



改革开放再出发：戊戌的眺望

**CCISSR**  
北大赛瑟(CCISBR)论坛文集·2018

北京大学中国保险与  
社会保障研究中心(CCISSR) 编

**书 名：**改革开放再出发：戊戌的眺望  
——北大赛瑟（CCISSR）论坛文集·2018

**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：**2018 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 (2017-2018 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  
永诚财产保险股份有限公司  
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  
中国人寿养老保险股份有限公司  
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  
现代财产保险 (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

## 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。中心成立十五年来，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

第十五届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”于 2018 年 4 月 20 日在北京大学召开。本届论坛的主题是“改革开放再出发：戊戌的眺望”。来自国内外的学界、政界和业界的专家、学者在论坛上发表了精彩的演讲，数十位论文入选作者和与会者分享了自己的研究成果。

本书收录了大会主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 改革开放再出发：戊戌的眺望

- 抚今追昔，开创中国社会保障的未来·····胡晓义  
追求社会价值是新时代企业家精神的特征·····王梓木  
在进一步解放思想中深化改革·····孙祁祥  
保险扶贫的理论与实践·····郑伟  
关于保险扶贫的三点思考·····陈东辉  
发挥商业健康保险的作用，打好新时代精准脱贫攻坚战·····宋福兴  
审慎监管如何助力保险扶贫攻坚战·····赵宇龙

## 2 老龄化与健康保险

- 提高法定退休年龄对我国失业率影响的实证分析·····刘婷婷、刘钧  
机关事业单位统筹账户养老金过渡期各年的财政负担·····杨再贵、张璐  
“新农保”对农村老年居民健康影响的实证研究  
——基于断点回归设计·····陈华、张哲元  
医药分开改革的政策效果：基于医疗保险报销数据的经验分析  
·····陈醉、宋泽、张川川  
医疗保险、健康异质性与精准脱贫  
——基于资产的贫困脆弱性视角·····刘子宁、郑伟、贾若、景鹏  
医疗保险对老年人的健康效应研究  
——来自新农合的经验证据·····周新发、陈璐、白薇

## 3 保险监管与政策

- 保险创新统计与评价指标体系构建研究  
——以宁波国家保险创新综合试验区为视角  
·····白云、傅镇和、姜政一、夏民程、徐明、滕帆、王培  
基于委托代理视角的职业年金治理结构研究·····陈姍  
保险公司经营指数测算研究——基于面板数据的层次因子分析

.....郭钟亮、王绪瑾  
 农业保险经营模式探讨暨中美农业保险经营效率比较分析.....吕岩  
 不同投资策略下寿险公司市场风险最低资本的计量  
 ——基于“偿二代”监管标准法和内部模型.....郑苏晋、李炜

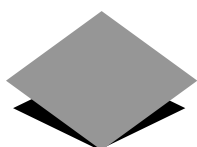
## 4 保险公司风险管理

全面风险管理对人身保险公司经营效率的影响.....杜霞  
 利用 P2P 保险减轻道德风险.....范宸、陈秉正  
 市场竞争对保险公司风险承担的影响.....刘冬姣、黄星刚  
 P2P 保险的道德风险问题研究.....杨超、杨天禹、陈秉正

## 5 保险与经济发展

保险周期的成因——基于面板数据的实证分析.....王云龙  
 养老保险缴费率对企业创新投入的影响  
 ——基于中小板和创业板的实证分析.....吕学静、何子冕  
 公共部门的养老与教育支出对人力资本及经济增长的影响机制研究  
 ——基于 OLG 模型的一般均衡分析及经验证据.....秦雪征、耿峰  
 保险发展、金融发展与经济增长  
 ——基于省级数据的 PVAR 模型分析.....孙武军、李政  
 医疗保险制度与中国经济增长——理论分析与数值模拟.....郑莉莉  
 保险发展与经济增长的非线性关系  
 ——基于门限效应模型的实证研究.....周倩

后记



*1*

---

**改革开放再出发：  
戊戌的眺望**

# 抚今追昔，开创中国社会保障的未来

胡晓义<sup>1</sup>

改革开放四十年以来，我国社会保障制度改革的历程可以分为三个阶段。第一个阶段是计划经济时期的社会保障探索阶段，这一阶段围绕劳动保险制度为核心建立制度架构。第二阶段以改革开放为标志，社会保险制度应运而生。而本世纪初，以十六大为标志进入第三阶段，这一阶段以城乡统筹、全面覆盖为特征。

回顾我国社会保障的发展可谓突飞猛进，以下五个方面表现尤为突出。首先，我国构建了比较完整的社会保险体系框架，包括新农保、新农合、医疗救助、低保制度、改革机关事业单位的养老制度在内的各项制度逐步健全。以企业年金、职业年金、大病保险为代表的第二支柱不断发展。其次，我国社会保险覆盖人口大幅增长，已经成为当今覆盖人口最多的体系。能够在短短二十年内建成这一规模是前所未有的。第三，我国社会保险保障水平持续提高。第四，我国社会保障基金的实力不断增强。2017年，人社部管理的五项社会保险基金总收入达到66400亿，累计结余76000亿，为社会保障制度的持续发展奠定了物质基础。第五，我国社会保障公共服务体系初步建成。社会保险的经办机构深入社区、村镇。在全国联网社会保险数据库中包含14亿人的数据。社会保障卡发行超过11亿张，逐步实现即时结算、异地接续和异地就医结算。

我国的社会保障体系取得了惊人成就，是改革开放的重大成果。在14亿人口的大国能够实现这样的成就，必定有符合事物发展的内在原因，也有我国独特的经验。这些经验可以总结为以下四点。

首先，成功得益于坚定的政治决心。有关社会保障的党的文件的论述，对于社会保障的地位和定位是不断发展变化的，理念也不断提

---

<sup>1</sup> 胡晓义，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。



升。十九大从带领人民创造美好生活，提高人民的获得感、幸福感的愿景的高度提出发展社会保障体系。实现成就是政府高层的坚定意愿与执行层的追求卓越共同作用的结果。

其次，成功得益于突出重点循序渐进的策略。地广人多、百事待举是我国的客观条件，推进社会保障体系建设，我国以问题为导向，先急后缓，抓住各阶段发展的重点，解决突出问题。从无到有，逐项建立制度；从小到大，覆盖率逐步提高；从低到高，保障水平稳步提高。在发展的同时，逐步推进顶层设计和法律框架。

第三，成功得益于妥善应对危机。社会经济的动荡危机也常常推动社会保障体系的超常发展。内在原因在于危机时期人们对于公平、正义，以及基本生活保障的渴望更加强烈。我国稳妥度过了 20 世纪 90 年代末的亚洲金融风暴，以及 2008 年的全球金融危机，并把握机会完善我国的社会保障体系。

第四，成功得益于与世界同行的发展眼光。改革是前进的动力，而开放拓展了眼界。我们从计划经济体系时期单纯学习苏联模式，到改革开放以来，以更加包容的眼光观察世界，逐步跳出计划经济的局限。而这一时期，国际上社会保障也在发生变化，从智利模式的兴起、瑞典个人账户私人养老金的模式的形成、美国医改方案的反复、社会保障管理从分散向统一的整合，到新技术的运用，我们观察得更加广泛而深刻，达到知其然，也知其所以然的深度。

十九大报告提出“按照兜底线、织密网、建机制的要求，全面建成覆盖全民、城乡统筹、权责清晰、保障适度、可持续的多层次社会保障体系”。到 2035 年之前，社会保障建设的十项任务可概括为“公平可及、老有所养、病有所医、弱有所扶、高位整合、让钱生钱、三足鼎立、虑近谋远、坚守红线、依法施政”。发展社会保障体系必须坚持以人民为中心，通过政府、产业界、学界、社会组织成员等多方共同合作达成。

# 追求社会价值是新时代企业家精神的特征

王梓木<sup>1</sup>

今天演讲的内容主要是探索新时代企业家的核心和特征，包含三个内容：新时代的企业家应当追求企业社会价值最大化；“社会企业”和“社会企业家”在全球的演进；在中国提倡社会企业家精神正逢其时。

首先，新时代的企业家应当追求企业社会价值最大化，而不只是商业价值的最大化。一方面，企业家的社会职责不仅是创造社会财富，还要推动社会进步。社会企业家在追求商业价值的基础上向追求社会价值转变，是企业家精神的进步和企业内涵的升华，也是我们这一代企业家的历史责任。另一方面，企业的存在，不仅仅在于其商业价值，还包括广泛的社会价值。一个不会赚钱的企业不是一个好企业，一个只会赚钱的企业也不是一个优秀的企业。从企业的成长史来看，企业的商业价值和社会价值始终存在。优秀企业要主动追求企业的社会价值最大化，努力担负起社会责任，并且不断赋予其广泛和新鲜的内容，当前包括提供就业机会、开发创业平台、拥抱科技革命、推动节能环保、促进环境友好、拓展绿色金融、大力扶贫济困、实现各类人群的平等发展与社会共同进步。

其次，从“社会企业”和“社会企业家”的演进来看，社会企业在中国还是一个新鲜事物，社会企业家的概念也是在近几年才被少部分人所了解，不管从理论、法律还是实践上来看，我国都处于起步阶段。与社会企业家相关联的一个概念叫做社会影响力投资，它是以社会责任为宗旨，同时也是基于长远价值的投资。在海外，截至 2015 年底，全球共有 23 万亿美元的影响力投资，这其中美国占了三分之一约 8 万亿，而 8 万亿美元几乎占美国全国管理资产总额的 20%。在中国，

---

<sup>1</sup> 王梓木，华泰保险集团股份有限公司董事长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

社会影响力投资尚处于萌芽和刚刚兴起的阶段，绿色产业、绿色金融（包括绿色保险、绿色证券、赤道银行）等都可以算是影响力投资。影响力投资不仅具有社会价值，并且具有很深厚的商业价值，它通过企业的远期利润和品牌效益，使企业被更多的人民大众所信赖，从而走向更大的成功。

保险公司天然具有社会公益性的色彩，更适合影响力投资。结合新时期我国社会的主要矛盾，保险应该满足人们在追求美好生活的过程中，为社会的平衡发展和充分发展贡献力量的愿望。保险无论在风险保障还是财富管理上都可以更好地发挥这一功能，这是我们这一代保险人的社会责任和共同使命。

最后，我想说，如今在中国提倡社会企业家精神正逢其时。一方面，弘扬社会企业家精神是新时代的要求，这不仅是响应党的号召，也是为了迎接当今新技术革命带来的挑战。在互联网、大数据、人工智能、区块链等新技术革命到来的时期，企业家面临着前所未有的挑战，这其中也蕴含着极大的社会商机，产品和服务的潜在社会价值凸显。那些曾被短期市场导向的企业视为不利的因素，对社会企业家或许是一种新的成长机遇。这就需要将弘扬社会企业家精神、倡导企业家承担社会责任提升到更加重要的地位，这不仅是企业家精神文明的进步，也是科技和生产力的发展到新时代的要求。

另一方面，追求企业社会价值，正在变成多数企业家的自觉。现代社会的价值创造，已经不是简单地着眼于经济利益的获得，而是推动社会进步所需的一切价值创造。中国正在有越来越多的社会企业家涌现出来，主动承担各种社会责任，走在时代的前列。对于他们创办的企业而言，做任何一项事业，首先想到的是通过企业的产品、服务以及公益事业为社会创造更大的社会价值。

社会企业家作为社会价值的创造者，必将成为推动中国社会进步的一股强大力量。为此，我们倡导更多的企业家加入社会企业家行列，创造社会价值，推动社会进步，搭建创业平台，创造就业岗位，推动影响力投资，为我国全面建成小康社会和实现中华民族伟大复兴做出社会企业家们应有的贡献。

# 在进一步解放思想中深化改革

孙祁祥<sup>1</sup>

中国改革开放产生的巨变是人类历史上的奇迹，是全体中国人民在中国共产党的领导下，在思想不断解放的前提下，不断探索中国特色社会主义发展之路的结果。进入新时代，继续解放思想、推进改革全面深化，也已经成为全党全社会的共识。

党的“十九大”报告强调，全党要“解放思想、实事求是、与时俱进、求真务实”；习近平总书记在2018年1月23日中央全面深化改革领导小组第二次会议上的讲话提到“要弘扬改革创新精神，推动思想再解放、改革再深入、工作再抓实，凝聚起全面深化改革的强大力量，在新起点上实现新突破”；2018年的政府工作报告提出，“在新的历史起点上，思想要再解放，改革要再深化，开放要再扩大”。面对复杂多变的外部形势和我国经济社会发展面临的各种约束条件，在历史的新起点上如何进一步解放思想，需要就一些重要问题做出深入思考。首先，厘清思想解放的内涵。思想解放，顾名思义，是允许人的意识和思维活动自由发展。历史唯物主义认为，社会存在决定社会意识。意识是人脑对大脑内外表象的觉察；而“思想”是指人们对反映在人的意识中的客观存在、经过大脑思维活动而产生的结果。既然思考、思想是人类对“社会存在”做出反映，进行思维活动的结果，是人类与生俱来的东西，那为什么还要大谈特谈思想解放呢？因为这有“内因”和“外因”两个可能的束缚。

内因来自于人类本身的思维特性。认知心理学告诉我们，人们在认识世界的过程中，往往会产生一些认知偏差，使得人们会有惯性思维、主观偏见等，这是主观的东西，是内因。客观环境和条件的束缚，比如说社会环境对思考的禁锢，这是客观的东西，是外因。

---

<sup>1</sup> 孙祁祥，北京大学经济学院院长、CCISSR主任。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

纵观世界历史，人类社会的进步，总是由思想解放引领的，而这种思想解放正是在冲破了惯性思维、主观偏见和习惯势力等内外因对思想的束缚而产生的。思想解放的核心本质是不固守成见，用实事求是的观点去观察分析现实，打破阻碍或束缚人们准确认识客观现实的各种藩篱，使思想和实际相符合、使主观和客观相一致的活动。

其次，理解中国改革开放以来思想解放的脉络。中国四十年的改革开放史就是一部思想解放史。因为破除了“个人崇拜”、“计划经济崇拜”、“所有制崇拜”等思想禁锢，确立了真理检验标准，确立了社会主义市场经济体制目标，确立了“公有制为主体、多种所有制经济共同发展”的基本经济制度，才有了我们今天改革开放的巨大成就。在中国特色社会主义进入新时代后，我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。这种不平衡不充分，突出体现在“城乡分割”、“东优西劣”和“人口控制”这三种思维定势上。所幸我们正在冲破这些思维定势，实现城乡之间人的统筹发展、东中西之间区域的协调发展、以及当下与未来的人口均衡发展。

再次，把握进一步解放思想的思路 and 方向。我们可以从三个维度来看这个问题。第一，从理论与实践的关系来看，中国特色社会主义道路已经明确，急需系统的中国理论体系支撑。在过去长期实行的计划经济时代和改革开放以后的社会主义市场经济体系下，我们更多地是从苏联理论体系和西方理论体系中寻找发展、改革的答案，缺乏我们自己的系统理论体系。但是，没有一个发达国家，有中国这样庞大的人口基数；没有一个发达国家，有历经五千年的文明传承；也没有一个发达国家，经历过中国特殊的经济体制演进过程。如何在从学习人类一切优秀成果的基础上建立起指导中国特色社会主义道路的学科体系、理论体系及话语体系，无疑需要更开放的视角、更宏大的格局，因此需要进一步解放思想。第二，从改革的现实背景来看，中国经济发展至今，人们的生活水平得大到了极大的提升，“边际幸福感”和“边际改革热情”在下降，而“边际利益诉求”和“边际焦虑感”在不断攀升。改革已进入深水区，面临的问题和挑战、发展的约束条件以及改革的任务与改革之初相比已经有了很大的不同，因此，需要我们破除旧的思维、进一步解放思想。第三，从开放的国际形势来看，世界格局的变动、全球治理体系的改革、中国在世界经济体系中地位和作用的变化，都要求我们与时俱进，解放思想，构建新的国际政治、国际经济、国际贸易等理论来指导不断变化的实践。

需要强调的是，思想解放是有标准、有底线的，这个标准和底线就是“实事求是”。中国过去四十年、乃至更长的历史证明，中国只有走中国特色的社会主义道路，才能实现中华民族的伟大复兴。也就是说，我们既不能走封闭僵化的老路，更不能走改旗易帜的邪路。我们要走的道路，是在“实事求是”、思想解放的旗帜下，积极改革开放之路。

因时间关系，我只能把我对思想解放的一些不成熟的思考和各位做一些简要分享，说的不对的地方请大家批评指正，谢谢！

# 保险扶贫的理论与实践

郑伟<sup>1</sup>

今天，想就“保险扶贫的理论与实践”这一主题，从五个方面向大家做汇报交流。

第一，保险扶贫的政策与体系。保险机制（包括再保险、新型风险转移）在脱贫攻坚中能否以及如何发挥作用，对此社会各界远未形成共识，保险扶贫试点案例及其推广也面临诸多挑战。中国扶贫开发历程中最近的相关政策有《中共中央国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》和《关于做好保险业助推脱贫攻坚工作的意见》等。在过去几年的探索中，中国初步建立保障、增信和融资三个支柱的保险扶贫体系。

第二，保险扶贫理论。与财政补助、社会保险和民政救助相比，保险在某些方面有自己的一些优势，能够提高扶贫对象的精准性以及放大财政扶贫资金使用效益等。在保险扶贫理论分析的部分，我们建立了资产积累模型，揭示保险保障在助推脱贫和守住脱贫成果中发挥的作用。保险对家庭贫困脆弱性的影响取决于“保险的损失补偿效应”与“保费的资产侵蚀效应”的强弱。数值模拟结果显示，对于“贫困家庭”，保费通常由政府全额补贴，因此保险能够降低其贫困脆弱性，助推脱贫；对于资产相对较少的“边缘脱贫家庭”，支付全额保费会提高其贫困脆弱性；对于资产相对较多的“稳定脱贫家庭”，即使支付全额保费，保险依然可以降低其贫困脆弱性。在政策讨论部分，我们分析了保费补贴、降成本、保险保障水平和不同保险机制（比例保险机制、免赔保险机制）对保险减贫效果的影响。

第三，保险扶贫的实证分析。我们利用 CHARLS（2011，2013，2015）数据库的微观数据发现，医疗保险能够降低贫困脆弱性，但减贫效果

---

<sup>1</sup> 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。

需要较长时期的积累才能显现，较短期间的减贫效果不显著。同时，提高医疗保险保障水平对不同健康状况群体的贫困脆弱性的影响存在差异。对于健康状况差的群体，提高保障水平能显著降低其贫困脆弱性；对于健康状况较好的群体，提高保障水平的减贫效果不显著。

第四，保险扶贫的案例分析。我们发现保险扶贫项目要想取得成功，至少需要具备三个条件。需求方面，地方政府要有风险和保险意识，认识到保险在化解致贫返贫风险上的独特优势，将保险作为脱贫攻坚的有效工具。供给方面，保险机构应当积极响应地方脱贫需求，通过产品创新和服务创新为地方扶贫痛点提供解决方案，并具备相应的承保能力和承保技术。合作方面，地方政府与保险机构应当创新合作模式，比如联办共保、合署办公等，为保险扶贫工作顺利开展提供制度保障。此外，依托某个特色载体来激发贫困人口的内生发展动力可以放大保险扶贫效果，政府各部门之间、保险机构和其他金融机构的多方协同发力有助于实现保险扶贫可持续发展。

第五，保险扶贫的几点观察。第一，保险在脱贫攻坚中可以发挥保障、增信和融资三个方面的作用，但社会对保险扶贫作用的认识有待进一步提高；第二，保险能否降低贫困脆弱性由“保险的损失补偿效应”与“保费的资产侵蚀效应”共同决定，保险扶贫的效果取决于被保险人的经济状况与风险状况、保险产品的设计以及政策支持力度和精准度；第三，健康保险和农业保险直接有效地应对了“疾病”与“灾害”两个最主要的贫困诱因，但现有保险扶贫案例的推广复制还需要克服很多困难；第四，保险扶贫具有显著的正外部性，内化保险扶贫项目的外部性有助于改善其商业可持续性；第五，针对“边缘贫困户”和“后脱贫时代”的制度顶层设计亟待完善。

我们这个研究和调研得到很多机构的大力支持，我们的研究报告已经作为瑞再研究院风险对话系列的报告公开发布。谢谢大家！



# 关于保险扶贫的三点思考

陈东辉<sup>1</sup>

各位教授，各位业内同行大家上午好，非常高兴能够来这次论坛学习。实际上，保险扶贫在中国是一个新课题，在国际上也是一个新的尝试。今天和大家做这个报告，主要分享我关于保险扶贫的三个观点。

第一个观点是要正确认识保险扶贫。保险扶贫不是脱贫的充分条件，却是脱贫的必要条件，我们既要认识保险扶贫的重要性，又不能夸大保险在扶贫中扮演的角色。为什么说保险扶贫不是脱贫的充分条件？因为保险不是公益，我们不能单独依靠保险来使贫困群体脱离贫困。我们在参加很多行业的讨论时，无意当中有时候就模糊了保险跟精准扶贫这两个概念，好像二者合一了，我们需要把概念理清楚。为什么说保险扶贫是脱贫的必要条件？因为没有保险，脱贫的效果是不可持续的。对贫困群体和刚刚脱离贫困的群体而言，依然面临较大的陷贫风险，没有保险护航，脱贫成果就不能得到有效的保障。因此，在2020年的扶贫目标达到后，实际上保险更有发挥的空间。现在识别贫困主要是通过居民的收入指标等各方面的指标，我在这里呼吁要加上保险指标。保险是应对这些冲击的主要工具，有必要把保险作为脱贫量化评估指标中的一个重要指标，检验脱贫效果的可持续性。

第二个观点，我们认为保险扶贫的着力点应旨在帮助农户恢复生产能力，也就是保障贫困群体的造血能力。通过阶段的研究和案例分析，我们初步做了一个思考，通过巨灾保险控制灾害的风险，对造血过程进行保障，可以帮助农业尽快恢复再生产的能力，我们认为这都是保险在扶贫的用武之地。在这个方面特别要提一下农业保险，也就

---

<sup>1</sup> 陈东辉，瑞士再保险公司中国区总裁。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

是说我们观察到，目前的农业保险没有起到帮助农业尽快恢复生产和再生产能力的作用，现在农业保险只保成本，不能保收入。借这个论坛的机会，我们呼吁对于农业保险的研究，我们是否能从原来广覆盖、低保障的保险逐渐过渡到帮助农民恢复再生产能力的收入保险。

第三个观点是关于保险扶贫过程中的难点。保险扶贫的难点在于风险分散，但在扶贫过程当中，我们所设计的保险产品会遇到困难。贫困地区风险高，任何风险分散的机制都很难满足。给大家举个例子，瑞士再保险协助设计了黑龙江 28 个国家级贫困县的指数保险，这对于大数法则是一个很大的挑战，在这样一个局部的区域，这么严重的灾害，这么有限的的数据，我们要进行产品设计，把风险分散出来，这个挑战非常高，如果大家去读我们的报告，里面会有一些经验。这种问题怎么解决？第一，把贫困群体的风险放在更大的池子里。比如，只针对黑龙江 28 个贫困县的保险产品道德风险太高，但如果把保险产品面向黑龙江全省就可以较好地分散风险。类似的，我们经常看到有对口扶贫和人力的支持，未来能不能通过保险来进行支持，也就是发达地区出钱给贫困地区买个保险，这是解决风险分散的一个初衷；第二，利用科技，使数据更加透明，黑龙江的案例使用了卫星遥感技术，避免了挨家挨户收集数据，也避免了数据的不科学性。通过科技的手段避免风险所面临的波动性和不满足风险分散机制的特征，解决数据量的问题和风险的波动性，给我们提供了一个很好的思路和新的机会。

保险扶贫是一个新的领域，以上三个观点只是初探，希望和大家一起交流。

# 发挥商业健康保险的作用，打好新时代 精准脱贫攻坚战

宋福兴<sup>1</sup>

健康扶贫是脱贫攻坚战中的一场重要战役，事关群众切身利益，事关脱贫攻坚大局，只有建立长期的政策和制度，才能使因病致贫、返贫的贫困人口不断减少，推动全面建成小康社会目标的顺利实现。

首先，商业健康保险在国家脱贫攻坚战中发挥着日益重要的作用。商业健康保险本身就是一个扶危济困的行业，有着独特的体制机制优势，能真正解决老百姓的健康问题，实现“病有所医、老有所养、贫有所助、难有所帮”。商业保险有以下功能：第一，能够发挥支付方功能，将产业链条延伸到医院、药店、护理、养老等各个领域，助推区域医疗产业发展，提升医疗资源的供给能力；第二，能够发挥专业化的保障服务功能，实现“社保”和“商保”的无缝连接，满足基本医保之外更高层次的健康保障需求；第三，能够发挥社会管理功能，提高医保体系的运行效率，推动政府职能转变，提升社会治理水平。

其次，要坚持“健康保险+健康管理”相结合，建立解决因病致贫、返贫的长效机制，可以从以下四个方面着手。第一，坚持预防为主方针，积极参与贫困地区公共卫生防控工作。充分利用健康保险与健康管理的天然联系，通过健康生活指导、健康咨询、高发疾病筛查等服务，使重大传染病和地方病得到控制，从根本上改善人民群众的健康状况。充分利用现代科技，加快发展“互联网+医疗健康”。推进商业保险机构与医保机构、医疗机构之间的数据互联互通，为贫困人口建立电子健康档案。

第二，以国家医疗保障局成立为契机，建立全国统一的基本医疗保险制度。要尽快推动城乡居民和城镇职工基本医保制度的整合，制

---

<sup>1</sup>宋福兴，中国人民健康保险公司总裁。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

定全国统一的服务范围、筹资标准、保障标准，解决当前不同群体和不同区域的保障水平差距问题，真正实现基本医保的全民覆盖、公平享受。

第三，推进社保和商保协同互补、无缝链接，提高困难群众的保障水平。单纯依靠基本医保，不可能解决群众的多层次医疗健康需求；必须发挥商业健康保险保障方式灵活、保障领域全面、服务形式多样等特点，实现“社保+商保”的无缝链接。

第四，建立和完善长期护理保险制度，实现“老有所养、病有所护”。一方面，加快建立城乡一体的长期护理保险制度，避免出现养老保险、医疗保险发展过程中的人群有别、先城后乡等情况。另一方面，发挥商业健康保险的支付方功能，共建共享护理产业上下游资源，在提升护理服务水平的时候，解决贫困地区的就业问题。

最后，加快推进市场化改革，提高医保体系的运行效率，这将从以下三个方面进行落实。第一，推动商业健康保险经办各类医保管理服务：在基本和大病医保方面，应在全国全面推开商业健康保险经办基本医保，真正实现管办分离；在医疗救助方面，要加快扩大医疗救助的覆盖面，推广人保健康的先进经验；在护理保险方面，进一步加强监管，建立政府主导、专业健康保险公司经办的运作机制。第二，提升商业健康保险的有效供给，包括：出台贫困人群购买商业健康保险的财政补助政策；找准商业健康保险与基本医保的结合点，为农村人口提供覆盖医疗、疾病、失能、护理等保障领域的专项扶贫保险产品；发挥国有健康保险公司的公信力，搭建政府、社会组织、企业、个人与救助对象对接的平台。第三，推进医疗资源的合理有效配置。构建商业健康保险参与“家庭医生”建设的市场化机制、医疗服务管理的市场化监督机制，推进商保和医院的服务资源融合，建立商业保险与基本医保、大病保险、医疗救助等“一站式”结算平台。

## 审慎监管助力保险扶贫和普惠金融

赵宇龙<sup>1</sup>

保险扶贫是普惠金融的一个重要形式和渠道，现在我们要提高普惠度、增强金融的包容性，把保险服务、金融服务推广到贫困人口等弱势群体或者弱势地区。从监管的角度来看，当金融业这么做的时候，客户基础的变化、市场基础的变化、资产结构的变化和负债来源的变化，会不会降低金融机构和金融体系的稳定性，对监管造成风险，是一个必须回答的问题。

我们先看一下近年来保险扶贫的主要方式和成绩。在保险保障扶贫方面，农业保险市场规模已居亚洲第一、全球第二，城乡居民大病保险和贫困人口商业补充医疗保险也逐渐建立。在保险增信扶贫方面，小额贷款保证保险、农险保单增信和借款人意外伤害险业务逐渐开展。在保险投资扶贫方面，“农业保险+扶贫小额信贷保证保险+保险资金支农融资”开展试点，中国保险业产业扶贫投资基金一期募集资金已达10亿元。

关于金融包容度和金融稳定度之间的关系，从已有的文献看，学界对金融包容度的增加是否会削弱金融稳定性并未达成一致：一种观点认为金融包容度提升与金融的稳定存在负相关性；另一种相反的观点是，金融包容与金融稳定之间具有正相关性，金融包容度的提升不仅不会损害金融稳定度，反而有助于金融体系稳定性的改善。大部分文献支持金融包容并不必然降低金融稳定性的观点，而且有文献发现，一国金融监管水平对于二者关系有重大影响。在有效的监管下，金融包容和金融稳定是可以兼得的。

我们以过去10年间中国农险数据为例对金融包容与金融稳定的相

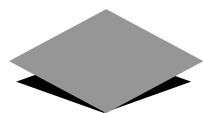
---

<sup>1</sup> 赵宇龙，中国银行保险监督管理委员会。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

关性做了实证研究，研究发现对审慎监管有三点启示。第一，中国农险案例中，普惠金融与金融稳定间没有发现负相关关系。审慎监管应当以积极和务实的态度来对待保险包容性的提升。第二，随着保费规模的不断做大，农险综合赔付率和十年的总体综合赔付率波动率均趋于稳定，审慎监管应在政策上鼓励农险业务发展，在提升金融普惠度的同时可以维持金融稳定。第三，农险这种普惠险种，在发展初期的波动性较大，审慎监管要重点关注业务导入期以及业务规模较小的公司，强化其风险防控。

那么监管以后如何助力普惠金融和保险扶贫，使我们在金融包容度提升的同时能够保持稳定性？从普惠保险的需求方——投保人——来看，由于普惠金融中的消费者存在保险知识匮乏、缺乏保险意识、对于保险等新生事物存在抗拒心理等特点，因此需要一个完善的外部制度环境进行积极引导和宣传，并在出现纠纷与赔付情况时，提供来自监管的支持和保障。从普惠保险的供给方——保险人——来看，保险监管部门可以通过审慎监管，健全普惠业务激励约束机制，引导机构开展普惠业务的同时守住风险底线，解决普惠保险市场中的负外部性问题，通过政策工具将外部性问题内化为保险公司的经营决策目标，最终同时实现金融包容性与稳定性的双重目标。

在目前的偿付能力监管规则中，同时体现了对保险扶贫、普惠金融的政策激励和风险约束。一方面，各险种的保费风险最低资本中，农险业务的每个风险暴露分段所对应的基础因子都低于一般财产险，体现了对农险业务的鼓励；另一方面，在巨灾风险最低资本计算中，农险所提取的最低资本仍保持比较高的要求，以保证农险发展的可持续性，体现审慎监管对风险防控的要求。下一步，我们正在考虑在资本要求中引入阶段性的调控性特征因子，将对保险扶贫产品和投资的支持政策显性化，在适当降低资本要求的同时，又能让保险机构在承保和投资决策中更方便地了解、评估和管理风险



**3**

---

# 老龄化与健康保险

# 提高法定退休年龄对我国失业率影响的实证分析

刘婷婷, 刘钧<sup>1</sup>

## 摘要:

本文在假设经济增速高、中、低方案下和提高退休年龄的情况下,对2016-2025年我国劳动力供求缺口和失业率进行测算,研究提高法定退休年龄对失业率造成的影响。测算结果表明,在现行退休年龄政策下,我国劳动力供求的缺口将不断缩小,大致在2022-2024年失业率将发生逆转,劳动力市场将由供大于求转向供不应求的状态。提高法定退休年龄虽然可以在一定程度上推迟这种态势的出现,但短期内会提高失业率,增加就业压力。总之,提高法定退休年龄利大于弊,提高法定退休年龄势在必行。但是,为了缓解提高法定退休年龄对劳动力市场造成的影响,可以采取3年提高一岁的办法。

**关键词:** 提高法定退休年龄, 劳动年龄人口, 劳动力供求, 失业率

## 一、研究背景

目前,我国仍然沿用20世纪50年代规定的退休年龄,规定男职工的法定退休年龄为60周岁,女干部为55周岁,女工人为50周岁。与其他国家相比,我国法定退休年龄呈现出以下明显特征:(1)法定退休年龄明显偏低。从表1可以看出,我国政府规定的法定退休年龄偏低,尤其是女性退休年龄远低于世界平均水平。以34个OECD国家为例,有27个国家男性法定退休年龄达到65岁及以上,21个国家女性法定退休年龄达到65岁及以上,未来许多国家计划将法定退休年龄渐进提高到67岁。(2)男性、女性的法定退休年龄差异很大。目前,我国男性的法定退休年龄比女工人高10岁,比女干部高5岁。(3)女干部和女工人的退休年龄不同。在女性群体内,法定退休年龄也有所区分,女干部和女工人的法定退休年龄不同。从世界范围看,世界上66%左右的国家和地区均对男性和女性采用相同的法定退休年龄,也有一些国家正在实施退休年龄改革,趋向于提高女性法定退休年龄,直至调整为男性、女性的法定退休年龄趋于一致。

退休年龄通常是根据特定时期的人口平均寿命、健康水平、受教育程度、

<sup>1</sup>刘婷婷,中央财经大学保险学院2017级研究生,从事寿险和社会保障方向研究。刘钧,经济学博士,中央财经大学保险学院教授,从事劳动经济学和社会保障方向研究。



生产力水平和社会保障水平等相关因素确定的，通常同该国的社会、经济环境相适应，与人口经济政策、劳动就业政策和养老保障政策等相配套。

表 1 2015 年部分国家法定退休年龄 单位：岁

国 别 \ 类别	男	女
中国	60	55
美国	66	66
英国	65	62
德国	65. 25	65. 25
意大利	65	62. 25
澳大利亚	65	65
比利时	65	65
加拿大	65	65
丹麦	65	65
日本	65	65
韩国	61	61
奥地利	65	60
瑞典	65	65
瑞士	65	64
挪威	67	67
希腊	67	67
冰岛	67	67
芬兰	65	65 <sup>1</sup>

资料来源：根据联合国网站

<https://www.ssa.gov/policy/docs/progdesc/ssptw/index.html> 整理所得。

目前，我国人口年龄结构发生了很大的变化，人均预期寿命不断延长，人口老龄化带来的问题日益严峻，退休人口“退而不休”的问题反映出当前我国沿用的法定退休年龄已经不能适应社会发展的需要，调整法定退休年龄势在必行。

从世界其他国家的情况看，由于社会经济发展、人口老龄化等因素的影响，同时基于解决 20 世纪 70 年代实施的提前退休政策所导致的劳动力长期不足的问题以及缓解养老金供求失衡给财政带来的压力，从 20 世纪 90 年代之后，一部分国家已经先行缓步提高法定退休年龄。

基于以上原因，笔者在从我国现有劳动年龄人口出发，研究了提高法定退休年龄与就业、失业的关系。这不仅是政府管理部门需要研究的问题，也是社

<sup>1</sup> 表 1 中，德国男性和女性、意大利女性退休年龄均非整数，因其现阶段正在实行渐进式提高法定退休年龄所致。德国计划用 18 年时间将法定退休年龄提高 2 岁：2012-2023 年，每年提高法定退休年龄 1 个月，法定退休年龄由 65 岁提高到 66 岁；2024-2030 年，每年提高法定退休年龄 2 个月，法定退休年龄由 66 岁提高到 67 岁。从 2012 年起，意大利将女性和男性退休年龄调整一致，逐步从 61 岁提高到 65 岁。

会各界普遍关注的问题。本文基于我国现有相关数据,运用精算模型和劳动经济学理论就提高法定退休年龄对就业、失业的影响进行了实证分析,以期为政府管理部门提供制定政策的参考。

## 二、文献综述

从已有的学术研究来看,由于我国尚未实行提高法定退休年龄的政策,大多数学者对还是从规范分析角度进行定性分析,或者通过对国外已经实施提高法定退休年龄国家的经验数据,分析其对失业率的影响。在我国,提高法定退休年龄的设想一经提出,引起了社会各界的激烈争论。

支持提高法定退休年龄的专家、学者认为,提高法定退休年龄不会增加社会就业压力,对解决人口年龄结构老龄化、养老基金收支失衡等问题具有积极作用。童玉芬通过对离退休人员的规模以及增长幅度等方面的分析得出结论,提高法定退休年龄对社会就业的影响极为有限,不会加剧就业压力。她认为,提高退休年龄涉及的退休人口规模不大,采用逐年提高法定退休年龄的方式可以进一步减轻对就业的影响程度<sup>1</sup>。罗元文通过举例美国、意大利等国家情况提出,退休年龄与就业率之间并不存在高度负相关、老年人就业与年轻人就业之间不存在绝对的替代关系。从我国劳动力市场的实际情况来看,就业岗位短缺与就业岗位空缺、招工难与就业难的现象同时存在,其原因一方面在于大多数青年劳动力素质较低,一般不能胜任专业性、技术性较高的岗位;另一方面,如果工作条件和收入不能满足他们的期望,部分年轻人宁可失业也不愿意从事这样的工作<sup>2</sup>。在提高退休年龄对年轻人就业是否产生挤出效应的问题上,金刚认为,老年人与青年人的工作岗位之间并不是绝对的、一一对应的替代关系。从经验、能力和工作年限等方面看,由于老年人更具优势,这部分人的工作岗位以高级岗位为主,而青年人则因条件欠缺更多地从事初级岗位<sup>3</sup>。阳义南对 27 个 OECD 国家从 1980-2010 年间的面板数据的进行了分析,通过计量模型及相关数据得出结论:男性退休年龄与青年失业率呈负相关,女性退休年龄与青年失业率呈正相关。总体而言,延迟退休会降低青年失业率<sup>4</sup>。董克用认为,所谓存在相关性只是我国于 20 世纪 80 年代实行的“退休后由子女顶替”和提前退休等政策所产生的错觉。他认为,退休人员占据的工作岗位很大程度上不能被新增劳动力替代,这正是存在退休返聘的一个原因<sup>5</sup>。李珍认为,“低退休年龄对青年就业有积极意义”的观点是一种误导,从长远发展来看,偏低的法定退休年龄会对经济社会的发展产生不利影响。她通过借鉴美国、德国、奥地利、意大利等国家在调整法定退休年龄中的经验提出,退休年龄与失业率之间并不存在确定的正相关<sup>5</sup>。左学金认为,推迟法定退休年龄对青年就业的影响并不确定。他认为,主要有三个原因:其一,由于经验和技能等方面的要求,较早退

<sup>1</sup>童玉芬,杨河清. 提高退休年龄不会加剧我国的就业压力[J]. 人口与发展, 2011, (04): 30-32.

<sup>2</sup>罗元文. 养老保险制度中关于退休年龄的探讨[J]. 市场与人口分析, 2001, (06): 46-48.

<sup>3</sup>金刚. 中国退休年龄的现状、问题及实施延迟退休的必要性分析[J]. 社会保障研究, 2010, (02): 32-38.

<sup>4</sup>阳义南,谢予昭. 推迟退休年龄对青年失业率的影响——来自 OECD 国家的经验证据[J]. 中国人口科学, 2014, (04): 46-57+127.

<sup>5</sup>李珍. 关于中国退休年龄的实证分析[J]. 中国社会保险, 1998, (04): 21-23.

体人员空缺出来的岗位不一定会给年轻人；其二，无法确定即将退休的职工所占有的岗位与年轻人的就业岗位之间的替代程度；其三，在竞争市场条件下，就业岗位的数量会随着市场中企业整体的竞争力水平的变动而变动，企业员工在较低的年龄退休，企业承担着缴纳养老保险费较多的义务，这会影响企业竞争力和对新鲜血液的有效需求<sup>1</sup>。

反对提高法定退休年龄的学者认为，提高法定退休年龄会造成大量的失业，从而加重社会负担。周辉指出，虽然无法证明青年和老年劳动力之间存在确定的直接替代关系，但一定存在着间接的替代关系。当下我国劳动力市场呈现供过于求的状况，如果在工作岗位尚未大幅增加的情况下提高法定退休年龄，势必会给待业劳动力带来巨大的就业压力<sup>2</sup>。张车伟认为，推迟退休对不同部门、不同人群就业的影响程度是不同的，提高法定退休年龄与就业之间的矛盾主要体现在城镇正规部门就业部门，对大学生就业的影响最大<sup>3</sup>。仲大军认为，新增就业人口没有足够的匹配岗位，扩大了年轻待业人口规模，家庭生活负担加重<sup>3</sup>。劳动者是否适应岗位，除了自身健康方面的原因，还很大程度上受到劳动力市场需求的影响，我国近几十年内适龄劳动人口占较高比重，此后这部分人群将步入老年。刘霞辉认为，引导适龄劳动人口就业对社会经济发展极为有益。如果提高法定退休年龄，就会使这一人力资源优势不复存在，甚至成为社会的“包袱”<sup>3</sup>。李绍光认为，在面临人口年龄结构变化和人口老龄化问题时，不能单一地借鉴国外的经验，其主要原因在于中国的实际情况与实行提高法定退休年龄的发达国家的情况并不相近，社会所面临的问题也不尽相同。考虑到较大的剩余劳动力所占的比重，提高法定退休年龄不会影响社会就业的假设在未必成立<sup>4</sup>。

### 三、我国劳动力供求缺口及失业率的测算分析

#### （一）我国劳动力供给的测算分析

本文从一定时期内劳动市场可能得到的劳动力供给数量上来探讨整个社会的劳动力供给状况。影响劳动力供给的宏观因素较多，主要包括人口规模、人口年龄、素质结构、劳动参与率、经济周期以及劳动就业和工资制度等。

本文在考察提高法定退休年龄对劳动力就业状况的影响时，着重考察人口年龄结构变化对劳动力供给的影响。基于此，笔者通过测算未来劳动年龄人口和劳动参与率来测算不同提高法定退休年龄方案下劳动力的供给状况。<sup>5</sup>

#### 1、提高法定退休年龄对我国劳动年龄人口的影响分析

国际和世界各国对于劳动年龄人口的界定略有差异。联合国人口基金会将适龄劳动人口的统计口径设定为15-64周岁。根据现行劳动法律、法规的规定，

<sup>1</sup>左学金. 面临人口老龄化的中国养老保障:挑战与政策选择[J]. 中国人口科学, 2001, (03):1-8.

<sup>2</sup>周辉. 我国延迟退休年龄限制因素分析与建议[J]. 学术交流, 2011, (02):136-140.

<sup>3</sup>中国是否应该推出弹性退休制度[J]. 中国经济周刊, 2004, (38):20-23.

<sup>4</sup>李绍光. 推动社会保障体系与市场经济体制和谐发展[J]. 中国金融, 2005, (05):24-25.

<sup>5</sup> 本文未考虑劳动力输入、输出对我国劳动力市场供给的影响。

我国就业年龄段如下：男性为 16-60 周岁、女性为 16-50 周岁或 16-55 周岁。考虑到现有数据和我国的实际情况，本文将劳动年龄人口界定为全国 16-60 周岁的人口。在实际测算中，以 2010 年第六次全国人口普查数据和 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据为基础。

本文精算模型基于如下假设：（1）以 2015 年为基期，研究的四种不同的退休年龄方案均从 2016 年开始实行；（2）假设各年龄段的每一岁数人口呈均匀分布；（3）假设死亡时间均匀分布，个体在区间  $(x, x+1]$  上任何一个长度为  $\Delta t$  的期间死亡的概率相同，生存函数是线性函数；（4）假设青年劳动力供给规模保持不变；（5）假设在现行退休年龄政策下适龄劳动人口（男性和女性）均于 60 周岁退休；（6）假设退休人员均按照法定退休年龄办理退休，不考虑提前退休等特殊情况；（7）假设退休人员均于年末退休。

参照国际上已经提高法定退休年龄国家的经验，结合我国目前进行的提高法定退休年龄的讨论，本文分别对以下四种情况下劳动供给的变化进行测算：

（1）不实施提高法定退休年龄；（2）实施“一年提高一岁”的政策；（3）实施“三年提高一岁”的政策；（4）实施“五年提高一岁”的政策。具体测算模型及结果如下。

方案 1：不实施提高法定退休年龄的政策

在继续沿用现行退休年龄政策的情况下，以《中国统计年鉴（2016 年）》公布的人口数据（即 2015 年各年龄段人口数据）和最新生命表为基础，利用以下精算模型对 2016-2025 年我国劳动年龄人口数量进行测算。本文使用 2015 年 15-59 岁各年龄人口数据及对应年龄死亡率，可以测算出 2016 年 16-60 岁的劳动年龄人口数量。以此类推，可以预算出 2016—2025 年劳动年龄人口数量。具体公式如下。

$$L_n = \sum_{t=14-n}^{T-n-1} N_t(2015) \times {}_n P_t (n = 1, \dots, 10)$$

其中， $L_n$  为从开始政策实施第  $n$  年的劳动年龄人口数量； $T$  为该退休政策对应的退休年龄，在本模型中取值为 60； $N_t(2015)$  为 2015 年年齡为  $t$  岁的人口总数； ${}_n P_t$  为  $t$  岁的人在  $n$  年末仍生存的概率。

方案 2：“一年提高一岁”的退休政策

从 2016 年起，每一年将法定退休年龄提高一岁，即从 2016 年起法定退休年龄开始变为 61 岁，2017 年退休年龄提高至 62 岁，以此类推，需要用时五年，至 2020 年逐步达到 65 岁的法定退休年龄。在“一年提高一岁”的政策下，2015 年时，年龄为 58 岁的劳动者将延迟到 2021 年退休。换句话说，就是 2015 年年齡为 58 岁以下的劳动者均将于本人 65 岁当年退休。以最新公布的人口数据和最新生命表为基础，对 2016-2025 年劳动年龄人口数量进行测算，其测算模型如下。

$$L_n = \begin{cases} \sum_{t=14-n}^{T_n-n-2} N_t(2015) \times nP_t & (n = 1, \dots, 5) \\ \sum_{t=14-n}^{T_n-n-1} N_t(2015) \times nP_t & (n = 6, \dots, 10) \end{cases}$$

其中， $L_n$ 为从开始实行延迟退休年龄政策起第  $n$  年的劳动年龄人口数量； $T_n$ 为政策实施第  $n$  年的法定退休年龄，在本模型中分别取值为 61, 62, ..., 65； $N_t(2015)$ 为 2015 年年龄为  $t$  岁的人口总数； $nP_t$ 为  $t$  岁的人在  $n$  年末仍生存的概率。

方案 3：“三年提高一岁”、“五年提高一岁”的退休政策

如果采用“三年提高一岁”的退休政策，则从 2016 年政策实施起，每三年退休年龄提高一岁，至 2030 年才能将法定退休年龄提高至 65 岁，需要历时 15 年；同样的，如果采用“五年提高一岁”的政策，需要 25 年才能将退休年龄提高到 65 岁。与方案 2 类似，可以测算在采用“三年提高一岁”和“五年提高一岁”的政策情况下所对应的劳动年龄人口数量，其公式如下。

$$L_n = \sum_{t=14-n}^{T_n-n-2} N_t(2015) \times nP_t \quad (n = 1, \dots, 10)$$

其中， $L_n$ 为从开始实行延迟退休年龄政策起第  $n$  年的劳动年龄人口数量； $T_n$ 为开始政策实施第  $n$  年的法定退休年龄，在本模型中分别取值为 61, 62, ..., 65； $N_t(2015)$ 为 2015 年年龄为  $t$  岁的人口总数； $nP_t$ 为  $t$  岁的人在  $n$  年末仍生存的概率。

基于上述三种方案对应的模型，代入相关数据，本文对不同退休政策下 2016-2025 年的劳动年龄人口数量进行了测算，测算结果见表 2。

表 2 不同退休方案下劳动年龄人口的测算 单位：万人

年份	不提高退休年龄	一年提高一岁	三年提高一岁	五年提高一岁
2016	93679.19	93679.19	93679.19	93679.19
2017	93371.58	94886.59	93371.58	93371.58
2018	93071.05	96076.23	93071.05	93071.05
2019	92776.50	97246.70	94270.41	92776.50
2020	92578.63	98488.10	94063.12	92578.63
2021	91862.11	99706.76	93860.37	93860.37
2022	91155.96	99469.22	95123.29	93143.34
2023	90459.23	99236.80	94405.78	92436.61
2024	89771.00	99008.13	93698.48	91739.22
2025	89178.93	98870.43	95028.52	91138.79

根据测算可以看出，无论是仍然维持现有的退休年龄政策，还是采用不同

的提高法定退休年龄的方案，在未来 10 年内我国劳动年龄人口数量均呈现出先平稳递增、后逐渐递减的趋势。造成这一趋势的主要原因在于：随着人口老龄化的加深，人口年龄结构趋于老化，导致适龄劳动人口新增数量少于退出数量。对比上述四种不同退休方案以及劳动年龄人口数量的变化趋势，可以发现如果不实施提高法定退休年龄的政策，劳动年龄人口下降的速度比较快；如果采用小步渐进、逐年提高法定退休年龄的方式，则提高法定退休年龄政策实施周期越长，对劳动年龄人口数量的影响越大，渐进式提高法定退休年龄可以有效地增加劳动力供给。

## 2、劳动参与率变化趋势分析

劳动参与率是衡量劳动力参与社会经济活动的重要指标，能够反映一个国家劳动年龄人口的就业状况。从宏观角度看，劳动参与率受到社会保障水平、劳动力市场状况、社会文化等因素的影响；从微观角度看，它反映了潜在劳动力个人在工作收入与闲暇之间的偏好，与个人收入、家庭状况、家庭收入规模、性别、年龄、受教育程度等因素相关。劳动参与率过高或过低都不利于一国经济的可持续发展。如果劳动参与率过低，劳动力市场会失去活力，处于低靡状态；反之，会导致社会效率低下、岗位工作事倍功半，“搭便车”的问题。

劳动参与率是指经济活动人口（包括就业者和失业者）占劳动年龄人口的比率。对此，笔者运用以下公式计算劳动参与率：

$$\text{劳动参与率} = \frac{\text{经济活动人口}}{\text{16-60 周岁人口}}$$

经济活动人口是满足以下条件的人口：（1）16 周岁及以上至 60 周岁之间的人口，（2）有劳动能力，（3）参加或要求参加社会经济活动，包括就业人员和失业人员。

通过对 2000-2015 年劳动参与率的测算可以看出，在 2000-2011 年之前，我国劳动年龄人口的劳动参与率逐年下降；至 2011 年达到最低点后，又逐渐平稳回升（见图 1）。笔者认为，这与高等教育从 1999 年起大规模的扩招有很大关系。高校扩招使青年劳动者进入劳动力市场的时间大约推迟四年，使得劳动参与率不断降低，同时也使高等教育规模总量不断扩大，劳动年龄人口中接受过高等教育的劳动力比例不断提高，改善了劳动力素质和人才储备。

值得注意的是，劳动参与率在 2011 年后的提高也得到了女性劳动者的助力。女性通常在社会分工中更多地承担家庭家务劳动和子女抚育的责任。大学扩招提高了女性接受教育的机会，使她们有机会参与社会经济活动。

改革开放以来，“人口红利”促进了经济的持续高速增长，劳动力资源的成本优势为我国成为世界工厂提供了厚实的基础。然而，我国劳动年龄人口于 2012 年第一次出现了绝对下降，相比于 2011 年减少了 345 万人<sup>1</sup>，这引发了社会各界对“人口红利”拐点的关注。

---

<sup>1</sup>数据来源：《中国统计年鉴（2013）》，中华人民共和国国家统计局，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2013/indexch.htm>

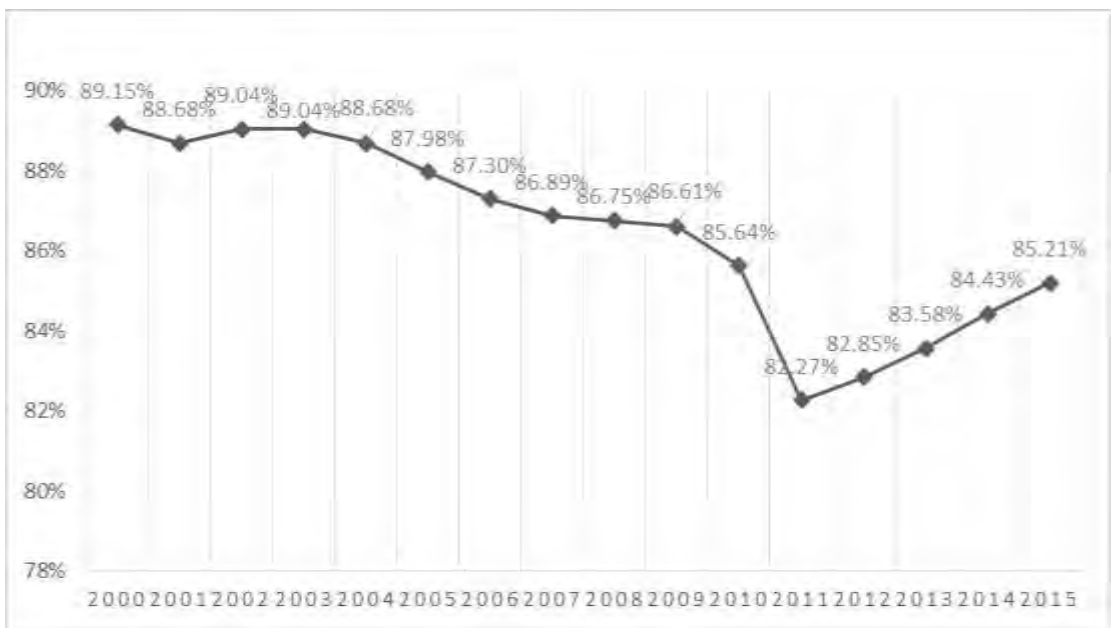


图1 2000-2015年我国劳动参与率变化趋势

综合上述因素，本文假设未来10年间我国劳动参与率保持在87.54%的平均上。劳动参与率长期居高不下，主要归因于经济的持续高速增长。

### 3、劳动力供给规模测算

在测算劳动年龄人口数量和劳动参与率的基础上，本文用劳动年龄人口数量乘以劳动参与率可以大致地测算出劳动力供给的规模（见表3）。从表3可以看出劳动年龄人口在总人口中所占比重越大，社会整体的劳动力供给规模就越大。如果不提高法定退休年龄，未来几年劳动年龄人口数量将持续负增长，劳动力供给持续紧缩；如果采取不同的延迟退休政策，人口红利的周期将被相对延长，劳动年龄人口规模将在短期内缓慢扩大，但其增长率会逐年降低，大约2021年左右就会达到峰值，继而劳动年龄人口数量又将开始减少。目前，我国已经处于人口负增长的“现代型”阶段，人口红利的影响逐渐消退，“人口负债”对我国人口年龄结构的影响日益显现，这也抑制了劳动力供给的增加。虽然我国目前仍然处于劳动年龄人口总量相对丰富的时期，但在劳动年龄人口负增长的状态下，未来劳动力供给状况将不容乐观，劳动力资源匮乏所带来的问题日益显现出来。

表3 2016-2025年劳动力供给规模测算 单位：万人

年份	不提高退休年龄	一年提高一岁	三年提高一岁	五年提高一岁
2016	82006.76	82006.76	82006.76	82006.76
2017	81737.49	83063.72	81737.49	81737.49
2018	81474.40	84105.13	81474.40	81474.40
2019	81216.55	85129.76	82524.32	81216.55
2020	81043.33	86216.48	82342.86	81043.33
2021	80416.09	87283.30	82165.37	82165.37
2022	79797.93	87075.36	83270.93	81537.68
2023	79188.01	86871.89	82642.82	80919.01

2024	78585.53	86671.72	82023.65	80308.51
2025	78067.24	86551.18	83187.96	79782.90

## （二）劳动力需求的测算

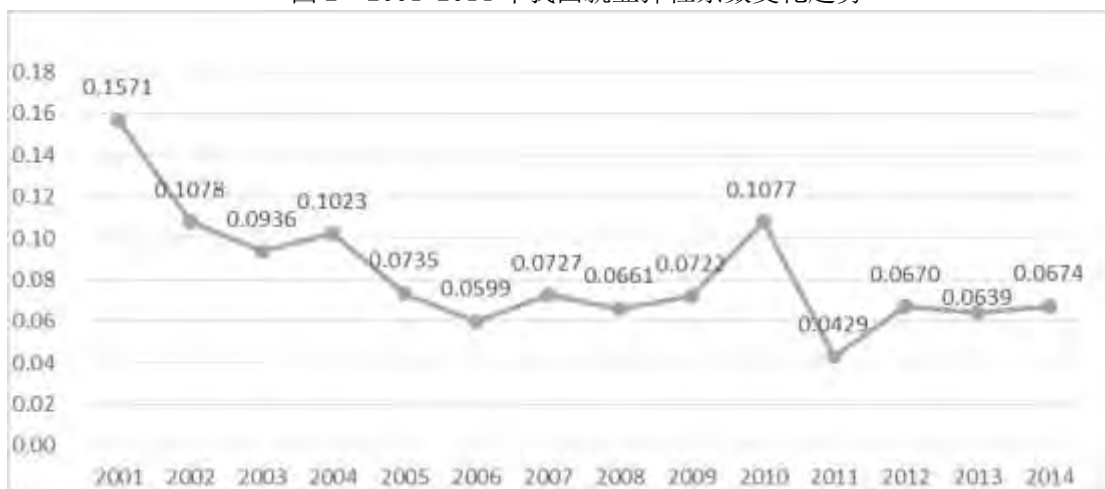
劳动力需求是一定时期一个国家或地区愿意并且能够雇用的劳动力总量。劳动力需求是由生产经营活动所引起的，其受到经济条件、产业结构、社会生产规模、生产技术水平、企业目标和社会制度安排等诸多因素的影响。其中，经济总量变动是影响劳动力需求的根本原因，经济越景气，就业条件就越好，从而扩大了劳动力的市场需求。但经济增长并不绝对地意味着就业的增加，还会受到就业弹性的影响。本文采用就业弹性法来测算劳动力需求的规模。

### 1、就业弹性测算

就业弹性是反映经济增长和就业增长之间关系的指标。就业弹性系数是反映就业弹性强弱程度的指标，是就业人数增长率与 GDP 增长率的比值，表示 GDP 增长 1 个百分点带动就业增长的百分点。

就业弹性主要取决于一国经济总量和就业增长之间的动态作用，同时受经济结构调整的影响。改革开放以来，我国经济持续快速增长，但就业并没有同步扩张，这种不同步主要是由较低的就业弹性所致。从以往数据可以看到，我国经济增长的就业弹性长期呈现出在波动中下降的趋势。20 世纪 80 年代，经济增长的就业弹性系数始终保持在 0.30-0.40 之间；20 世纪 90 年代，就业弹性系数逐渐降至 0.10-0.20 左右；新世纪以来，伴随着经济结构的转型升级和产业结构的调整，就业弹性系数基本在 0.10 以内波动（见图 2）。

图 2 2001-2014 年我国就业弹性系数变化趋势



综合以上因素，笔者认为以平均就业弹性系数来测算劳动力需求（图 2），2001-2014 年间的就业弹性系数分布较为集中，剔除极值后得到这段时间的就业弹性系数均值为 0.0641，假设 2016-2025 年就业弹性系数保持在 0.0641 的水平上。

### 2、劳动力需求规模的测算



本文在计算劳动力需求总量时用劳动力市场的就业人数表示。就业弹性系数反映了经济增长率和就业增长率之间的关系，其公式为：

$$\text{就业弹性系数} = \text{就业增长率} / \text{GDP 增长率}$$

假设一直维持在 0.0641 的水平上，如果知道某年 GDP 的增长率以及前一年的就业总量，就可以测算该年的劳动就业人数。

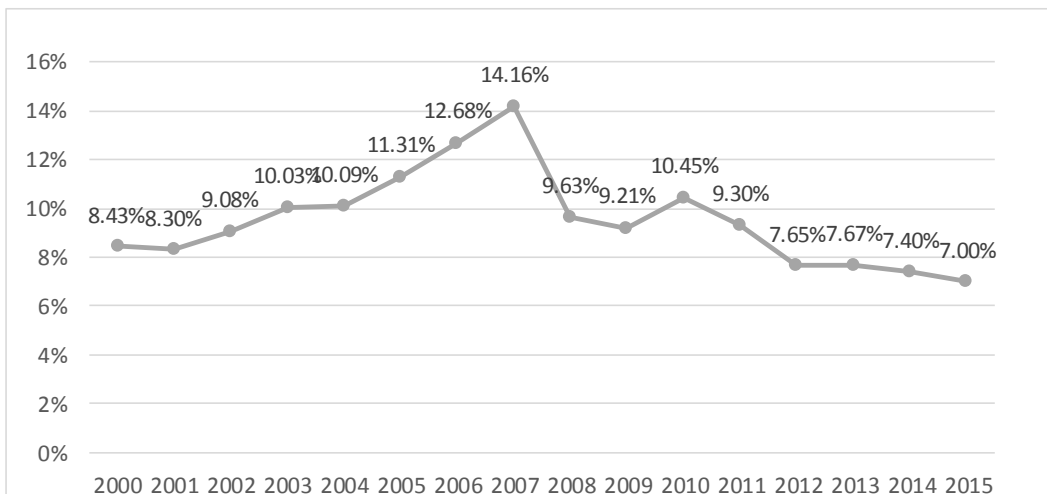


图 3 2000-2015 年我国 GDP 增长率变化趋势

在复杂多变的国内外市场环境中，我国 GDP 增长率从 2010 年的 14.16% 降至 2011 年的 9.63%，预示着我国经济难以维持在过去 10% 以上的高增长率上(图 3)。2012 年以来，全球经济艰难复苏，我国经济增长逐渐放缓，至 2015 年 GDP 的增长率达到 7%。我国经济增长放缓的主要原因有：(1) 我国传统经济是高能耗、高物耗、高污染和高排放的粗放型发展模式，GDP 的持续高速增长是以资源大量消耗和环境急剧恶化为沉重代价的；(2) 从发达国家的经验看，超高速增长的经济增长并不具备可持续性。改革开放以来，我国以较落后的技术水平起步，充分发挥后发优势，逐渐实现了赶超，资本和经济得以迅猛发展，同时人口红利也为我国这三十年来经济持续高速增长提供了合理解释。随着后发优势逐渐消失，在科学技术领域与发达国家差距的逐渐缩小，加之日益复杂的国内外因素，我国经济增长逐步放缓已是必然。

结合以上因素，本文对 2016-2025 年间 GDP 的增长率提出三种假设方案，即 GDP 年均增长率分别保持在 8% 的高方案、6% 的中方案和 4% 的低方案。基于以上假设，以 2015 年为基期，该年就业人数为 77451 万人<sup>1</sup>，由此可以测算出未来劳动力需求规模（见表 4）。

表 4 2016-2025 年劳动力需求规模测算 单位：万人

<sup>①</sup> 数据来源：《中国统计年鉴（2016）》，中华人民共和国国家统计局，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2016/indexch.htm>

年份	低方案（4%）		中方案（6%）		高方案（8%）	
	就业增量	就业总量	就业增量	就业总量	就业增量	就业总量
2016	198.58	77649.58	297.88	77748.88	397.17	77848.17
2017	199.09	77848.68	299.02	78047.90	399.21	78247.37
2018	199.60	78048.28	300.17	78348.07	401.25	78648.63
2019	200.12	78248.40	301.33	78649.40	403.31	79051.94
2020	200.63	78449.03	302.49	78951.88	405.38	79457.32
2021	201.14	78650.17	303.65	79255.53	407.46	79864.77
2022	201.66	78851.83	304.82	79560.35	409.55	80274.32
2023	202.18	79054.01	305.99	79866.34	411.65	80685.97
2024	202.69	79256.70	307.17	80173.50	413.76	81099.72
2025	203.21	79459.91	308.35	80481.85	415.88	81515.60

一方面，随着经济结构调整的深入，产业结构的升级，新兴产业的积累，社会创造就业岗位的能力会有所改善；另一方面，不断涌现的新兴产业也会促进劳动力市场的发展。正如测算数据所显示的，2016-2025年期间，我国劳动力需求增量和需求规模会持续扩大。

### （三）劳动力供求缺口和失业率分析

#### 1、劳动力供求缺口变化趋势分析

根据上文的测算分析，可以得出不同退休方案下2016-2025年我国劳动力供给与需求的差值（表5、表6、表7）即为劳动力供求缺口。从整体上看，随着劳动力供给量的逐步减少，随着劳动力需求扩大，劳动力供求缺口会越来越小，继而发生供小于求的逆转，会出现劳动力供给的不足。

表5 低经济增长方案下2016-2025年劳动力供求缺口的测算 单位：万人

年份	不提高退休年龄	一年提高一岁	三年提高一岁	五年提高一岁
2016	4357.18	4357.18	4357.18	4357.18
2017	3888.81	5215.04	3888.81	3888.81
2018	3426.12	6056.85	3426.12	3426.12
2019	2968.15	6881.37	4275.92	2968.15
2020	2594.31	7767.46	3893.83	2594.31
2021	1765.92	8633.13	3515.20	3515.20
2022	946.10	8223.53	4419.10	2685.85
2023	134.01	7817.89	3588.82	1865.00
2024	-671.17	7415.02	2766.95	1051.81
2025	-1392.67	7091.26	3728.05	322.98

表6 中经济增长方案下2016-2025年劳动力供求缺口的测算 单位：万人

年份	不提高退休年龄	一年提高一岁	三年提高一岁	五年提高一岁
2016	4257.89	4257.89	4257.89	4257.89
2017	3689.59	5015.82	3689.59	3689.59

2018	3126.33	5757.06	3126.33	3126.33
2019	2567.15	6480.37	3874.92	2567.15
2020	2091.45	7264.60	3390.98	2091.45
2021	1160.56	8027.76	2909.83	2909.83
2022	237.58	7515.01	3710.58	1977.33
2023	-678.33	7005.55	2776.49	1052.67
2024	-1587.97	6498.21	1850.15	135.01
2025	-2414.61	6069.32	2706.11	-698.96

表7 高经济增长方案下 2016-2025 年劳动力供求缺口的测算 单位：万人

年份	不提高退休年龄	一年提高一岁	三年提高一岁	五年提高一岁
2016	4158.59	4158.59	4158.59	4158.59
2017	3490.11	4816.35	3490.11	3490.11
2018	2825.77	5456.51	2825.77	2825.77
2019	2164.61	6077.83	3472.38	2164.61
2020	1586.02	6759.17	2885.54	1586.02
2021	551.32	7418.52	2300.59	2300.59
2022	-476.39	6801.04	2996.61	1263.36
2023	-1497.95	6185.93	1956.86	233.04
2024	-2514.19	5572.00	923.93	-791.21
2025	-3448.36	5035.57	1672.36	-1732.71

从表5、表6、表7可以看出，不实施提高法定退休年龄的政策，我国劳动力市场无论在经济增长低、中、高方案下都会在2022-2024年间出现供不应求的问题，提高法定退休年龄势在必行。在实施“一年提高一岁”的方案下，劳动力市场供求缺口太大，提高法定退休年龄对失业造成的影响太大；在实施“三年提高一岁”的方案下，提高法定退休年龄对失业造成的影响减少；在实施“五年提高一岁”的方案下，劳动力市场依然会出现供不应求的问题。

图4、图5、图6、图7是以经济增长的高方案为例，比较直观地展示了劳动力供求缺口变化趋势。从图4可以看出，在不改变现行法定退休年龄的情况下，劳动力供求缺口将不断缩小，逐渐由正值变为负值，并且经济增长越快，供求缺口收缩越快，供不应求的状况将越早出现，大致在2022-2024年出现供不应求的情况。从图5可以看出，在“一年提高一岁”法定退休年龄的情况下，劳动力供给缺口呈现先扩大后缩小的趋势。这是由于提高法定退休年龄会使劳动年龄急剧扩大，因此在一段时间内就业人口数量会有明显增加，而随后将表现出与现行退休年龄相同的变化趋势。从图6可以看出，在“三年提高一岁”的政策下，劳动力供给和需求的反向动态变化更加明显，表现为劳动力供求缺口变化不断波动，但始终呈现出在波动中减小的趋势。从图7可以看出，在“五年提高一岁”的政策下，劳动力供给和需求在2023年左右出现供不应求的情况，不宜推行“五年提高一岁”的政策。

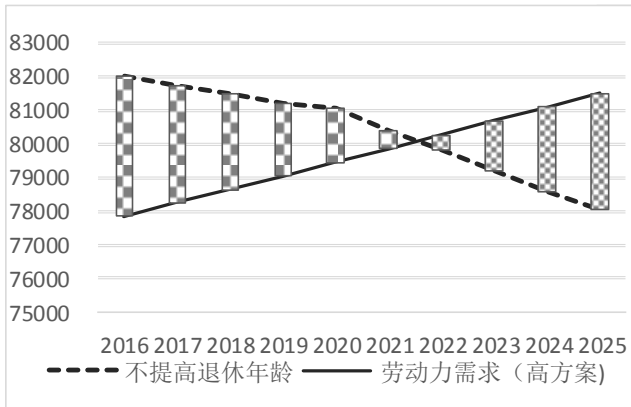


图4 不提高退休年龄时劳动力供求缺口

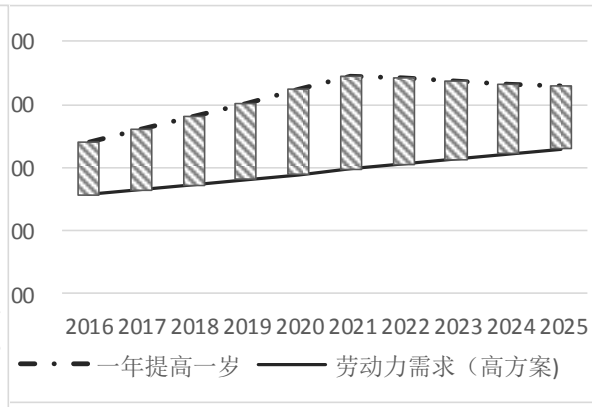


图5 一年提高一岁时劳动力供求缺口

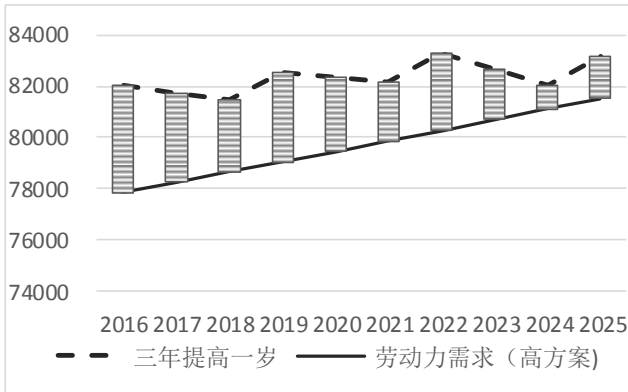


图6 三年提高一岁时劳动力供求

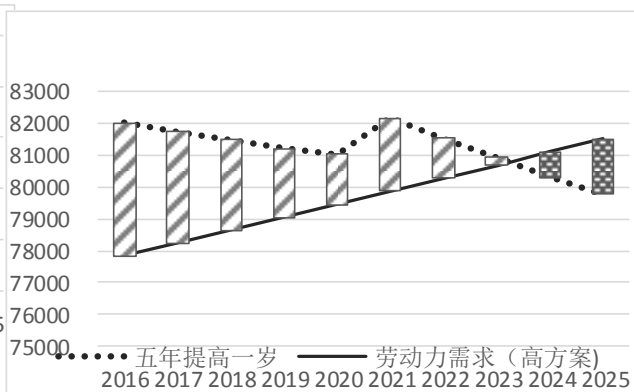


图7 五年提高一岁时劳动力供求

缺口

## 2、失业率变化趋势分析

失业率是衡量劳动力使用率的重要指标。本文用劳动力供求缺口除以同期的劳动力供给数量，计算当期失业率。研究失业率的变化趋势对我国劳动力的就业安排等具有重要的指导意义。

表8 低经济增长方案下2016-2025年我国失业率的测算 单位：%

年份	不提高退休年龄	一年提高一岁	三年提高一岁	五年提高一岁
2016	5.31	5.31	5.31	5.31
2017	4.76	6.28	4.76	4.76
2018	4.21	7.20	4.21	4.21

2019	3.65	8.08	5.18	3.65
2020	3.20	9.01	4.73	3.20
2021	2.20	9.89	4.28	4.28
2022	1.19	9.44	5.31	3.29
2023	0.17	9.00	4.34	2.30
2024	-0.85	8.56	3.37	1.31
2025	-1.78	8.19	4.48	0.40

表9 中经济增长方案下2016-2025年我国失业率的测算 单位：%

年份	不提高退休年龄	一年提高一岁	三年提高一岁	五年提高一岁
2016	5.19	5.19	5.19	5.19
2017	4.51	6.04	4.51	4.51
2018	3.84	6.85	3.84	3.84
2019	3.16	7.61	4.70	3.16
2020	2.58	8.43	4.12	2.58
2021	1.44	9.20	3.54	3.54
2022	0.30	8.63	4.46	2.43
2023	-0.86	8.06	3.36	1.30
2024	-2.02	7.50	2.26	0.17
2025	-3.09	7.01	3.25	-0.88

表10 高经济增长方案下2016-2025年我国失业率的测算 单位：%

年份	不提高退休年龄	一年提高一岁	三年提高一岁	五年提高一岁
2016	5.07	5.07	5.07	5.07
2017	4.27	5.80	4.27	4.27
2018	3.47	6.49	3.47	3.47
2019	2.67	7.14	4.21	2.67
2020	1.96	7.84	3.50	1.96
2021	0.69	8.50	2.80	2.80
2022	-0.60	7.81	3.60	1.55
2023	-1.89	7.12	2.37	0.29
2024	-3.20	6.43	1.13	-0.99
2025	-4.42	5.82	2.01	-2.17

从表8、表9、表10可以看出，在“一年提高一岁”的政策下，失业率无论在经济增长低、中、高假设下高于5%的年份比较多，政策实施对劳动力市场造成的冲击比较大，不利于劳动力充分就业；在“三年提高一岁”的政策下，失业率无论在经济增长低、中、高假设下高于5%的年份比较少，大部分年份的失业率低于5%；在“五年提高一岁”的政策下，政策实施的后期会存在劳动力供给短缺的问题。

经过以上分析，笔者认为，在我国渐进地实施“三年提高一岁”的政策有

助于劳动力市场的平稳、健康发展。

## 四、结论及相关政策建议

### (一) 结论

根据以上研究,可以得出以下结论:(1)提高法定退休年龄势在必行。我国现行的法定退休年龄已经难以适应经济、人口结构和就业环境的发展,提高法定退休年龄是弥补劳动力市场供给不足的有效政策。(2)提高法定退休年龄应当在2020年左右稳步地实施。从目前我国劳动力供给数量减少、劳动力需求加快的形势看,不应当过高地估计提高法定退休年龄对劳动就业造成的挤出效应。(3)提高法定退休年龄适宜采取“三年提高一岁”的缓慢推进的政策,不宜采取“一年提高一岁”的激进政策。“一年提高一岁”的政策会提高失业率、增加就业压力,不宜采用实施。“三年提高一岁”虽然也会提高失业率,但是这种状况持续的时间并不长,对劳动力就业的影响并不大。有鉴于此,提高法定退休年龄适宜采取“三年提高一岁”的缓慢推进政策。

### (二) 政策建议

改善劳动力市场供需不平衡的状况,将失业率或劳动力短缺控制在合理的水平,是政府及相关管理部门努力的目标。对此,笔者提出如下建议。

1、把握好提高法定退休年龄政策实施的时机,选择科学、合理的步骤提高法定退休年龄。提高法定退休年龄对劳动力就业的影响效果取决于政策实施的时间、速度以及目标退休年龄等因素,需要政府管理部门统筹规划,审慎地考量诸多因素的相互影响,以有利于劳动力市场的发展。

2、继续推进“全面二孩”等人口政策,提高人口出生率。提高法定退休年龄仅仅是解决劳动力供给短缺的暂时性政策,要想从长远发展的角度解决新生劳动力供给不足的问题,有关管理部门应当采取鼓励生育的政策,以便长久、有效地解决劳动力供给不足的问题。

3、提高劳动力的能力和素质,以缓解产业结构优化、升级和劳动力素质偏低之间的矛盾。目前,我国劳动力市场存在着失业和岗位空缺同时存在的现象,这同劳动力素质偏低有关。劳动力素质偏低与用人单位素质要求不匹配是我国部分地区劳动力紧缺的原因。对此,政府管理部门应当重视提高劳动力的能力和素质,给予他们更多的学习和培训的机会,以适应产业结构优化、升级的需要。

4、加快发展科学技术,最优化技术与劳动力的替代关系。“科学技术是第一生产力”已经被实践证明。在经济全球化和自动化趋势下,技术创新和产业升级在各国的发展中均占据着重要地位。促进科技发展,利用技术与劳动力的替代关系,使技术在更多的、可行的领域内替代劳动力,有利于缓解我国劳动力市场即将到来的供给不足问题。

## 参考文献

- [1] 李绍光. 推动社会保障体系与市场经济体制和谐发展[J]. 中国金融, 2005, (05):24-25.
- [2] 刘钧. 我国社会保障制度改革的两难困境和选择[J]. 财经问题研究, 2005, (01):16-19.

- [3]刘钧,徐文娟. 2010—2030 年我国劳动力供求的测算和管理[J]. 求是学刊, 2011, (04):59-64.
- [4]刘钧. 提高法定退休年龄的利弊分析[J]. 山东经济, 2007, (05):21-23.
- [5]金刚. 中国退休年龄的现状、问题及实施延迟退休的必要性分析[J]. 社会保障研究, 2010, (02):32-38.
- [6]中国是否应该推出弹性退休制度[J]. 中国经济周刊, 2004, (38):20-23.
- [7]李珍. 关于中国退休年龄的实证分析[J]. 中国社会保险, 1998, (04):21-23.
- [8]左学金. 面临人口老龄化的中国养老保障:挑战与政策选择[J]. 中国人口科学, 2001, (03):1-8.
- [9]罗元文. 养老保险制度中关于退休年龄的探讨[J]. 市场与人口分析, 2001, (06):46-48.
- [10]张车伟,蔡翼飞. 中国“十三五”时期劳动供给和需求测算及缺口分析[J]. 人口研究, 2016, 40(01):38-56.
- [11]阳义南,谢予昭. 推迟退休年龄对青年失业率的影响——来自 OECD 国家的经验证据[J]. 中国人口科学, 2014, (04):46-57+127.
- [12]周辉. 我国延迟退休年龄限制因素分析与建议[J]. 学术交流, 2011, (02):136-140.
- [13]唐丽霞,吴淑月. 发达国家提高退休年龄的改革对中国的启示[J]. 中国劳动, 2016, (24):72-77.
- [14]童玉芬,杨河清. 提高退休年龄不会加剧我国的就业压力[J]. 人口与发展, 2011, (04):30-32.
- [15]齐明珠. 我国 2010~2050 年劳动力供给与需求测算[J]. 人口研究, 2010, 34(05):76-87.

