung, Jason J. H. Yeh, 2018, Inherent Virtue or Inevitable Evil: The Effects of Directors' and Officers' Insurance on Firm Value, *Risk Management and Insurance Review*, 21: 243-288.
- [11] Gillan, S. L., and C. A. Panasian, 2015, On Lawsuits, Corporate Governance, and Directors'and Officers' Liability Insurance, *Journal of Risk and Insurance*, 82: 793-822.
- [12] Holderness, C., 1990, Liability Insurers as Corporate Monitors, *International Review of Law and Economics*, 10: 115-129.
- [13] John E. Core, 1997, On the Corporate Demand for Directors' and Officers' Insurance, *The Journal of Risk and Insurance*, 64: 63-87.
- [14] Joon Ho Hwang, Byungmo Kim, 2018, Directors' and Officers' Liability Insurance and Firm Value, *The Journal of Risk and Insurance*, 85: 447-482.
- [15] Kwon, S. Y., and E. S. Ki, 2011, The Effect of Audit Quality on the Bias and Accuracy of Management Forecasts: Audit Competence vs. Audit Effort, *Korean Accounting Review*, 36: 71-124 (in Korean).
- [16] Li, K., and Y. Liao, 2014, Directors' and Officers' Liability Insurance and Investment Efficiency: Evidence From Taiwan, *Pacific-Basin Finance*

Journal, 29: 18-34.

[17] Lin, C., M. S. Officer, and H. Zou, 2011, Directors' and Officers' Liability Insurance and Acquisition Outcomes, *Journal of Financial Economics*, 102: 507-525.

[18] Lin, C., M. S. Officer, R. Wang, and H. Zou, 2013, Directors' and Officers' Liability Insurance and Loan Spreads, *Journal of Financial Economics*, 110: 37-60.

[19] MacMinn, R., Y. Ren, and L. Han, 2012, Directors, Directors and Officers Insurance, and Corporate Governance, *Journal of Insurance Issues*, 35: 159-179.

[20] Mayers, D., and C. Smith, 1982, On the Corporate Demand for Insurance, *Journal of Business*, 55: 281-296.

[21] M. Martin Boyer, Sharon Tennyson, 2015, Directors' and Officers' Liability Insurance, *Corporate Risk and Risk Taking: New PanelData Evidence on the Role of Directors' and Officers' Liability Insurance*, *The Journal of Risk and Insurance*, 82 :53-791.

[22] Ning Jia, Xuesong Tang, 2018, Directors' and Officers' Liability Insurance, Independent Director Behavior, and Governance Effect, *The Journal of Risk and Insurance*, 85: 1013–1054.

[23] Noel O'Sullivan, 1997, Insuring the Agents: The Role of Directors' and Officers' Insurance in Corporate Governance, *The Journal of Risk and Insurance*, 64: 545-556.

[24] Tom Baker, Sean J. Griffith, 2007, Predicting Corporate Governance Risk: Evidence from the Directors' & Officers' Liability Insurance Market, *The University of Chicago Law Review*, 74: 487-544.

保险集聚对区域经济增长的影响——基于国内“一带一路”节点省

李加明、赵皓矾、庞茹月¹

摘要：

在全球经济一体化的时代，保险业得到了飞速发展，保险资源按照资源配置的原则流动，结果往往集中在某些地区，形成集聚的现象。同时，作为推动经济增长的动力，保险业在促进经济增长中的作用和地位不可低估。实体经济的发展离不开保险业的支持，实体经济可以通过保险机构进行间接融资，保险也可以降低储蓄率，实现资金的加速融通，并且，保险加快资本流动，可以促进产业结构调整的有效性，进一步促进经济增长。由于各省间经济活动的密切交流，省域保险集聚对区域经济增长理论上具有正面效应。在“一带一路”的战略背景下，研究节点省市的保险业集聚现状，对保险业是否促进经济增长进行实证分析，为了丰富和战略理论提供了定量依据，具有很强的现实意义。

本文基于 2005-2016 年中国“一带一路”18 个节点省市的保险产业与经济相关数据，采用区位熵值计算的方法衡量 18 个节点省的保险集聚程度，得出 18 个节点省的保险均有一定程度上的集聚现象，但是集聚程度不一样；进而采用 Moran's I 指数法，得出东北部地区集聚效应不显著、西部地区保险集聚波动小幅度上升和东部沿海地区保险集聚情况基本不变。接着，验证保险业存在集聚现状之后，基于静态和动态的面板数据模型分析中国“一带一路”战略下保险集聚及其对经济发展的影响。结果表明：保险集聚的确会对区域经济发展产生正面影响，但影响比较微弱。

¹ 李加明，安徽财经大学金融学院保险学教授。赵皓矾，安徽财经大学金融学院保险系助教。庞茹月，安徽财经大学金融学院硕士研究生。

关键词：保险集聚，区域经济，“一带一路”

一、保险集聚效应的理论基础

（一） 保险集聚理论

1. 产业集聚

产业集聚指的是在某个特定**区域**内，相同或相近的产业以及和其相关联的配套上游或下游企业等的**产业资本**要素不断汇聚并高度集中的—个现状。

19世纪末，马歇尔开始关注产业集聚问题并提出了“内部经济”和“外部经济”这两个重要的概念。后来很多产业经济学家开始关注并进行了相关研究，关于产业集聚的理论因此得到了很大的发展，由此出现了许多流派。这些相关理论都表明，产业集聚的发展对中心城市的形成有极大帮助，而且产业集聚的溢出效应还有利于提高区域间产业的生产效率，降低周边企业的成本，促进区域内的产业创新，加快资源的合理流动等。

2. 金融集聚

随着全球化进程的不断加快，经济的增长导致金融企业高速发展进而促进了资本的进一步自由流通和开放，同时，伴随着知识信息高速变现的实现，使得越来越多的金融机构（银行、证券和保险）及其相关衍生产业、金融产业的专业人才和大量的、最新的市场信息逐渐集聚在某一区域，形成金融产业集聚。国内外对于金融集聚的探讨逃不开“金融中心”的研究，在某一区域里形成金融产业集聚之后，区域间的某—个大城市就会成为“金融中心”：即一些金融机构和金融产业的从业者选择以这一大城市为交易场所，因此，越来越多的金融市场参与者也被这一交易场所吸引，久而久之，随着金融产业的高速发展，这一大城市就形成了区域间的“金融中心”。

3. 保险集聚的概念

—方面，保险集聚可以看作是保险公司、保险中介公司、保险经纪公司、保险公估公司、保险信息以及专业化高素质的保险人才等保险要素的在特定时空中的动态演化过程，即：这些保险要素在某一区域内根据特有的地理、市场、政策要素相互协调、配置和组合进一步促进保险业的发展，形成保险集聚，从而促进其他保险衍生企业（如保险IT、保险信息中介等）甚至其他金融行业的发展，再形成新一轮的保险集聚。如图1-1另一方面，保险集聚也可以看作是保险要素在某一特殊地理区域内空间内实现的结果，即：保险要素与政策、文化

等在一定空间内形成一定的规模和密集程度。如图 1-2。

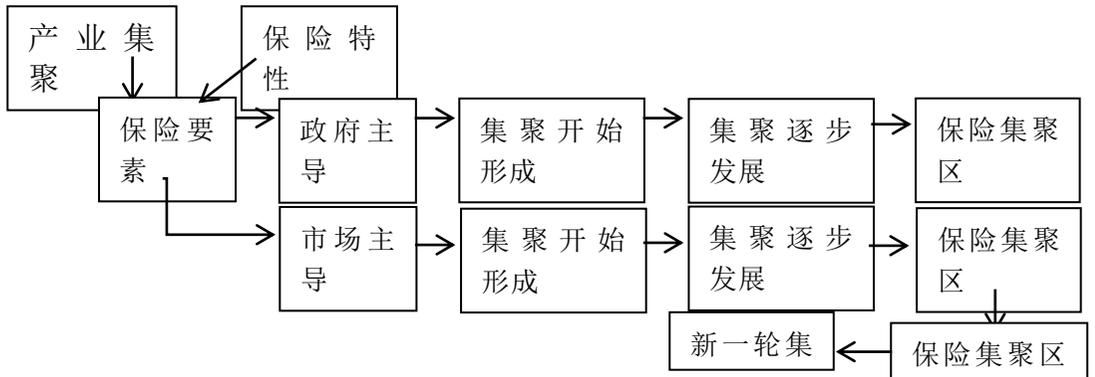


图 1-1：以动态过程解读保险集聚

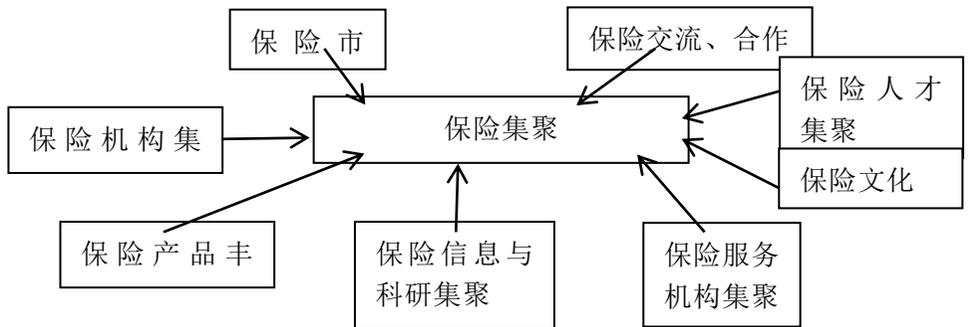


图 1-2：以结果形态解读保险集聚

（二）保险集聚对经济增长的机制分析

保险作为金融行业的一大支柱，除经济补偿职能和经济给付职能这两个基本职能外，还具有融资、防灾防损、社会信用管理等功能。本节是根据保险特有的职能来分析保险集聚对于经济增长的机制。

1. 保险集聚降低储蓄，刺激消费，促进经济增长

根据预防性储蓄理论，人们为了降低未来的风险的不确定性，一般会进行储蓄，而保险作为一种风险转移的方式，可以通过购买保险的方式降低人们对于未来的不确定性，从而减少储蓄，刺激消费，以至于提前消费，促进经济增长。保险集聚会放大这一作用。

2. 保险集聚优化资源配置，促进经济增长

首先，保险作为金融中介机构，可以通过转移风险，降低成产成本，实现更多的资本积累。同时，大量的保险公司集聚在一起，可以减少信息不对称，降低信息交换的成本，从而可以降低交易过程中不必要的成本，可以使企业进行更高效的投资。保险产业的集聚会带来大量高端人才的集聚，这些高端人才会挑选出优质的、有效率的投资产品，使得资本市场可以可持续的、高效的运作下去。

其次，保险集聚带来了大量的，多元的可供选择的保险产品及其附属品和其他衍生服务，这些使得集聚区域内的保险市场愈加合理完善，保险市场合理完善后，保险产业会选择投资股票、基金或者以投资债券的形式参与其他金融行业，进一步优化资本银行、保险、证券之间的流动，可以更加合理的配置资源，从而完善区域内部的金融体系。

最后，保险集聚也会促进科技的创新。正如上文所说，保险产业的集聚扩大了保险企业对于投资的需求，这就意味着对于投资人才和技术的需求增加；同时，随着保险集聚的不断加深，附属产业如保险科技公司等新兴产业也孕育而生，只有不断的创新才能给经济增长带来源源不竭的动力。

3. 保险集聚提高社会管理能力，促进经济增长

保险集聚可以提高社会保障管理能力、社会风险管理能力、社会信用管理能力以及社会信用管理能力。这些社会管理能力的提高有力的促进了经济的增长。

综上所述，文章从保险的特点和本职能分析了保险集聚对区域经济增长的主要作用机制，故而，在接下来的实证部分我们首先分析“一带一路”沿线 18 个省市保险集聚的现状，然后从总体上探索保险集聚对于区域经济增长的作用。

二、“一带一路”区域保险业集聚程度测度

“一带一路”是我国的重要发展战略，在不断推动“一带一路”的建设过程中，要发挥金融保险业的辐射作用，带动周边区域的经济增长，提高经济水平，同时利用“一带一路”战略的政策红利，发挥出保险在对外贸易中的作用，促进国际经济间和谐交往。

（一）“一带一路”区域保险业发展现状

“一带一路”经过我国 11 个省，5 个自治区，2 个直辖市，共 18 个地区，区域跨度比较大，各省经济发展的程度也有比较大的差异。

基于此，本文在考察“一带一路”区域内保险业集聚的程度时，将18个地区划分为西部10省、东部沿海5省、东北3省，来分析不同区域的保险发展情况。如表2-1所示。

表2-1：“一带一路”沿途18个省份区域的划分

东北3省	黑龙江省、吉林省、辽宁省
西部10省	内蒙古自治区、陕西省、宁夏回族自治区、甘肃省、青海省、新疆维吾尔自治区，西藏自治区、广西壮族自治区、云南省、重庆市
东部沿海5省	上海市、浙江省、福建省、广东省、海南省

一个地区保险行业发展情况的最直观的指标可以用保费收入来衡量。从保费总量上看，“一带一路”区域保险资源分布不均衡现在非常突出，但18个省市的保费总量均呈现出不断上升的态势。

表2-2：18个省市2005、2011、2016年保费收入情况

单位：亿元

时间	2005年	2011年	2016年
内蒙古自治区	60.87	229.78	487.04
辽宁省	167.3244	376.26	837.76
吉林省	75.72	223.36	557.12
黑龙江省	139.6455	317.79	685.53
上海市	333.62	753.11	1528.79
浙江省	313.3	730.67	1527.65
福建省	149.09	350.38	754.91
广东省	499.24	1219.06	2982.11
广西壮族自治区	73.1734	212.65	469.17
海南省	14.95129	53.75	133.21
重庆市	73.1	311.81	600.33
云南省	81.03	241.1	529.23
西藏自治区	1.57	7.6	22.25
陕西省	97.39	343.72	713.97
甘肃省	48.2372	140.93	307.66
青海省	7.86	27.89	68.75
宁夏回族自治区	15.74	55.34	133.89
新疆维吾尔自治区	72.5	203.62	439.29

数据来源：各年份《中国统计年鉴》

根据区域的划分，将各个地区的保费收入相加，获得如下表2-3

和图 2-1

表 2-3：2005-2016 年各地区保费收入
单位：亿元

年份	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
东北 3 省	382. 69	437. 33	498. 32	738. 84	808. 73	1036 .28	917. 41	979. 11	1273 .41	1394 .79	1731 .1	2080 .41
东部 沿海 5 省	1310 .20	1162 .94	1681 .7	2247 .34	2468 .03	3199 .98	3106 .97	3376 .43	4481 .71	4470 .56	5244 .53	6926 .67
西部 10 省	531. 47	629. 40	798. 16	1157 .66	1336 .87	1717 .82	1774 .44	1952 .62	2224 .4	2555 .89	3104 .15	3771 .58

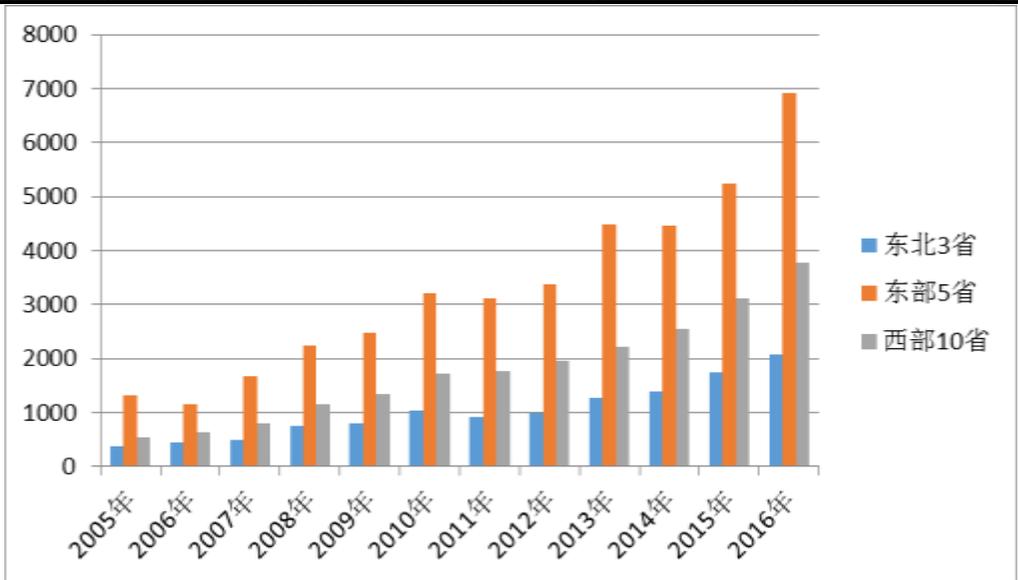


图 2-1：2005-2016 年东北 3 省、东部 5 省、西部 10 省的保费总收入

如上表格和图片所示，从区域的总量上看，发达的东部地区的保费收入是西部地区的两倍以上，是东北地区的三倍以上。

（二） 一带一路区域保险业集聚的测度方法

研究“一带一路”保险产业的集聚的程度，文章分别利用区位熵和 Moran's I 指数的方法进行测度。

1.“一带一路”区域基于区位熵的集聚测算

区位熵又称专门化率，其值越高，地区某产业集聚水平就越高。

我们选择区位熵来衡量“一带一路”区域的保险集聚水平，区位熵的计算公式为：

$$LQ_{insurance(i)} = \frac{I_i/P_i}{I/P} \quad (2.1)$$

其中， $LQ_{insurance}$ 表示某一地区的保险区位熵， I_i 表示*i*省的保费收入， P_i 表示*i*省的常驻人口数， I 表示全国的保费收入， P 表示全国总人数。由此计算出“一带一路”区域18个省市保险业的区位熵，如下表所示：

表 2-4：“一带一路”沿线 18 个省市的保险区位熵

地区	内蒙古自治区	辽宁省	吉林省	黑龙江省	上海市	浙江省	福建省	广东省
2005 年	0.67	1.05	0.74	0.97	4.68	1.67	1.11	1.44
2006 年	0.69	1.03	0.78	0.96	4.83	1.67	1.13	1.50
2007 年	0.76	0.99	0.80	0.76	4.39	1.35	0.94	1.22
2008 年	0.79	1.03	0.79	0.89	3.80	1.27	0.91	1.21
2009 年	0.84	0.95	0.81	0.87	3.61	1.22	0.89	1.14
2010 年	0.80	0.96	0.80	0.83	3.54	1.17	0.86	1.09
2011 年	0.87	0.81	0.76	0.78	3.02	1.26	0.89	1.09
2012 年	0.87	0.80	0.74	0.78	3.01	1.31	0.90	1.07
2013 年	0.87	1.12	0.77	0.79	2.69	1.60	1.20	1.41
2014 年	0.85	0.86	0.81	0.89	2.75	1.29	0.99	1.13
2015 年	0.89	0.91	0.89	0.88	2.64	1.23	0.93	1.13
2016 年	0.86	0.86	0.91	0.81	2.83	1.22	0.87	1.21

续表 2-4：“一带一路”沿线 18 个省市的保险区位熵

广西 壮族 自治 区	海南 省	重庆 市	云南 省	西藏自 治区	陕西 省	甘肃 省	青海 省	宁夏回 族自治 区	新疆维吾 尔自治 区
0.42	0.48	0.69	0.48	0.15	0.70	0.50	0.38	0.70	0.96

0.40	0.49	0.77	0.50	0.16	0.73	0.52	0.37	0.74	0.97
0.39	0.50	0.83	0.47	0.17	0.76	0.52	0.37	0.74	0.95
0.38	0.48	0.96	0.49	0.15	0.80	0.52	0.35	0.70	0.97
0.37	0.46	1.03	0.47	0.16	0.83	0.54	0.39	0.75	0.87
0.38	0.51	1.03	0.47	0.16	0.82	0.53	0.42	0.77	0.81
0.43	0.58	1.00	0.49	0.24	0.86	0.52	0.46	0.81	0.87
0.44	0.59	0.98	0.51	0.27	0.85	0.54	0.49	0.85	0.92
0.46	0.64	0.96	0.54	0.29	0.88	0.55	0.53	0.88	0.95
0.45	0.64	0.92	0.54	0.27	0.85	0.54	0.53	0.86	0.93
0.46	0.71	0.97	0.52	0.30	0.85	0.56	0.54	0.88	0.88
0.43	0.65	0.88	0.50	0.30	0.84	0.53	0.52	0.89	0.82

由表 2-4 可知，除海南省外，东部沿海 4 省的区位熵明显高于其他地区，上海市、浙江省、福建省和广东省的区位熵基本都大于 1，即东部 4 省市的保险业集聚程度高于其他地区；而黑龙江、吉林、辽宁三省的区位熵值基本不变甚至略有下降，说明东北三省的保险集聚所有衰减，甚至没有产生集聚溢出效应；中部 10 省市的区位熵值均所有上升，表明中部 19 省市的保险业集聚逐渐加强，虽弱于东部及东三省地区，但增加趋势良好，保险集聚值得期待。

2.“一带一路”区域基于 Moran's I 指数的集聚测算

当研究集聚问题时，空间自相关的方法经常被采用。在运用空间计量软件研究经济活动是否具有空间自相关时，一般运用两种方法，一种是 Moran' I 指数，另一种是 G 统计量。本文即利用 Moran' s I 指数的方法来计算。Moran's I 指数计算公式如下：

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (2.2)$$

式中： n 是研究区域内地区总数， w_{ij} 是空间权重矩阵的元素

值， x_i 是区域 i 的变量 x 的观测值——文中指省份的保费收入，

$$s^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Moran's I 指数的取值区间为 $[-1, 1]$ ，如果 Moran's I 大于 0，表示空间正相关，表示在地区中具有相同或相似属性的值趋向性集聚在一个区域；反之，如果 Moran's I 小于 0，则表示空间负相关，表示在地区中具有不同相同或不相似属性的值趋向性集聚在一个区域；若指数等于 0，则意味着没有相关关系。

计算 Moran's I 指数时最重要的一步是设定合理的空间权重矩阵 W ，如下：

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix} \quad (2.3)$$

其中， w_{ij} 表示区域 i 和区域 j 之间的距离，在空间权重矩阵中，主对角线上的所有元素 $w_{11} = w_{22} = \cdots = w_{nn} = 0$ ，表示同一区域与它自身的距离为 0。因此，空间权重矩阵为对称矩阵。本文采用最常用的“车相邻”作为衡量两区域间距离的方式，即，若区域 i 和区域 j 有公共边， w_{ij} 记为 1，反之，若区域 i 和区域 j 没有公共边， w_{ij} 记为 0。

在实际操作中，文章选择将空间权重矩阵进行“行标准化（row-standardization）”，即将权重矩阵中每行元素 w_{ij} 除以其所在行的全部元素之和，得到新的元素 \bar{w}_{ij} ，使权重矩阵内的每一行元素之和均为 1：

$$\bar{w}_{ij} \equiv \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}$$

利用 Stata13.0 计算得出：

表 2-5：“一带一路”区域 2005-2016 年 Moran's I 指数

东北部	Moran's I 指数	西部	Moran's I 指数	东部	Moran's I 指数
2005	-0.913	2005	0.199	2005	0.349
2006	-0.897	2006	0.215	2006	0.359
2007	-0.595	2007	0.234	2007	0.42
2008	-0.792	2008	0.258	2008	0.384
2009	-0.827	2009	0.324	2009	0.39
2010	-0.734	2010	0.353	2010	0.406
2011	-0.856	2011	0.33	2011	0.341
2012	-0.886	2012	0.297	2012	0.343
2013	-0.569	2013	0.28	2013	0.349
2014	-0.955	2014	0.268	2014	0.324
2015	-0.825	2015	0.297	2015	0.314
2016	-0.706	2016	0.295	2016	0.309

（三）集聚结果讨论

根据上一小节中两种方法对保险集聚的测度结果，我们可以分析看出：东北地区的保险集聚现象不明显；西部地区保险集聚的程度近年来呈现出小幅度波动上升的趋势；此外，东部沿海地区保险集聚情况近年来变化不大，表明东部地区的保险业发展逐步趋于均衡。

由此，我们可以得出，在“一带一路”18个重要节点省市中，大部分地区都存在着保险集聚的现象，那么保险集聚又是否对真的能对区域经济增长产生影响？

三、“一带一路”区域保险业集聚对经济增长的影响

大部分学者认为，保险产业集聚和区域经济增长存在着相互促进、相互影响的关系。当某一区域经济发展到一定程度时，区域内对保险的需求量有所增加并且变得更加多元化，保险产业会为了寻求更高的经济收益和利润而向该区域集中，从而形成保险产业的集聚；另外丰富的保险资源又为该区域的经济增长提供了资金，为产业发展提供了风险保障，有利于推动的该区域内产业优化和升级，一定程度上维持该区域内经济的可持续性发展，这就是经济发展促进保险集聚，保险集聚进而促进经济发展的良性循环。

在对“一带一路”区域保险集聚对区域经济的影响进行分析时，为提高模型估计的有效性，文章使用面板数据建立面板模型。

面板数据模型的表达式为：

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

其中， $i=1, 2, 3, \dots, n$ ； $t=1, 2, 3, \dots, T$

上式中反映了 i 个指标在 n 个样本以及 T 个时间维度上的动态关系。这里 n 是截面维度，即表示 n 个个体； T 是时间维度，表示有 T 个时期； x 表示解释变量的个数； α 为常数项， β 表示与解释变量 X 对应的相同维度的系数向量； ε 是方程的随机误差项。

（一）变量的选取和指标设定

我们选取“一带一路”区域中 18 个省市作为样本，通过 2005-2016 年的相关数据，利用 STATA13.0 软件，验证保险集聚对区域经济增长的影响。对于经济增长，除了解释变量保费收入以外，我们引入三个控制变量，分别是政府财政预算支出、固定资产投资、高校在校生人数分别用来衡量政府财政支出、基础设施建设和人力资本对经济的影响，即：

gdp：衡量该省市的经济发展水平；与经济增长正相关。

ins：某个省市的保费收入，衡量保险产业集聚程度；与经济增长正相关。

gov：某个省市的政府预算财政支出，衡量该地区政府在经济发展中的作用，政府的财政支出可以用于建设基础设施、提供公共服务和产品，促进当地经济良性发展，与经济增长正相关。

inv：某个省市固定资产投资额，用于衡量该地区的基础设施的水平高低，良好的基础设施如交通等是地区经济发展的重要基础，要经济增长正相关。

lab：某个省市的高校在校生人数，用于衡量该地区的人力资本；人力资本对经济增长的作用越来越显著，高素质的人才在技能的学习和使用方面有着足够大的优势，这样就能带来更高的工作效率和更快

的增长速度，我们将接受高等教育的在校生定义为高素质人才，可以转化为人力资本，与经济增长正相关。

表 3-1：变量的统计性描述

单位：亿元

描述性统计量	国民生产总值 (gdp)	保费收入 (ins)	政府财政支出 (gov)	固定资产投资 (inv)	人力资本 (lab)
均值	12412.19	342.2083	2396.18	7563.631	31.67903
最大值	80854.91	2982.11	13446.09	33303.64	107.68
最小值	248.8	1.57	151.24	181.39	1.27
标准差	13211.05	399.3486	1995.193	6778.271	22.527
观测数	216	216	216	216	216

数据来源：历年的《中国统计年鉴》以及《中国保险年鉴》

由于取对数后并不会改变变量间的性质和相关关系，为了平滑进一步减少被解释变量国民生产总值 gdp 、解释变量保费收入 ins 、控制变量与被解释变量之间的共线性问题，减弱数据的异方差性，我们选择将量政府财政支出、固定资产投资和人力资本均进行对数化处理，因此，被解释变量变为 $\ln gdp$ 、解释变量变为 $\ln ins$ 、控制变量变为 $\ln gov$ 、 $\ln inv$ 、 $\ln lab$ 。所以，在面板数据的方程中， Y_{it} 就是 $\ln gdp_{it}$ ， X_{it} 代表一组解释变量，即 $\ln ins_{it}$ ， ε_{it} 代表误差项，下标 i 、 t 分别代表省市和年份。

（二）基于静态面板的实证检验

本文首先选用个体固定效应模型来做静态面板的实证检验。

表 3-2：基于静态面板保险集聚对区域经济增长的实证检验

变量和常数项	混合 OLS	固定效应模型	随机效应模型
$\ln ins$.4678002 (5.27; 0.00)	.056047 (2.62; 0.018)	.1761126 (4.05; 0.000)
$\ln gov$.0725979 (0.62; 0.543)	.5313019 (8.61; 0.000)	.3324931 (4.01; 0.000)
$\ln inv$.2469845 (2.34; 0.031)	.1016118 (2.29; 0.035)	.1068655 (1.85; 0.065)

<i>ln lab</i>	.1959177 (2.04; 0.057)	.1115742 (1.02; 0.322)	.3624742 (4.47; 0.000)
常数项 (cons)	3.233749 (12.71; 0.000)	3.433752 (24.23; 0.000)	3.479875 (18.12; 0.000)

注：第一行为对应变量系数值，第二行为对应的 t 检验的 t 统计量的值以及其概率；随机效应中为 z 检验的 z 统计量值及效应。

由表 3-2 可以得知：

在混合回归模型、固定效应模型和随机效应模型这三个模型方程中，我们发现保费收入，即保险产业对地区的国民生产总值都有正向的促进作用，三个模型中都通过了在 5% 水平下的 t 检验（随机效应模型为 z 检验）。在混合回归模型中，保险产业集聚每增加 1%，国民生产总值就会提高 0.47%；在固定效应模型中，保险产业集聚每增加 1%，国民生产总值就会提高 0.056%；在随机效应模型中，保险产业集聚每增加 1%，国民生产总值就会提高 0.17%。这基本证明了我们的假设，保险集聚对于区域经济增长正相关。丰富的保险资源，包括充足的保费、多元化的保险品种等又为该区域的经济的发展提供了资金，为产业发展提供了风险保障，有利于推动的该区域内产业的产业优化和升级，一定程度上维持该区域内的经济的可持续性发展。

我们分别观察三个控制变量，发现：政府的财政支出在混合回归模型中没有通过检验，表示对经济增长的促进作用不明显，而且固定效应和随机效应模型中通过显著性检验，表示对经济增长有明显的促进作用；固定资产投资在混合回归模型和固定效应模型中在 5% 的水平下均通过了显著性检验，而在随机效应模型中是在 10% 的显著性水平下有效；人力资本即高校在校人数在混合回归模型和随机效应中通过了 10%、0.1% 的显著性水平检验，而在固定效应模型中不显著，表明在该模型下人力资本对于经济增长没有明显的促进作用。

比较这三个实证结果可以得出：随机效应模型要优于其他两个模型，基本符合假设结论。但是，还要对关于三个实证的比较，我们利用三个检验进行判断，如下表：

表 3-3：混合回归、固定效应和随机效应模型的比较选择

原假设	检验方法	检验结果	结论
混合回归是可以接受的	F 检验	F(17, 194) = 133.30 Prob > F = 0.0000	拒绝原假设，固定效应模型优于混合回归

不存在个体随机效应	LM 检验	chibar2(01) = 635.39 Prob > chibar2 = 0.0000	强烈拒绝原假设，应选择随机效应模型
随机效应模型为正确的	Hausman 检验	chi2(5) = 61.08 Prob>chi2 = 0.0000	拒绝原假设，选择固定效应模型

综上所述，在模型的检验之后，我们最后选择固定效应模型为最优模型。

（三）基于动态面板的实证检验

根据前文以及上一节静态面板分析的结果，我们设定相关假设，即：保险集聚与经济增长正相关。利用 STATA13.0 软件，检验假设是否成立。实证结果如下表：

表 3-4：基于动态面板保险集聚对区域经济增长的实证检验

变量和常数项	系数值	Z 统计量及 P 值
L1. <i>gdp</i>	.3983724	12.50, 0.000
<i>ln ins</i>	.0363734	2.75, 0.006
<i>ln gov</i>	.2045403	9.25, 0.000
<i>ln inv</i>	.0535015	3.11, 0.002
<i>ln lab</i>	.339764	6.73, 0.000
常数项 (cons)	2.194922	24.13, 0.000

通过表 3-4 可知，所有变量都通过了 1%显著性水平下的 Z 检验。其中，滞后一期的国民生产总值对当期的国民生产总值有显著的推动作用；当期保险业每提高 1%，GDP 就会提高 0.36%，原假设成立，即保险集聚与经济增长正相关，保险集聚对经济增长有一定推动作用；在控制变量中，政府的财政支出、固定资产投资和人力资本都与区域经济增长正相关，这也符合之前想法，高技术人才可以引起知识的溢出效应，对于经济增长有着极大的推动作用。最后，为了提高系统 GMM 模型的有效性和真实性，我们对于系统 GMM 的扰动项进行自相关检验对变量工具进行过度识别检验为，结果为下表 3-5。

表 3-5：系统 GMM 模型的自相关及过度识别检验

检验名称	原假设	检验结果	结论
自相关性检验	扰动项无自相关	AR(1): $z=-2.8864$ $P=0.0039$	在 1% 的显著性水平下接受原假设
过度识别检验	所有变量都是有效的	$\chi^2(28) = 17.65747$ $\text{Prob} > \chi^2 = 0.9345$	在 1% 的显著性水平下接受原假设

由上表 3-5 可知, 实证模型可以在在 1% 的显著性水平下接受原假设, 即本次使用系统 GMM 模型是有效且可行的。

(四) 实证结果分析

从静态面板数据模型到动态的面板数据模型都显示了保险产业集聚对于经济增长有一定程度上的推动作用。保险业具有经济补偿、资金融通和社会管理三大功能。保险的经济补偿功能是保险的基础性职能, 这一职能保证了保险可以对区域里的实体产业提供风险保障, 对区域里的生产人员提供人身风险的保障, 为区域经济发展建立保障屏障。资金融通和社会管理两个功能都是建立在经济补偿的功能之上, 资金融通可以将保费收入投入到经济再生产的过程中, 一定程度上降低居民的储蓄率, 社会管理即是风险控制和保障管理, 有利于维护社会良好的秩序和信用体系, 能够进一步促进经济增长。

四、结论与建议

总体来说, 根据这 18 个省市的保险集聚及其与区域经济发展的实证分析结果表明, 保险集聚效应总体不是很明显, 对经济增长的正向作用微弱, 这意味着在现阶段, 保险行业依旧迫切的需要关注、支持和发展。如何大力发展保险行业, 促使保险行业在“一带一路”区域内逐渐集中, 形成集聚, 从而更好的发挥出保险的职能作用, 从而加强保险集聚对经济增长的正向影响, 文章给出如下建议。

(一) 加大对保险业发展的支持力度, 完善相关政策

政府应加大对保险产业发展的支持力度, 运用政策法规等手段, 并完善相关政策。沿线 18 个省市的地方政府应该重视保险产业, 鼓励保险公司入驻, 鼓励相关衍生产业成立, 加速保险集聚。在政策制定方面, 要制定和切实落实各项优惠政策, 例如: 由于某些地区保险业发展水平低下, 政府应给予他们更多的优惠的政策(减少税费等), 让越来越多的保险公司愿意进驻该地区, 加大建设该地区保险业的基础设

施，另外，当地居民购买保险时也应该提供一些补助。

（二）建设多层次金融中心，完善保险市场

当前，我国金融企业集群的发展主要采用的是政府推动模式，所以“一带一路”沿线的 18 个省市要明确自己的建设定位和目标，例如：云南昆明定位在“面向东南亚、南亚的区域性金融中心”、上海定位在“国际金融中心”和定位在“长江上游金融中心”的重庆，不同层次的金融中心发展目标不同。此外，保险企业的集聚作为金融中心不可缺少的一部分，应该在发展过程中结合所在区域，明确自己所在区位的目标，结合实际情况因地制宜的发展自己，从而才能发挥辐射作用，从而带动整个地区以及周边经济的发展。我国目前的金融中心基本都在东部沿海地区，西部地区的所建立的金融中心由于交通不便，成立时间晚等历史问题导致其与东部地区的金融中心望其项背。而“一带一路”的政策就是希望我国东部发达地区带动西部欠发达地区，通过对外的经济往来，实现经济共同增长，未来我国应当根据 18 个省市的实际情况，发挥各地比较优势，根据实际情况，建设各自具有不同的功能的金融中心，做到功能互补实现差异化竞争，从而完善保险市场，进一步形成保险集聚，促进区域经济增长。

（三）注重保险专业人才的培养建设，加速引进保险人才

保险行业的发展离不开各类保险专业人才的存在。在当今社会发展形势下，国家、行业乃至企业的竞争无外乎都是人才的竞争，再加上激烈的竞争环境也使得对保险从业人员的素质要求也逐渐升高。就我国保险行业来说，专业性的复合型人才、技术型人才以及管理型人才缺口比较大，而这些保险高端人才的缺失拖慢了我国保险行业发展前进的步伐，也阻碍了保险集聚的形成。

所以我们应该注重保险专业人才的培养，比如对于在公司工作的员工，要定期开展培训班进行专业知识学习，使员工的职业技能得到强化；对于各大高校的学生，他们作为未来行业内的中坚力量，更要完善高校内部保险人才培养机制，以期满足保险行业的现实需要。优秀的保险专业人才，能保证保险业集聚充满了动力，使得保险集聚的溢出作用得到更好发挥，从而推进区域经济的发展。

（四）重审保险功能，发挥协同作用

就当前现状而言，保险企业为了吸引客户，追求更高的保费收入，倾向于向消费者推销具有投资功能的保险产品；而且，越来越多的保险消费者为了追求保险产品的高额收益，也将乐于购买具备投资功能的保险产品，而不是购买注重原始功能（经济给付和经济赔偿）的保

险产品。这种保险产品在一定程度上与银行、证券市场的某些产品具有同质性和相互替代性，一定程度上浪费了资源，没有让保险产品、银行和证券产品各自发挥其作用，没有办法发挥整个金融系统的协同作用。因而，要想充分的发挥金融协同作用，促进经济增长，就首先要重审保险行业的功能，其次创新保险产品，设计与本区域经济结构协调的保险产品，对于“一带一路”区域的节点省市来说，要注重发展海上保险、基础设施保险、劳务人员人身保险、责任保险和出口信用保险等。例如：西部地区应完善进出口信用保证保险和保障保险之类的相关险种，保证与中亚各国的贸易交流，促进西部地区的经济增长；东部沿海地区应完善海上保险、再保险相关险种为“一带一路”区域的对外经济交流提供风险保障；最后通过加强保险机构与银行机构、券商的对接力度，建立巨灾保险基金和投资保障基金，打破保险业、银行业和证券业的不良竞争的恶性循环，最大程度上发挥出保险的作用，促进保险产业健康发展，形成集聚从而促进经济增长。

参考文献

- [1]陈启亮,王文涛,2017, 中国省域金融集聚的影响因素分析[J].统计与决策,2017(12):154-157.
- [2]陈铭仁, 2010, 金融机构集聚论：金融中心形成的新视角[M]. 中国金融出版.
- [3]任英华,徐玲,游万海, 2010, 金融集聚影响因素空间计量模型及其应用[J].数量经济技术经济研究, 27(05):104-115.
- [4]刘焕, 2011, 金融集聚与经济增长关系实证分析[A]. 中国数量经济学会.21 世纪数量经济学（第 12 卷）[C].中国数量经济学会:2011:13.
- [5]刘君, 2017,保险发展、金融深化与经济增长关系研究——基于时变面板平滑转换回归模型 TV-PSTR[J].当代经济科学,39(04):29-40+125.
- [6]张浩然,2014,空间溢出视角下的金融集聚与城市经济绩效[J].财贸经济,2014(09):51-61.
- [7]李延军,李海月,史笑迎,2016,京津冀区域金融集聚的空间溢出效应及影响路径[J].金融论坛, 21(11):20-29.
- [8]孙志红,王亚青, 2017,金融集聚对区域经济增长的空间溢出效应研究——基于西北五省数据[J].审计与经济研究,32(02):108-118.
- [9]关俊,李加明, 2017,安徽省保险集聚对经济增长溢出作用的空间计量分析[J].滁州学院学报,19(06):18-21.
- [10]肖志光,2007,论我国保险市场区域均衡发展——基于保险需求的

- 理论与实证[J].金融研究,2007(06):181-191.
- [11]程肖芬,2007,保险产业集聚效应及其竞争力探源[J].现代财经(天津财经大学学报),2007(11):23-26.
- [12]吴祥佑,2009,我国保险密度空间收敛的实证研究[J].财经研究,35(09):111-120.
- [13]丁艺,李靖霞,李林,2010,金融集聚与区域经济增长——基于省际数据的实证分析[J].保险研究,2010(02):20-30.
- [14]杨彪,廖宜静,2012,安徽省金融集聚对区域经济增长影响的实证分析[J].重庆科技学院学报(社会科学版),2012(24):86-88.
- [15]谭朵朵,2011,中国省域保险业发展影响因素的空间计量分析[J].统计与信息论坛,26(01):37-43.
- [16]张韵,2016,保险行业发展与经济增长——基于1983年-2012年27个OECD国家的数据[J].现代管理科学,2016(12):33-36.
- [17]田乾,金怀玉,2016,中国保险业发展的空间集聚效应分析[J].统计与决策,2016(13):152-155.
- [18]梁颖,罗霄,2006,金融产业集聚的形成模式研究:全球视角与中国的选择[J].南京财经大学学报,2006(05):16-20.
- [19]Marshall, Alfred. 1920. Principles of Economics. London: MacMillan: 30-35.
- [20]Weber, Alfred.1929. translated by Carl J. Friedrich from Weber's 1909 book. Theory of the location of Industries. Chicago: The University of Chicago Press:26-30.
- [21]Kindleberger C P. 1973, The Formation of Financial Centers: A Study in a Comparative Economic Theory[J]. Working Papers, 5(4):3395 - 3397.
- [22]Arthur W B. 1994,Increasing Returns and Path Dependence in the Economy[J]. Economy University of Michigan, 37(2):157-162.
- [23]Gehrig T. 1998,Cities and the Geography of Financial Centres[J]. Social Science Electronic Publishing.
- [24]N.R. Pandit, G.A.S. Cook, P.G.M. Swann. 2001, The Dynamics of Industrial Clustering in British Financial Services[J]. Service Industries Journal, 21(4):33-61.

中国保险业改革开放回顾与展望

王绪瑾¹

摘要：

中国保险业自 1980 年改革开放以来，保险业得到了快速发展。本文在阐述中国保险业改革开放四十年的历程和成就基础上，分析了改革开放中面临的矛盾和发展趋势。中国保险业改革开放的历程大致经历了恢复和准备、规范和试点、快速发展与入世承诺、加速开放四个阶段；中国保险业改革开放的发展成就主要体现在保险业得到快速发展、保费规模不断扩大等十个方面；面临的矛盾主要体现在八个方面；进一步改革开放面临的环境包括社会环境和经济环境；改革开放的展望体现在十二方面，深化改革、加速开放，将使中国从保险大国迈入强国。

关键词：保险业，改革开放，回顾，展望

中国为适应改革开放的需要，自 1980 年恢复国内财产保险业务、1982 年恢复国内人身保险业务、1992 年第一家外资保险进入中国、2001 年入世，至今，保费收入已从 1980 年的 4.6 亿元增加到 2018 年的 38016.62 亿元，保险公司数量从 1 家增加到 2017 年的 228 家，外资和中外合资保险公司的数量也从 1992 年的 1 家增加到 2017 年的 57 家²。就国际地位而言，从 1999 年全球 16 位、2001 年的 13 位，提高

¹王绪瑾：教授，博士生导师，中国保险学会常务理事、北京保险学会副会长、北京工商大学保险研究中心主任；曾任教育部高等学校经济学类学科教学指导委员会委员、教育部高等学校金融学类专业教学指导委员会委员。

² 财产保险公司 22 家，人身保险公司 28 家，再保险公司 6 家，资产管理公司 1 家。

到 2017 年的全球第 2 位。那么，如何认识中国保险业改革开放成就，发现其规律与趋势，对指导中国保险业的发展意义重大。基于此，本文在阐述中国保险业改革开放四十年的历程和成就基础上，分析改革开放中面临和发展的环境，从而，提出了加速中国保险业开放的建议。

一、中国保险业改革开放四十年的回顾

（一）中国保险业改革开放的历程

中国保险业的改革开放，大致经历了四个阶段：

第一阶段为 1980-1992 年间，此为国内保险业恢复、对外开放的准备阶段。1979 年 4 月，为了适应 1978 年确立的改革开放总方针，根据国务院批示，中国人民银行印发《关于恢复国内保险业务和加强保险机构的通知》，决定逐步恢复国内保险业务，1979 年 11 月 19 日中国人民银行在北京召开了全国保险工作会议，停办了 20 多年的国内保险业务开始恢复。该阶段对内而言，1980 年恢复国内财产保险业务，1982 年恢复国内人身保险业务，保险公司数量从一家增加到 4 家，保险经营的法规和规章开始颁布，1983 年国务院颁布了《中华人民共和国财产保险合同条例》，1985 年国务院颁布《保险企业管理暂行条例》，保费收入从 1980 年的 4.6 亿元增加到 1992 年的 211.69 亿元；在涉外而言，尽管的一些外国保险公司在中国设立代表处，了解中国保险市场状况，沟通与中国保险业的联系，为进入中国保险市场做准备。

第二阶段为 1992-2000 年间，此为国内保险业务规范和开放试点阶段。对内而言，1995 年颁布了《保险法》和保险代理人、保险经纪人和保险公估人管理等一系列保险法律、法规和规章，保险公司数量也不断增加，从 1992 年的 4 家，增加到 2000 年的 30 家，保险代理公司、保险经纪公司和保险公估公司依次为 33 家、8 家和 3 家；保费也增加到 1595.9 亿元。在开放方面，1992 年，国务院选定上海作为中国第一个保险对外开放试点城市，同年 7 月，中国人民银行颁布《上海外资保险机构暂行管理办法》；1992 年 10 月，中国人民银行批准美国友邦保险在上海设立分公司，成为改革开放后第一家外资保险机构；1994 年 7 月，中国人民银行批准日本东京海上火灾保险株式会社在上海设立分公司，成为改革开放后首家外资独资财险公司；1996 年，加拿大宏利保险公司与原先外贸信托合资设立了中国第一家合资寿险公司——中宏人寿保险有限公司；1995 年后，保险对外开放试点城市逐步扩大至广州、深圳等城市。到 2000 年外资保险公司数量为 19 家，在 111 家外资保险公司在中国设立了 200 多家代表处。

第三阶段是 2001 年至 2018 年初，此为快速发展、入世承诺阶段。该阶段 2002 年为应对如实承诺修订了《保险法》，为促进保险业发展 2009 年再次修订《保险法》，2015 年为适应行政许可改革，第三次修订了《保险法》；2012 年在保险资金运用方面的监管规定不断完善，大大促进了保险投资盈利能力的提高；2006 年国务院发布了《国务院关于保险业改革发展的若干意见》，2014 年 8 月再次发布了《国务院关于加快发展现代保险服务业的若干意见》，同年 11 月发布国务院办公厅印发《关于加快发展商业健康保险的若干意见》，这些政策对保险业发展，起到了促进作用。保险公司的数量从 2001 年的 52 家¹，增加到 2017 年的 228 家；同期保费收入也从 2109.4 亿元增加到 36581.01 亿元。

对外开放方面，在入世协议中规定：外资非寿险公司可在华设立分公司或合资公司，但合资公司外资股比例可达到 51%，加入 2 年后可设独资子公司；而对外国寿险公司加入时只允许设立合资公司，外资比例不超过 50%；对外资再保险公司，则可设合资、分公司或子公司；对外国保险经纪公司，加入时允许设立合资公司，比例可达到 50%，3 年内比例不超过 51%，5 年内允许设立全资外资子公司。在业务范围的开放方面，对外国非寿险公司，加入时，允许跨境从事国际海运、航空和运输险及再保险业务，允许从事没有地域限制的“统括保单”和大型商业保险业务，允许提供境外企业的非寿险服务、在华外资企业的财产险、与之相关的责任险和信用险服务；加入后两年内，允许向中国和外国客户提供所有的非寿险服务。

对外国寿险公司，加入时允许向中国公民和外国公民提供个人（非团险）寿险服务；3 年内允许合资寿险公司向中国公民和外国公民提供健康险、团体险和养老险、年金险服务。

对外国保险经纪公司，加入时允许跨境或来华设立机构，从事大型商业保险经纪业务和国际海运、航空、运输险业务以及再保险经纪业务。

对外国再保险公司，加入时允许设立分公司、合资公司和独资公司开展寿险和非寿险再保险业务，且没有地域或发放经营许可证的数量限制。

关于法定保险的范围，对 20% 的法定再保险，加入后每年降低 5%，直至取消。但是，外资保险公司不允许经营机动车辆第三者责任险、

¹ 国有独资保险公司 5 家，股份制保险公司 15 家；外资及中外合资保险公司 32 家（含 11 家筹建的保险公司）。

公共运输车辆和商业用车司机和承运人责任险等法定保险业务。2012年5月1日修订后《机动车交通事故责任强制保险条例》正式实施，新修改的条例放开了外资保险对交强险的经营权。外资保险公司从2001年的32家¹增加到2017年的57家²。

第四阶段则是自2018年上半年始，此为完全加速开放阶段。2018年5月中国政府进一步加快保险业全面开放进程，放宽人身险公司合资企业外资比例至51%，3年后对外资持股比例不再设限；允许符合条件的外国投资者来华经营保险代理业务和保险公估业务；放开外资保险经纪公司经营范围，与中资机构一致；年底以前，全面取消外资保险公司设立前需开设2年代表处要求。

（二）中国保险业发展改革的成就

回顾中国保险业改革开放的历程，其发展成就在于：

第一，保险业得到快速发展，保费规模不断扩大。1980年恢复国内保险业，保费收入为4.6亿元；1992年为211.69亿元；2001年为2109.4亿元；2017年为36581.01亿元，参见表1。国际保险地位大幅提升，从1999年的全球16位、2001年的全球13位，提升到2017年的全球第2位。

表1 中国1980-2018年保费收入情况 单位：亿元

年份	保费收入	财产保险保费收入	人身保险保费收入
1980	4.6	4.6	0
1982	10.3	10.284	0.0159
1985	33.1	28.69	4.41
1990	135.2	106.76	28.41
1995	594.9	390.7	204.2
1996	777.1	452.49	324.62
1997	1087.9	480.73	600.24
2000	1595.9	598.4	997.5
2001	2109.4	685.4	1424
2002	3053.1	778.3	2274.8

¹ 中外合资保险公司19家（含8家筹建），外国保险公司分公司13家（含8家筹建）。

² 其中：财产保险公司22家，人身保险公司28家，再保险公司6家，资产管理公司1家。资料来源于孙祁祥、郑伟等著《中国保险业发展报告》（2018），第3页，北京大学出版社，2018年版

2003	3880.4	869.4	3011
2004	4318.6	1089.9	3228.7
2005	4927.4	1229.9	3697.5
2006	5641.4	1509.4	4132
2007	7035.72	1997.7	5038.02
2008	9784.09	2336.7	7447.39
2009	11137.3	2875.8	8261.5
2010	14527.9	3895.6	10632.3
2011	14339.3	4617.82	9721.43
2012	16500	5331	10169
2013	17222.2	6212.26	11009.98
2014	20234.8	7 203.38	13031.43
2015	24282.5	7994.97	16287.55
2016	30959.1	8724.5	22234.6
2017	36581.0	9834.66	26746.35
2018	38016.6	10770.08	27246.54

第二，促进了保险主体多元化，垄断竞争型保险市场正在形成。中国保险公司从1980年的1家，1992年的5家，2001年的52家，发展到2017年的228家。如图1所示。

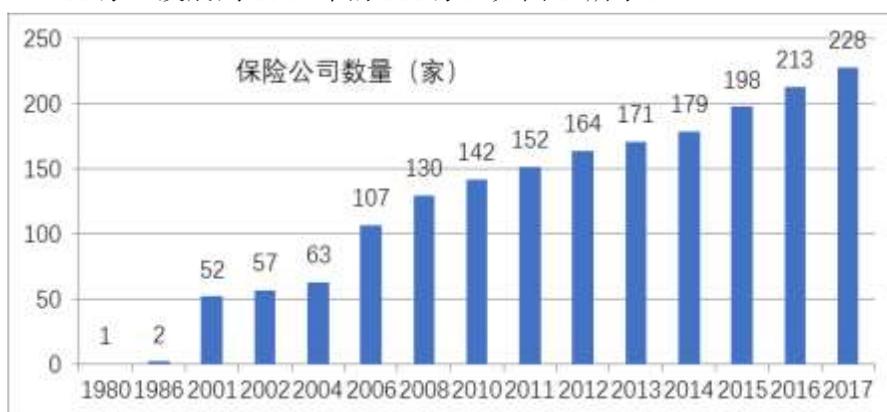


图1 1980—2017年保险公司总数量

保险市场份额由独家垄断、寡头垄断逐步向垄断竞争型过渡，如

图 2、3、4 所示。公司数量的增加，促进了市场的公平竞争。



图 2 2001 年保险市场份额图 (%)



图 3 2017 年财产保险市场份额图 (%)



图 4 2017 年寿险市场份额图 (%)

第三，促进了外资保险公司主体的增加，外资保险公司市场份额提升。外资保险公司从 1992 年 1 家，2001 年 32 家，增加到 2017 年 57 家¹，其中外资寿险公司 28 家，外资财险公司 22 家，外资再保险公司 6 家，外资保险资产管理公司 1 家；公司数量占全国同类公司的比重从 2001 年的 61.5%²，下降到 2017 年的 25%³，其中，外资寿险公司数量比 32.94%⁴；外资财产保险公司数量比为 25.88%。而外资保险公司的保险市场份额从 2001 年的 1.55%，增加到 2017 年的 5.85%，其中，外资寿险公司市场份额为 7.43%；外资财产保险公司市场份额为 1.96%。此外，外资再保险从无增加到 2017 年的 6 家，形成多层次的保险公司数量主导型模式。

第四，促进了保险密度和保险深度的提高，但仍然比较低。见表 2 所示。

表 2 1980-2018 中国保险密度和保险深度情况

年份	1980	1982	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
保 险 密 度 (元/	0.48	1.01	162.9	234.6	287.4	332.2	375.6	431.3	532.2	736.7

¹ 根据中国银保监会网站公布的 2017 年各保险公司保费收入而得。

² 53.85%=32/52。

³ 29.41%=57/228。

⁴ 32.94%=28/85。

人)										
保 险 深 度 (%)	0.10	0.20	2.20	3	3.33	3.39	2.7	2.8	2.93	3.26
年 份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
保 险 密 度 (元/ 人)	834.4	1083.4	1064.4	1143.6	1265.4	1479	1766.5	2239.0	2631.6	2724.5
保 险 深 度 (%)	3.36	3.65	3.04	2.98	3.03	3.18	3.59	4.16	4.42	4.22

第五,促进了保险产品的多样化,逐步满足社会经济发展的需求。随着中国保险业的发展,中国保险业务从财产保险业务为主转向以人身保险业务为主,人身保险业务占全部保费收入的比重从1982年的0.16%、1992年的32.5%,增加到2001年的67.51%、2017年的73.28%、2018年的71.67%。而在人身保险业务中,人寿保险,人寿保险所占比重从2001年90.39%下降到2017年的80.22%,健康保险则从4.35%上升为16.41%,意外伤害保险则从8.12%下降为3.37%。如表3所示。在人寿保险中,转为万能寿险、分红寿险和投连险为主。

表3 2000-2017年中国人身保险各险种发展情况

年份	寿险(亿元)	健康险(亿元)	意外险(亿元)	寿险占比(%)	健康险占(%)	意外险占(%)
2000	851	65.34	81.14	85.36	6.52	8.12
2001	1288	62.25	75.46	90.39	4.35	5.26
2002	2074	122.01	79.01	91.16	5.36	3.47
2003	2669.5	241.92	99.58	88.66	8.03	3.31
2004	2846	271.31	118	87.98	8.38	3.65
2005	3247	311.84	141.42	87.75	8.43	3.82
2006	3592.64	376.9	162.47	86.95	9.12	3.93
2007	4463.75	384.17	190.1	88.6	7.63	3.77
2008	6658.37	585.46	203.56	89.41	7.86	2.73

2009	7457.44	573.98	230.05	90.27	6.95	2.78
2010	9679.51	677.47	275.35	91.04	6.37	2.59
2011	8695.59	691.72	334.12	89.45	7.12	3.43
2012	8908	862.8	386.2	87.7	8.5	3.8
2013	9425.14	1123.50	461.34	85.61	10.2	4.19
2014	10901.69	1587.18	542.57	83.66	12.18	4.16
2015	13241.52	2410.47	635.56	81.3	14.8	3.9
2016	17442.22	4042.50	749.89	78.45	18.18	3.37
2017	21455.57	4389.46	901.32	80.22	16.41	3.37

在财产保险业务中，机动车保险、信用保证保险、农业保险比重显著上升，企业财产保险比重则显著下降。如表4所示。

表4 2001-2017年财产保险险种结构比较表 单位：%

项目	2001	2002	2003	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
1. 企业财产保险	17.69	15.74	14.37	11.01	9.35	8.97	7.7	6.74	7.15	6.76	6.1	5.398	4.83	4.58	3.99
2. 家庭财产保险	2.74	3.04	2.23	0.71	0.85	0.54	0.5	0.48	0.51	0.53	0.61	0.455	0.52	0.59	0.64
3. 机动车及第三者责任险	61.33	60.6	62.13	73.4	74.3	72.86	74.96	74.6	75.95	75.16	75.99	76.57	77.54	77.74	76.48
4. 工程保险	0.91	0.98	1.42	1.56	1.58	1.68	1.72	1.76	1.6	1.17	1.27	1.13	1.04	1.20	1.12
5. 农业保险	0.48	0.61	0.53	0.54	2.67	4.74	4.66	3.37	3.77	4.51	4.94	4.52	4.69	4.94	4.87
6. 货物运输保险	5.9	5.36	4.7	3.52	3.16	3.04	2.13	1.96	2.12	1.91	1.66	1.27	1.1	1.00	1.02
7. 责任保险	4.02	4.73	4.01	3.56	3.33	3.5	3.21	2.88	3.21	3.45	3.49	3.52	3.78	4.17	4.59
8. 信用保险	0.43	0.95	0.96	1.81	1.74	1.57	2.44	2.38	2.5	3.01	2.5	2.79	2.41	2.31	2.18
9. 保证保险	0.61	1.18	0.23	0.53	0.21	0.27	0.27	0.57	1.22	1.75	1.94	2.77	2.6	2.09	3.86
10. 其它财产保险	5.89	6.79	9.42	1.9	2.79	2.83	2.41	5.26	1.98	1.73	1.52	1.47	1.5	1.36	1.26

第六，促进了保险中介市场的发展，营销渠道多元化。在中国保险业对外开放历程中，1992年从美国友邦人寿保险公司引入的营销员制度，促使保险业从员工制，逐步引入了准个人代理制，促进了保险业尤其是寿险业的发展，从而形成了柜台销售、陌生拜访、网络销售、

银行保险、电话销售多元化销售渠道。

一个发达的保险市场必有一个发达的保险中介市场做后盾，中国保险中介公司也不断增加。截至 2017 年底，全国已设立中介公司 2610 家，其中：保险专业代理公司 1784 家，保险经纪公司 487 家，保险公估公司 339 家。此外，还有兼业代理机构 19 万家，营销员 800 万人。保险代理人或经纪人展业占全部保费收入的 80%以上。保险中介市场的发展，扩大了保险业影响力、降低了保险经营成本、提升了保险业的公信力，进而促进保险市场完善。如表 5 所示。

表 5 2005—2017 年我国保险中介公司数量

年份	保险中介公司（家）	保险代理公司（家）	保险经纪公司（家）	保险公估公司（家）
2005	1790	1301	269	220
2006	2110	1563	303	244
2007	2331	1755	332	254
2008	2445	1822	350	273
2009	2570	1903	378	289
2010	2550	1853	392	305
2011	2554	1823	416	315
2012	2581	1815	436	327
2013	2528	1765	438	320
2014	2546	1764	445	337
2015	2510	1730	447	333
2016	2603	1774	469	360
2017	2610	1784	487	339

第八，促进了资本市场的发展，提高了保险公司的盈利能力。一个稳健的资本市场，必有一个发达的保险市场做后盾，因为保险投资是资本市场主要的资金来源，是机构投资者，是长期投资和价值投资者。同时现代保险业往往是承保亏损，投资盈利，通过投资盈利来弥补承保亏损达到综合盈利，投资盈利又为提高承保服务质量创造了条件。如表 6、图 5 所示。

表 6 2012-2017 年保险业投资收益与综合利润分析表 单位：亿元

年份	2012	2013	2014		2015	2016	2017
投资收益	2044.12	3658.2	5358.8		7803	7071.12	8352
综合利润	466.55	991.4	2047		2823.62	1978.99	2567

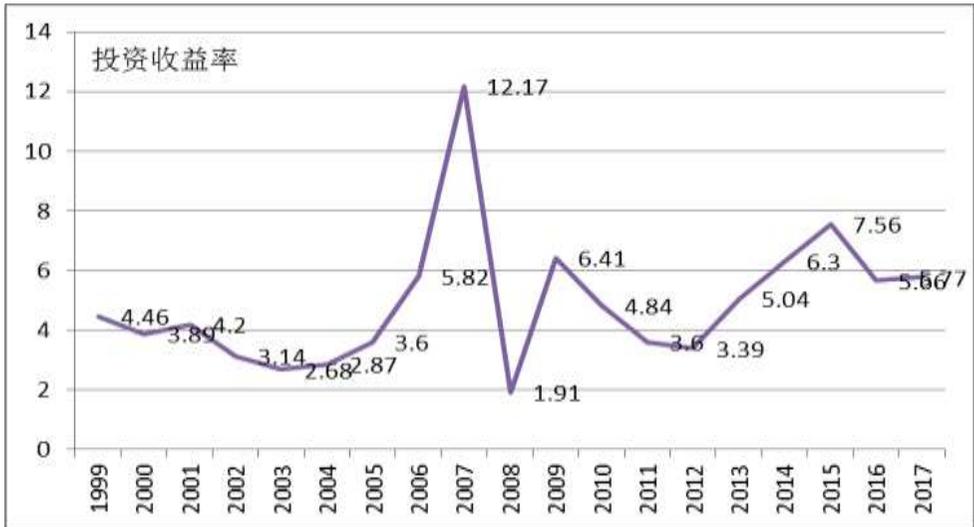


图5 1999-2017年中国保险业投资收益率情况(%)

第九，促进了公司治理和行业自律的完善。随着对外开放，保险市场中保险公司的数量大幅增加，公司为了竞争需要，不断完善公司治理结构；同时，1999年11月16日中国保险行业协会成立，为中国保险行业自律提供了组织和制度保障，促进保险业稳健发展。

第十，促进了保险监管制度的完善，并增进了国际保险监管的中国元素。市场经济是法制经济，商业保险是市场经济的产物。中国为满足对外开放需要，于1992年颁布《上海外资保险机构暂行管理办法》，1995年颁布《中华人民共和国保险法》；2002年为满足入世需要修订了《保险法》，并分别在2009年和2015年再次修订。与此同时，多次制定和修订了保险代理、保险经纪、保险公估、保险资金运用、农业保险、交强险、保险公司偿付能力、保险公司监管等一系列保险监管法规和规章，从而形成了系统、完善的保险监管法律、法规和规章体系，为保险市场的稳健发展提供了制度保障。1998年11月18日成立了中国保险监督管理委员会，为保险业的发展提供了组织保障。同时，中国保险公司偿付二代的研究与启用，受到国际保险监管官协会关注，增加了国际保险监管的中国元素，扩大了国际保险监管的中国影响力。

第十一，保险越来越受到重视，成为社会生活中不可或缺的一部分。2006年以来，政府对保险业的发展非常重视，同年5月31日，

国务院第 138 次常务会议通过了《国务院关于保险业改革发展的若干意见》。这个被保险业界称为“国十条”的意见成为统领今后一段时期保险业改革发展的一部纲领性文件；2014 年 8 月 10 日公布了《国务院关于加快发展现代保险服务业的若干意见》等，进一步确定了保险业的地位和作用。相对于 2006 年的“国十条”，2014 年的为“新国十条”，二者的区别在于：前者为保险业要发展，后者为要发展保险业。与此同时，2013 年 11 月 6 日公布了《国务院关于促进健康服务业发展的若干意见》等，这些利好政策促进了保险业作为社会发展稳定器和经济增长助推器作用的实现。

纵观中国保险市场改革开放的特点，主要表现在：从沿海到内地开放；从寿险到非寿险开放；从分公司到合资为主的开放；公司数量急剧增长；外资公司数量所占比重高，而保费份额所占比重低等方面。

二、中国保险业改革开放面临的矛盾

中国保险业发展过程中也存在一些矛盾，主要表现在：

第一，两个市场认识的矛盾。对于合资公司而言，外资股东面临的是发达市场，其需要的利润；经理层面对的新兴市场，其首先需要的是规模。这就遇到了是规模优先还是利润优先的矛盾，这一矛盾，在独资公司由股东解决；而在合资公司中，中资和外资股东之间就此问题的认识很难达成一致，这就使公司在发展模式、经营方向方面产生争议，进而给公司治理带来困难。

第二，市场作用与企业机制的矛盾。市场经济要求企业作为独立的主体面对市场，而有些企业所有者缺位问题并未从根本上得到解决，影响了公司治理结构的完善和市场作用的发挥。

第三，保险业的供给与国民经济和社会需要的矛盾。中国是全球第一人口大国，国内生产总值第二大，保费收入 2017 年位居全球第二位，而保险深度和保险密度分别为 4.57%、384 美元，远远低于世界水平的 6.13%、650 美元，位居全球 36 位、46 位，与中国的人口与经济不协调。

第四，市场潜力挖掘不够与结构失衡的矛盾。主要表现在再保险与原保险市场发展不匹配。首先，再保险主体数量少、承保能力有限；其次，区域发展不平衡，东部发达，西部落后，表面是量上不均衡，内在原因是质上不均衡，无差异经营，不能满足当地经济需要；最后，产品结构上带有投资型的产品偏多。

第五，强保险市场与弱资本市场的矛盾。中国保险市场长期以两

位数增长，但资本市场长期处于低迷状态，导致保险投资盈利能力严重受限，也限制了保险产品的创新和保险服务功能的充分发挥。

第六，业务国际化与监管方式的矛盾。中国自 2001 年入世至今已多年，产品策略、价格策略是重要的市场策略，而中国保险条款费率并未完全市场化，限制着市场营销策略作用的发挥。

第七，公司迅速发展对人才的需求与当前专业人才供给严重不足的矛盾。中国保险公司增加非常快，但专业人才的数量和质量远远没有满足保险公司发展的需求，从而在一定程度上限制了保险公司业务的发展，也限制了保险功能的充分发挥。

第八，社会保险与商业人身保险不匹配的矛盾。社会保险保障面太窄、保障程度过高，导致社会保险在一定程度上替代了商业人身保险，商业人身保险对社会保险难于起到补充作用。

三、中国保险业进一步改革开放面临的环境

从社会环境看，中国市场经济制度的逐步完善，为保险发展奠定了制度基础，促使潜在的保险需求释放出来；社会主要矛盾的提出，决定了人民生活需求的多层次，为保险的发展指明了方向；两个一百年目标的提出，为保险业发展指明了保险需求的阶段性；多层次社会保障体系的建立，全民参保计划的全面实施，城镇职工和城乡居民基本养老保险制度尽快实现养老保险全国统筹，完善统一的城乡居民基本医疗保险制度和大病保险制度，均为商业人身保险的补充功能以及与社会保险的互补提供了空间；法治的完善，促使责任保险的市场潜力释放，也为保险经营创造更好的条件；面对人口老龄化和二胎政策的进一步实施，会进一步产生健康、养老、意外等人身保险需求。

在经济环境方面，新发展理念、建设现代化经济体系，经济结构调整、新型产业的兴起，乡村振兴战略、区域协调发展战略，会带来新的财产保险需求；对外开放新格局的出现，国家一带一路发展倡议，会带来投资保险、出口信用保险、工程保险等保险需求，带来保险投资机会，也为保险公司走出去、请进来创造了条件；创新型国家建设的提出，大数据时代的到来，区块链的广泛应用，车联网、物联网的出现，人工智能的应用，促使保险公司改善保险经营模式和精算技术，增加了科技保险需求，也加速保险产业链和保险服务化；金融体制改革的深化，企业转间接融资为直接融资为主、利率市场化，企业融资成本降低，也会提高保险购买能力，同时，也促使银行保险盈利模式的转变，由存贷款息差利润来源为主，转为中介业务利润来源为主，

银保业务将会有较大成长空间；资本市场的逐步完善，一方面产生保险需求，另一方面则提高保险公司投资盈利能力，为更好地做好保险承保创造条件。同时，国际经验表明，一国人均国内生产总值为 1000 到 10000 美元时，为这个国家保险业高速发展的时期，人均国内生产总值为 8000 多美元，也属于这一阶段。

四、中国保险业改革开放的展望

第一，开放模式数量化。根据全球保险业开放经验，其开放的模式大致有全开放型模式、市场份额主导型模式、公司数量主导型模式。全开放型模式是外资公司数量和市场份额均占绝对优势的模式；市场份额主导是指外资公司数量比重不高但外资保费市场份额较高的模式；公司数量主导是指外资公司数量较高但保费市场份额较低的模式，世界上大部分国家采用这一开放模式。从中国保险市场开放进入发展阶段以来，外资保险公司数量在中国保险市场公司总量中的占比一直保持在 50%左右，而外资保险公司的市场份额却一直在 10%以下，外资保险公司数量占比远远高于外资保险公司市场份额占比。中国保险市场虽然已成为全球第二大保险市场，但中国恢复保险业时间不长，仍然属于新兴市场，并且中国幅员辽阔，地域之间差异较大，发展不平衡。根据国际经验、中国国情以及防范金融风险的需要，在未来相当长的时间内，中国保险市场开放模式仍然应该是公司数量主导型模式，以利于保险市场的稳健发展。

第二，经济基础市场化。即夯实市场经济基础，这是保险条款利率市场化的基础。市场经济的基本要素：私有财产制度；契约自由；自我负责。这是市场经济的基础，也是完善公司治理结构的前提。只有解决了所有者缺位的问题，才可能自我负责，才可能增加投资者的动力机制，才可能在未来对市场需求进行经营，获取利润；同时，由于商业保险是市场经济不可或缺的要素，市场经济又是商业保险存在的条件，基于此，保险公司应加速混合所有制改革，更有利于增加市场活力，更有效地发挥保险功能。

第三，保险意识整体化。整体国民保险意识应包括消费者的投保意识、保险人的保险功能意识和政府的保险认知意识。保险消费者的投保意识包括风险判断意识、风险选择意识、保险感知意识；保险人的保险功能意识在于经济补偿、保险金给付、防灾防损、保险投资功能的有效实现，尤其要充分发挥保险业在国家重大发展战略和重大事件中的影响力，让保险业发展的布局与国家的发展战略相匹配，发挥

保险在重大灾害事故中的保障作用等，以发挥保险在配合国家发展战略的风险管理和保险投资作用，服务国家治理体系和治理能力现代化；政府的保险认知意识在于让政府感知到保险是社会发展稳定器、经济增长推动器，为此而为保险创造条件、为市场失灵的保险产品提供政策支持，如已实施的农业保险补贴、健康险和养老保险的税优等，这还需要进一步加强巨灾保险、长期照护护理保险等险种的补贴或税优。整体国民保险意识的提高，有利于保险的功能得以发挥。

第四，条款费率市场化。保险条款费率与保险产品相互依存，保险条款是保险单列明的反映保险合同内容的文件，是保险人履行保险责任的依据，是某种保险产品功能的体现，与之相适应的保险费率则反映该保险产品的价格；保险产品则是二者的综合体现。由此，保险市场营销策略包括价格策略、产品策略、渠道策略等作用得到充分利用。因此，保险条款费率市场化与保险产品创新密不可分：保险条款费率市场化是保险产品创新的条件；保险产品创新是保险条款市场化的结果和进一步发展的动力。

第五，营销渠道多元化。不同公司有不同的渠道策略，就总体而言，陌生拜访固守传统；电话销售逐步认可；银行保险转土重来；网络销售则会快速成长。每家公司可根据自身特点选择，以达到有效的营销。

第六，产业结构优质化。保险业结构优化对保险业长期发展至关重要，从区域布局而言，要达到东、中、西部的协调化，以有效为经济发展和人民生活提供保险保障；从产品结构而言，应该是完善保障型产品、挖掘投资型产品、研发衍生型产品。

第七，保险人才专业化。保险人才是保险业的重要生产要素，是第一生产力，一个行业的兴衰，最关键的取决于人才。目前最为紧迫的是：一要培养人才，学历教育与非学历教育结合，学历教育在于大学，非学历教育在于行业协会，要各个环节人才考核的标准以及培训机制的建立，这涉及到保险业可持续发展以及保险业的竞争力，尤其要完善有效的行业资格考试制度；二要用好人才，做到才尽其用；三要留住人才，要形成股权激励、企业年金、司龄工资、同等条件下的忠诚度优先机制。

第八，保险投资盈利化。现代保险业，一般是承保亏损、投资盈利，通过投资盈利填补承保亏损，最后综合盈利。承保和投资是保险公司的两个车轮子，承保服务可获得保费收入，增加投资的资金来源，投资则是保险公司的主要利润来源，而保险公司的主业是风险管理，

投资盈利则是为了更好地做好承保服务，优质的承保服务又增加保费收入，增加投资资金来源，二者相得益彰。因此保险投资在保证安全性、流动性的前题条件下，要尽可能获得更多的盈利。实现投资盈利的路径，除了人才、技术方面，投资制度的完善则是一个十分重要的方面。

第九，保险保障服务化。保险服务化是保险展业、承保、理赔、防灾防损、分保、理赔及其相关服务活动以客户为中心的一系列现象的总称。包括基本服务、附加服务和延伸服务，保险基本服务包括：展业、承保、理赔、分保、防灾防损、投资，但对客户直接相关的服务主要是展业、承保、理赔、防灾防损，而最关键的则是理赔和防灾防损，防灾防损是能达到双赢，既减少了赔付保险金的支出，也让客户感觉到满意的保险服务；发生保险事故时理赔服务是关键，除主动、迅速、准确、合理，以及重合同、守信用和实事求是外，在赔付方式方面，也尽可能减少现金赔付，增加服务赔付，这样对保险人能发挥范围经济作用、对有关服务方能发挥规模经济的作用，对客户能直接感受到保险服务的理念。附加服务是指在没有发生保险事故的情况下，给予被保险人一定鼓励的服务，目的在于减少保险事故、也有利于留住客户，提高续保率，客观上在一定程度上可以降低新单佣金费用，如机动车保险，在保险期间没有发生保险事故，可推出免费洗车、奖励一定的价格便宜的安全设备，或给予无赔款优待，又如健康保险，保险期间没有发生保险事故，可否免费给被保险人体检等。延伸服务则是保险服务的延伸，即在购买保险时得到的一种有偿的优惠的购买其他相关产品，使保险消费者得到实惠、感觉到购买保险的附加价值，如购买健康保险，有偿优惠购买保健或旅游等。对三者而言，保险服务化的要求是保证基本服务、鼓励附加服务、创新延伸服务。为实现保险服务化，应该实现保险产业链子化。

第十，公司风险可控化。保险公司在经营过程中的风险管控是公司稳健经营的关键，其风险主要包括经营风险和法律风险，经营风险包括承保风险和投资风险；法律风险则包括合同风险和合规风险。对保险交易过程中带来的法律纠纷风险，要通过完善保险经营来解决，如保险法第 17 条中保险人的告知和 19 条格式条款的处理问题，这就可通过给投保人选择的方式予以解决。在制度、人才、技术层面的保障，可有效控制这些风险，从而实现保险公司的长期可持续性发展。

第十一，内外资监管一体化。为了公平竞争，内外资监管制度应该一体化，包括税制、股权结构的要求等各种监管制度，应该统一标

准，以便市场稳健发展。

第十二，监管、自律、内控协调化。要明确保险监管、行业自律和企业内控的边界，有效发挥保险监管保证保险公司偿付能力以保护被保险人利益的作用；保险行业协会充分发挥行业的自律作用，完善其组织机构和同业公约，协调保险业的发展，推动保险市场公平竞争，以提升整个保险业在社会中的影响力。

总之，中国保险业自1980年恢复以来，其发展历程就是一个从逐步改革开放到全面改革开放的过程，如果说过去的改革开放使中国从恢复发展为保险大国，那么深化改革、加速开放，将使中国从保险大国迈入强国。

参考文献

- [1]王绪瑾、徐东炜：《中国保险市场开放模式研究》，北大CCISSR, 2016.
- [2]王绪瑾：《论中国保险市场模式的选择》，《保险研究》，2007. 12.
- [3]王绪瑾、王浩帆：《论保险服务化》，《中国保险》，2016. 3.
- [4]王绪瑾：《把握中国保险业发展的黄金机遇期》，《中国金融》，2014. 17
- [5]王绪瑾主编：《保险学》（第六版），高等教育出版社，2017. 9.
- [6]中国保险学会、中国保险报：《中国保险业二百年》（1805-2005），当代世界出版社，2005. 6.

新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应——兼论对新农合锁定效应的替代

于新亮、申宇鹏、李红波¹

摘要：

本文研究了新农保对农村劳动力流动产生的锁定效应以及对新农合锁定效应产生的替代作用。虽然农民工在养老保险参保体系中的双重参保资格为其提供了更多选择，但理论模型表明新农保较强的不可携带性反而会限制农村劳动力的流动。本文利用2016年“中国劳动力动态调查”(CLDS)数据,采用Probit模型和最大似然估计法(MLE),引入临近村和临近县区的平均参保率两个工具变量,对新农保的锁定效应进行研究,同时探究了新农合和新农保对农村劳动力锁定效应的互动关系。本文发现,参加新农保使得农村留守劳动力迁移概率降低了56.82%,使得农村劳动力进行跨乡镇转移的概率下降了58.04%。新农保对青年和盛年劳动力的锁定效应强于中老年劳动力。参加新农保的本地农民工转移到外地成为外出农民工的概率会降低34.03%。此外,对未参加新农保的农村劳动力而言,新农合会对其流动性依然产生一定的锁定效应,但参加新农保后,新农合的锁定效应几乎被新农保完全替代。本文研究表明,在当前加快新型城镇化建设的趋势下,

¹ 于新亮(第一作者),山东财经大学保险学院副教授。申宇鹏(第二作者),山东财经大学保险学院硕士研究生。李红波(通讯作者),山东财经大学保险学院硕士研究生。本文受国家社会科学基金重点项目(批准号:16AZD019)、国家自然科学基金青年科学基金项目(批准号:71804090,11301303)、国家社会科学规划基金项目(批准号:15BJY007)、教育部人文社会科学研究项目(批准号:14YJA630088)、山东省社会科学规划专项项目(批准号:17CQXJ01)、山东省自然科学基金(批准号:ZR2018MG002)、泰山学者工程专项经费(tsqn20161041)、山东省高等学校科技计划项目(批准号:J15LI03, J15LI53)、山东省高等学校优势学科人才团队培育计划(1716009)以及山东财经大学风险管理与保险研究团队的资助。同时感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

¹ 数据来源于人力资源与社会保障部网站

调整以新农保为代表的农村养老保险的非携带性特征显得尤为重要。

关键词：新农保，非携带性，农村劳动力流动，锁定效应

一、引言

2009年9月1日，国务院颁布《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》，逐步实行并建立新型农村社会养老保险制度（以下简称“新农保”）。截至2017年底，我国基本养老保险覆盖人数已经超过9亿人，然而农民工参加养老保险的人数仅为6202万人¹，参保比例为21.95%，²不仅低于城镇人口，甚至低于农村其他人群。

农民工养老保险覆盖率较低的现实与我国各类基本养老保险间难以顺利转移接续的状况是分不开的。相关基本养老保险转移接续政策³规定：第一，当工作所在地与原户籍地不一致时，只有在工作所在地缴费满10年才能享受当地养老待遇，否则养老关系需要返回原户籍地，而农民工很难在一个参保地连续缴纳10年保费，当农民工到达一定年龄满足养老金领取条件时，就不得不返回户籍所在地提出申领请求，从而增加转移成本；第二，新农保转入城镇职工养老保险虽然理论上具有可操作性，即将新农保个人账户余额并入城镇职工养老保险，但由于新农保原缴费额极度低于城镇职工养老保险，并入后缴费年数将大打折扣，与15年最低缴费年限和养老金领取年限的距离被进一步拉大，降低了农民工参保养老保险的预期净收益。参照以上政策规定，新农保具有明显的转移接续困难性，增加了新农保“非携带性”特征，进而将影响参保人的流动决策。

一个与新农保低覆盖率并存的现象是近年来农民工的“返乡潮”，大量农民工返乡，工厂招不到工人，出现“用工荒”。2013-2017年，农民工增长速度出现严重下滑，本地农民工增速高于外出农民工，外出农民工比重逐年降低。⁴不少学者解释为社会保障的缺失（樊纲，2011；李波平和田艳平，2011），这也会阻碍新型城镇化的进程。

另外，根据相关学者研究，以新农合为代表的非携带式医保对农村劳动力流动具有锁定效应，即对农民工的流动决策产生了负面影响

¹ 数据来源于人力资源与社会保障部网站

http://www.mohrss.gov.cn/gkml/zhgl/jytabl/tadf/201812/t20181205_306338.html

² 根据国家统计局《2017年农民工监测调查报告》计算得出

³ 详见人力资源社会保障部、财政部《关于印发〈城乡养老保险制度衔接暂行办法〉的通知》等。

⁴ 数据来源于国家统计局《2017年农民工监测调查报告》

（贾男，马俊龙，2015）。但是，相关研究未考虑新农保非携带性特征对农民工流动决策产生的影响，另外，在同时加入新农保和新农合情况下的农民工流动决策中，二者之间具有叠加作用还是替代作用呢？为了更清晰地了解农民工的流动决策，探究新农保非携带性特征对其流动决策的影响以及新农保和新农合之间的互动作用，本文运用微观计量经济学方法，利用“中国劳动力动态调查”（CLDS）数据，首先构建选择模型（Probit）评估新农保对农民工流动的锁定效应及影响程度，其次引入临近村和临近县区的平均参保率两个工具变量，建立工具变量选择模型（IVProbit）以消除新农保参保的内生性，最后探究新农合和新农保对农村劳动力锁定效应的互动关系，以期对当前政策制定提供建议。

通过研究本文发现，总体而言，参加新农保对农村劳动力流动产生了显著的负面影响，使其迁移概率下降了 56.82%；新农保对迁移到不同地点的决策影响不同，整体来看，只要农村劳动力跨出了乡镇，其受到的锁定效应就明显增强了，具体表现为农村留守劳动力成为外出劳动力的概率因参加新农保而降低了 58.04%；新农保对不同年龄阶段劳动力迁移决策影响不同，总体上对青年和盛年劳动力而言，不管迁移距离远近，这两个年龄段受到新农保的锁定效应更强，而老年人受到的锁定效应相对而言是最弱的；总体而言，参加新农保的本地农民工转移到外地成为外出农民工的概率会降低 34.03%，新农保在相当大的程度上锁定了农民工的流动，即加入了新农保的农民工更倾向于在本地务工，而非流动到较远的地区，这在一定程度上解释了当前本地农民工占比不断上升，而外出农民工占比不断下降的趋势；对未参加新农保的农村劳动力而言，新农合会对其流动性依然产生一定的锁定效应，但参加新农保后，新农合的锁定效应几乎被新农保完全替代。

本文剩余内容安排如下：第二部分，回顾相关研究文献；第三部分，建立相关模型，介绍相关数据；第四部分，进行简单的描述性统计；第五、六部分，实证分析，主要包括初步分析新农保对农村劳动力流动的锁定效应，其次分析加入工具变量消除内生性后新农保对农村劳动力流动的锁定效应，再次分析加入新农保对大中城市“用工荒”问题的影响，最后分析新农保和新农合二者的相互作用；第七部分为结论和相关政策建议。

二、文献综述

劳动力是生产力要素的重要组成部分，劳动力的流动会加快城镇

化的进程，促进地区经济协调快速发展。而现实中却有很多因素影响劳动力的自由流动。学者对影响劳动力流动的因素进行了系统分析，具体包括：（1）经济因素，胡斌（1996）认为农村劳动力流动实际上就是农村劳动力在追求经济最大化的动机驱使下所采取的一种资源配置行为。王格玮（2004）利用第五次全国人口普查数据对农村劳动力迁移决策的影响因素进行了经验分析，发现地区间人均收入差距和迁移距离对劳动力迁移有显著的影响。程名望、史清华和徐剑侠（2006）运用动态宏观经济学的递归方法并结合推拉理论，通过所建立的模型表明，城镇的拉力，特别是城镇工业技术进步，是农村劳动力转移的根本动因。（2）教育因素，赵耀辉（1995）在对北京郊县昌平三个村劳动力流动作了研究后发现，教育对劳动力从农村到城市的永久迁移的作用很显著，对劳动力从农村的农业流动到非农产业的作用也很显著。此外，随迁子女教育政策的改革，也会增加农民工家庭的迁移距离（李超等，2018）。（3）社会因素，庞丽华（2001）利用多层次分析结果显示，有迁移传统的社区，家庭有劳动力省际迁移的概率高于没有迁移传统的社区。盛来运（2007）发现对于家庭所在的社区来讲，一个基础条件好和社会资本丰富的社区有利于推动农民外出，但过高的非农产业发展水平会降低本地劳动力外出的可能性。（4）制度因素，孙文凯、白重恩和谢沛初（2011）利用双差分析方法和农业部定点调查数据库，对 2003—2006 年期间发生的大中城市户籍制度改革的效果进行检验，发现户籍制度改革在引导农民工流动方面的作用有限。宁光杰（2012）运用 2008 年农村住户调查数据，发现对于低技能的农村中老年劳动力来说，外出就业仍可获得可观的收益，但一些制度约束使得他们的外出意愿下降。

此外，社会保障制度因素也逐渐纳入劳动力流动的影响因素中，医疗保险的非携带性就是其中之一。如 Anderson（1997）运用美国追踪青年调查数据（NLS-Y）发现工人们由于担心失去雇主为其提供的医疗保险，而被锁定在工作岗位上。Gruber 和 Madrian（1994）通过研究发现允许个人在离职后的一段时期内可以通过前雇主购买健康保险的规定，可以显著增加劳动力的流动性。贾男和马俊龙（2015）以新农合为例研究了非携带性医保对农村劳动力流动产生的锁定效应，发现其限制了参保人的自由流动。秦雪征等（2014）检验了城乡二元医疗保险结构对农民工流动产生的“拉回效应”和“吸纳效应”，发现新农合增强了农民工的返乡意愿，而城镇职工医疗保险的吸纳效应却不强。

除医疗保险外，国外学者早在 20 世纪 90 年代就开展了养老保险制度对劳动力流动的影响研究。大量研究认为，有养老金的个体流动性更低，养老保险具有明显的锁定效应（Bartel & Borjas, 1977; McCormick & Hughes, 1984）。而关于养老金对劳动力流动产生锁定效应的具体机制，相关研究出现不同的看法：一是不可携带性理论。养老金可得性、福利和便携性方面的弱点现在阻碍了流动性（Choate 和 Linger, 1986）。Turner(1993)认为，更大的便携性将提高工人的退休福利，而由于养老金不可携带性而导致的辞职减少会降低生产率，因此应以立法提高养老金可携带性。二是补偿溢价理论。Gustman & Steinmeier（1993）认为，养老金覆盖的工作提供了比工人在其他地方获得的更高的报酬水平，正是这种补偿溢价导致流动性低的原因。在实证上，Lazear 和 Moore(1988)将与养老金保险相关的期权价值定义为最佳退休年龄时养老金现值与其现值之间的差额，并发现其对离职有很强的锁定效应，而取消工人平均养老金将使流失率翻一番。Allen et al(1991)通过建立养老金覆盖范围和离职率的可转换双变量选择模型得出拥有雇主提供的养老保险与工作变动负相关，并指出不可携带性带来的收益损失在其中扮演着主要作用，而自我选择和补偿溢价也充当着重要角色。然而养老保险参保具有较强的内生性，需要在实证中加以克服。Andrietti（2004）利用英国家庭小组调查数据在离散时间风险概率模型框架内研究二级养老金计划对工作自愿流动的影响，发现职业养老金计划覆盖的工人的离职率明显降低，但当加入工具变量克服企业养老金内生性时，这一结果不再显著。Lluberas（2008）通过倾向得分匹配方法进一步研究了不同职业养老金计划（DB 与 DC 型）对工作流动的影响，发现 DC 职业养老金计划成员比 DB 职业养老金计划成员更有可能转换工作。

我国学者对养老保险锁定效应的研究，大多集中在企业提供的城镇职工养老保险，如阳义南和连玉君（2015）利用中国综合社会调查数据建立 Probit 模型，结果表明有养老保险的员工辞职率平均降低 11.24%，进一步使用倾向得分匹配双重差分模型（DID）发现获得养老保险员工后续离职率降低 17.3%。目前尚无文献直接研究新农保对农民工外出流动的影响，而对医疗保险锁定效应的研究也忽视了养老保险的作用。本文旨在前人研究基础上，评估新农保对农村劳动力流动的锁定效应以及新农合和新农保对农村劳动力锁定效应的互动关系。

三、理论模型

在托达罗人口流动模型中，实际城乡工资差异和在城市部门获得工作的概率是影响劳动力流动决策的主要因素（Todato, 1969）。假设农村劳动力迁移到城市期望获得与自身人力资本水平相一致的城市职工平均收入，劳动力是否流动基于下式给出：

$$W(0) = \int_{t=0}^n [p(t)E_u(t) - E_c(t)]e^{-rt} dt - C(0) \quad (1)$$

在（1）式中， $W(0)$ 表示农民工在初期进行迁移决策所获得的净收益， $E_u(t)$ 表示第 t 期农民工在迁移城市工作的收入， $p(t)$ 表示其在城市找到工作的概率， $E_c(t)$ 表示第 t 期农民工在农村工作的收入， r 为贴现率， $C(0)$ 表示人口流动成本。

在此模型基础上，为探究新农保对农村劳动力迁移决策的影响，本文引入城市和农村养老保险（以城镇职工基本养老保险和新农保为代表）的收益，进而分析农民工参保决策对农村劳动力迁移的影响。首先，本文建立参加养老保险之后的收益模型：

$$\begin{aligned} E = & \int_{t=a}^T Y(t)e^{-(t-a)r} dt - \int_{t=a}^T A(t)e^{-(t-a)r} dt \\ & + \int_{i=T}^{T+m} \frac{\int_{t=a}^T A(t)(1+r)^{T-t-a} dt}{m} e^{-(i-a)r} dt di \\ & + \int_{i=T}^n B_t e^{-(t-a)r} dt \end{aligned} \quad (2)$$

其中， a 表示当前年龄， T 表示退休年龄， t 表示未来的某一年龄， i 表示领取个人账户养老金的年龄； r 表示利率水平， m 表示达到领取养老金条件后，个人账户养老金领取的时间； $Y(t)$ 表示第 t 期的原始收入， $A(t)$ 表示第 t 期的养老保险保费支出， $\frac{\int_{t=a}^T A(t)(1+r)^{T-t-a} dt}{m}$ （个

个人账户资金)和 B_t (基本养老金)为第 t 期养老金的预期收益。因此,当前参加养老保险的净收益可表示为贴现总收入减去贴现养老保险保费支出,再加上贴现养老金预期收益,如(2)所示。而农民工迁移到城市并加入城镇职工基本养老保险的收益模型与劳动力留守农村并加入新农保的收益模型均为(2)式的具体扩展,下文分别加以讨论。

首先考虑农民工迁移到城市并加入城镇职工基本养老保险的情况。假设农民工成为城镇职工到达退休年龄后其收入来源仅依靠养老金的发放,同时假设第 t 月农民工在城市获得的原始收入仍为 $Y_u(t)$ 。因为参加城镇职工基本养老保险需一直缴纳保费至退休,那么城市农民工除去养老保险保费支出后的收入为 $Y_u(t)(1-8\%)$ ¹。而根据相关政策,参加城镇职工基本养老保险达到退休年龄后,其个人账户资金会分10年(120月)逐步返还²,因此个人账户预期养老金为

$\frac{\int_{t=a}^T Y_u(t) \cdot 8\% \cdot (1+r)^{T-t-a} dt}{120}$ 。另外,预期基本养老金收益为 $B_u(t)$,是外生变

量,取决于社会平均工资。对相关收益和支出加以贴现并进行积分,可以得到农村劳动力在城市工作并参加城镇职工基本养老保险的期望收益:

$$E_u(Y_u(t), B_u(t), T, a, r) = \int_{t=a}^T Y_u(t)(1-8\%)e^{-(t-a)r} dt + \int_{i=T}^{T+120} \frac{\int_{t=a}^T Y_u(t) \cdot 8\% \cdot (1+r)^{T-t-a} dt}{120} e^{-(i-a)r} dt di + \int_{t=T}^n B_u(t) e^{-(t-a)r} dt \quad (3)$$

其次考虑农村劳动力留守农村并参加新型农村社会养老保险的情况。考虑到农村务农的长期性与中国农村现状,本文假设农村留守劳动力在达到城市退休标准后仍可从事务农活动,即60岁之后的收入来

¹ 2005年12月,国务院《关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》:从2006年1月1日起,为与做实个人账户相结合,基本养老保险个人账户的规模统一由本人缴费工资的11%调整为8%。

² 劳动和社会保障部办公厅《职工基本养老保险个人账户管理暂行办法》

源为务农收入与养老金收益之和。另外，新农保按每年 100~1200 元 12 个档次自主缴纳，缴费年限为 15 年， A 表示其所选缴费档次。根据《指导意见》，参加新农保并持续缴费 15 年，当达到 60 岁后，其个人账户资金会分 139 月¹逐步返还。其他情况与城镇职工类似。因此，劳动力留守农村并参加新农保的期望收益为：

$$\begin{aligned}
 & E_c(Y_r(t), A, B_r(t), n, a, r) \\
 &= \int_{t=a}^n Y_r(t) e^{-(t-a)r} dt - \int_{t=a}^{a+180} A e^{-(t-a)r} dt \\
 &+ \int_{t=720}^n B_r(t) e^{-(t-a)r} dt + \int_{i=720}^{859} \frac{\int_{t=a}^{a+180} A(1+r)^{180-t-a} dt}{139} e^{-(i-a)r} dt di
 \end{aligned}$$

(4)

在引入 (3) 式和 (4) 式后，(1) 式可同时扩展为：

$$\begin{aligned}
 W(0) = & \int_{t=0}^n [p(t) E_u(Y_u(t), B_u(t), T, a, r) \\
 & - E_c(Y_r(t), A, B_r(t), n, a, r)] e^{-rt} dt \\
 & - C(0)
 \end{aligned}$$

(5)

通过 (5) 式可以发现，参加城镇职工基本养老保险与新农保对农民工在两地的预期收益有着直接的影响。参加城镇职工基本养老保险与农民工在城市的预期收益呈现正相关的关系，吸引农民工向城市迁移或者定居于城市，对农民工有着“吸纳效应”；而参加新农保与农村留守劳动力的预期收益也呈现正相关关系，吸引农民工返乡或者加强留守劳动力的留守意愿，对农民工有着“锁定效应”。根据 (5) 式，当 $E_c \geq E_u$ 时， $W(0) \leq 0$ ，即农村劳动力更愿意留在农村而非流动到城市，而新农保直接正面影响了 E_u ，说明其对农村劳动力流动产生了锁定。至于新农保的实际作用，需要做进一步实证检验。

¹ 《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》

四、计量模型设定与数据描述

(一) 计量模型

由于农村劳动力是否转移是一个离散选择变量，可以用 Probit 模型来描述这一选择的决定过程，即：

$$Probit(y_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 NRSEI_i + \beta_2 OEI_i + \sum \alpha_m X_i^m + \lambda_k + \varepsilon_i$$

(6)

其中，各变量的下标 i 表示的是个体， k 表示地区；被解释变量 y 表示劳动力转移决策的虚拟变量，转移时取值为 1，不转移取值为 0； $NRSEI$ 为个人是否参加新农保的虚拟变量，个人参加了新农保取值为 1，未参加取值为 0； OEI 为个人是否参加其他养老保险的虚拟变量，若参加则为 1，未参加则为 0； β_1 、 β_2 分别为是否参加新农保和是否参加其他养老保险的估计系数，若大于 0，则表示相应养老保险会提高农村劳动力迁移概率，若小于 0，则表示相应养老保险会降低农村劳动力迁移概率； X^m 表示影响劳动力转移的控制变量组，包括个人和家庭特征，主要控制变量为：性别（男性为 1）、年龄及其二次项、婚姻状况（已婚为 1）、工资水平、受教育水平、健康水平、是否接受培训、家庭是否有未成年人、家庭是否有老人等， α_m 为相应的估计系数；模型中加入了地区固定效应 λ ，以此来控制不可观测因素在地区上对农村劳动力转移决策的影响； β_0 为常数项； ε_i 为随机扰动项。

在模型(6)中，被解释变量 y 和解释变量 $NRSEI$ 均是表征个体的选择行为，通常假设为标准正态分布 $N(0,1)$ 。我们研究的是参加新农保对农民工是否进城务工的影响，然而，农民工是否进城的决策也会影响到他是否参加新农保，即是否参加新农保与是否流动可能是相互影响的。基于以上分析，为克服双向因果关系，本文建立了工具变量选择模型，即在(6)式基础上补充建立另一个模型：

$$Probit(NRSEI_i = 1) = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \sum \theta_m X_i^m + \lambda_k + \delta_i \quad (7)$$

其中， Z_i 是工具变量，它与农民工是否参加新农保相关，与劳动力转移决策无关。 δ_i 为随机扰动项，并且与 ε_i 相关，即 $Cov(\varepsilon_i, \delta_i) \neq 0$ 。本文采用极大似然估计法（MLE）同时估计以上参数。

（二）数据选取与描述性统计

本文选用的数据来源于中山大学社会科学调查中心 2016 年“中国劳动力动态调查”（China Labor-force Dynamics Survey, CLDS）数据。利用该数据进行本文的实证分析，有如下几点原因：第一，该调查以 15-64 岁的劳动力人口为对象，主要调查内容包括劳动力流动的情况及个人拥有的养老和医疗保障类型，还有其他详细的劳动力个人统计特征、家庭和社区结构等信息，能够满足本文研究内容的需要；第二，该调查采用分阶段、多层次、与劳动力规模成比例的整群抽样等科学方法，调查范围涉及全国（除港澳台、西藏、海南外）29 个省、直辖市、自治区，共完成了 401 份村居社区问卷，14226 份家庭问卷，21086 份劳动力人口个体问卷，调查样本既具有全国代表性和省级代表性，又可以用来系统地观察劳动力、家庭和社区的相互影响；第三，该调查数据被众多养老和医疗保障领域研究所使用，研究成果众多，如阳义南和肖建华（2018）等。

本文首先按年龄段对样本进行了划分，如图 1 所示。全样本农村户籍劳动力的平均年龄为 44.8 岁。其中 15 岁以下只有 0.07%，15-35 岁的劳动力占比 26.32%，35-45 岁的劳动力占全样本的 28.22%，有 20.35%的劳动力年龄为 55-65 岁，65 岁以上劳动力占比仅有 5.26%。由此可以看出，劳动力集中于 15-65 岁之间。

进一步的，将留守劳动力根据年龄段进行划分，农村留守劳动力的平均年龄为 48.8 岁。其中 15-35 岁的占比 15.18%，3-45 岁的留守劳动力占比 18.85%，45-55 岁的占留守劳动力样本的 33.73%，55-65 岁的占比 22.53%，65 岁以上的有 9.71%。可以发现，农村留守劳动力的平均年龄高于农村劳动力的平均年龄，其年龄分布更偏向老龄化。而新农保的目的在于保障农村居民老年基本生活，新农保是否对农村留守劳动力的转移决策产生影响需要做进一步的研究。

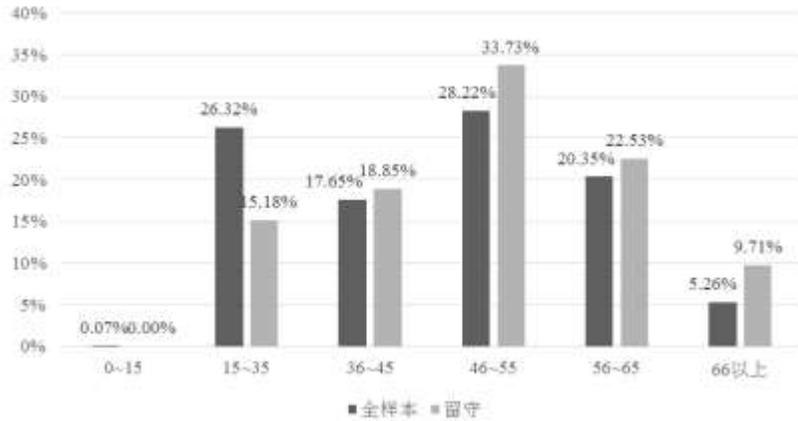


图 1: 各年龄段劳动力占比

再者，结合国家统计局对农村劳动力的定义，¹以及劳动力现工作地点与户口的差异，本文将农村劳动力进行如下划分：现工作地点与户口所在处于同一村落的为留守劳动力；现工作地点与户口不一致，但距离较近，处于本乡镇的其他村落工作的为本地农民工；现工作地点与户口所在不属于同一乡镇的为外出农民工，其中又可划分为属于同一市县的跨乡镇外出农民工以及不属于同一市县的跨市县外出农民工，其分布状况如表 1 所示。可以看出，本地农民工占农村劳动力的比例为 8.5%；外出农民工占比为 21.3%，其中在外乡镇（不含县/区城）的占 4.4%，在区/县域工作的占比 9.4%，外区县占 7.5%，留守农村劳动力占比为 70.2%。

表 1: 农村户籍劳动力人口的样本分布

	留守	本地农民工 (本乡镇)	外出农民工			合计
			外乡镇 (不含县/区 域)	区/县域	外区县	
观测值	8457	1020	525	1132	909	12043
占比	70.2%	8.5%	4.4%	9.4%	7.5%	100%

资料来源：作者利用 STATA 软件计算。

¹ 国家统计局将在户籍地所在乡镇工作的农民工定义为“本地农民工”，在本乡镇之外工作的定义为“外出农民工”。

而以上各类农村劳动力参加养老保险的状况有着较大差异，本文将“养老保险覆盖率”定义为参加了城镇职工养老保险、城镇居民社会养老保险和新农保 3 类主要社会养老保险的农村劳动力占全样本的比例；而“新农保覆盖率”为参加了新农保的农村劳动力占全样本的比例，相关统计结果如图 2 所示。可以看出，新农保覆盖率和养老保险覆盖率二者差异不大，说明在农村劳动力中，新农保为其参加养老保险的主要方式。另外，养老保险和新农保的覆盖率由于劳动力的流动距离增加而出现明显的下降。当未发生流动时，即农村留守劳动力的养老保险覆盖率为 42.40%，其中参加新农保的有 36.85%；发生流动后，在本地农民工中，只有 4.65%拥有养老保险，其中新农保覆盖率为 2.46%；在跨乡镇外出农民工中，养老保险覆盖率为 2.29%，其中有 0.95%参加了新农保；在本区/县域工作农民工中，只有 5.37%参加了养老保险，其中新农保覆盖率为 1.62%；在跨市县外出农民工中，只有 4.05%参加了养老保险，而仅有 1.79%的劳动力参加了新农保。由此可见，以新农保为代表的养老保险与农村劳动力流动选择具有一定的相关关系。

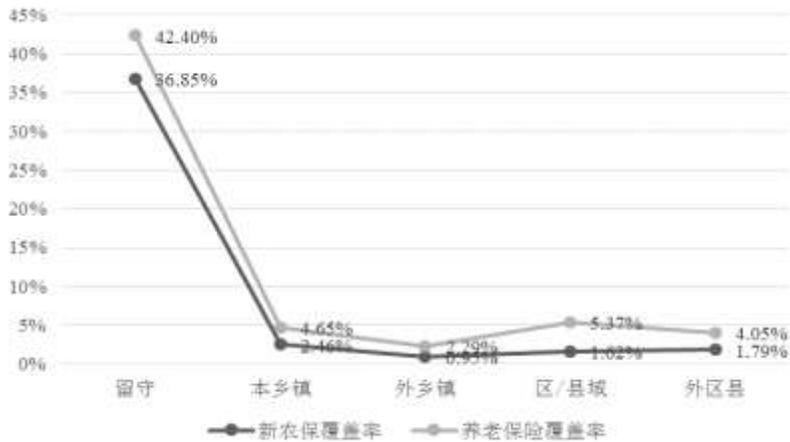


图 2：养老保险和新农合覆盖率

另外，本文也统计了新农合和其他医疗保险在不同迁移距离农村劳动力中的覆盖情况，同样的，本文将“医疗保险覆盖率”定义为参加了城镇职工基本医疗保险、城乡居民基本医疗保险、新型农村合作

医疗以及其它医疗保险等主要医疗保险的农村劳动力占全样本的比例；而“新农合覆盖率”为参加了新型农村合作医疗的农村劳动力占全样本的比例，相关统计结果如图 3 所示。可以发现，新农合覆盖率和医疗保险覆盖率二者差异不大，说明在农村劳动力中，新农合为其参加医疗保险的主要方式。另外，新农合和医疗保险覆盖率相对于新农保和养老保险较高，但整体趋势一致。其中，当未发生流动时，在农村留守劳动力中，新农合的覆盖率为 63.24%，而医疗保险覆盖率为 55.63%；在本地劳动力中，只有 7.06%参加了医疗保险，其中新农合覆盖率为 4.68%；在跨乡镇外出农民工中，医疗保险覆盖率为 3.67%，其中新农合覆盖率为 1.93%；在区/县域工作的劳动力中，仅有 8.33%参加了医疗保险，其中新农合覆盖率为 3.11%；在跨市县外出农民工中，医疗保险覆盖率为 6.69%，其中有 3.96%参加了新农合。同样，新农合的不易“携带”特征也比较明显，新农合与农村劳动力流动选择似乎也有一定的相关关系，新农合和新农保的作用关系需要进行进一步的实证研究。

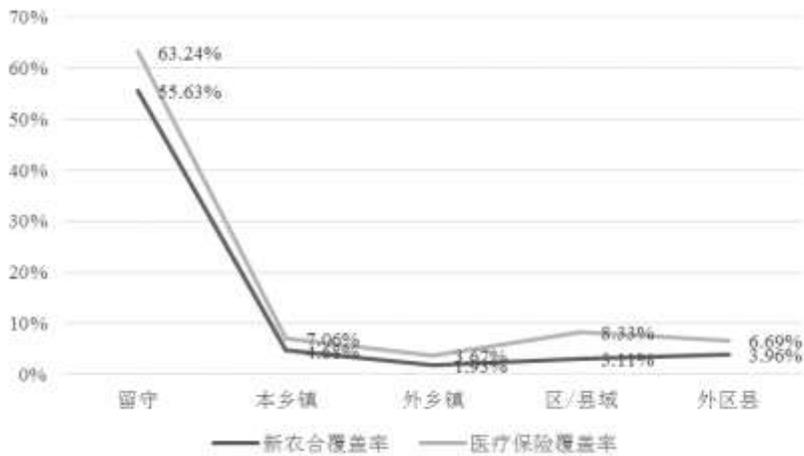


图 3：医疗保险和新农合覆盖率

由以上的分析可以看出，劳动力决策确实与是否拥有新农保有一定的相关关系，但我们更加关注的是劳动力转移决策和拥有新农保是否具有因果关系。因此我们引入了工具变量。如前文所述，本文工具变量的选择需要满足 $Cov(Z_i, NREPI_i) \neq 0$ ，即工具变量与是否参保相

关，同时 $Cov(Z_i, y_i)=0$ ，即与是否流动无关。本文借鉴贾男、马俊龙

(2015)设计的工具变量，将个人、家庭和社区样本数据合并之后构造了两个工具变量，由于中国劳动力动态调查数据在全国抽取了若干个县(区)，又在县(区)抽取了401份社区或村居问卷，因此我们可以计算出样本居住地之外的其他社区的平均参保率，同时也可以计算出样本居住地之外的其他县(区)的平均参保率。同一村居或者县(区)的新农保政策会有很大的同质性，因此劳动力参保决策会受到邻近村居或者邻近区县的人的影响，但是就转移决策方面来说，劳动力是否转移并不受邻近村居和邻近县(区)参保决策的影响，因此对于整体模型而言，两个工具变量的效果是良好的。

本文的控制变量为影响劳动力流动决策的其他变量，其中包括性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、健康水平和是否接受培训等个人特征变量，以及家中是否有未成年人和老人等家庭特征变量。此外，由于每个省份的经济发展水平不一致，劳动力决策也会受到影响，因此我们在模型中控制了样本户籍所在省份的虚拟变量，来反映省份的固定效应。本文删除了关键变量存在缺失的样本后，共保留有效样本11700个。主要变量的统计性描述见表2。

表 2：主要变量统计性描述

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
养老保险：					
新农保	11700	0.4421	0.4967	0	1
其他养老保险	11700	0.2307	0.4213	0	1
个人特征：					
性别	11700	0.5426	0.4982	0	1
年龄	11700	47.0485	12.8474	15	96
年龄二次项	11700	2378.599	1206.284	225	9216
婚姻状况	11700	0.8843	0.3199	0	1
工资水平	11700	5.2074	5.0189	0	14.5087
受教育水平	11700	1.8621	1.165	0	5
健康水平	11700	3.6008	0.9782	1	5
是否接受培训	11700	0.5514	0.4974	0	1
家庭特征：					
是否有未成年人	11700	0.482	0.4997	0	1

是否有老人	11700	0.0993	0.2991	0	1
省份虚拟变量					
北京	11700	0.0096	0.0974	0	1
河北	11700	0.0246	0.155	0	1
山西	11700	0.0232	0.1507	0	1
内蒙古	11700	0.0095	0.0969	0	1
辽宁	11700	0.0294	0.1689	0	1
吉林	11700	0.0121	0.1095	0	1
黑龙江	11700	0.0181	0.1334	0	1
江苏	11700	0.0039	0.0626	0	1
浙江	11700	0.0426	0.2019	0	1
安徽	11700	0.0408	0.1978	0	1
福建	11700	0.0343	0.1819	0	1
江西	11700	0.0362	0.1867	0	1
山东	11700	0.0301	0.1708	0	1
河南	11700	0.0734	0.2608	0	1
湖北	11700	0.0522	0.2225	0	1
湖南	11700	0.0363	0.1871	0	1
广东	11700	0.0322	0.1766	0	1
广西	11700	0.1525	0.3595	0	1
海南	11700	0.0432	0.2032	0	1
重庆	11700	0.0094	0.0965	0	1
四川	11700	0.0432	0.2034	0	1
贵州	11700	0.024	0.1531	0	1
云南	11700	0.0348	0.1832	0	1
陕西	11700	0.0364	0.1873	0	1
甘肃	11700	0.0679	0.2515	0	1
青海	11700	0.004	0.0633	0	1
宁夏	11700	0.0193	0.1376	0	1
新疆	11700	0.047	0.2117	0	1

资料来源：作者利用 STATA 软件计算。

五、实证分析

（一）基本检验

首先，本文对农村劳动力是否发生迁移进行了 Probit 回归，回归

过程中，分别考虑了农村劳动力是否发生迁移以及迁移到何处的自我决策。根据国家统计局对农民工的定义，本文将农民工划分为本地农民工和外出农民工，分别估计加入新农保后农村留守劳动力转移到本乡镇其他地区成为本地农民工的概率以及转移到乡镇之外成为外出农民工的概率。同时，考虑到大部分地区新农保仍然实行县级统筹，本文还划分出本市县和跨市县农民工的迁移概率。由于单纯的 Probit 回归系数无法确定解释变量对被解释变量的边际影响，因此需要进一步计算 Probit 回归的边际效应，即解释变量的边际变动引起被解释变量的边际变化。同时，考虑到距离因素，将农民工迁移距离作为一个有序多分类变量，运用 Ordered Probit 回归对结果进行一定的稳定性检验。回归结果如表 3 所示。第（1）列表示整体上农民工是否发生迁移的概率变化。从中可以看出：新农保的系数在 1% 检验水平下显著为负，说明在其他条件不变的情况下，相对于未参加新农保的农村劳动力，参加新农保会使农村留守劳动力转出农村成为农民工的概率降低 4.92%，新农保对农村劳动力流动产生了锁定效应。而其他养老保险的系数在 1% 检验水平下显著为正，说明若有其他的养老保险可供选择，农村劳动力的转移概率会显著提高 5.48%，可能其他类型养老保险，特别是城镇职工养老保险对农民工迁移产生了正向的激励作用。第（2）列为将农村劳动力转移距离序数作为被解释变量的 Ordered Probit 回归结果，可以看出，新农保的系数在 1% 检验水平下显著为负，说明参加新农保会使农民工迁移距离增大的概率降低 0.55%。而其他养老保险的系数在 1% 检验水平下显著为正，说明参加新农保会使农民工迁移距离增大的概率提高 0.37%。

进一步的，表 3 第（3）~（6）列为对农民工迁移到不同地点进行的分组回归（分别为本地和外出农民工，本市县和跨市县农民工）。可以看出，新农保的系数都显著为负，而其他养老保险的系数都显著为正，其中，农村劳动力在本乡镇内迁移、跨乡镇迁移、在本市县内迁移和跨市县迁移的概率因参加新农保分别显著降低了 0.43%、5.44%、4.30% 和 2.08%，因参加其他养老保险分别显著提高了 2.36%、5.25%、5.67% 和 1.16%。

总体而言，新农保对农村劳动力迁移具有显著的锁定效应。从跨乡镇转移的角度来看，新农保对本地农民工锁定效应为 0.43%，对跨乡镇迁移成为外出农民工的锁定效应为 5.44%。对于跨市县的农村劳动力而言，新农保对在本市县迁移的农民工的锁定效应为 4.30%，对迁移到外市县农民工的锁定效应为 3.08%。整体上新农保对农村劳动

力的锁定效应随距离增大而增大。另外，其他养老保险对农村劳动力迁移具有显著的促进作用。

表 3：新农保对农村劳动力的锁定效应（边际效应）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	是否转移	转移距离	本地	外出	本市县	外市县
新农保	-0.0492*** (-6.14)	-0.0055*** (-6.84)	-0.0043* (-0.64)	-0.0544*** (-6.89)	-0.0430*** (-5.38)	-0.0208*** (-3.22)
其他养老保险	0.0548*** (5.95)	0.0037*** (4.22)	0.0236*** (3.04)	0.0525*** (5.94)	0.0567*** (6.32)	0.0116* (1.56)
性别	0.0563*** (8.13)	0.0054*** (7.84)	0.0226*** (3.87)	0.0545*** (8.10)	0.0461*** (6.70)	0.0315*** (5.73)
年龄	-0.0069*** (-20.31)	-0.0007*** (-15.65)	-0.0030*** (-10.52)	-0.0064*** (-19.34)	-0.0050*** (-14.57)	-0.0048*** (-17.22)
年龄平方	-0.0000*** (-20.31)	-0.0000*** (-15.65)	-0.0000*** (-10.52)	-0.0000*** (-19.33)	-0.0000*** (-14.57)	-0.0000*** (-17.22)
婚姻状况	-0.0123 (-1.10)	-0.0013 (-1.30)	-0.0033 (-0.35)	-0.0092 (-0.86)	0.0071 (0.63)	-0.0138* (-1.69)
收入水平	0.0242*** (34.25)	0.0024*** (19.97)	0.0126*** (18.78)	0.0202*** (28.11)	0.0221*** (30.33)	0.0010*** (15.68)
受教育水平	0.0248*** (6.29)	0.0027*** (6.83)	0.0002 (0.07)	0.0277*** (7.32)	0.0263*** (6.73)	0.0078** (2.50)
健康水平	0.0063* (1.60)	0.0009** (2.37)	-0.0002 (-0.05)	0.0074* (1.95)	0.0049 (1.91)	0.0024 (0.79)
是否有未成年	-0.0173** (-2.39)	-0.0019*** (-2.71)	-0.0048 (-0.80)	-0.0184*** (-2.61)	-0.0105 (-1.47)	-0.0121** (-2.10)
是否有老人	0.0080 (1.14)	0.0007 (1.12)	0.0104* (1.78)	0.0039 (0.58)	-0.0022 (0.31)	0.0124** (2.29)
是否接受培训	0.0169** (1.55)	0.0017* (1.73)	0.0034 (0.35)	0.0194* (1.93)	0.0110 (1.02)	0.0232*** (2.93)
地区控制效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本值	11700	11700	9224	10728	10833	9119

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

此外，性别系数在 1% 检验水平下显著为正，说明男性农村劳动力发生迁移的概率更高。年龄及其二次项的系数均在 1% 检验水平下显著为负，说明随着年龄增大，农村劳动力发生迁移的概率明显下降。收入水平的系数在 1% 检验水平下显著为正，说明收入水平对农村劳动力发生迁移具有明显的正向效应。同时，受教育水平对农村劳动力的迁移决策有显著的正向影响，并且，其对外出劳动力迁移影响更大。整体上，健康水平高、参与技能培训会对农村劳动力迁移概率产生正向效应，而家中有 18 岁以下孩子则会产生显著的负向影响，另外，家中有 60 岁以上老人对于本地和跨市县农村劳动力迁移有一定的正向效应，而对本市县农村劳动力具有负向效应。最后，婚姻状况仅对跨市县转移有一定负面影响。

（二）异质性检验

从描述性统计中可以看出，农村留守劳动力的平均年龄更大，在留守劳动力中，中老年占比为 65.97%，高于青壮年 34.03%。而表 1 表明年龄对农村劳动力迁移具有显著的负向影响，本文由此推测新农保对不同年龄的农村劳动力有不同的锁定效应。

为了验证这一推测，需要量化分析新农保对不同年龄段农村劳动力的锁定效应，本文将农村劳动力划分为四个年龄段：青年（15~35 岁）、盛年（36~45 岁）、中年（46~55 岁）、中老年（56 岁及以上），进行分组回归，具体回归结果如表 4 所示。其中，第（1）行为对农村劳动力是否迁移决策的回归结果，可以看出，参加新农保会使农村青年留守劳动力发生迁移的概率在 5% 检验水平下显著降低 4.84%，使盛年劳动力、中年劳动力和中老年劳动力发生迁移的概率分别在 1% 检验水平下显著降低了 6.30%、6.83% 和 4.86%。因此，新农保对中间年龄段农村劳动力的锁定效应要高于青年和中老年。第（2）行是新农保对农村留守劳动力转移到本乡镇成为本地农民工作用的回归结果，在青年和盛年群体中，新农保的系数为正但是不显著，而对于中年和中老年群体而言，新农保的系数分别在 10% 和 1% 检验水平下显著为负，说明加入新农保会使中年农村留守劳动力转移到其他村社的概率显著降低 1.95%，使中老年农村留守劳动力转移到其他村社的概率显著降低 3.04%，新农保对中老年的锁定效应更强。第（3）行为农村留守劳动力迁出乡镇成为外出农民工的回归结果，新农保的系数在 1% 检验水平下显著，说明加入新农保，会使青年、盛年、中年和中老年劳动力成为外出劳动力的概率分别显著降低 6.45%、8.65%、7.11% 和 2.97%，新农保对盛年劳动力的锁定效应最强。第（4）行为农村留守

劳动力转移到本市县的回归结果，新农保的系数对于青年群体在 5% 检验水平下显著为负，而对于盛年、中年和中老年群体则在 1% 检验水平下显著为负，加入新农保，分别会使青年、盛年、中年和中老年农村留守劳动力在本市县内转移的概率下降 5.22%、6.05%、6.10% 和 4.24%。可以看出，新农保对盛年和中年劳动力的锁定效应更强。第（5）行为农村留守劳动力转移到外市县的回归结果，新农保的系数在青年和盛年组为负且不显著，对于中年和中老年群体其系数在 5% 检验水平下显著为负，比较其系数，发现新农保对中年的锁定效应更强。综合以上实证结果，新农保对盛年和中年劳动力的锁定效应最强，其次为青年，影响最小的为中老年。

表 4：新农保对不同年龄段农村劳动力的锁定效应（Probit：边际效应）

	青年（35 岁以下）	盛年（36~45 岁）	中年（46~55 岁）	中老年（56 岁以上）
是否转移（1）	-0.0484**	-0.0630***	-0.0683***	-0.0486***
本地（2）	0.0213	0.0133	-0.0195*	-0.0304***
外出（3）	-0.0645***	-0.0865***	-0.0711***	-0.0297***
本市县（4）	-0.0522**	-0.0605***	-0.0610***	-0.0424***
外市县（5）	-0.0238	-0.0269	-0.0229**	-0.0127**

注：***、**、* 分别代表估计系数在 1%、5%、10% 检验水平上显著。篇幅所限，其他结果未列出。

（三）稳健性检验

根据表 4 的回归结果，可以发现，总体而言，新农保对盛年和中年劳动力的锁定效应最强，其次为青年，影响最小的为中老年。但是，这一结果的产生可能是有偏的，由于劳动力市场对劳动者年龄身体状况等的限制，中老年劳动力自身健康程度的下降以及其他因素所造成的竞争力下降，并且在城乡二元结构社会中，过半老年人是农村人口，他们拥有自己的土地（范煜，2017），中老年劳动力可能会自主选择地留在农村进行农事活动。因此，上文的 Probit 回归结果可能在一定程度上低估了新农保对中老年农村劳动力迁移的锁定效应。此外，农村劳动力转移决策和是否参保新农保之间可能存在内生性，即劳动力迁移和参保新农保可能会相互影响。为此，本文引入工具变量选择模型（IVProbit）进行回归。

表 5 为引入两个工具变量后的 IVProbit 回归结果。第（4）列是

IVProbit 回归中的相关系数 ρ 及其显著性水平, 其结果都在 1% 检验水平下显著为正, 说明个人是否参加新农保具有一定的选择性。而第 (2) 列和第 (3) 列是两个工具变量临近村和临近县区平均参保率的系数及其显著性水平, 其结果都在 1% 检验水平下显著为正, 说明临近村参保率和临近县区参保率显著影响个人新农保参保意愿, 进而说明工具变量是有效的。在克服内生性之后, 第 (1) 列是重新计算的新农保的边际效应, 可以看出, 新农保的系数仍在 1% 检验水平下显著为负, 其系数为 -0.5682, 远大于表 3 第 (1) 列 Probit 模型的回归结果, 说明在考虑了内生性之后, 新农保对农村留守劳动力的锁定效应更强, 从 4.92% 上升到了 56.82%。另外, 从转移的不同地点的角度看, 新农保的系数都在 1% 检验水平下显著为负, 其降低农村留守劳动力迁移的概率分别为 43.92%、58.04%、55.31%、46.34%, 远大于表 3 中的 0.43%、5.44%、4.30% 和 2.08%, 说明就转移到不同地点的决策而言, 新农保使得农村劳动力的转移概率都大大下降了, 进而说明新农保对其锁定效应都显著增强了。并且, 由于农村劳动力转移到外地成为外出农民工所受到的锁定效应 58.04% 远大于转移到本地成为本地农民工所受到的锁定效应 43.92%, 说明新农保的锁定效应主要作用于迁移较远的农民工。

表 5: 新农保对农村劳动力的锁定效应 (边际效应)

	新农保 (1)	工具变量		相关系数 ρ (4)
		临近村参保率 (系数) (2)	临近县区参保率 (系数) (3)	
是否转移	-0.5682***	0.1646***	0.1088***	0.8797***
本地	-0.4392***	0.1636***	0.1794***	0.8177***
外出	-0.5804***	0.1578***	0.0843**	0.8994***
本市县	-0.5531***	0.1705***	0.1179***	0.8828***
外市县	-0.4634***	0.1608***	0.1214***	0.8330***

注: ***, **, * 分别代表估计系数在 1%、5%、10% 检验水平上显著。篇幅所限, 其他结果未列出。

进一步的, 从表 5 的回归结果可以看出, 就迁移到不同地点决策而言, 新农保对农民工的锁定效应是不一致的, 从转移概率可以看出,

虽然新农保在绝大多数区域实行“县级统筹”，¹但是新农保对农村劳动力是否跨市县迁移的锁定效应并不是最强的，外出农民工所受到的新农保的锁定效应为 58.04%，大于跨市县转移农民工所受到的锁定效应 46.34%，而本地农民工受到的锁定效应 43.92% 却小于外出农民工，说明只要农村劳动力跨出了乡镇，其受到的锁定效应就明显增强了。

上文分析了新农保对不同年龄组农民工的锁定效应，在考虑内生性之后，需要重新对其锁定效应进行检验，结果如表 6 所示。从表 6 可以看出，当考虑内生性后，新农保对不同年龄组农村劳动力迁移的锁定效应都增强了。整体而言，新农保对盛年劳动力的锁定效应最强，其次为青年，这与表 4 有一定的不同。在迁移成为本地或者外出农民工的决策上，对于青年人而言，成为本地农民工受到新农保的锁定效应为 46.08%，并且这一结果是显著的，转移出乡镇受到的锁定效应为 72.91%。对盛年劳动力而言，加入新农保使其迁移到本乡镇所受到的锁定效应为 56.61%，相对于表 4 而言这一结果是显著的，而跨乡镇迁移所受到的锁定效应为 72.44%。对中年劳动力而言，成为本地农民工受到的锁定效应为 32.30%，成为外出农民工受到的锁定效应为 55.13%。对中老年劳动力而言，转移到本乡镇受到的锁定效应为 40.89%，而跨乡镇转移受到的锁定效应为 36.78%。结合表 6 所示农民工跨市县转移所受到的锁定效应可以发现，总体上对青年和盛年劳动力而言，不管迁移距离远近，这两个年龄段受到新农保的锁定效应更强，这些结果与表 4 相比有所不同，其受到更强锁定效应的年龄段提前了。原因可能在于两个方面：一方面，对于青壮年而言，新农保转移到城镇职工基本养老保险的成本较高。2017 年，全国职工平均工资为 67569，²按照城镇职工基本养老保险 8% 的缴费额，若参加城镇职工基本养老保险平均每年需缴纳 5405.52 元，而根据相关政策，新农保每年缴费标准分为 100-1200 元 12 个档次，总计需缴纳 15 年，多缴多得，即使按照 1200 元缴费标准，新农保参保 4 年多只能折合为城镇职工基本养老保险 1 年，因此农民工迁移到其他地区时新农保转移成本太高，而青壮年相对于中老年而言工资较高，因此参与城镇职工基本养老保险的缴费额将会更高，进而增加新农保的转移成本，导致新农保对青壮年的锁定效应更强。另一方面，新农保制度实行时，已

¹ 《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》规定，“试点阶段，新农保基金暂实行县级管理，随着试点扩大和推开，逐步提高管理层次；有条件的地方也可直接实行省级管理”。遵循指导意见，绝大多数新农保试点地区都实施了县级统筹。

² 资料来源：人力资源和社会保障部《中国劳动统计年鉴-2017》

经年满 60 周岁并且未享受城镇职工基本养老保险的，可不用缴费，按月领取基础养老金，但是符合参保条件的子女必须参保缴费，¹这一规定也导致新农保对青壮年的锁定效应要高于老年人。

表 6：新农保对不同年龄段农村劳动力的锁定效应（Probit：边际效应）

	青年（35 岁以下）	盛年（36~45 岁）	中年（46~55 岁）	中老年（56 岁以上）
是否转移	-0.7168***	-0.7240***	-0.5057***	-0.4641***
本地	-0.4608**	-0.5661***	-0.3230*	-0.4089***
外出	-0.7291***	-0.7244***	-0.5513***	-0.3678**
本市县	-0.6928***	-0.6814***	-0.4829***	-0.4654***
外市县	-0.4456*	-0.6865***	-0.5906***	-0.3392

注：***、**、*分别代表估计系数在 1%、5%、10%检验水平上显著。篇幅所限，其他结果未列出。

已有研究表明导致大中城市出现用工荒的原因很大程度在于社会保障的缺乏，本文研究可为此提供一定的数据支持。在上文分析基础上，本文分析了加入新农保对本地农民工转移到外地成为外出农民工概率的影响，如表 7 所示。总体而言，参加新农保的本地农民工转移到外地成为外出农民工的概率会降低 34.03%。而不同年龄阶段降低的概率分别为 41.95%、39.36%、35.13%和 28.32%。因此，新农保在相当大的程度上锁定了农民工的流动，即加入了新农保的农民工更倾向于在本地务工，而非流动到较远的地区，这在一定程度上解释了当前本地农民工占比不断上升，而外出农民工占比不断下降的趋势。另外，从是否外出务工角度看，新农保对中老年的锁定效应是最小的，探究其原因，可能是老年人在劳动力市场中可能面临着体力较差、年龄大、工作效率低的局面，其竞争水平的下降使其难以在外地找到工作，更多的自选择留在本地，因此在外出人口中老年劳动力比重相对较低。并且，在老年劳动力中其他的外生迁移成本要高于年轻人口，其作用可能超过了基本养老保险的重要性，导致新农保对中老年锁定效应相对于中青年的减小。

表 7：新农保对本地农民工跨乡镇迁移的锁定效应（边际效应）

	全样本	青年	盛年	中年	中老年
--	-----	----	----	----	-----

¹ 具体参见《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》

		(35 岁以下)	(36~45 岁)	(46~55 岁)	(56 岁以上)
外出农民工 (本地农民工=0)	-0.3403***	-0.4195***	-0.3936***	-0.3513***	-0.2832***

注：***、**、*分别代表估计系数在 1%、5%、10%检验水平上显著。篇幅所限，其他结果未列出。

六、新农保与新农合锁定效应的对比分析

根据贾男和马俊龙（2015）的研究，新农合对农村留守劳动力的转移产生了锁定效应，但是其在分析过程中未考虑新农保作为一种非携带性养老保险对劳动力流动产生的影响，其估计结果可能产生偏差。而本文以上研究也仅考虑了新农保的作用，未将新农合作为解释变量加入到模型之中，估计结果也可能产生一定的偏差。为克服这种估计偏差，并探究新农合和新农保对农村劳动力锁定效应的综合作用，本文进行了如下实证检验：首先，按是否参加新农合分组，将是否参加新农保作为核心解释变量进行 Probit 回归；其次，按是否参加新农保分组，将是否参加新农合作为核心解释变量进行 Probit 回归。回归结果如表 8 所示。

从表 8 可以看出，对于未参加新农合的个体，新农保的系数在 1% 检验水平下显著为负，说明未参加新农合的农村留守劳动力发生转移的概率因参加新农保而显著降低了；对于参加了新农合的个体而言，新农保的系数依然在 5% 检验水平下显著为负，说明参加了新农合的农村留守劳动力发生转移的概率因参加新农保显著降低了 10.44%，新农保进一步增强了锁定效应。另一方面，对于未参加新农保的个体，新农合的系数在 1% 检验水平下显著为负，说明未参加新农保的农村留守劳动力发生转移的概率因参加新农合而显著降低了；而对于参加了新农保的个体而言，新农合的系数为正且不显著，说明参加新农保后，农村留守劳动力发生转移的概率不再受新农合的影响。综合以上结果，无论是否参加新农合，新农保对农村留守劳动力均产生了锁定效应，而新农合仅对未参加新农保的农村留守劳动力产生锁定效应，一旦农村留守劳动力参加了新农保，新农合的锁定效应就消失了。据此本文推断，新农保对新农合的锁定效应产生了替代。

表 8：新农保、新农合对劳动力流动的锁定效应

新农合=0	新农保	-0.3877***
	其他养老保险	0.2006***

新农合=1	新农保	-0.1044**
	其他养老保险	0.0882
新农保=0	新农合	-0.2193***
	其他医疗保险	0.1135**
新农保=1	新农合	0.0648
	其他医疗保险	0.1106

注：***、**、*分别代表估计系数在 1%、5%、10%检验水平上显著。篇幅所限，其他结果未列出。

为验证结果的稳健性，本文将单独参加新农保、单独参加新农合和同时参加以上两种保险作为核心解释变量重新进行 Probit 回归，并计算其边际效应，相关检验结果如表 9 所示。结果显示，农村留守劳动力发生迁移的概率因单独参加新农保而显著降低了 8.60%，因单独参加新农合而显著降低了 6.32%，而因同时参加以上两种保险而显著降低了 9.86%，说明无论是单独加入新农保或者新农合，还是同时加入新农保和新农合，均对农村留守劳动力产生了锁定效应。为进一步探究新农保和新农合锁定效应的关系，本文对新农保、新农合的单独效应与二者综合效应的大小进行了 wald 检验。首先，本文对新农保、新农合的单独效应之和等于二者的综合效应进行 wald 检验，得出其 χ^2 统计量的值为 3.35，对应 P 值为 0.0671，在 10%检验水平下拒绝原假设，即新农保、新农合的单独效应之和大于二者的综合作用（因为 $8.60\%+6.32\%-9.86\%>0$ ），原因可能是同时参加两种保险时，其中一种保险对另一种保险的锁定效应产生了替代。其次，本文对新农保的单独效应等于新农保和新农合二者的综合效应进行 wald 检验，得出其 χ^2 统计量的值为 0.23，对应 P 值为 0.6280，在 10%检验水平下接受原假设，即新农保的单独效应等于新农保和新农合二者的综合效应，其原因可以进一步推断为新农保对新农合的锁定效应产生了替代。最后，本文对新农合的单独效应等于新农保和新农合二者的综合效应进行 wald 检验，得出其 χ^2 统计量的值为 15.51，对应 P 值为 0.0001，在 10%检验水平下拒绝原假设，即新农合的单独效应小于新农保和新农合二者的综合效应（因为 $6.32\%-9.86\%<0$ ），说明新农合并不能完全替代新农保的锁定效应，进而支持了上文推断。综上所述，对未参加新农保的农村劳动力而言，新农合会对其流动性依然产生一定的锁定效应，但参加新农保后，新农合的锁定效应几乎被新农保完全替代。

表 9：新农保、新农合的单独效应和二者的综合效应

	只加入新农保	只加入新农合	同时加入
Probit	-0.3759***	-0.2766***	-0.4311***
Probit:边际效应	-0.0860***	-0.0632***	-0.0986***

注：***、**、*分别代表估计系数在 1%、5%、10%检验水平上显著。篇幅所限，其他结果未列出。

七、结论与启示

以农村劳动力迁移为主要动力的人口迁徙，已经成为新时代中国经济社会发展的独特风貌。但是目前劳动力迁移面临着很多问题，其中养老金对农村劳动力流动意愿的抑制是其突出表现。由于新农保与其他养老保险在保障范围和管理体制方面存在很大不同，转移接续比较困难，虽然农民工在养老保险参保体系中的双重参保资格为其提供了更多选择，意在保障农民工利益，促进劳动力流动，但是也带来了很多问题，其较强的非携带性特征反而限制了劳动力流动。

本文研究了新农保的非携带性特征对农村劳动力流动产生的锁定效应以及新农合和新农保对农村劳动力锁定效应的互动关系。首先，本文在托达罗模型基础上加入农村劳动力对城镇职工基本养老保险和新型农村社会养老保险的参保行为，建立了不同养老保险制度下劳动力流动决策模型。通过模型分析发现：新农保直接影响农村劳动力在城镇和农村的预期收益，进而影响农村留守劳动力的迁移决策。其次，本文利用“中国劳动力动态调查（China Labor-force Dynamics Survey, CLDS）个体、家庭和社区三方面的微观数据，运用 Probit 模型及其边际量研究新农保对农村劳动力流动的锁定效应，同时为消除内生性，引入临近村和临近县区的平均参保率两个工具变量，建立工具变量（IVProbit）模型并求解边际量。最后，为克服新农合及其与新农保综合效应对估计结果产生的偏差，本文进一步探究新农合和新农保对农村劳动力锁定效应的互动关系。

本文的主要结论如下：（1）整体来看，参加新农保对农村劳动力流动产生了显著的负面影响，使其迁移概率下降了 56.82%，而其他养老保险对劳动力流动产生了促进作用；（2）新农保对迁移到不同地点的决策影响不同，总体来看，只要农村劳动力跨出了乡镇，其受到的锁定效应就明显增强了，具体表现为农村留守劳动力成为外出劳动力的概率因参加新农保而降低了 58.04%，而成为本地劳动力的概率降低了 43.92%。但是从跨市县流动的角度看，新农保对本市县流动决策的

锁定效应为 55.31%，高于对跨市县流动决策的锁定效应 46.34%，新农保限制了劳动力的大范围流动；（3）新农保对不同年龄阶段劳动力迁移决策影响不同，总体上对青年和盛年劳动力而言，不管迁移距离远近，这两个年龄段受到新农保的锁定效应更强，而老年人受到的锁定效应相对而言是最弱的；（4）总体而言，参加新农保的本地农民工转移到外地成为外出农民工的概率会降低 34.03%，新农保在相当大的程度上锁定了农民工的流动，即加入了新农保的农民工更倾向于在本地务工，而非流动到较远的地区，这在一定程度上解释了当前本地农民工占比不断上升，而外出农民工占比不断下降的趋势；（5）农村留守劳动力迁移概率因单独参加新农保而显著降低了 8.60%，因单独参加新农合而显著降低了 6.32%，而同时参加以上两种保险产生的综合锁定效应为 9.86%，通过 wald 检验可以发现，对未参加新农保的农村劳动力而言，新农合会对其流动性依然产生一定的锁定效应，但参加新农保后，新农合的锁定效应几乎被新农保完全替代。

本文结论对相关政策制定具有一定的启示意义。结论表明新农保对农村劳动力流动的锁定效应很大程度上受其非携带性的影响，在当前加快新型城镇化建设的趋势下，若期望更多的农村劳动力流动到城市，那么调整以新农保为代表的农村养老保险的非携带性特征显得尤为重要，因此政府部门需进一步加强基本养老保险制度的建设，消除“城乡二元”养老保险转移接续壁垒。另外，要注重医疗保险和养老保险的协同合作，消除限制农村劳动力流动的共同阻碍。

本文的理论研究尚待完善，新农保对农村劳动力流动的作用机制是复杂而庞大的体系，需要更加系统的理论分析，以便对其进行深化研究。另外，限于数据，本文对新农保的长效影响机制未做深入研究，需要进一步完善。

参考文献

- [1]陈乙酉、张邦辉，2018，《社会保障对农民工流动决策的影响研究——基于“推拉”理论的实证》，《农业经济问题》第 10 期。
- [2]程名望、史清华、徐剑侠，2006，《中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释》，《经济研究》第 4 期。
- [3]段成荣，2000，《影响我国省际人口迁移的个人特征分析——兼论“时间”因素在人口迁移研究中的重要性》，《人口研究》第 4 期。
- [4]樊纲，2011，《民工荒悖论：滞后的城市化》，《当前形势与改革座谈会内容汇编》。

- [5]胡斌, 1996,《农村劳动力流动动机及其决策行为——兼析外出与不外出打工劳动力收入逆差的形成》,《经济研究》第9期。
- [6]贾男、马俊龙, 2015,《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》,《管理世界》第9期。
- [7]李超、万海远、田志磊, 2018,《为教育而流动——随迁子女教育政策改革对农民工流动的影响》,《财贸经济》第1期。
- [8]李亚青、吴联灿、申曙光, 2012,《企业社会保险福利对农民工流动性的影响——来自广东珠三角地区的证据》,《中国农村经济》第9期。
- [9]宁光杰, 2012,《自我雇佣还是成为工资获得者?——中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异》,《管理世界》第7期。
- [10]庞丽华, 2001,《多层次分析方法在人口迁移研究中的应用——省际劳动力迁移的多层次分析》,《中国农村观察》第2期。
- [11]秦雪征、周建波、辛奕、庄晨, 2014,《城乡二元医疗保险结构对农民工返乡意愿的影响——以北京市农民工为例》,《中国农村经济》第2期。
- [12]盛来运, 2007,《农村劳动力外出的动因》,《中国统计》第8期。
- [13]孙文凯、白重恩、谢沛初, 2011,《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》,《经济研究》第1期。
- [14]谭中和, 2011,《养老保险关系转移接续问题研究》,《社会保障研究》第2期。
- [15]王格玮, 2004,《地区间收入差距对农村劳动力迁移的影响——基于第五次全国人口普查数据的研究》,《经济学(季刊)》第3卷。
- [16]阳义南、连玉君, 2015,《社会保险能降低员工辞职率吗?——中国综合社会调查的双重差分模型估计》,《经济管理》第1期。
- [17]阳义南、肖建华, 2018,《参保职工真的都反对延迟退休吗?——来自潜分类模型的经验证据》,《保险研究》第11期。
- [18]游和远、吴次芳, 2010,《农地流转、禀赋依赖与农村劳动力转移》,《管理世界》第3期。
- [19]赵耀辉, 1997,《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究》,《经济研究》第2期。
- [20]Aaron, H. 1996, "The social insurance paradox", *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de economiques et science politique*, 32(3),371-374.
- [21]Allen, S. G., R.L. Clark., and A.A. McDermed., 1991, "Pensions,

- bonding, and lifetime jobs”, *National Bureau of Economic Research*.
- [22]Anderson, P. M., 1997, “The Effect of Employer-Provided Health Insurance on Job Mobility: Job-Lock or Job-Push?”, *unpublished paper (Dartmouth University)*.
- [23]Andrietti, V., 2000, “Occupational pensions and interfirm job mobility in the European Union. Evidence from the ECHP Survey”, *ISER Working Paper Series*.
- [24]Andrietti, V., and V.Hildebrand., 2001, “Pension portability and labour mobility in the United States: New evidence from SIPP data”, *McMaster University*.
- [25]Bartel, A. P., and G.J. Borjas., 1977, “Middle-age job mobility: Its determinants and consequences”.
- [26]Blundell, R, L. Pistaferri , and I. Preston., 2008, “Consumption inequality and partial insurance” ,*American Economic Review*, 98(5),1887-1921.
- [27]Bodie, Z., A. J. Marcus, and R. C. Merton., 1988, “Defined benefit versus defined contribution pension plans: What are the real trade-offs?”, *Pensions in the US Economy. University of Chicago Press*, 139-162.
- [28]Choate, P., and J. K. Linger., 1986, “The high-flex society: shaping America's economic future”, *Alfred A. Knopf*.
- [29]Clark, R. A., and J.F. Quinn., 1999, “Effects of pensions on labor markets and retirement”, *The evolving pension system: Trends, effects, and proposals for reform*, 77-101.
- [30]Dorsey, S., 1995, “Pension portability and labor market efficiency: A survey of the literature”, *ILR Review*, 48(2), 276-292.
- [31]Gruber, J., B. C. Madrian., 1994, “Health insurance and job mobility: The effects of public policy on job-lock”, *ILR Review*, 48(1), 86-102.
- [32]Gustman, A. L., and T. L. Steinmeier., 1993, “Pension portability and labor mobility: Evidence from the survey of income and program participation”, *Journal of Public Economics*, 50(3),299-323.
- [33]Hare, D., 1999, “ ‘Push’ versus ‘pull’ factors in migration outflows and returns: Determinants of migration status and spell duration among China's rural population”, *The Journal of Development Studies*, 35(3),45-72.
- [34]Harris, J. R., and M. P.Todaro., 1970, “Migration, unemployment and

- development: a two-sector analysis”, *The American economic review*, 60(1),126-142.
- [35]Harris, J. R.,and M. P. Todaro., 1970, “Migration, unemployment and development: a two-sector analysis”, *The American economic review*, 60(1), 126-142.
- [36]Hernaes, E., J. Piggott, and O.L. Vestad , et al., 2011, “Labour mobility, pension portability and the lack of lock-in effects”.
- [37]Ippolito, R. A.,1986, “Pensions, economics, and public policy”, *University of Pennsylvania Press*.
- [38]Lazear, E. P., and R.L. Moore ., 1988, “Pensions and turnover”, *Pensions in the US Economy. University of Chicago Press*, 163-190.
- [39]Lluberias, R.,2008, “The effect of pensions on job mobility: empirical evidence for the UK”.
- [40]Madrian, B. C., 1994, “Employment-based health insurance and job mobility: Is there evidence of job-lock”, *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 27-54.
- [41]McCormick, B., and G. Hughes., 1984, “The influence of pensions on job mobility”, *Journal of Public Economics*, 23(1-2),183-206.
- [42]McCormick, B., and G.Hughes., 1984, “The influence of pensions on job mobility”, *Journal of Public Economics*, 23(1-2),183-206.
- [43]Nielsen, I., C.Nyland ,and R. Smyth , et al., 2005, “Which rural migrants receive social insurance in Chinese cities? Evidence from Jiangsu survey data”, *Global social policy*, 5(3),353-381.
- [44]Rabe, B.,2007, “Occupational pensions, wages, and job mobility in Germany”, *Scottish Journal of Political Economy*, 54(4),531-552.
- [45]Thomas, A., L.Spataro., 2016, “The effects of pension funds on markets performance: A review”, *Journal of Economic Surveys*, 30(1):,1-33.
- [46]Turner, B.S., 1993, “Citizenship and social theory”. *Sage*.
- [47]Wise, D. A., 2008, “Pensions, labor, and individual choice”, *University of Chicago Press*.