# 机关事业单位统筹账户养老金过渡期各年的财政负担

杨再贵、张璐<sup>1</sup>

## 摘要：

针对机关事业单位十年过渡期养老金计发复杂的特殊期，本文对过渡期各年分别建立参保在职人员缴费收入精算模型、参保退休人员养老金支出精算模型，比较收支后得到各年全额供款单位和差额供款单位的统筹账户养老金财政负担的精算模型。建模难点主要在于“过渡期中人”新老计发办法下养老金不同，新办法养老金高于老办法养老金的超出额按比例增发部分又逐年递增。用所建模型测得 2018 年起新办法养老金高于老办法养老金。人社部发〔2015〕28 号文件起到了使养老金合理衔接、平稳过渡的作用。机关事业单位统筹账户养老金在过渡期的财政负担逐年递增。为控制财政负担规模，可调节其同向影响因素和反向影响因素。

**关键词：**机关事业单位，统筹账户养老金，过渡期，财政负担

## 一、引言

《国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革的决定》（国发〔2015〕2 号）规定：本决定实施前参加工作、实施后退休且缴费年限（含视同缴费年限）累计满 15 年的人员，按照合理衔接、平稳过渡的原则，在发给基础养老金和个人账户养老金的基础上，再依据视同缴费年限长短发给过渡性养老金。因此，人力资源社会保障部、财政部发布《关于贯彻落实〈国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革的决定〉的通知》（人社部发〔2015〕28 号），规定了“中人”实行全国统一的过渡办法：对于 2014 年 10 月 1 日前（简称改革前）参加工作、改革后退休的“中人”设立十年过渡期，过渡期内实行新老待遇计发办法对比，保低限高。新办法计发待遇（含职业年金待遇）低于老办法待遇标准的，按老办法待遇标准发放，保持待遇不降低；高于老办法待遇标准的，超出的部分，第一年退休的人员发放超出部分的 10%，第二年退休的人员发放 20%，依次类推，到过渡期末年退休的人员发放超出部分的 100%。过渡期结束后退休的人员执行新办法。

在全国财政赤字逐年上升、赤字率已达 3% 的背景下，在机关事业单位工

<sup>1</sup>杨再贵，中央财经大学中国精算研究院教授。张璐，中央财经大学中国精算研究院硕士研究生。感谢教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（16JJD630014）、高等学校学科创新引智计划（B17050）的资助。



作人员养老保险、企业职工基本养老保险和城乡居民基本养老保险制度都建立的情况下,政府和社会都高度关注养老保险带来的财政负担。机关事业单位养老保险分为基本养老保险和职业年金,前者的规模远大于后者。基本养老保险实行社会统筹与个人账户相结合的制度。统筹账户按单位工资总额的 20%缴费,实行现收现付;而个人账户按个人工资的 8%缴费,实行基金积累。显然,统筹账户是机关事业单位养老保险的主要部分,而且现收现付账户的收支状况更受关注。

以往有不少测算社会养老保险的研究。高建伟和丁克谔(2006)建立基本养老保险基金缺口模型并进行了测算。王晓军和米海杰(2013)分析了养老金支付缺口的测算口径和方法。魏吉漳(2014)用精算方法测算评估了中国企业职工基本养老保险财务可持续性。杨再贵和石晨曦(2016)测算了企业职工统筹账户养老金的财政负担。不过这些研究都是对企业职工基本养老保险进行测算。对机关事业单位养老保险的测算很少。曾益等(2015)基于转制成本分担视角分析了机关事业单位养老保险制度的财务可持续性,但未考虑人社部发(2015)28号文件的规定。杨再贵和许鼎(2017)测算了机关事业单位统筹账户养老金的财政负担,虽然考虑了人社部发(2015)28号文件的规定,但测的是国发(2015)2号文件发布年初的财政负担。

针对养老金计发办法特殊而复杂的十年过渡期,基于养老金测算的平行四边形框架(杨再贵,2016),本文将研究各年在职人员缴费收入的精算模型、给“老人”和“过渡期中人”养老金支出的精算模型,建立过渡期内各年财政负担的精算模型,校准有关参数,测算机关事业单位基本养老保险统筹账户养老金在过渡期各年的财政负担。分析养老金增长率、记账利率、过渡系数等等因素对财政负担的影响,提出完善机关事业单位基本养老保险制度的政策建议。同时,为预测未来更长时期内各年的财政负担铺路搭桥;顺便也考察人社部发(2015)28号文件能否实现养老金合理衔接、平稳过渡的目标。

## 二、精算模型

根据国发(2015)2号人社部发(2015)28号文件的规定,在2015年初,不同年龄的机关事业单位参保人适用不同的养老金计发方式。本文根据职工参保年龄将参保人群分为“老人”、“过渡期中人”、“过渡后中人”和“新人”四类,分别对全额供款单位和差额供款单位的上述四类人建立精算模型。根据机关事业单位工作人员平均受教育时间较长和现行退休年龄的实际,设机关事业单位男女职工平均入职年龄 $e$ 为23岁,退休年龄 $r$ 为男60岁、女55岁。《中国统计年鉴》里各年人口的最高年龄不同,故设终极年龄为 $\omega$ 岁。 $\alpha$ 为全额供款单位参保人数占同年龄机关事业单位参保人数的比例, $L_{y,x}$ 为 $y$ 年初 $x$ 岁的参保缴费人数,其中男、女性参保缴费人数分别为 $L_{y,x}^M$ 和 $L_{y,x}^F$ , $B_{y,x}$ 为 $y$ 年初 $x$ 岁参保人领取的基础养老金。 $b$ 为同年度相邻年龄退休人员基础养老金随年龄增长率。 ${}_n p_x$ 为 $x$ 岁的人活过 $n$ 年的概率。 $i_y$ 、 $\rho_y$ 分别为 $y$ 年的市场利率、养老金增长率。 $S_{y,x}$ 为 $y$ 年 $x$ 岁参保人的缴费工资, $\bar{s}_y$ 为 $y$ 年在岗职工平均缴费工资, $g_y$ 为 $y$ 年度工资增长率, $s$ 为工龄工资增长率。假设养老保险缴费、养老金领取都发生在每年初。

### (一) 全额供款单位统筹账户养老金 2015 年财政负担

全额供款单位统筹账户养老金 2015 年财政负担 =  $\max\{\text{为该年在职人员的缴费即统筹账户的缴费收入, 支付该年退休人员的统筹账户养老金即统筹账户养老金支出}\}$ 。

1. 为 2015 年在职人员的缴费

设基本养老保险单位缴费率为  $c$ 。当年的缴费基数是参保在职人员上年度的工资。为 2015 年初  $x$  岁参保人的缴费是  $\alpha L_{2015x} \cdot c S_{2014x-1}$ 。为 2015 年初在职人员的缴费为

$$C_{2015} = \alpha c \sum_{x=e}^{r-1} [L_{2015x} \cdot S_{2014x-1}]$$

2. 支付 2015 年“老人”的统筹账户养老金

“老人”是指在国发〔2015〕2 号文件实施前已退休的人员。2015 年初“老人”的年龄区间为  $[r, \omega]$  岁。按老办法计发养老金，支付的统筹账户养老金只有基础养老金。在 2015 年初支付“老人”的统筹账户养老金为

$$E_{2015} = \alpha \sum_{x=r}^{\omega} [L_{2015x} \cdot P_{2015x}^O]$$

其中，老办法下的基础养老金  $P_{2015x}^O = (1+b)^{x-r} P_{2015r}^O$ 。设  $R$  为养老金替代率，则 2015 年初新退休者的基础养老金  $P_{2015r}^O = RS_{2014r-1} = R(1+s)^{r-1-e} S_{2014e}$ 。因此，全额供款单位统筹账户 2015 年结余为  $F_{2015} = C_{2015} - E_{2015}$ ，财政负担为  $FB_{2015} = \max(C_{2015}, E_{2015})$ 。

(二) 全额供款单位统筹账户养老金 2016 年财政负担

1. 为 2016 年在职人员的缴费

在 2016 年初为  $x$  岁参保人的缴费为  $\alpha L_{2016x} \cdot c S_{2015x-1}$ 。统筹账户 2016 年缴费收入为  $C_{2016} = \alpha c \sum_{x=e}^{r-1} [L_{2016x} \cdot S_{2015x-1}]$ 。

2. 支付 2016 年“老人”的统筹账户养老金

2016 年初“老人”的年龄区间为  $[r+1, \omega]$  岁。按老办法计发养老金，统筹账户养老金只有基础养老金  $P_{2016,x}^O = (1+\rho_{2015})P_{2015,x-1}^O$ 。应付“老人”的统筹账户养老金为

$$\alpha \sum_{x=r+1}^{\omega} [L_{2016,x} \cdot P_{2016,x}^O]$$

3. 支付 2016 年“过渡期中人”的统筹账户养老金

“过渡期中人”是指在国发〔2015〕2 号文件实施前参加工作、在人社部发〔2015〕28 号文件规定的十年过渡期内退休的参保人员。2016 年初已退休的“过渡期中人”的年龄为  $r$  岁。据人社部发〔2015〕28 号文件的规定，“过渡期中人”按新老计发办法对比原则确定其退休当年的养老金。

下面以男性“过渡期中人”为例分别求老办法和新办法下的养老金。老办法下的养老金只有基础养老金，60 岁男性“过渡期中人”应得的老办法养老金为

$$P_{201660}^O = RS_{201559} = RS_{201459} (1 + g_{2014}) / (1 + s) = P_{201560}^O (1 + g_{2014}) / (1 + s)$$

2016年初 $r$ 岁“过渡期中人”应得的老办法养老金为

$$P_{2016r}^O = P_{2015r}^O (1 + g_{2014}) / (1 + s)$$

新办法下“过渡期中人”退休后的养老金待遇包括基本养老金和职业年金待遇。其中，基本养老金包括统筹账户养老金（分为基础养老金和过渡养老金）和个人账户养老金。设 $I_{y,x}$ 、 $A_{y,x}$ 分别为 $y$ 年度 $x$ 岁参保人退休当年应得的个人账户养老金和职业年金，因此，新办法下 $x$ 岁“过渡期中人”退休当年的养老金为

$$P_{2016r}^{Nf} = B_{2016r} + T_{2016r} + I_{2016r} + A_{2016r}^f \quad ^1$$

设 $T_{y,x}$ 为 $y$ 年度 $x$ 岁参保人退休当年应得的过渡养老金， $\varepsilon$ 为过渡系数。则2016年初60岁男性“过渡期中人”退休当年应得的基础养老金和过渡养老金分别为

$$B_{201660} = \frac{\bar{S}_{2015}}{2} \left[ 1 + \frac{(59-23) + S_{201458} / \bar{S}_{2014}}{60-23} \right] \cdot (60-23)\%$$

$$T_{201660} = \bar{S}_{2015} \cdot (59-23) \cdot \varepsilon$$

故2016年初 $r$ 岁“过渡期中人”退休当年应得的基础养老金和过渡养老金分别为

$$B_{2016r} = \frac{\bar{S}_{2015}}{2} \left[ 1 + \frac{(r-1-23) + S_{2014r-2} / \bar{S}_{2014}}{r-23} \right] \cdot (r-23)\%$$

$$T_{2016r} = \bar{S}_{2015} \cdot (r-1-23) \cdot \varepsilon$$

设 $d$ 为基本养老保险个人缴费率， $j$ 为记账利率， $u$ 、 $\tau$ 分别为职业年金的单位缴费率和个人缴费率。则2016年初60岁男性“过渡期中人”退休时基本养老保险个人账户积累额和职业年金个人账户积累额分别为

$$dS_{2014,58} (1+j_{2015}), \quad S_{2014,58} [u(1+j_{2015}) + \tau(1+i_{2015})]$$

故2016年初 $r$ 岁“过渡期中人”退休时基本养老保险个人账户积累额和职业年金个人账户积累额分别为

$$dS_{2014,r-2} (1+j_{2015}), \quad S_{2014,r-2} [u(1+j_{2015}) + \tau(1+i_{2015})]$$

根据个人账户养老金计发月数表，女性55岁、男性60岁退休时对应的个人账户计发月数分别为170和139。设 $m$ 为计发月数，则2016年 $r$ 岁“过渡期中人”退休后每年应得的个人账户养老金、职业年金待遇分别为

$$I_{2016,r} = \frac{12}{m} dS_{2014r-2} (1 + j_{2015}),$$

$$A_{2016r}^f = \frac{12}{m} S_{2014r-2} [u(1 + j_{2015}) + \tau(1 + i_{2015})]$$

若新办法养老金低于老办法养老金，那么财政负担的统筹账户养老金是老

<sup>1</sup> 等号右边四项的简略推导见下文，详细推导可参照杨再贵和许鼎（2017）。

办法养老金扣除个人账户养老金和职业年金待遇后的余额。故对于 2016 年初  $r$  岁“过渡期中人”，财政负担的统筹账户养老金为

$$P_{2016r}^O - I_{2016r} - A_{2016r}^f$$

因此，在新办法养老金低于老办法养老金的情况下，2016 年初应付“过渡期中人”统筹账户养老金为

$$SP_{2016}^{N<O} = \alpha L_{2016r} (P_{2016r}^O - I_{2016r} - A_{2016r}^f)$$

在新办法养老金低于老办法养老金的情况下，统筹账户 2016 年支出为

$$E_{2016}^{N<O} = \alpha \sum_{x=r+1}^{\omega} [L_{2016,x} \cdot P_{2016,x}^O] + SP_{2016}^{N<O}$$

若新办法养老金高于老办法养老金，那么财政负担的统筹账户养老金=老办法养老金-（个人账户养老金+职业年金待遇）+新办法养老金高于老办法养老金的超出额按比例增发部分。右边前两项都与新办法养老金低于老办法养老金情形下的计算相同，下面集中求第三项。对于 2016 年初  $r$  岁“过渡期中人”，应付其新办法养老金高于老办法养老金的超出额按比例增发部分为  $10\%(P_{2016r}^{Nf} - P_{2016r}^O)$ 。故 2016 年初应付“过渡期中人”统筹账户养老金为

$$SP_{2016}^{N>O} = \alpha L_{2016r} [P_{2016r}^O + 10\%(P_{2016r}^{Nf} - P_{2016r}^O) - I_{2016r} - A_{2016r}^f]$$

因此，在新办法养老金高于老办法养老金的情况下，统筹账户 2016 年支出为

$$E_{2016}^{N>O} = \alpha \sum_{x=r+1}^{\omega} [L_{2016,x} \cdot P_{2016,x}^O] + SP_{2016}^{N>O}$$

所以，统筹账户 2016 年支出为  $E_{2016} = \max(E_{2016}^{N<O}, E_{2016}^{N>O})$ 。

若  $F_{2015} < 0$ ，意味着财政已承担了 2015 年的支付缺口，则统筹账户 2016 年累计结余为  $F_{2016} = C_{2016} - E_{2016}$ 。全额供款单位统筹账户 2016 年财政负担为

$$FB_{2016} = \max(C_{2016}, E_{2016})$$

若  $F_{2015} > 0$ ，则统筹账户 2016 年累计结余为  $F_{2016} = (1+i_{2015})F_{2015} + C_{2016} - E_{2016}$ 。故财政负担为  $FB_{2016} = \max\{C_{2016}, [E_{2016} - F_{2015}(1+i_{2015})]\}$ 。

(三) 全额供款单位统筹账户养老金 2017 年财政负担

1. 为 2017 年在职人员的缴费

$$C_{2017} = \alpha \sum_{x=e}^{r-1} [L_{2017,x} \cdot S_{2016,x-1}]$$

2. 支付 2017 年“老人”的统筹账户养老金

2017 年初“老人”的年龄区间为  $[r+2, \omega]$  岁。应付“老人”的统筹账户养老金为

$$\alpha \sum_{x=r+2}^{\omega} [L_{2017,x} P_{2017,x}^O]$$

3. 支付 2017 年“过渡期中人”的统筹账户养老金

2017 年初已退休的“过渡期中人”的年龄为 $[r, r+1]$ 岁。在老办法下， $r+1$ 岁和  $r$  岁“过渡期中人”应得的养老金分别为

$$P_{2017,r+1}^O = (1 + \rho_{2016})P_{2016,r}^O, \quad P_{2017,r}^O = P_{2016,r}^O (1 + g_{2015}) / (1 + s)$$

在新办法下，2017 年初  $x \in [r, r+1]$  岁“过渡期中人”应得的养老金为

$$P_{2017,x}^{Nf} = B_{2017,x} + T_{2017,x} + I_{2017,x} + A_{2017,x}^f$$

2017 年初 61 岁和 60 岁男性“过渡期中人”应得的基础养老金分别为

$$B_{2017,61} = (1 + \rho_{2016})B_{2016,60}$$

$$B_{2017,60} = \frac{\bar{S}_{2016}}{2} \left[ 1 + \frac{(58-23) + S_{2014,57} / \bar{S}_{2014} + S_{2015,58} / \bar{S}_{2015}}{60-23} \right] \cdot (60-23)\%$$

因此，2017 年初  $r+1$  岁和  $r$  岁“过渡期中人”应得的基础养老金分别为

$$B_{2017,r+1} = (1 + \rho_{2016})B_{2016,r}$$

$$B_{2017,r} = \frac{\bar{S}_{2016}}{2} \left[ 1 + \frac{(r-2-23) + S_{2014,r-3} / \bar{S}_{2014} + S_{2015,r-2} / \bar{S}_{2015}}{r-23} \right] \cdot (r-23)\%$$

2017 年初 61 岁和 60 岁男性“过渡期中人”应得的过渡养老金分别为

$$T_{2017,61} = (1 + \rho_{2016})T_{2016,60}, \quad T_{2017,60} = \bar{S}_{2016} \cdot (58-23) \cdot \varepsilon$$

因此，2017 年初  $r+1$  岁和  $r$  岁“过渡期中人”应得的过渡养老金分别为

$$T_{2017,r+1} = (1 + \rho_{2016})T_{2016,r}, \quad T_{2017,r} = \bar{S}_{2016} \cdot (r-2-23) \cdot \varepsilon$$

2017 年初  $r+1$  岁“过渡期中人”应得的基本养老保险个人账户养老金等于其退休当年的基本养老保险个人账户养老金  $I_{2017,r+1} = I_{2016,r}$ 。2017 年初 60 岁男性“过渡期中人”基本养老保险个人账户积累额和养老金分别为

$$dS_{2014,57} [(1 + j_{2015})(1 + j_{2016}) + (1 + g_{2014})(1 + j_{2016})]$$

$$I_{2017,60} = \frac{12}{139} dS_{2014,57} [(1 + j_{2015})(1 + j_{2016}) + (1 + g_{2014})(1 + j_{2016})]$$

因此，2017 年初  $r$  岁“过渡期中人”基本养老保险个人账户养老金为

$$I_{2017,r} = \frac{12}{m} dS_{2014,r-3} [(1 + j_{2015})(1 + j_{2016}) + (1 + g_{2014})(1 + j_{2016})]$$

2017 年初  $r+1$  岁“过渡期中人”应得的职业年金待遇等于其退休当年的职业年金待遇  $A_{2017,r+1}^f = A_{2016,r}^f$ 。2017 年初 60 岁男性“过渡期中人”职业年金积累额和待遇分别为

$$S_{2014,57} \{u[(1 + j_{2015})(1 + j_{2016}) + (1 + g_{204})(1 + j_{2016})] + \tau[(1 + i_{2015})(1 + i_{2016}) + (1 + g_{204})(1 + i_{2016})]\}$$

$$A_{2017,60}^f = \frac{12}{m} S_{2014,57} \left\{ u[(1+j_{2015})(1+j_{2016}) + (1+g_{2014})(1+j_{2016})] \right. \\ \left. + \tau[(1+i_{2015})(1+i_{2016}) + (1+g_{2014})(1+i_{2016})] \right\}$$

因此，2017年初 $r$ 岁“过渡期中人”职业年金待遇为

$$A_{2017,r}^f = \frac{12}{m} S_{2014,r-3} \left\{ u[(1+j_{2015})(1+j_{2016}) + (1+g_{2014})(1+j_{2016})] \right. \\ \left. + \tau[(1+i_{2015})(1+i_{2016}) + (1+g_{2014})(1+i_{2016})] \right\}$$

若新办法养老金低于老办法养老金，那么财政负担的统筹账户养老金为老办法养老金扣除个人账户养老金和职业年金待遇后的余额。因此，对于2017年初 $r$ 岁及以上年龄“过渡期中人”，财政负担的统筹账户养老金分别为

$$(P_{2017,r}^O - I_{2017,r} - A_{2017,r}^f), \quad (P_{2017,r+1}^O - I_{2017,r+1} - A_{2017,r+1}^f)$$

故2017年初应付“过渡期中人”统筹账户养老金为

$$SP_{2017}^{N<O} = \alpha L_{2017,r} (P_{2017,r}^O - I_{2017,r} - A_{2017,r}^f) + \alpha L_{2017,r+1} (P_{2017,r+1}^O - I_{2017,r+1} - A_{2017,r+1}^f)$$

所以，在新办法养老金低于老办法养老金的情况下，统筹账户2017年支出为

$$E_{2017}^{N<O} = \alpha \sum_{x=r+2}^{\omega} [L_{2017,x} P_{2017,x}^O] + SP_{2017}^{N<O}$$

若新办法养老金高于老办法养老金，则应付2017年初 $r+1$ 岁和 $r$ 岁“过渡期中人”的新办法养老金高于老办法养老金的超出额按比例增发部分分别为 $10\%(P_{2016,r}^{Nf} - P_{2016,r}^O)(1+\rho_{2016})$ 、 $20\%(P_{2017,r}^{Nf} - P_{2017,r}^O)$ 。因此，2017年初应付“过渡期中人”统筹账户养老金为

$$SP_{2017}^{N>O} = \alpha L_{2017,r} [P_{2017,r}^O + 20\%(P_{2017,r}^{Nf} - P_{2017,r}^O) - I_{2017,r} - A_{2017,r}^f] \\ + \alpha L_{2017,r+1} [P_{2017,r+1}^O + 10\%(P_{2016,r}^{Nf} - P_{2016,r}^O)(1+\rho_{2016}) - I_{2017,r+1} - A_{2017,r+1}^f]$$

在新办法养老金高于老办法养老金的情况下，2017年统筹账户支出为

$$E_{2017}^{N>O} = \alpha \sum_{x=r+2}^{\omega} [L_{2017,x} P_{2017,x}^O] + SP_{2017}^{N>O}$$

所以，统筹账户2017年支出为 $E_{2017} = \max(E_{2017}^{N<O}, E_{2017}^{N>O})$ 。

若 $F_{2016} < 0$ ，则统筹账户2017年累计结余为 $F_{2017} = C_{2017} - E_{2017}$ 。全额供款单位统筹账户2017年财政负担为 $FB_{2017} = \max(C_{2017}, E_{2017})$ 。

若 $F_{2016} > 0$ ，则统筹账户2017年累计结余为 $F_{2017} = (1+i_{2016})F_{2016} + C_{2017} - E_{2017}$ ，进而财政负担为 $FB_{2017} = \max\{C_{2017}, [E_{2017} - F_{2016}(1+i_{2016})]\}$ 。

(四) 全额供款单位统筹账户养老金2018年财政负担

1. 为2018年在职人员的缴费

统筹账户 2018 年缴费收入为  $C_{2018} = \alpha c \sum_{x=e}^{r-1} [L_{2018x} \cdot S_{2017,x-1}]$

2. 支付 2018 年“老人”的统筹账户养老金

2018 年初“老人”的年龄区间为  $[r+3, \omega]$  岁。应付“老人”的统筹账户养老金为

$$\alpha \sum_{x=r+3}^{\omega} [L_{2018x} P_{2018x}^O]$$

3. 支付 2018 年“过渡期中人”的统筹账户养老金

2018 年初已退休的“过渡期中人”的年龄为  $[r, r+2]$  岁。在老办法下,  $r+2 \sim r$  岁“过渡期中人”应得的养老金分别为

$$P_{2018,r+2}^O = (1 + \rho_{2017}) P_{2017,r+1}^O, \quad P_{2018,r+1}^O = (1 + \rho_{2017}) P_{2017,r}^O, \\ P_{2018,r}^O = P_{2017,r}^O (1 + g_{2016}) / (1 + s)$$

在新办法下, 2018 年初  $x \in [r, r+2]$  岁“过渡期中人”应得的养老金为

$$P_{2018x}^{Nf} = B_{2018x} + T_{2018x} + I_{2018x} + A_{2018x}^f$$

2018 年初  $r+2$  和  $r+1$  岁“过渡期中人”应得的基础养老金分别为

$$B_{2018,r+2} = (1 + \rho_{2017}) B_{2017,r+1}, \quad B_{2018,r+1} = (1 + \rho_{2017}) B_{2017,r}$$

2018 年初 60 岁男性“过渡期中人”应得的基础养老金为

$$B_{2018,60} = \frac{\bar{S}_{2017}}{2} \left[ 1 + \frac{(57-23) + S_{2014,56} / \bar{S}_{2014} + S_{2015,57} / \bar{S}_{2015} + S_{2016,58} / \bar{S}_{2016}}{60-23} \right] \cdot (60-23)\%$$

因此, 2018 年初  $r$  岁“过渡期中人”应得的基础养老金为

$$B_{2018,r} = \frac{\bar{S}_{2017}}{2} \left[ 1 + \frac{(r-3-23) + S_{2014,r-4} / \bar{S}_{2014} + S_{2015,r-3} / \bar{S}_{2015} + S_{2016,r-2} / \bar{S}_{2016}}{r-23} \right] \cdot (r-23)\% \\ = \frac{\bar{S}_{2017}}{2} \left[ 2 + \frac{3}{r-23} \left( \frac{S_{2014,r-4}}{\bar{S}_{2014}} - 1 \right) \right] \cdot (r-23)\%$$

2018 年初  $r+2$  和  $r+1$  岁“过渡期中人”应得的过渡养老金分别为

$$T_{2018,r+2} = (1 + \rho_{2017}) T_{2017,r+1}, \quad T_{2018,r+1} = (1 + \rho_{2017}) T_{2017,r}$$

2018 年初 60 岁男性“过渡期中人”应得的过渡养老金为

$$T_{2018,60} = \bar{S}_{2017} \cdot (57-23) \cdot \varepsilon$$

因此, 2018 年初  $r$  岁“过渡期中人”应得的过渡养老金为

$$T_{2018,r} = \bar{S}_{2017} \cdot (r-3-23) \cdot \varepsilon$$

2018 年初  $r+2$  和  $r+1$  岁“过渡期中人”应得的个人账户养老金分别为退休当

年算出的值： $I_{2018,r+2} = I_{2016,r}$ ， $I_{2018,r+1} = I_{2017,r}$ 。2018年初60岁男性“过渡期中人”的基本养老保险个人账户积累额和个人账户养老金分别为

$$dS_{201456} \left[ \begin{array}{l} (1+j_{2015})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) + (1+g_{2014})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) \\ + (1+g_{2014})(1+g_{2015})(1+j_{2017}) \end{array} \right]$$

$$I_{201860} = \frac{12}{m} dS_{201456} \left[ \begin{array}{l} (1+j_{2015})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) + (1+g_{2014})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) \\ + (1+g_{2014})(1+g_{2015})(1+j_{2017}) \end{array} \right]$$

故2018年初 $r$ 岁“过渡期中人”的基本养老保险个人账户养老金为

$$I_{2018r} = \frac{12}{m} dS_{201456} \left[ \begin{array}{l} (1+j_{2015})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) + (1+g_{2014})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) \\ + (1+g_{2014})(1+g_{2015})(1+j_{2017}) \end{array} \right]$$

2018年初 $r+2$ 和 $r+1$ 岁“过渡期中人”应得的职业年金待遇分别为退休当年算出的值： $A_{2018r+2}^f = A_{2016r}^f$ ， $A_{2018r+1}^f = A_{2017r}^f$ 。2018年初60岁男性“过渡期中人”的职业年金账户积累额和职业年金待遇分别为

$$S_{201456} \left\{ \begin{array}{l} u \left[ \begin{array}{l} (1+j_{2015})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) + (1+g_{2014})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) \\ + (1+g_{2014})(1+g_{2015})(1+j_{2017}) \end{array} \right] \\ + \tau \left[ \begin{array}{l} (1+i_{2015})(1+i_{2016})(1+i_{2017}) + (1+g_{2014})(1+i_{2016})(1+i_{2017}) \\ + (1+g_{2014})(1+g_{2015})(1+i_{2017}) \end{array} \right] \end{array} \right\}$$

$$A_{201860}^f = \frac{12}{m} S_{201456} \left\{ \begin{array}{l} u \left[ \begin{array}{l} (1+j_{2015})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) + (1+g_{2014})(1+j_{2016})(1+j_{2017}) \\ + (1+g_{2014})(1+g_{2015})(1+j_{2017}) \end{array} \right] \\ + \tau \left[ \begin{array}{l} (1+i_{2015})(1+i_{2016})(1+i_{2017}) + (1+g_{2014})(1+i_{2016})(1+i_{2017}) \\ + (1+g_{2014})(1+g_{2015})(1+i_{2017}) \end{array} \right] \end{array} \right\}$$

因此，2018年初 $r$ 岁“过渡期中人”退休后每年应得的职业年金待遇为

$$A_{2018r}^f = \frac{12}{m} \frac{S_{2014r-4}}{1+g_{2013}} \left\{ u \sum_{n=0}^2 \left[ \prod_{k=0}^n (1+g_{2013+k}) \right] \prod_{h=n}^2 (1+j_{2015+h}) \right\} + \tau \sum_{n=0}^2 \left[ \prod_{k=0}^n (1+g_{2013+k}) \right] \prod_{h=n}^2 (1+i_{2015+h}) \right\}$$

$$= \frac{12}{m} \frac{S_{2014r-4}}{1+g_{2013}} \sum_{n=0}^2 \left\{ \prod_{k=0}^n (1+g_{2013+k}) \left[ u \prod_{h=n}^2 (1+j_{2015+h}) + \tau \prod_{h=n}^2 (1+i_{2015+h}) \right] \right\}$$

若新办法养老金低于老办法养老金，则对于2018年初 $r$ 岁及以上年龄“过渡期中人”，财政负担的统筹账户养老金分别为

$$\left( P_{2018r}^O - I_{2018r} - A_{2018r}^f \right), \quad \left( P_{2018r+1}^O - I_{2018r+1} - A_{2018r+1}^f \right),$$



$$(P_{2018r+2}^O - I_{2018r+2} - A_{2018r+2}^f)$$

故 2018 年初应付“过渡期中人”统筹账户养老金为

$$\begin{aligned} SP_{2018}^{N<O} &= \alpha L_{2018r} (P_{2018r}^O - I_{2018r} - A_{2018r}^f) + \alpha L_{2018r+1} (P_{2018r+1}^O - I_{2018r+1} - A_{2018r+1}^f) \\ &\quad + \alpha L_{2018r+2} (P_{2018r+2}^O - I_{2018r+2} - A_{2018r+2}^f) \\ &= \alpha \sum_{k=0}^2 L_{2018r+k} (P_{2018r+k}^O - I_{2018r+k} - A_{2018r+k}^f) \end{aligned}$$

所以，在新办法养老金低于老办法养老金的情况下，统筹账户 2018 年支出为

$$E_{2018}^{N<O} = \alpha \sum_{x=r+3}^{\omega} [L_{2018x} P_{2018x}^O] + SP_{2018}^{N<O}$$

若新办法养老金高于老办法养老金，则应付 2018 年初  $r+2$  岁、 $r+1$  岁和  $r$  岁“过渡期中人”的新办法养老金高于老办法养老金的超出额按比例增发部分分别为  $10\%(P_{2016r}^{Nf} - P_{2016r}^O)(1 + \rho_{2016})(1 + \rho_{2017})$ 、 $20\%(P_{2017r}^{Nf} - P_{2017r}^O)(1 + \rho_{2017})$ 、 $30\%(P_{2018r}^{Nf} - P_{2018r}^O)$ 。故 2018 年初应付“过渡期中人”统筹账户养老金为

$$\begin{aligned} SP_{2018}^{N>O} &= \alpha L_{2018r+2} [P_{2018r+2}^O + 10\%(P_{2016r}^{Nf} - P_{2016r}^O)(1 + \rho_{2016})(1 + \rho_{2017}) - I_{2018r+2} - A_{2018r+2}^f] \\ &\quad + \alpha L_{2018r+1} [P_{2018r+1}^O + 20\%(P_{2017r}^{Nf} - P_{2017r}^O)(1 + \rho_{2017}) - I_{2018r+1} - A_{2018r+1}^f] \\ &\quad + \alpha L_{2018r} [P_{2018r}^O + 30\%(P_{2018r}^{Nf} - P_{2018r}^O) - I_{2018r} - A_{2018r}^f] \\ &= \alpha \sum_{k=0}^2 L_{2018r+k} \left[ P_{2018r+k}^O + 10\%(3-k)(P_{2018-k,r}^{Nf} - P_{2018-k,r}^O) \frac{\prod_{l=0}^k (1 + \rho_{2018-l})}{1 + \rho_{2018}} - I_{2018r+k} - A_{2018r+k}^f \right] \end{aligned}$$

因此，在新办法养老金高于老办法养老金的情况下，统筹账户 2018 年支出为

$$E_{2018}^{N>O} = \alpha \sum_{x=r+3}^{\omega} [L_{2018x} P_{2018x}^O] + SP_{2018}^{N>O}$$

所以，统筹账户 2018 年支出为  $E_{2018} = \max(E_{2018}^{N<O}, E_{2018}^{N>O})$ 。

若  $F_{2017} < 0$ ，则统筹账户 2018 年累计结余为  $F_{2018} = C_{2018} - E_{2018}$ 。全额供款单位统筹账户 2018 年财政负担为  $FB_{2018} = \max(C_{2018}, E_{2018})$ 。

若  $F_{2017} > 0$ ，则统筹账户 2018 年累计结余为  $F_{2018} = (1 + i_{2017})F_{2017} + C_{2018} - E_{2018}$ ，进而财政负担为  $FB_{2018} = \max\{C_{2018}, [E_{2018} - F_{2017}(1 + i_{2017})]\}$ 。

(五) 全额供款单位统筹账户养老金 2015 年后  $y \in [4, 10]$  年的财政负担

统筹账户的缴费收入为  $C_{2015+y} = \alpha c \sum_{x=e}^{r-1} [L_{2015+y,x} \cdot S_{2014+y,x-1}]$ 。

“老人”的年龄区间为  $[r+y, \omega]$  岁。应付“老人”的统筹账户养老金为

$$\alpha \sum_{x=r+y}^{\omega} [L_{2015+y,x} P_{2015+y,x}^O]$$

退休的“过渡期中人”的年龄区间为  $[r, r+y-1]$  岁。老办法下的养老金分别为

$$P_{2015+y,r}^O = P_{2014+y,r}^O (1 + g_{2013+y}) / (1 + s)$$

$$P_{2015+y,r+1}^O = (1 + \rho_{2014+y}) P_{2014+y,r}^O, \dots,$$

$$P_{2015+y,r+y-1}^O = (1 + \rho_{2014+y}) P_{2014+y,r+y-2}^O$$

新办法下 2015+y 年  $x \in [r, r+y-1]$  岁“过渡期中人”应得的养老金为

$$P_{2015+y,x}^{Nf} = B_{2015+y,x} + T_{2015+y,x} + I_{2015+y,x} + A_{2015+y,x}^f$$

2015+y 年初  $[r, r+y-1]$  岁“过渡期中人”应得的基础养老金分别为

$$B_{2015+y,r} = \frac{\bar{S}_{2014+y}}{2} \left[ 2 + \frac{y}{r-23} \left( \frac{S_{2014+r-y-1}}{\bar{S}_{2014}} - 1 \right) \right] \cdot (r-23)\%$$

$$B_{2015+y,r+1} = (1 + \rho_{2014+y}) B_{2014+y,r}, \dots,$$

$$B_{2015+y,r+y-1} = (1 + \rho_{2014+y}) B_{2014+y,r+y-2}$$

2015+y 年初  $[r, r+y-1]$  岁“过渡期中人”应得的过渡养老金分别为

$$T_{2015+y,r} = \bar{S}_{2014+y} \cdot (r-y-23) \cdot \varepsilon$$

$$T_{2015+y,r+1} = (1 + \rho_{2014+y}) T_{2014+y,r}, \dots,$$

$$T_{2015+y,r+y-1} = (1 + \rho_{2014+y}) T_{2014+y,r+y-2}$$

2015+y 年初  $[r, r+y-1]$  岁“过渡期中人”应得的个人账户养老金分别为退休当年的个人账户养老金：

$$I_{2015+y,r} = \frac{12}{m} \frac{dS_{2014+r-y-1}}{1 + g_{2013}} \sum_{n=0}^{y-1} \prod_{k=0}^n (1 + g_{2013+k}) \prod_{h=n}^{y-1} (1 + j_{2015+h})$$

$$I_{2015+y,r+1} = I_{2015+y-1,r}, I_{2015+y,r+2} = I_{2015+y-2,r}, \dots, I_{2015+y,r+y-1} = I_{2015+1,r}。$$

2015+y 年初  $[r, r+y-1]$  岁“过渡期中人”应得的职业年金待遇分别为退休当年的职业年金待遇：

$$A_{2015+y,r}^f = \frac{12}{m} \frac{S_{2014+r-y-1}}{1 + g_{2013}} \sum_{n=0}^{y-1} \left\{ \prod_{k=0}^n (1 + g_{2013+k}) \left[ u \prod_{h=n}^{y-1} (1 + j_{2015+h}) + \tau \prod_{h=n}^{y-1} (1 + i_{2015+h}) \right] \right\}$$

$$, A_{2015+y,r+1}^f = A_{2015+y-1,r}^f, A_{2015+y,r+2}^f = A_{2015+y-2,r}^f, \dots, A_{2015+y,r+y-1}^f = A_{2015+1,r}^f$$

若新办法养老金低于老办法养老金，则对于 2015+y 年初  $x \in [r, r+y-1]$  岁“过渡期中人”，财政负担的统筹账户养老金为

$$\begin{aligned} & (P_{2015+y,r}^O - I_{2015+y,r} - A_{2015+y,r}^f), (P_{2015+y,r+1}^O - I_{2015+y,r+1} - A_{2015+y,r+1}^f), \\ & (P_{2015+y,r+2}^O - I_{2015+y,r+2} - A_{2015+y,r+2}^f), \dots, \\ & (P_{2015+y,r+y-1}^O - I_{2015+y,r+y-1} - A_{2015+y,r+y-1}^f) \end{aligned}$$

故 2015+y 年初应付“过渡期中人”统筹账户养老金为

$$SP_{2015+y}^{N<O} = \alpha \sum_{k=0}^{y-1} L_{2015+y,r+k} (P_{2015+y,r+k}^O - I_{2015+y,r+k} - A_{2015+y,r+k}^f)$$

因此，在新办法养老金低于老办法养老金的情况下，统筹账户 2015+y 年支出为

$$E_{2015+y}^{N<O} = \alpha \sum_{x=r+y}^{\omega} [L_{2015+y,x} P_{2015+y,x}^O] + SP_{2015+y}^{N<O}$$

若新办法养老金高于老办法养老金，则应付 2015+y 年初  $r+y-1$  岁、 $\dots$ 、 $r+1$  岁和  $r$  岁“过渡期中人”的新办法养老金高于老办法养老金的超出额按比例增发部分分别为  $10\%(P_{2016,r}^{Nf} - P_{2016,r}^O)(1 + \rho_{2016})(1 + \rho_{2017}) \dots (1 + \rho_{2015+y-1})$ 、 $\dots$ 、 $10\%(y-1)(P_{2015+y-1,r}^{Nf} - P_{2015+y-1,r}^O)(1 + \rho_{2015+y-1,r})$ 、 $10\%y(P_{2015+y,r}^{Nf} - P_{2015+y,r}^O)$ 。故 2015+y 年初应付“过渡期中人”的统筹账户养老金为

$$SP_{2015+y}^{N>O} = \alpha \sum_{k=0}^{y-1} L_{2015+y,r+k} \left[ \begin{aligned} & P_{2015+y,r+k}^O - I_{2015+y,r+k} - A_{2015+y,r+k}^f \\ & + 10\%(y-k)(P_{2015+y-k,r}^{Nf} - P_{2015+y-k,r}^O) \frac{\prod_{l=0}^k (1 + \rho_{2015+y-l})}{1 + \rho_{2015+y}} \end{aligned} \right]$$

因此，在新办法养老金高于老办法养老金的情况下，统筹账户 2015+y 年支出为

$$E_{2015+y}^{N>O} = \alpha \sum_{x=r+y}^{\omega} [L_{2015+y,x} P_{2015+y,x}^O] + SP_{2015+y}^{N>O}$$

所以，统筹账户 2015+y 年支出为  $E_{2015+y} = \max(E_{2015+y}^{N<O}, E_{2015+y}^{N>O})$

若  $F_{2015+y-1} < 0$ ，则统筹账户 2015+y 年累计结余为  $F_{2015+y} = C_{2015+y} - E_{2015+y}$ 。全额供款单位统筹账户 2015+y 年财政负担为  $FB_{2015+y} = \max(C_{2015+y}, E_{2015+y})$ 。

若  $F_{2015+y-1} > 0$ ，则统筹账户 2015+y 年累计结余为  $F_{2015+y} = (1 + i_{2015+y-1})F_{2015+y-1} + C_{2015+y} - E_{2015+y}$ 。因此，全额供款单位统筹账户 2015+y 年财政负担为

$$FB_{2015+y} = \max \left\{ C_{2015+y}, \left[ E_{2015+y} - F_{2015+y-1} (1 + i_{2015+y-1}) \right] \right\}。$$

(六) 差额供款单位统筹账户养老金过渡期的财政负担

### 1. 差额供款单位统筹账户 2015 年的财政负担

与全额供款单位有三点不同。一是差额供款单位人数占比为  $1-\alpha$ 。二是政府只负担差额供款单位的一部分缴费，差额供款单位自己负担剩余部分。三是职业年金的单位缴费和个人缴费都是实账积累，按投资收益率计息。

差额供款单位统筹账户 2015 年的缴费收入为  $C'_{2015} = \sum_{x=e}^{r-1} \left[ (1-\alpha) L_{2015,x} c S_{2014,x-1} \right]$ 。设  $\eta$  为差额供款单位自负缴费比例，那么单位和政府为在职人员的缴费分别为  $\eta C'_{2015}$  和  $(1-\eta) C'_{2015}$ 。支付 2015 年初“老人”的统筹账户养老金为

$$E'_{2015} = (1-\alpha) \sum_{x=r}^{\omega} \left[ L_{2015,x} \cdot P_{2015,x}^O \right]$$

差额供款单位统筹账户 2015 年结余为  $F'_{2015} = C'_{2015} - E'_{2015}$ 。因此，2015 年财政负担  $FB'_{2015} = \max(C'_{2015}, E'_{2015}) - \eta C'_{2015}$ 。

### 2. 差额供款单位统筹账户 2015 年后 $y \in [1, 10]$ 年的财政负担

2015+y 年的缴费收入  $C'_{2015+y} = (1-\alpha) c \sum_{x=e}^{r-1} \left[ L_{2015+y,x} \cdot S_{2014+y,x-1} \right]$ 。单位和政府为在职人员的缴费分别为  $\eta C'_{2015+y}$  和  $(1-\eta) C'_{2015+y}$ 。应付“老人”的统筹账户养老金为  $(1-\alpha) \sum_{x=r+y}^{\omega} \left[ L_{2015+y,x} \cdot P_{2015+y,x}^O \right]$ 。

退休的“过渡期中人”的年龄区间为  $[r, r+y-1]$  岁。老办法下的养老金的算式与全额供款单位的相同。新办法下的养老金里，基础养老金、过渡养老金、个人账户养老金的算式与全额供款单位的相同，而职业年金待遇须换成差额供款单位的。2015+y 年初  $[r, r+y-1]$  岁“过渡期中人”应得的职业年金待遇分别为退休当年的待遇：

$$A_{2015+y,r}^p = \frac{12(u+\tau)S_{2014r-y-1}}{m(1+g_{2013})} \sum_{n=0}^{y-1} \left[ \prod_{k=0}^n (1+g_{2013+k}) \prod_{h=n}^{y-1} (1+i_{2015+h}) \right]，$$

$$A_{2015+y,r+1}^p = A_{2015+y-1,r}^p, \quad A_{2015+y,r+2}^p = A_{2015+y-2,r}^p, \quad \dots,$$

$$A_{2015+y,r+y-1}^p = A_{2015+1,r}^p$$

无论新办法养老金低于老办法养老金、还是高于老办法养老金，差额单位统筹账户 2015+y 年支出的算式与全额单位的相比，都只是将人口占比换成  $1-\alpha$ 、职业年金待遇换成差额单位的。故统筹账户 2015+y 年支出为  $E'_{2015+y} = \max(E'_{2015+y}^{N<O}, E'_{2015+y}^{N>O})$ 。

若  $F'_{2015+y-1} < 0$ ，则差额供款单位统筹账户 2015+y 年累计结余为

$F'_{2015+y} = C'_{2015+y} - E'_{2015+y}$ 。故统筹账户 2015+y 年财政负担为  
 $FB'_{2015+y} = \max(C'_{2015+y}, E'_{2015+y}) - \eta C'_{2015+y}$ 。

若  $F'_{2015+y-1} > 0$ ，则

$F'_{2015+y} = (1 + i_{2015+y-1})F'_{2015+y-1} + C'_{2015+y} - E'_{2015+y}$ 。故财政负担为  
 $FB'_{2015+y} = \max\{C'_{2015+y}, [E'_{2015+y} - (1 + i_{2015+y-1})F'_{2015+y-1}]\} - \eta C'_{2015+y}$ 。

### 三、精算基础

根据《中国人力资源和社会保障年鉴 2016》披露的历年分事业、机关职工人数，用 2001~2015 年人数进行趋势外推，得 2016~2025 年机关事业单位职工人数。各年职工人数乘以 2015 年工作人员数 3990 万人占职工人数 4629 万人的比例得到各年机关事业单位工作人员数；乘以 2015 年退休人员数 1700 万人占职工人数 4629 万人的比例得到各年机关事业单位退休人员数。选取《中国人口和就业统计年鉴 2015》披露的全国分年龄性别人口数中 12~ $r$  岁的人口数，用上述生命表推算出 2016~2025 年 23~ $r$  岁分年龄性别的人口数，并算出各年分年龄性别的人口数占 23~ $r$  岁总人口的比例。用该比例与相应年度机关事业单位工作人员数相乘得到各年分年龄性别的在职参保人数。用类似方法算出各年  $r$ ~ $\omega$  岁分年龄性别的人口数占  $r$ ~ $\omega$  岁总人口的比例，乘以相应年度机关事业单位退休人员数，得到 2016~2025 年各年分年龄性别的退休参保人数。<sup>1</sup>

国发〔2015〕2 号文件规定：机关事业单位基本养老保险的单位缴费率  $c$  为 20%，个人缴费率  $d$  为 8%。《机关事业单位职业年金办法》规定：职业年金的单位缴费率  $u$  为 8%，个人缴费率  $\tau$  为 4%。《人力资源社会保障部办公厅财政部办公厅关于公布 2016 年职工基本养老保险个人账户记账利率等参数的通知》（人社厅发〔2017〕71 号）规定：“2016 年城镇职工基本养老保险（含机关事业单位和企业职工基本养老保险）个人账户记账利率为 8.31%。2014 年 10 月 1 日至 2015 年 12 月 31 日机关事业单位基本养老保险个人账户记账利率为 5%。”故以其平均值约 6.6% 为记账利率  $j$  的基准值。

其他参数值的校准，参考杨再贵和许鼎（2017）的方法，根据实际情况有所改进。随着年度的推移，需从统计年鉴等处查找的数据也随之更新。以《中国人身保险业经验生命表（2010-2013）》非养老金业务一表确定分年龄性别的死亡率。用《中国统计年鉴 2016》披露的年均实际工资增长率算得 2011~2015 年的平均值约为 8.0%。考虑到过渡期十年较长，取其年均工资增长率  $g$  为 7.0%。根据以往实践，养老金增长率通常为工资增长率的 40%~80%，本文取 70%，故  $\rho = 4.9\%$ 。市场利率  $i$  取 20 年期固定利率国债平均收益率 4.08%。过渡养老金计发系数  $\varepsilon$  按规定控制在 1%~1.4% 之间，本文取 1.2%。用《中国人力资源和社会保障年鉴 2016》披露的 1998 年至 2015 年分机关和事业单位人数，估计出近 18 年的全额供款单位参保人数占机关事业单位总参保人数的比例，取其平均值 42.93% 为  $\alpha$  的基准值。差额供款单位养老保险缴费的平均自负缴费比例  $\eta$  为 52.11%。养老金替代率  $R$  为 76%。

<sup>1</sup> 因篇幅所限，此处省略十年分年龄性别的参保人数表。若读者需要，可单独联系提供。

工龄工资增长率相对稳定，设其不随年度变化。用 2014 年在职人员的平均缴费工资  $\bar{S}_{2014} \approx 37285$  元、新入职者缴费工资  $S_{201423} \approx 30600$  元和在职人员的年龄性别分布，估计出工龄工资增长率  $s \approx 1.194\%$ 。根据 2015 年初机关事业单位退休人员的平均养老金  $\bar{P}_{2015}^O \approx 38459$  元、女性新退休者养老金  $P_{201555}^O \approx 33595$  元和退休人员的年龄性别分布，估计出同年度相邻年龄退休人员养老金随年龄增长率  $b \approx 1.071\%$ 。以上参数值均为参数的基准值。

#### 四、财政负担及其敏感性

将以上有关参数的基准值带入上节的精算模型，算得从 2018 年起“过渡期中人”新办法下的养老金高于老办法下的养老金。因此，2016 年和 2017 年用老办法下的养老金、2018 年起用新办法下的养老金分别计算当年的养老金支出。对比缴费收入，发现各年都是养老金支出大于缴费收入。所以各年财政负担如表 1 所示。可见，十年过渡期中，机关事业单位统筹账户养老金的财政负担从 2016 年的 0.61 万亿元到 2025 年的 1.07 万亿元，是逐年递增的。2016 年和 2017 年机关事业单位统筹账户养老金的财政负担，分别约占当年全国财政收入 16.0 万亿元和 17.2 万亿元的 3.8% 和 3.7%。

表 1 机关事业单位统筹账户养老金的财政负担（千亿元）

	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
全额单位	3.0	3.2	3.4	3.5	3.8	4.0	4.3	4.7	4.9	5.5
差额单位	3.1	3.2	3.3	3.3	3.6	3.9	4.1	4.4	4.7	5.2
当年合计	6.1	6.4	6.7	6.8	7.4	7.9	8.4	9.1	9.6	10.7

数据来源：张璐计算得来

分别求机关事业单位统筹账户养老金过渡期十年的财政负担总和和对养老金增长率、利率、缴费率等等 10 个参数的弧弹性，结果如表 2 所示。过渡期十年的总财政负担与养老金增长率、全额供款单位人数占比、过渡系数同向变动；它们对财政负担的同向影响程度由强到弱也是这个顺序。过渡期十年的总财政负担与基本养老保险单位缴费率、差额单位自负缴费比例、基本养老保险个人缴费率、职业年金单位缴费率和个人缴费率、记账利率、市场利率反向变动；这些因素对财政负担的反向影响程度是由强到弱的排序。

表 2 过渡期十年财政负担总和对各因素的弹性

因素	$\rho$	$\alpha$	$\varepsilon$	$i$	$j$
弹性	0.2456	0.14 12	0.08 64	-0.0 004	-0.0 009
因素	$\tau$	$u$	$d$	$\eta$	$c$
弹性	-0.0012	-0.0 024	-0.0 054	-0.3 739	-0.3 818

数据来源：张璐计算得来

## 五、结论与建议

针对机关事业单位十年过渡期这一特殊的养老金计发复杂期，本文对各年分别建立参保在职人员缴费收入精算模型、参保退休人员养老金支出精算模型，通过比较收支得到各年全额供款单位和差额供款单位的统筹账户养老金财政负担的精算模型。建模难点在以下几处：第一，“过渡期中人”新老计发办法下养老金不同。第二，新办法养老金高于老办法养老金的超出额按比例增发部分是逐年递增的。第三，差额供款单位自身必须负担一部分养老保险缴费，这与全额供款单位不同。第四，全额供款单位与差额供款单位的职业年金办法有所不同。

校准参数基准值后代入本文建立的精算模型，测得 2016 年和 2017 年老办法养老金高于新办法养老金，2018 年起新办法养老金高于老办法养老金。能达到养老金合理衔接、平稳过渡的目标。十年过渡期各年均均为养老金支出大于缴费收入。机关事业单位统筹账户养老金的财政负担从 2016 年的 0.61 万亿元逐年递增到 2025 年的 1.07 万亿元。2016 年和 2017 年机关事业单位统筹账户养老金的财政负担，分别约占当年全国财政收入的 3.8% 和 3.7%。从规模上看还是需要控制的。

各因素的影响如下：养老金增长率、全额供款单位人数占比、过渡系数由强到弱对财政负担产生同向影响，基本养老保险单位缴费率、差额单位自负缴费比例、基本养老保险个人缴费率、职业年金单位缴费率和个人缴费率、记账利率、市场利率由强到弱对财政负担产生反向影响。为控制机关事业单位统筹账户养老金的财政负担规模，可从两方面着手。同向影响因素方面，应该注意控制机关事业单位养老金的年度增长率、过渡性养老金的过渡系数，厘清机关事业单位职责、控制全额供款单位比重。反向影响因素方面，应该提高个人账户的记账利率，提高养老保险基金的投资收益率（本文精算模型中市场利率与养老保险基金投资收益率的作用相同），适当提高职业年金的单位缴费率和个人缴费率，还可考虑适当提高效率很好的差额单位的自负缴费比例。

## 参考文献

- [1]高建伟、丁克谔，2006，中国基本养老保险基金缺口模型及其应用，系统工程理论方法应用，15 卷 1 期，49-53 页。
- [2]王晓军、米海杰，2013，养老金支付缺口：口径、方法与测算分析，数量经济技术经济研究，第 10 期，49-62 页。
- [3]魏吉漳，2014，中国城镇企业职工基本养老保险财务可持续性精算评估，中国社会科学院研究生院博士学位论文。
- [4]杨再贵，石晨曦，2016，中国城镇企业职工统筹账户养老金的财政负担，经济科学，第 2 期，42-52 页。
- [5]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 页。
- [6]杨再贵，2016，机关事业单位基本养老保险的精算应计负债，经济数学，第 2 期，1-8 页。

[7]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页。



# “新农保”对农村老年居民健康影响的实证研究

## ——基于断点回归设计

陈华 张哲元<sup>1</sup>

### 摘要：

以往的研究发现，“新农保”对我国农村地区传统的家庭养老模式形成很强的替代作用，那么新农保有没有对农村老年人的民生问题，特别是健康产生积极影响？本文利用一个断点回归（RD）设计来考察参加“新农保”对农村老年人健康水平和健康行为的影响，本文得出的结论如下：参加新农保显著改善老年人的视力水平约 1 个等级，新农保显著降低了老年人 IADL 受损的概率约 0.25-0.66，新农保显著降低了老年人患抑郁的频率约 1.3 个等级，但是降低了老年人的自评健康水平。同时，新农保对老年人健康行为的影响方向并不统一，因此新农保没有明显地提升老年人生活行为的健康程度。

**关键词：**新农保，政策评估，健康水平，健康行为

## 一、背景和文献综述

### （一）选题背景

中国在 2010 年的人口普查当中，60 岁以上人口占到总人口的比例为 11.9%，65 岁以上人口占到总人口的比例为 7.96<sup>2</sup>，而根据国际当中惯常使用的联合国统计标准，已经迈入老龄化社会，并且老龄化的程度仍在持续增加，与此同时，我国的人均收入并没有提升到与老龄化社会相匹配的高水平阶段，因此我国当下面临着“未富先老”的实际情况。那么老年人的民生和养老问题在新时代当中必然又成为政府与人民所忧虑的问题。

在我国农村地区，长久以来“养儿防老”的观念根深蒂固，上一代进行生育决策以及在抚养后代过程中的消费决策和人力资本投资决策，其很大一部分的考虑是在自己年老以后获得下一代经济上的支持，以及生活上的照料和精神上的慰藉。这种建立在双向利他关系上的家庭养老模式一直是农村地区最主要的养老模式。但是随着工业社会的到来，商品经济的高度发展，以及社会生产力的迅速提高，这种以小农经济为根基的家庭养老模式难以继续适应农村地区的经济建设，那么稳定的家庭养老模式以及与此相协调的代际传递就被打破，家庭养老的功能也逐渐弱化。

<sup>1</sup> 陈华，中央财经大学保险学院副教授。张哲元，中央财经大学保险学院硕士研究生。

<sup>2</sup> 数据来源，国家统计局《中国统计年鉴》。

与家庭养老相补充的养老模式是社会养老,为了应对中国农村日益严峻的养老问题,也为了逐步推进中国城乡社会公共服务的均等化,国务院于 2009 年 9 月决定在全国开展新型农村社会养老保险(简称“新农保”),目的是为老年人提供生活保障,提高其与经济、健康、心理等相关联的生活水平。新农保的开展为农村地区老年人口提供了有力的养老保障,养老保险的资金也逐渐成为其重要的经济来源。

新农保有没有真正地给农村居民的老年生活提供有力的保障?特别是,新农保有没有最终改善农村老年人的健康水平?这是本文最为关注的问题。

## (二) 文献综述

本文研究的内容是新农保政策对老年人健康水平和健康行为的影响,在本章中,我们将从养老模式对老年人健康的影响,社会保险中的道德风险问题,新农保的政策评估这三个方面来回顾以往的中外文献。

### 1. 养老模式对老年人健康影响的中外研究

传统上老年人的健康问题集中在医学和人口学等领域,但是近 20 年来,老年人健康的跨学科研究成为重要的研究趋势,特别是从经济学的角度研究老年人的健康问题(任勤和黄洁,2015)。在这些众多的研究中,Grossman(1972)基于人力资本理论的健康需求模型是老年人健康影响因素研究的基准模型。老年人健康的决定因素则由收入水平、护理照料、医疗服务和精神慰藉等构成。后来研究者逐渐发现,这些因素均来自于不同的养老模式,而由这些要素构成的养老模式,开始成为经济学家关注的重点(Joung et al.,1994; Ross,1995; 刘宏等人,2011)。

养老模式根据提供养老保障的主体可以分为家庭养老和社会养老。家庭养老是指以家庭作为主体,以血缘关系作为纽带,通过子女对老年人的代际转移支付,实现老年人的养老保障过程,是以家庭为单位的代际之间双向利他关系之中的重要环节和目的。社会养老是指从社会的角度为老年人提供各方面的帮助和服务,由政府、非盈利社会组织、企业、志愿者等主体为老年人提供金融服务、经济扶持、生活照料等等。

对于家庭养老来讲,养老模式通常被界定为居住模式(Joutsenniemi,2007; 刘宏等人,2011),因此分析养老模式对老年人健康的影响,实质上是研究不同的居住模式对老年人健康的影响。国内外有许多研究通过经验数据考察了居住模式对老年人健康的影响,得出的结论也有所区别。对于国外的研究中,Weissman & Russell(2018)进行了对于美国老年居民的实证研究,结果表明与配偶和子女外的其他人居住的老年人健康状况是最差的,而且这种影响还存在性别差异,女性老年人与配偶居住的健康状况要明显好于独自居住或与子女居住。Fritzell & Gahler(2017)对瑞士的研究着眼于单身母亲的状况,他们的研究利用瑞士居住水平调查的截面数据,选择自评健康状况作为健康的衡量指标,证明了单身母亲比起完整家庭的母亲,其健康状况更差。Mahapatro et al.(2018)的研究面对的是严重问题老龄化以及缺乏正规的护理机构的印度,研究发现非独居(co-residential)的老年人健康状况更差,但他们认为这可能是由于原本健康状况就不好的老年人更倾向于与他人尤其是子女共同居住而产生的内生性所造成的。Zunzunegui et al.(2001)研究了西班牙老年人的感情和实际支持以及居住安排与身心健康之间的关系。研究发现,越少的情感支持和

实际支持会导致更差的健康状况，独居和与子女居住的自评健康状况更好，同时与子女居住比起独居患抑郁的概率更低。但是，也有一些研究发现，居住模式与老年人健康结果无关(Welin et al., 1985; Davis et al., 1997)。对于中国该情况的研究，Gu et al. (2007)利用中国高龄老人(80 岁以上)健康长寿调查数据，对养老院养老的健康影响进行了实证分析，他们发现，居住于养老院的高龄老人的死亡率最高，在控制家庭照料资源和初始健康状况情况下，他们的实证结果缺乏稳健性。Li et al. (2009)研究发现，高龄老人中与配偶居住的健康状况最好，独居的高龄老人在日常行为能力方面表现更好，而与子女居住的高龄老人自评健康更好。刘宏等人(2011)利用中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)的数据研究发现，经济与居住均独立的老年夫妻有最明显的健康优势和主观幸福度优势，而依靠子女供养或政府补助的个人独居养老模式是最差的。

但是，随着老龄化问题的加剧和我国社会保障的加强和覆盖范围的增加，特别是在农村地区开展新农保之后，传统的家庭养老模式正在逐渐弱化，而社会养老模式开始发挥愈发重要的作用。张川川和陈斌开(2014)利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的数据，利用开展与我国农村地区的新型农村社会养老保险这一政策实验，研究发现，社会养老对传统的家庭养老存在一定程度的替代作用，获得新农保收入的农村老年人，其获得家庭转移支付的概率下降了 32-56 个百分点。

社会养老，特别是养老保险项目，通常是通过收入分配方式为老年人提供保障，从而影响到老年人的健康水平。以往已经有大量的研究评估了收入与各种类型的健康结果之间的关系(Frijters et al., 2005; Lindahl, 2005; Evans and Moore, 2011)，这些文章结论倾向于证明了收入与老年人健康之间具有正向的因果关系。对于这些文献我们不在此一赘述。近年来有 Ayyagari and Frisvold (2016)文献着眼于社会保障对老年人健康的影响，通过美国 1970 年社会保障修正案带来的社会保障收入变化，将该政策变化作为收入的外生冲击，研究了社会保险对于老年人认知能力的影响，并且发现了显著的正向影响。对于国内的研究中，张苏等人(2013)利用 CHARLS 的数据，研究发现国家的养老保险对老年人健康具有显著的促进作用，参加养老保险使得自评健康的概率提升 73%，并且这一影响超过了经济状况产生的影响。任勤和黄洁(2015)利用同样的数据考察了社会医疗保险作为老年人的养老保障对健康产生的影响，结果发现医疗保险未对老年人的健康产生显著影响。

## 2. 社会保险的道德风险问题研究

社会保障道德风险是国内外普遍存在的现象，国外学者从上世纪 70 年代起开始研究各个社会保险项目中存在的道德风险。Shapiro and Stiglitz (1984)的研究着眼于劳动就业中的道德风险问题，研究发现，为了减少劳动者在面临就业时的投机现象，应该采取订立长期合同的办法，让在业人员的效益超过非在业人员，这样则有利于避免劳动就业中的道德风险。Grubel (2001)针对以加拿大为代表的工业国家的社会保险计划的财务困境，重点分析了加拿大的失业保险在地区转移方面的道德风险。Dave & Kaestner (2009)通过考查美国国家老年人医疗保险制度对老年人健康行为的直接和间接影响发现，获得医疗保险后，男性老年人的预防动机明显下降，不健康行为明显增加，即存在道德风险。

对于我国的研究中，因为我国的基本医疗保险体系相对来说开展时间更长，覆盖范围和保障力度更高，因此关于社会保险和道德风险的研究多数着眼于社会医疗保险。彭晓博和秦雪征（2014）研究发现，在中国，医疗保险会引起吸烟、饮酒等行为的增加。傅虹桥等人（2017）研究发现，参加新农合的老年人对于吸烟、饮酒、锻炼等行为的改善比起未参保人群相对较少。对于我国的研究中还没有文献着眼于养老保险中的道德风险行为。在本文中，我们不仅考察社会养老保险对老年人健康水平的影响，还要考察养老保险对老年人的健康行为产生了怎样的影响，这是因为许多健康指标是不能在短期内表现出差异或者变化，而这时健康行为对于养老保险的响应则更加及时，也更加具有参考价值。

### 3. 新农保的绩效评估

因为新农保开展的时间相对较短，因此仅有少量的文献应用计量方法对新农保进行了政策评估。张川川等人（2014）利用断点回归和双差分的方法，使用 CHARLS 数据，估计了新农保对农村老年人收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给的影响，其结果发现，新农保显著提高了农村老年人的收入，并且降低了贫困发生的概率，同时新农保提高了老年人的主观福利水平，也在一定程度上增加了家庭消费，减少了老年人的劳动供给。程令国等人（2013）利用 CLHLS 的面板数据，使用基于倾向得分匹配的双差分方法考察了新农保对农村老年人养老模式的影响，结果发现新农保有助于提高参保老年人的经济独立，降低了他们对子女经济支持和照料方面的依赖，同时提高了老年人与子女分开居住的意愿，也在实际上增加了这一概率。陈华帅和曾毅（2013）利用同样的数据和方法，估计了新农保的实施对父母和子女间转移支付的影响，研究发现老年人领取养老金的增加使子女间的代际转移支付降低了 80%，其认为研究结果的政策含义是新农保减轻了子女的养老负担。本文对新农保的政策评估也是一个很好的补充。

## 二、理论分析与实证策略

### （一）理论分析

#### 1. 养老模式对老年人健康影响的理论分析

上一部分的分析中指出，Grossman 所提出的老年人健康需求基准模型中，将老年人健康的决定因素归结为护理照料、医疗服务和精神慰藉这三个方面，我们的分析从这三个健康决定因素入手，详细分析养老模式以及“新农保”养老保险在理论上对老年人健康的影响途径。我们将护理照料分为两部分，专业护理服务和日常生活照料。影响老年人健康的养老模式，可以根据提供养老服务的主体分为家庭养老和社会养老。家庭养老对老年人健康的影响，或者具体地，家庭养老对医疗护理服务、精神慰藉和生活照料的影响，是通过以下的渠道产生的：

（1）家庭成员，如子女给老年人提供的转移支付，这部分收入可以使老年人有更强的经济能力来获得专业机构提供的医疗和护理服务，因此提高了老年人的医疗和护理服务的利用率，从而改善其健康。

（2）居住方式是养老模式中很重要的一个部分，在家庭养老的模式中，通常家庭成员，如子女通过与老人共同居住，或较频繁的探望来实现老年人的养老目标。

与家庭养老相对应，社会养老对老年人的医疗护理服务、精神慰藉和生活照料的影响，是通过以下渠道产生的：

(1) 养老金的给付，类似于家庭养老中的转移支付，这部分养老金的收入可以使老年人有更多的机会获得医疗和护理服务。

(2) 社会医疗保险提供的医疗护理费用的报销。如果社会养老制度设计当中也包含医疗保障政策，那么这种医疗保障或者医疗保险所提供的医护费用的报销可以增加老年人对于护理和医疗服务的利用。

(3) 一个完善的社会养老制度当中，通常不仅仅包含经济的给付，还包含一些关乎老年人精神文明建设的配套政策，比如在村镇中建设老年人活动中心，比如招募志愿者对老年人进行关怀和帮扶等等，这些社会建设则是社会养老影响老年人精神慰藉和生活照料的途径。

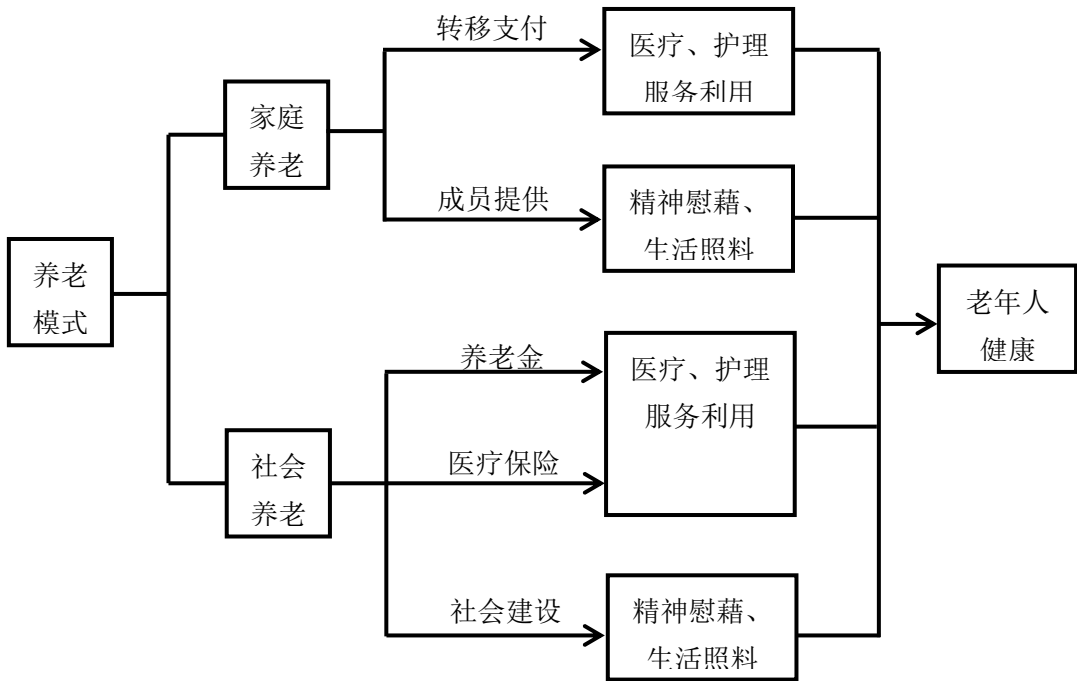


图1 养老模式对老年人健康影响的理论途径

图1中我们对家庭养老和社会养老这两种养老模式影响老年人健康的各种理论渠道进行了直观展示和总结。

## 2.“新农保”对老年人健康影响的理论分析

在理论分析了养老模式对老年人健康的影响渠道之后，我们现在来具体分析在理论上“新农保”制度作为一种社会养老的方式，是怎样对老年人的健康产生影响的。

(1) “新农保”养老金的给付。作为一种养老保险制度，“新农保”与上文分析的一般范畴的社会养老模式一样，最直接的作用便是通过养老金的给付，从而影响到老年人对于医疗和护理服务的利用，进而影响到健康。

(2) 配套的社会建设。在“新农保”制度建设更完善之后，其制度的作用

将不仅仅限于保险的储蓄和收入平滑的作用，同时必然会产生惠及农村老年人的其它社会建设，比如定期的免费体检和医疗服务，免费的老年人活动场所和设施，与制度配套的服务于老年人的工作人员。

(3) 值得注意的是，“新农保”制度对老年人健康影响还有一个不容忽视的途径，那就是对家庭养老的挤出作用。“新农保”在建设之初的背景和目的就是家庭养老逐渐弱化，也是通过社会保险的方式分担子女的养老负担，因此新农保对于家庭养老具有很强的挤出作用。

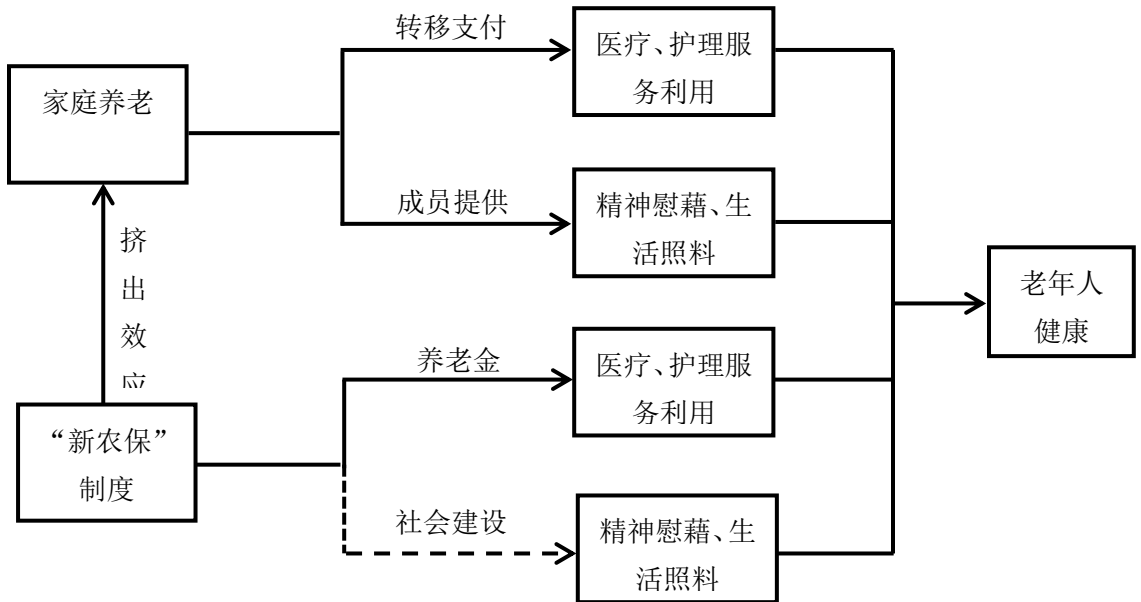


图2 “新农保”制度对老年人健康影响的理论途径

## (二) 实证策略

### 1. 断点回归估计量

本文的实证方法采用断点回归 (RD) 的实验设计，充分利用新农保养老金领取需要大于 60 岁的随机实验特征。计量经济学家们评价断点回归方法是“最接近于随机实验的设计”，并且断点回归方法比起其它非实验的方法“需要的假设更弱”。因此可以利用断点方法得到更加准确的因果推断。也正是因为如此，断点回归方法在经济学领域兴起仅仅 20 年左右的时间，就得到了蓬勃的发展。本章将简单分析断点回归方法的发展脉络，并详细评价断点回归的设计和估计方法。

在精准断点回归中，我们通过考察结果变量的条件期望来刻画实验的平均处理效应  $\tau_{SRD}$  (average treatment effect):

$$\tau_{SRD} = E[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c]$$

其中  $Y_i(1)$  表示  $W_i = 1$  的结果， $Y_i(0)$  表示  $W_i = 0$  的结果。我们只能观测到  $X_i < c$  的  $Y_i(0)$  和  $X_i \geq c$  的  $Y_i(1)$ ，即：

$$E[Y|X = x] = E[Y|W = 0, X = x] \cdot \Pr(W = 0, X = x) + E[Y|W = 1, X = x] \cdot \Pr(W = 1, X = x)$$

模糊断点回归（fuzzy regression discontinuity, FRD）是断点回归设计的另一种情况，是在 Trochim（1984）的研究中首次将其命名为模糊断点设计。现在同样存在一个实验干预 $W_i$ ，还存在一个驱动变量 $X_i$ ，驱动变量可能对结果变量产生影响，同样认为驱动变量产生的影响在断点附近是连续的。与精准断点回归的区别在于，模糊断点回归中实验干预 $W_i$ 的分配不完全受到驱动变量 $X_i$ 超过断点值的影响，还受到其它一些因素的影响。这时我们再引入一个变量 $T_i$ ，其中 $T_i = \mathbf{1}(X_i \geq c)$ ，也就是说实验干预 $W_i$ 的分配受到 $T_i$ 和一些混淆因素的共同影响，而且

$$\Pr(W_i = 1|T = 1) \neq \Pr(W_i = 1|T = 0)$$

在这种情况下平均处理效应 $\tau_{FRD}$ 可以通过结果变量在驱动变量断点处的跳跃与实验分配在驱动变量断点处的比值来反映，

$$\begin{aligned} \tau_{FRD} &= \frac{\lim_{x \rightarrow c^+} E[Y|X = x] - \lim_{x \rightarrow c^-} E[Y|X = x]}{\lim_{x \rightarrow c^+} E[W|X = x] - \lim_{x \rightarrow c^-} E[W|X = x]} \\ &= E[Y_i(1) - Y_i(0)|\text{个体 } i \text{ 是遵从者而且 } X_i = c]. \end{aligned}$$

值得注意的是，在模糊断点的情况下，如果我们仍按照精准断点的设定来进行估计，即估计 $\lim_{x \rightarrow c^+} E[Y|X = x] - \lim_{x \rightarrow c^-} E[Y|X = x]$ ，那么实际上估计的是平均处理效应与人群中遵从者的比例的乘积，也就是 ITT 效应（Intention to treat effect）。本文在后面的实证估计中，即估计了模糊断点下的平均处理效应，也估计了简化方程的 ITT 效应。

## 2. 断点回归估计方法

### （1）分段线性函数方法

在具体的回归方程当中，我们用如下的回归方程来进行混合回归：

$$Y = \alpha + \tau W + \beta(X - c) + \gamma W \cdot (X - c) + \varepsilon$$

这里 $c - h \leq X \leq c + h$ 。  $\tau$ 的估计值就是精准断点回归的平均处理效应。在混合方程中加入实验分配 $W$ 与驱动变量 $X - c$ 的交互项，就是允许断点两侧驱动变量的系数可以不同。

### （2）局部多项式方法

在分段线性函数方法中，我们假定驱动变量 $X - c$ 与结果变量之间的关系是线性的。与分段线性函数方法十分类似，局部多项式方法，则是假定驱动变量与对结果变量的影响是非线性的。这种处理方法的原因是，有时在断点附近的样本量过少，为了获得更加可靠的平均处理效应，我们不得不选择更大的带宽以包含更多的样本，这样造成的结果是，用线性关系来拟合驱动变量对结果变量的影响就会造成很大的偏差，在这种情况下我们加入驱动变量的更高阶项，来刻画可能存在的非线性关系。例如，在三阶多项式的情形下，我们用驱动变量的三阶多项式来刻画驱动变量对结果变量的非线性影响，具体地，我们

用如下的混合方程来进行估计：

$$Y = \alpha + \tau W + \beta_1(X - c) + \beta_2(X - c)^2 + \beta_3(X - c)^3 + \gamma_1 W \cdot (X - c) + \gamma_2 W \cdot (X - c)^2 + \gamma_3 W \cdot (X - c)^3 + \varepsilon \quad (2.12)$$

这里在估计方程中加入驱动变量与实验分配的交互项，目的是允许驱动变量对结果的多项式影响在断点左右两侧多项式的系数可以不同，即不引入多项式系数必须相同的进一步限制。

### （3）模糊断点回归的估计

Imbens & Lemieux（2008）的研究指出，如果采用矩形核函数，即所有样本具有相同的权重，并且结果变量和实验分配的估计采用相同的带宽，那么模糊断点的估计量可以等价于两阶段最小二乘估计量，估计方程为：

$$Y = \alpha + \tau W + \beta(X - c) + \gamma T \cdot (X - c) + \varepsilon \quad (2.19)$$

其中 $T$ 在上一部分中介绍过，代表驱动变量是否超过断点，对于该估计方程，将 $T$ 作为内生变量 $W$ 的工具变量，即意味着第一阶段的估计方程为：

$$W = \alpha_D + \tau_D T + \beta_D(X - c) + \gamma_D T \cdot (X - c) + \varepsilon_D \quad (2.20)$$

## 三、数据与变量

### （一）数据与样本

本文的研究所采用的数据是中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS）。CHARLS 数据是由北京大学国家发展研究院中国经济研究中心主持的全国范围的追踪微观入户调查数据，从 2011 年的首次基线调查开始，每两年开展一次全国性的追踪调查，每年开展一次部分地区的调查，样本追踪的比例在 80% 左右，其调查的个体通常是在 45 岁以上的中老年人口。本文的研究采用的是 CHARLS 的 2013 年全国追踪调查数据，根据人力资源与社会保障部发布的数据，截至 2012 年 9 月底，全国所有县级行政单位已经全部开展新型农村社会养老保险工作，实现了全面覆盖，因此在 2013 年的调查数据中，将不会存在所在地区未开展新农保的农户个体。CHARLS 的 2013 年数据共包含 18605 个微观农户样本，其中 15000 左右是追踪样本，剩余为新加入的样本。在剔除了农业户口之外的其它户口状态后，剩余 14190 个样本。根据实际样本数量与断点回归设计的实际要求，我们将研究样本的年龄限制在 [50, 70] 岁的样本个体中，目的是保证相对充足的样本量，并且尽量缩小窗口以减小年龄带来的影响，在对个体年龄进行限定后，最终剩余 8748 个样本用于本文的实际研究。

### （二）变量的选择

根据断点回归（RD）设计的具体做法，本文的变量分为四类：结果变量，原因变量（或称实验分配），驱动变量，协变量。我们根据 RD 中的这种划分来介绍本研究中的变量选取。

#### 1. 原因变量

本文所要研究的是“新农保”对农村老年人健康产生的影响，即评估“新农保”政策的健康效果，所以本文的实验分配变量是“新农保”，为 0、1 变量，在变量设置上，个体如果参与了新农保，并且已经开始领取养老金，“新农保”变量取 1，否则取 0，因为只有开始领取养老金才意味着个体受到实验影响，进入到实



验组。在后文的叙述中为了方便，我们提到“加入新农保”特指已经开始领取养老金。该变量的计算基于 CHARLS 问卷中的两个问题，“您现在是否参加了新型农村社会养老保险？”与“您是否已经领取了新农保发放的养老金？”。

## 2. 驱动变量

“新农保”养老保险参与的硬性条件是年龄需要在 60 岁以上，因此在本文的断点回归设计当中，变量“年龄”是驱动变量，同时 60 岁以上老人是否加入新农保是自愿的选择，因此是否加入新农保除了受到驱动变量年龄的影响，还受到农户自身意愿的影响，是一个模糊断点回归（FRD）设计。本文的年龄计算精确到月份，因此年龄的取值每增加 0.083 即意味着年龄增加一个月份。年龄的计算基于问卷中的出生日期，CHARLS 的问卷中受访个体回答的出生日期可能是公历或农历日期，我们统一转换成公历来计算年龄。同时本文断点回归设计中的断点选择为 60 岁，尽管部分地区由于政策开展的不够严谨等原因，使得真正领取养老金的年龄可能稍微偏离 60 岁。

## 3. 协变量

在带宽较大的情况下，我们还需要加入一些影响结果变量的其它因素来进行控制，从而得到断点处更精确的平均处理效应，这些变量即为协变量。在本文中，我们也加入如下的一些协变量来控制可能存在的影响。

性别，为 0、1 变量，男性取 1。教育，为 0、1 变量，按照是否初中毕业分类，初中毕业及以上取 1，未达到初中毕业取 0。劳动状态，细分为农业劳动和非农业劳动两个变量，均为 0、1 变量，目前正在参与劳动，则变量取 1，未参与劳动取 0。婚姻，为 0、1 变量，已婚取 1，其它婚姻状态取 0。收入，用个人收入、家庭人均收入两个变量来衡量。个人收入包括个人的工资、领取的养老金、政府补助、社会救助和捐助等。家庭人均收入包括家庭成员的个人收入、家户农业收入、个体经营收入、家户获得的转移支付等。

## 4. 结果变量

本文研究新农保对老年人健康的影响，不仅研究健康水平所受到的影响，还研究新农保对老年人的健康行为产生的影响。CHARLS 的问卷调查是基于 45 岁以上的中老年群体，因此问卷中设置的关于健康的问题本身就具有很强的参考价值，我们基于问卷设置，并且参考健康学、经济学以往的相关研究来进行变量。选择具体的变量选取如下。

健康水平：

(1) 残疾，为 0、1 变量，由问卷中的五部分关于残疾的选项构成，分别是躯体残疾、大脑受损或智力缺陷、失明或半失明、聋或半聋、哑或严重口吃，如果有任意一项残疾，则变量取 1，否则取 0。

(2) 慢性病，为 0、1 变量，由问卷中的 14 部分关于慢性病的问题组成，分别是高血压、血脂异常、糖尿病、癌症等恶性肿瘤、慢性肺部疾病、肝脏疾病、中风、肾脏疾病、胃病或消化系统疾病、精神方面的疾病、与记忆有关的疾病、关节炎或风湿病、哮喘，如果受访者在访问时患有上述的慢性疾病中任意一项，则慢性病变量取 1，否则取 0。

(3) 视力与听力。CHARLS 问卷中关于视力和听力的问题的设置都是基于李克特五点选项量表的，因此我们在实证当中将这两个变量作为连续变量来处理，取值越小，表明视力与听力的状况越好。

(4)步行困难，为 0、1 变量，若受访者行走一公里有困难则取 1，否则取 0。

(5)ADL 受损与 IADL 受损。ADL (activities of daily living) 反映的是与穿衣、进食、保持卫生等日常活动自理的情况，本文的设定中，如果穿衣服、洗澡、吃饭、起床下床、上厕所、控制排便这六项当中有任何一项的回答是“有困难，需要帮助”或“无法完成”，则 ADL 受损变量取 1，否则取 0。IADL (instrumental ADL) 反映的是人们在独立的社会日常生活当中所需的更高级的与使用工具有关的活动，比如做饭、购物等。本文的设定中，如果做家务、做饭、去商店买食品杂货、拨打电话、吃药这五项中有任意一项的回答是“有困难，需要帮助”或“无法完成”，则 IADL 受损变量取 1，否则取 0。

(6)精神状态，基于 CHARLS 问卷中关于情绪低落的频率的问题。处理为连续变量，取值越小，表示精神状态越好。

(7)记忆力，基于问卷中关于自我评价记忆力的问题，为五项量表，处理为连续变量，取值越小，表示记忆力越好。

(8)自评健康，基于问卷中关于自我评价身体健康的问题，为五项量表，处理为连续变量，取值越小，表示自评健康越好。

(9)生活满意度，基于问卷中是否对自己的生活感到满意的问题，为五项量表，处理为连续变量，取值越小，表示满意程度越高。

健康行为：

(1)是否吸烟，为 0、1 变量，基于 CHARLS 问卷中关于是否吸过烟以及是否已经戒烟的问题，如果受访者目前在吸烟，则变量取 1，从不吸烟或已戒烟取 0。

(2)吸烟数量，为连续变量，基于问卷中询问每天吸多少支烟的问题，在具体回归中，该变量需要条件于吸烟者。

(3)是否饮酒，为 0、1 变量，基于问卷中关于过去一年是否饮酒的问题，是则取 1，否则取 0。

(4)饮酒数量，分为烈酒、葡萄酒、啤酒三个变量，均为连续变量，问卷中的问题是过去一年内平均每月的饮酒数量，问卷中的回答设定成分段选项，取值越大表示频率越高。

### (三) 变量描述性统计

表 1 中展示的是原因变量、驱动变量、协变量和结果变量的描述性统计情况。表中我们可以看到，在本文所选取的 50 到 70 岁的样本中，参与新农保的比例是 31.2%，比例偏低，在后文中还统计了条件于 60 岁以上子样本的参与新农保的比例。样本的平均年龄是 59.3 岁，十分接近 60 岁，说明年龄分布比较均衡。

表 1 变量描述性统计 (全样本)

样本：全样本				
变量	均值	标准差	最小值	最大值

类别：原因变量

新农保	0.312	0.463	0	1
-----	-------	-------	---	---

类别：驱动变量

年龄	59.29	5.357	50	70
----	-------	-------	----	----

类别：协变量

性别	0.480	0.500	0	1
----	-------	-------	---	---

教育	0.243	0.429	0	1
----	-------	-------	---	---

婚姻	0.897	0.305	0	1
----	-------	-------	---	---

农业劳动	0.682	0.466	0	1
------	-------	-------	---	---

非农业劳动	0.219	0.413	0	1
-------	-------	-------	---	---

个人收入（取对数）	3.728	3.972	0	12.21
-----------	-------	-------	---	-------

家庭人均收入（取对数）	5.782	3.511	-0.511	12.71
-------------	-------	-------	--------	-------

类别：结果变量

残疾	0.261	0.439	0	1
----	-------	-------	---	---

慢性病	0.664	0.472	0	1
-----	-------	-------	---	---

视力 1	3.739	1.015	1	5
------	-------	-------	---	---

视力 2	3.825	0.968	1	5
------	-------	-------	---	---

听力	3.594	0.958	1	5
----	-------	-------	---	---

步行困难	0.168	0.374	0	1
------	-------	-------	---	---

ADL 受损	0.0515	0.221	0	1
--------	--------	-------	---	---

IADL 受损	0.217	0.412	0	1
精神状态	1.817	1.050	1	4
记忆力	4.164	0.825	1	5
自评健康	2.964	0.929	1	5
生活满意度	2.908	0.762	1	5
是否吸烟	0.377	0.485	0	1
吸烟数量	18.02	13.00	1	100
是否饮酒	0.338	0.473	0	1
饮酒数量：烈性酒	5.136	2.109	1	8
饮酒数量：啤酒	4.041	2.119	1	8

由于本文的研究中断点为 60 岁，因此我们进一步将样本分为 50 到 60 岁（不含）与 60（含）到 70 岁两个子样本，来分别统计各类变量的基本情况。表中可以看到，小于 60 岁的样本参加“新农保”的比例为 2.8%，产生不为 0 的情况是由于极少数地区新农保的开展存在不规范的情况，也可能是由于样本的测量误差；大于 60 岁的样本参加“新农保”的比例达到 66%，该参保的比率适中，但可以看出在新农保已经实现全覆盖的情况下，其开展的深度仍有较大提升的空间。其它各类变量的情况详见表 2 中的统计，我们在此不做一一说明。

表 2 变量描述性统计（子样本）

变量	样本：年龄<60 岁		样本：年龄≥60	
	均值	标准差	均值	标准差
类别：原因变量				
新农保	0.0279	0.165	0.660	0.474
类别：驱动变量				

年龄	55.26	2.993	64.28	2.848
类别：协变量				
性别	0.474	0.499	0.486	0.500
教育	0.341	0.474	0.122	0.327
婚姻	0.934	0.248	0.850	0.357
农业劳动	0.697	0.459	0.664	0.472
非农业劳动	0.289	0.454	0.132	0.339
个人收入（取对数）	2.413	4.026	5.347	3.238
家庭人均收入（取对数）	6.111	3.462	5.379	3.530
类别：结果变量				
残疾	0.218	0.413	0.315	0.464
慢性病	0.619	0.486	0.719	0.450
视力 1	3.657	1.012	3.838	1.009
视力 2	3.823	0.981	3.826	0.952
听力	3.509	0.954	3.698	0.953
步行困难	0.137	0.343	0.207	0.405
ADL 受损	0.0360	0.186	0.0705	0.256
IADL 受损	0.153	0.360	0.297	0.457
精神状态	1.789	1.029	1.851	1.074
记忆力	4.142	0.830	4.190	0.818

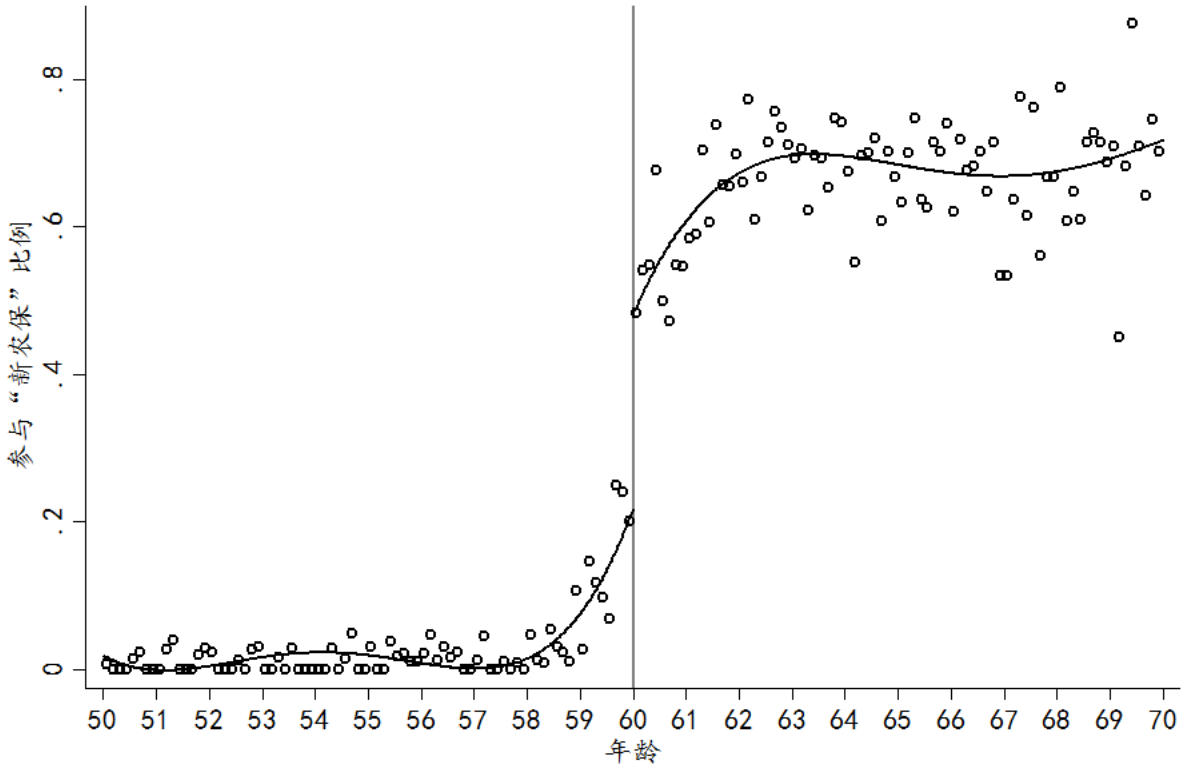
自评健康	2.909	0.933	3.033	0.920
生活满意度	2.939	0.767	2.871	0.755
是否吸烟	0.374	0.484	0.381	0.486
吸烟数量	18.96	12.89	16.89	13.05
是否饮酒	0.351	0.477	0.322	0.467
饮酒数量：烈性酒	5.047	2.123	5.248	2.087
饮酒数量：啤酒	4.016	2.066	4.086	2.212

---

#### （四）断点的考察

断点回归设计中的核心要素是，原因变量在驱动变量的断点处产生不连续的跳跃，这样才可以在断点处形成类似于随机实验的设计，并进一步将结果变量的跳跃归因为原因变量。在上文的描述统计当中我们可以看到，参加“新农保”的比例在小于 60 岁和大于 60 岁的样本群体中具有明显的差异，分别为 2% 和 66%，但是，我们从均值中无法看到参加新农保的比例是否在断点处即 60 岁处产生了跳跃。在这一部分我们将考察参加新农保是否在 60 岁处发生跳跃。在 RD 的研究中比较公认的考察办法是通过图像的非参数方法，将驱动变量划分成小区间，在每个小区间内统计原因变量的均值，并在断点两侧分别进行曲线拟合，在图上观测断点处是否存在原因变量的跳跃。

图3 年龄的断点

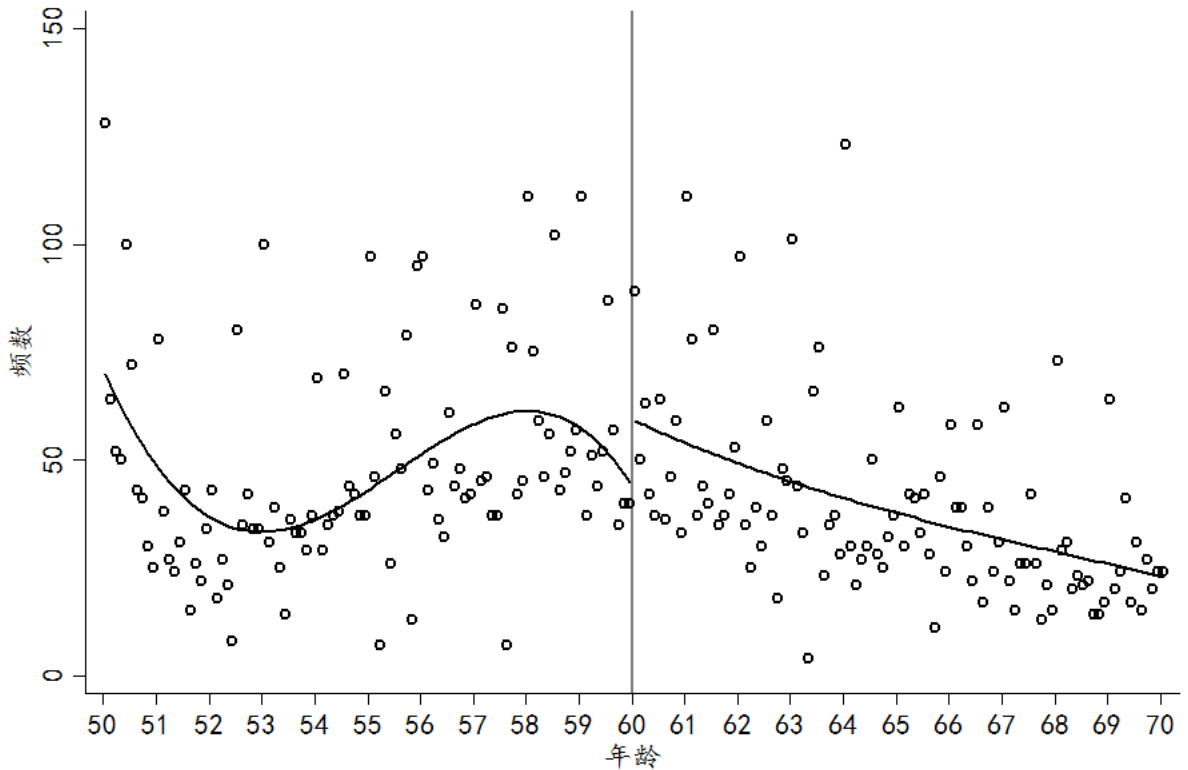


本文将年龄每 0.1 岁划分为一个小区间，在驱动变量 60 岁的左右两侧，用四阶多项式分别来对每个年龄区间内参与“新农保”的比例进行曲线拟合。在图 3 中可以清晰地看出，在年龄的断点两侧，参与“新农保”的比例出现非常明显的跳跃间断点，表明本文的断点回归设计是可行的，为后文的实证分析打下基础。

在断点回归 (RD) 设计当中的另一个重要的假设是，个体不能精准操控驱动变量，从而有目的地使自己进入断点右侧或左侧的实验组或对照组。我们同样利用图像的非参数方法来考察断点附近是否存在精准操控，如果存在精准操控，那么应该出现的情形是，在断点左边较小的领域内的样本频数非常少，或者出现明显的间断，因为这部分个体有理由精准操控其年龄（如虚报）来使自己进入到 60 岁以上的组别，从而可以获得新农保的养老保障。

在图 4 中我们可以看到，年龄的频数在 60 岁断点的两侧并没有发生明显的跳跃，因此可以认为在断点附近不存在精准操控。

图4 断点附近的精准操控



#### 四、实证结果与分析

##### (一) 带宽的选择

Imbens & Lemieux (2008), Imbens & Kalyanaraman (2012) 以及 Calonico et al. (2014) 的研究分别提出 CV、IK、CTT 三种确定最优带宽的方法, 受到 RD 领域学者的普遍认可。本文采用这三种方法分别计算带宽, 并作必要的近似处理。

表 3 带宽选择和样本量

带宽	断点左侧	断点右侧	总样本
[-1,1]	498	519	1017
[-2,2]	1162	1076	2238
[-3,3]	1668	1509	3177
[-10,10]	4771	3890	8661

表 3 是本文选取的三种最优带宽, 以及相应的样本量的统计情况。本文基于所有结果变量分别计算得出的最优带宽, 进行较小程度的近似处理, 目的是使所有结果变量的带宽统一, 并且带宽所取的年龄范围具有实际意义。最终文



章计算并选取[-1,1]、[-2,2]和[-3,3]三种带宽，分别表示在断点回归分析当中所选用的年龄区间为[59,61]、[58,62]和[57,63]三种情况，对应的样本量分别为1017, 2238 和 3177，均可以满足回归方程的样本量需求。带宽取[-10,10]为全样本的情况，表示在回归分析中选用年龄区间为[50,70]，样本量为 8661。<sup>1</sup>

(二) 简约型方程的估计结果

本文首先估计 RD 的简约型 (reduced-form) 方程，即估计方程

$$Y = \alpha + \tau T + \gamma f(X - c) + \theta Z + \varepsilon \quad (4.1)$$

其中T为年龄是否大于 60 岁， $f(X - c)$ 表示方程中年龄的拟合形式，Z为其它协变量，随着带宽的增加以及样本量的增加，可以采用年龄的更高阶项来拟合。本文在带宽为[-1,1]时，采用分段线性的形式，带宽为[-2,2]时，采用二阶多项式拟合，带宽为[-3,3]时，采用三阶多项式拟合，本文也给出全样本即带宽为[-10,10]的估计结果，采用四级多项式拟合。方程的估计采用矩形核函数，即对所有样本采取同样的权重。

值得注意的是，通过简约型方程估计的结果不是实际参加新农保人群的政策效果，而是针对政策覆盖人群的政策效果，简称 ITT (intention to treat)，其衡量的是个体被政策覆盖，即有资格参与新农保对所有参加和未参加的人群的政策效果，实际上是遵从者 (complier) 在所有人群中的占比与 ATE 的乘积。

表 4 简约型方程的估计结果 (ITT)

结果变量	带宽					
	[-1,1]		[-2,2]			
残疾	-0.0336 (0.0554)	-0.0382 (0.0551)	-0.0152 (0.0549) 0.152**	-0.0376 (0.0594)	-0.0383 (0.0591)	-0.0208 (0.0590)
慢性病	0.139** (0.0578)	0.135** (0.0570)	* (0.0568)	0.0945 (0.0619)	0.0902 (0.0613)	0.101* (0.0610)
视力 1	-0.176 (0.133)	-0.193 (0.132)	-0.188 (0.132)	-0.221 (0.142)	-0.236* (0.141)	-0.238* (0.141)
视力 2	-0.0752 (0.125)	-0.0490 (0.123)	-0.0543 (0.123)	-0.195 (0.134)	-0.185 (0.133)	-0.203 (0.133)
听力	-0.0957 (0.120)	-0.0935 (0.120)	-0.0717 (0.120)	0.0346 (0.130)	0.0421 (0.130)	0.0666 (0.129)
步行困难	0.00915 (0.0463)	-7.57e-05 (0.0459)	0.00760 (0.0448)	0.0222 (0.0495)	0.0152 (0.0491)	0.00216 (0.0477)
ADL 受损	0.0147 (0.0225)	0.0103 (0.0225)	0.0198 (0.0224)	0.0137 (0.0243)	0.0122 (0.0243)	0.0110 (0.0241)
IADL 受损	-0.160* **	-0.173* **	-0.153* **	-0.146* **	-0.155* **	-0.150* **

<sup>1</sup> 此次样本量不同于第三章中所给出的 8748，是由于这里的统计不包含年龄取 60 岁整的个体。

	(0.0502)	(0.0493)	(0.0486)	(0.0542)	(0.0532)	(0.0525)
精神状态	-0.135	-0.167	-0.125	-0.279*	-0.305*	-0.305*
	(0.133)	(0.133)	(0.132)	(0.143)	(0.143)	(0.143)
记忆力	-0.145	-0.155	-0.117	-0.0651	-0.0760	-0.0510
	(0.105)	(0.104)	(0.104)	(0.114)	(0.112)	(0.112)
自评健康	0.457**		0.411**			
	*	0.384**	*	0.289	0.216	0.190
	(0.163)	(0.161)	(0.159)	(0.176)	(0.174)	(0.172)
生活满意度	-0.0248	-0.0384	-0.0356	-0.0322	-0.0429	-0.0398
	(0.0888)	(0.0880)	(0.0871)	(0.0966)	(0.0960)	(0.0954)
是否吸烟	-0.0206	0.0128	0.00647	-0.0234	0.0151	0.0105
	(0.0601)	(0.0488)	(0.0488)	(0.0646)	(0.0525)	(0.0525)
吸烟数量	6.016**	6.153**	5.636**	5.252	4.866	5.126*
	(2.926)	(2.888)	(2.750)	(3.232)	(3.200)	(3.099)
是否饮酒	-0.0110	0.0209	0.0117	-0.0791	-0.0498	-0.0527
	(0.0591)	(0.0524)	(0.0522)	(0.0637)	(0.0566)	(0.0565)
饮酒数量:						
烈性酒	0.327	0.608	0.617	0.363	0.577	0.545
	(0.539)	(0.534)	(0.548)	(0.570)	(0.568)	(0.578)
饮酒数量:						
啤酒	1.055	0.905	0.787	1.008	0.804	0.808
	(0.765)	(0.763)	(0.736)	(0.831)	(0.829)	(0.832)
年龄	分段线	分段线	分段线			
	性	性	性	二次项	二次项	二次项
协变量	no	part	yes	no	part	yes
		[-3,3]			[-10,10]	
结果变量						
残疾	0.00024	-0.0013				
	8	3	0.0297	0.0169	0.0152	0.0241
	(0.0657)	(0.0654)	(0.0654)	(0.0444)	(0.0442)	(0.0442)
慢性病	0.132*	0.131*	0.148**	0.0749	0.0780*	0.0835*
	(0.0685)	(0.0676)	(0.0674)	(0.0469)	(0.0466)	(0.0465)
视力 1	-0.187	-0.190	-0.193	0.00702	0.0197	0.0178
	(0.158)	(0.157)	(0.157)	(0.108)	(0.107)	(0.107)
视力 2	-0.132	-0.117	-0.125	-0.178*	-0.166	-0.169*
	(0.149)	(0.147)	(0.147)	(0.102)	(0.101)	(0.101)
听力				-0.0033		
	-0.0648	-0.0511	-0.0329	3	0.00462	0.0156
	(0.146)	(0.145)	(0.145)	(0.0967)	(0.0966)	(0.0966)
步行困难	-0.0084		-0.0082	-0.0054	-0.0046	-0.0016
	2	-0.0137	4	8	1	2

	(0.0545)	(0.0541)	(0.0525)	(0.0373)	(0.0370)	(0.0361)
ADL 受损	0.0175	0.0152	0.0220	0.0166	0.0158	0.0192
	(0.0263)	(0.0263)	(0.0262)	(0.0195)	(0.0195)	(0.0194)
IADL 受损	-0.142*	-0.147*	-0.127*			
	*	*	*	-0.0603	-0.0571	-0.0567
	(0.0600)	(0.0588)	(0.0581)	(0.0404)	(0.0398)	(0.0393)
精神状态	-0.256	-0.269*	-0.259*	-0.131	-0.131	-0.120
	(0.158)	(0.158)	(0.157)	(0.109)	(0.108)	(0.108)
记忆力	-0.0713	-0.0715	-0.0431	-0.0723	-0.0552	-0.0466
	(0.126)	(0.125)	(0.125)	(0.0852)	(0.0841)	(0.0842)
自评健康	0.357*	0.294	0.279	0.240*	0.202	0.220*
	(0.196)	(0.194)	(0.192)	(0.132)	(0.131)	(0.129)
生活满意度	-0.108	-0.112	-0.111	0.116	0.108	0.119
	(0.107)	(0.106)	(0.106)	(0.0750)	(0.0749)	(0.0745)
是否吸烟	0.00133	0.0183	0.0133	0.00497	-0.0123	-0.0158
	(0.0717)	(0.0588)	(0.0589)	(0.0486)	(0.0388)	(0.0388)
吸烟数量	4.472	3.955	4.562	5.764**	5.250**	5.508**
	(3.682)	(3.671)	(3.512)	(2.599)	(2.531)	(2.494)
是否饮酒		-0.0093		-0.0849	-0.0984	-0.108*
	-0.0190	1	-0.0150	*	**	*
	(0.0706)	(0.0629)	(0.0628)	(0.0479)	(0.0424)	(0.0423)
饮酒数量:						
烈性酒	0.292	0.440	0.439	-0.111	-0.113	-0.0647
	(0.617)	(0.618)	(0.630)	(0.452)	(0.448)	(0.455)
饮酒数量:						
啤酒	0.992	0.798	0.859	0.374	0.314	0.305
	(0.933)	(0.929)	(0.931)	(0.624)	(0.622)	(0.625)
年龄	三次项	三次项	三次项	四次项	四次项	四次项
协变量	no	part	yes	no	part	yes

注：(1) \*\*\*表示在 1%的水平下显著， \*\*表示在 5%的水平下显著， 表示在 10%的水平下显著。(2) 括号内为偏差修正标准差。(3) 协变量为 no 表示不加入协变量，协变量为 part 表示加入性别、教育、婚姻三个协变量，协变量为 yes 表示加入性别、教育、婚姻、农业劳动、非农劳动、个人收入、家庭人均收入七个协变量。

表 4 中可以看到，从新农保政策的目标覆盖人群的效果来看，有参与新农保的资格对老年人健康水平的影响体现在以下几点，新农保显著增加了老年人患慢性病的概率，显著提升了老年人的视力水平，显著降低了老年人 IADL 受损的概率，并且显著降低了老年人患抑郁的概率，但是显著降低了老年人的自评健康水平。总体来看，新农保对政策目标人群的健康有积极的促进作用。从老年人的健康行为方面来看，有参与新农保的资格显著增加了吸烟者的吸烟数量，但是显著减少了老年人饮酒的概率，因此新农保对老年人健康行为的影响

是模糊的。

(三) 模糊断点回归的估计结果

在本文的模糊断点回归 (Fuzzy RD) 设定下, 对下述方程:

$$Y = \alpha + \tau W + \gamma f(X - c) + \theta Z + \varepsilon \quad (4.2)$$

通过两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行工具变量估计,  $W$  为是否加入新农保,  $W$  的工具变量为  $T$ , 即年龄是否大于 60 岁,  $Z$  为其它协变量。Imbens & Lemieux (2008) 指出, 采用矩形核的情况下, 模糊断点回归估计量等同于上述 2SLS, 因此在 Fuzzy RD 的估计中仍然使用矩形核。

其中第一阶段的估计方程为:

$$W = \alpha_W + \tau_W T + \gamma_W f(X - c) + \theta_W Z + \varepsilon_W \quad (4.3)$$

首先给出第一阶段的估计结果。

表 5 年龄规定对参加“新农保”的影响 (Fuzzy RD 第一阶段)

	因变量: 是否加入“新农保”							
	带宽							
	[-1, 1]		[-2, 2]		[-3, 3]		[-10, 10]	
年龄 >= 60	0.247*** (0.0529)	0.182*** (0.0496)	0.275*** (0.0562)	0.222*** (0.0528)	0.245*** (0.0617)	0.194*** (0.0583)	0.233*** (0.0418)	
年龄	分段线性	分段线性	二次项	二次项	三次项	三次项	四次项	
协变量	no	yes	no	yes	no	yes	no	

注: (1) \*\*\*表示在 1%的水平下显著, \*\*表示在 5%的水平下显著, 表示在 10%的水平下显著。(2) 协变量为 no 表示不加入协变量, 协变量为 yes 表示加入性别、教育、婚姻、农业劳动、非农劳动、个人收入、家庭人均收入七个协变量。

第一阶段的回归结果中可以看出, 年龄大于 60 岁显著提高了个体参与“新农保”的概率, 因此年龄大于 60 岁是非常理想的工具变量, 为接下来第二阶段的估计打下基础。

下面给出 2SLS 的第二阶段估计结果, 即 Fuzzy RD 估计量, 该估计量反映的是实际参加“新农保”的个体所受的政策效果, 或“新农保”的局部平均处理效应 (local average treatment effect, LATE)

表 6 模糊断点回归 (Fuzzy RD) 估计量 (LATE)

结果变量	带宽					
	[-1,1]			[-2,2]		
残疾	-0.120 (0.203)	-0.132 (0.199)	-0.0399 (0.231)	-0.191 (0.263)	-0.187 (0.259)	-0.126 (0.299)
慢性病	0.611*** (0.225)	0.580*** (0.219)	0.718*** (0.254)	0.385 (0.313)	0.370 (0.310)	0.459 (0.358)

视力 1	-0.625 (0.485)	-0.685 (0.475)	-0.840 (0.558)	-1.042* (0.621)	-1.097* (0.614)	-1.213* (0.706)
视力 2	-0.334 (0.474)	-0.235 (0.457)	-0.370 (0.539)	-0.848 (0.606)	-0.819 (0.594)	-1.007 (0.684)
听力	-0.379 (0.441)	-0.363 (0.433)	-0.354 (0.505)	0.220 (0.587)	0.239 (0.580)	0.366 (0.665)
步行困难	0.0200 (0.169)	-0.0172 (0.166)	0.0425 (0.189)	0.0758 (0.218)	0.0449 (0.215)	0.0289 (0.239)
ADL 受损	0.0768 (0.0827)	0.0593 (0.0809)	0.115 (0.0937)	0.0354 (0.112)	0.0326 (0.110)	0.0401 (0.126)
IADL 受损	-0.599*** (0.183)	-0.640*** (0.178)	-0.666*** (0.207)	-0.590** (0.241)	-0.628*** (0.235)	-0.708*** (0.267)
精神状态	-0.584 (0.519)	-0.698 (0.513)	-0.767 (0.600)	-1.093 (0.675)	-1.209* (0.674)	-1.438* (0.763)
记忆力	-0.500 (0.379)	-0.530 (0.368)	-0.406 (0.427)	-0.287 (0.504)	-0.340 (0.493)	-0.254 (0.561)
自评健康	1.987*** (0.602)	1.625*** (0.570)	2.110*** (0.655)	1.046 (1.071)	0.781 (1.043)	1.111 (1.171)
生活满意度	-0.0555 (0.320)	-0.111 (0.311)	-0.0693 (0.357)	-0.199 (0.433)	-0.236 (0.426)	-0.202 (0.482)
是否吸烟	-0.163 (0.221)	-0.0184 (0.177)	0.000615 (0.206)	-0.173 (0.285)	0.00617 (0.230)	0.0458 (0.264)
吸烟数量	61.40* (32.34)	55.31** (26.89)	59.97*** (22.53)	81.03 (114.9)	70.41 (101.4)	68.83 (92.99)
是否饮酒	-0.117 (0.227)	0.0227 (0.199)	-0.0771 (0.232)	-0.254 (0.293)	-0.119 (0.263)	-0.198 (0.302)
饮酒数量：烈性酒	0.730 (1.442)	1.507 (1.430)	1.843 (1.709)	0.858 (2.018)	1.711 (2.049)	1.871 (2.312)
饮酒数量：啤酒	2.695 (2.215)	2.089 (1.995)	2.190 (2.262)	2.598 (2.964)	2.004 (2.773)	2.739 (2.861)
年龄 协变量	分段线性 no	分段线性 part	分段线性 yes	二次项 no	二次项 part	二次项 yes
		[-3,3]			[-10,10]	
结果变量						
残疾	0.00481 (0.279)	-0.000898 (0.279)	0.158 (0.309)	0.0380 (0.169)	0.0315 (0.169)	0.0805 (0.178)
慢性病	0.618* (0.338)	0.615* (0.336)	0.762** (0.372)	0.326* (0.183)	0.338* (0.183)	0.349* (0.193)
视力 1	-0.814 (0.672)	-0.839 (0.671)	-0.916 (0.744)	-0.00353 (0.400)	0.0384 (0.399)	0.0379 (0.425)

视力 2	-0.557 (0.669)	-0.506 (0.664)	-0.668 (0.734)	-0.668* (0.385)	-0.626 (0.383)	-0.690* (0.407)
听力	-0.278 (0.633)	-0.226 (0.633)	-0.197 (0.696)	-0.101 (0.367)	-0.0697 (0.367)	-0.0186 (0.389)
步行困难	-0.0622 (0.231)	-0.0843 (0.230)	-0.0246 (0.248)	-0.0442 (0.142)	-0.0421 (0.142)	-0.0148 (0.147)
ADL 受损	0.0732 (0.117)	0.0645 (0.117)	0.117 (0.128)	0.0834 (0.0730)	0.0806 (0.0731)	0.0997 (0.0770)
IADL 受损	-0.579** (0.259)	-0.602** (0.258)	-0.612** (0.287)	-0.264* (0.154)	-0.255* (0.152)	-0.244 (0.160)
精神状态	-1.104 (0.744)	-1.172 (0.758)	-1.373* (0.832)	-0.461 (0.393)	-0.472 (0.393)	-0.469 (0.417)
记忆力	-0.286 (0.539)	-0.293 (0.534)	-0.194 (0.587)	-0.276 (0.312)	-0.214 (0.309)	-0.193 (0.329)
自评健康	1.671 (1.336)	1.424 (1.301)	2.005 (1.512)	1.072** (0.499)	0.919* (0.494)	1.062** (0.516)
生活满意度	-0.487 (0.470)	-0.511 (0.468)	-0.467 (0.514)	0.491* (0.280)	0.452 (0.279)	0.526* (0.296)
是否吸烟	-0.0663 (0.305)	0.0104 (0.251)	0.0550 (0.279)	-0.00220 (0.185)	-0.0656 (0.148)	-0.0588 (0.157)
吸烟数量	-21.75 (436.1)	-14.18 (337.0)	86.79 (158.0)	43.06* (23.73)	39.58* (23.56)	39.28* (20.47)
是否饮酒	-0.0769 (0.324)	-0.0216 (0.291)	-0.117 (0.323)	-0.376** (0.181)	-0.422*** (0.162)	-0.474*** (0.171)
饮酒数量：烈性酒	0.730 (2.019)	1.298 (2.152)	1.577 (2.330)	-0.328 (1.398)	-0.334 (1.395)	-0.223 (1.446)
饮酒数量：啤酒	2.772 (3.174)	2.242 (3.055)	2.790 (2.897)	0.967 (1.669)	0.794 (1.669)	0.704 (1.762)
年龄	三次项	三次项	三次项	四次项	四次项	四次项
协变量	no	part	yes	no	part	yes

注：(1) \*\*\*表示在 1%的水平下显著，\*\*表示在 5%的水平下显著，表示在 10%的水平下显著。(2) 括号内为偏差修正标准差。(3) 协变量为 no 表示不加入协变量，协变量为 part 表示加入性别、教育、婚姻三个协变量，协变量为 yes 表示加入性别、教育、婚姻、农业劳动、非农劳动、个人收入、家庭人均收入七个协变量。

## 五、结论与政策建议

本文通过一个模糊断点回归 (Fuzzy RD) 设计，研究了参加“新农保”对农村老年人健康水平和健康行为的影响，具体的结论如下：

参加新农保将老年人患慢性病的概率显著提高了 0.33-0.72，且该影响在不同的带宽下均稳健；新农保显著改善老年人的视力水平约 1 个等级，但该影响只在部分带宽下稳健；新农保显著降低了老年人 IADL 受损的概率约 0.25-0.66，且该影响在不同的带宽下均稳健；新农保显著降低了老年人患抑郁

的频率约 1.3 个等级。从这些指标来看，新农保对老年人健康水平的影响积极的作用更大，但与此相对应，新农保显著降低了老年人的自评健康程度约 1-2 个等级，说明自评健康与客观健康的影响是有很大区别的。

从老年人的健康行为来看，新农保显著增加了老年人的吸烟数量，但同时显著降低了老年人饮酒的比率，因此新农保并没有带来很严重的事情道德风险问题，但同时也没有在改善老年人的健康行为上起到很大的作用。

根据本文的研究结果，本文提出以下几点关于“新农保”今后开展实施的政策建议：

一是要继续增大覆盖的深度。尽管新农保在我国所有县级单位已经实现全覆盖，但是本文的样本统计中可以看出，60 岁以上老人参加新农保的比例并不太高，这成为制约新农保发挥其健康功效的一个重要因素。因此下一步的政策推广要力求增加参保的人数，使更多农村老年人受益。

二是继续完善筹资结构，增大给付力度。从本文的实证结果中可以看出，新农保对于改善老年人的健康水平有一定的积极作用，但是力度甚微。对于许多农村老年居民来说，参加新农保后，新农保养老金成为其唯一的或重要的经济来源，因此若期望新农保切实从根本上改善老年人的健康问题与民生问题，则需要新农保的筹资结构的优化，给付水平的增加，从而提高老年人的经济水平，增加其对于医疗护理服务的利用以及有能力实现其它健康需求。

三是在有余力的情况下进行配套社会建设。“新农保”制度若要最大程度地改善为老年人的健康和民生问题，需要其提供与发挥除了社会保险之外的更全面的职能，在提供保险功能以外，要进行配套的社会建设，如建设社区服务中心，定期提供免费体检等医疗服务，招募志愿者为老年人服务等等，从根本上将“新农保”制度建设成为惠及老年人健康与生活的各个方面的社会保障制度。

### 参考文献

- [1]Alessandro Petretto. Optimal social health insurance with supplementary private insurance[J]. *Journal of Health Economics*, Volume 18, 1999
- [2]Ayyagari, P., & Frisvold, D. The Impact of Social Security Income on Cognitive Function at Older Ages[J]. *American Journal Of Health Economics*, 2(4): 463-488, 2016
- [4]Davis, M. A., Moritz, D. J., Neuhaus, J. M., Barclay, J. D. and Gee ,L. Living Arrangements, Changes in Living Arrangements, and Survival among Community Dwelling Older Adults[J]. *American Journal of Public Health*,87,371-377, 1997
- [5]Ehrlich, I., and G. Becker. Market Insurance, Self-insurance, and Self-protection[J], *Journal of Political Economy*, 623-648,1972
- [6]Evans, William N., and Timothy J. Moore. The Short-Term Mortality Consequences of Income Receipt[J]. *Journal of Public Economics*, 95 (11): 1410–24, 2011
- [7]Frijters, Paul, John P. Haisken-DeNew, and Michael A. Shields. The Causal Effect of Income on Health: Evidence from German Reunification[J]. *Journal of Health Economics*, 24 (5): 997–1017, 2005
- [8]Grossman, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. *Journal of Political Economy*,80(2),223-255, 1972
- [9]Gu, D., Dupre, M. E. and Liu, G. Characteristics of the Institutionalized and Community- Residing Oldest- Old in China[J]. *Social Science & Medicine*,

64:871-883, 2007

- [10] Guido W. Imbens, Thomas Lemieux. Regression discontinuity designs: A guide to practice[J]. *Journal of Econometrics*, 142(2):615-635, 2007.
- [11] Heckman, J., R. LaLonde, and J. Smith, The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs[J]. *Handbook of Labor Economics*, 3:1865-2097, 1999
- [12] Herbert Grubel. What's Wrong With Equalization: Social Insurance and Moral Hazard[J]. *Atlantic Institute for Market Studies*, 2002
- [13] Hughes, M. E. and Waite, L. J. Health in Household Context: Living Arrangements and Health in Late Middle Age[J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 43:1-21, 2002
- [14] Joutsenniemi, K. Living Arrangements and Health[J], *Publications of the National Public Health Institute*, 2007
- [15] Joung, I. M., van de Mheen, H., Stronks, K., van Poppel, F. W. and Mackenbach, J. P. Differences in Self-Reported Morbidity by Marital Status and by Living Arrangement[J]. *International Journal of Epidemiology*, 23:91-97, 1994
- [16] Judith D. Weissman, David Russell. Relationships Between Living Arrangements and Health Status Among Older Adults in the United States, 2009-2014: Findings From the National Health Interview Survey[J]. *Journal of Applied Gerontology*, 37(1):7-25, 2018.
- [17] Lee, David S, Lemieux, Thomas. Regression Discontinuity Designs in Economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 48(2):281-355, 2010.
- [18] Li, L. W., hang, J. and Liang, J. Health among the Oldest- Old in China: Which Living Arrangements Make a Difference? [J]. *Social Science & Medicine*, 68:220-227, 2009
- [19] Lindahl, Mikael. Estimating the Effect of Income on Health and Mortality Using Lottery Prizes as an Exogenous Source of Variation in Income[J]. *Journal of Human Resources*, 40 (1): 144-68, 2005
- [20] Lund, R., Due, P., Modvig, J., Holstein, B. E., Damsgaard, M. T. and Andersen, P. K., Cohabitation and Marital Status as Predictors of Mortality An Eight Year Follow-Up Study[J]. *Social Science & Medicine*, 55:673-679, 2002
- [21] Ross, C. E. Reconceptualizing Marital Status as a Continuum of Social Attachment[J], *Journal of Marriage and the Family*, 57:129-140, 1995
- [22] Sandhya R. Mahapatro, Arabinda Acharya, Pushpendra Singh. The health of India's older population: do living arrangements matter? [J] *Working with Older People*, 21(2):82-89, 2017.
- [23] Sebastian Calonico, Matias D. Cattaneo, Max H. Farrell, Rocio Titiunik. rdrobust: Software for regression-discontinuity designs[J]. *Stata Journal*, 17(2):372-404, 2017.
- [24] Shapiro, C., Stiglitz, J. Equilibrium unemployment as a worker incentive device[J]. *American Economic Review*, 74, 1984.
- [25] Thomas D. Cook. "Waiting for Life to Arrive": A history of the regression-discontinuity design in Psychology, Statistics and Economics[J]. *Journal of Econometrics*, 142(2):636-654, 2008.
- [26] Welin, L., Tibblin, G., Svardsudd, K., Tibblin, B., Anderpeciva, S., Larsson, B. and Wilhelmsen, L. Prospective Study of Social Influences on Mortality. The Study of Men Born in 1913 and 1923[J]. *Lancet*, 1:915-918, 1985
- [27] Zunzunegui, M. V., Béland, F. and Otero, A., Support from Children, Living



Arrangements, Self- Rated Health and Depressive Symptoms of Older People in Spain[J]. *International Journal of Epidemiology*,30(5):1090-1099, 2001

[28]陈华,张哲元,毛磊.新农合对农村老年人劳动供给行为影响的实证研究[J].中国软科学,2016(10):135-146.

[29]陈华帅,曾毅.“新农保”使谁受益:老人还是子女?[J]. 经济研究, 2013, 48(08): 55-67+160.

[30]程令国,张晔,刘志彪.“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗?[J]. 经济研究, 2013,48(08):42-54.

[31]傅虹桥,袁东,雷晓燕. 健康水平、医疗保险与事前道德风险——来自新农合的经验证据[J]. 经济学(季刊),2017,16(02):599-620.

[32] 刘宏 , 高松 , 王俊 . 养老模式对健康的影响 [J]. 经济研究,2011,46(04):80-93+106.

[33]彭晓博,秦雪征. 医疗保险会引发事前道德风险吗?理论分析与经验证据[J]. 经济学(季刊),2015,14(01):159-184.

[34]任勤,黄洁. 社会养老对老年人健康影响的实证分析——基于城乡差异的视角[J]. 财经科学,2015,(03):109-120.

[35]张川川,陈斌开.“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[J]. 经济研究,2014,49(11):102-115.

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

[37] 张苏 , 王婕 . 健康老龄化与养老服务体系构建 [J]. 教学与研究,2013,(08):21-29.

[38]张哲元,陈华,李臻.健康保险能改善健康吗——“新农合”的健康绩效评估[J]. 社会保障研究,2015(04):28-35.

# 医药分开改革的政策效果：基于医疗保险 报销数据的经验分析

陈醉、宋泽、张川川<sup>1</sup>

## 摘要：

2015年开始，按照国务院对公立医院改革的政策要求，公立医院改革试点城市全部取消药品加成，实施医药分开改革。本文基于某省会城市医疗保险报销数据，采用双重差分模型，估计了医药分开改革对医疗费用支出水平和支出结构的影响，为评估医药分开改革的政策效果提供了及时的和严谨的经验证据。实证分析显示，从支出水平看，医药分开改革使患者住院费用总支出显著增加了4.9%，但是由于病人自付比例同时出现了显著下降，自付金额没有显著的上涨；从支出结构看，医药分开改革使患者药费支出显著下降了9.5%，但是护理费和治疗费支出显著增加了69.7%和53.4%。医药分开改革还导致患者在短时期内的就诊次数出现了显著增加。总结而言，公立医院医药分开改革改善了公立医院收入结构，但是没有起到降低医疗费用支出的效果，也没有显著降低病人医疗成本。

**关键词：**公立医院改革，医药分开，住院支出

## 一、引言

在人口老龄化的背景下，医疗服务支出的快速增长成为世界各国普遍面临的问题（WHO，2008）。1978年到2015年间，中国卫生总费用上涨了近371.79倍，年均增长为17.35%。人均医疗费用从1978年的11.45元，增长到2015年的2981元，年均增长率超过16.22%，远高于同时期国民生产总值（GDP）的增长率。在我国医疗费用总支出中，绝大部分为药品支出。2014年，在门诊费用和住院费用中，药品支出分别占到了48.3%和38.3%。我国药品支出占医疗服务总支出的比例远远超过OECD国家17%的平均水平（OECD，2010）。尽管较高的药品支出受到药品生产、销售体制和需求面因素的影响，但是，许多研究都认为供方诱导的过度用药是导致我国药品支出过高的一项主要因素，根源则在于“以药养医”（Li et al., 2013; Currie et al, 2014; 朱恒鹏，2007; 寇宗来, 2010）。所谓“以药养医”，是指在2009年国务院启动医药卫生体制改革之前，卫生主管部门允许公立医疗机构对药品销售实施幅度为15%的价格加成，

<sup>1</sup>陈醉，湖南大学金融与统计学院保险系博士生。宋泽，北京大学国家发展研究院博士后。张川川，中央财经大学经济学院副教授。

即允许公立医疗机构的药品销售价，在其实际购进价的基础上，增加 15% 的药品加成费用，用于补偿医疗机构运行成本。公立医院从药品费用加成中获取的收入遂成为医院收入的重要组成部分。

医患双方由于存在严重的信息不对称问题，医生可以直接影响自身提供的医疗服务需要量（Pauly, 1968）。如果医院或者医生存在目标收入水平，在医疗服务价格受到管制的情况下，医院或者医生就有激励通过诱导患者的需求来增加医疗服务的使用量，以实现特定的收入水平（McGuire and Pauly, 1991）。针对美国医疗费率改革的早期研究，普遍发现存在供方诱导需求的现象，表现为过度使用的外科服务和过多的医疗检查（Farley, 1986; Rice and Labelle, 1989; Yip, 1998）。我国政府对医疗服务的各项类别进行了严格的价格管制，挂号费、药品价格、检查费和护理费都有明确的指导价格，医院为了提高收入，最主要的手段就是增加患者对医疗服务的使用量。医生收入和医院收入密切相关，因此医生在提供诊疗服务和开具处方时同医院方面一样，具有很强的经济激励进行诱导消费。药品加成定价制度的存在，导致诱导患者过度消费药品成为公立医院提高收入或者利润水平的主要手段。2012 年，公立医院总收入中来自医疗服务收入、政府投入和其他来源的比例分别为 89.5%，8.2% 和 2.3%。其中，医疗服务收入中的 40.1% 来自药品销售收入（中国卫生统计年鉴，2013）。与此相对应，药品支出负担成为患者医疗支出中负担最重的部分。以本文数据所覆盖的样本医院为例，2014 年就诊患者支付的药费占到总支付费用的 60%。过高的药费支出成为居民“看病贵”的集中体现。

为了破除“以药养医”的弊端，降低患者医疗成本分担，缓解“看病贵”问题；同时，也为了改善公立医院的收入结构，合理体现医务人员技术劳务价值，中共中央和国务院于 2009 年印发了《关于深化医药卫生体制改革的意见》（中发〔2009〕6 号）<sup>1</sup>，开始推行新一轮的医药卫生体制改革。新一轮医药卫生体制改革的重点之一是公立医院改革，公立医院改革的核心内容是改变公立医院经济补偿机制，将公立医院补偿由服务收费、药品加成收入和财政补助三个渠道改为服务收费和财政补助两个渠道。国务院印发的《医药卫生体制改革近期重点实施方案（2009-2011 年）》（国发〔2009〕12 号）明确要求，推进医药分开，逐步取消药品加成。2012 年 4 月，国务院办公厅印发《深化医药卫生体制改革 2012 年主要工作安排》的通知，通知声明公立医院改革将取消药品加成。2015 年，国务院办公厅印发《关于城市公立医院综合改革试点的指导意见》（国办发〔2015〕38 号），明确要求公立医院改革试点城市的所有城市公立医院和县级公立医院全部取消药品加成，实施医药分开改革。改革的总体要求是按照总量控制、结构调整的办法，改变公立医院收入结构，提高业务收入中技术劳务性收入的比重，降低药品和卫生材料收入的比重。在降低药品、医用耗材费用和取消药品加成的同时，降低大型医用设备检查治疗价格，合理调整提升体现医务人员技术劳务价值的医疗服务价格，特别是诊疗、手术、护理、床位、中医等服务项目价格。通过建立科学补偿机制，提高医疗体系运行效率。<sup>2</sup>

尽管已经有学者针对医药分开改革及其可能的影响进行过诸多讨论，这些

<sup>1</sup> 中央政府门户网站，[http://www.gov.cn/test/2009-04/08/content\\_1280069.htm](http://www.gov.cn/test/2009-04/08/content_1280069.htm)

<sup>2</sup> 中央政府门户网站，[http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-05/17/content\\_9776.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-05/17/content_9776.htm)

讨论却主要停留在理论层面。例如，刘小鲁（2011）撰文指出医药分开改革的结果取决于改革后药品零售环节的市场结构和医药分开程度，当药品零售环节具有垄断特征时，随着医药分开程度的提高，医生会逐渐放弃“以药养医”，但会相应提高“以械养医”的程度。在不改变医院垄断地位的情况下，医药分开改革无法改善患者福利，反而会造成新的福利损失。杜创（2013）认为医疗价格管制是导致过度医疗和医疗不足并存的原因。蔡昱等（2013）认为提高诊疗费是改变“以药养医”的关键。尽管到目前为止，公立医院改革已经全面推开，改革的影响广泛而深远，但仍然少有研究从经验上评估医药分开改革的影响。从目前了解到的文献看，只有封国生等（2014）和 Zhang *et al.* (2017) 针对医药分开改革的影响进行了分析。其中，封国生等（2014）使用的为北京地区 12 家医院提供的汇总数据，医院作为利益相关方，其提供的数据可能存在数据操纵或测量误差问题。并且，由于是汇总数据，作者无法控制患者个体特征，不利于进行因果推断。Zhang *et al.* (2017) 使用的是湖北省两个县在 2011 年 1 月至 2013 年 6 月期间的新农合医疗报销数据，医保报销数据为个体层面数据，数据也更为准确。Zhang *et al.* (2017) 使用双重差分方法

(difference-in-differences, 简称 DID), 估计了医药分开改革对当地农村病人住院支出的影响。他们发现，相对于非试点县的住院病人，试点县住院患者的医疗费用总支出显著增加了 28.7%，患者自付金额显著增加了 16.9%。尽管患者药费支出显著下降了大约 9.5%，检查费用和治疗费用却均出现了大幅度的增加。

本文在封国生等（2014）和 Zhang *et al.* (2017) 研究的基础上，使用我国某省会市（以下简称 G 市）的城镇职工医疗保险报销数据，采用 DID 方法，估计了医药分开改革对城镇职工医疗费用支出水平和支出结构的影响，为评估医药分开改革的政策效果提供了极具时效性的新证据。本文的主要发现如下：

（1）医药分开改革导致患者医疗费用支出显著增加了 4.9%，但是也显著降低了患者自付比例，因此对患者自付金额没有产生统计上显著的影响。（2）医药分开改革使患者药费支出显著降低了 9.5%，但是护理费、治疗费支出均出现了大幅度的增加，分别增加了 69.7% 和 53.4%。（3）医药分开改革对患者单次住院就诊的住院时长没有显著影响的，但是患者在短期内的就诊次数出现了显著增加。

同封国生等（2014）的研究相比，本文使用了社保部门提供的个体层面报销数据，确保了数据的准确性，同时也能够在回归中控制患者的个体特征，分析更为严谨、结论更为可靠。同 Zhang *et al.* (2017) 的研究相比，本文有两个方面的不同：（1）在研究内容上，我们以城镇职工医疗保险的参保者为研究对象，一方面，对 Zhang *et al.* (2017) 针对农村患者的研究做出来了重要补充，为医药分开政策效果的经验评估提供了城镇方面的证据；另一方面，由于城镇患者医疗费用支出水平高，医疗保险保障水平高，医药分开改革的政策效果可能会不同于新农合参保群体，分别对农村和城镇地区患者进行研究也具有理论上的必要性。（2）在实证方法上，得益于数据的时间跨度涵盖了政策改革前的一段时期，我们对 DID 方法的识别假定，即平行趋势假定进行了间接的检验，更好地验证了估计结论的可靠性。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分介绍 G 市医药分开改革的政策背

景；第三部分介绍本文使用的数据和实证分析策略；第四部分报告实证分析结果；第五部总结全文。

## 二、G市的医药分开改革

根据国务院 2015 年发布的《关于城市公立医院综合改革试点的指导意见》（国办发〔2015〕38 号）的要求，G 市作为试点城市在同年开始医药分开改革的试点工作。改革以破除“以药补医”机制为关键环节，以让群众享受到更加安全、有效、方便、价廉的医疗卫生服务为总体目标。2016 年 1 月 1 日起，G 市首批 33 家部省市属公立医院启动综合改革，取消药品加成，实行药品零差率销售。在 2016 年 1 月 1 日，全市公立医院改革启动前，G 市三家市属综合性医院中的第三医院作为提前试点单位已经于 2015 年 1 月 16 日先行开展医药分开改革。另外两家市属综合医院则于 2016 年 1 月 1 日启动医药分开改革。三家医院同为 G 市的市属综合性医院，在医疗条件、接纳人员数量、接纳人员结构方面非常相似，但是在医药分开改革的实施上却一先一后，从而为我们采用 DID 方法评估医药分开改革的政策效果提供了很好的制度背景，本文第三节模型设定部分将对此做进一步的讨论。

根据 G 市医药分开改革的政策指导意见，改革涉及以下四个方面：一，取消药品加成。G 市城市公立医院销售的所有药品（中药饮片除外）按实际进价零差率销售。以 2014 年药品合理差价额和医疗服务降价额为基数，按基数的 80% 确定医疗服务价格调价总量，其余部分通过加大政府投入、改革支付方式、降低医院运行成本等予以补偿。二，降低医用耗材加成。凡是价格项目“除外内容”和“说明”中未明确规定可另计费用的医用耗材，一律不得在项目价格之外另行收费；明确规定可另行收费的，按照购进价格档次设定 3% 或者 5% 的加成收费标准。三，降低大型医用设备检查价格。针对每一类别的大型检查设备，设定单次使用或单个疗程价格标准。四，提高部分医疗服务价格。诊查费含挂号费、诊查费和药事服务成本进行推算和调整，分设门诊诊查费和住院诊查费；治疗项目、手术项目、组织病理学检查与诊断、中医项目和床位费可以在规定幅度内提高价格；检验检测类项目不允许调增、鼓励调降。

根据政策改革方案，我们预期，在医药和医疗设备检查方面，除非病人使用量在单价下降后有大幅度的增加，否则，G 市的改革将会降低病人医药费用和检查费用支出；如果在原有的医疗服务供给水平下，医疗服务价格的增加不足以弥补医药销售收入和检查收入下降的收入损失，医院为了避免医院总体收入水平的下降，可能会诱导病人增加诊疗和护理等医疗服务的使用，从而提高病人在医疗服务方面的支出。尽管改革的目标之一是降低总体医疗费用支出，但是由于医院或者医生仍然利用病患双方之间的信息不对称，在一定程度上控制病人对医疗服务项目的使用量，病人总体医疗支出水平是上升还是下降在理论上是不确定的。

## 三、数据和实证方法

### （一）数据来源和主要变量

本文使用的数据来自 G 市社会保障部门提供的该市城镇职工医疗保险所覆盖病人的住院医疗报销记录。该数据记录了报销病人的诊断病情、分细项（药

费、检查费、材料费、护理费、治疗费)的医疗费用支出、医疗保险报销金额和报销比例等相关信息。同时还提供了病人年龄、性别、户籍状况、民族、就业状况、收入水平和医保缴费单位所在区县等信息。

我们所获取的样本数据包含了 2013 年 1 月-2015 年 12 月的住院医疗保险报销记录,其中各年份报销记录分别为 38,238, 54,305 和 60,404 条,每一条记录为一个样本观测值,样本总量为 152,947。我们根据消费者价格指数将所有年份的费用支出额都调整为 2014 年价格水平。

因为患者存在一年内多次就诊的情况,所以样本所记录的 152,947 条报销记录涵盖的患者共 91,881 人,在 2013-2015 年间每名患者平均就诊 1.67 次,年均就诊次数在 2013-2015 年间有增加的趋势。我们在表 1 中报告了样本所覆盖病人的人口统计学信息。48%的样本患者为男性,平均年龄为 62.24 岁,其中汉族人口和城镇人口比例分别为 95%和 96%,平均月收入水平大约为 2520 元,70%的患者为退休人口。

表 1 样本观测对象基本特征

变量名称	全样本		2013 年		2014 年		2015 年	
	均值	方差	均值	方差	均值	方差	均值	方差
性别(女性=0, 男性=1)	0.48	0.50	0.48	0.50	0.48	0.50	0.48	0.50
年龄	62.24	15.04	61.88	15.10	62.18	15.13	62.62	14.90
民族(汉族=1, 其他民族=0)	0.95	0.21	0.96	0.20	0.95	0.21	0.94	0.23
户口性质(城镇=1, 农村=0)	0.96	0.20	0.96	0.20	0.96	0.21	0.96	0.20
收入(千元)	2.52	1.37	2.36	1.61	2.49	1.17	2.69	1.31
就业状态(退休=1, 在业=0)	0.70	0.46	0.69	0.46	0.70	0.46	0.71	0.46
参保人观测值	91,881		28,261		30,896		32,724	
就诊次数	1.67	1.03	1.35	0.89	1.76	1.04	1.85	1.08
观测值	152,947		38,238		54,305		60,404	

数据来源: G 市城镇职工医疗保险报销数据。

表 2 分就诊年份报告了基于全部报销记录计算的患者医疗支出情况,以及单次住院的平均住院天数和患者在一年内的就诊次数。2013 年、2014 年和 2015 年就诊患者单次医疗费用总额分别为 1.14 万元、1.12 万元和 1.17 万元,2014-2015 年有小幅增加。2015 年改革试点医院就诊患者的单次医疗费用支出在 2014-2015 年间增幅较大,增加了大约 7%;同时期,非试点医院就诊患者的单次医疗费用支出仅增加了大约 3.6%。从各类别医疗费用支出情况来看,2014-2015 年间,患者药费支出有所下降,但治疗费用和护理费用却有所上升,特别是在医药分开改革的试点医院。

从图 1-3 中,可以更为清晰地看到试点医院和非试点医院就诊患者在各类费用支出上表现出来的差异。图 1 显示,从 2014 年到 2015 年,在试点医院和非试点医院就诊的患者医疗费用总支出水平均有明显的增加,但是试点医院就诊患者的医疗费用总支出增加幅度更大。图 2 显示,从 2014 年到 2015 年,试点医院就诊患者的药费支出下降非常明显,而在非试点医院,药费支出不仅没有下降,还有小幅上涨。与药费变动方向相反,图 3 显示,2014 年至 2015 年,试点医院就诊患者的治疗费和护理费支出有显著的增加,而非试点医院就诊患

者的治疗费和护理费支出则几乎没有变化。

表 2 主要因变量的描述性统计

变量名称	全样本		试点医院		非试点医院	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<b>A: 2013 年</b>						
医疗费用总额	11.42	15.49	12.03	15.37	11.18	15.53
自付比例	23.91	12.17	23.47	12.27	24.08	12.13
检查费	3.27	3.34	3.45	3.18	3.20	3.40
材料费	1.30	4.88	1.82	6.38	1.10	4.15
护理费	0.82	1.31	0.83	1.18	0.82	1.35
治疗费	1.39	2.97	1.09	2.35	1.51	3.17
药费	4.64	6.54	4.84	6.17	4.56	6.67
住院天数	14.57	14.46	15.75	15.00	14.12	14.22
就诊次数	1.35	0.89	1.35	0.87	1.36	0.90
<b>B: 2014 年</b>						
医疗费用总额	11.19	15.34	11.67	14.83	11.01	15.51
自付比例	24.90	12.36	24.34	12.50	25.11	12.30
检查费	3.40	3.56	3.54	3.00	3.35	3.75
材料费	1.30	4.89	1.75	6.20	1.13	4.29
护理费	0.78	1.30	0.78	1.28	0.78	1.30
治疗费	1.34	2.85	1.02	2.11	1.46	3.08
药费	4.36	6.26	4.59	6.10	4.28	6.31
住院天数	13.42	13.44	14.58	13.64	12.99	13.33
就诊次数	1.76	1.04	1.77	1.02	1.75	1.05
<b>C: 2015 年</b>						
医疗费用总额	11.74	16.18	12.49	15.85	11.44	16.30
自付比例	24.12	12.13	22.86	11.98	24.61	12.15
检查费	3.69	3.97	3.85	3.52	3.62	4.14
材料费	1.38	5.06	1.74	5.90	1.23	4.68
护理费	0.91	1.63	1.24	1.81	0.78	1.53
治疗费	1.45	3.14	1.40	3.03	1.48	3.18
药费	4.31	6.17	4.27	5.70	4.33	6.35
住院天数	12.84	13.55	13.97	12.88	12.38	13.77
就诊次数	1.85	1.08	1.89	1.09	1.83	1.08

注释：所有费用变量的单位均为千元，自付比例单位为%。

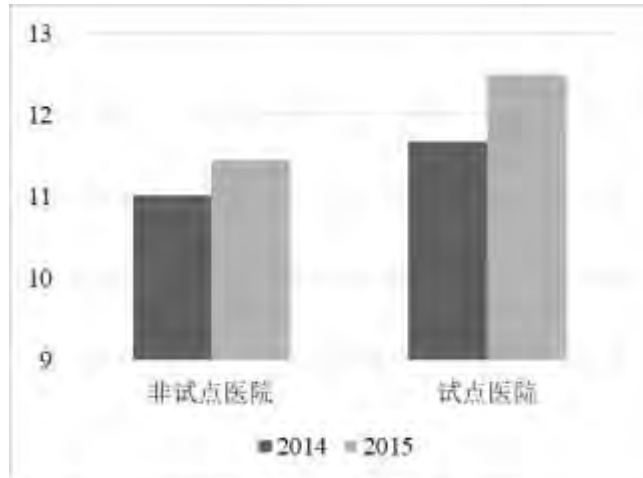


图 1 试点医院和非试点医院就诊患者的医疗费用支出  
 注释：纵轴为就诊患者平均医疗费用支出（单位：千元）

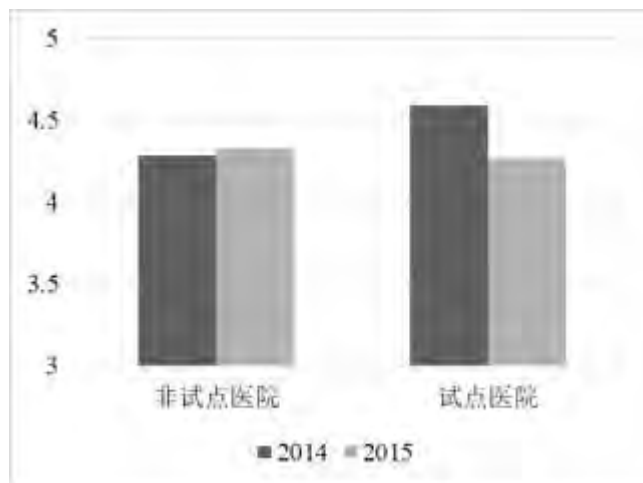


图 2 试点医院和非试点医院就诊患者的药费支出  
 注释：纵轴为就诊患者平均药费支出（单位：千元）



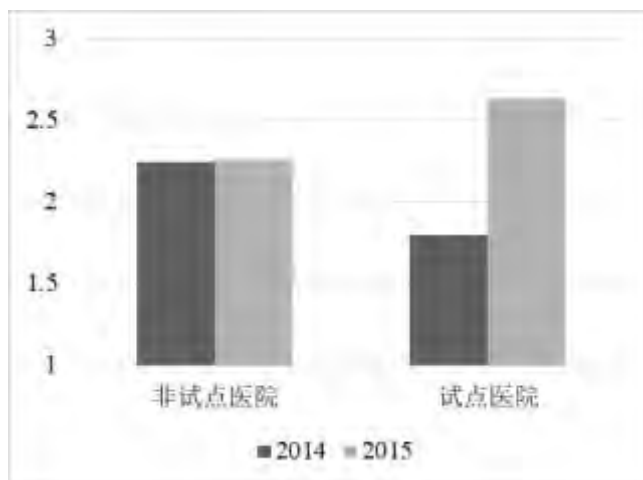


图 3 试点医院和非试点医院就诊患者的治疗费和护理费支出  
 注释：纵轴为就诊患者平均诊疗费（治疗费和护理费）支出（单位：千元）

### （二）实证策略和假设检验

根据 G 市医药分开改革的具体实施情况，G 市三家市属综合医院中的第三医院自 2015 年 1 月 16 日起实施医药分开改革；其余两家医院自 2016 年 1 月 1 日起实施医药分开改革。因此，在本文样本数据的时间跨度内，只有第三医院在 2015 年 1 月前后受到了医药分开改革的政策冲击。我们将第三医院定义为处理组，将另外两家医院作为控制组，采用 DID 方法估计医药分开改革对病人医疗费用支出总额和支出结构的影响。在国内外经济学研究中，DID 方法被广泛用于进行政策效果评估，例如 Card & Krueger (1994)、Duflo (2001)、周黎安和陈烨 (2005)、张川川等 (2014)。Zhang *et al.* (2017) 在研究医药分开改革对新农合参保者的医疗支出的影响时，采用了类似的方法。具体的，我们采用如下的模型设定：

$$Y_{ikt} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{ikt} + X' \Phi + \lambda_k + \sigma_t + u_{ikt} \quad (1)$$

其中为  $Y_{ikt}$  在第  $k$  个医院第  $t$  期就诊的患者  $i$  的医疗支出费用、自付金额、报销金额等。 $Policy_{ikt}$  表是一个 0-1 变量，如果第  $t$  期患者  $i$  就诊的第  $k$  个医院实施了医药分开改革，则取值为 1，否则为 0。 $\lambda_k$  为医院固定效应， $\sigma_t$  为就诊日期固定效应（精确到就诊月份）。 $X$  是一组控制变量，包括就诊病人的性别、年龄、民族、户口类型、月收入、就业状态、病种类别和医保缴费单位所在区县的固定效应等。

DID 方法的有效性依赖于处理组和控制组的结果变量在政策发生前后的变化与是否是处理组无关。换言之，在没有政策冲击的情况下，处理组和控制组的结果变量在政策发生时点的前后没有系统性的或者说没有统计上显著的差异。由于我们无法观测到政策没有发生情况下的反事实状况，因此无法直接对 DID 的识别假定进行检验。但是，我们可以通过检验在政策发生之前，处理组和控制组的结果变量是否具有相同的时间趋势来对 DID 识别假设进行间接的检验，即政策前共同趋势检验（pretrend test）。这也是采用 DID 方法的实证

文献普遍采用的做法。在进行实证分析之前，我们首先对该假设进行检验。我们选取就诊时间发生在 2013 年和 2014 年的样本，在 2015 年 1 月之前 G 市三家市属综合医院均未实施医药费开改革，我们采用 DID 模型的设定，来检验 2014 年 1 月 1 日前后 G 市第三医院和另外两家医院的就诊患者在医疗费用支出总额和支出结构上是否有显著的变化。因为 2014 年 1 月前后并没有发生政策冲击，在 DID 识别假设成立的情况下，就诊病人的医疗费用支出水平和支出结构在 2014 年 1 月前后的变化在两组医院之间应当不存在统计上显著的差异。具体的，我们采用和方程（1）相似的模型设定：

$$Y_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 PseudoPolicy_{kt} + X' \Phi + \lambda_k + \sigma_t + u_{ikt} \quad (2)$$

方程（2）同方程（1）的区别在于，如果在 G 市第三医院就诊的患者  $i$  的就诊时间是在 2014 年 1 月 1 日及以后，则处理状态变量  $PseudoPolicy_{ikt}$  取值为 1，否则为 0，即假想 G 市第三医院在 2014 年 1 月 1 日就启动了医药分开改革。显然，这是一个虚拟的政策冲击。如果参数  $\beta_1$  统计上不显著，则说明就诊病人的医疗费用支出水平和支出结构在 2014 年 1 月前后的变化在两组医院之间不存在统计上显著的差异，即通过了政策前共同趋势检验 (pretrend test)。表 3a 和表 3b 分别针对医疗总费用支出和分项目类别的医疗支出，报告了政策前共同趋势的检验结果。我们没有发现 2015 年启动试点的第三医院和直到 2016 年才启动试点的其他两家医院的就诊患者在医疗费用支出方面存在显著不同的时间趋势，这支持了我们的 DID 识别假定。我们在下一节中转向对医药分开改革效果的估计。

表 3a DID 识别假设的检验：总支出金额和自付金额

	医疗费用 总额	报销金额	自付金额	自付比例 (%)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PseudoPolicy</i>	0.005 (0.025)	0.004 (0.028)	0.006 (0.020)	-0.101 (0.318)
控制变量	是	是	是	是
就诊时间固定效应	是	是	是	是
就诊医院固定效应	是	是	是	是
观测值	92,543	92,543	92,543	92,543
R 方	0.148	0.182	0.197	0.403

注释：医疗支出总额、报销金额和自付金额均为对数形式。控制变量包括患者年龄、性别、户籍、民族、是否在职、收入（对数）、病种类别和医保缴费单位所在区县的固定效应。括号中为在医院和病种层面计算的集聚标准误，\*\*\* $P < 0.01$ ，\*\* $P < 0.05$ ，\* $P < 0.1$ 。

表 3b DID 识别假设的检验：分项目支出

	药费	检查费	材料费	护理费	治疗费
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>PseudoPolicy</i>	0.001 (0.035)	0.006 (0.027)	-0.013 (0.083)	-0.031 (0.024)	-0.007 (0.047)
控制变量	是	是	是	是	是
就诊时间固定效应	是	是	是	是	是
就诊医院固定效应	是	是	是	是	是
观测值	92,543	92,543	92,543	92,543	92,543
R 方	0.148	0.182	0.197	0.403	0.104

注释：所有因变量都为对数形式。控制变量包括患者年龄、性别、户籍、民族、是否在业、收入（对数）、病种类别和医保缴费单位所在区县的固定效应。括号中为在医院和病种层面计算的集聚标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

#### 四、实证结果

##### （一）医疗费用支出水平

作为公立医院改革的核心内容，医药分开改革的目标之一是遏制住医疗费用支出的增长，降低患者的医疗成本负担，缓解“看病贵”问题。因此，我们首先考察了医药分开改革对患者医疗费用支出水平的影响。表 4 第 1 列的估计结果显示，医药分开改革导致单次住院的总费用支出显著上升了 4.9%，医药分开改革不仅没有降低住院服务的医疗费用支出，反而导致医疗费用支出显著上涨。这同 Zhang *et al.* (2017) 针对新农合参保患者进行分析所得到的结论是一致的。但是，他们所发现的费用上升幅度要大的多。他们发现县级公立医院改革导致新农合参保患者的住院费用支出显著增加了 25.3%，是本文所发现的费用涨幅的五倍。在医疗费用总支出水平上升的同时，我们发现医药分开改革后，患者医疗费用支出中报销部分也有显著的上升。表 4 第 2-4 列估计结果显示，患者医疗费用中的医保报销金额显著增加了 6.2%，相应的患者自付金额并没有显著改变，其后果是患者自付比例显著降低了 0.648 个百分点。在样本均值水平上，这相当于使患者的自付比例减少了 2.7% ( $=0.648/24$ )。总结而言，医药分开改革并没有起到控制或降低医疗费用支出水平的作用，相反导致医疗费用支出显著上涨。然而，得益于医疗费用报销比例的增加，患者自付金额没有显著变化。换言之，医药分开改革尽管推高了医疗费用支出，但是并没有加重患者自身的医疗成本负担。需要重点指出的是，尽管患者的自付金额没有增加，但是医疗费用总支出的增加会加重全社会的医疗成本负担，增加的医保报销金额的最终会部分地转嫁给作为医保缴费来源的家庭部门。

表 4 医疗费用总支出金额和自付金额

	医疗费用 总额	报销金额	自付金额	自付比例 (%)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Policy</i>	0.049*** (0.016)	0.062*** (0.018)	0.018 (0.013)	-0.648*** (0.178)
控制变量	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是
医院虚拟变量	是	是	是	是
观测值	152,947	152,947	152,947	152,947
R 方	0.152	0.187	0.198	0.411

注释：医疗支出总额、报销金额和自付金额均为对数形式。控制变量包括患者年龄、性别、户籍、民族、是否在职、收入（对数）、病种类别和医保缴费单位所在区县的固定效应。括号中为在医院和病种层面计算的集聚标准误，\*\*\* $P < 0.01$ ，\*\* $P < 0.05$ ，\* $P < 0.1$ 。

我们的发现显著不同于 Zhang *et al.* (2017)。他们的分析显示，县级公立医院改革显著增大了新农合参保所覆盖患者的医疗负担，患者自付金额显著增加了 15.4%。出现这种差异的可能原因在于，相比新农合，城镇职工医疗保险的保障力度要大的多，医保报销能够涵盖的医疗服务类别也更多，在降低患者医疗负担方面能够发挥的作用更显著。根据 Zhang, Lei, Strauss and Zhao (2017)的分析，我国城镇职工医疗保险参保人群住院医疗支出的中位数报销比例为 66%，而新农合参保人群住院医疗支出的中位数报销比例仅为 25%。我们的发现也不同于封国生等 (2014)，他们使用北京市 12 家医院所提供的汇总数据所做的研究显示，医药分开改革使患者个人负担显著降低了 23%。封国生等

(2014) 使用医院汇总数据所得到的结论和 Zhang *et al.* (2017) 使用医保报销数据所得到的结论恰好相反，后者的结论是医药分开改革显著提高了患者个人负担。出现不同结论的原因，一方面可能是由于医院数据同时包含了没有享受医疗保险的患者；另一方面，也可能反映出医院所提供的汇总数据在个别支出类别上可能存在比较严重的测量误差问题。如果是前者，医院数据在包含非参保患者的情况下得出个人负担下降的结论，间接表明相比非参保患者，医保参保患者的个人负担反而有大幅度的增加，这与医疗保险能够降低个人医疗支出负担的基本论断是不相符的，除非参保患者对医疗服务存在显著的过度使用。因此，作为利益相关方，医院提供的汇总数据存在测量误差的可能性更高。在使用医院层面的汇总数据评估公立医院改革时，可能需要注意数据本身的质量问题。

## (二) 分项目类别的医疗费用支出

由于医药分开改革取消了药品销售加成定价制度，同时允许医院适当调高诊疗费用，因此，我们预期医药分开改革会显著影响医疗费用支出的结构。根

据数据特征，我们将患者医疗费用支出分为药费、检查费、材料费、护理费、诊疗费等五个大类，分别考察了医药分开改革对各类别支出的影响。表 5 报告了估计结果。同我们的预期一致，医药分开改革导致药费支出显著下降了 9.5%。但是，与此同时，护理费和治疗费支出均出现了非常大幅度的上涨，上涨幅度分别为 69.7%和 53.4%。<sup>1</sup>由于新的政策方案仍然允许对部分医用耗材进行一定比例的价格加成，因此，材料费支出也出现了显著的增加。我们没有发现检查费支出有显著变化。

表 5 医疗费用分项目支出金额

	药费	检查费	材料费	护理费	治疗费
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Policy</i>	-0.095*** (0.033)	0.008 (0.018)	0.318*** (0.083)	0.529*** (0.024)	0.428*** (0.070)
控制变量	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是
医院虚拟变量	是	是	是	是	是
观测值	152,947	152,947	152,947	152,947	152,947
R 方	0.164	0.176	0.201	0.168	0.109

注释：所有因变量都为对数形式。控制变量包括患者年龄、性别、户籍、民族、是否在业、收入（对数）、病种类别和医保缴费单位所在区县的固定效应。括号中为在医院和病种层面计算的集聚标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

医疗费用支出中护理费和治疗费支出的增加是可以预期到的，其上涨也符合通过提高医疗服务价格更好地体现医务人员技术劳务价值的改革精神，但是从医疗费用总支出的显著增长来看，护理费和治疗费支出的增长幅度无疑过大了。这表明，医院为了弥补药品销售收入的下降，可能过度提高了护理费和诊疗费服务价格，同时也存在诱导患者接受过度治疗和护理的可能。材料费的显著上涨则更明确地反映出医院为了弥补药品销售收入下降所采取的策略性行为。当来自特定类别的医疗服务收入下降时，医院和医生都有很强的激励去提高其他项目类别的收入水平，这无疑阻碍了通过控制各别项目支出来降低医疗费用总支出水平这一政策目标的实现。

由于我们无法直接观测到患者接受治疗和护理的服务数量，只能看到最终的支付金额，所以我们无法判断治疗费用和护理费用的显著上升是由单次护理和治疗价格的上涨带来的，还是由患者所接受的护理服务和治疗服务的增加带来的。尽管两者均会导致医疗费用支出的增加，但是这两方面的原因却具有不

<sup>1</sup> 此处对应的方程系数估计值分别为 52.9%和 42.8%。由于系数较大，直接作为半对数模型设定下因变量百分比变动的估计会有较大误差，此处报告的是采用准确的计算公式即  $\exp(\beta) - 1$  来得到解释变量 1 个单位变化所带来的因变量的百分比变化。

同的政策含义。单次服务价格的上涨能够更好地体现医护工作人员的劳动价值，同时不直接对患者所享受到的医疗服务产生影响；而服务数量的增加则意味着患者接受了更多的医疗服务。如果增加的医疗服务是必要的，则意味着医疗服务质量的提高；如果增加的医疗服务不是必要的，则属于供给方诱导的过度需求。作为对是否存在诱导的过度医疗服务的一个初步检验，我们在表 6 中第 1 列中考察了医药分开改革对患者单次住院持续天数的影响，并在第 2、3 列中考察了医药分开改革对给定时间内同一患者的就诊次数的影响。我们没有发现医药分开改革对住院持续时间有统计上显著的影响，但是医药分开改革使同一位患者在给定时间内的住院次数出现了显著增加。具体而言，每百名患者在同一个季度和同一年内的就诊次数分别显著增加了 2.5 人次和 5.6 人次。表 6 第 4-6 列使用就诊时间发生在 2013 和 2014 年的就诊样本检验了住院天数和就诊次数的政策前趋势，结果显示，2014 年前后，试点医院和非试点医院就诊的患者在住院天数和给定时间内就诊次数上的变化没有统计上显著的不同，这支持了表 6 第 1-3 列的 DID 估计所依赖的识别假设。

表 6 医疗服务的使用

	DID 估计			平行趋势检验		
	住院天数	年内就诊次数	季度内就诊次数	住院天数	年内就诊次数	季度内就诊次数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Policy</i>	-0.008 (0.224)	0.056*** (0.015)	0.025*** (0.009)			
<i>PseudoPolicy</i>				-0.185 (0.253)	0.008 (0.018)	0.010 (0.009)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
医院虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值	152,947	91,881	113,885	92,543	59,157	73,042
R 方	0.059	0.120	0.139	0.058	0.094	0.126

注释：表中第 1-3 列样本为 2014 和 2015 年就诊样本；第 4-6 列样本为 2013 和 2014 年就诊样本。控制变量包括患者年龄、性别、户籍、民族、是否在业、收入（对数）和医保缴费单位所在区县的固定效应。括号中为在医院和病种层面计算的集聚标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

## 五、结语

2015 年，国务院办公厅印发《关于城市公立医院综合改革试点的指导意见》

(国办发〔2015〕38号),要求公立医院改革试点城市的所有城市公立医院和县级公立医院全部取消药品加成,实施医药分开改革。作为医药卫生体制改革(即新医改)的核心内容之一,医药分开改革被视为是改变“以药养医”现状的重要举措,是为解决“看病贵”这一医疗服务体系痼疾所迈出的重要一步。然而,医药分开改革是否能够实现预期的政策目标?医药分开改革存在哪些可能的不利影响?我国医药分开改革是否会重现韩国医药分开改革所导致的医疗费用不降反升的不良后果?带着上述问题,本文使用我国中部某省会城市的医保报销数据,采用在政策效果评估中被广泛采用的双重差分方法,对我国公立医院医药分开改革的政策效果进行了及时的和规范严谨的分析。

本文研究发现,医药分开改革显著降低了患者医疗费用支出中的药费支出,却导致了治疗费、护理费等服务项目费用的大幅上涨。在此消彼长的情况下,医药分开改革不仅没有降低医疗费用总支出水平,反而导致医疗费用总支出水平出现了显著上涨,出现了和韩国医药分开改革类似的后果。不过,得益于城镇职工医疗保险较高的保障力度,虽然医药分开改革导致了医疗费用总支出的增加,但是患者自付金额并没有出现显著增加。从医疗服务的使用来看,医药分开改革导致了患者就诊次数的增加,反映出药品加成收入的减少可能导致医生诱导了更多的医疗服务消费。

总结来看,医药分开改革虽然显著改变了患者医疗费用支出的结构,在一定程度上起到了更好地体现医务人员技术劳务价值的作用,但是却并没有起到降低或者控制医疗费用的作用。虽然目前没有证据显示患者医疗成本负担有显著增加,但是医疗费用总支出水平的增加仍然意味着全社会医疗费用负担有所上升。在控制药品价格和药费支出水平的情况下,如何避免医院或者医生诱导病人接受过度的诊疗服务和过度提高诊疗价格,是接下来公立医院改革需要重点关注的方面。

## 参考文献

- [1]Card, D. and Krueger, A. B., 1994, "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania", *American Economic Review*, 84(4): 772-793.
- [2]Currie, J., Lin, W. and Meng, J., 2014, "Addressing Antibiotic Abuse in China: An Experimental Audit Study", *Journal of Development Economics*, 110(SI): 39-51.
- [3]Duflo, E., 2001, "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence From an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, 91(4): 795-813.
- [4]Farley, P. J., 1986, "Theories of the Price and Quantity of Physician Services: A Synthesis and Critique", *Journal of Health Economics*, 5(4): 315-333.
- [5]Li, Y., Ying, C., Sufang, G., Brant, P., Bin, L. and Hipgrave, D., 2013, "Evaluation, in Three Provinces, of the Introduction and Impact of China's National Essential Medicines Scheme.", *Bulletin of the World Health Organization*, 91(3): 184-194.
- [6]Mcguire, T. and Pauly, M., 1991, "Physician Response to Fee Changes with Multiple Payers", *Journal of Health Economics*, 10(4): 385-410.
- [7]Pauly, M. V., 1968, "The Economics of Moral Hazard: Comment", *American Economic Review*, 58(3): 531-537.

- [8]Rice, T. H. and Labelle, R. J., 1989, "Do Physicians Induce Demand for Medical Services?", *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 14(3): 587-600.
- [9]Yip, W. C., 1998, "Physician Response to Medicare Fee Reductions: Changes in the Volume of Coronary Artery Bypass Graft (Cabg) Surgeries in the Medicare and Private Sectors", *Journal of Health Economics*, 17(6): 675-699.
- [10]Zhang, C., Lei, X., Strauss, J. and Zhao, Y., 2017, "Health Insurance and Health Care Among the Mid-Aged and Older Chinese: Evidence From the National Baseline Survey of Charls", *Health Economics*, 26(4): 431-449.
- [11]Zhang, Y., Ma, Q., Chen, Y. and Gao, H., 2017, "Effects of Public Hospital Reform On Inpatient Expenditures in Rural China", *Health Economics*, 26(4): 421-430.
- [12]蔡昱、龚刚、张前程, 2013, 《以医师价值之回归革除“以药养医”——基于理论模型视角的论证》, 《南开经济研究》, 第 01 期。
- [13]杜创, 2013, 《价格管制与过度医疗》, 《世界经济》, 第 01 期。
- [14]封国生、朱恒鹏、付明卫, 2014, 《北京医药分开改革效果的实证分析》, 《中华医院管理杂志》, 第 12 期。
- [15]寇宗来, 2010, 《“以药养医”与“看病贵、看病难”》, 《世界经济》, 第 01 期。
- [16]刘小鲁, 2011, 《管制、市场结构与中国医药分离的改革绩效》, 《世界经济》, 第 12 期。[17]张川川、John Giles、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)》, 第 01 期。
- [18]周黎安、陈烨, 2005, 《中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计》, 《经济研究》, 第 08 期。
- [19]朱恒鹏, 2007, 《医疗体制弊端与药品定价扭曲》, 《中国社会科学》, 第 04 期。



# 医疗保险、健康异质性与精准脱贫——基于资产的贫困脆弱性视角

刘子宁、郑伟、贾若、景鹏<sup>1</sup>

## 摘要：

医疗保险能否有效减轻贫困，学术界尚未达成共识。本文利用 CHARLS 全国调查数据，基于资产度量个体的贫困脆弱性，实证分析医疗保险参保行为及其保障水平对贫困脆弱性的影响。研究表明，医疗保险在 2011-2013 和 2013-2015 两个较短时期内的减贫效果微弱，在 2011-2015 的累积减贫效果显著。在 2015 年，和未参保相比，参加医疗保险能够降低陷贫概率 3.2 个百分点。提高医疗保险保障水平，对健康状况差的个体有显著的减贫效果，但对健康状况较好的个体无显著的减贫效果。

**关键词：**医疗保险，贫困脆弱性，健康

## 一、引言

精准脱贫是中国决胜全面小康阶段的三大攻坚战之一，让所有农村贫困人口到 2020 年摆脱贫困是全社会在未来一段时间内共同参与的重要工作。疾病是中国当前最主要的贫困诱因，随着脱贫攻坚的不断深入，因病致贫和返贫群体占总贫困人口的比例不降反升，从 2013 年的 42.2% 上升到 2015 年的 44.1%，涉及近 2000 万人口（国家卫生计生委财务司，2017）。从全球来看，每年约有 1 亿人因医疗支出陷入贫困，约有 1.5 亿人因支付医疗费用而遭受灾难性的经济冲击（瑞士再保险，2017）。可见，解决因病致贫和返贫不仅是中国精准脱贫的重点和难点，也是一个全球性的挑战。

既有研究表明，健康状况是影响贫困的主要因素之一。健康状况差的个体疾病风险高，患病后，劳动效率降低（Hamid et al., 2011；王弟海，2012），医疗支出增加（解垚，2008），因此健康状况差的个体更易陷入贫困。另一方面，在没有医疗保险保障的情况下，贫困群体能获得的医疗资源有限，其健康状况容易因得不到充分医疗而进一步恶化，陷入“健康状况差—陷入贫困—健

---

<sup>1</sup>刘子宁，北京大学经济学院博士研究生。郑伟，北京大学经济学院教授。贾若，北京大学经济学院助理教授。景鹏，北京大学经济学院博士后。

康状况更差—贫困程度加深”的恶性循环。医疗保险<sup>1</sup>能够在大量风险个体之间和个体生命周期中对疾病风险进行有效分散，有助于个体抵御疾病带来的经济冲击。既有文献表明，医疗保险能够通过改善健康（Wagstaff and Pradhan, 2005；潘杰等，2013），减少预防性储蓄从而增加物质和人力资本的投资（Hamid et al., 2011；王弟海，2012），缓解灾难性医疗支出带来的冲击（Ross and Mirowsky, 2000；黄薇，2017）三条传导机制减轻贫困。在已有文献的基础上，本文的贡献主要表现在如下两个方面。

第一，既有文献主要考察是否参加医疗保险对贫困的影响（Kochar, 2004；Hamid et al., 2011），或者研究医疗保险保障水平对医疗服务利用程度和健康的影响（Pagán et al., 2007；Zhang et al., 2017），尚没有文献探讨医疗保险保障水平与贫困之间的关系。考虑到中国目前超过 95% 的社会基本医疗保险覆盖率（国务院新闻办公室，2015），“医疗保险保障水平”势必取代“是否参加医疗保险”成为未来影响减贫效果的关键因素。本文以医疗费用的实际自付比例刻画医疗保险的保障水平，首次证实了提高医疗保险保障水平对贫困的影响。

第二，健康状况是医疗保险与贫困关系中的关键媒介因素（Hemmi et al., 2007；王弟海，2012），对于健康的人，医疗保险只是锦上添花；对于不健康的人，医疗保险才是雪中送炭。既有研究表明，医疗保险对于弱势群体的消费（白重恩等，2012）和健康（潘杰等，2013）的正向作用更强。因此，医疗保险对不同健康状况群体的减贫效果可能也会有所差异，提高医疗保险保障水平是否有助于减轻所有群体的贫困脆弱性，还是只针对部分群体（如健康状况差的群体）有效，仍有待实证检验。本文首次考察了提高医疗保险保障水平对不同健康状况人群的不同减贫效果。基于这一发现，本文首次提出累进报销的保险制度和保险产品，可以更精准的提高健康状况差群体的保障水平，从而更精准的投放扶贫资源。

此外，既有文献在研究贫困问题时，多使用当期收入来度量贫困，而这类指标只能反映当期的贫困状况，制定有效的扶贫政策不仅需要关注当期静态的贫困状况，更应当关注一段时期内遭受冲击后的陷贫风险（蒋丽丽，2017）。贫困脆弱性（Vulnerability to Poverty）是一个动态的概念，指个体或家庭在一段时期内陷入贫困的风险（World Bank, 2001）。这一具有前瞻性的贫困度量方法揭示了贫困的实质，更适合反贫困的政策分析（Chiwaula et al., 2011；蒋丽丽，2017）。既有实证文献利用贫困脆弱性研究了农村的贫困问题（万广华等，2014；解垚，2014），低保对贫困脆弱性的影响（樊丽明和解垚，2014）；也研究了医疗保险对当期收入度量的贫困的影响（解垚，2008；黄薇，2017），但尚无文献记录医疗保险和贫困脆弱性之间的关系。本文利用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011、2013 和 2015 年全国调查的数据，从资产视角度量个体的贫困脆弱性，首次利用“贫困脆弱性”指标考察医疗保险保障水平对贫困的影响。

---

<sup>1</sup>本文中的“医疗保险”，旨在包含中国所有类别的医疗保险，包括城镇职工基本医疗保险、城乡居民基本医疗保险、公费医疗、商业医疗保险和其他医疗保险（如城镇无业居民大病医疗保险等）。公费医疗也需要满足“收支平衡”原则（人民网，2013），并且正在和城镇职工基本医疗保险逐步并轨，因此也可以看作是一种个体之间损失分摊的保险机制，既有研究也把公费医疗看作是广义医疗保险的一部分（解垚，2008）。

本文的其余部分的安排如下：第二部分在回顾文献的基础上提出待检验的理论假说，第三部分介绍方法和数据；第四部分是实证分析结果；第五部分是结论。

## 二、文献回顾与研究假说

在总结既有理论研究和实证结果的基础上，本文提出三个有待实证检验的研究假说。健康是影响贫困的主要因素(Hemmi et al., 2007; Hamid et al., 2011)，假说一说明不同健康状况人群的跨期贫困转移情况，说明健康状况对脱贫和陷贫的影响。假说二说明参加医疗保险能否显著减轻贫困这一经典问题。假说三在前两个假说的基础上，进一步关注医疗保险保障水平和减贫效果之间的关系，说明提高保障水平（降低自付比例）对不同健康状况人群的减贫效果。

“能力说 (Capability Approach)”认为，贫困的实质是人们缺乏抵御各种生活风险，改善经济和相关福利水平的“能力”，良好的健康状况作为一种“可行性能力”，通过影响收入和资产水平，与个体的贫困关系密切 (Sen, 1982)。研究表明，健康是人力资本的重要组成部分，好的健康状况提高人力资本，进一步提高劳动供给时间和强度，从而增加收入 (Fogel, 1994)；此外，健康状况好的个体会减少应对未来不确定医疗费用支出的预防性储蓄，将有限资源更多地用于物质和人力资本积累，从而缓解贫困 (Kochar, 2004; Hemmi et al., 2007)；最后，健康状况越好，医疗费用支出越少，贫困发生率越低。基于上述分析，本文提出第一个研究假说。

假说一：健康状况越差（好），贫困个体脱贫的可能性越低（高），非贫困个体陷贫的可能性越高（低）。

理论研究表明，医疗保险主要通过三条途径缓解贫困问题：第一，医疗保险可以提高个体对医疗服务的利用水平 (Card et al., 2008; Zhang et al., 2017)，而医疗服务利用水平的提高可以改善健康 (Wagstaff and Pradhan, 2005; 潘杰等, 2013)，健康的改善有助于缓解贫困（假说一）；第二，医疗保险的风险分散机制能够减少当期预防性储蓄，增加物质和人力资本的投资，起到缓解贫困的作用 (Hamid et al., 2011; 王弟海, 2012)；第三，医疗保险的损失补偿效应可以缓解灾难性医疗支出带来的冲击 (Ross and Mirowsky, 2000; 黄薇, 2017)，从而减轻贫困的程度。基于上述分析，本文提出第二个研究假说。

假说二：参加医疗保险能够减轻贫困。

虽然医疗保险的减贫机理得到了广泛认可，但实证研究关于医疗保险能否减贫、减贫效果如何的结论却有严重分歧。解垚 (2008) 分析了中国各类医疗保险在 1989-2006 年对于收入度量的贫困的影响，发现医疗保险的补偿较低且瞄准机制较差，即不够精准，对贫困的变动没有显著影响。Lei and Lin (2009) 利用 2004-2006 年的微观数据，发现中国的新型农村合作医疗对提高医疗服务利用程度和改善健康的作用微小，原因是新农合在当时的免赔额过高、报销比例过低，即保障水平过低。黄薇 (2017) 分析了中国城镇居民基本医疗保险在 2007-2011 年对于收入度量的贫困的影响，发现医疗保险对贫困有显著的缓解作用，且这种减贫作用随着时间延续而累积增强。Hamid et al. (2011) 对孟加拉国小额医疗保险的研究发现，医疗保险对于贫困无明显的改善作用；他们把不显著的减贫效果归因于截面数据无法捕捉到医疗保险长期中的减贫效果。

Kovacevic and Pflug (2011)、景鹏等 (2017) 从理论上解释保险减贫效果的不确定性, 认为保险的减贫效果由“保险的损失补偿效应”和“保费的资产侵蚀效应”共同决定, 当补偿效应大于侵蚀效应时, 保险能够降低个体的贫困脆弱性, 反之则不能。我们认为, 实证结果不一致由多重因素导致, 医疗保险的种类、覆盖人群、保障水平、时期和国家不同, 都可能造成减贫效果的差异。本文针对短期和长期、不同保障人群以及高低保障水平的全面分析, 为上述不一致的实证结果提供了一些解释思路。

截至 2014 年底, 中国社会基本医疗保险覆盖率超过 95% (国务院办公厅, 2015), 相比于扩大医疗保险覆盖面, 确定合理的“医疗保险保障水平”在精准脱贫政策中更具现实意义。提高医疗保险的保障水平能够提高居民健康水平 (Pagán et al., 2007; Zhang et al., 2017), 进一步缓解贫困; 但提高保障水平 (降低自付比例) 通常需要增加保险缴费<sup>1</sup>, 即同时提高“保费的资产侵蚀效应”和“保险的损失补偿效应” (景鹏等, 2017)。在其他条件不变的情况下, 提高保障水平 (降低自付比例), 对于健康状况差的人群, 因其医疗费用支出和补偿较高, 损失补偿效应更有可能大于资产侵蚀效应, 即高保障水平 (低自付比例) 对健康状况差的人群的减贫效果应当更为显著。对于健康状况好的人群, 由于其医疗费用支出和补偿较低, 资产侵蚀效应和损失补偿效应的关系不确定, 因而高保障水平 (低自付比例) 不一定有显著的减贫效果。既有的实证研究间接佐证了上述推测, 白重恩等 (2012) 和潘杰等 (2013) 分别发现, 医疗保险对居民消费和健康有显著的正向影响, 但医疗保险对于健康状况好的个体的边际贡献小于健康状况差的个体, 说明医疗保险对健康状况较差的群体的福利改善效果更强。基于上述分析, 本文提出第三个研究假说。

假说三: 医疗保险对不同健康状况群体的减贫效果不同: (i) 对于健康状况差的个体, 提高保障水平 (降低自付比例) 显著降低其贫困脆弱性; (ii) 对于健康状况好的个体, 提高保障水平 (降低自付比例) 不能显著降低其贫困脆弱性。

### 三、方法和数据

#### (一) 定义和方法

##### 1. “贫困脆弱性”和基于贫困脆弱性的“贫困”

贫困脆弱性是测度贫困的前瞻性指标, 刻画了个体或家庭在一段时期内陷入贫困的风险 (World Bank, 2001)。贫困脆弱性理论基于资产来度量未来陷入贫困的概率 (Chiwaula et al., 2011; 蒋丽丽, 2017), 用当期可观测到的变量 (比如各类资产) 预测持久稳定的收入。相比于直接用当期收入度量贫困的方法, 该方法隐含了个人可以使用资产平滑家庭消费的能力, 能够得到持久稳定的收入, 并且可以通过预测收入的波动来得到收入低于某临界值的概率, 即贫困脆弱性。本文基于 Chiwaula et al. (2011)、樊丽明和解丕 (2014) 和万广

---

<sup>1</sup> 所有医疗保险的保费和保障水平之间都存在显性或隐性的正向关系, 即使是社会医疗保险。例如, 城镇职工基本医疗保险, 国务院 (2005) 规定统筹基金的起付标准、支付限额以及自付比例由统筹地区根据以收定支的原则确定; 城乡居民医疗保险实行分档筹资, 参保人自愿选择缴费档次, 多缴多得 (国务院, 2016; 国家卫生计生委基层卫生司, 2017)。商业医疗保险的保费遵循精算平衡原则, 高保费对应高保障。

华等（2014）提出的三阶段广义可行最小二乘法（three-step feasible generalized least squares, FGLS）估计“资产预期收入”<sup>1</sup>，回归方程为（1）-（3）式。个人年收入  $Y$  是个人的劳动性收入、养老金收入和政府转移支付之和<sup>2</sup>， $A_1, A_2, A_3, A_4$  分别为金融资产、房屋资产、土地资产和其它固定资产， $X$  为一系列控制变量。

$$\ln(Y_{it}) = \beta_{10} + \beta_{11}A_{1it} + \beta_{12}A_{2it} + \beta_{13}A_{3it} + \beta_{14}A_{4it} + \beta_{1X}X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln(e_{it}^2) = \beta_{20} + \beta_{21}A_{1it} + \beta_{22}A_{2it} + \beta_{23}A_{3it} + \beta_{24}A_{4it} + \beta_{2X}X_{it} + \omega_{it} \quad (2)$$

$$\ln(Y_{it}) = \beta_{30} + \beta_{31}A_{1it} + \beta_{32}A_{2it} + \beta_{33}A_{3it} + \beta_{34}A_{4it} + \beta_{3X}X_{it} + \varepsilon_{it}, \Omega = \text{Var}(\varepsilon) = \hat{e}^2 \quad (3)$$

考虑到不同群体的收入存在异方差，而异方差会导致（1）式的扰动性  $\varepsilon$  不满足 OLS 回归要求的球形扰动假设，因此，需要通过 FGLS 解决异方差问题。FGLS 估计收入包括三步：第一步，对（1）式进行 OLS 回归得到各观测值的残差  $e$ ；第二步，将第一步得到的残差的平方对数  $\ln(e^2)$  作为被解释变量，对方程（2）进行 OLS 回归，得到估计的残差平方对数  $\ln(\hat{e}^2)$ ；第三步，以第二步估计的残差平方  $\hat{e}^2$  近似作为扰动项  $\varepsilon$  的方差矩阵，将该矩阵作为回归的权重  $\Omega$  对方程（3）进行 GLS 回归，以消除异方差，从而得到各系数的一致且渐进有效的估计量，进一步预测“资产预期收入”的对数  $\ln(\hat{Y})$  和代表对数收入波动的标准差  $\hat{\sigma}$ 。假设  $\ln(\hat{Y})$  服从正态分布，“贫困脆弱性”可以由（4）式计算得出。（4）式中的贫困线为现行贫困标准，即以 2010 年人均收入 2300 元为不变价格，对应 2011、2013 和 2015 年的贫困线分别为 2536 元、2736 元和 2855 元（韩俊，2016；鲜祖德等，2016）。贫困脆弱性反映了陷入贫困的概率（简称陷贫概率），为连续变量。

$$\text{贫困脆弱性}_{it} = \text{Prob}(\ln \hat{Y}_{it} \leq \ln(\text{贫困线}_t)) = \Phi\left(\frac{\ln \hat{Y}_{it} - \ln(\text{贫困线}_t)}{\hat{\sigma}_{it}}\right) \quad (4)$$

进一步，根据 Chiwaula et al. (2011)、樊丽明和解丕（2014）和万广华等（2014）识别贫困的方法，本文将贫困脆弱性超过 50% 门槛值的个体识别为贫困，低于 50% 识别为非贫困。如（5）式所示，定义虚拟变量——基于脆弱性的“贫困”（是=1）。同时在稳健性检验中，我们也将 75% 作为门槛值识别贫困，

<sup>1</sup> 在 World Bank (2001) 提出“贫困脆弱性”这个概念后，不少研究都尝试度量“贫困脆弱性”。Carter and Barrett (2006) 和解丕 (2014) 使用另一种“贫困脆弱性”的度量方法，他们通过比较资产指数和临界值判断贫困状态，低于临界值的家庭陷入贫困，高于临界值的家庭摆脱贫困。这种“贫困脆弱性”的度量方法便于区分结构性贫困和随机性贫困，但不能描述陷贫概率，不能反映陷贫作为一种风险的不确定性，因此本文使用 Chiwaula et al. (2011) 定义的贫困脆弱性。

<sup>2</sup> 养老金收入和政府转移支付是公共转移支付的代理变量（樊丽明和解丕，2014），政府转移支付包括困难补助、征地补助等非养老金转移支付。家庭转移支付既不是公共转移支付，也非劳动性收入（自雇收入，农业收入，工资性收入），不应包括在年收入中（樊丽明和解丕，2014）。本文的收入口径和樊丽明和解丕（2014）的收入口径相似，都不包括财产性收入。

不改变本文的结论。“贫困脆弱性”和基于脆弱性的“贫困”都是对未来陷贫概率的描述，只不过前者是连续变量，后者是虚拟变量，便于适用不同的模型和方法（比如后文提到的 PSMDD 方法即要求被解释变量为虚拟变量），二者包含的信息非常相近。

$$\text{贫困}_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if 贫困脆弱性}_{it} \geq 50\% \\ 0 & \text{if 贫困脆弱性}_{it} < 50\% \end{cases} \quad (5)$$

### 2. 检验假说一：贫困转移矩阵

以基于脆弱性的“贫困”为基础，本文构建了 2011-2013 和 2013-2015 年的贫困转移矩阵。贫困转移矩阵呈现年度之间原贫困群体脱贫和继续处于贫困状态的比例，以及原非贫困群体陷入贫困和维持非贫困状态的比例。进一步，本文比较不同健康状况群体的贫困转移矩阵，分析不同健康状况下，上述两个比例的差异，从而验证假说一。

### 3. 检验假说二：倾向值匹配基础上的倍差法（PSMDD）

在随机实验中，参加医疗保险和没有参加医疗保险具有随机性，可以通过直接比较参加医疗保险的群体和没有参加医疗保险的群体的贫困状况，来得到医疗保险对贫困的影响（Hamid et al., 2011）。但实际中的微观数据都是非随机实验，个体选择参加医疗保险时，受到多重因素影响。当一个人参加医疗保险时，我们只能观察到该个体在参加医疗保险时是否为贫困，无法得知该个体如果没有参加医疗保险的贫困状态。因此需要构建“反事实推断模型”，估计参加医疗保险的个体在假设其没有参加医疗保险时的贫困状况，进而比较参加医疗保险对贫困的干预效果，从而验证假说二。倾向值匹配基础上的倍差法（propensity score matching with difference-in-difference estimation, PSMDD）是进行上述分析的最佳方法，可以去除参保行为的非随机性所带来的选择性偏误和混杂偏误（Rosenbaum and Rubin, 1983），同时消除不随时间改变且不可观测的个体异质性（陈华帅和曾毅，2013）。

用 PSMDD 方法验证假说二的被解释变量为基于脆弱性的“贫困”，具体操作步骤如下（Lei and Lin, 2009）：第一步，估计参加医疗保险的 Logistic 模型，如（6）式所示，被解释变量为是否参加医疗保险，解释变量与（1）式相同，借助该模型预测每个个体的参保概率，定义其为倾向分值；第二步，对每个干预组（有医疗保险）的个体，以倾向分值为依据，在控制组（无医疗保险）中寻找最接近其倾向分值的对象，完成配对；第三步，考察 Rubin's B 是否小于 25 和 Rubin's R 是否在 0.5 和 2 之间，检验匹配的平衡性（Rubin, 2001）；第四步，估计每个个体跨年的贫困变化，再对干预组（有医疗保险）中每个个体和控制组（无医疗保险）中与其匹配的个体的跨年贫困变化进行差分，并对所有差分结果取均值，从而得到医疗保险对贫困的平均干预效果。我们在第二步对样本进行匹配时，采用常见的核匹配 Epanechnikov 方法（Heckman et al., 1998），即构建一个虚拟对象来匹配干预组（有医疗保险）的每个个体，虚拟对象是对控制组（无医疗保险）所有个体采用核函数构建的权重进行加权得到，该方法的优势在于最大程度地利用全样本的信息。PSMDD 的本质是在倾向匹配方法（PSM）的基础上，有效消除不随时间改变且不可观测的个体异质性，得到“干净”的医疗保险减贫效应（陈华帅和曾毅，2013；杨龙见和尹恒，2015），该方法广泛应用于政策和改革效果评估的分析。

$$\text{参加医疗保险}_{it} = \beta_0 + \beta_1 A_{1it} + \beta_2 A_{2it} + \beta_3 A_{3it} + \beta_4 A_{4it} + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