流动性创造者还是吸收者？——来自我国寿险公司的证据

张诗豪、赵桂芹¹

摘要：

在金融市场中，保险公司作为经济的减震器，同时也发挥着吸收流动性的作用，了解保险公司流动性创造有助于理解保险业在市场上发挥的作用、防范金融市场发生系统性风险。鉴于寿险公司发挥类似银行金融中介的功能，本文利用 2009-2017 年寿险公司的数据来分析寿险公司的流动性创造水平，检验流动性创造的关键影响因素以及流动性创造与资本之间的关系。研究发现，寿险公司更多的吸收流动性而非创造流动性，占寿险业 10% 的大型寿险公司吸收了寿险业约 71% 的流动性；相对于小型寿险公司，大型寿险公司资本的增加会对流动性吸收水平会产生更强的杠杆作用；保障程度越低的寿险公司，表现出的流动性吸收功能越差。本文结论对监管机构制定偿付能力监管政策以及促进保险公司加强保险保障功能、坚持“保险姓保”的监管政策提供了重要的参考建议。

关键词：寿险公司，流动性创造，资本

一、引言

保险不仅有保障功能，同时也具有资金融通功能。保险的资金融通功能指保险公司通过开展承保业务筹集大量资金，再进行投资实现积累的保险资金的保值与增值，以满足未来的赔付需要。在金融市场中，保险公司的这种金融中介的角色与银行十分相似。银行吸收存款，

¹ 张诗豪，上海财经大学博士研究生。赵桂芹，上海财经大学副教授。

放出贷款，为市场中的资金需求者、供给者提供金融中介平台。而存款流动性较强，贷款流动性较差，通过将流动性较差的非流动资产转化为流动性负债，银行实现了流动性创造（Berger 和 Bouwman，2009¹；Diamond 和 Dybvig，1983²；Bryant，1980³）。而保险公司的金融中介功能主要表现为通过保单大量吸收客户的长期保费，同时市场上购买例如国债等资产获得利差。相较于财产险，寿险资金具有来源稳定、规模大、期限长的特点，金融功能更强，因此市场上发挥的作用与银行更加相近。

作为金融行业的重要部分，保险业近些年发展迅速，截至 2018 年底保险业总资产规模已达 18.33 万亿，寿险业总资产规模也已达 14.6 万亿，约占保险行业总资产的 80%。寿险业利润达到 1687.68 亿，利润增长 20% 以上，发挥了更强的资金融通功能。虽然在我国，银行业目前仍占据金融行业的主导地位。但保险随经济的发展竞争愈发激烈，且根据当前的保险密度和保险深度，从长远发展来看，保险业仍然具备巨大发展潜力。因此，对于学者和监管方来说，了解保险公司流动性创造有助于理解保险业在市场上发挥的作用、更好的发挥保险的功能。然而，银行的资产负债组合与保险公司存在显著差异，银行的负债流动性较强，发出的贷款更偏长期；保险公司通过保单形成的负债往往流动性较差，而资产方却更具有流动性。除存在保险监管要求的投资资产限制外，2014 年以来，一系列新政的推行，包括允许寿险业投资创业板上市公司股票、直接投资优先股、投资创业投资基金、设立保险投资基金、投资私募基金等等，极大的丰富了寿险公司的投资资产选择。且另类投资连年增加，2018 年占比高达 30% 以上，成为险资配置的第一大类资产。这些资产、负债差异如何影响寿险公司的流动性创造，不仅对保单持有人，也对监管者制定相应的监管政策至关重要。

流动性创造对全行业的影响都十分巨大，如果不加以管理，会超过经济体系可接受的流动性风险水平，一旦导致发生系统性风险，会给金融体系产生极大影响。而保险业的发展会在很大程度上缓解金融体系资产负债不匹配的现象，降低系统性风险发生的可能性，提升金融体系的运行效率。高水平的流动创造被认为有助于预测危机（Berger 和 Bouwman，2017⁴、Berger，2016⁵），鉴于金融危机期间的流动性创造对金融机构产生了严重影响，监管方可以通过监控流动性创造

进行预测并采取措施减少金融危机发生的可能性。因此，对监管机构和投资者来说，了解寿险公司的流动性创造水平和流动性创造趋势不仅可以防范保险业发生系统性风险，同时对防范金融市场系统性风险的发生也有重要意义。

由于目前学术界对保险公司的流动性创造相关研究不多，相关的研究也大多是银行业的流动性创造与资本充足率的关系等等，我国也很少有学者针对保险业关注这个问题。基于上文分析，本文借鉴 Berger 和 Bouwman(2009)¹、Choi et al (2013)⁶等学者的研究方法，并在其基础上，按照我国现阶段适用的新会计准则、结合经营业务类型，对寿险公司资产负债表中各个项目进行了分类度量流动性水平。为理清保险业中流动性创造这个概念，更清楚地定位保险业在金融业中发挥的作用与功能，选取了 2009—2017 年寿险公司的数据来度量中国寿险公司的流动性创造水平，同时按照规模划分出大型、中型和小型进行对比，检验流动性创造与资本的关系，目的是解决以下几个问题：(1) 寿险公司是流动性创造者还是流动性吸收者？(2) 不同规模的寿险公司流动性创造水平与自身资本呈现什么关系？(3) 不同经营模式的寿险公司流动性创造水平存在差异吗，什么原因导致了这些差异？

二、文献综述与研究假设

银行业对流动性创造的研究十分成熟，通常认为，银行业通过在资产负债表中创造流动性来促进经济增长(Bryant, 1980³、Diamond 和 Dybvig, 1983)²。Choi et al (2013)⁶、Denise Desjardins 和 Georges Dionne (2017)⁷使用美国财险公司数据衡量了流动性创造水平，均发现财险业在金融业中的角色是流动性的吸收者。基于前文分析，寿险业资产端、负债端的流动性强弱与银行恰恰相反，正体现了经济减振器和稳定资本市场的作用。因此可以合理认为寿险公司更有可能吸收流动性而非创造流动性。因此本文提出假设 1

H₁:我国寿险公司是流动性创造的吸收者。

不同资本水平的银行流动性创造水平有所差异，Diamond 和 Rajan (2000)⁸等认为较高的资本水平会降低银行的流动性创造，即“金

融脆弱-挤压假说”。假说认为资本结构越脆弱，银行就会越谨慎，吸纳更多的存款同时放出更多贷款，同时认真监督贷款人的行为，进而创造出更多流动性。反之，如果银行资本越多，资本结构越稳定，拓展资产端较激进的业务动机反而较小，银行经营会更加谨慎稳健，流动性创造能力减弱。流动性的产生使银行变得脆弱且容易受到冲击，而这种冲击可能会通过传染效应导致危机(Berger 和 Bouwman, 2017)⁴。另一些学者支持“风险吸收假说”(Gorton 和 Winton, 2017)⁹，假说认为，一方面资本会吸收风险，较高的资本水平会提高银行的风险承担能力。另一方面，流动性创造越大，银行变卖资产以满足存款人流动性需求的可能性越大。例如，银行的负债业务随着资产业务的扩大而增加，挤兑风险的流动性危机情况发生的概率越高。因此，银行为降低这一概率的发生，会相应地提高资本水平。保险业中，Choi et al (2013)⁶、Desjardins 和 Dionne (2017)⁷检验了财产保险公司资本与流动性创造的关系，认为财险业支持“金融脆弱-挤压假说”，高资本水平导致流动性创造能力减弱，或者说流动性吸收能力增强。在金融市场中，从 2008 年起，我国 M2/GDP 一直存在持续上升的趋势，稳定在 2 左右（图 1），也是金融市场上一直存在流动性过剩的原因之一。由于股市在 2015 年的表现并不乐观，而保险业一直保持着 10% 以上甚至超过 20% 的增长速度，导致大量资本被保险业的高利润、高增长所吸引，纷纷进入保险业，促成保险业的“资本热”的现象。

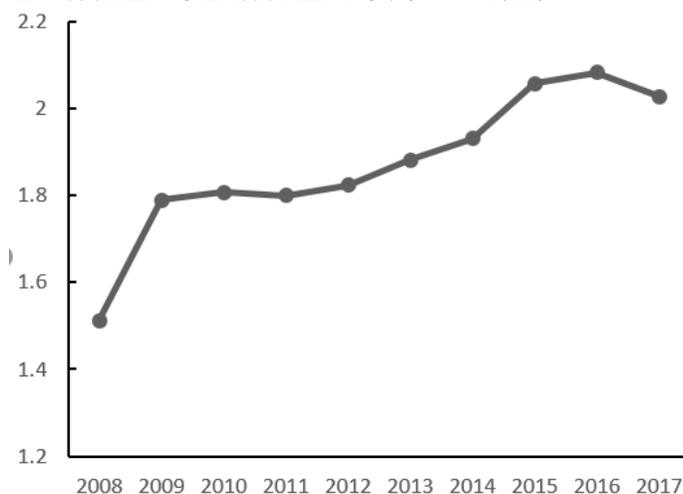


图 1：近十年 M2/GDP 值

资料来源：中经网统计数据库

基于以上分析，本文提出假设 2：

H₂:对于我国寿险公司来说，资本的增加会降低其流动性创造。

此外，Choi 等 (2013)⁶研究发现占保险业的 3%的大型保险公司贡献了行业流动性吸收的 55%以上。但在银行业，Berger 和 Bouwman(2009)¹发现在大型银行中资本与流动性创造水平呈现正向关系，而小规模银行则呈负相关关系。且占银行业 2%的大型银行贡献了流动性创造的 81%。对银行与保险之间差异的一个解释是股权与资产的比率存在差异:在 Choi 等人(2013)⁶的数据中，该比率等于 45%，而 Berger 和 Bouwman(2009)¹的研究中这一比例约为 10%。因此，本文提出假设 3：

H₃:规模更大的寿险公司资本水平对流动性创造影响更强。

高风险的保险公司拥有更多非流动资产或流动负债，流动性错配问题也更加严重，更容易在索赔额更高时以较低价格处置非流动资产。Desjardins 和 Dionne (2017)⁷实证研究了美国财险公司流动性创造与再保险需求的关系，结果表明在创造流动性方面承担更多风险的保险公司会购买更多的再保险。在传统意义上寿险公司集中于长期业务，并更多的进行长期资产的投资寻求资产负债的匹配，以便降低流动性风险、破产风险。但近几年由于市场上一直缺乏有固定收益的长期投资工具，且过去几年由于万能险的销售热潮，我国一些新兴寿险公司盲目扩张，大量销售投资型的保险产品，“短钱长配”、“盲目投资”等等，由传统的负债驱动资产转为采取资产驱动负债型经营模式（仲赛末和赵桂芹，2017)¹⁰。在这种经营模式下，寿险公司选择在负债端承保流动性更强的保单，例如万能险等高现价业务，快速募集资金以便在资产端进行投资。研究发现资产驱动负债型公司的财务稳健度显著弱于传统经营模式的公司，风险提高而绩效没有显著提升。边文龙和王向

楠(2017)¹¹从多个维度考察了保险公司的投资职能对风险的影响,发现寿险公司开展投资业务提高了破产概率并加剧了退保行为。在保险市场上,万能险保费的规模占比从2012年的16%迅速提高到2016年的34%,但经过2017年的严格监管,人身保险公司保户投资款新增交费同比下降50.32%。大量开展高现价业务的公司主要集中在个别激进险企,那么采取保障功能更低的资本驱动负债经营模式是否会影响寿险公司的流动性创造水平?据此本文提出假设4:

H₄: 开展更多高现价业务的寿险公司,流动性创造水平更高。

三、研究设计

(一) 流动性创造指标构建

本文借鉴 Berger 和 Bouwman(2009)¹、Choi et al (2013)⁶的分类方法,构建保险公司流动性创造指标,即将保险公司的资产负债表的科目分为流动性、半流动性和非流动性。分类原则主要根据履行保险合同义务的成本和时间,对保险公司的非流动资产和流动负债应用于正权重,为流动资产和非流动负债赋值负权重。鉴于中国保险业的新会计准则与美国存在差异、财务报表中资产负债项目有区别,而且经营业务种类与经营模式也有所不同。基于此,本文参考 Choi et al (2013)⁶对美国财产保险公司的流动性划分标准,尽可能合理准确的构造适合中国寿险业的流动性创造指标。采用“三步法”构造流动性创造指标:

第一步,根据履行保险合同义务的成本和时间,将保险公司的资产、负债和所有者权益分为流动性、半流动性和非流动性项目。在银行业中,银行通过将一美元的流动负债转换成为1美元的非流动资产来创造1美元的流动性,或者通过1美元的流动资产转换成1美元的非流动负债或权益来产生1美元的流动性减少。一般认为,到期日更为接近的项目更具有流动性, Berger 和 Bouwman(2009)¹、Choi et al (2013)⁶都更倾向于根据实际业务区分类别。因此,对于资产业务,原则是在不损失重大价值和时间的情况下将易于清算的资产归类为流动

资产，即将现金和容易变现的交易性金融资产、可供出售金融资产等划分为流动性项目。保户质押贷款、投资性房地产、长期股权投资等归类为非流动资产，其余项目归为半流动资产。对于负债业务，将属于短期寿险业务形成的未到期责任准备金和未决赔款准备金&保费准备金、手续费税费等划分为流动性负债，将属于长期寿险业务形成的寿险责任准备金、属于长期健康险责任准备金划分为非流动性负债。除此之外，对于手续费、佣金、分保账款等也划分为流动性负债。对于保险公司的资本即权益科目，由于其长期性、流动性差的特点将其归为非流动性。

第二步，在对保险公司资产负债表进行尽可能清楚的划分之后，根据 Berger 和 Bouwman(2009)¹的流动性创造理论，对不同类别的项目施加不同的权重。保险公司将 1 单位的流动负债转换为 1 单位的非流动资产，可以创造 1 单位的流动性。同理，保险公司将 1 单位的非流动负债或权益转换为 1 单位的流动资产时，就会吸收 1 单位的流动性。因此，对流动资产、非流动负债和权益分配-0.5 的权重，对非流动资产和流动负债、权益分配 0.5 的权重，半流动负债和半流动资产权重为 0。表 1 为资产负债表各科目的流动性、非流动性的分类结果，忽略权重为 0 的半流动资产与半流动负债。

第三步，将步骤 1 中的项目分别按照步骤 2 的对应权重进行加总得到保险公司的流动性创造，流动性创造指标的计算公式为

$$\begin{aligned}
 \text{流动性创造} &= 0.5 \\
 &\times \sum (\text{非流动资产} + \text{流动负债}) + 0 \\
 &\times (\text{半流动资产} + \text{半流动负债}) \\
 &- 0.5 \times (\text{流动资产} + \text{非流动负债} + \text{权益})
 \end{aligned}$$

表 1：流动性分类

资产		负债与权益	
流动性资产	非流动性资产	流动性负债	非流动负债与权益
货币资金	持有至到期投资	短期借款	应付赔付款
交易性金融资产	债权计划投资	拆入资金	应付保单红利
衍生金融资产	归入贷款及应收款	交易性金融负债	保户储金及投资款

买入返售金融资产	的投资	衍生金融负债	其他负债
可供出售金融资产	长期股权投资	卖出回购金融资产款	寿险责任准备金
货币资金	存出资本保证金	预收保费	长期健康险责任准备金权益总额
交易性金融资产	投资性房地产	应付手续费及佣金	
衍生金融资产	在建工程	应付分保帐款	
买入返售金融资产	固定资产		
可供出售金融资产	无形资产		
货币资金	保户质押贷款		
	定期存款		
	其他资产		
	商誉		
	发放贷款及垫款		

资料来源：本文整理

（二）模型设定与变量选择

基于本文提出的研究假设，构建了回归模型，模型如下：

$$\begin{aligned}
 LC_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 SurplusRatio_{i,t-1} + \alpha_2 Size_{i,t-1} + \alpha_3 Leverage_{i,t-1} \\
 & + \alpha_4 Herf_{i,t-1} + \alpha_5 Roa_{i,t-1} + \alpha_6 Group_{i,t-1} + \alpha_7 Sdroa_{i,t-1} \\
 & + \alpha_8 Por_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

其中 i 表示寿险公司个体， t 表示观测年份。被解释变量流动性创造比率（LC）为流动性创造与总资产的比率，即单位资产的流动性创造水平。为了处理内生性问题，其所有的解释变量为滞后一期值。 $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

1. 资本水平

本文将资本水平衡量为盈余与总资产的比率用来验证“金融脆弱-挤压假说”和“风险吸收假说”，与流动性创造比率的负相关关系支持“金融脆弱-挤压假说”，正相关关系则支持“风险吸收假说”。

2. 经营模式

保障型的寿险公司在被认为是保障性保费相对投资性保费在行业中占比较高的公司（边文龙和王向楠，2017）¹¹，一些寿险公司会采用万能险等高现价进行融资，并在市场上用大量的万能险保费进行投资（仲赛末等，2017）¹⁰，在监管机构披露的报告中，保户投资款新增交

费即代表了万能险等高现价产品的规模情况，因此，本文用“保户投资款新增交费”占规模保费(原保险保费收入、保户投资款新增交费和投连险独立账户新增交费)的比例代表寿险公司采用资产驱动负债型的程度。投资型保费占比越高，代表该寿险公司采取更激进的经营模式，相对的保障程度更低。

3. 其他控制变量

本文借鉴以往的研究 Berger 和 Bouwman(2009)¹、Choi et al (2013)⁶、Denise Desjardins 和 Georges Dionne (2017)⁷，选取了业务集中度 (Herf)、规模 (Size)、杠杆 (Leverage)、盈利水平 (roa) 等等，表 2 列举了详细的控制变量设定。

表 2：主要控制变量定义

变量	定义	预期符号
业务集中度	$\text{Herfinadh1} = \sum_{i=1}^n (PW_i/PW)^2$	+
规模	总资产的对数	+/-
保险杠杆比率	保费/权益	-
roa	税前利润/平均资产	+
roa 三年滚动标准差	$\sigma_{i,y}$	+
是否中资	虚拟变量，中资寿险公司赋值为 1，否则为 0	-

(1)业务集中度，Mayers 和 Smith (1988)¹²提出 Herfinadh1 指数，指用各险种保费收入占直接保费收入的平方和来衡量。一般来说，业务越分散，负债方的承保风险越低，但是对于资产方需要充足的资产匹配分散的业务。Mayer 和 Smith(1988)¹²认为业务集中度越高，损失越可预测，寿险公司需要的资本水平更小。尤其对于寿险公司来说，多元化经营程度越高，公司经营越谨慎，会降低流动性创造水平。本文预期业务集中度对流动性创造影响为正。

(2)规模,用总资产的对数表示保险公司的规模,一般来说,大规模的保险公司面临的流动性风险越大,受到更严格的监管,在进行资产负债匹配时更需要谨慎。本文预期规模越大的寿险公司会持有更多的流动资产或承保更少的短期保单以减少流动负债,以便高风险的寿险公司在收到超出预期的索赔时能够有足够的流动资产弥补。小型寿险公司会在选择在持有较少流动性资产获得高回报与稳健保守经营间进行权衡。因此预期规模较大的寿险公司对流动性创造的影响为负。

(3)保险杠杆比率,保险公司面临的风险与其持有的资本水平密切相关,根据 Cummins 和 Nini(2002)¹³、Choi et al (2013)⁶、戴稳胜

(2004)¹⁴; Xie 等 (2017)¹⁵等学者的研究,定义杠杆比率为保费/权益。杠杆比率也可以衡量金融稳定性,该值越高的保险公司面临更高的偿付能力不足风险和破产风险,本文将其作为风险指标,度量寿险公司的风险,预期与流动性创造的影响为负。

(4)盈利水平 (ROA),公司绩效越好,盈利水平越强,抵御风险的能力越强(Elango et al,2008)¹⁶,寿险公司对持有流动先更强的流动资产的激励就会减小,更有可能采取激进的经营模式。因此预期盈利水平与流动性创造呈正相关关系。

(5)ROA 三年滚动标准差,本文采用 ROA 三年滚动标准差作为进一步度量寿险公司绩效的波动指标,用来衡量经营的稳定水平与流动性创造水平的关系。

(6)股权性质,本文用虚拟变量表示公司类型,中资寿险公司赋值为 1,其他为 0。不同股权性质的寿险公司的经营理念有所差异,在保险市场上的表现也不同。相对于中外合资的寿险公司,中资公司的经营理念更为激进,更多采取投资型保险业务,因此本文预期中资寿险公司的流动性创造水平相对较低。

四、实证结果与分析

(一)数据来源与描述性统计

本文采用 2009-2017 年中国寿险业的数据,探索流动性创造与寿险公司资本水平之间的关系,并研究影响保险公司流动性创造的因素,数据主要来源于历年《中国保险年鉴》和各寿险公司披露的报告。为保证数据的可靠性,剔除了成立时间不足一年、年度报告披露不全的

样本，最终选择 65 家寿险公司，其中以 2009 年总资产规模大小为标
准，分为大型寿险公司 7 家，中型寿险公司 13 家以及小型寿险公司
45 家。对关键指标在 1%和 99%处进行了缩尾(winsorized)处理。

表 3：主要变量描述性统计

类别	变量符号	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
全部寿险公司	流动性创造	-34817.3	-4312.051	105063.9	-969401	8855.124	549
	单位流动性创造	-0.338	-0.319	0.197	-0.785	0.272	549
	资本水平	0.178	0.124	0.177	-0.007	0.950	597
	业务集中度	0.599	0.565	0.229	0.001	1.000	597
	杠杆比率	2.317	1.887	2.419	-6.110	14.811	597
	规模	9.627	9.565	1.995	5.816	14.495	597
	roa	-0.020	0.001	0.051	-0.240	0.052	597
	roa 三年滚动标准差	0.016	0.010	0.017	0.000	0.087	577
	投资性保费占比	4.246	0.325	17.630	0.000	136.575	321
股权性质	0.554	1.000	0.497	0.000	1.000	597	
大型寿险公司	流动性创造	-211325.4	-111880	232915.6	-969401	-10347.37	72
	单位流动性创造	-0.251	-0.257	0.096	-0.549	-0.061	72
	资本水平	0.074	0.072	0.033	0.008	0.177	80
	业务集中度	0.559	0.517	0.183	0.241	0.955	80
	杠杆比率	4.301	3.345	3.198	1.551	14.811	80
	规模	13.101	13.088	0.891	10.657	14.495	80
	roa	0.012	0.013	0.014	-0.080	0.038	80
	roa 三年滚动标准差	0.006	0.004	0.006	0.000	0.040	80
	投资性保费占比	0.162	0.090	0.156	0.006	0.511	35
股权性质	1.000	1.000	0.000	1.000	1.000	80	
中型寿险公司	流动性创造	-13657.18	-7667.02	16105.31	-76304.46	8855.124	117
	单位流动性创造	-0.278	-0.253	0.182	-0.839	0.036	117
	资本水平	0.106	0.096	0.069	-0.007	0.605	130
	业务集中度	0.560	0.506	0.205	0.203	0.950	130
	杠杆比率	2.961	2.347	4.320	-27.821	32.212	130
	规模	10.331	10.300	0.949	7.933	12.894	130
roa	-0.003	0.004	0.032	-0.151	0.048	130	

	roa 三年滚动标准差	0.013	0.008	0.014	0.001	0.066	128
	投资性保费占比	0.360	0.217	0.370	0.000	2.183	65
	股权性质	0.546	1.000	0.500	0.000	1.000	130
小	流动性创造	-11391.07	-2248.5	34492.83	-378883.8	1493.697	369
型	单位流动性创造	-0.372	-0.377	0.205	-0.785	0.272	369
寿	资本水平	0.219	0.144	0.200	-0.007	0.950	397
险	业务集中度	0.618	0.610	0.241	0.001	1.000	397
公	杠杆比率	1.746	1.510	1.940	-6.110	11.688	397
司	规模	8.785	8.768	1.597	5.816	14.189	397
	roa	-0.032	-0.017	0.056	-0.240	0.052	397
	roa 三年滚动标准差	0.019	0.014	0.018	0.000	0.087	379
	投资性保费占比	6.036	0.457	21.018	0.000	136.575	221
	股权性质	0.479	0.000	0.500	0.000	1.000	397

资料来源：本文整理

表 3 为各个变量的描述性统计结果。关于流动性创造，无论是大中小型保险公司，均值均为负值，说明寿险公司是流动性的吸收者，验证了假设 1。平均而言，大型寿险公司吸收的流动性总量最高，中型次之，小型寿险公司吸收的流动性水平相对最小。从流动性创造的比率来看，为-0.338，说明寿险公司通过总资产吸收市场上的流动性。大中小型流动性创造率分别为-0.251、-0.278、-0.372，说明小型寿险公司相较于大中型寿险公司在单位资产上会吸收更多的流动性。如图 2 所示，大多数寿险公司的单位流动性创造均处于[-0.5,-0.1]之间，极少数寿险公司单位资产流动性创造为正值。同时，通过计算，可以发现占寿险业 10%的大型寿险公司吸收了寿险业约 71%的流动性，相较美国，占财险业的 3%的大型财险公司贡献了行业流动性吸收的 55%以上。

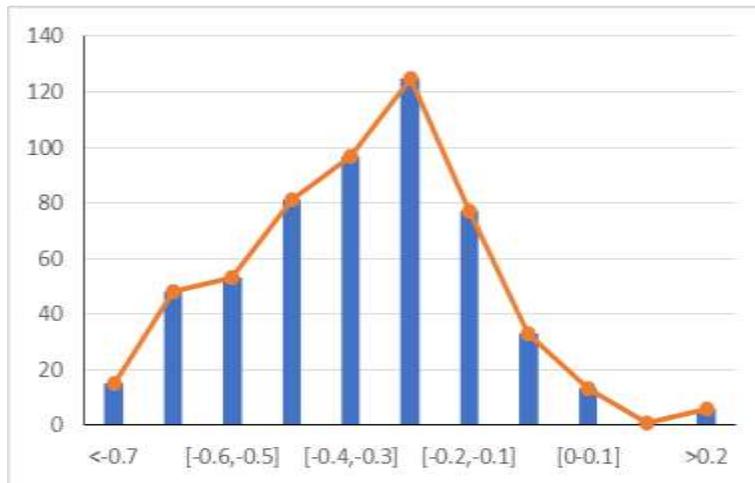


图 2：不同区间单位流动性创造的寿险公司数量

资料来源：本文整理。

资本水平也在不同规模的寿险公司中产生差异，大型寿险公司的资本水平为 0.074，小型寿险公司为 0.219，这是由于小型寿险公司为满足监管要求会比大型寿险公司保持相对更高的资本水平。同理，大型寿险公司的杠杆比率均值为 4.371,小型寿险公司的杠杆比率为 1.746，说明大型寿险公司通过更高的杠杆来经营业务。

从表 3 中也可以看出，大中型寿险公司更加多样化，且其经营绩效明显优于发展中的中小型寿险公司。从股权上看，大型寿险公司均为中资公司，中外合资的保险公司更多规模不大。小型寿险公司投资型保费占比的均值约是大型寿险公司的 37 倍，说明小型寿险公司发行的保单保障性程度相对不足，更多销售投资性保险产品、选择资产驱动负债型经营模式。

1. 实证结果分析

根据本文提出的研究假设，我们分别对全体保险公司、大型保险公司、中型和小型保险公司进行了回归分析，结果如表 4 所示。根据 hausman 检验，采用固定效应模型。

(1) 资本水平与流动性创造

从表 4 看出，资本水平在全样本寿险公司中呈显著负相关关系，在大型和小型保险公司中也均显著为负，这与假设 2 相一致，该结论也与 Choi et al (2013)⁶， Desjardins 和 Dionne (2017)⁷的结论一致，均

支持“金融脆弱-挤压假说”假设。资本的增加会减少寿险业的流动性创造水平，换句话说，随着资本的增加，寿险公司吸收流动性创造的能力会增强。在银行业的研究中，仅小银行支持“金融脆弱性挤出”假设，流动性的产生使银行变得脆弱、易受冲击，这种冲击可能会通过传染效应导致危机。与银行相比，保险业的吸收流动性更能体现稳定资本市场的功能。与 Choi et al (2013)⁶的结论不同的是，虽然小型寿险公司的资本水平更高，但我国大型寿险公司的资本水平对流动性创造水平的影响大大超过小型寿险公司，这意味着对于大型寿险公司而言，资本的增加对流动性的吸收水平会产生更强的杠杆作用。这与假设 3 一致。

表 4:寿险公司流动性创造的影响因素回归结果——2009-2017 年

	因变量：单位流动性创造			
	全样本	大型	中型	小型
资本水平	-0.295*** (0.0911)	-1.438** (0.526)	-0.317 (0.227)	-0.313*** (0.0977)
业务集中度	0.225*** (0.0421)	0.329*** (0.0523)	0.105 (0.102)	0.218*** (0.0552)
杠杆比率	-0.00721 (0.00434)	-0.0101** (0.00403)	-0.0013 (0.00602)	-0.00679 (0.00816)
规模	-0.0281* (0.0154)	0.0146 (0.0269)	-0.0775 (0.0528)	-0.0289 (0.0187)
ROA	0.118 (0.339)	1.434** (0.542)	1.430** (0.534)	0.0124 (0.395)
ROA 三年滚动标准差	-0.273 (0.841)	-1.055 (0.902)	-1.648 (1.62)	-0.0342 (0.993)
股权性质	0.0471 (0.0787)		-0.0673 (0.0494)	0.0699 (0.0868)
常数项	-0.156 (0.153)	-0.49 (0.347)	0.563 (0.602)	-0.213 (0.17)
观察值	512	63	115	334
R^2	0.109	0.717	0.125	0.108

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平下参数估计是显著的；

资料来源：本文整理

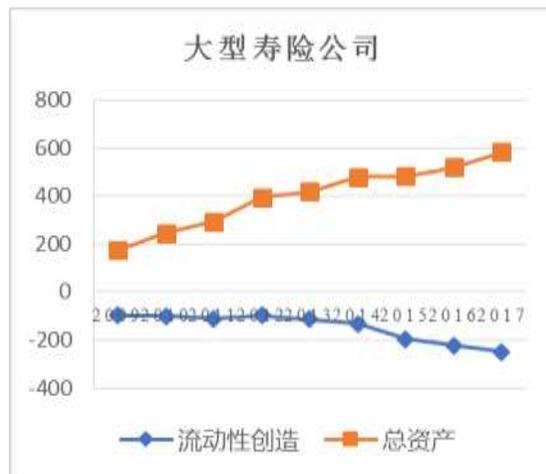
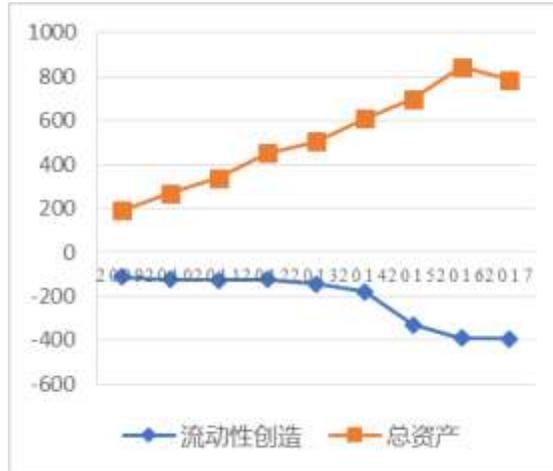
规模与流动性创造显著呈负相关关系，规模的增加会增加流动性吸收的程度。与 Choi et al (2013)⁶、Desjardins 等 (2017)⁷结论相同。

业务集中度在大型和小型寿险公司中均与流动性创造呈现显著的正相关关系，说明业务越集中，流动性吸收程度越小。只有大型寿险公司的杠杆比率与流动性创造呈现显著的负相关关系，保险公司通过高杠杆开展业务，意味着偿付能力不足风险和破产风险更高。高风险的大型寿险公司吸收更多的流动性原因可能是风险越高，寿险公司越有可能选择激进的方式，例如增加流动性资产投资来防止出现赔付不足的情况，或选择增加资本水平控制破产风险。保险业一般认为盈利水平值越高，抵御风险的能力越强。从结果上看，大中型寿险公司的经营绩效对流动性创造的影响是显著正向的，对此可能的一个解释是绩效更好的寿险公司面临的偿付能力不足风险较小，持有流动性更强的流动资产的激励会减小，在权衡中会更多考虑长期资产与长期负债的匹配。大型寿险公司多是中资公司，因此在回归中去掉该指标。虽然系数为正，但结果不显著。

（2）规模与流动性创造

从图 3 的变动趋势可以看出流动性创造与总资产的关系，左上为全体寿险公司的流动性创造与总资本水平。在 2009-2013 年中全样本寿险公司和大型寿险公司的流动性吸收总体水平持续增加，与此相对应总资产也增长迅速。从 2015 年开始至现在，大型寿险公司总资产增长平稳，对于中小型公司，尤其是小型寿险总资产增长迅速导致行业总资产的迅猛增加。同时，流动性吸收水平增长迅速，分析其原因，一方面可能是偿二代在 2015 年的试行，对公司提出更严格、精细的风控标准和要求。寿险公司的资本充足率会受到严格的监管政策，特别是对小型寿险公司来说，为了满足监管要求、转型升级的要求，当资本充足率发生不足时，寿险公司会选择增加资本金的方式提高自身的资本充足率，这就在一定程度上会增加保险公司流动性吸收的水平；另一方面，如前所述，自 2008 年以来金融市场上一直存在流动性过剩的现象，但同时由于 2015 年股市表现不乐观，大量的资金在市场上争夺投资机会。而保险业在市场上仍保持着两位数净利润增长，因此吸引了大量资本进入，造成保险业的“资本热”的现象，从而提升了行业流动性吸收水平。因此，根据图 3，可以推断出从 2015 年开始，市场

上的资本大多进入了小型寿险公司，而非大型寿险公司。但是在 2017 年间，寿险业整体经历了总资产的下降趋势，主要归因于小型寿险公司总资产的快速下跌¹。小型寿险公司流动性吸收的能力同样受到了影响，行业总吸收水平增长也变缓。但 2017 年的小型寿险公司总资产的下降，原因不明，推测可能源于中短存续期产品被严加监管，监管机构限制万能险规模过度扩张²。



¹ 2017 年有两家寿险公司未披露财务报表。

²2017 年以万能险为代表的人身保险公司保户投资款新增交费 5892.36 亿元，相较于 2016 年全年的 11860.16 亿元，同比下降 50.32%。

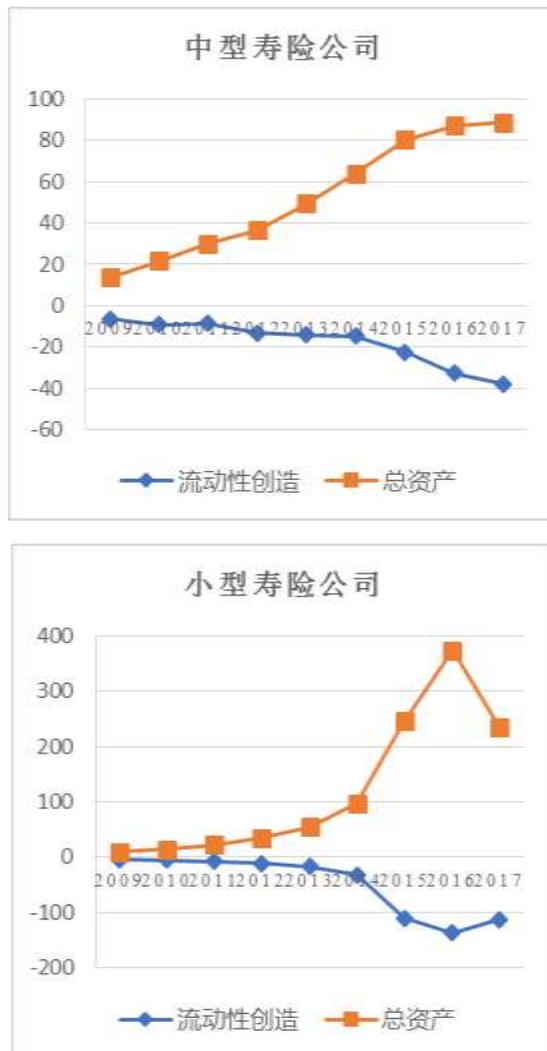


图 3：不同规模寿险公司流动性创造与总资产在 2009-2017 年的变动趋势（单位：百亿）

资料来源：本文整理。

（3）经营模式与流动性创造

根据 2013-2017 年银保监会披露的“保户投资款新增交费”和“投连险独立账户新增交费”的数据，加总得到寿险公司的投资性保费。投资性保费占规模保费的比例反映了寿险公司对传统的保障型产品和新兴的投资型产品的相对倚重程度，加入该指标有助于分析采取资产驱动负

债型经营模式¹的新兴寿险公司的流动性创造水平。表 5 为 2013-2017 年加入投资性保费占比对寿险公司流动性创造的回归结果。

表 5：保障程度对寿险公司流动性创造的影响——2013-2017 年

	因变量：单位流动性创造			
	全样本	大型	中型	小型
资本水平	-0.0929 (0.125)	-2.541*** (0.616)	-1.439*** (0.453)	-0.201 (0.137)
业务集中度	0.0495 (0.036)	0.409*** (0.0869)	0.128 (0.112)	0.0832* (0.0431)
杠杆比率	0.00543 (0.00781)	-0.0700*** (0.0213)	0.0133 (0.0142)	-0.0179* (0.00962)
规模	-0.00254 (0.00499)	-0.139*** (0.0386)	-0.0390* (0.023)	-0.0545*** (0.0101)
ROA	0.12 (0.31)	3.699*** (1.435)	2.899** (1.328)	1.029*** (0.35)
ROA 三年滚动标准差	-2.198*** (0.782)	1.781 (5.685)	6.652** (3.319)	-2.454*** (0.824)
投资性保费占比	-2.02E-05 (2.01E-05)	0.166*** (0.058)	0.104** (0.0472)	-1.20E-05 (0.0000161)
常数项	-0.319*** (0.0667)	1.694*** (0.596)	0.0522 (0.273)	0.189* (0.105)
观察值	252	28	52	177

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平下参数估计是显著的；

资料来源：本文整理

综合表 4 和表 5 的回归结果，我们发现包括流动性创造与资本水平等指标等均显示了基本一致的相关关系，表明流动性创造与资本的负向关系是稳健的。再次证明资本的增加会增加寿险公司流动性吸收能力。另一方面，投资型保费占比与流动性创造指标在大中型寿险公司表现为显著的正相关关系，说明寿险公司的投资性保费占比越大，

¹ 资产驱动负债型经营模式指寿险公司业务集中于万能险，大量承保短期险迅速吸收资金（例如万能险等高现价业务），进行激进投资的非传统寿险公司经营模式。

采取资产驱动负债型经营模式越积极，流动性创造水平越强，相反就会越损害其流动性吸收的能力。这与假设 4 一致，采取开展更多高现价业务的寿险公司，流动性创造水平更高。尤其对于市场占有率更高的大中型寿险公司，这种影响更加显著。¹

结合过去几年保险市场上理财型产品销售火热，险资频频举牌上市公司、加大收购海外企业的现象，不难理解监管方为何频频强调“保险姓保”，回归保险保障的本质。如果寿险公司持续扩大投资性产品销售规模，承保大量高现价保单，虽然短期内会迅速扩大规模缩短盈利周期、提高自身流动性创造的水平，但在一定程度上背离了寿险公司吸收流动性的特点。如果寿险公司不注重保障能力，不仅不能稳定资本市场，而且会放大市场中的流动性风险，将风险传染至保险业中。

（二）稳健性检验

为确保模型估计结果的可靠性，本文利用分位数回归方法分析了 2009-2017 年寿险公司流动性创造的影响因素，各个变量在 5 个分位点上的回归结果如表 6 所示，表 7-9 分别报告了大型、中型和小型寿险公司在 5 个分位点上的回归结果。综合表 5-8 来看，流动性创造与资本水平在大型寿险公司各个分位数中均存在显著负相关关系，在中等规模的低分位数中也存在，但多数不显著，在小型寿险公司中，仅 0.3-0.5 分位数为显著负相关。说明我国寿险公司资本水平与流动性创造负相关基本可以得到验证，回归结果与前文基本一致。除资本水平之外，高分位的大型寿险公司业务集中度、杠杆比率、ROA 也与流动性创造水平显著相关。其余结果与前文基本一致。

表 6: 全样本分位数回归结果

变量分位点	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
资本水平	-0.031 (0.123)	-0.229*** (0.076)	-0.231 (0.147)	-0.201** (0.091)	-0.262** (0.123)
业务集中度	-0.0537 (0.0506)	0.0172 (0.0539)	0.0415 (0.0528)	0.0876* (0.0514)	0.241*** (0.0518)
杠杆比率	0.0089 (0.0116)	0.00502 (0.00464)	0.00018 (0.00445)	0.00197 (0.00342)	-0.00863*** (0.00324)
规模	0.0392*** (0.00865)	0.0206** (0.00828)	0.0082 (0.0108)	-0.00168 (0.00937)	-0.00903 (0.00897)

¹ 经过分析，本文发现在 2017 年银保监对万能险的严格监管之前，投资型性保费占比回归系数为正且值更大，显著程度也有所增加。

ROA	-0.162 (0.317)	-0.00542 (0.364)	0.275 (0.387)	0.631** (0.245)	0.783*** (0.279)
ROA 三年滚动标 准差	-1.289 (0.864)	-1.152 (0.751)	-1.405** (0.687)	0.266 (1.105)	1.322 (1.193)
股权性质	-0.131*** (0.031)	-0.0760*** (0.0263)	-0.04 (0.0336)	-0.0279 (0.029)	-0.00668 (0.0309)
常数项	-0.843*** (0.11)	-0.559*** (0.095)	-0.351*** (0.123)	-0.220** (0.106)	-0.11 (0.108)
观察值	512	512	512	512	512
R^2	0.043	0.057	0.060	0.053	0.011

注:括号内为对应的经异方差聚类调整后的标准差值, **、*、*分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平下参数估计是显著的;

资料来源: 本文整理

表 7: 大型寿险公司分位数回归结果

变量分位点	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
资本水平	-1.846** (0.818)	-2.232*** (0.515)	-2.108*** (0.3)	-2.252*** (0.361)	-1.953*** (0.531)
业务集中度	0.211* (0.119)	0.292*** (0.0622)	0.261*** (0.052)	0.271*** (0.063)	0.248*** (0.0497)
杠杆比率	-0.019 (0.0124)	-0.0224*** (0.00508)	-0.0218*** (0.00571)	-0.0198*** (0.00649)	-0.0172*** (0.00516)
规模	-0.0235 (0.0278)	-0.0131 (0.0146)	-0.00661 (0.0132)	-0.0123 (0.0105)	-0.0259** (0.011)
ROA	2.043 (1.617)	2.093*** (0.698)	2.083*** (0.635)	2.457*** (0.694)	3.578*** (0.526)
ROA 三年滚动标 准差	1.414 (3.961)	-0.383 (1.404)	-0.306 (1.36)	-2.210* (1.165)	-4.362*** (0.746)
常数项	0.0416 (0.268)	-0.0259 (0.205)	-0.0904 (0.185)	0.0246 (0.162)	0.237* (0.141)
观察值	63	63	63	63	63

R^2	0.608	0.646	0.631	0.634	0.583
-------	-------	-------	-------	-------	-------

注:括号内为对应的经异方差聚类调整后的标准差值, ***,**、*分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平下参数估计是显著的;

资料来源: 本文整理

表 8: 中型寿险公司分位数回归结果

变量分位点	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
资本水平	-1.454** (0.584)	-0.594 (0.468)	-0.396 (0.568)	0.0316 (0.237)	-0.229 (0.335)
业务集中度	-0.288 (0.223)	0.0758 (0.114)	0.129 (0.14)	0.292* (0.15)	0.320*** (0.0905)
杠杆比率	-0.0133 (0.0111)	-0.000948 (0.0125)	0.00635 (0.0105)	0.00297 (0.0118)	0.00541 (0.0115)
规模	-0.125** (0.0519)	-0.0792** (0.0385)	-0.0482 (0.0425)	0.0106 (0.0352)	-0.0286 (0.0251)
ROA	2.607 (1.761)	2.598** (1.267)	1.515 (1.199)	0.524 (0.634)	1.391*** (0.474)
ROA 三年滚动标准差	-1.403 (3.704)	1.603 (1.725)	0.925 (1.713)	2.954 (2.656)	2 (1.984)
股权性质	-0.00358 (0.0862)	-0.0624 (0.0485)	-0.052 (0.0623)	-0.0417 (0.0575)	-0.0138 (0.0374)
常数项	1.160* (0.598)	0.507 (0.435)	0.209 (0.489)	-0.475 (0.359)	0.00941 (0.26)
观察值	115	115	115	115	115
R^2	0.035	0.108	0.117	0.041	0.066

注:括号内为对应的经异方差聚类调整后的标准差值, ***,**、*分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平下参数估计是显著的;

资料来源: 本文整理

表 9: 小型寿险公司分位数回归结果

变量分位点	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
资本水平	-0.122	-0.294**	-0.289*	-0.245*	-0.121

	(0.121)	(0.145)	(0.157)	(0.144)	(0.187)
业务集中度	-0.0843	-0.00884	-0.00281	-0.0202	0.158**
	(0.0676)	(0.0655)	(0.0716)	(0.0721)	(0.0674)
杠杆比率	0.00871	0.000731	-0.00223	-0.000316	-0.0135
	(0.0102)	(0.0131)	(0.00639)	(0.00655)	(0.0101)
规模	0.000392	-0.0246	-0.0283	-0.0456*	0.014
	(0.0159)	(0.0203)	(0.0211)	(0.0233)	(0.0237)
ROA	-0.0835	0.351	0.566	0.930**	0.439
	(0.291)	(0.417)	(0.372)	(0.376)	(0.334)
ROA 三年滚动标 准差	-0.936	-1.228*	-1.912***	-1.046	1.291
	(0.656)	(0.652)	(0.706)	(1.467)	(1.061)
股权性质	-0.0562	-0.0466	-0.0121	-0.0102	0.00925
	(0.0388)	(0.0344)	(0.0386)	(0.0387)	(0.0536)
常数项	-0.521***	-0.147	-0.0117	0.24	-0.297
	(0.155)	(0.205)	(0.207)	(0.226)	(0.227)
观察值	334	334	334	334	334
R^2	0.011	0.024	0.029	0.022	0.002

注:括号内为对应的经异方差聚类调整后的标准差值, ***, **, *分别代表在 1%、5%、10%的显著性水平下参数估计是显著的;

资料来源: 本文整理

五、结论

本文借鉴 Berger 和 Bouwman(2009)¹、Choi et al (2013)⁶等人的研究思路, 通过将资产负债划分为流动性, 半流动性, 非流动性, 再对各项目分别赋予权重, 度量了我国寿险公司 2009-2017 年的流动性创造水平。结果发现寿险公司在金融业中表现为流动性吸收者, 且大型寿险公司贡献了寿险业约 71% 的流动性吸收总量; 对于大型寿险公司, 盈余比率对流动性创造水平的影响大大超过小型寿险公司, 也就是说资本的增加对流动性创造的吸收水平会产生更强的杠杆作用。寿险业中资本与流动性创造的关系中支持“金融脆弱性挤出”假设, 资本金的增加会减小自身的流动性创造水平, 反过来说, 也就是资本的增加会增加保险业吸收市场上的流动性。

本文的结论具有一定政策启示：首先，保险业会吸收流动性，尤其在市场上流动性过剩时期（例如 2015 年前后），并且这种趋势越来越明显。与此同时，虽然大型寿险公司贡献了寿险业约 71% 的流动性吸收总量，但小型寿险公司发展迅速，在吸收流动性方面增长十分迅猛。监管方应当积极监控不同类型寿险公司流动性吸收的趋势，鉴于大型寿险公司无论资产规模或是流动性吸收功能均影响较大，监管方应当尤为关注这类保险公司的风险监管。其次，保障程度越高的寿险公司流动性吸收功能越强，这为监管方促进保险公司加强保险保障功能、坚持“保险姓保”提供了重要的参考。当前保险业多种风险交织，风险错综复杂，且 2018 年寿险业首次遭遇原保险保费负增长也给保险业敲响警钟¹。研究保险公司的流动性不仅对补齐监管短板，也对防范行业风险有积极的意义和作用。最后，寿险公司通过吸收更多资本金，或开展更多保障型业务而非投资型业务均可以在一定程度上加强流动性吸收水平，监管方可以通过加强寿险公司的资产负债匹配监管、强调回归保险保障本质、加强保险业风险防控工作要求、加强压力测试和流动性测试、监控寿险公司的投资行为等多种方法确保行业及公司的持续稳定健康发展，更能减小金融系统发生系统性风险的可能性。

参考文献

- [1] Berger, A.N. and Bouwman, C.H.S., Bank liquidity creation[J]. *Review of Financial Studies*, 2009,22(9):3779-3837.
- [2] Diamond D W, and Dybvig P H. Bank runs, deposit insurance, and liquidity[J]. *Journal of Political Economy*, 1983,91(3):401-419.
- [3] Bryant J. A model of reserves, bank runs, and deposit insurance[J]. *Journal of Banking and Finance*, 1980,4(4):335-344.
- [4] Berger, A.N., and Bouwman C.H.S. Bank liquidity creation, monetary policy, and financial crises[J]. *Journal of Financial Stability*, 2017,30:139-155.
- [5] Berger, A.N., Bouwman C.H.S., Kick, T. and Schaeck, K., Bank liquidity creation following regulatory interventions and capital support[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2016,115-141.
- [6] Choi, B.P., Park, J., and Ho, C. L., Liquidity creation or de-creation evidence from US property and liability insurance industry. *Managerial*

¹ 2018 年 1 月寿险业规模保费较 2017 年同期下降 11.4%，至 2018 年 11 月底，寿险业总保费负增长 0.5%。

Finance, 2013,39(10), 938-962.

[7] Gorton, G. and Winton, A. Liquidity provision, bank capital, and the macroeconomy[J].*Journal of Money Credit & Banking*,2017, 49(1):5-37.

[8] Diamond D W, and Rajan R G.A theory of bank capital[J].*The Journal of Finance*,2000,55 (6): 2431-2465.

[9]Desjardins D, and Dionne G. Reinsurance Demand and Liquidity Creation[J]. 2017.

[10]仲赛末, 赵桂芹. 经营模式对寿险公司财务状况的影响——基于资产负债管理视角[J]. 北京:经济管理, 2018,(09):155-172.

[11]边文龙,王向楠.投资职能对保险公司风险的影响研究 [J]. 北京:金融研究,2017,(12): 158 — 173.

[12] Mayers, D. and Smith, C. Jr, Ownership structure across lines of property-casualty insurance[J], *Journal of Law & Economics*, 1988, 31(2):351-378.

[13]Cummins J D, and Nini G P. , Optimal Capital Utilization by Financial Firms: Evidence from the Property-Liability Insurance Industry[J]. *Journal of Financial Services Research*, 2002,21(1): 15-53.

[14]戴稳胜.中国保险业资产负债建模分析 [M]. 北京:经济科学出版社,2004.

[15]Xie X, Wang Y, Zhao G, and Lu W. Cash holdings between public and private insurers – a partial adjustment approach[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2017,80-97.

[16] Elango,B. ,Y.L.Ma, and N.Pope. An Investigation into the Diversification: Performance relationship in the U.S. Property-Liability Insurance Industry[J].*Journal of Risk and Insurance* 2008, 75(3) : 567-591.

[17]Carson, J. M., and Hoyt, R. E., Life insurer financial distress: classification models and empirical evidence[J]. *Journal of Risk and Insurance*, 1995,6(2): 764-775.

[18]Diamond D W, and Rajan R G.Liquidity risk,liquidity creation, and financial fragility: a theory of banking[J].*Journal of Political Economy*,2001,109(2):287-327.

[19]孙莎, 李明辉, 刘莉亚. 商业银行流动性创造与资本充足率关系研究——来自中国银行业的经验证据[J]. 上海: 财经研究, 2014, (07):65-76.

- [20]王丽珍.监管压力、资本调整与风险承担——基于寿险业联立门限回归模型的研究 [J] . 北京:经济管理,2015,(10) : 106 -116.
- [21]孙祁祥,边文龙,王向楠.业务集中度对寿险公司利润和风险的作用研究 [J] .西安: 当代经济科学,2015,3:27 ~ 38
- [22]Vincent Y. Changa, and Jeffrey Tzuhao Tsaib,Quantile Regression Analysis of Corporate Liquidity:Evidence from the U.S. Property - Liability Insurance Industry[J].*The Geneva Papers*, 2014, 39:77 - 89

补充性商业保险中的投保歧视：社会排斥及其再生产——以残疾人投保困境为例

阙川棋、王远¹

摘要：

国家政策的支持和引导赋予了商业保险相对于社会保障制度的补充保障功能。但在现实生活中，意外伤害保险、健康保险等补充性商业保险并未较好地履行其补充保障职责，反而存在对弱势群体的投保歧视，并加大了社会福利在弱势群体与普通社会成员间的不平等分配。实证研究发现，以残疾人为代表的弱势群体在投保过程中面临着风险评估的歧视、较高概率的拒保和投保渠道的阻碍。借助社会排斥理论分析可知，这些投保歧视来源于社会排斥的再生产过程，即文化排斥和社会福利排斥共同导致对残疾人的身份歧视，造成风险评估和服务环节的不公平对待，带来投保困境，最终产生新的社会排斥并使得投保困境成为投保歧视。因此，需借助政府干预消除文化排斥和社会福利排斥对弱势群体的身份歧视，并强化商业保险的补充保障职责，有效阻断社会排斥再生产的过程、克服弱势群体的投保歧视，切实保障他们通过市场获得商业补充保障的权利。

关键词：补充性商业保险，投保歧视，弱势群体，社会排斥，再生产

一、问题的提出与文献述评

补充性商业保险是以商业养老保险、健康保险、意外伤害保险为代表，保障社会成员养老、医疗等基本层次需求，在保障范围上与养老保险、医疗保险、工伤保险等社会保险制度对应，并在补偿项目和

¹ 阙川棋，吉林大学哲学社会学院硕士研究生。王远，吉林大学哲学社会学院副教授，博士生导师。国家社科基金青年项目“当前欧洲社会民主党福利政策的结构性矛盾及发展取向研究”（18CKS016）；吉林大学研究生创新研究计划项目“社会排斥视角下残疾人商业保险投保歧视问题研究”（101832018C119）。

待遇水平上对其有效补充的一类保险产品^[1]。它不仅最能体现政府赋予商业保险的重要职责，更是商业保险能够成为多层次社会保障体系重要支柱的依据之一。

2010年党的十七届五中全会提出的社会保障制度建设方针中，明确从“多层次”角度定义商业保险是“基本保障水平之上的更高层次保障”^[2]。随着多层次社会保障体系逐渐成型，保险市场中的补充性商业保险在民生领域扮演着日益重要的角色。2014年至2017年国务院先后颁布《关于加快发展现代保险服务业的若干意见》、《关于加快发展商业养老保险的若干意见》和《关于加快发展商业健康保险的若干意见》三大文件，坚持以“强化政策引导，发挥市场机制”为原则，通过“政府引导和推动”充分发挥商业养老保险、商业健康保险对基本养老、医疗保险的补充作用；并鼓励保险机构开发针对残疾人、老年人、失独家庭等弱势群体的保险计划，以满足其养老、医疗、康复、护理等基本需求，通过商业养老保险、商业健康保险等补充性商业保险完善弱势群体的“安全保障网”。

综上所述，按照国家与社会对补充性商业保险的期望，它理应成为政府制度性福利的重要补充，并承担提升所有社会成员生活质量、增强安全感和获得感的重要责任。但在现实运行中，最能体现商业保险补充功能的补充性商业保险，不但未能充分履行其重要职责，反而以市场属性为掩护，对残疾人、艾滋病患者、高龄老人等弱势群体在投保阶段附加额外条件、加收保费或拒保，刻意加大其参保难度。更值得关注的是，加收保费或拒保的行为，有时并不仅仅因为个体风险较高，还在于参保者“是什么样的人”。毫无疑问，这是一种投保歧视的行为，且已经触及社会排斥层面，让本就孤独、无援的弱势群体更加边缘化，加大了福利在弱势群体与普通社会成员之间的不平等分配，破坏了满足“人民日益增长的美好生活需要”的国家大局。

针对补充性商业保险中的投保歧视问题，现有研究主要从三个方面加以解读。一是在市场环境下，弱势群体较高的风险性与保险机构的营利性之间的冲突。仝春建（2008）指出，“保险公司认为残疾人等弱势群体身体有缺陷，更容易受伤害，特别是重残者，风险比较大，因此基于较高的赔付率对他们加收保费或拒保”^[3]。赵全玺、王冰（2015）认为，保险市场往往瞄准高收入人群而忽略弱势群体，“没有钱”“风险大”等等几乎成了各家保险公司拒绝残疾人投保的托词^[4]。

二是弱势群体的客观情况，影响了他们在补充性商业保险领域内的主观投保行为。赵全玺、胡乃军（2014）等人的研究发现，在面对

保险公司时，残疾人等弱势群体由于其较为弱势的地位，不仅在投保时没有价格谈判能力，在追索赔偿时更没有讨价还价的底气[4]^(P54)。房崇坚（2015）亦指出，商业保险条款、保险费率由保险公司单方面制定，保险合同也充满专业术语和模糊性陈述，这便导致残疾人等弱势群体由于对商业保险认识的限制无法准确理解含义；因此一旦遇到纠纷，受损害的只能是其自身^[6]。

三是从法律视角看，对某些弱势群体加收保费和拒保行为的合理性。王迁（2015）在对保险基因歧视问题的立法对策探讨中指出，只有在某种基因缺陷导致健康风险的可能性已被医疗统计数据证实、能够用以计算风险发生概率的情况下，保险公司才能对该携带该致病基因的弱势群体进行必要的区别对待^[7]。周雪峰（2014）亦指出，我国现行《保险法》并未就保险歧视问题作出明确规定，但纵观国外法律制度实践，社会公众的价值观念是影响风险分类合法性的重要因素。因此他认为，如果社会民众一致同意为维护某种平等观念或实现某种政策目标而承担一定的成本，立法者就应对保险业使用某种分类因素进行限制或禁止^[8]。

然而纵观现有研究，其讨论大多以市场化的视角为出发点。无论是论述市场背景下的供求双方矛盾关系；描述群体的客观条件在市场中对其主观行为的影响；亦或是法律层面规制的合理性，都无法涵盖补充性商业保险在社会层面的补充保障功能需要。退一步看，即使不争论补充性商业保险是否应对弱势群体加以政策倾斜等因素，也很难解释其许多加收保费或拒保现象。例如艾滋病与意外事故无直接联系，为何意外伤害保险对遭遇交通事故的艾滋病人不予赔付？以及为何身体健康、能够自理的肢体残疾人无法投保健康保险？等等。对这些关键疑问的解读，亟需从市场视角跳出，回归社会视角本身加以讨论。

基于以上思考，文章拟以残疾人群体在补充性商业保险中的参保困境为案例，从社会视角出发，借助“社会排斥”理论，解读其发生的根源，并提出相应的改进对策，以推动补充性商业保险产品更好地为广大社会成员，尤其是弱势群体服务，从而实现国家赋予它的职责。

二、分析框架与研究方法

（一）社会排斥：投保歧视的分析框架

社会排斥的概念最初产生于西方学者对贫困问题的研究，并由法国学者 Lenior 于 1974 年最早提出。Lenior 用“被排斥者”定义那些单亲父母、残疾人群体、失业者等没有被传统的社会保障体系所覆盖

的人，表示他们不能正常参与经济和政治生活并被社会孤立的状态^[9]。随着社会发展和理论完善，“社会排斥”被赋予了新的内涵，现有研究通常借助该理论探讨弱势群体的社会融入问题，以及他们教育、健康、社会福利等基本权利丧失的问题，研究者往往根据自身的需要对社会排斥给出有利于自身研究的定义^[10]。综合来看，社会排斥是指“个人、团体和地方由于国家、市场和利益团体等施动者的作用而全部或部分排斥出经济活动、政治活动、家庭和社会关系系统、文化权利以及国家福利制度的动态过程”^{[10](P11-P12)}。在社会福利方面，弱势群体在劳动力市场以及社会保障体系中受到主流社会的排挤而日益孤独、无援^[12]，以及部分社会成员在福利资源中不平等的分配，皆是“社会排斥”的直观体现^[13]。

“社会排斥”的内容具有多维度性，它不仅发生在多个领域，社会排斥各维度之间也存在着相互联系和相互作用^[14]。现有研究多基于排斥的来源，将社会排斥分为经济排斥、政治排斥、社会关系排斥、文化排斥和社会福利排斥 5 个维度，分别用于表示个人或团体未能有效参与经济活动和政治活动、被排斥出家庭和社会关系、不被社会主流文化认可、无法获得应得社会福利的状态^{[10](P12-P13)}。此外，社会排斥各维度之间存在着“连锁性”影响，社会成员在某一个维度遭受的排斥后，往往会导致其在另一层面也遭受到排斥^[15]。并且在这一过程中，社会排斥的长期积累和其造成的影响不但会固化其自身，还会加强甚至产生新的社会排斥，即社会排斥存在“再生产”的特性^[16]。

由此可见，社会排斥理论描述了残疾人、农民工、老年人等弱势群体基本权利被剥夺、生活缺少风险保障的边缘化状态，并强调其劣势地位不仅由自身造成，更是制度、社会与经济的变迁等造成的结果^[17]。而弱势群体面临的投保歧视不仅在于其自身的风险因素，更在于社会环境中对残疾人、农民工等弱势群体的“身份歧视”。因此，运用社会排斥理论分析补充性商业保险对弱势群体的投保歧视问题具有较高的契合性和代表性。

具体来看，弱势群体面临的社会排斥在各维度间会产生相互作用，从物质层面、精神心理层面和符号层面实质上造成他们与普通社会成员之间的不平等^[18]，带来对弱势群体的身份歧视，致使他们成为保险机构主观意义上的“高风险群体”。在营利性驱使下，保险机构会对其眼中“高风险”的弱势群体拒保、加收保费或是附加额外条件，从而剥夺他们从市场上获得补充保障的权利，加大了社会福利在他们与普通社会成员间的不平等分配，同时产生对弱势群体新的社会排斥，即

社会排斥的再生产过程（见图 1）。

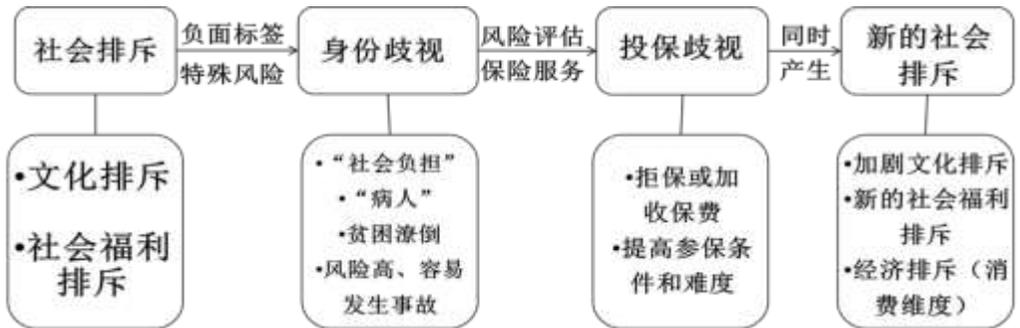


图 1 基于社会排斥理论的分析框架

（二）基于残疾人投保困境的实证设计

为验证社会排斥的再生产过程是弱势群体投保歧视的根源所在，文章以残疾人群体为例开展实证研究。第二次全国残疾人抽样调查显示，2006 年我国残疾人总数已达 8296 万，占总人数的 6.34%；根据第六次全国人口普查推算，2010 年末这一数量已增至 8502 万人¹。

针对残疾人群体的补充性商业保险需求问题，何文炯（2015）提到，尽管残疾人对保险产品的有效需求并不很高，但毕竟存在。因此无论是从提高残疾人风险保障水平，还是从发展商业保险产业出发，都应充分重视残疾人商业保险的发展^{[19](P5)}。在政策引导方面，2016 年颁布的《“十三五”加快残疾人小康进程规划纲要》明确指出“支持商业保险机构对残疾人实施优惠保险费率，鼓励开发适合残疾人的补充养老、补充医疗等商业保险产品”。虽然学者和政府均提倡借助补充性商业保险为残疾人建立补充保障机制，但与之形成反差的则是残疾人群体面临的诸多投保困境，因此以残疾人群体为例开展实证研究更具典型性和代表性。

在研究设计方面，文章采用“半结构访谈法”和“参与式观察”相结合的研究方法，分别对保险服务的供给方即保险机构工作人员，以及保险服务的需求方即残疾人群体，开展调查研究。首先，文章根据 2017 年保监会公布的统计数据，计算选取了市场份额最大的前四家寿险公司即：中国人寿（19.67%）、平安人寿（14.17%）、太平洋人寿

¹ 以上统计数据来源于“中国残疾人联合会”网站“数据中心-残疾人概况”一栏，《关于第二次全国残疾人抽样调查主要数据的说明》以及《2010 年末全国残疾人总数及各类、不同残疾等级人数》。

(6.68%)、泰康人寿(4.43%);以及经营短期意外、健康险产品,市场份额最大的前两家财产险公司即:人保财险(33.14%)、平安财险(20.49%)¹;并随机选择来自以上保险公司的“保险公司客服人员、保险代理人、保险公司核保人员”三类人员作为访谈对象(详见表1)。

在对保险公司工作人员的访谈中,笔者以“为残疾亲属购买保险”的名义,通过官方热线、网络线上交流和线下柜面服务三种渠道,与保险公司工作人员和保险代理人进行了咨询和沟通,借机开展半结构访谈,分别询问不同残疾程度的残疾人在储蓄型养老保险、意外伤害保险、健康保险三类补充性商业保险产品上的投保条件及参保注意事项等信息,并对电话录音、现场录音、聊天记录等素材进行整理形成文字材料。在对残疾人群体的访谈过程中,考虑到生活拮据、重度残疾和生活不能自理的残疾人基本无法投保,本研究主要依照《残疾人实用评定标准(试用)》选择残疾程度较轻(轻度、中度残疾)、具有自理能力和工作能力、具有稳定收入的残疾人作为调查对象,并将其残疾程度与《保险伤残评定标准》中的伤残评级相对应(详见表2)。通过对调查对象开展半结构访谈,询问其投保经历、日常生活习惯等信息,全面了解他们在投保过程中面临的困境。

此外,在参与式观察方面,笔者主要对各保险公司的网上投保渠道进行了考察,全程参与体验网上投保、在线咨询的服务流程,并对各公司的“网上投保界面、宣传材料、产品条款”等材料搜集整理,结合相关政策文件和学术论文,对残疾人投保过程面临的困境及根源进行深度挖掘。总体来看,研究过程共对6名不同残疾类型的残疾人和来自6家保险机构的13位工作人员开展了半结构访谈,共获得访谈录音130余分钟,整理出有效访谈记录2万余字;搜集到6家保险公司的20余款在售产品条款、宣传活页等材料。

表1 访谈对象(保险公司人员)情况一览表

访谈材料编号	所属公司(编号)	工作类型(编号)	姓名代号
D20180801GQ	中国人寿(G)	保险代理人(D)	Q
K20180801GL	中国人寿(G)	保险客服人员(K)	L
K20180729PM	平安人寿(P)	保险客服人员(K)	M

¹ 以上市场份额百分比数据,由作者根据2017年保险市场保费收入计算得出(某机构市场份额=该机构当年保费收入/保险市场当年保费收入总和),所用数据来源于“原中国保险监督管理委员会”网站“统计数据”一栏《2017年人身保险公司原保险保费收入情况表》、《2017年财产保险公司原保险保费收入情况表》。

K20180805PB	平安人寿 (P)	保险客服人员 (K)	B
D20180801PU	平安人寿 (P)	保险代理人 (D)	U
H20180803TD	太平洋人寿 (T)	核保工作人员 (H)	D
K20180803TH	太平洋人寿 (T)	保险客服人员 (K)	H
K20180728KW	泰康人寿 (K)	保险客服人员 (K)	W
H20180728KJ	泰康人寿 (K)	核保工作人员 (H)	J
K20180730RA	人保财险 (R)	保险客服人员 (K)	A
D20180801RR	人保财险 (R)	保险代理人 (D)	R
K20180801CS	平安财险 (C)	保险客服人员 (K)	S
H20180803CZ	平安财险 (C)	核保工作人员 (H)	Z

注：表1中对访谈对象（保险公司人员）均已做匿名处理，首位字母为被访者工作类型，数字代码为访谈年、月、日，数字后两位字母分别为被访者所在保险机构、姓名代号。

表2 访谈对象（残疾人）情况一览表

访谈材料 编号	性别	年龄	职业	残疾情况	残疾等级	
					残疾人实用 评定标准	保险 伤残 评定 标准
C20180901UL	女	57	在家务农	左下肢膝 关节以下 截肢	三级（轻度）	7级
C20180901WJ	男	25	在读大学生	右下肢膝 关节以下 截肢	三级（轻度）	7级
B20180902WQ	男	37	盲人按摩师	双眼视力 低下	二级低视力	6级
C20180902WS	女	29	个体工商户	双手手指 缺损、仅 保留拇指 小指	二级（中度）	6级

C20180904UT	男	47	城市流动商贩	右上肢手肘以下截肢	三级(轻度)	7级
C20180905WM	男	32	网店店主	下半身瘫痪(二肢)	二级(中度)	5级

注：表2中对访谈对象（残疾人群体）均已做匿名处理，首位字母为残疾人访谈对象的残疾类型，数字代码为访谈年、月、日，数字后两位字母分别为被访者就业情况、姓名代号。

三、歧视与拒保：残疾人群体遭遇投保困境

由于基本社会保险提供的保障水平相对较低，残疾人群体往往在日常生活中面临着二次伤残、因病致贫等风险^{[5](P53)}。2015年国务院在《关于加快推进残疾人小康进程的意见》中明确强调要“充分发挥市场机制作用，加快形成多元化残疾人服务供给模式”，并鼓励保险机构开发“满足残疾人康复、托养、护理等需求的保险产品”。因此，满足残疾人群体“特殊性、多样化、多层次需求”的补充性商业保险，在全面推进残疾人小康的过程中扮演着至关重要的作用。但通过调研发现，残疾人群体在投保补充性商业保险的过程中却面临着一系列投保困境。

（一）风险评估的歧视

由于风险评估过程中对残疾人群体的身份歧视，保险机构往往会高估残疾人发生意外伤害、重大疾病等风险事故的概率。一方面，肢体残疾与罹患恶性肿瘤等大多数重大疾病的概率并无直接关系，肢体残疾对寿命的影响也有待考证，身体健康、长寿，能够独立工作、生活的残疾人也大有人在，但残疾程度仍是健康保险和储蓄型养老保险承保过程中参考的重要因素。尤其在健康保险领域，保险机构往往会将肢体残疾人当做容易发生重大疾病的“高风险群体”拒保。

“几年前儿子给我买过保险，说是得了癌症、肿瘤那些大病可以赔。但最后卖保险的说我缺了一条腿，理赔的风险大，硬是不给保。可我身体明明好得很，平时没病没痛，你说是不是不公平？”（访谈资料 C20180901UL，女，在家务农，左下肢膝关节以下截肢）

另一方面，虽然视力残疾、肢体残疾等残疾情况会对残疾人的日常生活、活动产生不便，从理论上增加他们遭受意外伤害风险的概率，但残疾人群体通常比普通社会成员在日常生活中更加谨慎，也会根据自身情况主动规避风险。因此，残疾人群体发生意外伤害的实际风险程度，并不似保险机构主观判断的那样高。

“残疾人的生理机能存在缺陷，在日常中比普通人更容易受到意外伤害，理赔的风险也会更大，所以我们短期意外险一般不保残疾人。”（访谈材料 H20180803CZ, C 财险公司，核保工作人员 Z）

“我（行动不便）平时也就在学校里活动，很少出去。学校专门给我安排了一楼的宿舍和定制的床，学校里的老师同学和后勤人员都十分照顾我，所以基本不会发生意外伤害事故。”（访谈资料 C20180901WJ, 男，在读研究生，右下肢膝关节以下截肢）

“我成天守着店子又不外出，进货卸货、货物摆放都是我老公在做。我就住在隔壁小区里，走个十几米就到家了，也碰不到什么意外伤害，可卖保险的偏说我风险高，容易出事故。”（访谈资料 C20180902WS, 女，个体工商户，双手手指缺损、仅保留拇指小指）

由此可见，行动不便的残疾人大部分时间会选择待在家中或其他较为安全的场所内，并在择业时选择工作地点离家近、工作性质相对安全的岗位就业。故而凭借主观感受断定残疾人群体发生意外伤害事故的概率普遍高于普通社会成员，本质上亦属于对他们的歧视行为。

总之，不论是判定残疾人患病几率高，亦或是认为他们更易发生意外事故伤害，其中有很大成分都源自于一种基于身份的歧视。这一歧视行为使得残疾人被视为高风险群体，从而面临较高概率的拒保或者造成他们的投保渠道受限。

（二）较高概率的拒保

残疾人群体在实际投保的过程中确实面临着较高的拒保概率。在接受访谈的 6 位残疾人中，4 人有投保经历，但仅有 1 人成功购买到了健康保险产品。在投保人陈述残疾程度后，保险机构工作人员针对

一些常见的残疾情况、十分轻微或较为严重的残疾情况，往往可立即做出判断。对于一些无法立即判断的情况，工作人员往往会经过讨论、反应上级后，酌情选择是否承保，有时还会根据残疾程度加收一定的保费。

“您反应的残疾情况对日常生活会造成影响，我们需要参考先前的承保经验或者上级领导的指示，经过商议反馈给您结果。按照以前的经验，如果能够给您保的话，可能保费会比普通人高一些。”（访谈资料 K20180729PM, P 寿险公司，保险客服人员 M）

具体来看，绝大多数保险机构的意外伤害保险产品对于《残疾人实用评定标准》（以下简称《标准》）中规定的视力残疾、精神残疾、智力残疾、中度肢体残疾（二级以上）如下半身瘫痪、二肢缺失等几乎不予承保；对于《标准》中规定的轻度肢体残疾（三级）、听力残疾则根据具体情况酌情讨论，但下肢残疾基本不予承保；而对于一些不影响正常生活的身体残缺如除拇指和食指（或中指）之外的部分手指缺失、部分脚趾缺失、牙齿缺失等，以及言语能力部分丧失，多数保险机构将其看作身体机能健全的普通社会成员承保。

“左小腿膝盖以下因意外事故截肢的情况，肯定是不保的。除了下肢残疾之外，双目失明，上肢肘关节截肢以及精神残疾等情况，一旦影响到正常活动，所有产品基本上都不保。”（访谈资料 K20180728KW, K 寿险公司，保险客服人员 W）

“对正常活动无影响的轻度残疾，比如少了几根手指等情况，是可以参保的，也不会因为残疾额外加收保费。”（访谈资料 K20180730RA, R 财险公司，保险客服人员 A）

此外，视力残疾、肢体残疾等残疾情况不仅会增加残疾人投保意外伤害保险的难度，也会影响他们投保健康保险、储蓄型养老保险等险种。一方面，健康保险产品会将“残疾情况”纳入被保险人的健康情况审查之中，中度及以上程度残疾和部分轻度残疾将无法承保；另

一方面，部分储蓄型养老保险产品在基本养老金给付责任之外，往往附加了不可取消的意外伤害、重大疾病等附加保险责任，这便导致残疾人由于不满足附加险参保条件而被排除在保障范围外。

“你所反应的残疾情况（小腿以下截肢）属于中度以上残疾。虽然他（残疾人）有工作，没有什么大病，但按照规定，残疾程度比较严重是不能保重大疾病险的。”（访谈资料 K20180728KW，K 寿险公司，保险客服人员 W）

“我们的养老险里面附加了一个残疾人不能保的意外伤害附加险。所以如果残疾程度比较严重，就需要和保险公司那边联系，因为之前遇到过一个下身瘫痪的人就没有给保（养老年金险）。”（访谈资料 D20180730GQ，G 寿险公司，保险代理人 Q）

值得注意的是，虽然保险机构工作人员会经过商议对部分残疾人酌情承保，但保险机构对于残疾程度的判断却均缺乏一个统一的标准，多基于承保经验、主观判断或公司自身规定，在反馈拒保结果时也缺乏较为详细的原因说明，这便使得拒保行为在多数情况下缺少合理性和说服力，并引起投保人的不满。

（三）投保渠道的限制

残疾人群体在投保渠道上也存在较大的限制。为了满足投保人多样化的消费习惯，目前保险机构主要设置了“线下营业点投保、保险代理人代售、网上自助购买”三大投保渠道。然而在实际中，考虑到残疾人群体的特殊性，几乎所有保险机构都规定残疾人只能通过线下实体营业点，或与公司线下工作人员对接，才能办理投保业务。

“我们公司的网上投保渠道不对残疾人开放，因为网上投保看不到他们的具体情况。我们需要现场看一看残疾程度，才能决定保不保。”（访谈资料 K20180730RA，R 财险公司，保险客服人员 A）

“有些保险产品仅限于在网上销售，对于这些产品，残疾人是不能投保的。即使他们在网上投了，发生事故

了保险公司也不会赔。”（访谈资料 D20180801GQ, G 寿险公司, 保险代理人 Q）

此外，除了向保险机构直接购买保险产品外，由地方政府、地方残联组织的“残疾人意外保险计划”也是残疾人群体获得商业保险的重要渠道。地方政府往往与当地保险机构合作，出资为当地的残疾人群体购买一年期的团体意外伤害保险，作为被保险人的残疾人则无需缴费。

“我们公司在 W 区的支公司前段时间中标了一个残疾人团险项目，是区残联给残疾人居民保的团体意外伤害保险；保额有几十万，而且竞标的时候各个保险公司之间的竞争十分激烈。”（访谈资料 H20180803GZ, C 财险公司, S 省分公司核保工作人员 Z）

然而，尽管政府出资投保的“残疾人意外伤害保险项目”在一定程度上缓解了残疾人的投保困境和经济压力，但从权利与义务的关系来看，该保险项目仍属于社会福利范畴，未能给予残疾人选择保障项目和保障水平的余地。若残疾人所在地区无该项福利政策，则只能通过线下购买的单一渠道来获得保险服务。

四、社会排斥及其再生产：投保歧视发生的根源

联合国在 2001 年发布的《残疾人权利公约》中详细提出，残疾人的平等权应包括向残疾人提供其他人享受的，在范围、质量和标准方面相同的免费或费用低廉的保险服务^[20]。然而，残疾人群体面临的投保困境不仅包含明显的歧视行为，更剥夺了他们从市场中获得社会福利的权利，以及平等参与社会生活与发展的机会。那么这种投保歧视是依靠何种机制而生成的呢？我们结合理论及相应调查材料，对这一生成机制加以分析可发现，残疾人群体的投保歧视来源于社会排斥及其“再生产”的过程（图 2）。

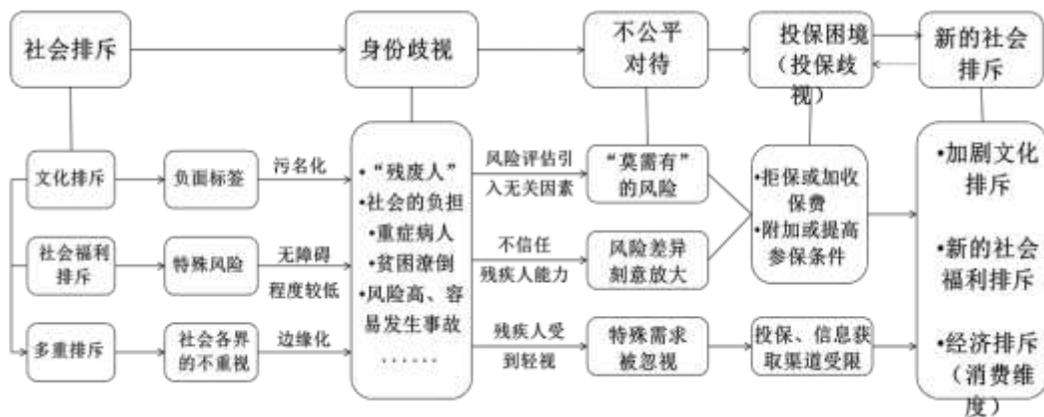


图2 社会排斥及其“再生产”流程图

（一）文化排斥下的风险“莫须有”

社会主流文化以绝大多数社会成员为标准塑造了符合社会主流认知的“标准社会成员形象”。在这种“标准形象”的影响下，“残疾”被看作是一种生理残缺导致的个人无能力状态，且可通过医学或技术手段得到治疗实现康复，这便是理解残疾含义的“医学模式”**错误！未找到引用源。**。医学模式把残疾者的局限视为内在的局限，并自然地、合理地把他们排除在主流文化之外，使其只能进行有限的社会参与^[21]，加之社会生活中将残疾看作“自身悲剧、报应和残废”的落后、陈旧观念，残疾人往往因自身生理缺陷而被迫成为不被主流社会接受的异类，并由此产生社会对残疾人群体的文化排斥。

文化排斥为残疾人群体贴上了“病态”、“不健康”的负面标签，带来健康保险领域将残疾看作疾病、将残疾人看作“病人”的身份歧视。在健康保险产品设计中，由于身份歧视为残疾人塑造的“病人”形象，绝大多数产品将肢体残疾、失明失聪等残疾情况在条款中定义为“重大疾病”并纳入保障范围，与之对应的则是将残疾情况纳入风险评估的审查内容之中。虽然以上做法增强了健康保险产品对普通社会成员的保障效果，却为残疾人顺理成章贴上“重症病人”的标签，将身体健康，能够自理且有工作能力的残疾人以“带病投保”为由拒保。

“因为这款（重疾险）产品的释义部分已经说明肢体残疾属于‘重大疾病’，所以残疾人投保就属于‘带病投保’。”（访谈资料 K20180805PB，P 寿险公司，保险客服人员 B）

“虽然（被保险人）没有重大疾病、身体也很好，但按照我们公司的规定，小腿截肢属于比较严重的残疾了，按照保险条款，我们只保健康的人，残疾人不属于我们产品的保障范围。”（访谈资料 K20180728KW，K 寿险公司，保险客服人员 W）

然而，“残疾”并不属于疾病，它是人类发展进程中不可避免要付出的社会代价^[23]；残疾人更不是病人，他们同样是社会与精神财富的

创造者，同样是推动社会前进的力量^{[24](P31)}。因此将残疾程度作为评价健康情况的因素之一，无异于并在他们的风险评估过程中增加了“莫须有”的健康风险，导致他们因所谓的“风险过高”承受与自身健康状况不匹配的保费甚至拒保。

（二）社会福利排斥下的风险差异放大

社会福利政策和公共服务供给环节对残疾人的忽视还会带来对残疾人群体的社会福利排斥，造成他们在社会生活中的一系列特殊风险。具体来看，社会的基础设施建设和制度安排通常参考绝大多数社会成员的需求，却容易忽视残疾人群体在出行、活动等方面的特殊需求，从客观上增加了他们因行动不便在出行、活动、日常起居等方面发生意外事故的特殊风险。

社会福利排斥造成的特殊风险加剧了意外伤害保险领域对残疾人群体的身份歧视，使得他们成为保险机构眼中的“高风险群体”。一方面，保险机构会参照普通社会成员的日常活动内容，不经考证地主观认为残疾人群体发生意外事故的风险更高；另一方面，由于公共场所无障碍设施的缺乏，保险机构往往对残疾人的抗风险能力产生质疑，并忽略他们防范自身风险所做的一系列努力（诸如借助器械辅助行动，限制活动范围、寻求他人帮助等）。

“我们不保残疾人是因为他们在公共场合容易磕着碰着，过马路和过天桥都不方便……所以容易出意外事故，理赔发生率就很高。不像发达国家公共场所有专门针对残疾人的通道……残疾人可以自己独立生活、上街买东西，没有多少危险。”（访谈资料 H20180803TD，T 寿险公司，S 省分公司核保工作人员 D）

“有了假肢、拐杖也是不能保的，我们无法保证每位残疾人都能熟练使用这些工具。因为残疾已经发生，拥有假肢也没法像正常人那样活动，还是容易出事故。何况很多假肢也只是一个摆设，在公共场所里不顶用的。”（访谈资料 H20180803TD，T 寿险公司，S 省分公司核保工作人员 D）

在这种身份偏见和不信任下，为将理赔概率最大程度降低，保险机构在对残疾人进行风险评估时会采取更加谨慎的态度，将残疾人与

普通社会成员的风险差别不断放大，一旦被保险人的残疾情况对日常出行、活动造成影响，将不论残疾程度一律拒保。然而，风险差异放大的结果则是过高估计了残疾人发生意外伤害的概率，使需要保障二次伤残风险的残疾人，尤其是那些有就业意愿和能力的残疾人，因过高的保费和保险机构的拒保而丧失必要的风险保障。

（三）“多重社会排斥”下的渠道受限

文化排斥和社会福利排斥还会共同作用构成多重社会排斥，产生保险机构在投保服务领域对残疾人群体的身份歧视。文化排斥带给残疾人的污名化会渗透到社会生活各个领域，使残疾人群体从主流社会日益边缘化的同时，还会引起社会各界对其特殊需求的普遍忽视。而社会福利排斥引起的公共部门在再就业服务、基础设施建设等领域对残疾人特殊需求的忽视，则加深了社会将残疾人群体视为“社会负担”、“残废人”的身份歧视，使得保险机构对弱势群体的忽视显得更加理所当然。

因此在投保过程中，保险机构往往只关注自身服务成本和核保工作的便利性，而忽略残疾人群体在活动、出行上的不便，导致最为便捷的网上投保渠道和互联网保险产品将行动不便的残疾人群体排斥在外。此外，在“营利性”市场逻辑主导下，商业保险机构容易对残疾人产生“穷困潦倒”、“一无是处”、“数量稀少”的偏见，并忽略残疾人群体的潜在保险需求。具体来看，大多数线上投保界面并未通过任何形式提示“残疾人不能在线投保”，在填写投保信息时也未询问被保险人的残疾情况；而在相关的网站主页、产品介绍、咨询答疑等服务板块，也缺少针对残疾人客户的相关说明。

“我们没有针对残疾人的专门渠道和服务，因为残疾人买保险的情况实在不多，实在没有必要。何况还有残联给他们买保险，他们如果有需要，直接联系我们的工作人员就行。”（访谈资料 H20180728KJ，K 寿险公司，Z 省分公司核保工作人员 J）

此外，政府各种“残疾人意外伤害保险项目”的兴办往往会使商业保险机构认为残疾人群体的保险需求能够通过政府得到解决，加之对残疾人在投保服务中的身份歧视，保险机构容易认为没有必要再花费成本为残疾人等弱势群体开设专门的服务窗口、投保渠道或服务项目。

“现在不是很多政府和残联会为残疾人买意外险嘛，既然政府都给他们买了保险，我们再针对他们开设专门的投保渠道就没有必要了。”（访谈资料 H20180803TD，T 寿险公司，S 省分公司核保工作人员 D）

然而对于多数行动不便或缺乏保险知识的残疾人而言，单一的线下投保渠道会为他们带来较大不便，信息咨询渠道的缺失又容易使他们因信息不对称而造成不必要的纠纷，最终造成残疾人群体的参保难度增加、参保积极性降低。

综上所述，由社会排斥产生的身份歧视通过影响风险评估过程和投保服务过程，使残疾人群体面临着与自身风险程度不相符的区别对待，以及有限的投保渠道和信息咨询渠道。而以上的投保困境又会带来对残疾人群体新的社会排斥，导致社会排斥的再生产过程。一方面，过高保费带来的经济压力和不公平的拒保行为会剥夺残疾人群体通过市场渠道获得商业补充保障的权利，形成消费领域的经济排斥，并加大他们与普通社会成员在福利水平上的差异，产生补充保障领域的社会福利排斥；另一方面，补充性商业保险对残疾人的忽视，会使得本就处于弱势地位的残疾人群体更加边缘化，强化社会对他们的文化排斥。在这种再生产的过程中，残疾人面临的投保困境不断加剧，其受到的不公平对待不断加强，群体的弱势处境不断强化，最终使得“歧视”成为被社会所忽视，甚至默认的行为。

五、消除社会排斥：克服投保歧视的对策

从上面对于残疾人投保困境产生根源的分析可知，若要解决补充性商业保险对弱势群体的投保歧视问题，则必须阻断社会排斥及其再生产的过程。其中由文化排斥和社会福利排斥带来的身份歧视，则是其中的关键所在。然而，作为文化排斥根源的社会价值观念具有持久的影响性，社会福利排斥也来自于制度层面的不合理设计。在此情况下，需通过政府干预的手段从价值观念和公共服务维度入手，消除文化排斥和社会福利排斥带给弱势群体的身份歧视，并以满足其美好生活需要为目标，鼓励补充性商业保险主动承担起自身的补充保障责任，从而阻断社会排斥的再生产过程，有效解决弱势群体面临的投保歧视问题。

（一）重塑公众价值，遏制文化排斥

传统、陈旧的价值观念造成了社会主流文化对弱势群体的文化排斥，带来了保险机构对残疾人等弱势群体的身份歧视。因此，向社会推广积极正确的社会价值观、消除公众对弱势群体的污名化是解决弱势群体身份歧视、阻断社会排斥及其再生产的关键所在。政府应通过媒体、公益等渠道，大力宣传以“新残疾人观”为代表的正确价值观念，让社会各界认识到残疾、疾病、贫困等现象是“人类发展进程中不可避免付出的社会代价，更是人类存在的一种特殊样态”^[25]；他们同样拥有“爱与被爱，以及得到各种社会补偿条件的权利，并尽自己应尽的义务”^{[24](P30)}。对于积极为弱势群体提供保险服务保险机构、保险从业人员，政府应给予其荣誉表彰并通过媒体渠道大力宣扬，为弱势群体投保营造和谐友善的社会环境。

此外，有关部门还需加强对保险市场的引导和监督，严厉打击保险市场上对弱势群体的歧视行为，为弱势群体投保营造公平公正的市场环境，保障他们能够和普通社会成员一样享受平等的保险服务。一是有关部门应加强监督，严厉禁止保险公司将一些缺少精算依据支持，或与对应产品保障风险无直接因果关系的因素，纳入到风险评估过程。对于一些有精算依据但容易引起社会公众争议的因素，如意外伤害保险中残疾人的身体残疾程度等，应由有关部门与保险业界沟通协商，在尊重精算依据的前提下兼顾社会利益，尽量减少弱势群体的参保难度。二是需在保险行业内建立针对残疾人等弱势群体的统一风险评估标准，明确规定残疾等“缺陷”程度与加收保费比例、是否拒保的对应关系，并要求其拒保、加收保费时，对弱势群体出具书面说明阐述具体原因，防止保险机构只凭主观臆断、毫无根据地在投保过程中区别对待弱势群体。

（二）优化公共服务，消除福利排斥

社会福利排斥造成的社会对弱势群体特殊需求的忽视，导致了他们在社会生活中面临的特殊风险。在缺少残疾、贫困、疾病等风险预防和规避手段的社会环境下，保险机构对弱势群体的身份歧视反映了“不敢保”的无奈之举。因此，不能将投保歧视完全归责到保险机构，也不能在解决问题时忽略精算依据，盲目要求保险机构取消对弱势群体的风险划分。而是要通过优化公共服务的手段消除弱势群体面临的社会福利排斥，降低他们与普通社会成员的风险差异，从而削弱保险机构将弱势群体看作“高风险群体”的身份歧视，增强其为弱势群体提供保障的信心。

以残疾人、高龄老人等在出行、活动方面有特殊需求的弱势群体

为例，政府需加快完善对公共场所的无障碍设施建设，以及居住场所、社区的无障碍改造，保障残疾人、高龄老人等弱势群体活动、出行时的安全和便利，降低他们因“行动不便”理论上遭受意外伤害的概率。此外，还可通过公共服务的给付培养并增强弱势群体的抗风险能力，增强保险机构对弱势群体抗风险能力的信任。有关部门应大力支持发展针对残疾人、老年群体的康复训练机构和健康管理服务，增强其自主生活能力和环境适应能力，并普及对弱势群体的特殊福利，推广并落实国家政策中对残疾人、失能老人等群体购买辅助器材、进行家庭无障碍改造的经济补贴，防止因经济原因削弱其抗风险能力。

（三）坚持政策引导，强化补充职责

弱势群体面临的投保歧视问题，实则反映出在“营利性”的市场原则下，补充性商业保险对自身补充保障职责的摒弃和背离。因此，单纯从文化排斥和社会福利排斥带来的身份歧视入手，并不能彻底阻断社会排斥的再生产过程，还需坚持政府对补充性商业保险发展的引导作用，通过政策手段强化其补充保障职责，使其成为多层次社会保障体系的重要支柱。

从保险服务供给来看，弱势群体获得保险服务的渠道应得到适当拓宽。政府可通过政策优惠的手段鼓励保险机构为弱势群体开办针对性的保险项目或提供专门的服务渠道和咨询渠道，解决弱势群体在投保过程中面临的渠道受限、信息不对称问题。此外，考虑到以残疾人为代表的弱势群体具有与一般社会成员相同的风险，也有其特殊的风险，因而其风险保障需求也有一般性和特殊性^{[19](P4)}。政府可通过与保险公司合作，共同开发专门针对弱势群体的政策性保险产品，或是根据不同弱势群体特点，对原有产品的参保条件、保障范围等内容进行微调以满足其特殊的风险保障需求。

从保险服务需求来看，弱势面临的经济压力是阻碍其购买补充性商业保险的主要原因之一，他们对于保险产品的需求很大程度上处于潜在状态，其中相当部分难以成为有效需求。考虑到弱势群体的经济因素，政府可通过一定的政策优惠，鼓励保险机构为弱势群体酌情降低保费，并对承保弱势群体的保险机构给予一定的财政补贴，或是在投保过程中给予弱势群体一定的现金补助，减少他们因购买补充性商业保险而引起的经济负担，充分发挥商业保险的补充保障作用。

参考文献

- [1] 何文炯，2010，社会保险转型与商业保险发展，保险研究，

(07):35-39。

[2] 许飞琼, 2010, 商业保险与社会保障关系的演进与重构, 中国人民大学学报, 24(02):95-104。

[3] 全春建, 2008, 残疾人投保不应吃“闭门羹”, 中国保险报, 09-12(001)。

[4] 赵全玺, 王冰, 2015, 建立残疾人团体商业保险机制的探索, 残疾人研究, (04):7-10。

[5] 赵全玺, 胡乃军, 2014, 建立残疾人商业保险补充保障机制的理论探讨, 残疾人研究, (04):52-55。

[6] 房崇坚, 房斌, 2015, 残疾人商业保险的经纪服务和监督服务, 残疾人研究, (04):11-14。

[7] 王迁, 2003, 保险中“基因歧视”的立法对策, 法学, (12):103-109。

[8] 周学峰, 2014, 论保险法上的风险分类:合理区分 V.歧视, 比较法研究, (02):93-108。

[9] Kevin Ryan, 2007, *Social Exclusion and the Politics of Order, The new Poverty, the Under class and Social Exclusion*, Manchester University Press, pp.21-25.

[10] 丁开杰, 2009, 西方社会排斥理论:四个基本问题, 国外理论动态, (10)。

[11] 曾群, 魏雁滨, 2004, 失业与社会排斥:一个分析框架, 社会学研究, (03):11-20。

[12] 李斌, 2002, 社会排斥与中国城市住房制度改革, 社会科学研究, (3)。

[13] 彭华民, 2005, 社会排斥与社会融合——一个欧盟社会政策的分析路径, 南开学报, (01):23-30+103。

[14] Carine Clert, 1999, Evaluating the Concept of Social Exclusion In Development Discourse, *European Journal of Development Research*, Vol.11, No.2, pp.176-199.

[15] 景晓芬, 2004, “社会排斥”理论研究综述, 甘肃理论学刊, (02):20-24。

[16] 成华威, 崔永军, 2006, 农民工社会保障中的社会排斥, 社会科学辑刊, (06):89-92。

[17] 孟阳, 李树茁, 2017, 性别失衡背景下农村大龄未婚男性的社会排斥——一个分析框架, 探索与争鸣, (04):81-88。

[18] 银平均, 2006, 社会排斥视角下的中国农村贫困, 南开大学

- [19] 何文炯, 2015, 商业保险与残疾人风险保障, 残疾人研究, (04):3-6。
- [20] 李社环, 2017, 政府资助型残疾人商业保险的可行性研究, 保险理论与实践, (05):42-50。
- [21] Tania Burchardt, 2004, Capabilities and disability: the capabilities framework and the social model of disability, *Disability & Society*, Vol.19, No.7, pp.735-751
- [22] Stein, Michael Ashley, 2007, Disability Human Rights , *California Law Review*, Vol.95, No.1, pp.75-121
- [23] 张九童, 王颖, 2017, 论现代社会残疾人观在残疾人就业中的地位和作用, 残疾人研究, (01):55-60。
- [24] 丁启文, 2000, 新残疾人观(下), 中国残疾人, (07):30-31。
- [25] 奚从清, 2013, 现代文明社会残疾人观价值体系与实践意义探讨, 残疾人研究, (03):10-13。
- [26] 中国保监会武汉保监办课题组, 2003, 对保险功能的再认识, 保险研究, (11):11-14+23。
- [27] 岑敏华, 罗向明, 张伟, 2017, “保险姓保:理论溯源与价值回归, 南方金融, (05):45-50。
- [28] 张焱, 2008, 商业保险应关注残疾人, 中国保险, (12):18。
- [29] 金克举, 肖冠群, 1992, 关于开办残疾人系列保险业务的探讨, 金融与经济, (10):58-59。
- [30] 李剑, 2018, 残疾与正义:一种基于能力的正义理论, 国外理论动态, (06):71-83。
- [31] 奚从清, 2000, 论两种不同的残疾人观, 浙江大学学报(人文社会科学版), (02):19-25。
- [32] Gareth Millward, 2015, Social Security Policy and the Early Disability Movement—Expertise, Disability, and the Government, 1965–77, *Twentieth Century British History*, Vol.26, No.2, pp.274-297
- [33] Sara Arber, 1998, Britain divided: The growth of social exclusion in the 1980s and 1990s, *Work, Employment and Society*, Vol.12, No.2, pp.404-405
- Austin, 1983, The Insurance Classification Controversy, *University of Pennsylvania Law Review*, Vol.131, No.3, pp.517-583

区块链能增加保费吗？——基于信任的视角

刘熠炜、杜樊、周桦¹

摘要：

定量分析区块链技术对保险行业的影响对于其结合保险的实际应用具有重要意义。在区块链技术模拟的投保场景下，本文基于保险决策实验和机构信任实验获取的保费、信任值等数据，考虑到区块链对保险公司信任程度的内生性可能，并经过样本自选择偏误修正。回归结果显示：在实验人数较少时，区块链技术可能对保险公司信任程度产生显著的负向影响，信任程度则对保费产生显著的正向影响。此外，本文利用现实实验获取的参数进行了数据仿真与理论预测。数据仿真结果表明：多次重复实验下区块链技术能够有效地提高保险公司的信任程度，且可能性随着人数增加呈现上升趋势。

关键词：区块链，信任，机构信任实验

一、引言

区块链一直是近几年来保险行业高度关注的新兴技术。许多具有前瞻性的保险公司已经开始探索区块链技术在保险领域的应用。从2016年3月阳光保险集团推出基于区块链底层架构的“阳光贝”积分活动到2017年5月，基于区块链的云服务平台众安“安链云”首次投入运营。不难看出，保险行业正试图挖掘区块链技术背后巨大的应用价值。一个与之紧密相关的话题是：区块链是通过怎样的机制对消费者投保额度产生影响的？

¹ 刘熠炜，中央财经大学保险学院本科生。杜樊，中央财经大学保险学院本科生。周桦，中央财经大学保险学院副教授。

目前，学术界相关研究大多局限于文字性描述和逻辑性分析，逐个列举区块链的技术特征，并探讨其所能解决的金融问题。Siddhanth等(2018)^[1]指出区块链通过开放性，透明性，数据不可篡改性这三项特点，确保所有信息真实可靠。在对用户全部公开信息的同时提供实时广播，使所有参与人均可收到交易内容，由此提升保险消费者对于保险公司的信任度，从而解决制约保险需求的信任问题。

另一方面，Cooper Robert(2012)^[2]和郭振华(2013)^[3]等发现保险消费者对保险公司的信任与消费者的投保额度呈正相关关系。综合上述两方面文献可以初步得出结论:区块链可能提升保险消费者对于保险公司的信任，而信任的增加会进一步提升消费者的投保额度。

但上述区块链与保险研究缺乏真实案例和相关数据作为支撑，研究人员也没有利用实验经济学方法对结论进行相关验证。个体之间由于信息储备、信息处理能力和理解力存在差异，在引入区块链之后的反应可能各不相同。因此，在缺乏真实案例或者相关实验的基础上，仅凭区块链公开性、透明性、不可篡改性就笼统地认为区块链可以提升消费者对于保险公司的信任度并不严谨。另一方面，由于数据缺乏，相关研究只是定性分析了区块链对于保险消费者对保险公司信任的影响，并未构建计量模型定量分析影响的大小并进行显著性检验。

针对上述问题，本文引入了实验经济学的方法，通过收集被试者在模拟投保环境¹下实验的相关数据，并将其作为样本进行回归分析。本文尝试建立保险场景下的主观动态信任模型分析以区块链技术的影响机制，并用实际实验的参数对数据仿真实验的参数进行有效设定，得出了区块链技术对投保信任影响的普适性结论。

二、文献综述

信任是区块链与保险关系中的一个关键环节。本部分从区块链和保险，信任和保险以及信任的实验经济学测度方法这三方面出发，整理当前学术研究现状，将其作为本文后续研究的基础。

（一）区块链与保险相关研究

学术界关于区块链的定义均围绕着其分布式算法和信息储存的特点。Herian Robert（2017）^[4]将区块链定义为：一种分布式数字化记账方法，使得网络上的每一台计算机或者节点都可以共享链上信息。

¹由于该实验涉及到区块链技术、保险产品的设计等领域，现有的实验平台难以满足要求。本研究委托相关区块链技术人员开发并设计了实验平台，如需使用该平台请与作者联系。

Hansen (2018)^[5]将其定义为基于点对点的去中心化数据库。Micheal 等 (2018)^[6]指出区块链信息安全性较高。区块链可以将多个副本储存在多台独立的计算机上,只有超过 51% 以上的用户认可后才能修改数据。这在开放性系统下难度较大,可确保数据安全可靠。

区块链技术在保险领域有着广阔的应用前景。Faisa (2018)^[7]指出保险公司可利用区块链技术标记保险标的所有权,使标的信息更加难以篡改、值得信赖,并且便于其追踪保险标的所有权转让或进行再保险安排。此外区块链通过智能合约技术,使条约一旦满足约定双方预先制定的条件就可以自动执行,从而减少人为操作带来的失误。综上所述,区块链技术可协助保险公司提供更加安全可靠的服务。许闲 (2017)^[8]从信任的角度出发,认为区块链技术可利用其公开性、透明性、数据不可篡改性等特征,提供消费者可靠信息与服务,从而提升消费者对于保险公司的信任度,解决制约保险需求的信任问题。Siddhant 等 (2018) 则认为区块链技术可以形成一个整合保险公司、医疗机构和消费者等多方面信息的平台,从而解决消费者不信任保险公司这一制约医疗保险发展的重大难题。

(二) 信任与保险相关研究

信任在保险购买中起到重要作用,保险合同的订立必须基于最大诚信原则。用户信任程度直接影响保险公司市场拓展的深度、广度和用户忠诚度。Knack (1997)^[9]指出地区的信任程度和公民行为规范水平越高,其交易成本越低,越有利于金融行业的高效发展。Cooper Robert (2012) 以美国 2008 年金融危机后复苏阶段为研究背景,实证检验了信任对保险行业保费的显著正向影响。Steven (2009)^[10]发现了用户购买的保费主要基于用户对代理人服务的感受,而信任则是服务感受的一个重要决定因素。Mei-Fang Chen 等 (2009)^[11]认为保险公司的信任程度主要与用户与代理人间的信任程度有关,而这两者均会对用户忠诚度产生显著的正向影响。在可能存在保险欺诈和赔付违约的市场环境中,Guiso (2012)^[12]将信任对保险市场的影响分为两部分:较高的信任水平会显著提高保险公司的承保意愿;较低信任水平也会抑制投保人的保险需求。

国内学者郭振华 (2013) 的实证研究同样得出了信任对于保险购买意愿具有显著正向影响的结论,并指出信任是制约中国保险业发展的主要因素。刘明波 (2014)^[13]指出被试对保险的印象水平、购买保险的渠道以及其可信度、地震经历等对地震保险的购买意愿产生显著影响。相对于保险营销员、电视广告、网络等购买渠道,亲朋好友的

推荐会对保险购买意愿有显著的正向影响。潘黎、钟春平（2017）^[14]的研究将信任分为“值得信任”（体现商业信誉为主）和“信任他人”（体现风险承担敏感性）两类，结果表明前者对地区保险销售具有显著的正向影响，而后者则对地区保险销售具有显著的负向影响。

（三）信任的实验经济学相关研究

信任博弈实验是社会心理学领域一个较为成熟的实验，可用于较为准确地测度人与人之间信任值。Berg 等（1995）^[15]通过委托人和代理人间博弈数据，以投资量占委托人初始资产的比例对两者之间信任值进行测度。Holm（2002）^[16]分别利用瑞典和坦桑尼亚的两组微观实验数据，指出个体信任水平与其实际慈善行为中的捐赠额间存在显著的正向关系。李彬（2015）^[17]运用信任博弈实验测度了社会信任，系统分析了外部风险对社会信任的负向影响。

此外，通过调查问卷测度社会信任值和政府信任值也是较为普遍的替代做法。Capra（2008）^[18]检验了 GSS 和 WVS 等信任调查问卷的结果在预测个体对他人信任行为上的有效性。陈叶烽（2010）^[19]通过实验证明了信任博弈实验和 GSS 调查问卷在测度行为个体的信任水平上存在内在的一致性。仇焕广（2007）^[20]通过调查被试“您对政府监管部门的信任度如何？”测度被试对政府监管部门的信任值。Burcu Özcan 等（2011）^[21]采用问题“普遍而言，你认为大部分人是值得信任的吗？”以调查被试对于社会中其他陌生人的信任程度。

学术界更多关注个体对政府机构、社会中其他陌生人的信任水平及其影响，测度个体对公司的信任水平相关文献相对较少。Fredrik 等（2018）^[22]提出了公司信任值的测度方法。在小型公司假设下，可用被试对公司实际管理者的信任值来有效代替被试对公司的信任值。

三、计量模型与实验经济学方法

（一）回归模型 1：区块链能否有效地增加投保信任

1. 基础模型介绍

社会心理学领域 Keith S. Coulter & Robin A. Coulter（2002）^[23]所完成的定量研究总结了社会心理学领域以往影响信任的因素，并提出了以下六个解释变量：服务方的礼貌程度、友善程度、专业程度、解决问题的速度、守时程度、处理问题的准确程度。该论文以问卷调查的方式进行，并用十分制打分的方式进行量化，最终有效地解释了投保人对于小型健康保险公司的信任值变化。

因此，本论文将这部分解释变量作为影响投保信任值的其他控制

变量。当被解释变量为投保信任值时，将回归模型的基础形式设定为：

$$TP_i = \beta_0 + \beta_1 block_i + X_i\eta + \mu_i \quad (1)$$

其中 $block$ 是一个关于区块链的二值变量，当存在区块链影响时赋值为 1，不存在时赋值为 0。 X 各项表示社会心理学领域的其他控制变量组成的向量， μ 表示残差项。

2. 内生性问题

(1) 区块链对实验被试影响的内生性。区块链对实验被试的影响可能内生于实验被试平常对区块链产品的了解程度。本文考虑到：可能存在一个与区块链相关的变量，使得实验被试在受到本实验的影响外，存在对于其他对于区块链的刻板印象。而这种印象（无论好坏）可能对于解释变量 $block$ 的系数产生影响。

我们采用了仇焕广（2007）^[20]在研究公司信任内生性问题时增加解释变量的方法。结合区块链领域和实验被试均为大学生¹的特点，本文设计了调查问题：

①您是否投资过比特币等相关虚拟资产？（是/否）

②您是否进行区块链行业相关的实习？（是/否）

在模型中引入两个二值变量 Y_{1i}, Y_{2i} ，将模型修正为：

$$TP_i = \beta_0 + \beta_1 block_i + X_i\eta + \beta_2 Y_{1i} + \beta_3 Y_{2i} + \mu_i \quad (2)$$

(2) 遗漏变量导致的内生性。社会心理学领域 In Do Hwang（2017）^[24]关于信任的研究表明信任可被分为：公司信任、社会信任、政府信任三类。同时该论文检验发现三类信任之间存在显著区别，但往往存在相关性。投保信任是投保人对于保险公司的信任值，应被归入公司信任一类。

本文考虑到可能存在以下的传导机制：并非由区块链使得投保信任上升，而是实验被试个体间的差异性，使得不同实验被试间的信任差异更多被个体差异解释。因此，我们将社会信任(ST)、政府信任(GT)加入到解释变量中，以对于不同实验个体间信任的差异性进行控制。将回归模型进一步修正为：

$$TP_i = \beta_0 + \beta_1 block_i + X_i\eta + \beta_2 Y_{1i} + \beta_3 Y_{2i} + \beta_4 ST_i + \beta_5 GT_i + \mu_i \quad (3)$$

根据已有文献结论， ST 与 GT 间可能存在较强的相关性，但因是否受到区块链影响是实验的人为外生变量，而变量 ST 、 GT 与 $block$ 不存在相关性。根据计量经济学相关理论， ST 与 GT 存在的强多重共线性不会对变量 $Block$ 的系数估计产生影响。

¹ 本次实验的被试为中央财经大学 89 名大一到大三学生。

(3) 样本自选择偏误。由于区块链数据的稀缺性，本次研究采取了实验经济学的方法进行。被试中大部分是通过海报招募的形式参与实验的，剩下的同学则是通过随机抽选的形式参与实验的。

考虑到主动参与实验的同学可能存在对于区块链的偏好，因此会对区块链解释变量的系数产生一定影响，本文使用了 Heckman 两阶段法。

在进行计量处理后得到自选择效应变量 K ，并将其加入回归模型中，得到修正完成的回归模型：

$$TP_i = \beta_0 + \beta_1 block_i + X_i\eta + \beta_2 Y_{1i} + \beta_3 Y_{2i} + \beta_4 ST_i + \beta_5 GT_i + \beta_6 K_i + \mu_i \quad (4)$$

此外，由于郑昱力（2017）^[25]明确提出并检验了被试风险偏好与信任无关，本文并未将风险偏好纳入回归模型 1 中。

3. 实验经济学方法¹与统计分析

(1) 其他控制变量的测度方法。本次实验在开始前对被试基本信息进行了调查，以测度回归模型 1 中年龄、性别、年级、学院等解释变量的数值。社会心理学领域关于信任的其他解释变量则通过 Keith S. Coulter（2002）^[23]设计的调查问卷进行测度（见附录 1、附录 3）。

(2) 政府信任与社会信任测度方法。本文采用仇焕广（2007）^[20]关于政府信任相关研究中的调查问题设置，以测度政府信任值。对于社会信任的测度，本文则采用了 Burcu 等（2011）使用的调查问卷方法。

问题 1：您对政府监管部门的信任度如何？选项：非常信任、信任、一般、不信任、非常不信任

问题 2：普遍而言，你认为大部分人是值得信任的吗？选项：非常值得信任、值得信任、一般、不值得信任、非常不值得信任

依照李新荣（2014）^[26]对于相关信任问题的已有赋值方法，在被试选择答案前三项时将社会信任变量 ST 和政府信任变量 GT 赋值为 1，反之赋值为 0。

(3) 与区块链相关的解释变量的测度方法。而针对区块链可能产生的内生性问题，采用前文所述的以下调查问题。

① 您是否投资过比特币等相关虚拟资产？（是/否）

② 您是否进行区块链行业相关的实习？（是/否）

模型中的二值变量 Y_{1i}, Y_{2i} 在被试选择“是”时赋值为 1，反之赋值

¹ 由于篇幅所限，本文未将具体的实验经济学流程列入正文。对本次实验流程感兴趣或是打算重复实验的学者可参考附录 5

为 0。

(4) 样本自选择偏误变量的测度方法。本文采用了 Heckman (1979)^[27]经典的样本自选择偏误解决方法, 结合研究情况设计了调查问题: 参加实验的原因是?