为了观察医疗保险在短期和相对长期内的干预效果，本文呈现了 2011-2013、2013-2015 和 2011-2015 年的 PSMDD 结果<sup>1</sup>。既有文献在计算倾向分值时一般选择面板数据的第一年（陈华帅和曾毅，2013；樊丽明和解垚，2014）或者某项改革的起始年份（杨龙见和尹恒，2015）为基年，本文沿袭上述做法，在计算个体倾向分值（即参保概率）时，选择 2011 年作为基年。

#### 4. 检验假说三：多元回归

假说三要求检验对于不同健康状况人群，提高医疗保险保障水平对贫困脆弱性的不同影响。本文用医疗费用的实际自付比例刻画医疗保险保障水平<sup>2</sup>，以自评健康（好、一般、差）刻画个体的健康状况（封进和余央央，2007；潘杰等，2013）。因此，需要使用过去一年中实际发生住院医疗费用<sup>3</sup>（黄薇，2017）的样本来验证假说三。多元回归模型如（7）式所示，被解释变量为贫困脆弱性，解释变量为自付比例、自付比例和健康状况的交互项、以及健康状况，加入交互项可以验证医疗保险保障水平对不同健康状况群体的不同减贫效果。X 为（1）式中的控制变量。由于实际自付比例和政策、疾病种类以及医疗费用大小等客观因素密切相关，受访者通常难以自主决定政策、疾病种类，难以完全控制医疗费用，因此自付比例变量与是否参加医疗保险不同，以自付比例为解释变量的回归的选择性偏误和内生性问题并不严重。因此，OLS 方法估计（7）式是可行的<sup>4</sup>。此外，作为稳健性检验，我们也考虑将被解释变量替换为虚拟变量——基于脆弱性的“贫困”，并利用 Logistic 模型回归（8）式，同时本文依据个体健康状况，区分好、一般、差三个子样本，分别检验自付比例和贫困脆弱性的关系。

$$\text{贫困脆弱性}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{自付比例}_{it} + \beta_2 \text{自付比例}_{it} \times \text{健康状况一般}_{it} + \beta_3 \text{自付比例}_{it} \times \text{健康状况好}_{it} + \beta_4 \text{健康状况一般}_{it} + \beta_5 \text{健康状况好}_{it} + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it}$$

<sup>1</sup> 考察医疗保险参保行为的减贫效果时，本文无法进行不同健康状况人群的子样本分析，这是因为健康状况差的群体中参保比例高达 99%，匹配的平衡性无法满足，导致无法得到准确的 PSMDD 结果。

<sup>2</sup> 实际自付比例全面且完整地刻画了医疗保险的保障水平，为过去一年内实际自付的住院费用占住院总医疗费用的比例，这一指标不仅包含了医疗保险名义自付比例的信息，还包含了医疗保险报销限额的信息，限额以上的部分仍反映为实际自付金额，体现在实际自付比例中。

<sup>3</sup> 本文只关注住院医疗费用及住院医疗费用的自付金额和比例，是考虑到门诊医疗通常是小病，医疗费用金额较小，对贫困脆弱性的影响不大；另一方面，很多医疗保险不报销门诊医疗费用，或者即使报销，也有很高的起付线和较低的限额。因此，分析门诊医疗保障水平的意义不大，此前文献在考察医疗保险保障水平时也只关注住院医疗费用（例如，黄薇，2017）。

<sup>4</sup> 公式（7）没有使用 Tobit 模型，因为 Tobit 模型多为二阶段的样本选择模型，第一阶段是回归反映选择问题的离散数据模型；第二阶段是回归受限制的连续变量模型（比如被解释变量为医疗费用时，医疗费用为 0 元即没发生医疗费用，0.1 元则为发生了医疗费用，0 和 0.1 元在是否发生住院上有选择行为差异）。但此处贫困脆弱性的 0 值和接近 0 值的非 0 值并无本质性的选择行为差异，因此使用 Tobit 模型并无实际意义。

(7)

$$\begin{aligned} \text{贫困}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{自付比例}_{it} + \beta_2 \text{自付比例}_{it} \times \text{健康状况一般}_{it} + \\ & \beta_3 \text{自付比例}_{it} \times \text{健康状况好}_{it} + \beta_4 \text{健康状况一般}_{it} + \beta_5 \text{健康状况好}_{it} + \\ & \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(8)

## (二) 数据

本文数据来自中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 项目在 2011、2013 和 2015 年 1 月的全国入户调查, 2011 年基线调查在全国 28 个省份的 150 个县(区) 的 450 个村(社区) 展开, 在县(区)、村(社区)、家户、个人四个层次分层抽样, 共计 10257 户、18245 人<sup>2</sup>。2013 和 2015 年回访基线调查的受访人<sup>3</sup>。CHARLS 丰富的家庭、健康、医疗保险和医疗费用信息为研究医疗保险减贫提供了高质量的微观数据, 许多关于医疗保险的研究都采用该数据库 (解垩, 2014; Zhang et al., 2017)。我们选取 2011、2013 和 2015 年连续被访问的个体为样本, 剔除变量缺失数据的观测值, 得到每年 7498 个观测值、为期三年的短面板数据, 记为样本 A, 用来检验假说一和假说二。本文分析在个体层面进行, 因为参加医疗保险、医疗费用自付比例, 健康状况等关键变量均为个体而非家庭信息, 个体层面的分析能够更大程度地利用信息 (张川川等, 2014), 当数据库同时提供个体、家庭和社区信息时, 既有文献往往也从个体层面分析贫困问题 (解垩, 2015)。作为稳健性检验, 本文也在家庭层面进行分析, 该分析不改变本文结论。

表 1 报告了样本 A 的加权均值 (校正无应答的个人加权)、均值、标准差及若干百分位点的数值。由 FGLS 估计的资产预期收入自 2011 到 2015 年稳步提高, 年均增长 14%<sup>4</sup>。2011 年, 22.6% 的受访者被识别为基于脆弱性的“贫困”, 即一段时期内陷贫概率超过 50%, 而到 2015 年, 这一比例下降为 10.4%。2011 年参加医疗保险的群体占样本 A 的 95% 以上, 与宏观数据相吻合。2011 年, 28.0% 的受访者健康状况为差, 48.2% 为一般, 23.8% 为好, 从 2011 到 2015 年, 随着受访者年龄增大, 受访者健康状况的平均水平略有下降。由于农村和城镇居民都存在陷贫风险 (徐超和李林木, 2017), 所以本文所使用的样本既包括农村居民, 也包括城镇居民。考虑到脱贫攻坚的对象仅为农村贫困人口, 作为稳健性检验, 本文仅使用农村样本, 该变化不改变本文结论。如表 1 所示, 本文选取的控制变量包括个人、家庭和省份三个层面。个人层面的控制变量包

<sup>1</sup> CHARLS 在 2017 年 5 月和 10 月两次公布了 2015 年的全国调查数据, 10 月份的数据对 5 月份的进行了补充和修订, 本文使用的是 10 月份公布的最新数据。

<sup>2</sup> CHARLS 研究团队 (2013) 报告的总受访人数为 17708 人, 本文报告人数为 CHARLS 公开发布数据实际记载的观测值。

<sup>3</sup> 2013 和 2015 年也回访了 2011 年被抽中但没有受访的样本 (non-response sample), 还访问了 2011 年被抽中但年龄不符合要求, 但 13 或 15 年回访时年龄符合要求的样本 (refresher sample)。

<sup>4</sup> 该增长率略高于 2011 到 2015 年全国人均可支配收入名义增长率 (12%), 这可能是因为资产的收益率大于国民收入增长率 (Piketty, 2014), 从而资产和资产预期收入的增长率大于收入的增长率。



括出生年份、男性（是=1）、教育水平、城镇户口（是=1）和个人的金融资产<sup>1</sup>；家庭层面的控制变量包括房屋资产、土地资产、其它固定资产、婚姻状况和（存活的）子女数量；省份层面的控制变量是当年人均 GDP，控制省份之间的经济发展水平差异。土地资产仅包括集体分配的耕地，用土地面积衡量，其均值在 2011-2015 年递减，可能是由于农村征地和退耕还林等原因。其它固定资产包括家用设备、耐用消费品和其他贵重物品。

样本 B 为样本 A 中发生了住院医疗费用的个体，大约占样本 A 的十分之一<sup>2</sup>，是样本 A 的子样本，用于检验假说三。样本 B 的描述性统计如表 2 所示，在 2011、2013 和 2015 年各有 517、755 和 831 个观测值，观测值数量逐年增加可能是由于受访者年龄增大，发生住院医疗费用的可能性提高，以及医疗需求随医疗保险保障水平和医疗服务水平的提高逐渐释放。样本 B 仅包括发生了住院医疗费用的个体，因此其平均健康状况比样本 A 差。表 3 将样本 B 按照健康状况好、一般、差分为三类，报告了住院医疗总费用、自付比例（自付住院医疗费用除以住院医疗总费用）、贫困脆弱性、贫困四个变量的描述性统计。表 3 显示，健康状况差、一般和好的群体中，分别有 1001（16.3%）、890（7.9%）和 212（4.2%）个观测值在过去一年中发生了住院医疗费用。

表 1：样本 A 的描述性统计

	加权均值 <sup>a</sup>	均值	标准差	P10 2011	中位数 (N=7498)	P90
<b>被解释变量</b>						
资产预期收入（元）	7481	6574	11562	1717	4115	13956
贫困脆弱性	0.226	0.251	0.424	0	0	1
贫困（是=1）	0.226	0.251	0.433	0	0	1
<b>解释变量</b>						
参加医疗保险（是=1） <sup>b</sup>	0.953	0.952	0.215	1	1	1
健康状况 <sup>c</sup>	0.983	0.959	0.719	0	1	2
<b>控制变量</b>						
出生年份	1954	1954	8.499	1942	1954	1964
男性（是=1）	0.478	0.482	0.500	0	0	1
教育水平 <sup>d</sup>	1.685	1.648	1.177	0	2	3
城镇户口（是=1）	0.202	0.157	0.364	0	0	1
金融资产（元）	45310	42930	63768	7029	33971	81877

<sup>1</sup> 由于 2011 年金融资产缺失值和 0 值过多，金融资产在 2011 年的加权均值约为 2013 和 2015 年的四分之一，本文用回归预测的方法，对缺失值和 0 值的金融资产进行补值，并剔除了金融资产 99 百分位点以上的极端值。作为稳健性检验，用原始金融资产数据分析不改变本文的结论。由于金融资产（如存款、股票和基金）可以具体明确到个人账户上，因此金融资产为个人层面上的信息。不同于金融资产，房屋资产、土地资产和其它固定资产一般为家庭共有资产，因此使用家庭层面数据。

<sup>2</sup> 健康状况差的部分个体报告的住院医疗总费用过低（如仅为 10 元），考虑到 2011 年访问的是 2010 年的住院情况，而 2010 年全国二级医院的住院病人日均医疗费用为 460 元（国家卫生计生委统计信息中心，2011），因此本文剔除了住院医疗总费用低于 10% 分位点（400 元）的观测值，同时还剔除了 8 个医疗费用由他人代为回答的观测值。若不进行上述处理，也不会改变本文结论，但 Logistic 回归的显著性略有降低。

房屋资产（元）	187261	139251	661091	10000	60000	300000
土地资产（亩）	4.670	5.463	12.90	0	3	10
其它固定资产（元）	10953	10316	33174	430	3500	16300
已婚（是=1）	0.932	0.935	0.247	1	1	1
子女数量	2.435	2.515	1.296	1	2	4
省人均 GDP（元）	37974	36913	13797	25326	32819	57974

续表1：样本 A 的描述性统计

	加权均值	均值	标准差	P1 0	中位数	P90
2013（N=7498）						
<b>被解释变量</b>						
资产预期收入（元）	9291	8432	14040	2148	5187	18729
贫困脆弱性	0.172	0.187	0.380	0	0	1
贫困（是=1）	0.172	0.188	0.390	0	0	1
<b>解释变量</b>						
参加医疗保险（是=1） <sup>b</sup>	0.953	0.952	0.215	1	1	1
健康状况 <sup>c</sup>	0.980	0.963	0.702	0	1	2
<b>控制变量</b>						
出生年份	1954	1954	8.499	1942	1954	1964
男性（是=1）	0.481	0.482	0.500	0	0	1
教育水平 <sup>d</sup>	1.692	1.652	1.175	0	2	3
城镇户口（是=1）	0.204	0.165	0.371	0	0	1
金融资产（元）	47231	43266	81777	2000	27092	88902
房屋资产（元）	193781	164498	657899	10000	80000	350000
土地资产（亩）	4.277	4.765	11.20	0	3	10
其它固定资产（元）	16475	15878	63094	600	4300	25800
已婚（是=1）	0.919	0.923	0.267	1	1	1
子女数量	2.689	2.734	1.380	1	2	5
省人均 GDP（元）	45774	44583	15827	30741	37697	67836

续表1：样本 A 的描述性统计

	加权均值	均值	标准差	P10	中位数	P90
2015（N=7498）						
<b>被解释变量</b>						
资产预期收入（元）	12616	10963	23506	2718	6697	23957
贫困脆弱性	0.104	0.115	0.309	0	0	0.923
贫困（是=1）	0.104	0.114	0.318	0	0	1
<b>解释变量</b>						
参加医疗保险（是=1） <sup>b</sup>	0.953	0.952	0.215	1	1	1
健康状况 <sup>c</sup>	0.955	0.939	0.696	0	1	2

<b>控制变量</b>						
出生年份	1954	1954	8.499	1942	1954	1964
男性（是=1）	0.480	0.482	0.500	0	0	1
教育水平 <sup>d</sup>	1.733	1.675	1.170	0	2	3
城镇户口（是=1）	0.222	0.166	0.372	0	0	1
金融资产（元）	59851	54413	89918	2000	39032	104389
房屋资产（元）	214837	177355	791848	0	60000	387223
土地资产（亩）	3.446	3.954	17.88	0	2	9
其它固定资产（元）	17292	14519	63658	550	3920	23600
已婚（是=1）	0.900	0.904	0.295	1	1	1
子女数量	2.655	2.715	1.339	1	2	4
省人均 GDP（元）	51197	49855	17701	34919	41252	71101

注：

- 加权均值为使用了 CHARLS 校正无应答的个人权重进行加权后得到的均值，与未加权的均值相比，加权均值更具有代表性；
- 2011 年参加医疗保险的群体记为 1，为干预组；
- 健康状况差=0，健康状况一般=1，健康状况好=2；  
未受过教育=0，未读完小学但能够读写或者接受过私塾教育=1，小学毕业=2，至少初中毕业=3。

表 2：样本 B 的描述性统计

	加权均 值 <sup>a</sup>	均值	标准差	P10	中位数	P90
N=2103						
<b>FGLS 结果变量</b>						
资产预期收入（元）	9299	8279	9489	1974	4757	19456
贫困脆弱性	0.210	0.229	0.410	0	0	1
贫困（是=1）	0.206	0.228	0.419	0	0	1
<b>解释变量</b>						
自付比例	0.627	0.642	0.295	0.250	0.618	1
健康状况 <sup>b</sup>	0.639	0.625	0.660	0	1	2
<b>控制变量</b>						
出生年份	1952	1952	8.761	1940	1952	1964
男性（是=1）	0.485	0.488	0.500	0	0	1
教育水平 <sup>c</sup>	1.747	1.656	1.159	0	2	3
城镇户口（是=1）	0.268	0.218	0.413	0	0	1
金融资产（元）	45625	42680	50838	2000	31384	93008
房屋资产（元）	197684	154598	443801	3000	65000	350000
土地资产（亩）	3.678	4.242	9.112	0	2	10
其它固定资产（元）	11780	12475	44858	510	3400	21680
已婚（是=1）	0.908	0.910	0.287	1	1	1

子女数量	2.777	2.861	1.457	1	3	5
省人均 GDP (元)	44268	43461	16175	26133	37697	67836
年份	2013	2013	1.574	2011	2013	2015

注:

- 加权均值为使用了 CHARLS 校正无应答的个人权重进行加权得到的均值，与未加权的均值相比，加权均值更具有代表性；
- 健康状况差=0，健康状况一般=1，健康状况好=2；
- 未受过教育=0，未读完小学但能够读写或者接受过私塾教育=1，小学毕业=2，至少初中毕业=3。

表 3：不同健康状况群体的住院医疗费用和贫困脆弱性

	加权 均值	均值	标准 差	P10	中位 数	P90	观测 值
<b>健康状况差</b>							
住院医疗总 费用 (元)	9155	8955	14244	1500	5000	20000	1001
自付比例	0.640	0.651	0.282	0.286	0.625	1	1001
贫困脆弱性	0.336	0.360	0.469	0	0	1	1001
贫困 (是=1)	0.334	0.361	0.480	0	0	1	1001
<b>健康状况一 般</b>							
住院医疗总 费用 (元)	9471	8439	18732	900	4000	16000	890
自付比例	0.613	0.631	0.305	0.232	0.600	1	890
贫困脆弱性	0.090	0.105	0.294	0	0	0.606	890
贫困 (是=1)	0.085	0.101	0.302	0	0	1	890
<b>健康状况好</b>							
住院医疗总 费用 (元)	8340	8383	13189	800	4540	20000	212
自付比例	0.630	0.651	0.310	0.240	0.625	1	212
贫困脆弱性	0.147	0.138	0.330	0	0	0.939	212
贫困 (是=1)	0.137	0.132	0.339	0	0	1	212

#### 四、实证结果

(一) 假说一结果：健康状况对脱贫和陷贫的影响

表 4 呈现了样本 A 在 2011-2013 和 2013-2015 年间的贫困转移情况。结果显示，2011 年贫困人口占比 25.1%，其中有 32.8% 在 2013 年脱贫；2011 年的非贫困人口占比为 74.9%，其中有 2.6% 在 2013 年陷贫。这反映了扶贫开发中存在“边脱贫边返贫”的现象，但由于脱贫人口多于陷贫人口，所以总贫困人口呈下降趋势。2013 年贫困人口占比下降到 18.8%，其中有 45.1% 在 2015 年脱贫；2013 年的非贫困人口占比 81.2%，其中有 1.4% 在 2015 年陷贫。二项式检验显示，2013-2015 年的脱贫比例较 2011-2013 年有显著提高，而陷贫比例

较 2011-2013 年有显著降低<sup>1</sup>。这一方面反映了扶贫攻坚加快了脱贫进程，但另一方面需要注意的是，仍有相当比例的贫困群体滞留在贫困状态，表明在未来三年精准脱贫攻坚时期和 2020 年后的“后脱贫时代”的反贫困任务仍然十分艰巨。

表 4：贫困转移矩阵

样本 A		2013 年 (N=7498)	
		贫困 (18.8%)	非贫困 (81.2%)
2011 年	(N=7498)		
贫困 (25.1%)		67.2%	32.8%
非贫困 (74.9%)		2.6%	97.4%
2013 年		2015 年 (N=7498)	
		贫困 (11.4%)	非贫困 (88.6%)
2011 年	(N=7498)		
贫困 (18.8%)		54.9%	45.1%
非贫困 (81.2%)		1.4%	98.6%

表 5：分健康状况人群的贫困转移情况

样本 A	N=7498	N=7498
<b>子样本 1 (健康状况差)</b>	2011-2013 (N=1988)	2013-2015 (N=2059)
贫困群体脱贫比例	14.5%	24.5%
非贫困群体陷贫比例	11.1%	5.9%
<b>子样本 2 (健康状况一般)</b>	2011-2013 (N=3796)	2013-2015 (N=3840)
贫困群体脱贫比例	45.1%	63.3%
非贫困群体陷贫比例	0.4%	0.1%
<b>子样本 3 (健康状况好)</b>	2011-2013 (N=1714)	2013-2015 (N=1599)
贫困群体脱贫比例	52.4%	68.6%
非贫困群体陷贫比例	0.1%	0.0%

表 5 呈现了样本 A 中，不同健康状况群体的脱贫和陷贫情况<sup>2</sup>。结果显示，2011-2013 年期间，健康状况差的贫困群体中仅有 14.5% 在 2013 年脱贫，显著低于 2011 年样本 A 中贫困群体 32.8% 的脱贫比例；而该期间内，健康状况为一般和好的贫困群体脱贫比例分别为 45.1% 和 52.4%，显著高于样本 A 中贫困群体 32.8% 的脱贫比例。2013-2015 年期间，各健康状况群体中贫困人口脱贫的比例都有所上升，但是健康状况差的贫困群体的脱贫比例（24.5%）仍然显著低于健康状况为一般和好的贫困群体的脱贫比例（分别为 63.3% 和 68.6%）。表 5 还显示，2011-2013 年间，健康状况差的非贫困群体中有高达 11.1% 的比

<sup>1</sup> 二项式检验的 p 值均小于 0.001，后续关于陷贫（脱贫）比例的比较都通过了二项式显著性检验。

<sup>2</sup> 2011-2013（2013-2015）期间的健康状况为 2013（2015）年记录的自评健康指标，这是因为下一期受访年份时汇报的健康状况更能代表当期和下一期之间的健康状况。

例在 2013 年陷入贫困，显著高于样本 A 中非贫困群体 2.6% 的陷贫比例。而健康状况为一般和好的非贫困群体在 2011-2013 年间的陷贫比例分别只有 0.4% 和 0.1%。在 2013-2015 年间，我们同样发现健康状况越差的非贫困群体陷贫的比例越高。上述结果直接印证了假说一，即健康状况越差（好）的群体中，贫困人口脱贫的比例越低（高），非贫困人口陷贫的比例越高（低）。表 3 中健康状况差群体的贫困脆弱性（0.360）也显著高于另外两个健康状况较好的群体（T 检验  $p$  值  $< 0.001$ ），从侧面印证了假说一。由此可见，健康和疾病风险确实是当前中国陷贫和返贫问题的主要诱因之一，对陷贫概率有重大影响，是脱贫攻坚阶段应当有针对性地着力解决的重点和难点问题。

（二）假说二结果：医疗保险的减贫效果

表 6 呈现了 2011-2013、2013-2015 和 2011-2015 期间，医疗保险对基于脆弱性的“贫困”的干预效果<sup>1</sup>。从 2011 到 2013 年，控制组（无医疗保险人群）陷贫概率<sup>2</sup>下降了 4.5 个百分点，干预组（有医疗保险人群）下降了 6.4 个百分点，虽然干预组（有医疗保险人群）比控制组（无医疗保险人群）陷贫概率多下降了 1.9 个百分点，但 PSMDD 结果显示两组下降幅度的差异不显著。从 2013 到 2015 年，控制组（无医疗保险人群）陷贫概率下降了 6.2 个百分点，干预组（有医疗保险人群）下降了 7.5 个百分点，但两组下降幅度的差异仍不显著。2011-2013 和 2013-2015 的结果都表明，在一个相对较短的时期内（即两年周期中），医疗保险的减贫成效不显著。2011-2015 期间，控制组（无医疗保险人群）陷贫概率下降了 10.7 个百分点，干预组（有医疗保险人群）下降了 13.9 个百分点，下降幅度是 2011-2013 和 2013-2015 两个时间段的累积，干预组（有医疗保险人群）比控制组（无医疗保险人群）陷贫概率多下降了 3.2 个百分点。PSMDD 结果显示，两组下降幅度差异在 99% 的水平上显著。这说明，和没有参加医疗保险时相比，参加医疗保险使得在 2015 年的陷贫概率多下降了 3.2 个百分点。医疗保险在较长时期来看（即四年周期中）具有显著的减贫效果。上述结果印证了假说二，即参加医疗保险能够在较长时期中显著减轻贫困。此结果同时弥补了 Hamid et al. (2011) 使用截面数据进行实证研究的局限性，捕捉到了医疗保险在较长时期的减贫效果，也进一步印证了 Hamid et al. (2011) 提出的医疗保险短期无作用、长期有作用的假说。本文的发现也和黄薇 (2017) 的结论一致，即医疗保险的减贫效果随着时间延续有所增强。

表 6：倾向值匹配基础上的倍差法（PSMDD）结果

	跨年的 贫困变 化	PSMDD 结果	标准差	t	观测值	
2011-2013	无医疗保 险	-0.045	-0.019	0.013	1.48	14996
	有医疗保	-0.064				

<sup>1</sup> 本文检验匹配平衡性的 Rubin's B 和 Rubin's R 分别为 24.2 和 1.27，满足平衡性条件，说明了 PSMDD 结果的有效性。

<sup>2</sup> 陷贫概率在有些研究中也称为贫困发生率（樊丽明和解垚，2014；万广华等，2014），这两个概念实质上都是指贫困脆弱性，即根据资产期望收入计算的陷入贫困的概率。

		险				
2013-2015	无医疗保	-0.062	-0.013	0.011	1.11	14996
	有医疗保	-0.075				
2011-2015	无医疗保	-0.107	-0.032***	0.012	2.65	14996
	有医疗保	-0.139				

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1% 的程度上显著不等于 0。

### （三）假说三结果：医疗保险保障水平对减贫效果的影响

表 7 呈现了公式（7）和（8）的回归结果。结果显示，自付比例的系数在样本 B 全样本（第 1 列）和健康状况差的子样本（第 3 列）的回归中显著为正，表明对于健康状况差的群体（即样本 B 全样本中的基准群体），自付比例和贫困脆弱性显著正相关，或者说医疗保险保障水平和贫困脆弱性显著负相关。样本 B 全样本回归中的交互项“自付比例×健康状况一般”、“自付比例×健康状况好”的系数均为负，与自付比例系数的正值相抵消。同时，在健康状况一般和好的两个子样本回归中（第 4、5 列），自付比例的系数不显著，说明对于健康状况一般和好的人群（健康状况较好的人群），医疗保险保障水平（自付比例）和贫困脆弱性（基于脆弱性的贫困）无显著相关性。上述结果与假说三的论断相一致，即“医疗保险对不同健康状况群体的减贫效果不同：对于健康状况差的个体，提高保障水平（降低自付比例）显著降低其贫困脆弱性；对于健康状况较好的个体，提高保障水平（降低自付比例）不能显著降低其贫困脆弱性”。

白重恩等（2012）和潘杰等（2013）发现医疗保险对参保居民的消费或健康有正向作用，并且社会经济状态较差的“弱势群体”参保后获益更大。本文从健康状况而非经济状况的角度定义“健康弱势群体”，证实了高医疗保险保障水平对于健康状况差的群体有显著的正向作用，而对于健康状况较好群体的作用不明显。这一发现可以从既有理论研究中得到解释（Kovacevic and Pflug, 2011；景鹏等，2017）。对于健康状况好的群体，高保障水平（低自付比例）的医疗保险提高了资产侵蚀效应，但由于其健康状况好，医疗费用低，医疗保险的损失补偿效应低，损失补偿效应不一定大于资产侵蚀效应。因此，提高保障水平不一定能降低这类人的贫困脆弱性。而对于健康状况差的人群，进一步提高医疗保险保障水平，其损失补偿效应更可能大于资产侵蚀效应，因此，更有助于降低其贫困脆弱性。此外，表 7 各列中，健康状况一般和好的系数都显著为负，表明健康状况越好，贫困脆弱性（基于脆弱性的贫困）越低，进一步印证了假说一。

表 7 中控制变量的系数符合预期。出生年份系数显著为负，表明老年群体的贫困脆弱性高于相对年轻的群体（李丽和白雪梅，2010）。男性的贫困脆弱性低于女性。受教育群体的贫困脆弱性低于未受教育的群体。城镇居民的贫困脆弱性低于农村居民，说明脱贫攻坚的主战场仍然是农村，此外，我们发现贫

困脆弱性（即陷贫概率）大于 50%的城镇个体在样本 B 中并不存在，即当我们使用基于脆弱性的贫困这一虚拟变量度量贫困时，全体城镇个体都被识别为 0，即非贫困，这进一步说明了，现阶段中国只选择农村居民作为精准脱贫对象有其合理性。因此在稳健性检验中，本文也考虑只对农村样本进行分析，该检验不改变结论。与此同时，我们也发现一些城镇居民的贫困脆弱性（陷贫概率）在 0-50%之间，这表明在 2020 年后的“后脱贫时代”防止城镇居民陷贫返贫的工作仍不容忽视。省人均 GDP 的系数显著为负，表明地域的经济发展水平越好，贫困脆弱性越低。2013 年虚拟变量系数（-0.034）的绝对值和显著性均低于 2015 年（-0.079），且 2015 年系数的绝对值超过了 2013 年系数绝对值的两倍，一方面表明 2013-2015 年的减贫成效高于 2011-2013 年这个周期的减贫成效，另一方面也表明减贫效果随着时间延续累积而增强。

表 7：医疗费用自付比例的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
样本 B	全样本	全样本	健康状况 差	健康状况 一般	健康状况 好
模型	OLS	Logistic <sup>a</sup>	OLS	OLS	OLS
变量	贫困脆弱 性	贫困（是 =1）	贫困脆弱 性	贫困脆弱 性	贫困脆弱 性
自付比例	0.129*** (0.036)	0.051** (0.024)	0.064* (0.038)	-0.004 (0.025)	-0.035 (0.065)
自付比例 x 健康状况一般	-0.198*** (0.044)	-0.034 <sup>b</sup> (0.034)			
自付比例 x 健康状况好	-0.176** (0.073)	-0.145*** (0.043)			
健康状况一般	-0.069** (0.029)	-0.147 (0.026)			
健康状况好	-0.085 (0.052)	-0.082** (0.033)			
出生年份	-0.009*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.014*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.010*** (0.003)
男性（是=1）	-0.229*** (0.017)	-0.204*** (0.010)	-0.321*** (0.025)	-0.123*** (0.020)	-0.215*** (0.038)
未读完小学或私塾教育	-0.214*** (0.027)	-0.147*** (0.018)	-0.233*** (0.034)	-0.191*** (0.041)	-0.154** (0.074)
小学毕业	-0.321*** (0.026)	-0.236*** (0.018)	-0.366*** (0.034)	-0.253*** (0.037)	-0.202*** (0.059)
至少初中毕业	-0.295*** (0.026)	-0.314*** (0.017)	-0.409*** (0.032)	-0.207*** (0.036)	-0.183*** (0.062)
城镇户口（是=1）	-0.168*** (0.020)		-0.266*** (0.034)	-0.086*** (0.019)	-0.047 (0.042)
金融资产（百万元）	-0.155 (0.153)	-0.586** (0.294)	-0.434 (0.264)	-0.136 (0.141)	0.008 (0.151)
房屋资产（百万元）	0.004 (0.010)	-0.109*** (0.034)	0.028 (0.065)	0.003 (0.007)	-0.108* (0.057)



土地资产（亩）	-0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.0001 (0.002)
其它固定资产（百万元）	0.057 (0.131)	-0.222 (0.165)	-0.070 (0.375)	-0.105 (0.100)	0.104 (0.115)
已婚	0.004 (0.028)	0.022 (0.017)	0.034 (0.044)	-0.042 (0.040)	-0.025 (0.068)
子女数量	0.037*** (0.006)	0.037*** (0.004)	0.026*** (0.009)	0.040*** (0.007)	0.031** (0.015)
省人均 GDP（百万元）	-3.337*** (0.459)	-4.331*** (0.344)	-5.135*** (0.703)	-1.980*** (0.476)	-2.545** (0.984)
2013 年	-0.034** (0.016)	-0.029* (0.012)	-0.030 (0.025)	-0.031 (0.022)	-0.026 (0.047)
2015 年	-0.079*** (0.018)	-0.075*** (0.012)	-0.078*** (0.025)	-0.076*** (0.022)	-0.023 (0.052)
常数	18.80*** (2.014)		27.53*** (3.236)	9.394*** (2.223)	19.61*** (5.444)
Observations	2103	2,103	1,001	890	212
R <sup>2c</sup>	0.559	0.744	0.651	0.384	0.511

注：回归时使用了 CHARLS 提供的校正了无应答的个人权重；括号里的数字为社区层面调整的聚类稳健标准误差；\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1% 的程度上显著不等于 0。

- a. Logistic 模型汇报了自变量对因变量的平均边际效应，常数项无边际效应。由于城镇居民在样本 B 中都为非贫困，城镇户口（是=1）和贫困（是=1）完全相关，导致 Logistic 模型的不收敛，因此在 Logistic 模型中剔除了城镇户口（是=1）；
- b. P-value=0.32。

#### （四）稳健性检验

本文进行了如下四个稳健性检验，每个检验均可以重复验证三个假说，检验结果见附录。第一，本文将识别“贫困”的贫困脆弱性（即陷贫概率）门槛值由 50% 替换为 75%，由于识别贫困的门槛变高了，导致贫困群体的比例下降，但不改变本文的结论。第二，本文以家庭为单位，基于家庭总资产度量贫困脆弱性，用家庭人均收入替代个人收入的信息进行 FGLS 回归，得到家庭人均资产预期收入，自付比例为家庭总住院医疗费用和家庭自付住院医疗费用的比值，健康状况为户主的信息，同时将户主的出生年份、男性（是=1）、教育水平作为个人层面的控制变量。该检验减小了样本量，但仍然可以验证三个假说。第三，考虑到现阶段脱贫攻坚工作的对象仅限于农村居民，本文选取 2011、2013、2015 年均均为农村户口的样本进行分析，城镇户口不再作为控制变量，样本数量有所减少，2011-2015 年 PSMDD 结果的显著性有所降低，但其符号仍然和主模型一致，不改变结论。第四，对于缺失值和 0 值的金融资产，我们不使用预测值对其进行补值替换而使用数据库中的原始信息，由于 2011 年 CHARLS 报告金融资产 0 值较多，因此 2011 年的金融资产均值远小于 2013 和 2015 年，但这一变化不改变结论。

## 五、结论

本文利用 CHARLS (2011, 2013, 2015) 微观数据考察了不同健康状况群体的贫困转移矩阵, 检验了医疗保险对于贫困的干预效应, 最后分析了医疗保障水平和贫困脆弱性之间的关系。本文研究的主要结论是: 第一, 2011年到2015年的中国贫困状况有显著改善, 贫困群体的比例从2011年的25.1%减至2013年的18.8%, 2015年进一步减至11.4%。同时, 不同健康状况下的贫困转移情况显示健康状况越差的群体, 脱贫比例越低、陷贫比例越高, 显示健康状况对脱贫和陷贫的影响。第二, 本文捕捉到了医疗保险在短期和相对长期的减贫效果, 医疗保险在较短时期内(2011-2013, 2013-2015)的减贫效果不显著, 在较长时期(2011-2015)来看才有累积的显著减贫效果, 和没有参加医疗保险相比, 参加医疗保险能够使得2015年陷贫概率下降3.2个百分点。第三, 本文考察了医疗保险保障水平对减贫效果的影响, 发现在不同健康状况下, 提高医疗保险的保障水平对贫困脆弱性的影响有所差异: 对于健康状况差的个体, 提高医疗保险的保障水平, 会显著降低其贫困脆弱性; 而对于健康状况较好的个体, 提高医疗保险的保障水平则不会显著降低贫困脆弱性。

既有的实证研究关于医疗保险是否有减贫效果得到了不同的结论, 本文基于多期的微观数据进一步发现医疗保险在短期和长期、不同保障人群间和不同保障水平下的减贫效果有所差异, 为促进医疗保险精准脱贫提供了相关思路。上述结果表明医疗保险的减贫是一个长期的过程, 需要扶贫政策长期的支持, 保障贫困群体病有所医, 医有所保, 并加入对医疗保险长期减贫效果的考量。具体而言, 在制定相关政策时, 不一定所有群体都享受相同的自付比例, 健康扶贫政策还应对健康状况相对较差的“健康弱势群体”有所倾斜, 可以制定层次化的医疗保险产品, 适当提高“健康弱势群体”的医疗保险待遇, 达到精准扶贫的效果, 比如实行累进报销制度(如按保险有效期内累计医疗费用高低分段累进支付, 设置分段报销比例, 医疗费用越高, 报销比例越高), 解决贫困人口中健康状况差的人群, 医疗费用负担相对突出的问题。

本文虽探讨了不同时期、不同保障水平和不同健康状况这三个维度对医疗保险减贫效果的影响, 得到了一些启示, 但如何促进医疗保险精准脱贫方面仍需进一步的探索。考虑到免赔额、比例保险等不同产品类型的医疗保险对减贫效果可能有所影响, 未来的研究还需要对不同类型产品的减贫效果进行进一步的分析。此外, 考虑到健康状况差的群体具有较高的风险, 累进报销等保险产品虽然能够达到精准的效果, 但也存在较高的道德风险, 如何在提高扶贫精准性的同时控制道德风险也有待深入的研究。

## 参考文献

- [1]白重恩、李宏彬和吴斌珍, 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》第2期, 41-53页。
- [2]陈华帅和曾毅, 2013, 《“新农保”使谁受益: 老人还是子女?》, 《经济研究》第8期, 55-67页。
- [3]樊丽明和解垚, 2014, 《公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?》, 《经济研究》第8期, 67-78页。

- [4]封进和余央央, 2007,《中国农村的收入差距与健康》,《经济研究》第1期, 26-35页。
- [5]国家卫生计生委财务司, 2017年4月20日,《〈健康扶贫工程“三个一批”行动计划〉解读》, <http://www.nhfpc.gov.cn/caiwusi/s3578c/201704/76fb599e9b91427e891396edd5bb6ea8.shtml>。
- [6]国家卫生计生委基层卫生司, 2017年4月20日,《关于做好2017年新型农村合作医疗工作的通知》, <http://www.moh.gov.cn/jws/s3581sg/201704/aa3084a3dece4eee902d37e379667af7.shtml>。
- [7]国家卫生计生委统计信息中心, 2011年4月28日,《2010年我国卫生事业发展统计公报》, <http://www.moh.gov.cn/mohwsbwstjxxzx/s7967/201104/51512.shtml>。
- [8]国务院, 2005年8月4日,《国务院关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》, [http://www.gov.cn/banshi/2005-08/04/content\\_20256.htm](http://www.gov.cn/banshi/2005-08/04/content_20256.htm)。
- [9]国务院, 2016年1月12日,《国务院关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》, [http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/12/content\\_10582.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/12/content_10582.htm)。
- [10]国务院新闻办公室, 2015年6月8日,《2014年中国人权事业的进展》白皮书, <http://www.scio.gov.cn/zxbd/tt/Document/1436898/1436898.htm>。
- [11]韩俊, 2016年9月12日,《关于打赢脱贫攻坚战的若干问题的分析思考》, 人民网, <http://theory.people.com.cn/n1/2016/0912/c40531-28708629.html>。
- [12]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》第9期, 117-132页。
- [13]蒋丽丽, 2017,《贫困脆弱性理论与政策研究新进展》,《经济学动态》第6期, 96-108页。
- [14]景鹏、郑伟、贾若和刘子宁, 2017,《保险能否助推脱贫并守住脱贫成果?》, 北京大学经济学院工作论文。
- [15]李丽和白雪梅, 2010,《我国城乡居民家庭贫困脆弱性的测度与分解——基于CHNS微观数据的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第8期, 61-73页。
- [16]潘杰、雷晓燕和刘国恩, 2013,《医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析》,《经济研究》第4期, 130-142页。
- [17]人民网, 2013年11月18日,《公费医疗范围缩减至个别省份 将推出历史舞台》, <http://politics.people.com.cn/n/2013/1118/c70731-23568588.html>。
- [18]瑞士再保险, 2017,《保险业: 为新兴市场的发展创造价值》, [http://www.swissre.com/library/publication-sigma/sigma\\_4\\_2017\\_ch.html](http://www.swissre.com/library/publication-sigma/sigma_4_2017_ch.html)。
- [19]万广华、刘飞和章元, 2014,《资产视角下的贫困脆弱性分解: 基于中国农户面板数据的经验分析》,《中国农村经济》第4期, 4-19页。
- [20]王弟海, 2012,《健康人力资本、经济增长和贫困陷阱》,《经济研究》第6期, 143-155页。
- [21]鲜祖德、王萍萍和吴伟, 2016,《中国农村贫困标准与贫困监测》,《统计研究》第9期, 3-12页。
- [22]解垚, 2008,《医疗保险与城乡反贫困: 1989-2006》,《财经研究》第12期, 68-83页。

- [23]解垚, 2014, 《农村家庭的资产与贫困陷阱》, 《中国人口科学》第 6 期, 71-83 页。
- [24]解垚, 2015, 《公共转移支付与老年人的多维贫困》, 《中国工业经济》第 11 期, 32-46 页。
- [25]徐超和李林木, 2017, 《城乡低保是否有助于未来减贫——基于贫困脆弱性的实证分析》, 《财贸经济》第 5 期, 5-19 页。
- [26]杨龙见和尹恒, 2015, 《县级政府财力与支出责任: 来自财政层级的视角》, 《金融研究》第 4 期, 82-98 页。
- [27]张川川、John Giles 和赵耀辉, 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》第 1 期, 203-230 页。
- [28]Card, D., Dobkin, C., and N. Maestas, 2008, “The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare,” *American Economic Review*, 98(5): 2242-2258.
- [29]Carter M. R. and C. B. Barrett, 2006, “The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-Based Approach,” *Journal of Development Studies*, 42(2):178~199.
- [30]CHARLS 研究团队, 2013 年 5 月 31 日, 中国健康与养老追踪调查 CHARLS 全 国 基 线 报 告 , [http://charls.pku.edu.cn/zh-CN/page/documentation/2011\\_national\\_baseline](http://charls.pku.edu.cn/zh-CN/page/documentation/2011_national_baseline)。
- [31]Chiwaula, L. S., Witt, R., and H. Waibel, 2011, “An Asset-Based Approach to Vulnerability: The Case of Small-Scale Fishing Areas in Cameroon and Nigeria,” *Journal of Development Studies*, 47(2): 338-353.
- [32]Fogel, R. W., 1994, “Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy,” *American Economic Review*, 84(3): 369-395.
- [33]Hamid, S. A., Roberts, J., and P. Mosley, 2011, “Can Micro Health Insurance Reduce Poverty? Evidence from Bangladesh,” *Journal of Risk and Insurance*, 78(1): 57-82.
- [34]Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J., and P. Todd, 1998, “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data” *Econometrica*, 66(5): 1017-1098.
- [35]Hemmi, N., Tabata, K., and K. Futagami, 2007, “The Long-Term Care Problem, Precautionary Saving, and Economic Growth,” *Journal of Macroeconomics*, 29(1): 60-74.
- [36]Kochar, A., 2004, “Ill-Health, Savings and Portfolio Choices in Developing Economies,” *Journal of Development Economics*, 73(1): 257-285.
- [37]Kovacevic, R. M., and G. C. Pflug, 2011, “Does Insurance Help to Escape the Poverty Trap?—A Ruin Theoretic Approach,” *Journal of Risk and Insurance*, 78(4): 1003-1028.
- [38]Lei, X. and W. Lin, 2009, “The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better health?” *Health Economics*, 18(S2): 25-46.
- [39]Pagán, J. A., Puig, A., and B. J. Soldo, 2007, “Health Insurance Coverage and the Use of Preventive Services by Mexican Adults,” *Health Economics*, 16(12): 1359-1369.
- [40]Piketty, T., 2014, *Capital in the 21<sup>st</sup> Century*, Harvard University Press.

- [41]Rosenbaum, P., and D. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- [42]Ross, C. E. and J. Mirowsky, 2000, "Does Medical Insurance Contribute to Socioeconomic Differentials in Health?" *Milbank Quarterly*, 78(2): 291-321.
- [43]Rubin, D.B., 2001, "Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation," *Health Services & Outcomes Research Methodology*, 2: 169-188.
- [44]Sen, A., 1982, *Poverty and Famines*, Oxford University Press.
- [45]Wagstaff, A., and M. P. Pradhan, 2005, "Health Insurance Impacts on Health and Nonmedical Consumption in a Developing Country," *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 3563.
- [46]World Bank, 2001, *World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty*, Oxford University Press.
- [47]Zhang, C., Lei, X., Strauss, J., and Y. Zhao, 2017, "Health Insurance and Health Care among the Mid - Aged and Older Chinese: Evidence from the National Baseline Survey of CHARLS," *Health Economics*, 26(4): 431-449.

# 医疗保险对老年人的健康效应研究——来自 新农合的经验证据

周新发、陈璐、白薇<sup>1</sup>

## 摘要：

新农合作为一项农村社会基本医疗保险制度，对于应对农民身体健康风险有着重要的意义。在建设全面小康社会和“健康中国 2030”目标的背景下，如何进一步完善农村医疗保险制度，并以此提升我国广大农民的健康水平这一目标已经成为现阶段我国面临的重要问题，需要进一步深入探索和研究。文章采用中国老年人口健康状况调查数据（CLHLS），通过固定效应模型和双重差分模型探讨新农合的健康效应，研究了新农合对参保老年人的自评健康、日常生活自理能力和认知能力影响程度。研究发现，新农合对农村参合老年人的健康水平起到比较明显的促进作用。相比于没有参保者，新农合受访者日常活动能力提高 4.7%、认知能力提高 5.0%，自评健康提高 8.8%。同时，本文发现新农合在不同收入水平群体中存在较强的异质性，即“亲富人效应”。新农合“亲富人”的异质性表明，新农合应该更有针对性加强相对低收入组老年人的预防保健工作，建议投资更多的资金用于购买初级保健服务和增加健康设施，用于提高患者的健康意识和更多参加锻炼服务等，为完善农村医疗保险政策提供了新的参考。

**关键词：** 新农合，固定效应模型，双重差分模型，健康效应

## 一、引言

健康是促进人全面发展的前提条件，是一种重要的“可行能力”和“非常基本的自由”（Sen, 1985）。健康既是重要的人力资本和国民经济增长的基础，也是全面建设小康社会的重要目标。健康是国民关切的重大问题，没有健康就没有小康。“看病难、看病贵”、食品安全、大气污染等社会热点问题都与健康息息相关。健康问题引起的“因病致贫”、“因病返贫”、“失独老人”、

<sup>1</sup>基金项目：本文受到国家社科基金项目（项目编号：16BFX158）资助。

作者简介：作者 1，周新发，北京大学经济学院博士后；研究方向：社会保障与风险管理；作者 2，陈璐，湖南大学法学院副教授，研究方向：医疗保险法；作者 3，白薇，对外经济贸易大学保险学院副教授，研究方向：保险学与风险管理。

“心理疾病”、“医患暴力”等问题已经成为影响社会和谐的不稳定因素。为解决广大农民群众看病贵和看病难问题，完善国民健康政策，提高人民健康水平，我国政府 2002 年 10 月明确提出建立新型农村合作医疗制度。经过十多年来不断试点和推广，新农合逐渐覆盖全国，2009 年中国作出深化医药卫生体制改革的重要战略部署，将新农合与大病保险统筹起来，引导广大农民建立以大病统筹为主的新型农村合作医疗制度，正式确立了新农合作为农村一项基本医疗保障制度。

新型农村合作医疗制度（简称新农合）作为最近十几年来我国农村医疗卫生体系的一项重大变革，取得了重要成就。新农合制度的初衷是解决农民因大病出现的“因病致贫、因病返贫”的问题，基本制度设计是农民“自愿加入”和“大病防治为主”，为参合者提供医疗补助。从 2003 年开始中央在全国试点推广“新农合”，作为我国探索农村医疗保障的一项制度创新，新农合已经经历了 14 年的历程，取得了重要成就。新农合制度的建立，很大程度上解决了农民居民“因病致贫”和“因病返贫”的困难，对农民“看病贵”和“看病难”问题也有了很大的缓解。新农合是我国近年来深化医疗卫生体制改革取得的重要成果，作为一种合理、高效的筹资模式，新农合通过农民缴费、政府配套和中央补助三级筹资模式，借助保险机制发挥的医疗统筹功能，对于调节医疗资源的合理分布、提高参保农民患者医疗服务的可及性、优化城乡医疗资源配置和提升广大农村居民的健康水平都有着重要的意义。

当前，我国开始步入人口老龄化阶段，人口老龄化对我国经济发展和社会进步，尤其是医疗健康领域的可持续发展提出了重要的挑战。根据国务院办公厅关于开展 2015 年全国 1%人口抽样调查结果显示，我国大陆 31 个省、自治区、直辖市和现役军人的人口中，0-14 岁人口为 22,696 万人，占 16.52%；15-59 岁人口为 92,471 万人，占 67.33%；60 岁及以上人口为 22,182 万人，占 16.15%，其中 65 岁及以上人口为 14,374 万人，占 10.47%，人口年龄结构如图 1 所示：

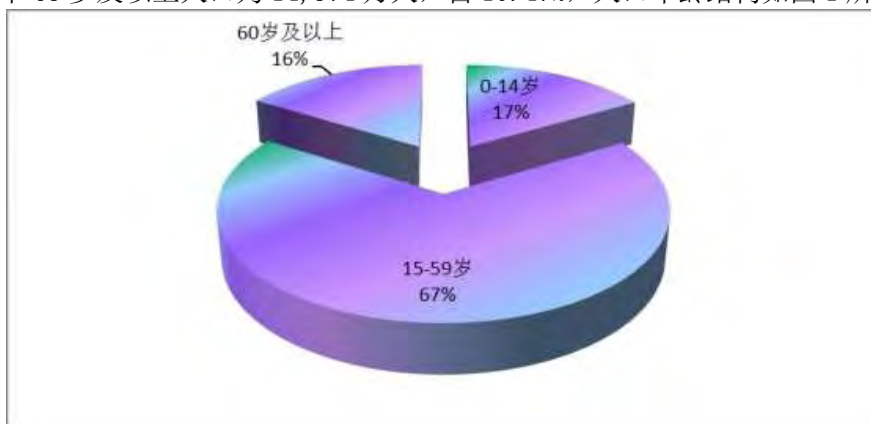


图 1 2015 我国抽样调查人口年龄结构组成

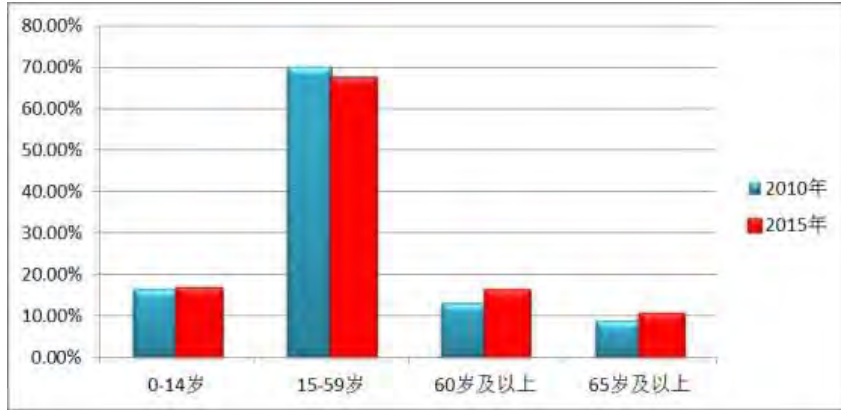


图 2

我国 2010-2015 人口年龄结构分布比例

从图 2 中可以发现我国人口老龄化加剧的趋势，可以预见我国医疗服务即将面临来自老年人群的巨大需求压力。老龄人对医疗卫生服务需求加大，因为老年人特别是高龄老人身体较弱，有病的相对较多，对卫生资源的需求不断增加，对医疗要求越来越高。尽管老龄人是医疗服务的主要消费人群，但往往却是医疗保障相对弱势的群体，尤其是农村老龄人。尽管近年来政府努力促进基本医疗服务均等化，但是我国社会医疗保险制度起步较晚，针对老人的医疗保险仍显得捉襟见肘，并且尚未普遍和均等地惠及城乡人口。医疗保险可以平滑医疗支出风险，通过降低人们的就医门槛增加医疗卫生服务的可及性，对促进人们健康长寿有积极意义。但是，与完全自费的患者相比，参加医疗保险的患者由于不用全额支付医疗服务价格而往往存在过度需求医疗服务的倾向。长期以来，关于这种医疗保险增加的医疗支出所衍生出的健康需求是否有效一直存有争议。

目前，中国广大农村地区施行以新型农村合作医疗为主的医疗保险制度，参保人的自付比率往往比城镇医疗保险制度更高。此外，我国农村老人目前不仅大多独居且生活条件相对恶劣，对优质医疗资源的可及性远远比不上城镇老人。因此，医疗保险能否改善我国农村老人的健康就成为一个亟待明确的重要现实问题。对该问题的解答不仅有助于评价当前我国农村地区医疗保险制度的合理性，也关系着未来我国农村医疗保险制度的发展取向。然而，相关实证研究受数据和方法所限还不多见。鉴于此，本文期望为我国农村医疗保险制度改革提供新的经验证据，为进一步完善我国的社会医疗保障体系提供决策参考。

## 二、关于医疗保险健康效应的研究综述

从经济学研究健康问题，最初的理论来源于人力资本理论。舒尔茨(1959)最早提出了人力资本理论，认为人力资本投资的可以用医疗费用、教育费用、营养费用等货币数值来量化衡量。关于医疗保险对健康人力资本的影响的研究，国外学者最初关注于医疗保险对于死亡率和疾病发生率等指标的影响，比较有代表性的研究成果有：Young and Cohen(1991)对于低收入和中等收入国家的健康公平性进行讨论和分析，研究发现，健康不公平不仅存在于发达国家，在不同收入国家之间，这种差距更为明显。以心脏病为例，相比没有参加医疗保险的患者，参



加医疗保险的患者的心脏病发作的概率要低15%–43%。在日益全球化的世界背景下，医疗保险可以为弱势群体在健康改善方面提供保障。Franks, Clancy and Gold(1993)以乳腺癌的患者为研究对象，针对是否参加医疗保险的患者进行了比较分析，通过多年的跟踪调研和研究发现，相比没有参加保险的患者，参加了医疗保险的患者存活5年期的概率要高出一倍。而在十七年后的追踪调查发现，是否参加医疗保的患者死亡率差别很大：没有参加保险的乳腺癌患者的死亡率是18.4%，相比没有医疗保险的乳腺癌患者，参加医疗保险的乳腺癌患者死亡率降低了将近50%，仅仅为9.6%。Ayanian(2000)通过比较参加医疗保险群体和未参加医疗保险群体，发现在其他风险因素一致的情形下，没有参加医疗保险的群体一旦生病，由于不能获得保险补助，使得他们不得不面对更高的接受医疗服务的价格，在收入预算的约束下，降低了这部分群体享受医疗服务的可能性和高质量的医疗服务，在预防性医疗和康复性医疗方面更是难以获得。相比参加保险的群体，没有参加医疗保险的群体康复率要低很多。Baker(2001)通过检测拥有医疗保险和缺乏医疗保险的人群的身体状况发现：相比拥有医疗保险的人，缺乏医疗保险的人产生健康风险的可能性是拥有医疗保险群体的1.4倍。关于这种差异产生的原因，有学者(Wagstaff, A., 2009; Yip, W., and W. C. Hsiao, 2012)从医疗保险对于预防性医疗服务的促进方面和医疗可及性进行了探讨。

国内在与医疗保险和国民健康水平等相关领域也进行了一些研究，但相对较少，比较有代表性的研究成果有：赵忠、侯振刚(2005)用中国健康与营养调查数据(2000)运用Grossman模型从人力健康资本的视角研究了我国城镇居民的健康需求，分析了影响我国城镇居民健康水平的因素，研究发现：与我国不断扩大收入的不平等不同，城镇居民健康状况分布不平衡情况不明显。在控制年龄、性别、受教育水平、工资收入等变量的条件下，医疗保险对参保居民健康的影响不显著，总体而言，女性比男性更符合Grossman模型的预测。罗楚亮(2008)采用CHIPS2002年城镇住户调查数据，同样研究了城镇居民的健康影响因素，从经济原因的角度分析了影响我国城镇居民健康和医疗支出行为，以及医疗费用和医疗补贴的“亲富人”现象。居民的健康状况、收入水平和医疗费用的高低都影响医疗支出行为。黄枫、吴纯杰(2009)考察医疗保险对中国城镇老年人健康(采用死亡率指标)的影响，作者利用2002–2005年“中国老年人健康长寿影响因素调查数据”，借助工具变量法，通过极大似然估计来研究医疗保险对于城镇老年人死亡率的影响。在控制个人、家庭、社会经济等个人特征条件下，医疗保险显著降低了城镇老年人的死亡率。相比无医疗保险，有医疗保险的老人在三年间的死亡率降低了25.3%，并且医疗保险对我国城镇老年人的健康效应存在显著的性别和地区差异。解垚(2009)利用中国健康与营养调查(CHNS)的数据，检验了中国医疗卫生领域公平目标的偏离程度，重点计算了收入因素在健康不平等、医疗服务利用不平等中的贡献。研究发现，享受医疗保险组较富裕，其医疗服务利用也较多，医疗保险扩大了医疗服务利用的不平等。

综上所述，国内关于医疗保障的健康效应主要集中于对城镇医疗保险的数据进行研究，而对于农村医疗保障，尤其是新农合对农民的医疗保障健康效应，目前研究很少，值得进一步探索和研究。本文借鉴李华，俞卫(2013)在《中国社会科学》的文章《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》中对农民健康测量的方法，通过从日常生活自理能力(Ability of Daily Life, 简称ADL)、认知

功能 (Mini-Mental State Examination, 简称MMSE)、自评健 (Self-Reported Health, 简称SRH), 分别从行动、精神、自评三个维度探讨新农合对农村老年人的健康增进效应。

### 三、数据来源与描述性统计

#### (一) 数据来源

本文应用中国老年人口健康状况调查 (CLHLS) 的数据对新农合对参合老年人的健康影响进行实证研究。CLHLS数据从1998年开始搜集, 现在已经进行了6期 (1998, 2000, 2002, 2005, 2008-2009以及2011-2012年)。CLHLS的样本为随机抽取, 覆盖全国22个省 (市、自治区) 约50%的县、县级市与区 (Zeng et al., 2001, 2002; Gu and Zeng, 2004; Gu, 2008)。在2002年以前, CLHLS仅覆盖80岁及以上年龄段的老人, 从2002年开始, 样本扩展到65岁及以上的老人。该数据指标丰富, 涵盖了被访者基本情况、生活方式、日常活动能力、家庭背景以及体检信息等多方面指标。因为数据从2005年起才开始包括医疗保险的相关问题, 所以根据本文的研究主题, 我们主要利用2005-2008年两期均在样本中的农村老年人的调查数据, 这一段时期也是我国新农合快速推广的时期。

本文选择2005年和2008年在农村地区的65岁以上老人作为研究对象, 排除在城市和城镇的样本。同时, 本文研究将样本限定在2005-2008都参与调查的受访者, 排除了2005以后样本丢失以及死亡的老年受访者, 以构成平衡面板 (balanced panel data)。最后, 由于本文主要想识别出参加新型农村合作医疗保险带来的影响, 所以必须剔除参加其它医疗保险带来的影响。本文去除了2005年已经有合作医疗保险, 或者在2005和2008年有其它医疗资助 (如公费医疗、基本医疗保险、大病保险) 的样本, 最后我们所得数据共包含3351个受访老人, 其中实验组2187个、实验组1164个样本。

表1 控制组和实验组的样本数据量

合计	3351
控制组	1164
实验组	2187

因此, 本文比较的对象是2005、2008年均没有医疗保险的受访者与2005年没有但2008年有新型农村合作医疗保险的受访者的差异。排除2005以后样本丢失以及死亡的老年受访者可能会导致本文回归分析样本与原有样本产生系统偏差。例如丢失或者死亡的老年受访者在健康防范习惯、教育等方面产生系统性差异, 那么可能会导致回归分析结果有偏。本文参考Cheng et.al(2015)的方法, 对原有样本、丢失样本、存活样本以及死亡样本 (存活样本与死亡样本统称为回访样本) 进行统计检验。统计结果显示, 除了民族、家庭孩子个数等以外, 丢失样本与回访样本没有系统性差别。因此, 样本缺失在本文分析中不会成为影响回归结果可信度的重要因素。

#### (二) 主要变量定义与赋值

本文参考Kaplan和Anderson (1988) 发展起来的生活质量指标 (Quality of

Well-Being Scale, 简称QWB), QWB指标是在经济学、心理学、医学和公共卫生学的专业知识基础上构建的。虽然QWB指标考察的很详尽,但由于在测算时需要对各类指标进行赋权,而随着人类时代的发展, QWB对应的权重也随之改变,若仍以固定的权重测算QWB,可能无法反映现代特征。此外, QWB作为一项健康的综合指标,虽然对各类健康指标进行高度概括,但是只能考察到某个因素对健康的整体影响,无法得知具体对哪方面健康的影响。

基于以上分析,本文将采用以下三个健康指标:日常生活自理能力(Ability of Daily Life, 简称ADL)、认知功能(Mini-Mental State Examination, 简称MMSE)、自评健康(Self-Reported Health, 简称SRH),分别从行动、精神、自评三个维度衡量健康,其中自评健康(Self-Reported Health, SRH)是个人的总体健康状况(从很好、好、一般、不好和很不好共五个级);日常生活自理能力(Activities of Daily Living, ADL)是个人的身体状况对日常基本生活活动是否有影响,调查问卷中设计了六个问题对老年人的日常活动能力进行测度,包括洗澡、穿衣、上厕所、室内活动、控制大小便和吃饭时是否能自己独立完成,而不需要他人帮助;认知能力(Mini-mental State Examination, MMSE)是测度老年人智力状态及认知功能缺损程度的指标,包括定向力、注意力、记忆力、计算力、回忆力和语言表达能力等方面的考察。

(1)日常生活自理能力(ADL)。ADL是对老人日常生活自理能力的衡量,包括洗澡、穿衣等六项能力。这是一个反向指标,若老人能独立完成这六项活动,则定义为“ADL完好”,至少1项活动需要依赖他人帮助完成,则定义为“ADL受损”,具体见表2。

表2 日常生活自理能力(ADL)测度标准

ADL	问题	赋值
日常 活动 能力	E1. 吃饭是否需要他人帮助	需要帮助(ADL受损),则赋值为0;不需要帮助(ADL完好),则赋值为1。
	E2. 洗澡是否需要他人帮助	
	E3. 穿衣是否需要他人帮助	
	E4. 上厕所是否需要他人帮助	
	E5. 室内活动是否需要他人帮助	
	E6. 能否控制大小便	

(2)认知能力(MMSE)。这一指标基于国际通用的简易精神状态量表(DeB and Braganza, 1999)的基础上构建的,并根据中国的文化传统对量表加以适当修改,已被认可通用。MMSE分值范围为0-30分,得分越高,说明精神状态越好。

表3 认知能力(MMSE)测度标准

MMSE	问题	赋值
一般能力	现在是什么时候? 上午、中午、下午还是晚上?	1.对; 0.错; 8.无法回答
记忆力	现在我说三样东西,请您按照先后顺序重复这些东西的名字: 桌子、苹果、衣服	

注意力及计算力	如果有20元钱，花了3元，请您说出剩下多少元？
回忆能力	请您说出刚才我要您重复的三样东西是什么？（桌子、苹果、衣服）
语言理解和自我协调能力	用手指向笔和手表，分别问老人“这个东西叫什么？”

(3) 自评健康 (SRH)。这一指标基于问卷中“您觉得现在您自己的健康状况怎样”的回答，有五个等级，本文将“很好”、“好”归并为“自评健康良好”，赋值为1，其余归并为“自评健康较差”，赋值为0。

表4 自评健康 (SRH) 测度标准

问题	赋值
您觉得现在您自己的健康状况怎么样？	1.很好； 2.好； 3.一般； 4.不好； 5.很不好； 8.无法回答

(4) 他评健康。这一指标基于问卷中“被访老人看上去”的回答，有四个等级，本文将“相当健康”、“比较健康”归并为“他评健康良好”，赋值为1，“身体虚弱”、“体弱多病”归并为“自评健康较差”，赋值为0。

表5 他评健康测度标准

问题	赋值
Q13. 被访老人看上去	1. 相当健康； 2. 比较健康； 3. 身体虚弱； 4. 体弱多病

除了被解释变量——健康指标，本文结合Grossman(2000)在健康需求理论中所指出的影响因素，从社会、经济、人口学特征等方面总结出重要的影响因素，具体如表6所示。

表6 自变量及其赋值

变量	含义	赋值
Gender	性别	1=男； 0=女
Age	年龄	真实年龄
Education	受教育水平	受教育年限
CR	是否与子女同住	1=是， 0=否
Marr	婚姻状况	1=有配偶； 0=其它
Work	在60岁以前从事的工作	1=管理或专业类， 0=其它
Income	人均年收入	收入取对数

### (三) 描述性统计

本文回归的被解释变量包括“自评健康”、“日常生活自理能力”和“认知能力”；核心解释变量包括“是否参加新农合”；控制变量包括“年龄、性别、婚姻

情况、家庭年收入（加1取对数）、教育年限、民族、60岁以前从事工作（如果60岁以前从事白领工作，例如教师、科研、干部，取值1）、存活孩子个数、是否与子女同住”等。表7展示了主要变量的描述性统计，从受访者的健康状况来看，平均来说从2005年至2008年受访者的健康状况在不断改善，不论是日常生活自理能力（ADL），还是认知功能（MMSE），参保组的健康状况改善的程度都大于未参保组。从自评健康（SRH）的状况来看，参保组在2005年显著低于未参保组，但到2008年这种差距在统计上已经不再显著。从自评健康的平均水平看，参保组在2005年时也低于未参保组，但到2008年这种情况发生了逆转，参保组的平均健康水平已经略高于未参保组。还有一个显著变化是医疗服务的利用情况，2005年时两组受访者在“生病时能得到有效治疗”的比例上相似，均为85%，但到2008年参保组生病时能得到有效治疗的比例上升到了92%，显著高于未参保组，说明新农合确实起到医疗保障的效果。从其它经济、社会与人口特征来看，在受访者年龄、少数民族比例、有无配偶、存活子女数、与子女是否同住以及家庭年收入等方面参保组与未参保组都存在着显著差异，但这种差异在参保前后并未发生重大变化。

表7 描述性统计（2005与2008年混合）

变量	2005年		2008年		
	全 本	参 保 组	未 参 保 组	参 保 组	未 参 保 组
(1) 健康与医疗服务利用相关变量					
日常生活自理能力（ADL）	2.98* (0.28)	2.79* (0.31)	2.86* (0.44)	3.01* (0.25)	2.73 (0.22)
认知功能（MMSE）	2.75** (0.22)	2.22* (0.18)	2.34* (0.13)	2.88* (0.22)	2.59 (0.20)
自评健康（SRH）	2.62** (0.91)	2.53* (0.88)	2.57 (0.9)	2.70** (0.91)	2.66 (0.98)
(2) 其它特征变量					
年龄	83.31 (11.08)	81.48* (11.04)	82.21 (10.78)	84.63* (11.05)	85.37 (10.82)
年龄的平方	6940.56 (1329.02)	6638.99* (1289.24)	6758.48 (1301.72)	7162.24* (1323.87)	7288.04 (1328.43)
男性	0.42 (0.50)	0.42 (0.49)	0.43 (0.5)	0.42 (0.49)	0.43 (0.5)
在60岁以前从事的工作	0.02 (0.15)	0.02 (0.14)	0.03 (0.16)	0.02 (0.14)	0.03 (0.16)
受教育年限	1.42 (2.53)	1.45 (2.5)	1.38 (2.6)	1.45 (2.5)	1.38 (2.6)

是否有配偶	0.34 (0.47)	0.38** *	0.33 (0.47)	0.32* (0.46)	0.29 (0.45)
存活子女数	4.86 (1.97)	4.97** *	4.63 (2.05)	4.97*** (1.9)	4.68 (1.92)
是否与子女同住	0.54 (0.50)	0.56** *	0.51 (0.50)	0.56*** (0.50)	0.49 (0.50)
家庭年收入	13881 (24820)	8742** (22902)	14380 (28988)	15989** (21990)	19137 (27016)
观测值	3351	2187	1164	2187	1164

Robust t-statistics in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### 四、计量模型与实证方法

相对基准模型而言，不管是线性的普通最小二乘法（OLS），亦或是非线性的二元选择模型（Probit Model或Logistic Model），仅仅证明因变量与自变量存在相关关系，但是不能说明就是因果关系。本文在实证研究中采取中国老年人口健康状况调查（CLHLS）数据2005年和2008年的面板数据，通过以采用能够识别和度量因果关系的双重差分法（Difference-in-Difference, DID）来对关键变量进行实证研究和稳健性检验。

与城镇职工医疗保险不同，我国新农合不是强制性医疗保险，而是采取农民自愿参保的办法。因此，在参合者和非参合者中可能会产生一些可观测的和不可观测的差异性，直接比较参合者和非参合者容易使估计产生偏差。如何有效地识别和解决这种偏差，双重差分法（Difference-in-Difference, DID）给我们提供了估计处理（政策实施）效应和识别因果关系的一个比较有效办法（Heckman et al, 2000）。双重差分法通过两次差分，能够消除实验组和控制组之间不随时间变化的不可观测异质性。实验组的平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated, ATT）可以表示为：

$$ATT = E(y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1)$$

(1)

上式中， $y_{1i}$ 表示如果i受到政策影响时的情形， $y_{0i}$ 表示如果i没有受到政策影响时的情形， $D = \{0,1\}$ 表示状态，其中，“1=实验组，0=控制组”。如图3所示：

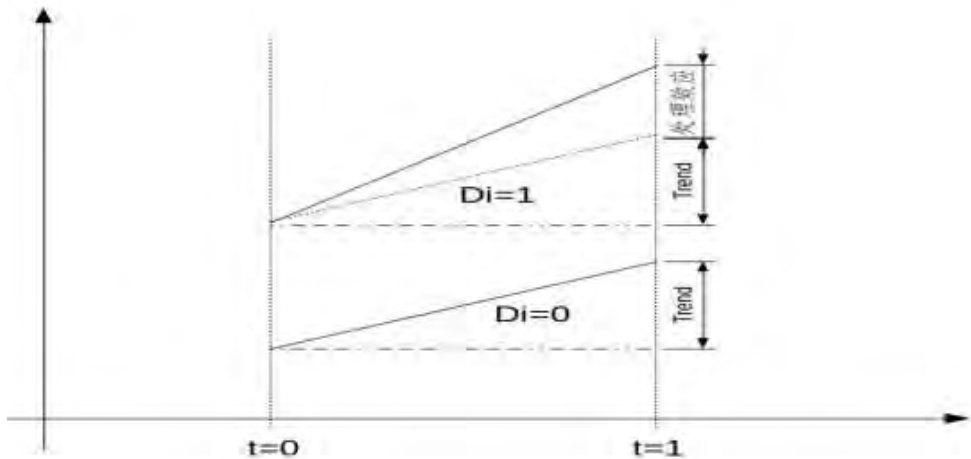


图3 双重差分模型

具体地，新农合双重差分模型如下所示：

$$y_{ipt} = \alpha + \beta_1 D_{ipt} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 D_{ipt} T_{it} + \gamma X_{ipt} + \delta \tau_t + \mu \sigma_p + \varepsilon_{ipt}$$

(2)

上式中，D 表示实验状态，实验组（参加新农合）为 1，控制组（未参加新农合）为 0，T 表示时间，实验前为 0，试验后为 1；则 D 与 T 交叉项的系数  $\beta_3$  就是要估计的新农合产生的效应。 $X_{ipt}$  包括影响  $y_{ipt}$  的控制变量，涉及参合群众的年龄、性别、受教育水平和职业、家庭年人均收入、家庭规模等变量； $\tau_t$  和  $\sigma_p$  表征环境特征， $\tau_t$  代表 t 期各地区相同的时间效应（即时间固定效应）， $\sigma_p$  代表不随时间变化的地区固定效应。 $\varepsilon_{ipt}$  是参合个体特有的随时间变化的残差项，该残差项在个体之间独立分布，并且独立于  $\tau_t$  和  $\sigma_p$ ， $\beta$  的符号和大小以及显著性水平表示新农合对因变量的边际影响程度。本文中双重差分模型主要用于分析参合者在参合前后新农合对因变量的效应，我们定义 2005 年的新参合者为实验组 (treat, 即 D=1)，未参合者为控制组，相应地，2008 年为之 (after, 即 T=1)，双重差分模型具体的应用见实证结果与回归分析中。

## 五、实证结果与回归分析

### （一）固定效应与双重差分的回归结果

日常生活自理能力 (Ability of Daily Life, ADL)、认知功能 (Mini-Mental State Examination, MMSE)、自评健康 (Self-Reported Health, SRH)，分别从行动、精神、自评三个维度衡量健康。表8报告了双重差分的回归结果，双重差分的估计结果见表8后三列，结果显示：交叉项对于日常生活自理能力 (ADL) 和认知功能 (MMSE) 的影响为正，对于自评健康 (SRH) 的影响为正。说明参加新农合对参保者日常生活自理能力 (ADL) 和认知功能 (MMSE) 更高、自评健康 (SRH) 也有影响；但交叉项对于日常生活自理能力 (ADL) 的正影

响在统计上并不显著，说明从整体来看，新农合所引致的事前道德风险问题存在，但结果并不稳健。控制变量中年龄、性别、教育年限等变量对健康指标具有一定的影响。

表8 新农合对于健康的影响-双重差分估计

变量	ADL	MMSE	SRH
实验组虚拟变量	0.024** (-0.21)	0.023** (-0.19)	0.035** (1.21)
实验组虚拟变量×2008年虚拟变量	0.047** (1.14)	0.050** (2.67)	0.088** (-2.83)
2008年虚拟变量	0.032** (-2.01)	0.041** (-4.16)	0.037** (2.01)
年龄	-0.019*** (-3.63)	-0.015 (-1.12)	0.032** (3.03)
年龄的平方	0.001* (3.06)	0.000 (1.03)	-0.001 (-3.92)
性别（男性=1）	0.341** (3.18)	0.032** (1.22)	0.041** (3.04)
少数民族（少数民族=1）	0.012 (0.16)	0.008 (0.12)	-0.101** (-0.21)
60岁以前从事专业或管理类工作(从事专业工作=1)	0.012 (0.16)	0.039 (0.57)	0.011 (0.34)
教育年限	0.003 (0.44)	-0.006 (-1.29)	0.011** (0.24)
有配偶（有配偶=1）	0.016 (-0.44)	0.037 (-0.35)	0.033** (-2.31)
在世子女数	-0.019*** (-2.06)	-0.001 (-0.84)	-0.003 (-0.31)
与子女（或配偶）同居住（同住=1）	0.006 (0.27)	-0.025** (-2.34)	-0.019 (-0.26)
ln(家庭年收入)	-0.022 (-0.75)	-0.022 (-0.92)	0.013** (0.13)
常数	1.102*** (3.16)	0.423 (1.00)	-0.782 (-1.43)
是否控制县级哑变量	Y	Y	Y
观测值	3,351	3,351	3,351

Robust t-statistics in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## （二）新农合健康效应的异质性分析

本文根据家庭年人均收入水平的差异将样本进行分组，根据参保农民的家庭收入水平是否低于当年全国农村人均可支配收入水平，划分为家庭收入水平较高组和家庭收入水平较低组，以检验收入水平是否会对新农合引致事前道德风险的效果产生影响。根据分组结果，家庭年人均收入水平较高收入分组的受访者有1325位，家庭年人均收入水平较低收入组有2026位。我们采用双重差分的实证方法，表9基于不同收入水平分组的DID估计结果。



表9 收入水平、医疗保险与健康水平-基于双重差分的估计

变量	高收入组			低收入组		
	(1) ADL	(2) MMSE	(3) SRH	(4) ADL	(5) MMSE	(6) SRH
实验组虚拟变量	0.025** (-1.07)	0.009** (-0.59)	0.021** (0.82)	0.005* (0.25) *	0.010** (-0.70)	0.043* (1.86)
实验组虚拟变量×2008年虚拟变量	0.052** (2.03)	0.033* (1.80)	0.091** (-2.55)	0.037* (-0.83) *	0.026* (1.73)	0.047** (-1.56)
2008年虚拟变量	0.077** *	0.056** *	0.041**	0.003* *	0.038** *	0.036**
年龄	-0.027* *	-0.010	0.035** *	-0.022* *	0.004	0.025**
年龄的平方	(-2.22) 0.000**	(-1.40) 0.000	(2.75) -0.000* **	(-2.01) 0.000*	(0.76) -0.000	(2.23) -0.000* **
性别(男性=1)	(1.98) 0.363**	(1.32) 0.113**	(-2.83) 0.025	(1.82) 0.320* *	(-0.83) 0.073*	(-2.59) 0.066**
少数民族(少数民族=1)	(18.55) 0.016	(9.58) -0.014	(1.29) -0.126* *	(16.92) 0.009	(7.36) 0.017	(3.84) -0.083* *
60岁以前从事专业或管理类工作(从事专业工作=1)	(0.42) 0.050 (0.66)	(-1.60) 0.041 (0.69)	(-3.72) 0.018 (0.26)	(0.38) 0.008 (0.13)	(1.37) 0.004 (0.13)	(-3.42) -0.005 (-0.09)
教育年限	-0.001 (-0.20)	-0.003 (-1.36)	0.017** (3.92)	0.003 (0.81)	-0.001 (-0.70)	0.013** (3.60)
有配偶(有配偶=1)	-0.028 (-1.33)	-0.003 (-0.22)	-0.046* (-2.16) *	0.023 (1.20)	-0.013 (-1.28)	-0.021 (-1.07)
在世子女数	-0.005 (-1.13)	0.001 (0.46)	-0.001 (-0.25)	-0.008* (-1.96) *	-0.003 (-1.62)	0.001 (0.19)
与子女(或配偶)同居住(同住=1)	-0.015 (-0.95)	-0.014 (-1.48)	-0.010 (-0.55)	0.022 (1.55)	-0.013* (-1.78)	-0.014 (-0.89)
Income-High	0.005 (1.17)	0.001 (0.36)	0.013** (2.24)			
Income-Low				-0.007* (-1.79)	-0.003 (-1.35)	0.004 (0.84)
控制县固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y

效应

Observations	3,351	2,956	2,956	3,216	3,216	3,216
--------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Robust t-statistics in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表9的结果显示，高收入水平组且新农合参保者的较强，其回归系数普遍大于总体效应估计结果。相反，低收入水平组的新农合参保者与非参保者在健康效应方面无显著差异。双重差分回归结果说明，医疗保险的健康效应在不同收入水平人群之间存在异质性。

### （三）稳健性检验

在前面的实证研究中，本文采取日常生活自理能力（ADL）、认知功能（MMSE）、自评健康（SRH）三个变量作为健康水平的度量指标，从行动、精神、自评三个维度对健康进行了综合考量。在稳健性检验中，我们采用“访员对受访者健康作出评价”的他评健康指标作为被调查对象健康状况的划分标准来进行研究。估计结果表10显示，使用他评健康指标作为衡量被调查对象的标准仍然不会影响本文的主要结论，医疗保险的健康效应在不同收入组水平人群之间还是存在异质性。

表10 新农合对他评健康的影响-基于双重差分模型估计

变量	总体	低收入组	高收入组
实验组虚拟变量	0.027** (-0.11)	0.022** (-0.32)	0.034** (0.21)
实验组虚拟变量×2008年虚拟变量	0.045** (0.76)	0.028** (0.21)	0.058** (-0.21)
2008年虚拟变量	0.029** (-0.01)	0.022** (-0.36)	0.039** (0.04)
年龄	-0.032*** (-1.03)	-0.022 (-0.22)	0.019** (0.12)
年龄的平方	0.011* (0.18)	0.003 (0.23)	-0.021 (0.02)
性别（男性=1）	0.083** (0.11)	0.029** (1.02)	0.033** (0.14)
60岁以前从事的工作	0.008 (0.13)	0.011 (0.19)	0.023 (0.58)
受教育年限	0.019 (0.29)	-0.015 (-0.23)	0.021* (0.09)
有配偶（有配偶=1）	0.026 (0.28)	0.011 (0.11)	0.009** (0.31)
在世子女数	-0.029*** (-0.06)	-0.012 (-0.04)	-0.015 (-0.01)
与子女（或配偶）同居住（同住=1）	0.012 (0.17)	-0.075** (-0.13)	-0.013 (-0.08)
ln(家庭年收入)	-0.011 (-0.12)	-0.029 (-0.04)	0.021** (0.01)
常数	1.382*** (0.04)	0.652 (0.31)	-0.420 (-0.12)

是否控制县级哑变量	Y	Y	Y
观测值	3,351	3,351	3,351

Robust t-statistics in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

在他评健康方面，实验组相比于控制组具有提高的时间趋势，这一趋势无论是在总体样本、较高收入组以及较低收入组都存在，并且在较高收入组这种趋势更为明显，这说明在2005-2008年期间实验组相比于控制组具有他评健康水平上升的趋势。

## 六、研究结论与启示

本文通过中国老年健康影响因素追踪调查的数据（CLHLS）验证了新农合扩张所带来的健康效应。从新农合对老年人健康状况的影响来看，新农合制度对老年人健康起到了比较明显的促进作用，老年人对自身健康状况由于实施新农合会有更为积极的评价。利用总体样本估计发现，新农合的扩张会提升健康水平。相比于没有参保者，新农合受访者日常活动能力提高4.7%、认知能力提高5.0%，自评健康提高8.8%。同时，本文发现新农合在不同收入水平群体中存在较强的异质性。本文利用收入水平对人群进行分组，发现高收入组的人群参加新农合分别提高日常活动能力5.2%、认知能力3.3%，自评健康9.1%。医疗保险在低收入组效应较低（系数很小且不显著）。本文进一步探讨这种异质性可能的原因，异质性可能是因为医疗保险使得高收入组人群更多利用医疗卫生服务。

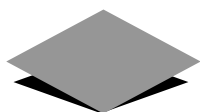
以上的研究结果为我们审视新农合政策提供了一个新的视角，本文发现新农合在不同收入水平异质性，即“亲富人效应”，特别是在老年人群中的异质性为完善医疗保险政策提供了新的参考。首先，随着疾病负担不断增加、医疗费用快速上涨，完善医疗体系的防病功能有着十分重要的意义。目前，我国政府卫生投入主要是用于疾病治疗，其用于疾病预防、健康保健用途比例很小。因此，建议投资更多的资金用于购买初级保健服务、增加健康设施，用于提高患者的健康意识，更多参加锻炼服务等。其次，新农合“亲富人”的异质性显示，新农合应该更有针对性加强相对低收入组老人的预防保健工作。目前，一些地区正在推行对没有花费新农合资金的参保者进行免费体检，这种做法可以进一步进行推广。除了体检以外，建议降低起付线，降低医疗费用，从而提高低收入群体看病就诊的门槛，进而提升提高社会福利。

## 参考文献

- [1] 李华, 俞卫. 政府卫生支出对中国农村居民健康的影响 [J]. 中国社会科学, 2013, (10): 41-60.
- [2] 黄枫, 吴纯杰. 中国医疗保险对城镇老年人死亡率的影响 [J]. 南开经济研究, 2009, (6): 126-137.
- [3] 罗楚亮. 城镇居民健康差异与医疗支出行为 [J]. 财经研究, 2008, (10): 63-75.
- [4] 苗艳青, 陈文晶. 空气污染和健康需求: Grossman 模型的应用 [J]. 世界经济, 2010, (6): 140-160.

- [5] 潘杰, 雷晓燕, 刘国恩. 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 [J]. 经济研究, 2013, (4): 130-142.
- [6] 王俊, 昌忠泽. 中国宏观健康生产函数: 理论与实证 [J]. 南开经济研究, 2007, (2): 20-42.
- [7] 解垚. 与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究 [J]. 经济研究, 2009, (2): 92-105.
- [8] 张琳. 我国中老年人健康需求实证研究——基于性别和城乡的分析 [J]. 财经问题研究, 2012, (11): 100-105.
- [9] 赵忠, 侯振刚. 我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据 [J]. 经济研究, 2005, (10): 79-90.
- [10] Amartya Sen., Goals, Commitment and Identity [J]. Journal of Law, Economics, & Organization, 1985, 1(2): 341-355.
- [11] Ayanian, Unmet Health Needs of Uninsured Adults in the United States [J]. Journal of the American Medical Association, 2000, (284): 2061-2069.
- [12] Baker D. W., Joseph J. S., Jeffrey M. A., Elmne A. B., & Avi D. Lack of Health Insurance and Decline in Overall Health in Late Middle Age [J]. New England Journal of Medicine, 2001, (345): 1106-1112.
- [13] Cheng L, Liu H, Zhang Y, et al. The Impact of Health Insurance on Health Outcomes and Spending of the Elderly: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme [J]. Health economics, 2015, 24(6):672-691.
- [14] Cutler, David M, and Adriana Lleras-Muney. Understanding Differences in Health Behavior by Education [J]. Journal of Health Economics, 2010, 29 (1): 1-28.
- [15] Deb, S., and J., Braganza, Comparison of Rating Scales for the Diagnosis of Dementia in Adults with Down's Syndrome, Journal of Intellectual Disability Research, 1999, 43(5): 400-407.
- [16] Franks, Clancy and Gold. Health Insurance and Mortality-Evidence from a National Cohort [J]. Journal of the American Medical Association, 1993, (270): 737-741.
- [17] Freedman, Seth, Haizhen Lin and Kosali Simon. Public Health Insurance Expansion and Hospital Technology Adoption [J]. Journal of Public Economics, 2015, (121): 117-131.
- [18] Grossman, Michael, the Human Capital Model, in the Handbook of Health Economics [M]. Anthony Culyer and Joseph P. Newhouse, 2000, 347-408.
- [19] Robert M., Kaplan and John P., Anderson., A General Health Policy Model: Update and Applications [J]. Health Services Research, 1988 (6), 203-235.
- [20] Schultz, Health and Schooling Investment in Africa [J]. Journal of Economic Perspectives, 1999 (13), 67-88.
- [21] Wagstaff, A., M. Lindelow, Gao Jun, X. Ling, and J. Qian, Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme [J]. Journal of Health Economics, 2009, 28 (1), 1-19.
- [22] Yip, W., and W. C. Hsiao, Non-Evidence-Based Policy: How Effective is China's New Cooperative Medical Scheme in Reducing Medical Impoverishment? [J]. Social Science and Medicine, 2009(68): 201-209.
- [23] Yip W, Hsiao W, Chen W et al., Early appraisal of China's huge and complex health care reforms [J]. Lancet, 2012(379): 833-42.
- [24] Young and Cohen. Inequities in Hospital Care: the Massachusetts Experience

[J]. Inquiry, 1991, (28): 255-262.



**3**

---

# 保险监管与政策

# 保险创新统计与评价指标体系构建研究——以 宁波国家保险创新综合试验区为视角

宁波保监局课题组<sup>1</sup>

## 摘要:

保险业发展的核心动力是创新，同时保险创新也在推动经济发展、完善民生保障、提升社会治理能力中承担起越来越重要的作用。随着我国保险创新工作的广泛深入开展，迫切需要构建保险创新统计评价指标体系对创新成效进行精确计量和客观评价。本文以目前唯一的国家保险创新综合试验区——宁波的保险创新实践及创新评价需求为基础，从“投入-产出-带动”三个维度，借鉴综合评价理论和方法，对保险创新的评价原则与评价思路进行了梳理，形成了一整套保险创新评价指标体系。同时利用 AHP 确定评价指标权重，初步构建了由保险创新“能力指数”、“产出指数”和“带动指数”共同构成的保险创新发展指数，具有一定的实践指导价值。

**关键词：**保险创新、综合评价、权重确定、指数合成

## 一、引言

改革创新是发展的核心动力。我国保险业立足实际，借鉴国外先进经验，探索推出了一系列的创新举措，涵盖了保险体制创新、保险产品创新、保险服务创新、保险理论创新等多个层面，为保险业注入了源源不断的发展动力，保险业保持了快速协调健康发展的良好势头（吴定富，2004；丁孜山、丁蔚，2006）。

近年来，宁波保险业在中国保监会和市委市政府高度重视和大力支持下，坚持问题导向，着眼更好发挥保险在民生保障、社会治理、经济发展等领域中的功能作用，主动作为，大胆探索，相继开展了巨灾保险、医疗责任保险、食品安全责任保险、农村互助保险、小额贷款保证保险、政策性小微企业财产保险、电梯安全责任保险创新实践，被誉为“宁波解法”“宁波经验”“宁波样本”“宁波方案”获得了广泛的认可和借鉴，保险产品和服务创新走在全国前列。2016年6月，国务院正式批复宁波建设全国首个国家保险创新综合试验区，支持宁波先行先试，为全国保险改革创新示范探路。

随着宁波国家保险创新综合试验区（以下简称“综试区”）建设的深入推

---

<sup>1</sup> 课题组负责人：白云，课题组成员：傅镇和、姜政一、夏民程、徐明、滕帆、王培。

进，保险创新项目如雨后春笋般涌现，已有的保险产品服务创新达百余项，应用于民生保障、社会治理、经济发展等多个方面。如何准确、客观评估保险创新成效已被摆上重要的议事日程，它不仅关系到综试区工作的科学决策，而且关系到国家对综试区实践经验的复制推广。

研究建立保险创新统计与评价指标体系，开展科学有效的统计与评价工作，至少有五个方面的重要意义：一是有助于更加全面、深入地摸清综试区保险创新的“家底”，了解自身长处和短处，避免只见树木不见森林，增加决策的准确性和工作的针对性；二是有助于全面掌握保险服务供给和保险需求满足情况，为保险供给侧结构性改革指明方向，并根据具体问题表现加大部门协调力度，解决制约保险创新的体制机制障碍；三是有助于政府部门加强顶层设计，全面衡量保险创新的资源要素投入和实际产出，在市场机制相对成熟的领域逐步减少政策支持，在市场作用发挥不充分的领域进一步加大扶持力度，把有限的财政资金用在“刀刃”上；四是有助于揭示保险创新的外部相关性，测算保险创新对保险深度、保险密度、保险保障额度等反映行业发展整体水平的指标的提升作用，反映保险创新对保险资金投资领域的拓宽及保险上下游产业链的整合作用；五是有助于准确把握综试区建设的总体成效和各领域具体成效，便于国家适时总结宁波先行先试经验和教训，结合实际在其他地方甚至全国进行保险创新措施的复制推广。

本文基于文献研究与理论模型分析，从“投入-产出-带动”三个维度，初步构建保险创新统计与评价指标体系。研究思路如图 1 所示，包括四个基本内容：

一是从概念界定、经济效应以及评价流程等三个方面，对保险创新进行理论分析，在此基础上确定保险创新评价方法；

二是明确评价任务和评价原则，分别从创新能力、创新产出、创新带动等三个方面构建“保险创新评价指标体系”；

三是主要应用 AHP（Analytic Hierarchy Process，层次分析法）对保险创新评价指标体系赋权，试验性地构造保险创新指数，从而形成较为完整的决策系统；

四是结论与政策建议。



图 1.1 研究思路示意图<sup>1</sup>

<sup>1</sup>由于保险创新统计体系尚待完善，本文未将信息系统建设纳入研究范围。



## 二、保险创新评价理论分析

### 2.1 保险创新界定：内涵与外延

经济学家熊彼得（Schumpeter）在 1912 年出版的《经济发展理论》一书中将创新定义为“生产函数的重新建立”，或“生产要素之新的组合”<sup>1</sup>。相应地，保险创新可以被定义为通过投入要素配置的变革，实现保险服务的最优化供给，并产生良好的社会效益。结合我国保险业发展历程，保险创新主要包括保险产品创新、保险服务创新、保险体制创新、保险理论创新等基础性创新（丁孜山、丁蔚，2006）。其中保险产品与服务创新是指由保险机构自主研发，为当前保险市场首创的产品或服务，或是对已有产品或服务的重大改进。对于一个区域保险市场而言，在保险创新形态中，产品及服务创新一直处于核心地位。同时，近年来随着宁波“保险创新综合示范区”和“国家保险创新综合试验区”建设的不断深入，保险体制创新研究正逐步成为热点。保险创新一旦纳入到社会治理、民生保障、经济发展等核心领域，其创新内容就不再局限于产品与服务，还涉及到各方对保险工具的协同运用。宁波在设计综试区过程中提出了“全域保险”和“全产业链保险”的概念，就涉及到深层次的保险体制创新。2015 年，浙江省副省长朱从玖在《保险创新与社会治理建设——基于宁波保险创新综合示范区的探索与实践》一文中，以宁波为例回顾分析了保险创新在完善社会治理体系的重要作用，从体制层面总结了理念先行、问题导向、市场化改革方向、合力攻关等四点经验。

### 2.2 保险创新评价：流程设计

综合评价是一项系统性和复杂性的工作，是人们认识事物、理解事物并影响事物的重要手段之一，它是一种管理认知过程，也是一种管理决策过程（彭张林等，2017）。经过多年研究和实践，综合评价理论逐步获得学术认可，不仅在社会经济发展宏观层面，也在质量控制、企业管理、产品研发等微观层面得到了广泛应用，取得了丰硕的理论和实践成果。

目前针对保险业的综合评价主要集中于保险公司经营绩效的比较研究，其基本思路为通过建立统计指标体系，应用层次分析法（AHP）、因子分析、数据包络分析（DEA）等评价方法，获得评价结果。不过国内对“保险创新评价”还处于探索阶段，在学术百度中严格检索“保险创新评价”尚无对应文献，因此保险创新评价的研究具有一定的原创性和开拓性。

根据综合评价的理论与方法体系，保险创新评价流程主要包括六大环节：明确评价目标与评价原则、构建评价指标体系、确定评价指标权重、评价数据来源与处理、评价信息集成与融合、评价结果运用与反馈。

在现有条件下，考虑到保险创新统计体系还远未建立，因此从短期看应首先基于评价目标和评价原则，确定评价指标体系，利用 AHP 确定指标权重，同时利用有限数据进行试验性测算，进一步修正评价指标体系。从长期看，应逐步建立适用全国的保险创新统计体系，确保数据的真实有效，保证评价结果可以进行比较研究。

### 2.3. 评价指标体系构建理念

---

<sup>1</sup>依据熊彼得的观点，创新通常又被定义为一种“创造性的破坏活动”。一般而言，创新主要包括产品创新、技术创新、市场创新、资源配置创新、体制创新（组织创新）等五个方面（张瑞林、李林，2015）。

### 2.3.1 评价原则

**科学性原则。**指标选择应以经济理论及保险创新发展规律为基础，从“投入-产出-带动”等三个维度，通过多指标的筛选与合成，客观准确反映保险创新发展现状，揭示保险创新的时间差异和地区差异及其原因，梳理保险创新已有成功经验，总结不足，为今后政策支持提供理论依据。

**可操作性原则。**任何科学、完善的指标体系都必须经过评估实践检验，因此要充分考虑到指标的可操作性。一方面用尽量少的指标来反映保险创新的总体状况，即指标覆盖性与概括性相结合；另一方面，指标的统计数据要可获得，确保利用现有的统计渠道，辅之以必要的抽样调查，可以取得较为准确的数据。

**导向性原则。**评价指标体系最终要反映保险创新水平，其中任何一个指标的设置，在实施中都将起到引导作用。因此在选择指标时还要体现现代服务业的发展趋势，同时在设置指标权重的时候要带有政策的导向性，对于关键指标应考虑赋予较大的权重。

### 2.3.2 评价思路

结合保险创新的界定和经济效应分析，我们将从“投入-产出-带动”三个维度设计保险创新评价的基本思路。

保险创新的投入，按照经济原理，保险创新的要素投入主要包括市场体系、人才资源、经费、理论支撑等要素，这些要素的整合和优化构成了保险的“创新能力”；

保险创新的产出主要包括两个层面：一是直接产出，即保险产品和保险服务的丰富完善；二是间接产出，即保险创新带来的保险业整体发展程度提升、服务经济社会功能的增强、公众对保险服务认同感的增强；

保险创新的带动则是对其附带性社会效应的评价，主要分为三个方面：一是保险创新带动保险产业链延伸并促进经济发展；二是保险创新带动保险资金引进并促进经济社会发展；三是保险创新带动优质保险产品及服务在全市、全省乃至全国复制推广形成示范效应。

上述思路是一个递进式的评价体系，保险创新能力反映的是条件和基础，保险创新产出反映的是行业自身创新发展水平及成效，而保险创新带动则更关注保险创新的附带社会效应。从这三个方面可以对保险创新进行较为全面的评估和比较。

## 三、保险创新统计与评价指标体系的具体构建

按照“投入-产出-带动”三个维度开展保险创新统计与评价，需要结合保险市场的实际情况设计一系列具体的指标进行衡量。在“投入”维度，不但要考虑保险创新的实际人力物力投入水平，还要考虑保险创新的市场格局、智力资源等基础性条件，实质上是对创新能力素质的评估，因此用“创新能力”比“创新投入”表述更为准确。在“产出”和“带动”两个维度，则可直接衍生出“创新产出”和“创新带动”两个指标大类。同时，考虑到各类指标重要性程度的差别，我们将所有指标分为“核心指标”和“参考备用指标”，其中“核心指标”将全部用于“宁波保险创新发展指数”（由“创新能力指数”、“创新产出指数”、“创新带动指数”加总而成）的计算，“参考备用指标”则是对“核心指标”的补充，有助于多层次、多侧面、立体化反映保险创新成效，在创新

综合评估报告中不可或缺。而且，当某些“核心指标”数据不可获得时，也可酌情筛选较为适当的“参考备用指标”进行替代。为确保实际可操作性，在设置统计报表时，除部分指向明确或约定俗成的指标外，一般都要列明指标的具体定义，给出计算公式，指定数据提供单位。

### 3.1 创新能力

“创新能力”由“市场体系”、“人才资源”、“经费投入”、“理论研究”四个类别 40 个指标构成，其中核心指标 17 个，参考备用指标 23 个，旨在全面评价宁波保险创新的市场格局、智力资源及实际物力投入水平等基础性条件。具体指标如表 1 所示：

#### 3.1.1 市场体系

“市场体系”的核心指标有保险法人机构数、市级保险分支机构数、保险专业中介机构数、保险功能性总部机构数、驻甬保险法人机构数占全国比重等 5 个，从多个角度和层面反映宁波的保险市场体系完善情况。参考备用指标 7 个，大部分是对相关机构类别的细分，但也设了“行业新型合作组织个数”这个新的指标，以适应行业发展新的形势。

#### 3.1.2 人才资源

“人才资源”的核心指标有 6 个，其中“从业人员数”是一项基础性人力指标，“研发人员数”、“中高级职称人数”、“本科及以上学历人数”、“研发人员数占从业人员比重”是反映行业创新能力的核心指标，“在校金融专业学生数”则是反映创新后备力量的指标。参考备用指标 4 个，主要是对相关核心指标作进一步细化，但也新设了“经济金融类专业职工人数”这一反映保险业职工专业结构的指标。

#### 3.1.3 经费投入

“经费投入”的核心指标 4 项，反映宁波保险创新的物力投入，其中“保险机构创新经费”、“创新经费占保费收入比重”反映的是保险行业内部的创新经费投入情况；“财政扶持创新投入”、“财政扶持创新投入占总财政支出比重”反映的是政府对保险创新的经费投入情况。参考备用指标 5 项，进一步细化创新经费的用途和来源。

#### 3.1.4 理论研究

“理论研究”设“研究论文及调研报告篇数”、“与保险有关的重要交流研讨活动场数”2 项核心指标，用于反映宁波保险创新的理论基础构建水平和学术交流活跃度。参考备用指标 2 项，都是对核心指标的细化。

表 1 保险创新能力指标体系

分类	指标	
一、市场体系	核心指标	1. 保险法人机构数
		2. 市级保险分支机构数
		3. 保险专业中介机构数
		4. 保险区域性总部或功能性总部机构数
		5. 驻甬保险法人机构数占全国比重
	参考备用指	1. 专业型、特色型保险法人机构数

	标	2. 保险服务网点总数
		3. 保险专业中介法人机构数
		4. 保险经纪机构数
		5. 保险公估机构数
		6. 保险专业代理机构数
		7. 行业新型合作组织个数
二、人才资源	核心指标	1. 从业人员数
		2. 研发人员数
		3. 中高级职称人数
		4. 本科及以上学历人数
		5. 在校金融专业学生数
		6. 研发人员数占从业人员比重
	参考备用指标	1. 硕士学历人数
		2. 博士学历人数
		3. 在校保险专业学生数
		4. 经济金融类专业职工人数
三、经费投入	核心指标	1. 保险机构创新经费
		2. 创新经费占保费收入比重
		3. 财政扶持保险创新投入
		4. 财政扶持保险创新投入占总财政支出比重
	参考备用指标	1. 创新项目研发经费
		2. 保险机构创新奖励支出
		3. 中央财政扶持创新投入
		4. 省级财政扶持创新投入
		5. 市级财政扶持创新投入
		6. 县级及以下财政扶持创新投入
		7. 各级财政扶持保险业创新与发展总金额
		8. 各级财政奖励保险创新支出
四、理论研究	核心指标	1. 学术论文及调研报告篇数
		2. 与保险有关的重要研讨交流活动场次
	参考备用指标	1. 公开发表学术论文及调研报告篇数
		2. 获奖学术论文及调研报告篇数
		3. 全国性保险研讨交流活动场次
		4. 与保险有关的重要研讨交流活动参与人次

### 3.2 创新产出

“创新产出”由“产品创新”、“服务创新”、“业务增长”、“保障功能”、“财政绩效”5个类别35个指标构成，其中核心指标20个（包括细项），参备用指标15个，旨在全面评价宁波保险创新的直接产出。我们认为保险创新既能催生新的保险产品和服务模式，拓宽保险服务领域，提升保险服务水平，也能拉动保险业务的增长和保险保障功能的提升，并且可以更好发挥财政资金的杠杆效应，因此将上述类别的指标均列为“创新产出”的分项指标，具体指标如表2所示。

#### 3.2.1 产品创新

“产品创新”是保险创新的核心成果，与保险服务领域的拓宽直接相关，其核心指标下项目数、保费、保额、赔付四个维度，反映产品创新的总体情况，考虑到“政保合作项目”是政府特别关注的内容，因此单独设为分项加以呈现。参考备用指标2个，分别为“创新项目保障人次”、“创新项目保障企业家次”，反映创新项目的覆盖面。

#### 3.2.2 服务创新

“服务创新”也是保险创新的重要成果，主要体现为保险服务的创新手段和服务成效，核心指标4项，其中“新技术项数”、“新流程项数”两项指标用于反映服务创新的手段，“亿元保费投诉率”用于反映消费者对保险服务的认可度。设“万件保单投诉件数”为参考备用指标，对“亿元保费投诉率”进行补充。

#### 3.2.3 业务增长

“业务增长”是保险创新带来的直接效应，项下设有5个核心指标，其中“创新项目拉动总保费增长的百分点”、“创新项目保费增速与总保费增速的差”、“保险新项目(产品)保费占总保费的比重”3个指标用于反映创新对保险业务发展的拉动作用；“保险密度同比提高值”、“保险深度同比提高值”2个指标是衡量保险业发展的综合指标。

#### 3.2.4 保障功能

“保障功能”主要体现保险创新的社会效益，下设4个核心指标。其中“创新项目赔付占总赔付的比重”、“创新项目保额占总保额的比重”两个指标，分别从赔付支出和风险保障额度两个维度加以反映；“创新项目人均保额”指标，反映全体居民从保险创新中的获益情况，计算时，分子是所有相关创新项目保险金额，分母是宁波全市的常住人口数。参考备用指标13个，主要反映重大创新项目对相关经济社会发展领域的贡献。

#### 3.2.5 财政绩效

“财政绩效”体现的是在保险创新中，政府财政投入实际发挥的杠杆作用，下设3个指标。其中“创新项目总保额与财政支出的比例”是从风险转移和预防的角度反映财政资金通过保险实现的放大效应，“创新项目总赔付与财政支出的比例”是从财政支出实际经济收益的角度反映保险的经济补偿效果，“创新项目总保费与财政支出的比例”是从财政支出促进创新型业务增长的角度反映财政资金对全社会投保积极性的激发、引导效果。

表2 保险创新产出指标体系

分类	指标	
一、产品创新	核心指标	1. 创新项目数
		其中：政保合作项目
		2. 创新项目保费
		其中：政保合作项目
		3. 创新项目保额
		其中：政保合作项目
	参考备用指标	4. 创新项目赔付
		其中：政保合作项目
二、服务创新	核心指标	1. 新技术项数
		2. 新流程项数
		3. 新模式项数
		4. 亿元保费投诉率
	参考备用指标	1. 万件保单投诉件数
三、业务增长	核心指标	1. 创新项目保费增长贡献率
		2. 创新项目保费增速与总保费增速的差
		3. 保险新项目（产品）保费占总保费的比重
		4. 保险密度同比提高值
		5. 保险深度同比提高值
四、保障功能	核心指标	1. 创新项目赔付占总赔付的比重
		2. 创新项目保额占总保额的比重
		3. 创新项目人均保额
	参考备用指标	1. 医疗责任险调处医患纠纷件数
		2. 政策性小额贷款保证保险支持贷款金额占小微企业贷款总额比重
		3. 巨灾保险赔付金额占与之相关的灾害事故损失比重
		4. 城镇居民住房综合保险发现风险点个数

		5. 纳入“保险+服务”电梯安全综合保险的电梯部数占电梯总量的比重
		6. 建筑工程综合保险释放企业保证金
		7. 食品安全责任保险协助开展安全检查人力投入
		8. 大病保险提高城乡居民医药费用报销比例
		9. 出口信用保险对一般贸易出口渗透率
		10. 海外投资保险保额占对外投资总额的比重
		11. 专利保险参保率
		12. 创新型农业保险保额占农业总产值比重
五、财政绩效	核心指标	1. 创新项目总保额与财政支出的比例
		2. 创新项目总赔付与财政支出的比例
		3. 创新项目总保费与财政支出的比例

### 3.3 创新带动

“创新带动”由“引入保险资金”、“促进经济产业链延伸”、“项目推广复制”三个类别的13个核心指标和11个参考备用指标构成，旨在反映和评价宁波保险创新的辐射和带动效应。保险资金运用、保险促进经济产业链延伸虽然不是保险创新的直接成果，但却是国家保险创新试验区建设的重要内容，属于保险创新的溢出效应。同时创新项目在省内省外推广复制，扩大宁波的影响力，也是一种创新的辐射带动效应。具体指标体系如表3所示。

#### 3.3.1 引入保险资金

“引入保险资金”是试验区建设的一项重要工作，我们在统计保险资金运用额的同时，对基础设施建设、PPP计划、产业基金设立和中国制造2025融资等领域进行重点关注，进一步考察保险资金运用额的占比，以更好地反映保险资金对重点领域的参与度。此外，设5个参考备用指标，对保险资金引进主体、宁波使用保险资金在全国的占比等情况进行衡量。

#### 3.3.2 促进经济产业链延伸

“促进经济产业链延伸”反映的是保险创新对实体经济的重塑作用，主要统计国家保险创新综合试验区建设，尤其是保险创新产业园建设过程中，保险上下游产业链相关机构的设立和引进情况。核心指标4个，包括机构数、投资额、贡献的税收、解决的就业人数。参考备用指标5个，对重点领域的产业链机构数进行细分。

#### 3.3.3 项目推广复制

“项目推广复制”反映宁波保险创新的引领示范作用，下设“在全市推广创新项目数”、“省内其他地区推广创新项目数”、“省外推广创新项目数”3项核心指标，分别反映宁波保险创新在不同范围的推广情况。另外，设置“推广复制其他地区创新项目数”作为参考备用指标，反映宁波作为国家保险创新综合试验区，学习借鉴外地先进创新经验的情况。

表 3 保险创新带动指标体系

分类	指标	
一、引入保险资金	核心指标	保险资金运用额
		其中：基础设施投资中保险资金占比
		PPP 计划中保险资金占比
		产业基金投资中保险资金占比
		“中国制造 2025” 投资中保险资金占比
		其中：“中国制造 2025” 项目保险资金运用额
	参考备用指标	1. 驻甬保险分支机构引进保险资金笔数
		2. 驻甬保险分支机构引进保险资金
		3. 驻甬保险总部机构在宁波使用保险资金
		4. 驻甬保险总部机构在宁波使用保险资金金额占资金运用总额的比重
		5. 宁波使用保险资金额度占全国的比重
二、促进经济产业链延伸	核心指标	1. 产业链机构数
		2. 产业链机构投资额
		3. 产业链机构税收
		4. 产业链机构就业人数
	参考备用指标	1. 保险科技类机构数
		2. 养老保障类机构数
		3. 健康管理类机构数
		4. 汽车生活类机构数
		5. 智能家居类机构数
三、项目推广复制	核心指标	1. 在全市推广创新项目数
		2. 省内其他地市推广创新项目数
		3. 省外推广创新项目数
	参考备用指标	推广复制其他地区创新项目数

#### 四、宁波保险创新发展指数构造

##### 4.1 标准值选取与无量纲化处理



指数构建中以基期值为标准值，即以 2017 年的各项指标作为标准值。无量纲化处理采用相对标准化方法，即实际值和标准值进行比较，得到指标的相对化处理结果，公式表示为：

$$z_i = \begin{cases} \frac{x_i}{x_s}, & \text{正向指标} \\ \frac{x_s}{x_i}, & \text{负向指标} \end{cases}$$

其中， $x_i$  为第  $i$  个指标的当年值， $x_s$  为第  $i$  个指标的标准值。当指标为正向指标（指标值越大评价就越好）时，无量纲化处理采用当年值除以标准值；当指标为负向指标（指标值越大评价就越差）时，如亿元保费投诉率等指标，无量纲化处理采用标准值除以当年值。

#### 4.2 指标权重确定

权重确定采用层次分析法，该方法是美国运筹学家 T. L. Saaty 教授于二十世纪 70 年代提出的一种实用的多方案或多目标的决策方法，是一种定性与定量相结合的决策分析方法。利用该方法确定指标权重共分为以下三步：

首先专家打分，邀请保险行业专家根据指标间的相对重要性来给指标打分，对各级指标的每一层都进行交互打分，将结果写成判断矩阵。以保险创新指数为例，该指数由创新能力、创新产出、创新带动等三大子系统组成，其判断矩阵 A 为

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0.5 & 2 \\ 2 & 1 & 2 \\ 0.5 & 0.5 & 1 \end{pmatrix}$$

该矩阵表示各指标的相对重要程度，创新产出“稍微重要于”创新能力（对应数字为 0.5），创新能力“稍微重要于”创新带动。

其次计算各矩阵的特征根及权重，用特征根法来求矩阵权值，计算判断矩阵的最大特征根并得到权重，即为该层各元素对上一层元素的权重。其具体做法为，计算 A 各行各个元素的乘积，得到一个  $n$  行一列的矩阵 B；计算矩阵 B 中每个元素的  $n$  次方根得到矩阵 C；对矩阵 C 进行归一化处理得到矩阵 D；该矩阵 D 即为所求权重向量。

$$D = \begin{pmatrix} 0.3108 \\ 0.4934 \\ 0.1958 \end{pmatrix}$$

此外进行一致性检验，一致性检验可以评定专家的打分是否合理，若计分不合理，则排序结果无效，从而保证专家评价逻辑的内在一致性，其一致性指标  $CR=0.05595$ ，显著小于 0.1，故不存在明显的逻辑错误。

根据层次分析法所确定的具体权重参见附录。

#### 4.3 指数合成

“宁波保险创新发展指数”由三级指标加权汇总合成，分指数由一级指标和二级指标中所含三级指标的评价值加权汇总得到。由附录 1 可知：

$$\text{保险创新指数}=\text{创新能力}\times 31\%+\text{创新产出}\times 49\%+\text{创新带动}\times 20\%$$

其中:

$$\begin{aligned}\text{创新能力指数}&=\text{市场体系}\times 35\%+\text{人才资源}\times 32\%+\text{经费投入}\times 20\%+\text{理论研究}\times 13\% \\ \text{创新产出指数}&=\text{产品创新}\times 35\%+\text{服务创新}\times 18\%+\text{业务增长}\times 18\%+\text{保障功能}\times 18\%+\text{财政绩效}\times 11\% \\ \text{创新带动指数}&=\text{引入保险资金}\times 34\%+\text{促进经济产业链延伸}\times 33\%+\text{项目推广复制}\times 33\%\end{aligned}$$

## 五、研究结论

创新是促进保险业持续健康发展的重要动力。随着保险创新活动的广泛开展,尤其是国家保险创新综合试验区的设立,对保险创新的成效进行统计与评价具有重要性与迫切性。对保险创新进行综合评价是一项系统性和复杂性的工作,目前还未建立相应的统计与评价指标体系。本文以宁波国家保险创新综合试验区为视角,坚持科学性、可操作性和导向性原则,结合保险创新的界定和经济效应分析,借鉴“投入-产出-带动”维度设计了保险创新统计与评价指标体系,具有一定的创新突破价值。该套指标体系由“创新能力”、“创新产出”、“创新带动”三大部分构成,其中“创新能力”又由“市场体系”、“人才资源”、“经费投入”、“理论研究”四方面构成;“创新产出”由“产品创新”、“服务创新”、“业务增长”、“保障功能”、“财政绩效”五方面构成;“创新带动”由“引入保险资金”、“促进经济产业链延伸”、“项目推广复制”三方面构成。整个指标体系所有指标分为“核心指标”与“参考备用指标”两类,“核心指标”将全部用于“宁波保险创新发展指数”(该指数由“创新能力指数”、“创新产出指数”、“创新带动指数”加总得出)的测算,“参考备用指标”则对“核心指标”进行补充,从而多层次、多侧面、立体化反映保险创新成效。在测算“保险创新发展指数”时,对相关指标进行标准值选取与无量纲化处理,并采用层次分析法确定指标权重。

需要说明的是,保险创新统计与评价指标体系的构建还处于初级阶段,本文提出的指标体系主要适用于区域性保险市场创新情况的整体评价,指标体系及其评价方法是否科学合理还要经过较长时间的反复检验才能明确。同时,为提高评价的准确性和客观性,从源头保证统计数据的质量尤其重要。随着保险创新实践的不断深入和该套指标体系使用中问题的暴露,相应的统计与评价指标体系也需要与时俱进加以完善。

## 参考文献

- [1]吴定富. 大力推进保险创新做大做强保险业[J]. 管理世界, 2004(6):1-3.
- [2]丁孜山、丁蔚. 保险发展与创新[M]. 复旦大学出版社, 2006.

- [3]唐一军. 举全市之力写好保险创新这篇大文章 为建设保险强国作出宁波应有的贡献[J]. 宁波经济:三江论坛, 2017(1).
- [4]张瑞林, 李林. 熊彼得创新理论与企业家精神培育[J]. 中国工业评论, 2015(11):94-98.
- [5]朱从玖 等. 保险创新与社会治理建设——基于宁波保险创新综合示范区的探索与实践[J]. 中国金融, 2015(24):13-15.
- [6]孙蓉, 王超. 我国保险公司经营绩效综合评价[J]. 保险研究, 2013(1):49-57.
- [7]彭张林, 张爱萍, 王素凤, 等. 综合评价指标体系的设计原则与构建流程[J]. 科研管理, 2017(s1):209-215.

# 基于委托代理视角的职业年金治理结构研究

陈姍<sup>1</sup>

## 摘要：

公共养老金的支出飙升对老龄化社会下的政府产生巨大的挑战，各国陆续推出职业年金制度，引入雇主、雇员等主体分担养老金风险。我国继 2004 年开展企业年金试点及实践之后，2008 年首次提出在机关事业单位建立对应的职业年金制度。囿于监管政策迟滞、流程办法缺失、内在动力不足等原因，职业年金推行进度严重滞后。本文基于委托代理理论剖析职业年金治理结构存在的效率、参与约束、激励相容等方面的问题，提出通过提高信息效率、科学设置激励措施、加强监督体系等对策，推动职业年金的治理实现委托人利益最大化的目标。

**关键词：** 委托代理，职业年金，治理结构

公共养老金的支出飙升对老龄化社会下的政府产生巨大的挑战，各国陆续推出职业年金制度，引入雇主、雇员等主体分担养老金风险。根据《中国养老金精算报告 2018-2022》数据显示，2018 年全国超过 2 个缴费者来赡养一个退休者，而到 2022 年则不到 2 个缴费者需要赡养一个退休者，加之预期寿命的不断提高，“广覆盖”的基本养老保险制度面临缴费来源减少、支付压力上升的双重困局；以我国目前城镇企业职工基本养老保险为例，实际制度替代率约 45%，与国际上通常认为的 70%-80% 目标替代率（使得生活水平不下降）还有较大距离，这与退休职工对美好生活的愿望产生矛盾，迫切要求第二层次的职业年金能够在改革期迅速积累起来，达到目标替代率 30%-35% 的水平。

尽管我国已经明确企业年金、职业年金的制度框架，但覆盖面窄、发展规模小、替代率低、地区和行业发展不平衡仍未解决，未能达到专家确定的“兼顾公平与效率并具有公共政策导向的”目标定位。2017 年 10 月，习近平总书记在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告中指出“全面建成保障适度、可持续的多层次社会保障体系”，在公共养老金改革的窗口期，如未能实质性推动第二层次职业年金的发展，未来退休人员将面临退休收入差距较大甚至面临老年贫困的窘境。

<sup>1</sup>陈姍，福州大学经济与管理学院公共管理系讲师。

我国继 2004 年开展企业年金试点及实践之后，2008 年首次提出在机关事业单位建立对应的职业年金制度。2011 年，《国务院办公厅关于印发分类推进事业单位改革配套文件的通知》（国办发〔2011〕37 号）明确事业单位职业年金的试行办法；2015 年，《国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革的决定》（国发〔2015〕2 号）明确基本养老改革与职业年金建立同步；2016 年 10 月，人力资源与社会保障部财政部联合发布《职业年金基金管理暂行办法》（人社部发〔2016〕92 号）对职业年金的对管理职责、基金投资、收益分配及费用、计划管理及信息披露、监督检查等作出明确规定。

根据表 1 显示，以基本养老金为对照，企业年金与职业年金的制度框架更为相近，在缴费基数、个税安排等方面政策规定基本一致，在单位缴费、运作模式、参与角色、投资范围、管理费用等方面存在差异。从治理结构上看，企业年金制度的市场化程度要高于职业年金制度，最显著的差异是企业年金由理事会或专业受托机构承担受托人职责，而职业年金制度指定社会保险经办机构为代理人，代理人与受托人建立委托代理关系，但又在受托人管理的整体流程中担任账户管理职能。

表 1 基本养老金、企业年金、职业年金的制度框架

	基本养老金	企业年金	职业年金
缴费基数	个人工资在当地社平工资的（60%，300%）区间	个人实际工资	个人实际工资
缴费比例	单位 20%、个人 8%	浮动：单位上限 8.33%、单位与个人合计不超过 16.67%	固定：单位 8%、个人 4%
单位缴费	省级统筹	按照分配规则计入个人账户	财政全额拨款单位空账，非财政全额拨款单位实账
运作模式	社保经办机构管理	理事会受托模式或法人受托模式	法人受托模式
参与角色	社保经办机构	受托人、账管人、托管人、投资管理人	受托人、代理人（社保经办机构）、托管人、投资管理 人
计划管理	社保经办机构管理数据、财政统筹收支	按单位设立年金计划	按照省级进行统筹管理，各省可建立一个或多个计划；建立多个计划的，可统一收益率，也可不统一收益率
投资范围	银行存款、委托全国社保理事会管理	权益 $\leq$ 30%，固收 $\leq$ 135%，货币 $\geq$ 5%	除不能投资万能险和投连险等保险产品以外，其他投资范围与企业年金相同
管理费用	无	受托费、托管费、投管费从基金资产中提取，设置收费上限；账户管理费由委托人单独支付	不再收取账户管理费，其他费用与企业年金一致

个税安排	EEE	EET	EET
------	-----	-----	-----

我国的职业年金，起源于人社部门规范部分行业统筹养老金的要求，初期的政策对象是长期雇佣、稳定就业、效益优良的国有企业，在国资委下属国有企业的短暂井喷需求之后，企业部门的参与积极性持续低迷；2015年立法强制养老金并轨制改革后的机关事业单位参与职业年金制度，但部分单位缴费基数偏低。上述现象表明我国职业年金制度发展较为滞后，影响供求的深层次原因仍有待挖掘。

## 一、养老金体制中的各主体关系综述

养老金体制中的政府与市场关系对职业年金计划产生深远的影响（艾斯平·安德森,1999），尽管各国的养老金体系均体现出混合型的特点（Banks and Emmerson 2000; Ebbinghaus 2004），但从积累基金占GDP的比重、最低养老金安排、养老金的转移支付力度等方面可以区分出：英国是以市场力量为主的私营导向计划的代表，而法国是以政府力量的公共导向计划的代表（Christine Lagoutte et al., 2013）。职业年金计划的长期性以及期间政治、经济环境的不确定性，使得国家或市场的任何一方都无法保证养老金的安全性；公共财政的约束催生以市场为基础的解决方案，推动政府从养老金提供者转变成监管者，制定监管规则保护机构责任、规避负面影响以维护公众信任（Whiteside,2011）。

政府对市场的规范职能包括：建立强制集中登记制度以确保账户信息的安全性，规范管理机构不使用诱导政策获得不正当的收费及收益（Barr and Diamond, 2009）。各国政府陆续颁布投资、资产配置、偿还担保、风险控制等一系列监管政策以控制市场的外部效应。

缴费确定型（Defined Contribution，以下简称DC）计划中，交易成本、管理成本始终是政策监管的重点。在经济形势较好的年份，投资收益略高，尚能覆盖成本；但发生金融危机等经济形势不好的年份，成本就会侵蚀投资的本金；中小企业的年金规模较小，市场费用与管理成本显得更加昂贵，严重影响了用人单位及雇员的参与积极性。部分OECD国家采用“自动加入”的模式扩大年金的覆盖面，但仍未从根本上解决管理成本的问题。（Ebbinghaus and Whiteside, 2012）

管理模式、市场化程度是职业年金治理结构的关键。职业年金的管理模式主要分为理事会管理以及受托机构管理两种形式。美国公职人员的节俭储蓄计划（TSP）由联邦退休节俭投资理事会（Federal Retirement Thrift Investment Board, FRTIB）负责管理，FRTIB理事会是一个独立的政府机构，由五位总统任命的理事（其中1人为理事会主席）和一位执行理事组成，法律要求他们要完全谨慎地为参保人的利益服务（郑伟，2015）。国外职业年金中，法人受托模式比较常见；近年来，许多以前采用理事会模式的机构也陆续将养老金计划转为法人受托管理模式（杨帆，2007）。

我国学者针对职业年金管理模式的讨论尚不深入且存在明显分歧。基于实操运行、专业程度、风险管理等原因，一方支持职业年金治理结构逐步采用企业年金受托机构管理的信托模式（徐婷婷，2015；龙玉其，2015）；综合考虑

运作流程及运行效率等原因，一方则主张简化运作主体和流程，将企业年金的运行主体进一步简化，与职业年金一同交由社会保险经办机构办理；对于是否需要受托人，则完全可以交由企事业单位自主决定或选择（郑秉文，2017；韩克庆，2016）。

无论是采用理事会管理或是受托机构管理，采用市场化运作或是政府经办部门运作，职业年金制度治理的关键在于能够有效控制委托代理风险问题。

## 二、委托代理视角下的风险行为

机关事业单位和职工将年金基金资产委托给社会保险经办机构，构成第一层委托代理关系；社会保险经办机构作为代理人与受托人签订管理合同，构成第二层委托代理关系；受托人再分别与年金基金投资管理人、年金基金托管人订立合约，其中代理人负责账户管理服务，这构成了第三层委托代理关系。

三层委托代理关系中均存在非对称信息的交易，交易中有信息优势的一方被称为代理人，另一方称为委托人；知情者是代理人，不知情者是委托人；知情者的私人信息（行动或知识）影响不知情者的利益，或者说，不知情者不得不为知情者的行为承担风险（张维迎，2004）。

以委托合同的签订时间为界限，信息的非对称性将导致职业年金发生事前非对称性引发的逆向选择问题以及事后非对称性引发的道德风险问题。信息非对称从时间和内容两个角度划分的四种情况（详见表2）。逆向选择反映的是签约之前代理人对自身信息的隐瞒，影响委托人做出理智的选择；隐藏信息的道德风险模型反映的是签约之后代理人隐瞒与委托人密切相关的信息，对委托人利益造成损害；隐藏行动的道德风险模型反映的是签约之后代理人没有做出对委托人最有利的行动，对委托人利益造成损害。

表 2 信息非对称的分类

	隐藏行动	隐藏信息
签约之前		逆向选择
签约之后	隐藏行动的道德风险模型	隐藏信息的道德风险模型

从职业年金制度的三层委托代理关系出发，以信息非对称模型归类的风险行为包括三大类九大项（详见表3）。有效的治理应该保护机关事业单位和职工作为委托人的受益权和知情权，确保第一层委托代理关系能够有效应对操作风险与投资风险，合理规避三层委托代理关系中潜在的逆向选择、隐藏信息、隐藏行动的风险行为。

表 3 模型化的风险行为

模型	委托人	代理人	风险行为
逆向选择	单位及职工	社会保险经办机构	缺乏竞争约束的不作为
	社会保险经办机构	受托人	价格逐底 隐瞒服务质量
	受托人	其他管理人	
隐藏信息的道德风险模	单位及职工	社会保险经办	项目风险/投资决

型		机构	策 支付能力
	社会保险经办机构	受托人	隐瞒风险信息
	受托人	其他管理人	
隐藏行动的道德风险模型	单位及职工	社会保险经办机构	工作不努力
	社会保险经办机构	受托人	
	受托人	其他管理人	

### 三、职业年金治理结构的机制设计问题

纵观年金运营的经验，在信息非对称、自由选择的决策条件下，年金治理结构实质上是变化中的机制设计问题，最终的均衡状态是治理目标与委托人利益的一致。

与经济机制设计相类似，年金治理的机制设计也涉及信息效率和激励相容两个问题。信息效率是关于年金实现正常运作目标所需要的信息量多少的问题，换言之是机制运行的成本问题，它要求所设计的机制只需要较少的代理人提供的信息和较低的信息成本，信息空间的维数越小越好。激励相容是指在给定机制下，如实报告代理人的完美信息（或代理人实施完美代理行为）是参与者的占优策略，在这种情况下，每个代理人都按照自利原则制定个体目标，机制实施的客观效果能达到年金治理的目标。

#### （一）信息效率问题

在机关事业单位和职工将年金基金资产委托给社会保险经办机构所构成第一层委托代理关系中，社保经办机构作为代理人的治理结构是学界争论的焦点，赞成的一方认为减少管理机构有助于降低信息维度、提高信息效率。年金业务链条长、交互参与方多，绝大部分的业务由不同管理人的系统各自完成，系统之间的信息交互频繁，信息接口不统一，很难进行跟踪监测。根据《年金基金管理办法》规定的职责，建账、缴费、投资、收益分配、待遇支付、变更等业务环节均涉及信息交互，其中缴费、投资、待遇支付涉及计划资产（资金）变动，信息准确性要求格外高。（详见图1）



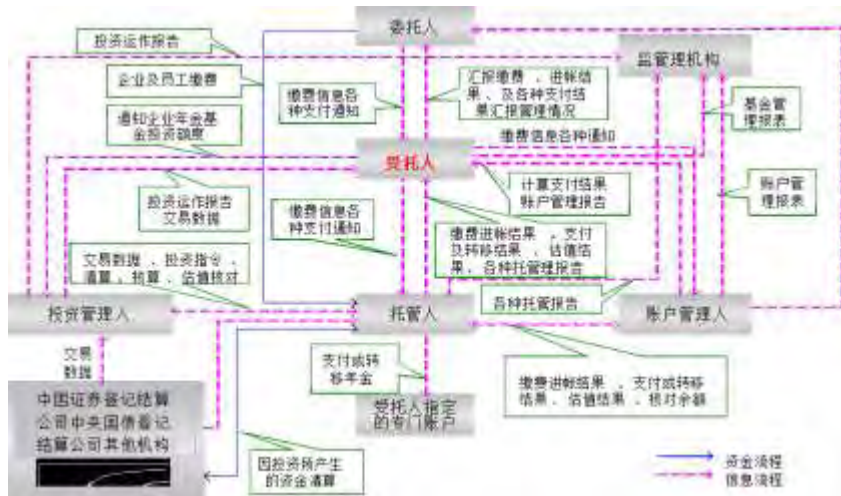


图 1 年金管理机构间的信息交互与资金往来

均衡形式的信息交换空间由三个要素构成：①记为  $M$  的信息空间；②记为  $\mu$ ；③记为  $h: M \rightarrow Z$  的结果函数。令  $\pi=(M, \mu, h)$ 。在社保经办机构兼任受托人、账管人的职责时，信息空间  $M$  是（有限维的）欧氏空间。信息是职业年金在缴费、投资、收益分配、支付、变更过程中所产生的数据，这些数据一般以惯用格式（接口）方式记录，不同形式的报告构成了一个空间。

群均衡信息对应  $\mu$ ，对应属于信息及的每个环境  $\theta$  及成为所有人的均衡或稳态信息的信息集  $\mu(\theta)$ 。若将环境  $\theta$  和信息集  $\mu(\theta)$  理解为每个代理人都可以接受的信息，运行与环境  $\theta$  的机制  $\pi=(M, \mu, h)$  导致属于  $Z$  的结果  $h(\mu(\theta))$ ；若对于属于已知空间  $\Theta$  的全部环境，机制  $\pi$  都能得到委托人对相应环境的满意结果，那么  $h(\mu(\theta))=F(\theta)$ ，也就是说  $\pi$  实现了定义于  $\Theta$  的  $F$ 。从这一角度考虑，社保经办机构作为代理人，又在第三层委托代理关系中兼任账管人，不符合信息效率的含义，管理人为缩减，那么信息欧氏空间不能降低到较小维度，减少了管理人之间仍然需要多方传递和处理信息，信息成本高企。

与此同时，信息处理的成本涵盖沟通或复杂性等问题，沟通成本是代理人必须处理的信息量的增函数。通过修正瓦尔拉斯目标函数  $F: \Theta \times \Theta^2 \rightarrow Z$ ，Hurwicz（1986）将对应任意正整数  $p$  的内积函数定义为

$$F(a, b) = \sum_{r=1}^p a_r b_r$$

实现上述内积目标函数而使用的信息空间维度不低于参数传递过程涉及的信息空间的维度  $p+1$ 。信息量的考虑形成了机制的一种信息有效概念的信息空间维度，简称  $m$ -有效性（ $m$ -efficiency）。

与基本养老保险的对比发现，社保经办部门能够胜任缴费收集、信息记录、待遇发放等职能，但是，职业年金的管理区分财政全额拨款单位与非财政全额拨款的差异，财政全额拨款单位实施空账运行，与基本养老金类似；而非财政全额拨款单位实施封闭账户的资金运作管理，缴费必须归集后投资，投资的损

益需要实时更新，分期的待遇支付涉及资金赎回、划拨、发放等环节，操作复杂程度与信息量大大高于基本养老金。无论参数传递过程是否比直接显示更加有效，但参数传递过程都可能增加计算成本，原因在于第三层委托代理关系中，托管人、投管人的信息传递使得社保经办机构的面临更复杂的计算任务。

当其他情况不变时，由于信息处理成本是代理人必须处理的信息量的增函数，最好能减轻信息处理的成本。减少信息量与降低计算复杂性之间的取舍是否有益，取决于信息处理的技术及其价格。

在信息效率的问题上，既要考虑缩减管理人以降低信息维度空间，但更加切实降低信息处理成本的举措在于实施标准化的数据规范、建立信息互联的传输机制、降低计算复杂性。特别是职业年金规定中涉及的以省为单位可以建立多个年金计划的情况，社保经办部门可以自由决定统一收益率或不统一收益率，如何解决多个计划收益加权计算并分配到各个计划中的受益人账户，信息计算规则复杂，数据来源多元，复核工作更是无处下手。

## (二) 参与约束问题

依据霍姆斯特姆和米尔格罗姆 (Holmstrom and Milgrom, 1987) 模型的简化，假定  $\alpha$  是一个一维努力变量，职业年金的产出函数取如下现行形式： $\pi = \alpha + \theta$ ，其中  $\theta$  是均值为零、方差等于  $\sigma^2$  的正态分布随机变量，代表外生的不确定性因素。因此， $E\pi = E(\alpha + \theta) = \alpha$ ， $\text{var}(\pi) = \sigma^2$ ，即代理人的努力水平决定产出的均值，但不影响产出的方差。

假定委托人是风险中性的，代理人是风险规避的。考虑现行合同： $s(\pi) = \alpha + \beta\pi$ ，其中  $\alpha$  是代理人的固定收入（与  $\pi$  无关）， $\beta$  是代理人分享的产出份额，即产出  $\pi$  每增加一个单位，代理人的报酬增加  $\beta$  单位。 $\beta = 0$  意味着代理人不承担任何风险， $\beta = 1$  意味着代理人承认全部风险。因为委托人是风险中性的，给定  $s(\pi) = \alpha + \beta\pi$ ，委托人的期望效用等于期望收入：

$$E v(\pi - s(\pi)) = E(\pi - \alpha - \beta\pi) = -\alpha + E(1 - \beta)\pi = -\alpha + (1 - \beta)\alpha \quad (1)$$

假定代理人的效用函数具有不变绝对风险规避特征，即  $u = -e^{-\rho w}$ ，其中  $\rho$  是绝对风险规避度量， $w$  是实际货币收入。假设代理人努力的成本  $c(\alpha)$  可以等价于货币成本；进一步，为简化起见，假定  $c(\alpha) = b\alpha^2 / 2$ ，这里  $b > 0$  代表成本系数； $b$  越大，同样的努力  $\alpha$  带来的负效用越大。那么，代理人的实际收入为：

$$w = s(\pi) - c(\alpha) = \alpha + \beta(\alpha + \theta) - \frac{b}{2}\alpha^2 \quad (2)$$

确定性等价 (certainty equivalence) 收入为：

$$E w - \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 = \alpha + \beta\alpha = \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 - \frac{b}{2}\alpha^2 \quad (3)$$

其中， $E w$  是代理人的期望收入， $\rho\beta^2\sigma^2 / 2$  是代理人的风险成本；当  $\beta = 0$  时，风险成本为零。代理人最大化期望效用函数  $E u = -E e^{-\rho w}$  等价于最大化上述确定性等价收入。

令  $\bar{w}$  为代理人的保留收入水平。那么，如果确定型等价收入小于  $\bar{w}$ ，代理人将不接受合同。因此，代理人的参与约束可以表述如下：

$$\alpha + \beta\alpha - \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 - \frac{b}{2}\alpha^2 \geq \varpi \quad (4)$$

实际情况中，政策尚未明确社保经办部门履行账户管理职能的费用，这将导致社保经办部门的产出  $\pi$  与收入  $\omega$  无关，将会出现产出  $\pi$  不足的供给短缺或者实际运行成本高于市场机构收费水平。表面看年金基金的支出减少，而实质上年金基金运作中出现了资源浪费。

从企业年金制度对运行经验可以看出，初始阶段政策只规定受托人、托管人、投管人的费率上限，市场上充斥价格竞争，逐底价格导致劣质服务驱赶了优质服务，对委托人不利；但监管层只关注价格是否触碰法律规定的上限，对于逆向选择没有改善作用。2011年，管理机构联合发布了《企业年金基金管理机构基本服务和收费标准行业自律公约》，针对各个年金项目明确了代理人的保留收入  $\varpi$ ，此后项目中所有竞争者均以最低价格  $\varpi$  报价竞标，单一价格使得代理人分享的产出份额  $\beta$  对收入没有影响，增强了竞标者隐瞒服务质量的动机。

综上分析，不合理的价格区间设置，表面上有利于建立年金的雇佣单位，可以降低管理成本的支出；但不能解决信息不对称条件下管理机构隐瞒信息、不完美代理等道德风险问题，不利于扩大年金制度的覆盖面。

### (三) 激励相容问题

职业年金治理的成功在于设计一个激励合同以诱使代理人从自身利益出发选择对委托人最有利的行动，可以通过观测代理人完成任务的情况决定其报酬。但实际情况中，职业年金在运行环节的大部分常规工作无法观测结果。那么，假定委托人不能观测到代理人的努力水平  $\alpha$ ，给定  $(\alpha, \beta)$ ，代理人的激励相容约束意味着  $\alpha = \beta/b$ ，委托人的问题是选择  $(\alpha, \beta)$  解下列最优化问题：

$$\begin{aligned} & \max_{\alpha, \beta} -\alpha + (1 - \beta)\alpha \\ & s.t. (IR)\alpha + \beta\alpha - \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 - \frac{b}{2}\alpha^2 \geq \varpi \\ & (IC)\alpha = \frac{\beta}{b} \end{aligned} \quad (5)$$

将参与约束  $IR$  和激励相容约束  $IC$  带入目标函数，上述最优化问题可以重新表述如下：

$$\max_{\beta} \frac{\beta}{b} - \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 - \frac{b}{2}\left(\frac{\beta}{b}\right)^2 - \varpi \quad (6)$$

一阶条件为：

$$\frac{1}{b} - \rho\beta\sigma^2 - \frac{\beta}{b} = 0$$

即

$$\beta = \frac{1}{1 + b\rho\sigma^2} > 0 \quad (7)$$

$\beta$  是  $\rho$ 、 $\sigma^2$  和  $b$  的递减函数。 $\partial\beta/\partial\rho < 0$  和  $\partial\beta/\partial\sigma^2 < 0$  意味着最优激励合同要在激励和保险之间求得平衡。当委托人不能观测代理人的努力水平时，存在两类信息不对称情形下特有的代理成本。一类是上面提到的由帕累托最优风险分担无法达到而出现的风险成本（risk cost），另一类是由较低的努力水平导致的期望产出的净损失减去努力成本的节约，简称为激励成本（incentive cost）。

当委托人不能观测代理人的努力水平时，代理人承担的风险为

$\beta = 1/(1+b\rho\sigma^2)$ ，风险成本为：

$$\Delta RC = \frac{1}{2}\beta^2\rho\sigma^2 = \frac{\rho\sigma^2}{2(1+b\rho\sigma^2)} > 0 \quad (8)$$

激励成本为：

$$\Delta E\pi - \Delta C = \frac{b(\rho\sigma^2)^2}{2(1+b\rho\sigma^2)^2} > 0 \quad (9)$$

总代理成本为：

$$AC = \Delta RC + (\Delta E\pi - \Delta C) = \frac{\rho\sigma^2}{2(1+b\rho\sigma^2)} > 0 \quad (10)$$

根据霍姆斯特姆（Holmstrom, 1982）的团队理论，社保经办机构、受托人、托管人、投管人组成一组代理人，他们独立地选择努力水平，但创造一个共同的产出，每个人代理人对产出的边际贡献依赖于其他代理人的努力，不可独立观测。特别是社保经办机构、托管人的努力水平  $\alpha$  不易观测且与收入无关，极大地削弱了代理人的努力动机，促使代理人减少努力以节约成本，使得职业年金的总代理成本大大提升，浪费了资源。

霍姆斯特姆认为，通过监督代理人，委托人可以收集更多的信息，对代理人的奖惩不再仅基于团队产出作出，这样，一方面减少了团队惩罚（和激励）的必要（从而放松了财富约束），另一方面又降低了代理人承担的风险（如使用相对业绩比较）。以职业年金中投管人的表现为突破口，投资业绩  $z$  可以作为可观测变量纳入最优激励合同中，假设  $z$  与努力水平  $\alpha$  无关， $\beta$  代表激励强度， $\gamma$  表示投管人的收入与  $z$  的关系，委托人的问题是选择最优的  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\gamma$ 。在这个合同下，首先类比式（3）确定投管人的确定性等价收入，通过对期望收入进行参与约束和激励相容约束条件的代入，最优化的两个一阶条件解得：

$$\beta = \frac{1}{1+b\rho(\sigma^2 - \text{cov}^2(\pi, z)/\sigma^2)} \quad (11)$$

$$\gamma = -\frac{\text{cov}(\pi, z)}{\sigma_z^2}$$

当  $\text{cov}(\pi, z) \neq 0$  时，通过将  $z$  写进合同，可以提高投管人分享的剩余份额：

$$\beta = \frac{1}{1+b\rho(\sigma^2 - \text{cov}^2(\pi, z)/\sigma^2)} > \frac{1}{1+b\rho\sigma^2} \quad (12)$$

据此推论，投管人合同中的超额业绩激励将大大提升分享的剩余份额，为避免投管人只是遇到好的投资年份而非作出了高水平的努力，投资合同应该考虑相对业绩基准的设计；投资业绩随年份容易出现波动，为避免考核期内只奖不罚，应酌情考虑考核期限与合同期限的合理适配。

#### 四、对策建议

新制度派在国家 and 市场等主体中拥护福利多元主义，积极支持国家供给福利向由地区、市场等多元化主体供给福利转化（詹姆斯·米奇利，2003）。曾在20世纪90年代与“人类的安全保障”论一起被热议的“治理”（governance）—主张由市民社会的各种主体联合，而非由政府单一统治的概念—得到了发展，俞可平的《治理与善治》强调“治理是一个公共管理活动和公共管理过程”，它的最终目的是要达到“善治”；目前国内的公共治理在研究范式上强调多元主义的合法性保障、制度保障治理的秩序、打破二元划分，以善治为结果（余军华，2013）。

年金计划的长期性与复杂性，使得政府或市场单独一方均无法单独承担供给责任，根据国际经验总结，政府的角色定位是年金监管者，市场的角色是年金提供者。有效运作的资本市场和金融机构能够有效保证职业年金的多样化投资以及风险控制；并且，只有在金融部门的严格监管与宏观市场环境保持稳定的前提下，职业年金才有可能获得长期投资回报。

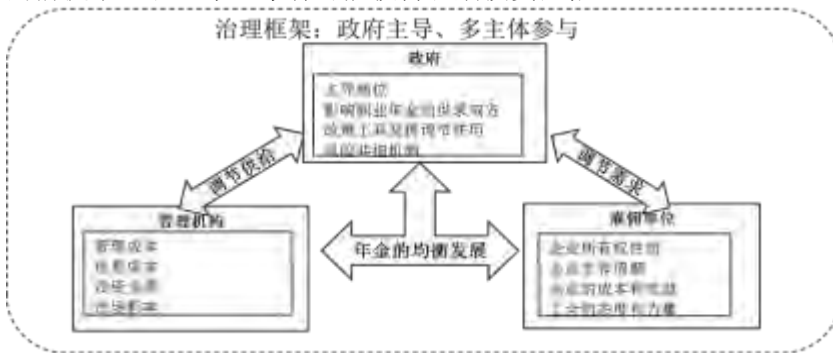


图2 职业年金制度的治理框架

根据赫维茨的理论，机制设计的一般过程是首先要有一套规则的候选集合；然后观测博弈方的参与合作情况以确定博弈的均衡。如果结果不令人满意，则更换规则重新尝试；如果上述过程给出了一套具有令人满意的均衡的规则，建议采纳此规则。

职业年金的治理结构应充分借鉴企业年金运行的经验与教训，扬长避短，才能保证治理目标符合委托人利益最大化的目标。

一是提升信息效率。首先，合理评估社保经办机构担任账管人的运营成本，包括但不限于系统搭建、团队建设、信息维护、备份安全等因素；第二，借鉴《企业年金基金管理运作流程》和《企业年金基金账户管理信息系统规范》等

文件尽快出台明确职业年金的运行规范；第三，吸取企业年金数据传输不规范、计算规则不统一的教训，在运行伊始以政府主导的方式进行信息标准的统一，切实降低信息处理的成本。

二是科学设置激励政策。首先，改革费率限制政策，避免出现政策单一限制费率上限的情况，合理设置费率区间；第二，改革单一费率制，合理激励代理人提高产出水平的动机，降低代理成本；第三，科学设计投管人的超额业绩激励，通过合理设置考核区间，加强投管人提升投资业绩的积极性，杜绝只奖不罚的管理漏洞。

三是加强监督体系。首先，明确社保经办部门或受托人的职责范围，避免第二层、第三层委托代理关系中二者的定位混乱引发责任推诿；第二，加强事前、事中的监督管理，监督手段应加强自动化，减少人工干预；第三，针对以省为单位建立多个年金计划并统一收费率的情况，应明确审计监督的主体，规避社保经办部门出现隐瞒信息的道德风险行为。

综上所述，借鉴美国 TSP 计划的管理经验，社保经办部门更适宜承担理事会、咨询委员会的职责，谨慎为参保人服务；是否兼任账户管理职能需要经过更为审慎地推敲及确定。只有从机制设计方面推动代理人实施完美的代理行为，才能确保职业年金的治理符合委托人利益最大化的目标要求。

## 参考文献

- [1]Noel Whiteside(2014) Privatization and after: time, complexity and governance in the world of funded pensions[J]. Transfer 20(1) :69–81.
- [2]Barr N and Diamond P (2009) Reforming pensions: Principles, analytical errors and policy directions. International Social Security Review 62(2): 5–29.
- [3]Whiteside N (2011) Creating public value: the case of pensions. In: Benington J and Moore ME (eds) Public Value. Basingstoke and New York: Macmillan Palgrave, pp.74–85.
- [4]Ebbinghaus B and Whiteside N (2012) Shifting responsibilities in Western European pension systems: What future for social models? Global Social Policy 12(3): 266–283.
- [5]Casey B and Whiteside N (2011) One sex does not fit all. Parliamentary Brief (Oct), pp.12–13.
- [6]Tobias Wiß( 2015) From welfare states to welfare sectors: Explaining sectoral differences in occupational pensions with economic and political power of employees [J]. Journal of European Social Policy ,Vol. 25(5): 489–504
- [7]Thom Reilly(2013) Comparing Public-Versus- Private Sector Pay and Benefits: Examining Lifetime Compensation[J]. Public Personnel Management , Vol.42(4):521-544.
- [8]OECD (2016) Pensions Outlook 2016, [http://dx.doi.org/10.1787/pens\\_outlook-2016-en](http://dx.doi.org/10.1787/pens_outlook-2016-en).
- [9]OECD (2017) Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 Indicators, OECD Publishing, Paris. [http://dx.doi.org/10.1787/pension\\_glance-2017-en](http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2017-en)
- [10]Kathrin Dumann(2008) What Determines Supply And Demand For Occupational Pensions In Germany[J]. PEF, 7 (2): 131–156.
- [11]David McCarthy. The Rationale for Occupational Pensions[J]. Oxford Review of Economic Policy 2006,vol.22(1) 57-65

- [12]Csaba Burger. Adoption patterns of occupational pensions in Germany [J]. Environment and Planning A 2011, vol.43, 2666 – 2687
- [13]Csaba Burger. Geography of Savings in the German Occupational Pension System[J]. Regional Studies 2014, Vol.48(7), 1176–1193
- [14]Birgitta Rabe. Occupational Pensions, Wages, and Job Mobility in Germany [J]. Scottish Journal of Political Economy 2007, Vol.54(4), 531-552
- [15]Csaba Burger, Gordon L. Clark. The German model of risk distribution in supplementary occupational pensions. The Journal of Risk 2011, Vol.13(3),93-122
- [16]Owen Braentigam. The Regulation Game: Strategic Uses of the Administrative Process [M].Cambridge, Mass.Ballinger, 1978:98-106.
- [17]B.rsch-Supan, Axel (2000) Incentive effects of social security on labor force participation, Journal of Public Economics, 78(1-2), October 2000, 25-49.
- [18]Morten I. Lau and Panu Poutvaara (2001) Social Security Rules, Labor Supply and Human Capital Formation: CEBR Discussion Paper, Centre for Economic and Business Research, Copenhagen.
- [19]Edward Whitehouse. Pensions During the Crisis: Impact on Retirement Income Systems and Policy Responses, The Geneva Papers, 2009, 34, (536–547), 2009 The International Association for the Study of Insurance Economics , [www.palgrave-journals.com/gpp/](http://www.palgrave-journals.com/gpp/)
- [20]Sylvester J. Schieber. The Employee Retirement Income Security Act Motivations, Provisions and Implications for Retirement Security [M]. ERISA after 25 years: A Framework for Evaluating Pension Reform, Washington: The Brookings Institution, 2002.
- [21]Mitchell O S, Andrews E S. Scale economies in private multi-employer pension systems [J].Indus. & Lab.Rel.Rev, 1980, 34: 522.
- [22]George J. Sitgler. The theory of economic regulation[J].The Bell Journal of Economics and Management Science,1971,2(1):3-9.
- [23]Davis E P. Debt, financial fragility, and systemic risk [J].OUP Catalogue, 1995.
- [24]Arthur W B. Complexity in economic and financial markets: Behind the physical institutions and technologies of the marketplace lie the beliefs and expectations of real human beings[J]. Complexity,1995,1(1):20-25.
- [25]Spiering R.Reflection on the regulation of financial intermediaries[J].Kyklos,1990,43:91-109
- [26]世界银行.防止老龄危机——保护老年人及促进增长的政策[M],北京: 中国财政经济出版社, 1996.
- [27][丹麦]艾斯平·安德森.转变中的福利国家[M].重庆: 重庆出版社, 2003
- [28]韩克庆.养老保险中的市场力量: 中国企业年金的发展[J].中国人民大学学报,2016(1).
- [29]郭瑜.企业年金参与的影响因素分析——基于雇主—雇员匹配数据的实证研究[J].中国人民大学学报,2016(1).
- [30]龙玉其.国外职业年金制度比较与启示[J].中国行政管理,2015(9).
- [31]郭磊等.所有制影响企业年金参保的实证研究[J].管理评论,2017(4).
- [32]郑秉文.中国职业年金改革与实践(四篇)[J].开发研究,2017(8).
- [33]王亚柯, 吕惠娟.从争论到认同: 养老金改革的国际实践及启示[J].新视野,2013(5).
- [34]徐婷婷.机关事业单位职业年金治理结构探析[J].中共福建省委党校学

报,2016(4).

[35]张维迎.博弈论与信息经济学[M].上海:格致出版社,2004,256-265.

[36]郑伟.美国 TSP 计划及其对中国机关事业单位职业年金制度的借鉴启示[J].  
经济社会体制比较,2015(1).



# 保险公司经营指数测算研究——基于面板数据的层次因子分析

郭钟亮、王绪瑾<sup>1</sup>

## 摘要：

在“保险姓保”的趋势引领之下，保险公司经营理念逐步从“重保费收入”向“重服务质量”转变。通过一个可量化指标去测算保险公司的综合经营能力，不仅便于保监会的考核与监督，也利于保险消费者的认可与肯定。本文通过以十家样本保险公司的面板数据为基础，基于层次因子分析，探索出全新的保险公司投资指数的测算方法，以期为保险业的投资情况作出差异化的量化分析。希望本文的研究成果可以针对性地服务于保险业的发展战略和完善监管业的政策调整，促进现代保险服务业的良性发展。

**关键词：**经营指数，面板数据，层次因子

## 一、引言

自 2014 年“新国十条”发布以来，保险业迎来了一系列的政策利好，保费规模屡创新高，2015 年升至全球第三位，保险业的黄金发展期到来。这一阶段，保险公司数目逐步增多，组织形态多元化，市场竞争也越来越激烈，针对保险公司经营能力的衡量和评估成为了研究保险市场发展运作的关键。而通过披露的保费收入或保险金赔付等单方面数据，无法合理判断保险公司的经营能力。保险公司的经营能力需要综合考虑保险资金的来源渠道、保险公司的偿付能力等因素。

为了研究保险公司的综合经营能力，笔者在此引入指数构建的研究方法。从国内研究的现状看，目前保险领域中学者对指数的运用多体现在资信评级、信用评级、服务质量等方面。如宋力（2008）从财务指标角度出发，运用系统聚类分析等多元统计方法对财产保险公司进行了评级，并提出了相应的提高财险公司信用评级的改善建议。黄椿（2009）通过建立具有递阶层次结构的保险公司理赔服务质量指标体系，利用层次分析法探索了保险公司理赔服务质量评级的指标体系，分别给出了单指标评价、子目标综合评价和总体综合评价的评

---

<sup>1</sup> 郭钟亮，北京工商大学经济学院风险管理与保险学系硕士研究生。王绪瑾，北京工商大学经济学院风险管理与保险学系教授王绪瑾（博导）。

价方法。谭中明（2012）从定性和定量两方面构建了一套保险公司资信评级指标体系，并运用资信评级法对 20 家样本公司的资信进行评分，就如何健全我国保险公司的资信评级制度提出了对策建议。然而，笔者认为学者的研究中尚存在有待改进的地方。第一，学者的研究偏重于保险公司的某一方面，而从整个公司运营视角的研究思路和文章偏少，运用于保险实务显得以偏概全；第二，考虑保险公司的服务质量、信用评级时的解释变量选取是否合适仍有待商榷。

基于前人的理论研究，笔者在本文中创新地将保险公司的偿付能力、资本结构和盈利能力结合为一体，克服了研究覆盖面不足的缺陷；并构建了两级经营指标评价体系，使用保险公司公开信息披露的财务数据，对我国保险公司整体的经营指数进行测算研究，希望可以对我国保险公司经营能力的衡量评估提供借鉴。

## 二、保险经营指数设计的背景

### （一）经济形势：低利率下的资产荒

伴随着全球金融形势的动荡与中国经济结构改革力度的加强，中国已经进入了经济增长速度下行的低利率时代，经济增长保持新常态发展。2015 年中国人民银行五次降低贷款和存款基准利率，五次降低存款准备金率，试图通过降低利率水平扩大内需，促进消费，增大社会的潜在需求。作为低利率经济化的市场结果，以投资业务为主的资产管理机构出现了资产荒的投资困境。而保险公司作为最大的机构投资者，保险资金的合理有效使用是保险公司盈利的关键保证，着实有必要通过投资收益去弥补承保方面的亏损，最大限度避免利差损对公司偿付能力的影响。因此，反映公司经营状况的经营指数的设计显得至关重要。

### （二）监管制度：无差异监管

2016 年是保险监管趋向严厉的开始，2017 年严监管成为了保险行业乃至整个金融行业的主题。以保险公司的投资监管为例，保监会从万能险的预定收益率出发，对保险投资领域尤其是股票等权益类投资方面频出政策，加强监管的力度与深度。监管政策一出，保险公司方面触动很大。监管方面缺乏足够具体定量的理由，直接给予政策的执行，如此无差异化的监管是否合理，是否对所有保险公司均适用，有待商榷。我国保险市场的利润集中度很高，中小型保险公司经营比较困难，对中小型保险公司的差别化监管不仅可以将保险业务向剩余市场和创新型方向引导，而且有利于合理防范保险行业的经营风险。因此，保险公司经营指数不仅是保险公司经营效益的具体体现，而且是保监会预警监管及差异化监管的基础和依据。

## 三、保险经营指数体系的设计及实证分析

### （一）设计思路

首先，考虑指标数据的可获得性，增强可操作性。鉴于我国当前保险公司的信息披露制度是基于《保险公司信息披露管理办法》（保监会令〔2010〕第 7 号），寿险公司的相关指标可以依据公司官网披露的财务报告获得。因此，从数据信息处理成本角度来看，笔者选取十家保险公司 2011-2015 年的数据作为基础数据，具体的公司如下：中国人寿、中国平安、太平洋人寿、新华人寿、

泰康人寿、安邦人寿、华泰人寿、工银安盛人寿、信诚人寿、中英人寿<sup>1</sup>。

其次，保险经营指标体系的构建需要具备一定的代表性，既不能过于复杂，无谓地增加模型运行的成本，也不能过于简单，无法综合反映寿险公司的实际经营状况。

此外，保险经营指数的设计应基于全面风险管理的理念，以偿付能力监管为核心，以资本结构为基础，以盈利能力为结果，不仅符合我国偿二代监管体系的基本国情，而且有利于增强保险公司的治理水平和经营管理能力。

### （二）二级指标体系结构设计

按照上述思路，笔者构建了如表 1 所示的两级经营指标体系结构表。包括偿付能力、资本结构和盈利能力共同组成的一级指标和相对应的 9 个二级指标。

表 1 两级经营指标体系结构图

一级指标	偿付能力（核心）	资本结构	盈利能力
二级指标	偿付能力充足率	资本对股东的权益比率（所有者权益/资产总额）	ROE（净利润/净资产）
	资产负债率（负债总额/资产总额）	固定资产对股东的权益比率（所有者权益/固定资产）	收入净利率（净利润/营业收入）
	准备金比率（准备金 <sup>2</sup> /保费收入）		总资产净利率（净利润/总资产） 资产报酬率（息税前利润/平均资产总额；息税前利润=净利润+利息费用+所得税）

### （三）样本选择

利用 SPSS22.0 统计软件的因子分析功能，对 9 个指标数据进行描述统计量分析，包括平均值、标准偏差和分析数，结果如表 2 所示。所有数据均来源于上市保险公司所披露的年报及相关财务报表。

表 2 2011-2015 年间 10 家保险公司指标样本数据描述统计量

指标	指标代号	均值	标准差	分析 N
资产负债率	V1	0.861970	0.143934	50
固定资产对股东的权益比率	V2	302.003852	1156.181653	50
资本对股东的权益比率	V3	0.137744	0.143946	50
准备金比率	V4	2.583397	1.644443	50
总资产净利率	V5	0.008190	0.013549	50

<sup>1</sup> 为保证数据的口径统一，上述若是保险集团，使用的均是其寿险公司（子公司）的相关数据，保证实证结果的可比性。

<sup>2</sup> 准备金=未决赔款准备金+未到期责任准备金+寿险责任准备金+长期健康保险准备金

净资产收益率	V6	0.088333	0.100117	50
收入净利率	V7	0.035382	0.050620	50
偿付能力充足率	V8	17.879652	103.360072	50
资产报酬率	V9	0.009840	0.023685	50

#### (四) 层次因子分析

因子分析是统计学中处理指标较多和指标间存在重复信息的一种方法，用较少的相互独立的因子变量代替原有变量的绝大部分信息，不仅为了找出公共因子，更主要的是为了解释各因子的意义。在完成层次因子分析之前，需要明确上述指标的量纲已完成标准化，消除了量纲带来的不合理影响。

表 3 是 KMO 检验和球形 Bartlett 检验表。KMO 检验用于研究变量之间的偏相关性，计算偏相关时由于控制了其他因素的影响，所以会比简单相关系数来得小。表 3 中 KMO 统计量为 0.687，可以接受；Bartlett 检验的显著性为 0.000，小于 0.01，由此可知各变量间显著相关，即否定相关矩阵为单位阵的零假设。

表 3 KMO 和 Bartlett 的检验

KMO 取样适切性量数		0.687
Bartlett 的球形度检验	上次读取的卡方	873.096
	自由度	36
	显著性	0.000

表 4 是特征根和方差贡献率表，给出了每个公共因子所解释的方差及累计和。由表可以看出，只有前 3 个公共因子的特征值大于 1，解释的累计方差达 86.385%，而后面的公共因子对解释原有变量的贡献越来越小，因此提取三个公共因子是合适的。

表 4 特征根和方差贡献率

成份	提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差的 %	累积 %	合计	方差的 %	累积 %
1	3.780	42.003	42.003	3.752	41.684	41.684
2	2.985	33.166	75.169	2.974	33.039	74.723
3	1.009	11.216	86.385	1.050	11.661	86.385

因子分析要求提取的公因子有实际含义，为使因子载荷矩阵中系数更加显著，可以对初始因子载荷矩阵进行旋转，使相关系数向 0~1 分化，从而更加便于解释。进行方差最大旋转，旋转后的因子载荷矩阵如表 5 所示。第 1 公因子在 V5、V6、V7、V9 四个指标上有较大的载荷，反映了上市保险集团的盈利能力，命名为盈利能力因子；第 2 公因子在 V2、V3 有较大的载荷，反映了资本机构，命名为资本结构因子；第 3 公因子在 V4、V8 上有较大的载荷，命名为偿付能力因子。

表 5 旋转因子载荷矩阵

指标	成份 1	成份 2	成份 3
总资产净利率 V5	0.990	0.013	0.048
资产报酬率 V9	0.983	0.027	0.005
收入净利率 V7	0.908	-0.111	-0.043
净资产收益率 V6	0.763	-0.326	-0.355
固定资产对股东的权益比率 V2	0.628	0.368	0.081
资本对股东的权益比率 V3	0.006	0.987	-0.042
资产负债率 V1	-0.007	-0.987	0.040
偿付能力充足率 V8	-0.055	-0.129	0.862
准备金比率 V4	-0.022	-0.169	0.945

为了对 10 家样本保险公司进行综合评价, 采用回归方法求出因子得分函数, 如表 6 所示。按照各因子对应的方差贡献率为权重计算的综合统计量 F 的结果为:

$$F=0.4825F_1+0.3825F_2+0.135F_3$$

表 6 因子得分系数矩阵

指标	成份 1	成份 2	成份 3
资产负债率	-0.013	-0.334	-0.029
固定资产对股东的权益比率	0.180	0.140	0.141
资本对股东的权益比率	0.013	0.334	0.027
准备金比率	0.048	0.006	0.912
总资产净利率	0.271	0.022	0.107
ROE	0.181	-0.125	-0.324
收入净利率	0.242	-0.028	0.004
偿付能力充足率	-0.010	0.285	-0.071
资产报酬率	0.266	0.023	0.065

表 7 是依据综合评价函数, 计算所得 10 家样本保险公司 2011-2015 年经营指数综合得分。

表 7 10 家样本保险公司经营指数综合得分

公司	年份	F1	F2	F3	F 统计量
太平洋人寿	2011	-0.0617	-0.4045	0.4219	-0.1276
	2012	-0.2494	-0.3424	0.8623	-0.1349
	2013	0.2708	-0.4507	0.9516	0.0867
	2014	0.4767	-0.3528	1.1996	0.2570

	2015	0.5255	-0.3522	1.2075	0.2819
	2011	0.7471	-0.7582	-1.7797	-0.1698
	2012	0.0335	-0.5952	-1.4515	-0.4075
平安人寿	2013	0.4440	-0.7255	-1.7208	-0.2956
	2014	0.3957	-0.5421	-1.5209	-0.2217
	2015	0.4879	-0.5655	-1.5520	-0.1904
	2011	-0.1248	-0.3419	0.2239	-0.1608
	2012	-0.1442	-0.3704	0.5694	-0.1344
新华人寿	2013	0.0340	-0.4257	0.7090	-0.0507
	2014	0.1945	-0.4165	0.8211	0.0454
	2015	0.3904	-0.3707	0.9934	0.1807
	2011	0.3118	-0.1492	0.6721	0.1841
	2012	-0.1877	-0.1248	1.0088	-0.0021
中国人寿	2013	0.3079	-0.2219	1.0458	0.2049
	2014	0.4511	-0.1326	1.2320	0.3333
	2015	0.4266	-0.1083	1.1688	0.3222
	2011	-0.4190	-0.5797	-1.4888	-0.6249
	2012	-0.2922	-0.5353	-1.5721	-0.5580
泰康人寿	2013	-0.0305	-0.5976	-1.7171	-0.4751
	2014	0.4020	-0.6473	-1.8656	-0.3055
	2015	0.7116	-0.6737	-1.9879	-0.1827
	2011	-0.4021	5.8619	-0.8836	1.9289
	2012	-0.3115	1.7075	-0.5108	0.4338
安邦人寿	2013	0.4745	0.5490	-0.1571	0.4178
	2014	4.2371	1.8887	0.5855	2.8459
	2015	1.3606	0.6602	0.2924	0.9485
	2011	-2.2278	0.0291	0.8603	-0.9476
	2012	-1.6418	-0.0878	1.1379	-0.6721
华泰人寿	2013	-0.9462	-0.1803	1.1439	-0.3711
	2014	-0.2775	-0.1778	1.2373	-0.0348
	2015	0.5280	-0.2656	0.4251	0.2105
	2011	0.6373	-0.2986	-0.2214	0.1634
	2012	0.3267	-0.3026	0.1134	0.0572
信诚人寿	2013	-0.0851	-0.3063	0.3506	-0.1109
	2014	0.0451	-0.3953	0.2812	-0.0915
	2015	0.0130	-0.4350	0.1740	-0.1366
工银安盛人寿	2011	-3.6266	0.7012	-0.5431	-1.5550

	2012	-1.2221	0.5798	-0.5847	-0.4468
	2013	-0.6047	0.3581	-0.5289	-0.2262
	2014	-0.5349	0.3583	-0.3013	-0.1617
	2015	-0.2271	0.0422	-0.2393	-0.1258
	2011	-0.3504	0.0919	-0.1510	-0.1543
	2012	-0.4268	0.0961	0.1405	-0.1502
中英人寿	2013	-0.1020	0.0621	0.4017	0.0288
	2014	0.0399	0.1307	0.3166	0.1120
	2015	0.2230	0.1169	0.2300	0.1834

#### 四、研究结论

##### （一）综合经营指数内部剖析解读

从构成经营指数的三大公因子及其权重来看，影响 10 家样本保险公司经营指数的三部分构成要素分别是盈利能力、资本结构和偿付能力，体现的分别是保险资金运用的盈利性、流动性和安全性，比重分别是 0.4825、0.3825、0.135，依次递减。因此，保险公司若有意提高保险经营指数，不仅需要单方面提高某一构成因素，而且需要做好其他三部分构成因素的协调，原理类似于短板理论，影响经营指数最大的一部分是相对最低的构成因素及其权重的乘积。

##### （二）经营效益纵向维度明显改善

以时间维度来看，2011 到 2015 年十家样本保险公司的经营指数逐步升高，经营效益获得了很好的改善，保险业发展前景势头良好。可能的原因是近年来政策对保险渠道逐步放开，各种政策红利提振了保险业的信心，保费规模增长迅速。

##### （三）横向维度中资合资存在差异

表 8 中资和合资保险公司的统计量分析

公司	描述统计量	F1 得分	F2 得分	F3	F 统计量
中资保险公司	均值	0.3487	-0.0039	-0.1414	0.1477
	中位数	0.3099	-0.3705	0.3572	-0.0264
合资保险公司	均值	-0.5230	0.0058	0.2121	-0.2215
	中位数	-0.2523	0.0356	0.2020	-0.1312

以横向维度来看，无论中资还是合资，经营指数的综合得分差距不大，可初步说明影响保险集团经营指数的应是保险的宏观环境等系统性因素。但是中资保险公司的经营指数平均程度比合资保险公司的经营指数平均水平高。具体拆分开来看，中资保险公司的经营模式主要依靠盈利能力得分，而合资保险公司的经营模式主要依靠偿付能力得分，二者的资本结构得分相近。说明中资与合资保险公司的经营发展战略存在差异，但整体均在向好的发展势头转变。

##### （四）中资寿险公司依赖于盈利能力得分模式

中国保险市场上，中资寿险公司多采取先做大再做强的经营战略，分公司等下设机构开展速度快，业务铺开面广，快速增长的业务提高了盈利能力的发展，增加了保险公司的保费收入，拓宽了保险资金的资金池容量。然而，快速增长的经营业务需要充足的资本金作为支撑，并辅以相应的分保措施、认可资产等提高偿付能力的手段，否则偿付能力极易受到限制，从而影响保险公司的正常运转。因此，中资寿险公司的经营指数依赖于盈利能力得分，偿付能力层面的力度相对较差。

#### （五）合资寿险公司依赖于偿付能力得分模式

由表 8 可知，合资寿险公司经营指数多依赖于偿付能力得分，盈利能力和资本结构得分相对较弱，具体的原因分析如下。

第一是保险公司盈利周期较长、资金回笼速度较慢，从成立运营到开始盈利，一般需要 5—8 年时间，且需要股东持续不断的投入，合资寿险公司进入中国市场时间普遍较短，现多数处于业务拓展时间，不少合资寿险公司经营不稳定甚至陷入困境，使得出资股东也陷入不断增资的泥潭。再加上一旦业绩增长乏力，经营的保险公司又要持续追加投资，只能选择无奈地离开，股东更换频繁，导致经营效率低于同等的中资保险公司；

第二是由于我国加入世界贸易组织年限不长，在中国保险市场不断开放过程中，为了保护中资公司的良性发展，防范金融风险，监管机构采取了谨慎的态度，表现为保监会等监管机构对合资保险公司的限制更为严格。具体表现在合资寿险公司的市场准入和机构布局方面，无论是立法形式还是组织形式、设立条件、机构体系等具体规定，我国对外资保险公司的准入作出了严格的规定。在分支机构的设立进度上，外资公司平均每年不到一家分支机构的成立，与之对比的是中资寿险公司每年两到三家。严苛的开设条件严重影响了合资寿险公司的开设数目，开拓市场无法满足纵深化，直接影响了合资寿险公司的盈利能力水平。

## 五、政策建议

### （一）保持长远眼光发展保障型产品

保险公司应该坚持“保险姓保”的理念，经营过程要注意保持偿付能力、资本结构与盈利能力三者的平衡，即充分考虑资金的安全性、流动性和盈利性的协调配合，经营眼光放长远，销售经营保障程度高的保险产品，并匹配负债驱动资产的资产管理模式，充分发挥保险风险管理和社会管理的功能。下面是从中资寿险公司和合资寿险公司分别取阐述其提高经营指数的方法。

中资寿险公司应该从偿付能力着手，提升偿付能力指数。中资寿险公司应该明确中长期的发展目标，针对保险市场完成深耕细作，才是立足用户的根本。尤其是在偿二代实施的背景之下，中资寿险公司通过再保险等资本运作调整资本结构，同时改善业务结构，完善保障型业务，适度发展投资性业务，提供附加的增值服务，从而建立起牢固的客户情感，有利于保险公司形成长期稳定的偿付能力。

合资寿险公司应该从盈利能力着手，提升盈利能力得分指数。合资寿险公司通过借鉴学习外资股东方先进的管理技术与经验，做好资产端与负债端的合理有效配置，通过提高投资收益率来弥补预期赔付率与实际赔付率之间的差额



从而实现保险基金的保值增值。

## （二）健全保险公司信息披露机制

上述保险经营指数的设计测算是基于保险公司完善的信息披露的前提。保险公司需加强自身的信息披露制度建设，将公司财务数据、保险产品信息以及广告宣传、产品销售到保险期间的服务和理赔等各个环节的重大经营管理活动信息纳入信息披露的框架之中，并如实、全面、准确地公布这些信息。而保监会等监管机构应通过发布条例等行政措施扩大信息披露的对象和内容，增加信息披露的渠道和方式，并依据保险公司处于的监管水平，针对性披露公司的运营管理信息，为保险公司信息披露搭建起可靠的信息平台。

## （三）完善动态偿付能力监管模式

在经营指数测算的过程中，通过对保险公司的偿付能力状况进行动态测试，一旦因经营不善等原因引起偿付能力、资本结构与盈利能力情况出现恶化时，可以进行及时有效的预警，有利于监管机构对保险公司的偿付能力状况进行理性化、差异化的监管，并有助于保险公司进行有效的资本管理，从而预防保险公司出现偿付能力不足的情况。

## （四）设计完善经营指数落实差异化监管

保险监督机构应该坚守“保监会姓监”的理念，各部门坚决处置存在的风险隐患、撤销不符合条件的投资能力备案。事前阶段，保监会应该设计完善经营指数体系，增加经营能力指标设置，建立资产负债管理的定量评估、定性评估和压力测试等规则。通过定性和定量的指标，落实差异化监管和分类监管的职能，合理指引公司调整经营战略和布局，起到事前阶段提前预警的重要作用。事后阶段，保监会应依据事前的测试结果进行分层递进式改革，限制或取消高风险保险机构的有关业务，从严规范保险资金关联交易行为，从严问责和处罚，增大错误成本，降低保险公司打擦边球、以身试法的概率，净化保险经营市场的环境。

## 参考文献

- [1] 谭中明, 胡百灵, 卜松. 2012. 保险公司资信评级指标体系的设计与应用. [J] 保险研究. 2012 年第 11 期. 21-29 页
- [2] 宋力. 2008. 中国财产保险公司信用评级探索——基于财务指标的实证研究. [J]. 财会通讯. 2008 年第 11 期. 111-114 页
- [3] 严若森. 2010. 保险公司治理评价：指标体系构建与评分计算方法. [J] 保险研究. 2010 年第 10 期. 44-53 页
- [4] 王毅. 2011. 保险公司服务质量评价指标体系研究. [J] 保险研究. 2011 年第 08 期. 86-93 页
- [5] 黄英维. 2004. 论保险监管预警指标体系的建立. [J] 统计与信息论坛. 2004 年第 01 期. 35-37 页
- [6] 叶立武, 王东, 李井波, 顾佳盛. 2017. 保险业务数据质量指标体系及指数研究. [J] 中国新通信. 2017 年第 04 期. 108-110 页
- [7] 姚壬元. 2004. 保险公司竞争力评价指标体系的构建. [J] 保险研究. 2004 年第 01 期. 63-65 页
- [8] 王向楠. 2017. 财产险公司特征对经营绩效的影响——基于《保险公司经营

- 评价指标体系》. [J]保险研究. 2017 年第 08 期. 60-72 页
- [9] 刘洪渭. 2009. 财产保险公司全面风险预警指标体系研究. [J]西安电子科技大学学报. 2009 年第 03 期. 9-14 页
- [10] 谢玉梅. 2012. 系统性风险、指数保险与发展中国家实践. [J]财经论丛. 2012 年第 02 期. 70-76 页
- [11] 谢玉梅, 赵海蕾, 高娇. 2014. 指数保险有效性实证分析. [J]财经理论与实践. 2014 年第 06 期. 29-33 页
- [12] 刘畅. 2012. 保险投资结构对收益的影响分析——基于保险投资中银行存款、债券、投资基金分析. [J]全国商情（理论研究）. 2012 年第 11 期. 39-49 页
- [13] Pai-Lung Chou, Yu-Min Chang. 2011. The effect of the Insurance Company Act on the capital benefit of investment in Taiwan's life insurance industry [J]. Journal of Statistics and Management Systems. 2011(6). 1041-1055 页
- [14] Samuel Obi-Nnamdi Agwuegbo, Adetunji Philip Adewole, A.N. Maduegbuna. 2010. Predicting Insurance Investment: A Factor Analytic Approach [J]. Journal of Mathematics and Statistics. 2010(3). 321 页
- [15] Desmond W.P. Li. 2006. The Investment Portfolio of the Life Insurance Industry in China: Peculiar Constraints and the Specialist Problem [J]. Risk Management and Insurance Review. 2006(1)

# 农业保险经营模式探讨暨中美农业保险经营效率比较分析

吕岩<sup>1</sup>

## 摘要:

经营效率和经营模式一直是我国农业保险的争论焦点,农业保险经营模式与一国的农业生产模式、地域文化、发展历史密切相关。我国与美国都是以商业保险公司作为主要经营主体,并给予大量财政补贴。本文以中美 81 个省级地区作为分析对象,用 Malmquist 模型量化比较其农业保险经营效率。结果表明,我国农业保险经营效率整体优于美国,这可能源于我国目前低成本、保基本的经营思路,同时回归模型表明农业保险经营效率对农业产值变动有显著正相关性。综上,本文认为我国农业保险经营模式的形成具有其特殊历史原因,且取得了一定成效,贸然更改有可能造成较高的试错成本。

**关键词:** 农业保险, DEA Malmquist, 经营效率, 经营模式

## 一、农业保险经营模式分析

### (一) 我国农业保险经营模式

在我国农业保险的早期发展中,人保公司和中华联合公司曾经投入大量人力开展准商业性经营,同时在全国多个地区也开始探索农村保险互助会、农村保险合作社等形式。2012 年《农业保险条例》明确规定,经营农业保险的保险机构是指“保险公司以及依法设立的农业互助保险等保险组织”,农业保险实行“政府引导、市场运作、自主自愿和协同推进”的原则,从而明确了保险公司和农业互助保险的合法经营地位。2016 年 3 月,国务院发布《关于修改部分行政法规的决定》,明确除保险机构外,任何单位和个人不得经营农业保险业务。

发展至今,我国农业保险的主要经营主体是商业保险公司,按照市场要求运作,自负盈亏,其中又以股份有限公司为主,相互保险公司目前只有阳光互助一家,除了商业保险之外,还有一些相互保险组织形式,例如浙江瑞安兴民农村保险互助社开展农业保险、农户小额贷款保证险等业务,但这些相互保险

<sup>1</sup> 吕岩,南开大学风险管理与保险学系博士,研究方向为保险经济学和保险法学,现供职于中国人民财产保险股份有限公司。

组织的规模和影响还很有限。我国当前和未来一段时期都将以商业保险公司为主要经营主体。

### （二）美日法农业保险经营模式简述

美国的农业保险模式经历了四个阶段，可以概括为：商业公司探索后失败——政府介入并实施政府单轨制运作——再次引入商业保险公司的双轨制运作——政府退出具体经营，将其交给商业保险公司的单轨制运作。我国在实施政策性农业保险时，美国已经进入商业保险公司单轨制运作时期。

日本农业保险采取三级农业共济组织的经营模式，在政府组织下建立了二级和三级再保险机制，并建立了农业共济基金提供兜底支持。日本政府也为农业保险提供大量补贴，根据共济协会披露数据，政府提供的保费补贴比例大概占总保费的 50.3%左右，同时政府还承担共济组合联合会的全部费用和农业共济组合的部分费用，并且为在共济机构里任职的公务员提供工资福利，因此整体来看，其补贴比例与我国应该差距不大。日本农险平均费率为 4.5%左右，水稻是日本重要的农产品，其费率相对较低，为 2.5%左右。

法国农业保险采取公助民办的模式，经营主体是相互保险社和相互保险公司，主要分为中央保险公司，地区或省级保险公司、基层农业保险社三个层次，整体实行高补贴、低费率，保费补贴视品种为 50%-80%左右的比例。同时农业保险的行政经费、基金赤字等也由财政进行直接补贴。法国的农业相互保险集团是以政府控股为主体，社会参股的形式建立起来的股份有限公司，下设农业相互保险公司、非农业财产保险公司、农民寿险公司和农业再保险公司，承保全国农民的财产、人寿、疾病、意外等保险，实际经营范畴比农业保险要大，相当于“农村保险”或“农民保险”。

### （三）农业保险经营模式探讨

回顾美日法农业保险发展历史，其经营模式是与其农业发展历史和产业特性密不可分的。美国以大中型农场作为农业主要经营主体，且地域广阔、地貌和气象情况复杂，势必面临较大的系统性风险和赔付压力，因此美国先由政府组建农险经营主体，并贴补大量费用，之后在搭建起较为成熟的经营模式后，再逐步向商业保险公司放开以提高经营效率。

与美国不同，日本是以高技术的小微型主体为主，而且农户的地域色彩较为浓厚，强调邻里关系，因此相互保险形式可以较好的适应这种分散式小农经济，日本不仅建立了相互式农业保险制度，而且还建立了规模庞大的农业协同组织作为农户代言人，可以说相互制已经深深渗透进日本农村的生产生活。