- A. 获取金钱报酬
- B. 对实验经济学感兴趣
- C. 随机抽选参与实验
- D. 对区块链怎么作用于金融行业感兴趣

该变量在被试选择“D”时赋值为 1, 其余情况则赋值为 0。

(5) 被解释变量-----投保信任值的测度方法。Fredrik 等 (2018) 提出了公司的信任博弈实验, 以测度对投保人对保险公司的信任值。该研究实证检验了这种测度方法的准确性。其假设在公司规模较小的情况下, 可用投保人对于保险公司负责人的信任值替代其对于保险公司的信任值。

本文也引用了这种方法。由于我们实验的保险公司规模较小, 可视为小规模公司。在实验平台上展示出负责人的信息, 以进行投保人对保险公司负责人的信任博弈实验。

(6) 描述性统计。表 1 给出了各变量的描述性统计结果。2018 年 12 月的观测样本显示: 本次实验的被试年龄介于 18 到 22 岁, 均值为 19.29, 年级均值为 2.25, 属于教育水平较高的年轻人群体。性别均值为 0.269 说明本次实验的被试主要为女性。院系均值为 0.8539, 即大部分被试为保险学院的学生。居住地的均值为 0.798, 即被试主要由城市居民组成。

实验组的均值为 0.561 表明区块链和传统组的分布较为均匀, 并未出现两组人数相差较大的情况。是否购买过比特币等资产和是否参加过区块链相关的实习两个变量的均值分别为 0.023 和 0.011, 即少部分被试确实购买过比特币等虚拟资产和参加过相关实习, 参与实验的目的均值为 0.179, 即相当一部分被试存在对区块链的偏好。

政府信任和社会信任的均值分别 0.9551 和 0.9213, 即被试对政府监管部门和社会中陌生人的信任度较高。而服务的六项指标打分均值分别为 8.9551, 8.8090, 7.7865, 7.9551, 7.8764, 8.1124, 说明被试对于本次实验较为满意。被解释变量投保信任值均值为 46.9326, 即被试对保险公司的信任程度较为一般。

表 1 回归模型 1 变量的描述性统计结果

2018年12月观测样本 (观测值数=89)

解释变量	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	19.29	1.014	18	22
性别	0.26966	0.446299	0	1
年级	2.2584	1.74205	1	3
实验组	0.5618	0.49898	0	1
院系	0.8539	0.35517	0	1
居住地	0.7978	0.40395	0	1
党员与否	0.0227	0.14989	0	1
是否购买过比特币等资产	0.0225	0.14905	0	1
是否参加过区块链相关实 习	0.0112	0.10600	0	1
参与实验的目的	0.1798	0.38618	0	1
是否信任政府监管部门	0.9551	0.20835	0	1
是否信任社会中其他陌生 人	0.9213	0.27072	0	1
对服务的友善程度打分	8.9551	1.52189	5	10
对服务的礼貌程度打分	8.8090	1.73124	0	10
对服务的专业程度打分	7.7865	1.92750	1	10
对服务的问题解决速度打 分	7.9551	1.89443	3	10
对服务的准时程度打分	7.8764	2.07156	1	10
对服务的精确程度打分	8.1124	1.97966	3	10
投保信任值 ¹	46.9326	27.66266	0	100

（二）回归模型 2：投保信任上升能否增加保费收入

1. 基础模型介绍

保险学领域 J. D. HAMMOKD 等（1967）^[28]完成的经典研究论文确定了收入、年龄、教育水平、净财富、结婚与否、职业、人种几个解释变量。

但由于本次研究是基于实验经济学进行的，被试均为大一到大三学生，且实验的虚拟财富值预先设定为一致。不存在收入、净财富、

¹ 此处投保信任值的范围为 0-100，是以保险公司信任博弈实验中的给付值直接作为投保信任值的，并未将其除以初始总资产 100。

结婚与否、职业的差异，因此将年级、性别、院系等作为控制变量 Z 。本文考虑到风险偏好对于保费收入的影响，将风险偏好(RA)纳入到分析中来。

在实验设定一致和被试较为统一的情况下，将实验中的保费收入(P)作为被解释变量，投保信任、风险偏好作为解释变量，回归模型 2 的基础模型设定如下：

$$P_i = \alpha_0 + \alpha_1 TP_i + Z_i \pi + \alpha_2 RA_i + \xi_i \quad (5)$$

2. 内生性问题

In Do Hwang (2017) 论文中提出了另一个结论：公司信任、社会信任、政府信任均会对经济发展产生正向影响。本文认为考虑到：由于个体间的差异，公司信任值上升带来的社会信任和政府信任的上升，可能是真正导致保费上升的传递路径。

为了避免内生性对于实验结论的干扰，本文仍然将社会信任(ST)、政府信任(GT)加入到解释变量中，以对于不同实验个体间信任的差异性进行控制。将回归模型进一步修正为：

$$P_i = \alpha_0 + \alpha_1 TP_i + Z_i \pi + \alpha_2 RA_i + \alpha_3 ST_i + \alpha_4 GT_i + \xi_i \quad (6)$$

3. 实验经济学方法与统计分析

(1) 风险偏好的测度方法。Christopher (2002)^[29]提出的风险偏好测试问题较为简单有效，本文将这些测试问题作为本次实验风险偏好的测度方法，并将其放入一开始的调查问卷中以收集数据(见附录 1)。社会信任和政府信任解释变量的数值，被试的性别、年级、学院等其他控制变量的数值均已知，这里不再重复阐述。

(2) 保险决策实验设计。本文以保险经济学领域 Susan K 等 (2009)^[30]等进行的经典实验为基本框架，在其研究结论的基础上对保险决策实验进行了设计。

保险决策实验的初始资产设定为 600 元，发生损失前若不进行投保即全损。根据已有的研究结论，在发生事故概率为 0.01 及其以下时，投保人的保险需求较弱，无法有效地进行测度。因此我们采用了其 0.1 发生概率的设定，在这个设定下能够较为有效地体现被试的保险需求。

本次实验采取网上投保的形式，放弃了原论文现场抽取小球的方法。由指导人员说明后，被试在网站上填写保额，并在数据库中记录有关的保额。

(3) 描述性统计。表 2 给出了余下各变量的描述性统计结果。风险偏好系数的均值为 2.30，最大值为 7，最小值为 0。即被试普遍风

险厌恶，但同时也存在部分风险偏好者。缴纳保费的均值为 464.5506，即被试对于购买保费的积极性较高。

表 2 回归模型 2 变量的描述性统计结果

2018 年 12 月观测样本（观测值数=89）				
解释变量	均值	标准差	最小值	最大值
风险偏好系数	2.3034	1.72814	0	7
缴纳保费	464.5506	156.5005	60	600

四、回归结果

（一）区块链与投保信任的回归结果

表 3 基于考虑样本自选择影响的回归模型，估计 2018 年 12 月样本中，区块链保险平台给样本对保险公司信任造成的影响。回归模型 1 中的控制变量包括样本的在校基本信息，与区块链相关的过往经验，参加实验的意图等三个方面的一系列变量。

表 3 考虑内生性的回归模型 1 中各个解释变量的显著性

因变量：投保信任		
自变量	OLS	
	[1]	[2]
性别	3.449 (8.125)	44.801** (23.653)
年龄	1.202 (2.774)	-10.922 (8.327)
年级	-1.715** (0.852)	-16.504** (8.364)
院系	15.187* (7.749)	-73.096 (52.341)
对服务的友善程度打分	0.699 (4.101)	12.761* (6.470)
对服务的礼貌程度打分	3.912 (2.547)	27.155** (12.788)
对服务的专业程度打分	-3.999 (2.676)	-13.503** (5.147)

对服务的问题解决速度打分	7.799*** (2.339)	3.810 (3.677)
对服务的准时程度打分	-1.074 (1.589)	1.985 (1.879)
对服务的精确程度打分	-4.988 (3.782)	-18.800*** (6.683)
是否购买过比特币相关资产	-20.749 (24.199)	-32.975 (13.499)
是否参加过区块链相关实习	-3.554 (6.943)	omitted
实验组	1.631 (6.120)	-51.176* (30.411)
是否信任社会中其他陌生人		25.283** (12.424)
逆米尔斯比率		146.294*** (82.238)
R square	0.282	0.299
N	89	89

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，下同。

表 3 显示：在 2018 年 12 月的样本中，区块链技术与消费者对保险公司的信任程度存在显著的负相关关系：如果保险公司使用区块链技术，则用户对其信任度将大幅下降。具体而言，在其他因素不变的前提下，用户对区块链平台保险公司的信任度要比传统保险公司低 51.176。

这一结果说明，区块链技术确实会给消费者对保险公司的信任产生显著的影响，但是影响方向与本文之前预期相反。此外，由于基础模型区块链变量的系数不显著，而考虑样本自选择后的回归模型中系数显著。即被试对于区块链的偏好性极大影响了其对于区块链保险公司的信任值。后续学者在研究区块链相关问题时，应着重留意实验被试对于区块链的偏好问题。

本文先前假设：由于区块链具有公开性透明性，数据不可篡改性等特征，将确保消费者实时获得最为准确的交易信息。保险公司使用区块链技术后，消费者对其信任度增长的可能性更高。

出现这种理论预期与实证检验相背离的原因可能在于:由于区块链尚属新兴技术, 保险公司尤其是中小型保险公司在使用区块链技术之后, 将会被用户认为有较大不确定性和风险, 由此对信任度产生反向影响。

另一方面, 本文先前预测: 区块链是通过改变投保人社交网络的方式影响信任值。但由于本实验被试人数较少, 无法通过区块链保险平台构成较大的社交网络。对中小型保险公司而言, 区块链技术反而可能会对信任度产生负面影响。本文将在第五部分对这一结果的解释机制进行具体讨论。

此外, 基于模型和调查样本发现: 服务的友善度、礼貌程度, 信任其他陌生人, 性别为男性, 与消费者对保险公司的信任程度间存在显著的正向关系; 年级与消费者对保险公司的信任程度存在显著负相关关系。

(二) 投保信任与保费的回归结果

基于回归模型 2, 估计 2018 年 12 月样本中消费者对保险公司信任程度, 对其投保额度的影响。模型 2 中的控制变量为被试的在校基本信息, 可能相关的其他信任值, 风险偏好等三方面的一系列变量。

表 4 考虑内生性的回归模型 2 中各个解释变量的显著性

自变量	OLS	
	[1]	[2]
性别	-17.336 (42.285)	-19.167 (45.936)
年级	15.436 (6.490)	15.402** (6.617)
院系	3.142 (72.068)	5.170 (72.75)
风险偏好系数	23.154*** (8.767)	22.579** (8.619)
对公司信任值	1.282*** (0.733)	1.256*** (0.746)
是否信任社会中其他陌生人		22.701 (86.285)
是否信任政府监管部门		-27.192

		(34.817)
R square	0.129	0.132
N	89	89

表 4 显示在 2018 年 12 月的样本中，消费者对保险公司的信任程度，与其投保额度之间存在显著的正相关关系：如果消费者更加信任保险公司，则其倾向于购买保障额度更高的保险产品，并支付更多保费。具体而言：消费者对保险公司的信任程度每增加一个单位，其投保额度会增加 1.256。这一结果与本文先前预期相同，即消费者对保险公司信任值降低了其保险需求所受到的制约，因此投保额度增加。

此外，基于模型和调查样本发现，风险偏好系数、年级均与投保额度存在显著正向关系。其中风险偏好系数与投保额度之间的正向关系与预期不符。具体而言，学术界普遍认为：风险厌恶程度越高即风险偏好系数越小，消费者投保额度越大。出现这种理论与实际结果相悖的原因可能是本文所涉及到的实验均是针对于中小型保险公司，而消费者可能认为购买中小型保险公司的保险产品是一种高风险行为，因此投保额度与风险偏好系数呈正相关关系。

五、保险场景下信任的解释机制

由于回归模型 1 结果显示区块链技术与投保信任值存在显著的负相关关系，而这与本文先前预期不符。因此本部分将搭建主观动态信任模型对保险场景下的信任值进行分析，并说明区块链技术对投保信任值的影响机制。

（一）模型修正与构建

1. 信任模型研究基础

信任关系本质上是最复杂的社会关系之一，涉及到假设、期望、行为和环境等多种因子，很难准确地定量表示和预测。Robert Fuller & Peter Majlender (2001) [31] 具体提出了信任值的分类计算方法。李小勇 (2010) [32] 将信任值划分为直接信任值和间接信任值，并分别给出了两个信任值的计算模型，为本文模型的搭建提供了一个大致方向。

2. 基于保险行业现状对模型假设的补充和修正：

原有主观动态信任模型是一个分布式模型，旨在研究任意一个用户 P_i 对于另一个用户 P_j 的信任值。其将 P_i 对 P_j 的信任值划分为：I.

基于直接交互从而形成的直接信任，记为 $\Gamma^D(P_i, P_j)$ ；II. 基于其他人

与 P_j 的交互记录以及与其他人之间的联系形成的间接信任 $\Gamma^l(P_i, P_j)$ ，并依据 $\Gamma^D(P_i, P)$ 计算 $\Gamma^l(P_i, P_j)$ ，最后对两者进行加权平均，计算出 P_i 对 P_j 的信任值。一般情况下 $\Gamma^D(P_i, P)$ 的权重 $>$ $\Gamma^l(P_i, P_j)$ 的权重。

本文假设：区块链保险平台以保险公司为中心，用户为分布式节点，形成一个分布式和中心化并存的系统。用户均需和保险公司进行交互，用户间也可以交互。投保人可基于对投保平台的直接交互给出一个直接信任值，另一方面根据其他人与平台的投保记录最终得出一个间接信任值。

本文在此假设上对原有的主观动态信任模型进行修正，将用户 P_i 对于平台 P 的总信任值记为 $\Gamma(P_i, P)$ ，并将其分为直接信任和间接信任两个部分。其中直接信任记为 $\Gamma^D(P_i, P)$ ，间接信任记为 $\Gamma^l(P_i, P_j)$ ，两者进行算法加权后得到总信任值。

3. 投保信任值的主观动态信任模型构建及分析

本文将分别给出直接信任和间接信任所占权重的计算，以及区块链技术对主观动态信任模型结构的影响。

(1) 权重计算。记 n_{total} 为使用保险平台的客户总数， l_p 为反馈了保险平台信任度的客户个数。使用保险平台的客户总数越大，反馈信任度的客户个数越多，信息的影响力也就越大。保险客户在判断保险平台可信程度时越容易受到这些信息影响，导致间接信任所占权重变大。因此，本文结合已有文献将主观动态信任模型设定为：

$$\Gamma(P_i, P) = \frac{1}{1 + \beta(P)} \Gamma^D(P_i, P) + \frac{\beta(P)}{1 + \beta(P)} \Gamma^l(P_i, P) \quad (7)$$

$$\beta(P) = \frac{1}{2} [\Phi(l_p) + \Phi(n_{total})], \text{ 其中 } 0 < \Phi(x) = 1 - \frac{1}{x + \sigma} < 1 \quad (8)$$

若平台总人数或评价人数增加，代表着公式中 $\Phi(x)$ 中的 x 增大，

¹ 注：为增大模型的自适应能力，我们引入了参数 σ 。其影响着直接信任权重和间接信任权重。

则导致 $\Phi(x)$ 上升, $\beta(P)$ 上升, 最终导致直接信任权重 $\frac{1}{1+\beta(P)}$ 下降,

而间接信任权重 $\frac{\beta(P)}{1+\beta(P)}$ 上升。

(2) 直接信任值与间接信任值算法。由于传统保险平台的核保和理赔是由保险公司专门人员负责, 而区块链保险平台的核保和理赔是基于第三方信息和后端智能合约自动执行核保和理赔, 且所有记录均会被记录于区块链上, 不可篡改。

实际情况下一部分人群倾向于相信传统保险公司人员, 而另一部分人群倾向于信任全自动化且不可篡改的区块链智能合约技术, 难以得出直接的结论。

本文采用主观动态信任模型对间接信任进行解释。间接信任值 $\Gamma^I(P_i, P_j)$ 是以用户 P_j 对其他用户的信任大小为权重, 对其他用户对平台的直接信任进行加权平均得到的。

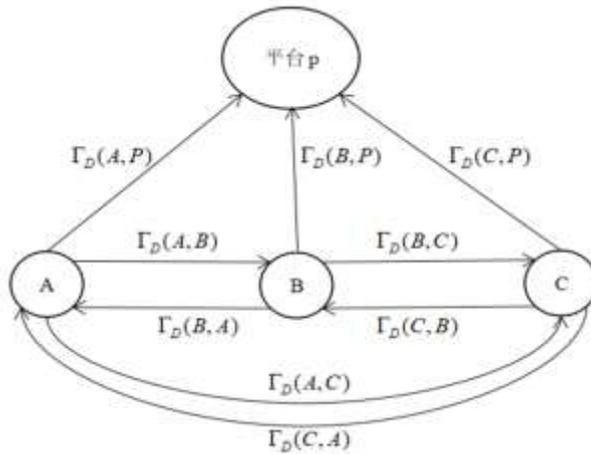


图 1 间接信任值计算模型

考虑其他任意用户 P_i 所占的信任权重。由于两个用户 (P_i, P_j) 之间, 用户 P_j 可以通过多条路径对用户 P_i 产生信任, 每条路径都可以计算出一个信任值。本文假设: 这些信任路径对应的信任值之和占有所有

信任路径对应的信任值之和的比重就是用户 P_i 所占的权重大小。

$$\Gamma^l(P_i, P_j) = \frac{\sum [\omega(w_k) \Gamma^D(P_k, P)]}{\sum \omega(w_k)} \quad (9)$$

综上所述, 用户 P_j 对于平台的间接信任值 $\Gamma^l(P_i, P_j)$ 是指通过各个途径形成的间接信任路线的加权平均值。

(3) 区块链技术对信任网络的影响。本文假设传统保险平台的信任网络如图 2 所示: 每一个用户在传统保险平台上, 一般只通过熟人了解情况, 从而人数较少, 但是熟人对用户是否信任保险平台影响较大。

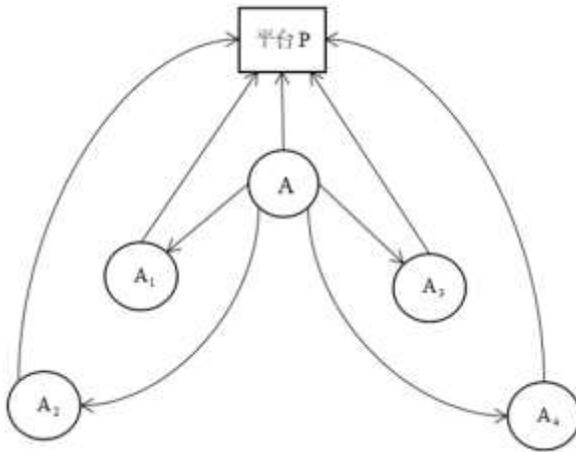


图 2 传统保险平台的社交网络

引入区块链技术后, 用户可在区块链保险平台上了解所有陌生人的投保、给付等方面的信息, 从而形成一个非常庞大的社交网络。平台的使用人数越多, 这个社交网络就越大, 并形成庞大的信息量, 最终增强用户对平台的间接信任值。但因为陌生人之间的信任程度较低, 所以单个个体对于用户是否信任保险平台产生的影响比较有限。

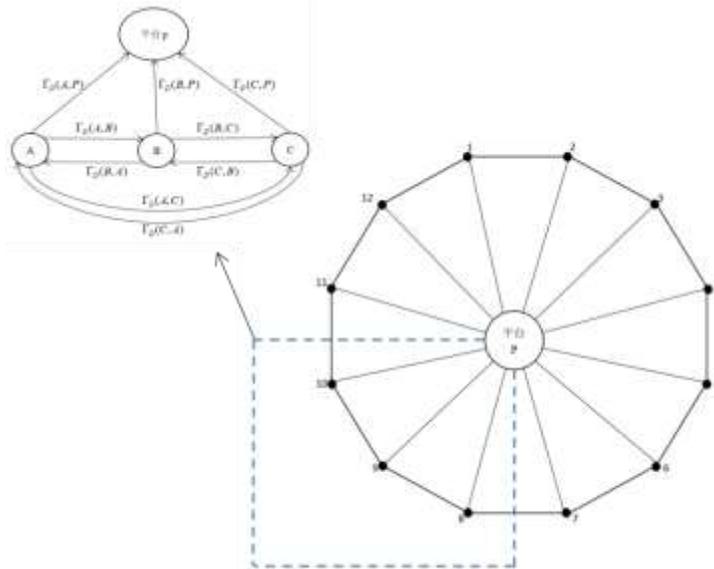


图3 区块链保险平台的社交网络

因此本部分推测，由于被试数量较少，无法有效构成较大的社交网络，使用区块链技术导致投保人对保险公司的间接信任值相对较低。由于投保信任值是由直接信任值和间接信任值的加权平均，

由此可能导致：区块链技术与消费者对保险公司信任程度存在显著的负相关关系。从而部分解释了回归模型 1 结果的偏差。

(4) 回归模型 3：投保信任能否被主观动态信任模型解释？本文依据修正后的主观动态信任模型将投保信任分解为基于投保人与保险公司之间信息交互形成的直接信任(DT)，和基于其他投保人推荐而产生的间接信任(IT)。并进行相关回归分析：

$$ST_i = \theta_1 DT_i + \theta_2 IT_i + \sigma_i \quad (10)$$

(二) 实验经济学方法与统计分析

1. 直接信任值的测度法-----调查问题

本文基于 Fredrik 等 (2018) 关于直接信任值的测度方法设计了被试对公司信任的调查问题。

调查问题如下：请从 1-10 中选取一个数字，来代表你个人对保险公司的信任程度。0 代表你完全不信任这家公司，而 10 代表你完全信任它。

2. 间接信任值的测度法-----信任博弈实验

在完成保险决策实验后，进行信任博弈实验以测度人与人之间的间接信任值。本文在 Berg（1995）的基础上结合区块链科技特点和保险行业的特点，重新构造了区块链组和保险组的信任博弈实验。

该实验将被试分为委托人与代理人。委托人的初始禀赋为 100，并可从中选择任意数额的禀赋给予代理人。代理人会实际获得三倍委托人给予的禀赋，并从中选取部分返还委托人。

在知晓该博弈为一次性后，理性代理人的最优选择是返还委托人零禀赋。在预测到代理人的策略后，理性代理人也会选择不给予任何禀赋。最终达到：委托人放弃给付，代理人拒绝返还，实验双方无法建立信任的纳什均衡。

而一般化的实验结果是，委托人会给予代理人接近一半的禀赋，并获得略多于给予禀赋的返还额。因此可通过委托人对代理人的投资比例测度其对于代理人的信任值。投资比例越高，说明委托人对代理人的信任水平越高。

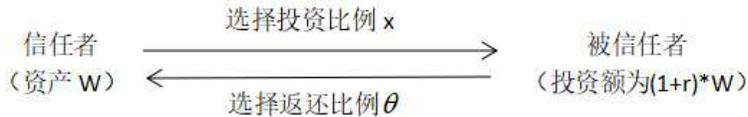


图 4 信任博弈实验示意图

(1) 区块链保险组信任博弈实验。一个区块链互助保险实验局包含 1 位委托人 S 和 1 位代理人 R,并以虚拟代号识别彼此。实验之初委托人被赋予 100 点初始禀赋，同时区块链保险平台在区块链上公布所有被试者除真实姓名和学号外的所有信息，包括之前双方所做的所有决策。确认信息后委托人 S 和代理人 R 将进行经典的信任博弈实验，通过测度委托人 S 交给代理人 R 的点数除以初始禀赋 100 来量化委托人对代理人的信任值。

(2) 传统保险组信任博弈实验。一个熟人保险实验局实验流程与区块链互助保险实验局近似相同，不同之处在于委托人和代理人在实验前需确认对方的姓名，将两者置于熟人社交网络中进行信任博弈实验。

3. 描述性统计

表 5 给出了样本直接信任值和间接信任值的描述性统计结果。投保信任值的均值为 0.534，即投保人对于保险公司总体是倾向于一般信任的。直接信任值和间接信任值的均值分别为 0.7405 和 0.761，说明投保人对于保险公司的直接印象较好，对于其他用户也较为信任。

表 5 回归模型 3 变量的描述性统计结果

变量	2018 年 12 月观测样本（观测值数=77） ¹			
	均值	标准差	最小值	最大值
投保信任值	0.534	0.244	0.000	1.00
直接信任值	0.741	0.274	0.100	1.00
间接信任值	0.761	0.194	0.100	1.00

（三）模型检验结果

表 6 是基于区块链组的无截距项计量模型。回归结果表明，直接信任值和间接信任值均会对投保信任产生显著的正向影响。模型解释度 R^2 达到 0.833，说明修正后的主观动态信任模型对区块链保险平台的投保信任值具有较强的解释作用。

此外，间接信任值的系数为 0.406，显著大于直接信任值的系数 0.261。这与本文之前的假设一致，区块链组的投保信任值更多被区块链去中心化、匿名化的社交网络产生的间接信任值解释。

表 6 区块链组模型回归结果

因变量：投保信任	
自变量	OLS
直接信任值	0.261* (0.143)
间接信任值	0.406*** (0.144)
R square	0.833
N	37

表 7 是基于传统保险组的无截距项计量模型。回归结果表明，直接信任值和间接信任值均会对投保信任产生显著的正向影响。模型解释度 R^2 达到 0.808，说明修正后的主观动态信任模型对传统保险平台

¹此处观测值数为 77 是由于部分被试在进行信任博弈实验时操作流程有较大失误，最终得到完整的 73 个能够代入主观动态信任模型进行间接信任值计算的样本。

的投保信任值具有较强的解释作用。

此外，间接信任值的系数为 0.392，略微大于直接信任值的系数 0.389。这与本文之前的假设一致，直接信任值和间接信任值对传统保险平台的信任值的影响均较为显著。

表 7 传统组模型回归结果

因变量：投保信任	
自变量	OLS
直接信任值	0.392** (0.149)
间接信任值	0.389** (0.147)
R square	0.808
N	40

依据先前论述:由于实验人数较少，区块链难以发挥其去中心化、匿名化的社交网络的优势，被试对于区块链保险平台的间接信任值相对较小。间接信任值对区块链保险平台的投保信任值影响较大。因此区块链保险平台可能会对投保信任产生负向影响。由此，可以有效解释回归模型 1 的结果。

修正后的主观动态信任模型对两组数据的解释度 R^2 均大于 0.8，可有效地解释投保信任值的形成机制及区块链对其产生的影响。本文将在下一节中运用修正后的主观动态信任模型进行有效预测。

六、数据仿真与理论预测

（一）数据仿真实验

为了验证计量回归的结论和得出不同实验人数下区块链与投保信任值间普适性的结论，本文基于修正后的主观动态信任模型进行了一个数据仿真实验。

1. 实验设定

实验将数据节点分为两类

（1）区块链节点，该节点可以与任意同类节点进行信任连接，形成对区块链保险公司的信任，记这类节点为BK节点。

（2）传统节点，该节点至多可与八个同类节点进行信任连接，形成对传统保险公司的信任，记这类节点为TA节点。

数据仿真实验模型参数的设定来源于现实实验的数据结果，以避免

部分数据仿真实验中实验参数设定不当的情况。由于实验样本数量较小，本文采用了bootstrap的统计方法，以获得较为准确的数据特征。

根据表8的参数设定，BK节点的直接信任值均值高于TA节点，但同时其间接信任值均值低于TA节点。即投保人对于区块链保险平台的主观印象是较好的，但同时由于区块链社交网络用户的匿名性，投保人对于区块链保险的其他用户信任值是较低的。这种参数设定是较为符合现实情况的。

表8 数据仿真实验的参数设定

数据基于 10000 bootstrap 样本				
信任值参数	均值	标准差	最小值	最大值
BK节点的直接信任值	0.7734	0.27578	0.10	1.00
BK节点间信任值 ¹	0.5035	0.32077	0.00	1.00
TA节点的直接信任值	0.7067	0.27238	0.17	1.00
TA节点间信任值	0.6426	0.30344	0.00	1.00

以上各变量均通过正态性检验（见附录4），因此本文在数据仿真中使用了正态分布以进行结论预测。同时，结合现实实验中完整填写信息的人数占总参加实验人数的比例为0.7，本文将模型中反馈人数占总人数的比例设定为0.7。

数据仿真实验中变动的参数为实验人数，以此来归纳出不同实验人数下区块链和投保信任值的关系。

2. 实验过程（Python代码见附录6）

实验一开始将为所有节点以给定的正态分布随机生成该节点对保险公司的直接信任值和该节点与任意同类节点的间接信任值，并用矩阵记录。

对于任意BK节点，将其与所有同类节点的信任值代入间接信任值模型进行计算，以求出其对于区块链保险公司的间接信任值。并通过与直接信任值加权的算法算出总信任值。

对于任意TA节点，将其与随机选中的至多8个同类节点的信任值代入间接信任值模型进行计算，以求出其对于传统保险公司的间接信任

¹ 节点间信任值不等于间接信任值，其需要带入间接信任值模型进行综合计算后才能算出间接信任值

值。并通过与直接信任值加权的算法算出总信任值。

在运行结束所有BK节点总信任值后，对其取均值得出区块链保险公司的总信任值均值。同样，在运行结束所有TA节点总信任值后，对其取均值得出传统保险公司的总信任值均值。

在每个给定的实验人数下，将上述实验流程进行100次。统计传统保险平台信任值均值高于区块链保险平台的频率，以及对这100次实验求均值，以得出传统保险平台和区块链保险平台投保信任值均值的稳健性结论。

（二）理论预测

不同实验人数下传统保险平台与区块链保险平台的信任值均值如图5所示。这说明在多次重复实验的情况下，区块链保险平台的信任值均值大于传统保险平台的信任值均值是一个较为稳健的结论。

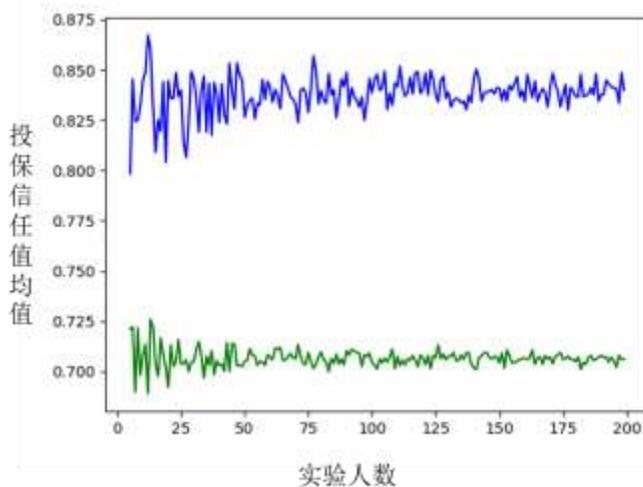


图5 投保信任值均值曲线图¹

但我们同样也可以看到，图5中区块链保险平台的信任值均值的波动性要显著大于传统保险平台的信任值均值。这说明区块链受实验人数变化的影响较强，需要管理者拥有较强的组织能力。

在不同实验人数下传统保险平台信任值均值高于区块链保险平台的频率如图6所示。在实验人数较少时，传统保险平台信任值均值高于区块链保险平台的频率较大，即有较强的可能性在某一次实验中呈

¹上方曲线代表区块链保险平台的投保信任值均值，下方曲线代表传统保险平台的投保信任值均值。

现出传统保险平台优于区块链保险平台的现象。

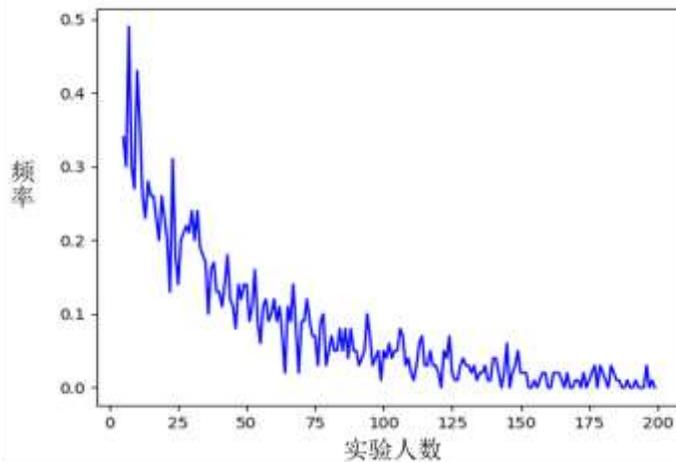


图6 频率曲线图

但随着实验人数的增加，传统保险平台信任值均值高于区块链保险平台的频率呈现显著下降趋势。

区块链增加投保信任值这一论断只有在人数较多时才较为恰当。本文同时总结了传统保险平台信任值均值高于区块链保险平台频率的临界值¹表格。

表9 各频率临界值

频率	低于该频率的实验人数临界值
0.2	38
0.15	63
0.10	87
0.05	149
0.01	194

七、结论

近年来，区块链作为新兴技术被不断热捧。本文通过实验经济学方法的实证分析与理论模型及数据仿真的论证方法，既肯定了区块链在增加投保信任值上可能存在的积极意义，以及投保信任值上升对于

¹ 临界值是指：人数高于此值时，区块链保险平台信任值低于传统保险平台的概率会稳定地处于该频率以下。

保费增长的显著影响。又谨慎地指出：在实验人数较少时，区块链可能无法发挥出其去中心化、匿名化社交网络的优势。

本文建议区块链保险平台管理者应该恰当地估计自身的资金、人力等条件，准确衡量区块链可能带来的机遇与风险。不可因为一次实验结果而否决区块链可能带来的收益，也不可因为区块链保险平台较高的理论均值而过分忽视其可能存在的风险。

本文对区块链-信任-保险购买逻辑链条的验证基于实验、理论与仿真方法的论证。但实验为实验室实验，且受限于实验中的被试者数量，未来研究可在自然实验及实验人群广度方面继续深入。

参考文献

- [1] SiddhanthMAYYA, S.; HARESH R., 2018, “The Building Blocks of Future of the Insurance Industry”, *Journal of the Insurance Institute of India*, [J], v. 5, n. 4, p. 20–
- [2] COOPER, R. W.; FRANK, G. L., 2012, “Effects of the Recession and Slow Recovery on Ethics and Trust in the Insurance Industry”, *Journal of Financial Service Professionals*, [J], v. 66, n. 3, p. 51–62.
- [3] Zhenhua, G; Rongjiang, J. t, 2012, “An Empirical Analysis of Trust and Willingness of Insurance Purchas”, *China International Conference on Insurance and Risk Managemen*.
- [4] HERIAN, R. ,2017, “Blockchain and the (re)imagining of trusts jurisprudence. Strategic Change”, [J], v. 26, n. 5, p. 453–460.
- [5] HANSEN, M. D.; KOKAL, M. T., 2018, “The Coming Blockchain Disruption: Trust without the ‘Middle-man’”, *Defense Counsel Journal*, [J], v. 85, n. 1, p. 1–3.
- [6] CASEY, M. J.; VIGNA, P., 2018, “In blockchain we trust”, (cover story), *MIT Technology Review*, [J], v. 121, n. 3, p. 10–16.
- [7] Siddiqi, F. ,2018, “How blockchain could revolutionise the insurance industry”, *Asia Insurance Review*, 58–59.
- [8] 许闲. 区块链与保险创新：机制、前景与挑战 [J]. *保险研究*, 2017(05):43-52.
- [9] Stephen, Knack.; Philip, Keefer., 1997, “Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation”, *The Quarterly Journal of Economics*, [J], Vol. 112, No. 4 (Nov., 1997), pp. 1251-1288

- [10] Steven, A, Taylor., “Assessing the Use of Regression Analysis in Examining Service Recovery in the Insurance Industry: Relating Service Quality, Customer Satisfaction, and Customer Trust”, [J], *Journal of Insurance Issues*
- [11] CHEN, M.-F.; MAU, L.-H., 2009, “The impacts of ethical sales behaviour on customer loyalty in the life insurance industry”, *Service Industries Journal*, [J], v. 29, n. 1, p. 59–74.
- [12] Luigi, Guiso., “Trust and Insurance Markets”, *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*, [J], vol. 41, no. 1/2-2012, pp. 1–26
- [13] 刘明波, 王伊琳, 周志刚 . 渠道信任、保险印象与购买意愿——基于微观个体的调查研究[J]. *保险研究*, 2014 年第 4 期
- [14]潘黎,钟春平.值得信任、信任他人与保险业的发展——中国省级层面的保险行业的经验证据[J].*征信*,2017,35(05):1-11.
- [15] Berg, Joyce, John Dickhaut, and Kevin McCabe, 2008, “Trust, Reciprocity, and Social History”, [J], *Landmark Papers on Trust*. Volume 1, 362–82.
- [16] Hakan, J, Holm., Anders, Danielson., “TROPIC TRUST VERSUS NORDIC TRUST: EXPERIMENTAL EVIDENCE FROM TANZANIA AND SWEDEN”, [J],*The Economic Journal*, 115 (April), 505–532.
- [17] 李彬, 史宇鹏, 刘彦兵., “外部风险与社会信任:来自信任博弈实验的证据”, [J], *世界经济*, 2015 年第 4 期
- [18] C, Mónica, Capra., Kelli, Lanier, Shireen, Meer., “ATTITUDINAL AND BEHAVIORAL MEASURES OF TRUST: A NEW COMPARISON”, [J], *Department of Economics Emory University*, May, 2008
- [19] 陈叶烽, 叶航, 汪丁丁, “信任水平的测度及其对合作的影响——来自一组实验微观数据的证据”, *中国公共管理论坛*
- [20]仇焕广,黄季焜,杨军.政府信任对消费者行为的影响研究[J].*经济研究*,2007(06):65-74+153.
- [21] Carlsson, Fredrik &Demeke, Eyoual & Martinsson, Peter & Tesemma, Tewodros, 2018 "Measuring Trust in Institutions", *Working Papers in Economics 730*, University of Gothenburg, Department of Economics.
- [22] BurcuÖzcan, Christian Bjørnskov, “Social trust and human development”, *The Journal of Socio-Economics*, Volume 40, Issue 6, 2011, Pages 753-762, ISSN 1053-5357.
- [23] Coulter KS, Coulter RA, 2002, “Determinants of trust in a service

provider: the moderating role of length of relationship”, *Journal of Services Marketing*

[24] In Do Hwang, 2017. "Which Type of Trust Matters? Interpersonal vs. Institutional vs. Political Trust", *Working Papers* 2017-15.

[25]郑昊力.信任、风险和社会偏好——基于实验经济学和神经经济学的研究[D].浙江大学,2017

[26]李新荣李涛刘胜利.政府信任与居民通货膨胀预期[J].经济研究,2014,49(6).

[27] Heckman, James J, 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error" ,*Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 47(1), pages 153-161, January.

[28] Hammond JD, Houston DB, Melander ER, 1967, “Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures: An Empirical Investigation”, *Journal of Risk & Insurance*, 1967;34(3):397-408.

[29] Holt CA, Laury SK, 2002, “Risk Aversion and Incentive Effects”, *American Economic Review*, 2002;92(5):1644-1655.

[30] Susan K. Laury,Melayne Morgan McInnes,J. Todd Swarthout.Insurance decisions for low-probability losses[J].*Journal of risk and uncertainty*,2009,39(1):17-44.

[31] Robert Fullér, PéterMajlender, 2001, “An analytic approach for obtaining maximal entropy OWA operator weights”, *Fuzzy Sets and Systems*, Volume 124, Issue 1, 2001, Pages 53-57.

[32]李小勇,桂小林.动态信任预测的认知模型[J].软件学报,2010,21(1):163-176. DOI:10.3724/SP.J.1001.2010.03558.

自我保险动机：住房产权与家庭商业人身保险参与

张晓涵、王奇¹

摘要：

我国正式保险制度发展还不完善，非正式保险制度往往通过风险分担等渠道作为正式保险制度的补充。本文运用中国家庭金融调查（CHFS）2013年微观数据，研究住房产权对家庭人身保险参与的影响。研究发现，持有完全产权住房的家庭显著降低了家庭商业人身保险的持有，并降低了人身保险配置比例。进一步机制分析发现，完全产权住房分担了家庭的健康风险。同时，随着房价上涨，拥有完全产权住房的家庭，相对于无完全产权住房的家庭，显著降低了购买人身保险的概率和配置比例。异质性分析表明，仅拥有不完全产权住房家庭不显著影响家庭人身保险参与。本文研究表明，具有可抵押性质的完全产权住房在应对家庭人身风险时，扮演着自我保险的角色。

关键词：住房产权，自我保险，商业人身保险参与

一、引言

截止到2018年底，我国保险密度达到2724元、保险深度达到4.42%，与发达国家保险市场仍有差距。宏观数据与微观调查都表示，我国居民对人身险的投保意识相较于发达国家明显较弱。其中一个重要原因就是，家庭往往通过非正式的制度分担风险，例如社会关系网络（秦雪征，2011）和预防性储蓄等。

不能安居焉能乐业？住宅是人类生存和发展的基本条件之一，“添置家业，买房置地”之风贯穿古今。随着社会的发展，住宅的功能越

¹ 张晓涵，西南财经大学保险学院博士研究生。王奇，西南财经大学经济与管理研究院博士研究生。

来越广泛。在现代，它已不仅仅是人们避风遮雨、繁衍后代的栖身之所（张仙桥、纪晓岚，2014），同时还兼具着储蓄与投资功能。随着房地产市场的发展，住房在我国家庭资产中占有重要的比例（甘犁等，2013），远大于金融资产（陈斌开、李涛，2011）。同时，房产的多重属性决定了其拥有更强的自我保险特性。

在我国的房屋市场上存在着不同产权形式的住房，完全产权（土地使用证和房屋所有权证，“两证齐全”）的房屋往往可以作为银行的抵押品，当家庭面临人身健康、意外等风险时，可以通过抵押或者卖出房产来获取经济支持，以应对不确定的风险，因此完全产权住房可以作为一种对冲风险的工具。而不完全产权住房（例如小产权房）不能作为银行的抵押品，无法直接通过抵押换取经济支持。那么，在我国正式的保险市场发育还不完善的情况下，家庭是否通过完全产权住房来对冲未来不确定风险，从而形成自我保险动机？这是本文主要回答的问题。

本文通过中国家庭金融调查（CHFS）2013年微观数据，研究住房产权对家庭人身保险参与的影响。研究发现，持有完全产权住房的家庭显著降低了家庭商业人身保险的持有，并降低了人身保险配置比例。进一步机制分析发现，完全产权住房分担了家庭的健康风险。同时，随着房价上涨，拥有完全产权住房的家庭，相对于无完全产权住房的家庭，购买人身保险的概率和配置比例显著降低。这表明，房产价格的上升带来了财富效应，强化了住房的自我保险功能，降低了居民商业人身险需求与配置比例。异质性分析表明，仅拥有不完全产权住房家庭不显著影响家庭人身保险参与。

二、文献回顾与理论分析

在现代社会，一些私人或商业制度安排为人们缓解因贫困、疾病、失业及灾难带来的损失提供了有效的工具，自我保险¹与商业保险是其中两种主要代表（秦雪征，2011）。经典的经济学理论以“理性人追求效用最大化”为基本假设，证明了在面临风险时，购买保险通常会提升自己的效用水平，论证了理性人会选择购买保险产品，看似做出了“对的保险决策”。根据完全保险理论，风险冲击不会影响家庭福利水平，因为人们会对风险投保。但现实中，我国保险密度和保险深度不足，社会保险并不能完全覆盖家庭可能的风险冲击，家庭对商业保

¹ 自我保险（self-insurance）是指人们在风险发生前，为降低其可能发生的损失而做出的投资。

险的参与也并不符合完全保险理论，并未出现“人人购买商业保险”的情况。商业保险市场与经济学假设并不相符，实际商业保险需求也并非如此。国内外学者对保险需求尤其是寿险需求的研究十分充分，无论是宏观方面（卓志，2001；王向楠、徐舒，2012；张庆君等，2013；唐广应等，2016）还是微观方面（Gutter, Hatcher, 2010；王向楠、王晓全，2013；徐佳、龚六堂，2016）。但受限于我国保险业发展情况和数据的缺乏，国内从家庭层面研究商业保险需求的文献较少。何兴强、李涛(2009)利用广东省居民调查数据分析了社会资本与社会互动对居民商业保险购买行为的影响，结论表明社会资本会促进居民购买商业保险，而社会互动则没有显著影响，并认为高收入居民购买商业保险更积极。孙祁祥、王向楠(2013)利用中国收入调查数据研究发现，家庭财务相对脆弱程度与资产组合会影响家庭的寿险需求。樊纲治(2015)基于中国家庭金融调查数据(CHFS)，探讨了人口结构对家庭人身保险需求的影响，发现人口老龄化抑制了家庭人身保险需求，相反少儿人口的增加会对人身保险需求的提高起到推动作用。

实际上，虽未出现“人人购买商业保险”的情况，但居民却选择了非正式保险制度规避风险。我国目前保险和信贷市场仍存在漏洞，非正式补偿机制广泛存在，但是家庭往往要付出昂贵的代价应对这些风险(Morduch, 1995)。国内一些学者认为，我国医疗、教育、养老体系的不完善加剧了居民未来面临的不确定性，增加了居民以预防性储蓄为主要手段的自我保险动机(何立新等，2008；杨汝岱、陈斌开，2009；周绍杰，2010)。即使家庭不具有商业保险，也可以通过提取储蓄、非正规借贷、售出资产、降低家庭非生存性支出等方式化解风险冲击(Townsend, 1995;; Falkingman, 2004; Sparrow, 2014; Mohanan, 2011; 何兴强、史卫，2014; 寇恩惠、侯和宏，2015)。正是由于家庭往往依赖自我保险等非正式保险机制对冲风险，而对正式的保险机制产生挤出(Gentler&Gruber, 2002)，加剧了家庭商业保险需求的不足。

非正式保险制度的存在挤出了家庭商业保险的购买，但由于非正规借贷市场的不完善，家庭更多倾向于自我保险手段应对风险，如进行预防性储蓄、风险来临时提取储蓄或售出资产等。住房具备跨期储蓄的功能(王任远、杨铭，2018)，是家庭财富最重要的组成部分。从中国的房产属性来看，房产是最主要的固定资产，有明显的财富效应(王聪、周利，2016)和资产效应(李涛、陈斌开，2014)。从住房的财富效应来看，财富影响着居民的风险态度，居民的绝对风险厌恶程度随财富的增加而下降，相对风险厌恶程度随财富的增加而增加(张

琳琬、吴卫星, 2016; Paravisini et al, 2017)。住房对居民的风险偏好产生了直接的影响(张光利、刘小元, 2018), 从而影响对商业保险的需求。住房的存在使家庭能够对冲意外的冲击, 当人们拥有大量财富时会减少风险回避倾向(Zanetti, 2014)。Hanessian et al. (2010)通过调查发现中心地区的房主比城郊房主有更少的风险规避。也就意味着, 居民更愿意承担风险, 从而有更少的商业保险需求(孙伟等, 2013)。从住房的资产效应来看, 其作为固定资产的交易费用高、流动性差, 除非发生重大冲击事件(如重大疾病、离异、丧偶等等), 居民不会通过出售房产来满足日常消费(Venti&Wise, 2004)。正是由于其资产属性, 当家庭发生较大的风险冲击时, 可通过卖出房产获得资金, 应对风险支出。因此, 房产可以被居民用于对未来风险的自我保险, 从而对商业保险存在替代作用(Davidoff, 2010; 孙伟等, 2013)。

现有文献虽对居民保险需求有了丰富的研究, 明确指出了非正式保险制度与正式保险之间的替代关系, 亦解释了住房对居民风险偏好的影响, 即能够帮助家庭应对风险冲击。但未进一步解释家庭持有住房是否形成一种自我保险动机, 没有通过实际证据解释住房与家庭人身保险参与之间的关系。相较于已有文献, 本文贡献主要在于: 首先, 本文从微观视角论证了住房产权与家庭人身保险参与的关系; 其次, 通过本文研究发现, 房价增长带来了财富效应, 即拥有完全住房产权的家庭面临房价增长投保人身险的概率更低。

三、数据、变量与描述性统计

(一) 数据来源

本文数据来源为中国家庭金融调查(CHFS) 2013年数据, 中国家庭金融调查采用三阶段分层、与人口规模成比例的抽样方法, 样本覆盖全国29个省(自治区或直辖市)、262县(区或市)、1048个村(居)委会共28143户家庭的微观数据。收集了详细的家庭微观信息, 主要包括家庭资产、负债、收入、支出、保险与保障状况, 其中商业保险部分是该数据的核心问题之一, 包括了商业人寿保险、商业健康保险、商业养老保险等人身保险, 为本文研究家庭人身保险决策提供了良好的数据支撑。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文主要研究住房产权形式对家庭商业人身保险决策的影响, 参考已有文献关于人身保险市场参与的定义(樊纲治、王宏扬, 2015;

秦芳等, 2016), 本文选取家庭人身保险市场参与和人身保险保费占家庭收入比例作为被解释变量。

2. 主要解释变量

为了与家庭层面的保险购买决策和保费占比相对应, 我们定义了家庭层面的房屋产权虚拟变量, 具体来说, 在 CHFS2013 年的数据问卷详细询问了家庭的自有住房产权形式“这套房子的产权形式是?”“部分产权、全部产权、小产权、农村集体土地使用权、其他”, 本文定义家庭中拥有至少 1 套为全部产权的房屋为完全产权住房家庭, 该家庭拥有土地使用权证和房屋所有权证, 即“两证齐全”, 家庭仅拥有部分产权房屋的家庭为仅拥有不完全产权住房家庭, 为虚拟变量。考虑到房屋产权性质的差异性, 在城镇地区房屋产权更为明确的“两证齐全”房屋, 本文将样本限定在城镇地区(李江一、李涵, 2016)。

3. 控制变量

参考以往文献, 本文控制了户主的个人特征、家庭特征以及地区固定效应, 标准误聚类在省份层面。具体来说:

户主个人层面: 户主年龄、年龄平方项、婚姻状况、性别、民族、教育年限¹。家庭层面特征: 家庭成员数量、家庭政治关系(按照家庭中党员人员数量衡量)、家庭健康状况(家庭中健康状况为差、较差的人数)、家庭金融业工作人数、家庭参加社会保障比例、家庭中孩子比例、家庭中老人比例、家庭总收入对数、家庭住房资产对数、家庭非住房资产对数。

(三) 描述性统计

从表 1 中可知, 购买保险的家庭在样本家庭中占 15.0%, 家庭中拥有完全产权住房的家庭的比例为 54.6%, 仅拥有不完全产权住房的家庭比例占比为 11.0%, 户主的平均年龄为 50.264 岁, 样本中有 93.6% 的户主为已婚, 69.3% 的户主为男性, 95.1% 为汉族, 教育年限为 10.548 年, 家庭规模平均约为 3.132 人, 31.9% 的家庭中党员成员, 2.7% 的家庭中有在金融业工作的人员, 95% 的家庭至少参加了一项社会保险, 家庭中孩子比例为 12.2%, 老人比例为 24.2%, 家庭总收入对数为 10.3, 家庭住房资产对数为 10.765, 家庭非住房资产对数为 10.145。

表 1 变量描述性统计

¹教育年限根据稳定文化程度定义为, 没上过学, 小学、初中、高中、中专/职高、大专/高职、大学本科、硕士研究生、博士研究生分别定义为 0、6、9、12、12、15、16、19、22 年。

变量名	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本量
人身保险参与	0.15	0	0.357	0	1	17471
人身保险占比	0.37	0	34.759	0	4500	17471
完全产权住房	0.546	1	0.498	0	1	17471
仅拥有不完全产权住房	0.11	0	0.313	0	1	17471
年龄	50.264	49	15.013	17	111	17471
年龄平方	2751.796	2401	1578.816	289	1.20E+04	17471
已婚	0.936	1	0.245	0	1	17471
男性	0.693	1	0.461	0	1	17471
汉族	0.951	1	0.216	0	1	17471
教育年限	10.548	9	4.021	0	22	17471
家庭规模	3.132	3	1.395	1	16	17471
家庭党员人数	0.319	0	0.567	0	4	17471
家庭健康状况	0.913	1	0.831	0	2	17471
家庭金融从业人员	0.027	0	0.163	0	1	17471
社会保障	0.95	1	0.219	0	1	17471
少儿抚养比	0.122	0	0.165	0	0.8	17471
老年赡养比	0.242	0	0.365	0	1	17471
ln(家庭总收入)	10.319	10.785	2.195	0	14.914	17471
ln(家庭住房资产)	10.765	12.612	4.913	0	16.678	17471
ln(家庭非住房资产)	10.145	10.177	1.853	0	15.845	17471

四、住房产权对家庭商业保险参与的影响

(一) 计量模型设定

基于以上数据和变量，本文主要考察住房产权形式是否对家庭商业人身保险参与的影响。由于家庭参加商业人身保险市场是一个虚拟变量，本文主要采用 Probit 模型来进行估计，构建基本模型如下：

$$P(Insurance_{ij}=1) = (\beta_0 + \beta_1 housefull_{ij} + \beta_2 X + u) \quad (1)$$

其中， $Insurance_{ij}$ 为第 j 省第 i 家庭是否购买商业人身保险， $housefull_{ij}$ 为第 j 省第 i 家庭是否有完全产权住房， X 为一系列控制变量，包括户主特征变量、家庭特征变量、地区固定效应。由于同省不同家户的随机扰动项可能存在相关性，本文在估计的时候使用省份层面的聚类稳健标准误。

同时，由于家庭保费占总收入比例是截断的，我们参考尹志超等 (2015)、秦芳等 (2016) 利用 Tobit 模型进行估计，

$$y_{ij}^* = \alpha + \beta_0 + \beta_1 housefull_{ij} + \beta_2 X + u, Y = \max(0, y_{ij}^*) \quad (2)$$

其中，Y 表示家庭保费占总收入的比例，其他控制变量与上述相同。

值得注意的是，本文主要关注的家庭住房产权可能是内生的，一些不可观测的因素可能同时影响家庭是否购房和参与人身保险市场，即遗漏变量导致的内生性问题。本文参考陈斌开和杨汝岱（2013）、孙三百（2018）的思路和识别方法，利用常住人口人均住宅用地供应量作为住房产权的工具变量。由于房价直接影响家庭购买住房决策，而住宅用地供应量是影响房价的重要因素，因此住宅用地供应量与住房产权非常相关。另外，常住人口人均住宅用地供应量与家庭人身保险决策没有直接的关系。因此，我们认为常住人口人均住宅用地供应量作为住房产权的工具变量是合适的。

（二）基准回归结果

表 2 汇报了住房产权形式对家庭持有商业人身保险情况影响估计结果。从表 2 第（1 列）可知，家庭拥有完全产权住房显著降低了家庭参与商业人身保险市场的概率。拥有完全住房产权显著降低家庭参与商业保险市场的概率，这一结果在控制了户主的个人特征、家庭特征、地区固定效应后，依然成立。第（2）列汇报了完全产权住房对商业人身保险保费占家庭收入的比例的影响，发现完全产权住房对家庭人身险保费占比有显著的负向影响。即拥有完全住房产权的家庭，家庭保费投入占总收入的比例更低，对商业人身保险持有比率更低。

表 2 住房产权与商业人身保险参与

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Probit	Tobit	IV-Probit		IV-Tobit
			1st stage	2nd stage	2nd stage
完全产权住房	-0.057** (0.029)	-0.019* (0.010)		-2.106*** (0.292)	-1.151* (0.656)
人均住宅用地供应量			0.002*** (0.001)		
年龄	0.074*** (0.008)	0.021*** (0.003)	-0.005** (0.002)	0.028 (0.019)	0.016*** (0.005)
年龄平方项	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
已婚	0.111** (0.055)	0.029 (0.019)	-0.000 (0.021)	0.056 (0.046)	0.029 (0.027)

男性	-0.121*** (0.025)	-0.039*** (0.007)	-0.048*** (0.012)	-0.160*** (0.027)	-0.093** (0.036)
汉族	0.024 (0.065)	0.018 (0.019)	-0.034 (0.028)	-0.062 (0.073)	-0.023 (0.045)
教育年限	0.032*** (0.006)	0.009*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.032*** (0.007)	0.017*** (0.005)
家庭规模	0.034** (0.014)	0.009** (0.004)	-0.015*** (0.003)	-0.014 (0.013)	-0.008 (0.011)
家庭政治关系	0.002 (0.025)	-0.005 (0.007)	-0.007 (0.005)	-0.013 (0.015)	-0.013 (0.009)
家庭健康状况	-0.033* (0.017)	-0.012** (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.030*** (0.011)	-0.019** (0.009)
家庭金融从业人员	0.174** (0.080)	0.035* (0.021)	0.041** (0.021)	0.172** (0.070)	0.080** (0.037)
家庭社会保障	-0.010 (0.061)	-0.027 (0.024)	-0.027** (0.013)	-0.055 (0.036)	-0.051* (0.027)
少儿抚养比	0.630*** (0.081)	0.181*** (0.031)	-0.017 (0.033)	0.293* (0.159)	0.166*** (0.048)
老年赡养比	-0.037 (0.066)	-0.010 (0.018)	0.003 (0.011)	-0.012 (0.043)	-0.006 (0.023)
ln(家庭总收入)	0.044*** (0.008)	0.002 (0.002)	0.004** (0.002)	0.030*** (0.010)	0.006 (0.004)
ln(家庭住房资产)	0.013*** (0.004)	0.003** (0.001)	0.053*** (0.001)	0.117*** (0.014)	0.063* (0.035)
ln(家庭非住房资产)	0.166*** (0.010)	0.049*** (0.004)	-0.006** (0.002)	0.072** (0.034)	0.042*** (0.005)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
1st stage F-statistic					
N	17471	17471	17471	17362	17362
r2_p	0.131	0.146			

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，上表中报告的是probit、Tobit的估计系数，而不是平均边际效应，括号内为聚类到省份层面稳健的标准误，以下相同。

如前文所述，在研究家庭商业保险参与决策时，还存在很多影响

因素难以控制，模型会存在遗漏变量的问题。住房产权与当地房价、基础设施建设和住房类型等因素息息相关，居民根据家庭对这些特征的偏好来选择是否拥有此地的住房产权，一些观测不到的地区特征（如限购政策或购房补贴政策）及个人特征（如心理特征等）可能会同时影响住房产权（孙三百，2018）与家庭商业保险参与，进而产生内生性问题并导致结果偏误。因此，本文使用工具变量法克服内生性带来的估计偏误。本文参考陈斌开和杨汝岱（2013）、孙三百（2018）的思路，考虑土地供给通过影响房价，从而影响居民购房决策，且土地供给满足外生性条件，不直接影响家庭商业保险参与。因而，选取城市常住人口人均土地住宅用地供应量（城市住宅用地供应量/城市常住人口）作为工具变量。第（4）和（5）列表示工具变量回归的结果。首先，从第一阶段估计来看（第（3）列），工具变量估计结果显著为正，说明人均土地供给面积越大拥有完全住房产权的概率越大，不存在弱工具变量问题；第（4）列与第（5）列表示第二阶段估计结果，可以看出拥有完全住房产权的家庭参与商业人身险的概率更低，且显著降低了家庭商业保险配置，这与前阶段估计结果一致。

（三）影响机制分析

住房产权对家庭商业保险需求影响的经济机制在于住房可以被居民用于对未来风险的自我保险。随着生活节奏的加快，健康成为现代生活的奢侈品，《中国健康大数据》调查显示：我国主流城市的白领亚健康比例高达 76%，处于过劳状态的白领接近六成，真正意义上的健康人比例不足 3%。不可预知的健康风险成为了家庭面临的主要人身风险，因此，本文首先利用完全产权住房与家庭健康状况的交叉项来进行检验。

从表 3 可以看出，相比不完全拥有产权住房的家庭而言，拥有完全产权住房的家庭，其健康状况越差，购买商业人身保险的概率和配置比例都显著降低，这表明拥有完全产权住房的家庭愿意通过自有房屋分担家庭的健康风险。

表 3 健康风险

	(1)	(2)	(3)
	1st stage	IV-Probit 2nd stage	2SLS
完全产权住房		2.1426*** (0.1745)	76.5964** (29.7384)
家庭健康状况	0.5540***	1.2716***	45.5941**

	(0.0192)	(0.1160)	(18.4395)
完全产权住房*家庭健康状况		-2.3149***	-81.5617***
		(0.1510)	(31.0716)
人均住宅用地供应量	0.0010***		
	(0.0004)		
年龄	-0.0011	0.0211	-0.1451
	(0.0017)	(0.0144)	(0.1534)
年龄平方项	0.0000	-0.0002	0.0019
	(0.0000)	(0.0002)	(0.0015)
已婚	-0.0669***	-0.1191*	-4.4420*
	(0.0169)	(0.0651)	(2.2847)
男性	-0.0036	-0.0464**	-1.1197
	(0.0067)	(0.0226)	(1.0972)
汉族	0.0070	0.0217	0.7446
	(0.0174)	(0.0481)	(1.3935)
教育年限	-0.0003	0.0096	0.0026
	(0.0010)	(0.0067)	(0.0829)
家庭规模	-0.0044	0.0001	-0.2316
	(0.0028)	(0.0087)	(0.2239)
家庭政治关系	0.0015	0.0041	0.1850
	(0.0066)	(0.0172)	(0.5165)
家庭金融从业人员	0.0005	0.0018	0.9918
	(0.0141)	(0.0456)	(1.2600)
家庭社会保障	0.0424*	0.3039**	1.1240
	(0.0222)	(0.1323)	(2.2457)
少儿抚养比	-0.0094	-0.0334	-0.9122
	(0.0107)	(0.0328)	(0.9951)
老年赡养比	0.0013	0.0173*	-0.5370
	(0.0018)	(0.0097)	(0.5656)
ln(家庭总收入)	-0.0030**	-0.0026	-0.1988
	(0.0013)	(0.0048)	(0.1300)
ln(家庭住房资产)	0.0030*	0.0600**	0.3259
	(0.0018)	(0.0294)	(0.2070)
N		17362	17362

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，上表中报

告的是 probit、Tobit 的估计系数，而不是平均边际效应，括号内为聚类到省份层面稳健的标准误，以下相同。

由于房屋的多重属性，房屋可被作为应对家庭未来人身健康风险的自我保险。那么，当房价上升时，有房的家庭的预期未来财富增加，意味着其拥有更强的分担风险能力，有房家庭的人身保险购买意愿是否会因此降低。

为了检验上述假说，我们利用 2011-2013 年房价复合年增长率与是否拥有完全产权住房家庭交互项进行验证。从表 4 第 (2) 和 (3) 列可以看出，相对于无完全产权住房家庭而言，有完全产权住房的家庭，随着房价复合年增长率的增加而降低购买人身保险的概率和相应的配置比例。房产的财富效应挤出了人身保险投资，房价升高影响了人们的风险偏好，与张琳婉 (2017)、张光利 (2018) 文章中的假设相符。

表 4 完全住房产权房屋的财富效应

	(1)	(2)	(3)
	1st stage	IV-Probit 2nd stage	IV-Tobit 2nd stage
完全产权住房		3.568*** (0.767)	1.104*** (0.333)
房价复合年增长率	0.535*** (0.030)	16.601*** (4.713)	5.033*** (1.893)
完全产权住房*房价复合年增长率		-34.056*** (7.181)	-10.569*** (3.112)
人均住宅用地供应量	0.0002*** (0.0000)		
年龄	-0.000 (0.000)	0.064*** (0.011)	0.021*** (0.003)
年龄平方项	0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
已婚	-0.001 (0.001)	0.086 (0.073)	0.027 (0.027)
男性	0.000 (0.000)	-0.095*** (0.026)	-0.036*** (0.009)
汉族	-0.002 (0.001)	-0.090 (0.077)	-0.016 (0.025)

教育年限	-0.000 (0.000)	0.028*** (0.005)	0.009*** (0.001)
家庭规模	-0.000 (0.000)	0.026** (0.013)	0.008* (0.004)
家庭政治关系	0.000 (0.000)	0.010 (0.026)	-0.002 (0.008)
家庭健康状况	-0.000 (0.000)	-0.031** (0.014)	-0.012** (0.005)
家庭金融从业人员	0.001 (0.001)	0.156* (0.089)	0.038 (0.028)
家庭社会保障	-0.000 (0.000)	0.006 (0.061)	-0.021 (0.025)
少儿抚养比	-0.001 (0.001)	0.556*** (0.087)	0.184*** (0.032)
老年赡养比	-0.001** (0.000)	-0.059 (0.059)	-0.018 (0.019)
ln(家庭总收入)	0.000 (0.000)	0.039*** (0.007)	0.002 (0.003)
ln(家庭住房资产)	-0.000** (0.000)	0.002 (0.007)	0.000 (0.002)
ln(家庭非住房资产)	0.000 (0.000)	0.148*** (0.013)	0.049*** (0.004)
N	16758	16758	16758

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，上表中报告的是probit、Tobit的估计系数，而不是平均边际效应，括号内为聚类到省份层面稳健的标准误，以下相同。

（五）异质性分析

与拥有完全产权住房家庭不同，仅拥有不完全产权住房家庭，往往不能通过房屋抵押等途径分担健康等风险，因此我们检验了仅拥有不完全产权住房家庭的家庭人身保险决策。表5发现，不论probit和tobit模型均发现仅拥有不完全产权住房不显著影响家庭人身险的购买决策，同时考虑到内生性问题上述结果也是稳健的。

表5 仅拥有不完全产权住房和商业人身保险市场参与

	(1)	(2)	(3)	(4)
--	-----	-----	-----	-----

	Probit	2SLS ¹	Tobit	2SLS
仅拥有不完全产权住房	-0.033 (0.031)	2.600 (2.517)	-0.005 (0.011)	261.924 (215.499)
年龄	0.074*** (0.008)	0.013*** (0.005)	0.022*** (0.003)	0.471 (0.418)
年龄平方项	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.002)
已婚	0.110** (0.055)	0.087 (0.065)	0.029 (0.019)	5.439 (6.349)
男性	-0.117*** (0.025)	-0.071* (0.043)	-0.038*** (0.007)	-5.432 (4.050)
汉族	0.026 (0.065)	-0.036 (0.056)	0.019 (0.019)	-3.983 (4.875)
教育年限	0.031*** (0.006)	0.025 (0.018)	0.008*** (0.002)	2.038 (1.515)
家庭规模	0.035** (0.014)	-0.011 (0.012)	0.010** (0.004)	-1.064 (0.995)
家庭政治关系	0.003 (0.026)	0.039 (0.038)	-0.005 (0.007)	3.624 (3.192)
家庭健康状况	-0.032* (0.017)	-0.030 (0.019)	-0.012** (0.005)	-1.458 (1.294)
家庭金融从业人员	0.170** (0.080)	0.150** (0.070)	0.034 (0.021)	6.715 (5.665)
家庭社会保障	-0.006 (0.061)	-0.081 (0.081)	-0.026 (0.024)	-6.809 (6.441)
少儿抚养比	0.631*** (0.081)	0.136** (0.064)	0.181*** (0.031)	-5.811 (6.142)
老年赡养比	-0.036 (0.065)	-0.044 (0.041)	-0.010 (0.018)	-3.059 (3.686)
ln(家庭总收入)	0.044*** (0.008)	0.015** (0.008)	0.002 (0.002)	0.143 (0.534)
ln(家庭住房资产)	0.010*** (0.003)	-0.022 (0.023)	0.002* (0.001)	-2.368 (1.946)
ln(家庭非住房资产)	0.166***	0.065**	0.049***	3.504

¹ 由于 Ivprobit 和 Ivtobit 模型存在不收敛的情况，本文汇报了 2SLS 的结果。

	(0.010)	(0.032)	(0.004)	(2.764)
N	17471	17362	17471	17362
r2_p	0.130		0.145	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，上表中报告的是 probit、Tobit 的估计系数，而不是平均边际效应，括号内为聚类到省份层面稳健的标准误，以下相同。

五、结论

我国正式保险制度发展还不完善，非正式保险制度往往通过风险分担等渠道作为正式保险制度的补充。本文通过中国家庭金融调查（CHFS）2013 年微观数据，研究住房产权对家庭人身保险参与的影响。研究发现，持有完全产权住房的家庭显著降低了家庭商业人身保险的持有，并降低了人身保险配置比例。进一步机制分析发现，完全产权住房分担了家庭的健康风险，从而降低了家庭商业人身保险的参与。同时，随着房价上涨，拥有完全产权住房的家庭，相对于无完全产权住房的家庭，显著降低了购买人身保险的概率和配置比例。异质性分析表明，仅拥有不完全产权住房家庭不显著影响家庭人身保险参与。因此，本文认为完全产权的住房可分担家庭人身风险。当家庭面临人身风险冲击时，具有可抵押性质的完全产权住房扮演着自我保险的角色。

参考文献

- [1]张仙桥, 纪晓岚. 住宅社会学[M]. 华东理工大学出版社, 2014.
- [2]何兴强, 李涛. 社会互动、社会资本和商业保险购买[J]. 金融研究, 2009(2):116-132.
- [3]卓志. 我国人寿保险需求的实证分析[J]. 保险研究, 2001(05):10-12.
- [4]何立新, 封进, 佐藤宏. 养老保险改革对家庭储蓄率的影响: 中国的经验证据[J]. 经济研究, 2008, 43(10):117-130.
- [5]杨汝岱, 陈斌开. 高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为[J]. 经济研究, 2009, 44(08):113-124.
- [6]陈斌开, 李涛. 中国城镇居民家庭资产—负债现状与成因研究[J]. 经济研究, 2011, 46(S1):55-66+79.
- [7]李涛, 陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费: 来自中国城镇家庭的经验证据[J]. 经济研究, 2014, 49(03):62-75.
- [8]周绍杰. 中国城市居民的预防性储蓄行为研究[J]. 世界经

济,2010,33(08):112-122.

[9]何兴强,李涛.社会互动、社会资本和商业保险购买[J].金融研究,2009(02):116-132.

[10]樊纲治,王宏扬.家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究[J].金融研究,2015(07):170-189.

[11]秦雪征.社会安全网、自我保险与商业保险:一个理论模型[J].世界经济,2011,34(10):70-86.

[12]王向楠,王晓全.我国居民人寿保险需求的调查分析[J].金融理论与实践,2013(01):82-86.

[13]孙祁祥,王向楠.家庭财务脆弱性、资产组合与人寿保险需求:指标改进和两部回归分析[J].保险研究,2013(06):23-34.

[14]张庆君,郜亮亮,苏明政.人口老龄化对寿险需求的影响研究——基于辽宁省数据的实证分析[J].人口与经济,2013(03):97-103.

[15]秦芳,王文春,何金财.金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J].金融研究,2016(10):143-158.

[16]张琳琬,吴卫星.风险态度与居民财富——来自中国微观调查的新探究[J].金融研究,2016(04):115-127.

[17]王聪,周利.房地产财富效应与投资者的风险态度[J].中南财经政法大学学报,2016(04):39-47.

[18]唐广应,展凯,贺超.我国寿险需求的影响因素分析——基于不同区域的实证研究[J].金融与经济,2016(07):79-85.

[19]孙伟,Chan Kwok Ho,王萍.房价波动对人身险需求的影响[J].保险研究,2013(10):48-57.

[20]徐佳,龚六堂.中国家庭寿险市场的需求分析——基于全国25个省(市、区)家庭金融调查的微观数据[J].江汉论坛,2016(09):23-28.

[21]王任远,杨铭.房价对社会保障支出的影响研究[J].财贸研究,2018(07):67-80

[22]张光利,刘小元.住房价格与居民风险偏好[J].经济研究,2018,53(01):110-123.

[23]甘犁,尹志超,贾男,徐舒,马双.中国家庭资产状况及住房需求分析[J].金融研究,2013(04):1-14.

[24]王向楠,徐舒.人寿保险需求的结构性差异:保障和投资[J].金融评论,2012,4(04):66-74+124.

- [25] Paravisini, Daniel, Rappoport, Veronica and Ravina, Enrichetta (2017) Risk aversion and wealth: evidence from person-to-person lending portfolios. *Management Science*, 63 (2). pp. 279-297. ISSN 0025-1909
- [26] Zanetti F. Housing and relative risk aversion [J]. *Economics Letters*, 2014, 123(1):23-25.
- [27] Davidoff T. Home equity commitment and long-term care insurance demand[J]. *Journal of Public Economics*, 2010, 94(1):44-49.
- [28] Venti S F, Wise D A. Aging and Housing Equity: Another Look[J]. *Perspectives on the Economics of Aging*, 2004, 127-180
- [29] Hanessian S, Sahoo S P, Couture C, et al. Homeownership risk tolerance in a growing metropolis[C]// *Pacific-Rim Real Estate Society Conference*. OAI, 2010:1-23.
- [30] Gutter M S, Hatcher C B. Racial Differences in the Demand for Life Insurance[J]. *Journal of Risk & Insurance*, 2010, 75(3):677-689.



3

老龄化与保险

企业职工基本养老保险个人账户未来的自平衡性——基于双随机模型的研究

陈肖华、杨再贵¹

摘要：

企业职工基本养老保险个人账户当前面临严重的“空账”问题，在进一步假设个人账户已完全“空账”的特别严重情景下，将记账利率及投资收益率考虑为随机变量以深入分析个人账户未来的自平衡性，并对比了两种不同记账行为下企业职工基本养老保险个人账户的自平衡性。研究发现：若采取固定记账利率，结合企业职工基本养老保险个人账户的当年收支结余和累计结余来看，则个人账户具有良好的自平衡性，凭自身累积的资金能够支付预测期各年的支出并且各年仍有正的累计结余；若采取灵活的记账利率，则可进一步提高个人账户的自平衡能力。敏感性分析发现工资增长率提高可以提升个人账户的自平衡能力，但个人缴费率、新入职者工资、缴费持续率及工龄工资增长率的影响具有不确定性。最后，依据上述结果得到一些政策启示。

关键词：基本养老保险，个人账户，自平衡性，记账利率，随机模型

一、引言

许多研究（Sin, 2005；艾慧等，2012；刘学良，2014；田月红和赵湘莲，2016；等等）表明我国城镇职工基本养老保险基金的财务未来不具有可持续性。城镇职工基本养老保险基金含统筹账户基金及个人账户基金，那么究竟是统筹账户基金还是个人账户基金的财务状况又或者是两者合力造成基本养老保险基金未来的财务不可持续呢？因此，个人账户未来财务状况及其是否具有平衡性的研究十分有必要，在深入掌握个

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

国家社会科学基金项目（16BJY143）、教育部人文社科重点研究基地重大项目（16JJD630014）、高等学校学科创新引智计划（B17050）、中央财经大学原创性科研支持计划。

个人账户基金未来财务状况及其走势的同时，也能从侧面反映出统筹账户基金的财务状况，进而可知基本养老保险基金未来财务不可持续的具体原因，有利于对统筹账户基金、个人账户基金分别采取各自适宜的措施以提高基本养老保险基金的财务可持续性。企业职工基本养老保险是城镇职工基本养老保险的重要组成部分，严重的个人账户“空账”问题主要体现在企业职工基本养老保险的个人账户当中。而且，在人口老龄化日益加重的背景下，个人账户将面临为应对统筹账户支付压力上升而被占用更多资金的风险，会使个人账户“空账”问题更加严重。那么，在假设从1997年企业职工基本养老保险改革至2018年历年积累的个人账户资金已全为“空账”的极端情况下，未来企业职工基本养老保险个人账户自身财务的平衡性将如何演变呢，是否具有自平衡的可能性呢？在极端情况下分析其未来的自平衡性，更有利于揭示个人账户自身未来的财务状况及其在应付未来严峻环境下自平衡的能力。

企业职工基本养老保险个人账户的“空账”问题及财务状况直接影响到退休人员的个人账户养老金权益是否能顺利领取，学术界对此展开了积极的研究，主要分三类。第一类，定性分析了基本养老保险个人账户“空账”形成的原因、存在的危害以及解决措施（郭席四，2003；林毓铭，2004；张映芹和校飞，2011；江涛和郑艳秋，2014；等等）。第二类，主要用精算方法分析了个人账户的财务状况。如金赞（2014）分析了个人账户的未来收支结余动态状况；杨再贵和石晨曦（2016）测算了个人账户在某时点的财政负担；张勇（2007）及胡玉琴和郑学东（2010）着重分析了个人账户的支付能力；张勇（2016）在个人账户支付能力出现不足时分析了个人账户养老金的调整发放策略；石晨曦和杨再贵（2017）分析了个人账户的偿付能力以及估算了由于领取个人账户养老金的时长超过计发月数而带来的财政补贴。第三类，重要参数对个人账户财务状况的影响。如王乔和周渭兵（2007）及曾益等（2013）分别进一步探讨了通货膨胀与通货紧缩、延迟退休等其它因素对个人账户财务状况的影响。

将随机模型用于我国基本养老保险问题的研究较少。Lee 和 Carter（1992）提出了死亡率变化趋势预测的“Lee-carter”模型。随后 Lee 和 Thljapurkar（1994）用随机技术模拟了美国未来人口变动，取代了传统的“高”、“中”、“低”情景下人口预测方案。经过不断的完善，随机技术在养老金测算方面的应用逐渐成熟，并于2003年引入到美国联邦社会保险信托基金年度报告（Board of Trustees of the Federal Old-Age and Survivors Insurance and Disability Insurance Trust Funds）当中。借鉴上述思路，国内学者如：东明等（2005）在考虑利率及死亡率为随机变量下测算了养老保险的隐性债务；王晓军和米海杰（2013）假设记账利率及工资增长率在各年进行随机波动，测算了养老保险替代率的不同波动范

围；孙荣（2016）用二项式分布拟合了退休年龄随机变量，并数值模拟了生命年金及退休金；郑苏晋和廖朴（2017）在缴费状态及退休时间为随机变量的假设下建立了基本养老保险收支预测模型，并以北京市数据验证了预测模型的准确性。

以往研究主要集中在个人账户的支付能力、财政负担等财务状况以及“空账”问题，但缺乏进一步深入探讨我国企业职工基本养老保险个人账户的自平衡性。本文对个人账户自平衡性定义为：在预测期间，个人账户各年的累计结余加上当年的投资收益（累计结余为负时不存在）在结清当年养老金收入与支出之差后仍为正，即预测期内各年份的累计结余均大于 0，则表明个人账户有能力仅凭自身应付养老金的支出，具有良好的自平衡性。

在随机环境下进行个人账户自平衡性的探讨更能贴近实际情况，可更好地体现个人账户的自平衡能力。因此，借鉴以往养老金随机模型的研究，考虑记账利率及投资收益率为随机变量，在假设个人账户在测算起点之前已全为“空账”的极端情景下，在参保人口动态变化情况下细分参保人群，构建了个人账户养老金未来 50 年的收支测算模型，结合当年收支结余及累计结余两个角度来考察个人账户的自平衡性，对比了政府一年内采取固定记账利率与灵活随机记账利率两种不同行为下对个人账户自平衡性的影响，有利于更深入掌握企业职工基本养老保险个人账户未来的财务状况，并且揭示在维持个人账户自身财务可持续前提下给统筹账户调用资金的弹性空间，缓解统筹账户因面临人口老龄化而带来的严重支付压力，从而有助于基本养老保险制度的可持续运行。

二、精算模型及其随机化

（一）精算模型构建

依据国发[1997]26 号文件可知企业职工基本养老保险个人账户涉及的退休人员为退休“中人”及退休“新人”。退休“中人”是指[1997]26 号文件实施前参加工作、到测算时点已退休的参保人员，退休“新人”是指[1997]26 号文件实施后入职参保的退休人员。企业职工基本养老保险个人账户当年收支结余为当年个人账户的缴费收入减去当年个人账户养老金支出。若上年度企业职工基本养老保险个人账户累计结余为正，则当年个人账户累计结余为上年度累计结余 \times $(1 + \text{投资收益率}) + \text{当年结余}$ ；若上年度企业职工基本养老保险个人账户累计结余为负，则当年累计结余为上年度累计结余 $+$ 当年结余。

设企业新入职者平均年龄 e 为 20 岁，女工人、女干部及男职工的退休年龄 r 分别为 50 岁、55 岁及 60 岁，且女工人数为女干部人数的 4 倍，最终死亡年龄 ω 为 100 岁。个人账户缴费率记为 p ， x 岁参保人在 t 年初领取的个人账户养老金为 $P_{t,x}$ ，参保人缴费持续率记为 c 。 $L_{t,x}$ 为 t 年初 x

岁的参保人数，其中 $L_{t,x}^M$ 为 t 年初 x 岁的男性参保人数、 $L_{t,x}^F$ 为 t 年初 x 岁的女性参保人数。 $S_{t,x}$ 为 t 年初 x 岁参保人的工资， s 为工龄工资增长率。 i_t 、 j_t 、 g_t 分别为 t 年的投资收益率、记账利率、工资增长率。 z 为国发[1997]26 号实施起始年 1997 年的年初。假设养老保险缴费、养老金领取都发生在每年初。

1. 个人账户缴费收入

个人账户收入等于在职参保人员缴纳的个人养老保险费，缴费基数为其上年度工资，则缴费收入 $C_t = pc \sum_{x=e}^{t-1} L_{t,x} S_{x-t}$ ，其中

$$S_{t-1,x} = (1+s)^{x-t} \cdot S_{t-1,e}, \quad S_{t-1,e} = (1+g_{t-2}) \cdot S_{t-2,e} / (1+s).$$

2. 个人账户养老金各年支出

(1) $t \in [2019, z+r-e]$ 年养老金支出

此预测期间，男性女性均未出现退休“新人”，仅支付退休“中人”的个人账户养老金。在测算时点 t ，退休“中人”的年龄区间为 $[r, r+t-z-1]$ 。个人账户支付参保人员退休后计发月数以内应得的个人账户养老金，用 m_r 表示 r 岁退休时对应的个人账户养老金计发月数。根据《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）规定： $m_{50}=195$ ， $m_{55}=170$ ， $m_{60}=139$ 。为简化计算，假设个人账户在支付完计发月数以内整年的个人账户养老金后，剩余的几个月不再由个人账户进行支付而由统筹账户支付。因此， $r \sim r+[m/12]-1$ 岁参保人的个人账户养老金由其个人账户进行支付。

在此期间，个人账户支付退休“中人”的个人账户养老金

$$P_t^M = \sum_{x=r}^{r+[m/12]-1} L_{t,x} P_{t,x}^M, \quad \text{其中，年度个人账户养老金 } P_{t,x}^M \text{ 等于在职期间缴}$$

纳的个人账户养老金累积额除以计发年数：

$$P_{t,x}^M = P_{t-(x-r),r}^M = \frac{12}{m_r} c \frac{p S_{1996, x-(t-1996)}}{1+g_{1995}} \sum_{n=0}^{t-(x-r)-z-1} \left[\prod_{k=0}^n (1+g_{1995+k}) \prod_{h=n}^{t-(x-r)-z-1} (1+j_{1997+h}) \right]$$

。所以，该预测期间各年个人账户支出为 $P_t = P_t^M$ 。

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

此期间出现退休“新人”，个人账户需要同时支付退休“中人”及退休“新人”的个人账户养老金。此期间，支付退休“新人”的个人账户

养老金并未超过计发月数，但需要支付退休“新人”的人员数量在逐年增多。

退休“中人”的年龄区间为 $[e+t-z, r+t-z-1]$ ，其个人账户支付的个人账户养老金为： $P_t^M = \sum_{x=e+t-z}^{r+[m/12]-1} L_{t,x} P_{t,x}^M$ ， $P_{t,x}^M$ 与 $[2019, z+r-e]$ 期间的表达式一致。

退休“新人”的年龄区间为 $[r, e+t-z-1]$ ，其个人账户养老金支出为 $P_t^N = \sum_{x=r}^{e+t-z-1} L_{t,x} P_{t,x}^N$ 。其中，退休“新人”的个人账户养老金 $P_{t,x}^N$ 为：

$$P_{t+q, r+q}^N = P_{t,r}^N = \frac{12}{m_r} c \frac{pS_{t-(r-e)-1, e-1}}{1+g_{t-(r-e)-2}} \sum_{n=0}^{r-e-1} \left[\prod_{k=0}^n (1+g_{t-(r-e)-2+k}) \prod_{h=n}^{r-e-1} (1+j_{t-(r-e)+h}) \right]$$

$q=1, 2, \dots, \omega-r$ 。所以， t 年度的个人账户支出为 $P_t = P_t^M + P_t^N$ 。

(3) $t \in [z+r-e+[m/12]+1, 2069]$ 年养老金支出

此预测期间，个人账户支付退休“中人”及“新人”的个人账户养老金，其中退休“新人”出现超过计发月数的退休人员。支付退休“中人”个人账户养老金公式 P_t^M 的构建规律与 $[2019, z+r-e]$ 年或 $[z+r-e+1, z+r-e+[m/12]]$ 对应一致。支付退休“新人”个人账户养老金为

$$P_t^N = \sum_{x=r}^{r+[m/12]-1} L_{t,x} P_{t,x}^N, P_{t,x}^N \text{ 构建规律与 } [z+r-e+1, z+r-e+[m/12]] \text{ 对应一致。}$$

则 t 年度的个人账户支出为 $P_t = P_t^M + P_t^N$ 。

3. 预测期各年的收支结余及累计结余

t 年度的收支结余为 $B_t = C_t - P_t$ ，累计结余 AB_t 为：若 $AB_{t-1} \leq 0$ ，

则 $AB_t = AB_{t-1} + B_t$ ；若 $AB_{t-1} > 0$ ，则 $AB_t = AB_{t-1} \cdot (1+i_t) + B_t$ 。

(二) 精算模型随机化

考虑 t 年度的个人账户记账利率 j_t 及基金投资收益率 i_t 为随机波动。

1. 随机记账利率。人力资源和社会保障部办公厅、财政部办公厅从2016年起每年公布一次职工基本养老保险个人账户记账利率，因此它的波动性不如市场利率那般频繁。假设个人账户记账利率 j_t 服从对数正态分布 $\ln(u, \sigma^2)$ ，且由于其实际的波动性比较平缓，故假定测算期间记账

利率 j_t 服从同一对数正态分布。

2. 随机投资收益率。个人账户养老金累计结余若为正，投资于证券市场。因其投资收益随机波动性较大，故用 Vasicek 模型将投资收益率随机化。(Vasicek, 1997) 用随机微分方程刻画瞬时利率，为利率期限结构的经典模型之一，得到了广泛的应用。相关研究（谢赤和吴雄伟，2002；赵静宇等，2008）表明 Vasicek 模型能更好地拟合我国利率市场的波动行为。Vasicek 模型中利率 i_t 在风险中性假设下满足均值回复过程，变化过程为：

$$di_t = a(\bar{i} - i_t)dt + \sigma dW_t \quad (1)$$

其中， i_t 为 t 时刻无风险利率； \bar{i} 为利率的长期平均水平，即长期回复均值； a 为利率 i_t 向均值 \bar{i} 的回复速度； σ 为时刻 t 利率的瞬时波动率； W_t 为标准布朗运动。根据布朗运动的特征，可知 $E(di_t) = a(\bar{i} - i_t)dt$ ， $D(di_t) = \sigma^2 dt$ 。

参考 (Brennan 和 Schwartz, 1982; Sanders 和 Unal, 1988) 的方法，得到如下形式的离散化模型：

$$i_t - i_{t-1} = a(\bar{i} - i_{t-1}) + \sigma(W_t - W_{t-1}) \quad (2)$$

令 $y_t = i_t - i_{t-1}$ ， $\alpha = a\bar{i}$ ， $\beta = -a$ ， $\varepsilon_t = \sigma(W_t - W_{t-1})$ ，则上式变为：

$$y_t = \alpha + \beta i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 dt$ 。

三、精算基础

(一) 随机记账利率参数估计

截至 2019 年 2 月底，人力资源和社会保障部办公厅、财政部办公厅（以下简称为“政府”）仅公布 2016—2018 年城镇职工基本养老保险个人账户记账利率，样本很少。故选取中国人民银行网站中历年的银行存款一年期利率作为样本（王晓军和米海杰，2013），采用极大似然方法估计对数正态分布的参数 u 、 σ^2 ，结果为： $u \approx -3.283$ ， $\sigma^2 \approx 0.397$ ，对应的 K-S 分布检验的 P 值为 0.112，接受原假设，记账利率基本服从对数

正态分布。该分布 10000 个随机数的分布情况如图 1 所示，可知记账利率多数分布在 10% 以内，符合实际。

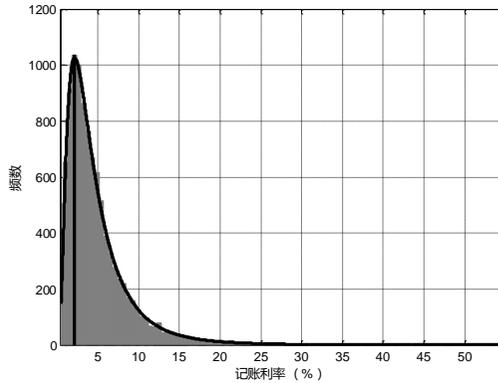


图 1：记账利率分布情况

(二) 随机投资收益率 Vasicek 模型参数估计

以相对活跃且具有代表性的 30 天银行间质押式回购加权利率作为个人账户基金投资收益率的样本，数据来源于 wind 记录的从 2015 年 1 月 4 日至 2018 年 12 月 14 日期间的共计 986 个日交易观测值。参考（吴冲锋等，2000）的做法，将上述利率样本数据等价转化为连续复利形式，

公式为： $i(t,T) = \frac{1}{T-t} \ln[1 + I(t,T)(T-t)]$ ，其中 $T-t=30/365$ ， $i(t,T)$ 为复

利率， $I(t,T)$ 为单利率。采用最小二乘法对（3）式进行估计，用怀特(White)检验进行异方差检验，其统计量值为 37.832，P 值小于 0.001。对于异方差，采用怀特 OLS 估计量标准误差的异方差性一致估计值来代替 OLS 估计值的方法进行处理，估计的结果如表 1 所示。

表 1：Vasicek 模型参数估计结果

参数	估计值	标准差	T 统计值	P 值
α	0.114672	0.032947	3.480531	0.0005
β	-0.03531	0.010887	-3.24342	0.0012

对于 σ 的估计，可依据估计式： $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2}{n-2}$ ，其中 $\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 = 32.58498$ 。

结合 α 与 \bar{i} ， β 与 a 之间的关系可知： $a = 0.03531$ ， $\bar{i} = 3.24758$ ，

$\sigma^2=0.03315$, $\sigma=0.18207$ 。所以, 拟合的 Vasicek 模型为:

$$di_t = 0.03531 \times (3.24758 - i_t)dt + 0.18207dW_t \quad (4)$$

可知投资收益率将以 0.03531% 的调整速度向 3.24758% 的长期投资收益率水平上下进行漂移波动。 i_t 的迭代公式为:

$$i_t = 0.11467 + 0.96469i_{t-1} + 0.18207dW_t \quad (5)$$

以 2018 年样本的均值 3.82490% 作为起始 i_0 的值。依据迭代公式(5), 从而可推知 2019 年及其以后预测期各年的投资收益率的分布情况, 其中 2019 年 i_1 和预测期末 2069 年所需的上年度投资收益率 i_{50} 的 10000 个随机数的分布如图 2 所示。可知 2019 年个人账户养老金投资收益率集中分布在 [3.5%, 4.25%] 区间, 而 2068 年投资收益率主要分布在 -5%—12.5% 之间, 均值在 5% 左右, 比 2019 年的跨度及波动性更大, 符合预期, 因为投资收益率随着预测时间的推移, 其不确定性会越大。

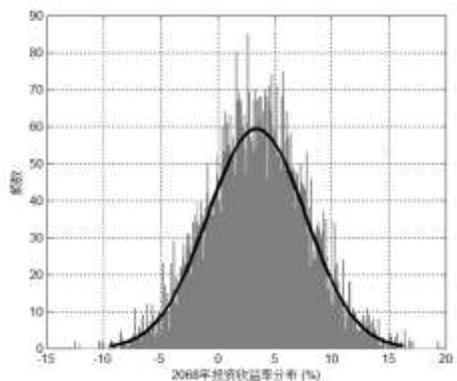
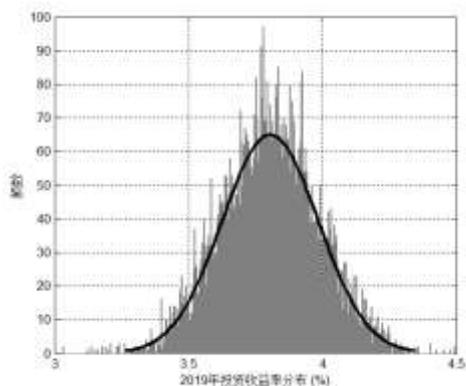


图 2：预测起始及期末年份投资收益率分布

（三）全国城镇分年龄性别人口结构

用 PADIS-INT 软件预测全国城镇分年龄性别人口结构需已知全国城镇净迁移人数参数。因此，首先估计该参数，采用“要素法”进行估算。此估算方法所需参数为起始人口、预测期间的全国城镇总人口数、分年龄性别迁移人口比重、各年总和生育率、各年分年龄育龄妇女生育率、出生男女性别比、生命表。由《中国人口和就业统计年鉴 2017》可知 2016 年全国城镇分年龄性别人口的抽样分布，除以抽样比，得到 2016 年全国城镇分年龄性别的实际人口分布，以此作为起始人口。预测期间各年全国城镇人口总数等于各年全国人口总数乘以对应全国城镇人口比重。由 PADIS-INT 软件运行默认“中国”地区参数下可得预测期间各年的全国人口总数，由 ARIMA (0,1,0) 对《中国统计年鉴 2018》中表“人口数及构成”的 2000—2017 年城镇人口比重样本进行预测，参考发达国家城镇化过程，一般假设我国城镇化率上限为 80%（王金营和戈艳霞，2016），故预测的城镇人口比重超过 80% 的年份均取 80%。分年龄性别迁移人口比重假设与 2016 年全国城镇分年龄性别人口抽样分布的比重一致，男女迁移比重相同。预测期间各年总和生育率及其对应年份的分年龄妇女生育率、新生儿男女性别比、生命表均可由 PADIS-INT 软件输出。然后，用 MATLAB 编程可得预测期各年全国城镇净迁移人数。

用 PADIS-INT 软件预测全国城镇分年龄性别人口结构所需的其它参数有预期寿命、总和生育率、分年龄育龄妇女生育率、出生男女性别比，这些参数均采用软件默认的“中国”地区参数。郑伟等（2014）认为“远东”模型生命表更适合中国情景，故选择“远东”模型生命表。预测起始年份为 2016 年，终止年份为 2069 年，最高年龄为 100 岁，迁移模式设置为“净迁移人数”。运行 PADIS-INT 软件可得预测期间各年的全国城镇分年龄性别人口分布。

（四）参保人数

x 岁的企业在岗职工参加基本养老保险人数等于该年龄的全国城镇人口数和劳动参与率、全国城镇职工基本养老保险覆盖率、企业在岗职工参保人数占全国城镇在岗职工参保人数比例这三者的乘积。 x 岁的企业退休参保人数等于该年龄的全国城镇人口数与全国城镇职工基本养老保险覆盖率、企业退休参保人数占全国城镇退休参保人数比例的乘积。由《中国劳动统计年鉴 2017》可知 1978—2016 年登记失业率，取平均值 3.42% 作为劳动失业率，故劳动参与率为 96.58%。《2015 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》披露养老保险覆盖率约为 85%。中共

十九大报告提出建成覆盖全民的社会保障体系，考虑到灵活就业人员的存在，设在 2025 年覆盖率达到 95%。因此，假设养老保险覆盖率从 2015 年的 85% 按每年一个百分点的速率逐年递增到 2025 年的 95%，之后保持不变。由《中国人力资源和社会保障年鉴 2017》可知 1990—2016 各年企业在岗职工参保人数占全国城镇在岗职工参保人数的比例，取平均值 94.11% 作为企业在岗职工参保人数占全国城镇在岗职工参保人数的比例，设其不变。同理，得平均值 95.08% 作为企业退休参保人数占全国城镇退休参保人数的比例，设其不变。依据上述假设和已估计出预测期间各年全国城镇分年龄性别人口，可得各年分年龄、性别的参保人数。

（五）工龄工资增长率

可通过平均缴费工资 \bar{S}'_{2017} 、新入职者工资缴费工资水平及在职人员的分年龄性别分布进行估计， $l_{x/w}$ 为 x 岁在职人员数占在职人员总数的比例， $l_{x/w}^F$ 、 $l_{x/w}^M$ 分别为 x 岁女性、男性在职人员数占在职人员总数的比例，估计式为：

$$\frac{\bar{S}'_{2017}}{\bar{S}_{2017.20}} = \frac{\left[\begin{aligned} & l_{20/w} + l_{21/w}(1+s) + \dots + l_{49/w}(1+s)^{29} \\ & + \left(\frac{1}{5} l_{50/w}^F + l_{50/w}^M \right) (1+s)^{30} + \left(\frac{1}{5} l_{51/w}^F + l_{51/w}^M \right) (1+s)^{31} + \dots + \left(\frac{1}{5} l_{54/w}^F + l_{54/w}^M \right) (1+s)^{34} \\ & + l_{55/w}^M (1+s)^{35} + l_{56/w}^M (1+s)^{36} + \dots + l_{59/w}^M (1+s)^{39} \end{aligned} \right]}{\left[\begin{aligned} & l_{20/w} + l_{21/w}(1+s) + \dots + l_{49/w}(1+s)^{29} \\ & + \left(\frac{1}{5} l_{50/w}^F + l_{50/w}^M \right) (1+s)^{30} + \left(\frac{1}{5} l_{51/w}^F + l_{51/w}^M \right) (1+s)^{31} + \dots + \left(\frac{1}{5} l_{54/w}^F + l_{54/w}^M \right) (1+s)^{34} \\ & + l_{55/w}^M (1+s)^{35} + l_{56/w}^M (1+s)^{36} + \dots + l_{59/w}^M (1+s)^{39} \end{aligned} \right]}$$

由《中国统计年鉴 2018》可知 2017 年城镇非私营单位就业人员的平均工资 \bar{S}_{2017} 为 74318 元，由于年鉴的统计工资部分并未全部计入缴费工资，故存在缴费工资占统计工资的比例。由近些年《中国人力资源和社会保障年鉴》可知 2012—2016 年全国企业养老金待遇水平及其对应上年度的企业在岗职工平均工资，用这 5 年的全国企业养老金待遇水平分别除以《中国社会保险发展年度报告 2015》公布的官方养老金替代率 67.50%，再除以对应上年度的企业在岗职工平均工资，可得近五年缴费工资占统计工资比例的范围为 [68.15%, 71.63%]，此处取 71.63%。用该比例乘以 \bar{S}_{2017} 得到平均缴费工资 \bar{S}'_{2017} 为 53234 元。以高职高专学历的新入职者工资作为全国企业新入职者的平均工资水平，由麦可思发布的《2018 年中国大学生就业报告》¹ 可知高职高专院校 2017 届毕业生的月收入为 3860 元。由于企业新入职者普遍存在试用期，刚入职当月工资较

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

低，故假设其实际缴费工资约占当年年薪的 85%，则 $S_{2017,20} \approx 39372$ 元。

假设企业在职参保人员分年龄性别人口分布与《中国人口和就业统计年鉴 2017》中全国城镇分年龄性别人口分布一致。依据上述假设，可计算出 s 约等于 1.697%。

（六）其它参数

国发〔2005〕8 号文件规定个人缴费率 p 为 8%。2016 年及以前的工资增长率 g 由《中国人力资源和社会保障年鉴 2017》的历年全国企业、事业、机关单位在岗职工平均工资表中数据计算而来，2017 年以后参考（杨再贵和石晨曦，2016）的方法，实际工资增长率 2017—2020 年为 7.7%，2021—2025 年为 6.6%，2026—2030 年为 5.7%，其余各年保持 4.8% 不变。考虑到每年都有一些参保人中断缴费的情况，参考北京市以往的经验数据，假设参保人的平均缴费持续率 c 为 85%。

四、精算分析

（一）政府固定记账利率行为及其个人账户自平衡性

当前，政府实际记账利率的行为：每年公布一次城镇职工基本养老保险个人账户的记账利率，则可将个人账户记账利率在一年内保持在某固定数值的行为记为固定记账利率行为，同时作为基准情况。取预测期各年记账利率服从的随机分布的均值作为对应年份的固定记账利率，则正好对应当前政府每年公布一次记账利率的实际做法。

1. 固定记账利率行为下个人账户当年收支结余

用 MATLAB 软件分别产生 1997 年—2069 年的 73 组，每组含 10000 个服从相应对数正态分布 $\ln(-3.283, 0.397)$ 的记账利率，取每组平均值作为对应年份的固定记账利率。投资收益率服从（4）式中的 Vasicek 模型及其迭代关系为（5）式，同样利用 MATLAB 产生服从对应分布的随机投资收益率。其余参数，如预测期各年参保人数、工龄工资增长率、个人缴费率、工资增长率等参数分别取基准值。用 MATLAB 编程并将参数代入，可得企业职工基本养老保险个人账户当年收支结余情况，如图 3 所示，预期起始年份 2019 年记为第 1 年，期末年份为第 51 年。

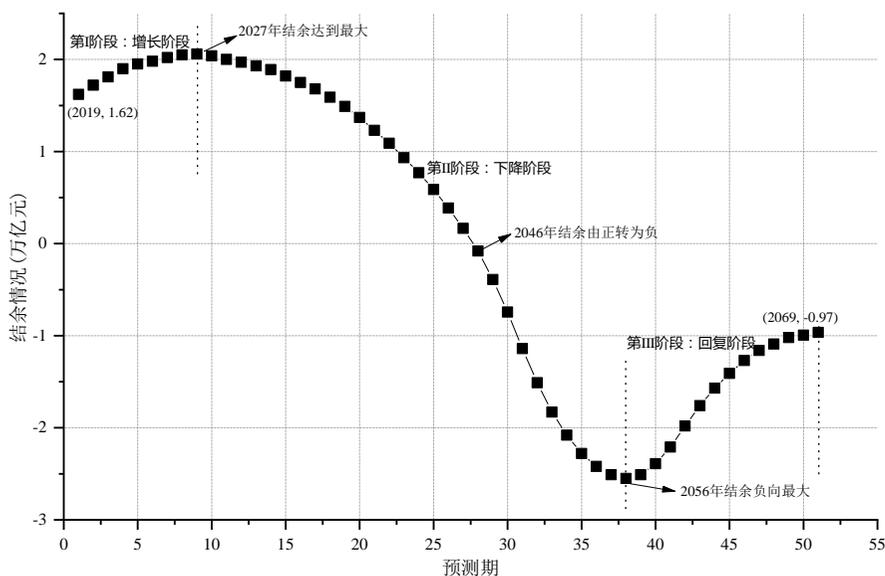


图 3：固定记账利率下个人账户当年收支结余状况

当年收支结余情况可分为三个阶段，第 I 阶段为 2019 年—2027 年的增长阶段，个人账户当年收支结余持续上升至 2027 年达到峰值，约为 2.06 万亿元，此阶段的上升趋势是因为个人账户养老金的收入增长速度快于支出，原因可能为养老保险覆盖率的持续上升及政府对企业进行严格的社会保险征费而带来收入的快速上升。第 II 阶段为 2028 年—2056 年的持续下降阶段，个人账户当年收支结余于 2046 年由正转向负，出现当年收支缺口，并且当年收支缺口持续增加至 2056 年的 2.55 万亿元，主要是因为该阶段由于我国人口老龄化严重程度的逐渐加深并达高峰使得领取个人账户养老金的支出越来越大于缴费收入。第 III 阶段为回复阶段，在 2056 年及其之后的年份，个人账户的当年收支结余虽然也为负，但它逐步以收支结余为零的方向进行反弹，主要是因为人口老龄化高峰之后领取个人账户养老金的退休人员在逐渐减少，使得个人账户养老金的支出相对于高峰时期在下降。

从当年收支结余的角度看，虽然个人账户在第 II 阶段持续地下降并出现较为严重的当年收支缺口，但在第 III 阶段，个人账户已逐渐在进行自我调整，其缺口规模在逐渐减少，由此可知企业职工个人账户本身具有一定的自平衡性。

2. 固定记账利率行为下个人账户累计结余

在假设 2018 年个人账户已全为“空账”即累计结余为零的极端情况

下,对预测期间各年个人账户的累计结余用蒙特卡罗方法进行模拟计算,模拟 10000 次,则 2019 年后第 1 年至第 50 年的累计结余情况如图 4 所示。

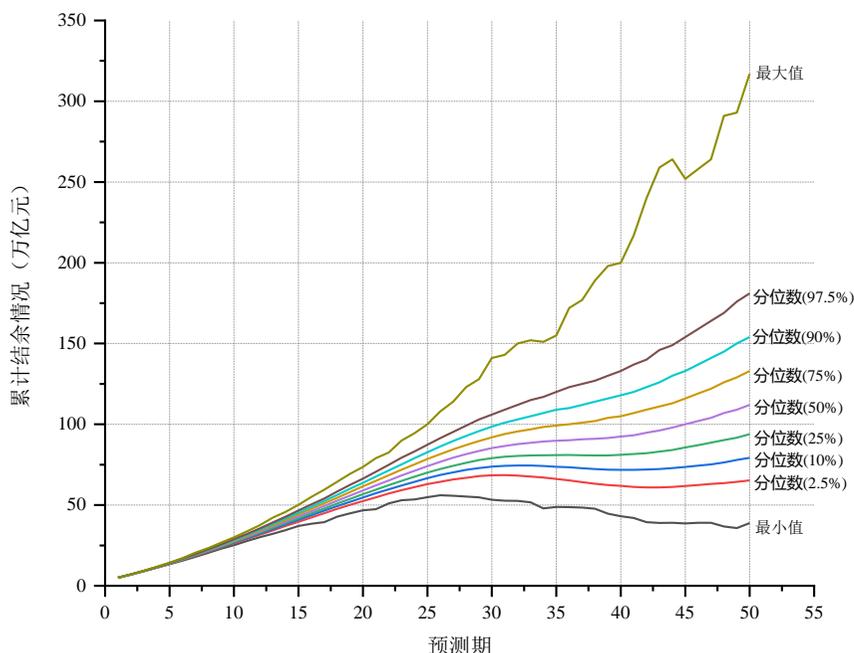


图 4: 固定记账利率下个人账户累计结余状况

可知,即使在个人账户已全为“空账”的极端情况下,企业职工基本养老保险个人账户在整个预测期各年的累计结余始终为正,并呈现出先平缓上升后下降,继而又重新上升的趋势,分别对应于个人账户当年收支结余的三个阶段。虽然个人账户未来在人口老龄化趋势下会逐渐出现当年收支缺口,但它能够在预测期间仅凭自身积累的结余,抵消随后年份出现的当年收支缺口之后仍有盈余,表明企业职工基本养老保险个人账户在未来应对人口老龄化日益严重的环境下具有良好的自平衡性。

(二) 政府随机记账利率行为及其对比分析

假设政府在一年内依据实际情况随时准备改变企业职工基本养老保险个人账户的记账利率,即政府记账利率行为表现出灵活化,记为随机记账利率行为。则此情景下个人账户的自平衡性相较于政府一年内的固定记账利率行为将如何变化呢。

随机行为下个人账户记账利率不再取对应随机分布的均值,而是以其随机分布代替。由于政府当前只公布 2016 年—2018 年城镇职工基本养老保险个人账户记账利率,自 1997 年企业基本养老保险改革至 2015

年的个人账户记账利率缺乏公开资料，因此考虑从 1997 年至 2069 年这整个期间的记账利率都为随机波动。运用蒙特卡罗方法进行模拟计算，模拟 10000 次，分别得到随机记账利率下企业职工基本养老保险个人账户当年收支结余及累计结余情况。

1. 随机记账利率行为下个人账户当年收支结余及其对比

将随机记账利率行为下个人账户当年收支结余模拟运算的结果与固定记账利率进行对比，结果如图 5 所示。

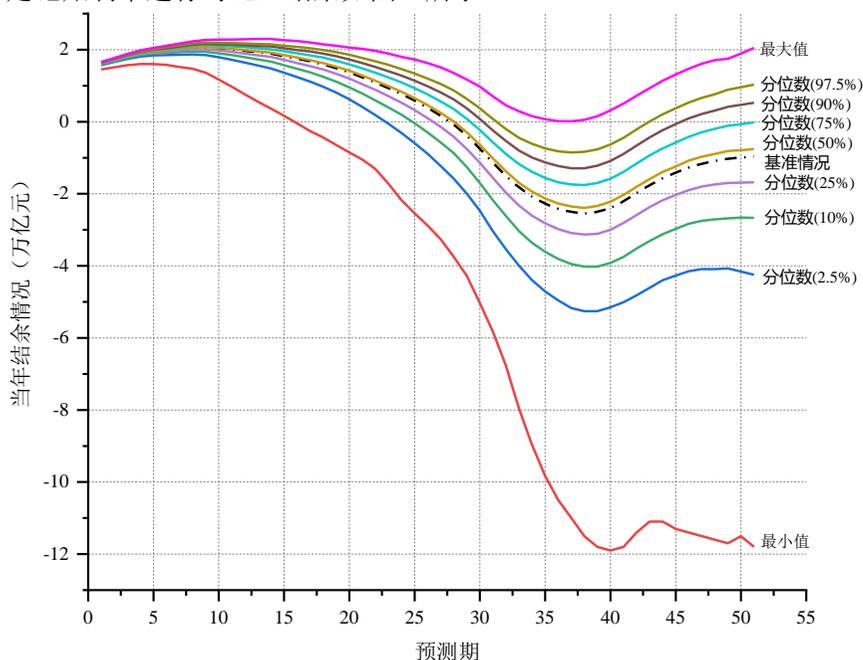


图 5：随机利率记账与基准情况的当年收支结余状况对比

可知，最大值曲线显示整个预测期间所有年份均不会出现个人账户的当年收支缺口。固定记账利率即基准情况下的当年收支结余处于 50% 的分位数之下，表明随机记账利率下的当年收支结余优于固定记账利率的概率超过 50%。上述说明政府采取随机记账利率可以优化企业职工基本养老保险个人账户的当年收支结余状况，较基准情况增强个人账户的自平衡性。

在基准情况下个人账户出现当年收支缺口的年份（2046 年至 2069 年）中对两者作进一步对比，记频率 $P_A = P\{B_t^{\text{随机}} \geq B_t^{\text{固定}}\}$ ，频率 P_B 为 $P\{B_t^{\text{随机}} \geq 0\}$ ， $t \in [2046, 2069]$ 年，则 P_A 、 P_B 结果如图 6 所示。

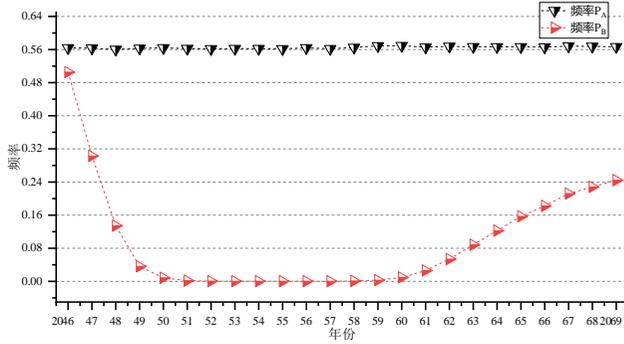


图 6 当年收支结余的频率分析

在固定记账利率下个人账户出现当年收支缺口的年份中，其规模在随机记账利率下不大于固定记账利率的频率稳定在 56% 左右，比 50% 多 6 个百分点。此外，随机记账利率的当年收支不存在缺口的频率也大于等于 0，并且呈现出先下降后平稳再上升的趋势，由 2046 年的最大值 50.55% 逐渐下降至 2050 年的 0% 左右，在零附近徘徊近十年后逐渐上升至 2069 年的 24.43%。

可知，政府采取随机记账利率有利于增强其在应对个人账户未来出现当年收支缺口的年份中的能力。此外，也表明在企业职工基本养老保险个人账户出现当年收支缺口的年份中，2050 年—2060 年为其中最严重的十年，在此期间即使政府采取随机记账利率行为，当年收支结余为正的可能性也几乎为 0。

2. 随机记账利率行为下个人账户累计结余及其对比

随机记账利率下的当年收支结余状况处于图 5 的最小与最大值曲线之间的可能性区域中，较固定记账利率下增加了不确定性，而累计结余是预测期各年当年收支结余不确定性的叠加，故随机记账利率下的累计结余会比固定记账利率更具波动性。

设置如下简单的指标进行随机和固定记账利率行为两者间的累计结余比较，假设 $P_c = P\{(AB_t^{\text{固定}} \subseteq AB_t^{\text{随机}}) \cup (AB_t^{\text{随机}} > \max(AB_t^{\text{固定}}))\}$ ， $t \in [2020,$

2069] 年，其中 $AB_t^{\text{固定}}$ 、 $AB_t^{\text{随机}}$ 区间分别由其最值作为上下限组成。因为

$AB_t^{\text{随机}}$ 比 $AB_t^{\text{固定}}$ 波动性较大，同时存在小于 $\min(AB_t^{\text{固定}})$ 与大于 $\max(AB_t^{\text{固定}})$

两段区间，故 P_c 也等于 $P\{AB_t^{\text{随机}} \geq \min(AB_t^{\text{固定}})\}$ ，对比结果如图 7 所示。

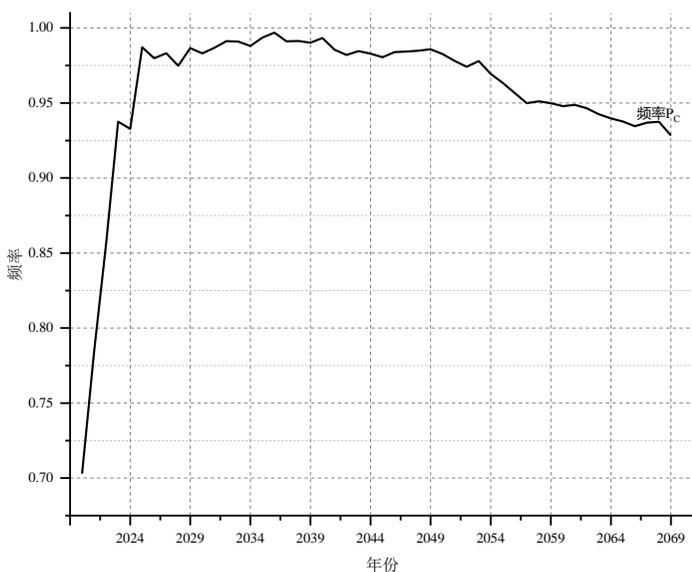


图 7：随机和固定记账利率的累计结余对比

虽然随机记账利率下累计结余的波动性更大，但其各年的累计结余不劣于基准情况的频率仍然很高。图 7 可知在固定记账利率出现当年收支缺口的年份当中，即使随机记账利率累计结余的波动性较大，但 P_c 依然保持在 92.84% 以上。

综上所述，可知：政府采取灵活的随机记账利率能够进一步提高企业职工个人账户的自平衡性，但同时也应意识到在随机环境下个人账户会面临更大的波动性。

（三）敏感性分析

在政府一年内采取固定记账利率的基准情况下，对主要影响个人账户当年收支结余规模的参数进行敏感性分析，将新入职者工资、个人缴费率、缴费持续率、工资增长率、工龄工资增长率均各自提高为基准的 (1+1%) 进行分析，结果如图 8 所示。

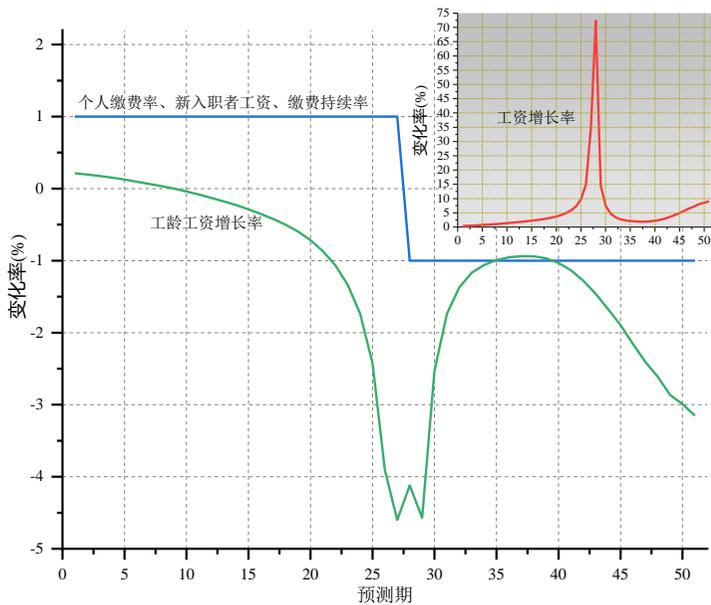


图 8：敏感性分析结果

个人缴费率、新入职者工资、缴费持续率三者对企业职工基本养老保险个人账户当年收支结余的影响效果完全一致，因为个人账户养老金缴费收入 C_t 和养老金支出 P_t 中的个人缴费率 p 、缴费持续率 c 、以及基于新入职者工资推导的其它各年龄段的工资水平都可以作为公因子单独提出，故三者的影响实质相同。其影响为：先有利于增加当年收支结余，后转变为减少当年收支结余的双向作用。因为在个人账户的养老金收支公式中均涉及到这些参数，当参数值提高时，一方面增加了养老金的缴费收入，另一方面应付退休人员的养老金支出同样加大。当收入增加的速度快于支出增长的速度，则较基准增加了当年收支结余，否则减少了当年收支结余。参数值提高的前期，个人账户养老金收入增加快于支出的增加，随着人口老龄化的日益严重，养老金支出的增加会逐渐快于收入的增加，故形成了双向作用。工龄工资增长率的影响类似于个人缴费率、新入职者工资、缴费持续率，也具有双向作用。工资增长率在整个预测期各年份都较基准增加了当年收支结余。从参数对整个预测期平均影响的程度可知：工资增长率的影响最大、工龄工资增长率次之，新入职者工资、个人缴费率、缴费持续率三者较弱。

上述表明：主要参数，如工资增长率的提高能增强企业职工基本养老保险个人账户的自平衡性，而个人缴费率、新入职者工资、缴费持续率及工龄工资增长率的影响具有不确定性。

五、结论及启示

在假设企业职工基本养老保险个人账户已全为“空账”的情景下，考虑记账利率及投资收益率为随机变量，对比了政府一年内采取两种不同的记账利率行为下个人账户未来 50 年的自平衡能力。研究发现：固定记账利率行为下个人账户当年收支结余虽然会出现缺口，但自 2056 年后逐渐向缺口为零的方向进行回复；并且整个预测期间各年内的个人账户累计结余均大于 0。这表明个人账户在政府采取固定记账利率行为下具有很好的自平衡性，能依靠自身累计结余支付整个预测期间各年的个人账户养老金支出并且各年均有的正的累计结余；也说明城镇职工基本养老保险基金未来的财务不可持续是由统筹账户面临巨大的养老金支付压力造成的。个人账户当年收支结余在灵活记账利率下优于固定记账利率的概率大于 50%，累计结余在未来面临更大波动性情况下不劣于固定记账利率的频率仍很高，即使在基准情况出现当年收支缺口的年份中也高达 92.84% 以上，表明政府采取随机记账利率能在一定程度上增强个人账户的自平衡能力，但应注意累计结余也会面临更大的波动。敏感性分析发现工资增长率影响最大、工龄工资增长率次之，新入职者工资、个人缴费率、缴费持续率三者影响相同且都较弱，同时也发现提高工资增长率可以进一步提升个人账户的自平衡性，而个人缴费率、新入职者工资、缴费持续率及工龄工资增长率则具有不确定性。根据上述结果得出以下政策启示：

1. 政府可采取固定与灵活随机相结合的记账利率方式。预测前期，个人账户当年收支有正结余的年份中可主要采取固定记账利率。后期个人账户面临当年收支缺口压力时可主要采取灵活的记账利率，利用灵活的记账利率提高个人账户的自平衡性，但也需综合地考虑灵活记账带来的管理成本上升及其累计结余会面临更大的波动性，从而合理地确定一年内灵活变动记账利率的次数。

2. 适度调用个人账户累计资金给统筹账户，但需要财政及时进行补贴。企业职工基本养老保险个人账户在固定记账利率下具有很好的自平衡性，在预测期各年的累计结余均为正，可以尝试先适度调用个人账户部分累计结余资金给统筹账户，后及时从财政或其他渠道划回，在保证个人账户自身财务可持续的情况下最大限度地利用个人账户累计资金。

3. 逐渐做实个人账户。虽然个人账户在已完全“空账”的情景下具有很好的自平衡性，但这并不意味着不需做实个人账户。因为该结论是建立在预测期间其累计结余资金不再被统筹账户调用的基础上。但在实际情况下，为了缓解统筹账户的支付压力，仍会调用个人账户资金，这样会使个人账户的自平衡能力变弱。而如果过度调用个人账户资金，则会破坏它的自平衡能力，导致个人账户未来财务的严重败坏，因此个人账户仍然需要逐渐地做实。

4. 合理应对个人账户出现当年收支缺口最严重的十年。在采取随机

记账利率这一较为有利的记账行为下,2050年—2060年的当年收支结余为正的可能性仍然几乎为0。在面临更加严峻的养老金支付压力形势下,可以采取提高生产力,提高工资增长率的方式来进一步提高个人账户的自平衡性,缓解支付压力。

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]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。
- [3]郭席四,2003,我国基本养老保险个人账户“空账”问题研究,经济问题,第3期,37-39。
- [4]胡玉琴、郑学东,2010,中国城镇职工个人账户支付能力——基于养老保险制度改革前后的比较研究,财经论丛,第3期,38-44。
- [5]江涛、郑艳秋,2014,个人账户养老金解决“空账”及完善投资体制研究,会计之友,第5期,22-24。
- [6]金赟,2014,养老保险个人账户的动态平衡研究,统计研究,第7期,38-42。
- [7]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。
- [8]林毓铭,2004,充分认识养老保险个人账户从“空账”向“实账”转化的长期性,市场与人口分析,第3期,20-25。
- [9]石晨曦、杨再贵,2017,城镇企业职工个人账户财政补贴与偿付能力分析,江西财经大学学报,第1期,57-68。
- [10]田月红、赵湘莲,2016,人口老龄化、延迟退休与基础养老金财务可持续性研究,人口与经济,第1期,39-49。
- [11]王乔、周渭兵,2007,通货膨胀、通货紧缩对基本养老保险个人账户基金的影响及对策,财贸经济,第1期,54-56。
- [12]王晓军、米海杰,2013,澄清对养老金替代率的误解,统计研究,第11期,52-59。
- [13]吴冲锋、王海成、吴文峰,2000,《金融工程研究》,第一版,上海交通大学出版社,30-51。
- [14]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。
- [15]谢赤、吴雄伟,2002,基于Vasicek和CIR模型中的中国货币市场利率行为实证分析,中国管理科学,第3期,23-26。
- [16]杨再贵、石晨曦,2016,企业职工个人账户养老金的财政负担与替

代率，财政研究，第7期，80-91。

[17]杨再贵、许鼎，2017，机关事业单位统筹账户养老金的财政负担，武汉大学学报（哲学社会科学版），第5期，52-65。

[18]张映芹、校飞，2011，中国养老保险个人账户“空账”问题研究，宁夏社会科学，第3期，63-66。

[19]张勇，2007，中国个人账户的支付能力研究，数量经济技术经济研究，第7期，126-134。

[20]张勇，2016，基于基金平衡指数的个人账户养老金调整策略，数量经济技术经济研究，第8期，128-144。

[21]曾益、任超然、汤学良，2013，延长退休年龄能降低个人账户养老金的财政补助吗，数量经济技术经济研究，第12期，81-96+157。

[22]孙荣，2016，弹性退休制下退休年金的随机精算模型与模拟测算，工程数学学报，第2期，111-120。

[23]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。

[24]赵静宇、郭士杰、罗传光，2008，基于 Vasicek 模型下寿险产品定价研究，保险研究，第7期，44-46+96。

[25]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。

[26]Brennan, M.J., 1982, "Schwartz E S. An Equilibrium Model of Bond Pricing and a Test of Market Efficiency", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17(03): 301-329.