法国则是在二战后从小农经济向中型农场转变，并积极推动农业机械化、区域专业化和农场专业化，在农业快速发展的环境下，法国也加强了对农业保险的支持，对原有的小型互助机构进行合并，成立再保险机构、农业相互保险集团公司等，最终形成了一套组织完善、保障全面的农险制度。

再来看我国的农险经营模式，在政策性农业保险统一开办之前，有学者提出可以考虑由合作性保险组织来承办农业保险原保险业务，而由商业保险公司来负责再保险，例如（冯文丽、林宝清，2002）即提出此观点。相互保险模式更强调共济互助，且不以盈利为目的，似更适合于农业领域，但我国最终选择由商业保险公司作为主要经营主体，也有其特殊的历史和现实原因。

我国地域广阔、地理状况复杂，农民生产力和人口素质还相对较弱，如果

由各地组建相互保险组织，不仅需要较高的初创成本，而且难以实现全国统一部署，推广进度将会非常缓慢，还可能像美国初期那样承担高额亏损。在正式开办政策性农业保险时，一些保险公司已经开展了较长时间和较大范围的农业保险试验，在团队建设、经营经验、机构铺设上已经具有先行优势，而且由全国性保险公司承办，可以借助其组织体系在短期内迅速将农业保险业务扩展到全国，快速实现规模效应，有利于节约成本和提高效率。（朱俊生、庾国柱，2009）就指出，我国这种“公私合作”的模式既实现了政府责任的回归，又充分利用了保险公司现有的组织资源，提高了运行效率，这种制度上的优势使政策性农业保险得到快速发展<sup>1</sup>。

与日本、法国等国家以相互制为基本运作模式的农业保险相比，我国与美国的农业保险模式更为相似，都是政府制定政策和经营规则，由商业保险公司主要承办且在一定程度上自负盈亏。而且从国土面积、国际地位、农业重要程度等因素来看，将我国与美国进行农业保险比较分析更具有可比性。

有人质疑我国农业保险盈利较高，其实从美国情况来看，得益于保费补贴和经营费用补贴，近十年来，除 2012 年因飓风“桑迪”等自然灾害导致赔付率过高而出现承保亏损外，美国农险在其他年份都实现了承保盈利，2007 年-2016 年其平均承保利润率达到 13.8%。诚然美国农业保险的赔付率比我国高，但这是建立在较高费率的基础上，不能一刀切的进行比较。

也有学者提倡日本和法国的互助式农业保险经营模式，但需要看到的是，日本和法国的农险模式都有其深刻的历史因素，日本源自于小型农业生产模式和地域文化，而法国则是在遍布全国的农业行会组织基础上，经历不断整合升级的长期历史过程，形成了如今的农险体系。在我国已经建立起相对稳定的农险体系并取得一定成效的前提下，贸然大范围更改经营模式，很可能带来较高的试错成本，也很难保证能够和我国的农业供给侧结构性改革要求相匹配。

反观美日法三国农业发展经验来看，农业升级动能普遍源自规模化农场、机械化生产、提高生产者素质和收入、提供政策和财政支持等因素。笔者认为，与探讨何种经营模式能够更好发挥农业保险效应相比，提高我国农业规模化和机械化水平、提升农业从业者素质能力、增加农业从业者收入水平、提升农险保障深度更为重要和紧迫。这也是我国大力推进适度规模化经营、鼓励新型农业经营主体发展、开展农业大灾保险等举措的重大意义所在。

## 二、中美农业保险发展情况比较

### （一）我国农业保险发展情况概述

我国是一个农业大国，但是农业生产始终面临着风险承担能力较低的问题，从 2004 年至今，中央一号文件已经连续十几年聚焦“三农”问题，同时持续开展对农业保险的工作部署，不断推进农业保险制度的完善。2007 年中央财政启动农业保险保费补贴试点，之后农业保险在财政支持下进入了快速发展期，2007 年当年保费就超过 50 亿元，比 2006 年增加了 5 倍多，至 2016 年底，年保费规模已达 417 亿元以上，风险保障额度从 2007 年的 1720 亿元提升到两万亿以上，总保额约占第一产业 GDP 的 39.3%，农业生产“稳定器”和“助推

---

<sup>1</sup> 朱俊生、庾国柱，2009，中国农业保险制度模式运行评价——基于公私合作的理论视角，《中国农村经济》，第 3 期，16 页

器”的功能作用日益凸显。

除了在覆盖范围、覆盖深度上取得了长足进步之外，我国农业保险的平均费率也在不断降低，从 2008 年的 4.6% 到 2016 年的 1.9% 左右，一定程度上使财政和农民的经济负担不断减轻，同时也体现出我国农业保险创造的社会福利在持续提升。

农业保险的快速发展离不开财政补贴的大力支持，根据公开披露数据，我国各级财政对农业保险的保费补贴比例，从 2008 年的 70.9% 左右，一直到 2016 年的 75.4% 左右，维持在 70% 以上。高比例的保费补贴，既减轻了财政负担，也是“城市反哺农村”的有效调控手段。

## （二）美国农业保险发展概述及与我国比较

许多国家均对农业保险实施财政补贴，以推动农业保险提高保障程度，确保农业生产经营的稳定，以及通过保险手段加大对农业的资源投入，提高本国农业在全球市场的竞争力。美国也不例外，张团圹、郭洪渊（2013）指出，美国联邦政府 2001 年至 2008 年间对农业保险保费补贴的年平均值是 59%<sup>1</sup>，同时还对作物保险实行税赋免征。根据美国风险管理局（RMA）的公开数据，美国政策性农业保险保费的财政补贴比例在 2007-2016 年的平均水平是 61.3%，历年来基本维持 60% 左右的水平。

美国 2016 年政策性农业保险（指的是农作物保险保费补贴项目覆盖的部分，不含纯商业保险，下同）总保费约为 93.2 亿美元，总保额约为 1005.7 亿美元，保额占第一产业 GDP 的比例为 62.9%，比我国高出 23.6 个百分点，其产业保障程度明显高于我国。

和美国相比，我国农业保险的保费补贴比例较高，但保障程度较低，而且保障深度不足，保障类型相对单一，目前主要还处于保成本阶段，缺乏对收入和价格的保障，而美国农业保险已经普遍保障农民的收入水平，并且通过巨灾债券等手段在资本市场分散风险。这也是不少学者质疑我国农业保险财政补贴效率和经营效率的重要原因。

然而需要指出的是，美国不仅对农业保险的保费进行补贴，而且还对保险公司经营农业保险的经营费用进行补贴，据 RMA 披露，对运营费用的补贴占保费的比例大概保持在 11%-20% 左右的水平，2007-2016 年的平均补贴比例是 15.2%，如果加上这部分补贴，美国财政对农业保险的实际补贴要占到总保费的 70%-80%，2007-2016 年的平均比例是 76.5%，这和我国的补贴比例基本处于同一水平。

公开数据还表明美国农业保险的赔付率要高于我国，我国农业保险的赔付率则在 70% 左右，而美国 2007-2016 年的整体赔付率是 83.6% 左右，要比我国高 10 个百分点左右。赔付率较高表明农业保险反馈给农户的价值较多，这也是我国农业保险需要改进的地方。

但是需要指出的是，美国农业保险的费率要明显高于我国。中央财政实施补贴后，我国农业保险的费率基本是持续降低，2016 年约为 1.9%，而美国农业保险的费率近几年来保持 9.5% 上下的水平，2016 年的费率为 9.3%。美国费率较高自有其原因，如保额较高带来较大风险、同时承保自然风险和市场风险、

---

<sup>1</sup> 张团圹、郭洪渊，2013，《美国农业保险制度演进研究》，第一版，中国社会科学出版社，270 页

农业产业较为发达等等。

总的来说,我国是以低廉的价格为农户提供基本的风险保障,而美国是以较高的价格来提供多元化、深层次的保障,双方都为农业保险提供了大量财政补贴,很难一眼判定农险的经营效率和财政补贴效率孰高孰低,有必要进行量化分析。因此本文采用 DEA-Malmquist 的分析模型,尝试量化比较双方农业保险的经营效率和财政补贴效率。

### 三、基于 DEA-Malmquist 的中美农业保险经营效率比较分析

农业保险的经营效率和财政补贴效率不仅关系到我国农业的稳定发展和财政投入的有效使用,而且也关系到整个财险业的风险承担能力和经营能力。从当前文献情况来看,对农业保险经营效率的分析特别是定量的国际比较研究还相对较少,具有较大的研究价值,本文采用 Malmquist 这一较为通用的效率研究方法来测算。

#### (一) DEA-Malmquist 分析方法及相关文献综述

Malmquist 指数最初是由瑞典经济学家 Sten Malmquist 在 1953 年提出, Malmquist 首先提出缩放因子概念,然后利用缩放因子之比构造消费数量指数,即最初的 Malmquist 指数。缩放因子表示给定消费组合为了达到某一无差异曲面,所需要的缩放倍数。受 Malmquist 消费指数启发, Caves 等于 1982 年将这种思想运用到生产分析中,通过距离函数之比构造生产率指数,并将这种指数命名为 Malmquist 生产率指数。1978 年 Charnes, Cooper 和 Rhodes 提出数据包络分析方法(DEA),通过线性规划方法来测度技术效率以后,距离函数(技术效率)概念才得到了迅速的发展和广泛应用,并成为生产分析中的一种重要方法。在 DEA 方法的基础上, Fare 等学者将 Malmquist 生产率指数从理论指数变成了实证指数,并进一步将 Malmquist 指数进行了解构,将指数分解成技术效率变动、技术进步和规模效率变动,从而能够对全要素生产率进行更详细的分析。

在 DEA 和 Malmquist 分析方法逐步成熟之后,由于其拥有非参数方法的无需假设生产函数模型、适用于多种投入和产出的分析对象等优点,许多学者用其分析保险业的经营效率,例如:(Fecher, Kessler, Perelman 和 Pestieau, 1993)用 DEA 方法和 SFA 方法对法国的寿险和非寿险公司的效率进行了研究;(Gardner 和 Grace, 1993)用 DEA 方法研究了美国的财产保险公司与寿险公司的效率;(Cummins, Weiss 和 Zi, 1995)用 DEA 方法研究了美国财产责任保险公司的效率;(Cummins 和 Zi, 1995)用 DEA, SFA, DFA 以及 FDH 等多种方法比较研究了美国寿险与非寿险的效率;(Cummins 和 Xie, 2005)研究了美国财产责任保险公司的效率和规模经济等等。

国内方面,(侯晋、朱磊, 2004)用 DEA 法对中资非寿险公司进行了效率分析;黄薇(2007)用数据包络分析方法对 1999 到 2005 年中国 27 家保险机构的技术效率(包括纯技术效率和规模效率)进行了实证分析;(解强、李秀芳, 2009)用 DEA 方法计算了 18 家样本企业的成本效率、配置效率、技术效率、纯技术效率和规模效率;(魏华林、张胜, 2011)运用 DEA 方法实证分析了 2006 到 2009 年我国中外(合)资保险公司的经营效率;(韩珂、陈宝峰, 2014)用 DEA-Malmquist 方法测算了 2016-2010 年中国财产保险公司的经营效率;(白彩全, 2015)基于 CCR-BCC 和 Malmquist 的 DEA-Tobit 模型对 2008-2011 年中

国 36 家财产保险公司经营效率及影响因素进行了实证分析；(吴祥佑、苏晓鹏，2015) 基于 Malmquist-DEA 模型测度了我国大陆地区 22 家产险公司 2003-2013 年的再保险效率等等。而且我国已有一些学者尝试在农业保险领域引入 DEA 方法进行研究，例如(江生忠、贾士彬、江时鲲，2015) 用 2010-2013 年的省级面板数据分析了我国农业保险保费补贴效率，(周文杰，2014) 用 2007-2013 年经营数据分析了我国农业保险的行业效率、经营效率、交易效率，(黄颖，2015) 用 AHP-DEA 两步法分析我国 31 个省市农业保险财政补贴效率，(张旭光、赵元凤，2014) 用 DEA 模型分析了我国内蒙古自治区的农业保险财政补贴效率，(赵君彦、焦晓松、朱玉涛、朱巍，2015) 用 DEA 模型分析了我国 15 个省份的农业保险财政补贴效率等等，类似文献不再赘述。

在投入产出指标的选择上，学者们提出过多种变量体系。例如 Cummins 和 Weiss 等学者在总结以往研究的基础上，认为保险企业或金融机构产出的确定可以归纳为三种方法：资产法或称中介法 (the asset approach, intermediation approach)、生产法 (the user-cost approach) 和价值增加法 (the value-added approach)<sup>1</sup>。投入变量一般被认为是人、财、物三方面，通用的投入变量包括公司人员数、经营费用、实收资本、债务资产等。产出变量方面，Cummins 将其界定为保险公司的引致损失 (losses incurred) 和投资收益或者投资总资产额，也有其他学者将保费收入、营业利润纳入产出变量。

笔者认为，农业保险作为政策性险种，其发挥的社会效应是衡量其经营绩效的最主要维度，特别是对于分析财政补贴效率方面，更应考虑农业保险的社会效应。对于农业保险而言，直接投入就是政府的财政补贴和农户自缴保费，而社会效应一方面体现为农业保险对农户的补贴，另一方面体现为所承担的风险责任。因此本文采取财政补贴和自缴保费作为投入指标，以实际赔付和保障责任作为产出指标，由于财政补贴是投入的主要部分，因此本模型更侧重于反映农业保险的财政补贴效率。至于农业保险经营效率对农业产业的影响，后文再通过建立回归模型来进一步分析。

## (二) 中美农业保险 DEA-Malmquist 测算结果及分析

经过数据筛选，本文选用我国大陆 31 个省级地区 (由于数据获取和经营模式因素，未包括我国台湾地区)、美国 50 个州作为分析对象，以农业保险财政总补贴、农民自缴保费作为投入变量，选用农业保险的保险赔付和保障责任作为产出变量，整理了 2013-2016 年共四年的数据，数据主要来自于中国保险年鉴、美国 RMA 网站 (风险管理局)、网络公开披露等。虽然 DEA 模型无需统一量纲，但为了保持数据统一性，本文将美国数据按照当年年底汇率换算为人民币。使用 DEAP 软件，采用规模报酬可变条件下的 BCC 模型，DEA-Malmquist 测量结果如表 1：(具体每个省级地区的各年效率结果参见文后附表)

表 1 2013-2016 农业保险财政补贴效率测量结果

时间	effch	techch	pech	sech	tfpch
----	-------	--------	------	------	-------

<sup>1</sup> Cummins, J.D, and M.A. Weiss. Analyzing Firm Performance in the Insurance Industry Using Frontier Efficiency and Productivity Methods. Handbook of Insurance, Boston, Kluwer Academic Publishers, 2001, P789.



中国 大陆 平均	2013-2014 年	1.14235	0.90997	1.06987	1.06932	1.03323
美国 平均	2013-2014 年	1.03568	0.92508	1.00666	1.04114	0.96608
中国 大陆 平均	2014-2015 年	1.09610	1.00835	1.14042	0.96597	1.10097
美国 平均	2014-2015 年	1.17856	1.08812	1.31328	0.93488	1.26946
中国 大陆 平均	2015-2016 年	0.74981	1.51984	1.07600	0.70484	1.12942
美国 平均	2015-2016 年	1.03848	1.17176	1.24066	0.78750	1.25318
中国 大陆 平均	四年综合 平均	0.95616	1.11023	1.06648	0.89655	1.06226
美国 平均	四年综合 平均	0.90148	1.05260	1.01510	0.88944	0.94834

由此可见，从四年综合平均水平来看，我国在效率指数、技术进步指数、纯技术效率指数、规模效率指数、全要素生产率指数方面都优于美国，且全要素生产率指数均大于 1，体现出效率持续提升的态势。但如果分年度来看，我国在 2013-2014 年的全要素生产率指数优于美国，而 2014-2015 年和 2015-2016 年的指数平均值低于美国。笔者认为，美国效率指数的提高与其新农业法案有一定关系。

2014 年 2 月，美国通过了 2014 到 2018 财年的农业法案，新法案规定联邦政府每年农业开支约为 1000 亿美元，取消实施近 18 年、每年耗资近 50 亿美元的农业直接补贴，同时扩大农业保险项目覆盖范围和补贴额度，以突出保险在防范农业生产风险中的作用。这一法案意味着美国农业由直接补贴时代向农户购买不同农业保险的时代转变，对美国农业、农业补贴和农业保险都产生了巨大影响。从本文的测算结果来看，2014-2015 年的美国农业保险的效率变动得到明显提升，全要素生产率指数平均水平达到 1.27 左右，超过了我国，2015-2016 年仍然优于我国，体现出美国增加农业保险补贴对农业保险效率的正面效应。

模型结果表明，我国农业保险经营效率是优于美国的，笔者认为低廉的平均费率是提高我国农业保险经营效率的重要因素，使得财政和农户在投入较低成本的情况下就可以获得基本保障。但是当美国在 2014 年后大幅增加对农业保险的补贴支持后，其效率得到明显提升，这直接表明补贴和政策支持力度对农业保险发展的重要性。

同时为了进行参照，本文还将美国农业保险的运营费用补贴剔除，进行了对照测量，结果如表 2。

表 2 2013-2016 农业保险财政补贴效率测量结果（剔除美国运营费用补贴）

	时间	effch	techch	pech	sech	tfpch
中国 大陆 平均	2013-2014 年	1.16048	0.89826	1.06226	1.09613	1.03503
美国 平均	2013-2014 年	1.04362	0.92934	0.99884	1.05922	0.97828
中国 大陆 平均	2014-2015 年	1.10267	1.00920	1.13733	0.97550	1.10967
美国 平均	2014-2015 年	1.16102	1.09778	1.30112	0.92742	1.26722
中国 大陆 平均	2015-2016 年	0.72690	1.56842	1.07226	0.68794	1.13071
美国 平均	2015-2016 年	1.01170	1.18410	1.22422	0.79576	1.23090
中国 大陆	四年综合 平均	0.95158	1.11771	1.05990	0.89732	1.06294
美国	四年综合 平均	0.90490	1.06164	1.01270	0.89630	0.95966

从表 2 结果可以看出，经营效率对比和表 1 差别并不大，美国四年综合平均的效率指数、技术指数、规模指数、全要素生产率指数有所提高，但是并未改变低于我国的情况。这也表明在政策性农险方面，我国采取的低成本、保基本策略取得了值得肯定的成效，发挥了较好的社会效应。

需要指出的是，该模型测算的是农业保险在社会效应方面的经营效率，但是从农险经营结果层面来看，保额和赔付不能无限扩大，否则会为农险的持续性带来挑战，农业保险的经营需要兼顾社会责任和经营持续性。我国正在提升农业保险的保障水平，这无疑将带来保额、保费和财政补贴规模的提升，如果我国农业保险的保障程度发展到和美国同一水平，面临的风险程度也会快速提升，甚至可能会带来经营结果上的质变。因此，虽然在本模型中我国农险综合平均效率高于美国，但这只能说明在低成本、保基本的层面上，我国效率在数据上较优，随着我国农险进一步发展，效率比较可能会发生改变。

#### 四、农业保险经营效率对农业产值变化影响的回归分析

##### （一）面板模型数据指标选择

在初步得出农险经营效率（或称财政补贴效率）指数之后，本文尝试分析该指数对农业产值的影响。由于本文分析的政策性农业保险主要是种植业、养殖业、林业保险，所影响的产业主要是农林牧三业，在回归模型中，本文采用农林牧总产值作为分析对象。由于美国数据暂时难以获取，因此本文只采用我

国 31 个地区 2013-2016 年的数据建立面板模型。

Malmquist 中的 TFP 指数反映的是相较于上一年的变动，因此将前一年农林牧总产值作为 1 来计算当年总产值指数，或者说是将当年总产值与前一年总产值的比值作为因变量。

农业总产值会受到投入资源规模和质量直接影响，从相关研究来看，主要包括人力、土地、劳动力质量、农资、农业技术等因素，由于农业劳动力数据和劳动力质量未能有效获取，本文用乡村人口数和农民可支配收入来代替，其他变量引入农作物播种面积、农用化肥施用量、农业机械总动力，也分别取其当年数值与上一年数值的比值作为自变量，再将本文所测算出的我国各地区农业保险财政补贴效率纳入自变量中。数据源自中国统计年鉴和统计局公开披露，以此为基础，建立面板模型进行测算。

### （二）面板回归测算结果及分析

经过初步测算，农用化肥施用量和农业机械总动力这两个自变量明显不显著，因此将其剔除出模型，经过相关调整与检验，面板模型分析结果如表 3：

表 3 农林牧总产值影响变量面板测算结果（以我国 31 个地区为对象）

变量	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
农业保险TFP指数	0.031291	0.015658	1.998364	0.0487
农民可支配收入变动	0.846587	0.203813	4.153734	0.0001
播种面积变动	0.589814	0.135300	4.359300	0.0000
乡村人口变动	-0.511028	0.182115	-2.806074	0.0062

根据模型结果来看，农业保险 TFP 指数对农林牧产值变动在 95%的置信区间里有显著的正相关作用，虽然其相关系数的绝对值较低，只有 0.03 左右，但足以表明其对农业产值变动具有正面贡献。TFP 指数每增加一个百分点，农业总产值增速会增加 0.03 个百分点。这也表明我国农业保险还亟待扩大规模、强化保障，进一步提升对农业产值变动的贡献度。

在未引入播种面积自变量时，机械动力和化肥施用量这两个自变量对产值变动有显著的正相关性，但是在引入播种面积之后，这两个自变量均失去了显著性，而播种面积的显著性明显高于这两个自变量。笔者认为，这一方面表明我国农业产业还未能实现规模化，其产值的主要增加还依靠耕地面积，增加机械动力和化肥施用对产值的贡献度还比较弱。据公开数据，我国家庭农场的平均规模大概在 200 亩左右，只相当于美国的约十分之一。在美国广大的农场上，机械和化肥的作用都能得到较好的发挥，而在我国就相对较弱。另一方面是由于我国目前农业产业的机械利用率、化肥利用率还相对较低，其边际效应远远不及直接增加播种面积。

乡村人口变动对农业产值变动出现了显著的负相关，笔者认为有两个因素值得考虑，一是我国正处于推进新型城镇化的阶段，乡村人口逐年减少，而农业产值是在逐年提升，因此在绝对值上自然会呈现负相关趋势；二是我国大量乡村人口并未从事农业，对农业产业劳动力的代表性较差。事实上，如果剔除乡村人口，几乎不会对整个模型结果造成影响，但由于在模型中乡村人口的 t

统计量呈现显著特征，因此本文仍然将其保留在模型结果中。

## 五、对我国农业保险发展的相关建议

基于以上分析，本文对我国农业保险提出以下建议：

一是我国农业保险以商业保险公司为主要经营主体、由公共财政提供补贴的经营模式取得了较好成效，全要素生产率变动持续大于1，该模式值得肯定，应当巩固和扩大其既有优势。也可探索开展相互保险组织等其他经营，多元化提高农业保险保障，鼓励适当的市场竞争。同时，我国对农业保险的保费补贴等优惠政策还需要进一步落实，一些地方财政资金紧张的地区常会出现拖欠的财政补贴资金的情况，要由保险机构来垫付，影响经营绩效和风险补偿，也会影响防灾防损工作。

二是与其他指标相比，我国农业保险的规模效率变动指数相对较低，表明我国农业保险需要进一步发挥规模效应，因此扩大农业保险规模、提升保障深度、增加财政补贴有助于进一步提升农业保险效率，可以考虑借鉴美国提供运营费用补贴的方式，鼓励经营主体在农险领域投入更多资源，扩大农险规模。

三是深化农业保险的保障程度，从保成本向保产量、保收入转变。美国农业保险产品主要包括产量保险和收入保险两大类，而且主流产品正在向收入保险转变<sup>1</sup>。产量保险和收入保险能够更好的保障农民的生产收益率，使其拥有扩大再生产的经济基础，而且能够有效应对价格波动带来的收入减少，是确保农业产业链持续运作的有效工具。而提高保障程度必然会带来风险剧增，而我国农险现有费率明显低于美国，因此未来仍有必要提高费率或增加财政补贴。

四是建立农业保险的盈亏平衡机制，增强农业保险的稳定性和持续性。《农业保险条例》规定，保险机构经营农业保险业务，实行自主经营、自负盈亏。保险机构经营农业保险业务，应当与其他保险业务分开管理，单独核算损益。这样可以利用市场机制激发主体积极性，但保险公司的盈利性和农业保险的社会公益性仍存在一定冲突，在灾害较重、赔付较高的情况下必然会采取谨慎的承保态度。美国农业保险在初创阶段时，就因为赔付率过高而使保险公司纷纷退出，直到政府介入才开始重新运作。建议农业保险可以借鉴交强险的“不盈不亏”原则，按照总体上不盈利不亏损的原则审批保险费率和财政投入，并设定相关调整空间。

五是发展契合新型农业经营主体和适度规模化经营需求的农险产品服务。模型表明目前我国农业产值还主要依靠播种面积增加，未来我国农业要和发达国家接轨，规模化、科技化是必然选择，也是我国农业供给侧结构性改革的重点领域。我国政策提出构建现代农业产业体系、生产体系、经营体系，培育新型农业经营主体，健全农业社会化服务体系，可谓击中农业发展之要害。种粮大户、家庭农场、合作社、龙头企业等新型农业经营主体将是新型农业经营体系的骨干，因此农险未来要侧重于为这些主体提供定制化保障和服务，并链接三农融资、农资采购、农产品营销等服务，融入新型农业社会化服务体系中，也建议政府对农业保险参与农业产业链给予一定政策支持，例如为保险公司和合作对象减免一定税收。

---

<sup>1</sup> 夏益国、刘艳华、傅佳，2014，美国联邦农作物保险产品：体系、运行机制及启示，《农业经济问题》，第4期，101-109页

六是从发达国家农业发展实践来看,农业协作组织是提供社会化服务、推进产业化、提升农业主体地位、维护农业主体权益、保持农业市场稳定的重要实施者,而我国农业组织现在还处于相对松散的阶段,合作社力量较弱,难以形成像美日法这样强大的农协组织。作为长期在一线经营农业保险的保险公司,具备雄厚资金实力、广泛的网点队伍和对实际经营的了解,可以担负起联合农业主体、推动农业产业化的角色,也建议政府对其进行一定扶持,出台相关政策推动保险公司与农业社会化服务主体形成合力,共同支持农业供给侧结构性改革。

## 六、本文有待改进和完善之处

一是限于公开披露的数据不足等因素,本文的 DEA-Malmquist 模型还相对简单,只完成了 2013-2016 年的效率分析,结果可能具有一定的片面性。待数据进一步充实之后,如能实现更多年度、更多国家的效率比较分析,相信研究成果会具有更高的科学性。同时,美国数据专指政策性农业保险,而我国限于数据获取问题,是指所有农业保险,虽然目前我国农业保险以政策性业务为主,但也可能对结果产生一定误差。

二是限于数据收集、文献考证等因素,本文主要比较了中美农业保险的经营效率,其他国家尚未纳入模型,待数据进一步完善之后,或可进一步扩大模型,提升测算结果的科学性。

三是对农业产值的回归分析模型还相对简单,限于 2013-2016 年的统计数据来源,只引入了乡村人口、耕种面积、农村人均可支配收入等变量,而且模型采用的是相对简单的回归方法,对影响农业产值的要素及要素的贡献度的分析还有待进一步完善。

农业保险涉及一国根本,惟盼以此文抛砖引玉,希望更多专家学者能够在农业保险经营模式和经营效率领域提供更多的研究成果,共同为农业保险和农业发展贡献力量。

## 参考文献

- [1]江生忠、贾士彬、江时鲲,2015,我国农业保险保费补贴效率及其影响因素分析——基于 2010~2013 年省际面板数据,《保险研究》,第 12 期,67-77 页
- [2]冯文丽、林宝清,2002,美日两国农业保险模式的比较及我国的选择,《中国金融》,第 12 期,46-48 页
- [3]朱俊生、庾国柱,2009,中国农业保险制度模式运行评价——基于公私合作的理论视角,《中国农村经济》,第 3 期,14-19 页
- [4]解强、李秀芳,2009,保险集团经营效率的比较及其影响因素分析——来自欧、美、日和台湾的经验,《江西财经大学学报》,2009,第 5 期,41-47 页
- [5]奎潮,2008,基于 malmquist 指数方法的中国基本医疗保险动态效率分析,《金融经济》,第 9 期,97-99 页
- [6]庾国柱、李军,2003,我国农业保险试验的成就、矛盾及出路,《金融研究》,第 9 期,88-98 页
- [7]魏华林、吴韧强,2010,天气指数保险与农业保险可持续发展,《财贸经济》,

第 3 期, 5-12 页

[8]侯晋、朱磊, 2004, 我国保险公司经营效率的非寿险实证分析,《南开经济研究》, 第 4 期, 108-112 页

[9]姚树洁、冯根福、韩钟伟, 2005, 中国保险业效率的实证分析,《经济研究》, 第 7 期, 56-65 页

[10]张国焘、郭洪渊, 2013,《美国农业保险制度演进研究》, 第一版, 中国社会科学出版社, 265-274 页

[11]中国赴美农业保险考察团, 2002, 美国农业保险考察报告,《中国农村经济》, 第 1 期, 68-77 页

[12]夏益国、刘艳华、傅佳, 2014, 美国联邦农作物保险产品: 体系、运行机制及启示,《农业经济问题》, 第 4 期, 101-109 页

[13]章祥荪、贵斌威, 2008, 中国全要素生产率分析 : Malmquist 指数法评述与应用,《数量经济技术经济研究》, 第 6 期, 111-122 页

[14]庾国柱、王国军, 2015 年 2 月 12 日, 2014 年农险保费收入增速为何放慢? , 中保网, [http://pl.sinoins.com/2015-02/12/content\\_146035.htm](http://pl.sinoins.com/2015-02/12/content_146035.htm)

[15]Cummins, J. David, and Hongmin Zi, 1998, Comparison of Frontier Efficiency Methods: An Application to the U.S. Life Insurance Industry, *Journal of Productivity Analysis* 10: 131-152.

[16]Cummins, J. David, and Mary A. Weiss, 1993, Measuring cost efficiency in the property-liability insurance industry, *Journal of Banking & Finance* 17: 463-481.

# 不同投资策略下寿险公司市场风险最低资本的 计量——基于“偿二代”监管标准法和内部模 型

郑苏晋、李炜<sup>1</sup>

## 摘要：

本文是在经典马克维茨组合理论的基础上，对“偿二代”下需要满足市场风险最低资本要求的人寿保险公司的资产配置问题进行研究。首先分析了监管标准法，并引入了内部模型与之进行比较。之后，确定了简化的寿险公司可投资的大类资产类别，并对这几类资产的风险收益经验特征进行估计。随后，以马克维茨组合理论作为寿险公司投资组合优劣的评判标准，在预算约束、卖空约束和投资比例的限制下，使用二次优化方法得到寿险公司投资组合的有效前沿。最后，本文计算了不同投资组合在监管标准法与内部模型下的市场风险最低资本要求，并与给定的实际资本水平进行比较，以确定是否符合偿付能力监管要求。

本文的研究结果表明，由于“偿二代”监管标准法采用风险因子的设计机制，过多限制了寿险公司投资工具类别的选择，而且缺少对久期缺口的侦测，使得寿险公司可能偏向选择无效的投资组合，或者在收益一定的情况下，可能被迫选择风险更高一些的投资组合。本文希望通过“偿二代”监管标准法与内部模型的量化结果比较，指出“偿二代”目前可能存在的不足，使偿付能力监管体系能够进一步得到完善。

**关键词：**偿付能力，市场风险，马克维茨组合理论，二维正态分布

## 一、引文

近年来，中国保险业正大踏步地前进，并伴以大幅度的市场化改革，资金运用也大幅放开。伴随着中国风险导向型偿付能力监管体系的正式实施（以下简称“偿二代”或 C-ROSS），保险公司的监管正逐步转向以偿付能力为核心的监管模式，保险公司的资本充足和财务安全则成为监管机构的监管重点。监管思路从“放开前端”到“管住后端”的转变，一方面让保险公司在业务发展和投资管理的灵活度方面大幅提升，另一方面也对保险公司自身资产负债管理的

<sup>1</sup>郑苏晋，中央财经大学保险学院精算科学系教授。李炜，中央财经大学保险学院精算科学系硕士研究生。

能力提出了更高的要求。

监管机构关注市场风险最低资本，是为了防范保险公司投资标的价格波动对其偿付能力造成不利影响。由于在“偿二代”下，市场风险在寿险公司最低资本中的占比接近 65%，因此度量市场风险的准确性就显得尤为重要。而且，“偿二代”对保险公司市场风险最低资本的度量提供了标准法，该标准法可以用来计算市场风险模块下各子模块相应的最低资本要求，其中除利率风险使用不利情景法计算外，其他风险子模块均采用较为基础的因子法来进行计算。然而，新的偿付能力监管方式会对保险公司资产配置结果造成什么影响，目前鲜有相应研究给出量化结果。如果最低资本要求确实约束了保险公司最优投资组合的选择，那么本文的量化研究结果将能启发我们思考未来“偿二代”监管细则的改进方向。

## 二、文献回顾

欧盟保险公司偿付能力标准 Solvency II(以下简称 Solvency II)于 2001 年 5 月以兰氏(Lamfalussy)计划的基本理念与总体原则为依据，先后经历 5 次定量影响研究(Quantitative Impact Study, QIS)，于 2016 年 1 月正式实施，构建了一套以风险为导向、整体全面的保险偿付能力管理办法，同样形成了定量要求、定性监管、市场披露的三支柱监管体系。由于 Solvency II 的提出和研究先于中国的“偿二代”，因此已有不少文献关注到偿付能力监管要求与保险公司投资策略之间的关系。

基于 QIS4 框架，Rudschuck et al. (2010) 认为 Solvency II 会促使保险公司减少其权益投资，从而使得保险公司在目前的低利率环境下想要达到要求收益变得更加困难。Bragt, Steehouwer 和 Waalwijk (2010) 进一步表明 Solvency II 的深层次影响因素在于久期，保险公司为满足 Solvency II 的资本要求，需减轻资产与负债的久期错配程度，使得其配置在权益与房地产上的权重减少，进而长期期望收益率下滑。相对于这些研究给出的 Solvency II 的负面结论，基于 QIS5 框架，Gatzert 和 Martin (2012) 则重点关注资产端，发现 Solvency II 的引入将带来保险公司资本要求的减少。Gatzert 和 Martin 使用 Solvency II 的监管标准法(Standard Formula)和内部模型(Internal Model)分别度量了市场风险资本要求。相比于监管标准法，内部模型允许保险公司选择更适合自己的参数进行计算，而不是采用监管给出的固定相关系数矩阵，从而得到的资本要求更符合保险公司的实际风险特征。Hoering (2013) 研究表明 Solvency II 下保险公司的资产管理行为并没有受到负面的掣肘。标准普尔(S&P)给出的风险基础资本充足率模型(risk-based capital adequacy model)比 Solvency II 的监管标准法更为保守，从而监管标准法更多地考虑了风险的分散效应与准备金的损失吸收效应，使得前者得到的资本要求高出后者 68%。然而，Fischer 和 Schütter (2015) 却认为，Solvency II 对保险公司的影响依赖于其对公司价值的理解以及资产负债管理的行为。理论上，以股东利益最大化为目标的保险公司会增加权益投资的权重以提高收益率，而 Solvency II 下更高的权益风险因子则会增加对权益风险的资本要求，从而限制了保险公司的高风险投资行为。然而，作者发现权益风险因子不是越低越好，由于资产负债间的高相关性在一定程度上弱化了保险公司面临的投资风险，从而使得降低权益风险因子，保险公司偿付能



力不足的情况也并不一定会改善。另外，由于监管统一规定了所有保险公司使用相同的权益风险因子，一些资产负债管理良好的保险公司被迫选择趋于保守的投资策略，而一些资产负债管理不足的保险公司反而转向激进的投资策略。综上，可以看出上述研究关于 Solvency II 对保险公司所带来的影响并没有达成一致的结论，究其原因在于对新旧监管体系孰优孰劣的评价标准没有统一。新旧监管体系计算得到的偿付能力资本要求不一致，这意味着低偿付能力资本要求的一方不一定就是合理的，关键在于监管体系与保险公司的实际风险特征是否契合，而 Solvency II 允许使用的内部模型在一定程度上考虑了保险公司自身的风险状况，因此将讨论的重点部分转向内部模型会是一个很好的切入点。

Solvency II 鼓励保险公司使用内部模型计算偿付能力资本要求（SCR）和最低资本要求（MCR）。Eling, Gatzert 和 Schmeiser（2009）考虑到短期内保险公司难以调整其主要由产品给付责任与费用支出构成的负债端来满足监管要求，因此将讨论的重点放在了资产端，认为 Solvency II 给出的偿付能力资本要求，本质上是以投资组合的均值和标准差的形式对保险公司投资组合业绩规定了下限，于是他们在投资组合的均值与标准差的大框架下分别采用了破产概率（ruin probability）、保单持有人预期亏损（expected policyholder deficit）和尾部在险价值（TVaR）来构建内部模型。在后续的实证分析中，他们构建了非对称的索赔分布，并假设了资产和负债的随机独立性。尽管他们提出的内部模型在计算复杂度与实际可操作性上具备优势，但他们使用的数据仅限于非寿险公司。对寿险公司，Alexander, Hato 和 Caroline（2014）考虑到私募股权投资具有流动性补偿及高回报的特征，将寿险公司的投资品种范围拓展为政府债、股票、私募股权、对冲基金，并指出尽管寿险公司持有部分私募股权投资可以获得投资风险分散化效益，但 Solvency II 的监管标准法对私募股权投资计提了过高的资本要求，进而影响到寿险公司投资组合效益的实现，因此文章引入了内部模型，采用资产与负债正态分布的假设，并构造了两者的联合正态分布，发现在马克维茨投资组合理论下，适当增加私募股权的配置权重可显著提升风险收益特征，使得该内部模型所计算得到的资本要求降低，改善寿险公司的偿付能力状况。Alexander, Hato 和 Florian（2015）则在此基础上进一步指出，风险资产投资比例的变化之所以会改变寿险公司的偿付能力资本要求，其实是在投资组合的风险收益特征与资产负债久期匹配程度之间进行了权衡，而监管标准法的症结在于不能根据寿险公司自身风险特征调整不利情景假设，导致保险公司因计提过高的偿付能力资本而被迫放弃部分收益高而风险低的优质投资组合。

针对中国“偿二代”的研究，由于不同资产类别对资本金要求存在显著的差异，学者多是讨论保险公司在新监管体系下资产配置的最优化问题。段国圣（2012）在马克维茨理论的基础上，将偿付能力以约束条件的形式引入到保险公司资产配置的优化模型中，发现保险公司最优资产组合会发生变化，使得偿付能力充足率有了相应的改善。该文还对保险公司期初的资本充足度进行敏感性分析，结果表明最优投资组合与保险公司的期初资本有正相关关系：期初资本充足率越高，则保险公司会有更多的资产配置空间，风险资产占比也会相应提高。王灵芝（2016）从收益、风险、流动性和资本占用四个方面将“偿一代”、“偿二代”与传统马克维茨组合理论的资产配置策略进行对比，发现在增加了

偿付能力的约束条件后，“偿二代”下的有效前沿比“偿一代”更广，保险公司投资自由度显著增加，从而提升了资本的使用效率。

### 三、市场风险最低资本的计算方法

#### (一) 市场风险最低资本的“偿二代”监管标准法介绍

“偿二代”的 1~17 号监管文件已经构成了一套完整的偿付能力监管框架。与 Solvency II 类似，我国“偿二代”亦采用了三支柱的监管体系，包括定性资本要求、定量资本要求及市场约束机制。偿付能力监管是对保险公司进行监管的核心，监管机构根据偿付能力充足率（即实际资本与最低资本的比例）采取相应监管措施，而定性资本要求和定量资本要求则共同构成了“偿二代”下的最低资本要求。

“偿二代”下定量资本要求有三大类风险，包括保险风险、市场风险和信用风险。寿险公司保险风险及市场风险中的利率风险最低资本度量采用情景对比法，除利率风险外的其他市场风险以及信用风险的最低资本度量采用因子法。由于本文将寿险公司所投资的资产类别简化为流动性资产、固定收益债券的政府债与企业债和权益类的股票四类（后文将会介绍），寿险公司面临的市场风险也就简化为利率风险和权益价格风险。

#### 1. 利率风险

利率风险最低资本需要反映无风险利率的不利变动对保险公司资产、负债及其认可价值的综合影响。这一影响直接反映在基础情景下与不利情景下实际资本的变化值上。《保险公司偿付能力监管规则第 7 号：市场风险最低资本》给出的利率风险最低资本的度量公式为：

$$MC_{\text{利率风险}} = \text{Max} \left[ \left( AA_{\text{基础情景}} - PV_{\text{基础情景}} \right) - \left( AA_{\text{不利情景}} - PV_{\text{不利情景}} \right), 0 \right]$$

(错误!文档中没有指定样式的文字。)

其中， $MC_{\text{利率风险}}$ 为利率风险最低资本； $AA_{\text{基础情景}}$ 为基础情景假设下，评估日人身保险公司认可资产的认可价值； $AA_{\text{不利情景}}$ 为不利利率情景假设下，重新计算的评估日人身保险公司认可资产的认可价值； $PV_{\text{基础情景}}$ 为基础情景假设下，根据《保险公司偿付能力监管规则第 3 号：寿险合同负债评估》考虑再保因素后计算得到的评估日寿险业务现金流现值； $PV_{\text{不利情景}}$ 为不利利率情景假设下，根据《保险公司偿付能力监管规则第 3 号：寿险合同负债评估》规定的再保后寿险业务的现金流现值，其中用于计算现值的现金流与基础情景下的现金流一致。

#### 2. 权益价格风险

权益类投资包括上市普通股票、未上市股权、证券投资基金、可转债、优先股和基础设施股权投资计划等。权益价格风险最低资本计算公式为：

$$MC_{\text{权益价格风险}} = EX \times RF$$

其中， $MC_{\text{权益价格风险}}$ 为权益价格风险的最低资本； $EX$ 为风险暴露，权益的风险暴露即该项权益资产的认可价值。由于本文的权益投资仅考虑股票，因此  $EX$

等于持有的股票市场价值。 $RF = RF_0 \times (1 + K)$ 为风险因子，其中 $RF_0$ 为基础因子； $K = \sum_{i=1}^m k_i$ 为特征因子， $K \in [-0.25, 0.25]$ ； $k_i$ 为第*i*个特征系数； $m$ 为特征系数的个数；特征系数 $k_i$ 均由偿付能力监管规定给予赋值。

在得出各类资产的市场风险最低资本之后，需要采用保监会规定的相关系数矩阵进行汇总，计算公式为：

$$MC_{\text{市场}}^{Std} = \sqrt{MC_{\text{向里}} \times M_{\text{相关系数}} \times MC_{\text{向里}}^T}$$

其中， $MC_{\text{市场}}^{Std}$ 代表监管标准法下市场风险的最低资本； $MC_{\text{向里}} = (MC_{\text{利率}}, MC_{\text{权益价格}})$ 组成<sup>1</sup>； $MC$ 为风险的最低资本； $M_{\text{相关系数}}$ 为各类市场风险最低资本相关系数矩阵，由保监会给定。

### （二）市场风险最低资本的内部模型法介绍

虽然“偿二代”目前尚不鼓励保险公司采用自身的内部模型向保监会上报相应的偿付能力情况，但如今世界上部分国家和地区的监管规则中已允许内部模型的使用。因此，不能排除未来中国“偿二代”监管细则向此方向发展的可能性。除此之外，本文试图对“偿二代”的监管效果进行评价，也需要引入相应的模型进行横向比较，因此本文于此处对保险公司可使用的一种度量市场风险最低资本的内部模型进行介绍。

该模型是 Alexander, Hato 和 Florian (2015) 基于马克维茨投资组合理论的资产负债管理方法而提出。为与“偿二代”保持一致，本文将时间跨度设定为1年，并根据置信水平为99.5%的 VaR 来计算最低资本要求。

#### 1. 资产端

基于离散复利的情况， $t = 1$ 时刻的资产价值可以表述为：

$$\tilde{A}_1 = A_0(1 + \tilde{r}_A)$$

其中 $\tilde{A}_1$ 表示 $t = 1$ 时刻资产的随机市场价值； $A_0$ 表示 $t = 0$ 时刻资产的确定市场价值； $\tilde{r}_A$ 表示 $t = 0$ 和 $t = 1$ 时刻之间资产的随机收益率。与 Markowitz (1952) 一致，本文假设资产的收益率是服从正态分布： $\tilde{r}_A \sim N(\mu_A, \sigma_A)$ 。

$$\tilde{r}_A = \sum_{i=1}^n w_i \tilde{r}_i = \mathbf{w}' \mathbf{R}$$

其中 $w_i$ 表示组合中第*i*类资产的权重； $\mathbf{w}$ 是投资组合的权重向量； $\tilde{r}_i \sim N(\mu_i, \sigma_i)$ 表示 $t = 0$ 和 $t = 1$ 时刻之间第*i*类资产的收益率服从正态分布； $\mathbf{R}$ 表示资产收益的随机向量； $n$ 表示这个投资组合中资产种类的数量。

由于正态分布假设， $t = 1$ 时刻资产价值的分布可以完全由其一阶和二阶中

<sup>1</sup> 根据《保险公司偿付能力监管规则第7号：市场风险最低资本》， $MC_{\text{向里}} = (MC_{\text{利率}}, MC_{\text{权益价格}}, MC_{\text{房地产}}, MC_{\text{境外国收}}, MC_{\text{境外权益}}, MC_{\text{汇率}})$ ，但由于本文中的投资资产类别简化为流动性资产、固定收益债券与股票，故相应的 $MC_{\text{向里}}$ 可简化为 $(MC_{\text{利率}}, MC_{\text{权益价格}})$

心矩来确定，即 $E(\tilde{r}_A)$ 和 $\text{Var}(\tilde{r}_A)$ 。由式子（5）可得：

$$\begin{aligned}\mu_A &= E[\tilde{r}_A] = E[\sum_{i=1}^n w_i \tilde{r}_i] = \sum_{i=1}^n w_i \mu_i = \mathbf{w}'\mathbf{M} \\ \sigma_A^2 &= \text{Var}[\tilde{r}_A] = \text{Var}[\sum_{i=1}^n w_i \tilde{r}_i] = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \rho_{i,j} \sigma_i \sigma_j = \mathbf{w}'\Sigma\mathbf{w}\end{aligned}\quad (7)$$

其中 $\mathbf{M}$ 表示收益率的均值向量； $\rho_{ij}$ 表示第 $i$ 和第 $j$ 类资产的相关系数； $\Sigma$ 表示收益率的方差-协方差矩阵。

## 2. 负债端

类似资产端，负债在 $t = 1$ 时刻的价值为：

$$\tilde{L}_1 = L_0(1 + \tilde{g}_L)$$

其中 $\tilde{L}_1$ 表示 $t = 1$ 时刻负债的随机市场价值； $L_0$ 表示在 $t = 0$ 时刻负债的确定市场价值； $\tilde{g}_L$ 表示 $t = 0$ 到 $t = 1$ 时刻之间负债的随机增长率。与 $\tilde{r}_A$ 类似，负债的增长率假设服从正态分布 $\tilde{g}_L \sim N(\mu_L, \sigma_L)$ ，由于各个险种单独的数据难以获得，本文避免对 $\tilde{g}_L$ 进行进一步的分解。为了让公司的资产和负债产生相关性，假设 $\tilde{r}_A$ 和 $\tilde{g}_L$ 具有线性相关性，并服从二元正态分布：

$$(\tilde{r}_A, \tilde{g}_L)' \sim N_2(\mathbf{M}_{A,L}, \Sigma_{A,L})$$

其中 $\mathbf{M}_{A,L} = (\mu_A, \mu_L)'$ 是二维均值向量， $\Sigma_{A,L}$ 是二维方差-协方差矩阵。

## 3. 净资产端 $\text{NAV}_1$ 的分布

时刻 $t=1$ 的净资产 $\text{NAV}_1$ 以及 $t=0$ 到 $t=1$ 之间的净资产变化量 $\Delta\text{NAV}$ 分别为：

$$\text{NAV}_1 = \tilde{A}_1 - \tilde{L}_1$$

$$\Delta\text{NAV} = \text{NAV}_1 - \text{NAV}_0 = (\tilde{A}_1 - \tilde{L}_1) - (A_0 - L_0)$$

基于上述假设， $\Delta\text{NAV}$ 仍然服从正态分布，其均值为：

$$\mu_{\Delta\text{NAV}} = E[\text{NAV}_1 - \text{NAV}_0] = E[\tilde{A}_1] - E[\tilde{L}_1] - (A_0 - L_0) = E[A_0(1 + \tilde{r}_A)] -$$

$$E[L_0(1 + \tilde{g}_L)] - (A_0 - L_0) = A_0\mu_A - L_0\mu_L = A_0\mathbf{w}'\mathbf{M} - L_0\mu_L$$

方差为：

$$\begin{aligned}\sigma_{\Delta NAV}^2 &= \text{Var}[NAV_1 - NAV_0] = \text{Var}[\tilde{A}_1] + \text{Var}[\tilde{L}_1] - 2\text{cov}[\tilde{A}_1, \tilde{L}_1] = \\ &= \text{Var}[A_0(1 + \tilde{r}_A)] + \text{Var}[L_0(1 + \tilde{g}_L)] - 2\text{cov}[A_0(1 + \tilde{r}_A), L_0(1 + \tilde{g}_L)] = \\ &= A_0^2 \mathbf{w}' \Sigma \mathbf{w} + L_0^2 \sigma_L^2 - 2A_0 L_0 \text{cov}[\mathbf{w}' \mathbf{R}, \tilde{g}_L]\end{aligned}\quad (13)$$

置信水平为  $1 - \alpha$  的  $VaR$  (记作  $VaR_\alpha$ ), 通常被定义为在一段时间内  $1 - \alpha$  置信区间的最大损失值。对于随机变量  $\Delta NAV$ ,  $VaR_\alpha$  表示其分布的  $\alpha$  分位数。在得出  $\Delta NAV$  的分布函数之后, 就可以得出  $VaR_{0.5\%}$ , 从而计算内部模型下的市场风险最低资本  $MC_{\text{市场}}^{Int}$  了。由于  $\Delta NAV$  服从正态分布, 因此可得解析解:

$$MC_{\text{市场}}^{Int} = |\mu_{\Delta NAV} + z_{0.5\%} \sigma_{\Delta NAV}|$$

其中  $z_{0.5\%}$  代表标准正态分布 0.5% 的上分位数。

## 四、数据与计算

### (一) 数据处理

#### 1. 定义可配置的资产类别

保险公司投资资产划分为流动性资产、固定收益类资产、权益类资产、不动产类资产和其他金融资产等五大类资产。而保险公司的投资对象主要分布在定期存款、债券、股票、基金以及近年来快速发展的债权投资计划和理财产品投资。考虑到不同投资对象的收益率有很强的相关性, 本文将投资对象进行如下简化:

- 保险公司投资于货币市场的流动性资产主要为了保持资产的流动性, 这部分可以使用银行间或交易所市场的一些短期国债回购投资进行代表。
- 保险公司定期存款主要是和商业银行进行协议存款, 是为了在保证本金安全的基础上, 获得到期后的利息收益。其本质和保险公司投资债券并持有至到期相同, 因此, 该类投资可以用保险公司的债券投资进行近似。
- 保险公司进行基金投资, 主要包括债券基金、股票基金和混合基金。从投资对象来看, 和投资债券及股票没有本质差别, 所以该类投资可以用保险公司的债券和股票的投资进行近似。
- 债权投资计划和理财产品投资是近年来兴起的保险公司投资方式。该投资方式是保险公司在近年来固定收益类资产收益率持续走低、权益类资产的波动性加大、“资产荒”问题加剧的大背景下发展起来的。从本质来说, 不论是嵌套于各类资产管理计划的债权投资计划、股权投资计划, 还是一些资产支持计划, 都是一种金融创新下的类信贷行为。该类投资的收益率高, 深受保险公司欢迎, 未来随着企业融资渠道的拓展及直接融资比重的提升, 该类投资会长期存在, 但不会一直

保持这种高占比。从实际研究的角度看，一方面该类投资方式刚刚兴起，历史收益率数据太少，而且该市场属于半公开的市场，投资的数据很难全部拿到；另一方面，由于“刚性兑付”还未打破，一些通道类业务也是在政策不完善的背景下发展的，导致该类资产的风险与收益并不十分匹配。因此本文忽略对该部分投资对象的研究。

由于保险公司的债券投资比重很大，而不同债券的风险收益特征不同，因此有必要对债券投资进行进一步的细分。以中国人寿、中国平安、中国太保、新华保险四家大型上市保险公司的债券投资为例，虽然四家保险公司对债券投资有着不同的分类，但投资的具体债券品种一般都包括：国债、金融债（包括政策性金融债和一般金融机构金融债）、企业债和次级债券等。绝大部分债券的评级均为 AA+ 以上。如表 1 所示：

表 1：上市保险公司债券投资品种划分<sup>1</sup>

公司名称	投资种类
中国人寿	国债、政府机构债券、企业债券、次级债券/债务
中国平安	政府债券、金融债、企业债
中国太保	政府债券、金融债、企业债
新华保险	国债、金融债、企业债、次级债券

本文将表 1 的债券投资对象重新分类为：国债和企业债。中国人寿投资种类中的次级债券/债务属于商业银行（即非政府）发行的债券，本文划为企业债。金融债根据目前市场上的存量金融债构成比例，划分为政策性金融债和非政策性金融债。政策性金融债由于实际上由政府信用担保，所以划分为国债；非政策性金融债没有政府信用担保，划为企业债。从而，本文使用简化后的保险公司可投资的资产种类为：国债回购、国债、企业债和股票。根据保监发〔2014〕13 号文件《中国保监会关于加强和改进保险资金运用比例监管的通知》，保监会将流动性资产、固定收益类资产、权益类资产、不动产类资产和其他金融资产等五大类资产分别限定了投资的比例。本文将考虑此约束条件对投资组合优化的影响。

表 2：简化后投资品种及投资比例限制<sup>2</sup>

可投资大类资产	限定的投资比例	简化的投资品种	投资比例限制
流动性资产		国债回购	
固定收益类资产		国债、企业债	
权益类资产	账面余额合计不高于本公司上季末总资产的 30%	股票	不高于上季末总资产的 30%

<sup>1</sup>数据来源：公司年报

<sup>2</sup>另：境外投资余额，合计不高于本公司上季末总资产的 15%

不动产类资产	账面余额合计不高于本公司上季末总资产的 30%
其他金融资产	账面余额合计不高于本公司上季末总资产的 25%

---

## 2. 确定各资产类别的基准指数

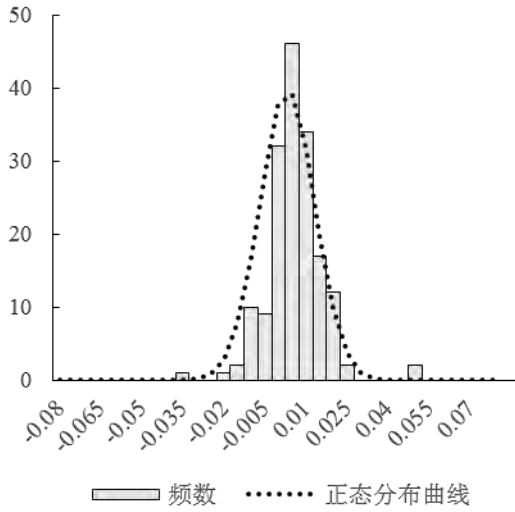
对于每一资产类别，我们选用一个基准指数来表示，并假设其收益率为正态分布。

货币市场方面，综合考虑指标的时间长度和市场使用程度，选择上交所 7 天国债回购利率（简称“DR007”，下同）作为基准。在国债方面，由于国债可以在银行间市场和沪深交易所市场发行，本文使用中证指数有限公司公布的中证国债指数（简称“中证国债”，下同）作为保险公司投资国债的收益率基准。企业债方面，企业债也可以在银行间市场和交易所市场发行，本文选择上海证券交易所编制的企业债指数（简称“上证企债”，下同）作为保险公司投资企业债资产的收益率基准。股票方面，考虑到保险公司属于稳健型的长期投资者，偏好优质蓝筹股，而且“偿二代”在计算权益风险时，本身就对股票是否属于沪深 300 成分股进行了区分，因此选择中证指数有限公司编制的沪深 300 指数作为保险公司投资上市普通股票的收益率基准。

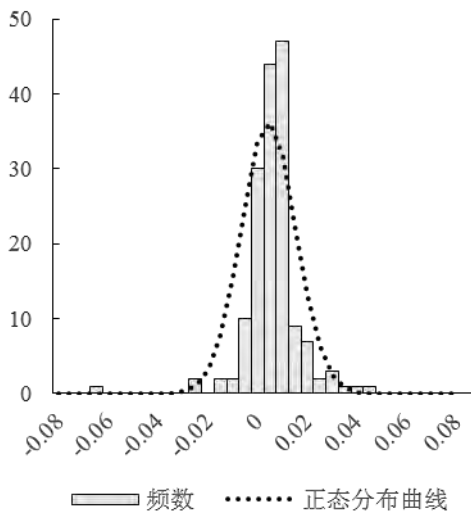
对于指数时间跨度的选取，一方面要充分考虑到经济周期；另一方面，由于我国金融市场起步较晚，很多基准指数没有太早的数据，另外专业的保险资产管理公司 2003 年才成立。综合各种因素，本文利用 Wind 数据库，选取 2006 年 7 月 31 日到 2016 年 12 月 30 日的月度基准指数收益率来估计均值、标准差和相关系数。该区间经历了不同的经济周期和利率环境。

对中证国债指数、上证企债指数、DR007 和沪深 300 指数的月度收益率作进一步分析，利用样本数据作出频数分布直方图，并添加拟合的正态分布曲线，如图 1 所示。

中证国债



上证企债





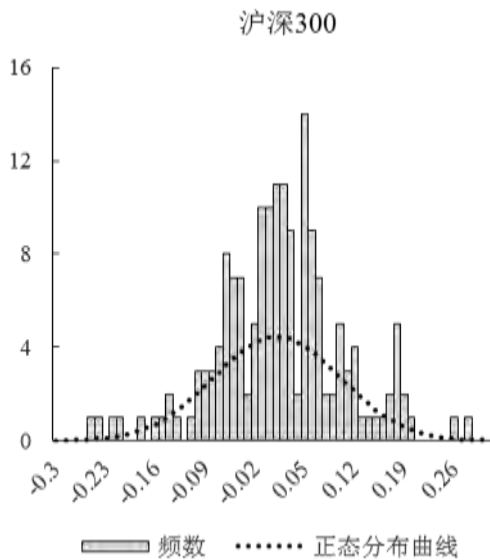
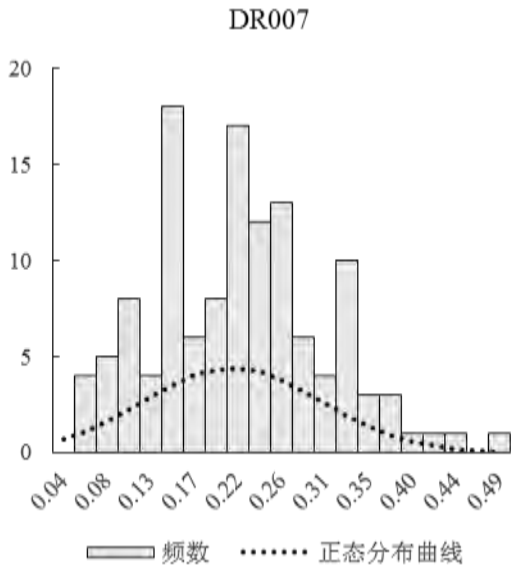


图 1: 不同大类资产的风险-收益特征

下面对上述指数的增长率利用 Kolmogorov-Smirnov 检验（简称 K-S 检验，下同）验证其正态性。在置信度为 90% 情况下进行假设检验，输出结果如表 3 所示：

表 3: 资产端正态分布 K-S 检验结果

	DR007	中证国 债	上证企债	沪深 300
--	-------	----------	------	-----------

N (数据量)	128	128	128	128
Kolmogorov-Smirnov Z	0.827	0.965	2.172	0.922
渐近显著性(双侧)	0.501	0.310	0.000	0.363

由表 3 可知，DR007、中证国债和沪深 300 的双侧检验 p 值大于 0.05，不能拒绝服从正态分布的原假设。上证企债的双侧检验 p 值小于 0.05，拒绝服从正态分布的原假设。尽管上证企债的收益增长率不服从正态分布，但考虑到本文的主要目的是为了对比监管标准法和内部模型在不同投资策略下对市场风险最低资本的影响，模型假设与实际情况之间的一定偏离是可以容忍的，而且使用正态分布假设对后续的建模与计算来说十分便利，因此采用正态分布假设是可以接受的。

## (二) 市场风险监控标准法计算

由于本文假设保险公司仅投资于 DR007、国债、企业债和股票，所以其面临的市场风险仅为利率风险和上市普通股票的权益价格风险。下文分别对以上两种风险的最低资本计量及利用相关系数矩阵进行市场风险汇总的过程进行论述。

### 1. 利率风险

除市场风险最低资本计量方法外，保监会还发布了《人身保险公司利率风险基础情景和不利情景曲线生成器》，在该生成器中对不利情景中资产利率和负债利率的变动都做了明确的规定。保险公司在生成不利情景时，只需要输入基础情景的资产和负债评估的收益率数据。为了后续的简化，本文的不利情景利率变动范围采用按年限加权平均的方法得出。

### 2. 上市普通股票的权益价格风险

上市普通股票的权益价格风险  $EX$  为其认可价值，基础因子  $RF_0$  有如下赋值：

$$RF_0 = \begin{cases} 0.31 & \text{沪深主板股} \\ 0.41 & \text{中小板股} \\ 0.48 & \text{创业板股} \end{cases}$$

根据股票涨跌幅度设定特征系数  $k_1$ ，并按照如下方法赋值：

$$k_1 = \begin{cases} 1 & x \geq 1 \\ x^2 & 0 \leq x < 1 \\ -x^2 & -1 \leq x < 0 \end{cases}$$

其中  $x = \frac{\text{上市股票账面价值} - \text{购买成本}}{\text{购买成本}}$ ，购买成本为某只股票各次购买价格的加权平均

值。

根据股票本身是否为沪深 300 指数成份股设定特征系数  $k_2$ ，并按照如下方法赋值：

$$k_2 = \begin{cases} -0.05 & \text{沪深 300 指数成份股} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

在只考虑利率风险和权益价格风险的情况下，市场风险最低资本相关系数矩阵如表 4 所示：

表 4：市场风险最低资本相关系数矩阵

	$MC_{\text{利率}}$	$MC_{\text{权益价格}}$
$MC_{\text{利率}}$	1	-0.14
$MC_{\text{权益价格}}$	-0.14	1

### （三）市场风险内部模型计算

尽管监管标准法给出的参数具备一定的透明度与可操作性，然而这些参数很难与保险公司自身的风险状况相匹配。相比之下，内部模型在资产端将直接利用图 1 给出的风险收益经验分布数据，但在负债端，由于缺乏合适的用于参数估计的数据，因此需要寻找其他指标对服从正态分布的负债增长率 $\tilde{g}_L$ 的前两阶矩进行近似。根据《保险公司偿付能力监管规则第 3 号：寿险合同负债评估》，寿险合同负债计量所采用的折现率曲线即负债评估利率为本文提供了一个很好的替代变量。因此，本文采用“偿二代”规定的寿险合同负债评估利率计算方法所得出的评估折现率来近似代替 $\tilde{g}_L$ 。

“偿二代”寿险合同负债评估所采用的折现率曲线由基础利率曲线加综合溢价形成。保监会根据业务属性和市场环境的变化，及时调整折现率曲线。根据保监会 2016 年 1 月发布的文件，现阶段基础利率曲线由以下三段构成：

$$\left\{ \begin{array}{ll} 750 \text{ 天移动平均国债收益率曲线} & 0 < t \leq 20 \\ \text{终极利率过渡曲线} & 20 < t \leq 40 \\ 4.5\% \text{ (终极利率)} & t > 40 \end{array} \right.$$

其中  $t$  为年度。第一部分使用 750 天移动平均的银行间固定利率国债收益率加上适当的风险溢价得到，具体计算方法保监会在相关文件中已经给出。第二部分终极利率过渡曲线采用二次插值法计算得到。第三部分终极利率是保监会综合考虑我国经济的增长率和通货膨胀率等因素来决定，保监会 2016 年 1 月发布的文件规定终极利率为 4.5%。对于终极利率的引入，是由于寿险业务的长期性，市场上缺乏长期资产与之匹配，也无法对 40 年后的利率进行预测，因此根据经济增长率和通货膨胀率设定的终极利率在经济意义上是可以接受的。而这种假设还有一个隐含的意义，即不论利率处于上行或下行的趋势，长期看都将回归均衡的水平。尽管终极利率过渡曲线和终极利率曲线的经济含义相比直接使用 750 天移动平均国债收益率曲线不那么直观，但是因为它们的加入，负债端的评估利率会更加平稳。

综上，由中国债券信息网中的“保险合同准备金计量基准收益率曲线”收集到从 2006 年 7 月至 2016 年 12 月每月最后一个交易日的 1 年期收益率数据，例如 2016 年 12 月的最后一个交易日是 12 月 31 日，该日 750 天移动平均 1 年期收益率为 2.778%。将上述 130 个交易日的数据绘成散点图的时候，如图 2 所示。

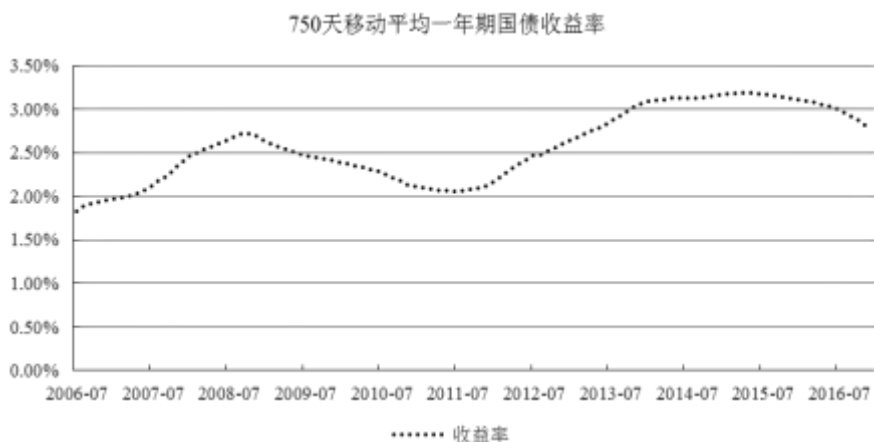


图 2: 750 天移动平均的一年期国债收益率

由于该收益率曲线已经作了移动平均的处理，不需要再次求出该组收益率的均值，可直接使用 2016 年 12 月 31 日收益率曲线中的 1 年期收益率作为保险公司负债增长率  $\tilde{g}_L$ ，即：

$$\tilde{g}_L \approx 2.778\%$$

然后，求出这 130 个交易日收益率的标准差，作为保险公司负债增长率  $\tilde{g}_L$  的标准差，即：

$$\sigma_A = 0.430\%$$

与资产收益率的验证方式类似，仍采用 Kolmogorov-Smirnov 检验的方法，对负债增长率是否服从正态分布的假设进行验证。在 90% 的置信度下，检验结果如表 5 所示：

表 5: 负债端正态分布假设 K-S 检验结果

750 天移动平均一年期国债收益率	
Kolmogorov-Smirnov Z	1.233
渐近显著性(双侧)	0.095

如表 5 所示，双侧检验 p 值为  $0.095 > 0.05$ ，不能拒绝服从正态分布的原假设。尽管负债增长率服从正态分布的假设显得过强。不过，考虑到本文只研究市场风险模块，该风险是寿险公司负债端由于利率变动所面临的最大风险，而且根据 Vasicek (1977) 的研究结果，影响该风险大小的一些短期利率本身是服从对称分布的，同时久期的测算也是基于对称分布的收益率曲线，因此负债增长率服从正态分布的假设是可以接受的。

接下来需要计算寿险公司债券投资的久期。寿险公司一般不会公布其持有的各类债券久期情况，因此需要使用一定的近似方法推算出债券的久期。由于本文分别使用中证国债和上证企债指数来描述寿险公司持有的国债与企业债的收益率情况，为了与之相一致，本文使用债券市值作为权重，分别计算构成

中证国债和上证企债指数成分的债券久期，得出在 2016 年 12 月 30 日（2016 年最后一个交易日）中证国债和上证企债的市值法加权平均修正久期分别为 6.79 和 2.61。

表 6 对 DR007、中证国债、上证企债和沪深 300 从 2006 年 7 月 31 日-2016 年 12 月 31 日的经验分布数据进行了汇总，其中均值和标准差已进行了年化处理。

表 6：月度收利率的描述性统计量（2006/07/31-2016/12/31）

序号	资产类别	基准指标	样本数	均值	标准差	久期
1	货币市场	DR007	128	2.58%	0.31%	—
2	国债	中证国债	128	3.93%	3.48%	6.79
3	企业债	上证企债	128	5.33%	3.82%	2.61
4	股票	沪深 300	128	13.44%	31.00%	—

如表 6 所示，只有国债和企业债对利率的期限结构敏感。在资产端，久期  $D_A$  可以根据投资组合的构成来计算：

$$D_A = \sum_{i=1}^4 D_i \cdot w_i \quad (15)$$

其中  $w_i$  代表资产类别  $i$  在投资组合中所占的权重， $D_i$  代表每个资产的修正久期。由于股票不存在久期，所以  $D_A$  的大小最终取决于国债和企业债在投资组合中所占的比重。

对于负债端的久期，不同公司的产品结构差别很大，这导致不同公司之间的负债久期差别也会很大。参考前述四家上市保险公司年报中公布的保费收入排名前五位的传统险产品，并进行简化的现金流测算，本文将保险公司的负债久期设为 10。

为了得到  $\rho_{A,L}$ ，需要进行以下近似<sup>1</sup>（Braun, Schmeiser, Siegel, 2014）：

$$\rho_{A,L} \approx \begin{cases} \frac{D_A}{D_L} & \text{if } D_A \leq D_L \\ \frac{D_L}{D_A} & \text{otherwise} \end{cases} \quad (16)$$

其中  $D_A$  表示保险公司资产端的修正久期， $D_L$  表示保险公司负债端的修正久期，由式子(16)可知，资产和负债的久期缺口越小，资产与负债的相关系数就

<sup>1</sup>使用久期来对资产和负债增长率的线性相关性进行推导，这种近似关系的准确性会随着利率变动幅度的增加而减弱

越大。

## 五、数值分析

由于保险公司是风险厌恶型投资者，因此其目标是在给定收益水平下最小化方差(或标准差)，从而保险公司面临着经典的二次规划问题(Kroll, Levy, and Markowitz, 1984):

$$\min \mathbf{w}'\Sigma\mathbf{w} \quad (17)$$

$$\text{subject to } \mathbf{w}'\mathbf{M} = \bar{\mu}_A \quad (18)$$

$$\mathbf{w}'\mathbf{1} = 1 \quad (19)$$

$$w_i \geq 0 \quad (20)$$

$$w_i \leq u_i \quad i \in \{1, 2, 3, 4\} \quad (21)$$

(18)引入了固定的均值 $\bar{\mu}_A$ ，(19)和(20)排除了卖空和借入资金进行投资的可能，同时保证各类投资资产比例加总为100%。(21)意味着保险公司进行投资各类资产比例要受到监管限制，其中股票的投资比例不得超过30%<sup>1</sup>。

### (一) 有效前沿计算

在计算有效前沿之前，需要确定保险行业的股东权益比率。与前文类似，仍通过中国人寿、中国平安、中国太保和新华保险四家上市公司与行业的数据进行估计，如表7所示。

表7：2015年寿险行业和四家上市公司（寿险部分）资产和股东权益情况<sup>2</sup>  
(单位：百万元)

	中国人寿	平安人寿	太保人寿	新华保险	合计	行业总体
总资产	2,448,315	1,612,167	760,061	659,360	5,479,903	12,359,776
股东权益	326,214	103,602	70,845	57,893	558,554	1,608,970
股东权益占总资产比重	13.32%	6.43%	9.32%	8.78%	10.19%	13.02%

根据表7设定模型中的寿险公司总资产为12万亿。而针对股东权益比率，除中国人寿为13.32%外，其他公司均低于行业平均水平，这是由于上市公司信用良好，可以通过发行次级债等方式补充资本，然而并不适用于很多中小保险公司。因此，选择行业总体的股东权益比率进行近似，将该变量设定为13%。

<sup>1</sup>根据《中国保监会关于加强和改进保险资金运用比例监管的通知》，保险公司投资权益类资产的账面余额，合计不高于本公司上季末总资产的30%

<sup>2</sup>数据来源：公司年报、信息披露报告，中国保监会官网

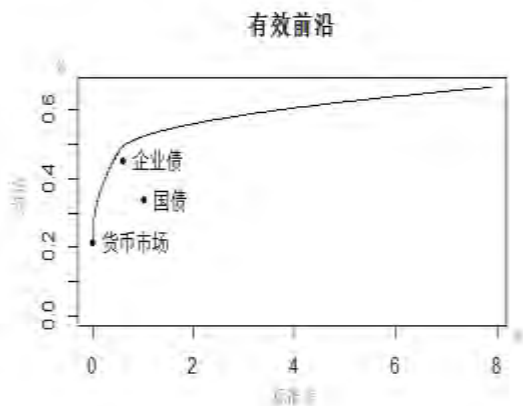


图 3：不允许卖空和投资比例限制下的有效前沿

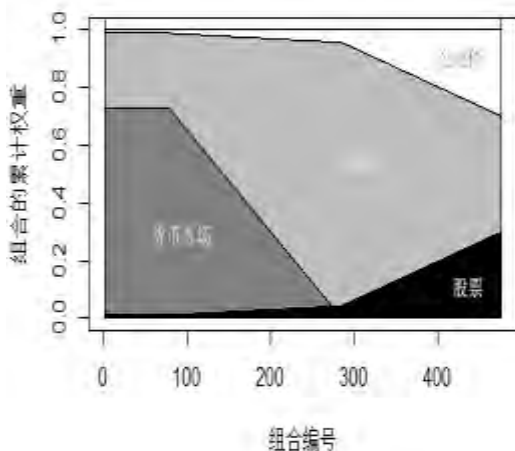


图 4：有效前沿的组合成分

本文共计算了 450 个投资组合的有效前沿，图 3 为考虑了卖空约束和相应投资比例限制后在  $\mu - \sigma$  空间上画出的各类资产类别组成的有效前沿，而各投资组合的资产配置权重由图 4 给出，各组合按照其期望回报与标准差从小到大依次排列。可以看出，在低风险的投资组合中，货币市场投资占比高；随着要求收益率的提高，风险逐步增加，从而国债和企业债投资占比也相应增加，货币市场投资趋于减少。当组合的风险继续增加时，国债占比开始减少，企业债和股票占比增加。

## (二) 有效组合的可行性

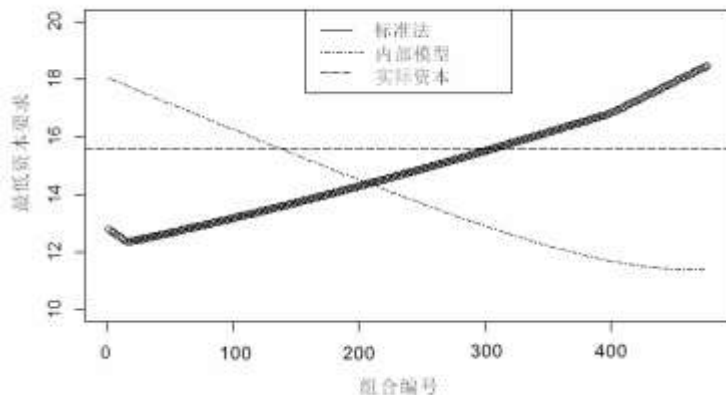


图 5：监管标准法和内部模型下的市场风险最低资本要求

图 5 分别给出了不同投资组合在监管标准法和内部模型下的市场风险最低资本要求。投资组合的编号与图 4 相同，依据组合的风险与收益从左到右升序排列。由图 5 可以看出，监管标准法和内部模型给出了不同的偿付能力资本要求。在“偿二代”下保险公司的偿付能力必须满足实际资本（ $AC$ ）高于最低资本（ $MC$ ）的要求，即在本文中需有： $AC \geq MC_{\text{市场}}$ ，而本文以寿险公司初始时刻资产端 $A_0$ 与负债端 $L_0$ 的金额为其认可价值，相应地有 $NAV_0 = A_0 - L_0 = AC$ ，也就是说寿险公司为满足偿付能力要求，须保证其持有净资产水平高于市场风险最低资本，而该净资产水平在图 5 中以水平虚线表示。

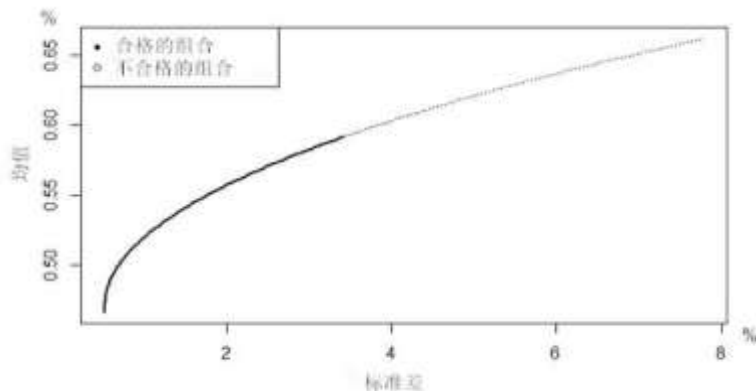


图 6：监管标准法下有效前沿组合的可行性

### 1. 监管标准法

监管标准法的计算结果主要由两方面决定：不同资产类别对应的风险因子和相应的资产负债久期缺口。由图 4 的权重向量与图 5 偿付能力资本要求的变化趋势中可以看出，监管标准法结果对具有较高风险因子的资产类别（股票）



的持有比例变化敏感。进一步地，由图 6 可知，左边的投资组合由于主要投向是货币市场，国债和企业债的占比很少，具有较低的资本要求从而可行。之后偿付能力资本要求显著上升，并越过实际资本线使得寿险公司偿付能力不足，这是因为在监管标准法下，尽管随着寿险公司持有企业债与股票比例的增加，投资组合收益率有所上升，但这并不能弥补因较大的风险因子而计提的偿付能力资本要求的上升，此时相比于利率及久期缺口带来的影响，资本要求更受制于具有较大风险因子的资产类别（如股票）的持有比例，而这就将许多具备良好风险分散性质的投资组合排除在外。

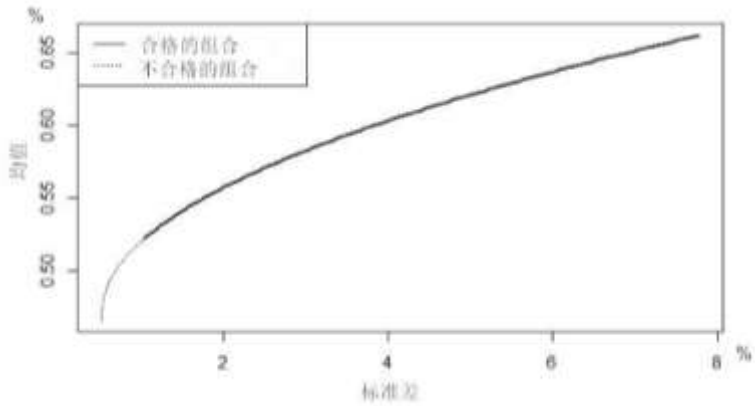


图 7：内部模型下有效前沿组合的可行性

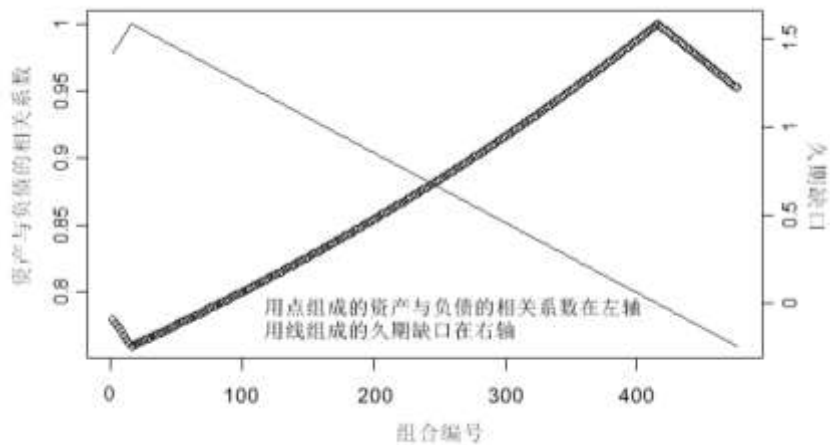


图 8：各投资组合资产负债相关系数与久期缺口

## 2. 内部模型

随着图 4 权重向量的变化，图 5 中内部模型的偿付能力资本要求曲线却呈现出与监管标准法完全不同的走势。内部模型依赖于不同类别资产的风险收益经验分布，也就是收益率的前两阶中心矩，只要寿险公司对收益与风险进行了

充分的权衡，那么内部模型将能够捕捉到投资风险控制行为的信号，从而资本要求较低。此时，式子（16）所决定的资产负债相关系数与久期缺口便成为了影响寿险公司资产负债管理能力与计量对应资本要求的显著因素。

由图 5，最左边的投资组合有着最小的标准差但却有着最高的资本要求，而且在第 210 个投资组合之前，内部模型的资本要求一直高于标准型。尽管看起来很矛盾，但这是由于接近最小方差的投资组合主要持有国债回购，持有国债和企业债的比例小，导致图 8 中的久期缺口较大，对应的资产负债间的相关系数较小，从而资产负债不匹配，进而产生较高的资本要求。随着投资组合中债券持有比例的增加，资产负债错配的情况得到改善，资本要求曲线持续下降。之后，虽然国债的投资比例在下降，但同样具有久期的企业债占比快速提升，风险收益水平更高的股票资产比例也在不断增加，使得一方面久期投资组合下降得不明显，另一方面投资组合的收益率水平在整体上升，从而资本要求也相应下降。

### （三）经济含义

本文的研究结果表明，“偿二代”监管标准法对市场风险最低资本的度量存在一定的不足。由于其仅关注不同资产子类别的风险因子，而忽视了组合期望收益与投资分散化效应的影响，无法给出考虑到风险收益特征及相关性的投资组合的合理结果，从而带来下列影响：一，包含股票、国债、企业债和货币市场工具的投资组合在这些子类别间的风险惩罚是不成比例的，使得有些本来已经具备良好风险分散效应的投资组合需要满足高昂的资本要求；二，尽管考虑到资产负债匹配，监管标准法并没有促使寿险公司选择有着更小久期缺口的投资组合，从而寿险公司可能转向将资本配置在更高风险水平的资产类别上。

尽管本文的内部模型构造相对简单，但相比于监管标准法，更能描述投资组合的分散化效应和相应的风险收益间权衡的考虑。每种投资工具对资本要求的影响都是基于其分布特征而不仅仅是对应的、相对固定的风险因子而进行计算，因此内部模型给予保险公司更多的空间去选择有着更大标准差和更高期望收益的投资组合，而且内部模型还减少了资产负债良好匹配的寿险公司资本要求，从而促使保险公司选择有着较小久期缺口的有效投资组合。

## 六、结语

本文考虑寿险公司在满足“偿二代”市场风险资本要求下，基于投资组合理论的资产配置问题。本文首先简单介绍了监管标准法并引入了一个简单的内部模型，接着简化了保险公司所持有的主要资产类别的风险收益经验特征，求解对应的二次优化问题从而得到带预算约束、卖空约束和投资比例限制的有效投资组合，并且分别计算了在监管标准法和内部模型下的资本要求，并在给定股东权益比率这一外生变量的条件下，识别投资组合中各资产类别的构成情况。

本文的结论有着一定的实际意义。由于“偿二代”标准法仅是基于资产类别风险因子的一维设计机制，其对各类资产的风险收益特征考虑不够充分，在资产和负债匹配方面的考虑也不够周全，从而没有给出经济意义上合理的结果。具体地说，监管标准法过多限制了投资工具类别的选择，给出的结果对久期缺口也不敏感，促使了保险公司可能偏向选择无效的投资组合，或者在收益

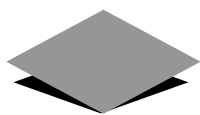
一定的情况下，可能被迫选择风险更高的投资组合。本文希望通过监管标准法与内部模型的对比，指出“偿二代”目前可能存在的不足，使偿付能力监管体系能够进一步得到完善。

最后，本文的研究尚存在一定的不足之处：

- 1.为了将寿险公司的资产和负债联系起来，二维正态分布的模型选择较为简单，且对所有资产符合正态分布的假设过强。
2. 为了研究的简化，寿险公司投资资产类别的选择过于简单。特别是近年来随着保险行业投资领域限制的进一步放开，本文目前的假设可能与实际情况有着一定的偏差。
3. 本文的内部模型设计较为简单，可在此基础上进行改进。

### 参考文献

- [1] 段国圣，2012，“资本约束下的保险公司最优资产配置：模型及路径”，*财贸经济*(8): 72-79 页。
- [2] 王灵芝，2016，“基于条件期望损失的“偿二代” TVOG 风险因子校准”，*保险职业学院学报*(1): 65-71 页。
- [3] Braun, A., Schmeiser, H., and Schreiber, F., 2015, “Portfolio optimization under Solvency II: implicit constraints imposed by the market risk standard formula.” *The Journal of Risk and Insurance*84(1): 177-207.,.
- [4] Braun, A., Schmeiser, H., and Siegel, C., 2014, “The Impact of Private Equity on a Life Insurer’s Capital Charges Under Solvency II and the Swiss Solvency Test.” *Journal of Risk and Insurance*81(1): 113-158.
- [5] David, van Bragt et al. 2010, “Market consistent ALM for life insurers—Steps toward Solvency II.” *The Geneva Papers*35(1): 92-109.
- [6] H6ring, D., 2013, “Will Solvency II market risk requirements bite? The impact of Solvency II on insurers’ asset allocation.” *The Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*38(2): 250–273.
- [7] Harry, M., 1952, “Portfolio selection.” *The Journal of Finance*7(1): 77-91.
- [8] Eling, M., Gatzert, N., Schmeiser, H., 2009, “Minimum standards for investment performance: A new perspective on non-life insurer solvency.” *Insurance: Mathematics and Economics*45(1): 113-122.
- [9] Gatzert, N., Martin, M., 2012, “Quantifying credit and market risk under Solvency II: Standard approach versus internal model.” *Insurance: Mathematics and Economics*51(1): 649-666.
- [10] Rudschuck, N., T. Basse, A. Kapeller, and T. Windels, 2010, “Solvency II and the Investment Policy of Life Insurers: Some Homework to Do for the Sales and Marketing Departments.” *Interdisciplinary Studies Journal*1(1): 57-70.



**4**

---

# 保 险 公 司 风 险 管 理

# 全面风险管理对人身保险公司经营效率的影响

杜霞<sup>1</sup>

## 摘要:

全面风险管理是内部控制的前提和动力,通过对风险全面的识别和评估,为企业内部控制提供明确的方向,帮助企业更好地实现经营目标。但同时建立全面风险管理体系需要投入大量人力物力,在一定程度上也降低了企业的经营效率。本文以人身保险公司为研究对象,重新定义了全面风险管理程度指标,并通过DEA及Malmquist指数法测度企业效率,采用固定效应面板回归以及门槛效应模型,研究全面风险管理对于企业经营效率的影响。结果表明全面风险管理程度越高的企业,其经营效率的提升也就越大。具体而言,全面风险管理主要通过规模效率来进一步影响技术效率,但是对技术变动和纯技术效率的影响不大。并且,全面风险管理体系的建设是一个循序渐进的过程,在当前的市场环境下,较低水平的全面风险管理措施更适合企业的整体发展。

**关键词:** 全面风险管理, Malmquist 指数, 门槛效应

## 一、引言

全面风险管理(Enterprise Risk Management,ERM)是近几年提出的新型风险管理框架,相比于传统风险管理模式来说,全面风险管理将企业面临的风险看作是一种资产组合,公司可以通过自然对冲等方法选择最优策略整合控制风险,大大降低了风险管理的成本(Eckles, 2014)。目前被世界各企业所广泛接受的ERM框架是美国反舞弊财务报告委员会(COSO委员会)所发布的《企业风险管理--整合框架》,该框架以《内部控制整合框架》为基础,将风险管理细化为战略、经营、报告及合规四个部分,充分利用企业各职能部门,将风险控制在企业风险偏好范围内。实质上,全面风险管理对内部控制进行拓展和延伸,以全局性、前瞻性的视角审查评估风险,并结合企业整体战略目标、经营目标等制定完整的风险管理方案,最终通过内部控制等手段实现风险最小化。全面风险管理是企业内部控制的前提和动力,为内部控制提供明确的方向,从而更好的实现企业经营目标。

保险公司通过分摊风险积聚保险资金,并将保险资金投入金融市场,广泛参

<sup>1</sup>杜霞, 中央财经大学保险学院硕士研究生。

与市场上资金融通、资本投资等金融活动，其负债经营的性质决定了保险公司风险的特殊性。近年来，随着金融形势的变化趋于复杂，保险行业中普遍存在的注重规模扩张忽视基础风险管理的粗放型发展模式已经初现弊端。并且，较之于财产保险公司，人身保险公司所面临的保险风险、市场风险等不确定性更大。由于人身保险公司所经营的寿险、年金等险种承保周期较长，具有一定储蓄性质，保险公司能够运用的资金规模也就更为庞大，一旦金融环境发生恶化，保险公司极有可能因资金周转不足而陷入经营困境，破坏社会稳定。因此监管机构也格外关注人身保险公司的风险管理和内部控制状况。2010年10月，保监会出台《人身保险公司全面风险管理实施指引》（以下简称《指引》），对人身保险公司的全面风险管理框架做出严格规定，要求各公司建立起上至董事会，下达公司各层级员工，全员参与风险识别、评估、控制的全面风险管理体系；2012年2月，保监会发布《人身保险公司年度全面风险管理报告框架》，根据两年来ERM制度的实施经验，明确保险公司全面风险管理报告应当包括风险管理流程、总体风险战略、公司资本充足性，以及风险的定性定量披露等内容，进一步规范了全面风险管理框架。但实际上，各人身保险公司在《指引》框架下所实施的全面风险管理程度也各不相同。

全面风险管理要求企业严格把控风险，将企业风险控制到最低水平，但同时企业又希望能够提高自身经营效率，在投入要素不变的情况下，最大化其产出。全面风险管理能够以高于公司部门层面自上而下的全局视角识别风险，并且充分利用公司各个职能部门自下而上逐一筛查风险，从而降低额外损失发生的可能性，所以公司产出相对增加，其效率也会相应提高。尽管这种网格化的风险搜寻方法能够准确识别出相关风险并及时采取控制措施，但同时全面风险管理制度的建设和维护依赖于完整且有效的全面风险管理体系以及人力物力的大量投入，公司效率也有可能因此降低。全面风险管理措施对于人身保险公司来说到底是企业效率增长的“助推器”还是“抑制剂”？这是人身保险公司的经营决策过程中急需明确的问题。本文试图通过面板门槛效应模型来解释全面风险管理对企业经营效率的影响，为人身保险公司建设全面风险管理制度和体系提出合理建议。

## 二、文献综述

### （一）效率测度模型

国内外对于公司效率的研究已经趋于成熟，效率测度模型在Farrell（1957）提出的“前沿面分析”的基础上不断发展，形成相对完善的效率测度体系。目前学界所广泛使用的效率测度方法主要有两类---以随机前沿分析（SFA）为代表的参数法和以数据包络分析（DEA）为代表的非参数法，其指导思想都是根据样本的投入产出值，确定行业最佳效率前沿，并通过被测度公司实际投入产出与效率前沿之间的距离来表示无效率值。Ryan（2000）等人运用参数法中的自由分布方法（DFA）测度1993年前后寿险公司经营效率的变化，研究基于风险的新资本监管要求对于寿险公司经营效率的影响；William（2004）采用SFA方法研究公司效率与公司盈利能力之间的关系，文章假设生产函数为超越对数函数形式，而个体截距项服从截断正态分布；Christian，Martin（2016）采用DEA方法测度专业再保险公司效率，认为再保险公司的规模与成本效率之间具有正相关关系。参数法和非参数法都能够在一定程度上说明决策单元的效率情况，但是二者在运

用过程中也存在很多不同之处。Cummins, Hongmin Zi (1998) 等人在研究股份制公司和相互保险公司之间效率差异时, 运用了随机前沿分析方法 (SFA)、数据包络分析 (DEA) 以及无界分析方法 (FDH) 测度效率, 研究结果表明计量参数法和数学规划法的效率测度结果具有显著差异, 并且DEA方法和FDH方法的测度结果也存在差异; 刘远翔 (2015) 对比了SFA方法和DEA方法的优缺点, 认为虽然两种方法的效率评估结果高度相关, 但是SFA估计的是最优效率而非平均技术效率, 并且考虑了误差项的干扰, 而DEA方法不需要假设函数形式和分布类型, 避免了设定误差, 因此无法判断哪种方法的效率评估结果更为准确。

在确定评估效率所使用的方法后, 我们需要进一步选取合适的投入和产出变量分析企业在经营过程中是否存在冗余或不足。对于保险公司来说, 其投入变量主要有劳动力、服务及物料、资本三类, 也有学者将投入变量分为劳动力、实物资本和金融资本, 两种分类方法不存在本质区别。但是对于产出变量的选取, 学界存在着较大争议。Cummins (1999) 研究并购活动对企业效率的影响时, 选择员工、代理人、商业服务及金融资本作为投入变量, 而产出变量为五条产品线 (个体寿险、个体年金、团体寿险、团体年金、意外及健康险) 的保费收入、公司总已发生赔付及准备金变动之和; 而Ryan (2000) 则分别将这五条产品线的已发生赔付作为产出变量, 但是崔慧贤 (2015) 认为将赔付支出作为产出变量, 忽略了公司风险管理所控制的产出质量问题, 如果因为不当承保造成赔付支出的突然增加, 则公司效率值也会相应增加, 这与公司利润最大化的目标相矛盾。程大友, 冯英俊 (2008) 在运用两阶段DEA模型时, 没有将赔付支出作为产出变量, 而是将决策单元分成两个关联的子过程, 其中手续费、营业费、权益资本为第一阶段的投入变量, 保费收入、准备金增加为第一个阶段的产出变量和第二阶段的投入变量, 承保收益、投资收益为第二个阶段的产出变量。

## (二) 全面风险管理研究

我国对于全面风险管理的研究不多, 现有文献大多集中于对全面风险管理建设框架的设想或者探究全面风险管理对企业盈利能力的影响。卓志等人 (2010) 介绍了目前存在的各种风险管理框架, 认为保险业风险管理框架在风险分类、管理目标、组织安排等方面存在一定的缺陷, 还不能应对宏观经济环境冲击。成小平等人 (2015) 在控制企业规模、财务杠杆股权结构等变量之后对面板数据进行多元回归, 研究是否实行全面风险管理对公司绩效 (ROE, ROA) 的影响。陈凯 (2017) 认为全面风险管理将直接导致企业经营绩效的下降, 但是会通过提高杠杆的使用效率间接提高企业经营绩效, 也就是说全面风险管理的实施具有滞后效应。

在定量研究全面风险管理措施实施对企业经营效率的影响时, 我们需要找到合适的指标来衡量全面风险管理的程度。但是, 文献中对于全面风险管理程度的衡量方法差异很大。其中认可度较高的是 Gordon (2009) 以及 Hoyt, Liebenberg (2011) 提出的度量方法。Gordon 根据 COSO 委员会提出全面风险管理框架, 将企业 ERM 体系分为战略、经营、财务报告、合规四个层次, 通过每一层次的经营数据进行测算, 最终得到度量全面风险管理程度的指标; 而 Hoyt, Liebenberg 对财务报告、新闻资讯及其他媒体披露信息进行搜索, 检索是否含有“全面风险管理”、“首席风险官”、“风险管理委员会”“全局风险管理”、“整体风险管理”等词汇, 从而进一步判定企业是否实施全面风险管理。此外, Michael 等人 (2011)

则利用标普最新的风险管理评级指标来测度 ERM 的使用程度；Carolyn Callahan（2017）等在 Gorden 的研究基础上，以企业风险管理成熟度自评调查数据为样本进行分析，但是该数据的可得性和适用性都有一定限制；张桂霖（2017）根据《人身保险全面风险管理指引》定义了两个全面风险管理指标分别度量保险公司全面风险管理组织体系建设的完整性和技术实施的完善性。但是以上对于 ERM 实施程度的定义均存在过于简单，信息覆盖不全面，度量不够精确的问题，在本文研究中并不能简单套用。

### 三、方法模型

#### （一）DEA和Malmquist

效率测度的参数法和非参数法运用的数学工具不同，适用的情形也有所差异。以SFA方法和DEA方法为例，随机前沿分析通过假设生产函数形式和个体效应的分布函数，以计量分析的方法估计出生产函数参数并进一步测算出行业效率前沿。这种方法能够将无效率值与随机误差项有效分离，避免对无效率值的过度估计或不足估计。一般生产函数的形式为Cobb-Douglas函数以及超越对数生产函数等，但是在使用该类方法进行效率测度时，一旦对生产函数形式和个体效应分布假设错误，无效率值也会出现较大偏差。而数据包络分析主要通过线性规划来确定最佳效率前沿，不涉及对生产函数或者分布函数的假设，从而避免了设定误差。同时数据包络分析在处理多投入多产出问题时也具有绝对优势。但是，在非参数分析方法中，任何偏离效率前沿的距离均被视为无效率，不能将随机误差有效分离出来。

本文处理的数据涉及多投入和多产出问题，并且本文的主要目的是观察样本观察期间效率的变动情况，因此选择数据包络分析法以及其延伸方法Malmquist全要素生产率指数分析作为效率测度的主要方法。

#### 1.DEA

Farrell在1957年提出技术效率这一概念，技术效率指生产决策单元（DMU）生产技术水平的高低，即在投入不变的情况下使产出最大化的能力，或者在产出不变的情况下使投入最小化的能力。因此，一般可以通过产出与投入量的比值来衡量技术效率的高低。但是在多产出多投入的情况下，我们还需要通过数据本身的特征来确定各产出投入所占的比重，从而构造出线性规划方程，进一步比较技术效率。在规模报酬不变的假设下，投入导向型线性规划模型的一般形式为：



$$\begin{aligned}
& \max \sum_{r=1}^q \mu_r y_{rk} \\
& \text{s.t.} \quad \sum_{r=1}^q \mu_r y_{rj} - \sum_{i=1}^m v_i x_{ij} \leq 0 \\
& \quad \sum_{i=1}^m v_i x_{ik} = 1 \\
& \quad v \geq 0; \mu \geq 0
\end{aligned} \tag{1}$$

$$i = 1, 2, \dots, m; r = 1, 2, \dots, q; j = 1, 2, \dots, n$$

对于n个决策单元DMU<sub>j</sub>，假设每个决策单元都有m种投入，记为x<sub>i</sub>，同时具有q种产出，记为y<sub>r</sub>。分别用μ<sub>r</sub>和v<sub>i</sub>表示每种产出和投入在技术效率测算中所占的权重。k表示当前测度的第k个决策单元。该线性规划模型可以解释为，在投入既定的情况下，最大化产出的能力即此处所求的技术效率。但是在实际中运用较多的是其对偶模型

$$\begin{aligned}
& \min \theta \\
& \text{s.t.} \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq \theta x_{ik} \\
& \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} \geq y_{rk} \\
& \quad \lambda \geq 0
\end{aligned} \tag{2}$$

$$i = 1, 2, \dots, m; r = 1, 2, \dots, q; j = 1, 2, \dots, n$$

其中λ表示决策单元的线性组合系数。模型所求得的最优解θ\*即该决策单元的效率值，取值范围为(0,1]。1-θ\*则表示在产出既定的条件下，投入能够等比例减少的最大程度。θ\*越小则表示决策单元所能够减少的投入量越多，即效率更低。当θ\*=1时，表示决策单元处在效率前沿上，其投入量已经是最优，没有等比例减少的空间。以上这种假设规模报酬不变的模型也被称为CCR模型，但是显然现实中很多决策单元是不满足该假设的，该模型所测度的技术效率其实包含了规模效率的成分。

因此，为排除规模效率的影响，Banker等人在CCR模型的基础上放松规模报酬不变的假设，提出BCC模型。该模型的包络形式如下

$$\begin{aligned}
& \min \theta \\
& \text{s.t. } \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq \theta x_{ik} \\
& \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} \geq y_{rk} \\
& \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \\
& \quad \lambda \geq 0, i = 1, 2, \dots, m; r = 1, 2, \dots, q; j = 1, 2, \dots, n
\end{aligned} \tag{3}$$

该模型将规模效率因素从技术效率中分离出去,因此BCC模型得出的效率被称为纯技术效率。

## 2.Malmquist

上述DEA模型只能针对某一时点的投入和产出情况计算出当时的技术效率、配置效率等。但是一般决策单元在较长时期内持续生产经营,我们希望研究其在各个时期间生产技术或技术效率的变动情况。CCR及BCC模型测算的是同一时期内个决策单元的相对效率,但是在不同时期,效率前沿本身也会发生变化,因此不能通过简单的比较各期效率值来度量决策单元的效率变动。而Malmquist指数分析方法能够很好的解决这个问题。

假设t时期决策单元DMU<sub>k</sub>的投入和产出分别为x<sup>t</sup>、y<sup>t</sup>, t+1时期的投入和产出分别为x<sup>t+1</sup>、y<sup>t+1</sup>, t时期的生产前沿为前沿1,而t+1时期的生产前沿变动到前沿2。则t时期到t+1时期的Malmquist指数可以表示为

$$\begin{aligned}
MI_k &= \sqrt{\frac{E^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^t(x^t, y^t)} \frac{E^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^{t+1}(x^t, y^t)}} \\
&= \frac{E^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^t(x^t, y^t)} \sqrt{\frac{E^t(x^t, y^t)}{E^{t+1}(x^t, y^t)} \frac{E^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}}
\end{aligned} \tag{4}$$

其中, E<sup>t</sup>(x<sup>t+1</sup>, y<sup>t+1</sup>)表示t+1时刻决策单元相对于前沿1的效率值。E<sup>t+1</sup>(x<sup>t+1</sup>, y<sup>t+1</sup>)以及E<sup>t</sup>(x<sup>t</sup>, y<sup>t</sup>)分别表示决策单元在t+1时期和t时期相对于各自前沿的效率值,因此可以将E<sup>t+1</sup>(x<sup>t+1</sup>, y<sup>t+1</sup>)/E<sup>t</sup>(x<sup>t</sup>, y<sup>t</sup>)视为t到t+1时期的技术效率变动 (effch), 也称为“追赶效应”, 如果比值大于1则表示技术效率改善。而E<sup>t</sup>(x<sup>t</sup>, y<sup>t</sup>)/E<sup>t+1</sup>(x<sup>t</sup>, y<sup>t</sup>)和E<sup>t</sup>(x<sup>t+1</sup>, y<sup>t+1</sup>)/E<sup>t+1</sup>(x<sup>t+1</sup>, y<sup>t+1</sup>)均可以表示前沿2相对前沿1变动的情况, 如果比值大于1, 则意味着前沿的相对前移, 即技术进步。此处, 用二者的几何平均作为技术进步指标 (techch), 也称为“增长效应”。

## (二) 门槛模型

当数据存在结构性变化时, 就需要将这些结构不同的数据进行分别回归。而区分数据的点就是门槛值。Hansen (2000) 提出面板门槛模型, 并通过统计推断的方法估计出门限值, 进一步进行显著性检验。模型的基本设定如下

$$\begin{cases} y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} + \varepsilon_{it}, \text{ if } q_{it} \leq \gamma \\ y_{it} = \mu_i + \beta'_2 x_{it} + \varepsilon_{it}, \text{ if } q_{it} > \gamma \end{cases} \tag{5}$$

其中 $y_{it}$ 为因变量， $x_{it}$ 为解释变量， $\mu_i$ 为表示个体异质性的截距项。 $\gamma$ 为待估计的门槛值，当门槛变量 $q_{it} \geq \gamma$ 时，被解释变量的参数为 $\beta_1$ ，反之，则被解释变量参数为 $\beta_2$ 。将（5）式合并

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} \cdot 1(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} \cdot 1(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

（6）式中 $1(\cdot)$ 为指示函数，当括号内的不等式成立时取值为1，否则就取值为0。门槛模型的原理是逐步搜索找到使（6）式回归方程残差平方和最小的门槛值；采用似然比检验方法检验门槛效应是否显著，原假设为“ $H_0: \beta_1 = 0$ ”，通过bootstrap自举抽样得到检验统计量LR的渐进分布，如果拒绝原假设则认为存在门槛效应；进一步对原假设“ $H_0: \gamma = \gamma_0$ ”进行似然比检验，确定门槛值的置信区间。

本文中单门槛效应模型为

$$DEA_{it} = \mu_i + \alpha' X_{it} + \beta_1' score_{it} \cdot 1(score_{it} \leq \gamma) + \beta_2' score_{it} \cdot 1(score_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中，DEA表示通过数据包络模型测度的公司效率指标或效率变动指标，score表示公司全面风险管理综合得分，用于衡量全面风险管理的程度，同时score也是门槛变量，门槛值为 $\gamma$ ，X表示控制变量。

同样，本文双门槛效应模型为

$$DEA_{it} = \mu_i + \alpha' X_{it} + \beta_1' score_{it} \cdot 1(score_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2' score_{it} \cdot 1(\gamma_1 < score_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3' score_{it} \cdot 1(score > \gamma_2) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

## 四、数据来源与分析

### （一）投入和产出变量

决策单元的投入变量一般分为三类：劳动力、实物资本以及金融资本。对于保险公司而言，其劳动力投入主要为公司直属员工以及代理销售人员，因此本文采用中国保险年鉴所报告的各公司员工总人数来代表公司的劳动力投入量。实物资本指的是除劳动力投入之外的其他投入，一般用固定资产折旧来表示消耗的实物资本。但是保险公司固定资产所占比重并不高，因此本文直接采用损益表中业务管理费来表示实物资本投入。对于金融资本的指标选择，文献中一般没有过多争议，一般采用“实收资本+资本公积”来表示保险公司所投入的金融资本数量。保险公司的业务主要是围绕保险产品展开的收取保费、提供保险服务等，为收入保费，确定保险责任开始；发生损失，确定理赔支出。在保费收入和赔付支出之间存在一定时间差，因此保险公司可以充分利用保险资金进行投资管理，获取投资收益。所以本文用保费收入、投资收益以及赔付支出和准备金变动指标来表示保险公司的产出状况。具体的投入产出指标变量及其描述性统计如表1所示，各项指标均来源于《中国保险年鉴》及《中国统计年鉴》2011-2017卷。本文的效率值以及效率变动测度均通过Deap2.1软件实现。

表1 投入产出变量描述性统计

变量名称	指标解释	观测	均值	标准	最小	最大
------	------	----	----	----	----	----



完全满足要求，如建立风险管理部门但不独立，或者由首席精算师等其他高级管理人员兼任首席风险官，则对该维度赋值为 0.5；如果没有设立相应部门或职位，则赋值为 0。将三个维度得分加总即为ERM\_sys指标的总得分。

$$ERM\_sys = \text{风险管理委员会} + \text{风险管理部门} + \text{首席风险官}$$

本文将全面风险管理的过程分为风险识别、风险计量以及风险控制三个部分。《指引》中将保险公司所面临的风险分为市场风险、信用风险、保险风险、操作风险、战略风险、声誉风险以及流动性风险七类，并要求保险公司对风险采用压力测试法、敏感性分析、蒙特卡洛法等方法进行定量分析，评估每类风险发生的可能性和影响程度。根据评估结果选择风险自留、规避、转移等风险控制工具，制定相应的风险应对方案。因此本文从这三个维度定义全面风险管理过程的完善程度（ERM\_pro）。假设保险公司共识别n种风险，对第j种风险来说，其风险识别维度赋值为 1；如果公司采取定量方法计量风险并在年报等公开披露信息中报告了具体计量结果，则风险计量维度赋值为 1，如“可供出售类债券和交易类债券在市场利率上升 150bp时，对偿付能力充足率的影响范围 7.02%-11.25%”<sup>1</sup>、“在其他变量不变的情况下，假定债券投资市场利率上升/下降 1%，本公司所有者权益将减少/增加人民币 2080 万元”<sup>2</sup>；如果公司未采用定量方法计量风险（采用定性方法但未报告具体计量结果也视作未采用定量方法），则风险计量维度赋值为 0.5，如“在持续经营假设的前提下，利率下降将导致久期较短的资产面临再投资利率降低，本公司资产负债匹配状况和长期利润率将受到影响”<sup>3</sup>。进一步，如果公司对识别的风险有具体的应对控制方案，则风险控制维度赋值为 1；如果没有明确提出相应风险应对措施则赋值为 0.5。将三个维度得分相乘即为每个风险的全面风险管理程度得分。

$$ERM\_pro_j = \text{风险识别} \times \text{风险计量} \times \text{风险控制}$$

因此，最终公司全面风险管理的综合评分score为

$$score = ERM\_sys + \sum_{j=1}^n ERM\_pro_j \quad (9)$$

### （三）控制变量

我国从 2010 年才开始明确要求人身保险公司展开全面风险管理，因此本文选取从 2010 年到 2016 年间没有缺失值的 45 家人身保险公司，共 315 条样本，建立平衡面板数据，控制公司资本规模、组织结构、市场份额以及销售渠道结构等变量，研究全面风险管理程度对人身保险公司经营效率的影响。具体变量解释及描述性统计如表 2 所示<sup>4</sup>。

表 2 门槛模型变量解释及描述性统计

变量	指标解释	均值	标准差	最小值	最大值
pech	纯技术效率变动，Malmquist 方法计算	1.0233	.3102	.251	2.808

<sup>1</sup> 信诚人寿 2013 年年报

<sup>2</sup> 中德安联 2014 年年报

<sup>3</sup> 太平人寿 2010 年年报

<sup>4</sup> 限于篇幅，本文未报告效率测度具体结果，如果需要可向作者索取。

sech	规模效率变动, Malmquist 方法计算	1.0496	.4401	.323	4.133
effch	技术效率变动, Malmquist 方法计算	1.0848	.5650	.152	4.922
techch	技术变动, Malmquist 方法计算	1.3099	.5297	.168	4.989
tfpch	全要素生产率, Malmquist 方法计算	1.3501	.9677	.168	12.657
score	全面风险管理综合评分	6.6093	2.2823	1.75	13.5
sale	销售渠道结构=分销保费收入/直销保费收入, %	10.2102	14.4132	0	78.483
size	公司规模=ln(总资产), 单位 ln(百万元)	9.7370	1.8363	5.7648	14.711
emp	公司组织结构=高管人数/职工总人数, %	5.9548	6.1241	.041	36
market	市场份额=保费收入/人身保险市场总收入, %	1.7382	4.7285	0	33.289

数据来源:《中国保险年鉴》、《中国统计年鉴》以及本文测算所得数据

## 五、实证结果

通过Malmquist方法所计算出的全要素生产率变动表示企业生产效率的整体变化,根据第三部分的介绍,我们可以将全要素生产率(tfpch)分解为技术效率变动(effch)和技术变动(techch),技术效率变动衡量企业自身的效率变化情况,而技术变动则表示整个行业效率前沿的变化。如果放松规模报酬不变的假设,则技术效率变动值又可以分解为纯技术效率变动(pech)和规模效率变动(sech),分别衡量企业真正的技术效率变化以及因企业规模而导致的效率变动,即 $tfpch=effch \times techch=(pech \times sech) \times techch$ 。因此,本文以五个Malmquist指标为因变量,以全面风险管理综合评分为解释变量及门槛变量,分别进行门槛效应分析,在检验是否存在门槛效应时Bootstrap自抽样次数均为1000。

### (一) 全要素生产率变动门槛效应分析

根据以全要素生产率变动为因变量时的门槛检验结果,双重门槛的F值在10%水平上通过了显著性检验,但是其LR渐进分布未达到临界值(图1)。因此,我们认为全要素生产率变动与全面风险管理综合得分之间的关系不存在门槛效应。豪斯曼检验结果拒绝了个体异质项 $\mu_i$ 与解释变量不相关的原假设,故采用固定效应对该面板数据进行回归,结果如表3所示。

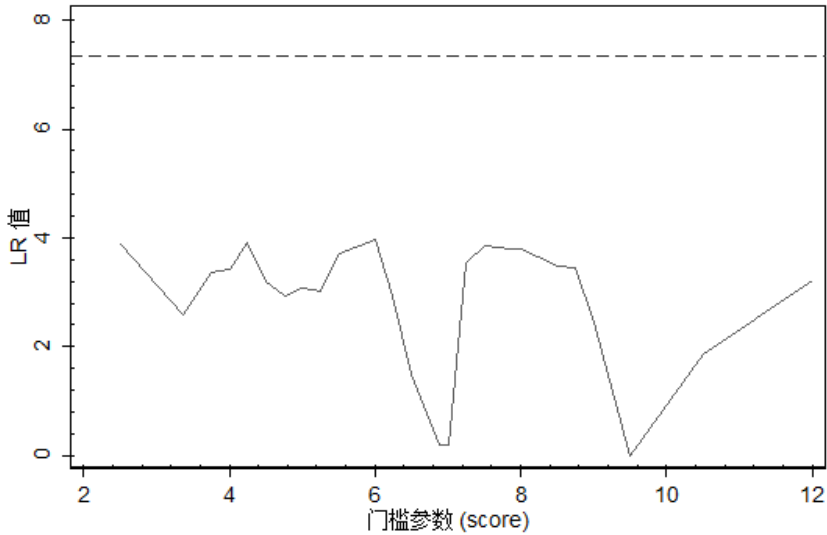


图 1 门槛个数检测结果---以全要素生产率变动为因变量

表 3 固定效应面板估计结果---以全要素生产率变动为因变量

tfpch	Coef.	Robust Std.Err	t	P> t	95%置信区间
acq	0.013106	0.0115813	1.13	0.264	[-0.010235,0.056795]
size	0.047631	0.0414179	1.15	0.256	[-0.035841,0.131104]
emp	0.013627	0.0095202	1.43	0.159	[-0.00556,0.032813]
market	-0.019072**	0.010259	-1.86	0.070	[-0.039748,0.001604]
score	0.015450	0.0205151	0.75	0.455	[-0.025896,0.056795]
_cons	0.602391	0.4730312	1.27	0.210	[-0.350941,1.555723]

注：\*表示 $p<0.1$ ，\*\*表示 $p<0.05$ ，\*\*\*表示 $p<0.01$ ，以下各表相同

表 3 所示的固定效应面板估计结果中，公司市场结构变量系数为负，并且在 5%水平上显著。本文用保费收入与人身保险市场总收入的比值来表示人身保险公司在整个人身保险市场上所占有的市场份额。企业所占有的市场份额越大，说明企业在市场上的综合竞争力和领导力越强，其组织结构、生产规模等都趋于成熟，因此生产创新、技术进步的空间不大，全要素生产率变动也就越小。全面风险管理得分对于全要素生产率变动具有促进作用，但是这种作用并不显著。全要素生产率的变化来源于行业整体的技术进步、企业自身技术效率调整以及规模效应等，所以本文需要进一步将全要素生产率分解，研究全面风险管理措施对其余 Malmquist 指数的影响。

## (二) 技术效率变动分析

表 4 门槛检验结果---以技术效率变动为因变量

模型	门 槛 值	F值	P值	BS次数	临界值		
					1%	5%	10%
单一门槛	3.375	9.058* *	0.033	1000	12.276	7.026	5.016

双重门槛	7	1.197	0.402	1000	9.349	5.523	4.357
	3.375						

对于技术效率变动来说，单一门槛的F值在 5%水平上通过显著性检验，因此对技术效率变动采用单一门槛模型进行估计，门槛值为 3.375。通过图 2 所示 LR 渐进分布图可以较为直观的看出在 3.375 处存在一处明显的门槛。

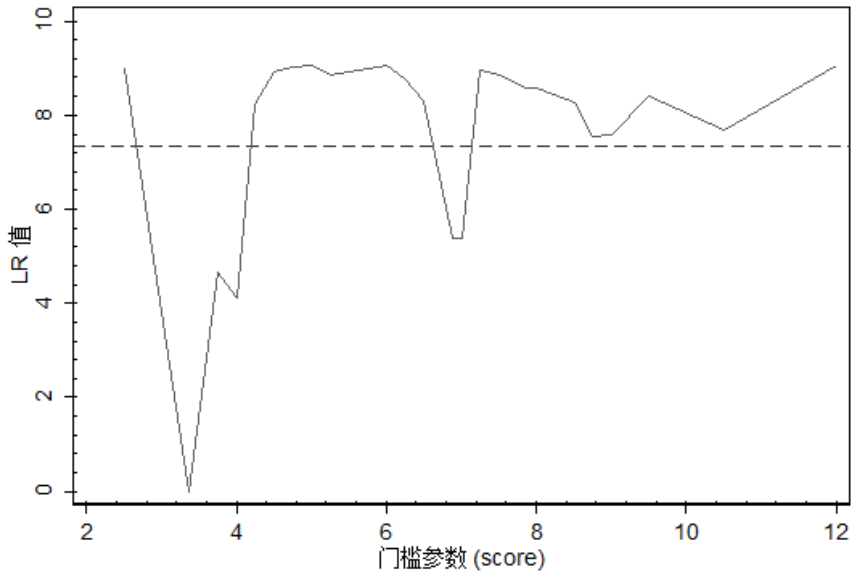


图 2 门槛个数检测结果---以技术效率变动为因变量

表 5 门槛估计结果---以技术效率变动为因变量

effch	Coef.	Std.Err	t	P> t	95%置信区间
...	...	...	...	...	...
score( $\beta_1$ )	0.21899***	0.0807937	2.71	0.007	[0.059757,0.378222]
score( $\beta_2$ )	0.00933	0.0218323	0.43	0.670	[-0.033700,0.052356]
cons	1.14369*	0.4995368	1.83	0.068	[-0.159179,2.128209]

注：... 表示与表 3 相对应的变量，以下各表相同

我们关注的解释变量主要是全面风险管理综合得分，为避免重复赘述，在以下各表中均未报告控制变量的系数及标准差等信息。表 5 表示以技术效率变动为因变量，全面风险管理综合得分  $score=3.375$  为门槛值进行回归得到的结果。当得分小于门槛值时， $score$ 的系数 $\beta_1$ 为 0.219 且在 1%水平上显著，表明当全面风险管理程度较低时，企业的技术效率明显改善；当得分大于门槛值时， $score$ 的系数 $\beta_2$ 下降为 0.009，且不显著，说明当企业全面风险管理措施更为严格时，对技术效率的改善作用下降。

### （三）技术变动分析

此处的“技术”不止是生产意义上的技术，还包括组织形式、政策导向、市场环境等对产出要素具有影响的，除投入要素之外的无形要素。以技术变动为因变量进行门槛检验，结果表明技术变动中并不存在显著的门槛效应。经豪斯曼检验



以及F检验得知，对于该面板数据采用固定效应面板回归较为合适，回归结果如表 6 所示。

表 6 固定效应面板回归结果---以技术变动为因变量

techch	Coef.	Robust Std.Err	t	P> t	95%置信区间
acq	0.001278	0.0032333	0.40	0.695	[-0.005238,0.007794]
size	0.237472***	0.0622178	3.82	0.000	[0.112080,0.362864]
emp	-0.009981**	0.0041512	-2.40	0.020	[-0.018347,-0.001614]
market	0.024011	0.0755277	0.32	0.752	[-0.128205,0.176227]
score	0.014374	0.0222728	0.65	0.522	[-0.030514,0.059262]
cons	-1.09268*	0.6254332	-1.75	0.088	[-2.353158,0.167798]

在固定效应面板估计中，公司规模对技术进步具有明显的促进作用，本文中公司规模用总资产的对数来表示，不难理解，公司资产实力越雄厚，能够投资于生产技术的资金也就越多，因此公司规模对技术进步是正向的促进作用。而公司的员工结构变量对技术进步却具有抑制作用，此处员工结构用高管人数占总职工人数的比例来表示，高管决策领导力决定着公司经营目标及规划的合理性，通过高效地配置资源和监督管理，进一步提高公司的生产力。从这个意义上看，高管与先进技术之间存在着一定的替代关系，所以高管占比会抑制企业的技术进步。同时我们也发现，全面风险管理综合得分对于企业的技术进步没有明显促进或抑制作用，因此，可以认为全面风险管理对于全要素生产率变动的的影响主要来自于技术效率变动。

#### (四) 纯技术效率变动分析

进一步，我们将技术效率变动分解为纯技术效率变动和规模效率变动，研究全面风险管理对于技术效率的具体影响。如图 3 所示，以纯技术效率变动为因变量进行门槛检验时发现，在score=9.5 处存在明显门槛，对于纯技术效率变动来说，单一门槛模型估计结果更符合实际。

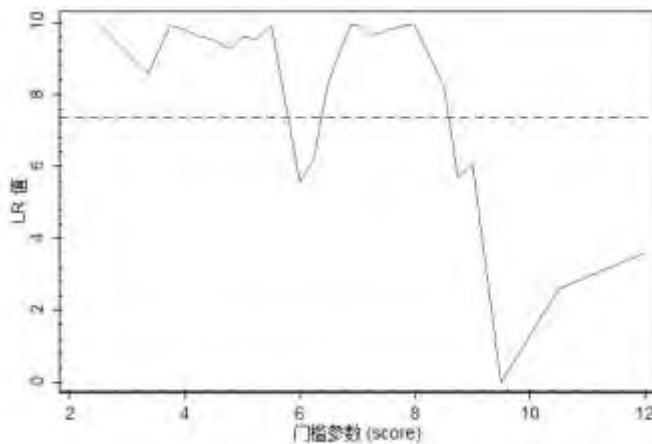


图 3 门槛个数检测结果----以纯技术效率变动为因变量

根据表 7 中单一门槛估计结果，当全面风险管理综合得分小于等于 9.5 时，

score系数 $\beta_1$ 为-0.003，但是不显著；当全面风险管理综合得分大于 9.5 时，score 系数下降为-0.011，同样不显著。也就是说不论是在门槛值的哪一侧，全面风险管理都会抑制企业纯技术效率的变动，尽管这样的抑制作用不明显，但是依然可以说明一定问题。全面风险管理严格限制保险资金的运用方式，在投入量不变的情况下，投资收益作为产出变量之一也会相应减少，所以全面风险管理措施越严格，企业纯技术效率的改善程度越小，甚至出现效率降低的现象。

表 7 门槛估计结果---以纯技术效率变动为因变量

pech	Coef.	Std.Err	t	P> t	95%置信区间
...	...	...	...	...	...
score( $\beta_1$ )	-0.002821	0.010152	-0.28	0.781	[-0.022830,0.017189]
score( $\beta_2$ )	-0.011493	0.012542	-0.92	0.360	[-0.036212,0.013226]
_cons	1.016919**	0.290852	3.50	0.001	[0.443690,1.590147]
	*	6			

#### (五) 规模效率变动分析

以规模效率变动为因变量的LR渐进分布如图 4 所示。根据门槛效应的检验结果，全面风险管理综合得分与规模效率变动之间的关系存在单一门槛效应，门槛值为 3.75。

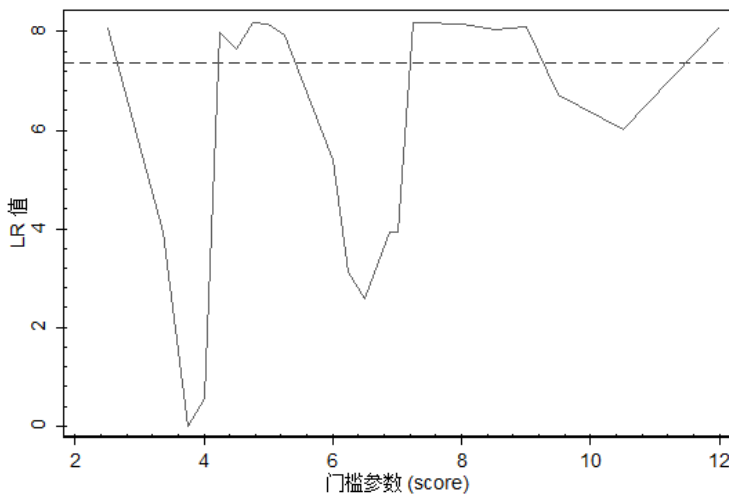


图 4 门槛个数检测结果----以规模效率变动为因变量

表 8 为门槛效应估计结果。当全面风险管理综合得分小于 3.75 时，score 的系数为 0.104，并且在 5%水平上显著，而当得分大于 3.75 时，score 的系数下降为 0.019。在全面风险管理处于较低水平时，全面风险管理对企业的规模效率变动具有明显的正向促进作用，但是随着全面风险管理进入较高水平，其对企业规模效率的促进作用下降，并且影响也不明显。结合对技术效率变动的分析得知，全面风险管理主要通过规模效率来影响技术效率变动。

表 8 门槛估计结果---以规模效率变动为因变量

sech	Coef.	Std.Err	t	P> t	95%置信区间
...	...	...	...	...	...
score( $\beta_1$ )	0.103909* *	0.0418063	2.49	0.014	[0.021515,0.186303]
score( $\beta_2$ )	0.018766	0.0169135	1.11	0.268	[-0.014568,0.052100]
_cons	1.10312** *	0.3841069	2.87	0.004	[0.346101,1.860139]

综上,门槛效应存在于技术效率变动、纯技术效率变动以及规模效率变动中,且均为单一门槛效应。对全要素生产率变动进行固定效应面板回归分析,发现全面风险管理实质上对全要素生产率变动的的影响不大。将全要素生产率分解为技术效率变动和技术变动,对技术变动也进行固定效应面板回归,结果表明全面风险管理对技术变动的的影响也不大。而对技术效率变动进行单一门槛效应分析发现,当全面风险管理程度处于较低水平时,对技术效率变动产生一定促进作用,随着全面风险管理程度增加至较高水平,促进作用逐渐变得不明显。技术效率变动可以分解为纯技术效率变动和规模效率变动,当全面风险管理程度处于较低水平时,促进规模效率变动,但是对于纯技术效率的促进作用不明显。

## 六、结论建议

《人身保险公司全面风险管理实施指引》已经出台 7 年,该指引要求各人身保险公司建立起完善的全面风险管理体系,全员参与风险识别评估及控制,并在年报中披露风险管理报告。但是在《指引》给出的大框架下,各公司具体的全面风险管理体系及制度建设也各不相同。本文建立较为合理的评价体系来衡量全面风险管理程度,并采用固定效应面板估计以及门槛效应模型研究全面风险管理对公司效率的影响,得出以下结论和建议:

1. 整体来说全面风险管理对于保险公司的效率变动具有促进作用,尽管对部分效率变动指标的促进作用不显著。

全面风险管理作为一种有效识别控制风险的手段,能够严格限制公司业务发展的规模及方向,规范保险资金的运用过程,尽量减少额外损失,从而进一步增加企业的经营效率。但是由于人身保险公司全面风险管理制度和体系的前期建设成本较高,并且各职能部门对于风险识别的业务熟悉度不高,与风险管理委员会、风险控制部门的配合度不够,增加了额外的交流成本,导致保险公司整体的投入也增加,因此全面风险管理实施对企业经营效率的促进作用不显著。

在风险和效率的权衡中,人身保险公司应当在风险框架限制下最小化投入量或者最大化产出。现阶段全面风险管理增加的投入要素主要是维护和发展当前制度体系所投入的人力物力,建议人身保险公司加强对各部门的风险识别技能培训,培养企业员工风险意识,提高全面风险管理的有效性。并且企业需要重视风控部与各职能部门之间的合作交流,采取更为灵活的管理机制,在降低交流成本的同时,保证风险信息能够准确地传达,相关风控措施也能及时开展。

2. 全面风险管理主要通过影响规模效率进一步改善技术效率。

根据DEA所测算的效率结果,平均 80.7%的人身保险公司处于规模报酬递增

的经营状态，并且全面风险管理、偿二代等监管政策的出台严格限制了人身保险公司险资运用渠道，扩大业务规模是一种相对简单易行的提高市场竞争力的途径；对于纯技术效率来说，管理技术、组织形式、政策导向等短时间内难以进行改革，所以在全面风险管理制度下，规模效率的变动较多，而纯技术效率的变动不大。

在投资收益被限制的情况下，通过扩展业务、抢占市场份额来增加保险收入确实能够增加企业的规模效率，从而增加企业整体的技术效率。但是规模扩张并不是企业提高效率的长久之计，企业经营管理技术、公司组织结构、业务重心等短时间内难以跟上规模扩张的速度，并且这些无形的投入要素改革发展成本较高，前端业务规模与后端服务质量不匹配反而形成新的潜在风险。因此，在高压风险政策监管条件下，企业不应当急于追求效率，采取粗放型发展模式。相反，企业更需要注重自身服务体系的完善，逐步提高实际承保能力，改善纯技术效率。

3. 目前只有全面风险管理程度处于低层次时，才会对规模效率和技术效率产生显著的促进作用。

人身保险全面风险管理是一个循序渐进的过程，其制度和体系的建设都需要与公司组织架构、业务规模等相匹配。建立专门的风险管理部门涉及资源配置、人员安排、组织协调等各方面问题，同时，《指引》要求公司各职能部门参与风险评估与计量，这也需要公司重新调整分配各部门工作内容，培训员工熟悉相应风险管理流程，密切配合风险管理部门开展全面风险管理工作。就目前人身保险公司的组织结构和经营状况来看，一次性建立起完善的全面风险管理体系和制度反而会造成人员投入冗余、相关部门效率低下的现象。

建议各人身保险公司以客观视角明确企业的发展目标和整体框架，根据企业自身的业务状况、资本结构等制定全面风险管理制度实施的阶段性方案，通过阶段性全面风险管理的实施，不断总结经验，寻求符合公司发展路径的管理方案，逐步完善风险管理的组织机构和制度建设。

## 参考文献

- [1]刘远翔，2015，互联网保险发展对保险企业经营效率影响的实证分析[J].保险研究，2015(9):104-116.
- [2]崔慧贤，2015，我国保险业的全要素生产率研究---基于保险集团与独立保险公司的比较[J].金融评论，2015(1):100-113.
- [3]程大友、冯英俊，2008，基于两阶段关联DEA模型的企业效率研究---以财产保险公司为例[J].预测，2008(3):55-61.
- [4]黄薇，2006，基于SFA方法对中国保险机构效率的实证研究[J].南开经济研究，2006(5):104-115.
- [5]叶成徽、陈晓安，2012，经理报酬对中国上市保险公司效率的影响---基于随机前沿（SFA）方法的实证研究[J].保险研究，2012(8):29-38.
- [6]刘冬娇、黎时端，2015，我国再保险公司效率测度研究---基于三阶段DEA模型的分析[J].财经理论与实践，2015(7):45-50.
- [7]黄薇，2009，中国保险机构资金运用效率研究：基于资源型两阶段DEA模型[J].经济研究，2009(8):37-49.
- [8]黄薇,2011，企业风险管理与经营效率---来自中国保险业的经验证据[J].管理评论，2011(1):36-42.

- [9]卓志、吴洪、宋清, 2010, 保险业风险管理框架---基于经济周期的扩展建构[J]. 应用研究, 2010(7):70-77.
- [10]成小平、庞守林, 2015, 全面风险管理对公司绩效影响实证分析\_来自中国上市公司的经验证据[J].西安电子科技大学学报(社会科学版), 2015(5):17-23.
- [11]陈凯, 2017, 全面风险管理策略对人身保险公司的企业价值影响效用分析[J]. 华东经济管理, 2017(3):124-130.
- [12]张芳洁、张桂霖、元明, 2017, 我国寿险公司实施全面风险管理对企业价值影响的研究[J].保险研究, 2017(10):54-64.
- [13]Ryan Jr, Harley E, Schellhorn, Carolin D. 2000. Life Insurer Cost Efficiency Before and After Implementation of the NAIC Risk-Based Capital Standards[J]. *Journal of Insurance Regulation*. Vol. 18(3):362-384.
- [14]William H Greene, Dan Segal.2004. Profitability and Efficiency in the U.S. Life Insurance Industry[J]. *Journal of Productivity Analysis*. Vol. 21(3):229-247.
- [15]Christian Biener, Martin Eling, Ruo Jia.2016. The structure of the global reinsurance market : an analysis of efficiency,scale,and scope[R]. *Institution of Insurance Economics*. 2016(1).
- [16]J David Cummins, Hongmin Zi.1998. Comparison of Frontier Efficiency Methods: An Application to the U.S. Life Insurance Industry[J]. *Journal of Productivity Analysis*. Vol. 10(2):131-152.
- [17]J. David Cummins, Sharon Tennyson, Mary A. Weiss.1999. Consolidation and efficiency in the US life insurance industry[J]. *Journal of Banking & Finance*. 1999(23):325-357 .
- [18]Gordon Lawrence A, Loeb Martin P, Tseng Chih-Yang.2009. Enterprise risk management and firm performance: A contingency perspective[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*. Vol. 28(4):301-327.
- [19]Eckles David L, Hoyt Robert E, Miller Steve M. 2014.The impact of enterprise risk management on the marginal cost of reducing risk: Evidence from the insurance industry[J]. *Journal of Banking & Finance*. Vol. 43(C):247-261.
- [20]Michael K McShane, Anil Nair, Elzotbek Rustbekov. 2011. Does Enterprise Risk Management Increase Firm Value[J]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*. Vol. 26(4):641-658.
- [21]Carolyn Callahan, Jared Soileau.2017. Does Enterprise risk management enhance operating performance[J]. *Advances in Accounting*. Vol.37:122-139.
- [22]Lawrence A Gordon, Martin P Loeb, Chih-Yang Tseng. 2009. Enterprise risk management and firm performance: A contingency perspective[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*. Vol. 28(4): 301-327.
- [23]David L Eckles, Robert E Hoyt, Steve M. Miller. 2014. The impact of enterprise risk management on the marginal cost of reducing risk: Evidence from the insurance industry[J]. *Journal of Banking & Finance*. Vol. 43:247-261.
- [24]Khalid Al-Amri, Yevgeniy Davydov. 2016. Testing the effectiveness of ERM: Evidence from operational losses[J]. *Journal of Economics and Business*. Vol. 87: 70-82.

# 利用 P2P 保险减轻道德风险

范宸、陈秉正<sup>1</sup>

## 摘要：

本文研究最近新兴的 P2P 保险合同，并发现它可以缓解长久以来困扰保险业的道德风险问题。我们假设由两个人构成一个小组向保险公司购买保险。每一个人的损失概率受到他自身努力和与别人合作的影响。我们发现只要由于合作所导致的自身努力成本的增加足够小，小组成员的自身努力以及与他人的合作便一定存在。我们还发现如果增加现金返还的比例，小组成员将付出更多的自身努力，与他人的合作程度也将提高。另外，我们证明了当由于合作所导致的自身努力成本的增加比较小时，合作程度对于自身努力程度具有正相关关系；而当该成本比较大时，合作程度与自身努力程度负相关。加入到 P2P 保险小组中的成员通常为互相熟悉的亲朋好友，他们之间合作相对容易，成本一般较低。因此 P2P 保险产品的合作不仅能够促进小组成员之间的合作，还能够导致更高的自身努力水平，在一定程度上减缓了由于道德风险所带来的努力不足的问题。

**关键词：**道德风险，P2P 保险，合作博弈

## 一、引言

道德风险的来源与保险业长期以来被称为道德风险的基本激励问题有关。被保险人从保险人那里得到针对不利事件的保险赔付后，将不再小心翼翼地避免其承保范围内的不利事件。在保险经济学的一篇开创性论文中，Arrow (1963) 意识到道德风险是保险机制顺利运作的一个主要障碍。后来 Pauly (1968) 的工作更侧重于道德风险问题，并表明它与道德无关，而是可以用正规的经济手段进行分析。他还提到免赔额和共同保险是减轻道德风险的重要手段。Spence and Zeckhauser (1971) 开始运用经济学工具来证明当保险人可以监督被保险人的行为并与保险赔付相挂钩时，可以消除对投保人的激励问题，被保险人选择的努力将达到最优水平。但是，当保险人不能观察被保险人的行为时，保险计划必

---

<sup>1</sup>范宸，清华大学经济管理学院金融系博士研究生。陈秉正，清华大学经济管理学院金融系教授。

须牺牲部分风险转移能力才能达到适当的激励效果。Pauly (1974), Marshall (1976) 和 Holmstrom (1979) 也表明当保险人无法监督被保险人的行为时, 保险降低了被保险人对标的的看护。除了 Arrow (1963) 和 Pauly (1968) 提出的不足额保险解决方案, Shavell (1979) 进一步研究道德风险下的最优保单。他发现保额总是正的, 这意味着道德风险不会完全消除保险。另外, 他证明了当看护成本足够低时, 保险公司贵提供不足额保单而不是足额保单。当看护成本趋近于零时, 保额会趋近于足额。总而言之, 道德风险导致不足额保险, 不足额保险的形式可以是免赔额、共同保险或者保险上限。

2010年, 德国建立了一个名为“friendsurance”的保险经纪公司。这家公司提出了一个开创性的概念“P2P 保险”, 它将有助于减轻道德风险问题。P2P 保险将不同的客户组成一个小组出售保险, 并提供了保费返还的可能性。具体来说, 保费返还计算规则如下: 保费返还规则的起点是保单中规定的年度潜在最高保费返还。这个值根据小组中的人数按比例缩减。保险合同要求小组中最多有十个成员。例如, 如果小组中有十个成员时年度潜在最高保费返还为60元, 则当小组中有五个成员时年度潜在最高保费返还为30元。保费返还的金额还受到小组中发生索赔的人数和金额的影响。小组中每个成员的索赔都会对其他人得到的保费返还造成影响。因此一个小组成员最终的保费返还取决于年度潜在最高保费返还的额度以及整个小组发生的索赔。保费返还的金额会随着索赔总额的增大而逐渐降低, 直到零为止。最终, 保费返还将等于年度潜在最高保费返还减去小组中每一个被保险人的索赔。为简单起见, 我们之后可以假设小组中被保险人的索赔总额越高, 得到的保费返还越低。直觉上来看, 由于同一小组中的成员相互认识, 如果某一个被保险人的索赔金额较高, 小组中的其他人就会受到损害, 他会对自己的亲友感到内疚。这种情绪因素可以被看作是不付出努力的代价。因此, 在这个P2P 保险合同之下, 小组内部的成员应该有更密切的合作, 相互监督, 共同努力, 以减少每一个人的索赔, 从而使得每一个人都能够获得较多的保费返还。为了更深入地分析这一问题, 我们将在后面建立一个多个代理人的道德风险模型, 研究P2P保险合同能否缓解保险业经典的道德风险问题。

对于多个代理人的道德风险问题, 已经有许多文献对此进行了研究。许多论文讨论了委托人如何在合作令人满意的情况下促使代理人合作或互相帮助完成任务。Itoh (1991) 是探索如何促进代理人之间互相帮助一篇经典文献, 在Itoh (1991) 的研究中, 每个代理人选择他自己的努力水平, 这影响了他自己的任务的结果。每个代理人还选择对其他代理人的帮助水平, 这影响着其他人的表现。委托人可以选择适当的补偿方案, 在这种方案下, 每个代理人都有动力去帮助其他代理人。作者给出了团队合作的充分条件。还有很多文献研究如何在代理人之间再设计一个合同来促进他们的合作(参见Holmstrom and Milgrom, 1990; Varian, 1990; Macho-Stadler and Perez-Castrillo, 1993; Ramakrisman and Thakor, 1991; Itoh, 1993)。至于这个想法, Bolton and Dewatripont (2005) 表明当代理人能够观察到委托人看不见的行动选择时, 让代理人之间制定协调他们行动选择的方面合同可能会有收益。在P2P 保险中, 代理人之间不存在次合同然而, 由于同一组中的代理人彼此了解, 他们比委托人知道更多的信息, 并可以观察保险公司看不到的行动选择。P2P 保险中代理人之间互相监督而不是通过建立次合同的形式协调他们之间的行动。

在Bolton and Dewatripont (2005) 中, 他们声称代理人相互监视的一个重要代价是监视分散了代理人的生产活动。如果有专业化能够带来回报, 那么让一些代理人专门从事监督活动而另一些代理人专门从事生产活动可能更有效率。然而, 在我们研究的保险问题中, 不存在生产活动。因此让代理人之间相互监督是合适的。Varian (1990) 声称代理人的特征或努力水平通常不是完全不可观测。仅仅因为信息对于委托人来说代价昂贵并不意味着对每个人来说都是昂贵的。很有可能代理人之间相互监督或建议是容易的。他举了一些涉及代理人相互监视的例子。一个例子是政府经常给予举报违法犯罪行为的人奖励。本文提出的另一个与我们的论文更密切相关的有趣的例子是在发展中国家提供信贷的小组监督方案。孟加拉国的一个乡村放债人每年可能会收取150% 的利息。世界利率在10-20% 左右。所以有很多潜在的有利可图的项目, 由于过高的地方利率而没有实施。贷款机构没有争夺掉乡村放债人的地方垄断地位的一个原因是所涉及的项目往往规模很小, 选择贷款接受者并监督其业绩的成本很容易便超过其利润。村里的放债人知道他的客户的声誉, 并可以亲自监控他们的活动, 但这可能是潜在竞争对手的非常昂贵的活动。在保险方面, 情况非常相似。同一组中的被保险人知道对方的名誉, 可以互相监督, 但对保险公司来说可能是高成本的。在以前的利率例子中, 孟加拉经济学家穆罕默德·尤纳斯(Muhammad Yunas) 创立了格拉米银行(Grameen Bank), 并克服了其中一些问题。格拉米银行采用创新方案来内部化选择和监督成本。Farnsworth (1988) 详细描述了这个方案:” 虽然贷款是给每一个创业者提供的, 但是每个人都在一个四五个人组成的团队中, 他们有着类似的信用。他们一起担当共同担保人。如果一个人不能及时付款, 整个群体的信用就会受到损害, 因此违约者将受到很大的来自其他小组成员的压力。” 从这个方案的描述中, 我们发现它与P2P 保险非常相似。在这两份合同中, 只要其中一个违反约定, 这个小组的所有成员都会受到损害。而且这个违约者也会感受到小组内其他人的压力。格拉米银行一直非常成功。我们相信P2P 保险也将成功缓解道德风险问题。我们将建立一个模型进行严格的说明。

我们建立了一个模型, 其中每个人都希望最大化期望效用, 并通过自身努力和互相帮助来降低损失的可能性。为了得到更清晰的结果, 模型假设每个小组只包含两个被保险人。每个人都可能会发生损失。所以总共有四个状态。如果两个人都发生了损失, 那么没有保费返还。没有任何人发生损失时的保费返还金额是一个人发生损失时保费返还金额的两倍。为了使结果更清楚, 我们假设每个代理人的效用函数都是可分的形式。一个函数采用平方根的形式, 另一个成本函数假设为二次的。因为我们假设同一组中的成员具有相同的类型, 均衡时每个人的自身努力程度以及对他人的合作程度都是相等的。通过研究一阶条件, 我们发现在P2P 保险合同下如果代理人没有完全专注于自己的任务承担的额外成本很小, 那么她自己的努力和她对别人的帮助在均衡中都是正的。这意味着只要不专注的额外成本很小, 努力和合作就会存在。使用这个模型, 我们也可以得到这样的结果: 如果提高保费返还比例, 个人将更可能提高自身努力水平并且更愿意与他人合作。所以这个模型可以解释努力, 合作和保费返还比例之间的关系。此外, 我们发现对于购买P2P 保险的个人而言, 如果不完全专注于自己的任务的附加成本很小, 那么当均衡中合作程度较高时, 她更有可



能付出更高的自身努力。但是，如果不专注的附加成本较大，均衡中合作程度较高，则她的自身努力可能更少。最后我们做一些数值分析。首先我们把合作作为外生变量，发现当不专业化的附加成本较小时，合作和最优努力具有协同效应。但是当分散精力的额外成本较大时，合作对最优努力产生负面影响。然后我们同时解出最优化的努力水平和最优化的合作水平。通过计算非线性方程的数值结果，我们发现保费返还比例越高，均衡中的自身努力水平和合作水平也越高。我们还发现只有当分散精力的额外成本足够小时，均衡时才有合作发生。而这个成本越低，团队的合作就越多。当团队合作存在时，减少分散精力的额外成本可以带来更高的自身努力。加入同一组P2P 保险的成员通常彼此相互了解，他们之间的合作相对容易，不会有较大的额外成本。因此，P2P 保险合同不仅可以带来团队成员之间的合作，而且可以导致每个人都付出更多的努力。

本文组织如下：第一部分介绍了P2P 保险合同和有关多代理人道德风险问题的文献。本文的主要结果也在本节中进行了简要的介绍。第二部分具体介绍了模型建立的细节，并为进一步讨论做准备。第三部分应用该模型研究了P2P 保险下的努力与合作。第四部分通过数值分析研究最佳努力水平及其与合作的关系。第五部分做一个小结。

## 二、模型

根据P2P保险合同，只要小组中一个人发生损失，小组中的所有成员就会有损失。因此一个出险概率低的人不会原因让一个出险概率高的人加入到自己的小组中。因此我们可以认为组内个人之间的差异是不重要的。同一组中的成员被认为是同质的，并且具有相同的类型。

我们将考虑存在一个风险中立的保险公司以及小组中包含n个风险厌恶的被保险人的情形， $i=1,2,\dots,n$ 。每个人都有n维行动集。为了简单起见，我们假设 $n=2$ 。也就是说，每个人都必须选择

$$(a_i, b_i) \in [0, +\infty) \times [0, +\infty) \quad (1)$$

其中 $a_i$ 代表个体i的自身努力， $b_i$ 代表她对其他人的帮助程度。这种帮助可以被理解为是能够降低他人出险概率的监督或建议。每个代理人的效用函数都采用通常的可分离形式

$$u_i(w) - \psi_i(a_i, b_i) \quad (2)$$

其中 $u_i$ 严格单调递增且是凹的， $\psi_i$ 严格单调递增且是凸的， $w$ 代表财富水平。假设每一个人都有初始财富 $y > 0$ 。 $l > 0$  是可能的损失。一个P2P保险合同可以被描述为是一个保费 $\pi \geq 0$ ，保额 $q \geq 0$ 和在不同情形下保费返还额度的组合。在P2P保险合同中，监督行为由小组中的其他人完成。直接观察每个人的行为成本很高。因此，P2P保险的合同条款显然不能取决于努力和合作水平。那么对于小组中的个人1，如果她不出险，而且小组中的另一个人也不出险，那么她的效用是

$$V_1 = u_1(y - \pi + 2m\pi) - \psi_1(a_1, b_1) \quad (3)$$

其中 $m$ 是有且只有一个人索赔时返还的保险费的比例。由于上述情况没有

索赔，所以返还的保险费比例是 $2m$ 。类似的，当第一个人不出险，但小组中的另外一个人出险时，第一个人的效用为

$$V_2 = u_1(y - \pi + m\pi) - \psi_1(a_1, b_1) \quad (4)$$

相对应的，当她出险但她的同伴不出险时，她的效用为

$$V_3 = u_1(y - \pi + m\pi - l + q) - \psi_1(a_1, b_1) \quad (5)$$

最后，当两个人都发生索赔时，第一个人的效用为

$$V_4 = u_1(y - \pi - l + q) - \psi_1(a_1, b_1) \quad (6)$$

在这种情况下，我们假设两个人都得不到保费返还。每个人损失的可能性都受到两个人努力程度的影响。特别地，令 $p(a_1, b_2)$ 表示第一个人发生损失的概率，那么她不发生损失的概率则为 $1 - p(a_1, b_2)$ 。类似的，第二个人损失的概率记为 $p(a_2, b_1)$ 。假设损失的概率随着个人努力程度和小组中其他人的帮助程度的提高而下降。即

$$\frac{\partial p(a_1, b_2)}{\partial a_1} < 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial p(a_1, b_2)}{\partial b_2} < 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial p(a_2, b_1)}{\partial a_2} < 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial p(a_2, b_1)}{\partial b_1} < 0 \quad (10)$$

如果一个人决定购买P2P保险，那么她就会选择个人努力程度 $a_1$ 和对他人的帮助程度 $b_1$

以最大化她的期望效用：

$$EU = (1 - p(a_1, b_2))(1 - p(a_2, b_1))V_1 + (1 - p(a_1, b_2))p(a_2, b_1)V_2 \\ + p(a_1, b_2)(1 - p(a_2, b_1))V_3 + p(a_1, b_2)p(a_2, b_1)V_4 \quad (11)$$

为了简单起见，我们将假设以下函数形式：

$$u_i(w) = \sqrt{w} \quad (12)$$

这个函数形式满足 $u_i(w)$ 是一个二次可微，单调递增且严格凹的函数的要求。另外假设

$$\psi_i(a_i, b_i) = a_i^2 + b_i^2 + 2ka_i b_i \quad (13)$$

其中 $k \in [0, 1]$ 。这个假设意味着当 $k > 0$ 时，每个代理人都因为去帮助别人没有完全专注于降低自己的出险概率需要承担额外的成本。至于不发生损失的概率，我们假设

$$1 - p(a_i, b_j) = a_i(1 + b_j) \quad (14)$$

其中 $a_i$ 和 $b_j$ 取恰当的值以保证 $p(a_i, b_j) \in (0, 1)$ 。这个假设意味着两个人的努

力水平 $a_i$ 和 $b_j$ 是互补的，因此促使两个人之间的合作可能会有好处。这个假设反映了这样一个事实，即自身努力程度或者小组中其他人对自己的帮助程度越高，损失的可能性就越低。当不存在合作时，损失的可能性完全由自身努力决定。所以 $a_i$ 需要满足条件 $a_i \in [0,1]$ 。而当自身完全不努力时，合作也不会对损失概率起到任何影响。所以个人的努力起着主要的作用。别人的帮助只是锦上添花。这是符合常理的。

### 三、P2P 保险下的消费者决策

假定每一个人的目标都是使财富的期望效用最大化，每个人都是风险厌恶的，都面临财务损失的可能性，并且能够通过努力和合作来降低损失发生的概率。那么个体1试图最大化的期望效用为

$$\begin{aligned}
 EU &= a_1(1+b_2)a_2(1+b_1)(\sqrt{y-\pi+2m\pi}-a_1^2-b_1^2-2ka_1b_1) \\
 &\quad + a_1(1+b_2)(1-a_2(1+b_1))(\sqrt{y-\pi+m\pi}-a_1^2-b_1^2-2ka_1b_1) \\
 &\quad \quad + (1-a_1(1+b_2))a_2(1+b_1)(\sqrt{y-\pi+m\pi-l+q}-a_1^2-b_1^2-2ka_1b_1) \\
 &\quad \quad \quad - 2ka_1b_1) \\
 &\quad + (1-a_1(1+b_2))(1-a_2(1+b_1))(\sqrt{y-\pi-l+q}-a_1^2-b_1^2-2ka_1b_1) \\
 &= a_1(1+b_2)a_2(1+b_1)(\sqrt{y-\pi+2m\pi}) \\
 &\quad \quad + a_1(1+b_2)(1-a_2(1+b_1))(\sqrt{y-\pi+m\pi}) \\
 &\quad \quad + (1-a_1(1+b_2))a_2(1+b_1)(\sqrt{y-\pi+m\pi-l+q}) \\
 &\quad \quad + (1-a_1(1+b_2))(1-a_2(1+b_1))(\sqrt{y-\pi-l+q}) \\
 &\quad \quad - (a_1^2+b_1^2+2ka_1b_1) \tag{15}
 \end{aligned}$$

期望效用函数表明自身努力水平和合作水平影响损失发生的概率。在这个简化的情形下，组中只有两个人，每个人都可能会发生损失。由于每个人的损失概率都受到他人帮助的影响，最终有四种不同的状态。在不同的状态下，人们的最终财富会有所不同。然而，只要自身努力程度和对他人的帮助程度确定下来，这些努力所带来的成本就不会因为最终状态的不同而改变。所以不管最后的状态如何，努力的成本是一样的。

假设 $a_i$ 和 $b_i$ 的解都是唯一的。因此，自身努力和对他人帮助的最优解是由一阶条件确定的，

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial EU}{\partial a_1} &= (1+b_2)a_2(1+b_1)(\sqrt{y-\pi+2m\pi}) \\
 &\quad \quad + (1+b_2)(1-a_2(1+b_1))(\sqrt{y-\pi+m\pi}) \\
 &\quad \quad - (1+b_2)a_2(1+b_1)(\sqrt{y-\pi+m\pi-l+q}) \\
 &\quad \quad - (1+b_2)(1-a_2(1+b_1))(\sqrt{y-\pi-l+q}) \\
 &\quad \quad - (2a_1-2kb_1)
 \end{aligned}$$

$$=0 \quad (16)$$

且

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU}{\partial b_1} &= a_1(1+b_2)a_2(\sqrt{y-\pi+2m\pi}) \\ &\quad -a_1(1+b_2)a_2(\sqrt{y-\pi+m\pi}) \\ &\quad + (1-a_1(1+b_2))a_2(\sqrt{y-\pi+m\pi-l+q}) \\ &\quad - (1-a_1(1+b_2))a_2(\sqrt{y-\pi-l+q}) \\ &\quad - (2b_1-2ka_1) \\ &=0 \quad (17) \end{aligned}$$

如果我们想得到均衡解，一般我们还需要考虑保险公司的行为。导致预期利润为零的保单被称为盈亏平衡保单。在普通保险合同下，盈亏平衡保单必须满足

$$\pi = pq \quad (18)$$

其中 $\pi$ 是损失发生的概率。这意味着盈亏平衡保单要求保费等于预期损失。但是，在P2P保险合同中，除了保费和保额之外，还有保费返还条款。所以保费和保额之间的关系并不是直接的。因此，本文假定P2P保险合同是外生给定的，并研究不同保单下小组中的互动行为将如何。

我们之前假设每个人都不希望出现概率更高的人加入到自己的小组。因此，同一组中的成员是同质的。在均衡中，每个人自身努力程度以及对他人的帮程度都必须相同。即均衡时 $a_1 = a_2 = a$ 且 $b_1 = b_2 = b$ 。 $(a, b)$ 必须对于每一个代理人来说都是最优回应。那么， $(a_i, b_i) = (a_j, b_j) = (a, b)$ 时的一阶条件变为

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU}{\partial a} &= a(1+b)^2(\sqrt{y-\pi+2m\pi}) \\ &\quad + (1+b)(1-a(1+b))(\sqrt{y-\pi+m\pi}) \\ &\quad - a(1+b)^2(\sqrt{y-\pi+m\pi-l+q}) \\ &\quad - (1+b)(1-a(1+b))(\sqrt{y-\pi-l+q}) \\ &\quad - (2a-2kb) \\ &=0 \quad (19) \end{aligned}$$

且

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU}{\partial b} &= a^2(1+b)(\sqrt{y-\pi+2m\pi}) \\ &\quad - a^2(1+b)(\sqrt{y-\pi+m\pi}) \\ &\quad + a(1-a(1+b))(\sqrt{y-\pi+m\pi-l+q}) \\ &\quad - a(1-a(1+b))(\sqrt{y-\pi-l+q}) \\ &\quad - (2b-2ka) \\ &=0 \quad (20) \end{aligned}$$

其中 $\pi$ ,  $m$ 和 $q$ 都是外生的政策变量。这些一阶条件产生了我们主要问题的答案：

**命题3.1.** 在P2P保险合同下，如果被保险人分散精力帮助他人只承担很小的额外费用，那么她的自身努力水平和与他人的合作水平在均衡时都一定是严格为正的。

证明：被保险人分散精力时不承担额外费用意味着模型中 $k = 0$ 。为了证明在这种情形下自

身努力和对他人的帮助都不为零，我们需要证明当 $k = 0$ 时， $\frac{\partial EU}{\partial a}\Big|_{a=0}$ 和 $\frac{\partial EU}{\partial b}\Big|_{b=0}$ 都是正的。我们首先证明第一条，当 $a = 0$ 时，

$$\frac{\partial EU}{\partial a} = (1 + b)(\sqrt{y - \pi + m\pi} - \sqrt{y - \pi - l + q}) - 2kb$$

(21)

在任何保险合同中赔偿金额都不会超脱损失价值，这意味着 $q \leq 1$ ，因此

$$\sqrt{y - \pi + m\pi} > \sqrt{y - \pi - l + q} \quad (22)$$

$b$ 反映的是合作水平，不会为负。因此，当 $k = 0$ 时， $\frac{\partial EU}{\partial a}\Big|_{a=0} > 0$ 。所以 $a = 0$ 永

远不会成为一阶条件的解。在这种情形下，最优解 $a^* \geq 0$ 必须成立。这意味着在这种情形下，不会有人完全不努力。小组中的每一个人都会有严格为正的自

身努力。进一步地， $\frac{\partial EU}{\partial a}\Big|_{a=0}$ 关于 $k$ 是一个连续的单调递减的函数。一定会存在

一个 $\epsilon > 0$ 使得 $a^* > 0$ 对于所有的 $0 < k < \epsilon$ 都成立。只要 $k$ 足够的小，自身努力就一定存在。

接下来我们证明当 $k = 0$ 时， $\frac{\partial EU}{\partial b}\Big|_{b=0} > 0$ 。前一个结论将用于这个证明。类

似的，当 $b = 0$ 时，

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU}{\partial b} = & a^2(\sqrt{y - \pi + 2m\pi} - \sqrt{y - \pi + m\pi}) \\ & + a(1 - a)(\sqrt{y - \pi + m\pi - l + q} - \sqrt{y - \pi - l + q}) - 2ka \end{aligned}$$

(23)

因为

$$\sqrt{y - \pi + 2m\pi} - \sqrt{y - \pi + m\pi} > 0 \quad (24)$$

且

$$\sqrt{y - \pi + m\pi - l + q} - \sqrt{y - \pi - l + q} > 0 \quad (25)$$

当 $k = 0$ 时,  $\frac{\partial EU}{\partial b} \Big|_{b=0} \geq 0$ 。进一步地, 我们已经证明了当 $k = 0$ 时 $a$ 严格为正。所

以 $\frac{\partial EU}{\partial b} \Big|_{b=0} > 0$ 将在这个情形下成立,  $b = 0$ 不会满足一阶条件。最优解 $b^*$ 一定

会比零大, 小组中合作一定存在。类似的, 由于 $\frac{\partial EU}{\partial b}$ 关于 $k$  是一个连续的单调递

减的函数, 一定会存在一个 $\epsilon > 0$ ,  $b^* > 0$  对于所有的 $0 < k < \epsilon$  都成立。因此, 只要分散精力的额外成本足够小, 小组中的合作就一定存在。总之, 我们证明

了当 $k = 0$ 时,  $\frac{\partial EU}{\partial a} \Big|_{a=0} > 0$ 且 $\frac{\partial EU}{\partial b} \Big|_{b=0} > 0$ 。

证毕

我们之前研究了在一个给定的保险合同下个人的决策。现在我们分析保险合同条款如何影响个人在小组中的合作行为。由于保费返还是P2P保险合同中的一个独特条款, 我们重点研究保费返还比例如何影响合作行为。直观地说, 当保费返还比例越高时, 个人有更多的激励来获得更高的保费返还。他们会尽量降低损失的概率。因此, 他们应该加倍努力并且多帮助其他人, 以确保组内所有成员的损失概率较低。接下来, 我们将说明当保费返还比例升高时, 自身努力和对他人的帮助将在更多情形下存在。但是, 自身努力和帮助水平的最优值尚不确定, 将在稍后数值分析中进行研究。

**命题3.2.** 在P2P保险合同中, 如果提高保费返还的比例, 自身努力和相互合作水平严格为正的可能性将更大。

证明: 首先, 我们证明如果提高保费返还比例, 小组中的被保险人将更有可能为自己努力。如果小组中的人自身努力为零, 即当 $a = 0$ 时,

$$\frac{\partial EU}{\partial a} = (1 + b)(\sqrt{y - \pi + m\pi} - \sqrt{y - \pi - l + q}) - 2kb$$

(26)

其中 $m$ 代表保费返还比例。 $\frac{\partial EU}{\partial a}$ 关于 $m$ 是一个单调递增的函数。如果 $m$ 更高,  $\frac{\partial EU}{\partial a}$

将会更高。假设 $m_1 < m_2$ ,  $a_1^*$ 是当 $m = m_1$ 时的最优自身努力水平。 $a_2^*$ 是当 $m = m_2$ 时的最优自身努力水平。从命题1 中我们得知当 $k \in [0, k_1)$ 时 $a_1^*$ 一定为

正且当 $k \in [0, k_2)$ 时 $a_1^* > 0$ 。那么 $k_2 > k_1$ 一定成立。也就是说 $\frac{\partial EU}{\partial a} \Big|_{a=0} > 0$ 将在

一个更大的 $k$ 的范围上成立。所以当保费返还比例较高时, 被保险人在更多情形下会有自身努力。换句话说, 他们更有可能为自己付出努力。接下来, 我们研究保费返还比例与合作的关系。当 $b = 0$ 时,

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{EU}}{\partial b} &= a^2 (\sqrt{y - \pi + 2m\pi} - \sqrt{y - \pi + m\pi}) \\ &\quad + a(1 - a) (\sqrt{y - \pi + m\pi - l + q} - \sqrt{y - \pi - l + q}) - 2ka \end{aligned} \quad (27)$$

由于根据之前的证明  $a > 0$ ,

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \text{EU}}{\partial b \partial m} &= a^2 \left( \frac{2\pi}{2\sqrt{y - \pi + 2m\pi}} - \frac{\pi}{2\sqrt{y - \pi + m\pi}} \right) + a(1 - a) \frac{\pi}{2\sqrt{y - \pi + m\pi - l + q}} \\ &= a^2 \left( \frac{\pi \sqrt{4(y - \pi) + 4m\pi} - \sqrt{y - \pi + 2m\pi}}{2\sqrt{y - \pi + 2m\pi} \sqrt{y - \pi + m\pi}} \right) + a(1 - a) \frac{\pi}{2\sqrt{y - \pi + m\pi - l + q}} > 0 \end{aligned} \quad (28)$$

这意味着  $\frac{\partial \text{EU}}{\partial b}$  也是一个关于  $m$  的单调递增的函数。类似的, 如果  $m$  更高,

$\frac{\partial \text{EU}}{\partial b} \Big|_{b=0} > 0$  也会在一个更大的  $k$  的集合上成立。所以当保费返还比例增加时, 个人更有可能帮助他人。

证毕

我们之前分开考察了个人的自身努力以及对他人的帮助。现在我们研究这两种努力如何在均衡中相互影响。直觉上, 有两个相反的影响方向。一方面, 如果一个人从别人那里得到更多的帮助, 她会有更多的动力去做更多的努力来减少损失概率, 因为这是一种协同效应。另一方面, 她也会由于分散精力帮助其他人承担额外的成本。所以她也有动力减少自身努力的水平。最终的结果是这两个效应之间的平衡。直观地说, 由于分散精力导致的额外成本越低, 第二个效应越弱, 自身努力就越多。这个直观的结论正式表达如下:

**命题3.3.** 对于一个购买P2P保险的人, 如果分散精力帮助他人导致的额外成本很小, 那么当均衡中合作程度较高时, 她更可能有正的自身努力。如果分散精力帮助他人导致的额外成本很大, 那么当均衡中合作程度较高时, 她付出自身努力的可能性更小。

证明: 分散精力帮助他人所导致的额外成本在模型里用  $k$  表示。一个小的  $k$  意味着这个额外成本很小, 合作程度在模型中反映为  $b$  的大小, 自身努力程度的大小反映在  $a$  上。因此这个命题试图揭示在不同的  $k$  值下均衡时  $a$  和  $b$  的关系。当  $a = 0$  时,

$$\frac{\partial \text{EU}}{\partial a} = (1 + b) (\sqrt{y - \pi + m\pi} - \sqrt{y - \pi - l + q}) - 2kb \quad (29)$$

且

$$\frac{\partial^2 \text{EU}}{\partial a \partial b} = (\sqrt{y - \pi + m\pi} - \sqrt{y - \pi - l + q}) - 2k \quad (30)$$

由于

$$\sqrt{y - \pi + m\pi} > \sqrt{y - \pi - l + q} \quad (31)$$

$\frac{\partial^2 EU}{\partial a \partial b}$ 的符号取决于k值的大小。如果k很小,  $\frac{\partial^2 EU}{\partial a \partial b} \Big|_{a=0} > 0$ 。这意味着如果分散精

力的额外成本很小, 更密切的合作将会使得自身努力在更多情形下严格为正。

相反, 如果k很大,  $\frac{\partial^2 EU}{\partial a \partial b} \Big|_{a=0} < 0$ 。这意味着如果分散精力的额外成本很大, 更

密切的合作将会使得自身努力在更少情形下严格为正。换句话说, 如果分散精力的额外成本很小, 自身努力和相互合作之间具有协同效应, 而如果分散精力的额外成本很大, 这两种行为将会有相反的影响。

证毕

直到现在, 我们只研究了a和b都在零附近的情形。我们只研究了小组中的人是否会有自身努力以及是否会存在合作。但是, 我们还不清楚最佳的自身努力水平和最佳合作水平。从一阶条件(19)和(20)当中, 我们发现均衡时的自身努力水平a 和合作水平b 是相互关联的。这两种行为和分散精力导致的额外成本之间的关系也不是直接的。所以我们在下一节会做一些数值分析, 明确地找到这些关系。

#### 四、数值分析

在本节中, 我们将研究最优的自身努力水平和合作水平是如何受到影响的。首先, 我们可以重新将一阶条件(19)写成如下的形式:

$$a = \frac{2kb - (1+b)(\sqrt{y - \pi + m\pi} - \sqrt{y - \pi - l + q})}{(1+b)^2(\sqrt{y - \pi + 2m\pi} - \sqrt{y - \pi + m\pi} - \sqrt{y - \pi + m\pi - l + q} + \sqrt{y - \pi - l + q}) - 2} \quad (32)$$

接下来我们研究最优自身努力水平a是如何受到合作水平b以及分散精力导致的额外成本k 的影响的。不失一般性地, 我们假定每个人的初始财富 $y = 1000$ , 保费 $\pi = 100$ , 一个人出险时的保费返还比例为 $m = 0.2$ 。我们还假设保单提供足额保险, 即 $q = 1$ 。我们设置一系列k 和b的值, 然后计算最优自身努力程度a。通过这个数值分析, 我们可以发现合作水平是如何影响最优的自身努力的。图1显示了这种关系。



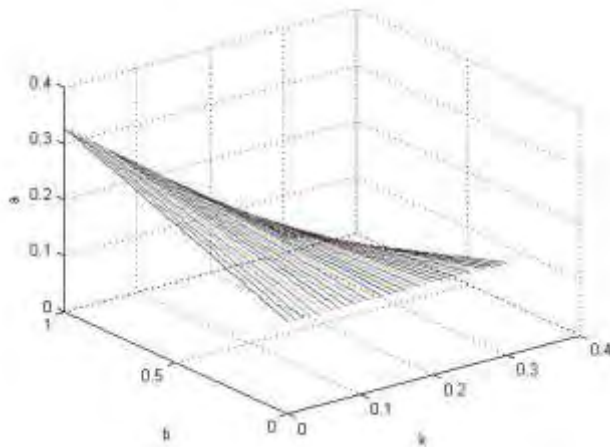


图 1: 自身努力与合作水平之间的关系

在这个图中，纵轴表示个人的自身努力 $a$ 。另外两个横轴分别表示合作程度以及分散精力的额外成本。从这个图中我们可以看出当 $k$ 较小时， $b$ 的值越高，最优的自身努力水平 $a$ 越高。为了更直接地观察这种关系，我们绘制了几个二维图，见图2。在图2中，我们可以直接发现当 $k$ 较小时，最优的 $a$ 随着 $b$ 单调递增。然而，当 $k$ 较大时，最优的 $a$ 随着 $b$ 单调递减。这个结果是符合常理的。当 $k$ 较小时，分散精力帮助他人的额外成本较小，在这种情况下，个人希望自己多做点努力，在得到别人的帮助的时候，更多地减少损失的可能性。相反，当 $k$ 较大时，分散精力帮助他人的额外成本较大，在这种情况下，如果自身努力和对他人帮助都很高，则需要承担更高的额外成本。所以最优的自身努力会随着合作程度的提高而下降。在P2P保险中，同组的成员一般都相互认识，他们可能是亲戚或朋友。所以，他们很容易互相帮助，我们认为第一种情况更可能发生，分散精力帮助他人的额外成本对于他们来说很小。因此，P2P保险合同不仅可以带来团队成员之间的合作，还可以为个人自身带来更高水平的努力。

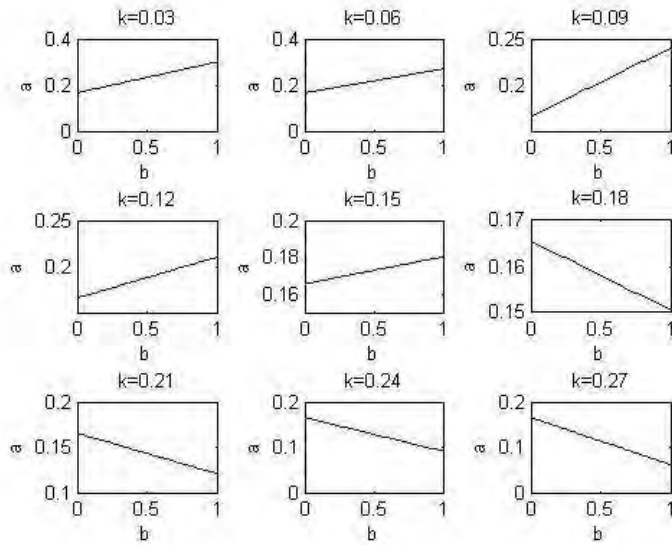


图 2: 不同分散精力的额外成本下合作与自身努力的关系

我们分析最优自身努力水平 $a$ 是怎样受到合作水平 $b$ 的影响的。在这个分析中, $b$ 是外生给定的。然而,个人的自身努力 $a$ 和合作水平 $b$ 是相互影响的。在均衡中,最优的 $a$ 和最优的 $b$ 的解是同时解一阶条件(19)和(20)得到的。这两个条件构成了一个非线性方程组。这个方程组很难得到解析解。所以我们研究非线性方程的数值解。为了研究最优解如何受保费返还比例和分散精力的额外成本的影响,我们绘制了一个二维表格。在表格1中,每一列代表保费返还的比例,每一行代表分散精力的额外成本的参数值。然后我们计算 $a$ 和 $b$ 的数值解。

表 1: 不同情形下最优的自身努力和合作水平

k	m		
	0.1	0.2	0.3
0.05	(0.0832, 0.0027)	(0.1677, 0.0194)	(0.2568, 0.0506)
0.10	(0.0831, -0.0014)	(0.1662, 0.0109)	(0.2524, 0.0371)
0.15	(0.0834, -0.0056)	(0.1655, 0.0026)	(0.2493, 0.0202)
0.20	(0.0842, -0.0098)	(0.1657, -0.0057)	(0.2475, 0.0116)

在表1的括号中有两个数字,第一个数字代表了均衡时最优的自身努力 $a^*$ ,第二个数字代表了均衡时最优的合作水平 $b^*$ 。从表1中我们可以看出对于所有的 $k$ , $a^*$ 和 $b^*$ 都是关于 $m$ 严格单调递增的。所以保费返还比例越高,均衡时个人的自身努力水平以及合作程度都越高。这是直观的,因为当保费返还增加时,每个人都希望减少损失概率以获得更高的保费返还。他们会做更多的努力来减少自己的损失概率,并帮助他人更多地减少其他人的损失概率。一个更有意思的结果是对于一个给定的 $m$ ,最优的合作程度 $b$ 是关于 $k$ 单调递减的。更进一步地,

我们可以推断一定存在一个 $\hat{k}$ ，当 $k < \hat{k}$ 时， $b^* > 0$ ，但当 $k > \hat{k}$ 时， $b^* < 0$ 。事实上，合作程度永远不会是负的。在这种情况下，就不会有合作。这意味着只有当分散精力的额外成本足够小时，才会有合作。而这个成本越低，团队的合作就越多。我们还发现最优的自身努力水平 $a^*$ 不是关于 $k$ 单调的。然而，在 $b^* > 0$ 的情形下， $a^*$ 是关于 $k$ 单调递减的。这意味着当小组中存在合作的时候，减少分散精力的额外成本可以给个人带来更多的自身努力。

## 五、结论

本文研究最近新兴的P2P保险合同，并发现它可以缓解长久以来困扰保险业的道德风险问题。我们建立了一个模型，其中假定每一个人的目标都是使财富的期望效用最大化，每个人都是风险厌恶的，都面临财务损失的可能性，并且能够通过努力和合作来降低损失发生的概率。为了得到更清晰的结果，模型假设每个小组只包含两个被保险人。每个人都可能会发生损失。所以总共有四个状态。如果两个人都发生了损失，那么没有保费返还。没有任何人发生损失时的保费返还金额是一个人发生损失时保费返还金额的两倍。为了使结果更清楚，我们假设每个代理人的效用函数都是可分的形式。一个函数采用平方根的形式，另一个成本函数假设为二次的。因为我们假设同一组中的成员具有相同的类型，均衡时每个人的自身努力程度以及对他人的合作程度都是相等的。通过研究一阶条件，我们发现在P2P保险合同下如果代理人没有完全专注于自己的任务承担的额外成本很小，那么她自己的努力和她对别人的帮助在均衡中都是正的。这意味着只要不专注的额外成本很小，努力和合作就会存在。使用这个模型，我们也可以得到这样的结果：如果提高保费返还比例，个人将更可能提高自身努力水平并且更愿意与他人合作。所以这个模型可以解释努力，合作和保费返还比例之间的关系。此外，我们发现对于购买P2P保险的个人而言，如果不完全专注于自己的任务的附加成本很小，那么当均衡中合作程度较高时，她更有可能付出更高的自身努力。但是，如果不专注的附加成本较大，均衡中合作程度较高，则她的自身努力可能更少。

另外，我们还做了数值分析。首先我们把合作作为外生变量，发现当不专业化的附加成本较小时，合作和最优努力具有协同效应。但是当分散精力的额外成本较大时，合作对最优努力产生负面影响。然后我们同时解出最优化的努力水平和最优化的合作水平。通过计算非线性方程的数值结果，我们发现保费返还比例越高，均衡中的自身努力水平和合作水平也越高。我们还发现只有当分散精力的额外成本足够小时，均衡时才有合作发生。而这个成本越低，团队的合作就越多。当团队合作存在时，减少分散精力的额外成本可以带来更高的自身努力。加入同一组P2P保险的成员通常彼此相互了解，他们之间的合作相对容易，不会有较大的额外成本。因此，P2P保险合同不仅可以带来团队成员之间的合作，而且可以导致每个人都付出更多的努力。最后，应该指出，效用和概率函数的形式仍然不是一般的。我们还需要进一步研究P2P保险是否是缓解道德风险问题的一种合适的方法，以及如何制定P2P保险合同来最小化保险公司的道德风险。

## 参考文献

- [1] K.J. Arrow. 1963. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, 53:941 - 969.
- [2] P. Bolton and M. Dewatripont. 2005. *Contract Theory*. MIT Press. 313-353
- [3] C. Farnsworth, 1988. Micro-loans to the world's poorest. *New York Times*, February.
- [4] B. Holmstrom, 1979. Moral hazard and observability. *Bell Journal of Economics*, 10:74 - 91.
- [5] B. Holmstrom and P. Milgrom, 1990. Regulating trade among agents. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 146:85 - 105.
- [6] H. Itoh, 1991. Incentives to help in multiagent situations. *Econometrica*, 59:611 - 636.
- [7] H. Itoh, 1993. Coalitions, incentives, and risk sharing. *Journal of Economic Theory*, 60:410 - 427.
- [8] I. Macho-Stadler and J.D. Perez-Castrillo, 1993. Moral hazard with several agents: The gains from cooperation. *International Journal of Industrial Organization*, 11:73 - 100.
- [9] J.M. Marshall, 1976. Moral hazard. *American Economic Review*, 66:880 - 890.
- [10] M. Pauly, 1968. The economics of moral hazard: Comment. *American Economic Review*, 58: 531 - 536.
- [11] M. Pauly, 1974. Overinsurance and public provision of insurance: The role of moral hazard and adverse selection. *Quarterly Journal of Economics*, 88:44 - 62.
- [12] R.T S. Ramakrislman and A.V. Thakor, 1991. Cooperation versus competition in agency. *Journal of Law, Economics and Organization*, 7:248 - 283.
- [13] S. Shavell, 1979. On moral hazard and insurance. *Quarterly Journal of Economics*, 93:541 - 562.
- [14] M. Spence and R. Zeckhauser, 1971. Insurance, information and individual action. *American Economic Review*, 61:380 - 387.
- [15] H.R. Varian, 1990. Monitoring agents with other agents. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 146:153 - 174.