[27]Lee, R.D., 1992, "Carter, L R., Modelling and Forecasting U.S. Mortality", *Journal of the American Statistical Association* 87(419):659-671.

[28]Lee, R.D., Tuljapurkar, S., 1994, "Stochastic Population Forecasts for the United States: Beyond High, Medium, and Low", *Journal of the American Statistical Association* 89(428):1175-1189.

[29]Sin, Y., 2005, "China pension liabilities and reform options for old age insurance", World Bank Working Paper No. 2005-1.

[30]Sanders, A.B., 1988, "Unal H. On the Intertemporal Behavior of the Short-Term Rate of Interest", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23(04): 417-423.

[31]The United States Social Security Administration. ,2003—2018, "Annual Report of the Board of Trustees of the Federal Old-Age and Survivors Insurance and Disability Insurance Trust Funds", <https://www.ssa.gov/OACT/TR/2018/tr2018.pdf>.

[32]Vasicek, O.A., 1997,“An equilibrium characterization of the term structure”,*Journal of Financial Economics*5(2): 177-188.

预期寿命延长、退休年龄延迟 与经济产出增长

景鹏、郑伟¹

摘要：

本文通过构建一个包含财政支出和内生生育率的世代交叠模型，考察了预期寿命延长和退休年龄延迟对经济产出的影响，并设定目标探讨预期寿命延长过程中如何调整退休年龄。研究发现，预期寿命延长使得均衡状态的生育率下降、财政养老保险支出占比上升、劳均产出和总产出减少，退休年龄延迟使得均衡状态的生育率上升、财政养老保险支出占比下降、劳均产出和总产出增加，二者的影响效应相反，表明退休年龄延迟可以抵消预期寿命延长产生的负面影响。财政养老负担不增、劳均产出不减、总产出不减三种目标下，退休年龄延迟岁数临界值均随着预期寿命的延长而增加，但其经济效应差别较大，且都会降低生育率。本文的政策启示是，延迟退休应采取小步渐进方式并建立与预期寿命相联动的调整机制，同时拓宽基金筹资渠道和完善生育配套政策，有助于减轻财政养老负担、增加经济产出和扼制生育率下降。

关键词：预期寿命, 延迟退休, 财政负担, 经济产出

一、引言

预期寿命延长是人民生活水平持续改善和医疗卫生技术日益进步的必然趋势。根据《中国健康事业的发展与人权进步》公布的数据，我国人均预期寿命从 1981 年的 67.9 岁提高到 2016 年的 76.5 岁，35 年间提高了 8.6 岁，明显快于世界平均水平。在人们欣喜于活得更久的同时，长寿引起的经济资源调整会对经济社会发展产生诸多影响，给“未富先老”的中国带来严峻挑战。一方面，预期寿命延长使个人面临更长的老年期，为留有充足的养老资源，理性行为人会相应调整其消费、储蓄和生育决策，通过作用于物质资本和生育率影响经济产出。另一方面，预期寿命延长导致养老保险制度偿付能力减弱，基金缺口显现并呈逐渐扩

¹ 景鹏，博士，博士后，西南财经大学保险学院讲师。郑伟，博士，北京大学经济学院教授。

大态势，将会加重财政养老负担，通过抑制生产性财政支出影响经济产出。基于此，本文关注的第一个问题是，预期寿命延长对经济产出的影响如何？

为应对预期寿命延长或人口老龄化对经济增长的冲击，借鉴发达国家经验，我国即将实施延迟退休政策。我国现行职工法定退休年龄是上世纪 70 年代末制定的，彼时人均预期寿命不足 68 岁，如今已经超过 76 岁，未来将进一步提高，继续固守当初的法定退休年龄显然是不合时宜的。适当提高法定退休年龄，不仅是有效利用人力资源、增强养老保险制度财务持续性和促进代际公平的客观要求（张川川，2017），也因其可操作性强、效果显著而得到了众多学者的青睐和政府的认可（Börsch-Supana 等，2014；王天宇等，2016）。与预期寿命延长相似，退休年龄延迟也会引发个人和社会的经济资源作出适应性调整，进而影响经济产出。总体而言，延迟退休既可能通过提高生育率和缓解财政养老负担的方式增加经济产出，又可能通过降低储蓄和物质资本积累的渠道减少经济产出，其净效应是不确定的。基于此，本文关注的第二个问题是，退休年龄延迟对经济产出的影响如何？从经济机理上分析，预期寿命延长和退休年龄延迟对财政养老负担与经济产出的影响方向应当是相反的，这意味着如果预期寿命延长导致财政养老负担加重或经济产出下降，则退休年龄延迟可以抵消预期寿命延长产生的负面效应。那么，从财政养老负担不增或经济产出不减的视角出发，伴随预期寿命的不断延长，退休年龄至少需要延迟多大程度呢？此为本文关注的第三个问题。

研究以上三个问题具有重要的理论和现实意义。从理论文献视角看，现有基于一般均衡框架分析的文献或是着重讨论其中一个问题（Zhang 等，2003；Miyazaki，2014；严成樑，2016），或是假设生育率是外生的以及没有考虑财政支出结构（Fanti，2014；康传坤和楚天舒，2014；耿志祥和孙祁祥，2017），尚未在包含财政支出和内生生育率的模型框架下探讨预期寿命延长、退休年龄延迟与经济产出三者之间的关系。考察预期寿命延长和退休年龄延迟对经济产出的影响，探寻抵消预期寿命延长负面效应的延迟退休路径，无疑具有重要的理论价值。从政策设计视角看，延迟退休是政府调节经济运行的政策工具，全面评估其经济效应有助于帮助我们深刻认识政策制定与实施中的关键环节以及潜在的不利因素，进而提示我们需要采取哪些针对性的配套措施，这有着重要的现实意义。

本文余下部分安排如下：第二部分是文献综述；第三部分是构建理论模型；第四部分是数值模拟和结果分析；第五部分是结论与启示。

二、文献综述

预期寿命延长可以通过储蓄和物质资本积累、养老保险制度、教育和人力资本积累、劳动力供给等方面影响经济增长(汪伟等, 2018), 结合本文研究核心内容, 我们着重回顾前两个方面的文献。Yarri (1965) 指出理性行为人会因寿命的不确定性而调整其消费和储蓄决策, 为确保老年期消费水平不降, 预期自己活得更久的个人会增加成年期储蓄, 这种预防性养老储蓄动机有助于物质资本积累, 带来了促进经济增长的“第二次人口红利”(Lee 和 Mason, 2006)。Zhang 等(2001) 构建模型研究发现, 当个人享有的福利不足以应对长寿风险冲击时, 个人会增加养老储蓄。Futagami 和 Nakajima (2001)、Sheshinski (2006)、Cocco 和 Gomes (2012) 都认为预期寿命延长能提高私人或国民储蓄率。还有一些文献强调, 如果考虑人口年龄结构转变、馈赠性遗产等因素, 预期寿命延长并不必然提高储蓄。Bloom 等(2003) 建立分年龄段生命周期模型发现, 预期寿命延长在提高工作期各年龄段人口储蓄的同时, 也导致负储蓄状态的老年人口数量和比重上升, 可能会降低国民储蓄, 抑制经济增长。Li 等(2007) 研究表明预期寿命延长对储蓄率有正向影响, 老年抚养比提高对储蓄率有负向影响, 其净效应不确定。汪伟和艾春荣(2015) 得出了同样的结论, 并运用中国省级面板数据预测了 2015—2050 年国民储蓄率, 结果显示预期寿命延长对储蓄率的正向效应逐渐减弱, 老年抚养负担对储蓄率的负向效应逐渐增强, 导致储蓄率净效应由正转负。考虑馈赠性遗产因素后, 预期寿命与储蓄和物质资本积累之间的关系更加复杂, 取决于劳动和资本收入比、人口老龄化程度、物质资本产出弹性等参数的设定(刘永平和陆铭, 2008)。Zhang 等(2003) 在包含馈赠性遗产的世代交叠一般均衡框架下研究得出, 预期寿命延长与储蓄率可能呈倒 U 型关系。耿志祥等(2016)、耿志祥和孙祁祥(2017) 研究发现, 预期寿命延长对均衡状态的储蓄率、劳均资本和劳均产出等经济变量的影响由物质资本产出弹性决定, 当物质资本资产弹性低于某个临界值时, 预期寿命延长与经济变量呈正向关系; 当物质资本资产弹性高于临界值时, 它们呈倒 U 型关系。

关于预期寿命延长对养老保险制度影响的文献, 集中于考察长寿对养老保险基金财务状况和制度参数的影响, 进而通过加重财政养老负担和改变个人消费与储蓄决策两条渠道作用于经济增长。养老保险基金方面, 既有文献主要采用精算方法评估预期寿命延长对基金财务状况的影响效应, 一致的结论是预期寿命延长造成基金支出快速增加, 使得基金缺口持续扩大(Bisetti 和 Favero, 2014; 王晓军和姜增明, 2016)。养老保险制度参数方面, 主要探讨预期寿命延长对养老保险缴费率和养老金替代率的影响。Yew 和 Zhang (2009)、康传坤和楚天舒(2014) 建立世代交叠模型研究发现, 预期寿命延长会导致养老保险最优缴费率上升。汪伟(2012) 考察了预期寿命延长对养老金替代率和经济增长的影响, 结果显示预期寿命延长将降低养老金替代率和经济增长率。严成樑(2017) 研究得出预期寿命延长能同时提高均衡状态的养老金收入和工

资收入，但前者的提高幅度小于后者，导致养老金替代率随预期寿命的延长而下降。

基于一般均衡框架分析退休行为的文献多是将退休年龄内生（Yew 和 Zhang, 2009; Heijdra 和 Romp, 2009; Mizuno 和 Yakita, 2013），个人通过最大化一生效用来选择最优退休时点。但现实中退休年龄往往是外生给定的，许多国家都规定了法定退休年龄，在外生退休年龄框架下分析延迟退休经济效应的文献还相对较少。Miyazaki（2014）建立模型研究发现，提高法定退休年龄一方面通过增加劳动力供给促进总产出增加，另一方面通过降低物质资本存量导致总产出减少，其对总产出的净效应由物质资本产出弹性决定。当物质资本产出弹性较小时，前者的影响效应更大，总产出随退休年龄的提高而增加；当物质资本产出弹性较大时，后者的影响效应更大，导致总产出减少。耿志祥和孙祁祥（2017）也得出了相同的结论。Fanti（2014）考察了延迟退休对经济增长的短期和长期影响，认为延迟退休在短期内能增加 GDP，但长期会导致 GDP 下降。Bielecki 等（2016）评估了 NDB、NDC、FDC 三种养老保险制度模式下延迟退休的宏观经济效应和福利效应，发现延迟退休效应的发挥不依赖于养老保险制度模式，主要取决于预期寿命延长幅度。郭凯明和颜色（2016）研究表明延迟退休对劳动力供给的影响取决于父母对子女数量和质量的相对重视程度，如果父母对子女数量的重视程度较低，那么延迟退休会降低劳动力数量增长而提高劳动力质量增长。严成樑（2016）研究发现延迟退休对经济增长的影响依赖于经济增长模式，在新古典增长模式下能提高经济增长率，在内生增长模式下则降低经济增长率。鲁元平等（2016）研究显示延迟退休带来的劳动力增长以及对消费、投资的积极作用能够促进经济增长。

现有文献就延迟退休对养老保险基金的影响存在较大分歧。一些文献采用精算方法测定得出延迟退休通过增收和减支两条渠道可以有效改善养老保险基金财务状况，增强制度财务可持续性（Galasso, 2008; Kitao, 2014; 刘学良, 2014; 王晓军和赵明, 2015）。还有一些文献认为延迟退休并不必然增加基金收入，因为精算方法无法揭示延迟退休对其他经济变量的传导机理，使其长期测算结果可信度下降。Miyazaki（2014）指出仅从缴费人数增加和待遇领取人数减少的角度分析延迟退休对基金收支的影响过于简单，一般均衡框架下延迟退休还会导致工资收入下降，从而可能降低基金收入。邹铁钉和叶航（2015）研究发现延迟退休对养老保险基金亏空的降解效果呈倒 U 型关系，原因是延迟退休会挤出新增劳动力就业，造成养老保险缴费基数（工资收入）下降。王天宇等（2016）构建多期世代交叠模型研究得出，延迟退休缓解财政养老负担压力的边

际效果逐渐减弱。此外，延迟退休对养老保险制度参数的影响已有一些研究。例如，康传坤和楚天舒（2014）发现延迟退休能降低养老保险最优缴费率；严成樑（2017）研究表明延迟退休可使养老金替代率上升。

上述文献为我们深入理解预期寿命延长和退休年龄延迟的经济效应提供了重要参考，但鲜有文献在包含财政支出和内生生育率的世代交叠一般均衡框架下，考察预期寿命延长和退休年龄延迟对经济产出的影响，尚未有文献探讨预期寿命延长过程中的退休年龄调整问题，这正好给本文留下了改进空间。随着预期寿命的不断延长，财政养老负担压力日益增大，将通过抑制物质资本积累和生育率等渠道影响经济增长，加之当前中国经济面临较大的下行压力，如何制定延迟退休政策来抵消预期寿命延长给经济增长带来的不利影响，是亟待解决的关键问题。鉴于此，本文构建理论模型和数值模拟试图回答这一问题。

相对于现有文献，本文的贡献体现在以下两个方面。第一，本文基于世代交叠模型考察了预期寿命延长和退休年龄延迟对财政养老负担和经济产出的传导机制和影响效果，从减轻财政养老负担和避免经济产出下降的角度，为实施延迟退休政策提供了理论依据。第二，本文通过数值模拟给出了财政养老负担不增、劳均产出不减、总产出不减三种目标下，预期寿命延长所需的退休年龄延迟岁数临界值，强调延迟退休路径设计应当采取小步渐进方式并建立与预期寿命相联动的调整机制，为我国合理制定延迟退休政策提供了量化支撑。

三、理论模型

本部分在新古典增长框架下，构建了一个包含财政支出和内生生育率的世代交叠模型，假设预期寿命和退休年龄都是外生的。个人通过选择消费、储蓄和生育子女数量来最大化一生效用，企业通过配置资本和劳动来最大化利润，政府通过财政补贴来维持养老保险基金收支平衡。将个人、企业、政府决策问题相结合，求解均衡状态的内生变量表达式。

（一）个人

假设代表性个人一生经历成年期和老年期两个阶段，每阶段的时间长度为 1，成年期时间全部用于工作，老年期部分时间工作，剩余时间退休享受生活。 t 期进入成年期的个人通过供给一单位劳动获得工资收入 w_t ，按比例 τ 和 θ 缴纳工资税和养老保险费，可支配收入 $(1-\tau-\theta)w_t$ 用于成年期消费 c_t 、储蓄 s_t 和养育子女。假设每个成年人生育子女数量（生育率）为 n_t ，对每个子女的养育费用占其工资收入的比重为 v ，则养育子女总费用为 $vn_t w_t$ 。借鉴 Zhang 等（2003）、汪伟（2012）的思路，假设个人均能存活至成年期末，但在老年期的生存概率为 p ，那么个人以 $1-p$ 的概率分享上一代人的馈赠性遗产 $(1-p)R_t s_{t-1}/n_{t-1}$ ¹。令 t 期成年人

¹ 汪伟等（2018）强调在研究预期寿命延长的经济效应时，代际联系是不容忽视的

数量为 N_t ，则 $t+1$ 期成年人数量为 $N_{t+1} = n_t N_t$ ，老年人数量为 pN_t 。该代表性个人在 $t+1$ 期进入老年期，继续工作时间长度为 x ($0 \leq x < 1$)，获得工资收入 xw_{t+1} ，同样需要缴纳工资税和养老保险费，其老年期消费 d_{t+1} 来源于储蓄本息、领取的养老金和老年期净工资收入。由此，代表性个人在成年期和老年期的预算约束为：

$$c_t = (1 - \tau - \theta)w_t - s_t - vn_t n_t + (1 - p)R_t s_{t-1} / n_{t-1} \quad (1)$$

$$d_{t+1} = R_{t+1} s_t + (1 - x)\phi_{t+1} + x(1 - \tau - \theta)w_{t+1} \quad (2)$$

其中， R_t 表示资本总回报率， ϕ_{t+1} 表示单位时间的养老金， $(1 - x)\phi_{t+1}$ 表示个人退休后领取的养老金。预期寿命延长体现为老年期生存概率 p 提高，即老年人数量增加；退休年龄延迟体现为老年期工作时间 x 增加，退休时间 $1 - x$ 减少。

参考 Mizuno 和 Yakita (2013)、严成樑 (2016) 的设定，个人一生效用取决于成年期和老年期消费以及子女数量，采用对数线性形式表示为：

$$U_t = \ln c_t + \beta p \ln d_{t+1} + \phi \ln n_t \quad (3)$$

其中， β 表示时间偏好贴现因子， ϕ 表示子女数量对父母效用的影响程度，反映了父母的利他主义强度¹。在式 (1) 和式 (2) 约束下最大化式 (3)，求得个人最优性条件：

$$d_{t+1} = \beta p R_{t+1} c_t \quad (4)$$

$$\phi c_t = vn_t w_t \quad (5)$$

将式 (4) 和式 (5) 代入式 (1) 和式 (2)，得到个人最优储蓄 s_t 和成年期消费 c_t ：

$$s_t = \frac{\beta p}{1 + \phi + \beta p} \left[(1 - \tau - \theta)w_t + \frac{(1 - p)R_t s_{t-1}}{n_{t-1}} \right] - \frac{1 + \phi}{1 + \phi + \beta p} \frac{(1 - x)\phi_{t+1} + x(1 - \tau - \theta)w_{t+1}}{R_{t+1}} \quad (6)$$

$$c_t = \frac{1}{1 + \phi + \beta p} \left[(1 - \tau - \theta)w_t + \frac{(1 - p)R_t s_{t-1}}{n_{t-1}} + \frac{(1 - x)\phi_{t+1} + x(1 - \tau - \theta)w_{t+1}}{R_{t+1}} \right] \quad (7)$$

(二) 企业

假设经济中存在无数个同质的生产性企业，它们以利润最大化为目标，在完全竞争市场环境下利用资本和劳动生产消费品。Barro (1990) 研究发现生产性财政支出（也称公共资本投资）对企业产出有正向溢出

因素，上一代人的馈赠性遗产是代际联系的重要表现形式。

¹ 刘永平和陆铭 (2008)、Wang (2015) 指出父母生育子女出于两种动机：一是利己主义动机，将子女视为投资品，为了在老年期获得子女的物质回馈和生活照料；二是利他主义动机，将子女视为消费品，为了从抚养子女中获得快乐和情感满足。本文模型不考虑子女对父母的代际收入转移，因此父母生育子女更多地体现为利他主义动机。

效应，即生产性财政支出规模越大，企业产出越多。由于本文关注财政补贴养老保险基金引致财政支出结构变化对经济变量的影响，因此将生产性财政支出纳入企业生产函数。参考严成樑（2017）的设定，本文将生产函数设为：

$$y_t = Ak_t^\alpha f_t^\eta \quad (8)$$

其中， $y_t = Y_t/L_t$ 表示 t 期劳均产出， Y_t 表示 t 期总产出， $L_t = N_t + xpN_{t-1}$ 表示 t 期劳动力总量，包括成年劳动力 N_t 和老年劳动力 xpN_{t-1} 。 $k_t = K_t/L_t$ 和 $f_t = F_t/L_t$ 分别表示 t 期劳均私人资本和劳均公共资本（劳均生产性财政支出）， K_t 和 F_t 分别表示 t 期私人资本总量和公共资本总量。 A 表示全要素生产率， α 表示私人资本产出弹性， η 表示公共资本产出弹性， $0 < \alpha + \eta < 1$ 对应的是新古典增长经济， $\alpha + \eta = 1$ 对应的是内生增长经济。假设资本当期完全折旧，即资本折旧率为 1，求解企业利润最大化问题，得到资本总回报率 R_t 和工资率 w_t ：

$$R_t = A\alpha k_t^{\alpha-1} f_t^\eta \quad (9)$$

$$w_t = A(1-\alpha)k_t^\alpha f_t^\eta \quad (10)$$

（三）政府

目前我国养老保险制度实行“统账结合”模式，但在实际运行中，由于庞大的制度转轨成本长期没有得到有效化解，迫使政府挪用个人账户资金来弥补统筹账户基金缺口，形成了个人账户“空账”问题¹，导致当初设计的统账结合制度变成了事实上的现收现付制度（张熠等，2017；彭浩然等，2018）。但是，我国养老保险制度并非纯粹意义上以收定支的现收现付制，而是待遇确定型现收现付制。由于统筹账户和个人账户基金采取集中式管理，借鉴彭浩然等（2018）的思路，本文将两个账户合并化处理，视为一个整体的统筹账户。根据国发〔2005〕38号文件，统筹账户养老金与缴费年限挂钩，缴费每满 1 年支付计发基数的 1%。这一方面表明养老金替代率为个人缴费年限乘以 1%，如果个人工作后就参保缴费，那么养老金替代率为工作年限乘以 1%；另一方面表明延迟退休会提高养老金替代率，退休年龄每延迟 1 岁，养老金替代率就提高 1 个百分点。

令不延迟退休时的养老金替代率为 δ ，则延迟退休后的养老金替代率为 $(1+x)\delta$ ，个人退休后领取的养老金为 $(1-x)\phi_{t+1} = (1-x^2)\delta w_t$ ，低于不延迟退休可领取的养老金 δw_t ，说明延迟退休会导致个人养老金收入下降。此外，一项公共政策不应以损害公众利益为前提²，反映到延迟退

¹ 《中国养老金发展报告 2016》公布的数据显示，2015 年城镇职工基本养老保险个人账户累计记账额为 47144 亿元，而同年基金累计结余额为 35345 亿元。这表明即使把基金累计结余全部用于填补个人账户，个人账户空账额仍高达 1 万多亿元。

² 公共政策实施的最终目标是提高公众的福利水平，如果公共政策损害公众利益，

休政策上就是要确保个人老年期收入不减，也就是老年期净工资收入不低于养老金减少额，即 $x(1-\tau-\theta)w_{t+1} \geq x^2\delta w_t$ ，化简得到 $x \leq \frac{1-\tau-\theta}{\delta} \frac{w_{t+1}}{w_t}$ 。

《社会保险法》规定政府对养老保险负有经费支持、缴费支持和基金补贴等责任，基金出现支付不足时政府给予补贴。人社部统计数据显示，自2014年起，我国城镇职工基本养老保险基金缴费收入低于总支出，而且基金缺口随着人口老龄化程度的不断加深而逐渐扩大，这意味着欲使养老金足额发放并维持基金收支平衡就必须依靠财政补贴。 t 期养老保险基金缺口即财政补贴规模为：

$$Gap_t = (1-x)\phi_t p N_{t-1} - \theta w_t (N_t + xp N_{t-1}) \quad (11)$$

式(11)等号右边第一项表示 t 期基金支出，第二项表示 t 期基金缴费收入，包括成年劳动力缴费收入 $\theta w_t N_t$ 和老年劳动力缴费收入 $\theta w_t xp N_{t-1}$ 。

政府向劳动力征收工资税形成财政收入，用于生产性财政支出和补贴养老保险基金。令 t 期财政养老保险支出占财政收入的比重为 γ_t ，则 $Gap_t = \gamma_t \tau w_t L_t$ ， $F_t = (1-\gamma_t) \tau w_t L_t$ ，这意味着财政养老保险支出占比上升会降低生产性财政支出份额，对企业生产和经济产出带来不利影响。结合式(11)和式(9)，推导整理得到：

$$\gamma_t = \frac{1}{\tau} \left[\frac{(1-x^2)\delta p}{n_{t-1} + xp} \frac{w_{t-1}}{w_t} - \theta \right] \quad (12)$$

$$w_t = \left\{ A(1-\alpha)k_t^\alpha [(1-\gamma_t)\tau]^\eta \right\}^{1/(1-\eta)} \quad (13)$$

(四) 市场出清与一般均衡

前文假设了资本当期完全折旧且养老保险制度为现收现付制，故 $t+1$ 期企业生产需要的私人资本来自 t 期成年人储蓄，私人资本市场出清条件为 $K_{t+1} = N_t s_t$ 。等号两边同时除以 L_{t+1} ，劳均私人资本 $k_{t+1} = s_t / (n_t + xp)$ 。结合式(6)、式(9)、式(10)和式(13)，得到劳均私人资本的动态演化方程：

$$(1+\phi+\beta p)(n_t + xp)k_{t+1} = \beta p \left[(1-\tau-\theta) + \frac{(1-p)(n_{t-1} + xp)\alpha}{n_{t-1}(1-\alpha)} \right] \left\{ A(1-\alpha)[(1-\gamma_t)\tau]^\eta \right\}^{\frac{1}{1-\eta}} k_t^{\frac{\alpha}{1-\eta}} - (1+\phi) \left[(1-x^2)\delta \left(\frac{k_t}{k_{t+1}} \right)^{\frac{\alpha}{1-\eta}} \left(\frac{1-\gamma_t}{1-\gamma_{t+1}} \right)^{\frac{\eta}{1-\eta}} + x(1-\tau-\theta) \right] \frac{1-\alpha}{\alpha} k_{t+1} \quad (14)$$

根据式(5)、式(7)、式(9)、式(10)和式(13)，得到生育率的

将无法得到公众的支持，导致公共政策难以顺利实施与推进。

动态演化方程:

$$\frac{(1+\varphi+\beta p)vn_t}{\varphi} = (1-\tau-\theta) + \frac{(1-p)(n_{t-1}+xp)\alpha}{n_{t-1}(1-\alpha)} + \left[(1-x^2)\delta \left(\frac{k_t}{k_{t+1}} \right)^{\frac{\alpha}{1-\eta}} \left(\frac{1-\gamma_t}{1-\gamma_{t+1}} \right)^{\frac{\eta}{1-\eta}} + x(1-\tau-\theta) \right] \cdot \left\{ A(1-\alpha)k_t^\alpha [(1-\gamma_t)\tau]^\eta \right\}^{\frac{-1}{1-\eta}} \frac{1-\alpha}{\alpha} k_{t+1} \quad (15)$$

新古典增长框架下，均衡状态时各内生变量都收敛于常数，从而 $k_{t+1}=k_t=k^*$ ， $n_{t+1}=n_t=n^*$ ， $\gamma_{t+1}=\gamma_t=\gamma^*$ 。将其代入式 (14) 和式 (15)，整理得出均衡状态的劳均私人资本 k^* 和生育率 n^* 满足以下三个条件:

$$\left(k^*\right)^{\frac{1-\alpha-\eta}{1-\eta}} = \frac{\beta p \left[(1-\tau-\theta) + (1-p)(n^*+xp)\alpha / (n^*(1-\alpha)) \right] \left\{ A(1-\alpha) [(1-\gamma^*)\tau]^\eta \right\}^{\frac{1}{1-\eta}}}{(1+\varphi+\beta p)(n^*+xp) + (1+\varphi) \left[(1-x^2)\delta + x(1-\tau-\theta) \right] (1-\alpha) / \alpha} \quad (16)$$

$$\left(k^*\right)^{\frac{1-\alpha-\eta}{1-\eta}} = \frac{\left[(1+\varphi+\beta p)vn^*/\varphi - (1-\tau-\theta) - (1-p)(n^*+xp)\alpha / (n^*(1-\alpha)) \right] \left\{ A(1-\alpha) [(1-\gamma^*)\tau]^\eta \right\}^{\frac{1}{1-\eta}}}{\left[(1-x^2)\delta + x(1-\tau-\theta) \right] (1-\alpha) / \alpha} \quad (17)$$

$$\gamma^* = \frac{1}{\tau} \left[\frac{(1-x^2)\delta p}{n^*+xp} - \theta \right] \quad (18)$$

联立式 (16) 和式 (17)，并将式 (18) 代入其中，可以求出均衡状态的劳均私人资本 k^* 、生育率 n^* 和财政养老保险支出占比 γ^* ，并发现 k^* 、 n^* 和 γ^* 是预期寿命延长 p 和退休年龄延迟 x 两个变量的函数。在具体求出 k^* 、 n^* 和 γ^* 的基础上，得到均衡状态的工资率 w^* 、基金缺口 Gap^* 、劳均产出 y^* 和经济总产出 Y^* ：

$$w^* = [A(1-\alpha)]^{\frac{1}{1-\eta}} \left(k^*\right)^{\frac{\alpha}{1-\eta}} \left[(1-\gamma^*)\tau\right]^{\frac{\eta}{1-\eta}} \quad (19)$$

$$Gap^* = \gamma^* \tau w^* N^* (n^* + xp) \quad (20)$$

$$y^* = A^{\frac{2-\eta}{1-\eta}} \left(k^*\right)^{\frac{\alpha(2-\eta)}{1-\eta}} \left[(1-\alpha)(1-\gamma^*)\tau\right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (21)$$

$$Y^* = y^* N^* (n^* + xp) \quad (22)$$

从以上表达式可以看出，预期寿命延长 p 和退休年龄延迟 x 通过作用于劳均私人资本 k^* 、生育率 n^* 和财政养老保险支出占比 γ^* ，影响劳均产出 y^* 和经济总产出 Y^* 。由于模型涉及参数较多，各中的经济机理较为

复杂，很难直接进行比较静态分析。接下来，我们合理设定模型参数取值，借助数值模拟技术定量考察预期寿命延长和退休年龄延迟对各经济变量的影响，揭示其经济效应，并探讨预期寿命延长过程中如何调整退休年龄。

四、数值模拟和结果分析

（一）参数取值

根据均衡求解结果，模型待设定的参数有 β 、 ν 、 θ 、 δ 、 α 、 η 、 τ 、 A 和 φ ，各参数基准值如表 1 所示。假设个人起始工作年龄为 20 岁，每期时间长度为 35 年，则个人于 55 岁进入老年期，与当前我国实际平均退休年龄相接近¹。由此，不延迟退休时 $x=0$ ， x 的增加意味着退休年龄延迟。根据《国家人口发展规划（2016—2030 年）》确立的发展目标，2020 年我国人均预期寿命达到 77.3 岁，则 $p=22.3/35=0.64$ ， p 的增加意味着预期寿命延长。

表 1 参数基准值

参数	β	ν	θ	δ	α	η	τ	A	N^*	φ
取值	0.7	0.08	0.2	0.35	0.4	0.15	0.25	10	10	0.11

1. 时间偏好贴现因子 β 。既有文献通常将每年时间偏好因子设为 0.98 或 0.99（耿志祥和孙祁祥，2017），本文取 0.99，则 $\beta=0.99^{35}=0.7$ 。

2. 父母对每个子女养育费用占工资收入的比重 ν 。Banerjee 等（2014）利用中国农村—城镇移民调查数据 RUMiC 实证估计得出，我国家庭对每个子女的养育费用约为收入的 8%，则 $\nu=0.08$ 。

3. 养老保险缴费率 θ 和养老金替代率 δ 。鉴于养老保险统筹账户和个人账户实质上是待遇确定型现收现付模式，本文将两个账户合并处理，视为一个整体的统筹账户。国发〔2005〕38 号文件规定统筹账户缴费率为缴费工资的 20%，则 $\theta=0.2$ ；统筹账户养老金计发标准为缴费每满 1 年支付计发基数的 1%，不延迟退休时的工作缴费年限是 35 年，则 $\delta=0.35$ 。

4. 私人资本产出弹性 α 和公共资本产出弹性 η 。耿志祥等（2016）在总结前人研究的基础上认为私人资本产出弹性介于 0.3—0.5 之间，本文取中间值 0.4，即 $\alpha=0.4$ 。贾俊雪和郭庆旺（2011）、严成樑（2017）在模型分析中将公共资本（生产性财政支出）产出弹性设为 0.15，本文参照其取值，则 $\eta=0.15$ 。

5. 工资税率 τ 。根据《中国统计年鉴》数据计算得到，1978—2017

¹ 人社部新闻发言人指出我国职工实际平均退休年龄为 54 岁左右，本文假设为 55 岁，不延迟退休时个人进入老年期就退休。资料来源：<http://finance.people.com.cn/n1/2016/0727/c1004-28587325.html>。

年税收收入占 GDP 比重的平均值为 0.15，即 $\tau w_t \frac{L_t}{Y_t} = \tau / w_t = 0.15$ 。结合 α 取值，计算得出 $\tau = 0.25$ 。

6. 全要素生产率 A 和均衡状态的成年人数量 N^* 。参考耿志祥和孙祁祥（2017）的做法，为确保均衡状态的经济总产出不过低，本文将 A 和 N^* 都标准化为 10。

7. 父母利他主义强度 ϕ 。参数 ϕ 决定了个人生育偏好，我们通过设定一个基准目标，根据推导出的模型公式和上述参数基准值来确定。基准目标设定为不延迟退休 $x = 0$ 、老年期生存概率 $p = 0.64$ 时，生育率 $n = 0.8^1$ 。联立式（16）和式（17），代入其他参数基准值和基准目标，计算得到 $\phi = 0.11$ 。

（二）预期寿命延长和退休年龄延迟的经济效应

基于理论模型和参数基准值，我们考察经济处于宏观均衡状态时，预期寿命延长和退休年龄延迟对经济变量的影响。表 2 给出了平均退休年龄为基准值 55 岁的情况下，平均预期寿命从 77.3 岁逐步延长至 83.3 岁后²，各经济变量的变化趋势。从中可以看出，随着预期寿命的延长（ p 增加），均衡状态的劳均私人资本 k^* 和养老保险基金缺口 Gap^* 呈先升后降的倒 U 型结构，生育率 n^* 、劳均产出 y^* 和总产出 Y^* 逐渐下降，财政养老保险支出占比 γ^* 逐渐上升。

表 2 预期寿命延长对经济变量的影响

p	22.3/35 [0 岁]	23.3/35 [1 岁]	24.3/35 [2 岁]	25.3/35 [3 岁]	26.3/35 [4 岁]	27.3/35 [5 岁]	28.3/35 [6 岁]
k^*	1.332	1.352	1.353	1.329	1.269	1.152	0.917
n^*	0.800	0.776	0.752	0.729	0.706	0.684	0.662
γ^*	0.315	0.401	0.492	0.588	0.689	0.796	0.909
Gap^*	4.346	5.280	6.101	6.752	7.139	7.086	6.100
y^*	13.249	11.458	9.448	7.270	5.013	2.804	0.888
Y^*	105.990	88.900	71.080	53.003	35.413	19.184	5.884

注：方括号中的数字表示预期寿命延长岁数，1 岁表示平均预期寿命从基准值 77.3 岁提高到 78.3 岁。

预期寿命延长对劳均私人资本的作用机制为：一方面，预期寿命延长意味着个人在老年期活得更久，为了保证老年期消费水平不降，个人

¹ 根据《国家人口发展规划（2016—2030 年）》，目前我国总和生育率在 1.5—1.6 之间，本文取 1.6。理论模型假设每个人代表一个家庭都可进行生育，则 $n = 0.8$ 。

² 参考耿志祥和孙祁祥（2017）的设定，本文假设平均预期寿命每 5 年延长 1 岁，2020 年平均预期寿命为 77.3 岁，则 2050 年达到 83.3 岁。

会增加成年期储蓄，导致私人资本总量上升；另一方面，预期寿命延长使个人获得上一代人的馈赠性遗产减少，成年期可用经济资源减少使得储蓄相应减少，导致私人资本总量下降。模拟结果显示，当预期寿命延长岁数较小时，寿命延长带来的储蓄增加效应起主导性作用，从而使私人资本总量上升，劳均私人资本增加；当预期寿命延长岁数较大时，寿命延长带来的储蓄减少效应起主导性作用，从而使劳均私人资本下降。由于预期寿命延长减少了个人成年期可用经济资源，为保持原有成年期消费，个人会降低对子女的养育费用支出，导致生育率下降。将式(18)对 p 求导发现，预期寿命延长对财政养老保险支出占比的影响方向取决于其对生育率的影响方向。由于预期寿命延长造成均衡状态的生育率下降，所以预期寿命延长一定会提高财政养老保险支出占比，加重财政养老负担压力。随着预期寿命的延长，一方面个人退休后领取养老金的年限增加，这会增加基金支出；另一方面生育率下降使养老保险缴费人数减少，这会减少基金收入。但是，预期寿命延长带来的财政养老保险支出占比上升会导致工资率下降，这又使得基金支出和收入都减少。模拟结果表明，当预期寿命延长岁数较小时，待遇领取年限增加和缴费人数减少产生的效应更大，从而基金缺口随预期寿命的延长而扩大；当预期寿命延长岁数较大时，工资率下降产生的效应更大，从而基金缺口随预期寿命的延长而缩小。

预期寿命延长对劳均产出的影响取决于其对劳均私人资本和劳均公共资本的综合影响效果。预期寿命延长通过提高财政养老保险支出占比降低了生产性财政支出份额，造成劳均公共资本减少。尽管预期寿命延长岁数较小时劳均私人资本增加，但其增加额小于劳均公共资本减少额，使得经济中的劳均资本量减少，导致劳均产出下降；预期寿命延长岁数较大时，劳均私人资本和劳均公共资本都在减少，共同导致劳均产出下降。预期寿命延长通过降低生育率使成年劳动力减少，而老年劳动力保持不变，所以劳动力供给总量随着寿命的延长而减少。总产出是劳均产出与劳动力的乘积，预期寿命延长导致劳均产出和劳动力供给都下降，从而降低经济总产出水平，这意味着预期寿命延长会抑制经济增长。

表 3 退休年龄延迟对经济变量的影响

x	0/35 [0 岁]	1/35 [1 岁]	2/35 [2 岁]	3/35 [3 岁]	4/35 [4 岁]	5/35 [5 岁]	6/35 [6 岁]	7/35 [7 岁]	8/35 [8 岁]	9/35 [9 岁]	10/35 [10 岁]
k^*	1.332	1.285	1.243	1.204	1.169	1.137	1.107	1.080	1.055	1.033	1.012
n^*	0.800	0.806	0.812	0.818	0.824	0.830	0.835	0.840	0.846	0.851	0.856
γ^*	0.315	0.281	0.248	0.214	0.182	0.149	0.117	0.085	0.053	0.021	-0.010
Gap^*	4.346	3.963	3.566	3.151	2.725	2.282	1.822	1.350	0.858	0.350	-0.176

y^*	13.249	13.596	13.931	14.261	14.581	14.897	15.212	15.524	15.839	16.155	16.475
Y^*	105.99	112.10	118.25	124.50	130.78	137.16	143.67	150.25	157.00	163.89	170.93

注：方括号中的数字表示退休年龄延迟岁数，1岁表示平均退休年龄从基准值55岁提高到56岁。

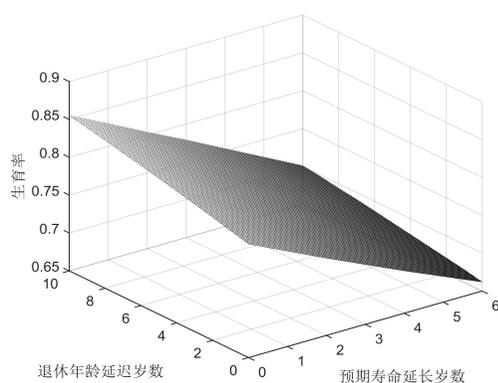
表3给出了平均预期寿命为基准值77.3岁的情况下，平均退休年龄从55岁延迟至65岁时，各经济变量的变化趋势。可以看出，随着退休年龄的延迟（ x 增加），均衡状态的劳均私人资本 k^* 、财政养老保险支出占比 γ^* 和养老保险基金缺口 Gap^* 不断下降，生育率 n^* 、劳均产出 y^* 和总产出 Y^* 不断增加。延迟退休对劳均私人资本的作用机制为：延迟退休使个人需要在老年期继续工作一段时间，获得净工资收入 $x(1-\tau-\theta)w^*$ ，同时使得养老金减少 $x^2\delta w^*$ ，但由于净工资收入大于养老金减少额，所以老年期总收入会增加。从平滑两期消费的角度看，理性行为人会减少年轻期储蓄，导致均衡状态的私人资本总量下降，劳均私人资本下降。延迟退休对生育率的影响包括两个方面：一是延迟退休降低了个人成年期储蓄，个人有更多的经济资源用于养育子女，这会使生育率上升；二是延迟退休降低了劳均私人资本，均衡状态的工资收入下降，为了保证成年期消费水平不降，个人将减少对子女的养育费用支出，这会使生育率下降。模拟结果显示，延迟退休对生育率的正向影响大于负向影响，最终使生育率随退休年龄的延迟而上升。

由式（18）可知，均衡状态下，延迟退休对财政养老保险支出占比的影响取决于其对生育率的影响。由于延迟退休导致生育率上升，所以延迟退休一定降低财政养老保险支出占比。根据表3，在平均预期寿命为77.3岁的情况下，退休年龄延迟9—10岁，即平均退休年龄为64—65岁时，财政养老保险支出占比接近0。延迟退休对养老保险基金缺口的影响机理则比较复杂，具体包括：其一，延迟退休使个人工作缴费年限增加，这会增加基金收入，将其称为“缴费年限延长效应”；其二，延迟退休使个人退休后领取养老金的年限缩短，这会减少基金支出，将其称为“领取年限缩短效应”；其三，延迟退休使养老金替代率提高，因为养老金待遇与缴费年限挂钩，缴费每满1年，养老金替代率提高1个百分点，这会增加基金支出，将其称为“替代率提高效应”；其四，延迟退休使工资率下降，这会使基金收入和支出都减少，将其称为“工资率下降效应”。以上四种效应共同决定着延迟退休对基金缺口的影响，其净效应是不确定的。在本文分析框架下，延迟退休对基金收入的正向影响效应更大，从而使基金缺口不断缩小。

延迟退休对总产出的影响取决于其对劳均产出和劳动力的作用效果，因此，我们从这两个方面进行分析。劳均产出方面，延迟退休使均

衡状态的劳均私人资本下降，也使财政养老保险支出占比下降、生产性财政支出占比上升，导致劳均公共资本增加，且其增加额大于劳均私人资本减少额，使得经济中的劳均资本量增加，从而提高劳均产出。劳动力方面，延迟退休使个人工作时间增加和生育率上升，这会使老年和成年劳动力都增加，劳动力供给数量增加。延迟退休带来的劳均产出和劳动力共同增加提高了经济总产出水平，表明退休年龄延迟有助于促进经济增长。

以上分析是在退休年龄或预期寿命保持不变的情况下，考察了预期寿命延长或退休年龄延迟对经济变量的影响。但从现实看，未来中国极有可能是预期寿命延长和退休年龄延迟同时进行。为此，我们分析两者的组合变化对生育率、财政养老保险支出占比、劳均产出、总产出等经济变量的影响，根据模拟结果绘制了三维图。观察如图 1 发现，在给定退休年龄的情况下，随着预期寿命的延长，生育率下降、财政养老保险支出占比上升、劳均产出和总产出减少；在给定预期寿命的情况下，随着退休年龄的延迟，生育率上升、财政养老保险支出占比下降、劳均产出和总产出增加。可见，在预期寿命不断延长的背景下，十分有必要实施延迟退休政策，以遏制生育率下滑趋势、减轻财政养老负担和缓解经济下行压力。



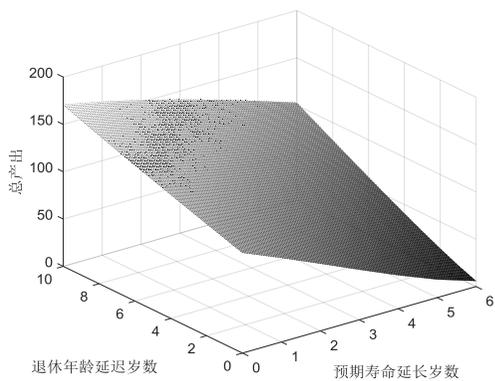
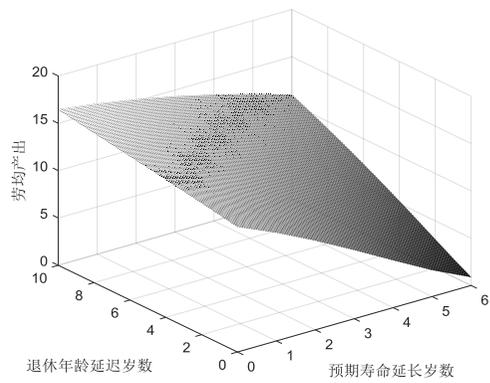
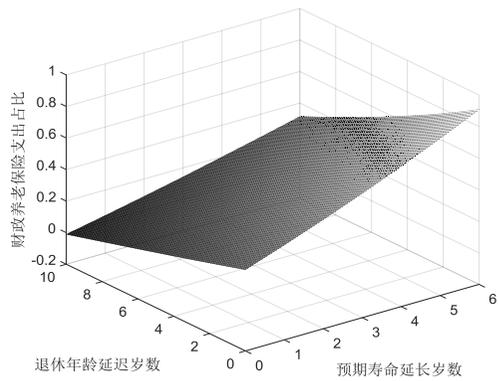


图 1 预期寿命和退休年龄不同组合与经济变量的关系

(三) 敏感性分析

在参数基准值分析的基础上，我们着重对参数 θ 和 δ 进行敏感性分

析¹，考察其取值在合理范围内变动产生的效应，检验预期寿命延长和退休年龄延迟对经济变量的影响是否稳健。之所以选取这两个参数，是因为养老保险缴费率 θ 和养老金替代率 δ 既是养老保险制度参量式改革的核心内容，也决定着个人生命周期资源配置，进而给财政养老负担和经济产出带来影响，对参数 θ 和 δ 进行敏感性分析有助于我们了解养老保险制度参数调整的经济效果。

表 4 敏感性分析结果

敏感性参数	经济变量	预期寿命延长 p , $x=0$				退休年龄延迟 x , $p=22.3/35$				
		22.3/35 [0岁]	24.3/35 [2岁]	26.3/35 [4岁]	28.3/35 [6岁]	2/35 [2岁]	4/35 [4岁]	6/35 [6岁]	8/35 [8岁]	10/35 [10岁]
$\theta=0.18$	n^*	0.819	0.771	0.725	0.680	0.831	0.843	0.854	0.864	0.874
	γ^*	0.370	0.541	0.732	0.945	0.305	0.241	0.179	0.117	0.055
	y^*	11.910	8.270	4.105	0.440	12.578	13.214	13.835	14.451	15.075
	Y^*	97.504	63.738	29.744	2.992	109.128	121.001	133.246	145.964	159.244
$\theta=0.22$	n^*	0.781	0.734	0.688	0.645	0.794	0.805	0.816	0.827	0.837
	γ^*	0.262	0.444	0.648	0.876	0.191	0.123	0.055	-0.011	-0.076
	y^*	14.557	10.594	5.898	1.369	15.267	15.931	16.578	17.222	17.874
	Y^*	113.719	77.749	40.595	8.822	126.730	139.894	153.448	167.469	182.105
$\delta=0.33$	n^*	0.797	0.749	0.703	0.659	0.809	0.821	0.833	0.843	0.853
	γ^*	0.256	0.424	0.611	0.820	0.191	0.128	0.067	0.006	-0.054
	y^*	15.500	11.787	7.234	2.517	15.996	16.477	16.953	17.441	17.945
	Y^*	123.487	88.270	50.855	16.581	135.283	147.303	159.655	172.443	185.777
$\delta=0.37$	n^*	0.803	0.756	0.710	0.666	0.815	0.827	0.838	0.848	0.858
	γ^*	0.374	0.560	0.767	0.998	0.303	0.234	0.167	0.099	0.033
	y^*	11.220	7.391	3.169	0.003	12.053	12.837	13.595	14.344	15.093
	Y^*	90.120	55.844	22.487	0.023	102.666	115.496	128.748	142.523	156.943

注：方括号中的数字表示预期寿命延长岁数或退休年龄延迟岁数，敏感性参数以外的其他参数取值都是基准值， $x=0/35$ 时各经济变量均衡值与 $p=22.3/35$ 相同。

表 4 列示了四个参数的敏感性分析结果，可以看出，合理范围内改变参数 θ 和 δ 取值后，预期寿命延长和退休年龄延迟对经济变量的影响方向与基准值分析结论相同，但影响程度有所差异。保持其他参数取值

¹ 本文也对其他参数进行了敏感性分析，研究结论不发生改变，结果备索。

不变，随着养老保险缴费率的下降或养老金替代率的上升，均衡状态的生育率和财政养老保险支出占比上升、劳均产出和总产出减少。养老保险缴费率下降一方面使个人可支配收入增加，个人有更多预算用于养育子女，使得生育率上升；另一方面直接导致基金收入减少，基金缺口扩大造成财政养老保险支出占比上升、生产性财政支出占比下降，从而使劳均产出和总产出减少。养老金替代率上升的作用机制与之相似，也是通过放松个人预算约束和扩大基金缺口两条渠道对经济变量产生影响。根据表 4，从经济产出变化看，现行退休年龄降低缴费率和提高替代率存在一定界限，这表明在预期寿命不断延长的客观事实下，欲想进一步降低缴费率或提高替代率并维持经济产出稳定增长，必须实施延迟退休政策，此外还需要拓宽养老保险基金筹资渠道，通过划转国有资本、使用全国社会保障基金等方式充实基金。

(四) 预期寿命延长中的退休年龄调整

预期寿命延长会导致均衡状态的财政养老保险支出占比上升、劳均产出和总产出减少，而退休年龄延迟可使均衡状态的财政养老保险支出占比下降、劳均产出和总产出增加，两者的影响效应恰好相反。那么，在预期寿命延长过程中，退休年龄需要调整多大程度才能抵消预期寿命延长带来的负面影响呢？回答这个问题，能够为我国合理制定与实施延迟退休政策提供理论依据和量化支撑。根据决策者对财政养老负担和经济产出关注的侧重点不同，我们设定了三种目标：一是财政养老负担不增，即通过延迟退休使财政养老保险支出占比始终为基准情形（平均预期寿命 77.3 岁、平均退休年龄 55 岁）的均衡值 0.315；二是劳均产出不减，即通过延迟退休使劳均产出始终为基准情形的均衡值 13.249；三是总产出不减，即通过延迟退休使总产出水平始终为基准情形的均衡值 105.990。保持其他参数取值不变，数值模拟三种目标下预期寿命延长所需的退休年龄延迟岁数临界值，结果如表 5 所示。

表 5 不同目标下预期寿命延长所需的退休年龄延迟岁数临界值

p	22.3/35 [0 岁]	23.3/35 [1 岁]	24.3/35 [2 岁]	25.3/35 [3 岁]	26.3/35 [4 岁]	27.3/35 [5 岁]	28.3/35 [6 岁]
目标一：财政养老负担不增， $\gamma^* = 0.315$							
x	0	0.064	0.120	0.169	0.212	0.251	0.286
T	0	2.256	4.200	5.901	7.410	8.768	10.000
n^*	0.800	0.790	0.776	0.760	0.742	0.723	0.701
y^*	13.249	12.602	12.156	11.817	11.532	11.268	11.005
Y^*	105.990	104.904	104.445	104.201	103.920	103.432	102.610
目标二：劳均产出不减， $y^* = 13.249$							

x	0	0.105	0.177	0.234	0.282	0.325	0.365
T	0	3.675	6.195	8.190	9.870	11.375	12.775
n^*	0.800	0.798	0.786	0.771	0.752	0.732	0.710
γ^*	0.315	0.263	0.236	0.218	0.204	0.191	0.176
Y^*	105.990	115.013	120.520	124.597	127.732	130.525	133.148

目标三：总产出不减， $Y^*=105.990$

x	0	0.069	0.126	0.175	0.219	0.258	0.295
T	0	2.415	4.410	6.125	7.665	9.030	10.325
n^*	0.800	0.790	0.777	0.761	0.743	0.724	0.703
γ^*	0.315	0.309	0.307	0.305	0.303	0.302	0.298
y^*	13.249	12.677	12.277	11.965	11.716	11.477	11.278

注：方括号中的数字表示预期寿命延长岁数， T 表示退休年龄延迟岁数临界值，只有当实际延迟退休岁数不低于该临界值时，才能在预期寿命延长后实现设定的目标。

从表 5 可以看出，实现三种目标所需的退休年龄延迟岁数临界值均随着预期寿命的延长而增加，这是因为预期寿命越长，财政养老负担越重、经济产出越低，需要退休年龄提高的幅度就越大，如此可以通过延迟退休带来的财政负担缓释效应和经济产出增加效应来抵消预期寿命延长带来的负面影响。具体而言，财政养老负担不增目标下，预期寿命每延长 1 岁，退休年龄延迟岁数临界值平均增加 1.67 岁，如果按照每 5 年预期寿命延长 1 岁的标准，退休年龄需要每 3 年提高 1 岁或每年提高 4 个月。劳均产出不减目标下，预期寿命每延长 1 岁，退休年龄延迟岁数临界值平均增加 2.13 岁，即退休年龄需要每 2.35 年提高 1 岁或每年提高 5.11 个月。总产出不减目标下，预期寿命每延长 1 岁，退休年龄延迟岁数临界值平均增加 2.07 岁，即退休年龄需要每 2.42 年提高 1 岁或每年提高 4.96 个月。这表明延迟退休路径设计应当采取小步渐进的方式，建立与预期寿命相联动的调整机制，根据寿命延长程度逐步提高退休年龄。这样不仅可以减小延迟退休政策实施阻力，而且可以让个人有充足的时间调配生命周期资源。

三种目标下，与退休年龄延迟岁数临界值相对应的经济变量呈现不同的变化趋势。若以财政养老负担不增为目标，劳均产出和总产出随着退休年龄岁数临界值的增加而减少，将会抑制经济增长，该目标相当于用经济产出的减少换取了财政养老负担的稳定。若以劳均产出不减为目标，随着退休年龄岁数临界值的增加，财政养老保险支出占比下降且总产出增加，能够形成“财政负担减轻、经济总量增长”的良好发展态势。若以总产出不减为目标，财政养老保险支出占比和劳均产出都随着

退休年龄岁数临界值的增加而下降，虽然能在一定程度上减轻财政养老负担压力，但会使劳动生产率下降，从而不利于经济持续增长。但是，三种目标均导致生育率持续下降，这提示我们在实施延迟退休政策的同时，应采取一系列配套措施来刺激个人积极生育子女，包括完善税收、教育、社保、住房等政策以及发放生育津贴等，以推动实现适度生育水平。

综上，预期寿命延长中退休年龄调整的三种目标各有利弊，具体选择哪个目标，取决于宏观经济形势和决策者的偏好。总的来说，财政养老负担不增目标下，退休年龄延迟幅度最小，但会降低经济产出；劳均产出不减目标下，财政养老负担减轻且总产出增加，但使得退休年龄延迟幅度最大，据此设计的延迟退休方案实施阻力较大；总产出不减目标下，财政养老负担适当减轻，退休年龄延迟幅度居中，但会导致劳均产出不降。

五、结论与启示

本文通过构建一个包含财政支出和内生生育率的世代交叠模型，考察了预期寿命延长和退休年龄延迟对经济产出的影响。研究发现，在给定退休年龄的情况下，预期寿命延长会使均衡状态的生育率下降、财政养老保险支出占比上升、劳均产出和总产出减少；在给定预期寿命的情况下，退休年龄延迟会使均衡状态的生育率上升、财政养老保险支出占比下降、劳均产出和总产出增加。这表明退休年龄延迟可以抵消预期寿命延长产生的负面效应，揭示出实施延迟退休政策的必要性。敏感性分析结果显示，随着预期寿命的不断延长，现行退休年龄降低养老保险缴费率或提高养老金替代率的空间十分有限，欲想扩大缴费率或替代率调整空间，除退休年龄延迟外，还需要拓宽养老保险基金筹资渠道。进一步地，本文设定了财政养老负担不增、劳均产出不减、总产出不减三种延迟退休目标，探讨预期寿命延长过程中所需的退休年龄延迟岁数临界值。研究发现，实现三种目标所需的退休年龄延迟岁数临界值均随着预期寿命的延长而增加，但其经济效应差别较大。若以财政养老负担不增为目标，与退休年龄延迟岁数临界值相对应的劳均产出和总产出逐渐减少；若以劳均产出不减为目标，财政养老保险支出占比下降且总产出增加；若以总产出不减为目标，财政养老保险支出占比和劳均产出都下降；三种目标均导致生育率下降。

基于上述结论，为降低预期寿命延长对财政养老负担和经济产出的冲击，本文关于延迟退休的启示有如下三点。第一，在理念层面，澄清公众对延迟退休的误解，凝聚社会共识，确保延迟退休政策顺利推进实施。担心青年劳动力就业被挤出、健康状况难以支撑继续工作、退休福利遭受损失是公众反对延迟退休的主要原因（张川川，2017）。为此，政府相关部门应当给予必要的说明，从国家长远发展的大局角度让公众认识到延迟退休的必要性，并尽可能吸纳各方群体的利益诉求，力求获得

公众的理解与支持。第二，在政策设计层面，延迟退休应当采取小步渐进的方式，建立与预期寿命相联动的调整机制，根据寿命延长程度适时适当提高退休年龄，同时在政策实施前留有一定的缓冲期。这样不仅可以减小延迟退休政策实施阻力，而且可以让公众有充足的时间调配生命周期资源和做好提前准备。第三，在配套措施层面，深化养老保险制度改革和完善生育配套政策。一方面，为减轻财政养老负担压力和更好发挥延迟退休的经济产出增加效应，亟需拓宽养老保险基金筹资渠道，通过国有资本划转、基金市场化投资运营、加强基金征缴管理等方式充实基金。另一方面，针对生育率下滑趋势，在放松生育政策的同时采取一系列配套措施来刺激个人积极生育子女，包括完善税收、教育、社保等政策以及配偶陪产假制度，发放生育津贴等，推动实现适度生育水平。

本文的研究也有局限，未来可改进的工作至少包括两个方面：一是模型设定上，引入更多的经济机制和现实条件，比如考虑人力资本、隔代照料、国有资本划转等，以及比较普遍式与分类式、一步式与渐进式等多种延迟退休方式的优劣，将能更全面地考察预期寿命延长和退休年龄延迟对经济产出的影响，从而提供更具价值的政策参考。二是研究视角上，评价一项公共政策必然涉及到社会福利，延迟退休政策在促进经济产出增加的同时，也会引起不同代际群体、不同年龄群体、不同职业群体福利的复杂变化，如何权衡福利改善与福利受损的关系以及实现代际均衡发展，是未来一个重要的研究方向。

参考文献

- [1]耿志祥,孙祁祥.人口老龄化、延迟退休与二次人口红利[J].金融研究,2017(1):52-68.
- [2]耿志祥,孙祁祥,郑伟.人口老龄化、资产价格与资本积累[J].经济研究,2016(9):29-43.
- [3]郭凯明,颜色.延迟退休年龄、代际收入转移与劳动力供给增长[J].经济研究,2016(6):128-142.
- [4]贾俊雪,郭庆旺.财政规则、经济增长与政府债务规模[J].世界经济,2011(1):73-92.
- [5]康传坤,楚天舒.人口老龄化与最优养老金缴费率[J].世界经济,2014(4):139-160.
- [6]刘学良.中国养老保险的收支缺口和可持续性研究[J].中国工业经济,2014(9):25-37.
- [7]刘永平,陆铭.放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析[J].经济学(季刊),2008(4):1271-1300.

- [8]鲁元平,朱跃序,张克中.渐进式延迟退休年龄的经济增长及产业效应——基于动态 CGE 模型的分析[J].财贸经济,2016(10):30-44.
- [9]彭浩然,邱桓,朱传奇,李昂.养老保险缴费率、公共教育投资与养老金替代率[J].世界经济,2018(7): 148-168.
- [10]汪伟.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[J].金融研究, 2012(10):29-45.
- [11]汪伟,艾春荣.人口老龄化与中国储蓄率的动态演化[J].管理世界,2015(6):47-62.
- [12]汪伟,刘玉飞,王文鹏.长寿的宏观经济效应研究进展[J].经济学动态,2018(9):128-143.
- [13]王天宇,邱牧远,杨澄宇.延迟退休、就业与福利[J].世界经济,2016(8):69-93.
- [14]王晓军,姜增明.长寿风险对城镇职工养老保险的冲击效应研究[J].统计研究,2016(5):43-50.
- [15]王晓军,赵明.寿命延长与延迟退休:国际比较与我国实证[J].数量经济技术经济研究,2015(3):111-128.
- [16]严成樑.延迟退休、内生出生率与经济增长[J].经济研究,2016(11):30-45.
- [17]严成樑.延迟退休、财政支出结构调整与养老金替代率[J].金融研究,2017(9):55-70.
- [18]张川川.延迟退休年龄:背景、争议与政策思考[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2017(5):42-51.
- [19]张熠,汪伟,刘玉飞.延迟退休年龄、就业率与劳动力流动:岗位占用还是创造?[J].经济学(季刊), 2017(3):44-67.
- [20]邹铁钉,叶航.普遍延迟退休还是分类延迟退休——基于养老金亏空与劳动力市场的联动效应视角[J].财贸经济,2015(4):134-145.
- [21]Banerjee A, Meng X, Porzio T, and Qian N. Aggregate Fertility and Household Savings: A General Equilibrium Analysis Using Micro Data, NBER Working Paper, 2014, No.W20050.
- [22]Barro R J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5):S103-S126.
- [23]Bielecki M, Goraus K, Hagemeyer J, Tyrowicz J. Decreasing fertility vs increasing longevity: Raising the retirement age in the context of ageing processes[J]. Economic Modelling, 2016, 52(1), 125-143.
- [24]Bisetti E, Favero C A. Measuring the Impact of Longevity Risk on Pension Systems: The Case of Italy [J]. North American Actuarial Journal,

2014, 18(1):87-103.

[25]B örsch-Supana A, H ärtla K, Ludwiga A. Aging in Europe: Reforms, international diversification and behavioral reactions[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(5):224-229.

[26]Cocco J F, Gomes F J. Longevity risk, retirement savings, and financial innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 103(3):507-529.

[27]Fanti, L. Raising the Mandatory Retirement Age and its Effect on Long-run Income and Pay-as-you-go Pensions[J]. *Metroeconomica*, 2014, 65(4):619-645.

[28]Futagami K, Nakajima T. Population aging and economic growth[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2001, 23(1):31-44.

[29]Galasso V. Postponing retirement: the political effect of aging[J]. *Journal of Public Economics*, 2008, 92(10-11):2157-2169.

[30]Heijdra B J, Romp W E. Retirement, pensions, and ageing[J]. *Journal of Public Economics*, 2009, 93(3-4):586-604.

[31]Kitao S. Sustainable social security: Four options[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2014, 17(4):756-779.

[32]Lee R , Mason A . What is the demographic dividend?[J]. *Finance and Development*, 2006, 43(3):16-27.

[33]Li H, Zhang J, Zhang J. Effects of longevity and dependency rates on saving and growth: Evidence from a panel of cross countries[J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 84(1):138-154.

[34]Miyazaki K. The effects of the raising-the-official-pension-age policy in an overlapping generations economy[J]. *Economics Letters*, 2014, 123(3):329-332.

[35]Mizuno M, Yakita A. Elderly labor supply and fertility decisions in aging-population economies[J]. *Economics Letters*, 2013, 121(3):395-399.

[36]Sheshinski E. Note on Longevity and Aggregate Savings[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2006, 108(2):353-356.

[37]Wang L. Fertility and unemployment in a social security system[J]. *Economics Letters*, 2015, 133:19-23.

[38]Yaari M E. Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer[J]. *Review of Economic Studies*, 1965, 32(2):137-150.

[39]Yew S L, Zhang J. Optimal social security in a dynastic model with human capital externalities, fertility and endogenous growth[J]. *Journal of Public Economics*, 2009, 93(3):605-619.

[40]Zhang J, Zhang J, Lee R . Mortality decline and long-run economic growth[J]. Journal of Public Economics, 2001, 80(3):485-507.

[41]Zhang J, Zhang J, Lee R. Rising longevity, education, savings, and growth[J]. Journal of Development Economics, 2003, 70(1):83-101.

长寿风险与养老脆弱性

胡宏兵、高娜娜¹

摘要:

预期寿命提高带来的长寿风险增加了个人退休后的生活成本和养老负担。在老龄化加速的背景下,研究长寿风险对个人福利的影响,测度长寿风险导致的个体养老脆弱性对衡量居民应对长寿风险的能力、帮助居民采取有效的应对措施具有重要的意义。本文基于期望效用理论构建了长寿风险导致个体养老脆弱性的分析框架,并用 CHIP2013 的数据测度了居民的绝对养老脆弱性和相对养老脆弱性。结果显示,随着未预料到的实际寿命的延长,个体的养老脆弱性增加;随着年龄的增加,绝对和相对养老脆弱性均呈上升的趋势,在再有不到 10 年就要退休时长寿风险暴露的速度更快;随着收入等级的提高养老脆弱性呈下降的趋势,并且在收入等级为 1-4 时,养老脆弱性下降的速度更快;养老脆弱性较大的个体往往伴随着年龄较大、收入较低的特点,提高人均净资产、参加较高保障水平的养老保险均可以缓解其养老脆弱性。

关键词: 长寿风险, 养老脆弱性, 消费和福利

一、引言

随着生活水平的提高和医疗条件的改善,人类寿命不断延长。2015 年我国人口平均预期寿命为 76.34 岁,较 2010 年的 74.83 岁提高了 1.51 岁,《“十三五”卫生与健康规划》提出,到 2020 年人均预期寿命将超过 77.3 岁。按照国际老龄化的标准,我国已经进入老年人口增长高峰期,仅 2010-2015 年,我国 80 岁以上高龄老年人数由 1806 万增加到 2339 万,占老年人总数比例也由 1.35% 增长到 1.70%,预计到 2020 年,80 岁以上高龄老年人将达到 2900 万,这一比例将达到 2.04%。随着预期

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。

寿命的提高和老龄化的加剧，居民的养老风险也逐渐暴露出来。

长寿风险是居民面临的重要养老风险之一，是指个人或总体人群未来的平均实际寿命高于预期寿命而产生的财富短缺风险（Richard et al, 2006）。寿命的延长本来是人类社会的一种进步，但是在寿命延长的过程中，不仅给保险公司和养老金机构带来了给付压力（Antolin, 2007），而且提高了个人退休后的生活成本，增加了个人和家庭的养老负担（王力平，2015）。根据生命周期理论，人们在整个生命周期内安排消费和投资决策，即在年轻时储蓄在年老时消费，而当实际寿命大于预期寿命时，年轻时的储蓄便难以满足存活期间的养老支出，降低了老年阶段的福利水平。

养老脆弱性是指老年生活因遭受风险冲击而导致福利损失或陷入养老困境的一种状态（于长永、何剑，2011）。居民的人口学特征、家庭特征、保障体系特征等都会影响其养老脆弱性。首先，年龄越大抵抗力越差，养老脆弱性越高，如果有较高的收入或储蓄，可以一定程度的缓解这种脆弱性。然后，家庭拥有的资源总量对居民养老具有决定性意义，随着家庭规模小型化和家庭代际分离，家庭养老保障能力下降，增加了居民的养老脆弱性。最后，由于人口老龄化和历史因素，我国的基本养老保险金存在支付缺口压力和个人账户空账的情况，这无疑也加剧了居民的养老脆弱性。

长寿风险作为一种财富短缺风险，随着人口老龄化的加剧和社保系统筹资压力的增加，其对居民养老脆弱性的影响日渐突出。从养老脆弱性的视角研究个体长寿风险，不仅能有效度量长寿风险对居民福利的影响，而且可以衡量居民应对长寿风险冲击的能力，为我国政府制定、评估和改进政策提供重要的理论依据，帮助居民采取有效的应对措施。本文结构安排如下：第二部分是文献综述，第三部分为养老脆弱性的测度，第四部分是数据处理与变量描述，第五部分呈现实证结果，第六部分是结论和建议。

二、文献综述

（一）脆弱性的概念及在经济学中的应用

脆弱性这一概念起源于对自然灾害的研究，是指由于个体、组织、系统对内外扰动的敏感性以及缺乏应对能力从而使系统的结构和功能容易发生改变的一种属性（Timmerma, 1981；李鹤等，2008）。20世纪90年代以来，脆弱性研究已作为一项重要研究内容被多个国际性科学计划和机构(IHDP、IPCC、IGBP等)提上研究日程，成为可持续性科学领域关注的热点问题和重要的分析工具。随着研究地拓展，目前脆弱性这一概念已被应用到政治学、生态学、工程学、社会学、经济学等多种领域。经济学家在定义脆弱性时，主要将研究范围集中于个人或家庭层面，通常强调脆弱性是在一定条件下个人或家庭应对风险的结果。而结果往往关注用货币测量的福利损失，即家庭面对某种风险产生的收入或消费方面的福利损失（Alwang et al, 2001）。个人或家庭所处经济、社会和自然环境中始终存在各种风险，经济危机、健康冲击、家庭结构

变化、失业或自然灾害等风险因素都会对家庭或个人带来消极影响，使家庭或个人福利水平降低。

（二）养老脆弱性的含义和影响因素

养老问题实质上是老年人的可持续生计，涉及到经济保障、生活照料、精神慰藉以及精神关怀等各个层面。养老脆弱性是指居民老年生活极易在内部风险冲击或外界风险扰动下而遭受福利损失或陷入养老困境的一种属性或不稳定状态。这种属性或不稳定状态的基本特征主要指应对风险的能力低和难以从受损的状态中恢复等。养老脆弱性可用来评估各种风险冲击对居民老年生活福利的影响，这些风险也是影响居民养老脆弱性的主要因素。于长永和何剑（2011）从农村居民的角度指出，性别结构、年龄结构、文化程度、婚姻状况、民族等个人特征因素，家庭规模、家庭结构、家庭功能等家庭层面的因素，养老保障体系、养老保障水平等保障体系因素，以及社会分工、社会劳动方式、社会组织形式、社会主要活动场所等社会转型因素都可能影响农村养老脆弱性。随着人口全面老龄化和社保基金筹资压力增加，不仅农村居民面临养老风险，城镇居民的养老风险也逐渐突出，全体居民未来的养老质量均受到内部个体特征、家庭特征和外部保障体系的影响。

（三）长寿风险导致的居民养老脆弱性

长寿风险是指个人或总体人群未来的平均实际寿命高于预期寿命而产生的财富短缺风险，不仅存在于个体水平上，也存在于整体水平上（Richard et al, 2006; Stallard, 2006）。对于个体而言，是指个人在其生存年限内的支出超过了自身所积累财富的风险；对于整体而言，是指一个群体的平均生存年限超过了设计退休保障体系时的预期年限而带来的无力支付养老金的风险。长寿风险导致的养老危机增加了个人以及家庭成员的经济负担，降低了个人和家庭的抗风险能力。例如，在我国社会保障体系不够健全的环境下，为了满足家庭老龄人口养老和医疗保健需求，家庭可能进行负债，不合理的家庭负债可能会导致家庭资产配置不合理，改变家庭消费行为，加大家庭经济脆弱性。个人层面的长寿风险能通过金融工具进行管理，西方居民家庭除了储蓄之外，还可以通过完善的金融市场以及成熟的社会保障制度来分散和抵御风险。而受风险态度、消费理念、居民金融可得性、不健全的资本市场、金融工具的不足、有限的金融知识等约束，我国居民应对风险冲击的能力不足。

（四）文献评述

综上所述，长寿风险俨然已经成为我国社会发展中不容忽视的风险。然而在长寿风险的研究上，目前学者多集中于研究聚合性长寿风险的识别、量化和管理，以及聚合性长寿风险对社会保障体系和保险公司的影响，鲜有文献从个人的层面，研究长寿风险对个人消费和福利的影响。在脆弱性上，也少有文献研究人口特征尤其是长寿风险对居民养老脆弱性的影响。因此，本文在我国人口老龄化速度加快的背景下，从养老脆弱性的角度，研究长寿风险导致的居民养老脆弱性，计算居民的绝对养老脆弱性和相对养老脆弱性，分析影响居民养老脆弱性的因素，为我国政府制定、评估和改进政策提供重要的理论依据，为居民有效的采

取应对措施提供可靠的建议。

三、养老脆弱性的测度

在脆弱性的测度上, Ligon & Schechter (2003) 基于期望效用理论创新了脆弱性的含义, 认为脆弱性是无风险下的效用和有风险下的期望效用之差。这种方法把脆弱性纳入期望效用的框架内, 将个人或家庭的主观偏好反映到对效用函数的选择中, 得到了较为广泛的认可和应用 (Jha et al, 2010)。因此, 本文构建基于期望效用理论的养老脆弱性分析框架, 考察长寿风险下个体福利水平的变化, 并构建绝对养老脆弱性和相对养老脆弱性指标。

(一) 养老脆弱性衡量

给定长寿风险随机变量 R , 衡量长寿风险导致的个体福利变动的养老脆弱性指标可以定义如下:

$$V_h \triangleq U_h(C_f) - E[U_h(C_r)] \quad (1)$$

式 (1) 中 V_h 为度量居民 h 养老脆弱性的指标, C_f 代表居民 h 在没有任何风险时的消费水平, C_r 表示居民 h 在发生长寿风险 R 时的消费水平。公式 (1) 右端的第一项表示无任何风险时消费的效用水平, 第二项表示长寿风险下消费的期望效用水平, 即养老脆弱性为无风险下的效用和长寿风险下的期望效用之差。

(二) 消费水平

本文假设个人不存在遗赠动机, 其消费决策是将整个生命周期内的收入平均分配到每一期来消费, 即每期的消费水平是其一生收入除以生存年限。具体上, 从当前到死亡这段时间内每期的消费是当前累计财富 (W_0) 和未来收入的累计现值和除以剩余生存年限, 个人当前累计财富用家庭人均净资产替代, 并用消费者物价指数 (cpi) 来计算未来收入的现值。而未来收入指其在退休前的收入, 假设退休年龄为 65 岁。其中, T_e 表示预期寿命, T_u 表示大于预期寿命的实际寿命, x 为当前年龄, 则个人的每期消费水平如下:

$$C_{f,t} = \frac{W_0 + \sum_{t=1}^{65-x} Y_t * (1+cpi)^{-t}}{T_e - x}, \quad C_{r,t} = \frac{W_0 + \sum_{t=1}^{65-x} Y_t * (1+cpi)^{-t}}{T_u - x} \quad (2)$$

(三) 消费效用

我国每五年报告一次居民平均预期寿命, 据目前最近的 2015 年报告的我国男性预期寿命为 73.64, 女性预期寿命为 79.43。则没有任何风险时的消费效用现值为:

$$U_h(C_f) = \sum_{t=1}^{T_e-x} \delta^t u(C_{f,t}) \quad (3)$$

式 (3) 中 δ 为效用折现因子, $T_e - x$ 表示年龄为 x 岁时的剩余生存年限。 $u(\cdot)$ 为效用函数, 本文遵循 Cocco et al(2005) 等的研究, 假设效用函数采用常数相对风险厌恶 (CRRA) 形式, 即 $u(c) = (c^{1-\gamma}) / (1-\gamma)$, 其中 γ 为风险厌恶系数。

当存在长寿风险时, 可以再存活的年数为 $T_u - x$, 其消费的期望效

用现值为:

$$E[U_h(C_r)] = \sum_{t=0}^{T_u-x-1} \delta^t \prod_{\tau=1}^t (1 - q_{x+\tau}) u(C_{r,t}) \quad (4)$$

式(4)中 $q_{x+\tau}$ 表示在 $x + \tau$ 岁时的死亡概率。当 T_u 等于 80 时, 表示个体实际寿命为 80 时的效用期望。

(四) 收入预测

由于本文使用的是横截面数据, 对于调查期之后的收入变动情况没有相应的观测值, 因此本文需要基于该数据对随着年龄增长的收入变动趋势进行估计, 从而得出调查期后续各年的预测收入。本文借鉴 Chamon et al(2013)的收入估计模型, 建立如下拟合方程:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 edu_2 + \beta_4 edu_3 + \beta_5 age \times edu_{21} + \beta_6 age \times edu_3 + \beta_7 gender + \sum_{i=1}^n a_i \times region_i + \sum_{i=1}^m \omega_i \times industry_i + \sum_{i=1}^k \varphi_i \times profession_i + \mu \quad (5)$$

上式中, Y 为收入, age 、 age^2 和 $gender$ 分别代表年龄、年龄的平方和性别; 教育水平被划分为初中及以下、高中与中专、大专及以上, 其中初中及以下为基准情形, 虚拟变量 edu_2 和 edu_3 分别代表高中与中专、大专及以上的教育水平; $age \times edu_2$ 和 $age \times edu_3$ 为年龄和教育虚拟变量的交叉项, $region_i (i=1, \dots, n)$ 表示居民所在地区虚拟变量, $industry_i (i=1, \dots, m)$ 和 $profession_i (i=1, \dots, k)$ 分别表示居民所在行业和职业虚拟变量。根据拟合方程, 本文可以得出个体在未来的收入预测值, 代入到公式(2)即得到各期的消费。

(五) 基于水平效用差值的绝对养老脆弱性

为了反应长寿风险导致的福利水平的变动, 首先定义福利水平变动的绝对指标, 即绝对养老脆弱性。虽然在合理参数下效用水平值为负, 但并不影响用水平效用来做差, 因此, 绝对养老脆弱性用无风险时的效用与存在长寿风险时的效用的水平值的差值的对数来表示, 为了避免取对数后出现负值, 在原水平差值的基础上加上了 1。

$$v_{abs} \triangleq \ln\{1 + U_h(C_f) - E[U_h(C_r)]\} \quad (6)$$

(六) 基于确定性财富等价的相对养老脆弱性

为了进一步反应长寿风险导致的福利水平的变动程度, 需要定义福利水平变动的相对指标, 即相对养老脆弱性。由于效用水平为负值, 无法直接运用效用水平定义相对指标。因此本文利用确定性财富等价方法进行如下转化:

$$W_h^f \triangleq^{-1}(U_h(C_f)), W_h^r \triangleq^{-1}(EU_h(C_r)) \quad (7)$$

式中 W_h^f 代表不存在任何风险情形下的消费现值效用之和对应的确定性财富等价, W_h^r 代表长寿风险下消费的期望效用的现值之和对应的确定性财富等价。进一步可以定义相对养老脆弱性:

$$v_{rel} \triangleq \frac{W_h^f - W_h^r}{W_h^f} \quad (8)$$

四、数据处理与变量描述

(一) 数据处理

本文运用 2013 年中国家庭收入调查数据 CHIP(2013)中的城镇居民和农村居民家庭微观数据展开分析,这一数据集包括家庭成员的个体数据和家庭数据,其中个体数据样本数为 58952,家户样本数为 17164。调查数据包含了不同年龄段的中国居民的家庭规模、教育、工作、收入和财产等特征。考虑到研究内容,本文选择年龄大于 25 岁(包含 25 岁)小于 65 岁(不包含 65 岁)的并且正在从事工作的户主,删除主要变量缺失的样本,共得到 9457 个有效样本,并对 2013 年个人收入、人均净资产进行前后 1%缩尾处理。

表 1: 变量名称含义

变量	符号	含义
年龄	age	大于 25 岁(包含 25 岁)并小于 65 岁(不包含 65 岁)
性别	gender	1=男; 0=女
受教育水平	edu	1=初中及以下; 2=高中与中专; 3=大专及以上学历
个人收入	income	通过从事 2013 年的主要工作得到的年收入总额
人均净资产	passet	(家户金融资产-家户负债)/家庭人口数
养老保险	pension	1=无养老保险; 2=新农保; 3=城居保; 4=城职保
婚姻状况	married	1=未婚; 2=同居、离异、丧偶; 3=初婚、再婚
健康状况	health	1=非常不好; 2=不好; 3=一般; 4=好; 5=非常好

(二) 变量的描述性统计

表 2 是户主个体特征变量的描述性统计。由于只选择了户主样本,而我国的家庭男性户主居多,88%的样本为男性,因此性别变量的均值也较大。教育水平上,61%的人为初中及以下学历,21%的人为高中、中专学历,18%的人为大专及以上学历。样本中个体的人均年收入为 34030 元,家户人均净资产差别比较大,有 13%的家庭净资产为负,且主要以家庭购(建)房贷款为主,5%的家庭因为家庭生活而发生债务。样本中 43%的人参加了新农保,9%的人参加了城居保,33%的人参加了城职保,养老保险覆盖面比较广。大部分户主处于初婚或再婚状态,自评健康偏“好”。

表 2: 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	9457	46.29	8.54	25	64
性别	9457	0.88	0.33	0	1
初中及以下	9457	0.61	0.49	0	1
高中与中专	9457	0.21	0.41	0	1
大专及以上学历	9457	0.18	0.38	0	1
个人收入	9457	34030	24744	1900	140000
个人收入(男)	8299	33835	26339	1900	140000

性)					
个人收入(女性)	1158	35428	24509	1900	140000
人均净资产	9457	14145	32978	-97666	168216
无养老保险	9440	0.15	0.36	0	1
新农保	9440	0.43	0.49	0	1
城居保	9440	0.09	0.28	0	1
城职保	9440	0.33	0.47	0	1
婚姻状况	9457	2.91	0.34	1	3
健康状况	9452	4.07	0.80	1	5

五、实证结果

(一) 参数设定

本文参考家庭金融研究的主流文献,将我国居民的相对风险厌恶系数 γ 设置为 3 (艾春荣和汪伟, 2005; Einav et al., 2010; 张冀等, 2016)。将主观折现因子 δ 设为 0.96 (Bernheim et al., 2003)。消费价格指数 cpi 用国家统计局公布的 2018 年全国居民消费价格指数,即 2%。由于目前并没有关于我国居民每岁年龄死亡率的官方估计,本文采取中国人寿保险业经验生命表 (2010-2013) 养老类业务表中男女表度量我国居民的死亡率,分别测度了实际寿命比预期寿命多 5 年和多 10 年时的绝对和相对养老脆弱性。

(二) 长寿风险导致的绝对养老脆弱性

绝对养老脆弱性可以直接反映长寿风险导致的居民福利的下降值。由式 (1) 直接得到的效用的差值范围比较大,同时绝对养老脆弱性极高的个体较少,即使比预期寿命多活 10 年时,绝对养老脆弱性大于 148 (e^5) 的也仅占 5.1%,绝对养老脆弱性极高的个体表现出年龄较大且收入较低的特征,其中平均年龄为 60 岁,平均年收入 1.6 万元,同时平均人均净资产为 -1051 元。为了结果呈现的简洁明了,表 3 是由式 (6) 得到的绝对养老脆弱性,从不同程度脆弱性的占比分布可以看出,随着未预料到的实际寿命的延长,绝对养老脆弱性整体有所增加。当比预期寿命多活 5 年时,85.59% 的个体绝对养老脆弱性小于 3,而比预期寿命多活 10 年时,绝对养老脆弱性小于 3 的个体下降了 21.42%,并且绝对养老脆弱性极高的个体 (大于等于 5) 由 2.03% 上升到 5.13%。

表 3: 比预期寿命多活 5 年和 10 年的绝对养老脆弱性

脆弱性程度	比预期寿命多活 5 年			比预期寿命多活 10 年		
	频数	百分比	累计百分比	频数	百分比	累计百分比
$0 \leq v_{h_abs} < 1$	1,352	14.3	14.3	337	3.56	3.56
$1 \leq v_{h_abs} < 2$	3,812	40.31	54.61	1,901	20.1	23.67
$2 \leq v_{h_abs} < 3$	2,930	30.98	85.59	3,831	40.51	64.17
$3 \leq v_{h_abs} < 5$	1,171	12.38	97.97	2,903	30.7	94.87

$5 \leq v_{h_abs}$	192	2.03	100	485	5.13	100
---------------------	-----	------	-----	-----	------	-----

依据长寿风险的含义，年龄和收入对养老脆弱性有至关重要的影响。图 1 是绝对养老脆弱性随年龄的变化趋势。第一，不管对于男性还是女性，随着年龄的增加，绝对养老脆弱性逐渐上升，年龄越大，剩余劳动年数越少，可累计的收入也越少，而在寿命一定的情况下，养老财务风险也越大，脆弱性越高。并且，从 55 岁开始男性的脆弱性上升速度加快，从 53 岁开始女性的脆弱性上升速度加快¹，当剩余工作年限小于 10 年时，即再有不到 10 年就要退休时，个体已经面临较严重的长寿风险，需要尽快做养老安排，由于女性的预期寿命高于男性，在相同的退休年龄下，女性养老储备相对而言少于男性，所以女性脆弱性增加加速的时间早于男性。第二，绝对养老脆弱性存在一定的性别差异，25-39 岁时男性和女性的绝对养老脆弱性不相上下，年龄相同时，40-62 岁时女性的绝对养老脆弱性大于男性，而当年龄大于 62 岁时，男性的绝对养老脆弱性又整体大于女性。第三，在相同性别相同年龄下，比预期寿命多活 10 年时的绝对养老脆弱性大于比预期寿命多活 5 年时，未预料到的实际寿命的延长加剧了养老财务风险，增加了绝对养老脆弱性。

图 2 是绝对养老脆弱性随收入等级的变化趋势²。第一，不管对于男性还是女性，随着收入等级的提高，绝对养老脆弱性呈现下降趋势，收入水平越高，养老的财务短缺风险就越低，脆弱性越低。比预期寿命多活 10 年时的绝对养老脆弱性和比预期寿命多活 5 年时的绝对养老脆弱性随收入等级的变化趋势相似，基本呈平行趋势。第二，在收入等级为 4 时，绝对养老脆弱性下降速度减缓，由于收入的边际效用递减，当年收入小于 40000 元尤其是在年收入等级为 1 或 2 时，收入的增加能够逐渐满足日常基本需求，极大地降低脆弱性，当年收入大于 40000 元时，生活已经得到了一定的保障，脆弱性相对较低，因此当收入等级进一步提高时，虽然能够满足额外的需求，但脆弱性的降低程度有减缓趋势。第三，绝对养老脆弱性随收入等级的变化在男性和女性之间差异不大，除了在收入等级为 1 和 10 的地方外，其他收入等级处基本吻合，收入对绝对养老脆弱性的降低效应基本不存在性别差异。

¹ 通过邹检来寻找结构突变点，男性在年龄为 55 岁时、女性在 53 岁时第一次在 1%的水平上拒绝不存在结构突变的原假设。

² 收入等级为 1-10，分别表示年收入(.,10000]、(10000,20000]、(20000,30000]、(30000,40000]、(40000,50000]、(50000,60000]、(60000,70000]、(70000,80000]、(80000,100000]、(100000,.)

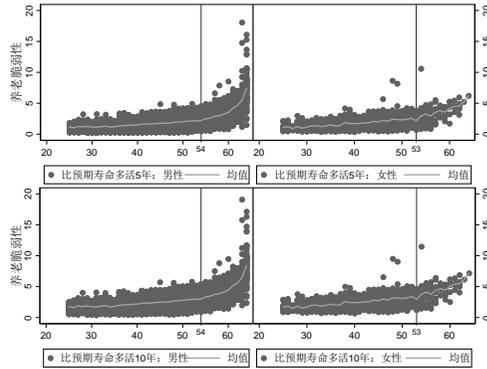


图 1：年龄和绝对养老脆弱性

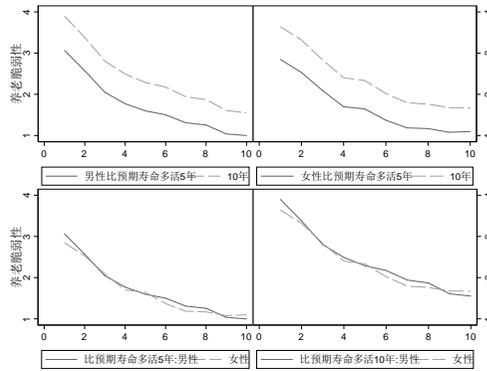


图 2：收入和绝对养老脆弱性

(三) 长寿风险导致的相对养老脆弱性

相对养老脆弱性能够反应出，相对于无风险状态下的消费福利，长寿风险导致的居民个体消费福利下降的幅度。从表 4 可以看出，从不同程度相对脆弱性的百分比分布可以看出，相比较于比预期寿命多存活 5 年，比预期寿命多存活 10 年时居民的相对养老脆弱性明显增加。当比预期寿命多存活 5 年时，相对养老脆弱性大于等于 20% 且小于 40% 的个体最多，占比接近 70%，相对养老脆弱性小于 60% 的个体累积占比达到 95.62%，养老脆弱性整体处于中等偏下水平。当比预期寿命多存活 10 年时，样本中所有个体的相对养老脆弱性均大于等于 20%，且超过 60% 的人的脆弱性大于等于 40% 小于 60%，同时有超过 30% 的人脆弱性大于等于 60%，整体处于中等偏上水平。

表 4：比预期寿命多活 5 年和 10 年的相对养老脆弱性

脆弱性程度	比预期寿命多活 5 年			比预期寿命多活 10 年		
	频数	百分比	累计百分比	频数	百分比	累计百分比

$0 \leq v_{h_rel} < 20\%$	74	0.78	0.78	/	/	/
$20\% \leq v_{h_rel} < 40\%$	6,532	69.07	69.85	392	4.15	4.15
$40\% \leq v_{h_rel} < 60\%$	2,437	25.77	95.62	5,814	61.48	65.62
$60\% \leq v_{h_rel}$	414	4.38	100	3,251	34.38	100

图 3 是相对养老脆弱性随年龄的变化趋势。不管是男性还是女性，随着年龄的增加，相对养老脆弱性逐渐上升，并且在同样的年龄下，比预期寿命多活 10 年时的相对养老脆弱性大于比预期寿命多活 5 年时，这和绝对养老脆弱性相似，但相对养老脆弱性随年龄变化的趋势相对均匀，并未出现明显的翘尾效应。此外，相对养老脆弱性也存在一定的性别差异，但和绝对养老脆弱性表现不同的是，同样的年龄下，男性的相对养老脆弱性大于女性，男性福利水平下降的幅度更大。

图 4 是相对养老脆弱性随收入等级的变化趋势。和绝对养老脆弱性表现不同的是，在相同的收入水平和存活时间上，女性的养老脆弱性要小于男性，这是因为同一年龄下女性的死亡率小于男性。对男性而言，随着收入等级的提高，相对养老脆弱性基本成下降的趋势，比预期寿命多存活 5 年时，收入等级从 1 到 5 再到 9，脆弱性均值由 43.24% 下降到 35.06% 再下降到 33.96%；比预期寿命多存活 10 年时，收入等级从 1 到 5 再到 9，男性脆弱性均值由 63.53% 下降到 55.17% 再下降到 53.85%。对女性而言，相对养老脆弱性随收入等级下降的趋势没有男性的明显，在收入等级为 7 时女性的相对脆弱性最低，此时比预期寿命多存活 5 年和 10 年时的脆弱性分别为 25.03% 和 43.30%。

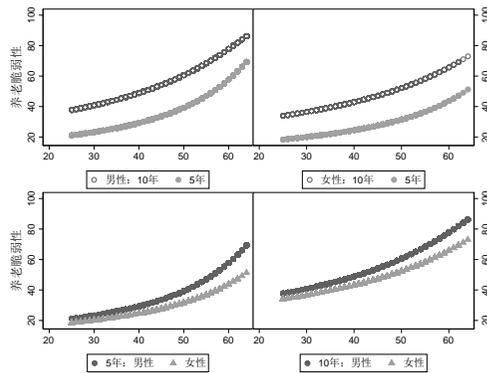


图 3：年龄和相对养老脆弱性

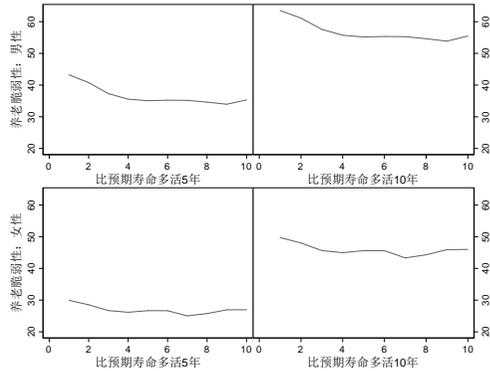


图 4：收入和相对养老脆弱性

(四) 回归分析

1. 体特征对绝对养老脆弱性的影响

表 5 和表 6 显示了个人其他特征对养老脆弱性的影响。由于男性和女性的预期寿命不同，因此，除了对全样本进行回归外，同时分男性样本和女性样本进行回归。解释变量包括对数收入、年龄、性别、对数净资产、养老保险、受教育水平、婚姻状况和健康状况，考虑到年龄和脆弱性之间的非线性效应，加入了年龄的平方项。

表 5 是个体特征对绝对养老脆弱性的影响。从表 5 的全样本回归结果可以看出，收入可以显著降低绝对养老脆弱性，收入增加 1%，比预期多存活 5 年和 10 年时的绝对养老脆弱性降低 0.26% 和 0.28%，收入越高，养老储备也相对较多，能够较好的应对老年生活支出。家庭人均净资产也是养老储备的一部分，但是家庭人均净资产对绝对养老脆弱性的缓解程度远低于收入，家庭人均净资产增加 1%，比预期多存活 5 年和 10 年时的绝对养老脆弱性仅降低 0.03%，全样本下的平均家庭人均净资产仅是平均收入的 41%，家庭人均净资产水平较低，削弱了其缓解绝对养老脆弱性的能力。养老保险能够为晚年生活提供一定的保障，但从全样本来，相对于没有任何养老保险，参加新农保个体的绝对养老脆弱性较高，参加城居保个体的绝对养老脆弱性无显著变化，而参加城职保个体的绝对养老脆弱性较低，不同养老保险的保障程度不一，保障水平较低的新农保反而加剧了个体的绝对养老脆弱性。此外，从年龄和年龄的二次方可以看出，随着年龄的增加养老脆弱性下降，当年龄增加到一定水平时，养老脆弱性又逐渐增加。从受教育水平来看，相对于小学及其以下学历，受教育程度越高，养老脆弱性越低，受教育水平高的人往往有较高的收入、较全面的保障水平。从婚姻状况来看，相对于未婚个体，其他个体的绝对养老脆弱性较高，这是因为已婚个体或有家室的个体需要承担一定的家庭负担。从健康状况来看，健康状况越好的人，老年时的健康风险越低、健康支出越少，绝对养老脆弱性也越低。

从表 5 的男性和女性样本的回归结果可以看出，收入对男性绝对养老脆弱性的缓解作用较大，收入增加 1%，男性比预期多存活 5 年和 10

年时的绝对养老脆弱性降低 0.26% 和 0.28%，女性降低 0.22% 和 0.24%。而家庭人均净资产对女性绝对养老脆弱性的缓解作用更大，人均净资产增加 1%，比预期多存活 5 年和 10 年时女性绝对养老脆弱性的下降程度均是男性的 1.35 倍和 1.34 倍。参加新农保的女性居民绝对养老脆弱性和无养老保险女性绝对养老脆弱性无显著差别，参加城居保的女性居民绝对养老脆弱性显著高于无养老保险女性绝对养老脆弱性。此外，年龄对男性和女性绝对养老脆弱性的影响均呈现 U 型关系，男性样本中年龄的一次方和二次方的绝对值均较大，随着年龄的增加，男性绝对养老脆弱性下降的较多，而当年龄继续增加时，男性绝对养老脆弱性增加的也较多。当受教育程度为大专及以上时，其对女性绝对养老脆弱性的缓解程度大于男性。已婚或已成家并不影响女性的绝对养老脆弱性，女性在家庭中承担的责任较小，养老风险也较小。健康状况改善对女性绝对养老脆弱性的影响更显著、缓解作用也更大。

表 5：个体特征对绝对养老脆弱性的影响

自变量	因变量：绝对养老脆弱性(5 年)			因变量：绝对养老脆弱性(10 年)		
	全样本 [1]	男性[2]	女性[3]	全样本 [4]	男性[5]	女性[6]
收入	-0.2564*** (0.0112)	-0.2587*** (0.0121)	-0.2186*** (0.0270)	-0.2784*** (0.0116)	-0.2807*** (0.0125)	-0.2427*** (0.0284)
年龄	-0.3179*** (0.0122)	-0.3391*** (0.0134)	-0.1699*** (0.0192)	-0.3314*** (0.0124)	-0.3527*** (0.0136)	-0.1719*** (0.0201)
年龄平方	0.0042*** (0.0001)	0.0045*** (0.0002)	0.0026*** (0.0002)	0.0045*** (0.0001)	0.0047*** (0.0002)	0.0026*** (0.0002)
性别	-0.4908*** (0.0201)			-0.5504*** (0.0212)		
人均净资产	-0.0250*** (0.0013)	-0.0239*** (0.0014)	-0.0322*** (0.0042)	-0.0268*** (0.0014)	-0.0257*** (0.0014)	-0.0343*** (0.0043)
新农保	0.0497*** (0.0175)	0.0558*** (0.0183)	-0.0264 (0.0650)	0.0486*** (0.0184)	0.0537*** (0.0193)	-0.0378 (0.0683)
城居保	0.0200 (0.0244)	-0.0120 (0.0271)	0.1256** (0.0535)	0.0165 (0.0258)	-0.0158 (0.0288)	0.1302** (0.0573)
城职保	-0.1202*** (0.0192)	-0.1306*** (0.0207)	-0.1029** (0.0477)	-0.1438*** (0.0204)	-0.1558*** (0.0220)	-0.1179** (0.0517)
高中与中专	-0.4087*** (0.0163)	-0.4222*** (0.0174)	-0.3777*** (0.0482)	-0.4452*** (0.0172)	-0.4606*** (0.0183)	-0.3952*** (0.0505)
大专及以上	-0.9834*** (0.0187)	-0.9471*** (0.0203)	-1.1173*** (0.0484)	-1.1610*** (0.0201)	-1.1344*** (0.0218)	-1.2530*** (0.0519)
同居/离异/丧偶	0.2341***	0.2418***	0.0471	0.2492***	0.2656***	0.0823

	(0.0578)	(0.0789)	(0.0852)	(0.0607)	(0.0820)	(0.0920)
初婚/再婚	0.1880***	0.1322***	0.1035	0.2067***	0.1475***	0.1409**
	(0.0407)	(0.0481)	(0.0638)	(0.0438)	(0.0518)	(0.0709)
健康(不好)	-0.0728	-0.0725	-0.1381	-0.0857	-0.0852	-0.1497
	(0.1253)	(0.1287)	(0.0941)	(0.1299)	(0.1336)	(0.0989)
健康(一般)	-0.1563	-0.1450	-0.2899***	-0.1712	-0.1594	-0.3021***
	(0.1142)	(0.1157)	(0.0574)	(0.1190)	(0.1208)	(0.0602)
健康(好)	-0.1936*	-0.1902*	-0.2942***	-0.2112*	-0.2075*	-0.3101***
	(0.1135)	(0.1148)	(0.0518)	(0.1182)	(0.1199)	(0.0540)
健康(非常好)	-0.1936*	-0.1895*	-0.3020***	-0.2131*	-0.2090*	-0.3174***
	(0.1135)	(0.1149)	(0.0533)	(0.1183)	(0.1200)	(0.0561)
常数项	10.8630***	10.9186***	7.5898***	12.0399***	12.0395***	8.5388***
	(0.2958)	(0.3241)	(0.4183)	(0.3028)	(0.3313)	(0.4489)
R square	0.7058	0.7076	0.7219	0.7330	0.7354	0.7403
N	9435	8282	1153	9435	8282	1153

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

2. 体特征对相对养老脆弱性的影响

表 6 是个体特征对相对养老脆弱性的影响。从表 6 可以看出，收入可以显著降低全样本的相对养老脆弱性，并且对比预期多存活 5 年时的相对养老脆弱性的缓解作用更大，收入增加 1%，比预期多存活 5 年时，全样本相对养老脆弱性均降低 0.070%，比预期多存活 10 年时，全样本相对养老脆弱性均降低 0.032%，实际寿命越长，收入分摊到每期的消费越少，福利水平提高的幅度也越低。从年龄来看，年龄对相对养老脆弱性的影响与对绝对养老脆弱性的影响相似，均呈现 U 型关系。此外，人均净资产和参加养老保险对相对养老脆弱性无显著影响，增加人均净资产或参加养老保险并不能降低相对养老脆弱性下降的幅度，相对于小学及其以下学历，大专及其以上相对养老脆弱性却较高，已婚个体的相对养老脆弱性反而较高，健康状况的改善并未降低个体的相对养老脆弱性，这和绝对养老脆弱性的表现不一样，具体的原因还需要进一步分析。

从男性样本和女性样本来看，收入对男性相对养老脆弱性有显著影响，但对女性相对养老脆弱性没有显著性影响，可能是因为女性的预期寿命比较长，收入水平的提高带来的福利水平的提高幅度微乎其微。人均净资产和养老保险对男性和女性均没有显著影响，这和全样本一致。相对于未婚个体，同居、离异、丧偶、已婚个体的绝对养老脆弱性较高。健康状况对男性相对养老脆弱性无明显影响，而对女性而言，健康状况越好，相对养老脆弱性反而较大。

表 6：个体特征对相对养老脆弱性的影响

因变量：相对养老脆弱性(5年) 因变量：相对养老脆弱性(10年)

自变量	全样本 [1]	男性[2]	女性[3]	全样本 [4]	男性[5]	女性[6]
收入	-0.0701*** (0.0174)	-0.0429*** (0.0115)	-0.0056 (0.0157)	-0.0316*** (0.0104)	-0.0145*** (0.0039)	-0.0032 (0.0101)
年龄	-1.8651*** (0.0211)	-1.8290*** (0.0174)	-0.8058*** (0.0286)	-0.9525*** (0.0119)	-0.8743*** (0.0064)	-0.5305*** (0.0178)
年龄平方	0.0327*** (0.0002)	0.0327*** (0.0002)	0.0173*** (0.0003)	0.0238*** (0.0001)	0.0232*** (0.0001)	0.0165*** (0.0002)
性别	6.1284*** (0.0756)			6.9094*** (0.0532)		
人均净资产	0.0017 (0.0018)	0.0021* (0.0011)	-0.0005 (0.0015)	0.0001 (0.0011)	0.0005 (0.0004)	-0.0004 (0.0010)
新农保	0.0106 (0.0302)	0.0424* (0.0222)	0.0303 (0.0401)	-0.0070 (0.0186)	0.0129 (0.0084)	0.0198 (0.0259)
城居保	0.0038 (0.0497)	0.0289 (0.0326)	-0.0284 (0.0344)	-0.0081 (0.0318)	0.0114 (0.0116)	-0.0183 (0.0231)
城职保	-0.0147 (0.0343)	0.0282 (0.0238)	0.0085 (0.0288)	-0.0296 (0.0225)	0.0128 (0.0090)	0.0043 (0.0194)
高中与中专	-0.0774*** (0.0295)	-0.1339*** (0.0196)	-0.0278 (0.0248)	-0.0065 (0.0186)	-0.0357*** (0.0071)	-0.0140 (0.0161)
大专及以上	0.1584*** (0.0378)	-0.0006 (0.0247)	-0.0146 (0.0288)	0.1383*** (0.0252)	0.0093 (0.0096)	-0.0043 (0.0191)
同居/离异/ 丧偶	-0.1830 (0.1569)	0.7158*** (0.1160)	0.3180*** (0.0769)	-0.4455*** (0.1087)	0.2884*** (0.0468)	0.2197*** (0.0526)
初婚/再婚	0.4243*** (0.1217)	0.6890*** (0.1045)	0.3395*** (0.0711)	0.0100 (0.0871)	0.2845*** (0.0436)	0.2318*** (0.0495)
健康(不好)	-0.0308 (0.1883)	-0.0254 (0.1570)	0.3092*** (0.0650)	-0.0088 (0.0909)	-0.0065 (0.0481)	0.1971*** (0.0424)
健康(一般)	-0.0417 (0.1767)	-0.0004 (0.1514)	0.3231*** (0.0416)	-0.0257 (0.0827)	0.0013 (0.0463)	0.2012*** (0.0265)
健康(好)	-0.0418 (0.1753)	-0.0166 (0.1507)	0.3508*** (0.0342)	-0.0226 (0.0817)	-0.0065 (0.0461)	0.2220*** (0.0220)
健康(非常好)	-0.0465 (0.1755)	-0.0265 (0.1509)	0.3342*** (0.0366)	-0.0307 (0.0819)	-0.0146 (0.0461)	0.2096*** (0.0238)
常数项	45.3141** * (0.5191)	49.3357** * (0.4328)	28.2402** * (0.5621)	42.2412** * (0.3029)	46.3666** * (0.1607)	37.3223** * (0.3549)
R square	0.9894	0.9957	0.9964	0.9964	0.9995	0.9991
N	9435	8282	1153	9435	8282	1153

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

六、结论

本文基于期望效用理论构建了分析长寿风险导致的个体养老脆弱性的分析框架,并用CHIP2013的数据测度了个体的绝对养老脆弱性和相对养老脆弱性。根据养老脆弱性的测度结果,可以得到以下结论,首先,随着未预料到的实际寿命的延长,个体的养老脆弱性增加,相对于比预期寿命多存活5年,比预期寿命多存活10年时的人均绝对养老脆弱性增加35.89%,相对养老脆弱性增加54.94%;其次,随着年龄的增加,绝对养老脆弱性和相对养老脆弱性均呈上升的趋势,并且整体上男性的绝对养老脆弱性低于女性,相对养老脆弱性高于女性,长寿风险下男性福利的下降值较小,但下降幅度较大;然后,随着收入等级的提高,绝对养老脆弱性和相对养老脆弱性均呈下降的趋势,收入水平越高,养老脆弱性越小,收入等级为1-4时,随收入等级提高养老脆弱性下降的速度更快。

本文还分析个体特征对养老脆弱性的影响,实证结果表明,首先,家庭人均净资产和参加较高保障水平养老保险能够显著降低绝对养老脆弱性,但对相对养老脆弱性无显著影响;其次,教育水平、婚姻状况、健康状况均在不同程度上影响个体养老脆弱性,全样本来看,教育水平越高的个体养老脆弱性尤其是绝对养老脆弱性越低,已婚个体或有家室的个体养老脆弱性较高,健康状况越好的个体绝对养老脆弱性越低;最后,家庭人均净资产、养老保险、教育水平、婚姻状况、健康状况对男性个体和女性个体的影响存在差异。

为了保障晚年生活、缓解养老风险,居民应尽早做养老安排,除了参加养老保险外,还需要进行资产配置,如投资债券、基金等金融产品,还可以参与商业养老保险、养老理财、养老基金以及“以房养老”等养老金融业务,以提高养老保障水平,保证晚年生活能得到持续的现金收入,避免因长寿带来的财富短缺风险。

参考文献

- [1] Antolin, P., 2007, “Longevity Risk and Private Pensions”, *OECD Working Papers on Insurance & Private Pensions*.
- [2] Alwang, J. Siegel, P. B. Jorgensen, S. L., 2001, “Vulnerability: A View from Different Disciplines”, *Social Protection Discussion Paper Series*.
- [3] Bernheim, B. D. Forni, L. Gokhale, J. Kotlikoff, L. J., 2003, “The Mismatch between Life Insurance Holdings and Financial Vulnerabilities: Evidence from the Health and Retirement Study”, *American Economic Review*, 93(1): 354-365.
- [4] Chamon, M. Liu, K. Prasad, E., 2013, “Income uncertainty and household savings in China”, *Journal of Development Economics*, 105: 164-177.
- [5] Cocco, J. F. Gomes, F. J. Maenhout, P. J., 2005, “Consumption and portfolio choice over the life cycle”, *Review of Financial Studies*, 18(2): 491-533.

- [6] Einav, L. Finkelstein, A. Schrimpf, P., 2010, “The Welfare Cost of Asymmetric Information: Evidence from the U.K. Annuity Market” , *Econometrica*, 78(3): 1031-1092.
- [7] Jha, R. Dang, T. Tashrifov, Y., 2010, “Economic Vulnerability and Poverty in Tajikistan”, *Economic Change and Restructuring*, 43(2): 95-112.
- [8] Ligon E, Schechter L. Measuring Vulnerability[J]. *The Economic Journal*, 2003, 113(486): C95-C102.
- [9]Richard, M. Patrick, B. David, B., 2006, “Longevity Risk and Capital Markets” ,*The Journal of Risk and Insurance*, 73(4): 551-557.
- [10] Stallard, E., 2006, “Demographic Issues in Longevity Risk Analysis”, *The Journal of Risk and Insurance*, 73(4): 575-609.
- [11] Timmerman, P., 1981, *Vulnerability, Resilience and the collapse of society: A review of models and possible climatic applications*, Institute for Environmental Studies, University of Toronto.
- [12] 艾春荣、汪伟, 2008, 习惯偏好下的中国居民消费的过度敏感性——基于 1995~2005 年省际动态面板数据的分析, *数量经济技术经济研究*, 25(11): 98-114.
- [13]王力平, 2015, 基于长寿风险的金融产品创新研究, 天津财经大学.
- [14] 于长永、何剑, 2011, 脆弱性概念、分析框架与农民养老脆弱性分析, *农村经济*, (08): 88-91.
- [15] 于长永, 2018, 他们在担心什么?——脆弱性视角下农村老年人的养老风险与养老期望探究, *华中科技大学学报(社会科学版)*, 32(01):22-31.
- [16] 张冀、祝伟、王亚柯, 2016, 家庭经济脆弱性与风险规避, *经济研究*, 51(06): 157-171.

我国老年人正规护理选择意愿影响因素研究——基于 CLHLS 数据的实证分析

王静仪、王润¹

摘要:

随着我国老龄化规模的不断扩大与程度的不断加深,老年人对长期护理的需求日益旺盛。而我国由于人口结构发生变化,以前依靠家庭成员护理老年人的方式已经不能满足当今的护理需求,正规护理亟需推广。本文对 2014 年全国老年人口健康状况调查 (CLHLS) 所获取的截面数据进行 Logistic 回归分析,从基本信息、健康状况、社会经济地位、养老保险、医疗服务和社区服务供给六个方面考察各类因素对我国老年人正规护理选择意愿的影响大小和显著性程度,最终得到影响我国老年人正规护理选择意愿的影响因素。并从结论出发,提出政府应从增加供给、健全法律法规、提高护理能力等方面着力推进我国正规护理的发展。

关键词: 正规护理, 影响因素, 政策建议

一、引言

联合国发布的《人口老龄化及其社会经济后果》中指出,当一个国家或地区 65 岁及以上老年人口数量占总人口比例超过 7% 时,意味着这个国家或地区进入老龄化。根据这一标准,我国自 2002 年就已经进入老龄化社会。截至 2017 年,我国 65 周岁及以上人口数为 15831 万人,占总人口比例 11.4%。面对日渐加剧的老龄化人口格局,我国的养老问题显得越发严峻,也为老年人的护理问题带来了一系列困难与挑战。

¹王静仪,对外经济贸易大学保险学院硕士研究生。王润,对外经济贸易大学保险学院硕士研究生。

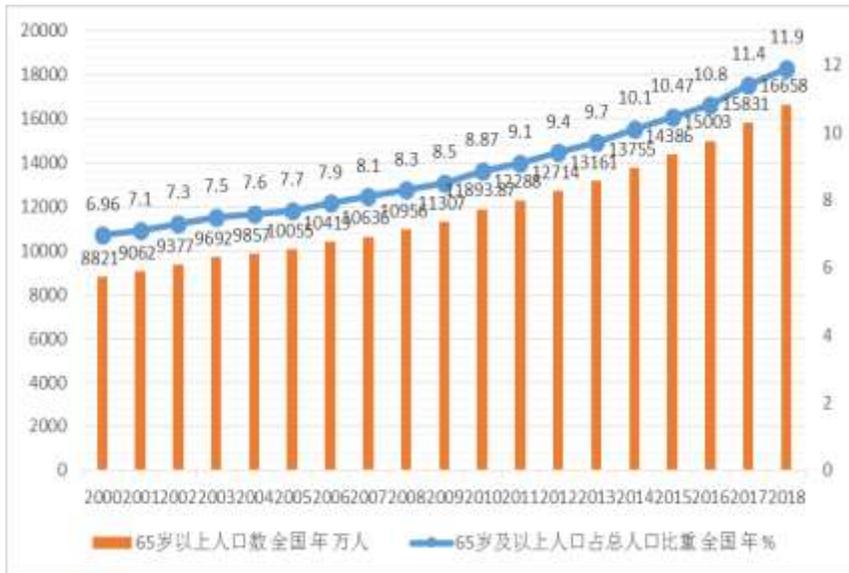


图 1：2000-2018 年中国 65 岁以上人口数量及比例

我国老年人的护理方式一直以非正规护理为主，即主要依靠儿子女儿、儿媳女婿、兄弟姐妹等亲人照料家中的老年人。上世纪六七十年代由于生活条件的改善，人口迅速增加，一个家庭中往往有多个孩子，这为非正规护理提供了条件。八十年代开始实施控制人口数量政策，一个城市家庭规定只能生育一到两个孩子。社会上逐渐形成了“4+2+1”和“4+2+2”的家庭结构，即一个家庭由四个老人两个中年人和一到两个孩子构成。这为非正规护理的实施带来了困难，因为无论从经济方面还是精力方面，家庭中唯一的年轻人都很难同时扶养六位老人。2016 年 10 月，《第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查成果》显示，老年人总体健康状况不佳，全国失能与半失能老年人口数量较大，大约 4063 万人，占老年人口的 18.3%。随着我国人口的持续增长和老龄化规模的不断扩大，失能和半失能以及其他失智、精神障碍者的人数还会进一步增加，空巢老人的增多与家庭结构的变迁，使得家庭提供养老护理保障的功能不断削弱，对于这类群体的长期护理，社会需求在不断增长，老年人的长期护理保障问题已从家庭问题转变为严峻的社会问题，我国所面临的“护理危机”迫在眉睫。

为改善老年护理模式，及时应对社会结构变化所带来的护理需求，长期护理保险制度在我国应运而生。2016 年，人力资源社会保障部办公厅印发《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》，在全国 15 个城市和两个重点省份启动长期护理保险制度试点，探索建立为长期失能人员的基本生活照料和与基本生活密切相关的医疗护理提供资金或服务保障的社会保险制度。2017 年 2 月 28 日，国务院颁布《“十三五”国家老龄事业发展和养老体系建设规划》，文中明确指出，要探索建立长

期护理保险制度。长期护理保险制度的主要作用是，当保险合同的被保险人在专门的护理机构接受专业护理人员的护理服务时，为被保险人提供资金或者服务的保障。该制度的建立能够减轻老年人家庭成员、尤其是子女的照料压力。然而，长期护理保险制度的实施还需要一定的前提条件。首先是正规护理机构和正规护理人员的供给。这一制度的推广必须以护理机构和人员供给充足为前提。其次是老年人对于正规护理的选择意愿问题。如果与正规护理相比，失能失智的老年人更倾向于选择由亲人照料生活起居，长期护理保险制度也难以在全国范围内实施推广。针对选择意愿问题，本文希望通过实证分析，找出影响我国老年人正规护理选择意愿的影响因素，从而找到正规护理的发展方向，助力我国长期护理保险制度的落地实施。

二、文献综述

国内外对老年人护理方式选择意愿的影响因素已经进行了一定的研究。所研究的影响因素多有重合，但结论并不完全一致。

从年龄角度出发，张文娟和魏蒙以安德森模型为分析框架，并引入社区变量，对老人的机构养老意愿及影响因素进行对比分析，认为年龄小、所在社区提供便捷的医疗卫生服务的老年人更倾向于正规护理。^[1]而韩丽利用全国老年人口健康状况调查研究 2008 年的截面数据，发现年龄越大的老年人，越倾向于正规护理；社区提供的上门看病、送药和提供保健知识这两类服务供给对养老方式选择的影响不显著。^[2]美国健康保险协会（HIAA）和 Stum 的研究分别显示，长期护理保险市场的个人年龄平均年龄为 67 岁，中位数为 49 岁，从一定层面上反映出越年长的人对于正规护理的需求越高，越倾向于购买长期护理保险。^[3, 4]

以性别作为对比时，姜向群、丁志宏和秦艳艳采用中国老龄科学研究中心 2006 年城乡老年人口状况追踪调查的数据开展相关分析，发现男性比女性更倾向于正规护理，有配偶老人比丧偶老人更愿意入住养老机构。^[5]而在姜向群和刘妮娜的研究结果中，性别和婚姻状况对护理方式选择的意愿影响并不显著。^[6]在 Stum, Stucki 和 HIAA 研究报告中，长期护理保险体系内女性与男性购买者的比例分别为 58% 和 42%。^[3, 4, 7]据 Jecker 和 Waidmann 阐述，性别成为长期护理保险影响因素的部分原因在于女性预期寿命较长，相比男性更加需要正规护理方式的保障。^[8, 9]

对健康状况进行分析时，陆杰华和张莉利用中国老年社会追踪调查 2014 年的数据进行分析，发现那些主观认为自身健康状况一般或不健康的老年人更倾向于选择正规护理。^[10]Stucki 和 Stum 也通过长期护理保险用户的健康状况比例印证了这一点，结果表明健康状况较差的人选择正规护理的倾向更高。^[3, 7]Patricia 和 Marlene 的研究佐证，有长期护理需求的人和由于长期护理容易引起高贫困风险的人将更容易接受长期护理保险。^[11]左冬梅、李树苗和宋璐利用 2006 年在安徽省巢湖地区进

行的“安徽省老年人生活福利状况”抽样调查数据，发现慢性病数而不是功能障碍的增加会提高老年人愿意入住养老院的可能性；抑郁程度越高的老年人愿意入住养老院的可能性越大。^[12]

而对于一些影响因素，学者们得的研究结论比较一致。在子女数量方面，陆杰华和张莉认为子女数量越少的老年人越倾向于正规护理模式。^[10]于凌云和廖楚晖也发现家庭中子女越多，机构养老意愿越低。^[13]在居住地方面，刘娜认为当前农村老年人仍然主要依靠家人照料。^[14]姜向群、丁志宏和秦艳艳也认为与农村相比，城镇老年人更倾向于选择正规护理。^[5]在经济状况方面，张文娟和魏蒙认为收入高的老年人更倾向于正规护理。^[1]姜向群和刘妮娜也认为经济状况越好，选择机构照料的可能性越高。^[6]

由于所选择的数据不同，采用的研究方法不同，不同的学者针对我国老年人养老意愿的影响因素的研究结论也不同。本文在综合以前文献的基础上，采用新的数据，全面系统地研究我国老年人正规护理选择意愿的影响因素。

三、数据变量与方法

（一）数据来源

本文数据来自 2014 年全国老年人口健康状况调查所得的截面数据。该项目于 1998 年正式启动，在 2000 年、2002 年、2005 年、2008 年和 2011 年分别进行了跟踪调查。项目数据覆盖了北京、天津、河北等 22 个省份或城市，全面地反映了我国老年人的社会经济和健康状况，被广泛地应用于各种研究领域。

为了系统研究我国老年人正规护理选择意愿的影响因素，我们将自变量分为了基本信息、健康状况、社会经济地位、养老保险、医疗服务和社区服务供给六大类，从这六个方面考察各类因素的影响大小和显著性程度。在剔除了缺失的数据和 65 岁以下的老年人样本之后，共剩余 6081 组有效样本数据。

（二）变量选取与定义

1. 因变量

本文研究的因变量是我国老年人对正规护理的选择意愿，具体分为选择正规护理和不选择正规护理。其中正规护理主要包括社会服务和保姆，非正规护理主要包括配偶、儿子、儿媳、女儿、女婿、未结婚的儿子女儿、孙子孙女、其他亲属和朋友邻居九种方式。本文将是否选择正规护理视为分类变量，正规护理赋值为 1，非正规护理赋值为 0。下表为因变量的描述性统计。

表 2：因变量描述性统计

因变量	变量赋值	频率	有效百分比 (%)	累计百分比 (%)
正规护理	1	1922	32.00	32.00
非正规护理	0	4159	68.00	100.00

合计	6081	100.00
----	------	--------

通过对因变量的描述性统计可知，截止 2014 年，我国老年人对护理方式的选择仍然以非正规护理为主，占比在六成以上。有超过三成的老年人选择正规护理。这说明正规护理在我国仍然有很大的发展空间。本文为了研究需要，已剔除无人提供护理服务的数据。

2. 自变量

通过借鉴以往的文献资料，本文选择基本信息、健康状况、社会经济地位、养老保险、医疗服务和社区服务供给六大类 19 个变量作为自变量，研究各个变量对我国老年人正规护理选择意愿的影响大小和显著性程度。变量定义与研究假设见下表。

表 3: 变量定义与研究假设

自变量	变量定义			研究假设
	变量名	变量类型	赋值与注释	
基本信息	年龄	非连续性数值变量	已剔除 65 岁以下的老人样本。	假设基本信息（年龄、性别、婚姻、居住地、单独居住与否、儿子数量）不同的老年人对正规护理的选择意愿不同
	性别	分类变量	0=女 1=男	
	婚姻状况	分类变量	0=已婚，但不与老伴住在一起&离婚&丧偶&从未结过婚 1=已婚，并与老伴住在一起	
	现居住地	分类变量	0=乡 1=城市和镇	
	单独居住与否	分类变量	0=单独居住 1=不单独居住，包括与家人住和住在养老院	
	生育儿子数	非连续性数值变量		
健康状况	身体健康状况自评	数值型连续变量	1—5 分自评；其中，1 为很好，5 为很不好。	假设健康状况不同的老年人对正规护理的选择意愿不同
			选择“无法回答”	

			的已作为缺失值处理	
社会经济地位	收入	数值变量	1=很富裕 2=比较富裕 3=一般 4=比较困难 5=很困难 未回答的样本已剔除。	假设不同社会经济地位的老年人对正规护理的选择意愿不同
	职业	分类变量	0=专业技术人员/医生/教师 1=行政管理 2=一般职员/服务人员/工人 3=自由职业者 4=农民 5=家务劳动 6=军人 7=家务劳动 其他样本数据或缺失值已剔除。	
	是否享受离退休待遇	分类变量	0=不享受离退休待遇 1=享受离退休待遇	
养老保险	是否参加了公共养老保险计划	分类变量	0=未参加公共养老保险计划 1=参加了公共养老保险计划	假设是否有养老保险影响老年人对正规护理的选择意愿
医疗服务	能否得到足够的医疗服务	分类变量	0=不能得到足够医疗服务 1=能够得到足够医疗服务	假设能否得到足够的医疗服务影响老年人对正规护理的选择意愿
社区服务供给	日常护理服务	分类变量	0=没有 1=有	假设社区服务供给能够影响老年人对正规护理的
	家访	分类变量	0=没有	

		1=有	选择意愿
心理咨询	分类变量	0=没有	
		1=有	
每日购物	分类变量	0=没有	
		1=有	
社交和娱乐活 动	分类变量,	0=没有	
		1=有	
健康教育	分类变量	0=没有	
		1=有	
邻里活动	分类变量	0=没有	
		1=有	

表 4：自变量描述性统计

自变量		极小值	极大值	均值	标准差
基本信息	年龄	65	117	85.642	10.343
	性别	0	1	0.458	0.498
	婚姻状况	0	1	0.378	0.485
	现居住地	0	1	0.153	0.36
	单独居住与否	0	1	0.822	0.383
	生育儿子数量	-1	99	3.693	11.621
健康状况	身体健康状况自评	1	5	2.67	0.863
社会经济地位	收入	1	8	3.002	0.805
	职业	0	9	3.664	1.32
	是否享受离退休待遇	0	1	0.221	0.415
养老保险	是否参加了公共养老保险计划	0	1	0.273	0.446
医疗服务	能否得到足够的医疗服务	0	1	0.956	0.205
社区服务供给	日常护理服务	0	1	0.074	0.262
	家访	0	1	0.361	0.48
	心理咨询	0	1	0.111	0.314
	每日购物	0	1	0.124	0.33
	社交和娱乐活动	0	1	0.208	0.406
	健康教育	0	1	0.419	0.493
	邻里活动	0	1	0.283	0.451

由自变量的描述性统计可知，在 2014 年全国老年人口健康状况调查中，调查对象的平均年龄为 85.64 岁，女性占比为 55.2%。有 37.8%的

老人有配偶且与配偶住在一起，有配偶但不与配偶住在一起、离婚、丧偶和从未结过婚的老年人占比 63.2%。有 15.3%的老年人住在城市与乡镇，84.7%的老年人住在农村。82.2%的老年人都与家人住在一起或者居住在养老院，只有 17.8%的老年人自己一个人生活。大约有一半的老年人健康状况自评介于一般和非常差之间。在受访的老年人中，只有 22.1% 享受离退休待遇。参加了公共养老保险计划的老年人占比 27.3%，超过九成的老年人都能得到足够的医疗服务。仅有一至四成的社区为老年人提供了家访、心理咨询、购物、社交和娱乐活动、健康教育等社区服务，提供日常护理服务的社区不到一成。

(三) 模型设定

本次回归选取的因变量是我国老年人对正规护理的选择意愿，是一个二分变量，即选择正规护理或非正规护理。对于此类变量，本文选取 Logistic 模型作为回归分析的工具，可以良好拟合并阐述个体的决策结果。

Logistic 概率函数的形式为：

$$P = \frac{\text{Exp}(Z)}{1 + \text{Exp}(Z)}$$

上式中 Z 是自变量 $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ 的线性组合：

$$Z = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + a_3X_3 + \dots + a_nX_n = a_0 + \sum_{i=1}^n a_iX_i$$

本模型中，老年人选择正规护理的概率为 $P(Y = 1)$ ，非正规护理的概率为 $1 - P(Y = 1)$ 。在 Logistic 回归分析中， P 的 Logit 变换为：

$$\text{Logit}P = \ln\left(\frac{P}{1 - P}\right) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_iX_i$$

即可得到概率函数与自变量之间的函数关系式。当老年人更倾向于选择正规护理时，因变量赋值为 1；选择非正规护理时，因变量赋值为 0。基本信息、健康状况、社会经济地位、养老保险、医疗服务和社区服务供给六大类 19 个解释变量构成线性组合 Z 。

四、回归结果与分析

本文以我国老年人对正规护理的选择意愿作为因变量构建 Logistic 回归模型，利用 Stata12.0 进行回归分析，结果如下：

表 5 我国老年人对正规护理选择意愿的 Logistic 模型回归

自变量		回归系数	标准误	P 值
基本信息	年龄	0.0164	-0.00328	0.000***
	性别	0.0458	-0.0648	0.480
	婚姻状况	-0.117	-0.0776	0.133
	现居住地	-1.429	-0.118	0.000***
	单独居住与否	-0.138	-0.0808	0.088
	生育儿子数量	-0.00673	-0.00288	0.020**
健康状况	身体健康状况自评	-0.13	-0.0358	0.000***
社会经济地位	收入	0.0625	-0.0379	0.099
	职业	0.0059	-0.0283	0.835
	是否享受离退休待遇	-0.143	-0.092	0.121
养老保险	是否参加了公共养老保险计划	-1.204	-0.0765	0.000***
医疗服务	能否得到足够的医疗服务	0.324	-0.151	0.031**
社区服务供给	日常护理服务	0.199	-0.144	0.166
	家访	0.545	-0.0702	0.000***
	心理咨询	-0.196	-0.125	0.000***
	每日购物	0.995	-0.101	0.000***
	社交和娱乐活动	-0.43	-0.0981	0.000***
	健康教育	-0.326	-0.0742	0.000***
	邻里活动	-0.308	-0.0821	0.000***

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。

由回归结果可知，总体而言，年龄、现居住地、身体健康状况、是否参加了公共养老保险计划，社区是否进行家访、是否帮助购物、是否进行健康教育、是否举行娱乐活动和邻里活动在 0.01 水平显著影响二分变量“老年人是否选择正规护理”；生育儿子数量、能否得到足够的医疗服务在 0.05 水平显著影响二分变量“老年人是否选择正规护理”。

（一）家庭特征层面的影响

在基本信息中，年龄、现居住地和生育儿子数量对老年人的正规护理选择意愿影响较显著。年龄越大，越倾向于选择非正规护理。这可能是因为年龄越大，思想越保守，血缘亲族的思想越浓厚，对养老服务机

构的接受能力差，越倾向于选择自己比较信得过的护理人员照料自己的起居生活。相比较于农村，城镇的老年人更倾向于选择正规护理。这一结果符合常识，首先，城镇的养老服务机构更多，为老年人选择正规护理提供了条件；其次，与农村相比，城镇的老年人的收入水平更高，更能负担正规护理所需的费用。生育且成年的儿子数量越多，越倾向于选择正规护理，这与传统的“养儿防老”观念相悖。可能的解释是儿子数量越多，老年人的日常经济来源越广，越能负担得起正规护理所需的费用。同时儿子相比较于女儿在父母的日常护理方面缺乏耐心与经验，因此也更愿意将老年人托付到专业护理机构。这一因素的回归系数比较小，说明儿子数对正规护理选择意愿的正向影响程度并不大。性别、婚姻状况和是否单独居住对老年人正规护理的选择意愿影响不显著。

（二）个体特征层面的影响

在健康状况中，健康状况对老年人的正规护理选择意愿影响较显著。身体健康状况自评越差的老年人越倾向于选择正规护理。合理的解释是健康状况越差的老人，自身机能下降越严重，越需要护理水平高的专业护理人员照料日常生活。

在社会经济地位中，收入、职业以及是否享受离退休待遇对老年人正规护理的选择意愿影响均不显著。

（三）社会福利层面的影响

是否参加了公共养老保险计划对老年人的正规护理选择意愿影响较显著。参加了养老保险的老年人更倾向于选择正规护理。可能的解释是养老保险为老年人的生活提供了保障，减轻了老年人的生活负担，使他们有能力负担正规护理的费用。

医疗服务对老年人正规护理选择意愿的影响也较显著。能够得到足够医疗服务的老年人更倾向于选择非正规护理。这可能是因为对于那些医疗服务能够满足需求的老年人，他们的身体健康状况还没有达到无法自理的程度，因此对护理水平较高的正规护理方式的需求没有那么强烈。

在社区服务供给方面，社区是否进行家访、是否进行心理咨询、是否帮助购物、是否进行健康教育、是否举行娱乐活动和邻里活动对老年人的正规护理选择意愿影响较显著。在进行心理咨询和健康教育、举办娱乐活动和邻里活动的社区生活的老年人更倾向于选择正规护理，这可能是因为社区的这些服务满足了老年人的生活需求，增强了他们对正规护理的接受能力。与此相反，在进行家访和帮助购物的社区生活的老年人更倾向于选择非正规护理，这可能是因为这类服务没有满足老年人的需求。而社区是否提供日常护理服务对老年人正规护理选择意愿的影响不显著。

五、结论与建议

本次实证分析得出的结论与以往针对这一主题采用 CLHLS 数据的研究结论在某些方面存在差异，可能的原因是本次实证分析采用的是 2014 年的数据，与多年前的调查结果相比，很多数据进行了更新，调查结果发生了变化，从而会出现结论上的差异。

本文研究得出的结论是居住在城镇、儿子数量越多、身体健康状况自评越差、参加了养老保险、所在社区进行健康教育、举行娱乐活动和邻里活动的老年人更倾向于选择正规护理；年龄越大、得到的医疗服务越能满足需求、在进行家访和帮助购物的社区生活的老年人更倾向于选择非正规护理。

通过对以上结论进行归纳，可以发现，影响老年人正规护理选择意愿的因素可以分为外部和内部两大类。外部因素包括养老服务机构供给（居住在城镇或农村）和正规护理能否满足老年人的需求（社区服务供给）；内部因素包括老年人的离退休后的经济状况（儿子数量、是否参加了养老保险）、老年人的健康状况（健康状况自评、能否得到足够的医疗服务）以及老年人对正规护理的接受度（年龄）。

鉴于得出的结论，本文提出以下建议：

从国家层面来说，我国应当进一步扩大基本养老保险覆盖范围，加大对基本养老保险的补贴，降低基本养老保险进入门槛，力求做到“全民参保”，为老年人的基本生活提供切实的保障。政府应当对社会养老服务机构实施优惠政策，激励更多企业加入到养老服务产业中来，增加养老服务的供给。尽快出台与长期护理相关的法律法规，保障老年护理市场各相关主体的合法权益。

对于现有的养老服务机构，应当关注老年人的健康状况，定期为老人们进行体检，开展健康知识的讲座。定期对专业护理人员进行培训，专注于提高对老年人的专业护理能力。在提高护理能力的同时，举办多种有益于身心健康的活动，满足当代老年人生活的多样化需求。同时尊重老年人的个人隐私，为机构内老年人的个人生活留出空间。各个区委、村委会等基层组织应当加大对正规护理的宣传力度，力求消除当代老年人对养老服务机构的成见，加快转变老年人的对正规护理的认知。

参考文献

- [1]张文娟，魏蒙，2014，城市老年人的机构养老意愿及影响因素研究——以北京市西城区为例，人口与经济，06，22-34。
- [2]韩丽，2015，中国老年人护理方式选择的影响因素研究——来自CLHLS数据的实证，社会保障研究，01，45-51。
- [3]STUM M S,2001,Financing long-term care: Examining decision outcomes and systemic influences from the perspective of family members,*Journal of Family and Economic Issues*,22,1,25-53.

- [4]HIAA,2001,Who buys long-term care insurance?
- [5]姜向群, 丁志宏, 秦艳艳, 2011, 影响我国养老机构发展的多因素分析, 人口与经济, 04, 58-63。
- [6]姜向群, 刘妮娜, 2014, 老年人长期照料模式选择的影响因素研究, 人口学刊, 36, 01, 16-23。
- [7]STUCKI B,2001,Making the retirement connection: The growing importance of long term care insurance in retirement planning,*Washington, DC: American Council of Life Insurers.*
- [8]JECKER N S,2001,Aging: Caring for our elders,Springer,19-28.
- [9]WAIDMANN T A, THOMAS S,2003,Estimates of the risk of long-term care: Assisted living and nursing home facilities,Office of Disability, Aging, and Long-Term Care Policy, US Department of Health and Human Services.
- [10]陆杰华, 张莉, 2018, 中国老年人的照料需求模式及其影响因素研究——基于中国老年社会追踪调查数据的验证, 人口学刊, 40, 02, 22-33。
- [11]SCHABER P L, STUM M S,2007,Factors impacting group long-term care insurance enrollment decisions,*Journal of Family and Economic Issues*,28,2,189-205.
- [12]左冬梅, 李树茁, 宋璐, 2011, 中国农村老年人养老院居住意愿的影响因素研究, 人口学刊, 01, 24-31。
- [13]于凌云, 廖楚晖, 2015, 养老金待遇差别与机构养老意愿研究——基于城乡调查样本的实证分析, 财贸经济, 06, 151-161。
- [14]张娜, 2018, 农村老年人日常生活家庭照料与社会照料关系研究——基于多层回归模型的分析, 中国农业大学学报(社会科学版), 35, 06, 115-122。

新农保对不同收入老年人劳动力供给的影响

吴海青¹

摘要：

本文采用 PSM-DID 方法，研究新农保对农村老年人劳动力供给时间的影响。本文主要在两个方面进行了创新：一是考虑到新农保对劳动力供给影响存在一定的传导周期，加入了对滞后期影响的分析；二是在研究总体样本的基础上，加入了对不同收入分样本的异质性研究。回归结果表明，新农保对农村老年人当期劳动力供给没有显著影响，但会显著减少滞后期劳动力供给时间；同时随着家庭收入水平的提高，新农保对劳动力供给的影响逐渐增大。这两个主要结论在改变匹配方法和收入划分方法的情况下依然成立，因此具有稳健性。基于这一研究结论，政府在制定和完善新农保政策时，应该将其对农村劳动力市场的扭曲考虑在内，尽可能权衡福利性和效率性，制定更加科学和高效的政策标准；更应该加快转变农村经济发展方式，提升农村劳动力的人力资本水平。同时，对不同收入群体劳动力供给影响的不同结果，并不意味着只有高收入群体才能从新农保中获益。新农保对不同收入阶层农村居民福利影响的差异应该从更全面的角度（劳动力供给、消费、储蓄、教育等）进行分析。

关键词：新农保，收入，老年人，劳动力供给，滞后期

一、引言

老龄化已经成为当今世界不可避免的趋势。从 1960 年到 2016 年这五十余年间，世界人口中 65 岁及以上人口所占比例从 5% 上升到了 8.5%（见图 1）。随着老年人口比例的不断上升，其劳动力供给决策在社会和经济发展中的作用也越来越重要。要想充分激发老年人口的劳动供给积极性，就必须首先明确影响老年人劳动力供给的各项因素及其影响机

¹ 吴海青，北京大学经济学院风险管理与保险系博士研究生。

制，然后采取恰当的措施进行激励。在众多复杂的影响因素中，社会养老保险是最重要的因素之一。社会养老保险会在老年人达到一定条件（比如达到规定年龄、满足工作年限和缴费年限限制等）之后，支付给老年人养老金。从生命周期角度看，这意味着整个生命周期内收入的提升，从而会改变个体的消费、储蓄和劳动力供给决策。社会养老保险对消费和储蓄的影响已经得到了理论和实证方面的充分验证，而其对老年人劳动力供给的影响由 Feldstein（1974）在其拓展的生命周期模型中提出。并在 20 世纪 70 年代以后得到了大量经济学家的研究和论证（Feldstein, 1974; Boskin & Hurd, 1978; Blinder, 1980; Gruber & Wise, 1998; Giles et al. 等）。大多数研究结论认为，社会养老保险会使老年人减少劳动力供给。

中国是世界上发展速度最快的国家之一，同时也是老龄化问题严重的国家之一。从图1我们可以看到，中国人口中65岁及以上人口所占比例增长速度比世界总体增长速度还要快。从1960年到2016年，中国65岁及以上人口比例从不到4%上升到了超过10%，中国目前已经进入老龄化社会。因此，研究中国背景下老年人的劳动力供给特征及其影响因素具有重要意义。同时，面对不可避免的老龄化趋势以及日益严峻的养老保险资金形势，与世界上许多国家一样，中国正在对养老保险制度进行改革。研究中国社会养老保险对老年人劳动力供给的影响，不仅能够为老年人劳动力供给提供更加恰当的激励，也能够为中国的养老保险制度改革提供启示，为更加高效准确的改革措施提供借鉴。

目前，中国人口中有40%¹以上的农业人口，针对农村人口的新型农村养老保险制度（以下简称“新农保”）虽然发展较晚，但对于缺乏社会保障的农村老年人来说具有重要意义。新农保是否对农村老年人劳动力供给行为产生了显著影响？这一影响呈现出怎样的特征？这是本文要研究的主要问题。事实上，针对新农保对农村老年人劳动力供给的影响，已经有很多国内外文献进行了研究，其结论各不相同。相对已有研究，本文在以下两个方面进行了拓展和创新：首先，本文在研究新农保对农村老年人劳动供给整体影响的基础上，加入了对不同收入水平老年人的异质性研究，目前针对中国城乡收入差距问题的研究已经较为深入，但农村居民内部的收入差距问题也日益严峻，应该得到更多的重视，从社会养老保险对老年人劳动供给的角度来探究农村的收入差距问题，是前人研究中所缺乏的；其次，本文在研究当期影响的基础上，加入了对滞后期影响的研究，目前绝大多数已有文献研究的是社会养老保险对当期老年人劳动力供给的影响，但是由于养老保险收入到劳动力供给存在一定的传导周期，因此研究更加长期的滞后期影响会更加准确，本文对社会养老保险的当期和滞后期影响都进行了实证分析，得到了更加全面的结论。

¹ 数据来源：中国国家统计局官方网站

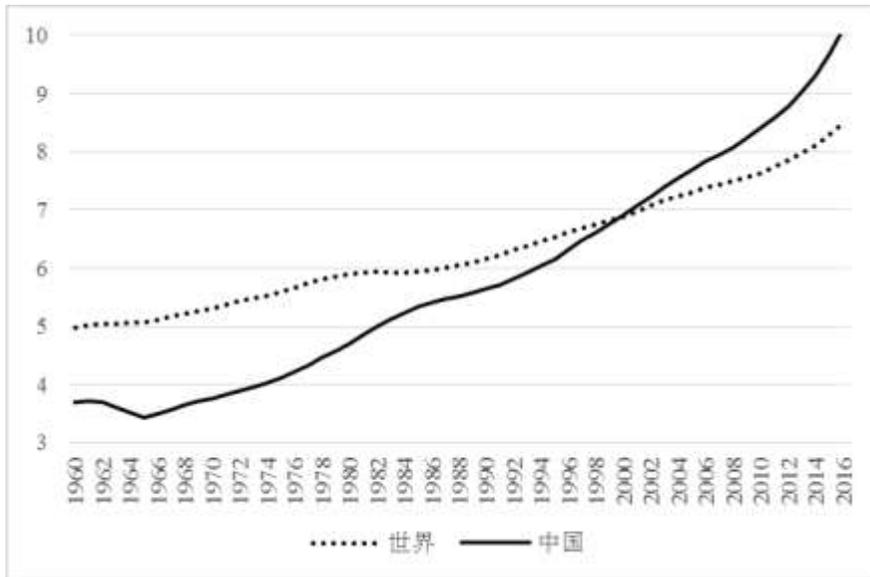


图1 世界（中国）人口中65岁及以上人口占比（1960-2016）

数据来源：世界银行数据库

二、文献综述

关于养老保险对老年人劳动力供给的影响，从20世纪70年代起，国内外学者就在理论和实证方面进行了大量研究。在理论方面，Feldstein (1974) 最早在其拓展的生命周期模型中提出了社会养老保险会对老年人退休决策产生影响，但并没有指出这种影响是正向还是负向。在Feldstein模型的基础上，Kotlikoff (1979) 和 Blinder et al. (1978) 等建立了一个将退休决策内生化的生命周期模型。在个体寿命长度固定、完善的资本市场（没有借贷限制）、精算公平的养老金收入等较强假设下，这一模型的结论认为社会养老保险只会一比一地对储蓄进行替代，不会影响退休决策。随后，Crawford & Lilien (1981) 在其研究中将假设一一放松，构建了更为复杂、也更具有解释力度的模型，来解释社会养老保险与退休决策之间的关系。他们的模型在理论上证明了社会养老保险会对退休决策产生影响，不仅为Feldstein (1974) 的判断提供了模型支撑，更为后续理论和实证研究奠定了基础。Gustman & Steinmeier (1986)、Rust & Phelan (1997) 等又在模型中加入了更多复杂变量，使得模型更加符合现实，最终结论均证明社会养老保险会对老年人劳动力供给行为产生影响。在实证方面，大部分已有研究都支持社会养老保险会使老年人减少劳动力供给，比如 Boskin (1977)、Quinn (1977)、Boskin & Hurd (1978, 1984)、Gruber & Wise (1998)、Gustman & Steinmeier (2005)、Mastrobuoni (2009)、Giles et al (2011) 等。这些研究所使用的数据涵盖了美国、德国、澳大利亚、西班牙以及中国等多个国家和地区，其结论具有普遍适用性。

国内有关社会养老保险对老年人劳动力供给影响的研究大部分为实证研究。程杰（2014）利用四川省成都市农村住户抽样调查数据，研究了社会养老保险对农村老年人劳动力供给（包括劳动参与率和劳动供给时间）的影响，最终结论表明社会养老保险降低了农村老年人劳动参与率和劳动供给时间。除此之外，国内大部分研究都采用了 CHARLS 数据作为研究样本来源，并将新农保作为主要的研究对象，但这些研究并没有形成一致的结论。比如张川川等（2014）认为“新农保”在一定程度上减少了老年人的劳动供给；解垚（2015）认为“新农保”这种补助强度不大的外部干预政策并没有在短期内对老年人劳动供给和福利产生影响；周云波和曹荣荣（2017）则认为，虽然新农保不会对农村老年人劳动力供给产生显著影响，但对 60 岁及以上和 60 岁以下的老年人劳动力供给影响具有异质性。在研究方法方面，为了解决数据的内生性问题，国内部分研究采用了断点回归(RD)(Giles et al., 2011；鲁靖和秦杰，2018)、双重差分(DID)(Giles et al., 2011)、双重差分倾向得分匹配(PSM-DID)(周云波和曹荣荣，2017)等方法，相对传统的 OLG 方法，得到了相对更加准确的结论。本文将借鉴这些研究，采用 PSM-DID 方法进行实证分析。

总体来看，目前国内针对新农保对老年人劳动力供给影响的研究虽然数量较多，但仍存在一些问题。首先，目前的研究大多较为宽泛，虽然有部分研究加入了对不同年龄段老年人影响异质性的研究（周云波和曹荣荣，2017），但对不同收入水平、不同工作性质、不同家庭结构老年人的影响异质性研究仍然匮乏；其次，现有研究均只关注了新农保对老年人劳动力供给的当期影响，缺乏对较长期滞后影响的研究，参加新农保与改变自身劳动力供给决策之间具有一定的传导周期，因此，当期影响系数不显著并不能说明新农保对劳动力供给的影响不显著，需要进一步对滞后期影响进行分析，才能对新农保的影响机制进行较为全面的理解。本文在研究过程中重点关注了这两个尚未解决的问题，在异质性研究方面将重点放在了收入异质性上，在研究整体样本的基础上，对不同收入水平的样本进行了对比研究；同时在原有当期影响研究的基础上，加入了对滞后期影响的分析。

三、研究方法和数据

（一）研究方法设计

本文研究的主要问题是新农保对农村老年人劳动力供给的影响。新农保于 2009 年开始试点，2012 年 9 月开始在全国推广，到 2013 年基本实现全部县级地区的覆盖。也就是说，2012 年是新农保覆盖的过渡期。从 2011 年到 2013 年，有很大一部分农村居民的新农保参保状态从无到有，这就为研究新农保的影响提供了一个良好的准自然实验，可以采用双重差分(DID)方法进行分析。将样本分为实验组和对照组，实验组的定义为：2011 年没有参加新农保，2013 年参加了新农保的农村老年人；对照组的定义为：2011 年和 2013 年均没有参加新农保的农村老年人。

通过对比实验组和对照组人群 2013 年相对 2011 年劳动力供给的变化，可以得到参加新农保对农村老年人劳动力供给的影响。具体模型设定为：

$$\text{新农保的影响} = (\text{实验组劳动力供给}_{2013} - \text{实验组劳动力供给}_{2011}) \\ - (\text{对照组劳动力供给}_{2013} - \text{对照组劳动力供给}_{2011})$$

但是，双重差分（DID）方法的运用需要具备一定的前提条件，即实验组和对照组需要具有共同趋势，在没有新农保介入的情况下，实验组和对照组从 2011 年到 2013 年的劳动力供给变化应该是相同的。这一条件在本文的研究背景下很难实现。选择在 2012 年的扩面中参加新农保的实验组和选择不参加新农保的对照组，本身在收入、家庭结构和劳动力供给行为方面就存在一定的系统性差异，因此无法保证其满足共同趋势假设。

为了解决这一问题，本文采用了双重差分倾向得分匹配法（Propensity Score Matching-Difference-in-Difference，以下简称 PSM-DID）来进一步对研究进行优化。PSM-DID 方法的基本原理是在进行双重差分（DID）之前，先对样本数据进行倾向得分匹配（PSM），即通过可观测变量，为每一个实验组个体匹配一个倾向得分相同的对照组个体（倾向得分相同是指通过 logit 回归得到的参加新农保的概率相同）。这样匹配得到的对照组与实验组个体除了由某些随机原因造成的参保状态不同以外，其他特征变量是相似的，可以认为具有共同趋势，满足了进行下一步双重差分（DID）的条件。PSM-DID 方法目前被广泛应用于公共政策分析中，是解决样本内生性的较为有效的方法。在有关新农保对老年人劳动力供给的研究中，周云波和曹荣荣（2017）也采用了这一方法来进行研究。

（二）数据来源及样本选择

本文所使用的的数据样本来源于中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Survey，以下简称 CHARLS）。CHARLS 的样本群体为 45 岁及以上老年人，基线调查开始于 2011 年，每两年追踪一次，目前数据更新到 2015 年，包含三轮较为完整的面板数据，覆盖 150 个县级单位，450 个村级单位，约 1 万户家庭中的 1.7 万人，包含了研究中国老龄化问题所需要的高质量微观数据。且 CHARLS 的数据调查时间恰好覆盖了本文研究所需要的新农保扩面前后的数据，即 2011 年、2013 和 2015 年，对研究本文问题来说非常适用。

本文使用了 CHARLS2011、2013、2015 年三年的数据，并选用在三年内均有观测值的样本，形成三年期平衡面板。之所以加入 2015 年的数据，是因为本文除了研究参加新农保后的当期影响，也希望进一步分析滞后期影响，因此要对 2015 年的劳动力供给进行进一步分析和对比。为了减少样本异质性带来的内生性问题，本文只选用了具有农村户口的样本，将城市户口样本删除。同时只保留了在 2011 年没有参加任何社会养老保险，且在 2013 年除新农保外，没有参加任何其他社会养老保险的样本。

这一选择的目的是剔除其他社会养老保险带来的干扰。最终，本文选择的实验组样本特征为：具有农村户口，在 2011 年没有参加任何社会养老保险，在 2013 年参加了新农保但没有参加其他社会养老保险；对照组样本特征为：具有农村户口，在 2011 年和 2013 年均没有参加任何社会养老保险。最后，实验组包含的样本数量为 6762，对照组包含的样本数量为 2728。

（三）变量及其描述性统计

1. 被解释变量。本文的被解释变量是农村老年人的劳动力供给变量。根据以往文献的研究方法（程杰，2014），劳动力供给变量包括两个方面，一是劳动供给时间（连续变量），二是是否参与到劳动力市场（虚拟变量）。但是由于农村老年人没有退休年龄限制，一般会一直工作到没有工作能力为止，因此在研究农村老年人劳动供给问题时，其是否参与劳动力市场的决策对新农保这一数额较低的养老保险政策并不敏感。因此，本文主要研究新农保对农村老年人劳动供给时间这一连续变量的影响，并选取老年人每年参加工作的时间（*work_hours*）作为变量的衡量。变量主要根据 CHARLS 问卷中针对各种性质工作的问题计算得出，年工作时间越长，代表劳动供给越多。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量是新农保参保状态（*pen_newrural*），即在 2012 年扩面过程中是否参加了新农保，是一个虚拟变量。若受访者 2011 年没有参加新农保，2013 年参加了新农保，则 *pen_newrural* 赋值为 1；若受访者 2011 年和 2013 年均没有参加新农保，则 *pen_newrural* 赋值为 0。

3. 控制变量。本文的控制变量借鉴了以往研究此问题的相关文献，结合农村人口和家庭特征，包括个人基本特征变量（年龄 *age*、性别 *male*、受教育水平 *education*、健康状况 *health*）、家庭特征变量（土地数量 *land_mu*、家庭存款 *deposit*、家庭食品支出 *eat_exp*）、家庭关系变量（子女数目 *childnum*、父母与不满 16 岁孙子女数目 *dependents*、子女给予的经济转移 *support*、给予子女的经济转移 *given*）等。

以所选样本为基础，各变量的描述性统计如表 1 所示：

表 1 变量描述性统计

变量	变量定义	均值		
		2011	2013	2015
被解释变量 <i>work_hours</i>	年参加工作时间（小时）	1534.15	1392.61	1343.34
核心解释变量 <i>pen_newrural</i>	是否在 2012 年扩面中加入了新农保（虚拟变量）	0.26	0.74	0.74
个人基本特征变量 <i>age</i>	年龄	58.55	59.82	61.71
<i>male</i>	性别（虚拟变量，男性赋	0.46	0.45	0.45

		值为 1, 女性赋值为 0)			
	<i>education</i>	受教育水平 (虚拟变量, 1 代表没有受过正规教育, 2 代表高中以下学历, 3 代表高中以上学历)	1.67	1.68	1.69
	<i>health</i>	健康状况 (虚拟变量, 1 代表健康状况优秀, 2 代表健康状况良好, 3 代表健康状况差)	2.105	2.107	2.107
	<i>land_mu</i>	土地数量 (亩)	8.98	8.48	10.47
家庭特征变量	<i>deposit</i>	家庭存款数量 (万元)	0.22	0.46	0.62
	<i>eat_exp</i>	家庭食品支出	0.91	1.09	1.20
	<i>childnum</i>	子女数目	2.72	2.89	2.77
	<i>dependents</i>	父母与不满 16 岁孙子女数目	2.89	3.01	3.00
家庭关系变量	<i>support</i>	子女给予的经济转移 (万元)	0.11	0.29	0.53
	<i>given</i>	给予子女的经济转移 (万元)	0.05	0.13	0.36

四、实证检验

使用 PSM-DID 方法进行实证检验的过程分为两步: 首先根据可观测变量对实验组进行倾向得分匹配, 即通过 logit 回归得到与实验组概率相同的对照组样本; 然后利用匹配得到的实验组和对照组进行双重差分。两部分的具体分析过程如下:

(一) 倾向得分匹配

倾向得分匹配的目的在于得到参加新农保概率相同的两组样本, 因此需要计算个体参加新农保的概率, 目前公认的方法是进行 logit 回归。具体回归方程为:

$$P = \Pr(\text{pen_newrural} = 1) = \Phi(X_i)$$

其中 Φ 代表正态累积分布函数, X_i 代表影响新农保参保概率的可观测协变量。logit 回归所选用的可观测协变量应该满足两个条件: 既影响 logit 回归结果——个体参加新农保的概率, 又影响后续双重差分回归结果——劳动供给时间。本文选用了第四部分中提到的控制变量 (个

人基本特征变量、家庭特征变量、家庭关系变量)作为 logit 回归的协变量,尽可能全面的反映了新农保参保概率的影响因素。

关于倾向得分匹配的匹配方法,有 k 近邻匹配(k 为正整数)、半径匹配(卡尺匹配)、核匹配等多种选择,本文选用核匹配作为最终的匹配方法。检验匹配结果是否有效的最主要标准是考察其是否较好地平衡了数据,即匹配后的变量在实验组和对照组之间是否存在显著差异。理想的匹配结果是各个协变量在实验组和对照组中均不存在显著性差异。表 2 和表 3 分别显示了利用协变量进行核匹配的总样本和分样本结果。

1. 总样本倾向得分匹配结果

表 2 总样本倾向得分匹配平衡性检验结果

变量名	回归 1		回归 2		回归 3	
	t	P> t	t	P> t	t	P> t
<i>age</i>	2.84	0.005***	3.07	0.002***	3.02	0.003***
<i>male</i>	0.03	0.976	0.65	0.518	1.14	0.253
<i>education</i> _ <i>dummy1</i>	-0.45	0.652	0.23	0.816	0.19	0.852
个人特征 变量 <i>education</i> _ <i>dummy2</i>	0.83	0.409	0.22	0.829	0.44	0.658
<i>health</i> _ <i>dummy1</i>	0.02	0.982	0.66	0.507	9.45	0.656
<i>health</i> _ <i>dummy2</i>	-0.29	0.775	-0.65	0.517	-0.59	0.555
<i>land_mu</i>			-0.11	0.914	-0.00	0.998
家庭特征 变量 <i>deposit</i>			0.68	0.495	0.35	0.724
<i>eat_exp</i>			-0.57	0.572	-0.63	0.526
<i>childnum</i>					1.09	0.277
家庭关系 变量 <i>dependents</i>					0.57	0.570

<i>support</i>	-0.77	0.443
<i>given</i>	-0.54	0.586

从表 2 结果可以看到，当只有个人特征变量加入时，实验组和对照组之间的平衡性已经比较理想（除年龄变量外，其他变量均实现平衡）。随着变量的逐渐增加，变量在实验组和对照组中的平衡性得到保持。最终在所有协变量加入以后，除了年龄变量以外，其他变量的 t 检验结果均不拒绝实验组和对照组无系统性差异的原假设，变量均实现了平衡。而年龄变量虽然没有达到平衡状态，但是由于其是最基础的个人特征变量之一，且在后续分样本分析中实现了平衡（见表 3），因此将其保留。

2. 分样本（不同收入样本）倾向得分匹配结果

表 3 分样本倾向得分匹配平衡性检验结果

变量名	分样本 1		分样本 2		分样本 3	
	t	P> t	t	P> t	t	P> t
<i>age</i>	2.51	0.012**	0.87	0.387	0.61	0.545
<i>male</i>	1.04	0.298	0.66	0.509	-0.32	0.746
<i>education</i> _ <i>dummy1</i>	0.04	0.965	0.59	0.557	-0.23	0.816
个人特征 变量 <i>education</i> _ <i>dummy2</i>	0.02	0.983	0.39	0.699	-0.42	0.676
<i>health</i> _ <i>dummy1</i>	0.34	0.731	-0.29	0.768	0.37	0.710
<i>health</i> _ <i>dummy2</i>	-0.29	0.771	0.33	0.740	-0.65	0.517
<i>land_mu</i>	0.37	0.714	0.47	0.636	0.90	0.368
家庭特征 变量 <i>deposit</i>	0.27	0.784	0.31	0.756	-0.83	0.410
<i>eat_exp</i>	-0.68	0.497	-0.85	0.397	1.10	0.270

家庭关系 变量	<i>childnum</i>	0.76	0.445	0.48	0.633	0.31	0.756
		0.05	0.958	-0.11	0.913	1.92	0.056*
	<i>dependents</i>						
	<i>support</i>	-0.74	0.461	-0.86	0.389	-0.09	0.927
	<i>given</i>	-0.40	0.689	0.93	0.354	-0.22	0.826
		2.51	0.012**	0.87	0.387	0.61	0.545

注：分样本 1 包括家庭总收入收入不高于 10,000 元（包括 10,000 元）的样本；分样本 2 包括家庭总收入高于 10,000 元、不低于 51,000 元（包括 51,000 元）的样本；分样本 3 包括家庭总收入高于 51,000 元的样本。

在研究新农保对整体样本劳动力供给影响的基础上，本文加入了对不同收入群体的异质性研究，因此将总样本划分三个分样本：家庭总收入收入不高于 10,000 元（包括 10,000 元）的分样本 1，家庭总收入高于 10,000 元、不低于 51,000 元（包括 51,000 元）的分样本 2，以及家庭总收入高于 51,000 元的分样本 3。其中，10,000 元、51,000 元分别为样本家庭总收入的 50%分位数和 90%分位数。表 3 显示了加入所有协变量后的分样本倾向得分匹配结果。

从表 3 结果可以看到，各分样本的变量平衡性较好，在分样本 2 和分样本 3 中，总样本中存在的年龄变量平衡性问题得到解决。最终，只有分样本 1 中的年龄变量 *age*、给予子女的经济转移变量 *given*，以及分样本 3 中的子女数目变量 *childnum* 没有实现平衡（在 5%和 10%显著性水平下存在差异），且没有变量在 1%水平上具有显著性差异。

综合表 2 和表 3 的结果，本文所选用的协变量和匹配方法适用于该问题的研究，通过匹配得到的实验组和对照组样本在各个变量上基本实现平衡。也就是说，除了是否参加新农保这一特征以外，通过匹配得到的实验组和对照组样本在其他方面不具有显著性差异，因此可以认为两者具有共同趋势，能够进行后续的双重差分回归。

（二）双重差分

1. 2011 年与 2013 年的双重差分

根据 CHARLS 数据计算，经过 2012 年在全国范围的推广，新农保覆盖率从 2011 年的不足 21%迅速提高到 2013 年的 54%左右。具体到本文选用的样本群体（农村户口、在 2011 年没有参加任何社会养老保险、在 2013 年除新农保外没有参加任何其他社会养老保险），从 2011 年到 2013 年，新农保在样本中的覆盖率由 26%提高到 74%（见表 1）。因此，利用倾向得分匹配得到的实验组和对照组数据，本文首先对 2011 年和 2013 年的农村老年人劳动力供给时间（*work_hours*）进行双重差分，分析加入新农保对农村老年人劳动力供给的当期影响。同时，在研究对整体样本影响的基础上，也对不同收入的分样本进行了双重差分，分析新农保对农村不同收入老年人劳动力供给的影响。对总样本和三个分样本分别

进行双重差分的结果见表 4:

表 4 2011 年与 2013 年的双重差分结果

样本	因变量	2011	2013	PSM-DID
		Diff (T-C)	Diff (T-C)	
总样本	<i>work_ho</i>	-147.79	-202.42	-54.625 (0.228)
	<i>urs</i>	7*** (0.000)	2*** (0.000)	
分样本 1	<i>work_ho</i>	-205.82	-250.71	-44.895 (0.642)
	<i>urs</i>	2*** (0.000)	7*** (0.003)	
分样本 2	<i>work_ho</i>	-167.99	-211.86	-43.873 (0.675)
	<i>urs</i>	6*** (0.004)	9** (0.015)	
分样本 3	<i>work_ho</i>	-55.509	-339.77	-284.26 9 (0.114)
	<i>urs</i>	(0.669)	8*** (0.006)	

由表 4 结果可以看到, 四个双重差分结果均是负的, 表示在对内生性进行调整以后, 实验组 (参加新农保的样本) 比对照组 (未参加新农保的样本) 劳动时间少, 符合预期方向。但四个结果均不显著, 说明无论是对总体样本还是对不同收入水平的分样本来说, 新农保对农村老年人劳动力供给均没有显著影响。这一结论与解垚 (2015)、周云波和曹荣荣 (2017) 等的结论一致。但从不同收入分样本的影响系数绝对值来看, 可以发现一些规律: 对收入不高于 10,000 元和 10,000 元与 51,000 元之间的样本来说, 新农保对其劳动力供给时间的影响较小, 且二者之间差距不大。但对于收入高于 51,000 元的样本来说, 新农保对其劳动力供给时间的影响非常大, 同时与其他两个分样本和总体样本相比, 其 p 值较小, 新农保的影响相对更为重要。

2. 2011 年与 2015 年的双重差分

在参加新农保以后, 个体对劳动力供给时间的调整可能不会在当期数据中显示, 因为个体行为对政策的反应具有一定的滞后性。要想更加全面的了解新农保对农村老年人劳动力供给的影响, 需要进一步研究其滞后影响。这一点在以往的研究文献中较少涉及。本文利用 CHARLS 最新的 2015 年数据, 将 2011 年与 2015 年的样本数据进行双重差分, 得到对滞后影响的分析。为了与前文进行区分, 这里的因变量用 *work_hours_lag* 来表示。与当期影响的研究过程一样, 这一分析也是针对总体样本和不同收入分样本分别进行的。具体双重差分结果见表 5:

表 5 2011 年与 2015 年的双重差分结果

样本	因变量	2011	2015	PSM-DID
		Diff (T-C)	Diff (T-C)	
总样本	<i>work_ho</i>	-46.500	-189.66	-143.16
	<i>urs_lag</i>		3***	3***
		(0.147)	(0.000)	(0.002)
分样本 1	<i>work_ho</i>	-125.12	-173.66	-48.535
	<i>urs_lag</i>	6***	2***	
		(0.001)	(0.000)	(0.377)
分样本 2	<i>work_ho</i>	132.560	-61.102	-193.66
	<i>urs_lag</i>	**		2*
		(0.004)	(0.510)	(0.083)
分样本 3	<i>work_ho</i>	-209.46	-536.71	-327.25
	<i>urs_lag</i>	2	4***	2*
		(0.133)	(0.000)	(0.099)

表 5 的结果验证了新农保对农村老年人劳动力供给会产生显著影响：新农保对总体样本的回归系数为负且显著；对不同收入分样本的回归中，除收入不高于 10,000 元的样本外，对其余两个样本的影响系数也都显著。但这一显著影响不会在当期显现，在滞后期才逐渐显示出来。

从不同收入分样本的系数来看，其规律性更加明显。对低收入群体（收入不高于 10,000 元）来说，新农保对其劳动力供给没有显著影响，随着收入水平的提高，新农保对分样本 2（收入在 10,000 元和 51,000 元之间）和分样本 3（收入高于 51,000 元）的影响系数均显著，且绝对值逐渐增大。这可能是因为对低收入群体来说，其生活水平仅在温饱线徘徊，因此新农保被更多的用于补贴生活必须的消费，不会对家庭内老年人劳动力产生较大影响；但对中等收入和高收入群体来说，新农保更多的被用于提高生活质量，而不是满足生活必需，因此这些家庭中的老年人更愿意用新农保收入来代替更多的工作时间，获得更多闲暇时间和更高质量的生活水平。收入水平越高，就会越注重休闲娱乐这一非生活必需品的数量和质量，新农保收入减少劳动力供给的效应就越明显。

综上所述，参加新农保后，农村老年人的劳动力供给不会在当期显著减少，但随着时间的推移，新农保的影响逐渐变得显著。与未参加新农保时相比，实验组（参加新农保样本）比对照组（未参加新农保样本）的劳动供给时间在滞后期显著减少。对拥有不同家庭收入的老年人来说，家庭收入越高，新农保对劳动力供给的影响就越显著，影响的程度也越大，这与不同家庭收入下新农保替代的不同消费等级有关。

五、稳健性检验

为了进一步验证 PSM-DID 结果的稳健性，本部分采用不同的研究方法，对以上实证结果进行了稳健性检验。首先采用不同的倾向得分匹配

方法，主要是一阶近邻匹配来代替原本的核匹配，验证其回归结果的方向和显著性是否与核匹配一致；其次使用不同的分样本划分标准，对不同家庭收入水平下新农保影响的异质性结果进行检验。

(一) 稳健性检验一：不同匹配方法（一阶近邻匹配）

采用不同匹配方法进行研究的步骤与使用核匹配相同，都是先进行倾向得分匹配，得到

平衡的实验组和对照组，随后将两组样本进行双重差分。采用一阶近邻匹配得到的平衡性检验结果相对核匹配来说虽然不够理想，但也实现了大多数变量在实验组和对照组中不存在显著差异的目标（见表6）。匹配后对2011年和2013年的双重差分结果如表7所示，对2011年和2015年的双重差分结果如表8所示。

表6 一阶近邻匹配平衡性检验结果

变量名	总样本		分样本 1		分样本 2		分样本 3	
	t	P> t						
<i>age</i>	0.23	0.821	-0.24	0.811	0.65	0.513	0.14	0.885
<i>male</i>	2.34	0.019	-0.37	0.711	0.52	0.604	0.19	0.847
<i>education_dumy1</i>	0.74	0.459	-0.27	0.789	1.70	0.089*	-0.48	0.632
<i>education_dumy2</i>	1.29	0.197	-0.46	0.646	0.28	0.781	-0.45	0.654
<i>health_dumy1</i>	0.74	0.460	0.67	0.505	0.05	0.959	-0.38	0.705
<i>health_dumy2</i>	-0.95	0.344	-0.12	0.903	-0.34	0.734	0.51	0.612
<i>land_mu</i>	-0.25	0.801	-1.42	0.56	1.66	0.097*	2.13	0.034**
<i>deposit</i>	0.60	0.546	1.22	0.224	-1.08	0.279	-0.14	0.892
<i>eat_exp</i>	-0.52	0.606	-1.23	0.218	0.27	0.791	2.71	0.007***
<i>childnum</i>	-0.50	0.614	-2.04	0.042**	2.09	0.037**	-0.55	0.583
<i>dependents</i>	-1.12	0.261	0.63	0.531	1.24	0.217	2.59	0.010**
<i>support</i>	0.36	0.718	2.24	0.025**	-1.95	0.051*	0.29	0.768
<i>given</i>	-2.03	0.043**	0.92	0.358	-1.76	0.078*	-0.70	0.485

表 7 2011 年和 2013 年双重差分结果（一阶近邻匹配）

样本	因变量	2011	2013	PSM-DI D
		Diff (T-C)	Diff (T-C)	
总样本	<i>work_ho urs</i>	-147.797 *** (0.000)	-198.819 *** (0.000)	-51.022 (0.260)
分样本 1	<i>work_ho urs</i>	-202.822 *** (0.000)	-252.163 *** (0.003)	-46.341 (0.631)
分样本 2	<i>work_ho urs</i>	-167.996 *** (0.004)	-215.124 ** (0.013)	-47.128 (0.653)
分样本 3	<i>work_ho urs</i>	-55.509 0.668	-298.293 ** 0.017	-242.784 (0.177)

表 8 2011 年和 2015 年双重差分结果（一阶近邻匹配）

样本	因变量	2011	2015	PSM-DI D
		Diff (T-C)	Diff (T-C)	
总样本	<i>work_ho urs_lag</i>	-46.500 (0.147)	-186.613 *** (0.000)	-140.113 *** (0.003)
分样本 1	<i>work_ho urs_lag</i>	-125.126 *** (0.001)	-171.770 *** (0.000)	-46.644 (0.396)
分样本 2	<i>work_ho urs_lag</i>	132.560* * (0.033)	-67.525 (0.467)	-200.085 * (0.074)
分样本 3	<i>work_ho urs_lag</i>	-209.462 (0.131)	-505.932 *** (0.000)	-296.470 (0.133)

表 7 和表 8 的结果与表 4 和表 5 的结果非常相近，新农保对农村老年人当期劳动力供给没有显著影响，但对滞后期影响显著。同时，随着家庭收入水平的提高，新农保对劳动力供给的影响系数逐渐变大。表 8 中唯一与表 5 结果不同的地方在于对分样本 3（收入高于 51,000 元）的

影响系数不显著，但其系数的绝对值高于总体样本和其他分样本，与前文研究结果一致。因此，通过一阶近邻匹配得到的 PSM-DID 结果可以印证前文结果的稳健性。

（二）稳健性检验二：不同收入划分标准

基本回归中所使用的的不同收入标准是按照低收入（家庭收入不高于 50%分位数）、中等收入（家庭收入在 50%分位数到 90%分位数之间）、高收入（家庭收入高于 90%分位数）的标准来划分的，为了避免结果受到收入划分标准的影响，本部分将采用不同的收入划分方法，将总样本按照家庭收入高于 4,000 元（25%分位数）、高于 10,000 元（50%分位数）和高于 25,000 元（75%分位数）的标准划分为新的分样本 4、5、6，并分别对其进行 PSM-DID 回归，最终结果见表 9。

在不同的收入划分标准下，原有的结论没有发生变化。高收入家庭所占比例越高的分样本（分样本 6>分样本 5>分样本 4），参加新农保对其劳动力供给的影响程度越大（系数绝对值由上到下逐渐增大），且影响的显著性越强（由上到下 p 值越来越接近于 0）。对分样本 4、5、6 的影响系数均显著，是因为在本部分的收入划分标准下，没有包括收入低于一定值的分样本回归，因此不存在对低收入群体的影响不显著问题。表 9 的结论进一步验证了基本回归中有关不同收入异质性的结论，即新农保对农村高收入家庭的老年人劳动力供给影响较大。

表 9 2011 年和 2015 年双重差分结果（新的收入划分标准）

样本	因变量	2011	2015	PSM-DID
		Diff (T-C)	Diff (T-C)	
分样本 4	<i>work_ho urs_lag</i>	-39.949	-209.501 ***	-169.552 ***
		(0.341)	(0.001)	(0.023)
分样本 5	<i>work_ho urs_lag</i>	47.139	-188.555 ***	-235.695 ***
		(0.371)	(0.006)	(0.007)
分样本 6	<i>work_ho urs_lag</i>	130.382	-210.526 **	-340.908 ***
		(0.119)	(0.017)	(0.005)

六、结论与政策建议

本文使用 CHARLS 数据，利用 2012 年新农保在全国推广形成的准自然实验，运用 PSM-DID 方法研究了新农保对农村老年人劳动力供给的影响。在前人研究的基础上，本文加入了对滞后期影响的研究，不仅对 2011 年和 2013 年的劳动力供给进行了双重差分，也对 2011 年和 2015 年的劳动力供给进行了双重差分；同时加入了对不同收入样本的异质性研究，将总样本分为低收入（家庭收入不高于 10,000 元）、中等收入（家庭收

入在 10,000 元到 51,000 元之间)、高收入(家庭收入高于 51,000 元)三个分样本,并分别对其回归结果进行了讨论。PSM-DID 结果表明,加入新农保并没有在当期(2013 年)显著影响农村老年人的劳动力供给,但在滞后期(2015 年)显著减少了农村老年人的劳动力供给时间。这一结论适用于总样本和不同家庭收入的分样本。同时,对不同收入分样本的滞后期影响存在异质性。收入越高的样本,新农保对其劳动力供给的影响系数绝对值越大、显著性越强。这可能与不同收入水平下新农保替代的消费等级差异有关。低收入家庭可能更多地将新农保收入用于满足家庭必需品消费,而高收入家庭一般会将新农保收入用于替代工作时间,以获得更多的闲暇。这些回归结论在改变匹配方法和收入划分标准以后依然成立,因此比较稳健。

以上结论表明,新农保确实会降低农村老年人的劳动力供给,只不过这一影响可能不会在加入新农保后的当期立即显现,而是具有一定的滞后性。目前,我国农村工业化和自动化水平仍然较低,农村经济发展依然处于依赖劳动力数量的阶段,因此在政策制定和完善的过程中,新农保对农村劳动力市场的负面影响必须被考虑在内。政府相关部门应该综合考虑新农保的福利性质和其对农村居民的行为影响(包括对劳动力供给行为、储蓄行为、消费行为等的影响),权衡二者之间的关系,制定出更加科学合理和高效的新农保政策标准。

但是,由于新农保的定位本身就与城镇职工基本医疗保险等不同,其福利性质必然存在。在尽可能降低其对农村劳动力市场扭曲的情况下,更应当尽快转变农村经济发展模式,从主要依赖劳动力数量向依靠劳动力质量转变。一方面尽快推进农业发展的工业化和现代化水平,另一方面努力提升农村居民的受教育程度和人力资本水平。使农村经济不再受到传统农耕方式的制约,提高农业发展的整体效率。

对不同收入样本的异质性研究表明,从劳动力供给的角度来看,新农保对高收入家庭中个体的福利提升更为明显。但这并不意味着新农保没有提升低收入群体的福利。不同收入阶层的个体需求不同,如果新农保能够从不同的角度提升各收入阶层农村居民的福利(增加闲暇、提高消费水平、促进教育水平提升等),那就意味着新农保这一政策实现了农村居民的共赢和整体福利的提升;但如果新农保在各方面都更倾向于高收入群体,而低收入群体在各方面都处于弱势,那就意味着当前的新农保政策是不合理的,需要对其缴费和方法标准进行改革。新农保对不同收入阶层福利影响的差异将在后续研究中进行更深入的研究和讨论。

参考文献

- [1] Anderson PM, Gustman AJ, Steinmeier TL, 1999, "Trends in Male Labor Force Participation and Retirement: Some Evidence on the Role of Pensions and Social Security in the 1970s and 1980s," *Journal of Labor Economics*, 17 (4) : 757-783.
- [2] Boskin MJ, 1977, "Social Security and Retirement Decisions," *Economic Inquiry*, 15 (1) : 1-25.

- [3]Feldstein M, 1974, "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation,"*The Journal of Political Economy*, 82 (5): 905-926.
- [4]Feldstein M, 1976, "Social Security and Saving: The Extended Life Cycle Theory,"*The American Economic Review*, 66 (2) : 77-86.
- [5] Meyer BD, Rosenbaum DT, 2001, "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers,"*The Quarterly Journal of Economics*, 116 (3) : 1063-1114.
- [6] Stock JH, Wise D, 1990, "Pensions, the Option Value of Work, and Retirement,"*Econometrica*, 58 (5) : 1151-1180.
- [7] 程杰, 2014, 养老保障的劳动供给效应, *经济研究*, 49 (10): 60-73.
- [8] 黄宏伟, 展进涛, 陈超, 2014, "新农保"养老金收入对农村老年人劳动供给的影响, *中国人口科学*, 2: 106-128.
- [9] 刘亚洲, 钟甫宁, 王亚楠, 2016, 新农保对中国农村老年人劳动时间供给的影响, *人口与经济*, 5: 114-126.
- [10] 鲁靖, 秦杰, 2018, 新农保对农村老年人劳动供给的影响, *现代经济探讨*, 3: 114-122.
- [11] 彭浩然, 2012, 基本养老保险制度对个人退休行为的激励程度研究, *统计研究*, 29 (9): 31-36.
- [12] 申曙光, 孟醒, 2014, 财富激励与延迟退休行为: 基于 A 市微观实际数据的研究, *中山大学学报 (社会科学版)*, 54 (4): 176-188.
- [13] 汪泽英, 曾湘泉, 2004, 中国社会养老保险收益激励与企业职工退休年龄分析[J]. *中国人民大学学报*, 6: 74-78.
- [14] 解垚, 2015, "新农保"对农村老年人劳动供给及福利的影响, *财经研究*, 41 (8): 39-49.
- [15] 阳义南, 2011, 我国职工退休年龄影响因素的实证研究, *保险研究*, 2011 (11): 61-71.
- [16] 张川川, Giles J, 赵耀辉, 2014, 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 (1): 203-230.
- [17] 周云波, 曹荣荣, 2017, 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, *人口与经济*, 5: 95-107.



4

健康与医疗保险

基本医疗保险对商业健康保险的挤出效应研究

陈华、杜霞¹

摘要：

基本医疗保险和商业健康保险是我国医疗保险体系中的重要组成，尽管近几年来商业健康保险市场的发展也较为迅速，但不论是从参保人数还是资金规模来看，商业健康保险的发展仍然远远落后于基本医疗保障体系。基本医疗保险的扩张到底是否挤占了商业健康保险发展空间，这是一个值得探讨的学理问题，并且对确定我国医疗保障体系的建设方向也具有重要的现实意义。本文从微观角度入手，选取中国家庭金融调查（CHFS）数据，采用部分可观测的双变量 probit 模型，分别从个体和家庭两个层面深入分析基本医疗保险的扩张对于商业健康保险发展的影响，并估计挤出效应或挤入效应的大小。研究结果表明，从个体层面来看，基本医疗保险对商业健康险的发展具有一定的挤出作用，而从家庭层面来看，基本医疗保险对商业健康险存在着促进作用，尽管这一促进作用并不显著。分地区子样本研究发现，仅西部地区的挤出效应和挤入效应较为显著。

关键词：基本医疗保险，商业健康保险，挤出效应，双变量 probit 模型

一、引言

我国的基本社会医疗保障体系由城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险以及新型农村合作医疗保险构成，分别覆盖城镇就业人口、城镇非就业人口以及农村人口。自 1999 年初建立城镇职工基本医疗保险制度以来，我国的基本医疗保险制度不断完善，覆盖范围也不断扩大。图 1 为 2008 年-2017 年我国基本医疗保险的参保人数及其增长率变化情况。我国参与基本医疗保险的人数逐年增加，并且随着参保人数增长和筹资标准的提高，我国基本医疗保险保障基金收入水平也迅速增长，截止到 2017

¹陈华，中央财经大学保险学院副教授。杜霞，中央财经大学保险学院硕士研究生。

年,我国全年基本医疗保险基金总收入达到 17932 亿元,较上年增长 37%¹。基本医疗保障体系不仅在“量”上基本实现了“全民医保”的目标,同时在“质”上也取得了较大进步。近年来,我国基本医疗保障体系的财政补助标准、报销比例等逐年增长,给付条件也逐渐放宽,缴费方式、筹资结构等进一步完善,保险保障能力不断增强。除此之外,基本医疗保险在统筹医保层次,推进跨省就医,实现异地结算等方面的工作也颇有成效,截至 2018 年,可以实现跨省异地就医的医疗机构已经达到了 15411 家,跨省异地结算累计达到 152.6 万人次,社保基金异地支付额也高达 216.5 亿元,在一定程度上满足了我国居民的基本医疗需求。

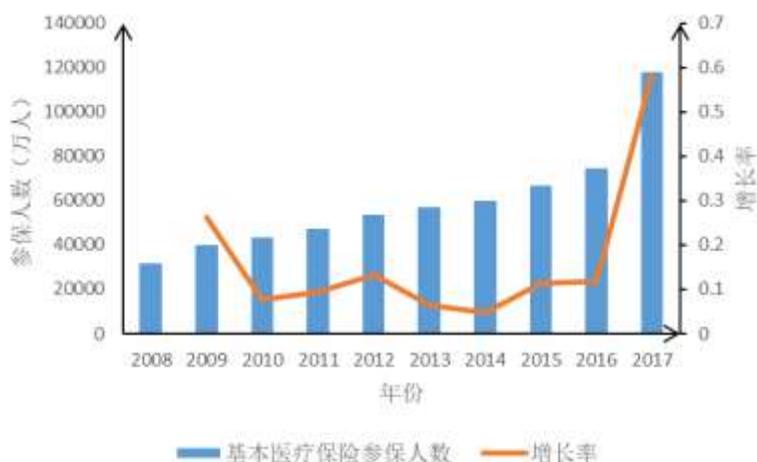


图 2 2008 年-2017 年我国基本医疗保险参保人数及其增长率²

而商业健康保险市场在近几年来也有了跨越式的发展,尤其是 2014 年以来,在国家政策支持下,商业健康保险的保险密度和深度增长速率均大幅提高。但是不论是从参保人数还是资金规模来看,商业健康保险的发展仍然远远落后于基本医疗保障体系。图 2 为 2008 年至 2017 年基本医疗保险和商业健康保险的保费收入、赔付支出的对比。2017 年我国商业健康保险的保费收入为 4389.46 亿元,较上年同比增长 8.58%,而基本医疗保险 2017 年的基金收入为 17932 亿元,二者相差大约四倍。同时,商业健康保险的赔付支出也远低于基本医疗保险的基金支出。从参保率来看,当前我国商业健康保险的覆盖率仍然很低。2013 年第五次国家卫生服务调查报告显示,2013 年城市居民购买商业医疗保险的比例约为 7.7%,而农村居民购买商业医疗保险的比例却由 2008 年的 6.9%持续下降为 6.1%,相比于基本医疗保险的基本全覆盖,商业健康险发展非常不充分,也没有发挥应有的补充作用。

¹ 数据来源:《2017 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》,中华人民共和国人力资源和社会保障部。

² 数据来源:根据中国国家统计局官网及《中国统计年鉴 2018 年》数据整理。

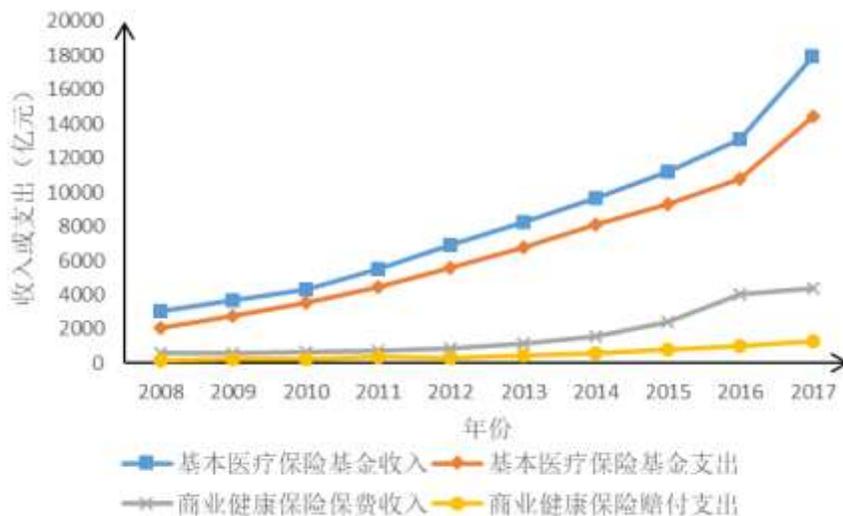


图 2 2008 年-2017 年基本医疗保险和商业健康保险的保费收入及赔付支出¹

随着我国基本医疗保障体系的进一步完善，一方面，参保人的风险意识提高，对保险的态度和认知也均有较大改善，所以对商业健康保险的认可度就可能随之增加；另一方面，基本医疗保险的报销比例、补贴标准提高，并且异地医保结算、各地统筹层次不均衡等问题均在进一步解决，参保人医疗负担降低，对于商业健康保险的需求就有可能随之下降。因此，我国基本医疗保障扩张商业健康保险发展的影响还有待于进一步的实证研究。基于上述背景，本文从微观角度出发，采用部分可观测的双变量 probit 模型来研究我国基本医疗保障体系对于商业健康保险的影响，并选取合适的方法估计影响的大小，从而为推动商业健康保险进一步发展提供合理有效的政策建议。

本文的结构如下：第一部分为研究背景介绍，第二部分从文献梳理的角度探究挤出效应的存在性及其大小的估计方法，第三部分为研究方法和数据选取的介绍，第四部分为本文主要的实证结果，分别从个体和家庭两个层面对挤出效应进行分析，第五部分为结论和建议。

二、文献综述

（一）挤出效应存在性研究

由于参保人的逆选择和保险人的风险选择等问题，商业健康保险往往缺乏公平性。因此各国均非常重视社会医疗保障体系的建设，希望能够通过政策保证医疗保障体系的效率和公平，弥补商业健康险市场的缺陷和不足（彭浩然等，2017）。但是由于各国社会医疗保险和商业健康险的发展水平、筹资结构、政策方向以及医疗负担水平等各不相同，二者之间的关

¹ 数据来源：根据中国国家统计局官网及《中国统计年鉴 2018 年》数据整理。

系也不断调整变化，目前学界对于二者之间的关系还没有统一的意见。

国外相关文献研究大多集中于讨论挤出效应是否存在，以及挤出效应的大小。例如，1987—1992 年期间，美国医疗补助计划针对孕妇和儿童的参保资格进一步放宽，收入和资产限制也相应降低。Cutler & Gruber (1996)在此背景下首先提出了挤出效应这一概念，文章研究了儿童医疗补助计划参与率以及商业健康险参与率的变化，研究结果表明医疗补助计划资格扩张会挤出商业健康险，部分员工会放弃雇主提供的商业健康险。通常来说，雇主提供商业健康险是由雇主和雇员以一定比例共同出资购买的。随着医疗补助计划资格扩张，雇主会进一步降低其支付比例，从而迫使雇员将有参与医疗补助计划资格的子女排除在商业健康险计划之外。Hudson 等人(2005)同样利用Cutler & Gruber提出的方法，通过对比医疗支出面板调查中有公共保险参保资格和无参保资格的儿童参保率变化，结果发现更为显著的挤出效应。也有部分学者考虑到社会医疗保险的溢出效应，即个体参加社会医疗保险对于其余家庭成员商业健康险的挤出效应。Aizer & Grogger (2003)研究了父母符合医疗补助计划的参保资格对于子女医疗保险结构的影响。结果表明医疗补助计划的参保资格扩张具有一定溢出效应，即父母符合参保资格会显著促进儿童参与社会医疗保险，但同时商业健康险的参保率略有下降。而Busch & Duchovny (2005)发现父母符合参保资格会使得儿童社会医疗保险参保率上升 14.8%，同时也会挤出部分商业健康险。

国内大部分文献对于社会医疗保险和商业健康险之间关系的探讨仍然停留在理论层面。如许飞琼(2010)认为商业保险和社会保险之间关系较为复杂，不是简单的从属关系或对立关系。但是就医疗保险来看，商业医疗保险和社会医疗保险之间存在着替代关系。吕志勇，王霞(2013)从保费投入、保障层次等方面进行分析，认为二者在功能上既存在互补性也存在一定替代性，但是二者在发展过程中也存在着系统耦合的趋势。也有部分学者从定量分析的角度出发，结合我国实际国情，采用多种计量分析方法研究二者之间的关系。王向楠(2011)选取了我国 2002-2009 年间 30 个省份的面板数据进行研究，认为社会医疗保险会显著促进商业健康险的发展。Xiaohui Hou和Jing Zhang (2017)针对城镇居民基本医疗保险的实施对商业健康险参保率的影响进行研究，同样没有发现社会医疗保险对于商业健康险的挤出作用。然而彭浩然等人(2017)确认为由于我国各地社会医疗保险的发展差异较大，因此社会医疗保险与商业健康险之间的关系不会是简单的促进或挤出。他从宏观角度选取了我国 30 个省份的数据按照社会医疗保险发展程度进行分组检验，发现在社会医疗保险发展程度较高的地方，二者之间存在倒U型关系，验证了挤出效应存在的可能性；而在社会医疗保险发展程度中等的地方，二者之间存在促进互补效应。

综上，目前国内文献存在以下几个方面的不足：首先，国内文献对于挤出效应的理论研究主要从政策角度出发，以定性分析的方式探讨挤出效应存在的可能性，但实际上社会医疗保险的实施效果与政策预期不尽相同，而且挤出效应的存在受到个体选择、家庭及社会结构等各方面的影响，这种政策分析的方法过于理想化；其次国内文献研究仅考虑了个体参与社

会基本医疗保险对于商业健康险购买的影响，但未曾从家庭成员之间的角度考虑挤出效应的溢出，这可能会造成对挤出效应的估计偏差。

（二）挤出效应测度

Cutler & Gruber (1996)最早提出两种定义社会医疗保险对商业健康险挤出或促进效应的方法，并且两种方法也广泛运用于后来的文献研究中。第一种将挤出效应定义为公共保险扩张造成的商业健康险覆盖率降低，即商业健康险和社会医疗保险参与率变化的比例值 ($crowd = \Delta private / \Delta public$)。如果社会医疗保险参与率增加，而商业健康险参与率下降，则认为存在挤出效应；如果社会医疗保险和商业健康险的参保率均增加，则认为存在促进效应。第二种定义方法以社会医疗保险参与率变化和未参保人所占比例的变化为基础，因为社会医疗保险资格扩张的初衷是尽量扩大医疗保险的覆盖范围，减少未参保人群数量 (Gruber & Simon, 2008)。因此最理想的结果就是公共保险参与率的上升等于未参保人群所占比例的下降，但实际上由于社会医疗保险对于商业健康险的影响，这两个比率之间往往存在一定差异。所以将挤出效应定义为 $crowd = 1 - (\Delta uninsured / \Delta public)$ 。若 $crowd$ 值大于 0，则认为一部分人从商业健康险市场上退出，参加了医疗补助计划，存在挤出效应。反之，若 $crowd$ 值小于 0，则认为一部分未参与保险的人群进入了商业健康险市场，存在促进效应。在公共医疗保险和商业健康险互斥的情况下，即个体不能同时参与两种保险，那么上述两种定义测度的挤出效应值一致。但是实际情况中，个体既可以参保公共医疗保险，同时也可以参与商业健康险。如何处理这部分“重合人群”所占比例的变化成为挤出效应的衡量中较为棘手的问题 (Gruber and Simon, 2008)。Yazici & Kaestner (2000)使用全国青少年纵向调查的数据，在控制其他影响因素不变的情况下，对比了符合医疗补助计划的儿童与不符合资格的儿童之间医疗保险参与状况，但发现对“重合人群”处理方式不同时，结果差异也较大。Blumberg (2000)以收入和项目参与调查 (SIPP) 中针对儿童的纵向调查数据为样本，研究中将“重合人群”全部归入仅参与公共医疗保险的人群中，从而得出挤出效应的下限为 4%，即至少有 4% 的儿童退出商业健康险市场并加入医疗补助计划。Shore-Sheppard (2005)重新对 Cutler & Gruber (1996) 的研究进行验证，发现挤出效应的值对模型中的控制变量非常敏感，用儿童的年龄来控制时间趋势时，挤出效应变为 0。但是如果用第二种方法来衡量挤出效应，测度结果会更加稳定。

而 Ham Ozbeklik & Shore-Sheppard (2014) 根据研究方法选择的不同，定义了第三种挤出效应测度方法。他们选取内生转换模型 (ESRM) 模型对社会医疗保险扩张对商业健康险的负效应进行研究，模型中存在决定是否参与社会医疗保险的选择方程，根据选择方程结果将样本分为两个部分分别进行回归，而挤出效应就定义为个体参与和未参与公共医疗保险两种状态下，商业健康险参保率的差异。但是，这种方法对模型选择依赖性较高，并且需要对反事实结果做出恰当估计。

综上，国外文献中对于挤出效应的定义并不统一，而根据对挤出效应定义的不同理解和研究模型的选择，目前也存在着对挤出效应大小的多种

测度方法。而国内文献仅仅处于挤出效应存在性的探究阶段，对于挤出效应大小衡量的研究领域仍然空白。

因此，本文参考国外文献，从微观数据分析的角度对挤出效应进行分析。本文的创新点主要有以下三个方面，首先，我们将挤出效应分为个体层面效应和家庭层面效应，即个体和家庭成员参与基本医疗保险分别对个体商业健康险需求的影响，从而更全面准确地度量挤出效应，填补国内在这方面的研究空白；其次，我们借鉴刘宏（2012）的研究，选取部分可观测的双变量probit模型，将保险购买决策分为保险需求和保险供给两个方面，综合考虑保险需求者和供给者的风险选择行为；最后，我们采用了边际效应的方法来估计挤出效应的大小，其本质与国外文献中的定义相符，但边际效应的获取更为简便，也具有一定的普适性。

三、实证模型与数据选取

（一）部分可观测双变量probit模型

国内文献主要通过制度分析来判断社会保障和商业保险之间的相互作用，也有少量文献从宏观数据入手，通过省级面板数据的固定效应回归、系统GMM估计等方法进行分析（彭浩然，2017；朱铭来，2014；王向楠，2011），这种研究方法虽然很好地体现了社保的宏观政策效应，强调了省级层面的政策差异，但是由于我国基本医疗保险的统筹层次并不统一，甚至涉及县、乡等层级的显著区别，并且宏观数据也忽略了个体特征在保险购买决策中的重要作用，因此对于基本医保和商业健康保险之间的关系判断难免有所偏颇。

因此，本文借鉴刘宏（2012）的方法，从微观数据研究角度出发，运用Akerlof(1970)在研究不对称信息时的主要思想，分别从健康险市场上供给和需求两个方面对保险需求进行研究。假设对于个体*i*来说，保险市场上存在H和L两个价格和保障范围等各不相同的健康险，H的保障范围更大（假设不存在起付线和共保），因而其价格也就相对更为昂贵，假设H的相对价格为*p*，而L的保障范围较小（为简化，假设L为无保险）。个体*i*购买两份保险的效用分别为 $U^H(X_i, p)$ 和 $U^L(X_i)$ ，其中 X_i 表示个体特征变量，分布函数 $G(X_i)$ 可代表我们所要研究的样本。

从需求角度来说，参保人对于保险的需求取决于参保前后期望效用的大小，因此个体对于健康保险需求的概率可以表示为

$$\begin{aligned} \Pr(D_i^* = 1) &= \int \mathbf{1}(EU_i^H(X_i, p) > EU_i^L(X_i))dG(X_i) \\ &= \Pr(EU_i^H(X_i, p) > EU_i^L(X_i)) \\ &= \Pr(X_i\beta + \mu_i > 0) \end{aligned} \quad (1)$$

其中， X_i 为影响个体健康保险需求的变量，包括个体基本特征、健康状况评价、社会关系、风险行为等， β 为待估计参数， μ 为扰动项。在本文中， X_i 还包括个体的基本医疗保险参与状况及其报销比例等变量，因为在本文的假设中，基本医疗保险质量的逐步提高会逐步降低个体对商业健康保险的需求，从而挤出商业健康保险市场。因此，该变量的边际效应就可

2011年,2013年和2015年组织调查的“中国家庭金融调查”项目(CHFS),该项目较为详实地收集了个体特征和家庭层面的金融资产信息,调查内容包括资产结构、收入支出、保险保障、社会关系以及代际转移收支等。在最新一轮的调查中,CHFS数据样本分布于全国29个省份,1439个村(居)委会,涉及有效样本40000户,具有全国范围内的代表性。限于数据可得性,本文只选取了2011年和2013年的混合截面数据,去除主要变量存在缺失值和异常值的样本后,使用22783条样本进行回归分析,其中城市地区样本数为13742人,农村地区样本数为9041人。

表1 个体层面变量描述性统计

类别	变量名称及符号	东部地区	中部地区	西部地区
被解释变量	商业健康保险参与(参与=1) pr_hi	0.042	0.021	0.019
	去年商业健康保险赔付比例 lprcmf	0.011	0.005	0.012
社会保障	基本医疗保险参与(参与=1) pu_hi	0.890	0.910	0.915
	去年基本医疗保险报销比例 pucmf	0.256	0.230	0.187
	是否有养老退休金(是=1) pension	0.765	0.611	0.567
个体特征	性别(男=1) gender	0.514	0.511	0.519
	年龄 age	50.301	50.781	50.105
	文化程度:未上过学(参照组)			
	文化程度:小学初中 edu1	0.535	0.599	0.645
	文化程度:高中专科 edu2	0.285	0.238	0.172
	文化程度:本科及以上 edu3	0.105	0.040	0.039
	婚姻状况:未婚(参照组)			
婚姻状况:已婚 marriage1	0.933	0.945	0.945	
婚姻状况:离异丧偶 marriage2	0.040	0.045	0.043	

¹ 基本医疗保险和商业健康险赔付比例按照参与相应医疗保险且具有医疗支出的样本进行平均

是否有工作（是=1） work	0.617	0.42 4	0.39 4
个体收入 inc	39173. 401	2254 8.96 0	189 61.3 80
健康状况自评：非常好（参照组）			
健康状况自评：好 health1	0.306	0.22 5	0.21 5
健康状况自评：一般 health2	0.281	0.26 1	0.30 5
健康状况自评：差 health3	0.237	0.28 6	0.26 0
健康状况自评：非常差 health4	0.079	0.15 2	0.15 2

表 1 为个体层面的变量描述性统计。本文的被解释变量为商业健康保险的参与状况，如前文所述，该变量是由商业保险供求双方决策所共同决定的一个虚拟变量，只有供给和需求均取值为 1 时，个体才会购买商业健康保险。由表 1 的描述性统计可以看出，我国商业健康保险的参与率仍然处于较低水平，并且相较于中部和西部，东部地区的商业健康保险参与率较高，大约是中部和西部地区的 2 倍。

在个体层面的挤出效应研究中，本文的核心解释变量是基本医疗保险的参与情况以及上年基本医疗保险报销比例，后者是根据 CHFS 问卷中“去年医疗支出”和“基本医疗保险报销”两个调查结果测算而得。同时，考虑到社会养老保险、退休金等均可在一定程度上减轻个体的经济压力，并改变其消费方式和行为习惯，本文也加入了“是否领取社会养老保险或退休金”作为控制变量，用于控制除医疗保险之外的社会保险保障参与情况带来的影响。

本文选取的个体层面特征变量主要包括性别、年龄、文化程度、婚姻状况、工作、个体收入、健康状况自评等。由表 1 可以看出，三个地区的教育程度、工作参与率以及个体收入均具有一定差异，其中西部地区的教育程度、工作参与率以及个人收入最低。此外，本文将健康状况自评分为五个等级，自评分值越高说明受访者认为自己的健康状况越差，其潜在医疗保险需求也就越大。

表 2 家庭层面变量描述性统计

类别	变量名称及符号	东部地区	中部地区	西部地区
家庭	家庭基本医疗保险参保比例 r_puhi	0.552	0.523	0.514
社会	家庭养老退休金领取比例 r_pension	0.491	0.364	0.328
保障	是否领取政府补贴（是=1） subsidy	0.153	0.221	0.306
家庭	是否户主（户主=1） hhead	0.521	0.508	0.514
人口	家庭成员个数 fnumber	3.508	3.847	3.906
结构	家庭男性占比 r_man	0.508	0.516	0.514

	家庭平均年龄 a_age	42.714	40.858	40.472
	家庭教育程度 r_edu	0.381	0.296	0.239
	家庭就业率 r_job	0.406	0.330	0.292
	家庭抚养比 r_raise	0.434	0.466	0.504
家庭经济结构	储蓄型资产（元） saving	59377.230	26156.050	16867.940
	理财型资产（元） finance	30047.850	6449.394	3098.056
	总资产（元） asset	89425.080	32605.44	19966.000
	活期存款及现金占总资产比例 ca	0.501	0.459	0.589
家庭支出结构	支出（元） payment	59051.090	41665.32	36793.59
	保健支出（元） hc	331.486	200.735	150.830
	医疗支出（元） mt	2963.279	2581.408	2255.639
	医疗支出总支出比例 mtp	0.053	0.062	0.060

表 2 为家庭层面变量的描述性统计。在家庭层面挤出效应的研究中，我们以家庭基本医疗保险参保比例这一变量来衡量家庭其他成员的基本医疗保险参与状况，计算方法为家庭其他成员中参与基本医疗保险的人数占总人数的比。同理，家庭养老退休金领取比例代表家庭其他成员领取养老退休金的情况，计算方法同上。我们也考虑了家庭层面其他形式的政府补贴，如独生子女奖励金、五保户补助金、退耕还林补助金等，用“家庭是否领取政府补贴”这一虚拟变量来表示，希望能够最大限度地控制其余社会保障或补助的影响。

家庭人口结构变量包括家庭成员个数、家庭男性占比、家庭成员平均年龄、家庭成员受教育程度、家庭就业率、家庭抚养比等变量，其中家庭成员受教育程度变量由受过高中及以上教育的家庭成员个数比家庭成员个数而得，同样，家庭就业率为家庭成员中有工作的成员占比，而家庭抚养比变量定义为家庭成员中 65 岁以上的老年人以及 18 岁以下的未成年人与剩余家庭成员个数的比值，该变量代表劳动力的家庭负担。除此之外，本文将个体“是否为户主”这一变量也加入到家庭人口结构变量中，因为户主作为家庭中的主事者，在家庭成员的保险决策中扮演着非常重要的角色，一方面，户主承担着供养父母，抚养孩子的责任，其家庭负担较重，其风险规避程度也较高，因此可能会更加需要医疗保险来分散健康风险；另一方面，由于经济收入的限制，家庭中可以购买的商业健康险数量有限，户主可能会优先考虑为体质较差的老年人或小孩购买健康险，因此这一变量对于健康险需求的影响暂时还不能确定。

第三类控制变量为家庭经济结构变量。本文将总资产划分为储蓄型资产和理财型资产，其中储蓄型资产为家庭所持有的现金、活期存款、定期存款以及对外借出款之和，而理财型资产为家庭股票、债券、基金、各类衍生品、金融理财产品、非人民币资产、黄金等资产市值之和。一般来说，储蓄型资产的收益和风险相对较低，而理财型资产收益波动较大，家庭资产结构在一定程度上可以反映家庭经济能力的大小。另外，由于现金和活期存款的流动性强，所以本文还加入了现金及活期存款占总资产的比值这

一变量，用于反映家庭应对突发事件和抵御风险的能力。

本部分的第四类控制变量为家庭支出结构变量，主要包括保健支出金额以及医疗支出金额。前者表示家庭事前对健康风险的防范程度，保健支出越高说明该家庭对健康风险的态度更为谨慎；后者则用于量化家庭面临的健康风险大小，或保险事故发生后的损失程度。我们较为感兴趣的是家庭健康风险大小对于个体保险决策的影响，因此在支出结构变量中也包括了医疗支出占总支出的比例这一变量。

四、实证结果

（一）挤出效应存在性研究

表 3 为挤出效应研究的实证结果，表中第一列为相应的解释变量和控制变量，第二列和第三列为简化的probit模型回归结果，该模型忽略了保险供求双方的选择效应，直接以“是否购买商业健康保险”为因变量进行回归分析。而模型（2）部分可观测的双变量probit模型则从商业健康保险的供给和需求两个方面考虑，通过互相关联的两个probit模型对供给方和需求方的决策方式估计，从而消除单变量probit模型所产生的偏差。对比表 3 中两个模型的回归结果可知，单变量probit模型和部分可观测的双变量probit模型的回归系数差别较大，进一步对部分可观测双变量probit模型进行wald检验，结果表明 $p=0.0045$ ，在 1%水平上拒绝原假设“ $\rho_0=0$ ”，说明保险公司对于投保个体的选择行为确实存在，且对商业健康保险的购买具有显著的影响。因此我们在此主要分析部分可观测双变量Probit模型的估计结果。

首先，从个体层面来看，个体基本医疗保险参与状况（ pu_hi ）的系数为负，且在 5%的水平上显著，即从个体层面来看，基本医疗保险确实会挤出商业健康保险需求，参加基本医疗保险后，个体购买商业健康保险的概率将会降低 22.8%。这可能是由于商业健康保险与基本医疗保险之间保障范围重叠，二者具有一定的替代作用，因此参与基本医疗保险会显著降低个体对商业健康保险的需求。但同时，家庭其他成员基本医疗保险参与比例 r_puhi 变量的系数为正，尽管这一变量估计结果不显著，但是也能够说明一定问题。家庭成员参与基本医疗保险会促进个体购买商业健康保险，即家庭层面存在促进效应而不是挤出效应。这可能是由于社会医疗保险具有减贫效应，参加基本医疗保险可以促进家庭平均收入的增长（黄薇,2017），因此家庭其他成员参基本会医疗保险有助于减轻个体的经济压力，从而满足个体更高层次的保险需求。国外研究中认为家庭层面的挤出效应主要通过退出以家庭为单位购买的商业健康险这种方式来实现，而我国商业健康险主要以个体或企业等团体保险形式参保，所以这个渠道的挤出效应并不明显。

其次，从个体的人口学统计特征来看，性别、年龄变量均显著为正，说明男性以及年龄越大的人越需要商业健康保险，而保险公司则更愿意将保险提供给风险厌恶程度更高，行为更加谨慎的女性以及身体健康状况较好的年轻人。教育程度对于商业健康保险的需求也具有正向影响，学历越

高的人，对于保险产品的重要性以及商业健康保险的补充作用认识更为全面，因而也就更愿意购买商业健康保险。工作变量对于商业健康保险需求的作用系数为负，这主要是由于没有工作的人收入来源得不到保障，其医疗费用负担也就相对更重，因此也就更需要商业健康保险的保障。相反，保险公司则更愿意为经济来源稳定的人提供保险。

表 3 挤出效应研究实证结果（全样本）

	(1) probit 模型		(2) 部分可观测双变量 probit 模型			
	系数	标准差	需求		供给	
			系数	标准差	系数	标准差
pu_hi	-0.217	(0.101) **	-0.228	(0.097) **		
r_puhi	0.169	(0.168)	0.198	(0.147)		
r_pension	0.091	(0.154)	0.124	(0.133)		
subsidy	0.105	(0.046) **	0.098	(0.045) **		
pension	0.029	(0.086)	0.036	(0.073)		
gender	-0.038	(0.046)	0.294	(0.134) **	-0.337	(0.131) ***
age	-0.012	(0.002) ***	0.060	(0.009) ***	-0.070	(0.006) ***
edu1	0.075	(0.113)	0.039	(0.100)		
edu2	0.091	(0.132)	0.085	(0.118)		
edu3	0.171	(0.142)	0.190	(0.131)		
marriage1	0.128	(0.119)	-0.616	(0.278) **	0.690	(0.345) **
marriage2	0.213	(0.161)	-0.967	(0.412) **	1.136	(0.450) **
work	0.203	(0.058) ***	-0.263	(0.219)	0.416	(0.209) **
health1	0.083	(0.067)	0.062	(0.057)		
health2	0.091	(0.069)	0.073	(0.060)		
health3	0.079	(0.075)	0.047	(0.063)		
health4	-0.051	(0.113)	-0.069	(0.101)		
fnumber	0.013	(0.022)	0.153	(0.061) **	-0.129	(0.053) **
hhead	-0.009	(0.045)	-0.048	(0.121)	0.042	(0.123)
r_man	-0.003	(0.115)	-0.010	(0.095)		
a_age	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)		
r_raise	-0.001	(0.000) ***	-0.001	(0.000)		
r_edu	0.318	(0.093) ***	0.239	(0.094) **		
r_job	0.063	(0.085)	0.047	(0.082)		
lnsaving ¹	-0.012	(0.025)	-0.005	(0.024)		
lnfinance	0.029	(0.006) ***	0.026	(0.007) ***		
lnasset	0.101	(0.028) ***	0.082	(0.033) **		
ca	-0.037	(0.050)	-0.026	(0.045)		
lnhc	0.023	(0.006) ***	0.022	(0.007) ***		
lnmt	-0.004	(0.010)	-0.004	(0.009)		

¹ 储蓄型资产、理财型资产、总资产、保健支出、医疗支出等变量均已做对数变换处理。

mtp	-1.106	(0.327) ***	-0.870	(0.339) ***		
province	-0.002	(0.002)	-0.001	(0.003)	-0.002	(0.004)
year	0.027	(0.023) *	-0.072	(0.076)	0.097	(0.081)

家庭社会保障变量中，家庭养老退休金比例和政府补贴的系数均为正且至少在 10%水平上显著。这与个体层面挤出效应的研究结果相符，养老退休金和政府补贴都可以增加家庭的稳定性收入，从而改变个体对健康险的消费需求。

假设保险公司在考虑是否接受个体的投保请求时，也会考虑个体的家庭人口结构因素，但是保险公司能够得到的信息有限，所以本文只在供给决策方程中加入了家庭成员个数和是否为户主这两个变量。表 3 中估计结果显示，家庭成员个数在需求决策方程中系数为正，在供给决策方程中系数为负，二者都在 5%水平上显著。家庭成员个数在一定程度上可以代表个体的家庭负担，家庭成员个数越多，个体的经济压力越大，因此也就更需要通过高质量的商业健康险来分散风险。相反，保险公司却更愿意为家庭成员较少的个体提供商业健康险。是否为户主不会影响商业健康险的需求和供给，说明保险公司在考虑个体是否符合参保资格时，不会因为个体在家庭单位中的特殊地位而差别对待。

从家庭资产结构和经济能力角度来看，家庭总资产和理财型资产越多的家庭越倾向于购买商业健康险，这主要是因为商业健康险相对社会医疗保险来说价格较高，经济实力强的个体才能负担得起保险质量更高的商业健康险。而现金和活期存款占总资产的比重 ca 系数不显著，意味着家庭资产流动性对于商业健康险需求没有影响。

家庭消费结构反映着家庭对健康风险的谨慎程度和防范处理程度。从消费结构中也可以看出，家庭保健支出越高，说明家庭对健康风险越厌恶，因而也就越需要商业健康险进行补充保障。但是家庭医疗支出以及医疗支出占总支出比值这两个变量的系数却为负，本文认为这可能是由于家庭成员和个体商业健康险对医疗支出的分担机制不同，医疗支出可以在家庭成员之间分担，而个体医疗保险仅补偿个体自身疾病引发的医疗支出，不能覆盖其他家庭成员的医疗花费。若数据允许，可以分离家庭其他成员医疗支出和个体自身医疗支出，从而更准确衡量家庭特征和个体特征对保险需求的影响。

(二) 挤出效应大小估计

国内外文献中对于挤出效应的定义因人而异，对挤出效应的大小测度方法也没有统一定论。目前文献中比较常用测度方法因研究模型设计的差异主要分为以下三种：一、研究社会医疗保险资格扩张对社会医疗保险参与情况和商业健康保险参与情况的影响，挤出效应定义为商业健康保险参与率的变动与社会医疗保险参与率变动的比值；二、研究社会医疗保险资格扩张对社会医疗保险参与率与未参保人所占比例的影响，若社会医疗保险对商业健康保险没有挤出效应，则未参保人所占比例的变动应当等于社会医疗保险参与率的变动（此处均为绝对值），反之，若存在社会医疗保险对商业健康保险的挤出效应，则二者之比应当小于 1；三、研究是否参

与社会医疗保险对于商业健康保险购买决策的影响，挤出效应定义为社会医疗保险参与状况系数的绝对值。本文的研究方法和数据选取比较适合采用第三种测度方法进行挤出效应的测量。但是由于本文所选取的计量模型为部分可观测双变量 probit 模型，该模型的系数估计值不能准确反映自变量对于因变量的边际影响，因此在本文中，挤出效应定义为核心解释变量边际效应的绝对值，即

$$\text{crowd out} = \left| \frac{\Delta \text{private}}{\Delta \text{public}} \right| = - \frac{\partial \text{pr}_{hi}}{\partial \text{pu}_{hi}} \quad (6)$$

而挤出效应则定义为

$$\text{crowd in} = \left| \frac{\Delta \text{private}}{\Delta \text{public}} \right| = \left| \frac{\partial \text{pr}_{hi}}{\partial \text{r_puhi}} \right| = \frac{\partial \text{pr}_{hi}}{\partial \text{r_puhi}} \quad (7)$$

由于我国不同地区之间的经济发展、保险发展、居民生活水平和消费结构等等都具有较大差异，并且我国中央财政对于新农合、城居保等基本医疗保险的补贴政策是按照东部地区、中部地区和西部地区进行阶梯型补贴，地方财政的补贴也会相应变化。因此，为进一步研究各地区挤出效应的差距，本文将样本按照其居住地划分为东部、中部、西部三个子样本，分别进行部分可观测的双变量 probit 估计，估计结果如表 4 所示。限于篇幅，表中只列示了核心解释变量 pu_hi、r_puhi 的系数和边际效应，从而对比三个地区之间挤出效应的大小。

表 4 挤出效应大小估计

	全样本		东部地区		中部地区		西部地区	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
pu_hi	-0.228	(0.097)**	-0.144	(0.132)	-0.286	(0.199)	-0.436	(0.260)*
crowd out	0.016	(0.006)***	0.011	(0.010)	0.013	(0.009)	0.017	(0.010)*
r_puhi	0.198	(0.147)	-0.032	(0.222)	0.431	(0.324)	0.850	(0.433)**
crowd in	0.014	(0.010)	0.003	(0.017)	0.010	(0.008)	0.019	(0.010)*

从全体样本的估计结果来看，考虑家庭层面的影响因素后，个体层面挤出效应为 1.6%，并且在 1% 水平上显著，说明个体参与基本医疗保险后，其购买商业健康险的意愿会下降大约 1.6%。家庭层面存在大约 1.4% 的挤入效应，也就是说家庭成员参与基本医疗保险的比例每变动 1%，个体参与商业健康险的意愿会相应增加 1.4%。但是家庭层面的促进效应不显著。

依据地区分子样本来看，仅西部地区存在较为显著的个体挤出效应和家庭促进效应，分别为 1.7% 和 1.9%。西部地区经济较为落后，商业健康险的发展相对滞后，居民对商业保险的认知和信任程度也不高，并且受经济能力约束，个体对医疗健康保险的消费层次较低，居民更愿意以基本医疗保险+小额自付的方式来满足基础的医疗保险需求，所以西部地区对商业健康险的个体层面挤出效应也就更明显。而家庭成员社会医疗保险参与状况主要通过家庭经济状况促进个体购买商业健康险，通过家庭式商业健康险的退出和家庭趋同效应等渠道来挤出个体商业健康险，但是就我国国

情来看，后两种渠道的影响作用较小。家庭成员参保基本医疗保险可以减轻家庭经济负担，稳定家庭支出，尤其是对西部经济落后的家庭来说，这一减贫扶贫的效果是非常显著的，因而家庭经济实力也就能够满足个体多样化的保险需求。而对于东部和中部这两个家庭资产较高的地区来说，基本医疗保险带来的附加经济绩效相对较小，还不足以刺激个体对健康险的额外需求，所以在这两个地区家庭层面的促进效应也就不明显。对比个体层面挤出效应和家庭层面促进效应，我们可以发现实质上，这两种效应大致可以正负相互抵消，这也在一定程度上可以解释国内文献鲜有发现显著挤出效应的现象。

五、结论及建议

（一）结论研究

本文的主要目的是研究基本医疗保险扩张对商业健康险发展的影响。根据文献和理论分析，本文将可能存在的挤出效应分为个体层面效应和家庭层面效应，并采用部分可观测双变量probit联立方程模型，从商业健康险需求和供给两个方面进行估计，研究结论如下：

1.个体层面存在挤出效应，家庭层面存在挤入效应

家庭是社会最基本的单元，也是个体损失发生后最普遍的风险分担单位，因此个体决策与家庭结构密切相关，个体购买商业健康险的决策也可能受到家庭成员基本医疗保险参与的影响。本文依据文献研究和理论分析，在模型中加入家庭其他成员社会基本医疗保险参与率这一解释变量，用于衡量基本医疗保险在家庭层面对商业健康险的影响。研究结果表明，个体层面挤出效应为1.6%。而家庭层面存在着大约1.4%的促进作用，尽管这一促进作用并不显著。

2.地区之间存在异质性

考虑到各省市经济发展程度、保险发展水平、居民收入消费水平、思想行为等方面存在着较大差异，中央政府对于各地区的政策扶持力度也就具有一定的偏向性。因此，本文将样本按照地理区划分为东部地区、中部地区和西部地区，分别研究挤出效应的存在性并测度挤出效应大小。研究发现，除西部地区外，其余地区各个层面的挤出效应或挤入效应均不显著，而西部地区却存在大约1.7%的个体层面挤出效应，和1.9%的家庭层面挤入效应，均略高于全国平均水平。

（二）政策建议

1.明确医疗保险保障范围，构建多层次医疗保险体系

基本医疗保险扩张对商业健康险的影响主要来源于个体层面的挤出效应。这主要是由于我国基本医疗保险与商业健康险价格差异显著，而保障范围却有较大重合。尤其是近几年，基本医疗保险的报销比例逐年提高，保障范围不断扩大，商业健康险的需求逐渐被挤出，其相对价格也因社会保障而扭曲（秦雪征，2011）。因此，解决挤出效应最根本的方法是加大保障需求的差异，构建多层次的医疗保险体系。基本医疗保险的扩张应当以“基本”为原则，严格按照基本医保目录等循序渐进，逐步推进基本医疗保险保障范围的扩张。而商业健康险的保障范围应当定位于基本医疗保

险目录之外的特殊健康风险，加大对基本医疗保险空白领域的保障，从而更好地满足个体对保险的高层次需求。

2.合理确定筹资标准，充分发挥家庭正效应

我们也注意到在基本医疗保险扩张的过程中，家庭成员参与基本医疗保险能够促进个体商业健康险的购买。然而，目前看来这种家庭层面的促进效应还不够显著，如何扩大家庭对商业健康险发展的正效应也是我们应当着重考虑的问题。家庭层面促进效应主要通过减轻家庭经济负担这一渠道实现，因此基本医疗保险在扩张的同时，应当在“以收定支，收支平衡”的基础上制定合理的缴费比例和报销比例，充分发挥基本医疗保险的减贫作用，推动家庭经济结构和消费结构的调整，适当刺激群众高层次医疗保险需求。

3.调整各地补贴比例，加大保险教育宣传

我国西部地区经济和保险发展较为落后，人民生活质量较低，对基本医疗保险和商业健康险的购买能力不足，因此各级财政对西部地区的政策倾斜程度也就更大。就城乡居民基本医疗保险来说，中央财政对西部地区的补贴高达 80%，中部地区补贴比例为 60%，而东部地区仅对个别省份进行一定比例的补贴¹。但是从本文的研究结果来看，西部地区个人层面的挤出效应最为显著，也就是说西部地区中基本医疗保险对商业健康险存在显著的替代作用。一方面，高比例的财政补贴进一步加大了基本医疗保险与商业健康险的价格差异，居民的最优选择也会受到一定影响；另一方面，由于该地区保险理念的落后，居民对于基本医疗保险保障范围有限这一事实认识的还不够清晰，尤其是对尚未出险或医疗支出未到社会医疗保险报销上限的居民来说，对基本医疗保险的认识偏差导致他们对未来风险过分乐观估计，因而也就导致了医疗保险结构失衡，商业健康险被显著挤出现象。本文建议基本医疗保险在扩张过程中，需逐渐调整对各地区的补贴比例，在减轻国家财政负担的同时，仍需要广泛普及医疗保险知识，矫正居民对医疗保险的认知偏差，避免出现对基本医疗保险过度依赖的情况。

参考文献

- [1]黄薇，医保政策精准扶贫效果研究——基于 URBMI 试点评估入户调查数据[J]. 经济研究，2017.9： 117-132.
- [2]刘宏. 中国居民医疗保险购买行为研究----基于商业健康保险的角度[J]. 经济学（季刊），2012.7： 1525-1548.
- [3]吕志勇，王霞. 商业健康保险与社会医疗保险系统耦合协调发展研究[J]. 保险研究，2013.9： 31-42.
- [4]彭浩然，郑倩昀，昝玉红. 中国社会医疗保险扩张会促进商业健康保险

¹ 数据来源：《国家医保局 财政部 人力资源社会保障部 国家卫生健康委关于做好 2018 年城乡居民基本医疗保险工作的通知》医保发〔2018〕2 号。

发展吗? [J]. 金融研究, 2017.5: 97-110.

[5]秦雪征, 社会安全网、自我保险与商业保险:一个理论模型[J]. 世界经济, 2011.10: 70-86.

[6]王向楠. 社会医疗保险、市场结构与我国商业健康保险发展[J]. 保险研究, 2011.7: 35-41.

[7]许飞琼. 商业保险与社会保障关系的演进与重构[J]. 中国人民大学学报, 2010.2: 95-104.

[8]Aizer A., Grogger J., Parental Medicaid Expansions and Child Medicaid Coverage[C]. NBER Working Paper # 9907, August,2003.

[9]Akerlof, G. A. The market for lemons: Quality uncertainty and the market mechanism[J]. Quarterly Journal of Economics, 1970, 84(3): 488-500.

[10]Blumberg L.J, Dubay L., Norton S.A., Did the Medicaid expansions for children displace private insurance? An analysis using the SIPP[J]. Journal of Health Economics 2000.19(1): 33-60.

[11]Busch S., Duchovny N., Family coverage expansions: impact on insurance coverage and health care utilization of parents[J]. Journal of Health Economics 2005.24(5): 876-890.

[12]Card D., Shore-Sheppard L., Using discontinuous eligibility rules to identify the effects of the federal medicaid expansions on low income children[J]. Review of Economics and Statistics 2004.86(3): 752-766.

[13]David M Culter, Jonathan Gruber. Dose public insurance crowd out private insurance? [J]. Quarterly Journal of Economics 1996.5: 391-430.

[14]Gruber, J. The incidence of mandated maternity benefits[J]. American Economic Review, 1994, 84 (3): 622-641.

[15]Hong LIU, Song GAO, John A. RIZZO. The expansion of public health insurance and the demand for private health insurance in rural China[J]. China Economic Review 22 (2011): 28-41.

[16]Hudson J., Selden T., Banthin J., Impact of SCHIP on insurance coverage of children[J]. Inquiry 2005.42(3): 232-254.

[17]John C. Ham, Serkan Ozbeklik, Lara D. Shore- Sheppard. Estimating Heterogeneous Takeup and Crowd- Out Responses to Existing Medicaid Income Limits and their Nonmarginal Expansions[J]. Journal of Human Resources. Fall2014, Vol. 49 Issue 4: 872-905.

[18]Jonathan Gruber, Kosali Simon. Crowd-out 10 years later: have recent public insurance expansions crowded out private health insurance?[J]. Journal of Health Economics 2008(27): 201-217.

[19]Shore-Sheppard L.D., Stemming the Tide-The Effect of Expanding

Medicaid Eligibility on Health Insurance[C]. NBER WP11091, 2005.

[20]Xiaohui Hou, Jing Zhang, The effects of public health insurance expansion on private health insurance in urban China[J]. *International Journal of Health Economics and Management*, vol. 2017(3): 359-375.

[21]Xuezheng Qin, Gordon G. Liu. Does the US health care safety net discourage private insurance coverage?[J]. *The European Journal of Health Economics*, Vol. 14, No. 3 (June 2013): 457-469.

[22]Yazici E., Kaestner R., Medicaid expansions and the crowding out of private health insurance among children[J]. *Inquiry* 2000.37 (Spring 1): 23–32.

医保报销壁垒与城乡差距演化

崔琨、王瀚洋、李博¹

摘要:

本文构建了一个包含劳动力流动壁垒和农村医疗保险报销壁垒的两部门模型,定量地估计了农村医保报销壁垒对城乡劳动力流动进而对城乡差距的动态影响,侧面体现了社会医疗保险整合的处理效应。本文发现:

(1) 医保报销壁垒促进了农村劳动力向城市流动,使得农村每年额外流失总劳动力的 3.1%;(2) 农村劳动力更显著地流向城市会扩大城乡人均工资、总工资和总产出差距,与存在医保报销壁垒相比,无医保报销壁垒会使得农业部门与工业部门人均工资比值以及人均产出比值增加约 10.2%。总工资比值以及总产出比值增加约 8.7%。研究表明医保整合可以有效的缩小城乡差距,政府应该破除农村医保报销壁垒,努力缩小城乡医疗保障的差异;医保缴费政策要向农村地区有所倾斜,更好地发挥基本医疗保险的收入再分配作用。

关键词: 医保整合, 两部门模型, 城乡差距

一、引言

社会医疗保险是国家社会保障体系的重要组成部分,建设公平的、覆盖全民的社会医疗保险体系是实现“健康中国 2030”目标的重要内容。但是,在 2016 年启动整合之前,中国社会医疗保险体系包括城镇职工基本医疗保险(下文简称“城职保”)、城镇居民基本医疗保险(下文简称“城居保”)和新型农村合作医疗(下文简称“新农合”)三个部分,三大制度分割运行,待遇悬殊,具体表现在两个方面:一是各个制度相互封闭,较难流动,按照户籍标准(城乡)、就业标准(劳动者与居民)、行业性质标准(公

¹ 崔琨,北京大学经济学院金融系博士研究生。王瀚洋(通讯作者),北京大学经济学院风险管理及保险学系博士研究生。李博,北京大学经济学院经济系助理教授。

务员与普通劳动者)等标准划分;二是各个统筹单位封闭运行,目前中国医保基金主要在县级统筹,个别地区在市级统筹,全国共有 2000 多个统筹单位分别封闭运行。因此,中国社会医疗保险呈现“碎片化”的特征,管理运行体制和保障水平在城乡、区域、不同群体之间存在着明显的差异。

城乡之间医保保障水平差异尤为明显,新农合的保障水平相对较低。Lei and Lin (2009) 指出新农合虽然提高了农民利用预防性医疗服务的可能性,但是没有降低农民的自付医疗支出的压力或提高农民利用常规医疗服务的可能性。Wagstaff et al. (2009) 发现新农合参保农民甚至增加了自付医疗支出。Yip and Hsiao (2009) 发现由于供方和需方的道德风险,新农合并没有降低农民的医疗费用负担。由于新农合保障水平较低,农村人口获得医疗服务的经济负担更大。平均而言,新农合的报销率比城职保和城居保低 10% (Meng et al., 2015)。有学者测算,新农合参保人员的住院率和医保报销费用显著低于城职保和城居保的参保人员。城职保的次均报销费用为 6529 元,实际报销比为 64.7%,城居保略低于城职保,而新农合的次均报销费用和报销比均大幅低于其他两种制度,次均报销费用仅为 2950 元,相应的实际报销比为 46.4% (姚奕等, 2017)。

理论上,医疗保险可以从多个方面对家庭产生影响:改变家庭的医疗服务利用水平,改善家庭成员的健康状况,提高家庭成员的生产力,以及降低家庭潜在的医疗支出和财务约束,丰富家庭的金融资源(Chen and Jin, 2012)。异质性的医疗保险对家庭的影响也是不同的, Bhattacharya et al. (2003) 利用定期接受治疗的 HIV 人群的相关数据,研究不同医保对 HIV 人群死亡率的影响,实证发现私人保险比公共保险对防止 HIV 致死更有效。Goldman and Maestas (2013) 研究了不同医疗保险对个人医疗支出风险以及持有风险资产的意愿的影响,实证发现 HMO 参与者的风险资产投资比例增加了 12%,而参与了 Medigap 和雇主提供医保的人比那些只参加了基本 Medicare A、B 的人增加了 6%的资产风险暴露意愿。中国研究而言,一项评估不同医保对 ST 段抬高心肌梗死 (STEMI) 的治疗作用的研究显示,控制其它因素,就城居保(5.0%)和新农合 (3.7%) 而言,新农合组的死亡率更高 (11.5%),这可能是由于医保报销水平不同 (Liu et al., 2014)。从经济影响来说,有研究发现,新农合实施后,农村人口的经济负担高于城市人口,中等收入和高收入个人因医疗费用而陷入贫困的比例下降,而低收入人群因医疗费用而陷入贫困的比例上升 (Feng et al., 2014; Meng and Xu, 2014)。

相比于之前微观的实证研究,本文从宏观角度构建了一个包含劳动力流动壁垒和农村医保报销壁垒的两部门模型,从理论上分析了分割的医保制度对城乡差距的动态影响。研究发现,医保报销壁垒促进了农村劳动力

向城市流动，进而影响城乡人均工资差距、总工资差距和总产出差距。当未触及到劳动力流动下限时，医保报销壁垒会缩小城乡人均工资差距，一旦触及到劳动力流动下限，医保报销壁垒会更显著地扩大城乡人均工资差距。此外，医保报销壁垒会扩大城乡总工资差距和城乡总产出差距。本文通过参数设定、数值模拟，求解模型，并通过和实际数据比对，证明了模型可以较好地拟合实际宏观变量，有一定的解释能力。

本文的主要贡献表现在以下几个方面：第一，从理论上分析了医保报销壁垒对城乡差距的影响。本文通过构建一个两部门模型，比较含医保报销壁垒和无医保报销壁垒的城乡差距。这种反事实实验定量地估计了医保整合的处理效应。第二，从宏观上分析了异质性医疗保险对家庭的影响。之前的研究主要通过调查数据，借助应用微观的方法，分析不同医保对家庭消费、投资、健康和教育产出等影响。但简化式模型很难捕捉医保作用的机制，本文则分析了农村医保报销壁垒通过劳动力流动，对城乡产出、总工资、人均工资差异的动态影响。

本文第二部分详细介绍了我国分割的社会医疗保险制度和农村医保报销壁垒，第三部分构建了一个包含劳动力流动壁垒和农村医保报销壁垒的两部门模型，第四部分通过参数设定、数值模拟，求解模型，分析了农村医保报销壁垒对城乡产出、总工资、人均工资差异的动态影响，第五部分是结论和政策建议。

二、农村医保报销壁垒

城乡之间的社会医疗保险管理部门不同。新农合由中国国家卫生和计划生育委员会(原卫生部)管理，而城职保和城居保由中国人力资源和社会保障部管理。2000年以前，农村居民还没有被纳入社会保障体系。新农合的前身是在没有政府财政支持的情况下，农民自行组织的，直到2003年才进入正式的社会医疗保险体系。即使进入制度体系后，农村地方薄弱的财政也制约了新农合的保障水平。

表 1：比较三种社会医疗保险制度

	新农合	城居保	城职保
开始年份	2003	2007	1998
参保对象	农村，职工和非职工	城市，非职工	城市，职工
参保人数（百万）	802	296	274
人口覆盖率	98.70%	-	-
资金来源	政府资助(80%)及个人保费(20%)	政府资助(70%)及个人保费(30%)	供款(每年工资的8%，雇主6%，雇员2%)
人均筹资（美元）	\$61.20	\$66.20	\$424.70

资金池数量	2852 (县)	333(市)	333(市)
服务政策	受限	受限	综合
年住院率	9.10%	7.10%	11.30%
两周内就医率	12.50%	12.40%	13.40%
药物覆盖数量	800	2300	2300
人均家庭支出费用 (美元)	\$1,095	\$2,974	\$2,974
医疗支出占家庭消费支出的比重	9.30%	6.20%	6.20%

资料来源: Meng et al. (2015)

表 1 报告了三种社会医疗保险制度的差异。对比来看,新农合人均筹资水平 (\$61.2) 低于城居保 (\$66.2) 和城职保 (\$424.7), 药物覆盖数量 (800) 低于城居保 (2300) 和城职保 (2300), 参合家庭医疗支出占消费总支出比例 (9.3%) 高于城居保 (6.2%) 和城职保 (6.2%)。可以看出, 新农合的保障水平显著低于城居保和城职保。事实上, 由于筹资水平、管理效率、财政能力等制约, 新农合的实际保障水平非常有限。本文将城乡医保保障水平的差异简化为农村医保报销存在一个上限, 而城市则假设不存在报销上限。可以证明, 即使允许城市比农村有一个更高的报销上限, 本文的主要结论不受影响。下面我们用实际数据估计农村医保的报销比例。

表 2: 新农合运营表现 (2007-2016)

年份	参保人数 (亿人)	参合率 (%)	人均筹资 (元)	当年基金支出 (亿元)	补偿收益人次 (亿人次)	人均报销 (元)	人均报 销比例	人均报销/ 人均缴费
2007	7.26	86.20	94.32	346.63	4.53	76.52	0.81	4.06
2008	8.15	91.53	96.30	662.31	5.85	113.22	1.18	5.88
2009	8.33	94.19	113.36	922.92	7.59	121.60	1.07	5.36
2010	8.36	96.00	156.57	1187.84	10.87	109.28	0.70	3.49
2011	8.32	97.48	246.21	1710.19	13.15	130.05	0.53	2.64
2012	8.05	98.26	308.50	2408.00	17.45	137.99	0.45	2.24
2013	8.02	98.70	370.60	2909.20	19.42	149.79	0.40	2.02
2014	7.36	98.90	410.89	2890.40	16.52	174.96	0.43	2.13
2015	6.70	98.80	490.30	2933.41	16.53	177.46	0.36	1.81
2016	2.75	99.36	559.00	1363.64	6.57	207.56	0.37	1.86

数据来源: 中国卫生和计划生育统计年鉴

表 2 报告了 2007-2016 年新农合的运营状况, 包括参保人数、参保率、人均筹资、当年基金支出、补偿收益人次、人均报销和人均报销比例。除

了人均报销和人均报销比例，其它变量数据直接来自于中国卫生和计划生育统计年鉴。人均报销本文定义为当年基金支出比补偿受益人次，人均报销比例本文定义为人均报销比人均筹资。可以看到，新农合人均报销比例在很多年份都是小于 1 的，说明农村医保并没有发挥保险的杠杆作用，减轻农民的医疗负担。最高的人均报销比例在 2008 的 1.18。

三、理论模型

我们建立两部门增长模型，其中 1 部门代表农业部门，2 部门代表工业部门。

(一) 家户

假设代表性家户中有 N_t 个同质性个体，则家户最优化问题是

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t N_t U(C_{1t}, C_{2t}) \quad (1)$$

其中 $U(C_{1t}, C_{2t})$ 为每个人的效用， C_{1t} 为农产品消费， C_{2t} 为工业品消费。

代表性家户面临的预算约束是

$$\begin{aligned} & q_t N_t C_{1t} + N_t C_{2t} + N_{t+1} k_{t+1} - (1 - \delta_t) N_t k_t + N_t M_t(C_{1t}, C_{2t}) + f s_{Et} E_t + \\ & s w_{2t} h_{2t} (1 - s_{Et}) E_t \\ & = [w_{1t} h_{1t} s_{Et} + w_{2t} h_{2t} (1 - s_{Et})] E_t + r_t N_t k_t - \tau_t (r_t - \delta_t) N_t k_t - \pi_t + s_{Et} E_t P_{1t} \\ & + (1 - s_{Et}) E_t M_t(C_{1t}, C_{2t}) \quad (2) \end{aligned}$$

其中 $M_t(C_{1t}, C_{2t})$ 为人均医疗花费， q_t 为农产品相对于工业品的价格， k_t 为

人均资本存量， δ_t 为资本折旧率， f 为农业部门劳动力的人均医保固定保

费， s 为工业部门劳动力缴纳的医疗保费占工资比率， E_t 为劳动力数量，

全部劳动力将在农业部门和工业部门间进行流动， s_{Et} 为农业部门劳动力占

比， w_{1t} 、 w_{2t} 分别为农业部门和工业部门的单位工资率， h_{1t} 、 h_{2t} 分别为

两部门的工作时长， r_t 为利率， τ_t 为净资本收益税率， π_t 转移支付，值得注意的是，我们将劳动收入税计算在了转移支付中，这样模型系统不会有税收扭曲。我们假定工业部门劳动力的医保是实报实销，而农业部门劳动力医保报销为 P_{1t} ，则农业部门劳动力的自付医疗花费为

$M_t(C_{1t}, C_{2t}) - P_{1t}$ ，工业部门劳动力自付医疗花费为0。

本文模型存在两个壁垒：农村医保报销壁垒和劳动力流动壁垒。

农村医保报销壁垒的刻画如下：

$$\frac{P_{1t}}{f} \leq \bar{B} \quad i.e. \quad P_{1t} = \begin{cases} M_t(C_{1t}, C_{2t}) & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \leq f\bar{B} \\ f\bar{B} & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B} \end{cases}$$

(3)

即农业部门劳动力的医保报销 P_{1t} 存在上限，当医疗花费未超过报销上限值时，实行实报实销，当医疗花费超过报销上限值时，只能报销上限值。现实中，城市的医保体系较为完全，相较于农村而言，城市劳动力的医保报销限制更少。本模型将其简化为城市无医保报销壁垒，农村有医保报销上限壁垒，以此来研究壁垒对两部门的经济影响。

劳动力流动壁垒的刻画如下：

$$s_{Et} = \begin{cases} \underline{s}_E & \text{如果 } Z_t < \varepsilon \\ \overline{s}_E & \text{如果 } Z_t > \varepsilon \\ [\underline{s}_E, \overline{s}_E] & \text{如果 } Z_t = \varepsilon \end{cases} \quad \text{其中 } Z_t = \frac{w_{1t}h_{1t} - f - M_t(C_{1t}, C_{2t}) + P_{1t}}{(1-s)w_{2t}h_{2t}}$$

(4)

即两部门的劳动力流动都有各自的限值，农业部门劳动力占比最小为 \underline{s}_E ，

工业部门劳动力占比最小为 $1 - \overline{s}_E$ 。现实中，劳动力的流动不能简单地归

因于收入的差别，一部分城市劳动力和农村劳动力具有“安土重迁”思想，这使得他们不愿意或者不能在两部门之间进行自由流动。在模型中，我们将这部分劳动力刻画为劳动力流动的上限和下限。

$w_{1t}h_{1t} - f - M_t(C_{1t}, C_{2t}) + P_{1t}$ 为农业部门劳动力扣除医保缴费和自付医

疗花费后的人均净收入， $(1-s)w_{2t}h_{2t}$ 为工业部门劳动力扣除医保缴费后的人均净收入。对于 ε ，我们假设其小于1，因为劳动力并不完全因为哪个部门的净收入高就往哪个部门流动，跨部门流动对于劳动力而言是有很大的成本，所以，我们假设只有两部门人均净收入存在一定差距时，劳动力才进行流动。当两部门净收入比小于 ε 时，劳动力有意愿往城市流动，但由于“安土重迁”思想的存在，占比 \underline{s}_E 的劳动力不得不留在农村。同理，当两部门净收入比大于 ε 时，劳动力有意愿往农村流动，但占比 $1-\overline{s}_E$ 的劳动力不得不留在城市。

消费者最优化问题可以表述为：在(2)、(3)、(4)式约束下求解(1)式最大化。可得如下：

如果 $M_t(C_{1t}, C_{2t}) \leq f\bar{B}$ ，则

$$N_t \frac{\partial U(C_{1t}, C_{2t})}{\partial C_{1t}} = N_t \frac{q_t}{\lambda_t} + \frac{N_t - E_t}{\lambda_t} \frac{\partial M_t(C_{1t}, C_{2t})}{\partial C_{1t}}$$

$$N_t \frac{\partial U(C_{1t}, C_{2t})}{\partial C_{2t}} = \frac{N_t}{\lambda_t} + \frac{N_t - E_t}{\lambda_t} \frac{\partial M_t(C_{1t}, C_{2t})}{\partial C_{2t}}$$

如果 $M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B}$ ，则

$$N_t \frac{\partial U(C_{1t}, C_{2t})}{\partial C_{1t}} = N_t \frac{q_t}{\lambda_t} + \frac{N_t - (1 - \underline{s}_E)E_t}{\lambda_t} \frac{\partial M_t(C_{1t}, C_{2t})}{\partial C_{1t}}$$

$$N_t \frac{\partial U(C_{1t}, C_{2t})}{\partial C_{2t}} = \frac{N_t}{\lambda_t} + \frac{N_t - (1 - \underline{s}_E)E_t}{\lambda_t} \frac{\partial M_t(C_{1t}, C_{2t})}{\partial C_{2t}}$$

这样我们解得消费函数为

$$C_{1t} = \begin{cases} c_1^1(\lambda_t, q_t) & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \leq f\bar{B} \\ c_1^2(\lambda_t, q_t) & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B} \end{cases} \quad (5)$$

$$C_{2t} = \begin{cases} c_2^1(\lambda_t, q_t) & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \leq f\bar{B} \\ c_2^2(\lambda_t, q_t) & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B} \end{cases} \quad (6)$$

跨期欧拉方程为

$$\lambda_{t+1} = \beta \lambda_t [1 + (1 - \tau_{t+1})(r_{t+1} - \delta_{t+1})] \quad (7)$$

另外，我们有TVC条件为

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\beta^t}{\lambda_t} k_t = 0 \quad (8)$$

(二) 厂商

农业部门生产函数为

$$Y_{1t} = TFP_{1t} K_{1t}^{\theta_1} L_{1t}^\eta \quad (9)$$

其中 TFP_{1t} 为农业部门的全要素生产率， K_{1t} 和 L_{1t} 分别为资本投入和劳动投入，农业部门生产还需要土地投入，但由于其为常数，我们将其涵盖进 TFP_{1t} 中，也正是由于农业生产中存在土地固定要素，从而资本和劳动的规模报酬递减，所以我们设定 $\theta_1 + \eta < 1$ ，这与 Hayashi and Prescott(2008)是一致的。通过求解农业部门厂商最优化问题，我们得到要素价格

$$r_t = \theta_1 q_t TFP_{1t} K_{1t}^{\theta_1 - 1} L_{1t}^\eta \quad (10)$$

$$w_{1t} = \eta q_t TFP_{1t} K_{1t}^{\theta_1} L_{1t}^{\eta - 1} \quad (11)$$

工业部门生产由于没有土地等固定要素投入，从而满足规模报酬不变的性质，生产函数为

$$Y_{2t} = TFP_{2t} K_{2t}^{\theta_2} L_{2t}^{1 - \theta_2} \quad (12)$$

通过求解工业部门厂商最优化问题，我们得到要素价格

$$r_t = \theta_2 TFP_{2t} \left(\frac{K_{2t}}{L_{2t}} \right)^{\theta_2 - 1} \quad (13)$$

$$w_{2t} = (1 - \theta_2) TFP_{2t} \left(\frac{K_{2t}}{L_{2t}} \right)^{\theta_2} \quad (14)$$

(三) 均衡

我们假设农业部门产品只能用于消费，工业部门产品既可用于消费也可用于投资，并且假设政府只购买工业部门产品。劳动力和资本可在两部门之间进行流动，其中劳动力的流动有壁垒限制。这样我们整理出清条件如下：

$$\text{(农业部门产品)} \quad N_t C_{1t} = Y_{1t} \quad (15)$$

(工业部门产品)

$$N_t C_{2t} + [N_{t+1} k_{t+1} - (1 - \delta_t) N_t k_t] + G_t = Y_{2t} \quad (16)$$

$$\text{(资本)} \quad K_{1t} + K_{2t} = N_t k_t \quad (17)$$

$$\text{(农业部门劳动力)} \quad L_{1t} = h_{1t} s_{Et} E_t \quad (18)$$

$$\text{(工业部门劳动力)} \quad L_{2t} = h_{2t} (1 - s_{Et}) E_t \quad (19)$$

定义竞争均衡：给定人均资本存量的初始值 k_0 ，以及一系列外生变量

$N_t, E_t, h_{1t}, h_{2t}, TFP_{1t}, TFP_{2t}, \delta_t, G_t, \tau_t$ ，我们可以解得 $\lambda_t, q_t,$

$w_{1t}, w_{2t}, r_t, k_t, K_{1t}, K_{2t}, s_{Et}, L_{1t}, L_{2t}, C_{1t}, C_{2t}$ 满足如下条件：

- (1) 代表性家户一阶条件(4), (5), (6), (7)以及TVC条件(8)；
- (2) 厂商一阶条件(10), (11), (13), (14)；
- (3) 市场出清条件(15)-(19)式，其中 Y_{1t} 由(9)式给出， Y_{2t} 由(12)式给出。

(四) 模型求解

我们定义 $s_{Kt} = \frac{K_{1t}}{N_t k_t}$ ， $\psi_t = \frac{G_t}{Y_{2t}}$ ，两部门生产函数重新表述为

$$Y_{1t} = TFP_{1t} (s_{Kt} N_t k_t)^{\theta_1} (h_{1t} s_{Et} E_t)^\eta \quad (20)$$

$$Y_{2t} = TFP_{2t}[(1 - s_{Kt})N_t k_t]^{\theta_2} [h_{2t}(1 - s_{Et})E_t]^{1-\theta_2} \quad (21)$$

这样我们可将上述 13 个变量均衡简化为如下 5 个变量均衡, 通过 (22)–(26)

式解得 k_t , λ_t , q_t , s_{Kt} , s_{Et} 。

(预算约束)

$$\begin{cases} N_t c_2^1(\lambda_t, q_t) + N_{t+1} k_{t+1} - (1 - \delta_t) N_t k_t = (1 - \psi_t) TFP_{2t} [(1 - s_{Kt}) N_t k_t]^{\theta_2} [h_{2t}(1 - s_{Et}) E_t]^{1-\theta_2} & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \\ N_t c_2^2(\lambda_t, q_t) + N_{t+1} k_{t+1} - (1 - \delta_t) N_t k_t = (1 - \psi_t) TFP_{2t} [(1 - s_{Kt}) N_t k_t]^{\theta_2} [h_{2t}(1 - s_{Et}) E_t]^{1-\theta_2} & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \end{cases}$$

(22)

(欧拉方程)

$$\lambda_{t+1} = \beta \lambda_t \left[1 + (1 - \tau_{t+1}) \left(\theta_2 \frac{TFP_{2t+1} [(1 - s_{Kt+1}) N_{t+1} k_{t+1}]^{\theta_2} [h_{2t+1}(1 - s_{Et+1}) E_{t+1}]^{1-\theta_2}}{(1 - s_{Kt+1}) N_{t+1} k_{t+1}} - \delta_{t+1} \right) \right]$$

(23)

(农业品出清)

$$\begin{cases} N_t c_1^1(\lambda_t, q_t) = TFP_{1t} (s_{Kt} N_t k_t)^{\theta_1} (h_{1t} s_{Et} E_t)^\eta & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \leq f\bar{B} \\ N_t c_1^2(\lambda_t, q_t) = TFP_{1t} (s_{Kt} N_t k_t)^{\theta_1} (h_{1t} s_{Et} E_t)^\eta & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B} \end{cases}$$

(24)

(资本边际报酬等式)

$$\theta_1 \frac{q_t TFP_{1t} (s_{Kt} N_t k_t)^{\theta_1} (h_{1t} s_{Et} E_t)^\eta}{s_{Kt} N_t k_t} = \theta_2 \frac{TFP_{2t} [(1 - s_{Kt}) N_t k_t]^{\theta_2} [h_{2t}(1 - s_{Et}) E_t]^{1-\theta_2}}{(1 - s_{Kt}) N_t k_t}$$

(25)

(劳动力流动壁垒)

$$s_{Et} = \begin{cases} \frac{S_E}{\bar{S}_E} & \text{如果 } Z_t < \varepsilon \\ \frac{\bar{S}_E}{S_E} & \text{如果 } Z_t > \varepsilon \text{ 其中 } Z_t = \\ \left[\frac{S_E}{\bar{S}_E}, \frac{\bar{S}_E}{S_E} \right] & \text{如果 } Z_t = \varepsilon \end{cases}$$

$$\begin{cases} \frac{\eta q_t TFP_{1t} (s_{Kt} N_t k_t)^{\theta_1} (h_{1t} s_{Et} E_t)^\eta - f}{\frac{(1-s)(1-\theta_2) TFP_{2t} [(1-s_{Kt}) N_t k_t]^{\theta_2} [h_{2t} (1-s_{Et}) E_t]^{1-\theta_2}}{(1-s_{Et}) E_t}} - f & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \leq f\bar{B} \\ \frac{\eta q_t TFP_{1t} (s_{Kt} N_t k_t)^{\theta_1} (h_{1t} s_{Et} E_t)^\eta - f - M_t(C_{1t}, C_{2t}) + f\bar{B}}{\frac{(1-s)(1-\theta_2) TFP_{2t} [(1-s_{Kt}) N_t k_t]^{\theta_2} [h_{2t} (1-s_{Et}) E_t]^{1-\theta_2}}{(1-s_{Et}) E_t}} & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B} \end{cases}$$

(26)

我们注意到(22)、(23)式是 k_t 和 λ_t 的差分方程，当我们给定 k_t 和 λ_t 时，通过(24)–(26)式可以解出 q_t 、 s_{Kt} 、 s_{Et} 。用 k_t 和 λ_t 表示 q_t 、 s_{Kt} 、 s_{Et} ，将其带入到(22)式和(23)式中，则系统简化为关于 k_t 和 λ_t 的二维动态系统。系统均衡是满足 TVC 条件的二维动态系统 (k_t, λ_t) 的解。具体到每一期的迭代过程为将 λ_{t-1} 、 k_{t-1} 、 s_{Kt-1} 、 s_{Et-1} 带入到取 t-1 期的(22)式中，可以解出 k_t 。(23) 取 t-1 期、(24) 取 t 期、(25) 取 t 期、(26) 取 t 期，四个方程联立可解 λ_t 、 q_t 、 s_{Kt} 、 s_{Et} 。

在标准的一部门增长模型中，如果去掉一个适当的生长趋势，动态系统会转化为自治系统，在去趋势的自治系统中，鞍点路径的解收敛到稳态。Hayashi and Prescott(2008)已证明 Frisch 需求形式可以使得标准两部门模型自治，我们可以通过选取特定的效用函数和医疗花费函数，使得我们模型均衡条件中需求函数满足 Frisch 需求形式。

$$\text{Hayashi and Prescott(2008)已经证得当消费函数满足 } C_{1t} = d_1 + \frac{\mu_1 \lambda_t}{q_t},$$

$C_{2t} = \mu_2 \lambda_t$ 时，标准两部门模型自治。我们假设效用函数和医疗消费函数

满足如下形式

$$U(C_{1t}, C_{2t}) = \mu_1 \log C_{1t} + \mu_2 \log C_{2t} \quad (27)$$

$$M_t(C_{1t}, C_{2t}) = \mu_3 q_t C_{1t} + \mu_4 C_{2t} \quad (28)$$

并且 $\frac{N_{t+1}}{N_t} = \frac{E_{t+1}}{E_t} = n$, $\frac{E_t}{N_t} = e$ 。

此时我们解得 (5)、(6) 式为

$$C_{1t} = \begin{cases} \frac{\mu_1 \lambda_t}{[1+(1-e)\mu_3]q_t} & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \leq f\bar{B} \\ \frac{\mu_1 \lambda_t}{[1+(1-(1-s_E)e)\mu_3]q_t} & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B} \end{cases}$$

(29)

$$C_{2t} = \begin{cases} \frac{\mu_2 \lambda_t}{1+(1-e)\mu_4} & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) \leq f\bar{B} \\ \frac{\mu_2 \lambda_t}{1+(1-(1-s_E)e)\mu_4} & \text{如果 } M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B} \end{cases}$$

(30)

在 (27) 式和 (28) 式下，我们可以得到满足 Frisch 形式的需求函数。但本模型与 Hayashi and Prescott(2008)不同之处在于本文在标准两部门模型

中添加了两个壁垒，通过下文的分析可得，由于 $M_t(C_{1t}, C_{2t})$ 随时间增加，

当时间趋于无穷时， $M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B}$ ，且将会一直成立。由于

$M_t(C_{1t}, C_{2t}) > f\bar{B}$ ，人口会不断流向城市，当时间趋于无穷时，农村劳动

力一定会达到下限值 s_E ，且将会一直不变。从而可得，虽然本文模型添加

了两个壁垒，但时间趋于无穷时，消费函数形式固定，模型满足 Frisch 需求形式可以达到自治。但与 Hayashi and Prescott(2008)不同，本文在标准

两部门模型中添加了两个壁垒，通过下文的分析可得，由于 M 随时间增加，

当时间趋于无穷时，M 大于 f，且将会一直成立。由于 M 大于 f，人口会

不断流向城市，当时间趋于无穷时，农村劳动力一定会达到下限值，且将会

一直不变。从而可得，虽然本文模型添加了两个壁垒，但时间趋于无穷时，

消费函数形式固定，模型满足 Frisch 需求形式可以达到自治。

四、数值模拟

(一) 参数设定

表 2: 参数

参数符号	含义	取值	
参数取值源于文献			文献
θ_1	农业部门生产中资本权重	0.14	Golosov et al. (2015)
η	农业部门生产中劳动权重	0.55	Golosov et al. (2015)
θ_2	工业部门生产中资本权重	0.3	Golosov et al. (2015)
g_1	农业部门增长率	1.039	Golosov et al. (2015)
g_2	工业部门增长率	1.044	Golosov et al. (2015)
$\frac{TFP_2^0}{TFP_1^0}$	工业部门 TFP/农业部门 TFP(2007)	1.71	Cao and Birchenall (2013)
δ	资本折旧	0.05	Golosov et al. (2015)
β	效用贴现	0.96	Golosov et al. (2015)
\bar{s}_{Et}	农村劳动力占总劳动力上限	0.7	Cao and Birchenall (2013)
\underline{s}_{Et}	农村劳动力占总劳动力下限	0.22	Cao and Birchenall (2013)
参数取值源于估计			数据来源
e	劳动人口占总人口比例	0.6746	World Bank
n	人口增长率	1.005	WIND
N^0	人口(2007)	13.17885	WIND

ψ	政府购买占工业部门产出比例	0.37	WIND
h_2	工业部门工作时长（年）	2000	法定工作时长
τ	资本收益税率	0.2	利息税规定
f	农业部门医保保费	93.3	中国卫生和计划生育统计年鉴
s	工业部门保费占工资比	0.08	城职保规定
参数取值源于校准			校准目标及数据来源（《国家统计年鉴》2007年度数据）
μ_1	效用函数中农业品消费权重	0.2118	医疗花费/农业品消费=0.243 （数据：分类消费中医疗保健消费/第一产业产出）
μ_3	医疗花费中农业品花费权重	-0.006	医疗花费/农业品消费增长率=0.011 （数据：分类消费中医疗保健消费/第一产业产出）
μ_4	医疗花费中工业品花费权重	0.161	医疗花费/工业品消费=0.171 （数据：分类消费中医疗保健消费/衣着、居住、交通、通讯消费）
ε	净收入比阈值	0.1829	医疗花费/工业品消费增长率=0.0023 （数据：分类消费中医疗保健消费/衣着、居住、交通、通讯消费）
\bar{B}	农业部门医保报销比保费上限	8.18	农业部门人均工资/工业部门人均工资=0.175033

k_0	人均资本 (2007)	0.7	(数据: 农村人均和可支配收入/城镇人均工资) 农业部门人均工资/工业部门人均工资增长率 =0.0005
λ_0	拉格朗日乘子 (2007)	0.3024	(数据: 农村人均和可支配收入/城镇人均工资) 农业部门劳动力/总劳动力增长率=-0.012 (数据: 第一产业就业人数/总就业人数)

我们将初始年份定为 2007 年。我们参照 Golosov et al. (2015), 将农业部门生产中资本权重取为 0.14, 劳动权重取为 0.55, 工业部门生产中资本权重取为 0.3, 农业部门增长率为 1.039, 工业部门增长率为 1.044, 资本折旧率为 0.05, 效用贴现为 0.96。我们参照 Cao and Birchenall (2013) 将农村劳动力占比上限设为 0.7, 下限设为 0.22。

参数估值部分, 我们根据世界银行的数据, 估计我国劳动人口占比为 0.6746。我们根据 Wind 数据, 估计我国人口增长率为 1.005, 2007 年我国人口基数为 13.17885 亿 (在数值模拟中, 我们将其单位化为 1), 政府购买占工业部门产出比例为 0.37。我们根据《国家统计年鉴》数据、田友春(2016)以及 Cao and Birchenall (2013)估计了 2007 年工业部门 TFP 与农业部门 TFP 的比值, 我们将农业部 TFP 初值单位化为 1, 工业部门 TFP 初值设为 1.71, 在两部门工作时长方面, 我们参考 Hayashi and Prescott(2008), 设定两部门工作时长相同 (即 $h_1 = h_2$), 参考我国法定工作时长, 两部门年工作时长均为 2000 小时 (在数值模拟时, 我们将其单位化为 1)。根据利息税规定, 我们将资本收益税率设定为 0.2。根据中国卫生和计划生育统计年鉴数据, 我们将农业部门医保保费定为 93.3 元 (在数值模拟中, 我们将 93.3 元化为占 2007 年农业部门人均收入的比值, 为 0.03), 将工业部门医保保费设定为占工资的 0.08。

参数校准部分, 我们根据 (28) 式, 用国家统计年鉴数据, 校准得出 $\mu_3 = -0.006$ 、 $\mu_4 = 0.161$ 。我们根据 (29)、(30) 式, 用国家统计年鉴数据进行校准, 得出 $\mu_1 = 0.2118$, 进而得到 $\mu_2 = 0.7882$ (我们假设 $\mu_1 + \mu_2 = 1$)。另外, 我们根据国家统计年鉴数据, 校准得出 $\varepsilon = 0.1829$,

农业部门医保报销比上限为 8.18，人均资本初值为 0.7，拉格朗日乘子初值为 0.3024。

(二) 数值模拟结果与分析

我们假设所有的农业部门集中于农村，所有的工业部门集中于城市。本文对城乡差距的进行了研究分析即对工业部门与农业部门进行的研究分析。

图1. 人均医疗花费/人均农业品消费

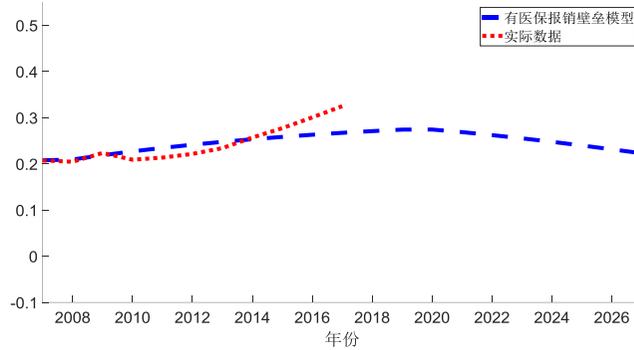


图2. 人均农业品消费/人均工业品消费

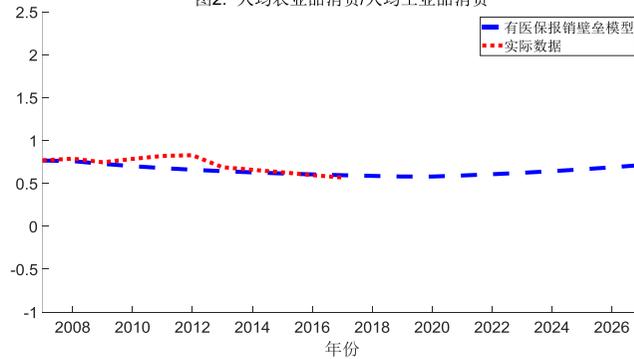
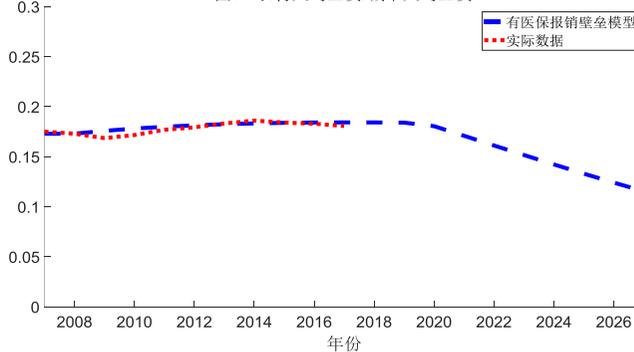
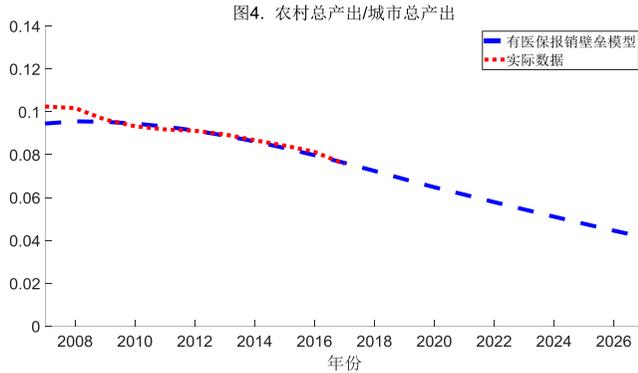
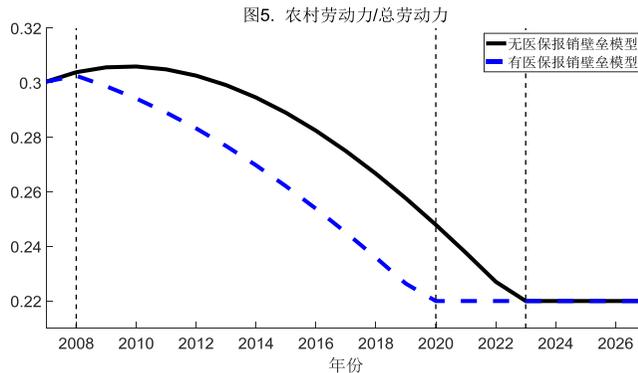


图3. 农村人均工资/城市人均工资



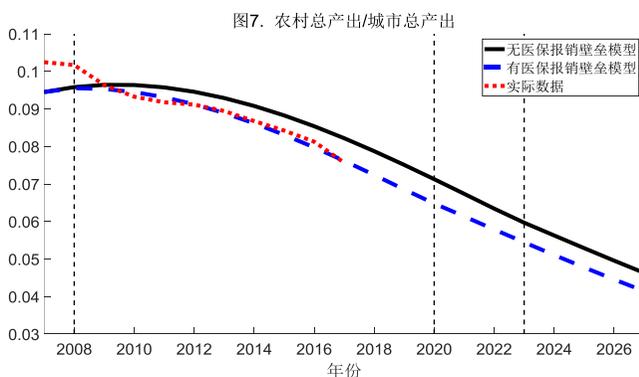
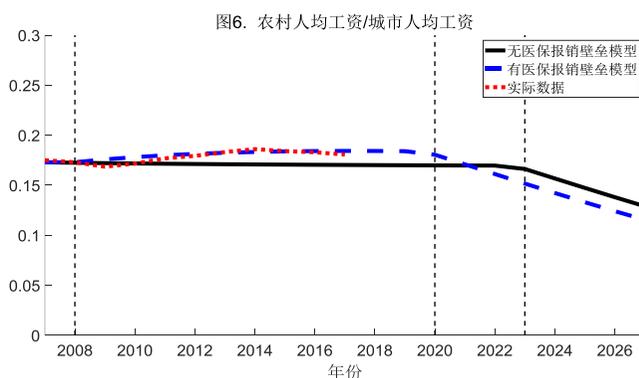


本文建立的有医保报销壁垒的模型可以很好的解释实际。图 1 至图 4 显示了有医保报销壁垒的模型模拟结果与实际数据的对比。图 1 显示，在模型模拟结果中，2007 至 2014 年医疗花费与农产品消费比值整体上升，这与实际数据契合，并且 2009 至 2010 年间的下降趋势也与实际数据拟合良好。图 2 显示，农业品消费与工业品消费比值的模型模拟结果为缓慢下降，实际数据在模拟结果处上下小幅波动，且整体是缓慢下降趋势。图 3 显示，农业部门人均工资与工业部门人均工资比值的模拟结果为先缓慢下降，在较为显著地上升，而实际数据确实在前期缓慢下降，然后呈上升态势。图 4 显示，农业部门总产出与工业部门总产出比值的模拟结果为缓慢下降，且与实际数据拟合较好，特别是与 2009-2017 年的实际数据几乎吻合。通过图 1 至图 4，可以说明我们所建立的有医保报销壁垒的模型与实际拟合较好，我们的模型适用于实际的经济运行，可以解释实际问题。



医保报销壁垒促进了农村劳动力向城市流动。图 5 显示无论是实际数据还是模型模拟结果，劳动力均随时间逐渐流向城市。我们注意到，农村医保报销壁垒在 2008 年开始发挥作用。在 2008 年以后，有医保报销壁垒的模拟结果均小于无医保报销壁垒的模拟结果。这说明农村医保报销壁垒

使得更多的农村劳动力流向城市。工业部门 TFP 增长率高于农业部门，这使得农村劳动力流向城市。随着经济的发展，人们的医疗花费逐年上升，对于农村劳动力而言，其医疗花费终究会达到医保报销上限。当医保报销达到上限后，农村劳动力的实际净收入(扣除医保保费和自费医疗)会与城市劳动力的差距拉大，这会促使农村劳动力更有意愿流向城市以寻求完全公费医疗。当然，人口也不能无休止的流动，受制于“安土重迁”思想的约束，一部分农村劳动力不能进行自由流动。我们的模拟结果显示医保报销壁垒使得农村每年额外流失总劳动力的 3.1%，预计 2020 年达到人口流动下限值，在无医保报销壁垒的情况下，预计 2023 年达到人口流动下限值。医保报销壁垒使得农村劳动力更快地流向了城市。整体而言，医保报销壁垒使得农村劳动力更快的流向了城市，而这也是医保报销壁垒影响城乡经济差异的来源。在下文，我们将分析医保报销壁垒如何影响劳动力流动，进而影响城乡人均工资、总工资、总产出以及人均产出。

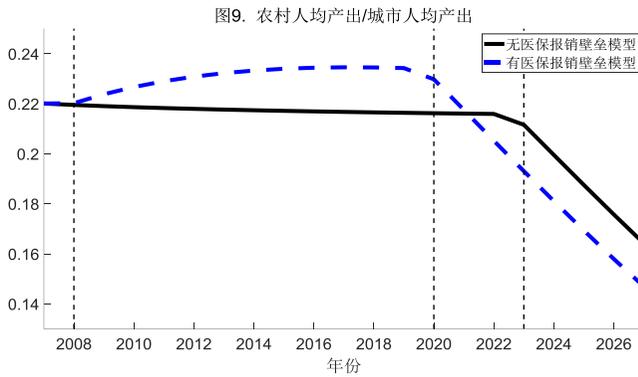
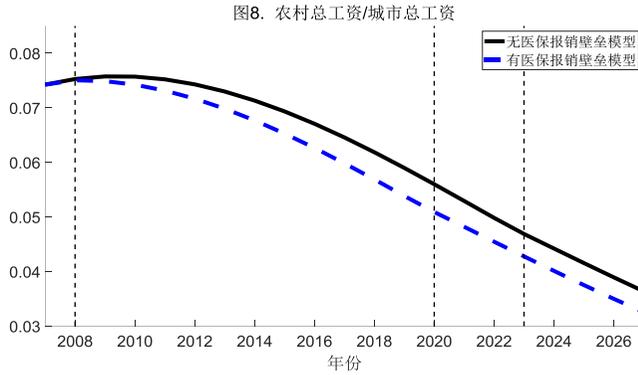


医保报销壁垒在前期会缩小城乡人均工资差距，一旦触及到劳动力流动下限，医保报销壁垒会显著扩大城乡人均工资差距。图 6 显示城乡人均

工资比的变化趋势，且实际数据与有医保报销壁垒结果一致。无医保报销壁垒模型的模拟结果显示 2023 年之前，城乡人均工资差距缓慢扩大，2023 年达到人口流动下限值后，城乡人均工资差距迅速扩大。有医保报销壁垒的模型模拟结果显示 2007 至 2008 年，城乡人均工资差距与无医保报销壁垒结果相同。2008 年医保报销壁垒发挥作用后，城乡人均工资差距迅速缩小，医保报销壁垒使得农业部门人均工资与工业部门人均工资比值增加约 8.3%。直到 2020 年，达到人口流动下限值后，城乡人均工资差距迅速扩大，与存在医保报销壁垒情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门人均工资与工业部门人均工资比值扩大大约 10.2%。图 6 显示实际数据与有医保报销壁垒结果一致，城乡人均工资差距在 2008 年之前缓慢扩大，2008 年至 2017 年迅速缩小。图 5 显示当医保报销壁垒发挥作用后，农村劳动力更快地流向了城市，这使得农村劳动力迅速减少。(11) 式中 $\eta - 1 < 0$,

农业部门人均工资随农业部门劳动力的减少而增加。这缩小了城乡人均工资差距，所以无论是有医保报销壁垒的模拟结果，还是实际数据，均显示 2008 年后农业部门人均工资/工业部门人均工资迅速上升，即城乡人均工资差距迅速缩小。通过 (26) 式，我们注意到劳动力的流动的作用就是缓解城乡人均工资差距的扩大。因为当越来越多的劳动力涌向城市，城市的劳动工资便会下降（见 (14) 式）。当人口流动达到下限后，劳动力便不再流动，城乡人均工资的差距便不能通过劳动力的流动来缓解，此时开始，城乡人均工资差距会因 TFP 增长率的差距随着时间显著扩大。医保报销壁垒的存在会使得劳动力的流动更早地触及下限值，从而城乡人均工资差距扩大的更加显著。整体而言，医保报销壁垒，会促进农村劳动力更快地流向城市，在未触及到劳动力流动下限时，医保报销壁垒会缩小城乡人均工资差距，一旦触及到劳动力流动下限，医保报销壁垒会更显著地扩大城乡差距。

医保报销壁垒会扩大城乡总产出差距。图 7 显示农业总产出与工业总产出的比值变化，且显示实际数据与有医保报销壁垒结果一致。医保报销壁垒使得更多的劳动力流向城市，由 (12) 式可得，工业部门的产出显著增加，这扩大城乡总产出差距。图 7 显示与存在医保报销壁垒的情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门总产出与工业部门总产出比值增加了约 8.7%。



医保报销壁垒会扩大城乡总工资差距。图 8 显示农业部门总工资与工业部门总工资比的变化趋势。可以看出医保报销壁垒开始发挥作用后，城乡总工资差距逐渐扩大。2008 年后，医保报销壁垒开始发挥作用，农村劳动力更显著地流向城市。图 5 显示城乡人均工资差距因为农村劳动力更显著地流向城市而缩小，农业部门人均工资与工业部门人均工资比值增加约 0.01。图 4 显示，医保报销壁垒使得工业部门劳动力占总劳动力比值增加了 0.02。工业部门劳动力增加程度大于其人均工资相对下降的程度，从而显示工业部门总工资增加，城乡总工资差距扩大，图 8 显示与存在医保报销壁垒的情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门总工资与工业部门总工资比值增加了约 8.7%。

医保报销壁垒在前期会缩小城乡人均产出差距，一旦触及到劳动力流动下限，医保报销壁垒会显著扩大城乡人均产出差距。图 9 显示城乡人均产出比的变化趋势。无医保报销壁垒模型的模拟结果显示 2023 年之前，城乡人均产出差距缓慢扩大，2023 年达到人口流动下限值后，城乡人均产出差距迅速扩大。有医保报销壁垒的模型模拟结果显示 2007 至 2008 年，城乡人均产出差距与无医保报销壁垒结果相同。2008 年医保报销壁垒发挥

作用后，城乡人均产出差距迅速缩小，医保报销壁垒使得农业部门人均产出与工业部门人均产出比值增加约 8.3%。直到 2020 年，达到人口流动下限值后，城乡人均产出差距迅速扩大，与存在医保报销壁垒情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门人均产出与工业部门人均产出比值扩大约 10.2%。

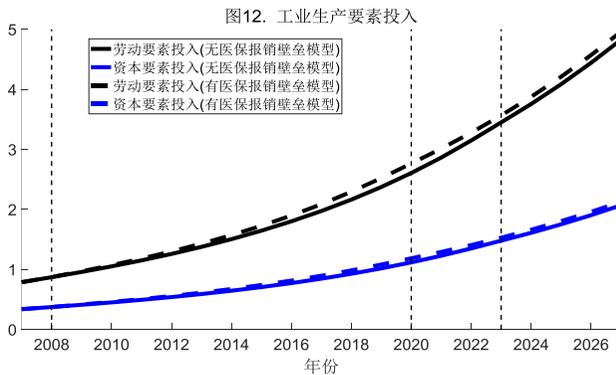
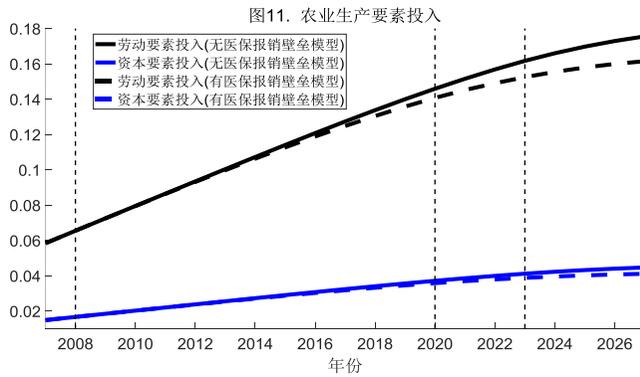
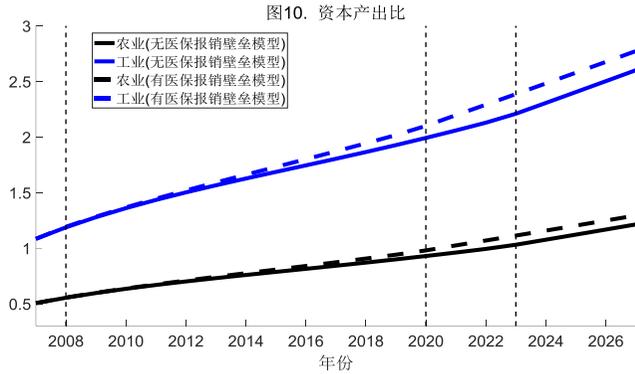


图 10 表明工业的资本产出比明显高于农业，均呈现随时间显著上升

趋势。图 8 表明农业的劳动要素投入与工业的劳动要素投入比值减小，但并不意味着农业的劳动要素投入减小。图 11 与图 12 表明农业与工业的劳动要素投入均随时间增加，但工业劳动要素投入增加更为显著。两部门中资本要素投入具有同样的性质。

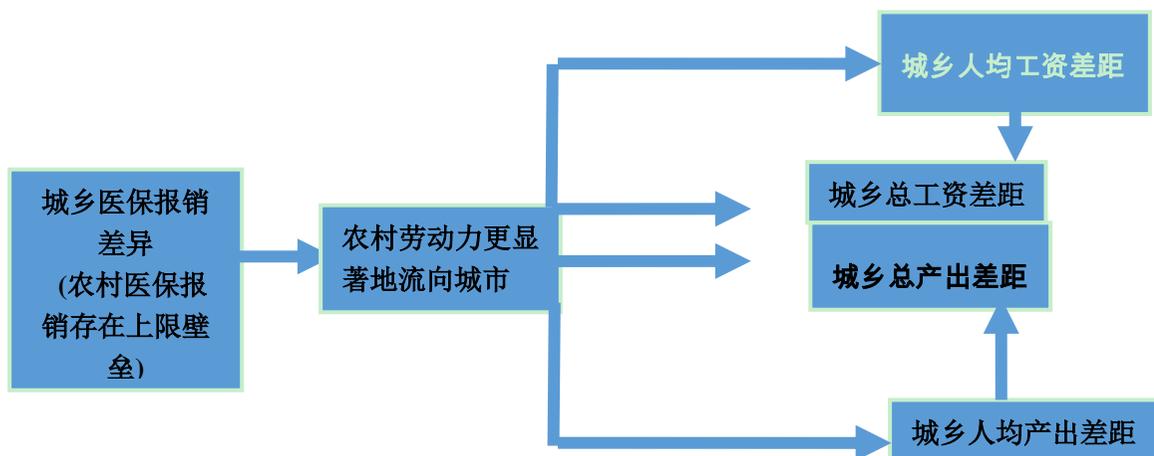
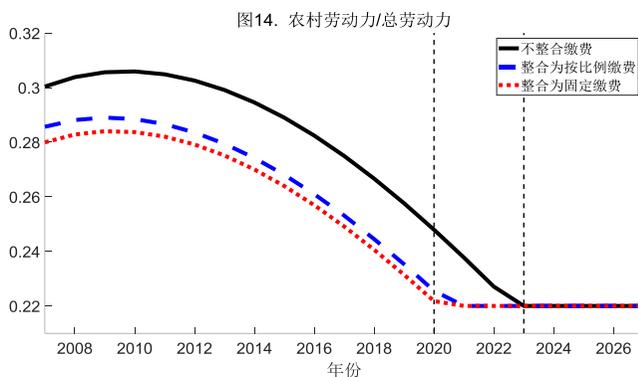


图 13

综合分析，工业部门 TFP 增长率高于农业部门，进而农村劳动力逐渐流向城市。随着消费的增加，人们的医疗花费逐年上升，对于农村劳动力而言，其医疗花费终究会达到医保报销上限。医保报销壁垒使得农村劳动力的实际净收入(扣除医保保费和自费医疗)与城市劳动力的差距拉大，这会促使农村劳动力更有意愿流向城市以寻求完全公费医疗，所以医保报销壁垒使得农村劳动力更快地流向了城市，使得农村每年额外流失总劳动力的 3.1%。当医保报销壁垒发挥作用后，农村劳动力更快地流向了城市，这缩小了城乡人均工资差距。但当人口流动达到下限后，劳动力便不再流动，城乡人均工资的差距便不能通过劳动力的流动来缓解，此时开始，城乡人均工资差距会因 TFP 增长率的差距随着时间显著扩大。与存在医保报销壁垒情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门人均工资与工业部门人均工资比值扩大大约 10.2%。农村劳动力更显著地流向城市，虽然会在前期降低工业部门人均工资，但由于工业部门劳动力增加更显著，总工资会显著上升，从而城乡总工资差距扩大。与存在医保报销壁垒的情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门总工资与工业部门总工资比值增加了约 8.7%。城市劳动力的增加使得城市总产出显著上升，从而扩大了城乡总产出差距。与存在医保报销壁垒的情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门总产出与工业部门总产出比值增加了约 8.7%，农业部门人均产出与工业部门人均产出比值扩大大约 10.2%。

五、拓展实验

我们已经研究了城乡医保报销差异对城乡经济差距产生的影响，研究发现城乡医保整合可以缩小城乡医保报销差异，进而缩小城乡经济差距。而城乡医保系统不只在报销上存在差异，在医保缴费中同样存在差异。新农合缴费可视为固定金额缴费，而城职保缴费为按工资比例缴费。通过实际数据发现，新农合人均缴费远远低于城职保人均缴费。如果城乡医保整合不只停留在城乡报销方面的整合，对于城乡医保缴费的整合会对城乡经济差距产生怎样的影响？我们接下来分析在破除农村医保报销壁垒后，实施城乡医保缴费整合对城乡经济差距的影响，即新农合和城职保在缴费上的整合。



城乡医保在缴费上的整合会使得农村劳动力更显著地流向城市，且整合为固定缴费比整合为按比例缴费劳动流动更显著，且此定性结果不随整合后的缴费取值的变化而变化。图 14 显示了在破除城乡医保报销壁垒后，不整合缴费、整合为固定缴费以及整合为按比例缴费三种情况下农村劳动力占比的变化，均显示农村劳动力更显著地流向城市。相较于不整合缴费，整合为固定缴费使得农村劳动力额外流失 2.2%，整合为按比例缴费使得农村劳动力额外流失 2.6%。我们接下来对此结果进行数学证明。

劳动力的流动取决于(4)式。在破除农村医保报销壁垒后

$$Z_{t1} = \frac{w_{1t}h_{1t}-f}{(1-s)w_{2t}h_{2t}} \quad (31)$$

城乡医保整合为按比例缴费使得

$$Z_{t2} = \frac{(1-s')w'_{1t}h_{1t}}{(1-s')w'_{2t}h_{2t}} = \frac{w'_{1t}h_{1t}}{w'_{2t}h_{2t}} \quad (32)$$

城乡医保整合为固定缴费使得

$$Z_{t3} = \frac{w'_{1t}h_{1t} - f''}{w'_{2t}h_{2t} - f''} \quad (33)$$

我们通过计算得到

$$Z_{t1} - Z_{t2} = \frac{w_{1t}h_{1t} - f}{(1-s)w_{2t}h_{2t}} - \frac{w'_{1t}h_{1t}}{w'_{2t}h_{2t}} = \frac{\left(\frac{w_{1t}}{w_{2t}} - \frac{w'_{1t}}{w'_{2t}}\right)h_{1t} + s\frac{w'_{1t}}{w'_{2t}}h_{1t} - \frac{f}{w_{2t}}}{(1-s)h_{2t}} \quad (34)$$

$$\begin{aligned} Z_{t2} - Z_{t3} &= \frac{w'_{1t}h_{1t}}{w'_{2t}h_{2t}} - \frac{w'_{1t}h_{1t} - f''}{w'_{2t}h_{2t} - f''} = \frac{w'_{1t}h_{1t}(w'_{2t}h_{2t} - f'') - w'_{2t}h_{2t}(w'_{1t}h_{1t} - f'')}{w'_{2t}h_{2t}(w'_{2t}h_{2t} - f'')} \\ &= \frac{(w'_{1t}h_{1t}w'_{2t}h_{2t} - w'_{2t}h_{2t}w'_{1t}h_{1t}) + f''(w'_{2t}h_{2t} - w'_{1t}h_{1t})}{w'_{2t}h_{2t}(w'_{2t}h_{2t} - f'')} = \\ &= \frac{\left(\frac{w'_{1t}}{w'_{2t}} - \frac{w'_{1t}}{w'_{2t}}\right)w'_{2t}w'_{2t}h_{1t}h_{2t} + f''(w'_{2t}h_{2t} - w'_{1t}h_{1t})}{w'_{2t}h_{2t}(w'_{2t}h_{2t} - f'')} \end{aligned}$$

(35)

由(4)式可得，当农村劳动力未触及到限值时，劳动力的流动使得 $Z_t = \varepsilon$,

均衡系统解出 $s_{Et} \in [s_E, \overline{s_E}]$ 。则人口流动未达到限值时，我们有

$$Z_{t1} = Z_{t2} = Z_{t3} = \varepsilon \quad (36)$$

无论实际数据还是模型模拟结果，均显示 $sw_{1t}h_{1t} > f$, $s\frac{w'_{1t}}{w'_{2t}}h_{1t} > \frac{f}{w_{2t}}$ 以

及 $w'_{2t}h_{2t} > w'_{1t}h_{1t}$ 。要想使(36)式成立，我们必须有

$$\frac{w_{1t}}{w_{2t}} < \frac{w'_{1t}}{w'_{2t}} < \frac{w''_{1t}}{w''_{2t}} \quad (37)$$

注意到 $\forall f', s'$, (37)式均成立。而通过数值模拟分析我们有，农村人均工

资与城市人均工资比值与农村劳动力占比呈反向变动关系。这样我们有

$$S_{Et1} > S_{Et2} > S_{Et3} \quad (38)$$

我们的比较结果与 f' 和 s' 大小无关,即不随整合后的缴费值变化而变化。

由于不进行缴费整合时,农村人均医保缴费远远小于城市人均医保缴费,若按固定缴费进行整合,则相当于相较于农村劳动力,城市劳动力缴费变少,若按比例缴费进行整合,则相较于城市劳动力,农村劳动力缴费变多。这两种整合方案均会使得城乡人均净收入差距扩大,而劳动力的流动是由城乡净收入差距所决定,城乡净收入差距的扩大,会促进劳动力流向城市。所以结果如图 14 所示,相较于不整合缴费,城乡医保在缴费上的整合会使得农村劳动力更显著地流向城市,整合为固定缴费比整合为按比例缴费劳动流动更显著,且此定性结果不随整合后的缴费取值的变化而变化。

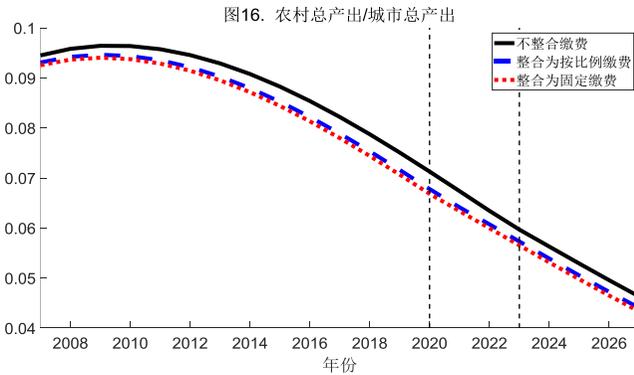
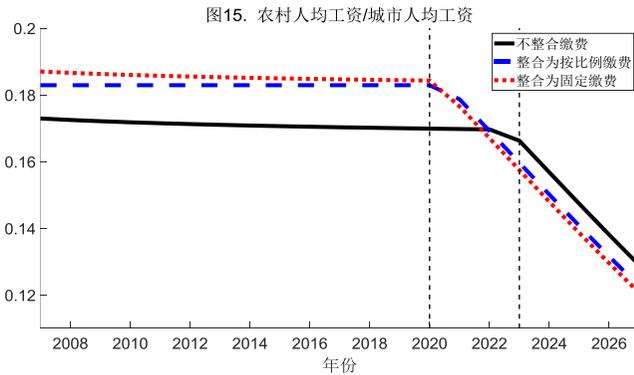


图17. 农村总工资/城市总工资

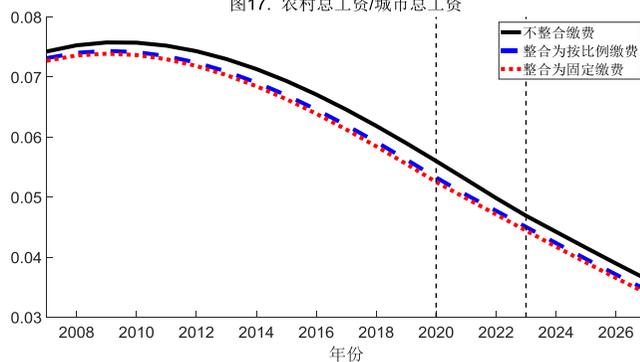


图18. 农村人均产出/城市人均产出

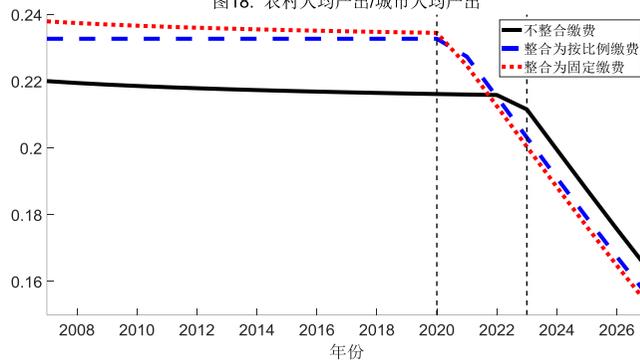
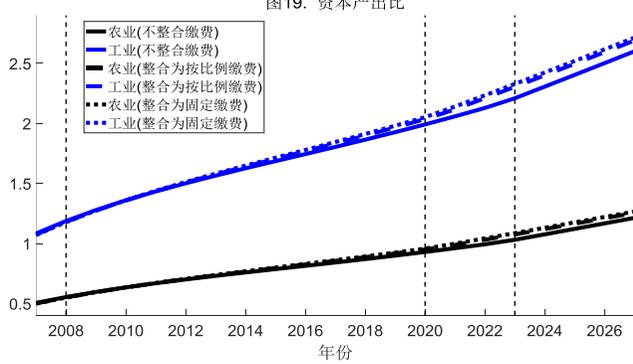
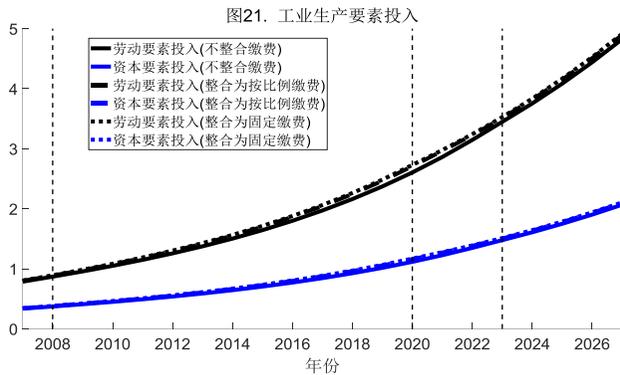
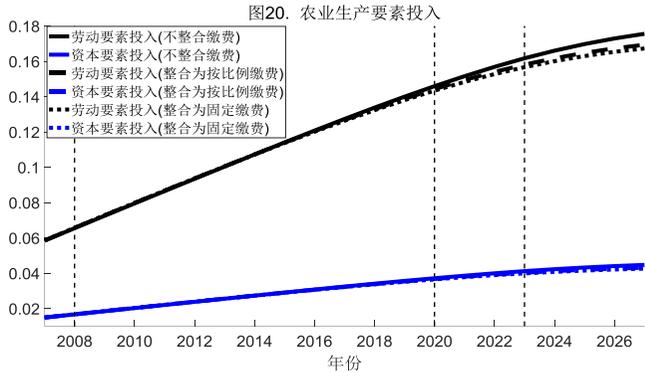


图19. 资本产出比





城乡医保缴费的整合会扩大城乡人均工资、总工资、人均产出以及总产出的差距。由于城乡医保缴费的整合会使得劳动力显著地流向城市，进而如同医保报销壁垒一样，扩大城乡人均工资、总工资、人均产出以及总产出的差距。图 15 显示在农村劳动力未触及到下限值前，城乡医保缴费的整合会使得农村人均工资与城市人均工资比增加约 8.5%，在农村劳动力触及到下限值后，城乡医保缴费的整合会使得农村人均工资与城市人均工资比减少约 5.9%。图 16 显示城乡医保缴费的整合会使得农村总产出与城市总产出比减少约 5.8%。图 17 显示城乡医保缴费的整合会使得农村总工资与城市总工资比减少约 5.8%。图 18 显示在农村劳动力未触及到下限值前，城乡医保缴费的整合会使得农村人均产出与城市人均产出比增加约 8.5%，在农村劳动力触及到下限值后，城乡医保缴费的整合会使得农村人均工资与城市人均工资比减少约 5.9%。图 19 表明工业的资本产出比明显高于农业，均呈现随时间显著上升趋势。图 17 表明农业的劳动要素投入与工业的劳动要素投入比值减小，但并不意味着农业的劳动要素投入减小。图 20 与图 21 表明农业与工业的劳动要素投入均随时间增加，但工业劳动要素投入增加更为显著。两部门中资本要素投入具有同样的性质。

城乡医保缴费的整合会扩大城乡人均净收入差距，进而促进农村劳动力流向城市，导致城乡人均工资、总工资、人均产出以及总产出的差距的扩大。由此可得，医保缴费政策不应用“同一把尺子”来衡量，缴费政策应适当的向农村地区倾斜，这样有助于缩小城乡人均净收入的差距，进而缩小城乡工资和产出水平的差距。

六、结论和政策建议

本文构建了一个包含劳动力流动壁垒和农村医保报销壁垒的两部门模型，从理论上分析了分割的医保制度对城乡差距的动态影响。本文通过数值模拟求解均衡结果，定量地估计了医保报销壁垒对城乡差距的影响，侧面体现了社会医疗保险整合的处理效应。

本文的有医保报销壁垒的模型模拟结果能够很好地与实际数据拟合，这说明我们的模型适用于实际的经济运行，可以解释实际问题。研究发现由于工业部门TFP增长率高于农业部门，农村劳动力逐渐流向城市，而医保报销壁垒使得农村劳动力更快地流向了城市，模拟结果显示医保报销壁垒使得农村每年额外流失总劳动力的3.1%。当医保报销壁垒发挥作用后，农村劳动力迅速减少，进而农村劳动力人均工资上升，这缩小了城乡人均工资差距。医保报销壁垒使得农业部门人均工资与工业部门人均工资比值增加约8.3%。但当人口流动达到下限后，劳动力流动的停滞使得城乡人均工资的差距便不能通过劳动力的流动来缓解，城乡人均工资差距会因TFP增长率的差距随着时间显著扩大。与存在医保报销壁垒相比，无医保报销壁垒会使得农业部门人均工资与工业部门人均工资比值扩大约10.2%。当农村劳动力更显著地流向城市，虽然会降低城市的人均工资，但由于城市劳动力增加更显著，城市总工资会上升，与存在医保报销壁垒的情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门总工资与工业部门总工资比值增加了8.7%。城市劳动力的增加使得城市总产出显著上升，从而扩大了城乡总产出差距。与存在医保报销壁垒的情况相比，无医保报销壁垒会使得农业部门总产出与工业部门总产出比值增加了约8.7%，农业部门人均产出与工业部门人均产出比值扩大约10.2%。

本文的研究结果表明医保整合可以有效的缩小城乡在人均工资、总工资以及总产出上的差距。政府应该破除农村医保报销壁垒，努力缩小城乡医疗保障的差异；医保缴费政策要向农村地区有所倾斜，更好地发挥基本医疗保险的收入再分配作用。

参考文献

[1]Alm, James, and Ali Enami, (2017). Do Government Subsidies to

Low-income Individuals Affect Interstate Migration? Evidence from the Massachusetts Health Care Reform, *Regional Science and Urban Economics* 66, 119-131.

[2]Caselli, Francesco. (2005). "Accounting for Cross-Country Income Differences." In *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1A, edited by Philippe Aghion and Steven Durlauf, 679–741. Amsterdam: North Holland.

[3]Cao, K. H., and Birchenall, J. A. (2013). Agricultural productivity, structural change, and economic growth in post-reform China. *Journal of Development Economics*, 104(3), 165-180.

[4]Chen, Y., & Jin, G. Z. (2012). Does health insurance coverage lead to better health and educational outcomes? Evidence from rural China. *Journal of Health Economics*, 31(1), 1-14.

[5]Gollin, Douglas, David Lagakos, and Michael E. Waugh. 2014. "The Agricultural Productivity Gap." *Quarterly Journal of Economics* 129 (2): 939–93.

[6]Goloso M, Tsyvinski A, Werquin N. A Variational Approach to the Analysis of Tax Systems[C] Meeting Papers. 2015.

[7]Hayashi, F., & Prescott, E. C. (2008). The depressing effect of agricultural institutions on the prewar Japanese economy. *Journal of political Economy*, 116(4), 573-632.

[8]Kanbur, R., & Zhang, X. (1999). Which regional inequality? The evolution of rural–urban and inland–coastal inequality in China from 1983 to 1995. *Journal of comparative economics*, 27(4), 686-701.

[9]Lei, X., & Lin, W. (2009). The new cooperative medical scheme in rural China: Does more coverage mean more service and better health?. *Health economics*, 18(S2), S25-S46.

[10]Madrian, Brigitte C., (1994). Employment-Based Health Insurance and Job Mobility: Is There Evidence of Job-Lock? *The Quarterly Journal of Economics* 109, 27-54.

[11]McKenzie, D., & Rapoport, H. (2007). Network effects and the dynamics of migration and inequality: theory and evidence from Mexico. *Journal of development Economics*, 84(1), 1-24.

[12]Meng, Q., Fang, H., Liu, X., Yuan, B., & Xu, J. (2015). Consolidating the social health insurance schemes in China: towards an equitable and efficient health system. *The Lancet*, 386(10002), 1484-1492.

[13]Munshi, K., & Rosenzweig, M. (2016). Networks and misallocation:

Insurance, migration, and the rural-urban wage gap. *American Economic Review*, 106(1), 46-98.

[14]Phan, D., & Coxhead, I. (2010). Inter-provincial migration and inequality during Vietnam's transition. *Journal of Development Economics*, 91(1), 100-112.

[15]Restuccia, Diego, and Richard Rogerson. 2008. "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments." *Review of Economic Dynamics* 11 (4): 707–20.

[16]Sicular, T., Ximing, Y., Gustafsson, B., & Shi, L. (2007). The urban–rural income gap and inequality in China. *Review of Income and Wealth*, 53(1), 93-126.

[17]Tao Yang, D., & Zhou, H. (1999). Rural - urban disparity and sectoral labour allocation in China. *The Journal of Development Studies*, 35(3), 105-133.

[18]Vollrath, Dietrich. 2009. "How Important Are Dual Economy Effects for Aggregate Productivity?" *Journal of Development Economics* 88 (2): 325–34.

[19]Wagstaff, A., Yip, W., Lindelow, M., & Hsiao, W. C. (2009). China's health system and its reform: a review of recent studies. *Health economics*, 18(S2), S7-S23.

[20]Yang, D. T. (1999). Urban-biased policies and rising income inequality in China. *American Economic Review*, 89(2), 306-310.

[21]Yao, Y., Chen Y., & Chen Y.L. (2017). Study on the Equity of Hospitalization Benefits of Basic Medical Insurance in China, No. 3

[22]Young, Alwyn. (2013). "Inequality, the Urban-Rural Gap, and Migration." *Quarterly Journal of Economics* 128 (4): 1727–1785.

[23]申曙光. 全民基本医疗保险制度整合的理论思考与路径构想[J]. *学海*, 2014(1):52-58.

我国医保经办服务生产供给的框架研究 ——基于医保经办服务政府购买的调查研究

范娟娟、赵静怡、袁芳、孙晓翠、白哲¹

摘要:

近年来,有关商业健康保险发展的政策文件密集出台,强调要通过政府购买的方式,将医保经办服务交由商业保险公司承办,发挥商业保险的市场机制作用,推动社会医疗保障体系建设。本文立足于医保经办服务生产机理的角度,对医保经办服务自办和政府购买的差异性进行分析,解构政府购买的外部供给环境和管理能力要求,并对照英国医保服务政府购买经验剖析了我国医保经办服务政府购买存在的问题,在此分析基础上对我国医保经办服务的生产供给框架提出了设想和相应建议。

关键词: 医疗保险, 商业保险, 供给

目前,我国政府已经建立了由城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险、新型农村合作医疗保险和城乡医疗救助等多种形式构成的基本医疗保障体系。2010年,我国就已建立起世界上最大的医疗保障网,覆盖率达到95%;至2018年末,基本医保参保人数已达13.4亿,参保率持续稳定在95%以上。作为世界上最庞大的医疗保险覆盖网,其经办服务的生产供给方式值得深入思考。2013年以来,政府有关部门密集出台了《关于加快发展养老服务业的若干意见》、《关于促进健康服务业发展的若干意见》、《关于加快推进城乡居民大病保险工作的通知》等重要文件;2014年8月,《国务院关于加快发展现代保险服务业的若干意见》(新国十条)正式发布;11月17日,《关于加快发展商业健康保险的若干意见》正式发布。这些与保险业息息相关的政策,都在强调要通过政府购买的方式,将医保经办服务交由商业保险公司承办,发挥

¹ 范娟娟,对外经济贸易大学应用经济学博士后,中央财经大学经济学博士,现供职于中国人民健康保险股份有限公司。赵静怡,经济学硕士,现供职于中国人民健康保险股份有限公司;袁芳,经济学硕士,现供职于中国人民健康保险股份有限公司;孙晓翠,法学硕士,现供职于中国人民健康保险股份有限公司;白哲,经济学硕士,现供职于中国人民健康保险股份有限公司。

商业保险的市场机制作用，推动社会医疗保障体系建设。医保经办服务政府购买是政府职能转变背景下治理制度的创新，对我国政府在新形势下探索如何更有效地提供医保经办服务具有重要的实践意义。近些年来，我国在医保经办服务政府购买方面进行过积极探索，但在实际操作中暴露出了很多问题。本文立足于医保经办服务生产机理的角度，对医保经办服务自办和政府购买的差异性进行分析，解构政府购买的外部供给环境和管理能力要求，并对照英国医保服务政府购买经验剖析了我国医保经办服务政府购买存在的问题，在此分析基础上对我国医保经办服务的生产供给框架提出了设想和相应建议。

一、医保经办服务生产方式的机理研究

从契约经济学的角度来看，市场经济中，一切权利、义务和责任的母体就是契约，研究医保经办服务生产方式也可以从医保经办服务的交易和契约入手。医保经办服务生产过程中的交易是通过一系列契约关系来实现政府、参保人、医保经办机构（医保中心、保险公司）、医疗机构等不同主体之间存在的契约关系。参保人和政府之间是一种委托-代理的契约关系，参保人是委托人，政府及其公务人员是代理人，政府接受参保人的委托，服从和服务于参保人的利益。政府同医保经办机构也是契约关系，直接设立的医保中心同商业保险公司在本质上是相同的，都是为了降低交易费用而进行的契约的缔结。医保经办服务政府自办和政府购买，实质就是契约选择的变化。在不同选择下，体现了政府与医保经办机构（医保中心、保险公司）、参保人之间不同的契约关系，各主体的行为反应会因契约关系的不同而有所不同。

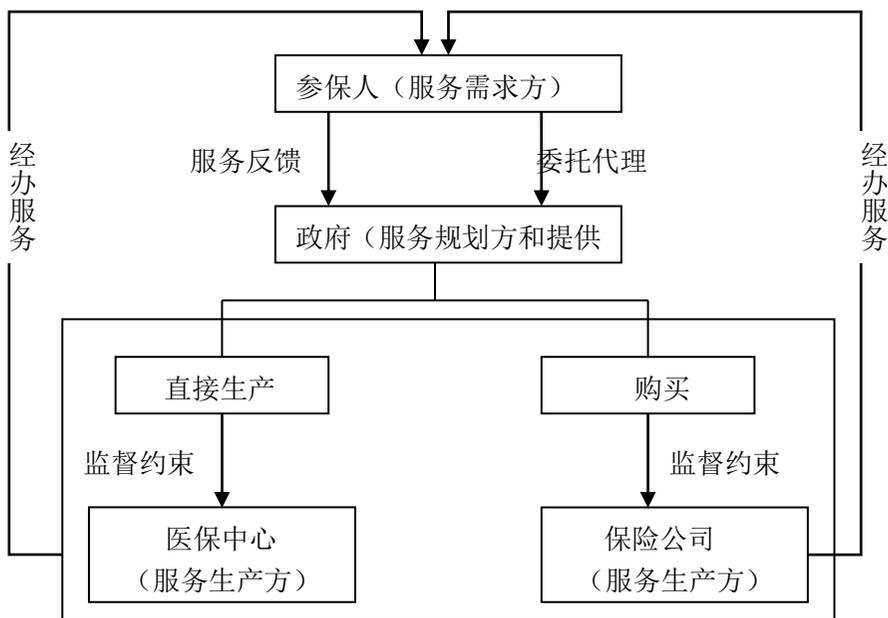


图 1： 医保经办服务政府自办和政府购买的运行机制比较

（一）政府自办与政府购买在契约形式上的差异

在传统的医保经办服务生产方式下，政府兼具医保中心所有者和公共权力拥有者双重身份。由于这种双重身份，将导致政府面临两个冲突的目标：一方面，作为公共权力所有者，要保证医保经办服务生产过程和供给过程的公平性；另一方面，作为医保中心的所有者，要保证医保中心的部门利益不受侵害。如果所有者的角色压倒了公共权力拥有者的角色，就会牺牲参保人的利益。

1. 医保经办服务政府自办中存在大量的隐形和心理契约

在传统体制下，医保经办服务由政府自办，政府设立的医保中心是带有一定公益性质的机构，绝大多数是事业单位，使用事业编制，由国家事业经费负担。1999年《社会保险费征缴暂行条例》颁布实施，规定社会保险经办机构所需经费列入预算，由同级财政拨付¹。截止2015年底，全国医疗保险经办机构参公管理范围进一步扩大，全国98.5%的经办机构经费是财政全额拨款²。

在这种体制下，契约关系更多表现为隐形契约和心理契约。隐性契约（Macleod and Malcomson, 1989），是一种在特定环境下第三方不能

¹ 《社会保险费征缴暂行条例》第三十条 税务机关、社会保险经办机构征收社会保险费，不得从社会保险基金中提取任何费用，所需经费列入预算，由财政拨付。

² 全国社会保险运行分析会 《2015年社会保险运行报告》 人力资源和社会保障部社会保险事业管理中心 2016年7月

强制执行，而由契约方自我执行的协议（Gibbons，2005）¹。非正式协议和不成文的行动规则都属于隐形契约的范畴。心理契约（psychological contracts）是一种强调在员工与组织的相互关系中，存在着相互期望和相互理解，属于心理层次上的契约关系，是委托人与代理人之间的又一种契约形式。在这种契约关系中，委托人（政府）与代理人（医保中心）双方彼此为对方承担的责任和义务是没有明文规定的，工作绩效常常无法被客观地评价，基本依靠双方的感知和主观理解。当政府与医保中心的主观理解出现偏差即存在双方的“认知冲突”时或医保中心主观感觉契约的不公正时，就会单方面做出某些行为以促使契约的“收支”平衡，比如消极怠工、放松对医疗卫生机构的监督、放松对参保人就医行为的监督等等，从而寻求契约“纠正环路”来保持自己的公平感。

2. 医保经办服务政府购买体现正式的契约关系

保险公司与政府的契约关系是一种正式契约。在这种关系下，双方的权利义务有明文规定，保险公司的收益和其工作绩效紧密相连。保险公司的行为和努力程度虽不能被随时观察和量化评价，但其工作绩效，如医保基金的盈亏情况、参保人的报销时效、医疗风险监控以及参保人满意度等都在事前签订的正式契约中列明，这些都可在事后进行验证。

这种正式契约可以缩小合作过程中的风险幅度，有助于发展更多值得信任的长期合作关系，在契约制定过程中形成的原则还可以为后续合作提供参考依据，从而便于合作双方达成一致意见（Poppo 和 Zenger，2002）。但是，由于难以掌控的不确定性及人的有限理性往往会导致契约的不完备，使得正式契约存在先天不足。

政府向保险公司购买服务，不是类似企业那样简单的购买行为，涉及到两个特殊的交易主体：政府和企业，其交易行为与企业相比存在质的差别。这种特殊性表现在交易双方不是完全对等的两个实体。政府占据绝对优势地位，掌握信息、资金等主导权，政府的意愿决定了交易的成功与否；保险公司处于弱势地位，在与政府博弈中，处于不利地位。因此，双方在签订契约时，存在着许多与平等契约精神不符的地方。比如，基层劳社部门与保险公司合作过程中，出现自行调整保障责任、对已确定的亏损业务签订短期合作协议、在不调整费率的情况下扩大基本医疗保险的赔付范围等。购买主体的高度不对称贯穿于整个购买过程。

¹ Gibbons R. Incentives between Firms (and within) [J]. Management Science, 2005, 51 (1) : 2-17.

第三十条 甲乙双方应严格履行协议所列条款，任何一方因未按约定履行本协议条款给对方或参保人造成损失的，对方有权要求违约方采取补救措施并赔偿经济损失和承担相应法律责任。

乙方未履行协议情节严重的，甲方可单方终止协议。补充医疗保险资金剩余部分全额收回社会基本医疗保险统筹基金。情节严重的情形由市人力资源和社会保障行政部门认定。

乙方发生应向参保人赔付而未赔付情况的，甲方有权采取相应措施要求乙方及时支付，同时按未赔付金额的 1 倍罚收违约金，违约金归入基本医疗保险统筹基金。

第三十一条 本协议执行过程中如发生争议，甲乙双方均应友好协商解决，双方可向市人力资源社会保障行政部门申请调解，也可依法提起诉讼。

甲方：社会保险基金管理中心； 乙方：保险公司

图 2： 某市补充医疗保险政府拟定协议中关于“违约责任”的条款

实践经验显示，政府为降低风险，通常会对保险公司的运作按照“政府化”的方式予以要求。一些地方为避免风险，甚至在购买服务中将社会组织与官方社团进行捆绑，以保障资金和项目的安全性。如某保险公司在竞标某省某市新型农村合作医疗保险项目时，主动向市政府承诺“如果基金出现亏损，缺口资金由公司全额承担”。

双方应本着再保险事业可持续发展的原则，建立再保险金运行预警与调整机制和风险共担机制，确保再保险项目的顺利实施。当乙方盈利率及亏损率（简称“盈亏率”）超过 4.5% 的承诺标准时，根据乙方其它承诺指标的完成情况以及甲乙双方的配合程度等，本着平等协商、惠民务实的精神，对超过部分原则上由甲乙双方按照 50% 的比例分摊。

图 3： 某市社会医疗保险大病住院医疗再保险协议中对“盈亏共担”的约定

由于“强政府”具有某种惯性，会干预保险公司的具体运作，从而

导致保险公司失去灵活性、专业化的优势。这种做法，虽然从单个保险公司而言可能保持运作上的平衡，但会对市场秩序形成干涉，而且容易带来其它问题，如违规、垄断、暗箱操作等。

（二）政府自办与政府购买在契约期限上的差异

契约经济学的研究告诉我们，在交易中，交易双方无论订立的是长期契约还是短期契约，都难以克服人的有限理性及机会主义行为。

1. 医保经办服务政府自办是长期契约

在传统体制下，医保经办服务由政府自办，政府设立的医保中心是具有公共事业单位性质的机构，政府与医保中心是一体的。在这种体制下，政府和医保中心之间实质上是一种长期的契约关系。缔结长期契约的本意是要以一个长期承诺来换取长期的努力，并降低转换成本和交易费用。

在长期契约中，各个独立的人都可能会以对自己有利的方式来解释契约中的瑕疵。为避免这种情况，契约订立时应完全毫无疑问地规定好各种可能出现的情况及相应的解决办法。人的有限理性和未来的不确定性，决定了这一方法不可行或需要高昂的执行成本。于是人们便倾向于采用连续性决策来补救。但是这种方法又很难避免契约的一方把契约的修订当做讨价还价的“资本”或机会。这些因素会使连续性决策受到扭曲。

长期契约的两难境地是：一方面要通过契约具体确定全部意外情况，并规定好各阶段适当的应对措施，这即便不是不可行，也会不可避免地付出高昂的代价；另一方面，如果契约在某些方面不完备，一旦最初的谈判设定下来，签约各方就被锁定在一种双边交换中，各方不同的利益将导致各自采取机会主义行为而造成共同的损失。

2. 医保经办服务政府购买是短期契约

医保经办服务政府购买实际上是通过招标/投标机制在保险公司与政府之间建立了一种短期契约关系，目的是推动竞争。医保经办服务政府购买的真正意义不在于公共部门与私人企业两者谁更有效率，而是通过政府与保险公司之间的契约关系将竞争机制融进医保经办服务的生产过程。如果制度变革后，并未形成真正的市场竞争局面，多元主体的供给格局仍未出现，改革只是从政府垄断走向新的垄断，医保经办服务的质量和效率不会提高。

短期契约容易造成适应性的连续决策问题，特别是当竞争日趋激烈时，就会不可避免地出现不稳定，很可能遇到多次重复的讨价还价和重新签订契约的高成本和意外风险。此外，早期进入者形成的竞争障碍和合作惯性有可能使短期契约异化为实际上的长期契约，从而丧失最初的竞争优势。比如，如果最初赢得契约的保险公司在某些方面具有了成本优势，比如因“先行进入”而具有的特殊地位或积累的经验，包括管理程序、特有或专利技术，这些保险公司更能成功地获得医保经办服务的准入资格。又再如，在成为政府合作伙伴的过程中，这些保险公司已经熟悉政府的偏好，善于运用谈判技巧。当政府需要续购医保经办服务时，不是依据各类标书设计方案的可行性程度，而是考虑以前的合同签

订对象和达成的资金协议，由此产生了很强的合作惯性。弱小的保险公司由于获得政府许可的成功率低，要想参与医保经办服务的提供，就会出现两种情况：一种是尽力整合其他处于同一水平保险公司的资源，联合竞标；另一种是成为具有强大影响力的保险公司的二级服务提供方，两者产生依附控制关系。这为政府维持独立平等的合作伙伴关系增加了难度，于是政府不得不采取措施再处理所谓分包服务的情况。契约购买的条件要求政府管理与执行分开，买卖双方独立，出资方选择由正规市场竞争产生的服务供方，这种不平衡的发展状态造成的后果是不利于形成充分的竞争市场。久而久之，某地的医保经办服务就变成只有几个少数保险公司，甚至由同一个保险公司长期提供，政府购买失去了市场竞争，医保经办服务质量不再提高，政府成本节约也面临难题。

（三）政府自办与政府购买在内在驱动力上的差异

1. 医保经办服务政府自办的内在驱动力不足

医保中心与政府之间的长期契约关系存在于公共支出的各个方面，通过运用这种长期契约，医保中心已经实现了某种稳定性。例如，雇佣雇员基本上都是终身制的，对医保中心的拨款虽然是按年度进行的，但医保中心通过这种方式获得资金似乎已成为永久性。2007年人事部批准劳动和社会保障部社会保险事业管理中心参照《公务员法》管理。之后，全国社会保险经办机构参照《公务员法》管理取得显著进展。截止2015年底，49.13%已经实现了参公管理，其中北京、重庆、西藏、青海、新疆兵团等省区市医保经办机构实现了100%参公管理，天津、内蒙古、浙江、四川、甘肃、新疆等省区90%及以上的医保经办机构实现了参公管理；全国经办机构副厅级的有34个（省级）（比2010年增加9个），正处级的202个，副处级的424个，正科级1538个，副科级及以下5517个²。这种稳定带来可预测性及安全性，但同时也消弱了医保中心提高经办服务效率和质量的内在动力。

2. 医保经办服务政府购买的内在驱动力较强

保险公司是以盈利为目的独立核算的法人单位，它的特点是收益和工作绩效紧密相连，通过自身的盈利解决自身的人员供养。如果中标的保险公司不在提升经办服务效率和质量上下功夫，政府部门很容易通过不续签契约的方式将保险公司剔除在合作范围之外，因此在承接医保经办服务时，提高经办服务效率降低成本以及提升经办服务质量增加参保人满意度是保险公司关注的重点。

医保经办服务自办和政府购买是不同的医保经办服务生产供给方式。公共选择理论最具有创造性的地方是“提供方”和“生产方”的明确区分，既承认集体行动在保证付费进而确保公共服务的有效生产方面

¹ 我国的社会保险服务经办机构尚未进行统一设置，既有单独设立的医疗保险经办机构，也有与其他社会保险经办服务合并设立的经办机构，在数据统计时有时不能完全区分。此处用社会保险经办机构的情况来说明经办机构的一些问题。

² 全国社会保险运行分析会 《2015 社会保险运行报告》【R】 人力资源和社会保障部社会保险事业管理中心 2016 年 7 月

是必需的，又强调“集体行动并不意味着政府行动”，政府承担公共服务提供方的责任并不意味着必需由它来独家生产。根据这一理论，公共服务供给中政府较色的界定是一个成本收益的权衡过程。“当提供方和生产方合一时，官僚制成本就产生了，即维持和管理层级系统的成本。当提供方和生产方不同时，又产生了交易成本，即聘用和管理独立生产者的成本。两种成本的相对制决定了安排和生产功能分开是否值得¹。”

二、医保经办服务政府自办和政府购买的差异度分析

医保经办服务生产方式的差异决定了治理安排的重点。政府自办医保经办服务的情况下，政府的管理重点是提供服务的生产力以及确保服务的完整性和质量；政府购买情况下，存在多家竞争保险公司，政府的管理重点应放在消费者保护以及通过反垄断行为保护竞争机制，也即要建立起挑选合适公司提供所需服务的能力。

（一）政府自办形式下的管理能力要求

2010—2020年，我国总人口波动不大，取平均值为14亿²，未来8-10年医疗保险覆盖范围即在14亿左右。假定社会医疗保险经办服务的内容和模式不发生根本性变化，根据目前参保人年均5次³诊疗行为发生概率计算，医保经办服务的总人次为70亿人次（14亿*5）。如果采取自办形式生产供给医保经办服务，对政府的管理能力要求很高，既要全能全责，又要全心全意。在这种形式下，政府是积极的主体，社会则成为被动的客体，很容易形成社会对政府的依赖，从而造成全能政府下的社会萎缩，最终导致丧失市场经济的获利。为避免这些问题，政府必须具备下列能力：

1. 医保中心的设立要重视功能分权化程度

政府在设立医保中心时，要充分考虑医保中心的法律地位、组织结构、工作程序等与传统政府部门的区别以及与政府关系的灵活性，比如，医保中心机构设置、经费来源、付费方式、工作人员配备以及医疗机构风险管控等，要能提高医保中心的功能分权化程度，保证医保中心能在独立状态下承担医保经办服务职责，不依赖政府部门处理医保经办事务。这是确保政府在充分履行其职能前提下保持小规模的有效途径。

2. 保证医保中心独立的中介组织地位

政府设立的医保中心，很容易演变成把政府意愿和政策传达给参保人的“传送带”角色，容易被官僚化，从而丧失高效、高质生产医保经

¹【美】萨瓦斯：《民营化与公私部门的伙伴关系》，周志忍等译 北京：中国人民大学出版 2002:69.

²国家人口发展战略研究课题组：《国家人口发展战略研究报告（2007）》。

³杨燕绥.《社会保险经办机构能力建设研究【M】.北京：中国劳动社会保障出版社，2011

办服务的能力。因此，政府在设立医保中心时，要将其组织结构和职员级别与政府部门进行完全区分，要切断其与政府之间的财政资金获取纽带，尽可能保持其中介组织的独立性。

3. 具备较强的自我约束能力

政府职能的过度膨胀容易造成对政府的依赖心理，人们完全指望政府来约束不良的社会行为，忽视个人行为的自我约束和社会约束。同时，政治责任保障机制不够完善，难以对政府及其官员的行为实施有效的监督和约束，从而使医保经办服务生产过程中的寻租行为发生概率大幅提高。

（二）政府购买形式下的管理能力要求

医保经办服务政府购买是政府管理体制创新的发展方向，政府从医保经办服务直接的生产者向间接的提供者转换，工作重心则相应转移到了解医保经办的服务需求、确定医保经办服务的评价标准、建立医保经办服务的监督机制等方面。在购买服务的过程中，政府所扮演的角色首先应该是精明的购买者，要知道“要买什么？”、“去哪买？”“到底买到了什么？”，也就是要具备确定医保经办服务需求的能力、具备甄别和遴选保险公司的能力以及评价保险公司经办服务的能力。只有具备了这些相应的能力，医保经办政府购买才能提到议程上来。

1. 具备准确定义服务需求的能力

医保经办服务政府购买中，参与者的增多和权力的分散以及服务评估的困难使政府管理购买项目变得十分复杂，与直接提供服务相比，要求更加细致地定义、评估所需购买的服务。只有政府能够确定想要购买的服务，市场才会具有竞争性。

英国政府在推行医疗保险服务外包采购计划时，英国卫生部按照 NHS¹的医疗服务标准专门设计了一套格式化的外包服务项目清单和项目操作流程，NHS 组织的管理者必须据此按规定程序向保险公司购买 NHS 所需的各项技能或服务。采购计划的第一步就是确定采购需求，在该环节中，项目经理会同项目干系人针对采购方需求制定高水平的采购标准，包括采购项目、采购目标以及成功实施采购的各种措施。为了确保对服务需求的准确定义，英国卫生部还设计了一套自我评估工具，并在官方网站上进行了公布，这套自我评估工具涵盖内容非常丰富，实施采购的项目经理可以使用该工具了解目前医疗服务的薄弱环节，并针对性的提出自己的需求定义。

表 6：英国 NHS “有关传染病的预防与控制”的自我评估工具（截表）

¹ 国民健康服务系统（NHS）。

	调查内容	是/否/无关	得分	备注
1)	是否制定了切实可行的传染病预防控制制度?			
2)	是否明确了临床医生、护士、卫生消毒员、设备管理员等每位雇员如在传染病控制过程中的职责?			
3)	是否为每位与传染病预防控制有关的雇员制定了书面的岗位职责描述?			
	a) 传染病控制医生 Infection control Doctor			
	b) 微生物专家顾问 Consultant Microbiologist			
	c) 传染病控制护士 Infection control Nurse			
	d) 感染控制联络护士 Link Nurse			
	e) 其他有关传染病控制的工种			
4)	是否建立了传染病控制委员会?			
5)	谁负责管理传染病控制委员会?			
	a) 微生物专家顾问 Consultant Microbiologist			
	b) 传染病控制医生 Infection control Doctor			
	c) 传染病控制护士 Infection control Nurse			
	d) SSD Manager			
	e) 工程师 Engineering/Estates			
	f) 药剂师 Pharmacy			
	g) 手术室主任 Theatre Manager			
	h) 外科医生 Surgeon			
	i) 临床护士 Clinical Nurse			
	j) 内科医生 Physician			
	k) Others (specify)			

资料来源: <http://www.dh.gov.uk/health/category/policy-areas/nhs/>

竞争性市场可以帮助政府定义产品,但是,当市场缺陷增加的时候,定义产品就会变得困难。当供给方缺陷增加时,比如保险公司的竞争不充分时,市场构建政府选择空间的能力就会减小,这样,政府就必须依靠自己去寻找、比较和选择最优吸引力的经办服务。此时,准确设计经办服务的各项具体内容就尤为重要。如果不能准确定义所需服务,将会导致政府购买的相关主体对同一采购项目有着不同的理解,产生“寻租”空间,容易诱发腐败行为。

2. 具备甄别和遴选保险公司的能力

传统的医保经办服务供给模式是要政府构建一个等级链条,在政策制定机构和医保经办机构之间建立联系。但在政府购买过程中,契约合同代替了等级制度。与从政策到服务的权力链条不同,契约合同是一个

能够分离政策制定者和服务供应商的谈判性文件，这就要求作为购买主体的政府必须具备甄别和遴选服务供应商的能力。经济学家迈克尔·詹森（Michael Jensen）和威廉·梅克林（William Meckling）对政府购买过程中政府的功能作用评价到“引出一个好像能将委托人福利最大化的代理人”。从理论上讲，这一任务看上去很容易完成，但事实却远非如此简单，实践中无法解决一个关键性问题，即信息的不完备性。

供应商通常比政府更了解自己的行为，虽然政府提供了各种激励、诱导、约束条件，但供应商却总是有优先满足的其他利益，在公共服务实际的生产过程中不可避免地存在着职责逃避现象，逃避有可能意味着供应商根本不会简单地像政府所信任的那样卖力地干活，比如可能会随意利用工作时间和办公设施做私人事情，甚至会利用在工作岗位上学到的知识从事不利于政府委托人的活动。政府和供应商之间这种天生的、固有的信息不对称问题，给任何一个实施政府购买的政府都带来了严重的问题。

在选择合适的保险公司之前，必须对其进行资格审查，主要包括以下几个方面内容：是否具有完成购买服务所需要的充足的启动资金；是否具备专业的生产技能或专业化程度高；是否具有良好的从业记录与合同履行记录，或较高的社会认可度；是否具有完整的初期硬件设施；是否具有按期履约的能力等。

政府最基本的工作就是选择适合的保险公司能提供它想要的服务。如果没有竞争性市场在所有保险公司中进行优胜劣汰，政府就必须依靠市场可能提供的信息做出自己独立的判断，这对政府甄选供应商的能力提出了较高的要求。一旦甄选出现问题，保险公司短视行为出现的概率将会增大，有时会投机取巧，甚至忽视公共利益。

3. 具备评价所购买服务绩效的能力

对所购服务的绩效评价能力有助于政府部门寻找实现帕累托改善的机会。通过对服务的评价，可以促进绩效得到持续性改善。政府部门要能明确评价购买医保经办服务的最终目标和近期目标，要通过绩效评价过程的实施程度、参保人满意度等判断所实现的绩效与预期目标或标准的偏差，以最终确定未来改进的方向和工作重点。

政府对资源配置的效率依赖于决策的科学化、理性化程度。绩效评价对于政府决策的意义在于其所供给的绩效信息可以成为决策的依据。通过评价实现绩效的持续性改善，既是绩效评价的目标，也是某一项非常重要的功能。具备这种能力，就可以通过对工作过程所出现的偏差进行分析，及时、正确判断偏差的类型和产生的原因。如果是制定的目标不具备现实性；或者是由于客观环境的变换而导致的原定目标实现存在困难，就需要及时调整绩效计划；如果是主观因素或管理过程的原因，则需要适时“调整方向”，采取矫正或调整措施，为实现计划目标而继续努力。例如，对保险公司而言，积极的、正向的绩效评价会激励他们更好地工作，如果与公司盈利挂钩则会使这种激励的效应加倍；负面的绩效评价信息有利于政府部门和保险公司及时采取纠正措施，保持运行方向的正确性。如果不具备对所购服务的评价能力，就不能真正实现政府

购买提高效率和质量的目标。

4. 具备设计规范购买流程的能力

医保经办服务政府购买活动的实施及完成需要政府部门、保险公司之间紧密联系与协调互动，能否到达提高医保经办服务效率和质量的期望目标，政府购买流程起着至关重要的作用。政府部门、保险公司、购买机制和期望目标是整个医保经办服务政府购买活动构成的基本要件。政府部门对期望目标的实现发挥间接影响作用但承担管理活动最终责任，它的作用在于积极有效地影响保险公司的思想和行为来共同实现预期目标；而保险公司对预期目标的部分实现发挥直接推动作用但不承担管理活动最终责任。政府部门之所以能够影响保险公司，其原因在于二者之间存在着有效的作用机制，即购买机制。购买机制指导政府部门和保险公司在现有资源、能力的基础上，提供符合预期目标方向的医保经办服务。

在医保经办服务政府购买的实际活动中，存在很多不确定性因素，难以定量描述和精确预知。其中由于人的有限理性和行为的不稳定性，又使人成为不确定性的终极来源，只能够用环境诱导的方法比如规范的制度和流程消减人的不确定性。如果缺乏规范的购买机制设计，会产生很多问题。比如，购买计划编制和执行存在着随意性，特别是人为因素变更计划的现象较为普遍；基层劳社部门与保险公司合作过程中，出现自行调整保障责任、对已确定的亏损业务签订短期合作协议、在不调整费率的情况下扩大基本医疗保险的赔付范围等。

医保经办服务的政府购买，本质在于政府作为医保经办服务提供的主体，实现了其提供者与生产者的分离，将以往由政府直接生产医保经办服务的供给模式，转为依靠市场组织和第三部门进行生产，实质上是在医保经办服务的提供过程中，引入竞争机制，允许保险公司参与医保经办服务的生产，打破传统官僚组织生产医保经办服务的垄断地位，降低提供医保经办服务的成本，提高经办服务提供的效率和质量，实现准确、高效递送医疗卫生服务的预期目的。但公共服务政府购买模式的理论假设，并不一定能在现实中得到实现，政府购买并不必然能够提高医保经办服务的效率与质量，“市场并非一试就灵”。政府购买只是一种改善公共治理的方式，它是否是一种有效的方式，能否成为一种有效的方式，取决于政府的治理实践，也取决于市场的客观条件。

三、我国医保经办服务的市场竞争度分析

大量的研究和实践表明，摆脱公共服务生产供给效率低下的唯一途径就是打破政府或其他组织的垄断生产，而市场竞争机制则是实现破除垄断的唯一方法。政府购买可以吸引市场主体参与医保经办服务的生产并提高其生产的质量和效率，但这种结果是建立在政府购买能引入市场竞争的前提下。换言之，“问题不在于政府购买，而在于竞争对垄断。”竞争是提高公共服务事业经济效率的根本途径。如果政府购买并没有在医保经办服务市场形成竞争，原有的行政垄断将演变为企业垄断，同样

是无效的。因为垄断将免除医保经办服务生产部门的外部竞争压力，同时也就瓦解了生产部门提高服务效率和服务质量的内在动力。本节从保险公司内部出发，采用 H 统计性非结构分析方法，对医保经办服务市场开放后的市场垄断竞争度进行分析。该方法不需要界定市场的范围，适合于不同地区的比较，能更客观地反应市场的竞争程度。

(一) 研究方法与模型构建

借鉴 Panzar-Rosse 模型，测度医保经办服务市场开放后的市场竞争程度。假设保险公司的行为是由不同的市场结构投入成本决定的，那么通过对保险公司收益率或总资产利润率同投入成本的变动弹性分析就可以判断其所处的市场结构类型，进而判断市场的垄断竞争程度。

该模型建立在以下假设基础上：

- (1) 保险公司在长期相对均衡的市场环境中运作；
 - (2) 保险公司的行为受市场结构变化的影响；
 - (3) 保险公司的竞争成本（投入成本）属同质同类；
- 满足保险公司利润最大化的条件时边际收益等于边际成本：

$$R'_i(x_i, n, z_i) = C'_i(x_i, w, t_i) \quad R'_i \text{ 代表保险公司 } i \text{ 的边}$$

际收益， C'_i 代表保险公司 i 的的边际成本， x 代表保险公司的产出， n 是保险公司的数量， z 是保险公司收益函数的外生变量， w 是保险公司投入要素的价格， t 是保险公司成本函数的外生变量。要实现市场均衡，零利润的约束条件是：

$$R^*_i(x_i, n, z_i) = C^*_i(x_i, w, t_i) \quad \text{其中，带有*的变量均为}$$

均衡值，是保险市场的经营主体通过单位投入价格变动引起均衡收益的变化衡量。H 统计量是保险公司收入与投入要素价格的变动弹性之和，用来衡量竞争强度，H 统计量的表达式为：

$$H = \sum_{m=1}^n \frac{\partial R_i^*}{\partial W_{mi}} \frac{W_{mi}}{R_i^*}$$

其中， R_i^* 表示在长期均衡下，保险公司 i 的收入； w 是由 m 个投入要素价格组成的向量，保险公司的产出是保费收入和投资收益。H 统计量可以理解为一个度量市场结构和竞争强度的连续指标， $H=0$ 时，市场处于寡头垄断竞争状态下； $H=1$ 时，市场处于完全竞争状态下； H 介于 $0-1$ 之间， H 统计量越大，说明竞争强度越大。

表 2：不同值域 H 统计量对应市场的竞争属性和状况

H取值	市场竞争属性和状况
$H \leq 0$	完全垄断市场，完全共谋的、需求大于供给的寡头市场。成本上升会导致产出下降。
$0 < H < 1$	垄断竞争的，进入自由的市场。成本上升导致收入上升，上升比率低于成本的上升比率。
$H = 1$	完全竞争市场或完全可竞争市场中的自然垄断。成本上升迫使一些企业退出，存活企业的收入上升，上升比率与成本相同。

借鉴 Claessens 和 Lawven (2003) 和 Micco (2007) 的研究思路，采用各项变量与年末总资产比例的方法设计模型中的各个变量，建立如下模型：

$$\ln(P_i) = \alpha + \beta_1 \ln x_{1i} + \beta_2 \ln x_{2i} + \beta_3 \ln x_{3i} + \beta_4 \ln TA_i + \varepsilon_i$$

$$\ln(\pi_{ii}) = \alpha + \beta_1 \ln x_{1ii} + \beta_2 \ln x_{2ii} + \beta_3 \ln x_{3ii} + \beta_4 \ln TA_{ii} + \varepsilon_{ii}$$

$$H = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$$

各变量定义如下表：

表 3：各变量定义

变量名称	变量具体定义
Pi	资产周转率（资产营运能力）=（保费收入+投资收益）/年末总资产
X1i	赔款率=赔款支出/年末总资产
X2i	手续费及佣金支出率=手续费及佣金支出/年末总资产
X3i	经营费用率=（营业税金+业务管理费）/年末总资产
TA	年末总资产

资产周转率是企业价值驱动因素之一，对保险公司的获利能力有至关重要的影响，鉴于保险收入和投资收益数据获取的可能性，选择资产周转率作为模型的因变量；赔款支出、手续费及佣金、经营费用是保险公司的经营成本项目，选择三者作为模型的自变量。

（二）样本与数据的选择

目前，明确要求医保经办服务采用政府购买方式解决的制度是《《关于开展城乡居民大病保险工作的指导意见》（发改社会【2012】2605号）》，中国保险监督管理委员会据此拟定了《关于印发〈保险公司开展大病保险

业务管理暂行办法》的通知》(修改稿),对可以进入医保经办服务市场的保险公司资质进行了细化:

(一) 注册资本不低于人民币 20 亿元或近三年内净资产均不低于人民币 50 亿元;

(二) 满足保险公司偿付能力管理规定,上一年度末和最近季度末的偿付能力不低于 100%;

(三) 在中国境内经营健康保险专项业务 5 年以上,具有良好市场信誉;

(四) 具备完善的、覆盖区域较广的服务网络;

(五) 能够对大病保险业务实行专项管理和单独核算;

(六) 具备完善的健康保险精算制度、风险管理制度和核保核赔制度;

(七) 具备功能完整、相对独立的健康保险信息管理系统;

(八) 具备较强的医疗保险精算、核保、核赔专业能力,配备具有医学等专业背景的专职工作人员;

专业健康保险公司和专业养老保险公司开展大病保险,不受上述第一项的限制。

结合该要求,在参与医保经办服务的保险公司中选择人保财险、人保寿险、人保健康、中国人寿、大地财产、太平财险、太平人寿、民生人寿、阳光财险、太平洋财险、太平洋人寿、平安财险、平安人寿、平安健康、华泰财险、新华人寿、泰康人寿、天安保险、永安财险、生命人寿等 20 家保险公司作为样本,所用数据均来自《中国保险年鉴》(2010-2016 年)。

(三) 实证结论及其分析

1. 描述性统计分析

表 4: 描述性统计

变量名称	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
pi	140	0.4983974	0.287598	0.001238	1.594936
x1i	140	0.1706349	0.191854	0.000000	0.772499
x2i	140	0.0384512	0.027036	0.000000	0.114166
x3i	140	0.1093692	0.096023	0.006262	0.460748

通过对变量的分析发现,进入医保经办服务市场的保险公司资产周转率平均值是 0.4983,最小值为 0.001238,最大值为 1.594936,最大值与最小值之间相差悬殊,说明不同保险公司对资产的营运能力或获利能力差别显著。赔款支出在保险公司间的差异显著,说明不同公司的风险控制水平差异性较大;手续费及佣金的差异显著,说明不同公司的营销及人员管理方面的水平差异性较大;经营费用的差异显著,说明不同公司的经营管理水平差异性较大。

2. 回归分析结果

本文选取了 20 家参与医保经办服务的保险公司作为研究样本,选取了 2010-2016 年的数据,共获取了 140 个年样本数据,面板数据可以解决遗漏变量问题并能利用样本的大容量提高估计的精确度。在实证分析过程中使用了 Stata10.0 统计软件进行平衡面板估计方法。通过模型的回归结果,方程整体上具有相关性,且拟合程度较高。

表 5: 回归分析结果

	Lnxi	Lnxi	Lnxi	lnTA	常数	H	R2	F
2010	0.0474 (0.66)	0.5287*** (3.57)	0.2907 (1.58)	0.1040 (1.13)	0.9193 (0.98)	0.8668	0.9281	54.91
2011	-0.0457 (-1.02)	0.2977 (1.34)	0.5076** (2.6)	0.1046 (1.22)	0.3356 (0.38)	0.7596	0.8920	68.08
2012	0.0332 (0.86)	0.3481*** (5.5)	0.0696 (0.86)	-0.0705* (-1.83)	1.5299*** (4.92)	0.4509	0.8922	68.49
2013	-0.0359 (-0.28)	0.722* (2.36)	0.0192 (0.04)	-0.0190 (-0.17)	1.8201 (1.38)	0.7053	0.8939	30.78
2014	0.1665 (1.33)	0.5704* (2.73)	-0.0803 (-0.23)	-0.0002 (0)	1.2634 (1.45)	0.6566	0.8743	37.69
2015	-0.0755 (-0.56)	0.4528** (2.72)	0.5022*** (1.95)	0.1530 (2.32)	0.1817** (0.27)	0.8795	0.8889	34.95
2016	0.05569 (0.74)	0.5090** (3.59)	0.2068 (1.31)	0.0743** (2.14)	0.7461 (1.58)	0.7715	0.8911	35.82
2010-2016	0.0313 (1.07)	0.4501*** (7.88)	0.2901** (3.45)	0.1811** (0.47)	1.3976*** (3.67)	0.7715	0.8674	53.87

注: 1. ***代表在 1%的水平显著, **代表在 5%的水平显著, *代表在 10%的水平显著;

2. 全样本回归采用的是面板数据回归分析法,利用 F 检验和 H 检验进行了固定效应回归和随机效应回归选择,最终选择了固定效应回归法。

为了解竞争度的变化趋势,应用多元回归方法,以年为单位对 2010-2016 年的市场竞争度进行测度。可以看出, H 值在 0.7 左右波动,波动性较小,说明随着保险公司的进入,医保经办市场的竞争程度较为显著。总体来看,2010-2016 年的 H 值为 0.7715,说明医保经办服务市场总体上处于垄断竞争环境,且竞争程度较激烈。有学者指出,“在竞争性环境下,私人企业就有较高的效率,但不存在竞争,被管制的私人企业效率不一定高于国有企业,也可能会低于国有企业。因此,在不

存在竞争的领域里实行民营化更容易产生有害的影响¹”。英国民营化初期，电信公司和煤气公司只是由国有垄断企业变为私营垄断企业，并不产生竞争力量，也没有促进效率，只是后来通过实施竞争政策，形成具有竞争性的市场结构，才有效地提高了效率。传统的医保经办服务生产供给方式的主要弱点就在于服务的生产缺乏竞争，由此带来的结果是服务成本高昂、效率低下、公众满意度低、政府可信度下降。医保经办服务政府购买的核心就在于引入竞争机制，避免行政垄断转变为企业垄断，医保经办服务市场竞争的存在为为医保经办服务的政府购买创造了一定的外部供给条件。

四、我国医保经办服务政府购买的缺陷分析

为缓解经办服务的供需矛盾，各地政府对经办服务的生产、供给方式进行了积极探索，一些地区初步建立了“征、管、监”相分离的运行机制，采取政府购买的方式将基本医疗保险经办服务委托给商业保险公司，取得了一定成效，但也暴露出很多问题。此节采用对比分析的方法，对照英国医保服务政府购买，对我国医保经办服务政府购买的缺陷进行分析，以期为我国医保经办服务的生产供给机制变革提供借鉴。

英国是典型的实行国家医疗保障制度的国家，其医疗保障体系以国民健康服务体系(NHS)为主，商业健康保险为辅。英国国民健康服务系统(NHS)于1948年建立，是英国社会福利制度中最重要的组成部分，由政府通过国家税收形式筹集医疗保障资金，以此向国民提供免费或者低收费的医疗服务。自创建以来，NHS最大程度地履行了“满足每位公民的医疗卫生服务需求”的设立宗旨，向全体国民免费或接近免费地提供了从出生至死亡全过程的医疗卫生服务，如孕期B超、普通感冒的常规治疗、心脏外科手术、急诊甚至临终照护等。目前，除了某些如眼科、牙科以及处方诊断等特定服务外，NHS向超过6000万²常住居民提供了免费³的医疗卫生服务。据英国卫生部统计，平均每36小时，就有100万病人接受来自NHS的医疗卫生服务，即平均1分钟NHS就要为463名患者提供医疗卫生服务；每周大约有70万人会接受NHS提供的牙科服务，3000人会接受NHS提供的心脏手术；每个全科医生平均每周要为140位患者提供诊疗服务。经过60多年的运行，NHS在实施过程中也暴露出很多问题，缺陷非常明显，比如服务质量差、医生队伍积极性低落、患者候诊时间长等，公众针对NHS的批评也越来越多。在这种背景下，从20世纪80年代开始，英国的五届政府⁴均针对NHS开展了不同程度的改革，

¹ J.A.Kay and K.J.Thompson:<Privatization:Principles ,Problems and Priorities>, the Economic Journal,1996

² 2008年统计数据，英国人口为60943912。

³对于来自非英国所谓的「医疗互惠国」的人民，NHS医疗服务适用对象只限在英修习课程六个月以上的学生及其眷属；至于居住不满六个月者，则须自费就医或购买医疗保险，但在紧急情况下须看急诊时，则为免费。

⁴ 撒切尔政府、梅杰政府、布莱尔政府、布朗政府、卡梅伦政府。如，现任英国首

鼓励私人部门参与 NHS 的运行，希望通过公私合作方式提高 NHS 的公正性、可及性和高效性。1998 年，英国《福利制度改革绿皮书》提出了未来福利国家的 8 个主要原则，其中第二个原则即“公共部门与私人企业合作，使更多人受益。”英国自 20 世纪 90 年代曾经将养老金和儿童补贴等事务通过建立独立机构的方式经办，但实践证明其行政费用加大，效率却没有提高。所以，20 世纪 90 年代末期，又将国民年金等福利待遇的支付工作收归社会保障部，通过直接购买服务的方式管理¹。政府服务外包采购计划²（FESC）是由英国卫生部设立的全国性服务外包采购计划，允许符合资质的商业保险公司为 NHS 提供管理服务，目前有 14 个指定服务供应商。FESC 设计的原意是确保每一份与 PCT 签订的协议都吻合“向 NHS 提供优质服务”的动力，并且通过项目的实施能保证所提供的服务可以高效、高质地满足 PCT 的实际需求。卫生部按照 NHS 的医疗服务标准设计了一套格式化的外包服务项目清单和项目操作流程，NHS 组织管理者（PCT 和 SHA，多数情况下由 PCT 实施采购）可据此按规定程序向指定供应商购买 NHS 所需的各项技能或服务。FESC 采购计划为 PCT 采购服务提供了更为系统、便利、高效的决策机制，是 PCT 更好地实现其职能的有效方式。目前，美国恒诺欧洲公司（Humana Europe Ltd.）、美国安泰英国公司（Aetna UK）、美国联合健保英国公司（UnitedHealth UK Ltd.）、美国 NAVIGANT 咨询服务公司（Navigant Consulting）、英国保柏（Bupa Commissioning）等 14 家公司通过竞标的形式，加入 FESC 计划。

（一）购买服务的标准化程度不高

在英国，FESC 为了增加服务采购项目的透明度，最大程度地减少“寻租行为”，英国卫生部对 FESC 项目的采购项目、服务供应商、采购流程、评估工具、文件格式、合作方职责等都进行了统一规定³。比如在英国，FESC 要求所有的医疗服务需求评估均由政府统一制定标准。比如，卫生部针对初级卫生保健信托机构（Primary care trusts，PCT）³的运行设计了一套自我评估工具（A PCT Self Assessment Tool），这套自我评估工具涵盖内容非常丰富，一部分针对 PCT 的组织管理进行评估，具体分为财务评估、战略评估、质量评估、监管评估、外部关系评估、应急计划制定等；另一部分针对 PCT 的服务能力进行评估，主要从战略规划、服务路径管理、服务供应商管理、监管和纠正等方面进行评估。项

相卡梅伦在上任后不足一年的时间内，就启动了新一轮的改革，他称 NHS 改革势在必行，本届政府推行的改革，重在许可、鼓励、支持私人部门更多参与 NHS 的运行体系。

¹杨燕绥 政府与社会保障-关于政府社会保障责任的思考【M】北京：中国劳动社会保障出版社 2007:243

² Framework for procuring external support for commissioners.FESC

³初级卫生保健信托机构负责提供初级卫生保健和部分二级卫生保健，是 NHS 管理体系的核心，控制了 NHS 近 80%的预算经费。目前，英格兰大约有 151 个初级卫生保健信托机构，负责协调、监管 37000 名全科医生和 21000 名牙医。

目经理可以使用该工具了解采购方的服务薄弱环节，并带领团队成员据此制定目前及未来一段时间的工作流程。再如，NHS 提供的医疗卫生服务分一级卫生保健和二级卫生保健两个层级，具体又包括计划外的急诊诊疗（Acute Health - Unplanned, AH-U）、计划内的急诊诊疗（Acute Health - Planned, AH-P）、精神卫生服务（Mental Health, MH）、社会关怀服务（Social Care, SC）；初级卫生保健（Primary Care, PC）；社区服务（Community Services, CS）；专家诊疗服务（Specialist Services, SS）；救护车服务（Ambulance Services, AS）等 8 个部分。英国卫生部制定了《PCT 委托服务范围》（Department of health good practice pct commissioning scope of services）^{【6】}，对各部分的服务内容以及不同部分的交叉职能制定了严格的标准，关于服务项目有非常清晰、具体的描述，以帮助服务采购方统一采购项目。

表 6：FESC 项目标准日程安排

阶段和任务	建议完成时间
第 0 关 - 授权及考察阶段	23 天
任务 ID 0.1: 确定采购需求	3 天
任务 ID 0.2: 搭建项目的基础结构	7 天
任务 ID 0.3: 明确项目的具体内容	10 天
任务 ID 0.4: 对被选方案实施评估	4 天
任务 ID 0.5: 确定 FESC 竞标人	1 天
任务 ID 0.6: 制定战略性框架协议 SOC	5 天
任务 ID 0.7: 决策	5 天
第 1 关 - 分析评估阶段	31 天
任务 ID 1.1: 签订软协议	30 天
任务 ID 1.2: 确定 1 步或 2 步评估法	1 天
任务 ID 1.3: 通知发布	19 天
任务 ID 1.4: 制定商务个案框架方案	8 天
第 2 关 - 采购执行阶段	32 天
任务 ID 2.1: 发布 ESSA 编制要求文件	9 天
任务 ID 2.2: FESC 竞标人提交合同协议	0 天
任务 ID 2.3: 对竞标人提交的合同协议进行评估	10 天
任务 ID 2.4: 提交完整的商务个案 FBC	5 天
任务 ID 2.5: 指定最佳竞标人	0 天

任务 ID 2.6: 同中标人进行最终确认	3 天
任务 ID 2.7: 签署合同	0 天
任务 ID 2.8: Mobilisation and Transition	0 天

注：该日程安排表可在卫生部网站查询，0 天指没有时间间隔。

资料来源：<http://www.ogc.gov.uk/programmes>

而就我国的情况来看，政府购买制度建设起步较晚，2003 年实施的《政府采购法》虽然规定了“货物、工程和服务”三大采购对象，但该法对服务的定义是一种概括性表达，始终未将公共服务正式纳入制度性政府采购范围。医保经办服务作为特殊的公共服务，在实施政府购买中缺乏制度性的保障。在我国，医保经办服务的政府购买没有全国统一的规定。我国《政府采购法》将政府采购规定为“以合同方式有偿取得货物、工程和服务的行为”，其中，对服务的定义是“除货物和工程以外的其他政府采购对象”。但在细化的《政府采购品目分类表》中，十大类服务都是针对行政部门的后勤服务，并不包括面向公众的公共服务。2010 年初《政府采购法实施条例（征求意见稿）》中将服务规定为“各类专业服务、信息网络开发服务、金融保险服务、运输服务，以及维修与维护服务”，虽然将保险服务纳入了服务定义中，但并没有针对各类服务本身的特点制定相应的购买流程。因此，各地政府在具体操作时，往往根据自身情况实施不同的购买程序。在我国，医保经办服务政府购买过程中，医保经办服务的需求标准通常是购买方也即医保中心同拟竞标的保险公司共同商定的，服务标准的变动性较大。

（二）购买协议的严谨性不强

在我国，由于变动的因素较多，医保经办服务的政府购买更强调契约签订后的修订。在英国，政府则更强调签订契约之前的各项工作。从目前英国的医保服务购买程序就可看出，近 4/5 的工作量是在签约之前完成的。再比如，在购买项目启动前就考虑了原有机构人员安置问题。一项服务采购计划会对当地 PCT 雇员的受雇状况产生影响，因此通常情况下，PCT 委托方会联合当地的人力资源部门共同制定“服务管理变更政策¹”。该政策会设置一个“触点”，并以此衡量采购项目的实施是否会对 PCT 雇员产生影响。服务管理变更政策中也要列明以下内容：与当地 PCT 雇员的沟通安排、有效的雇员重新安置程序以及安置时间限制等。FESC 甚至专门为医保服务的购买制定了日程安排和相应的完成时间。

¹ Change management policy

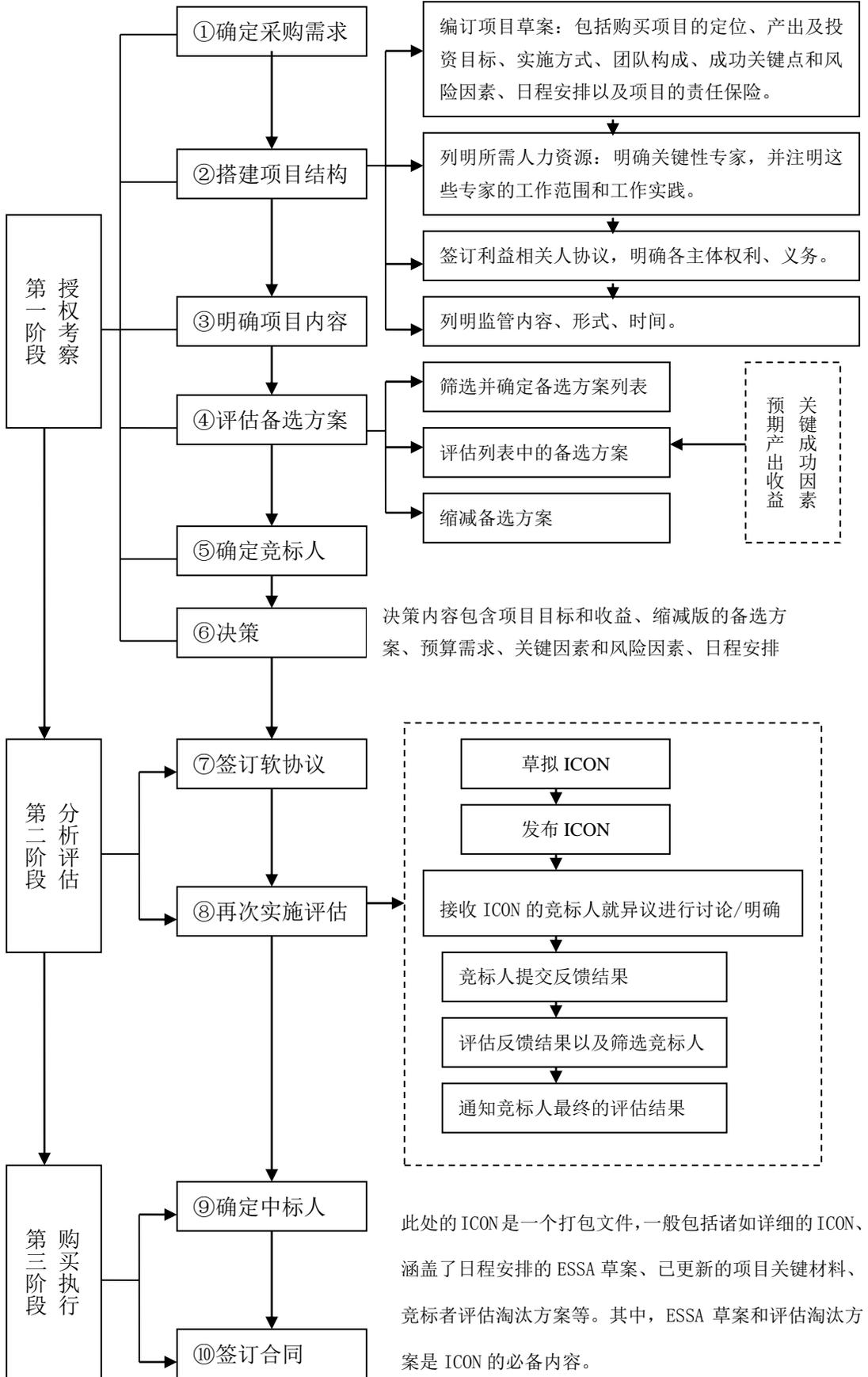


图 3：英国政府医保服务政府购买实施过程

（三）政府购买的技术支持和指导不具体

在我国，目前政府还尚未对医保经办服务政府购买过程提供标准化的工具。在英国，政府的支持力度相对较强。比如针对 FESC 项目的实施制定了专门的操作手册，对项目每一个阶段的主要任务以及具体环节的操作进行了细致、完整的介绍。针对不同阶段的任务制定了配套的辅助工具，并在卫生部网站进行公布。目前，卫生部制定的辅助工具基本涵盖了项目实施阶段的各个环节^[7]，有帮助项目团队认知决策的各种评估工具，比如对具体如采购需求确认环节的 PCT 服务自我评估工具，针对 PCT 的组织管理和服务能力进行评估，以帮助项目团队明确当地的医疗服务缺陷以及实际需求；有供项目团队参考的标准协议文本，比如制定了标准的项目干系人协议，以帮助项目团队与当地管理机构、PCT 以及其它项目利益相关体就项目的利益共享达成一致；有项目团队需要的特殊咨询服务，比如搭建项目基础架构环节，项目团队可以通过政府网站上就项目草案的拟定寻求具体建议等等。

医保经办服务在医疗保险医、患、保三方关系中发挥着关键的协调作用，其管理能力与服务水平的高低在很大程度上直接决定了医疗保险制度的实施和发展水平。从国外改革经验看，社会医疗保险经办管理组织体系并非恒一不变，一个国家不只是采用一种体制和管理办法，而是根据国情变化和参保人服务需求的变化，引进其他组织行之有效的管理手段和经验，对医保经办管理体系和运作机制作出适应性调整。当前共同的改革方向是：按照靠近被服务者的原则，通过经办服务政府购买的方式整合多方力量，充实和加强基层服务。但政府购买是一把双刃剑。建立、健全的政府购买制度，可以督促政府在政府购买中进一步规范自身行为；但从另一方面来看，如果没有完善的政府购买制度规范，或者有了制度而不能真正贯彻执行，就容易出现政府购买机构的寻租行为。

五、我国医保经办服务生产供给框架建设的相关建议

经验和研究告诉我们，医保经办服务生产制度的变迁和安排对经办服务的市场结构、参与主体行为绩效都有着举足轻重的影响。做好医保经办服务生产制度的顶层设计，对“实现公平、高效递送医药卫生服务资源”的核心目标起着决定性的作用。党的十八大提出“要不失时机深化重要领域改革，坚决破除一切妨碍科学发展的思想观念和体制机制弊端，构建系统完备、科学规范、运行有效的制度体系”，“要完善社会保障体系，建立确保社会既充满活力又和谐有序的体制机制”。政府在进行医保经办服务生产制度改革前，一定要做好生产供给的顶层框架设计，要通过顶层制度设计促进医保经办机构生产和提供能使参保人满意的经办服务。

（一）我国医保经办服务生产供给框架设计的理念

医保经办服务的核心在于能高效、公平地递送医药卫生服务资源，

所有的制度规划都要围绕这一核心目标来设计。

1. 以参保人满意度作为制度变革的出发点和落脚点

在医保经办服务生产和供给的全过程中，政府与参保人之间是一种委托-代理的契约关系，参保人是委托人，政府及其公务员是代理人，政府接受参保人的委托，代为其生产提供所需的医保经办服务。政府自设医保经办机构 and 购买医保经办服务，最终的目的都不仅仅是提供经办服务，而是要提供参保人满意的经办服务。因此，制度的变革也必须从维护参保人利益角度出发进行相应的设计。现阶段，亟需解决的矛盾是“医药卫生服务资源供给与需求”之间的矛盾，突出表现为“看病难、看病贵”，是当前医保经办服务制度首当其冲需要解决的。未来，随着社会经济结构、人口结构、社会医疗保障体系发展等内外部环境的变化，参保人同经办机构之间的矛盾表现形式也会随之发生变化，因此，在医保经办服务生产制度框架设计时就不能单纯以解决现阶段矛盾作为设计原则，而要始终围绕参保人利益进行相应的规划和设计。

在制度设计时，政府要着重增强社会职能，弱化经济职能；要增强宏观管理职能，弱化微观管理职能；要增强服务功能，弱化社会管制功能¹。政府要通过“体制机制创新和完善政策，为激发市场主体的积极性、创造性营造良好的制度和政策环”²，这意味着政府角色的进一步转换，从“积极的经济主体”到“制度保障者、市场环境缔造者和公正仲裁者”的重心转移³。以“高效、公平、准确递送医药卫生服务资源”为核心，开放医保经办服务市场，建立与参保人满意度评价关联的医保经办服务生产供给机制，完成医保经办服务体制机制转型。

2. 医保经办服务生产制度中要引入有效的竞争机制

医保经办服务政府购买的优势在于实现服务提供方和生产方的剥离，在医保经办服务生产供给中引入市场竞争机制，从而打破官僚组织生产医保经办服务的垄断地位，降低医保经办服务的生产成本，提高经办服务生产的效率和质量，实现公平、高效、准确递送医药卫生服务资源的目的。无论是政府自设医保中心，还是引入商业保险公司生产经办服务，在本质上都是相同的，都是为了降低交易费用而进行的契约缔结。因此，在进行制度规划时，最关键的不是政府购买的手段，而是要放开医保经办服务市场，进入竞争机制。

3. 制度变革中要保障经办服务信息反馈的及时性和通畅性

契约经济学的研究告诉我们，在交易中，无论是订立长期契约还是短期契约，都难以克服人的有限理性和机会主义行为。在长期契约中，各个独立主体都可能会以对自己有利的方式来解释契约中的瑕疵，为了避免这种情况，就势必在契约订立时就充分考虑未来可能发生的各种情况。而人的有限理性和未来的不确定性，又决定了这一做法的非现实性

¹ 周志忍 《政府管理的行与知》，北京：北京大学出版社 2008:80-81

² 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》

³ 周志忍 《入世与我国政府管理改革》，【J】 《北大讲座（第2辑）》，北京：北京大学出版社 2002:107

和可行性，只能选择采取连续性决策来补救。而短期契约又容易造成适应性的连续决策问题，特别是当竞争日趋激烈时，很可能会遇到多次重复的讨价还价和重新签订契约的高成本和意外风险。如此以来，在制度的设计中必须要强化契约和履行情况的反馈监督机制。

（二）我国医保经办服务生产供给总体框架

以“高效、公平、准确递送医药卫生服务资源”为核心，开放医保经办服务市场，建立与参保人满意度评价关联的医保经办服务生产供给机制，完成医保经办服务体制机制转型。

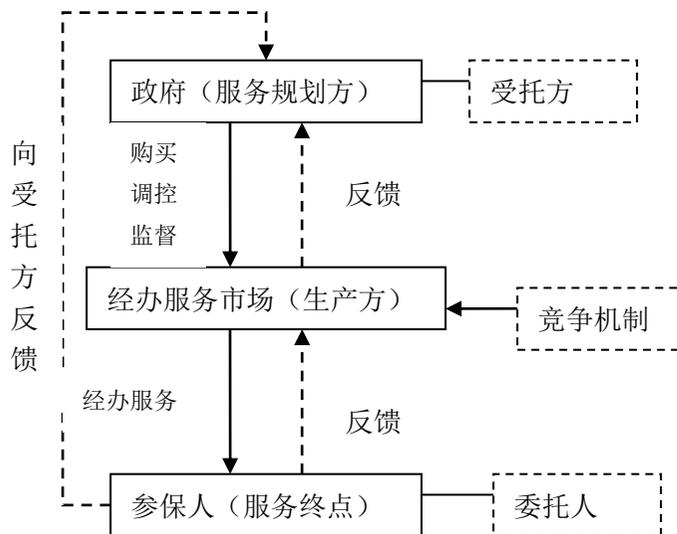


图 4：我国医保经办服务生产供给总体框架

1. 我国医保经办服务生产供给框架设计目标

（1）体制设计目标

政府要摒弃全能型政府的理念，区分决策、执行和监督功能，淡化服务生产者的角色，强化服务监督者角色，逐步放开医保经办服务市场，建立政事分离、市场开放的体制模式。医保中心同商业保险公司一样，只具备医保经办服务生产的能力，不天然具备医保经办服务的生产资质。

（2）机制建设目标

强化功能，改善功能，提高医保基金的统筹能力。医保经办服务具有三大功能，即前端服务、中端管理、后端监控。前端服务包括参保登记、咨询和待遇支付等窗口工作；中端管理包括个人账户管理、财务管理、信息备份、数据统计等信息管理；后端监控包括对支付银行、个人账户医保基金受托机构、医疗服务机构的监督监管；在强化三大功能的基础上，要改善操作流程，提高经办服务效率。要结合当地实际情况，利用经办机构不在属地化管理的优势，提高基金的统筹能力。

（3）机构建设目标

建立形象统一、功能齐备的医保经办机构。借鉴原有医保中心的管

理模式，凡是生产医保经办服务的机构，包括原有医保中心和商业保险公司，都根据国家标准，统一全国医保经办机构形象标识、服务场所标准和服务规范。

2. 我国医保经办服务生产供给框架重点要解决的问题

(1) 形成医保经办服务生产的良性循环

要形成“提出需求—生产服务—反馈监督—改进生产”的生产循环调整过程，在这种循环体制中，参保人作为委托人，委托政府供给医保经办服务，政府部门负责规划医保经办服务，当参保人向经办机构或政府部门反馈问题时，能得到经办机构的关注，并及时调整服务方式以使参保人满意。

(2) 形成医保经办服务生产的内在驱动机制

引入市场竞争的特点是要打破医保中心原来同政府的天然血脉关系，收益只和服务绩效有密切的关联，经办机构只有在提升经办服务效率和质量上下工夫，才能实现自身的盈利，从而解决自身人员的供养。如果经办机构不关注经办服务生产的效率和质量，政府部门很容易通过解除合约的方式将经办机构剔除在外。

(3) 形成医疗风险管控的自发调控机制

医疗服务管理是医疗保险经办管理工作的核心内容之一，加强医疗服务监管，是医疗保险事业发展的内在要求，也是维系医、保、患三方平衡，促进制度平稳运行和可持续发展的重要保证。引入市场竞争机制，就是要改变以往医保中心不关注医疗风险的状况，引导经办机构实施多方措施，在结算办法、考核办法、监督、等级评定、谈判机制等方面形成一套行之有效的医疗风险管控体系，引导医疗服务机构提供恰当的医疗服务。

(4) 形成政府财政投入的自我约束机制

通过引入市场竞争机制，改变以往政府全部包揽医保中心经费开支的局面。进一步发挥保险公司市场化的风险转移机制、社会互助机制和社会管理机制，花小钱、办大事，放大政府财政投入绩效，在政府有限财力下最大可能地实现医保经办服务的预期目标。

医保经办服务生产供给机制改革是政府职能转变背景下治理制度的革新，转变政府职能是医保经办服务生产供给制度改革成功的首要前提和关键保障，无论采取政府自办亦或是政府购买，都不是终极目的。医保经办服务生产供给机制改革的核心是要建立一种内在的利益驱动机制，促进医保经办服务市场的竞争。

参考文献

- [1]程乐华. 社保管理体制改革的设计与推进[J]. 中国社会保障, 2006(5):26-28
- [2]陈仰东. 公共服务外包需要规则支持[J]. 中国社会保障, 2010(10):24-26
- [3]陈新中, 史晓祥. 医保经办机构竞争性机制建设研究[J]. 中国卫生经

济, 2010(6):7-10

[4]陈欢, 韩亮. 我国城镇职工基本医疗门诊统筹探析[J]. 海南金融, 2011(10): 22-25

[5]高春亮, 毛丰付, 余晖. 激励机制、财政负担与中国医疗保障制度演变[J]. 管理世界, 2009(4): 66-74

[6]顾昕. 走向有管理的市场化: 中国医疗体制改革的战略性选择[J]. 经济社会体制比较, 2005(6):22-23

[7]郭静. 社保经办机构的发展特点及趋势[J]. 中国社会保障, 2011(2):34-36

[8]约瑟夫 斯蒂格利茨. 持续、公平与民主的发展: 迈向后华盛顿共识【J】战略与管理, 1998(5):45-46

[9]刘明慧, 医疗卫生保障公共财政投入: 有效性与政策路径[J]. 财经问题研究, 2010, (1): 89-93

[10]林枫, 吴宝林. 社会保险经办引入商业保险可行性分析[J]. 中国卫生经济, 2011(6):24-27

[11]林枫. 社保与商保经办合作反思[J]. 中国社会保障, 2010(10):20-21

[12]刘卫. 爱尔兰、西班牙社会保障经办管理及我们的借鉴[J]. 天津社会保险, 2009(3):21-23

[13]OECD HEALTH WORKING PAPERS: Private health insurance in Australia (2003)

[14]Perter dawkins(2004) Recent private health insurance policies in Australia

[15]PHIAC.Insure or not insure? Private health insurance administration council

[16]PHIAC Annual reports 2006-2007,2007-2008

[17]PHIAC(2002) Operations of the registered health benefits organizations annual report2001-02

[18]Ga étan Lafortune. Trends in Severe Disability Among Elderly People::Assessing the Evidence in 12 OECD Countries and the Future Implications [R] . Paris.OECD health working paper, 2007(2)

[19]OECD health Database. [R] Paris. 2006

[20]OECD Demographic and Labour Force Database. [R] Paris. 2006

[21]OECD.public-private-partnership and social protection in developing countries: the case of the health sector. [R] Paris. OECD working paper.2003.

[22]<http://www.abs.gov.au>

<http://www.phiac.gov.au>

<http://www.ahia.org.au>

<http://www.health.gov.au>

<http://www.hic.gov.au>

因病致贫：健康冲击如何影响收入水平？ ——兼论医疗保险的脱贫效应

于新亮、上官熠文、刘慧敏、程远¹

摘要：

量化评估健康冲击对收入的影响，厘清因病致贫的发生机理具有较大的理论价值和现实意义。本文采用断点回归方法，以医疗消费比率是否达到灾难性卫生支出发生阈值为处理变量，检验健康冲击对收入的影响效果，并在此基础上分析因病致贫作用路径，检验健康冲击对不同层级人群收入水平的差异化影响，以及医疗保险的脱贫效应。结果发现：当个人上年度受到的健康冲击达到灾难性卫生支出这一标准时，个人本年度收入水平存在显著向下跳跃，处理效应平均为-12.08%；灾难性卫生支出通过影响健康水平进一步降低收入水平，这一中介效应约占总效应的28.74%；相比于中高收入人群，低收入人群在发生灾难性卫生支出时，个人收入水平更容易受到冲击，且灾难性卫生支出通过健康状况降低收入水平这一路径对其作用强度也更大；医疗保险具有脱贫效应，具体表现为减轻了低收入人群受到健康冲击时收入下降的程度（约24.45%），而中收入人群在受到健康冲击时收入已不再显著下降。

关键词：因病致贫，健康冲击，灾难性卫生支出，医疗保险，断点回归

一、引言

在人口老龄化、医疗资源供给和收入分配不平衡、医疗保障水平不足与居民医疗负担过重的现实背景下，中国因病致贫发生率居高不下。截至2015年底，在约7000万贫困人口中，因病致贫约占42%，在致贫原因中位居首位²。发生因病致贫，不仅会挤占个人消费、消耗家庭资产，

¹ 于新亮，山东财经大学保险学院，副教授；上官熠文，山东财经大学保险学院，硕士研究生；刘慧敏，山东财经大学保险学院，本科生；程远，中国社会科学院数量经济与技术经济研究所，助理研究员。

² 资料来源：中共中央政治局2015年11月审议通过的《关于打赢脱贫攻坚战的决定》。

甚至影响国家经济走势和社会长远发展。对此，中国政府多年来一直致力于深化医疗体制改革，通过逐步建立健全医疗保险体系，防止因病致贫。2001年国务院颁布《农村卫生改革与发展指导意见》，首次提及通过建立适合农村经济状况的筹资机制和管理体制，帮助农民抵御个人和家庭难以承担的大病风险，解决农民因病致贫问题。此后，因病致贫救助对象逐步扩展到全体城乡居民。2016年《“十三五”卫生与健康规划》中提出通过对贫困家庭大病和慢性病患者实行分类救治以及先诊疗后付费的结算机制等措施，推进健康扶贫工程，全面治理防止因病致贫。截至2018年底，经过两年脱贫攻坚战，中国因病致贫家庭由2015年的726.9万户下降到2017年的388.2万户，因病致贫人口减少851.6万人，占两年脱贫人数总量的34%¹。

虽然脱贫攻坚战成效显著，因病致贫发生率大幅下降，但鉴于人口基数庞大，中国因病致贫人口绝对数依然较高。此外，健康冲击具有偶发性和持续性，非贫困人群、由于其他原因致贫人群仍有可能转变为因病致贫，而因病致贫人群即使暂时脱贫，也有可能因病返贫。因此，防止因病致贫依旧是打赢脱贫攻坚战的关键一环和长远目标。甚至到2020年从整体上消灭绝对贫困后，仍会有少部分因病致贫、返贫群众，缓解相对贫困始终是长期任务。与此同时，对因病致贫的发生机理，特别是量化评估健康冲击对收入水平影响的研究相对匮乏，无法为精准实施医疗保障和脱贫政策、提升对因病致贫人群的保障和脱贫效率提供理论支持。尽管相关理论分析已经表明，个人罹患重大疾病或遭受强烈健康冲击，将通过降低个人工作效率、消耗资产储备等途径对个人的经济状况造成深远影响，引发因病致贫，而医疗保障水平不足、居民医疗负担过重则进一步加剧因病致贫，但是，严谨地实证分析健康冲击影响收入的作用路径目前仍存在较大障碍：一是难以克服健康冲击与收入的内生性问题。已有研究表明，健康冲击不仅影响收入水平，而收入水平也反向影响健康冲击的发生概率（Leyva-Flores等，2001；Das等，2008）；二是难以客观衡量健康冲击。已有研究曾通过选取自评健康、BMI指数、发生疾病情况以及与同龄人健康状况对比差异等多种指标衡量健康冲击，但均存在主观性等缺陷，而这些缺陷进一步加剧了准确区分健康冲击与收入双向作用结果的难度。

因此，量化评估健康冲击对收入的影响，厘清因病致贫的发生机理具有较大的理论价值和现实意义。本文的主要工作和边际贡献包括以下三个方面：第一，本文采取断点回归方法，克服内生性障碍，评估健康冲击对收入的影响。断点回归方法作为最接近随机实验的一种准实验方

¹ 资料来源：2018年7月2日召开的全国健康扶贫三年攻坚工作会议，中央广电总台国际在线

法，目前已广泛运用在退休养老、教育、环境治理等领域。其基本思想是在外生冲击作用下，观测样本的某一特征变量会在取值上出现一个断点，观测样本被随机分配至断点两边，一边为接受处理的实验组，另一边为未接受处理的对照组。如果外生冲击对观察对象的行为结果具有因果效应，那么，在该断点上观测对象的结果变量取值必定会出现一个明显的跳跃，而断点回归就是为了检验这一跳跃是否真实存在。断点回归的关键在于选取能够衡量该外生冲击的、具有连续性特质且在取值中存在某一点对结果变量具有冲击作用的分组变量。因此本文的第二个主要工作是参考灾难性卫生支出最新研究成果，采用个人上年度医疗费用占收入的比率（以下简称医疗消费比率）这一客观指标衡量健康冲击强度。朱铭来等（2017）通过构建医疗服务对预期价格敏感性差异的面板门槛模型，实证发现中国灾难性卫生支出的阈值为44.13%，这与世界卫生组织40%的设定标准基本一致（WHO, 2003），因此本文以医疗消费比率达到40%作为断点，从而满足了断点回归对于“自然事件”的设定要求，克服了以往指标选取上的主观性缺陷。除实证方法和指标选取外，本文第三个工作和边际贡献还体现在实证检验了健康冲击影响收入水平的作用路径以及医疗保险脱贫效应，并在不同收入层次人群中进行了异质性分析。

综上所述，本文的具体研究思路是：采用断点回归方法，以个人上年度医疗消费比率作为分组变量，医疗消费比率是否达到灾难性卫生支出发生阈值为处理变量，个人本年度收入水平作为结果变量，检验健康冲击对收入的影响效果；在此基础上，建立中介效应模型分析因病致贫作用路径，并基于收入结构异质性假设，进一步检验健康冲击对不同层级人群收入水平的差异化影响，最后分析医疗保险是否存在脱贫效应。本文剩余部分内容如下：第二部分为文献综述，第三部分介绍实证方法，第四部分汇报断点回归实证结果，第五部分为健康冲击影响收入水平的机制分析，第六部分为有关健康冲击影响收入水平的异质性检验，第七部分为医疗保险的脱贫效应，最后一部分为结论和政策启示。

二、文献综述

理论上，因病致贫的发生机理为：健康冲击降低个人收入，而个人收入水平的降低更不利于抵御潜在或已经发生的健康冲击，从而进入健康状况恶化与收入水平下降的恶性循环，最终陷入贫困（方迎风和邹薇，2013；Das等，2008；Annear等，2006）。可见，健康冲击对收入水平的影响是研究因病致贫的关键环节。

以往研究表明，健康冲击会降低个人收入水平，其路径主要包括：首先，健康冲击会影响人力资本、资质资本¹和社会资本，并通过它们之

¹ 资质资本包括储蓄、固定资产等。

间的交互作用进一步导致收入水平的下降（洪秋妹和常向阳，2010；赵伟峰，2017）。具体而言，第一，健康冲击造成人力资本损耗，降低劳动供给时间（甚至提前退休）和劳动生产率，从而减少工资性收入（Ettner，1996；Basta 等 1979；Tansel，1996）。第二，为抵御较大健康冲击，个人须将资产变现弥补医疗和其他花费，降低资质资本存量，减少个人资产性收入（Russell，2004；Himmelstein，2005）。第三，当家庭收入和资产不足以弥补医疗成本时，健康冲击进一步导致家庭负债增加，从而改变当前消费结构，如降低生产性消费，从而陷入贫困（Abel-Smith，1992；Sauerborn，1996；Wiltshire 等，2011；杨青等，2016；伍再华等，2018）。其次，健康冲击存在代际影响，当家庭劳动力受到较大健康冲击，会减少子女的教育人力资本投资，降低了子女未来的期望收入，从而在长期造成整个家庭平均收入水平下降（孙昂、姚洋，2006）。

而在实证检验健康冲击对个人收入水平的影响效果中，仍需要解决两大问题：一是健康冲击和收入水平两者之间的内生性问题；二是健康冲击的准确衡量问题。

第一，健康冲击和收入水平之间存在严重的内生性。大量研究考察了收入和健康的关系，基本得出收入越高健康水平越高的一致结论（Kitagawa 和 Hauser,1973;Benzeval 等，2001）。也有研究进一步表明收入水平低的人群更容易受到健康冲击（Van Damme 等，2004；Wagstaff，2002；DavidLawson，2004）。因此，在评估健康冲击影响收入水平的过程中，需要克服收入水平影响健康的内生性问题，否则会造成评估偏差。在评估方法上，断点回归能够有效解决这类内生性问题（Kim 和 Lim，2015），因此本文拟采用断点回归方法，精确评估健康冲击对收入水平的影响效果。

第二，在刻画健康冲击对个人收入水平的影响时，选取衡量健康冲击的指标至关重要，若选取不当将会直接影响研究结果的准确性。在以往的研究中，主要采取以下几种方法衡量健康冲击：（1）受访者对疾病情况的回答。如，是否罹患疾病（Bartel 和 Taubman，1979）、患几种疾病（解垩，2011；杨志海等，2015）、是否由于生病受伤等耽误工作（伍再华等，2018）等；（2）受访者自评健康（方迎风和邹薇，2013；封进和余央央，2007；Johnson，2010；Van Doorslaer 和 Jones，2003）；（3）身体质量指数（Body Mass Index，简称 BMI）脱离正常范围（Schultz，1997；Glick 和 Sahn，1998；Wagstaff，2007）；（4）医疗费用（黄薇，2017），或其是否达到一定额度（如 5000 元）（高梦滔和姚洋，2005；许庆等 2016；边恕等，2018）。以上衡量方法中，前两种基于个人主观判断测算衡量健康，但可能由于种种原因产生错误判断（Crossley，2003；

Alexander, 1996), 第三种和第四种方法虽然克服了一定的主观性, 但第三种方法并不适用于所有人群, 以此衡量健康冲击存在较大偏误 (Jutel, 2001), 而第四种方法并未考虑到不同收入人群对医疗负担的财务承受能力差异, 高收入人群的抗冲击能力显然高于低收入人群, 同样额度的医疗费用在并不影响高收入人群生活水平的前提下可能早已造成低收入人群入不敷出 (朱铭来等, 2017)。灾难性卫生支出是衡量个人医疗负担的重要指标, 以往研究通常将其设定为个人医疗花费占收入的一定比例, 从而综合考量了医疗花费绝对数额和个人财务相对承受能力。而且, 朱铭来等 (2017) 通过构建数理模型克服以往研究主观设定灾难性卫生支出发生阈值的缺陷, 其实证结果与世界卫生组织 40% 的设定标准基本一致。因此, 本文参考灾难性卫生支出最新研究成果, 采用医疗消费比率这一客观指标衡量健康冲击强度, 并以医疗消费比率是否达到灾难性卫生支出的阈值作为样本被处理的标准, 从而增加了衡量健康冲击的准确性。

此外, 实践中普遍认为, 医疗保险是防止因病致贫的重要政策工具。以往研究从多个方向检验了医疗保险的脱贫效应: 一是医疗保险提高了居民的健康水平, 缓解了健康冲击 (刘国恩等, 2011; 黄枫和甘犁, 2010; 潘杰等 2013); 二是医疗保险的实施改善了居民的消费结构, 显著的增加了非医疗支出 (白重恩等, 2012; 甘犁等, 2010; 邹红等, 2013; KIM 等; 2012); 三是医疗保险提升了居民收入 (齐良书, 2011; 黄薇, 2017)。然而, 一些研究却发现医疗保险并没有显著缓解健康冲击 (臧文斌等, 2012; 程令国和张晔, 2012; Herman 和 Rissi, 2011)。而且, 相关研究缺乏医疗保险脱贫效应在不同收入水平人群中的差异化分析。为此, 本文基于收入结构异质性假设, 在不同收入层次人群间对医疗保险脱贫效应进行了异质性分析。

三、实证方法

1. 模型设定

本文选取断点回归 (RD) 考察个人上年度遭受健康冲击后, 个人本年度收入水平是否发生显著变化。根据以上分析, 本文选用医疗消费比率达到灾难性卫生支出衡量个人遭受健康冲击。由于需要确定断点的精确位置, 本文首先需要界定灾难性卫生支出的发生标准。在对灾难性卫生支出发生阈值的选择上, 以往研究并没有一致定论, 从 5% (Berki, 1986) 到 60% (Su et al., 2006) 不等。朱铭来等 (2017) 克服以往研究的主观性设定缺陷, 通过构建医疗服务对预期价格敏感性差异的面板门槛模型, 利用实证结果发现中国灾难性卫生支出的阈值应为 44.13%, 这

与世界卫生组织 40% 的设定标准基本一致 (WHO, 2003)。因此, 本文选用 40% 作为全样本人群发生灾难性卫生支出的阈值, 并以此作为断点回归中个体受处理的标准, 即,

$$CHE_{it-1} = \begin{cases} 1, & rate_{it-1} \geq 0.4 \\ 0, & rate_{it-1} < 0.4 \end{cases} \quad (1)$$

其中, CHE_{it-1} 表示个体 i 在 $t-1$ 年是否发生灾难性卫生支出的虚拟变量, 即下文断点回归中的处理变量, 个体 i 在 $t-1$ 年发生灾难性卫生支出为 1, 否则为 0; $rate_{it-1}$ 表示个体 i 在 $t-1$ 年的医疗消费比率, 即个人自付医疗费用占收入的比例。假设在断点回归之前, 结果变量个人收入水平与上年度医疗消费比率之间存在如下线性关系:

$$\ln income_{it} = \alpha + \beta rate_{it-1} + \sum_k \psi_k X_{it}^k + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (2)$$

其中, $\ln income_{it}$ 为个人 i 在 t 年度收入水平的对数形式, α 为常数项, β 为医疗消费比率的回归系数, X_{it}^k 表示影响个体 i 在 t 年度收入水平的前定变量组, 其中包括性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、工作单位、去年收入水平和健康状况等, ψ_k 为各个前定变量对应的回归系数, ε_{it} 为随机扰动项。不失一般地, 假设 $CHE_{it-1} = 1$ 的处理效应为负, 则 $\ln income_{it}$ 与 $rate_{it-1}$ 之间的线性关系在 $rate_{it-1} = 0.4$ 处就存在一个向下跳跃的断点。若在 $rate_{it-1} = 0.4$ 附近, 个体各方面均无系统差别, 则造成此跳跃的原因只有可能是因为 CHE_{it-1} 的处理效应。因此本文在式 (2) 中加入了处理变量。同时, 根据断点回归是局部随机试验设定要求, 原则上只应选择断点附近的观测值, 因此本文继续限定 $rate_{it-1}$ 的取值范围为 $(0.4 - h, 0.4 + h)$ 。那么:

$$\ln income_{it} = \alpha + \beta_1(rate_{it-1} - 0.4) + \delta CHE_{it-1} + \gamma_1(rate_{it-1} - 0.4)CHE_{it-1} + \sum_k \psi_k X_{it}^k + \varepsilon_{it} \quad (0.4 - h < rate_{it-1} < 0.4 + h)$$

(3)

其中， h 表示带宽，变量 $(rate_{it-1} - 0.4)$ 为 $rate_{it-1}$ 的标准化，使得 $(rate_{it-1} - 0.4)$ 的断点为0，引入 $\gamma_1(rate_{it-1} - 0.4)$ 是为了允许在断点两侧的回归线斜率不同。对方程进行 OLS 回归后，所得 $\hat{\delta}$ 就是在 $rate_{it-1} = 0.4$ 处局部平均处理效应的估计量。需要指出的是，式(3)并未确定 h 的取值，而且仍然依赖于具体的函数形式。为此，本文进一步使用非参数回归的方法，通过最小化均方误差(MSE)来选择最优带宽 h 。针对断点回归，较为常用的非参数回归方法为核回归，即以核函数计算权重，对带宽 h 范围内的观测值进行加权平均，同时为了克服核函数边界性质不理想的问题，本文首先使用局部线性回归的方法最小化如下目标函数：

$$\min_{|\alpha, \beta, \delta, \gamma|} \sum_{i=1}^n K[(x_i - c)/h] [\ln income_{it} - \alpha - \beta_1(rate_{it-1} - 0.4) - \delta CHE_{it-1} - \gamma_1(rate_{it-1} - 0.4)CHE_{it-1} - \sum_k \psi_k X_{it}^k]^2$$

(4)

其中， $K(\cdot)$ 为核函数（常用的核函数为二次核函数、三角核函数和均匀核函数）。然后考虑最优带宽的选择。记 $m_1(rate_{it-1}) \equiv E(\ln income_{i1} | rate_{it-1})$ ， $m_0(rate_{it-1}) \equiv E(\ln income_{i0} | rate_{it-1})$ ，则处理效应 $\delta = m_1(0.4) - m_0(0.4)$ ，其估计量 $\hat{\delta} = \hat{m}_1(0.4) - \hat{m}_0(0.4)$ 。Imbens and

Kalyanaraman(2009)曾提出通过最小化两个回归函数在断点处的均方误差 (IK 法) 来估计最优带宽, 即:

$$\min_h E\{[\widehat{m}_1(0.4) - m_1(0.4)]^2 + [\widehat{m}_0(0.4) - m_0(0.4)]^2\} \quad (5)$$

Calonico, Cattaneo and Titiunik(2014)在 IK 法的基础上, 提出了改进的方法 (CCT 法), 即估计并减去偏差, 得到偏差矫正估计量; 并在考虑偏差的情况下, 提出更稳健的标准误和置信区间。本文采用 CCT 法选择最优带宽, 并以传统的 IK 法进行稳定性检验。

2. 数据选取与变量设定

本文数据选用中国医疗保险研究会和北京大学中国卫生经济研究中心联合采集的国务院城镇居民基本医疗保险入户调查 (URBMI) 数据。选用该数据进行分析的原因是: ①样本具有代表性, 该数据库在全国城镇居民基本医疗保险试点的城市范围内, 选取了 9 个具有代表的城市, 共涉及 42 个区(县)、141 个社区(居委会), 顺利入户 11674 户, 受访人数达 32989 人。②该数据自 2007 年开展基线调查, 到 2011 年结束, 五年间进行了连续性的跟踪调查且各期调查的样本基本稳定, 符合后文建立面板模型的需求。③该数据采用多种方式衡量个人健康, 同时调查了个人的收入和支出状况, 特别是详细调查了个人的医疗服务利用和花费情况, 使得本文有足够空间选择合适指标设定相应变量进行实证分析和稳健性检验。④该数据调查时期正处于基本医疗保险构建阶段, 调查样本中既存在加入基本医疗保险的个体, 也存在未加入基本医疗保险的个体, 有利于评估医疗保险的政策效果并进行异质性检验。⑤该数据已被广泛应用于中国医疗保障与卫生经济等领域的研究中。

根据模型(4), 本文进行如下变量设定: 医疗消费自付金额为住院自付金额和门诊自付金额之和, 其中住院自付金额为个人在被调查年度最近一次住院中的总支出扣除医疗保险报销金额后与当年住院次数的乘积, 而门诊自付金额为个体两周内门诊总支出扣除医疗保险报销金额后乘以 26; 收入水平为个人年收入取自然对数后得出¹; 性别为虚拟变量, 其中男性为 1, 女性为 0; 婚姻状况为虚拟变量, 其中已婚为 1, 否则为 0; 受教育水平为取值 1-7 的等级变量, 分别表示受访者的最高学历为小学以下、小学、初中、高中或中专、大学专科、大学本科、硕士及以上; 工作单位为虚拟变量, 国有企业、集体企业、事业单位、行政机关为 1, 否则为 0; 健康水平采用通过视觉模拟评分法 (Visual Analogue Score, 简称

¹ 本文在计算个人收入水平和医疗费用时都已通过价格指数平滑到 2007 年物价水平, 各年数据具有可比性。

VAS)得到的指标数值来衡量；其他变量均按常规方法设置，这里不再赘述。

3.描述性统计

由于断点回归、双重差分等模型中要求实证数据为平衡面板数据，本文在实证检验前删除了关键变量缺失的个体，经过处理后本文共选取了 34762 个有效观测样本，各变量的具体数据描述见表 1。

表 1 的描述性统计分析显示，个人本年度收入平均为 13293.57 元（取对数后为 9.4950），上年度灾难性卫生支出发生率为 11.13%，此外，有效样本中男性占比为 50.29%，平均年龄为 53.79 岁，已婚率为 86.28%，受教育水平平均为初中以上，个人上年度收入平均为 11358.41 元（取对数后为 9.3377），工作单位中国企业、集体企业、事业单位、行政机关占比为 45.27%，VAS 标准下个人健康水平平均得分为 80.43。

表 1：变量数据描述

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
个人收入水平（对数）	35230	9.4950	0.6666	3.9512	14.018
上年是否发生灾难性卫生支出	35230	0.1134	0.3171	0	1
性别	35230	0.5029	0.5000	0	1
年龄	35230	53.7855	14.5499	14	102
婚姻状况	35230	0.8628	0.3441	0	1
受教育水平	35230	3.4923	1.2280	1	7
上年个人收入水平（对数）	35230	9.3377	0.6941	5.8861	13.998
工作单位性质	35230	0.7123	0.4527	0	1
个人健康水平	35230	80.4309	14.2924	0	100

四、实证结果

（一）前期检验

1.内生分组检验

若上年度医疗消费比率存在内生分组，则可能造成断点附近分组变量分组不随机，并导致断点回归失效。由于中国无论是国家层面或地方层面的基本医疗保险和医疗救助政策，还是商业健康保险产品，尚未专门将医疗消费比率达到 40% 设定为起付标准(包括止损标准)或补偿上限，因此理论上不会产生个人故意多花费医疗费用超过这一临界值或者限制花费不超过这一临界值以获得最大政策利益的动机，即可基本认定个体在 40% 临界值附近随机分布。为得到数据支持，本文根据 McCrary（2008）提出的理论进行如下统计检验：

$$H_0: \theta \equiv \ln \lim_{mec \downarrow 0.4} f(mec) - \ln \lim_{mec \uparrow 0.4} f(mec) \equiv \ln f^+ - \ln f^- = 0$$

(6)

其中, $f(mec)$ 表示上年度医疗消费比率的密度函数, $\lim_{mec \uparrow 0.4}$ 表示 mec

的右极限, $\lim_{mec \downarrow 0.4}$ 表示 mec 的左极限。通过计算 $\hat{\theta}$ 及其标准误, 即可通过

t 值检验密度函数 $f(mec)$ 是否在 $x = 0.4$ 处连续。经计算, $\hat{\theta} = 0.1800$,

$se(\hat{\theta}) = 0.1531$, 对应 t 值为 1.176, 在 10%的检验水平下不显著, 接受

$f(mec)$ 在断点两侧极限相同的原假设。McCrary 检验结果如图 1 所示。

可以看出断点两侧的置信区间有很大部分重叠, 故可推断断点两侧的密度函数不存在显著差异。相关结果表明本文的分组变量医疗消费比率这一指标不存在人为操纵问题。

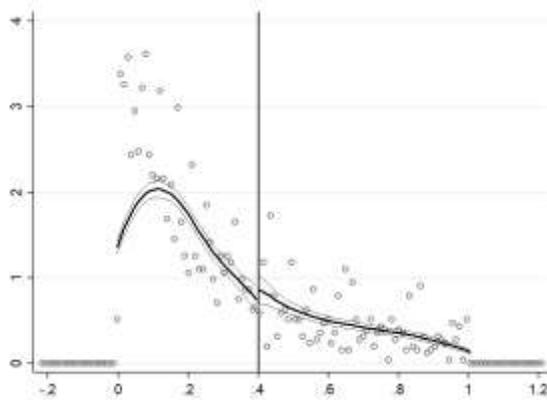


图 1: 内生分组检验

2.处理效应检验

本文通过绘图方式对个人在断点处, 即上年度发生灾难性卫生支出时, 结果变量个人本年度收入水平是否发生显著跳跃进行直观观察, 如图 2 所示。图中可以看出, 当个人上年度医疗消费比率达到发生灾难性卫生支出阈值的断点时, 个人本年度收入水平出现了明显的向下跳跃。

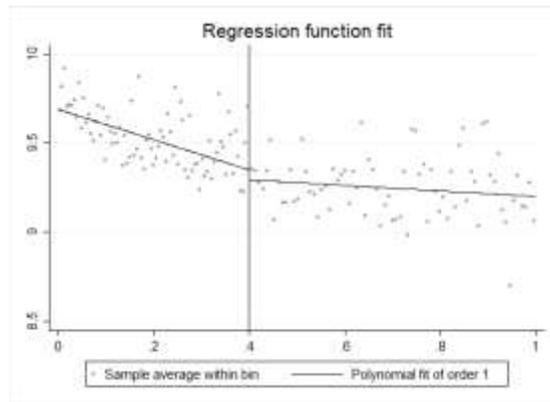


图 2：处理效应检验

3.前定变量平衡性检验

断点回归的一个重要前提假设是在断点附近的个体是可比的，即断点回归中相应的前定变量在断点两侧应满足平衡性假定。为此，本文须对前定变量进行平衡性检验。本文选取的可能影响本年度收入水平的前定变量包括：性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、上年度收入水平、工作单位和健康状况。本文首先对以上各前定变量单独进行平衡性检验。各前定变量的具体检验结果见表 2。

表 2 中数据为各前定变量作为结果变量的断点回归结果。结果表明，性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、上年度收入水平和工作单位在 10% 的检验水平下不存在显著跳跃，说明以上前定变量在断点两侧具有平衡性。但是，个人健康状况在 5% 的检验水平下存在显著的向下跳跃，说明当个人上年度发生灾难性卫生支出后，会显著降低个人的健康水平，个人健康状况在断点两侧并不平衡。

表 2：前定变量内生分组检验

前定变量	回归系数	标准差	t 统计量	P 值
性别	-0.05027	0.14514	-0.3463	0.729
年龄	0.7932	3.6633	0.2165	0.829
婚姻状况	0.02074	0.09259	0.2240	0.823
受教育水平	-0.0147	0.29286	-0.0502	0.960
上年收入水平对数	-0.1743	0.13691	-1.2731	0.203
工作单位	0.00573	0.09717	0.0590	0.953
健康状况	-0.37481**	0.1647	-2.2757	0.023

注：表中数据采用三角核函数、选择CCT确定最优带宽并使用最优带宽进行平衡性检验，***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平下显著。

由于前定变量过多，单一前定变量出现断点情形时常出现，如本文选取的前定变量个人健康状况。虽然其检验结果符合理论预期，同时验证了本文选取灾难性卫生支出作为断点来衡量个人健康冲击的合理性，也为本文进一步分析因病致贫的作用路径提供了实证支持，但为本文进行断点回归制造了困难。针对这一问题，Kim 和 Lim（2015）等提出一种切实可行的方案，即通过检验所有前定变量的联合平衡性，保证在断点附近个体的可比性。为此本文提出以下两种检验方法：（1）利用所有的前定变量对个人收入水平进行回归，计算出个人收入水平的拟合值，并检验其平衡性；（2）利用似不相关回归（seemingly unrelated regression, SUR）检验各前定变量在断点处的联合显著性。

使用前定变量估计个人收入拟合值进行断点回归的平衡性检验结果见表 3。表 3 中第（1）列为采用三角核函数和 CCT 法确定最优带宽并使用最优带宽进行平衡性检验的结果，结果显示个人收入拟合值的断点回归系数在 10%的检验水平下不显著，说明前定变量具有联合平衡性。

鉴于回归函数可能存在高次项，如 $(rate_{it-1} - 0.4)^2$ 等，从而造成遗漏变量偏差，为增加该结果的可靠性，参考 Imbens 和 Lemieux（2008），本文先后进行了二阶和三阶断点回归，结果如表 3 第（2）列和第（3）列所示；本文还选用最优带宽 50%和 200%进行断点回归，结果如表 3 第（4）列和第（5）列所示；本文继续改用二次核函数和均匀核函数确定最优带宽进行断点回归，结果如表 3 第（6）列至第（7）列所示。以上结果均显示个人收入拟合值的断点回归系数在 10%的检验水平下不显著，说明前定变量在断点两侧具有联合平衡性这一结果是稳健的。

表 3：前定变量拟合断点回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
回 归	-0.00468	-0.00138	0.01492	0.04249	-0.00574	-0.00659	-0.0074
系 数	(0.0084)	(0.0107)	(0.0077)	(0.0392)	(0.0070)	(0.0087)	(0.0087)

注：括号内为t值；***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平下显著。

资料来源：作者利用stata软件计算。

本文进一步采用似不相关回归检验前定变量在断点附近的联合平衡性。似不相关回归广泛应用于断点回归的检验中（Lee, 2010; Kim 和 Lim, 2015），其基本思想为：以各前定变量为被解释变量，将常数项、处理变量、分组变量多次项、处理变量和分组变量多次项的交互项作为解释变量，建立系统方程进行似不相关回归。然后，对各方程回归结果中处理变量的系数是否均为零进行联合检验，如果接受均为零的原假设，则说明前定变量联合平衡。基于此，本文分别以性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、上年度收入水平、工作单位和健康状况为被解释变量，以常数项、灾难性卫生支出、医疗消费比率的一次项和二次项、灾难性卫生支出与医疗消费比率的一次项和二次项的交互项作为解释变量进行似不相关回归。本文对各方程中灾难性卫生支出回归系数均为零进行 Wald 联合检验，检验结果显示， χ^2 统计量的值为 4.65，对应P值为 0.7022，接受处理变量回归系数均为零的原假设，说明本文选定的前定变量在断点两侧联合平衡。结合拟合值断点回归和似不相关回归检验结果，本文认为各前定变量在断点处联合平衡，据此推断如果个人收入水平在断点处出现跳跃，则可认定是健康冲击带来的结果。

（二）基本检验

本文首先汇报了采用三角核函数和 CCT 法确定最优带宽并使用最优带宽进行断点回归的实证结果，如表 4 第 1 行所示。结果显示，断点回归的处理效应在 5%检验水平下显著为负，回归系数大小为-0.1208，说明个人上年度发生灾难性卫生支出时，本年度收入水平显著下降，下降幅度约为 12.08%。本文继续给出了 0.5 倍带宽和 2 倍带宽的断点回归结果，二者的回归结果均显著为负，且回归系数与使用最优带宽得到的结果相似。综合以上分析个人本年度收入水平在发生灾难性卫生支出后出现显著向下跳跃，健康冲击显著降低了个人收入水平。

（三）稳定性检验

本文采取三种方法进行稳定性检验：（1）在不同阶次、不同核密度函数下进行多种带宽的断点回归；（2）选用双重差分方法重新估计灾难性卫生支出对本年度收入水平的影响；（3）选用个人本年度其他产品消费作为结果变量重新进行断点回归。

首先，本文选用回归函数二阶、三阶、四阶形式以及二次核方法进行断点回归，并汇报了在最优带宽、0.5 倍最优带宽、2 倍最优带宽下的回归结果，如表 4 所示。结果表明，回归系数均显著为负，系数大小与

基本检验结果差异不大，大体在-0.1168 到-0.2581 之间波动。以上结果表明，个人上年度发生灾难性卫生支出后本年度收入水平会显著下降，下降幅度为 11.68%~25.81%，健康冲击降低个人收入水平的结论具有稳健性。

表 4：断点回归结果

回归方法	最优带宽	0.5 倍最优带宽	2 倍最优带宽
线性回归	-0.1208** (0.0601)	-0.1412** (0.0602)	-0.1292* (0.0706)
二阶回归	-0.2427** (0.1172)	-0.1388 (0.0891)	-0.1479* (0.1011)
三阶回归	-0.2581** (0.1303)	-0.1713* (0.1045)	-0.1819 (0.1157)
四阶回归	-0.2337* (0.1351)	-0.1898* (0.1125)	-0.2023* (0.1217)
二次核	-0.1168* (0.0641)	-0.1296** (0.0640)	-0.1334* (0.0751)

注：括号内为t值；***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平下显著。

资料来源：作者利用stata软件计算。

其次，鉴于断点回归只能利用发生灾难性卫生支出附近的样本，增加了随机性而降低了精准度（Kim 和 Lim, 2015），本文利用双重差分（diffrence in diffrence）方法重新估计健康冲击对收入的影响。由于本文所选数据为多期面板数据，个人发生灾难性卫生支出的年份不同，即进入处理组的时间不一致，传统的 DID 模型已不再适用。参照 Kmenta（2010）、刘瑞明和赵仁杰（2017）等研究，本文建立如下双固定效应 DID 模型评估健康冲击对收入的影响：

$$\ln income_{it} = \alpha + \beta CHE_{it-1} + \sum_k \psi_k X_{it}^k + \lambda_t + \tau_i + \xi_{it} \quad (7)$$

其中， λ_t 和 τ_i 分别表示时间固定效应和个体固定效应， α 为常数项，

β 为健康冲击对收入影响的回归系数， ξ_{it} 为随机扰动项。双固定效应 DID 模型下的回归结果见表 5。表中第（1）列为未加入任何个人特征变量和任何固定效应的简单回归结果，第（2）-（4）列分别为在第（1）列基础上依次加入个人特征变量、个体固定效应、时间固定效应之后的回归

结果。回归结果表明，灾难性卫生支出回归系数始终显著为负，说明健康冲击会显著降低个人收入水平，与之前断点回归得到的结论一致，从而进一步证实了结论的稳健性。

表 5：双重差分稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
上年灾难性卫生支出	-0.1935*** (0.0111)	-0.0476*** (0.0084)	-0.0645** (0.0106)	-0.0178* (0.0094)
性别		-0.0013 (0.0054)	0.0676** (0.0320)	0.0508* (0.0266)
年龄		0.0034*** (0.0002)	0.0547*** (0.0041)	0.0009 (0.0021)
婚姻状况		-0.0334*** (0.0080)	-0.0732** (0.0262)	-0.0159 (0.0236)
受教育水平		0.0666*** (0.0027)	0.0422*** (0.0076)	0.0372*** (0.0064)
上年收入水平		0.5955*** (0.0071)	-0.0405*** (0.0118)	-0.1672*** (0.0102)
工作单位性质		0.0366*** (0.0071)	0.0215 (0.0135)	0.0207* (0.0122)
健康水平		0.0028*** (0.0002)	0.0023*** (0.0003)	0.0010*** (0.0003)
个体固定效应			是	是
时间固定效应				是
常数项	9.2866*** (0.0038)	3.3038*** (0.0501)	6.6164*** (0.2215)	10.5099*** (0.1497)
样本量	35230	35230	35230	35230
R2	0.0085	0.4616	0.0773	0.2308
F	303.28	2414.00	53.04	347.03

注：括号内为t值；***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平下显著。

资料来源：作者利用stata软件计算。

最后，鉴于个人消费支出也能在很大程度上反映个人的收入水平，本文选取个人本年度其他产品消费（总消费扣除医疗消费和食品消费）作为收入水平的代理变量重新进行断点回归，评估健康冲击对收入水平的影响。结果表明，在灾难性卫生支出断点处，个人本年度其他产品消

费的处理效应在 10% 的检验水平下显著为负，回归系数大小为-0.5561，说明个人上年度发生灾难性卫生支出会显著降低个人本年度其他产品消费，降低幅度约为 55.61%。该结果与基本检验结果一致，从而证实了本文结论的稳健性。

综上所述，本文通过三种方法得到的稳健性检验结果均与基本检验结果一致，即个人上年度发生灾难性卫生支出会显著降低个人本年度收入水平，该结论具有稳健性。

五、机制分析

在以上实证检验中已经得到个人上年度发生灾难性卫生支出会降低其本年度收入水平这一结论，但其发生机制还不得而知，只有摸清这种机制，才能为阻断因病致贫的发生路径，缓解并逐步消除因病致贫提出切实可行的建议和措施。在前定变量平衡性检验中，本文已经发现个人上年度发生灾难性卫生支出时本年度的健康水平出现断点且为负，即个人本年度健康水平显著下降，本文进而推测上年度发生灾难性卫生支出是通过降低健康水平这一路径而引起本年度个人收入水平下降的。参照 Baron and Kenny(1986)，本文将建立如下中介效应模型检验这一作用机制：

$$lnincome_{it} = a_0 + a_1CHE_{it-1} + \sum_m \alpha_m X_{it}^m + \varepsilon_{1it} \quad (8)$$

$$health_{it} = b_0 + b_1CHE_{it-1} + \sum_n \beta_n X_{it}^n + \varepsilon_{2it} \quad (9)$$

$$lnincome_{it} = c_0 + c_1CHE_{it-1} + c_2health_{it} + \sum_p \gamma_p X_{it}^p + \varepsilon_{3it} \quad (10)$$

其中，式（8）为上年度发生灾难性卫生支出对本年度收入水平产生影响的总效应， $a_1 < 0$ 则表示上年度发生灾难性卫生支出会降低本年度收入水平；式（10）为上年度发生灾难性卫生支出对本年度个人健康状况的影响， $b_1 < 0$ 则表示上年度发生灾难性卫生支出会降低本年度个人的健康状况，式（11）中， c_1 衡量的是上年度发生灾难性卫生支出对个人收入产生影响的直接效应。 a_0 、 b_0 、 c_0 分别为各式常数项， ε_{1it} 、 ε_{2it} 、 ε_{3it} 分别为各式随机扰动项，其他变量设定与上文相同。将式(9)带入式(10)，整理得到：

$$l\text{income}_{it} = (c_0 + c_2b_0) + (c_1 + c_2b_1)CHE_{it-1} + \sum_q \pi_q X_{it}^q + \varepsilon_{4it} \quad (11)$$

其中， c_2b_1 衡量的是上年度发生灾难性卫生支出通过影响个人本年度的健康状况进一步影响个人收入水平的中介效应， $(c_0 + c_2b_0)$ 为常数项， ε_{4it} 为随机扰动项。上述各方程中均包含控制变量，为表达方便而未予列出。

中介效应模型的估计结果见表 6。从关于式（8）的检验结果看，灾难性卫生支出的回归系数在 1%的检验水平下显著为负，即个人上年度发生灾难性卫生支出时本年度收入水平会显著下降。从关于式（9）的检验结果看，灾难性卫生支出的回归系数在 1%的检验水平下显著为负，即个人上年度发生灾难性卫生支出本年度健康水平会显著下降。从关于式（10）的检验结果来看灾难性卫生支出的回归系数在 1%的检验水平下显著为负，即上年度发生灾难性卫生支出会降低本年度的收入水平，而本年度健康水平（中介变量）的回归系数为正，即本年度健康水平提高会显著的提升个人的收入水平。以上结果初步表明，上年度发生灾难性卫生支出除了直接作用于本年度收入水平外，还通过影响本年度健康水平作用于本年度收入水平。

在初步检验的基础上，本文参照既有研究，基于式（11）对中介变量的作用是否显著进行进一步检验。以往研究检验中介效应的方法根据假设条件的不同可分为三类：①检验 $H_0:c_2 = 0$ 和 $H_0:b_1 = 0$ ，但这种方法容易导致第二类错误；②检验 $H_0:c_2b_1 = 0$ ，可以根据 Sobel（1987）提出的方法进行检验，但该检验容易导致第一类错误；③检验 $H_0:a_1 - c_1 = 0$ ，可以利用 Freedman et al.（1992）提出的检验方法，检验整体中介效应是否显著。温忠麟等（2004）根据以上方法总结了一套中介效应检验程序，进一步提高了检验效率，任曙明和张静（2013）、于新亮等（2017）应用这套程序进行了实践。

本文根据以上的检验方法，按照以下程序进行检验：①检验 $H_0:a_1 = 0$ 。如果接受原假设，则检验结束，得出上年度发生灾难性卫

生支出对本年度收入水平的影响不存在中介效应的结论；如果拒绝原假设，程序继续。②检验 $H_0:b_1 = 0$ 和 $H_0:c_2 = 0$ 。如果都拒绝原假设，则检验结束，得到上年度发生灾难性卫生支出对本年度收入水平的影响存在中介效应的结论，如果至少有一个接受原假设，程序继续。③检验 $H_0:c_2b_1 = 0$ 。如果接受原假设，则检验结束，得出上年度发生灾难性卫生支出对本年度收入水平的影响不存在中介效应的结论，若拒绝原假设则检验结束，得出上年度发生灾难性卫生支出对本年度收入水平的影响存在中介效应的结论。按此检验程序检验得出的结果显示：健康水平这一中介变量相应假设检验的 χ^2 统计量在 1%的检验水平下高度显著，因此强烈拒绝本年度健康水平这一中介效应不存在的原假设，说明上年度发生灾难性卫生支出的确通过影响个人本年度健康水平，进一步对本年度收入水平产生影响。根据表 6 中的结果进一步分析可知，上年度发生灾难性卫生支出对个人本年度收入水平总效应为-0.060，直接效应为-0.043，说明上年度发生灾难性卫生支出影响个人本年度健康水平并进一步降低个人收入水平这一中介效应约占总效应的 28.74%。

在基于中介效应的机制分析中，本文进一步摸清了上年度发生灾难性卫生支出引起本年度收入水平下降的其中一个主要作用机制：上年度发生灾难性卫生支出会降低本年度健康水平，而本年度健康水平与本年度收入水平之间存在正相关，所以上年度发生灾难性卫生支出将进一步地会降低个人本年度收入水平。

表 6: 机制分析

	式 (8) 收入水平	式 (9) 健康水平	式 (10) 收入水平
灾难性卫生支出	-0.0602*** (0.0085)	-6.1029*** (0.2301)	-0.0428*** (0.0086)
健康水平			0.0028*** (0.0002)
控制变量	是	是	是
常数项	3.5523*** (0.0377)	78.2915*** (1.0654)	3.3475*** (0.0403)
观测值	34529	34529	34529
调整的 R ²	0.4553	0.1383	0.4583

F 统计量 4121.72 426.11 3651.08

注：括号内为t值； ***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平下显著。

资料来源：作者利用stata软件计算。

六、异质性分析

基于我国不同人群收入水平差异较大这一事实，本文将全体样本按照收入水平由低到高平均分为三组，分别为低收入组、中收入组和高收入组，继续通过断点回归方法，考察各组人群上年度发生灾难性卫生支出对其本年度收入水平的影响，回归结果见表 7。

由表 7 中结果可知，低收入人群本年度收入水平在上年度医疗消费比率达到灾难性卫生支出时的处理效应回归系数在 5%的检验水平下显著为负，系数大小为-0.2421，说明个人上年度发生灾难性卫生支出后，其本年度的收入水平会显著下降，下降幅度约为 24.21%。而中收入和高收入人群的处理效应回归系数均在 10%的检验水平下不显著，说明中收入和高收入人群上年度发生灾难性卫生支出并不会显著地降低个人本年度的收入水平。为了验证此结果的稳定性，本文分别选取并计算了 2 倍最优带宽和 0.5 倍最优带宽的处理效应，与最优带宽下断点回归的结果一致。以上结果表明，相比于中收入和高收入人群，低收入人群在发生灾难性卫生支出时，个人收入水平更容易受到冲击，而且与上文得出的总体收入平均下降 12.08%比较，低收入人群收入水平的降低幅度更大。

表 7：异质性检验

	最优带宽	2 倍最优带宽	0.5 倍最优带宽
低收入组	-0.1968*** (0.0747)	-0.2324* (0.1194)	-0.2488* (0.1424)
中收入组	0.0498 (0.1668)	-0.2779 (0.9056)	0.0494 (0.1260)
高收入组	0.0771 (0.0980)	-0.2809 (0.7641)	0.0359 (0.0805)

注：括号内为t值； ***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平下显著。

资料来源：作者利用stata软件计算。

针对以上结果，本文参照以往研究，提出一个相对合理的解释：相比于低收入人群，中高收入人群拥有较多的资产存量（王雄军，2017），

他们在预期面临健康冲击时可以将这些资产迅速变现，提升自己的抗风险能力。基于资产拥有量不均衡假设，本文推断中高收入人群面临健康冲击后收入水平显著下降的阈值可能更高。为此本文采用迭代法，通过倒推中高收入人群本年度收入水平出现显著断点时的医疗消费比率推断其受到健康冲击的阈值。结果发现中收入人群上年度个人医疗消费比率达到 0.9 时本年度收入水平才出现跳跃，此时收入降低约 26.35%。而本文始终没有找到高收入人群本年度收入水平出现显著断点的阈值，可以断定高收入人群即使受到健康冲击其收入水平也基本不会受到影响，这与于新亮等（2017）的发现一致。以上检验结果基本印证了本文提出的资产拥有量不均衡假设。

基于资产拥有量不均衡假设，本文推断不同收入人群的收入结构也存在差异，对于低收入人群，工资性收入是其主要收入来源，而中高收入人群的非工资性收入占比更高。研究表明，健康冲击对工资性收入的影响更大（王雄军，2017）。因此，本文进一步提出如下命题：灾难性卫生支出通过健康降低收入水平的作用强度在各收入人群中存在差异，相比于中高收入人群，这一路径对低收入人群的作用强度更大。

本文进而对不同收入人群健康冲击影响收入水平的中介效应进行异质性检验，检验结果见表 8。根据表中数据可以计算得出，低收入组个人上年度发生灾难性卫生支出对本年度收入水平的总效应中，健康状况作为作用路径带来的中介效应部分约占 29.95%，而中收入组和高收入组约为 16.04% 和 12.47%¹。回归结果证实了本文提出的因病致贫作用机制异质性命题。

表 8：不同收入水平人群机制分析

	总效应	直接效应	中介效应	中介效应占比
低收入组	-0.0472*** (0.0134)	-0.0331** (0.0135)	0.0019*** (0.0003)	29.95%
中收入组	-0.0554*** (0.0062)	-0.0465*** (0.0062)	0.0013*** (0.0001)	16.04%
高收入组	-0.0574*** (0.0108)	-0.0502*** (0.0108)	0.0015*** (0.0003)	12.47%

注：括号内为 t 值；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

¹ 虽然在断点回归局域分析中并未发现高收入人群当期收入水平的断点，但是由于机制分析采用的是中介效应模型这一全局估计方法，本文依旧分析了高收入人群因病致贫的作用机制。

资料来源：作者利用stata软件计算。

七、医疗保险的脱贫效应

通过上文分析，本文得出灾难性卫生支出影响健康水平是其降低个人本年度收入水平的主要机制之一，在医疗保险能够显著提高健康水平的前提下（刘国恩等，2011），医疗保险能否缓解健康冲击对收入水平的影响？进一步地，不同收入人群抗击健康冲击的能力差异显著，且灾难性卫生支出通过健康影响个人收入水平这一路径的作用强度随收入层级提高而降低，那么，医疗保险对各收入层级人群是否会产生差异化影响？本文接下来对这一议题进行实证检验。

由于高收入人群的收入水平并不会在受到健康冲击时显著下降，医疗保险自然不会对其产生脱贫效应，因此本文不再对高收入人群进行考察，而仅对低收入人群和中收入人群在有无加入医疗保险两种情况下，分别进行断点回归。检验结果如表 9 所示。

表 9 中第一行为低收入组中全样本的断点回归结果，处理效应回归系数在 5%的检验水平下显著为负，系数大小为-0.2421；第二行为低收入组中未参加医疗保险人群的断点回归结果，处理效应回归系数在 10%的检验水平下显著为负，系数大小为-0.4611；第三行为低收入组参加医疗保险人群的断点回归结果，处理效应回归系数在 1%的检验水平下显著为负，其回归系数为-0.2156。以上结果表明，上年度发生灾难性卫生支出使低收入人群本年度收入水平总体下降 24.21%，其中未参加医疗保险人群平均下降 46.11%，参加医疗保险人群平均下降 21.56%，即当个人参加医疗保险时，相比于未参加医疗保险人群，其收入水平的下降幅度减少了 24.45%。说明医疗保险的实施显著降低了健康冲击对低收入人群个人收入水平的影响程度。

表 9 中第四行为中收入组全样本的断点回归结果，处理效应回归系数在 1%的检验水平下显著为负，系数大小为-0.2635；第五行为中收入组中未参加医疗保险人群的断点回归结果，处理效应回归系数在 1%的检验水平下显著为负，系数大小为-0.3025；第六行为中收入组参加医疗保险人群的断点回归结果，处理效应系数在 10%的检验水平下不显著。以上结果表明，上年度发生灾难性卫生支出使中收入人群收入水平总体下降 26.35%，其中未参加医疗保险人群平均下降 30.25%，参加医疗保险人群的收入水平已经不再显著下降，说明医疗保险的实施也降低了健康冲击对中收入人群个人收入水平的影响程度。

综上所述，医疗保险具有脱贫效应，但在各收入人群间也存在显著差异，具体表现减轻了低收入人群受到健康冲击时收入下降的程度，中

收入人群在受到健康冲击时收入已不再显著下降。

表 9：医疗保险脱贫效应

	回归系数	标准差	t 统计量	P 值
低收入组全样本	-0.2421	0.1194	-2.027	0.043
低收入组未参加医疗保险	-0.4611	0.2733	-1.6870	0.092
低收入组参加医疗保险	-0.2156	0.0762	-2.8295	0.005
中收入组全样本	-0.2635	0.0662	-3.9799	0.000
中收入组未参加医疗保险	-0.3025	0.1050	-2.8825	0.004
中收入组参加医疗保险	-0.2136	0.4191	-0.5097	0.610

注：低收入组按照医疗消费比率达到 0.4 作为断点，中收入组按照医疗消费比率达到 0.9 作为断点。

八、结论和政策启示

多年来中国政府一直致力于深化医疗体制改革，通过逐步建立健全医疗保险体系，防止因病致贫、因病返贫。但鉴于人口基数大，且健康冲击具有偶发性和持续性，这一政策目标并未完全实现。因此，防止因病致贫依旧是打赢脱贫攻坚战的关键一环和长远目标。理论上，健康冲击对收入的影响是发生因病致贫的重要环节之一，由于健康冲击很难被客观衡量，健康和收入之间存在较严重的内生关系，以往研究并不能准确估计健康冲击对个人收入的影响，健康冲击影响收入的作用机制及其在不同收入人群中的差异化效果也缺乏系统的理论分析和严谨的实证检验。因此更加精确的估计健康冲击对收入的影响，进一步找到其作用机制具有较高的理论价值和现实意义。在此背景下，本文借鉴灾难性卫生支出理论，采用断点回归的方法，检验健康冲击对收入的影响效果。在此基础上，建立中介效应模型分析因病致贫作用路径，并基于收入结构异质性假设，进一步检验健康冲击对不同层级人群收入水平的差异化影响，最后分析医疗保险的脱贫效应。

结合实证检验结果，本文得出如下结论：

首先，当个人上年度受到的健康冲击达到灾难性卫生支出这一标准时，个人本年度收入水平存在显著跳跃且处理效应为负，说明健康冲击会显著降低收入水平，降低幅度平均为 12.08%。该结论在改变带宽、回归函数阶数、核密度函数，使用 DID 方法和更改结果变量等一系列检验

后依然稳健。

其次，在基于中介效应的机制分析中，本文摸清了上年度发生灾难性卫生支出引起本年度收入水平下降的其中一个主要作用机制：上年度发生灾难性卫生支出会降低本年度健康水平，而本年度健康水平与本年度收入水平之间存在正相关，所以上年度发生灾难性卫生支出会进一步地降低个人本年度收入水平。而这一中介效应约占总效应的 28.74%。

再次，基于我国不同人群收入水平差异较大这一事实，本文将所有人群按照收入水平进行了划分，异质性检验结果表明，相比于中收入和高收入人群，低收入人群在发生灾难性卫生支出时，个人收入水平更容易受到冲击，而且与上文得出的总体收入平均下降 12.08% 比较，低收入人群收入水平的降低幅度更大。基于收入结构异质性假设，本文进一步发现灾难性卫生支出通过健康状况降低收入水平的作用强度在各收入人群中存在差异，相比于中高收入人群，这一路径对低收入人群的作用强度更大。

最后，本文通过对比加入医疗保险与未加入医疗保险人群断点回归结果发现，医疗保险具有脱贫效应，但在各收入人群间也存在显著差异，具体表现为减轻了低收入人群受到健康冲击时收入下降的程度（约 24.45%），而中收入人群在受到健康冲击时收入已不再显著下降。由于此前高收入人群收入水平基本不会受到健康冲击显著影响，故而医疗保险的脱贫效应对其已不再适用。

本文得出的结论具有一定的启示意义：个人面临健康冲击不仅会增加其当期医疗消费，而且通过进一步降低下一期健康水平等路径，降低下一期收入水平。个人收入水平的降低更不利于抵御潜在健康冲击，从而进入健康状况恶化与收入水平下降的恶性循环，最终陷入贫困。同时，不同收入人群对于健康冲击的抵御能力差异较大，低收入人群遭受健康冲击时更容易发生因病致贫，这一问题在贫富悬殊的国家或地区尤为突出。针对中国处于高速增长向高质量发展转型的阶段特点，本文认为提高医疗保障程度，实现精准化保障，建立多层次保障体系减轻民众医疗负担仍然是防止因病致贫的有效政策工具。

参考文献

- [1] 白重恩，李宏彬，吴斌珍，2012，医疗保险与消费：来自新型农村合作医疗的证据，经济研究 47(02):41-53.
- [2] 边恕，冯梦龙，孙雅，2018，中国农村家庭资产贫困的测量与致因，中国人口科学，(04):54-67+127.
- [3] 陈迎春，徐锡武，王蓉，张宏涛，吴妮娜，王莉阳，罗五金，汪早

- 立, 2005, 新型农村合作医疗减缓"因病致贫"效果测量, 中国卫生经济, (08):26-28.
- [4] 程令国, 张晔, 2012, "新农合":经济绩效还是健康绩效?, 经济研究, 47(01):120-133.
- [5] 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, (07):36-50.
- [6] 封进, 余央央, 2007, 中国农村的收入差距与健康, 经济研究, (01):79-88.
- [7] 甘犁, 刘国恩, 马双, 2010, 基本医疗保险对促进家庭消费的影响, 经济研究, 45(S1):30-38.
- [8] 高梦滔, 姚洋, 2005, 健康风险冲击对农户收入的影响, 经济研究 (12):15-25.
- [9] 洪秋妹, 常向阳, 2010, 我国农村居民疾病与贫困的相互作用分析, 农业经济问题, 31(04):85-94+112.
- [10] 黄枫, 甘犁, 2010, 过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析, 经济研究, 45(06):105-119.
- [11] 黄薇, 2017, 医保政策精准扶贫效果研究——基于 URBMI 试点评估入户调查数据, 经济研究, 52(09):117-132.
- [12] 解垚, 2010, 健康、健康冲击与退休, 山西财经大学学报, 32(10):11-17+27.
- [13] 解垚, 2011, 健康对劳动力退出的影响, 世界经济文汇, (01):109-120.
- [14] 刘国恩, William H.Dow, 傅正泓, John Akin, 2004, 中国的健康人力资本与收入增长, 经济学(季刊), (04):101-118.
- [15] 刘国恩, 蔡春光, 李林, 2011, 中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析, 经济研究, 46(03):95-107+118.
- [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, 48(04):130-142+156.
- [17] 齐良书, 2006, 收入、收入不均与健康:城乡差异和职业地位的影响, 经济研究, (11):16-26.
- [18] 齐良书, 2011, 新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究, 数量经济技术经济研究, 28(08):35-52.
- [19] 孙昂, 姚洋, 2006, 劳动力的大病对家庭教育投资行为的影响——中国农村的研究, 世界经济文汇, (1):26-36
- [20] 王雄军, 2017, 我国居民财产性收入状况及其趋势判断, 改革, (04):14-26.
- [21] 魏众, 2004, 健康对非农就业及其工资决定的影响, 经济研究,

(2):64-74

[22] 伍再华, 李敬, 郭新华, 2018, 健康冲击、新农合与农村家庭借贷行为, 财经科学, (05):33-46.

[23] 许庆, 刘进, 杨青, 2016, 农村民间借贷的减贫效应研究——基于健康冲击视角的分析, 中国人口科学, (03):34-42+127.

[24] 杨志海, 麦尔旦 吐尔孙, 王雅鹏, 2015, 健康冲击对农村中老年人农业劳动供给的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析, 中国农村观察, (03):24-37.

[25] 臧文斌, 刘国恩, 徐菲, 熊先军, 2012, 中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响, 经济研究, 2012, 47(07):75-85.

[26] 张车伟, 2003, 营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据, 经济研究, (1):3-12

[27] 赵伟锋, 2007, 健康冲击、家庭支出结构与农户收入, 中南财经政法大学学报, (03):115-124.

[28] 邹红, 喻开志, 李奥蕾, 2013, 养老保险和医疗保险对城镇家庭消费的影响研究, 统计研究, 30(11):60-67.

[29] Abel-Smith B, Rawal P. , 1992, “Can the poor afford ‘free’ health services? A case study of Tanzania”, *Health Policy and Planning*, 7(4): 329-341.

[30] Alexander H A., 1996, “Physiotherapy student clinical education: the influence of subjective judgements on observational assessment”, *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 21(4): 357-366.

[31] Annear L P, Wilkinson D, Chean M R, et al. , 2006, “Study of financial access to health services for the poor in Cambodia”[M]. Peter Annear.

[32] Bartel A, Taubman P. , 1979, “Health and labor market success: The role of various diseases”, *The Review of Economics and Statistics*: 1-8.

[33] Basta S S, Karyadi D, Scrimshaw N S , 1979, “Iron deficiency anemia and the productivity of adult males in Indonesia”, *The American Journal of Clinical Nutrition*32(4): 916-925.

[34] Benzeval M, Judge K, Shouls S., 2001, “Understanding the Relationship between Income and Health: How Much Can be Gleaned from Cross - sectional Data?”, *Social Policy & Administration*35(4): 376-396.

[35] Calonico S, Cattaneo M D, Titiunik R. , 2014“Robust nonparametric confidence intervals for regression - discontinuity designs”, *Econometrica*, 82(6): 2295-2326.

[36] Ciocco A, Perrott D. , 1957, “Statistics on sickness as a cause of poverty:

an historical review of US and English data”, *Journal of the history of medicine and allied sciences*: 42-60.

[37] Corbett J., 1989, “Poverty and Sickness: The High Costs of Ill - Health”, *IDS Bulletin*20(2): 58-62.

[38] Crossley M L. , 2003, “Would you consider yourself a healthy person?": Using focus groups to explore health as a moral phenomenon”, *Journal of Health Psychology*, 8(5): 501-514.

[39] Das, J. , Hammer, J. , Leonard, K. , 2008, “The Quality of Medical Advice in Low Income Countries”, *Journal of Economic Perspectives*, 22:93—114.

[40] David Lawson. ,2004, “The Influence of Ill Health on Chronic and Transient Poverty : Evidence from Uganda”, *Chronic Poverty Research Centre Working Paper*, 41

[41] Dercon,S., 2003, “The Impact of Economic Reform on Rural Households in Ethiopia:A Study from 1989— 1995”.WorldBank

[42] Ettner S L., 1996, “New evidence on the relationship between income and health”, *Journal of health economics*, 15(1): 67-85.

[43] Gelman, Andrew, and Guido Imbens., 2014, “Why High-order Polynomials Should not be Used in Regression Discontinuity Designs”, *National Bureau of Economic Research Working Paper* 20405.

[44] Gertler P, Gruber J. , 2002, “Insuring consumption against illness”, *American economic review*92(1): 51-70.

[45] Glick P, Sahn D E. , 1998, “Health and productivity in a heterogeneous urban labour market”, *Applied Economics*30(2): 203-216.

[46] Hadley J. , 2003, “Sicker and poorer—The consequences of being uninsured: A review of the research on the relationship between health insurance, medical care use, health, work, and income”, *Medical Care Research and Review*, 60(2_suppl): 3S-75S.

[47] Herman, Patricia M., Rissi Jill J., Walsh Michele E., 2011, “Health insurance status, medical debt, and their impact on access to care in Arizona.”, *American journal of public health* 101.8: 1437-1443.

[48] Himmelstein D U, Warren E, Thorne D, et al., 2005, “Illness And Injury As Contributors To Bankruptcy: Even universal coverage could leave many Americans vulnerable to bankruptcy unless such coverage was more comprehensive than many current policies“, *Health Affairs*, 24(Suppl1): W5-63-W5-73.

- [49] Imbens G W, Lemieux T., 2008, Regression discontinuity designs: A guide to practice[J]. *Journal of econometrics*, 142(2): 615-635.
- [50] Imbens G, Kalyanaraman K., 2009, “Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator”, *NBER Working Paper Series*, No. 14726.
- [51] Johnson R C., 2011, “Long-run impacts of school desegregation & school quality on adult attainments”, *National Bureau of Economic Research*.
- [52] Jutel A. , 2001, “Does size really matter? Weight and values in public health”*Perspectives in Biology and Medicine*, 44(2): 283-296.
- [53] Kim H B, Lim W., 2015, “Long-term care insurance, informal care, and medical expenditures”, *Journal of public economics*, 125: 128-142.
- [54] Kim H, Yoon W, Zurlo K A., 2012, “Health shocks, out-of-pocket medical expenses and consumer debt among middle- aged and older Americans”, *Journal of Consumer Affairs*, 46(33):
- [55] Kitagawa E M, Hauser P M., 1973, “Differential mortality in the United States: A study in socioeconomic epidemiology”.
- [56] Leyva-Flores R, Kageyama M L, Erviti-Erice J., 2001, “How people respond to illness in Mexico: self-care or medical care?”, *Health policy* , 57(1): 15-26.
- [57] Lee D S, 2010, “Lemieux T. Regression discontinuity designs in economics”, *Journal of economic literature*, 48(2): 281-355.
- [58] Russell S. , 2004, “The economic burden of illness for households in developing countries: a review of studies focusing on malaria, tuberculosis, and human immunodeficiency virus/acquired immunodeficiency syndrome”, *The American journal of tropical medicine and hygiene*, 71(2_suppl): 147-155.
- [59] Sauerborn R, Adams A, Hien M. , 1996, “Household strategies to cope with the economic costs of illness”, *Social science & medicine*, 43(3): 291-301.
- [60] Schultz T P, Tansel A., 1997, “Wage and labor supply effects of illness in Cote d'Ivoire and Ghana: Instrumental variable estimates for days disabled”, *Journal of development economics*, 53(2): 251-286.
- [61] Schultz T. and Tansel A., 1996, “Wage and Labor Supply Effects of Illness in Cote D'Ivoire and Ghana: Instrument Variables Estimating for Day Disa-bled”, *Journal of Development Economics*, 53(2):251-286
- [62] Sen B. , 2003, “Drivers of escape and descent: changing household

fortunes in rural Bangladesh”, *World development*, 31(3): 513-534.

[63] Van Damme Wim, et al., 2004, “Out-of-pocket Health Expenditure and Debt in Poor Households: Evidence from Cambodia”, *Tropical Medicine and International Health*, Vol. 9, 273—280.

[64] Van Doorslaer E, Jones A M., 2003, “Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement”, *Journal of health economics*, 22(1): 61-87.

[65] Wagstaff, A., 2002, “Poverty and Health Sector Inequalities”, *Bulletin of W.H.O*, Vol. 80, 40—49.

[66] Wiltshire J C, Dark T, Brown R L, et al., 2011, “Gender differences in financial hardships of medical debt.”, *Journal of health care for the poor and underserved*, 22(1): 371-388.

医疗保险需求会通过社交“传染”吗？ ——基于 CGSS (2015) 数据的实证研究

袁辉、潘炜迪¹

摘要：

“社交圈”的“知识共享”行为会促进保险知识的传递和保险产品的购买，基于此假设，本文利用 CGSS (2015) 问卷数据建立 Probit 模型，发现“社交频率”对“商业医疗保险需求”存在显著正向影响；其次，按性别分子样本回归后，女性子样本中上述关系依然显著，而男性子样本则不然，体现了女性在“社交圈”的消费趋同性；此外，“工会”社交场景对商业医疗保险需求也有显著的促进作用。本文使用“潜分类模型 (LCM)”进行稳健性检验表明：在考虑被调查者异质性情况下，结果依然稳健。

关键词：商业医疗保险需求；社交频率；知识共享；消费趋同性

一、问题提出

工信部发布的《信息通信行业发展规划（2016-2020 年）》明确提出，2020 年启动 5G 商用服务²。随着，“5G”服务的逐步启动，人与人之间的社交会更加方便快捷。在以微博、QQ、微信为代表的“虚拟社交”大行其道的时代，以饭局、酒会、运动健身、休闲娱乐等为主要形式的“传统社交”仍不可或缺。无论是“虚拟社交”还是“传统社交”，都是现代人类社会信息传播和人际交往的重要途径。医疗保险需求是否会因“社交圈”的“知识共享”行为得以提振和释放？

随着消费行为学、行为经济学等理论的发展，人们越来越重视社会交往对消费的影响。从杜森贝利相对收入假说中的“示范效应”到行为经

¹ 袁辉，中南财经政法大学金融学院保险系教授。潘炜迪，中南财经政法大学保险学博士研究生

² 中华人民共和国工业和信息化部官网：

<http://www.miit.gov.cn/n1146295/n1652858/n1652930/n3757016/c5465203/content.html>

济学的“互惠均衡”，都暗含在良好、和谐的社交环境中人们的消费行为存在趋同性。从理论上讲，人们对商业医疗保险的需求同样可以借助“社交圈”的影响力形成购买医疗保险的“羊群效应”，变潜在需求为现实需求。本文利用 CGSS（2015）问卷数据建立 Probit 模型，实证分析“社交圈”的“知识共享”行为是否会刺激医疗保险需求。

二、文献回顾

行为经济学基于博弈论的方法，探讨人们对事物的“主观信念”并据此信念形成趋同的行为。作为该领域的先驱，拉宾（1993）指出，人们对其他事物的看法往往依赖于周围人对此事物的看法，即周围人的看法作为一个“参考点”，主体人的行为可能“复制”参考点的行为。随后，又有学者在此基础上，研究了人们的“互惠行为”（刘凤良，周业安，于泽等，2008）对消费的影响。依此类推，当一个消费主体享受到“商业医疗保险”带来的效用后，该主体存在基于“互惠行为”向“社交圈”中其他人传播的动机，而接受到上述保险信息的其他人，也会存在“复制”购买行为的倾向。

与行为经济学密切相关，对“知识共享行为”的研究也具有很好的借鉴意义。此类文献中，普遍认为“知识共享意愿”与“知识共享行为”呈显著的正相关关系，在“利他”心理的作用下，“知识共享”可以显著提高社交群体内，包括知识水平、收入等其他因素的总体效用（王春超，张呈磊，周先波，2015；张春阳，丁堃，徐岩，2018；宁连举，肖朔晨，孙中原，2018；等）。而张生太和刘露露（2018）基于实证结果指出，“社交圈”内成员之间关系越紧密，群体“知识共享意愿”就越强烈，此结论与 Moghavvemi, Sedigheh et al（2017）相互验证。随后，这种在“朋友圈”中的“知识共享行为”还存在一种“正反馈效应”，即主动贡献知识的个体，收获到自身的成就感和来自其他成员给予的声誉、信任、实际利益等等效用时，会进一步促进其自身分享其他知识的动机（耿瑞利，申静，2018；胡健，刘佳杰，孙金花，2019；赵大丽，孙道银，张铁山，2019）。同样，个体存在向关系更为密切的“社交圈”主动分享“商业医疗保险”知识的意愿，在感受精神激励后会进一步向其他人普及。

除“社交”影响因素外，保险需求往往受人口统计学因素，如性别、年龄、受教育程度、婚姻经历、家庭子女数、宗教等的影响（Thankom Arun, Mirko Bendig, Shoba Arun, 2012；樊纲治，王宏扬，2015；Waheed Akhtera, Vasileios Pappasb, Saad Ullah Khan, 2017 等等）。其中，涉及到“性别”因素时，女性被调查者为往往会对其保险需求产生正向影响（Chaonan Lin, Yu-Jen Hsiao, Cheng-Yung Yeh, 2017；吴洪，徐斌，李洁，2017；伍

再华,李伟男,2018;等)。该影响一方面和女性相对风险厌恶、低估自身金融素养有关(Lusardi A, Mitchell O S, 2011; Yu-Jen Hsiao, Wei-Che Tsai, 2018; Christina E. Bannier, Milena Schwarz, 2018);另一方面,与女性更注重维持社交关系(郑君君,刘春燕,沈校亮,等,2017),从而产生消费趋同性相关。

在分析微观调查数据时大多用到logit、probit、定序logit等模型(樊纲治,王宏扬,2015;秦芳,王文春,何金财,2016;鞠光伟,张燕媛,陈艳丽,等,2018;等),此类模型的前提假设是被调查者都是同一类(同方差),忽略了被调查者之间的一致性(阳义南,肖建华,2018)。而“潜分类模型(latent class model)”,作为一种半参数模型,利用贝叶斯后验概率把样本分类,并计算出分类间相关系数和分析类内各个变量之间的相关系数,一定程度上缓解了被调查者“异质性”带来的干扰(毛碧琦,敖长林,宁家靖,等,2018;李丹丹,韩娜,崔壮,等,2018)。

三、理论假设

基于上述文献回顾,我们可以归纳出,个体的“社交圈”存在一种“互惠”的知识流动,而商业医疗保险需求也可以随着这种知识的流动,在“社交圈”不断扩大。另外,“社交圈”个体之间关系越密切、交流越频繁,则信息流动越快捷,商业医疗保险的需求传递就越明显。因此,商业医疗保险的需求与个体社交频率成正相关。

此外,性别会对商业医疗保险的需求产生影响,由于女性对社交关系维护的重视度大于男性,女性更容易因社交带来的“知识共享”引发“消费趋同性”,再结合女性相对风险厌恶,女性更容易在“社交圈”的影响下产生商业医疗保险的购买行为。

四、实证分析

(一) 指标选取与变量说明

中国综合社会调查(CGSS)是我国最早的全国性、综合性、连续性调查项目。本文所使用的CGSS(2015)于2018年1月公布,相对与其他调查数据来说具有更好的时效性。CGSS(2015)调查问卷中,有询问“是否参加商业医疗保险”的提问,因此,对此提问结果做标准化处理,形成二值变量“医疗保险需求(ylbx)”作为本文的被解释变量。

对于“社交”的刻画,当下人们的“社交”按渠道可大致分为现实和虚拟两部分,而“社交”的对象以亲戚、朋友、同事、同学等居多。其中,刻画现实“社交”,一方面可以利用调查问卷中“空闲时间社交/串门频率”的询问,标准化为“空闲社交(kxsj)”作为核心解释变量,另一方面,本

文还通过问卷中,与亲戚、朋友等社交娱乐频率相关问题得分加总,以“社交频率 (sj2)”为替代,加总前,本文利用正态标准化对单个得分处理,以消除难以观察到的量纲影响。

表 1 变量说明

变量性质	变量名称	变量解释
被解释变量	ylbx	是否参加商业医疗保险, 1=是, 0=否。
核心解释变量	kxsj	空闲时间社交/串门频率 ¹ , 梯度 1-5, 逐步上升。
	sj2	由其他反映社交频率的问题计算出的频率波动, 其中, 数值越高社交频率越低 ² 。
控制变量	internet	互联网(包括手机上网)频率, 梯度 1-5, 逐步上升。
	phone	使用手机浏览信息频率, 梯度 1-5, 逐步上升。
	lninc	去年个人总收入取对数。
	gender	性别, 1=女, 0=男。
	age	被调查者在 2015 年的实际年龄。
	edu	教育程度, 梯度 1-13, 逐步递增 ³ 。
	gh	是否为工会成员, 1=是, 0=否。

其次,对于“虚拟社交”的刻画,CGSS 中有关于“互联网(internet)”和“手机(phone)”使用频率的调查,其中,使用“互联网(internet)”概念范围包括“手机上网”,因此,本文在不同模型中分别使用两者相互验证。此外,单从调查问卷的有限信息中,我们无法分离出被调查者是通过虚拟途径“社交”引发保险购买行为,还是通过该途径了解保险产品信息,进而购买商业医疗保险。因此,本文以刻画现实“社交”的变量为“核心解释变量”。

¹问卷中涉及频率的问题,其频率梯度一般为: 1=从不, 2=很少, 3=有时, 4=经常, 5=非常频繁。

²由于问卷内容限制,本文选取问卷中“问题 A31a: 与邻居进行社交娱乐活动(如互相串门,一起看电视,吃饭,打牌等)的频率”、“问题 A31b: 与其他朋友进行社交娱乐活动(如互相串门,一起看电视,吃饭,打牌等)的频率”来进行计算,其频率设置与其他略有不同,其梯度从 1 到 7 表示社交频率递减。

³在 CGSS (2015) 问卷中,关于教育的登记划分较细,从“没有接受教育”到“研究生以上”依次递增,由于篇幅原因不一列举。

表 2 样本统计特征

变量	样本个数	均值	标准差	最小值	最大值
ylbx	3645	0.140	0.347	0.000	1.000
sj2	3645	-0.026	1.612	-2.868	2.954
kxsj	3645	2.812	0.971	1.000	5.000
internet	3645	3.379	1.571	1.000	5.000
phone	3645	1.972	1.264	1.000	5.000
lninc	3645	10.201	1.079	4.605	16.112
gender	3645	0.474	0.499	0.000	1.000
age	3645	37.096	8.771	18.000	50.000
edu	3645	6.209	3.294	1.000	13.000
gh	3645	0.134	0.341	0.000	1.000

除此，一些主要的人口统计学因素如收入水平（lninc）、性别（gender）、年龄（age）等也会对“商业医疗保险需求（ylbx）”产生显著影响，特别需要指出的是，“工会”也是人们日常工作中“信息交流”的主要场所，因此“是否为工会会员（gh）”也被列为控制变量。

本文通过结合“学历”及“去年个人全年收入”剔除样本中的在校学生，并剔除缺失值和异常值。其次，由于高龄个体在投保商业医疗险的过程中会遇到诸多限制，所以本文只保留 18-50 岁之间的样本。随后，本文分别使用向前和向后的逐步回归，剔除如“是否信仰宗教”、

“是否有婚姻经历”、“子女数”等等不显著的可能指标，得到主要回归变量（如表 1），共 3645 个观测值（如表 2）。此外，按性别不同区分子样本后，男性子样本与女性子样本在样本数量、社交频率分布和工会会员身份比例上没有较大差距（如表 3）。而后通过 VIF 检验，我们发现样本的平均 VIF 值为 1.43，排除可能存在的共线性问题（如表 4）。

表 3 分性别样本统计特征

类别	男		女		
	个体数	子样本占比	个体数	子样本占比	
拥有商业医疗险	261	13.62%	249	14.41%	
工会会员	264	13.77%	225	13.02%	
空闲社交	从不	123	6.42%	148	8.56%
	很少	640	33.39%	547	31.66%

	有时	649	33.85%	619	35.82%
	经常	434	22.64%	360	20.83%
	非常频繁	71	3.70%	54	3.13%
	合计	1917	-	1728	-

表 4 VIF 检验结果

变量名称	internet	edu	sj2	kxsj	age	lninc	gh	phone	gender
VIF	1.99	1.72	1.5	1.49	1.44	1.36	1.2	1.14	1.04

(二) 模型与总体回归

根据以上理论分析和主要指标的解释，我们建立以下模型并用 STATA15 做 Probit 模型回归：

$$P(\text{ylbx} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{kxsj} + \beta_2 \text{internet} + \beta_3 \text{lninc} + \beta_4 \text{gender} + \beta_5 \text{age} + \beta_6 \text{edu} + \beta_6 \text{gh}) \quad (1)$$

$$P(\text{ylbx} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{kxsj} + \beta_2 \text{phone} + \beta_3 \text{lninc} + \beta_4 \text{gender} + \beta_5 \text{age} + \beta_6 \text{edu} + \beta_6 \text{gh}) \quad (2)$$

$$P(\text{ylbx} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{sj2} + \beta_2 \text{internet} + \beta_3 \text{lninc} + \beta_4 \text{gender} + \beta_5 \text{age} + \beta_6 \text{edu} + \beta_6 \text{gh}) \quad (3)$$

$$P(\text{ylbx} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{sj2} + \beta_2 \text{phone} + \beta_3 \text{lninc} + \beta_4 \text{gender} + \beta_5 \text{age} + \beta_6 \text{edu} + \beta_6 \text{gh}) \quad (4)$$

根据模型 (1) - (4) 的结果 (如表 5)，刻画实体“社交”的指标“空闲社交 (kxsj)”与“社交频率 (sj2)”都表现出与“医疗保险需求 (ylbx)”显著的相关关系。由于调查问卷中问题设置的不同，“空闲社交 (kxsj)”是对被调查者偏好“社交”的正向刻画，其显著的正相关影响，表明在闲暇时喜欢选择与“亲朋好友”进行娱乐活动的被调查者，更容易产生商业医疗保险的购买行为。同样，“社交频率 (sj2)”是对被调查者偏好“社交”的反向刻画，即数值越高表示被调查者越不愿意“社交”，所以，“社交频率 (sj2)”表现出的显著负相关关系，同样说明“社交”有助于被调查者实现“商业医疗保险需求”。

在上述模型中，虚拟途径的“社交”同样表现出对“商业医疗保险需求”正向且显著的促进作用。如上文所述，互联网一方面方便了人与人之间的交流，使得信息在“社交圈”中的传播更为迅速，所以人们能更快的识别、模仿周围人的行为，从而使保险需求通过“社交”而延申；另一方面，人们也可以通过互联网本身直接了解到商业医疗保险产品信息及案

例，做出购买决策，产生购买行为。

表 5 总体回归结果

因变量：商业医疗保险需求 (ylbx)				
自变量	Probit			
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
kxsj	0.073** (2.53)	0.065** (2.26)		
sj2			-0.036** (-2.02)	-0.032** (-1.79)
internet	0.085*** (3.34)		0.087*** (3.43)	
Phone		0.100*** (3.43)		0.102*** (4.86)
lninc	0.252*** (7.94)	0.256*** (8.36)	0.256*** (8.06)	0.263*** (8.48)
gender	0.140** (2.50)	0.139** (2.44)	0.139** (2.48)	0.136** (2.43)
age	0.007* (1.79)	0.006 (1.09)	0.006* (1.72)	0.004 (1.01)
edu	0.059*** (5.77)	0.060*** (6.82)	0.060*** (5.83)	0.067*** (6.88)
gh	0.199*** (2.64)	0.199*** (2.64)	0.199*** (2.64)	0.194*** (2.56)
_cons	-4.972** *	-4.815** *	-4.815** *	-4.731** *
R square	0.1079	0.1117	0.1071	0.1110
N	3645	3645	3645	3645

注：括号内为z值，*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。

人口统计学特征的回归结果与已有文献相同（Thankom Arun, Mirko Bendig, Shoba Arun, 2012；樊纲治，王宏扬，2015；Waheed Akhtera, Vasileios Pappasb, Saad Ullah Khan, 2017 等等）。收入水平（lninc）、性别为女（gender）、教育水平（edu）与商业医疗保险需求（ylbx）显著正相关，而年龄（age）的正向显著程度相对较弱。可以解释为，样本个体的年龄区间为 18-50 岁，在此区间内人身面临的医疗风险随年龄的分布，并没有如 50 岁以上的人群那样激增，商业医疗险本身对 50 岁以下的人群购买限制相对较少，因此，年龄（age）虽显示出正向影响但只有 10% 的显著性水平。

此外，工会（gh）的确表现出对被解释变量强烈的正向影响，工会作为职工的“娘家”，是职工聚集的场所，人们除了在工会中讨论相关工作问题外，也免不了夹杂“家长里短”的交流，在工会中形成的“社交圈”同样有利于“商业医疗保险”的信息流动。

（三）分性别子样本回归

表 6 按性别分子样本回归结果

因变量：商业医疗保险需求（ylbx）								
Probit								
自变量	模型（5）	模型（6）	模型（7）	模型（8）	模型（9）	模型（10）	模型（11）	模型（12）
kxsj	0.045 (1.11)	0.038 (0.93)			0.096** (2.34)	0.089** (2.17)		
sj2			-0.024 (-0.93)	-0.02 (-0.78)			-0.046** (-1.85)	-0.043** (-1.71)
internet	0.068** (1.93)		0.07** (1.97)		0.109*** (2.96)		0.112*** (3.04)	
phone		0.078*** (2.65)		0.079*** (2.70)		0.128*** (4.22)		0.130*** (4.30)
lninc	0.306*** (7.06)	0.309*** (7.23)	0.31*** (7.15)	0.312*** (7.31)	0.197*** (4.17)	0.214*** (4.68)	0.201*** (4.22)	0.218*** (4.74)
age	0.004 (0.77)	0.001 (0.300)	0.004 (0.72)	0.001 (0.25)	0.008 (1.58)	0.005 (1.04)	0.008 (1.57)	0.005 (1.02)
edu	0.072*** (5.20)	0.079*** (6.00)	0.073*** (5.22)	0.08*** (6.00)	0.046*** (3.03)	0.054*** (3.73)	0.047*** (3.11)	0.055*** (3.822)

gh	0.242** (2.36)	0.239** (2.33)	0.245** (2.39)	0.242** (2.36)	0.154 (1.37)	0.145 (1.29)	0.147 (1.31)	0.138 (1.23)
_cons	-5.423*** (-11.38)	-5.29*** (-11.28)	-5.332*** (-11.43)	-5.216*** (-11.37)	-4.386*** (-8.9)	-4.358*** (-8.86)	-4.168*** (-8.67)	-4.156*** (-8.66)
R square	0.1318	0.1339	0.1316	0.1337	0.0884	0.0945	0.0870	0.0933
N	1917	1917	1917	1917	1728	1728	1728	1728

注：括号内为z值，*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。

随后，本文还对“性别（gender）”是否存在中介影响，进行探讨。本文分别把“性别（gender）”与刻画现实社交的“空闲社交（kxsj）”、“社交频率（sj2）”和刻画虚拟社交的“互联网（internet）”、“手机（phone）”做交互项，并把得到的4项交互项分别加入模型（1）-（4）中，发现不但各个交互项不显著，而且原来刻画社交的变量，特别是“空闲社交（kxsj）”、“社交频率（sj2）”的显著程度大幅下降¹。因此，可以猜测在性别（gender）因素中，有抑制“社交”对“商业医疗保险需求”正向影响的部分(Christina E. Bannier, Milena Schwarz, 2018)。随后，本文按性别不同，分子样本分别回归。其中，男性被调查者1917个，女性被调查者1728个，两个子样本容量基本平衡，回归结果如表6，模型（5）-（8）为男性子样本，模型（9）-（12）为女性子样本。

把模型（5）-（8）与模型（9）-（12）作比较可以看出，男性的现实社交，无论是以“空闲社交（kxsj）”还是“社交频率（sj2）”作为刻画指标，都与“商业医疗保险需求（ylbx）”之间不存在显著的相关关系。相反，在女性子样本回归中，上述两个现实社交指标依然表现出强烈的相关关系，且符号与全部样本回归一致。这说明，女性的现实“社交圈”更有利于商业医疗保险信息的传递，并形成购买行为。以“闺蜜”为代表的女性“社交圈”，可能更关注消费相关的话题，同时，“闺蜜”对消费的趋同性影响不可忽视。而以“兄弟”为代表的男性“社交圈”，相对来说更关注于工作、运动等相关话题，而且男性对消费趋同性，表现不是十分敏感。此外，收入水平（lninc）与受教育程度（edu）同样与全样本一样，表现出与被解释变量强烈正相关关系。而“工会（gh）”在男性子样本中，表现出如同之前的显著正相关，在女性子样本中并没有表现出相关关系，

¹ 考虑到篇幅原因与重要性，不在文章中展示加入交互项的计量结果，如有需要可向作者索取。

可能的解释是由于当下男性仍然是工作人群的主力军，更容易在“工会环境”中形成信息交流，总体来说女性在工作环境中，相对男性群体处于劣势，也许难以在“工会环境”形成较多的信息交流。

五、稳健性检验

本文使用“潜分类模型 (LCM)”进行稳健性检验，使用传统的 probit 模型做分析时，其假定被调查者是同一类别的，只是他们对同一问题表达的情感强烈不同。但实际上，被调查者之间也存在异质性，因此当考虑异质性时，把被调查者分为不同类别是一种较好的解决方式。典型的 LCM 模型的含义可解释为 (邱皓政, 2008): 假设有 n 个外显变量 (问题)，以 π_t^x 表示这 n 问题反映一个潜在变量 k ($k=1,2,3,\dots$) 的概率 π_k^n ，而第 t ($t=1,2,3,\dots,T$) 个观测者回答第 i ($i=1,2,3,\dots,n$) 个问题的第 j ($j=1,2,3,\dots,m$) 个选项的条件概率为 π_t^{ij} 。由于处在同一潜在类别 k 内的观测值应当是相互独立的，因此，该潜在类别中的联合概率满足：

$$\pi_k^n = \sum_{t=1}^T \pi_t^x \left(\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^m \pi_t^{ij} \right) \quad (5)$$

随后，对上述模型进行极大似然估计，并对估计结果进行迭代求解，得到潜在分类概率 $\hat{\pi}_k^n$ ，然后基于贝叶斯后验理论处理 $\hat{\pi}_k^n$ 并按其划分潜在类别。

本文分别把总体样本分为 2~6 使用 STATA15 进行探索性潜分类分析 (邱皓政, 2008)，由于总体样本较大 (3645 个)，我们使用“BIC 准则”来确定最佳分类数。回归发现，当分类数大于 5 时，模型迭代不收敛，分类数为 3 和 4 时 BIC 基本趋于稳定，但 4 分类中第 C4 的“分类间相关系数”不显著 (如表 7)，综合考虑，本文选取 3 分类，各分类中内部个变量的相关系数及样本占比如表 8。

通过对总体样本进行 3 分类的“潜分类”分析，可以看出三个分类总体比例没有较大的极差，第 2 分类最多 (38.47%)，第 1 分类其次 (33.08%)，第 3 分类随后 (28.45%)。三个分类中，以“空闲社交 (kxsj)”刻画的“社交因素”都与“商业医疗保险需求 (ylbx)”的组内相关系数显著为正，而以“社交频率 (sj2)”作为反向刻画的变量，在分类 1、2

中同样表现出显著的负向关系，这表明“社交”的确能促进商业医疗保险的需求实现。至于分类 3 中，“sj2”表现为显著正相关，可以解释为“社交频率（sj2）”实际上由刻画被调查者与亲戚、朋友之间现实社交的频率，但不包含“网上社交”的因素，在分类 3 中“互联网（internet）”、“手机（phone）”的分类内相关系数明显高于前两类，而且分类 3 中样本的“收入水平（lninc）”、“受教育程度（edu）”也明显比之前高，可以解释为，在该样本中的群体可能更多借助于“虚拟社交”途径联系亲友，现实中的社交频率就相对较低。由于“虚拟社交”替代“传统社交”，形成了正相关关系。

表 7 样本分类探索

类别数	AIC	BI C	类别间相关系数		
			C2	C3	C4
2	855	857	0.595 ***		
	34.9	08.			
3	52	583	0.151 ***	-0.15 1***	
	826	828			
	48.3	84.			
4	94	036	-0.88 4***	0.108 **	-0. 012
	823	826			
	55.4	53.			
	54	108			

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。

此外，“被调查者为女（gender）”、“工会成员（gh）”在三个类别中，类别内相关关系都为正向且显著，表明即使考虑“潜分类”的影响，女性和工会场景仍在“社交”促进“商业医疗保险需求”中发挥正向的中介影响，女性“闺蜜”之间因“社交”带来的“知识共享”行为的确刺激了商业医疗保险的需求，验证了总体及子样本回归结果。

表 8 各分类内相关系数及样本占比

变量	C1		C2		C3	
	类别内相关系数	z 值	类别内相关系数	z 值	类别内相关系数	z 值
ylbx	0.049***	5.01	0.127***	13.79	0.263***	24.82
kxsj	2.783***	97.39	2.845***	107.01	2.801***	92.23

sj2	-0.112**	-2.37	-0.147***	-3.33	0.238***	4.74
internet	1.375***	58.34	4.253***	205.68	4.527***	208.67
phone	1.400***	40.26	2.119***	64.95	2.439***	65.21
lninc	9.572***	335.46	10.336***	388.81	10.751***	354.76
gender	0.507***	34.54	0.434***	31.73	0.491***	31.46
edu	3.614***	95.61	4.941***	134.88	10.939***	259.84
gh	0.036***	3.89	0.079***	9.06	0.323***	32.14
样本占比	33.08%		38.47%		28.45%	

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

六、总结建议

（一）充分运用“社交圈”普及保险知识、传递保险理念

通过理论假设和回归分析的验证，我们发现个体的“社交”行为有助于商业医疗保险信息的传播，而这种“知识共享”行为在很大程度上，又能促进个体保险需求的释放。因此，利用消费者的“社交圈”来传播保险产品信息以及保险知识，是刺激保险需求，实现保险销售的有效途径。

在投保人完成投保流程之后，销售人员可以邀请投保人在“社交平台”上分享保险的基本知识，设立包括“自豪感、荣誉感”等在内的“软激励机制”，调动客户自发的在自身“社交圈”内传播公司的保险理念，以理念带动保险产品的销售。针对具有一定“保龄”的客户，保险公司可以向其开展“心得体会”的“征稿活动”。结合自身消费经历，现身说法，合理运用“知识共享”带来的“社交圈”内的消费趋同性，形成保险消费的口碑效应，促进保险消费的良性循环。

（二）巧用关系营销细分场景，扩大客户群体

“关系”营销是对行为经济学“互惠均衡”的具体体现。应构建保险公司与投保人以诚相待、互惠互利的合作关系。随着双方“互惠关系”的加深，以投保人为中介，保险公司与投保人“朋友圈”之间的信息“双向传递”便会逐渐加深，“知识共享”行为对商业医疗保险需求的正向促进会更加明显。

如何解决保险公司加入到投保人的“朋友圈”是必须面对和破解的问题。保险公司可借助“大数据”、“云计算”、“AI 智能”等技术的“春风”，精准识别客户偏好的社交场景、社交习惯，并运用符合客户“品位”的社交技巧，逐渐走入客户的内心，获取保险理念上的认同感。随后，把社交场景偏好相似的投保人归为同一细分市场，把“场景化营销”落

到实处，场景中销售保险产品更重要的是推广可以“共享”的保险理念。然后，尝试以投保人为媒介，拉近保险公司与投保人“朋友圈”之间的距离，进一步创造双向“知识共享”渠道，扩大潜在客户群体，提升客户黏性。

（三）利用“互联网”走进客户，挖掘虚拟社交潜力

“虚拟社交”对商业保险需求的促进作用，经由上文实证结果反映，甚至在高收入、高学历人群中，“虚拟社交”对“现实社交”产生了替代影响，稳健性检验结果支持了上述结论。因此，保险行业“触网”势在必行。特别是以商业医疗保险为代表的，具有损失补偿性质的保险险种，利用“互联网”科技提升从投保到理赔的效率，使之进一步契合消费者在日常“互联网”社交中养成的消费和行为习惯。

为更好契合消费者习惯，保险公司应当重视与社交平台的合作，其合作不应只停留在与互联网社交平台订立保险代销协议的层面，还可以与社交平台进行深层次的“数据合作”，进一步优化对目标群体的“客户画像”，寻找保险需求“痛点”，以设计契合度高的产品和更为精准的营销方案。为了深化保险公司与社交平台的合作，保险公司还可通过“注资”、“股权置换”等行为实现与社交平台的战略合作。

（四）以“女性群体”为重点，兼顾男性群体，形成消费互动

“女性”样本无论在总体样本回归、子样本回归和稳健性检验中都表现出显著的影响。“女性”作为社会发展的“半边天”，“闺蜜”之间的消费趋同性意味着巨大的潜在市场，另一方面，女性对男性消费欲望的“拉动作用”也是不容忽视的，保险公司在产品开发中应当高度关注女性群体。

一方面，要注重女性研发人员的比例，女性更了解女性的保险需求。其次，宣传文案设计应当考虑女性的“社交特点”，注意“暖心词汇”、“形象代言”和“女性热点”等的巧妙运用，以方便“闺蜜”之间的交流传播；另一方面，还要考虑女性对男性的影响，在保单和宣传文案设计中，既要体现保险产品的保障强度，更要体现保险产品的人文温度。

参考文献

- [1]Akhter, W., Pappas, V., & Khan, S. U. ,2017,“A comparison of Islamic and conventional insurance demand: Worldwide evidence during the Global Financial Crisis,”*Research in International Business and Finance* 42: 1401-1412.
- [2]Arun, T., Bendig, M., & Arun, S.,2012,“Bequest Motives and Determinants of Micro Life Insurance in Sri Lanka,”*World*

*Development*40(8):1700-1711.

- [3]Banner, C. E., & Schwarz, M. ,2018,” Gender- and education-related effects of financial literacy and confidence on financial wealth,” *Journal of Economic Psychology*67:66-86.
- [4]Hsiao, Y.-J., & Tsai, W.-C. ,2018,”Financial literacy and participation in the derivatives markets,”*Journal of Banking & Finance*88: 15-29.
- [5]Lin, C., Hsiao, Y. J., & Yeh, C. Y. ,2017,”Financial literacy, financial advisors, and information sources on demand for life insurance,”*Pacific-Basin Finance Journal*43: 218-237.
- [6]Lusardi, A., & Mitchell, O. S. ,2011,”Financial Literacy around the World An Overview,”*Journal of Pension Economics and Finance*10: 497-508.
- [7]Moghavvemi, S., Sharabati, M., Paramanathan, T., & Rahin, N. M. ,2017,”The impact of perceived enjoyment, perceived reciprocal benefits and knowledge power on students' knowledge sharing through Facebook,”*International Journal of Management Education*15(1): 1-12.
- [8]Rabin, M. ,1993, “Incorporating Fairness into Game Theory and Economics,” *The American Economic Review*83(5):1281-1302.
- [9]樊纲治,王宏扬,2015, “家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究,” *金融研究*7: 170-189.
- [10]耿瑞利, 申静,2018, “社交网络群组用户知识共享行为动机研究:以 Facebook Group 和微信群为例,” *情报学报* 37(10): 1022-1033.
- [11]胡健, 刘佳杰, 孙金花,”基于 SD 模型的虚拟社区中个体隐性知识共享行为研究,”*情报理论与实践*, 1-13.
- [12]鞠光伟, 张燕媛, 陈艳丽, 高雷, 陈印军,2018, “养殖户生猪保险参保行为分析——基于 428 位养殖户问卷调查,”*农业技术经济*(06): 81-91.
- [13]李丹丹, 韩娜, 崔壮, 李长平, 刘媛媛,马骏,2018,“潜在类别分析在糖尿病脆弱性人群分类中的应用,”*中国卫生统计* 35(01):11-13+17.
- [14]刘凤良, 周业安, 于泽等,2008,《行为经济学: 理论与扩展》,北京: 中国经济出版社.
- [15]毛碧琦, 敖长林, 宁家靖, 高琴,2018, “基于潜在分类模型的湿地生态系统服务公众生态偏好异质性研究,”*自然资源学报* 33(05):747-760.
- [16]宁连举, 肖朔晨, 孙中原,2018, “网络社群中顾客契合对知识共享行为的影响机理研究——基于顾客信任的中介作用,” *经济问题*(07):44-49.
- [17]秦芳, 王文春, 何金财,2016,“金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析,”*金融研究*(10): 143-158.
- [18]邱皓政,2008, 《潜在类别模型的原理与技术》, 北京大学出版社,

27-106 页.

[19]王春超, 张呈磊, 周先波,2015,“社会关系网、朋友圈效应与农民工收入,” *经济社会体制比较*(03): 65-80.

[20]吴洪, 徐斌, 李洁,2017,“社会养老保险与家庭金融资产投资——基于家庭微观调查数据的实证分析,” *财经科学*(04):39-51.

[21]伍再华, 李伟男,2018,“户籍、借贷约束与家庭商业保险市场参与行为——基于 CFPS 数据的微观实证,” *消费经济* 34(05): 64-71.

[22]阳义南, 肖建华 ,2018,“参保职工真的都反对延迟退休吗?——来自潜分类模型的经验证据,” *保险研究*(11): 107-116.

[23]张春阳, 丁堃, 徐岩,2018,“社交网络范式下的隐性知识国外研究进展述评,” *图书馆学研究*(22):2-5+13.

[24]赵大丽, 孙道银, 张铁山,2016,“社会资本对微信朋友圈用户知识共享意愿的影响研究,” *情报理论与实践* 39(03):102-107.

[25]郑君君, 刘春燕, 沈校亮, 邵聪,2017,“基于使用与满足理论的社交媒体用户参与研究——考虑问题性使用的中介作用和性别的调节作用,” *技术经济* 36(01):123-129.

迁居城镇能影响农民对医疗服务的利用吗？

郑瑜静¹

摘要：

本文利用 CHARLS 的 2011 年全国调查数据，研究了医疗保险是否对农村户口的居民对医疗服务的利用产生作用，以及这种作用是否受到农民迁居城镇的影响。本文建立倍差法（DID）的模型，使用 logistic 的方法进行回归。首先，对于农民是否利用医疗服务，回归结果显示，医疗保险产生了积极的作用。但迁居城镇的影响在不同医疗服务中有所不同，迁居城镇促进了农民接受住院概率而减少了自我治疗的概率。其次，本文将样本分为了中高收入和低收入两组，对不同收入水平的人群分别回归，结果发现医疗服务利用也明显受到医疗保险的积极作用，但同样地，迁居城镇的影响会因医疗服务的类型而异。最后，本文还研究了农民在公立或私立医院上的选择是否会因迁居而改变，结果表明对农民选择医院类型上没有显著的影响。

关键词： 医疗保险，城镇化，医疗服务利用，倍差法

一、引言

“新型城镇化建设”是中国共产党第十八次全国代表大会中的一项重大方针，现已成为社会各界关注的重要话题，这是因为城镇化不仅包含着农民往城镇的迁居，更包含着社会、经济、生态等多方面的影响。习近平主席在城镇化工作会议上提出了“以人为本”的基本准则，“以人为本”即强调了人民的基础保障的重要性，新型城镇化的核心价值就是“以人为本”的，所以做好城乡养老、医疗制度衔接和基本医疗保险的改革就显得尤其重要。因此，深化医药卫生体制的改革在十九大上被重点提出，目的

¹ 郑瑜静，中央财经大学保险学院保险专业硕士研究生。

就是要全面建立中国特色基本医疗卫生制度、医疗保障制度和优质高效的医疗卫生服务体系，健全现代医院管理制度。可见国家高度重视大医疗、大健康产业，在城镇化带来的影响中，医疗保险的利用是其中十分重要的一环。

但是由于我国仍处于城乡二元经济结构，因工作时间、职业等条件限制，全国 2.6 亿农民工虽然常年居住于城镇，但仍然持有的是农村户口，户籍问题使得他们是常常不能充分享受城镇化的便利。这种现状是否会导致医疗保险的作用发生变化？本文想研究的便是这部分群体是否有享受到城镇化带来的好处以及是否有受到户籍制度的影响。

二、文献回顾

（一）城镇化的影响

城镇化指的是传统农村社会向现代城市社会逐渐转变的过程，包括了定居地点的转变、工作种类的转变、周围环境的转变等很多方面。十八大为城镇化更稳更快发展提供了思想指南，党中央既提出了城镇化发展的机遇也认清了挑战。城镇化率在改革开放以后迅速地增长，从 1978 年的 17.9% 增加到了 2017 年的 58.52%¹，城镇化的原因有很多，有些人是主动迁居城镇的，有些人是因为农村土地被城镇占用而不得不移居到城镇，虽然我国城镇化建设取得了显著的成绩，但在这过程中也存在着不少问题。



图 1：2011-2016 年我国地级市常住人口增速对比图²

有不少文献研究了我国城镇化的影响，研究结果显示城镇化会对居民的健康水平、疾病防治、城乡收入差距、家庭经济条件等造成一定的影响。

城镇化会对居民的健康产生一定的影响，Gong P 等（2012）研究表

¹ 数据来源：国家统计局 1978 年及 2017 年我国城镇化率

² 数据来源：2011-2016 年省统计年鉴、城市统计公报人口数量统计

明人口涌入城市后会因为环境的变化和生活习惯的变化而压力增大,导致精神疾病、慢性病增加。由于没有基本医疗保险的农民工不能充分利用所居住地区的医疗服务,因此患病后没有及时接受治疗,健康水平普遍下降。在疾病的防治上,医疗保险也起到了一定的作用,Fang H (2017) 使用了 2011 年 CHARLS 的全国调查数据,研究发现,农村健康保险可以对高血压患者提供更好的管理,但是这种好处在迁移的人群中比留在农村的人群还要弱,即城镇化会弱化迁居城镇的人的农村医保在高血压管理上面的作用。作者给出的主要原因是健康保险在城乡之间是分开的,不能在不同地区之间方便转移,城镇的医疗保险只能提供给永久居住的城市居民或有正式工作的人,这便造成了健康保险功能的弱化。在收入差距上,城镇化也造成了一定的影响,欧阳金琼和王雅鹏(2014)通过 1982 年至 2011 年 28 个省的面板数据,结果显示,城乡收入差距因城镇化而缩小或扩大的现象,与城镇化所处的发展阶段以及原本城乡收入差距的大小相关。城乡收入的差距随城镇化时间的变化是先缩小再扩大再缩小,在经济发达地区,城镇化会减少城乡收入差距的扩大,而经济欠发达地区,城镇化会进一步扩大收入差距。Qiu P (2011) 使用 Chi-square 和 T 检验来研究有无迁移到城市的人群的区别,使用普通的 logistic 回归用于检验迁移与家庭经济条件的关系,使用 Binary logistic 回归用于检验经济水平、迁移和加入新农合的关系,发现迁徙通常会使得家庭更富裕。

(二) 医疗保险的作用在城乡间的差别

关于医疗保险对人们就医积极性的影响有过很多的研究,比如郑莉莉(2017)利用了 CHNS 1989-2011 年的数据,使用嵌套 logit 模型评估医保对居民就医的影响。文章的结论是,基本医疗保险能够有效地促进患病的居民利用社区、乡一级医院的医疗服务。同时,因为基本医疗保险在住院方面的好处较多,可能导致患者减少门诊,增加住院的概率。刘明霞和仇春涓(2014)使用 CHARLS 的 2011 年至 2012 年数据,发现医疗保险显著提高了老年人群的住院概率和住院支出,基本医疗保险显著降低了老年人群住院医疗自付比例,这都说明基本医疗保险起到了积极的作用。

医疗保险能有效地减少患者的自付医疗费用的比例,但在城乡中有区别。有不少学者进一步研究了在农村和城镇中医疗保险作用的区别。姚瑶等(2014)使用了 CHARLS 的 2011 年全国基线调研数据,发现城镇居民的自我治疗服务利用的积极程度比农村居民明显。这是由于农村人口在就医过程中可能面临更多的诱导需求,使得他们的自付比例显著高于城镇人群。Mou J 等(2009)通过研究深圳工厂的农民工,发现 1136 个生病的人当中 62.15%的人没有去看病,其中没去看病的人中 48.65%的人是因为没钱看病,而医疗保险减轻了农民工看病的负担,这使得有保险的人比没

保险的人有更大的可能去看病。无保险的人群看病时自付费用较多，经济负担更重，从而进一步影响了这些人的收入，陷入恶性循环。Qin X 等（2014）分别研究了不同地区的医疗保险的作用，发现城镇职工医疗保险和新农合两种基本医疗保险，对于迁移到城镇的工人，在降低自付费用、增加身体检查、改善健康方面都很有效。而与之不同的是，城镇居民医疗保险和商业医疗保险两类保险，在改善居民健康意识和预防上有显著的作用。但现在的医疗政策还不能很好地解决迁徙城市的工人的自我医疗的问题和不能充分利用保险的问题。Qiu P（2011）使用了 9097 个家庭和 36720 个个体的数据进行研究，结果显示迁移到城市的农民的新农合参保率很高但是住院的报销概率却很低。该文发现从农村迁移到城市的有保险人群比没有迁移的人获得的报销率低，第一个原因是这些居住于城镇的农民去的医院没有被新农合包括在内，第二个原因是农民对于新农合政策知之甚少，第三个原因是他们在获得报销方面遇到了困难。

所以，近年来的研究显示医疗保险在各方面发挥了很大的作用，而且城镇和农村的差异大，而且由于中国的户籍管理制度，导致城镇中存在着大量户口与居住地不符合的迁徙者，对于城镇化对医疗服务利用的研究还较少，本文想通过 CHARLS 收集的中老年人健康数据进行实证分析，探讨城镇化是否会产生影响，医疗保险的作用在迁居人群中是否发生了改变。

三、模型设定及数据说明

本文主要研究同样的户口状态下，居住地类型不同是否会对医疗保险起到的效果产生影响。本文研究的关键点在于表达出医疗保险产生的作用在城镇化中的变化。为达到这一目的，本文设定了两个哑变量及其交互项，利用倍差法（DID, difference-in-difference）对于农民对医疗服务利用相关变量进行分析。

表 1: 交互项

	迁居城镇的农民 (1)	居住农村的农民 (0)
有医疗保险 (1)	1 × 1	1 × 0
无医疗保险 (0)	0 × 1	0 × 0

哑变量系数代表含义与其交互项系数代表含义理论推导：

$$Y_i = c_i + \alpha_1 I_i + \alpha_2 M_i + \alpha_3 I_i * M_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中 Y_i 代表各种不同的衡量医疗服务利用的指标，包括过去一个月是

否门诊、自我治疗，过去一年内是否有过住院经历，住院或门诊时是否选择公立医院和是否选择私立医院。 c_i 代表的是常数项， α_1 是 I_i 的系数， I_i 是一个哑变量，当 I_i 等于 1 时代表拥有医疗保险，0 代表无医疗保险， α_2 是 M_i 的系数， M_i 也是哑变量，若该农民迁居于城镇则 M_i 等于 1，若未迁徙，仍然居住于农村，则 M_i 为 0。 α_3 代表着两个交互项的系数。 X_i 是一些控制变量，包括婚姻状态、年龄区间、性别、个人年收入、学历、是否患有慢性病，这些变量可能影响医疗服务利用的结果，所以将它们设置为控制变量。

$$Y_{I=1,M=1} = c_i + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$Y_{I=1,M=0} = c_i + \alpha_1 + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Y_{I=0,M=1} = c_i + \alpha_2 + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Y_{I=0,M=0} = c_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

将 (2) - (4) 可以得到在迁居到城镇的农民中医疗保险对医疗服务利用的作用，即：

$$Y_{I=1,M=1} - Y_{I=0,M=1} = \alpha_1 + \alpha_3 \quad (6)$$

将 (3) - (5) 可以得到在常住于农村的农民中医疗保险的作用，即：

$$Y_{I=1,M=0} - Y_{I=0,M=0} = \alpha_1 \quad (7)$$

将 (4) - (5) 可以得到在没有保险的农民中迁居到城镇的作用，即：

$$Y_{I=0,M=1} - Y_{I=0,M=0} = \alpha_2 \quad (8)$$

为得出交互项系数 α_3 代表的含义，将 (6) 和 (7) 式相减，可以得到：

$$(Y_{I=1,M=1} - Y_{I=0,M=1}) - (Y_{I=1,M=0} - Y_{I=0,M=0}) = (\alpha_1 + \alpha_3)$$

$$-\alpha_1 = \alpha_3 \quad (9)$$

从式子的表达可以得出，交互项系数代表着城镇化后医保的影响扣除城镇化前医保的影响，也就是城镇化所带来的影响。

为探究城镇化对农民利用医疗服务的影响，本文使用的描述医疗服务利用的因变量有两个层次，第一个是农民是否采取了某种医疗服务，包括是否去看了门诊，是否住院和是否采取了自我医疗的手段，这一类因变量直接反映了农民对医疗服务的利用程度。第二层次是农民在选择医疗服务时，医疗保险对其选择公立医院或私立医院的偏好是否产生影响，这种偏好是否因为城镇化而发生改变。这两类因变量同样为二值变量，假设因变量等于 1 的概率是服从 logistic 分布的累积分布函数，故在 DID 的基础上使用了 logistic 模型来回归。

本文使用的数据是来自中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS），这些数据源自北京大学相关单位执行的大型跨学科调查项目的调查成果，该项目提供的微观数据包含了中国 45 岁及以上中老年人有关个人健康、医疗服务利用、医疗保险、家庭收入支出和社区情况等信息，覆盖了全国 28 个省（自治区、直辖市）的 150 个县、450 个社区（村）。

该项目目前全国的调查覆盖了 2011 年、2013 年和 2015 年，其中，2014 年为“中国老年生命历程调查”专项，但是，由于 2013 年和 2015 年有部分本文必要的数据没有提供，故本文仅使用 2011 年的全国调查数据。由于本文的研究目的是探究从农村迁移到城镇后医疗保险的作用会发生怎样的变化，所以选取的样本为农村户口的受访者，由于数据库中有记录采访地点的环境是农村还是城镇，因此笔者将迁居城镇等于 1 定义为该农民目前居住于城市，即发生了迁居，等于 0 定义为该农民没有进行迁居。从表中可以看到，有大约 94% 的中老年人拥有至少一种医疗保险，本文使用迁居城镇这一变量来代表农村居民的城镇化，对于中老年人来说，迁离农村但仍持有农村户口的仅占 6%。本文将年龄、自评健康和教育水平分段统计，年龄分为四段，可以看到 55 岁至 64 岁的受访者占比最高。本文为避免回归方程的多重共线性，回归时将年龄 45 岁至 54 岁设为参照组，不写在回归方程中。在自评健康中，大部分中老年人对自己的评价是较差，回归时以自评健康良好的中老年群体作为参照组。从描述性统计中可以看出，有大约 68% 的中老年农民患有至少一种的慢性病，这里的慢性病指的是问卷中列出的 14 种。样本中的男性比例是 46%。由于年龄较大，样本中人群受教育水平普遍较低。

因变量有五种，通过这几个哑变量来衡量医疗服务利用，笔者将其分

为两类，第一类是农民是否采取了某种医疗服务，包括是否去看了门诊，是否住院和是否采取了自我医疗的手段，第二类为就医时选择的医院类型。包括是否选择在公立医院就医，是否在私立医院就医。从统计结果来看，进行自我医疗的人要多于住院和门诊，选择公立医院就医的人要多于选择私立医院。

表 2: 描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
自变量				
医疗保险	0.94	0.23	0	1
迁居城镇	0.06	0.25	0	1
婚姻情况	0.74	0.44	0	1
年龄 45 岁至 54 岁	0.34	0.48	0	1
年龄 55 岁至 64 岁	0.38	0.48	0	1
年龄 65 岁至 74 岁	0.18	0.38	0	1
年龄 75 岁以上	0.10	0.30	0	1
性别	0.46	0.50	0	1
自评健康良好	0.14	0.35	0	1
自评健康一般	0.31	0.46	0	1
自评健康较差	0.55	0.50	0	1
家庭每人平均收入的对数	8.65	1.45	1.39	18.42
没有受过教育	0.34	0.47	0	1
未读完小学（能读、写）	0.20	0.40	0	1
小学学历	0.23	0.42	0	1
初中及以上学历	0.24	0.42	0	1
慢性病	0.68	0.47	0	1
因变量				
是否有门诊经历	0.21	0.41	0	1
是否有住院经历	0.09	0.28	0	1
是否有自我治疗经历	0.46	0.50	0	1
是否前往公立医院就医	0.18	0.39	0	1
是否前往私立医院就医	0.11	0.31	0	1

四、回归结果及分析

（一）对是否利用医疗服务的回归结果及分析

1. 全样本回归结果分析

（1）对优势比的分析

由于因变量是二值变量，运用离散回归的 logistic 回归模型能更好地拟合，故本文参考 Fang H 等（2017）的论文，使用了 logistic 模型进行回归。回归结果如下，表格中展示的系数是优势比，从第一列可以看到，医

疗保险的系数显著，优势比是 1.276，这表示对于没有迁居到城镇的农民来说，拥有医疗保险的农民前往医院就诊的概率是没有医疗保险的农民的 1.276 倍，这一结果表明医疗保险增加了农民前往医院就诊的可能。接下来是关于是否住院的部分，结果显示，在全样本中迁居城镇这一行为并没有产生十分显著的影响，而在未迁居的人群中，仍然是医疗保险增加了人们住院的可能性。医疗保险的优势比是 1.978，这表示拥有医疗保险农民住院的可能性约为没有任何医疗保险的农民的 1.978 倍。在自我医疗方面，拥有医疗保险能使未迁居城镇的农民更多地通过购买药物等行为进行自我医疗。迁居城镇的优势比为 1.702，这表示迁居城镇使得未参与医疗保险的农民更多地进行了自我医疗。但是，医疗保险和迁居城镇的交互项中显示优势比小于 1，由交互项的系数意义可知，医疗保险促进自我医疗的效果在迁居城镇的农民中较弱，也就是说，仍然居住在农村的农民会比迁居城镇的农民更有可能采取自我医疗的措施。这就说明，城镇化削弱了医疗保险在自我医疗方面的正向作用。

表 3：回归结果

因变量	是否门诊	是否住院	是否自我医疗
	Logistic		
自变量	[1]	[2]	[3]
医疗保险	1.276*** (0.114)	1.978*** (0.307)	1.197** (0.0849)
迁居城镇	0.748 (0.195)	0.648 (0.345)	1.702*** (0.314)
医疗保险*迁居城镇	0.945 (0.258)	2.057 (1.114)	0.565*** (0.110)
婚姻情况	0.980 (0.0411)	1.050 (0.0626)	1.190*** (0.0422)
年龄 55 至 64	0.993 (0.0434)	1.214*** (0.0799)	1.102*** (0.0398)
年龄 65 至 74	1.018 (0.0543)	1.631*** (0.122)	1.191*** (0.0533)
年龄 75 及以上	1.029 (0.0700)	1.668*** (0.158)	1.145** (0.0661)
性别	0.850*** (0.0326)	1.077 (0.0586)	0.856*** (0.0272)
自评健康一般	1.749*** (0.129)	1.146 (0.126)	1.618*** (0.0800)
自评健康差	2.976***	2.485***	2.302***

	(0.207)	(0.249)	(0.109)
ln (个人年收入)	1.015	0.951***	0.972***
	(0.0127)	(0.0164)	(0.0102)
未读完小学	1.136**	1.161**	1.172***
	(0.0565)	(0.0818)	(0.0501)
小学学历	0.976	0.987	1.218***
	(0.0491)	(0.0714)	(0.0512)
初中及以上学历	0.894**	1.065	1.378***
	(0.0503)	(0.0858)	(0.0634)
慢性病	2.002***	2.020***	2.405***
	(0.0878)	(0.136)	(0.0795)
常数项	0.0546***	0.0169***	0.204***
	(0.00894)	(0.00419)	(0.0265)
N	20,960	21,057	20,958

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、括号内为标准差。

(2) 对边际效应的分析

为了更好地理解医疗保险和迁居城镇的交互项产生的作用，本文接下来又进行了交互项的边际效应的研究。由于模型中加入了交互项，不再是线性回归模型，传统 logit 回归结果显示的边际效应会产生偏差，所以，本文参考 Ai C 和 Norton E C (2003) 的研究，使用 stata 软件的 `inteff` 命令得到了下面的表格，这一命令能够准确地报告出交互项的边际效应，从 Z 值可以看出是否显著，如果 Z 值绝对值大于 1.96，则表示该交互项的作用是显著的。

从下表中的 Z 值可以知道，在关于是否住院和是否自我治疗方面的交互项边际效应是显著的，而在关于是否门诊的回归中，交互项的作用不显著，说明城镇化对农民利用门诊的影响不大。交互项的边际效应表明，与仍然居住在农村的农民相比，迁居城镇增加了农民住院的概率为 4.1%，而自我治疗则相反，与上述优势比小于 1 的结论相似，迁居城镇反而使得医疗保险对自我医疗的正向作用减弱了 13.1%，这说明医疗保险在自我医疗方面的促进作用被城镇化削弱了。

综合以上分析可知，城镇化影响了人们在生病时选择的医疗服务，人们更多地选择了住院治疗、更少地选择了自我治疗，而在门诊方面变化不大。这是由于基本医疗保险制度注重住院而较轻视门诊，而城镇中能利用的大型医院较多，住院也较为方便，因而增加了农民住院的意愿。

表 4: 交互项边际效应

因变量	是否门诊	是否住院	是否自我治疗
自变量	[1]	Logistic [2]	[3]
交互项效应	-0.01358	0.041583	-0.13127
标准误	0.033394	0.019869	0.044674
Z	-0.42693	2.116023	-2.93467

注: 所有的回归都包含了与表 3 一样的所有自变量。

2.对不同收入水平人群的回归结果及分析

(1) 对优势比的分析

对总体样本的检验结果说明城镇化一定程度上促进了医疗保险起到的作用,为进一步探究不同收入水平的人对医疗服务的利用是否因为迁居城镇而发生改变。此处将样本分为中高收入和低收入两组,分别进行回归。划分收入水平的方法参考 Lindelow & Wagstaff (2007),将样本人均收入高于 40%分位数水平的人群划分为中高收入人群,低于 40%分位数水平的人群为低收入人群。

分收入回归后可以发现,在没有迁居城镇的情况下,上述全样本回归中发现的医疗保险对人们前往医院就诊和住院的显著作用,其实大多来自于低收入人群。在中高收入群体中,医疗保险对门诊和住院的影响甚微。从门诊方面结果分析可知,有医疗保险的低收入群体就医采取门诊的方式大约是没有医疗保险人群的 1.562 倍,采取住院方式大约是 1.911 倍,且在 1%的水平上显著。这些均说明了医疗保险对居住于农村的低收入人群接受医疗服务起到了很大的促进作用。而对于采取自己买药进行自我治疗的情况来说,上述全样本回归中发现的医疗保险的影响主要来自于对中高收入人群。对于居住在农村的中高收入人群来说,医疗保险显著地促进了他们进行自我医疗,有医保比没有医保的人自我医疗的概率多了大约 0.176 倍。

接下来分析迁居城镇这个哑变量的系数。在全样本的回归中迁居城镇在未保人群中的影响仅有自我医疗方面表现显著,但分开收入分析可以看到在中高收入群体中对住院影响显著,在低收入群体中对自我医疗作用显著。在中高收入的没有任何医疗保险的人群中,迁居城镇的农民比仍然留在农村的农民采取住院的可能性更低,仅为居住农村的居民的 27.5%。这是因为没有保险的农民进入城镇后承受不了高额的住院费用所以减少了住院选择。在低收入无保险群体中,迁居城镇增加了人们参与自我医疗的

概率，这是由于无保险的人群会因为高昂的医疗费用而倾向于采用自我治疗而少去医院就医。

接下来是交互项的分析，我们可以看到城镇化在是否住院和是否自我治疗的这两方面表现显著，这两方面分别体现在中高收入群体和低收入群体中。对于中高收入人群来说，城镇化增强了医疗保险在促进人们接受住院医疗的作用，使得迁居城镇的农民采取住院的概率约为居住农村的农民的 4.477 倍。对于低收入人群来说，城镇化减弱了医疗保险对自我医疗的促进作用，使得迁居城镇的农民减少了自我医疗的概率，仅为农村居民的 35.1%。

表 5：回归结果

因变量	是否门诊		是否住院		是否自我医疗	
	Logistic					
自变量	[1]		[2]		[3]	
	中高收入	低收入	中高收入	低收入	中高收入	低收入
医疗保险	1.152 (0.134)	1.562*** (0.213)	1.322 (0.247)	1.911*** (0.391)	1.176* (0.113)	1.043 (0.104)
迁居城镇	0.813 (0.227)	0.198 (0.204)	0.275* (0.203)	1.306 (0.991)	1.342 (0.287)	1.868* (0.642)
医疗保险*迁居城镇	0.859 (0.254)	4.146 (4.308)	4.477** (3.355)	1.237 (0.963)	0.808 (0.182)	0.351*** (0.129)
婚姻情况	0.994 (0.0541)	0.957 (0.0610)	1.202** (0.0994)	0.865* (0.0719)	1.209*** (0.0554)	1.138** (0.0611)
年龄 55 至 64	0.948 (0.0520)	1.100 (0.0778)	1.212** (0.103)	1.223** (0.125)	1.120** (0.0504)	1.049 (0.0608)
年龄 65 至 74	1.016 (0.0725)	1.066 (0.0857)	1.604*** (0.166)	1.717*** (0.187)	1.217*** (0.0726)	1.113 (0.0741)
年龄 75 及以上	1.253** (0.111)	0.798** (0.0839)	2.329*** (0.290)	1.198 (0.170)	1.154* (0.0891)	1.038 (0.0886)
性别	0.784*** (0.0393)	0.961 (0.0557)	1.163** (0.0866)	0.973 (0.0756)	0.859*** (0.0356)	0.854*** (0.0411)
自评健康一般	1.604***	2.068***	1.006	1.247	1.615***	1.605***

	(0.136)	(0.288)	(0.134)	(0.218)	(0.0966)	(0.134)
自评健康差	2.602*** (0.210)	3.698*** (0.489)	2.397*** (0.288)	2.327*** (0.378)	2.300*** (0.133)	2.251*** (0.178)
未读完小学	1.319*** (0.0879)	0.977 (0.0708)	1.076 (0.110)	1.226** (0.116)	1.143** (0.0655)	1.246*** (0.0774)
小学学历	1.057 (0.0705)	0.854** (0.0648)	1.046 (0.105)	0.950 (0.0973)	1.133** (0.0629)	1.293*** (0.0810)
初中及以上学历	0.977 (0.0694)	0.851* (0.0764)	1.150 (0.122)	0.917 (0.115)	1.328*** (0.0773)	1.473*** (0.107)
慢性病	1.776*** (0.0955)	2.512*** (0.188)	1.894*** (0.163)	2.115*** (0.218)	2.370*** (0.0986)	2.490*** (0.131)
常数项	0.0820*** (0.0122)	0.0331** * (0.00661)	0.0143*** (0.00338)	0.0151** * (0.00415)	0.162*** (0.0192)	0.194*** (0.0262)
N	12,635	9,024	12,704	9,053	12,629	9,024

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、括号内为标准差。

(2) 对边际效应的分析

通过 stata 的 `inteff` 命令分析交互项系数的边际效应，可以发现城镇化的影响在于中高收入群体的住院方面和低收入群体的门诊、自我治疗方面表现显著。

对于中高收入群体，城镇化使得医保对住院医疗的促进作用增强了 5.94%，对于低收入群体，城镇化使得医保对门诊的促进作用增强了 8.95%，但使得医保对自我治疗的促进作用减弱了 23.9%，即城镇化对于自我治疗的起到负向的作用。

表 6: 交互项边际效应

因变量	是否门诊		是否住院		是否自我医疗	
	Logistic					
自变量	[1]		[2]		[3]	
	中高收入	低收入	中高收入	低收入	中高收入	低收入
交互项效应	-0.02308	0.089503	0.059405	0.035515	-0.04883	-0.23919

标准误	0.039413	0.046548	0.020043	0.054376	0.051874	0.08099
Z	-0.592	1.876543	2.941211	0.675052	-0.93924	-2.9613

注：所有的回归都包含了与表 5 一样的所有自变量

（二）对前往就医的医院类型的回归结果及分析

1. 对优势比的分析

鉴于问卷对居民前往的门诊和住院的医院类型的分为公利医院和私立医院，本文对这两种类型分别进行 logistic 回归。回归结果中，交互项系数均不明显，可见在前往哪种医院类型上，城镇化没有带来显著性的影响。

结合前文的结果分析可知，医疗保险促进了人们前往医疗机构就医，而从此处医疗保险回归的系数来看，医疗保险促进人们前往就医的医疗机构不仅有公立医院还有私立医院。相比之下，医保在促进人们前往公立机构的效果更大，拥有医疗保险的村民前往公立医院就医的概率比没有医保的村民大了约 0.503 倍，且在 1% 的水平上显著。而医保促进居住于农村的农民前往私立医院寻求医疗服务大约是没有医保农民的 1.285 倍且在 5% 的水平上显著。

接下来分析迁居城镇这一自变量的系数，在没有医保的人群中，迁居城镇的农民前往私立医院寻求医疗服务的概率比仍然定居于农村的农民少了约 57.8%，这说明在城镇化减少了无保险人群前往私立医院的可能性。

表 7：回归结果

因变量	是否前往私立医院就医	
	是否前往公立医院就医	是否前往私立医院就医
Logistic		
自变量	[1]	[2]
医疗保险	1.503*** (0.151)	1.285** (0.148)
迁居城镇	0.943 (0.264)	0.422** (0.183)
医疗保险*迁居城镇	1.306 (0.378)	0.868 (0.396)
婚姻情况	1.072 (0.0477)	0.912* (0.0480)
年龄 55 至 64	1.022 (0.0473)	1.059 (0.0600)
年龄 65 至 74	1.178*** (0.0655)	1.137* (0.0771)
年龄 75 及以上	1.259***	1.030

	(0.0895)	(0.0897)
性别	0.991	0.865***
	(0.0398)	(0.0426)
自评健康一般	1.339***	1.788***
	(0.100)	(0.179)
自评健康差	2.537***	2.796***
	(0.177)	(0.265)
ln (个人年收入)	0.973**	1.031*
	(0.0126)	(0.0165)
未读完小学	1.100*	1.266***
	(0.0587)	(0.0776)
小学学历	1.027	0.933
	(0.0548)	(0.0604)
初中及以上学历	1.168***	0.760***
	(0.0678)	(0.0568)
慢性病	2.025***	1.713***
	(0.0945)	(0.0974)
常数项	0.0494***	0.0265***
	(0.00855)	(0.00563)
N	21,037	21,056

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、括号内为标准差。

2. 对边际效应的分析

为了进一步探究城镇化是否影响了人们对不同类型医院的就医选择，本文接下来使用 `inteff` 命令对 `logit` 模型的交互项系数进行估计，我们可以看到交互项的系数在公立医院方面是正的，在私立医院方向是负的，这说明城镇化使得有医疗保险的人们更多地前往公立医院而非私立诊所之类的私立医院。但从 `Z` 值可以看出，该结果与优势比分析一致，城镇化对人们医院类型的作用不是很显著，说明居住地对农民对医院类型的选择不会产生很大的影响。

表 8: 交互项边际效应

因变量	Logistic	
	是否前往公立医院就医	是否前往私立医院就医
自变量	[1]	[2]

交互项效应	0.038399	-0.01842
标准误	0.032632	0.020439
Z	1.199119	-0.92579

注：所有的回归都包含了与表 7 一样的所有自变量。

五、结论

（一）对于是否采取医疗服务

首先，对总体样本来说，医疗保险对仍在农村的农民的门诊、住院和自我医疗三个方面均产生了非常大的促进作用。这与 Mou J 等（2009）的研究结果一致，原因是医疗保险减轻了农民就诊、买药时的费用负担，医保显著降低了农民医疗费用的自付比例，增加了农民进行不同手段医疗的积极性。从交互项的系数结果可以得出结论，对于农村户口的人群，城镇化在住院和自我医疗方面影响比较大，城镇化的后果是使农民住院的可能性增加，自我治疗的可能性下降。由于居住于城镇有更好的各项配套设施、体检等，对于一些能够识别的病症能够及时发现并予以治疗，农民所拥有的医疗保险在城镇中能发挥更大的作用。但是，在农村地区，由于住院等医疗服务的获取较不方便，居住于农村的农民会利用医保，尽量通过自我治疗解决疾病问题，因而城镇的方便就医以及医疗意识的提高则降低了居民对自我医疗的采用，在有医疗保险的农民中，医保对自我医疗的促进作用在城镇化后发生了减弱。

其次，在分收入回归的分析中，本文发现了不同收入水平间的农民的差距。医疗保险对于自我治疗的促进作用主要表现在中高收入的人群当中，这是因为中高收入人群由于经济水平较高，原本在必要时就会前往医院就诊或听从医生的建议配合住院治疗，所以医保减轻他们自付费用的负担没有显著地促进他们前往门诊或住院的概率。但是，医疗保险能促进一些中高收入群体自己买药品等增强对自身的健康管理，这些药品在没有医疗保险的人群中可能会较少购买。医疗保险在住院和门诊方面的促进作用主要体现在低收入的人群当中，没有医疗保险的低收入人群在患病时普遍会选择不去医院问诊或者在接受诊断后由于经济压力，不采纳医生给予的住院意见。而医疗保险能在一定程度上降低人们医疗费用的自付比例，因此低收入人群能减少经济上的压力，更多地前往医院接受治疗。

从交互项系数的分析可以得知，迁居城镇会增加中高收入群体的住院概率，因为在城镇中，农民可以更方便地获取信息、更准确地知道自己的病情，而中高收入的群体有经济水平支撑他们接受医生的住院建议。同时，由于在城市中住院会更便利，医疗设施更加完善，所以对于他们来说，迁居城镇使得医疗保险对住院医疗的促进作用显著增加，人们会更及时知道自己的病情并更积极地参与住院的医疗。但是对于低收入群体来说，即使

医疗保险能增加他们住院的积极性，参与保险的迁居城镇和留在农村的农民的积极性并没有太大的差别。另外，对于低收入人群来说，由于城镇中医院数量较多、医疗服务较容易获得，城镇化起到了促进低收入农民前往医院就诊的积极性。由于迁居城镇后就医更加方便了，医院的水平也相较于农村地区来说升高了，因此低收入农民会在健康出现问题时更多地选择前往医院进行门诊而降低自行购买药物等自我医疗以达到更好地治疗疾病的目的，所以城镇化对低收入农民进行自我医疗起到了负向的作用，对选择门诊起到了正向的作用。

（二）对于前往的医院类型

本文另一个发现是医疗保险会显著提升农民就医的积极性，无论是在公立医院还是私立医院上，医疗保险都能促进人们前往就医。而在促进程度方面，医疗保险更促进在农村的农民前往公立医院就医，对增加私立医院就医的作用要稍微弱一些。但是从交互项的系数可以得知，医疗保险对农民前往不同类型医院就医的促进作用在城镇和农村中没有显著的区别，也就是说，无论是在城镇还是农村，农民会根据自己的需求前往不同类型的医院，比如小病会就近前往私人诊所而大病会前往公立的综合医院，不大不会因为居住地的缘故发生较大的改变，因此城镇化没有对农民选择医院类型产生显著的影响。

本文使用“中国营养健康与养老追踪调查”2011年的全国调查数据，使用了logistic回归和DID模型，以迁居城镇和医疗保险及其交互项为关键变量，对农村户口的居民进行了回归分析。结果发现：第一，医疗保险显著促进了农民的门诊、住院和自我医疗的行为。城镇化增加了医疗保险在住院方面的促进作用而减少了在自我医疗方面的促进作用。第二，医疗保险的作用在不同收入人群中显著性不同，在中高收入人群中，显著地促进了自我医疗服务的利用，在低收入人群中，促进作用体现在了门诊和住院方面。城镇化对不同收入群体的影响也不同，在中高收入群体中主要促进了住院的概率，在低收入群体中增加了住院概率但减少了自我治疗的概率。第三，医疗保险能显著地增加居住于农村的农民前往公立和私立医院就诊的可能性，但该作用在不同居住地之间没有显著的区别。

综上所述，医疗保险有促进农民利用医疗服务的积极性，而城镇化的影响在不同医疗服务利用上表现有所不同。

参考文献

- [1] 姚瑶, 刘斌, 刘国恩,等. 医疗保险、户籍制度与医疗服务利用——基于CHARLS数据的实证分析[J]. 保险研究, 2014(6):105-116.
- [2] 代宝珍, 毛宗福. 城镇化进程中城镇居民基本医疗保险可持续发展策略研究[J]. 中国卫生经济, 2010, 29(2):23-25.

- [3] 郑莉莉. 医疗保险改变了居民的就医行为吗?——来自我国 CHNS 的证据[J]. 财政研究, 2017(2):84-97.
- [4] 刘明霞, 仇春涓. 医疗保险对老年人群住院行为及负担的绩效评价——基于中国健康与养老追踪调查的实证[J]. 保险研究, 2014(9):58-70.
- [5] Fang H, Jin Y, Zhao M, et al. Does Migration Limit the Effect of Health Insurance on Hypertension Management in China?[J]. *International Journal of Environmental Research & Public Health*, 2017, 14(10):1256.
- [6] Qiu P, Yang Y, Zhang J, et al. Rural-to-urban migration and its implication for new cooperative medical scheme coverage and utilization in China[J]. *Bmc Public Health*, 2011, 11(1):520.
- [7] Qin X, Pan J, Liu G G, et al. Does participating in health insurance benefit the migrant workers in China? An empirical investigation[J]. *China Economic Review*, 2014: 263-278.
- [8] Gong P, Liang S, Carlton E J, et al. Urbanisation and health in China[J]. *The Lancet*, 2012, 379(9818): 843-852.
- [9] Mou J, Cheng J, Zhang D, et al. Health care utilisation amongst Shenzhen migrant workers: does being insured make a difference?[J]. *BMC Health Services Research*, 2009, 9(1): 214-214.
- [10] Ai C, Norton E C. Interaction terms in logit and probit models[J]. *Economics Letters*, 2003, 80(1):123-129.
- [11] Ai C, Norton E C, Wang H. “Computing Interaction Effects and Standard Error in Logit and Probit Models[J]. *Stata Journal*, 2004, 4(2):154-167.
- [12] Lindelow, M., & A.Wagstaff, 2007. Health Shocks in China: Are the Poor and Uninsured Less Protected?, Technical Report[J], Policy Research Working Paper, World Bank,3740.



5

三 农 保 险

新农保、隔代照顾与儿童健康

于新亮、刘慧敏、上官熠文¹

摘要：

探讨新农保对儿童健康水平的影响及其作用机制具有较高的理论价值和现实意义。本文在对老年人领取新农保提高隔代照顾时间和转移支付进而提高儿童健康水平的作用机制进行理论分析的基础上，运用2016年中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行实证检验。结果发现：①老年人领取新农保总体上显著提高了其孙子女的健康水平；②这种提升效果依老年人照顾程度和其孙子女性别存在差异：老年人参与隔代照顾程度越高，新农保提升其孙子女健康水平的作用越大，而对女孩健康水平的提升作用显著高于男孩；③老年人领取新农保通过增加对其孙子女的转移支付和照顾时间提升其健康水平的两条路径均现实存在，其中增加照顾时间这一路径在城乡均适用，而增加转移支付为新农保独有。本文为儿童健康影响因素和新农保制度的政策效果提供了新的证据支持。

关键词：儿童健康，新农保，隔代照顾，城乡二元制

一、引言

儿童健康状况作为反映国民健康状况及生活水平的一个敏感的、重要的指标，一直是健康领域研究的重点。儿童健康问题普遍存在于发展中国家，特别是其贫困地区（宋月萍，2007），有将近1/3的5岁以下儿童生长迟缓（De Onis et al., 2000）。而且，儿童健康状况与其成年后的健康、收入、受教育水平、生产效率情况息息相关（Case et al, 2005; Chen and Li, 2009; 李钟帅、苏群，2014），儿童健康状况不佳将极大地降低其成年时的劳动收入、社会地位以及创造能力，并不利于社会人

¹于新亮，山东财经大学保险院系副教授。刘慧敏，山东财经大学保险院系本科生。上官熠文，山东财经大学保险院系硕士研究生。

力资本的形成 (Alderman, 2012), 进而陷入“营养-贫困”陷阱 (Dasgupta and Ray, 1986)。

随着中国经济的稳步发展和《中国儿童发展纲要(2001-2010)》等政策的不断落实, 中国儿童健康水平显著提高。但在城乡二元结构下, 资源分配不均, 城乡儿童健康水平仍存在显著差距, 农村儿童健康状况不容乐观 (李强、臧文斌, 2010)。据国家卫计委妇幼健康司统计, 我国儿童营养状况存在明显的城乡差异和地区差异, 农村地区儿童低体重率和生长迟缓率约为城市地区的 3-4 倍, 2010 年贫困地区尚有 20% 的 5 岁以下儿童生长迟缓; 6-12 月龄农村儿童贫血患病率高达 28.2%, 13-24 月龄儿童贫血患病率为 20.5%。营养健康问题是我国农村儿童面临的首要问题, 而且会影响其长期的健康和能力 (Lin et al., 2015)。

已有研究表明, 除先天因素以及外部医疗条件外 (Kramer, 1987; 宋月萍, 2007), 影响农村儿童健康的主要因素是家庭因素, 包括收入、父母照顾以及祖父母隔代照顾情况等 (齐良书, 2006; Gibson and Rozelle, 2002; Tian and Yu, 2015; Zhou and Yu, 2015; 田旭等, 2017; 赵秀峰, 2015)。而在关于隔代抚养方面的研究中, 有不少学者发现老年人作为照护人时, 其收入水平会显著影响其孙辈的健康水平 (Duflo, 2000、2003; 李琴、周先波, 2018)。而中国自 2009 年起开展新型农村社会养老保险制度 (下文简称“新农保”), 为农村老年人提供基本养老保障并逐渐成为其重要收入来源。

在转型期的中国, “421”的现代家庭结构普遍存在, 受中国传统家庭伦理观念和儿童抚育保障现实困境的双重影响, 隔代照顾成为社会趋势 (何圆、王伊攀, 2015; 杨帆、杨成刚, 2016), 而在中国农村, 尤其是贫困地区, 隔代照顾更为常见 (叶敬忠等, 2006; Zhou et al., 2015; Zhang et al., 2015; Lin et al., 2015)。那么在农村普遍存在隔代照顾的情况下, 老年人领取新农保是否会提高其孙子女的健康水平? 目前研究仍缺乏严谨的实证检验。因此, 本文的第一个具体工作是评估新农保对儿童健康水平的影响。

虽然隔代照顾在农村十分常见, 但老年人担负的照顾时间会因家庭情况不同而有所差异, 特别是农村地区“男孩偏好”依然存在, 老年人隔代照顾投入也会因孙辈性别产生不同。因此, 本文的第二个具体工作是在评估新农保影响儿童健康水平的总体效果基础上, 进一步分析新农保由于隔代照顾时间和孙辈性别等异质性而对儿童健康水平产生的差异效果。

此外, 新农保对农村儿童健康的影响路径理论上可能包括: 一、新农保可降低老年人劳动供给, 使老年人有更多时间照顾孙子女 (程杰,

2014; 李琴、周先波, 2018); 二、新农保提高老年人收入水平和消费, 增加对孙子女的转移支付以改善儿童营养健康状况。而以往研究并未对以上作用路径进行系统的理论分析, 也尚未得到实证支持。因此, 本文的第三个具体工作是理论分析新农保影响儿童健康水平的路径, 并检验其是否真实存在。

基于以上分析, 本文重点探讨新农保对儿童健康的影响及其作用机制。具体地, 本文首先对老年人领取新农保提高隔代照顾时间和转移支付进而提高儿童健康水平的作用机制进行理论分析, 然后运用 2016 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据进行实证检验。

本文的创新点和边际贡献主要包括以下三个方面: ①选题视角上, 本文跳出以往研究仅考察新农保对老人自身健康状况影响的思维定式, 而是基于代际照顾在中国农村广泛存在的事实, 进一步评估新农保对农村儿童健康状况的影响。②理论方法上, 本文通过规范的理论模型构建, 探讨了新农保影响农村儿童健康的两条路径, 并进一步实证检验, 发现老年人领取新农保通过增加对其孙子女的转移支付和照顾时间提升其健康水平的两条路径均现实存在, 其中增加照顾时间这一路径在城乡均适用, 而增加转移支付为新农保独有。③政策启示上, 本文深层次地挖掘了新农保的溢出效应, 为儿童健康影响因素和新农保制度的政策效果提供了新的证据支持, 对于提高儿童健康水平、完善农村社会保障制度、推进城乡一体化建设和社会公平等方面的政策优化具有重要的现实意义。

本文剩余部分的结构安排如下: 第二部分是制度背景和文献综述; 第三部分是理论模型; 第四部分是实证方法, 介绍数据来源并进行统计性描述; 第五部分是实证结果; 第六部分为机制分析; 最后一部分是结论与政策启示。

二、制度背景和文献回顾

(一) 制度背景

2009 年 9 月, 国务院颁布《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》, 开始试点实施新农保, 政策覆盖未参加城镇职工养老保险的农村居民。新农保养老基金由个人、集体和政府三方筹集, 其中个人每月缴费分为 100-1200 元等不同档次, 满足不同层次养老需求, 个人缴费连同集体补助和地方政府缴费补贴全部计入个人账户供长期积累和个人养老金领取, 国家财政补贴计入统筹账户供当期养老金领取。参保老人缴费满十五年或者子女参保即可在达到六十岁以后领取新农保养老金, 领取金额除了统筹账户支取的基础养老金外, 个人账户积累基金分

139 个月返还，基本实现多缴多得。到 2012 年末，新农保政策覆盖了全国所有的 2853 个县级行政区，全国参保人数达 4.8 亿。此后，新农保与城镇居民社会养老保险逐渐合并为城乡居民基本养老保险制度。截至 2017 年底，全国城乡居民基本养老保险参保人数为 5.13 亿，领取养老金的老年人数达 1.56 亿，基金支出达到 2372.2 亿元，已成为了世界上覆盖人口最多的养老保障计划（郑晓冬、方向明，2018）。

表 1：新农保参保情况（2010 年~2017 年）

年份	参保人数 (万人)	领取人数 (万人)	基金收入 (亿元)	基金支出 (亿元)	累计结余 (亿元)
2010	10277	2862.6	453.4	200.4	422.5
2011	32643	8921.8	1069.7	587.7	1199.2
2012	48370	13382.2	1829.2	1149.7	2302.2
2013	49750	14122.3	2052.3	1348.3	3005.7
2014	50107	14312.7	2310.2	1571.2	3844.6
2015	50472	14800.3	2854.6	2116.7	4592.3
2016	50847	15270.3	3304.2	2372.2	6317.6
2017	51255	15597.9	3304.2	2372.2	6317.6

注：自 2012 年起，参保人数、领取人数、基金收支情况均按照城乡居民基本养老保险统计。

数据来源：中国历年统计年鉴。

（二）文献综述

儿童健康是衡量经济增长和社会发展的重要指标，影响儿童健康水平的因素一直是国内外学者关注的焦点。以往研究中，影响儿童健康水平的因素主要包括：一是先天生理因素（Kramer, 1987）；二是家庭因素，包括家庭收入、家庭结构、父母外出状况和隔代照顾程度（田旭等，2017；陈玥、赵忠，2012；Dawson, 1991；李强、臧文斌，2010）；三是照护人素质，其中包括：性别、年龄、身体健康、受教育水平、饮食等因素（Chen and Li, 2009；段丹辉等，2011；李钟帅、苏群，2014；叶敬忠等，2006）；四是社区医疗资源与社会医疗保障水平（齐良书，2006；宋月萍，2007；李姣媛、方向明，2018）。

其中，家庭因素，特别是收入水平是改善儿童健康状况的主要驱动力。早在 20 世纪 70 年代，Grossman（1972）、Preston（1975）等就提出，收入提高有助于改善人们的健康状况。齐良书（2006）选取中国 9 个省的微观面板数据，利用 Logit 模型验证了收入对于健康的影响，并

且发现在农村地区收入对健康水平的影响更为显著；田旭等（2017）采用倾向得分匹配和双重倍差法对农村儿童状况进行的研究同样证实了收入对提高健康水平的作用，但也指出父母照顾对提高儿童健康水平的作用是不可忽视的；更有研究发现当老年人作为照护人时其收入水平的提高对儿童健康水平有显著的正向影响（Duflo, 2000、2003；李琴、周先波，2018）。

以上研究为新农保可能会提高儿童健康水平提供了理论基础。自2009年“新农保”试点实施以来，陆续有学者开始对其政策效果展开研究。早期研究主要关注新农保产生的经济效果，如岳爱等（2013）发现，新农保降低了农村家庭养老等的预防性储蓄，具有老年人提振消费的作用；张川川等（2015）研究表明，新农保不仅有利于降低老年人的贫困发生率，提高主观福利水平，而且降低了老年人的劳动供给，增加了老年人的闲暇时间。总之，新农保提高了农村老年人生活资源和经济独立性，提升了其家庭自主权（张晔等，2016）。

此后，新农保对健康水平的影响得到广泛关注。张晔等（2016）研究表明，新农保有利于提高农村老年人常食水果蔬菜的营养摄取水平，并促进饮食均衡和健康水平；何泱泱、周钦（2016）和周钦等（2018）研究发现，新农保有利于降低老年人抑郁程度，提高其心理健康水平，且农村女性和健康状况较差、财富水平较低的老年人受益更明显。

但是，新农保政策评估的研究对象大多局限于领取新农保的老年人自身，新农保“溢出效应”的研究仍较为缺乏，且尚无研究评估新农保对儿童健康水平的影响效果。新农保在增进农村老人福利水平的同时，减轻了子女的经济负担（陈华帅、曾毅，2013），并增加了老年人照顾孙子女的照料时间（李琴、周先波，2018）等结论均为本文研究新农保对儿童健康水平的理论上的影响理论路径提供了参考。

三、理论模型

本文建立如下理论模型，分析养老保险对老年人照顾其孙子女时间和对其孙子女转移支付的影响。

（一）老年人闲暇和消费决策

首先，老年人的效用取决于其闲暇时间 T 和消费 C ，为此，本文给出老年人效用函数，并同时给出闲暇时间 T 和消费 C 的约束。

$$U = U(C, T) \quad (1)$$

$$C \leq \omega H + A + B + P \quad (2)$$

$$T = \Pi - H \quad (3)$$

其中，式（1）表示老年人的效用函数， C 表示老年人的消费， T 表示老年人闲暇的时间，假定它是拟凹的，且满足如下经典假定：

$$U_1 = \frac{\partial U(C,T)}{\partial C} > 0, U_{11} = \frac{\partial^2 U(C,T)}{\partial C^2} < 0$$

$$U_2 = \frac{\partial U(C,T)}{\partial T} > 0, U_{22} = \frac{\partial^2 U(C,T)}{\partial T^2} < 0 \quad (4)$$

式（2）表示老年人的消费约束，其中， ω 为老年人从事市场劳动的实际小时工资； H 为老年人从事市场劳动的时间； A 为老年人当前消耗的资产储备； B 为老年人的其他收入（如子女的转移支付、投资收入等）； P 为养老金收入。由于老年人需要照顾孙子女，老年人总消费 C 可以分成两部分，且为简单起见，假定老人按固定比例分配其消费：一部分是对孙子女的转移支付（ C_c ），且 $C_c = \alpha C$ ，一部分是真实个人消费（ C_a ），且 $C_a = (1 - \alpha)C$ ，即：

$$C = C_c + C_a = \alpha C + (1 - \alpha)C \quad (5)$$

式（3）表示老年人的时间约束，其中 Π 表示老年人的时间总量。与上文假设类似，老年人总闲暇时间 T 可以按固定比例分成两部分：一部分是对孙子女的照顾时间（ T_c ），且 $T_c = \theta T$ ，一部分是真实闲暇时间（ T_a ），且 $T_a = (1 - \theta)T$ ，即：

$$T = T_c + T_a = \theta T + (1 - \theta)T \quad (6)$$

进一步地， $U(C, T) = \bar{U}$ （常数）的集合 (C, T) 构成的无差异曲线 $C = C(T)$ 关于 T 递减，且 $C'(T) = -U_2/U_1 < 0$ 。一般地，假设无差异曲线是凸函数是合理的，即 $C = C(T)$ 关于 T 是边际递增的：

$$\begin{aligned} C''(T) &= -\frac{1}{U_1^2} \left[U_1 \left(U_{22} - U_{21} \cdot \frac{U_2}{U_1} \right) - U_2 \left(U_{12} - U_{11} \cdot \frac{U_2}{U_1} \right) \right] \\ &= \frac{2U_1 U_2 U_{12} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}}{U_1^3} > 0 \quad (7) \end{aligned}$$

结合式（1）、式（2）和式（3），构造如下拉格朗日函数，求解老年人效用最大化的问题：

$$L = U(C, T) - \lambda[\omega(\Pi - T) + A + B + P] \quad (8)$$

经求解，老人最优闲暇时间满足：

$$U_2(\omega\Pi - \omega T^* + A + B + P, T^*) = \omega U_1(\omega\Pi - \omega T^* + A + B + P, T^*) \quad (9)$$

老人最优消费满足：

$$U_2 \left(C^*, T - \frac{C^*}{\omega} + \frac{A+B}{\omega} + \frac{P}{\omega} \right) = \omega U_1 \left(C^*, T - \frac{C^*}{\omega} + \frac{A+B}{\omega} + \frac{P}{\omega} \right) \quad (10)$$

由于本文着重考察养老保险可能通过改变对儿童的照顾时间和转移支付两种途径影响儿童的健康水平，且 α 和 θ 是常数，即 $T_c^* = \theta T^*$ ， $C_c^* = \alpha C^*$ ，因此，本文分别对式（9）和式（10）中的养老金 P 求偏导，即可求出养老金对二者的影响。对式（9）两侧求偏导得：

$$U_{21} \left(1 - \omega \frac{\partial T^*}{\partial P} \right) + U_{22} \frac{\partial T^*}{\partial P} = \omega \left[U_{11} \left(1 - \omega \frac{\partial T^*}{\partial P} \right) + U_{12} \frac{\partial T^*}{\partial P} \right]$$

(11)

经求解,

$$\frac{\partial T^*}{\partial P} = \frac{U_{21} - \omega U_{11}}{2\omega U_{21} - U_{22} - \omega^2 U_{11}} = \frac{U_1(U_1 U_{21} - U_2 U_{11})}{2U_1 U_2 U_{12} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (12)$$

对式 (10) 两侧求偏导得:

$$U_{21} \frac{\partial C^*}{\partial P} + U_{22} \left(\frac{1}{\omega} - \frac{1}{\omega} \cdot \frac{\partial C^*}{\partial P} \right) = \omega \left[U_{11} \frac{\partial C^*}{\partial P} + U_{12} \left(\frac{1}{\omega} - \frac{1}{\omega} \cdot \frac{\partial C^*}{\partial P} \right) \right] \quad (13)$$

经求解,

$$\frac{\partial C^*}{\partial P} = \frac{\omega U_{21} - U_{22}}{2\omega U_{21} - U_{22} - \omega^2 U_{11}} = \frac{U_1(U_2 U_{12} - U_1 U_{22})}{2U_1 U_2 U_{12} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (14)$$

式 (12) 和式 (14) 中, U_{12} 可以表示为,

$$U_{12} = \frac{\partial U(C, T)}{\partial C \partial T} = \frac{\partial^2 U(C, T)}{\partial C^2} \cdot \frac{\partial C}{\partial T} \quad (15)$$

由式 (4) 知, $\frac{\partial^2 U(C, T)}{\partial C^2} > 0$, 同时结合前文对效应函数中闲暇时间和

消费都是正常商品的假定, 两者间存在替代关系, 因此 $\frac{\partial C}{\partial T} < 0$, 从而得

出 $U_{12} < 0$ 。而 $-U_1 U_{22}$ 和 $-U_2 U_{11}$ 均大于 0, 所以式 (12) 和式 (14) 的

分子大于 0。又由式 (4) 和式 (7) 可知, 式 (12) 和式 (14) 的分母

也大于 0。因此, $\frac{\partial C^*}{\partial P}$ 和 $\frac{\partial T^*}{\partial P}$ 均大于 0, 即领取养老金后, 老年人的其他消

费和闲暇时间均增加。进一步地, 由于本文假设老年人对儿童的转移支

付和照顾时间分别为其他消费和闲暇时间的固定比例, 因此

$\frac{\partial C_c^*}{\partial P} = \alpha \frac{\partial C^*}{\partial P} > 0$, 且 $\frac{\partial T_c^*}{\partial P} = \theta \frac{\partial T^*}{\partial P} > 0$, 即领取养老金后, 老年人对儿童的

转移支付和照顾时间均增加。

（二）儿童健康投资决策

根据 Grossman（1972），本文继续建立如下儿童健康投资模型：

$$U_c = U(Z, h) \quad (16)$$

$$Z + MP = C_c + C_p \quad (17)$$

$$TL + TC + TH = \Omega \quad (18)$$

其中，式（16）表示儿童的效用函数， U_c 表示儿童的效用， Z 表示儿童除医疗外的其他消费， h 表示儿童的健康时间。式（17）表示儿童的消费约束， M 表示儿童的医疗消费量， P 表示医疗服务的相对价格（其他消费价格为1）， C_p 表示父母对儿童的转移支付，此处设定为常数。式（18）表示儿童的时间约束， TL 、 TC 和 TH 分别表示儿童的生病时间、消费时间和医疗时间，其中 $TC + TH = h$ ， Ω 表示儿童的总时间。进一步地，儿童的健康时间可以表示为健康人力资本 H 的函数，本文设定为 $h = \Omega - BH_t^{-C}$ ，其中常数 B 和 $C \in (0, 1)$ 。而健康人力资本 H 满足 $H_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t)H_t$ ， δ_t 为健康人力资本折旧率，且 $\delta_t \in (0, 1)$ 。 I 表示健康人力资本投资，是医疗服务消费 M 的产出，即 $I = \varphi M$ ， φ 为转化率，且 $\varphi \in (0, 1)$ 。在此基础上，健康投资的均衡条件为：

$$\frac{G_t(C_c/\Omega)}{\pi_{t-1}} + \frac{G_t[(U_{ht}/m)(1+r)^t]}{\pi_{t-1}} = r + \delta_t \quad (19)$$

其中， $G_t = \partial TL_t / \partial H_t$ 是健康人力资本的边际产出， $U_{ht} = \partial U / \partial H_t$ 是

健康人力资本带来的边际效用； m 是货币收入带来的边际效用； π_{t-1} 是健康的影子价格。式(19) 的两边可以分别理解为健康投资的边际收益和边际成本，均衡点即为儿童最优健康人力资本 H_0^* ，如如图 1 中A点所示。

(三) 预期假设

本文继续分析老年人领取养老保险后对儿童健康的影响。首先，老年人领取养老金后，将增加对其孙子女的转移支付 C_c ，从而提高儿童健康投资的边际收益；其次，老年人领取养老金后，将增加对其孙子女的照顾时间 T_c ，从而降低儿童健康投资的影子价格 π_{t-1} ，提高儿童健康投资的边际收益。以上两个路径均使得儿童健康投资的边际收益曲线向右偏移，均衡点随之右移（如图 1 中A'点所示），此时儿童健康人力资本由 H_0^* 增加为 H_1^* ，即提供了儿童健康人力资本。

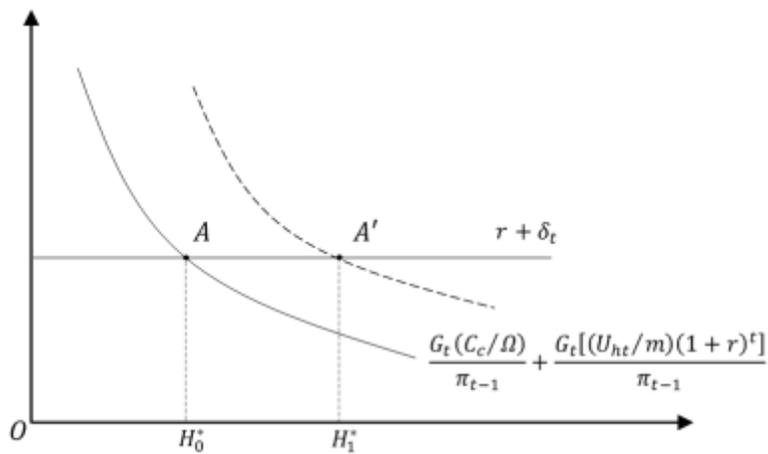


图 1：老年人照顾时间增加

资料来源：作者绘制。

综上，本文得出如下预期假设：老年人领取养老保险后，会增加对其孙子女的照顾时间和转移支付，从而提高其孙子女的健康水平。

四、实证方法

(一) 计量模型

在以往关于健康情况的研究中,不少学者(陈再余,2009)使用 BMI 指数(体重千克数除以身高米数平方)作为衡量健康状况的一个重要指标,但在本文中并不适用。原因如下:①BMI 指数是全球公认的衡量成人健康状况的一个指标,而本文研究的是 0~15 岁儿童的健康情况;②虽然国际上也曾按照当地儿童身高和体重情况测算出当地儿童的 BMI 指数,但是不同地区儿童的 BMI 指数存在差异,而本文调查的儿童广泛分布在不同地区;③儿童时期成长迅速,而且不同年龄段的儿童成长速度也存在差异,尤其是学龄前儿童(0~5)岁。参照以往的研究(李强、臧文斌,2010),本文选取儿童患病情况(包括近一月来是否患病和近一年来患病次数)作为衡量儿童健康状况的被解释变量,原因是患病情况具有较强的政策含义,而且该指标相比于自评健康和 BMI 指数等指标而言更为准确。基于此,为评估新农保对儿童健康水平的影响,本文设定如下计量模型:

$$Prob(ill_{cjk} = 1) = \alpha_0 + \beta pension_{ijk} + \sum_m \alpha_m X_{icjk}^m + city_{icjk} + \xi_{icjk} \quad (20)$$

其中,下角标 i 、 c 、 j 、 k 表示表示受访老人、其孙子女及其家庭和所在地区。被解释变量 ill 为孙子女患病情况。本文首先选用孩子在过去一个月是否患病就医衡量,该变量为虚拟变量,患病为 1,反之为 0。在进行稳健性检验时,本文也选用孩子在过去一年里的患病次数为被解释变量,此时该变量为序数变量。核心解释变量 $pension$ 为受访老年人新农保领取情况,该变量为虚拟变量,领取为 1,反之则为 0, β 为其回归系数。 X^m 表示控制变量组,主要包括老人健康水平、受教育水平,家庭人均收入,孙子女年龄、性别、医疗保险、隔代照顾。其中,老人健康水平为有序多分类变量,分为不健康、一般、比较健康、很健康、非常健康 5 个等级,分别赋值为 1、2、3、4、5;老人受教育水平分为文盲或半文盲、小学、初中、高中(包括中专、技校和职高)、大专、大学本科、硕士、博士 8 个等级,根据学历由低到高从 1 到 8 分别进行赋值;家庭人均收入为家庭总收入除以人口数后取自然对数;儿童年龄由调查年份与儿童出生年份的差计算而得;儿童性别为虚拟变量,男孩为 1,

女孩为 0；儿童医疗保险表示儿童是否参加医疗保险的虚拟变量，参加为 1，未参加为 0；隔代照顾为孙子女是否主要由老年人照顾的虚拟变量，如果孙子女白天和黑夜均主要由老人照顾则为 1，否则为 0。 α_m 为控制变量对应的回归系数。 $city$ 为地区固定效应，为随机扰动项， α_0 为常数项。本文采取极大似然估计法（MLE）估计所有参数。

（二）数据来源

本文的数据均来自于 2016 年中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）。该调查由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）实施，样本覆盖 25 个省、市、自治区，实际样本规模为 14019 户，调查对象包含样本家户中的全部家庭成员，包括成年样本 36892 人和儿童样本 8427 人，代表了中国 95% 的人口。该调查跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，问卷内容囊括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题。目前，该调查数据库已广泛应用于养老和医疗领域科学研究（周广肃等，2014；谭之博、张晓波，2016）。因此，该数据库能够满足本文实证研究新农保对农村儿童健康状况的影响的研究需要。

本文的主要研究内容聚焦于农村家庭祖孙两代人，因此本文在使用该数据时进行了如下处理，一是以家庭为单位对成人问卷、儿童问卷、共用模块问卷、家庭经济问卷进行数据信息匹配，从而确保祖孙关系与家庭信息一一对应；二是将城镇居民样本、年龄低于 45 岁的成人样本以及遗漏重要信息样本予以剔除，最终保留有效样本量 8867¹。

（三）描述性统计

本文根据养老老金领取状况报告了样本描述统计特征，包括全体样本、领取养老金子样本和未领取养老金子样本的均值及标准差，同时计算了两个子样本各变量的均值差异，详见表 2。从表 2 中可以发现，这两组子样本在是否患病、患病次数、老人年龄、老人健康、老人受教育水平、家庭人均收入、儿童年龄、儿童医保和老年人照顾方面均在 1% 检验水平下存在显著差异。其中不论是否患病还是患病次数，领取养老金子样本均显著低于未领取养老金子样本，也就意味着相比于未领取养老金的家庭来说，领取养老金家庭的儿童的健康状况要更好一些，这也与本文之前的假设相符。通过观察与老人相关的指标可以发现，领取养老金老人年龄要显著高于未领取养老金老人年龄，两者差异超过 12 岁，因此领

¹ 由于家庭成员中祖孙两代均可能在两人及以上，因此数据匹配时既存在同一老年人匹配上多个孙子女的情形，也存在同一儿童匹配上多个祖父母的情形，从而导致扩大了有效样本量。

取养老金老人的健康水平、收入状况、受教育水平方面均显著低于未领取养老金老人。再通过观察儿童相关指标可以发现，领取养老金子样本的儿童年龄显著高于未领取养老金子样本，相差约 1.2 岁，两组儿童在性别上不存在显著差异，但领取养老金子样本中儿童参与医疗保险状况以及隔代照顾程度均显著高于未领取养老金子样本。

表 2：描述性统计

变量	全样本	领取养老金子样本	未领取养老金子样本	差异
儿童患病	0.2980 (0.0049)	0.2587 (0.0087)	0.3142 (0.0059)	-0.0555*** (0.0107)
儿童患病次数	0.4458 (0.0090)	0.3722 (0.0147)	0.4761 (0.0111)	-0.1039*** 0.0197
老人年龄	57.8386 (0.0930)	66.4344 (0.1198)	54.2710 (0.0884)	12.1635*** (0.1574)
老人健康	2.6129 (0.0134)	2.3726 (0.0243)	2.7120 (0.0159)	-0.3394*** (0.0293)
老人受教育水平	1.5490 (0.0219)	1.2376 (0.0402)	1.6774 (0.0259)	-0.4399*** (0.0478)
家庭人均收入 (取对数)	9.0143 (0.0097)	8.9426 (0.0183)	9.0439 (0.0115)	-0.1013*** (0.0214)
儿童年龄	6.9912 (0.0465)	7.8740 (0.0834)	6.6271 (0.0554)	1.2470*** (0.1015)
儿童性别	0.5450 (0.0053)	0.5476 (0.0098)	0.5439 (0.0063)	0.0036 (0.0117)
儿童医疗保险	0.9437 (0.0025)	0.9585 (0.0040)	0.9375 (0.0032)	0.0210*** (0.0055)
隔代照顾	0.4402 (0.0053)	0.4646 (0.0099)	0.4301 (0.0063)	0.0345*** (0.0117)

注：括号内为标准差；第 5 列用 t 统计量检验样本差异的显著性；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源：作者整理。

五、实证结果

(一) 基本检验

老年人领取新农保影响孙子女健康水平的实证检验结果详见表 3。第 (1) 列为未加任何控制变量和固定效应的简单回归，领取新农保的系数在 1% 检验水平下显著为负，说明老年人领取新农保能够显著提高其

孙子女健康水平。本文进一步加入控制变量和地区固定效应对其进行稳健性检验。第(2)列为仅加入一系列控制变量的估计结果,本文发现领取新农保与儿童患病的回归系数在显著性和大小上虽然有一定下降,但依然高度显著,这说明加入特征变量进行控制后,本文结论仍是稳健的。由于儿童身体健康和患病情况存在显著的地区差异,本文在第(3)列为加入地区固定效应控制不可观测因素对儿童患病的影响,进一步检验结论的稳健性。结果显示,虽然领取新农保的回归系数依然显著为负,说明控制了地区固定效应后,老年人领取新农保仍然能够显著提高其孙子女健康水平。

同时,考虑到儿童的患病次数有所差异,为了进一步检验上述结果的稳健性,本文将儿童患病次数作为被解释变量进行 Order Probit 回归,回归结果如第(4)列所示。结果表明领取养老金与儿童患病次数也呈现显著的负相关,说明领取养老金显著降低了儿童患病次数,即提高了儿童的健康水平。另外,考虑到目前老年人是否参加新农保并领取养老金存在一定的自选择,参照张川川、陈斌开(2014)等研究,本文选用老年人是否达到60岁以上作为工具变量,进行 IV Probit 回归,回归结果如第(5)列、第(6)列所示。其中,第(6)列为新农保领取决策方程回归结果,结果显示,老年人是否达到60岁以上的回归系数在1%检验水平下显著为正,说明老年人达到60岁以上,其领取新农保的概率显著提高,这与新农保政策和张川川、陈斌开(2014)等相关研究结果一致,同时证明了工具变量选取的有效性。第(5)列为儿童健康水平结果方程的回归结果,在克服老年人领取养老金存在一定自选择的内生性后,领取新农保依然在5%检验水平下显著为负,说明老年人领取新农保提高了孙子女健康水平。综上所述,本文认为新农保对儿童健康具有显著的促进作用。

控制变量的回归结果中,老人健康水平在1%的检验水平下显著为负,说明老年人越健康,其孙子女的健康水平越高,原因可能是遗传因素,也有可能是越健康的老年人越能给孙子女提供更好的照顾,孙子女健康状况也就越好(段成荣、杨舸,2008)。儿童年龄在1%的检验水平下显著为负,说明儿童年龄越大其自身健康水平越好,原因可能是随着年龄增大其自身身体素质提高,患病减少(富振英等,2000)。隔代照顾在5%的检验水平下显著为正,说明由老年人照顾的儿童健康情况相对较差,原因可能是老年人在健康状况、经济状况、受教育水平等方面的不足,导致老年人隔代照顾质量低于父母亲自照顾质量(Gaudin and Sutphen, 1993; Kirby and Kaneda, 2002)。而家庭人均收入对儿童健康水平的影响并不显著,原因可能是一方面父母外出务工增加了家庭人

均收入，对儿童健康水平有一定的促进作用，而另一方面却疏于对儿童的照顾和抚育，反而又降低了儿童健康水平（田旭等，2017）。此外，儿童健康水平不存在显著的性别差异，医疗保险也并未显著提高儿童健康水平。

表 3：基本检验结果

	(1) 患病	(2) 患病	(3) 患病	(4) 患病次数	(5) 患病	(6) 新农保
新农保领取	-0.1743*** (-5.60)	-0.1165*** (-3.59)	-0.1082*** (-3.28)	-0.0629*** (-3.69)	-0.3364** (-2.16)	
老年人健康		-0.1674*** (-5.26)	-0.1571*** (-4.86)	-0.0789*** (-4.76)	-0.1885*** (-5.09)	-0.1062*** (-10.10)
老年人受教育水平		-0.0104 (-0.33)	-0.0067 (-0.21)	0.0080 (0.49)	-0.0060 (-0.17)	-0.0761*** (-7.22)
家庭人均收入		-0.0183 (-0.58)	0.0131 (0.39)	-0.0331* (-1.92)	0.0089 (0.25)	-0.0395*** (-3.60)
儿童性别		0.0469 (1.50)	0.0503 (1.59)	0.0434** (2.66)	0.0596* (1.83)	-0.0058 (-0.56)
儿童年龄		-0.5463*** (-16.49)	-0.5370*** (-16.04)	-0.2809*** (-16.17)	-0.5028*** (-12.04)	0.1121*** (10.45)
儿童医疗保险		-0.0165 (-0.53)	-0.0267 (-0.83)	-0.0040 (-0.24)	-0.0250 (-0.75)	0.0350*** (3.34)
隔代照顾		0.0836** (2.63)	0.0933** (2.89)	0.0647*** (3.91)	0.1009** (3.00)	0.0383*** (3.59)
60岁以上						0.2103*** (20.17)
地区固定效应			控制	控制	控制	控制
常数项	-0.4789*** (-29.05)	0.1027 (0.65)	-0.1461 (-0.88)		-0.0744 (-0.41)	0.3806*** (7.07)
ρ						0.1029 (1.48)
σ						-0.8483*** (-109.37)
N	8867	8749	8746	8754	8310	
Pseudo R ²	0.0029	0.0346	0.0467	0.0351		
LR χ^2	31.60	368.35	497.68	547.30	452.62	

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源：作者整理。

（二）稳健性检验

本文进行实证检验时，将全样本划分为未领取养老金样本组和领取养老金样本组，并对两组的儿童健康水平进行比较，但由于两组样本中老年人年龄存在较大差距，使得两组样本在各方面（无论是可观测特征还是不可观测特征）均可能存在系统性差异，导致对领取养老金影响儿童健康水平的估计存在一定偏差。相关政策规定，新农保的正常领取时间为 60 周岁，意味着老年人领取养老金的概率在 60 岁前后存在跳跃，这为本文提供了估计老年人领取养老金对儿童健康因果效应的机会。对于老年人年龄在 60 岁左右局部邻域的样本个体，可以认为他们在各方面的特征均不存在系统差异，可视为外生政策冲击导致的“局部随机实验”，因此可以通过估计在老年人年龄 60 岁附近的局部平均处理效应检验老年人领取养老金对儿童健康的影响。基于以上分析，参照 Hahn and Vander (1999, 2001) 和 McCrary (2008)，本文以老年人年龄为分组变量，60 岁为断点，老年人是否领取新农保为处理变量，老人健康水平、受教育水平、家庭人均收入、儿童年龄、性别、医疗保险、隔代照顾为前定变量，儿童患病次数为结果变量，采用模糊断点回归方法 (Fuzzy Regression Discontinuity, FRD) 进一步验证老年人领取新农保对其孙子女健康水平的影响。

本文在进行模糊断点回归前进行了一系列的前提假设检验，包括内生分组检验、前定变量平衡性检验等，检验结果表明断点两侧的分组变量核密度函数以及各前定变量联合条件密度均不存在显著差异。限于篇幅，相关检验结果不再展示。

模糊断点回归结果如表 4 所示，其中第 (1) 列为标准模糊断点回归，即采用最优带宽和三角核进行估计的一阶回归结果，结果表明，其孙子女的生病次数的回归系数在 5% 的检验水平下显著为负，说明老年人领取养老保险后，其孙子女的生病次数显著下降。为了验证该结果的可靠性，本文进一步选取 2 倍最优带宽、二次核和二阶回归分别进行稳健性检验，见表 4 第 (2) ~ (4) 列。三个检验的回归系数均在 10% 的检验水平下显著为负，与标准检验结果一致。模糊断点回归的图像见图 3。综上所述，老年人领取新农保后，其孙子女生病次数显著下降，健康水平显著提升。

表 4：模糊断点回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
回归系数	-7.146**	-4.7577*	-8.7334*	-9.3167*
标准差	3.287	2.7938	4.5108	4.9478
t 统计量	-2.174	-1.7029	-1.9361	-1.8830
P 值	0.030	0.089	0.053	0.060

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源：作者整理。

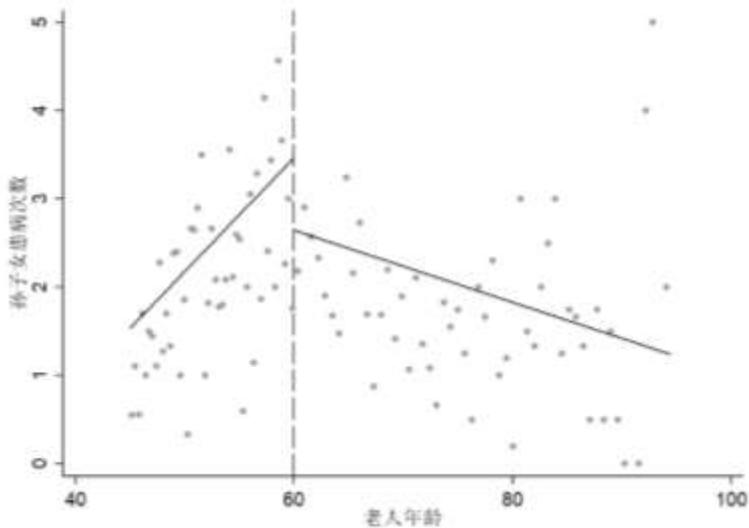


图 2：模糊断点回归

资料来源：作者绘制。

（三）异质性检验

以上实证结果说明，新农保对儿童健康水平具有促进作用。但是，新农保可能会由于隔代照顾时间和孙辈性别等异质性对儿童健康水平产生差异化效果。首先，据全国妇联 2014 年发布的《我国农村留守儿童状况研究报告》显示，农村留守儿童中，父母都外出的情况占比 46.74%，而留守儿童与祖父母一起居住的比例为 32.67%，可见虽然隔代照顾在农村十分常见，但老年人担负的照顾时间会因家庭情况不同而有所差异。那么，由于对孙子女的照顾时间不同，老年人领取新农保对孙子女健康水平的促进作用是否也会随之不同？

本文根据老年人参与其孙子女照顾的程度不同，将儿童照顾方式分为主要由父母照顾、父母和老年人共同照顾和主要由老年人照顾三类，将总样本划分为对应三个子样本分别进行 Probit 回归并计算其边际效应，结果如表 5 所示。实证结果表明，在以上三种情形下，领取新农保的回归系数均在 1% 的检验水平下显著为负，但是边际效应大小却存在显著差异。当儿童主要由父母照顾时，老年人领取新农保使其孙子女患病的概率下降了 4.91%；当儿童由父母和老年人双方共同照顾时，老年人领取新农保使其孙子女患病的概率下降了 7.34%；当儿童主要由老年人照顾时，老年人领取新农保使其孙子女患病概率下降了 9.10%。总的来说，老年人参与照顾孙子女的时间越长，新农保领取提升孙子女健康水平的边际效应越强。本文提供了两个相对合理的解释：一是老年人照顾孙子女的时间越长，隔代关系越密切，老年人转移支付的可能性越高，转移支付的总金额也可能会越大（Duflo, 2003），从而提高了对儿童单位时间的健康投入；二是相比于父母亲自照顾，老年人隔代照顾下的儿童初始健康水平较低（段丹辉等，2011），而健康投入的边际收益较高（Duflo, 2003），因此领取新农保对提升儿童健康水平的收入效应更强。

表 5：老年人参与照顾程度

	主要父母照顾	双方共同照顾	主要老年人照顾
养老金	-0.0491***	-0.0734***	-0.0910***
边际效应	(-4.11)	(-4.00)	(-4.20)
个体特征变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
常数项	-0.5493** (-2.51)	-0.9078* (-1.93)	-0.9888*** (-3.34)
N	4896	3094	2345
Pseudo R ²	0.0169	0.0431	0.0639
LR χ^2	96.95	155.39	174.79
Log likelihood	-2820.0808	-1854.403	-1410.6671
		5	

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源：作者整理。

另外，新农保领取增加隔代照顾转移支付提高儿童健康水平也可能

在不同性别儿童间存在差异。我们根据儿童性别将总样本重新划分为男孩和女孩两个子样本，重复上述实证步骤，计算边际效应，结果如表 6 所示。结果显示对于男孩子样本，领取新农保系数在 5% 检验水平下显著为负，老年人领取新农保使孙子（或外孙）患病概率下降了 3.38%；而对于女孩子样本，领取新农保系数在 1% 检验水平下显著为负，老年人领取新农保使孙女（或外孙女）患病概率下降了 8.91%。结果表明，领取新农保对儿童健康的影响存在显著的性别差异，对女孩健康水平的提高程度明显高于男孩。一个可能的原因是，农村地区“男孩偏好”依然存在，特别是家庭面临经济约束时，对男孩的健康投资会挤出对女孩的健康投资，使得女孩的存活率和健康状况要显著低于男孩（宋月萍、谭琳，2008）。而老年人领取养老金后，家庭面临的经济约束有所改善，健康投资的性别歧视有所缓解，女孩健康水平随之提高。

表 6：孙子女性别差异

	男孩	女孩
养老金边际效应	-0.0338** (-2.28)	-0.0891*** (-5.47)
个体特征变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	-0.9657*** (-4.43)	0.0758 (0.19)
N	4765	3981
Pseudo R ²	0.0193	0.0480
LR χ^2	112.79	230.78
Log likelihood	-2866.5542	-2288.4639

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。
资料来源：作者整理。

六、机制分析

在实证分析中，本文已经得出新农保会提升儿童健康这一结论，结合理论分析，本文预期产生这一结果存在两条作用路径：①老年人领取养老金将增加对其孙子女的转移支付；②老年人领取养老金将增加对其孙子女的照顾时间。为证实理论预期中的作用路径的确存在，本文需分别对以上两条作用路径进行验证。

但是，限于数据缺乏，本文无法选取指标有效衡量老年人对孙子女的转移支付数额，也无法直接分析其在老年人领取养老金后发生何种变

化。对此，本文联想到老年人收入结构存在明显的城乡差异，养老金发挥作用有所不同：一方面，城镇老年人退休前的主要收入来源是工资性收入，退休后工资性收入丧失，其领取的养老金并不足以弥补原有收入¹，实际收入相比于退休前是减少的，因此城镇老年人退休后即便领取了养老金，消费也会骤降，非耐用品消费和食物消费骤降更为明显（邹红、喻开志，2015）；另一方面，农村老年人主要收入来源是农业收入，且在60岁前后并不会存在显著变化，那么其领取的养老金就相当于一笔额外收入，实际收入相比领取前是增加的，因此相关研究表明新农保显著促进了农村家庭消费（岳爱等，2013；解垩，2015）。根据以上分析本文推断，如果老年人领取养老金存在通过改变隔代转移支付而影响孙子女健康水平这一作用路径，那么这种影响在城乡间也将存在显著差异。因此，本文即可通过检验养老金领取的城乡差异化效果间接验证新农保是否通过增加老年人隔代转移支付这一作用路径影响孙子女健康水平。

本文对城镇老年人领取养老金后儿童健康水平的变化进行 Probit 回归，回归结果如表7所示。城镇老年人是否领取养老金的回归系数在10%的检验水平下并不显著，说明城镇老年人领取养老金对孙子女健康水平并无显著影响。而与前文结果进行对比，农村老年人领取新农保能够显著提高孙子女健康水平。因此可以认定新农保增加老年人对其孙子女的转移支付进而提高儿童健康水平这一路径的确存在。

表 7:机制分析——转移支付

	城镇	农村
养老金系数	-0.0056 (-0.09)	-0.1082*** (-3.28)
个体特征变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	0.8626* (1.81)	-0.1461 (-0.88)
N	2094	8746
Pseudo R ²	0.0843	0.0467
LR χ^2	218.12	497.68
Log likelihood	-1184.8156	-5078.613

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源：作者整理。

¹ 根据《中国养老金发展报告 2016》，2016 年城镇职工养老金的替代率为 67%，即为退休前工资的二分之三。

为验证养老金通过增加老年人对其孙子女的照顾时间影响儿童健康水平，本文首先对老年人照顾孙子女时间变量进行如下设定：如果孙子女白天和晚上都不由老年人照顾则为 1，白天或晚上主要由老年人照顾则为 2，白天和晚上都由老年人照顾则为 3，因此该变量为等级变量，本文以其为被解释变量建立 Order Probit 模型进行计量回归，回归结果如表 8 所示。结果表明，新农保系数在 1% 检验水平下显著为正，说明农村老年人在领取养老金后显著提高了对孙子女的照顾时间，这与李琴、周先波（2018）的研究结论一致。本文对城镇样本也进行了计量回归，结果显示养老金系数在 1% 检验水平下显著为正，说明城镇老年人在领取养老金后同样显著提高了对孙子女的照顾时间。研究结果表明，养老金通过增加老年人对其孙子女的照顾时间影响儿童健康水平这一作用路径无论城乡均普遍存在。

表 8:机制分析——照顾时间

	城镇	农村
养老金系数	0.2189*** (3.53)	0.1445*** (4.65)
个体特征变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
N	2094	8754
Pseudo R ²	0.0779	0.0491
LR χ^2	225.91	589.66
Log likelihood	-1337.6914	-5708.4039

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源：作者整理。

综上所述，新农保通过增加老年人对其孙子女的转移支付和照顾时间提高儿童健康水平的两条路径均现实存在，其中增加照顾时间这一路径在城镇同样存在，而增加转移支付为新农保独有。

七、结论和政策启示

儿童健康不仅关系到个人未来的教育、收入和生产效率，而且攸关国家和民族的未来，因此一直是学界关注的重点话题。在中国城乡二元结构尚未完全消除的背景下，农村儿童健康状况依然不容乐观。消除贫困和提高照顾质量是改善农村儿童健康水平的关键因素，而针对隔代照顾普遍存在的实际情况，新农保的实施有望在以上两个方面提供一定支持。以往研究对新农保政策评估大多局限于领取新农保的老年人自身，

而新农保“溢出效应”研究仍较为缺乏，且尚无研究系统评估新农保对儿童健康水平的影响效果。基于以上分析，探讨新农保对儿童健康水平的影响及其作用机制具有较高的理论价值和现实意义。本文在对老年人领取新农保提高隔代照顾时间和转移支付进而提高儿童健康水平的作用机制进行理论分析的基础上，运用 2016 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行实证检验。主要结论如下：

首先，老年人领取新农保总体上显著提高了其孙子女的健康水平。

其次，这种提升效果依老年人照顾程度和孙子女性别存在差异：一方面，老年人参与隔代照顾程度越高，新农保提升其孙子女健康水平的作用越大；另一方面，老年人领取新农保女孩健康水平的提升作用显著高于男孩。

最后，老年人领取新农保通过增加对孙子女的转移支付和照顾时间提升其健康水平的两条路径均现实存在，其中增加照顾时间这一路径在城乡均适用，而增加转移支付这一路径为新农保独有。

以上研究结论表明，新农保不仅提高了农村老年人的消费能力和闲暇时间，而且还产生了明显的“溢出效应”，即老年领取新农保显著提高了其孙子女健康水平。因此，在隔代照顾普遍存在的现实情况下，进一步加大农村老年人社会保障程度也是改善农村儿童生存现状的可行方法之一。

参考文献

- [1] 陈华帅、曾毅，2013：《新农保”使谁受益:老人还是子女?》，《经济研究》第 8 期。
- [2] 陈玥、赵忠，2012：《我国农村父母外出务工对留守儿童健康的影响》，《中国卫生政策研究》第 11 期。
- [3] 陈在余，2009：《中国农村留守儿童营养与健康状况分析》，《中国人口科学》第 5 期。
- [4] 程杰，2014：《养老保障的劳动供给效应》，《经济研究》第 10 期。
- [5] 段成荣、吕利丹、郭静、王宗萍，2013：《我国农村留守儿童生存和发展基本状况——基于第六次人口普查数据的分析》，《人口学刊》第 3 期。
- [6] 段成荣、杨舸，2008：《我国农村留守儿童状况研究》，《人口研究》第 3 期。
- [7] 段丹辉、李林艳、朱明元、罗家有，2011：《看护人营养行为对农村留守儿童膳食摄入的影响的调查》，《卫生研究》第 5 期。

- [8] 富振英、何武、陈春明, 2000: 《中国 6 岁以下儿童呼吸系统疾病与腹泻患病情况及经济损失》, 《卫生研究》第 5 期。
- [9] 何泱泱、周钦, 2016: 《“新农保”对农村居民主观福利的影响研究》, 《保险研究》第 3 期。
- [10] 何圆、王伊攀, 2015: 《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》, 《人口研究》第 2 期。
- [11] 胡枫、李善同, 2009: 《父母外出务工对农村留守儿童教育的影响——基于 5 城市农民工调查的实证分析》, 《管理世界》第 2 期。
- [12] 解垚, 2015: 《“新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响》, 《财经研究》第 8 期。
- [13] 李姣媛、方向明, 2018: 《社会医疗保险对儿童健康和医疗服务消费的影响研究》, 《保险研究》第 4 期。
- [14] 李强、臧文斌, 2011: 《父母外出对留守儿童健康的影响》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- [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》第 5 期。
- [16] 李钟帅、苏群, 2014: 《父母外出务工与留守儿童健康——来自中国农村的证据》, 《人口与经济》第 3 期。
- [17] 齐良书, 2006: 《收入、收入不均与健康:城乡差异和职业地位的影响》, 《经济研究》第 11 期。
- [18] 宋月萍, 2007: 《中国农村儿童健康:家庭及社区影响因素分析》, 《中国农村经济》第 10 期。
- [19] 宋月萍、谭琳, 2008: 《男孩偏好与儿童健康的性别差异:基于农村计划生育政策环境的考察》, 《人口研究》第 3 期。
- [20] 谭之博、张晓波, 2016: 《独生子女政策的精神健康成本》, 《经济研究》第 2 期。
- [21] 田旭、黄莹莹、钟力、王辉, 2018: 《中国农村留守儿童营养状况分析》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- [22] 杨帆、杨成钢, 2016: 《家庭结构和代际交换对养老意愿的影响》, 《人口学刊》第 1 期。
- [23] 叶敬忠、王伊欢、张克云、陆继霞, 2005: 《对留守儿童问题的研究综述》, 《农业经济问题》第 10 期。
- [24] 岳爱、杨矗、常芳、田新、史耀疆、罗仁福、易红梅, 2013: 《新型农村社会养老保险对家庭日常费用支出的影响》, 《管理世界》第 8 期。
- [25] 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。

[26] 张川川、陈斌开，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。

[27] 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)》第2期。

[28] 周广肃、樊纲、申广军，2014：《收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析》，《管理世界》第7期。

[29] 周钦、蒋炜歌、郭昕，2018：《社会保险对农村居民心理健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究》，《中国经济问题》第5期。

[30] 邹红、喻开志，2015：《退休与城镇家庭消费：基于断点回归设计的经验证据》，《经济研究》第1期。

[31] Alderman ,H.,2012,“The response of child nutrition to changes in income: linking biology with economics”,*CESifo Economic Studies*, 58(2): 256-273.

[32] Behrman ,J. R.,1996,“The impact of health and nutrition on education”,*The World Bank Research Observer*, 11(1): 23-37.

[33] Case,A.,D. Lubotsky and C. Paxson, 2002, “Economic status and health in childhood: The origins of the gradient”,*American Economic Review*, 92(5): 1308-1334.

[34] Case, A. “Does money protect health status? Evidence from South African pensions”,*Perspectives on the Economics of Aging. University of Chicago Press*: 287-312.

[35] Chen, F., S. E. Short, and B.Entwisle ,2000,“The impact of grandparental proximity on maternal childcare in China” ,*Population Research and Policy Review*, 19(6): 571-590.

[36] Chen, Y., G .Z. Jin, and Y.Yue ,2010, “Peer migration in China”, National Bureau of Economic Research

[37] Chen ,Y.,and H.Li ,2009,“Mother’s education and child health: Is there a nurturing effect? ”, *Journal of Health Economics*, 28(2): 413-426.

[38] Dasgupta, P., and D.Ray , 1986, “Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Theory” *The Economic Journal*, 96(384): 1011-1034.

[39] Dawson ,D. A., 1991 ,“ Family structure and children's health and well-being: Data from the 1988 National Health Interview Survey on Child Health” *Journal of Marriage and the Family*, 1991: 573-584.

[40] 40.De Onis, M., E. A .Frongillo,and M.Blössner , 2000,*Is malnutrition*

declining?: an analysis of changes in levels of child malnutrition since 1980

[41] Duflo ,E., 2000, “Child health and household resources in South Africa: evidence from the old age pension program”, *American Economic Review*, 90(2): 393-398.

[42] Duflo ,E., 2003, “ Grandmothers and granddaughters: old - age pensions and intrahousehold allocation in South Africa” ,*The World Bank Economic Review*, 17(1): 1-25.

[43] Gaudin,J. M., and R. Sutphen , 1993, “Foster care vs. extended family care for children of incarcerated mothers”, *Journal of Offender Rehabilitation*, 19(3-4): 129-147.

[44] Gibson ,J., and S. Rozelle , 2002, “How elastic is calorie demand? parametric, nonparametric, and semiparametric results for urban papua new guinea” ,*Journal of Development Studies*, 38(6): 23-46.

[45] Grossman ,M., 1972, “On the concept of health capital and the demand for health” ,*Journal of Political economy*, 80(2): 223-255.

[46] Hahn, J., P.Todd, and W.Van der Klaauw, 1999 ,*Evaluating the effect of an antidiscrimination law using a regression-discontinuity design*

[47] Kirby, J .B., and T.Kaneda, 2002, “ Health insurance and family structure: The case of adolescents in skipped-generation families”, *Medical Care Research and Review*, 59(2): 146-165.

[48] Kramer, M.S., 1987, “Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis”, *Bulletin of the world health organization*, 65(5): 663.

[49] Lin, Q., P.Adab, and K.Hemming et al. 2015, “Health allowance for improving the nutritional status and development of 3–5-year-old left-behind children in poor rural areas of China: Study protocol for a cluster randomised trial” ,*Trials*, 16(1): 361.

[50] McCrary, J., 2008, “Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test”, *Journal of econometrics*, 142(2): 698-714.

[51] Murasko, J.E., 2008, “An evaluation of the age-profile in the relationship between household income and the health of children in the United States” ,*Journal of Health Economics*, 27(6): 1489-1502.

[52] Popkin,B.M., S.Du, and F. Zhai, et al.,2009,“Cohort Profile: The China Health and Nutrition Survey—monitoring and understanding socio-economic and health change in China, 1989–2011”,*International journal of*

epidemiology, 39(6): 1435-1440.

[53] Preston, S.H., 1975, "The changing relation between mortality and level of economic development", *Population studies*, 29(2): 231-248.

[54] Tian, X., and X. Yu, 2015, "Using semiparametric models to study nutrition improvement and dietary change with different indices: The case of China", *Food Policy*, 53: 67-81.

[55] Zhang, N., L. Bécaries, and T. Chandola et al., 2015, "Intergenerational differences in beliefs about healthy eating among carers of left-behind children in rural China: A qualitative study", *Appetite*, 95: 484-491.

[56] Zhou, C., S. Sylvia, and L. Zhang et al., 2015, "China's left-behind children: Impact of parental migration on health, nutrition, and educational outcomes", *Health affairs*, 34(11): 1964-1971.

Zho, D., and X. Yu, 2014, "Calorie elasticities with income dynamics: evidence from the literature", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 37(4): 575-601.

我国农业保险保费补贴资金的收入再分配效率研究

张祖荣、高祥杰¹

摘要:

保险具有收入再分配功能,农业保险的收入再分配效应表现为,政府保费补贴资金与农户自缴保费,基于农业风险损失,通过保险赔款在受灾农户之间进行收入再分配。本文研究了农业保险保费补贴的收入再分配机制,构建了保费补贴资金的收入再分配效率指标与保费补贴资金引致的收入再分配效率指标,运用我国2007-2017年农业保险相关统计数据分析了我国农业保险保费补贴的收入再分配效率。结果表明,2007-2017年期间,我国农业保险保费补贴资金收入再分配效率总体偏低,年均约为70.8%,但呈现逐年改善的趋势。在假定保险公司经营管理费用率分别为15%、20%、25%条件下,保费补贴资金引致的收入再分配效率年均分别为8.7%、13.7%、18.7%。这表明,保费补贴一定程度上带动了更多资金进行收入再分配,发挥了稳定和增加农户收入的作用。论文最后提出了政策建议。

关键词: 农业保险, 财政补贴, 转移支付, 收入再分配

一、引言

2006年全面取消农业税以来,我国逐步建立了以农户直补为主要方式的各项惠农补贴制度,通过不断扩大补贴范围、加大补贴力度、规范补贴程序等,调动农民种粮积极性,稳定了粮食安全生产,切实促进了农民增收、农业增效,确保了国家粮食安全(范宝学,2011)。2007年开始实施的中央财政农业保险保费补贴,是继种粮直接补贴、良种补贴、农机具购置补贴和农资综合补贴等农业“四项补贴”之后,国家实施的又一项重要的支农惠农补贴政策。虽然农业保险保费补贴本质上也是一种价格补贴(虞国柱,2011),但与“四项补贴”不同,保费补贴是通

¹ 张祖荣(1968-),男,江西宜春人,广东财经大学国民经济研究中心、经济学院教授,硕士生导师。高祥杰(1995-),女,广东财经大学经济学院2018级统计学硕士研究生。

过保险机制实现政府财政对农户转移支付的一种收入再分配形式。保费补贴的再分配效应表现在两个方面，一是保费补贴本身基于投保农户农业风险灾害损失情况转化为对受灾农户的保险赔款，不仅增强了农户收入的稳定性，防止农户因灾致贫返贫，而且平均来说增加了农户收入。二是保费补贴激励了农户投保，提高了农业保险投保率和覆盖率，不仅增强了农业保险经营的可行性和稳定性，矫正了市场失灵，而且撬动了更多资金（农户自缴保费）用于农业灾害损失补偿，因此具有收入再分配放大效应，理论上更为有效。

我国2007年开始实施中央财政农业保险保费补贴试点，随后逐年加强了保费补贴力度，增加了补贴险种，扩大了补贴范围。目前补贴险种多达二十多种，补贴范围自2013年已在全国展开。2007-2017年，中央财政保费补贴金额达到1000多亿元，省级财政提供了相应的配套补贴资金，省级以下财政也给予了不同程度的财政支持。那么，我国农业保险保费补贴资金的收入再分配效率如何？本文分析了农业保险保费补贴资金的收入再分配机制，构建了保费补贴资金收入再分配效率指标，并运用2007-2017年相关统计数据，在估算各地方财政保费补贴与农户自缴保费的基础上，实证分析了我国农业保险保费补贴的收入再分配效率。本文的其余部分安排如下：第二部分是文献综述，第三部分分析农业保险保费补贴的收入再分配机制，第四部分研究了我国保费补贴资金本身的收入再分配效率以及保费补贴引致的收入再分配效率。第五部分是主要结论和政策建议。

二、相关研究回顾

农业保险的收入再分配效应主要表现在：一方面，农民交给保险机构的保险费将会在受灾农民和非受灾农民、受灾地区和非受灾地区之间进行再分配；另一方面，政府通过对农业保险进行财政补贴，使农业保险作为一种实现转移支付的政策工具，将一部分国民收入以保费补贴等形式转移到农民手中，在一定程度上实现国民收入在整个国民经济与农业部门之间的再分配（Kaylen et al.,1989）。Kraft（1996）建立并比较了有保费补贴情况下和无保费补贴情况下农户收入的分布函数，当政府提供补贴时，保险赔款超过了农户缴纳的保险费，投保农作物的预期收入增加，避免了收入降至某一水平以下的可能性，因而具有稳定和增加农民收入的功能。Goodwin（2001）研究发现，1981~1999年期间，美国农户平均每支付1美元保费，就能得到1.88美元的损失补偿，保费补贴成为政府对农户转移支付的重要政策工具。但是，随着参与政府农作物保险项目的农户越多，覆盖范围越广，高的边际成本提高了项目成本，2011

年美国政府的保费补贴成本就高达75亿美元；巨大的补贴规模也引起了人们对提供作物保险的成本以及项目转移支付相对效率的关注（Glauber, 2013）。

国内方面，邢鹏等（2007）利用历年分省农业生产和价格数据模拟分析了政策性农业保险承保和补贴方案对农民收入和政府财政支出的影响，并对投保前后农民收入差异进行了显著性检验，结果表明，随着保障水平的提高，农民收入会趋于上升和稳定。农业保险保费补贴以对农户的转移支付方式增加农民收入；同时，保费补贴对农业保险保费收入产生乘数效应，并通过保险赔款的方式实现收入再分配，对稳定和增加农民收入、减少贫困人口发挥重要作用（方伶俐，2008）。政策性农业保险在履行补偿农业损失、发挥支农惠农的功能作用时，可以有效补充国民收入在农业与其他产业，以及被保险人之间的收入再分配，政府无论是通过对投保人进行保险费补贴的方式，还是通过对保险人进行补贴或给予优惠政策等方式实施政策性农业保险，都将使一部分国民收入传递给农民，有利于促进社会公平，实现农村社会的稳定（曾玉珍，2011）。政策性农业保险的损失分摊功能能够实现农民群体之间的收入调节，而政府财政补贴又具有转移支付作用，实现了收入的再分配，也因此提高了农民的可支配收入（郭颂平等，2011）。同时，农业保险财政补贴政策具有“亲贫”的转移支付效果（冯俭等，2012）。施红等（2014）基于田野调查的数据，采用风险度量的方法研究了农业保险对农户农业收入的稳定效应，结果表明，农户参加农业保险后，农业收入的稳定性明显增强，农业保险对于农户补贴时期的收入起到了平滑作用，并且农业保险对小规模农户的风险保障效应比大规模农户更加明显。张祖荣（2017）构建了保费补贴资金使用效率指标和评价方法，分析了我国保费补贴资金的使用效率，结果表明，2007~2016年期间，政府财政平均每提供1元保费补贴资金，农户仅获得约0.91元保险赔款，保费补贴资金不仅没有带动更多资金参与农业风险损失补偿，而且补贴资金本身出现大量耗散。但该方法没有考虑保险公司的经营管理费用，因而有所不足。保费补贴作为保费收入的一部分，在考察其使用效率时，应把保险公司的经营管理费用考虑进来。徐静等（2018）用总收入基尼系数随补贴增加而形成的路径曲线，同时配合最小基尼系数曲线，可以全面地考察政府收入再分配政策效应，衡量补贴的收入再分配效率。

以上研究表明，农业保险具有重要的收入再分配功能，在保费补贴条件下，农业保险成为政府财政向农户转移支付的重要方式，稳定和增加了农户收入，缩小了收入差距。但上述研究鲜有从总量上考察保费补贴资金本身的收入再分配效率，即保费补贴资金中有多少资金参与了收

入再分配过程。由于在没有政府财政补贴的情况下，农业保险出现市场失灵；有了保费补贴，有效的农业保险市场才得以形成（Smith & Glauber, 2012）。因此，农户自缴保费可以看成是保费补贴的引致需求（张祖荣, 2017）。因此，本文从两个方面分析保费补贴资金的收入再分配效率，首先考察保费补贴资金转化为保险赔款的收入再分配效率，其次考察保费补贴资金引致的收入再分配效率。本文的重要创新之处，一是运用总量分析方法，分解出保费补贴资金中用于保险赔款的部分，进而构建了保费补贴资金的收入再分配效率指标，并实证分析了我国农业保险保费补贴资金的收入再分配效率；二是在张祖荣（2017）研究的基础上，考察了在不同经营管理费用率条件下，保费补贴引致的收入再分配效应，方法更为科学，结论更符合实际情况。

三、农业保险保费补贴的收入再分配机制

从金融角度来看，保险是对不可预计损失重新分配的融资活动。保险涉及到的是将不确定的损失转移到一个保险基金中。该基金集中了所有的潜在损失，然后将预计损失的成本转移给所有参与者。因此保险是将损失风险转移给一个风险共担组织，然后在组织成员中重新分摊损失的经济活动。

基于平均潜在损失的可预测性和保险基金财务支付能力的充足性，保险体系通过向每个参与者收取保险费的方法，完成损失成本的分摊；在一定时期内基于保险事故进行损失补偿，完成收入再分配。其作用就是通过由面临相同风险的许多人缴纳的保险费来支付合同约定的风险事故所造成的经济损失。用确定的、小金额的保险费支出来换取不确定的（通常是小概率的）、大金额的损失补偿，这正是保险的意义所在，也是个人和企业购买保险的基本动机。

国内外研究表明，农业保险中，在没有政府财政补贴的情况下，市场化经营难以成功（Wright & Hewitt, 1990; 虞国柱等, 2003）。因此，对农业保险提供政府财政补贴成为世界各国开展农业保险的普遍做法（Mahul & Stutley, 2010）。政府对农业保险提供财政补贴的动因是农业风险的特殊属性、农业保险的特殊功能以及农业保险的双重外部经济特征（刘从敏等, 2016）。政府实施保费补贴的目的是，保障和促进农业生产顺利进行，维护国家粮食安全；同时间接对农户进行转移支付，稳定和增加农户收入（张祖荣, 2012）。因此，保费补贴实质上是政府财政通过保险机制对受灾农户的一种转移支付方式，也是一种收入再分配形式。农业保险保费补贴的收入再分配机制是，政府财政通过对投保农户提供一定比例的保费补贴，鼓励农户投保农业保险；农户投保时向保险

机构缴纳一定数量的保费（自缴保费），同时获得相应的风险保障（保险金额）；自缴保费与保费补贴一起构成保费收入，保险公司根据风险保额运用保费收入，建立保险基金；在发生约定的农业灾害事故时，基于农业风险损失和保险金额，保险公司向受灾农户支付保险赔款，从而实现保费补贴在受灾农户之间的收入再分配。如图1。

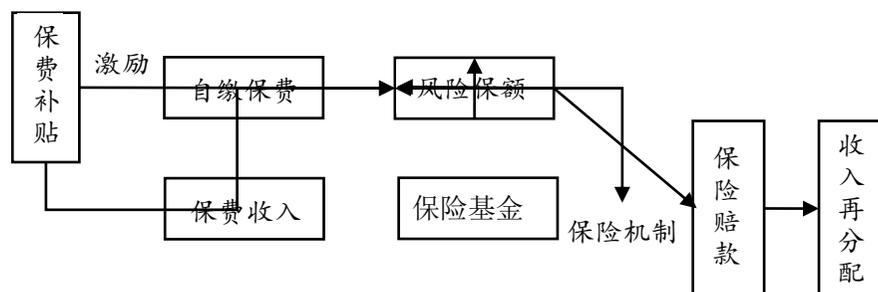


图1 农业保险保费补贴的收入再分配机制

四、我国农业保险保费补贴收入再分配效率分析

（一）保费补贴金额估算与保费补贴率

我们依据财政部颁发的关于农业保险保费补贴文件中的相关条款以及中央财政农业保险保费补贴金额，参考张祖荣（2017）的估算方法，即根据中央与地方财政“联动补贴”机制和相关补贴条款，估算出地方财政补贴金额占中央财政补贴金额的百分比，即可估算出各年份地方财政农业保险保费补贴金额，进而计算出2007-2017年各级政府农业保险保费补贴金额合计。相关条款包括：

（1）2007年财政部颁布《中央财政农业保险保费补贴试点管理办法》（财金[2007]25号）第七条：对于中央确定的补贴险种，在试点省份省级财政部门承担25%的保费后，财政部再承担25%的保费。

（2）2008年财政部颁布《中央财政种植业保险保费补贴管理办法》（财金[2008]26号）第九条：对于补贴险种，在补贴地区省级财政部门补贴25%的保费后，财政部再补贴35%的保费。《中央财政养殖业保险保费补贴管理办法》（财金[2008]27号）第八条：对于补贴险种，在补贴地区（新疆生产建设兵团以及中央直属垦区除外）地方财政部门补贴30%的保费后，财政部再补贴一定比例的保费，具体补贴标准为：能繁母猪保险补贴50%的保费，奶牛保险补贴30%的保费；对于新疆生产建设兵团以及中央直属垦区，能繁母猪保险补贴80%的保费，奶牛保险补贴60%

的保费。同时规定，其余保费由农户承担，或者由农户与养殖企业、地方财政部门等共同承担，具体比例由补贴地区自主确定分别规定。

(3)2012关于进一步加大支持力度做好农业保险保费补贴工作的通知(财金〔2012〕2号)第四条：糖料作物保险在省级财政至少补贴25%的基础上，中央财政对东部地区补贴35%、对中西部地区补贴40%，中央财政对新疆生产建设兵团、中央直属垦区等补贴比例为65%；对于养殖业保险，在地方财政至少补贴30%的基础上，中央财政补贴40%，其他中央财政补贴险种按照现行政策执行。

(4)2016年财政部又下发了关于《中央财政农业保险保险费补贴管理办法》的通知(财金[2016]123号)，第七条：①种植业保险：在省级财政至少补贴25%的基础上，中央财政对中西部地区补贴40%、对东部地区补贴35%；对纳入补贴范围的新疆生产建设兵团、中央直属垦区、中国储备粮管理总公司、中国农业发展集团有限公司等(以下统称中央单位)，中央财政补贴65%。②养殖业保险：在省级及省级以下财政(以下简称地方财政)至少补贴30%的基础上，中央财政对中西部地区补贴50%、对东部地区补贴40%；对中央单位，中央财政补贴80%。③森林保险：公益林在地方财政至少补贴40%的基础上，中央财政补贴50%；对大兴安岭林业集团公司，中央财政补贴90%。商品林在省级财政至少补贴25%的基础上，中央财政补贴30%；对大兴安岭林业集团公司，中央财政补贴55%。④藏区品种：在省级财政至少补贴25%的基础上，中央财政补贴40%；对中央单位，中央财政补贴65%。第八条：在上述补贴政策基础上，中央财政对产粮大县三大粮食作物保险进一步加大支持力度，对省级财政给予产粮大县三大粮食作物农业保险保险费补贴比例高于25%的部分，中央财政承担高出部分的50%；对中央单位符合产粮大县条件的下属单位，中央财政对三大粮食作物农业保险保险费补贴比例由65%提高至72.5%。

估算结果见表1。表1中第(1)列为中央财政保费补贴即各年度中央财政实际拨付的保费补贴金额，数据来自各年度《中国保险年鉴》或中央和地方预算执行情况与预算草案，第(2)列是按照上述方法估算的地方财政保费补贴金额，第(3)列是各年度中央财政与地方财政农业保险保费补贴合计，第(4)列是保费收入(含财政补贴)即全国农业保险保费收入，数据来自各年度《中国保险年鉴》，第(5)列是保费补贴合计与总保费收入之比，即保费补贴率。

表 1 保费补贴估算与保费补贴率 (单位：亿元；%)

年份	中央财政 补贴 (1)	地方财政 补贴 (2)	保费补贴 合计 (3)	保费收入 (4)	保费补贴 率 (%) (5)
2007	20.5	20.5	41.0	53.3	76.9
2008	37.3	37.3	74.6	110.7	67.4
2009	59.7	53.7	113.4	133.9	84.7
2010	67.7	60.9	128.6	135.7	94.8
2011	78.7	70.8	149.5	173.8	86.0
2012	91.0	81.9	172.8	240.6	71.8
2013	120.4	108.3	228.7	306.7	74.6
2014	128.2	115.4	243.6	325.8	74.8
2015	144.7	134.5	279.2	374.7	74.5
2016	158.3	147.2	305.5	417.7	73.1
2017	179.0	162.9	341.9	479.1	71.4
合计	1085.5	993.4	2078.8	2752.0	—
年均	98.7	90.3	189.0	250.2	75.5

从表1可以看出，中央财政保费补贴金额逐年增加，2007-2017年合计保费补贴金额为1085.5亿元，年均达98.7亿元，可计算出年均增长率约为24.2%，由于我国实行略有差异的中央财政与省级财政的联动补贴机制，因此，地方财政保费补贴也逐年增加，年均增长率约为23.0%，各级财政保费补贴合计2078亿元，年均增长约为23.63%。2007-2017年平均保费补贴率为75.5%，但保费补贴率（保费补贴/保费收入）逐年有所下降，也就是农户自缴保费占比逐年有所上升，这说明保费补贴在一定程度上发挥了激励作用。虽然我国保费补贴率高出美国平均约60%的补贴水平，但美国除了保费补贴外，还对保险公司提供了约20%的经营管理费用补贴以及再保险支持。因此，我国农业保险保费补贴水平总体上略低于美国。

（二）保费补贴资金的收入再分配效率

从上述对农业保险保费补贴的收入再分配机制的分析可以看出，保费补贴资金的收入再分配是通过保险赔款实现的，保险赔款来源于保费收入（政府保费补贴与农户自缴保费之和），是保费收入通过保险机制转化为收入再分配的总金额，因此，对应于保费补贴资金的收入再分配金额为保费补贴率与保险赔款之积。即

$$\begin{aligned}
 \text{保费补贴资金收入再分配金额} &= \frac{\text{保费补贴金额}}{\text{保费收入}} \times \text{保险赔款} \\
 &= \text{保费补贴率} \times \text{保险赔款}
 \end{aligned}$$

我们把农业保险保费补贴资金的收入再分配效率定义为：保费补贴资金收入再分配金额与保费补贴金额之比。即

$$\text{保费补贴资金收入再分配效率} = \frac{\text{保费补贴资金收入再分配金额}}{\text{保费补贴金额}}$$

$$= \frac{\frac{\text{保费补贴金额}}{\text{保费收入}} \times \text{保险赔款}}{\text{保费补贴金额}}$$

值得注意的是，农业保险保费补贴资金收入再分配效率就是保险赔付率，因此，在农业保险中，保险赔付率具有特殊的重要含义。

表2列示了2007-2017年我国农业保险保费补贴资金的收入再分配情况。表中第（1）、（2）、（3）、（4）列分别为我国2007-2017年保费补贴、保费收入、保险赔款和保费补贴率，其中保费补贴为表1中保费补贴合计，保费收入、保险赔款数据来自各年度《中国保险年鉴》，第（5）列是按照上述方法计算的保费补贴对应的保险赔款，即保费补贴用于再分配的金额，第（6）列是各年度农业保险保费补贴资金收入再分配效率指标数值。

表2 我国农业保险保费补贴资金的收入再分配效率分析表（单位：亿元；%）

年份	保费补贴 (1)	保费收入 (2)	保险赔款 (3)	保费补贴 率(%) (4)	(4)×(3) = (5)	(5)/(1) = (6) (%)
2007	41.0	53.3	29.2	76.9	22.5	54.8
2008	74.6	110.7	70.3	67.4	47.4	63.5
2009	113.4	133.9	95.2	84.7	80.6	71.1
2010	128.6	135.7	100.7	94.8	95.4	74.2
2011	149.5	173.8	107.6	86.0	92.6	61.9
2012	172.8	240.6	148.2	71.8	106.4	61.6
2013	228.7	306.7	208.6	74.6	155.5	68.0
2014	243.6	325.8	214.6	74.8	160.5	65.9

2015	279.2	374.7	260.1	74.5	193.8	69.4
2016	305.5	417.7	348.0	73.1	254.5	83.3
2017	341.9	479.1	366.1	71.4	261.3	76.4
合计	2078.8	2752.0	1948.6	—	1470.5	—
平均	189.0	250.2	177.1	75.5	133.8	70.8

从表2可以看出，2007-2017年我国农业保险保费补贴资金的收入再分配率处于较低水平，2007年最低，为54.8%，最高的年份是2016年，为83.3%，平均为70.8%，但呈现逐年改善的趋势。

由于保险赔款是依据当年农业风险灾害损失在保险金额范围内对受灾农户的经济补偿，而各年份农业灾害风险差异很大，因此，保险赔款具有很大的不稳定性，相应地，保费补贴资金的收入再分配效率也受偶然因素的影响。鉴于此，为了更好的评价保费补贴资金的收入再分配效率及其发展趋势，我们运用3年移动平均法对时间序列数据进行修匀，以减少偶然因素的影响。计算结果见表3。表3第（2）列是第（1）各年度保费补贴金额的3年移动平均值，第（4）列是第（3）列保费补贴在中对应的保险赔款的3年移动平均值，第（5）列是保费补贴资金的收入再分配效率的三年移动平均值，即第（2）列与第（4）列之比值。可以看出，3年移动平均后，平滑了年际间的波动性，保费补贴资金的收入再分配率向好的动态趋势更为明显。

表3 三年移动平均的收入再分配效率分析表（单位：亿元；%）

年份	保费补贴 (1)	三年移动平 均 (2)	补贴用于赔 款的金额 (3)	三年移动平均 数 (4)	再分配效率 (4)/(2)=(5)
2007	41.0	—	22.5	—	—
2008	74.6	76.3	47.4	50.2	65.7
2009	113.4	105.5	80.6	74.5	70.6
2010	128.6	130.5	95.4	89.5	68.6
2011	149.5	150.3	92.6	98.1	65.3
2012	172.8	183.7	106.4	118.2	64.3
2013	228.7	215.0	155.5	140.8	65.5
2014	243.6	250.5	160.5	169.9	67.8
2015	279.2	276.1	193.8	202.9	73.5
2016	305.5	308.9	254.5	236.5	76.6
2017	341.9	—	261.3	—	—

（三）保费补贴资金引致的收入再分配效率

国内外研究表明，农业保险既缺乏有效需求，又缺乏有效供给，出现市场失灵（Wright & Hewitt, 1990；庾国柱等，2002）。B. J. Sherrick et al.（2004）解释了农业保险需求不足的原因，一是依据农业风险的高损失率和费用率厘定的保险费率过高，而农户收入偏低，导致有效需求不足；二是除农业保险外，农户可以利用多种风险管理手段分散风险，如农作物种植和牲畜养殖的多样化、增加非农收入、政府灾害救济等，使得农民对农业保险补偿收入的预期很小；三是由于农业保险具有准公共产品的属性，在其消费过程中存在一定的正外部性，进一步降低了农户的有效需求。供给方面，Miranda & Glauber（1997）利用统计模型计算出美国农业保险经营机构和普通财产保险公司的赔款支出变异系数百分比，发现农业保险经营机构所面临的系统性风险是普通财产保险公司的10倍左右，J. Quiggin（1994）、Smith & Goodwin（1996）的研究则证实了农业保险中存在比普通财产保险更为严重的逆向选择与道德风险。正是由于农业保险的系统性风险、严重的逆向选择和道德风险等导致保险公司经营农业保险的管理费用过高，导致农业保险供给不足（Glauber & Collins, 2002；A.Esuola et al., 2007）。鉴于此，世界各国普遍采用政府财政补贴农业保险，克服市场失灵（Mahul & Stutley, 2010）。因此，在政府补贴条件下，农户自缴保费收入可以看成是由于政府提供保费补贴的激励对农业保险的引致需求，农业保险赔款中超出保费补贴金额的部分可以看成是保费补贴引致的收入再分配金额，即保费补贴引致的收入再分配效应（张祖荣，2017）。因此，本文参考张祖荣（2017）的方法，定义保费补贴引致的收入再分配效率为保险赔款中超出保费补贴的部分与保费补贴金额之比。即

$$\text{保费补贴引致的收入再分配效率} = \frac{\text{保险赔款} - \text{保费补贴}}{\text{保费补贴}} \times 100\%$$

其经济含义是，政府平均每提供一元保费补贴资金带动了多少资金参与收入再分配过程。根据以上分析，理论上这个比率应该大于0才是有效率的。但上述指标没有考虑保险公司的经营管理费用，因而是需要改进的。

在农业保险经营过程中，保费补贴资金是作为保费收入的一部分归入保险公司运作的，因此，在考察保费补贴引致的收入再分配效率时，应该把相应的经营管理费用考虑进来。基于此，本文将上述指标分子中

的保费补贴扣除一定比例的管理费用，得到修正的农业保险保费补贴引致的收入再分配效率指标：

修正的保费补贴引致的收入再分配效率

$$= \frac{\text{农业保险赔款} - \text{保费补贴} (1-\lambda)}{\text{保费补贴}} \times 100\%$$

这里 λ 是保费补贴中经营管理费用的比率。这一修正的保费补贴引致的收入再分配比重指标是一个更具有弹性的农业保险保费补贴资金使用效率的评价指标。这一指标的临界值为0，大于0，说明保费补贴资金使用是有效率的，否则是缺乏效率的。这里我们分别计算了假定 $\lambda=15\%$ 、 $\lambda=20\%$ 、 $\lambda=25\%$ 时，农业保险保费补贴引致的收入再分配效率指标值，计算结果见表4。

表4 保费补贴引致的收入再分配效率分析表（单位：亿元；%）

年份	保险赔款 (1)	保费补贴 (2)	$\lambda=15\%$ (4)	$\lambda=20\%$ (5)	$\lambda=25\%$ (6)
2007	29.2	41.0	-13.8	-8.8	-3.8
2008	70.3	74.6	9.2	14.2	19.2
2009	95.2	113.4	-1.0	4.0	9.0
2010	100.7	128.6	-6.7	-1.7	3.3
2011	107.6	149.5	-13.0	-8.0	-3.0
2012	148.2	172.8	0.8	5.8	10.8
2013	208.6	228.7	6.2	11.2	16.2
2014	214.6	243.6	3.1	8.1	13.1
2015	260.1	279.2	8.2	13.2	18.2
2016	348.0	305.5	28.9	33.9	38.9
2017	366.1	341.9	22.1	27.1	32.1
合计	1948.6	2078.8	—	—	—
平均	177.1	189.0	8.7	13.7	18.7

从表4可以看出，2007-2017年间，假定农业保险经营管理费用率为 $\lambda=15\%$ 时，仍然有四年的保费补贴引致的收入再分配效率指标数值为

负，但逐年有所改善，最小值为2007年的-13.8%，最大值为2016年的28.9%，这一指标数值平均为8.7%；假定农业保险经营管理费用率为 $\lambda=20\%$ 时，这一指标数值有三年为负，最小值为-8.8%，最大值为33.9%，平均13.7%；假定农业保险经营管理费用率为 $\lambda=25\%$ 时，这一指标数值有两年为负，最小值为-3.8%，最大值为38.9%，平均18.7%。其中2007年是中央财政农业保险保费补贴试点首年，而且保险赔款存在一定时间的滞后，因此“引致”效果较差。

为了更好的显示保费补贴引致的收入再分配效率的时序变化和规律，我们同样地计算对应的三年移动平均值，计算结果见表5。从表5可以看出，三年移动平均后保费补贴引致的收入再分配效率值有明显的递增趋势，保费补贴的“引致”功能逐步增强。

表5 保费补贴引致的收入再分配效率三年移动平均分析表 单位：亿元；%

年份	保险赔款 (1)	保费补贴 (2)	$\lambda=15\%$ (4)	$\lambda=20\%$ (5)	$\lambda=25\%$ (6)
2007	29.2	41.0	—	—	—
2008	70.3	74.6	0.0	5.0	10.0
2009	95.2	113.4	-0.9	4.1	9.1
2010	100.7	128.6	-7.5	-2.5	2.5
2011	107.6	149.5	-5.9	-0.9	4.1
2012	148.2	172.8	-0.7	4.3	9.3
2013	208.6	228.7	3.6	8.6	13.6
2014	214.6	243.6	5.9	10.9	15.9
2015	260.1	279.2	14.3	19.3	24.3
2016	348.0	305.5	20.1	25.1	30.1
2017	366.1	341.9	—	—	—

五、主要结论与政策建议（保费率、保额、补贴率）

（一）主要结论

1. 关于保费补贴率。本文根据中央财政农业保险保费补贴相关条款以及公开的历年中央财政保费补贴数据估算了地方财政农业保险保费补贴金额，进而计算了我国2007-2017年农业保险保费补贴率。2007-2017年平均保费补贴率约为75.5%，但逐年有所下降，即农户自缴保费比率

逐年有所上升，保费补贴的激励作用明显。

2. 关于保费补贴资金的收入再分配效率。保费补贴资金的收入再分配效率是保费补贴效果评价的重要内容。政府财政对农业保险进行保费补贴，实质上是向农户间接转移支付方式，是通过保险机制转化为保险赔款的一种收入再分配形式。本文以保费补贴资金中转化为保险赔款的比率作为收入再分配效率评价指标，有趣的是，这一指标即为保险赔付率。因此，在农业保险中，保费赔付率有着特殊的含义。计算结果表明，我国保费补贴资金的收入再分配效率长期处于较低水平，2007-2017年平均收入再分配效率值为70.8%，但逐年有所改善。

3. 关于保费补贴资金引致的收入再分配效率。已有研究表明，没有政府财政补贴，就无法形成有效的农业保险市场。因此，农户对农业保险的需求可以看成是保费补贴的引致需求，农户自缴保费通过保险赔款在受灾农户之间的再分配，可以看成是保费补贴引致的收入再分配。本文把保险公司的经营管理费用纳入评价模型中，考察了保费补贴资金引致的收入再分配效率。在假定经营管理费用率为 $\lambda = 15\%$ 、 $\lambda = 20\%$ 、 $\lambda = 25\%$ 的条件下，2007-2017年，我国农业保险保费补贴引致的收入再分配效率值平均分别为8.7%、13.7%和18.7%。且呈现逐年上升的趋势，保费补贴的“引致”效果明显。

（二）政策建议

1. 科学制定农业保险费率。根据以上研究结论，在政策性农业保险中，保险赔付率即为保费补贴资金的收入再分配效率。我国保费补贴资金的收入再分配效率长期处于较低水平，表明我国农业保险赔付率过低。赔付率过低的根本原因是平均保险费率过高。因此，应科学制定农业保险费率。农业保险费率应真实的反映承保风险水平，这就要求进行严格的风险区划，按照风险等级进行费率分区，建立多档次费率体系。目前，我国农业风险区划尚未有效进行，建议相关部门重视农业风险区划，（一是严格的风险区划，二是长期的损失数据的积累）

2. 适度提高农业保险保障水平。保障水平不足是影响农户投保积极性的重要因素，因而也是影响农业保险保费补贴的收入再分配效率的重要因素。提高农业保险保障水平要从多方面入手。一是要适度提高保险标的的保险金额，保额过高会引发道德风险；保额过低会影响农业保险功能的发挥，降低保费补贴的激励作用。目前我国各省市农业保险保额普遍偏低，大多数农作物保险的保额低于保险标的的物化成本，在这种情况下，即便政府提高保费补贴率，也难以激发农户的投保热情。因此，应尽快上调补贴险种的保险金额。二是取消或调整分阶段赔付规定，相对免赔率和分阶段赔付系数是影响中国农业保险保障水平的重要因素，

取消或调整分阶段赔付规定是现阶段提升农业保险保障水平的有效方式（王克等，2018）。保障水平提高了，即便适当降低保费补贴率，农户投保的积极性也会提高（张祖荣，2017），从而保费补贴的收入再分配效率也得到提高。

3. 加强保费补贴资金使用的监督管理。由于缺乏有效的监督管理，保费补贴资金出现大量的耗散，降低了保费补贴资金的收入再分配效率。因此，应加强保费补贴资金使用的监督管理。一是要建立规范的保费补贴资金拨付程序，监督保费补贴资金的使用去向，保证政府财政资金及时足额到位，防止财政资金被扣卡、挪用。二是要监督抽查农业保险业务的真实性，防止基层政府和保险公司之间、保险公司和农户之间通过虚假承保、虚假理赔等方式套取或骗取财政补贴资金。三是推进统计信息公开化管理，我们进行的入户调查发现，很多乡村的农业保险业务都是一本糊涂账，乡镇、村政府提供的承保、理赔数据信息与实际情况多有不符，有的农户甚至不知道自己是否投保。因此，基层政府应加强与农户的沟通，避免“包办代替”，建立承保、理赔及财政补贴等相关数据和信息的公开化管理制度。四是要加强社会监督管理，创新农业保险保费补贴资金监督管理方式。

4. 加快引入公平竞争机制，强化保险公司的社会责任意识。公平有序的竞争机制是农业保险规范经营的重要保证，也是提高农业保险管理水平和服务质量的有效途径。何小伟等（2014）的调查研究发现，由于缺乏公平有序的竞争机制，我国农业保险发展中乱象繁生，保险公司通过各种方式寻租政府相关部门以获取政府财政补贴的农业保险业务，已经成为农业保险市场上的“公开秘密”，保险公司的寻租竞争正朝着多样化和显性化发展，造成大量政府财政补贴资金的无谓流失。寻租现象也使一些保险公司没有改进管理水平和提高服务质量的激励，影响补贴资金的再分配效率。因此，应加快引入公平有序的竞争机制，建立规范高效的市场运作秩序。同时，要强化保险公司的社会责任意识。政府财政对投保农户提供保费补贴，是国家支农惠农的一项重要政策，经办机构应有高度的社会责任感，不断提高管理水平和服务能力，切实提高保费补贴资金的使用效率，充分发挥支农惠农的作用。

参考文献

[1] 范宝学. 财政惠农补贴政策效应评价及改进对策[J]. 财政研究, 2011, (4): 18-21.

[2] 方伶俐. 中国农业保险需求与补贴问题研究[D]. 华中农业大学, 2008.

- [3] 费清, 江生忠, 丁宁. 技术进步、保险保障与农民收入——基于东中西部地区地级单位的面板 GMM 方法 [J]. 财经理论与实践, 2018, (4): 100-104.
- [4] 冯俭, 张立明, 王向楠. 农业保险需求的影响因素及财政补贴调节效应的元分析 [J]. 宏观经济研究, 2012, (1): 60-66.
- [5] 何小伟, 鹿国柱, 李文中. 政府干预、寻租竞争与农业保险的市场运作——基于江苏省淮安市的调查 [J]. 保险研究, 2014, (8): 36-41.
- [6] 郭颂平, 张伟, 罗向明. 地区经济差距、财政公平与中国政策性农业保险补贴模式选择. 学术研究, 2011, (6): 84-89.
- [7] 李琴英, 崔怡, 陈力朋. 政策性农业保险对农村居民收入的影响——基于 2006-2015 年省级面板数据的实证分析 [J]. 郑州大学学报 (哲学社会科学版), 2018, (5): 72-78.
- [8] 刘从敏, 张祖荣, 李丹. 农业保险财政补贴动因与补贴模式的创新 [J]. 甘肃社会科学, 2016, (1): 94-98.
- [9] 刘伟, 蔡志洲. 完善国民收入分配结构与深化供给侧结构性改革 [J]. 经济研究, 2017, (8): 4-16.
- [10] 彭小兵, 朱江. 农村信贷与农业保险互动的收益分配机制——基于合作博弈 Shapley 值的分析 [J]. 重庆大学学报 (社会科学版), 2019(2): 1-13.
- [11] 施红, 金玉珠. 农业保险稳定农户农业收入风险的效应研究 [C]. 载鹿国柱主编《中国农业保险研究》, 北京: 中国农业出版社, 2014. 96-108.
- [12] 鹿国柱, 李军. 我国农业保险试验的成就、矛盾及出路 [J]. 金融研究, 2003 (9): 88-98.
- [13] 鹿国柱. 略论农业保险的财政补贴 [J]. 经济与管理研究, 2011, (4): 80-85.
- [14] 王克, 何小伟, 肖宇谷, 张峭. 农业保险保障水平的影响因素及提升策略 [J]. 中国农村经济, 2018(7): 34-45.
- [15] 王向楠. 农业贷款、农业保险对农业产出的影响——来自 2004~2009 年中国地级单位的证据 [J]. 中国农村经济, 2011, (10): 44-51.
- [16] 邢鹏, 黄昆. 政策性农业保险保费补贴对政府财政支出和农民收入的模拟分析 [J]. 农业技术经济, 2007, (3): 4-9.
- [17] 徐静, 蔡萌, 岳希明. 政府补贴的收入再分配效应 [J]. 中国社会科学, 2018(10): 39-56.
- [18] 曾玉珍. 政策性农业保险内涵、功能及作用路径的新诠释 [J]. 经济问题, 2011(4): 96-101.
- [19] 张祖荣. 农业保险功用解构: 由农户与政府边界 [J]. 改革, 2012, (5): 132-137.
- [20] 张祖荣. 我国农业保险保费补贴资金使用效果评价: 方法与证据 [J]. 财政研究, 2017, (8): 101-111.
- [21] Kraft Darley. 影响农场决策的一切险农作物保险的微观经济问题. 鹿国柱、李军、皮立波. 国外农业保险: 实践、研究和法规, 西安: 陕西人民出版社, 1996.

- [22] Glauber and Collins.2002.“Crop Insurance, Disaster Assistance, and the Role of the Federal Government in Providing Catastrophic Risk Protection”, *Agricultural Finance Review*, 63(2): 82-103.
- [23] Glauber, J. W. The Growth of the Federal Crop Insurance Program, 1990–2011 , *American Journal of Agricultural Economics*, 2013, 95 (2) : 482-488.
- [24] Goodwin, B.K., 2001, “Problems with market insurance in agriculture”, *American Journal of Agricultural Economics*, 83(3):643-649.
- [25] Kaylen, Loehman and Preckle. Farm-Level Analysis of Agricultural Insurance[J].*Agricultural Systems*, 1989, 30(3): 235-244.
- [26] Keith H. Coble, Barry J. Barnett. Why Do We Subsidize Crop Insurance?, *American Journal of Agricultural Economics*, 2013, 95 (1): 498 - 504.
- [27] Mahul, O., and C. J. Stutley, 2010, “Government Support to Agricultural Insurance: Challenges and Options for Developing Countries”, Washington, D C: The World Bank.
- [28] Miranda and Glauber. Systemic Risk, Reinsurance, and the Failure of Crop Insurance Markets[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79(2): 206-215.
- [29] Vincent H. Smith and Joseph W. Glauber, 2012, “Agricultural Insurance in Developed Countries: Where Have We Been and Where Are We Going?”, *Applied Economic Perspectives & Policy*, 34(3): 363-390.
- [30] Wright B. D. and J. A. Hewitt. All risk Crop insurance: Lessons from theory and experience[C]. California Agricultural Experiment Station, Berkeley.1990.
- [31] Wright B.D and J. D. Hewitt, 1990, “All Risk Crop Insurance: Lessons From Theory and Experience”. Gianni Foundation, California Agricultural Experiment Station, Berkeley.

农户对高保障水平农业保险的支付意愿研究

郭新雅、赵元凤¹

摘要:

目前,中国成为世界第二大农业保险市场,2018年农业保险保费收入达572.65亿元,同比增长19.54%。然而,十多年来财政保费补贴的农业保险保障水平仅限于“物化成本”,已不能适应农业现代化发展的需要。财政部等部委于2018年8月提出要在内蒙古等六省区实施三大主粮的完全成本保险及收入保险试点工作,以进一步提升农业保险保障水平。保障水平的提升意味着保费支付额增加,因此,了解农户对高保障水平农业保险产品的支付意愿,成为农业保险领域的重要课题。本文基于内蒙古252户玉米种植农户的实地调查数据,采用条件价值评估法,运用Heckman两阶段模型,分析了不同特征农户对不同保障水平的农业保险的保费支付意愿及其影响因素。结果表明,主观贫困程度越高的农户越倾向于选择覆盖60%全成本的保障水平;专业化程度和多样化种植水平越低的农户越倾向于选择覆盖全成本的保障水平;受教育程度越高的农户越倾向于选择覆盖产值的保障水平。因此,对于定位高保障水平农业保险的农户类型,合理提高农业保险保障水平,促进高保障水平农业保险试点工作实施,出台符合农户需求的农业保险产品具有重要的参考价值。

关键词: 高保障水平, 农业保险, 支付意愿, Heckman 模型

一、引言

2007年中央财政开始对农业保险实施保费补贴,自实施以来已取得

¹ 郭新雅, 内蒙古农业大学经济管理学院博士研究生; 赵元凤, 内蒙古农业大学经济管理学院教授。[基金项目] 国家自然科学基金项目“奶牛保险的减损效果及对养殖户行为的影响——基于内蒙古奶牛养殖户的实证分析”(71563037); 国家自然科学基金项目“畜牧天气指数保险: 牧户需求、收入效应和行为影响——基于牛羊天气指数保险的准自然实验”(71863082)。

了令人瞩目的成绩。我国农业保险保费收入从 51.8 亿元增长到 417.12 亿元,增长了 7 倍;农业保险的赔付支出从 27.3 亿元增长到 331.98 亿元,增长了 12 倍。

但是,我国当前的农业保险保障水平偏低,2008~2015 年间,保障深度年均下降 4.78%。与发达国家相比,我国农业保险保障水平偏低更加明显,2017 年中国农业保险保障水平研究报告表明:“我国保障水平仅为美国农业保险的 1/8,加拿大的 1/6,处于美国、加拿大上世纪 80 年代的水平。”随着农业生产资料价格的上升,我国农业保险保障水平已不能覆盖“物化成本”,就内蒙古自治区玉米保险的保障水平而言,2016 年旱地玉米保险的保障水平 300 元/亩,不足以弥补其直接物化成本 330 元/亩,而水地玉米保险的保障水平仅占其生产成本的 78.49%,比 2010 年降低约 8%。因此当前保障水平的农业保险难以实现对农户的损失补偿效应和收入保障功能。

2016 年至今,多年中央一号文件均指出要探索开展三大粮食作物的高保障水平保险产品(如全成本保险和收入保险)。因此,开发更高保障水平的农业保险产品,是目前我国农业保险产品创新的着力点。基于此,为了了解农户对高保障水平农业保险产品的需求,本研究基于内蒙古微观农户实地问卷调查数据,分析不同特征农户对高保障水平农业保险的支付意愿及其影响因素,并说明何种特征的农户更偏好于选择何种高保障水平的农业保险。研究结论对科学设置农业保险产品的保障水平,明确判断农业保险产品创新路径有重要参考价值。

二、文献综述

农业保险保障水平是指农业保险为农业产业或农业生产者提供风险保障的程度,有两方面的涵义,从宏观层面是指农业保险能为该区域农业产业发展提供风险保障的程度;从微观层面是指农业保险能为农业或农民提供收入补偿或恢复再生产的保障程度。世界各国农业保险保障水平都经历了由低到高的变化,美国农业保险发展初期,保障水平低成为农户农业保险支付意愿低的重要影响因素(Wright et al., 1994; Coble et al., 1996),随着美国农业保险的发展,其风险保障水平呈稳定上升趋势,由以产量为基础向以收入为基础转变。我国学者从不同角度分析农业保险保障水平偏低问题。李梦莹(2014)和黄延信等(2013)均从农业生产成本角度考量,前者研究发现当前的保障水平与直接物化成本差距大,后者研究表明当前的保障水平已经远远低于农民的实际成本支出。刘峰(2016)从土地经营规模的角度分析,指出保障水平低的后果是不利于农业保险的可持续发展,对经营规模较小农户而言,保障水平偏低会是

的农业保险的保障效果不明显，导致其投保积极性不高；对于大规模经营农户，其投入大、风险高，一旦遭受大灾，面临重大损失，现有保障水平远不能满足其风险保障需求。

国内学者研究发现目前单一水平的风险保障不能满足农户需求。如王尔大等（2010）指出目前单一保障水平的农业保险严重地制约了农户的投保意愿，导致农户对农业保险的需求严重不足，因此设置在 400 元的保险金额下，探讨 75%和 80%的支付意愿水平，研究表明在不同的保障水平下，影响保费支付意愿的因素不同，且在提高保障水平后农户的参保率会提升。王振军（2014）对比传统农业保险和气象指数保险，利用保险免赔率不同，预设了较高的保障水平为 75%~90%，以此分析农户的购买意愿，研究发现提高保障水平可有效提高农户的购买意愿。

国内外学者从不同角度对影响农户支付高保障水平的农业保险保费意愿进行了研究。Serra et al.（2003）认为，农户主观风险态度对其支付意愿会产生重要影响，且大量农户愿意自己承担风险，他们认为农业保险不是最有效的风险管理工具，或认为保险提供的保障水平太低；而对于大量收入不依赖于农业生产的农户来说，他们的支付意愿更低；且随着农户财富的增加，其风险规避程度在减弱，故对保险的支付意愿也会降低。由于主观风险态度在一定程度下的较小弹性，因此对于高保障水平的农业保险，主观风险态度仍然是其重要的影响支付意愿的因素（Zhao Y F et al., 2016）。Goodwin（1993）指出农户对农业保险的支付意愿与其农场的灾损程度有关。于洋等（2011）⁵⁸研究发现近 5 年内自然灾害引起的最大一次经济损失显著影响农户对不同保障水平保险的支付意愿。Ramasubramanian（2015）²¹²研究表明，受教育水平会显著影响农户对农业保险的支付意愿，且随着保障水平的提高，受教育水平对支付意愿的影响会越显著，原因是受教育水平越高的农户风险意识越强，越容易接受使用保险手段来分散风险，同时，若其风险预期较高，则对越高保障水平的农业保险的支付意愿越强。

此外，其他风险规避措施也会影响农户对农业保险产品的支付意愿。Ramasubramanian（2015）¹⁹⁹、Goodwin et al.（1996）、Enjolras et al.（2009）、Zhao Y F et al.（2016）将生产风险规避措施分为事前预防和事后处理，事前措施包括多样化生产、分散耕地位置、非农收入和购买其他保险产品等，事后措施包括使用正规或非正规途径借款或存款、农业生产过程中可控制农业生产风险的要素（如杀虫剂、灭草剂）等投入均会抑制农户对农业保险的支付意愿。但当农业保险的保障水平提高，即农业保险弥补损失、稳定收入的效用增强，则其他风险管理工具的效用减弱，故理论上随着保障水平的不断提高，风险规避措施对高保障水平农业保险

支付意愿的影响不断减弱。

生产经营状况是决定农户对农业保险产品需求的重要影响因素。如 Boyd et al. (2011)、于洋等 (2011)⁶³、王志刚等 (2013) 研究发现, 收入水平、作物种植面积、生产专业化程度等变量会显著影响农户的参保决策。理论上来说越高保障水平意味着支付越高的保费, 因而, 种植规模越大、收入水平越高的农户, 其对高保障水平农业保险支付意愿更强; 前人研究认为生产专业化程度正向影响农户对农业保险的支付意愿, 但是本文从理论及实践发现, 专业化程度越高, 说明其单位成本较低, 且专业化代表规模化、机械化和防灾减损措施均较高, 因而在专业化程度较高的农户中, 自身建设较健全, 发生灾损时应对策略较多, 其对未来损失的预期会较低, 因此, 专业化程度越高的农户对高保障水平农业保险的支付意愿会越低。这是与以往学者不同的理论假设。

纵观国内外学者对农业保险保障水平及其支付意愿的研究成果可知: 前人的研究中对于保障水平的设置是基于一个保险金额下的不同水平; 另一方面, 依据前人的研究成果得出显著影响支付意愿的因素包括: 农户的年龄、受教育程度、务农年限、风险状况、多样化生产、正规和非正规途径贷款、土地规模、生产专业化水平、农业收入占比、家庭纯收入等。

学者对本研究主题的研究内容较为广泛, 成果丰富, 但仍有不足。一方面, 前人通常设置一个保险金额作为高保障水平, 再以保险金额的不同比例来划分不同的高保障水平。但在实践中发现内蒙古东西跨度大, 不同盟市同一作物的成本收益差异大, 因此基于一个保险金额设置的不同高保障水平无法识别不同地区农户的成本收益差距。此外, 以往研究对保障水平的设置停留在两个较高保障水平, 农户可选择的保障水平有限。

因此, 基于以上研究的不足, 本文根据《全国农产品成本收益年鉴》确定高保障水平, 将高保障水平设置为三个档次, 依据不同类型的成本或产值来确定三档保障水平, 其中包含两个高保障水平的成本保险和一个产值保险, 农户可选择的保障水平较多。此外, 使用此方法设置高保障水平, 在问卷调查中方便解释, 农户可以根据问卷设置的保障水平与个人实际成本收益作对比, 从而衡量高保障水平农业保险是否值得购买? 最多花费多少钱购买较合适? 以此得到更接近农户实际支付的数据。

三、理论基础及研究假设

农业保险的支付意愿研究理论主要是基于期望效用理论的最优保险

理论 (Rothschild et al., 1976; Hazell, 1986; Sherrick et al., 2004)。该理论的研究范畴是农户如何选择最优农业保险保障水平。如 Borch (1961) 认为消费者只有在参加保险的效用水平高于未参加保险的效用水平时, 才会选择利用保险来分散风险, 即:

$$u(W - P) \geq \int_0^{\infty} (W - x)f(x)dx$$

其中, 函数 $u(x)$ 为货币额 x 的效用, $f(x)$ 为风险的密度函数, W 为初始财富, P 为保费。

本研究假定农户追求期望效用最大化、风险规避且农户自身会尽量避免风险的发生, 参照 Rothschild et.al. (1976)⁶³⁰⁻⁶³⁸ 的保险需求模型可得: 当农户购买农业保险的期望效用大于等于其不购买农业保险的期望效用时, 农业保险的购买决策发生。假定农户面临两种状态: 风险发生和风险不发生, 在两种状态下的收入分别为 W_1 和 W_2 , 农户初始收入为 W , 假设两种情景: 一是农户不参加保险: 其收入 $Y_0 = \begin{cases} W_1=W, & \text{不发生风险} \\ W_2=W-L, & \text{发生风险} \end{cases}$,

其中, L 为风险发生时的损失程度; 二是农户参加保险: 其收入 $Y_1 = \begin{cases} W_1=W-\alpha_1, & \text{不发生风险} \\ W_2=W-\alpha_1+\alpha_2-L, & \text{发生风险} \end{cases}$, 其中, α_1 为农户缴纳的保费, α_2 为在发生风险时农户获得的赔款, 保险合同可表示为 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$ 。假定农业生产

中发生风险的概率为 p , 则不发生风险的概率为 $1-p$, 且 $0 < p < 1$,

则农户的预期收入为 $\bar{W} = (1-p)W_1 + pW_2$, 假定农户的效用函数为

$v(W)$, 满足 $v' > 0$ 和 $v'' < 0$, 则农户的期望效用为:

$v(p, W_1, W_2) = (1-p)v(W_1) + pv(W_2)$ 。因此农户在不购买农业保险时

的期望效用为: $v(p, 0) = (1-p)v(W) + pv(W-L)$, 购买农业保险的期

望效用为: $v(p, \alpha) = (1-p)v(W-\alpha_1) + pv(W-\alpha_1+\alpha_2-L)$, 因此,

当且仅当 $v(p, \alpha) \geq v(p, 0)$ 时, 即农户购买农业保险的期望效用大于等于其不购买的期望效用时, 农户的农业保险购买决策才会发生。

基于前人的成果, 加入本研究关注的影响因素, 构造如 Rothschild

et.al. (1976)⁶⁴⁴ 的保险购买决策模型:

$$v(q^1, W - P, X, \Pi, \gamma, \omega) \geq v(q^0, W - P, X, \Pi, \gamma, \omega); \varepsilon \quad (1)$$

其中, $v(q^1, W - P, X, \Pi, \gamma, \omega)$ 和 $v(q^0, W - P, X, \Pi, \gamma, \omega)$ 分别是农户购买农业保险和不购买农业保险的期望效用函数, 且 ε_1 和 ε_0 独立同分布。 q^1 和 q^0 表示愿意与不愿意参加保险, X 表示个人及家庭特征变量 (如风险态度、年龄、受教育程度等), Π 表示生产经营状况变量, γ 表示风险规避特征变量, ω 表示贫困因素, ε 表示其他不能观测到的变量。

在明确购买意愿之后, 为识别农户对高保障水平农业保险支付意愿, 本文构造了支付意愿决策模型, 形如 Gustafssonwright et al. (2009), 并在其基础上增添了本研究的影响因素, 形式如下:

$$P = \phi(q^1, q^0, W, X, \Pi, \gamma, \varepsilon) \quad (2)$$

其中, $\phi(\cdot)$ 表示农户在选择农业保险规避其风险时, 愿意为农业保险支付的最高价格。

基于以上理论框架的构建, 本文提出以下假说:

假说 1: 不同特征的农户对高保障水平农业保险的支付意愿不同。在前人研究的基础上, 本文主要考虑受教育程度、风险偏好和主观贫困程度, 即随着受教育程度、风险厌恶程度的提高、贫困程度的降低, 农户对高保障水平农业保险的支付意愿越高。

假说 2: 不同生产经营状况的农户对高保障水平农业保险的支付意愿不同。本文主要考虑玉米种植面积、家庭纯收入、专业化程度、上一期保险赔付及多样化种植程度, 即随着玉米种植面积、家庭纯收入、上一期保险赔付的提高和专业化程度、多样化种植程度的降低, 农户对高保障水平农业保险的支付意愿越高。

四、数据来源及变量描述

(一) 数据来源

内蒙古自治区属于北方春播玉米区, 玉米播种面积、产量均居全国

第 3 位。根据全自治区玉米种植区域分布，课题组于 2017 年 7 月至 9 月针对 6 个盟市农户的生产经营情况和农业保险支付意愿等信息进行了较为系统的调研，调研盟市包括呼伦贝尔市、兴安盟、通辽市、呼和浩特市、包头市、鄂尔多斯市，且分别在每个盟市选取两个旗（县），每个旗（县）选取两个村庄，实地调查并得到 252 份有效问卷。

数据显示，农户年龄分布在 41~50 岁的人最多，平均年龄为 47 岁。户均玉米耕地众数为 20~70 亩，户均玉米种植面积 67.61 亩；耕地流转现象较普遍，流转旱地面积远超过水地面积。农户文化程度以小学和初中居多；专业务农农户较兼业农户多；户均人口约 4 口，约 70% 的农户家庭劳动力人数为 2 人。户均农业总收入为 55068 元，户均玉米种植收入占到农业总收入的 50% 及种植业总收入的 64.93%，如表 1 所示。

表 1 被调查农户基本情况

类型	选项	样本数 (人)	比例 (%)	类型	选项	样本数 (人)	比例 (%)
受访者年龄	30 岁及以下	8	3.17	玉米种植面积 (亩)	20 及以下	30	11.9
	31~40 岁	54	21.43		20~70	139	55.16
	41~50 岁	101	40.08		70~120	46	18.25
	51~60 岁	65	25.79		120~170	18	7.14
	61 岁以上	24	9.53		170 以上	19	7.55
受访者文化程度	小学	100	39.68	家庭纯收入 (万元)	1.16 以下	28	11.11
	初中	119	47.22		1.16~2.99	152	60.32
	高中或中专	28	11.12		3.0~3.99	35	13.89
	大专及以上	5	1.98		4 及以上	37	14.68
农户职业	专业务农	137	54.37	家庭劳动力数	2 人及以下	177	70.24
	兼业	115	45.63		3 人及以上	75	29.76

数据来源：调研数据整理。

（二）变量描述

对于因变量的测量，首先，问卷排除从未购买过农业保险或者 3 年内未购买过农业保险的农户，因为这类农户对于本研究相关的农业保险基本概念从未接触或完全不了解。其次，本文排除了购买过农业保险但对条款完全不了解的农户。第三，在现有保费补贴不变、保险费率不变、农户自缴比例不变的条件下设置保障水平和保费¹。（1）保障水平设置是根据 2016 年《全国农产品成本收益年鉴》中的内蒙古玉米的直接物化成

¹ 具体详见《内蒙古自治区 2017 年农业保险保费补贴实施方案》

本、土地成本、人工成本及产值数据设置，按照不断提高的保险金额设置三个档次的高保障水平，分别为档次一：保障水平覆盖全成本的 60%，其值为 651 元/亩，包含“直接物化成本+土地成本或人工成本”¹；档次二：保障水平覆盖全成本，其值为 915 元/亩，包含“全生产成本=直接物化成本+土地成本+人工成本”；档次三：保障水平覆盖产值，其值为 1028 元/亩。（2）保费设置是使用条件价值评估法（Contingent Valuation Method, CVM）中双界二分选择法，首先根据现有保障水平的保费计算高保障水平保费的中间值，再分别按照增加和减少 60%，在每个保障水平下都设置五个投标值，计算方法如上所述。第四，在以上的基础上询问受访者，主要询问：“在某保障水平下，您是否愿意投保该保险？若愿意购买，您愿意花费多少钱购买？（其中保费的询问使用双向式询问方法）若不愿意购买，则跳到下一保障水平，以此循环，直到结束三个方案为止。”以此来判断其购买意愿和支付意愿。为消除农户的防备心理，本研究将对支付意愿值的选择放在了问卷中间部分，以此获取农户更真实得支付意愿。对变量的描述以及相应的统计分析结果见表 2。

表 2 变量测量与描述性统计

变量分类	变量	测量及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
第一阶段因变量	农户对覆盖 60%全成本的农业保险购买意愿 (w1)	愿意购买=1; 不愿意购买=0	0.82	0.38	0	1
	农户对覆盖全成本的农业保险购买意愿 (w2)	愿意购买=1; 不愿意购买=0	0.76	0.43	0	1
	农户覆盖产值的农业保险购买意愿 (w3)	愿意购买=1; 不愿意购买=0	0.71	0.45	0	1
第二阶段因变量	农户对覆盖 60%全成本的农业保险支付意愿 (Lnwtp1)	Ln (覆盖 60%全成本的保费支出)	2.25	0.42	1.25	2.66
	农户对覆盖全成本的农业保险支付意愿 (Lnwtp2)	Ln (覆盖全成本的保费支出)	2.48	0.49	1.61	2.99
	农户对覆盖产值的农业保险支付意愿 (Lnwtp3)	Ln (覆盖产值的保费支出)	2.59	0.51	1.72	3.11
个人特征	年龄 (岁) (age)	按受访农户实际年龄统计	47.21	9.69	26	72
	受教育程度 (edu)	小学及以下=1; 初中=2; 高中或中专=3; 大	1.74	0.75	0	4

¹ 由于土地成本和人工成本的差异不大，因此将两个成本合二为一进行设置。

		专及以上=4				
务农年限 (year)	按受访农户实际从事农业生产时间统计： <20=1; 20~30=2; 30~40=3; >40=4	2.34	0.95	1	4	
主观贫困程度 (pover)	农户主观判断本人是否贫困：是=1; 否=0	0.12	0.33	0	1	
风险偏好类型 (risk)	参加健康保险、财产保险等的数量：购买数量=2, 代表风险中性, 标记“2”; 购买数量>2, 代表风险规避, 标记“1”; 购买数量<2 风险偏好, 标记“3”	1.91	0.65	1	3	
种植面积 (land)	Ln (2016 实际玉米种植面积)	1.34	0.22	0.33	1.74	
专业化程度 (spe)	2016 年玉米种植收入占农业总收入比重： <25%=1; 25%~50%=2; 50%~75%=3; 75%~100%=4	2.91	1.13	1	4	
生产经营特征	上年农业保险赔付 (claim)	按 2015 年实际理赔金额统计 (元/亩)	37.31	53.77	0	300
	家庭纯收入 (inc)	按 2016 年农民实际消费支出与统计指标核算 (万元): <1.16=1; 1.16~2.16=2; 2.16~3.16=3; 3.16~4.16=4; >4.16=5	2.79	1.19	1	5
	受灾程度 (deg)	2016 年作物受灾程度 (1~10 程度划分)	3.67	2.28	0	10
向银行、信用社贷款 (loan)	2016 年实际贷款数额 (万元)	2.03	3.91	0	30	
是否多样化种植 (div)	种植作物数量大于 2 时, 是=1; 否则=0	0.52	0.5	0	1	

注：变量括号内为其代码。

五、实证分析

(一) 模型构建

由于调查中无法避免样本的选择性偏差, 在利用 OLS 方法进行估计时可能会存在偏误, 因此本文采用考虑选择性偏差的 Heckman 备择模型 (Heckman, 1979), 分两个阶段进行估计。首先, 在第一阶段, 以“是否购买该保障水平保险”作为被解释变量, 用 Probit 对模型进行估计, 以确定农户购买意愿的决定因素, 而在农户发生购买决策时, 其收益不可观测, 即净收益 Y_i^* 为潜在变量, 因此用代理变量 Y_i 近似代表 Y_i^* , 有:

$$Y_i^* = Z_i' \beta + \varepsilon_i$$

其中, $Y_i = 1$ 表示农户购买了某高保障水平的玉米保险,

$Y_i^* = Z_i'\beta + \varepsilon_i > 0$; $Y_i = 0$ 表示农户未购买该保险, $Y_i^* = Z_i'\beta + \varepsilon_i \leq 0$ 。

Z_i 为解释变量组, 包涵(1)式中的 X 、 Π 、 γ 、 ω ; β 为待估参数; ε_i

为随机扰动项。假定 ε_i 服从标准正态分布, 于是 $Y_i = 1$ 的概率为:

$$\text{Prob}(Y_i = 1) = F(Z_i'\beta) = \Phi(Z_i'\beta) = \int_{-\infty}^{Z_i'\beta} \phi(t)dt$$

其中, $\text{Prob}(Y_i = 1)$ 为农户购买某高保障水平玉米保险的概率, 其可由一系列农户的社会统计学变量来解释; $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的概率密度函数和相应的累积分布函数。

其次, 在第二阶段, 以“农户愿意为某保障水平农业保险支付的保费”为因变量, 以第一阶段 Probit 模型估计式中得到的逆米尔比斯比率 (Inverse Mills Ratio) λ , 作为第二阶段修正方程的修正变量, λ 的计算公式为:

$$\lambda_i = \frac{\phi[(Z_i'\beta)/\sigma_0]}{\Phi[(Z_i'\beta)/\sigma_0]}$$

将 λ 作为额外变量以纠正选择性偏差, 构建新的模型:

$$\text{Lnwtp}_i = Z_i'\beta + \lambda_i'\alpha + \mu_i$$

其中, Lnwtp_i 是第 i 农户保费支出的自然对数值; α 为待估参数, μ_i 为误差项。利用 OLS 对上述方程进行估计, λ 的系数在统计水平上显著, 即农户对某保障水平农业保险支付方程中存在样本选择偏差问题, 适合使用 Heckman 两阶段模型进行分析。

(二) 实证分析结果与讨论

Heckman 两阶段模型结果显示, 在一、二、三个档次的高保障水平中, λ 分别在 10%、1%、1% 的统计水平上显著, 所以利用 Heckman 两阶段模型可以矫正数据出现的选择性偏差问题。

第一, 愿意购买高保障水平农业保险的农户数量随着保障水平的提高而降低。其中, 选择档次一保障水平的农户最多, 购买档次二、三保障水平的农户分别居于第二、三 (见表 3)。此外, 不同特征的农户对不

同保障水平保险产品的购买意愿不同（见表 4）。农户的贫困程度特征负向不显著影响其对档次一的购买意愿，但负向显著影响其对档次二和三的购买意愿。即农户贫困与否都愿意选择档次一这类的基本保障水平，但是随着保障水平的提高，其意味着保费的提高，而此时农户考虑到自身贫困，无能力负担保费，因而此时贫困程度显著影响农户对档次二和三的购买意愿，即贫困程度越高，农户对档次二和三保险的购买意愿越低。

表 3 农户对不同高保障水平农业保险的购买意愿

保障水平	总样本数	愿意购买的样本数	占比 (%)
档次一：覆盖全成本的 60%	252	207	82
档次二：覆盖全成本	252	191	76
档次三：覆盖产值	252	179	71

注：占比=愿意购买的样本数/总样本数。

第二，不同特征的农户对不同保障水平农业保险的支付意愿不同（见表 4）。（1）对比档次一和档次二的成本保险，农户的专业化程度和多样化种植显著影响档次二的全成本保险的支付意愿，但对档次一的支付意愿影响不显著，即专业化程度和多样化种植水平越低的农户，倾向选择档次二的全成本保险，这说明，专业化程度降低，一方面会使农户的单位成本相对越高，则其遇到风险后的损失额相对越高，而档次一的保障水平不足以弥补其实际损失，因此，这类农户对全成本保险的支付意愿更强。同理，多样化种植水平越低的农户，代表其风险规避的措施较弱，将鸡蛋放入一个篮子里的结果是一损俱损，因此未来的预期损失越高，农户对较高保障水平保险的支付意愿越强。（2）对比成本保险和档次三的产值保险，农户受教育程度显著影响其对产值保险的支付意愿，但是对成本保险支付意愿的影响不显著，即受教育程度越高的农户越显著倾向于选择产值保险，这说明，受教育程度越高的农户风险意识越强，且对越高保障水平的保险接受程度越大，因而其支付意愿越强。

第三，通过 Heckman 模拟，得到农户在不同保障水平下的农户的支付意愿值（见表 5）。对于档次一、二和三的保障水平，农户的支付意愿水平分别为 9.5 元/亩、11.9 元/亩和 13.3 元/亩。这说明，随着保障水平的提高，农户的支付意愿水平在不断提高，且农户的模拟结果是农户在该保障水平下的最高支付意愿值。

表 4 Heckman 两阶段模型估计结果

变量	档次一：覆盖全成本的 60%		档次二：覆盖全成本		档次三：覆盖产值	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
age	0.0679** (-2.79)	0.0393*** (-5.56)	0.0381* (-2.14)	0.0415*** (-5.4)	0.0335 (-1.95)	0.0438*** (-5.41)
edu	-0.109 (-0.74)	0.0843 (-1.61)	-0.0539 (-0.42)	0.103 (-1.73)	0.056 (-0.44)	0.225** (-3.79)
year	-0.587* (-2.33)	-0.321*** (-3.57)	-0.385 (-1.80)	-0.322** (-3.30)	-0.369 (-1.78)	-0.328** (-3.16)
pover	-0.555 (-1.86)	—	-0.818** (-2.92)	—	-0.955*** (-3.42)	—
land	1.457** (-2.62)	0.859*** (-5.16)	0.831* (-1.96)	0.920*** (-4.88)	0.509 (-1.24)	0.623** (-3.27)
spe	-0.355** (-2.60)	-0.119 (-1.92)	-0.343** (-2.75)	-0.207** (-3.21)	-0.255* (-2.14)	-0.148* (-2.37)
claim	-0.0014 (-0.67)	-0.0003 (-0.47)	-0.0037* (-1.96)	-0.0012 (-1.25)	-0.0029 (-1.59)	-0.0010 (-1.12)
inc	0.0576 (-0.62)	0.0574* (-2.04)	0.0459 (-0.55)	0.0714* (-2.15)	0.0049 (-0.06)	0.0790* (-2.28)
risk	-0.189 (-1.16)	-0.0697 (-1.05)	-0.0341 (-0.24)	-0.0516 (-0.80)	-0.0541 (-0.39)	-0.0214 (-0.31)
deg	0.0871 (-1.7)	-0.0183 (-1.02)	0.0527 (-1.16)	-0.0018 (-0.09)	0.0515 (-1.16)	-0.0104 (-0.49)
loan	0.0771 (-1.59)	-0.0046 (-0.48)	0.0372 (-1.17)	0.011 (-0.96)	0.0623 (-1.92)	0.0131 (-1.07)
div	0.013 (-0.05)	-0.0116 (-0.13)	-0.463 (-1.87)	-0.280* (-2.37)	-0.243 (-1.03)	-0.247* (-2.20)
λ	—	0.802* (-2.35)	—	1.340*** (-4.61)	—	1.059*** (-3.79)
观测数	252	197	252	184	252	173
wald 检验	89.77		75.78		63.40	
Prob > χ^2	0.0000		0.0000		0.0000	

注：括号内为 Z 值；*、**、*** 分别表示变量在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

表 5 农户对高保障水平农业保险的支付意愿值

项目	档次一：	档次二：覆盖	档次三：覆盖
	覆盖全成本的60%	全成本	产值
样本均值	10.257	13.245	14.891
WTP 期望值（样本加权）	10.256	13.221	14.892
Heckamn 模拟	9.423	11.885	13.342

六、结论与政策建议

基于以上分析，本文得出如下结论：首先，随着保障水平的提高，农户的购买意愿下降，其中，愿意购买档次一的农户最多。且不同特征的农户对不同保障水平保险产品的购买意愿不同。农户的主观贫困程度不同对高保障水平的购买意愿不同，主观贫困程度越低的农户越倾向于选择档次二、三保障水平的保险产品。其次，对比档次一、二的全成本保险，专业化程度和多样化种植水平越低的农户，对档次二全成本保险的支付意愿越强；第三，对比成本保险和档次三的产值保险，受教育程度越高的农户，对产值保险的支付意愿越强。最后，Heckman 模拟农户的支付意愿值为，对于档次一、二和三的保障水平，农户的支付意愿值分别为 9.5 元/亩、11.9 元/亩和 13.3 元/亩。

因此，为进一步完善农业保险市场的保障机制，明确农业保险产品的创新路径，本文提供三种高保障水平的玉米保险探寻农户的需求，为将农户的潜在需求转化为实际需求，本文提出以下建议：

第一，为不同特征的农户提供不同保障水平的保险产品。新类型保险供给初期会出现有效需求不足的情况，因此确定目标农户，为将高保障水平农业保险产品更多的潜在需求农户变为有效需求农户提供条件。首先，覆盖 60%全成本保障水平的目标群体定位为玉米种植面积 40 亩以下、玉米种植业收入占家庭纯收入比重低于 50%、主观贫困程度较高的农户；其次，覆盖全成本保障水平的目标群体定位为玉米种植面积 70 亩以下、玉米种植业收入占家庭纯收入比重低于 60%、家庭纯收入高于 2.5 万元的非主观贫困户；最后，覆盖产值保障水平的目标群体定位为玉米种植面积 70 亩以上、玉米种植业收入占家庭纯收入比重高于 60%、受教育程度在高中及以上水平、家庭纯收入高于 2.5 万元的非主观贫困户。

第二，高保障水平农业保险保费的设置需基于农户的最高支付意愿值合理厘定。本文所得到的支付意愿值是农户在计算完个人成本收益之后所做的选择，若高于此值，农户则放弃利用保险产品去分散风险，其

会导致保险覆盖率不足,无法满足保险的大数法则,不利于该保险的可持续发展。因此在设置费率过程中,需考虑各政府部门分摊保费之后是否仍然超过农户的最高支付意愿值。

第三,设置高保障水平农业保险有两个重要前提:一是农业发展到一定阶段,使得农民风险意识增强,愿意用保险手段分散风险,且农民的收入达到一定高度,对保费偏高的保险仍具有支付能力;二是风险区划和精细化费率厘定,随着保障水平的提高,农户发生道德风险和逆向选择的可能性越大,若不能进行真正的精细化费率,高保障水平农业保险很难可持续发展。综上所述,实践说明提高保障水平迫在眉睫,而理论警示仍需谨慎进行。

参考文献

- [1] 黄延信,李伟毅.加快制度创新 推进农业保险可持续发展[J].农业经济问题,2013,34(02):4-9.
- [2] 李梦莹.我国种植业保险发展的成效及问题探讨[D].西南财经大学,2014.
- [3] 刘峰.农业保险的转型升级[J].中国金融,2016(8):56-58.
- [4] 王尔大,于洋.农户多保障水平下的作物保险支付意愿分析[J].农业经济问题,2010(7):61-69.
- [5] 王振军.不同保险方式下农户购买农业保险的意愿分析——陇东黄土高原区 524 户农户问卷调查[J].兰州大学学报(社会科学版),2014,42(2):132-138.
- [6] 王志刚,黄圣男,钱成济.纯收入、保费补贴与逆向选择对农户参与作物保险决策的影响研究——基于黑龙江和辽宁两省的问卷调查[J].中国软科学,2013(6):30-38.
- [7] 于洋,王尔大.多保障水平下农户的农业保险支付意愿——基于辽宁省盘山县水稻保险的实证分析[J].中国农村观察,2011(5):55-68.
- [8] Boyd M, Pai J, Qiao Z, et al. Factors affecting crop insurance purchases in China: the Inner Mongolia region[J]. China Agricultural Economic Review, 2011, 3(4):441-450.
- [9] Coble K H, Knight T O, Pope R D, et al. Modeling Farm-Level Crop Insurance Demand with Panel Data[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1996, 78(2):439-447.
- [10] Enjolras G, Kast R, Sentis P. Diversification in Area-Yield Crop Insurance: The Multi Linear Additive Model[J]. Working Papers, 2009.
- [11] Goodwin B.K. An Empirical Analysis of the Demand for Multiple Peril Crop Insurance[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1993, 75(2):425-434.
- [12] Goodwin B K, Smith V H. Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1996, 78(2):428-438.
- [13] Gustafssonwright E, Asfaw A, Gaag J V D. Willingness to pay for

health insurance: an analysis of the potential market for new low-cost health insurance products in Namibia.[J]. *Social Science & Medicine*, 2009, 69(9):1351-1359.

[14] Freshwater D, Trechter D, Hazell P, et al. *Crop insurance for agricultural development : issues and experience*[M]. Published for the International Food Policy Research Institute, 1986.

[15] Heckman J J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. *Econometrica*, 1979, 47(1):153-161.

[16] Ramasubramanian J A . Demand and impact of crop microinsurance in India[J]. *Economics Phd Theses*, 2015.

[17] Karl Borch. The Utility Concept Applied to the Theory of Insurance[J]. *Astin Bulletin the Journal of the Iaa*, 1961, 1(5):245-255.

[18] Rothschild M, Stiglitz J. Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay On The Economics of Imperfect Information[J]. *Uncertainty in Economics*, 1976, 90(4):629-649.

[19] Serra T, Goodwin B K, Featherstone A M. Modeling changes in the U.S. demand for crop insurance during the 1990s[J]. *Agricultural Finance Review*, 2003, 63(2):109-125.

[20] Sherrick B J, Barry P J, Ellinger P N, et al. Factors Influencing Farmers' Crop Insurance Decisions[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2004, 86(1):103-114.

[21] Wright B D, Hewitt J A. All-Risk Crop Insurance: Lessons from Theory and Experience[M]// *Economics of Agricultural Crop Insurance: Theory and Evidence*. 1994.

[22] Zhao Y F, Chai Z, Delgado M S, et al. An empirical analysis of the effect of crop insurance on farmers' income: Results from inner Mongolia in China[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2016, 8(2):299-313.

Zhao Y F , Chai Z H , Delgado M S , et al. A test on adverse selection of farmers in crop insurance: Results from Inner Mongolia, China[J]. *Journal of Integrative Agriculture*, 2017, 16(2):478-485.

后记

2019年4月19日,由北京大学中国保险与社会保障研究中心(CCISSR)举办的第十六届“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“重要战略机遇期——契机与挑战”。

在上午大会的“主旨演讲”阶段,第十三届全国人大常委、全国人大常委会建设委员会副主任委员、清华大学公共管理学院院长江小涓以“服务经济时代的竞争与发展”为题,中国社会保险学会会长胡晓义以“关于中国的个人养老金制度”为题,北京大学经济学院院长中国银保监会公司治理监管部主任刘峰以“把握契机,直面挑战,持续提升保险机构公司治理监管有效性”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“把握重要战略机遇期,实现保险业高质量发展”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,中国人民财产保险公司原监事长王和以“推动保险型社会建设,助力社会治理现代化”为题,中国保险资产管理业协会执行副会长曹德云以“发挥保险资金优势,服务国家重大战略”为题,慕尼黑再保险集团大中华区副首席执行官常青以“支持中资险企国际化进程,服务‘一带一路’倡议”为题,北京大学经济学院风险管理与保险学系主任郑伟以“人口、经济与养老保险”为题,围绕中国在重要战略机遇期面临的契机与挑战、保险业服务国家重大战略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。

当日下午,北大赛瑟(CCISSR)论坛专题学术研讨会举行。来自高等院校、科研院所和业界的三十余篇入选论文的作者分别在六场学术研讨会上宣读了自己的论文,并就相关问题同与会者进行了交流和讨论。在论坛总结会上,北大CCISSR副秘书长朱南军副教授宣布了本届论坛优秀论文的评选结果,并代表论坛主办方向获奖作者颁奖。

为了让更多的同仁分享2019年第十六届“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”已经成功举行了十六届,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（CGISSR）论坛”能够不辱使命，越办越好！

北大赛瑟（CGISSR）论坛组委会

2019年6月18日于北京