# 市场竞争对保险公司风险承担的影响

刘冬姣、黄星刚<sup>1</sup>

## 摘要:

本文基于 2006~2015 年中国保险行业的非平衡面板数据,对市场竞争与保险公司风险承担水平之间的关系进行了实证研究。研究表明:(1)市场竞争对保险公司风险承担水平有显著的影响,市场竞争加剧会整体上降低保险行业风险;(2)从竞争方式来看,规模小的保险公司倾向于采取价格竞争,规模大的保险公司更倾向于采取服务竞争,市场竞争对规模小的保险公司风险承担水平的影响并不显著,市场竞争与风险承担水平之间的关系还受到公司性质影响。

**关键词:** 市场竞争, 风险承担, 公司性质

## 一、引言

2017 年以来,防风险成为了金融领域的重点热词。对金融风险高度警惕,坚决守住不发生系统性风险的底线是我国监管部门当前面临的首要任务。近十几年来,我国保险业的规模和保险机构的数量不断扩大,2000 年年底我国保险公司数量仅为 32<sup>2</sup>家,而到 2015 年年底数量已经达到 169<sup>3</sup>家,增长了近 5 倍。随着保险市场主体的不断增多,保险业的市场竞争程度已经变得激烈。中华联合保险公司就曾在 2007 年出现 64 亿元的巨额亏损,被保监会进行接管。因此,保险市场的竞争不断加剧是否会增加保险行业风险是值得思考的问题。

保险市场竞争对保险公司风险承担的影响却存在着两种截然不同的效应:一方面,市场竞争加剧后,保险公司为扩大市场份额会采取降低费率等不正当的竞争手段,降低了保险公司的偿付能力,进而增加保险公司风险(林江, 2004);另一方面,当市场竞争的加剧不断加剧时,保险公司内部会形成提升经营效率和降低生产成本的动力,经营效率高的保险公司才能够保留在市场

---

<sup>1</sup>刘冬姣,中南财经政法大学金融学院教授。黄星刚,中南财经政法大学金融学院保险学博士研究生。

<sup>2</sup>资料来源:2001 年《中国保险年鉴》

<sup>3</sup>资料来源:中国保监会网站,不含再保险公司。

中，有利于资源的优化配置，承保和投资效率的提高均能降低保险公司的风险(Cummins et al.2016)。

尽管保险业不会像银行业那样有着很强风险传染效应(Chen et al., 2014)，但是保险业仍对整个金融系统和经济发展有着巨大的影响(Das et al., 2003)。2008年次贷危机爆发时，AIG与全球银行紧密的联系使得美国政府不得不出手救助，逐渐让大家意识到保险行业在金融业中的重要性。自1980年我国保险业复苏以来，短短的三十几年获得了高速的发展，已经成为了金融系统中重要的一部分，在金融体系中的地位不断提高。保险公司一旦出现危机，波及的很可能不仅仅是保险行业，而是整个金融体系。因此，保险公司以及整个保险行业的风险应该逐步的受到大家的重视。然而目前，国内的文献主要关注的是保险市场竞争与绩效之间的关系，鲜有文献关注保险市场竞争对保险行业的影响，研究保险市场竞争对保险公司风险承担水平之间的关系。

本文主要研究在保险市场竞争不断加剧的情况下，保险公司风险承担水平将如何变化。本文的研究对于我国保监会对保险行业的采取何种监管策略和丰富保险市场研究具有较为重要的现实和理论意义。与国内已有文献相比，本文的主要贡献在于：(1)国内文献主要研究了银行业市场竞争与风险承担水平之间的关系，鲜有文献研究市场竞争与保险公司风险承担水平之间的关系。(2)鉴于我国保险业不断集团化的趋势，产险和寿险之间的联系不断紧密，本文同时研究财险业和寿险业，探究市场竞争对保险公司风险承担水平的影响。最后，本文还从公司性质角度研究了市场竞争对保险公司风险承担水平影响的差异，进一步细化了本文的研究。

## 二、文献综述及理论假设

### (一) 市场竞争与风险承担水平

根据上面所述，市场竞争与风险承担水平之间的关系一直存在着许多争议。特别是在银行业，并未形成统一的观点。以特许权价值理论(Marcus,1984)为代表的学者支持竞争脆弱假说，认为竞争的加剧会降低银行的特许经营权价值，进而刺激银行管理者从事高风险的活动。Boyd and Nicolo (2005)却不支持上述假说，认为信贷市场竞争的加剧可以降低贷款利率，提升借款人的资金回报率，从而降低银行的违约风险，增加银行系统的稳定性。除以之外，还有学者提出了市场竞争和银行风险承担水平之间的非线性关系。Jiménez et al.(2013)运用西班牙银行业数据，在存款和贷款市场中都发现了市场竞争与风险承担水平之间的非线性关系。蒋海和陈静(2015)运用我国上市银行业的数据也证明了非线性关系的存在。

保险公司在保险市场中的主要竞争方式可以分为价格竞争和服务竞争。目前我国保险市场中保险产品的同质化严重，各家保险公司的保险产品之间差异化非常小。规模小的保险公司采取的主要竞争方式为价格竞争，通过降低保险产品价格来获得市场份额，而这一种竞争方式容易引发恶性竞争，甚至会增加保险公司风险。而规模较大的保险公司主要采取的竞争方式为服务竞争，通过树立品牌形象以及提升产品服务来开拓市场，保险公司运营变得更加有效率，从而降低保险公司风险。

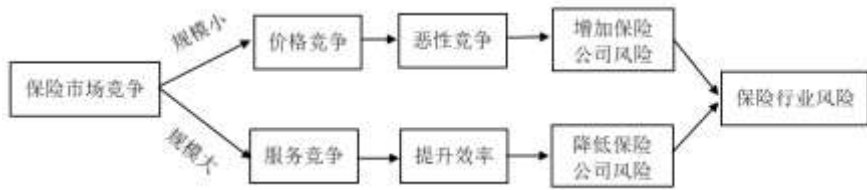


图 1 保险公司市场竞争方式分析

市场竞争的加剧可以促进企业经营效率的提升。Cummins and Rubio-Misas (2006) 通过对西班牙保险市场分析后发现，保险监管的放松使保险市场竞争加剧，在促使保险公司提升产品和服务的同时，也分散了保险公司的承保风险和投资风险。同时，市场竞争的加剧会促进保险公司间的合并，Cummins et al (1999) 使用 1988~1995 年美国人寿保险公司数据，采用 DEA 方法得出保险公司之间的合并可以提升效率。

保险公司经营效率的提高会降低保险公司风险。Berger and De Young(1997) 提出了“经营不善假说(bad management hypothesis)”，商业银行的低效率会导致日常经营管理水平和经营成本控制水平都较低，从而造成银行不良贷款的提升，增加银行的风险。Fiordelisi et al (2011) 运用格兰杰因果检验方法对欧洲商业银行的数据进行分析，发现效率较低的银行会承担更多的风险，支持了“经营不善假说”。此外，“道德风险”在一定程度上也能支持上述观点。Jeitschko and Jeung (2005) 研究发现效率低下的银行容易产生“道德风险”，银行所有人和银行管理者之间存在的代理问题会使得银行管理者去承担过多的风险。效率作为市场竞争和保险公司风险承担之间的渠道，在国外已经得到了证实。Cummins et al. (2016) 通过分析欧洲人寿保险市场后发现，市场竞争的加剧可以促进保险公司提升效率，从而降低保险公司风险。

我国保险业本身的市场化时间还不长，程度还不够深化，大部分保险公司的成立时间很短，与国际上历史悠久的成熟保险公司相比还有非常大的差距（周文杰，2012）。同时，我国保险市场准入、退出的行政性政策壁垒较高，市场集中度较高（蒋才芳等，2015）。总体来说，与我国银行业不同的是，我国保险市场化水平并不高，保险公司早期处于低效率阶段，经营管理水平较低。因此，保险市场竞争主要还是以促进保险公司经营效率的提升为主，进而降低保险公司风险。基于上述理论基础，本文提出如下假设。

假设 1：保险市场竞争的加剧会降低保险公司风险。

假设 2：相较于公司规模小的保险公司，市场竞争对规模大的保险公司风险承担水平影响更大。

## （二）市场竞争、公司性质与风险承担水平

产权性质对企业的风险承担水平会产生影响（高磊，2018）。Barry et al. (2011) 通过对银行业研究发现，银行股权结构的不同对风险承担水平有着显著的影响。保险业也是如此。外资保险公司的经营效率低于中资保险公司的经营效率。魏华林和张胜（2011）通过 DEA 方法对 41 家中资和外资保险公司的经营效率进行测度，研究后发现中资寿险公司的平均技术效率高于外资公司。朱铭来和李新平（2012）从经营效率的视角对外资保险公司的入世效应进行分析后发现，全面入世对外资寿险公司的经营效率有显著的负影响。周文杰

(2012)通过 2005~2010 年保险业数据,实证得出保险业经营效率总体来说是逐年提升的,但是中资和外资保险公司之间的差异巨大,外资寿险公司甚至还处于不经济状态。

相较于中资保险公司来说,外资保险公司经营效率偏低,并且随着我国入世后并没有显著的提升,市场竞争加剧对外资保险公司效率的促进作用并不明显,而中资保险业的经营效率正在不断的提升。因此,对于外资保险公司来说,市场竞争对保险公司风险承担水平的影响可能与中资保险公司有着明显的差异。基于上述理论基础,本文提出如下假设。

假设 3: 市场竞争与保险公司风险承担水平之间的关系受到公司性质影响。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文选取 2006~2015 年保险公司数据,所有数据来自于 CSMAR 数据库中行业研究的保险行业数据,剔除当年业绩较差以及所有者权益为负的公司,并剔除异常值。所涉及的保险公司共有 139 家,其中财险公司 65 家,寿险公司 74 家<sup>1</sup>。

#### (二) 变量选取

##### 1、被解释变量

风险承担水平(Risk)。参照 Pasiouras and Gaganis (2013) 的做法,本文采用 Z-score 来衡量保险公司的风险承担水平。Z-score 作为一种测量违约距离的方法,它和保险公司的破产风险有着反向的关系,也可以作为保险公司经营稳定性的衡量指标(如 Shim, 2011)。

$$Z_{it} = \frac{ROA_{it} + (E/A)_{it}}{\delta_{ROA_{it}}}$$

其中,ROA 为保险公司的资产收益率, $E/A$ 为保险公司的所有者权益除以总资产。 $\delta_{ROA_{it}}$ 为资产收益率的标准差,由于各个保险公司的观察年份数不同,所以本文采用三年滚动 ROA 来计算标准差。资产收益率和权益资本比例越高,同时资产收益率的标准差越小,则 Z 值越大。Z 值越大,表示保险公司风险承担能力越强,反之则是保险公司风险承担能力越弱。最后,为了避免 Z 值的波动性较大,使 Z 值变得更加平稳,对 Z 值的取对数处理。

##### 2、解释变量

市场竞争度(Compete)。对于市场竞争度的衡量,可以分为直接测量和间接测量两种方式。直接测量的方式有 HHI 指数(Herfindahl-Hirschman Index)和  $CR_n$  指数等,而非直接测量的方式有 Boone 指数等。本文参照刘超和陈秉正(2011)的做法,通过已赚保费计算 HHI 指数来衡量保险市场竞争度,同时采用  $CR_n$  指数做市场竞争度的代理变量进行稳健性检验。

##### 3、控制变量

---

<sup>1</sup> 包含合并前保险公司。



本文选取了公司规模(Size)、再保险(Rein)、总投资资产与总资产之比(Invest)、业务集中度(Div)以及保费与所有者权益之比(PE)五个指标作为公司层面的控制变量。

公司规模(Size)。本文采用总资产取对数来衡量保险公司的规模。保险公司规模越大,有着更强的分散风险能力和投资机会。但是,规模较大的保险公司也同规模较大的银行一样,受到政府的保护,容易承担过度的风险。因而保险公司规模对保险公司风险承担的影响方向不能确定。

再保险(Rein)。购买在在保险可以将保险公司的风险转移给再保险公司,从而降低在保险公司的破产概率(Hoerger et al,1990)。保险公司的再保险比例越高,那么它的风险承担能力就越强。

总投资资产与总资产之比(Invest)。总投资资产与总资产之比用来衡量保险公司投资效率。较低的投资资产比例会降低保险公司的业绩,但是较高的投资资产则会增加保险公司的投资风险。

业务集中度(Div)。一方面,根据风险分散理论,保险业务的分散会降低保险公司的承保风险。但是另一方面,保险业务的分散会增加保险公司的资产风险(Che and Liebenberg,2017)。因而保险业务集中度对保险公司风险承担的影响方向不能确定。

保费与所有者权益之比(PE)。保费与所有者权益之比的含义为单位权益资本承担多少保险责任,直接影响保险公司的偿付能力,它的倒数可以用来衡量承保能力。一般认为,保险公司的承保能力会影响保险公司风险承担。

表 1 变量定义

	变量名称	变量含义
被解释变量	Risk	风险承担,用 Z 值取对数衡量,其值越大,风险越小,保险公司越稳定
解释变量	Compete	市场竞争,用 HHI 指数表示,数值越小,市场竞争越激烈
控制变量	Size	公司规模,总资产的自然对数
	Rein	再保险,分出保费与总保费之比 (%)
	Invest	表示投资效率,总投资资产与总资产之比 (%)
	Div	业务集中度,保险公司业务分散程度
	PE	表示保险公司承保能力,保费与所有者权益之比 (%)

### (三) 实证模型

参照 Cummins et al. (2016) 模型的构建,本文构建如下模型。

$$\begin{aligned}
 Risk_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 Compete_{it} + \alpha_2 Size_{it} + \alpha_3 Rein_{it} + \alpha_4 Invest_{it} + \alpha_5 Div_{it} \\
 & + \alpha_6 PE_{it} \\
 & + u_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

根据本文的研究内容,本文的实证检验分为三个层面:第一,通过使用固定效应模型,利用式(1)来检验市场竞争对保险公司风险承担水平的影响,同时进一步将保险公司按公司规模(Size)的中位数将样本分为规模小公司和规模大公司两组,检验在不同公司规模下,市场竞争对保险公司风险承担水平的

影响；第二，本文进一步的检验在保险公司性质不同的情况下，市场竞争对保险公司风险承担水平的影响，按照保监会中对保险公司性质的分类，将保险公司分为中资和外资保险公司，然后利用模型对两组样本分别进行回归，比较两组样本中市场竞争(Compete)系数的差异；第三，采用混合最小二乘法(OLS)以及用 $CR_n$ 作为市场竞争的替代变量做稳健性检验。

## 四、实证分析与结果

### (一) 描述性统计

表 2 分别给出了财险公司、寿险公司和总体的各个研究变量的均值。从表中我们可以看出，财险公司风险承担的均值为 2.770，明显高于寿险公司的均值。同时财险也的市场竞争均值也高于寿险业的均值，说明财险业的竞争较寿险业来说更加激烈。财险公司的再保险比例均值为 23.771%，远高于寿险公司的均值。这是由于财险业的风险种类众多，也使得财险业的风险管理更为困难，需要更多的再保险。寿险公司的总投资资产与总资产之比的均值为 0.519，远高于财险公司均值，这也和投资收益是寿险公司的主要利润来源有关。

表 2 研究变量的描述性统计

变量	财险公司均值	寿险公司均值	总体均值
Risk	2.770	2.500	2.628
Compete	0.198	0.170	0.183
Size	7.986	9.096	8.571
Rein	23.771	6.496	14.673
Invest	0.250	0.519	0.392
Div	0.531	0.602	0.568
PE	2.523	2.622	2.575
样本数	488	543	1031

### (二) 主要变量面板单位根检验

本文采用 IPS 检验对模型中的被解释变量风险承担水平(Risk)和采用 HHI 指数和 $CR_n$ 指数衡量的主要的被解释变量市场竞争度(Compete)进行面板单位根检验。由于本文的数据为非平衡面板数据，无法做面板单位根检验。因此，在做面板单位根检验时，将数据处理为平衡面板数据，但在后续的实证中仍采用的是非平衡面板数据。

检验结果表明，被解释变量风险承担的 P 值为 0.042，采用 HHI 指数和 $CR_n$ 指数衡量的市场竞争度的 P 值均为 0。主要的解释变量和被解释变量均拒绝原假设，没有单位根。

### (三) 回归分析

#### 1、市场竞争与风险承担水平

本文利用模型(1)来检验市场竞争与风险承担水平之间的关系，采用了固定效应模型对假设 1 进行了验证，回归结果见表 3。

表 3 的第 1 列分别报告了在固定效应模型下市场竞争和保险公司风险承担

水平之间的关系。回归结果显示，市场竞争(Compete)系数显著为负，与本文的第一个假设相符，市场竞争对保险公司的风险承担水平有影响，市场竞争的加剧会降低保险公司风险，这和 Cummins et al. (2016) 的结论一致。进一步，将保险市场划分为财险业和寿险业，分别检验市场竞争对财险公司和寿险公司风险承担水平的影响，回归结果见第 2 列和第 3 列。结果显示，无论是财险业还是寿险业，市场竞争和风险承担水平之间都是显著的负相关关系，市场竞争的加剧降低了保险公司风险，使保险行业经营稳定性更强。

表 3 市场竞争对风险承担的影响

因变量：风险承担水平(Risk)			
自变量	固定效应		
	总体 (1)	财险 (2)	寿险 (3)
Compete	-7.502*** (1.75)	-6.160** (2.42)	-7.681*** (2.61)
Size	0.0680 (0.08)	0.186 (0.14)	0.0190 (0.11)
Rein	0.00300 (0.00)	0.013* (0.01)	0.00100 (0.00)
Invest	-0.806** (0.34)	-0.143 (0.54)	-1.123** (0.45)
Div	0.124 (0.32)	0.0250 (0.56)	0.109 (0.39)
PE	-0.024*** (0.00)	-0.021*** (0.00)	-0.058*** (0.01)
cons	3.681*** (0.97)	2.280 (1.51)	4.292*** (1.36)
N	1031	488	543
R <sup>2</sup>	0.117	0.116	0.145
F	19.51	9.083	13.14

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\*p<0.01

## 2、市场竞争、公司规模与风险承担水平

接下来，将保险公司按公司规模(Size)的中位数将样本分为规模小公司和规模大公司两组，然后通过模型(1)采用固定效应模型进行回归，比较 Compete 系数之间的差异，对假设 2 进行验证。回归结果见表 4。

表 4 显示，无论是从整个保险业来看，还是分别从财险和寿险业来看，对于规模小的公司，市场竞争对其风险承担水平的影响并不显著，然而对于规模大的公司，市场竞争对其风险承担水平影响非常显著。验证了本文的假设 2，并且间接的验证了保险公司市场竞争中的两个主要方式。规模小的保险公司在

保险市场中的竞争主要以价格竞争为主，而对于规模大的保险公司，其在保险市场中的竞争以服务竞争为主。

表 4 分公司规模回归结果

因变量：风险承担水平(Risk)

	固定效应					
	总体		财险		寿险	
	规模小 (1)	规模大 (2)	规模小 (3)	规模大 (4)	规模小 (5)	规模大 (6)
Compete	0.646 (2.91)	-12.047** (2.14) *	-3.105 (3.46)	-8.802*** (3.36)	3.757 (4.80)	-9.796*** (3.22)
Size	-0.124 (0.17)	0.250** (0.11)	0.230 (0.26)	0.515*** (0.19)	-0.0150 (0.23)	0.121 (0.17)
Rein	0.018** (0.01)	-0.00100 (0.00)	0.013* (0.01)	-0.0230 (0.02)	0.027* (0.02)	0.00400 (0.00)
Invest	0.0460 (0.52)	-0.911* (0.47)	0.543 (0.69)	-1.647** (0.79)	-0.0980 (0.65)	-0.365 (0.81)
Div	-0.713 (0.52)	0.762** (0.38)	0.609 (0.72)	1.463 (0.99)	-1.793*** (0.67)	0.422 (0.48)
PE	-0.019*** (0.00)	-0.030*** (0.01)	-0.887** (0.13) *	-0.131*** (0.04)	-0.070*** (0.02)	-0.049*** (0.01)
cons	3.405** (1.68)	2.272 (1.45)	2.011 (2.32)	0.254 (2.37)	2.884 (2.44)	2.979 (2.23)
N	514	517	244	244	271	272
R <sup>2</sup>	0.0830	0.304	0.241	0.320	0.0970	0.257
F	6.052	30.34	9.877	15.00	3.660	12.09

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\*p<0.01

### 3、公司性质、市场竞争与风险承担水平

首先，参照保监会对保险公司性质的分类，将保险公司进一步按中资和外资进行分类，把保险公司分为中资财险公司、外资财险公司、中资寿险公司和外资寿险公司。然后通过模型（1），采用固定效应模型进行回归，比较 Compete 系数之间的差异，对假设 3 进行验证。回归结果见表 5。

表 5 结果显示，第 1 列和第 2 列的 Compete 系数显著为负，但是有着明显的差异；表明市场竞争对中资财险公司和外资财险公司的风险承担水平的影响有着显著的差异。保险市场竞争对中资财险公司风险承担水平的影响更大。第 3 列 Compete 系数为显著为负，第 4 列 Compete 系数不显著，同样表明市场竞争对中资寿险公司和外资寿险公司风险承担水平的影响并不相同。保险市场

竞争对中资寿险公司风险承担水平有显著的影响，而对外资寿险公司风险水平影响并不显著。通过对保险公司性质分类，进一步的验证了本文的第3个假设：市场竞争与保险公司风险承担水平之间的关系受到公司性质的影响。

表 5 不同公司性质下回归结果

因变量：风险承担水平(Risk)				
固定效应				
	中资财险	外资财险	中资寿险	外资寿险
	(1)	(2)	(3)	(4)
Compete	-10.132*** (3.44)	-6.023* (3.17)	-11.162*** (3.82)	-0.663 (4.20)
Size	0.360** (0.17)	-0.148 (0.20)	-0.138 (0.13)	0.443** (0.22)
Rein	0.00900 (0.01)	0.00900 (0.01)	0.00300 (0.00)	-0.00400 (0.01)
Invest	-0.855 (0.62)	0.0780 (1.06)	-1.272* (0.68)	-0.688 (0.63)
Div	-0.591 (0.73)	0.744 (0.81)	0.676 (0.51)	-0.899 (0.65)
PE	-0.020*** (0.00)	-0.792*** (0.13)	-0.065*** (0.02)	-0.061*** (0.02)
cons	2.305 (2.16)	5.081*** (1.87)	5.958*** (1.86)	0.128 (2.40)
N	296	192	268	275
R <sup>2</sup>	0.235	0.220	0.186	0.142
F	12.75	7.606	8.496	6.455

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\*p<0.01

## 五、稳健性检验

### (一) 混合最小二乘法 (OLS) 检验

表 6 报告了在混合最小二乘法(OLS)下市场竞争与保险公司风险承担水平之间的关系。回归结果显示，市场竞争(Compete)系数同样显著为负。而且无论是从保险行业来看，还是分别从财险业和寿险业来看，均与采用固定效应模型得出的结论相符。

表 6 混合最小二乘法 (OLS) 检验

因变量：风险承担水平(Risk)		
混合最小二乘法		
总体	财险	寿险

	(1)	(2)	(3)
Compete	-6.757*** (1.13)	-9.428*** (1.71)	-6.161*** (1.65)
Size	0.0260 (0.03)	0.0230 (0.04)	0.057* (0.03)
Rein	0.00008 (0.00)	0.005* (0.00)	-0.008** (0.00)
Invest	-0.435* (0.22)	0.590* (0.35)	-0.145 (0.35)
Div	-0.614*** (0.20)	-0.740** (0.31)	-0.333 (0.27)
PE	-0.024*** (0.00)	-0.020*** (0.00)	-0.071*** (0.01)
cons	4.218*** (0.36)	4.630*** (0.53)	3.543*** (0.50)
N	1031	488	543
R <sup>2</sup>	0.0860	0.129	0.124
F	16.02	11.83	12.60

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\*p<0.01

## (二) 市场竞争度代理变量检验

进一步的, 将 $CR_n$ 指数做市场竞争度 HHI 指数的代理变量做稳健性检验, 表 7 报告了回归的结果。无论是使用混合最小二乘法还是使用固定效应模型, 第 1 列和第 4 列的 Compete 系数仍然显著为负, 符合本文的假设 1。市场竞争与保险公司风险承担水平之间呈显著的负相关, 市场竞争的加剧降低了保险公司风险, 使保险行业的经营更加稳定。将保险业分为了财险公司和寿险公司进行回归, 第 2 列、第 3 列、第 5 列和第 6 列显示了回归的结果, Compete 的系数依旧显著为负, 同样说明了无论是在财险也还是寿险业, 市场竞争与保险公司风险承担之间的关系是相同的, 都是显著为负。

表 7 市场竞争度代理变量检验

CR	因变量: 风险承担水平(Risk)					
	混合最小二乘法			固定效应		
	总体	财险	寿险	总体	财险	寿险
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Compete	-1.820*** (0.66)	-8.209*** (1.50)	-1.988** (0.88)	-3.233*** (0.71)	-5.738*** (1.75)	-2.557*** (0.81)
Size	0.067** (0.03)	0.0260 (0.04)	0.103*** (0.03)	0.296*** (0.05)	0.216* (0.12)	0.270*** (0.06)
Rein	0.0003	0.005*	-0.007**	0.00300	0.012*	0.00100



- [1]林江. 引入外资对中国保险产业组织影响的实证分析 --以上海为案例[J]. 财贸经济, 2004(8):30-36.
- [2]Cummins J D, Rubio-Misas M, Vencappa D. Competition, efficiency and soundness in european life insurance markets [J]. Journal of Financial Stability, 2016, 28.
- [3]Chen, H., Cummins, J. D., Viswanathan, K. S. and Weiss, M. A. (2014), Systemic Risk and the Interconnectedness Between Banks and Insurers: An Econometric Analysis. Journal Risk and Insurance, 81: 623–652.
- [4]Das U, Davies N, Podpiera R. Insurance and Issues in Financial Soundness[J]. 2006, 03(138).
- [5]Marcus A J. Deregulation and bank financial policy[J]. Journal of Banking & Finance, 1984, 8(4):557-565.
- [6]Boyd J H, Nicoló G D. The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited[J]. Journal of Finance, 2005, 60(3):1329–1343.
- [7]Jiménez G, Lopez J A, Saurina J. How does competition affect bank risk-taking?[J]. Journal of Financial Stability, 2013, 9(2):185-195.
- [8]蒋海, 陈静. 宏观经济波动、市场竞争与银行风险承担——基于中国上市银行的实证分析[J]. 金融经济研究, 2015(3).
- [9]Cummins J D, Rubio-Misas M. Deregulation, Consolidation, and Efficiency: Evidence from the Spanish Insurance Industry[J]. Journal of Money Credit & Banking, 2006, 38(2):323-355.
- [10]Cummins J D, Tennyson S, Weiss M A. Consolidation and efficiency in the US life insurance industry[J]. Journal of Banking & Finance, 1999, 23(2–4):325-357.
- [11]Berger A N, Deyoung R. Problem loans and cost efficiency in commercial banks[J]. Journal of Banking & Finance, 1997, 21(6):849-870.
- [12]Fiordelisi F, Marques-Ibanez D, Molyneux P. Efficiency and risk in European banking [J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(5):1315-1326.
- [13]Jeitschko T D, Jeung S D. Incentives for risk-taking in banking – A unified approach[J]. Journal of Banking & Finance, 2005, 29(3):759-777.
- [14]周文杰. 中国保险市场效率实证研究:基于交易成本角度[J]. 中央财经大学学报, 2012(7):0-0.
- [15]蒋才芳, 杨侯涛, 陈收. 人寿保险行业市场结构及影响因素研究[J]. 财经理论与实践, 2015(5):34-39.
- [16]高磊. 产权性质还是市场竞争有利于企业绩效?—基于风险承担视角的检验 [J]. 经济与管理研究, 2018, 39(01):136-144.
- [17]Barry T A, Lepetit L, Tarazi A. Ownership structure and risk in publicly held and privately owned banks[J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(5):1327-1340.
- [18]魏华林, 张胜. 2006~2009:我国中资与外(合)资保险公司经营效率的比较研究[J]. 保险研究, 2011(5):68-76.
- [19]朱铭来, 李新平. 外资保险公司的经营效率研究——基于公司层面非平衡数据的入世效应分析[J]. 江西财经大学学报, 2012(1):67-72.
- [20]Pasiouras F, Gaganis C. Regulations and soundness of insurance firms: International evidence [J]. Journal of Business Research, 2013, 66(5):632-642.



[21]Shim J. Mergers & Acquisitions, Diversification and Performance in the U.S. Property-Liability Insurance Industry[J]. Journal of Financial Services Research, 2011, 39(3):119-144.

[22]刘超, 陈秉正. 我国人身保险市场结构变化与预测分析[J]. 保险研究, 2011(9):88-96.

[23]Hoerger T J, Sloan F A, Hassan M. Loss volatility, bankruptcy, and the demand for reinsurance[J]. Journal of Risk & Uncertainty, 1990, 3(3):221-245.

[24]Che X, Liebenberg A P. Effects of Business Diversification on Asset Risk-Taking: Evidence from the U.S. Property-Liability Insurance Industry[J]. Journal of Banking & Finance, 2017, 77:págs. 122-136.

# P2P 保险的道德风险问题研究

杨超、杨天禹、陈秉正<sup>1</sup>

## 摘要：

P2P 保险（Peer to Peer Insurance）是近年来随着互联网的兴起而出现的一种新型保险模式。该模式依托互联网，由若干投保人组成风险互助小组，当小组中的投保人出现较大损失时可以获得来自保险人的赔付，而在出现较小损失时则在小组内进行分摊。这种风险互助小组成员之间一般是亲戚、朋友等熟人关系。这种熟人间的声誉监督机制，可以较好地解决传统保险市场中存在的道德风险问题。本文利用经济学中的比较静态分析方法，研究了 P2P 保险的道德风险问题。作者从理论上证明了在 P2P 保险模式下，投保人会倾向于更加努力防范风险以降低出险概率，道德风险问题可以得到一定程度的缓解。

**关键词：** P2P 保险，道德风险，比较静态分析

## 一、引言

### （一）研究背景

信息不对称是经济活动中普遍存在的现象。根据信息不对称发生的时间来看，有事前信息不对称和事后信息不对称。一般而言，事前信息不对称带来的问题称为“逆向选择”问题，事后信息不对称带来的问题称为“道德风险”问题。这两类问题一直是制约经济活动高效率的重要因素。道德风险（Moral Hazard）通常是指“从事经济活动的人，在最大程度地提高自身效用的同时，做出不利于他人的行动；或者是当签约一方不完全承担风险后果时所采取的自身效用最大化的自私行为<sup>2</sup>”。在保险市场中，道德风险可以解释为“个人因存在保险保障而改变防损动机的一种倾向<sup>3</sup>”。

保险市场是一个典型的信息不对称市场，投保人、代理人、保险人之间都存在着信息不对称。一般而言，由于市场的竞争性和保险监督机制的存在，以

<sup>1</sup>杨超，清华大学经济管理学院金融系博士研究生。杨天禹，清华大学经济管理学院金融系博士研究生。陈秉正，清华大学经济管理学院金融系教授，博士生导师，清华大学中国与风险管理研究中心主任。

<sup>2</sup> 博尔奇著，王国军译，保险经济学[M]，商务印书馆，1999。

<sup>3</sup> 迪翁著，王国军译，保险经济学[M]，中国人民大学出版社，2005。

保险人为主体的道德风险问题较少发生，而以投保人为主体的道德风险问题则较为普遍。在这种情形中，投保人相对于保险人存在信息优势。投保人在签订保险合同后，由于将风险转嫁给了保险人，就可能会降低自身防范风险的动力，致使其出险概率上升。另外，投保人也有可能向保险人隐瞒自己的实际受损情况。由于这些信息不对称问题，会增加保险人对保险欺诈的调查成本和期望的损失赔付，从而导致保险费用的增加。而由于道德风险因素所增加的保费通常要由所有投保人来分担，导致了较低道德风险的投保人以负担了相对较多保费的形式补贴了较高道德风险的投保人，即保险市场效率的降低。

随着互联网保险的兴起，近年来国际上出现了一种新的保险模式——P2P 保险（Peer to Peer Insurance）。这种模式可以在一定程度上缓解道德风险问题，为保险市场解决道德风险问题提供了一个新思路。P2P 保险是在传统保险的基础上，增加了一层由若干投保人组成的风险共担“互助小组”。投保人可以在由某一保险中介机构提供的网络交易平台上，通过自主选择或由平台进行匹配，与其他投保人组成“互助小组”。这些风险互助小组成员之间一般具有亲戚、朋友等熟人关系。保险中介机构会从小组成员缴纳的保费中提取一部分（例如40%）出来，建立资金池，其余的保费（例如60%）付给保险公司。在保险期间内，小组成员中如有出险，先用资金池中的资金进行赔付；超出资金池的部分则由保险公司进行赔付。保险期间结束时，资金池内剩余的资金将按一定比例返还给每一个投保人。负责搭建交易平台和组建风险互助小组的中介机构实际上承担了保险经纪人的角色，通过互联网平台将保险公司的产品销售给投保人。

全球第一家开展 P2P 保险的企业是德国的 Friendsurance 公司。2010 年，该公司率先提出了 P2P 保险这种新型的保险组织模式，最初的目的主要是为了帮助表现良好、出险率低的客户解决保费过高的问题，同时也能在一定程度上缓解道德风险及逆向选择问题。根据资料显示，Friendsurance 提出的这种新的保险模式可以降低大约 10%-15% 的道德风险成本<sup>1</sup>。之后，越来越多的保险中介机构开始尝试开发和运用 P2P 模式来拓展保险业务。截止到 2017 年，全球已有数十家保险中介机构开展了 P2P 保险业务（表 1）。

全球已开展 P2P 保险业务的公司

表 1（截止 2017 年）

名称	地址	国家	角色
Friendsurance	<a href="http://www.friendsurance.com">www.friendsurance.com</a>	德国	Broker
Gather	<a href="http://www.gatherins.com">www.gatherins.com</a>	美国	Broker
BBM	<a href="http://www.boughtbymany.com">www.boughtbymany.com</a>	英国	Broker
InsPeer	<a href="http://www.inspeer.me">www.inspeer.me</a>	美国	Broker
Guevara	<a href="http://www.heyguevara.com">www.heyguevara.com</a>	英国	未公开
PeerCover	<a href="http://www.peercover.co.nz">www.peercover.co.nz</a>	新西兰	Broker

<sup>1</sup> 数据来源于 <http://www.friendsurance.com>

Lemonade	<a href="http://www.lemonade.com">www.lemonade.com</a>	美国	Carrier
Insure A Peer	<a href="http://www.insureapeer.com">www.insureapeer.com</a>	美国	Broker
Dynamis	<a href="http://www.dynamisapp.com">www.dynamisapp.com</a>	美国	未公开
Uvamo	<a href="http://www.uvamo.com">www.uvamo.com</a>	美国	Broker
Inspool	<a href="http://www.inspool.com">www.inspool.com</a>	英国	Broker
Gaggel	<a href="http://www.gaggel.com">www.gaggel.com</a>	英国	未公开
Allied Peers	<a href="http://www.bitsilk.com">www.bitsilk.com</a>	英国	Broker
Hudddle	<a href="http://www.hudddle.com.au">www.hudddle.com.au</a>	澳大利亚	Carrier

数据来源：作者根据网络资料整理

到目前 P2P 保险的发展已有 8 年,但业界和学界对它的研究还非常缺乏, P2P 保险的经营模式仍处于探索和不断迭代的阶段。目前比较具有代表性的 P2P 保险中介机构有 Friendsurance、Guevara、PeerCover 以及 InsPeer 等, 其中最具有代表性且比较成功的是 P2P 保险的创始公司 Friendsurance。

Friendsurance 公司是 2010 年创立于德国首都柏林的一家保险代理公司, 首创了具有革命性的 P2P (Peer-to-Peer) 保险概念。目前, 其经营范围包括家庭财产保险、个人责任保险以及法律费用保险等。Friendsurance 的业务模式是: 投保人通过自主选择或者网络匹配的方式, 与其他投保人形成保险互助小组, 人数不超过 15 人。投保人所缴纳的保费会分成两部分, 一部分 (60% 的保费) 用于支付给保险公司以获得相关的保险; 另一部分 (剩余 40% 的保费) 则形成互助小组的互助资金池, 由 Friendsurance 公司<sup>1</sup>进行管理。如果互助小组中有成员出险, 当金额较小时, 由互助资金直接赔付; 金额较大且超过互助资金池金额时, 由保险公司经核实后进行赔付。在保险期间结束时, Friendsurance 公司依据“互助小组”内投保人的出险情况, 将资金池内剩余的资金按一定比例返还给每一个投保人, 未出险的投保人将获得较多返还。这样, 出险概率低的投保人及小组就可以获得实际奖励。这种模式的优势在于降低了保险欺诈、风险行为及赔付费用、小额赔付的处理成本和销售成本, 使消费者切实得到优惠, 用户满意度和忠诚度得到提高。根据 Friendsurance 数据统计, 大约有 80% 的用户都获得过现金返还<sup>2</sup>。

根据上述对 P2P 保险运作方式的描述, 可以看出其与传统保险明显不同 (见图 1 和图 2)。

<sup>1</sup> 业内也将此类充当保险经纪人角色的保险中介如 Friendsurance 公司称为 P2P 保险公司

<sup>2</sup> 数据来源于 <http://www.friendsurance.com>

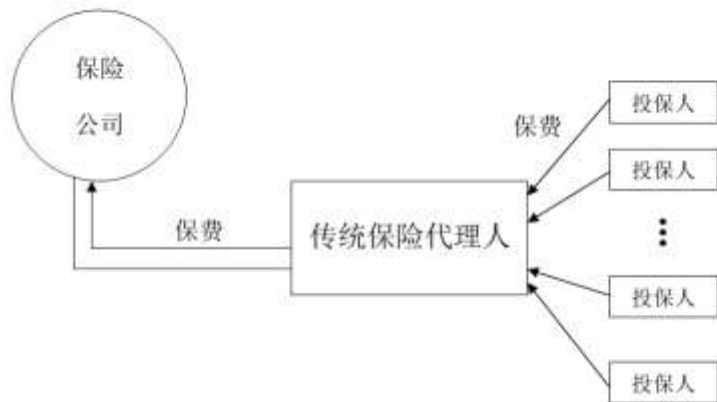


图 1 传统保险运作模式

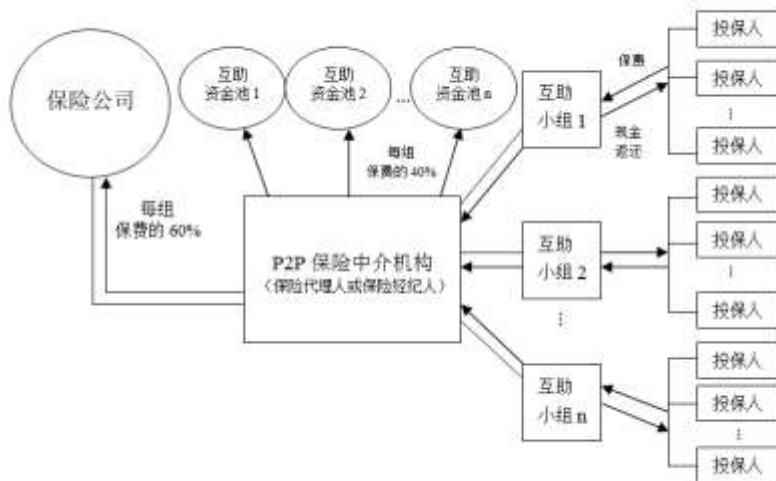


图 2 P2P 保险运作模式

比较 P2P 保险运作模式和传统保险运作模式可以发现：传统保险是保险公司通过保险代理人将产品销售给每个独立的投保人，投保人之间并没有直接的风险共担机制；而 P2P 保险是由保险中介机构将具有一定关系的若干投保人组成“互助小组”，建立风险共担机制。这种业务模式同时还存在着一个熟人间的声誉约束机制。由于“互助小组”内的成员一般由亲戚或朋友组成，如果小组内的投保人选择对保险公司隐瞒信息，那么一旦暴露，不仅要面对来自保险公司的经济惩罚，还要面对来自小组成员的声誉惩罚。因此，每个应该投保人可能更有动力加强自身防范风险的措施以降低出险概率，避免来自小组内成员的声誉惩罚，从而在整体上缓解道德风险问题。

## （二）研究动机与研究方法

根据近年来 P2P 保险运行的实际效果来看，其较传统保险业务模式具有诸多优势。它减少了保险欺诈、风险行为及赔付费用、小额赔付的处理成本和销售成本，一定程度上缓解了道德风险和逆向选择问题。另外，这种模式还可以帮助表现良好、出险率低的客户解决保费过高的问题，使投保人获得实质上的优惠。

P2P 保险之所以拥有上述优势，主要基于以下两个原因：第一、P2P 保险可以促使具有相同风险分布的投保人组成同一“互助小组”。因为风险较高的投保人会在小组组建时被排除在外，所以针对小组制定的保费率会更接近小组内投保人的实际费率。第二、熟人间的声誉机制可以发挥作用，P2P 保险与社交功能的结合可以使保险公司通过声誉监督有效降低道德风险。由于声誉监督机制的存在，投保人倾向于加强防范风险的措施或减少夸大事故的可能性以配合小组其他成员获取对小组的奖励。

鉴于此，对参加了 P2P 保险中某“互助小组”的成员来说，发生道德风险的可能性应该更低，特别是应该比其单独投保时发生道德风险的可能性更低。而 P2P 保险是否真的可以缓解道德风险问题，取决于投保人加入“互助小组”后能否做出实际的降低道德风险的相关努力。在 P2P 保险中，道德风险的成本主要取决于两个部分，一部分是来自保险公司的经济惩罚，另一部分是 P2P 保险中的熟人声誉机制。投保人实际的道德风险成本是经济惩罚的成本和声誉惩罚成本之和。

因此，投保人对于实行道德风险行为的忌惮主要也来源于两个方面：一是保险公司的经济惩罚较高，其实施道德风险行为的期望收益低于惩罚所带来的损失；二是投保人的道德风险行为可能被“互助小组”内的其他成员观测到，其社交声誉将会受到一定损失。所以，如何从理论的角度证明 P2P 保险运作机制能够缓解道德风险问题，是 P2P 保险研究中一个十分重要的问题。

本文运用比较静态分析方法，试图论证 P2P 保险在缓解道德风险问题上的优势。比较静态分析是静态经济模型所使用的一种分析方法。这种方法研究外生变量变化对内生变量的影响，以及分析比较不同数值的外生变量下内生变量的不同变化。从研究对象的状态角度来看，比较静态分析考察了当原有条件发生变化时，对象的原有状态会发生什么变化，并分析比较新旧状态的同异。本文通过构建效用模型，来分析 P2P 保险机制中的声誉机制（外生）对投保人道德风险行为（内生）的影响。

## 二、文献综述

目前 P2P 保险尚处于起步阶段，业界和学界鲜有对 P2P 保险较深入和系统的研究，甚至没有严格的定义。有关其道德风险的相关研究也尚处空白。

### （一）对 P2P 保险的一般性介绍和初步研究

在维基百科中，P2P 保险被定义为一种可以减少管理成本、降低不对称信息的保险经营模式。这种模式大多依托于互联网平台，通过组建“小组基金<sup>1</sup>”的方式来实现。P2P 保险机构主要分为两种类型：一种是担任保险代理人（broker）

---

<sup>1</sup> 资料来源于 [https://en.wikipedia.org/wiki/Peer-to-peer\\_insurance](https://en.wikipedia.org/wiki/Peer-to-peer_insurance)。在这里，小组基金的全称是 group fund，但实际上其模式与本文提到的资金池含义类似。

的中介机构；一种是担任保险人(carrier)的保险公司。在业界和学界方面，Joshua Davis (2016) 简要介绍了互联网技术在P2P保险经营模式中的应用方式，以及目前主流P2P保险机构的业务流程。肖文铨(2015)对P2P保险的特征和内涵进行了分析，并认为“互助小组”和“保费返还”是P2P保险的主要特征。作者指出，P2P保险借助社交网络和信息技术，建立了成本更低运行更高效的保险运营模式，为传统保险业如何通过互联网技术实现更好地发展提供了启发式的思考。任筱寒(2016)重点介绍了国际上经营较好的P2P保险机构，并从经营模式上对目前主流的P2P保险机构进行了粗略分类。可以看出，目前关于P2P保险的研究多为一般性的介绍，鲜有较为深入和系统的研究。

### (二) 利用比较静态分析方法对保险道德风险的相关研究

Arrow 和 Pauly (1963) 最早对保险中的道德风险问题进行了探讨，并得出了两种解决道德风险的方法：(1) 对损失的不完全承保；(2) 保险人监督投保人为防损而进行的对保险标的的看护。Helpman (1975) 通过比较静态分析方法求解了最优免赔额，并通过设计道德风险合约来避免引发道德风险问题。

Ralph A. Winter (1992) 详细证明了道德风险的存在将导致非足额保险，而非足额保险将使投保人有激励去采取一些行动去避免损失，这被称为“减损动机”。因此，保险合约并不一定完全地使投保人不再采取行动，只要投保人购买的是非足额保险，他就依然有动机减少损失发生的概率。

毕泗锋、刘宏涛(2006)利用博弈模型对投保人的道德风险进行了研究，得出在保险人不采取措施的情况下，保险机制产生道德风险是无法避免的。郭玲(2007)对投保人道德风险问题的研究只仅讨论了投保人的行为只会影响保险事故发生概率而不影响损失大小的情形。但显然，投保人的行为有可能既影响保险事故发生概率又影响损失规模，因而其研究结论不具有一般性。朱冬(2009)分别对投保人道德风险的两种类型进行了独立研究，即(1)考虑投保人的行为会影响出险损失概率但不考虑影响损失规模；(2)考虑投保人的行为会影响出险损失规模但不考虑出险损失概率。事实上，投保人的行为经常既会影响损失概率又会影响损失规模。

## 三、问题的提出

本文研究的问题是：P2P 保险中的熟人声誉机制是否会减少投保人的道德风险行为，从而降低投保人的出险概率。

### (一) 问题背景

假设保险市场上存在一个理性的投保人，其个人财富为 $W$ ，满足 $W > 0$ 。该投保人的效用函数是 $U(x)$ ， $x$ 是投保人拥有的财富。当投保人面临风险时，会有一个金额为 $L$ 的损失，但该损失并不足以使投保人破产，即有 $W > L$ 。于是，该投保人的效用分布为

$$U = \begin{cases} U(W), & \text{如果损失不发生} \\ U(W - L), & \text{如果损失发生} \end{cases}$$

假定市场上存在一家保险公司和一家 P2P 保险中介机构。其中，保险公司采用传统的保险运作方式直接向投保人销售保单。假设投保人选择的保险

额度为 $A$ ，并向保险公司缴纳一定的保费（与 $A$ 有关）。当投保人发生损失时，保险公司按照保险额度进行赔付。如没有发生损失，保险公司不返还投保人缴纳的保费。根据保险的损失补偿原则，投保人从保险公司获得的索赔至多应只能是投保人的实际损失，即投保人不能从保险合同中获利，即有 $L \geq A$ 。

如果投保人选择通过 P2P 保险中介机构来投保，他将以“互助小组”成员的身份通过 P2P 保险中介机构搭建的互联网平台与保险公司签订保险合同。此时，“互助小组”中的成员同样可以自主选择适合自己的保险额度 $A$ 。但是，当小组中的任一成员在保险期间内发生损失时，他的整个信息将会公开披露给小组中的其他成员，包括损失形式以及损失金额等。在这种假设下，我们猜想投保人将会有一定的激励去避免损失的发生，即降低了道德风险。

#### （二）建模顺序

本文的建模分为两个阶段。

第一阶段，投保人选择投保方式，并选择自己的保险额度 $A$ 。投保方式为两种：传统保险模式和 P2P 保险模式。

第二阶段，在保险期间内，投保人会选择自己的努力程度 $e$ 来进行防损， $e$ 可以理解成为了降低出险概率所付出的代价。比如，投保人购买汽车保险后会购买车用报警器以提醒自己避免危险驾驶，或者通过减少长时间开车以避免疲劳驾驶等方式降低事故发生概率。可以看出，投保人可以通过选择不同的努力程度 $e$ 来影响出险的概率。因此，在此阶段，投保人通过选择 $e$ 来确定自己的风险概率 $p(e)$ 。 $e$ 作为一种成本，也应被考虑进投保人的效用函数 $U$ 中。

### 四、比较静态分析

本节将通过建立相应的数学模型，分析 P2P 保险模式能否缓解投保人的道德风险问题。

#### （一）模型基本假设

1. 假设投保人的效用函数 $U(x)$ 是一个连续光滑的函数，且满足：

(1)  $U(0) = 0$

(2)  $\lim_{x \rightarrow 0^+} U'(x) = +\infty$

(3) 当 $x \in [0, W]$ 时，有 $U'(x) > 0$ ， $U''(x) < 0$ ，即 $U(x)$ 是一个单调增的凹函数。

2. 假设投保人的风险损失概率函数 $p(e)$ 也是一个连续光滑的函数，且满足：

(1)  $e$ 表示投保人为防止风险发生所做的努力程度，且 $e \in [0, +\infty)$

(2) 当 $e \in [0, +\infty)$ 时，有 $p(e) > 0$ ， $p'(e) < 0$ ， $p''(e) > 0$ ，即 $p(e)$ 是一个单调减的凸函数。



3.假设保险费率为 $q$ ，当保险公司采用公平费率<sup>1</sup>时， $q = p(e)$ ；当保险公司采用超额费率时， $q > p(e)$ 。

4.假设投保人的努力成本系数为 $k$ ，表示投保人每付出一单位努力所需要的成本。当投保人的努力程度为 $e$ 时，在传统保险运作模式下，投保人的努力成本为 $k_T e$ ；在 P2P 保险模式中，投保人付出的努力成本为 $k_P e$ 。当投保人单独购买保险时，除保险公司的监督和自我约束外，没有其他机制监督并鼓励投保人采取防损行为，因此投保人防损意愿和收益较低，这意味着其努力的动力较小，此时投保人付出一单位努力的成本也相对较高<sup>2</sup>。当投保人以“互助小组”形式购买相同的保险时，由于声誉机制的存在，投保人的防损收益更高，防损动力更足，此时投保人付出一单位努力的成本相对较少<sup>3</sup>，所以有 $k_T > k_P$ 。

## (二) 模型分析

本文先从简单情形入手，逐渐推广到其他较复杂情形下对道德风险的研究。

### 情形 1：投保人与保险人之间信息对称，且保险人采用公平费率

此时，假设保险人的费率 $q = p(e)$ 为公平费率。由于信息对称，无论投保人采取任何努力程度 $e$ ，都将被保险人观测到并体现在合同中。因此，双方都知道对方的选择，保险人也知道投保人的出险概率 $p(e)$ 。

假设投保人在两种不同的投保方式之间进行选择：传统保险模式或 P2P 保险模式。

如果投保人选择传统保险的投保方式，在选择了投保保额为 $A$ 和付出的努力程度 $e$ 后，他得到的效用记为 $U_1$ 。于是，投保人的决策就是要确定自己的投保额度 $A$ 和努力程度 $e$ ，使得 $U_1$ 达到最大。此时，保险人可以观测到投保人的努力程度并收取费率 $q = p(e)$ 。即

$$\max_{A,e} U_1 = U(W - L + A - A * p(e)) * p(e) + U(W - A * p(e)) * (1 - p(e)) - k_T e \quad (1)$$

如果投保人选择 P2P 保险投保方式，可以选择保险金额 $A$ 及努力程度 $e$ ，

<sup>1</sup> 如果保险公司设定的保险费率使得保险公司的期望利润为零，则称这种费率为公平费率。

<sup>2</sup> 在这里，可以将 $k$ 理解成投保人为了实现这些努力所花费的成本效用（对于投保人来说的）。比如， $e$ 表示为了减损而购买车用报警器的数量，而 $k$ 表示投保人主观意识中的车用报警器的价格（并非实际价格），投保人认为其价格越高，那么 $k$ 也就越高。

<sup>3</sup> 由于形成了“互助小组”，成员更有动力进行防损，所以即使价格不变（如车用报警器），在相同情况下投保人认为防损的成本对其来说没有购买传统保险时那么高，因为他认为存在可预期的金钱与声誉奖励，此时， $k$ 相对较低。

保险人同样可以观测投保人的努力程度并收取费率  $q = p(e)$ ，此时，投保人的决策为：

$$\max_{A,e} U_2 = U(W - L + A - A * p(e)) * p(e) + U(W - A * p(e)) *$$

$$(1 - p(e)) - k_p e$$

(2)

**定理 1：**假设保险人提供公平费率且投保人与保险人之间信息为对称的，则无论是按传统方式投保还是按 P2P 方式投保，投保人都会购买足额保险，即  $L = A$ 。

证明：将（1）式两端对  $A$  求导，可得

$$\begin{aligned} \frac{\partial U_1}{\partial A} &= U' (W - L + A(1 - p(e))) p(e)(1 - p(e)) \\ &\quad - U' (W - Ap(e)) p(e)(1 - p(e)) \\ &= (U' (W - L + A(1 - p(e))) - U' (W - Ap(e))) p(e)(1 - p(e)) \end{aligned}$$

因 为  $U''(x) < 0$  ， 且  $W - L + A(1 - p(e)) = W - Ap(e) + A - L \leq W - Ap(e)$  ， 所以 有  $U' (W - L + A(1 - p(e))) - U' (W - Ap(e)) \geq 0$  ； 同时 ， 显然 有  $p(e)(1 - p(e)) > 0$  ， 故可知必有

$$\frac{\partial U_1}{\partial A} \geq 0$$

又因为  $L \geq A$ ，所以只有在在  $A = L$  时， $U_1$  取到最大值，即投保人一定会选择足额保险。

对于 P2P 保险模式：同理将（2）两边关于  $A$  求导，并经过类似推导可得：

$$\frac{\partial U_2}{\partial A} \geq 0$$

因此在 P2P 保险中，投保人也会选择  $A = L$ ，即购买足额保险。

定理 1 可以通过下图给予直观的解释（图 1）：

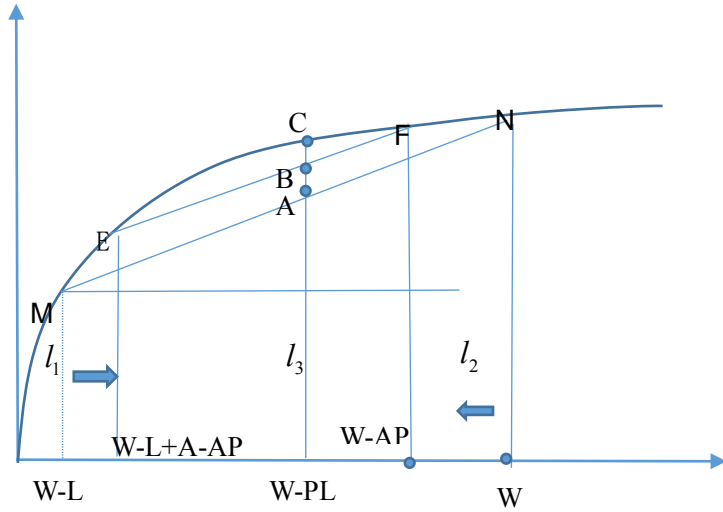


图 1 定理 1 的图示：在  $A=L$  时效用最大化

如图所示，在个人不购买保险时，个人的效用  $T = (1 - P)U(W) + PU(W - L)$  在图中可表示为线段  $MN$  与直线  $l_3$  的交点  $A$ 。随着个人购买保险额度的增大， $l_1$  右移， $l_2$  左移，均靠向  $l_3$ 。此时线段  $MN$  将会向上移动至线段  $EF$ 。个人的效用也变为线段  $EF$  与直线  $l_3$  的交点  $B$ ，由于  $B$  严格位于在  $A$  点上方，从而个人的效用是增加的。由此可见：只有在购买的保险额度取得最大值时，投保人的效用达到最大，最终的均衡即为直线  $l_3$  与效用曲线的交点  $C$ 。

综上所述，投保人在面对两种保险时，只需要选定自身的努力程度，决策变为：

在传统投保模式下：

$$\max_e U_1 = U(W - L * p(e)) - k_T e \quad (3)$$

在 P2P 保险模式下：

$$\max_e U_2 = U(W - L * p(e)) - k_P e \quad (4)$$

假设使投保人效用达到最大时的最优努力程度为  $e^*$ ，在传统保险模式和 P2P 保险模式下的最优努力程度分别记为  $e_T^*$  和  $e_P^*$ ，即

$$e_T^* = \arg \max_e [U(W - L * p(e)) - k_T e] \quad (5)$$

$$e_P^* = \arg \max_e [U(W - L * p(e)) - k_P e] \quad (6)$$

**定理 2：**在保险人提供公平费率且投保人与保险人之间信息对称的假设下，P2P 保险模式可以使投保人购买保险后的努力程度提高，发生损失的概率降低。

证明：即要证明有  $e_T^* < e_P^*$  和  $p(e_P^*) < p(e_T^*)$ 。

设  $V(e) = \frac{\partial U(W-L \cdot P(e))}{\partial e} = U'(W-L \cdot P(e)) \cdot (-L \cdot P'(e))$ ，对  $V(e)$  关于  $e$

求导可得：

$$V'(e) = U''(W-L \cdot P(e)) \cdot (-L \cdot P'(e))^2 + U'(W-L \cdot P(e)) \cdot (-L \cdot P'(e))$$

(7)

在 (7) 式中，由于  $U'(x) > 0$ ， $U''(x) < 0$ ，所以不难看出  $V'(e) < 0$ ，即  $V(e)$  是关于  $e$  的单调减函数，当  $e = 0$  时取得最大值。

因此有

$$\max_e V(e) = V(0) = U'(W-L \cdot P(0)) \cdot (-L \cdot P'(0))$$

根据 (5) 式，有

$$U'(W-L \cdot P(e_T^*)) \cdot (-L \cdot P'(e_T^*)) = k_T \quad (8)$$

同理，根据 (6) 式，有

$$U'(W-L \cdot P(e_P^*)) \cdot (-L \cdot P'(e_P^*)) = k_P \quad (9)$$

而根据已知假设， $k_T > k_P$ 。所以

$$U'(W-L \cdot P(e_T^*)) \cdot (-L \cdot P'(e_T^*)) > U'(W-L \cdot P(e_P^*)) \cdot (-L \cdot P'(e_P^*))$$

由于  $V(e) = \frac{\partial U(W-L \cdot P(e))}{\partial e} = U'(W-L \cdot P(e)) \cdot (-L \cdot P'(e))$  是关于  $e$  的

单调减函数，所以有

$$e_T^* < e_P^* \quad (10)$$

又因为  $p(e)$  是单调减，因此有

$$p(e_P^*) < p(e_T^*) \quad (11)$$

由定理 2 我们可以得出结论：投保人在面对传统保险购买方式和 P2P 保险购买方式时，均会选择全额保险，但在 P2P 购买方式下，会付出更大的努力程度去避免损失的发生，从而降低了出险概率。

下面我们将进一步说明如果投保人选择 P2P 保险的购买方式，会获得更高的效用。在以上结论的基础上，投保人通过比较两种不同保险模式时的效用大小来选择采用哪种保险模式，即比较  $U_1$  和  $U_2$ 。

在引入定理 3 之前，需要一个关于凹函数性质的引理。

**引理：** 设  $U$  为凹函数，则对  $[0, +\infty)$  上任意的  $x > y$  有，

$$U(x) - U(y) > U'(x) \cdot (x - y) \quad (12)$$

证明： $U(x)$  满足  $[0, +\infty)$  上的连续可导性，根据拉格朗日定理，必存在一点  $z$  满足： $x > z > y$  且  $U(x) - U(y) = U'(z) \cdot (x - y)$ 。又因为  $x > z$ ，且  $U(x)$  为凹函数，此时有  $U'(z) > U'(x) > 0$ ，因此

$$U(x) - U(y) = U'(z) * (x - y) > U'(x) * (x - y) \quad (13)$$

引理得证。

**定理 3:** 假设保险人提供公平费率且投保人与保险人之间信息为对称的，则投保人在 P2P 保险模式下可以获得更高的效用。

证明：只需证明  $U_2 > U_1$ 。

先证明  $U(W - L * p(e))$  为凹函数。令  $F(e) = U(W - L * p(e))$ ，对 F 关于 e 求导可得：

$$\frac{dF}{de} = U'(W - L * P(e)) * (-L * P'(e)) > 0 \quad (14)$$

对 F 关于 e 求二阶导数可得：

$$\begin{aligned} \frac{d^2 F}{de^2} &= U''(W - L * P(e)) * (-L * P'(e))^2 + U'(W - L * P(e)) * (-L * P''(e)) \\ &< 0 \end{aligned}$$

因此 F 为 e 的凹函数，即  $U(W - L * p(e))$  为凹函数。

以下只需证明：

$$U_2 - U_1 = U(W - L * p(e_p^*)) - U(W - L * p(e_T^*)) - k_p e_p^* + k_T e_T^* > 0$$

根据引理，且  $U(W - L * p(e))$  为凹函数， $e_T^* < e_p^*$ ，可得：

$$\begin{aligned} U_2 - U_1 &= U(W - L * p(e_p^*)) - U(W - L * p(e_T^*)) - k_p e_p^* + k_T e_T^* \\ &> (e_p^* - e_T^*) * U'(W - L * P(e_p^*)) * (-L * P'(e_p^*)) - k_p e_p^* + k_T e_T^* \end{aligned}$$

根据 (6) 式可知， $e_p^* = \arg \max_e [U(W - L * p(e)) - k_p e]$ ，因此

$$U'(W - L * P(e_p^*)) * (-L * P'(e_p^*)) = k_p$$

此时有， $(e_p^* - e_T^*) * U'(W - L * P(e_p^*)) * (-L * P'(e_p^*)) = k_p * (e_p^* - e_T^*)$   
所以，

$$U_2 - U_1 > k_p * (e_p^* - e_T^*) - k_p e_p^* + k_T e_T^* = (k_T - k_p) * e_T^* \quad (15)$$

根据假设  $k_T > k_p$ ，我们有：

$$U_2 - U_1 > 0$$

定理 3 的结论表明，在保险人提供公平费率且市场信息完全对称的情况下，我们可以得到完美的结论：投保人更倾向于选择 P2P 保险模式，这种保险方式不仅使投保人本身的效用更高，还会激励投保人付出更多努力，降低出险概率，对保险人也是有利的。

**情形 2: 保险人和投保人之间信息对称，保险人采用超额费率**

此时，由于保险人和投保人之间信息是对称的，因此  $p(e)$  是可被观测的，但保险人不再是采取公平保费，而是需要一个超额部分作为保险人的收益，记超额费率为  $q(e) = t * p(e)$ ，其中  $t > 1$ ，称之为超额因子。

此时，投保人的决策变为：

在传统投保模式下：

$$\begin{aligned} \max_{A,e} U_1 &= U(W - L + A - A * q(e)) * p(e) + U(W - A * q(e)) * \\ &(1 - p(e)) - k_T e \end{aligned} \quad (16)$$

在 P2P 保险投保模式下：

$$\begin{aligned} \max_{A,e} U_2 &= U(W - L + A - A * q(e)) * p(e) + U(W - A * q(e)) * \\ &(1 - p(e)) - k_P e \end{aligned} \quad (17)$$

**定理 4：**假设保险人与投保人之间信息对称且保险人采用的是超额费率，两种投保模式下投保人的投保额相同但不是全额投保，投保额  $A$  为关于努力程度  $e$  的函数。

证明：对于传统保险与 P2P 保险模式，在给定超额因子  $t$  以及后期的努力程度  $e$  后， $U_1$  和  $U_2$  均可看成是关于  $A$  的函数。因此最大化  $U_1$  和  $U_2$  只需对  $U_1$  和  $U_2$  关于  $A$  取偏导可得：

$$\begin{aligned} \frac{\partial U_1}{\partial A} &= U'(W - L + A(1 - q(e)))p(e)(1 - q(e)) \\ &\quad - U'(W - Aq(e))q(e)(1 - p(e)) \end{aligned}$$

同时，我们有

$$\frac{\partial U_1}{\partial A} = \frac{\partial U_2}{\partial A}$$

因此可得：在传统保险与 P2P 保险模式中，投保人的保险额度的选择是相同的，都满足最大化  $U_1$  和  $U_2$ 。

进一步，我们发现

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 U_1}{\partial A^2} &= \frac{\partial^2 U_2}{\partial A^2} \\ &= U''(W - L + A(1 - q(e)))p(e)(1 - q(e))^2 - U''(W - Aq(e))q(e)^2(1 - p(e)) \end{aligned}$$

根据前提假设，在  $x \in [0, W]$  时，有  $U'(x) > 0$ ， $U''(x) < 0$ ，因此

$$\frac{\partial^2 U_1}{\partial A^2} = \frac{\partial^2 U_2}{\partial A^2} < 0$$

此时 $\frac{\partial^2 U_1}{\partial A^2}$ 和 $\frac{\partial^2 U_2}{\partial A^2}$ 在 $A = L$ 时取最小值，在 $A = 0$ 取最大值。

因此，

$$\left. \frac{\partial U_1}{\partial A} \right|_{A=0} = U'(W - L)p(e)(1 - q(e)) - U'(W)q(e)(1 - p(e))$$

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial U_1}{\partial A} \right|_{A=L} &= U'(W - L * q(e))p(e)(1 - q(e)) \\ &\quad - U'(W - L * q(e))q(e)(1 - p(e)) \\ &= U'(W - L * q(e)) * (p(e) - q(e)) \\ &= U'(W - L * q(e)) * p(e) * (1 - t) < 0 \end{aligned}$$

综上所述，可得：

(1) 如果

$$\frac{U'(W - L)}{U'(W)} < \frac{q(e)(1 - p(e))}{p(e)(1 - q(e))}$$

此时，投保人为风险偏好者，不选择投保，即 $A = 0$ ， $U_1$ 和 $U_2$ 实现最大化。

(2) 如果

$$\frac{U'(W - L)}{U'(W)} > \frac{q(e)(1 - p(e))}{p(e)(1 - q(e))}$$

此时，投保人会选择购买保额为 $A$ 的保险，满足 $0 < A < L$ ，即投保人不会选择足额投保，但会存在某一个投保额度 $A$ 使得 $U$ 达到最大值。在这种情况下，我们有

$$\begin{aligned} A(e) = \arg \max_A & (U(W - L + A - A * q(e)) * p(e) + U(W - A * q(e)) \\ & * (1 - p(e)) - k_T e) \end{aligned}$$

综上所述，定理 4 成立， $A$  为关于  $e$  的函数。

$A(e)$

$$= \begin{cases} 0, & \text{当 } \frac{U'(W - L)}{U'(W)} < \frac{q(e)(1 - p(e))}{p(e)(1 - q(e))} \\ \arg \max_A \left( \frac{U(W - L + A - A * q(e)) * p(e) + U(W - A * q(e)) * (1 - p(e)) - k_T e}{U(W - A * q(e)) * (1 - p(e)) - k_T e} \right), & \text{当 } \frac{U'(W - L)}{U'(W)} \geq \frac{q(e)(1 - p(e))}{p(e)(1 - q(e))} \end{cases}$$

**定理 5:** 假设保险人与投保人之间信息对称且保险人采用的是超额费率，投保人在 P2P 保险模式下会付出更多的努力从而降低出险概率。

证明：根据定理 4 可知，投保人在传统保险与 P2P 保险模式中都会采用相同的保险额度  $A$  作为自己的保额<sup>1</sup>。

<sup>1</sup> 此时  $A$  虽然是  $e$  的函数，但在这里假定  $A$  已经由保险人提供，所以将  $A$  看作为固定的

对 $U_1$ 和 $U_2$ 关于 $e$ 求偏导可得:

$$\begin{aligned}\frac{\partial U_1}{\partial e} &= U'(W - L + A(1 - q(e))) * p(e) * (-Aq'(e)) \\ &\quad + U(W - L + A - Aq(e)) * p'(e) + U'(W - Aq(e)) \\ &\quad * (-Aq'(e)) * (1 - p(e)) - U(W - Aq(e)) * p'(e) - k_T\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial U_2}{\partial e} &= U'(W - L + A(1 - q(e))) * p(e) * (-Aq'(e)) \\ &\quad + U(W - L + A - Aq(e)) * p'(e) + U'(W - Aq(e)) \\ &\quad * (-Aq'(e)) * (1 - p(e)) - U(W - Aq(e)) * p'(e) - k_P\end{aligned}$$

将 $q'(e) = t * p'(e)$ 以及 $\frac{U'(W-L)}{U'(W)} = \frac{q(e)(1-p(e))}{p(e)(1-q(e))}$ 代入到 $\frac{\partial U_1}{\partial e}$ 和 $\frac{\partial U_2}{\partial e}$ 中, 可得:

$$\begin{aligned}\frac{\partial U_1}{\partial e} &= U(W - L + A - Aq(e)) * p'(e) - U(W - Aq(e)) * p'(e) \\ &\quad - U'(W - L + A(1 - q(e))) * Ap'(e) - k_T\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial U_2}{\partial e} &= U(W - L + A - Aq(e)) * p'(e) - U(W - Aq(e)) * p'(e) \\ &\quad - U'(W - L + A(1 - q(e))) * Ap'(e) - k_L\end{aligned}$$

因此,  $e_T^*$ 满足:

$$\begin{aligned}U(W - L + A - Aq(e_T^*)) * p'(e_T^*) - U(W - Aq(e_T^*)) * p'(e_T^*) \\ - U'(W - L + A(1 - q(e_T^*))) * Ap'(e_T^*) = k_T\end{aligned}$$

同时,  $e_P^*$ 满足:

$$\begin{aligned}U(W - L + A - Aq(e_P^*)) * p'(e_P^*) - U(W - Aq(e_P^*)) * p'(e_P^*) \\ - U'(W - L + A(1 - q(e_P^*))) * Ap'(e_P^*) = k_L\end{aligned}$$

考虑有关 $e$ 的函数 $T(e)$ :

$$\begin{aligned}T(e) &= U(W - L + A - Aq(e)) * p'(e) - U(W - Aq(e)) * p'(e) \\ &\quad - U'(W - L + A(1 - q(e))) * Ap'(e)\end{aligned}$$

---

常数。



对 $T(e)$ 求关于  $e$  的导数,

$$\begin{aligned}\frac{dT(e)}{de} &= U'(W - L + A - A * q(e)) * (-Aq'(e)) * p'(e) - U'(W - A * q(e)) \\ &\quad * (-Aq'(e)) * p'(e) + U(W - L + A - Aq(e)) * p''(e) \\ &\quad - U(W - Aq(e)) * p''(e) - U''(W - L + A - A * q(e)) \\ &\quad * (-Aq'(e)) * Ap'(e) - U'(W - L + A(1 - q(e))) * Ap''(e)\end{aligned}$$

将 $q'(e) = t * p'(e)$ 代入上式可得:

$$\begin{aligned}\frac{dT(e)}{de} &= (U(W - L + A - Aq(e)) - U(W - Aq(e))) * p''(e) \\ &\quad + (U'(W - L + A - A * q(e)) - U'(W - A * q(e))) \\ &\quad * (-A * (p'(e))^2) * t + U''(W - L + A - A * q(e)) * A^2 \\ &\quad * (p'(e))^2 * t - U'(W - L + A(1 - q(e))) * Ap''(e)\end{aligned}$$

由于 $W - L + A - Aq(e) < W - Aq(e)$ , 且在 $x \in [0, W]$ 时, 有 $U'(x) > 0$ ,  $U''(x) < 0$ , 且 $e \in [0, +\infty)$ 时, 有 $p(e) > 0$ ,  $p'(e) < 0$ ,  $p''(e) > 0$ 。我们有

$$\frac{dT(e)}{de} < 0$$

因此, 在 $k_T > k_P$ 的前提下, 可得 $e_T^* < e_P^*$ 和 $p(e_P^*) < p(e_T^*)$ , 即定理 5 成立。

### 情形 3: 投保人和保险人之间信息不对称

此时, 保险人无法观测到投保人投保后在风险防范方面的努力程度, 模型将更加复杂。首先, 由保险人提供合同, 给出保费率  $q^1$ ; 然后, 投保人选择是否接受  $q$ , 并选择自己购买的保额, 同时决定在未来保险过程中要付出的努力程度  $e$ 。

在传统投保模式下, 投保人的目标函数为

$$\begin{aligned}\max_{A, e} U_1 &= U(W - L + A - A * q) * p(e) + U(W - A * q) * (1 - p(e)) - k_T e \\ (22)\end{aligned}$$

其中  $q$  不再是与  $p(e)$  有关的变量, 可以将  $q$  看作给定的常数。

在 P2P 保险模式下, 投保人的目标函数为( $q$  为给定的常数)

<sup>1</sup> 此时的保费  $q$  可以是公平费率, 也可以是超额费率。

$$\max_{A,e} U_2 = U(W - L + A - A * q) * p(e) + U(W - A * q) * (1 - p(e)) - k_p e$$

(23)

**定理 6:** 假设保险人无法观测到投保人未来将付出的努力程度，当投保人面临两种投保方式时，在相同投保金额下，P2P 保险方式将使投保人付出更多努力，从而降低出险概率；同时，投保人购买的保额为其付出努力程度的减函数。

证明：只需证明投保人的保额 A 满足： $\frac{dA}{de} < 0$ ；且在相同投保金额下，

$e_T^* < e_P^*$ ，从而有  $p(e_P^*) < p(e_T^*)$ 。

由最大化  $U_1$  和  $U_2$  的一阶必要条件（FONC）可得：

$$\frac{\partial U_1}{\partial e} = 0$$

因此，

$$U(W - L + A - Aq) * p'(e_T^*) - U(W - Aq) * p'(e_T^*) = k_T$$

$$(U(W - L + A - Aq) - U(W - Aq)) * p'(e_T^*) = k_T$$

由于 U 是单调增的凹函数，p 是单调减的凸函数，所以  $(U(W - L + A - Aq) - U(W - Aq)) < 0$ 。同时  $k_T > 0$  且  $p'(e) < 0$ 。因此一定存在  $e_T^*$ ，使得  $U_1$  达到最大值。此时：

$$e_T^* = \arg \max_e \left( (U(W - L + A - Aq) - U(W - Aq)) * p'(e_T^*) - k_T \right)$$

同理，由  $\frac{\partial U_2}{\partial e} = 0$ ，得到

$$(U(W - L + A - Aq) - U(W - Aq)) * p'(e_P^*) = k_P$$

所以一定存在  $e_P^*$ ，使得  $U_2$  达到最大值，即有

$$e_P^* = \arg \max_e \left( (U(W - L + A - Aq) - U(W - Aq)) * p'(e_P^*) - k_P \right)$$

比较  $(U(W - L + A - Aq) - U(W - Aq)) * p'(e_P^*) - k_P$  和  $(U(W - L + A - Aq) - U(W - Aq)) * p'(e_T^*) - k_T$ ，在相同的 A 下， $(U(W - L + A - Aq) - U(W - Aq))$  相同，且  $k_T > k_P$ ，因此  $p'(e_P^*) > p'(e_T^*)$ ，根据 p 为单调减的凸函数的假设，可得  $e_T^* < e_P^*$ ，从而有  $p(e_P^*) < p(e_T^*)$ 。

因为最大化  $U_1$  和  $U_2$  同样对投保额 A 有要求，所以利用一阶必要条件可得：

$$\frac{\partial U_1}{\partial A} = \frac{\partial U_2}{\partial A} = 0$$

因 此 ,  

$$U'(W - L + A - Aq) * p(e) * (1 - q) = U'(W - Aq) * (1 - p(e)) * q$$

可得:

$$\frac{U'(W - L + A - Aq)}{U'(W - Aq)} = \frac{(1 - p(e)) * q}{p(e) * (1 - q)}$$

因为无论  $e$  取何值,  $A$  都应该满足 (24) 式, 因此可将  $A$  看作是关于  $e$  的函数  $A(e)$ , 对上式两边关于  $e$  求导可得:

$$\begin{aligned} & \left[ \frac{U''(W - L + A - Aq) * U'(W - Aq) * (1 - q) + U'(W - L + A - Aq) * U''(W - Aq) * q}{(U'(W - Aq))^2} \right] \\ & * \frac{dA}{de} = \frac{-p'(e) * q * (1 - p(e)) * q - (1 - p(e)) * p'(e) * q * (1 - q)}{(p(e) * (1 - q))^2} \\ & = \frac{-q * (1 - q) * p'(e)}{(1 - q)^2} \end{aligned}$$

根据假设, 当  $e \in [0, +\infty)$  时, 有  $p(e) > 0$ ,  $p'(e) < 0$ ,  $p''(e) > 0$ 。因此,

$$\begin{aligned} & \left[ \frac{U''(W - L + A - Aq) * U'(W - Aq) * (1 - q) + U'(W - L + A - Aq) * U''(W - Aq) * q}{(U'(W - Aq))^2} \right] \\ & * \frac{dA}{de} > 0 \end{aligned}$$

当  $x \in [0, W]$  时, 有  $U'(x) > 0$ ,  $U''(x) < 0$ 。因此,

$$\begin{aligned} & \left[ \frac{U''(W - L + A - Aq) * U'(W - Aq) * (1 - q) + U'(W - L + A - Aq) * U''(W - Aq) * q}{(U'(W - Aq))^2} \right] \\ & < 0 \end{aligned}$$

从而可得:

$$\frac{dA}{de} < 0$$

即定理 6 成立。

## 五、结论与展望

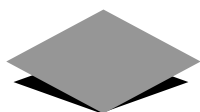
本文利用比较静态分析方法, 研究了 P2P 保险中的道德风险问题。研究结果表明: (1) 在信息对称条件下, 不论保险人采用公平费率还是超额费率, P2P 保险都可以降低投保人的出险概率。(2) 在不对称信息条件下, 投保人在面对两种投保方式时, 在相同保额条件下, P2P 保险方式将会激励投保人付出更多的努力从而降低出险概率。

本文的研究结论表明, P2P 保险有利于缓解传统保险经营过程中的道德风险问题。P2P 保险之所以能够缓解道德风险, 是由于其特有的声誉机制: 假如互助小组的投保人由于存在额外的道德风险成本, 使其更有动力减少事故的发生。

本文的研究尚存在一些未来的深入方向可供讨论。其一，本文只考察了静态情形下的道德风险问题。在实际保险过程中，道德风险会涉及多个保险期间。其二，为了简化证明，P2P保险在实践中的保费返还机制没有被纳入到模型中。以上问题需要在后续研究中进一步完善。

## 参考文献

- [1]Arrow,K.J.(1963)."Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care"[J].American Economic Review,53:941-969
- [2]Arrow, Social Choice and Individual Values; Wiley, 1051; 2nd ed., Yale University Press
- [3]Shavell , Steven .(1979)."On Moral Hazard and Insurance"[J]. Quarterly Journal of Economics, 93:541-562
- [4]Townsend, R. Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification [J]. Journal of Economic Theory, 1979,21:265-293
- [5]Mookherjee D, Png I. Optimal Auditing, Insurance, and Redistribution[J]. Quarterly Journal of Economics, 1989,104:399-415
- [6]Ralph A. Winter. Optimal Insurance Contracts Under Moral Hazard[J]. Handbook of Insurance,2013(3)
- [7]Akerlof, G., 1970,"The Market for'Lemons':Quality Uncertainty and the Market Mechanism", Quaterly Journal of Economics, 84(3), pp488-500
- [8]Rothschild, M. and J. Stiglitz, 1976, "Equilibrium in Competitive Insurance Market", Quarterly Journal of Economics, 90(4), pp. 629-49
- [9]博尔奇著，王国军译，保险经济学[M]，商务印书馆，1999。
- [10]迪翁著，王国军译，保险经济学[M]，中国人民大学出版社，2005。
- [11]毕泗锋、刘宏涛，保险业中道德风险的博弈模型[J]，经济师，2006，（1）：255-256
- [12]郭玲，投保人道德风险问题研究[J]，企业家天地，2001，233-234
- [13]余强、陈绍刚，车险中遏制投保人道德风险的博弈策略分析



**5**

---

# 保险与经济发展

# 保险周期的成因——基于面板数据的实证分析

王云龙<sup>1</sup>

## 摘要：

理论研究从已有损失经验、承保能力约束和一般经济因素三个方面解释保险周期产生的原因，而实证检验多针对一个国家（地区）的加总时间序列数据进行分析，检测是否存在保险周期、周期长度，以及数据趋势是否符合理论模型预期。本文使用 2007-2016 年各国各保险公司的财务面板数据，使用周期性变量对已有损失经验类变量、承保能力类变量以及一般经济因素类变量进行面板回归，以期检验三类因素是否显著影响保险周期。结果表明，已有损失经验和承保能力显著影响保险周期，而一般经济因素对保险周期的影响体现为不同收入水平国家的保险周期性存在结构性差异，但并未检测到人均 GDP 增长率对保费收入的显著影响，即：高收入国家与中低收入国家之间在保费收入基数、保费收入的波动性方面存在差异，且高收入国家的保险公司与中低收入国家的保险公司度量已有损失经验的指标也有不同。本文还尝试分别以不同的指标代表周期性变量和已有损失经验类变量，结果发现净保单保费与已赚保费在表征周期性时并无差异，而已决净赔款支出与已发生净赔款支出在表征已有损失经验时存在差异。

**关键词：** 保险周期，面板，损失经验，承保能力约束，一般经济因素

## 一、引言

1984 年到 1986 年间，美国责任险市场发生“责任危机”（liability crisis），即保费急剧提高、保单数量大幅下降，赔付率也随之降低。“责任危机”引起了学者对于保险周期（insurance cycle）问题的广泛关注（Winter, 1991a）。学者对于保险公司经营绩效的经验观察发现，财产险和责任险业务中，反映保险公司经营绩效的变量在一段时间内呈现周期性变化：在“疲软市场”时期（soft market），保费较低，承保风险标的范围广、数量多，核保和理赔都比较宽松，保险公司的赔付率较高；在“强硬市场”（hard market）时期，保费突然上升，市场上出现大量未被承保的风险，核保、理赔更加严格，保险公司的赔付率降

<sup>1</sup>王云龙，北京大学元培学院经济方向风险管理与保险学系 14 级本科生。

低 (Winter, 1988, 1991a, 1991b, 1994)。疲软市场和坚硬市场周期性地交替出现, 学者把这一现象叫做“承保周期”(underwriting cycle)或“保险周期”<sup>1</sup>。

Venezian (1985) 率先尝试对承保周期产生的原因进行解释, 其模型证明保费的时间序列具有二阶自回归的特征, 并根据回归系数推导出保险周期存在的条件以及保险周期长度的一般表达式, 此后其他学者虽提出多种不同的模型, 但在用实证方法检验模型时, 大多继承了 Venezian 建立的二阶自回归分析框架, 即, 针对一个国家(地区)的加总时间序列数据 (aggregate data), 运用回归分析或者 ARIMA、协整 (co-integration)、向量自回归 (VAR)、谱分析 (spectral analysis) 等不同的分析方法, 检测保险周期是否存在以及保险周期的长度, 并考察计量结果是否符合模型预期 (Grace & Hotchkiss, 1995)。但除了一般经济因素模型之外, 理论模型均是在保险公司的微观行为层面刻画保险周期产生的原因, 对加总数据进行时间序列分析的方法只能在加总数据层面对各模型进行检验, 无法具体深入到个体保险公司层面, 而后者恰恰是各理论模型的核心与精髓。正如 Venezian 在随后的研究中所述: 不同的非寿险业务类型在保险周期上具有不同的特征, 针对整个行业的分析仅仅反映了平均水平, 混淆了不同业务类型之间的差异 (Fields & Venezian, 1989)。有鉴于此, 本文对保险公司层面的微观面板数据进行实证分析, 从而对各模型解释保险周期产生原因的各因素进行实证检验。

下文按以下顺序展开。第二部分文献综述, 总结三大类主要模型及计量结果; 第三部分介绍数据和计量模型; 第四部分分析、讨论回归结果; 第五部分进行总结。

## 二、文献综述

总体来看, 影响保险周期的因素主要分为三大类, 即已有的损失经验、承保能力和一般经济因素。

### (一) 已有损失经验模型

Venezian 认为保险周期现象应该在保险业自身寻找内生原因, 而不应该诉诸外生原因。在此基本观点下, Venezian 构造了“定价方式”模型 (rating method model) (Venezian, 1985)。根据该模型, 保险公司对保险产品定价的方法产生了保险周期。模型假设保险公司定价的方法是把各期的赔付支出对时间做回归, 按照回归结果预测下一期的赔付支出, 作为下一期期初收取的保费。保险公司用于回归的数据的时间间隔 (记作  $N_1$ , 如, 按季度, 即每 3 个月为  $N_1$  的一个取值点) 与要预测的保单周期的时间跨度 (记作  $N_2$ , 如 1 年, 即每 12 个月为  $N_2$  的一个取值点) 等参数进入回归方程, 导致利润 (实际赔付与回归方程预测出来的赔付之间的差额) 在不同年份间存在相关, 从而导致利润时间序列不平稳, 这一内生过程导致了保险周期。进一步地, 其模型分析出保费时间序列符合二阶自回归 (AR (2)) 的特征:

$$P_t = a \times P_{t-1} + b \times P_{t-2} + u_t, \quad (1)$$

在此基础上, 保险周期的长度即为:

---

<sup>1</sup> 英文文献并未区分保险周期 (insurance cycle) 与承保周期 (underwriting cycle), 本文因袭之, 下文中一律使用“保险周期”。

$$T = \frac{2\pi}{\arccos \frac{a}{2\sqrt{-b}}}。 (2)$$

方程 1 和方程 2 一经问世便被研究保险周期的学者频繁引用。Venezian 于 1989 年对其模型进行了修改 (Fields & Venezian, 1989), 认为不同的非寿险业务线 (insurance lines) 有不同的保险周期。这在计量上表现为不同业务类型的 AR 过程的系数不相同, 他们对包括机动车责任险、火灾保险、海上保险等在内的十种业务的计量结果表明: 对于绝大多数业务线, 未预料到的利率变动对营业利润率有显著影响, 且不同类型业务的 AR 过程的系数存在显著差异。Field 和 Venezian 据此认为, 以整个保险行业为对象进行的分析只反映了保险周期性在不同业务线间的平均水平, 但文章没有对保险周期性在不同业务线之间的差异性提出新的解释。

Cummins 和 Outreville (1987) 把 Venezian (1985) 的模型总结为外推式预期 (extrapolative expectation) 的定价方式, 但这两位作者却认为市场中预期的形成方式并非外推式的, 而是理性的, 即: 保险公司按照对保费 (损失) 的预期进行定价, 而预期值等于在当前所有信息条件下的损失的条件期望 ( $E(\text{loss}|\Phi)$ ), 其中  $\Phi$  表示定价时的所有信息)。如是, 影响保费的唯一变量是损失的期望值, 作者据此认为理性预期条件下不会有保险周期现象存在。作者认为信息搜集存在滞后性, 从而导致损失的时间序列呈现一阶自回归的特征, 再考虑监管规则和会计方法, 使得一阶自回归进一步变为二阶自回归, 由此产生了保险周期。作者沿用方程 1 和方程 2, 并进一步推导出, 在方程 1 的情况下, 保险周期存在的必要条件是:

$$a > 0, \text{ 且 } b < 0, \text{ 且 } a^2 + 4b < 0, (3)$$

利用方程 1、方程 2 和方程 3, 作者在多个国家检测到了保险周期的存在。这一组方程被此后的学者频繁引用。然而, Venezian (1985) 的核心在于保费形成方式, 从而得出过去损失与将来保费之间的因果关系, 可以在计量上识别过去损失 (自变量) 与保费 (因变量) 显著相关, 而 Cummins & Outreville (1987) 的理性预期模型中, 一方面, 如果信息  $\Phi$  包含在过去的损失经验中, 从而过去损失可以影响未来的保费, 另一方面, 如果每年损失的期望值是时间上稳定的, 那么过去损失本身就是对期望损失的估计, 而保费是对期望损失的最佳估计, 因此两者之间毫无疑问会表现出显著的相关性。因此无论哪一方面, 该模型都可以在计量上识别过去损失与保费之间的显著相关性, 这与 Venezian (1985) 并无不同, 因此, 正如 Niehaus & Terry (1993) 所说, 两个模型难以通过数据实证方法加以区分。下文中以“已有损失经验模型”表示此类模型。

## (二) 承保能力约束模型

继前两个模型之后, Winter 提出了承保能力约束模型 (capacity constrain model, capacity constrain hypothesis, CCH) (Winter, 1988, 1991a, 1994)。他将“责任危机”总结为六大特征: (1) 责任危机期间保险业务营业收入迅速上升; (2) 危机期间核保更加严格; (3) 市场存在大量风险未被承保; (4) 保险人组织结构发生变化, 相互制保险公司数量陡增; (5) 资本流入保险公司的速度加快; (6) 危机发生迅速、消退迅速、闪现闪退。作者的目标是建立一个动态模型 (dynamic model) 解释这六个特征。Winter 的模型假设保险公司的目标是在承保能力约束下最大化承保风险。而所谓承保能力约束是指如果股份制保险



公司股价净值对应的偿付能力不足,则其能够承保的风险总量受到约束。Winter 还假设保险公司内部融资的成本比外部融资成本低,即保险公司增加留存收益(等价于减少对现有股东的红利发放,从而等价于向现有股东发行新股)的成本比向新股东发行新股的成本低(Winter, 1991a)。两种方法都能增加企业的股票净值,从而释放新的承保能力,以应对即将到来的大量索赔。在这一模型下,疲软市场时期保费降低、签单数量增加,赔付率逐渐升高,盈余逐渐减少,保险公司承保能力逐渐收窄,到一定程度,保险公司突然提高保费以降低赔付率、迅速积累盈余,释放新的承保能力,坚硬市场由此产生,此后,市场再一次进入疲软市场时期,保险公司盈余逐渐减少、赔付率逐渐升高,循环往复。Winter 用该模型清晰地刻画了美国民事责任体系改革(Winter, 1991a)以及保险监管(Winter, 1991b)两大因素如何导致“责任危机”。CCH 说明保险公司的盈余对于保费有影响,这一推论在其后的实证研究中被广为引用(Choi, Hardigree, & Thistle, 2002; Doherty & Garven, 1995; Gron, 1994; Niehaus & Terry, 1993)。在方法上, Niehaus 和 Terry 用 Sims 因果检验方法发现,盈余(policyholders' surplus)<sup>1</sup>对于保费<sup>2</sup>有强因果作用(Niehaus & Terry, 1993);在数据上, Gron 对“承保能力”(capacity)进行了复杂但明确的定义,确定其计算公式,并用行业层面的数据支持了承保能力约束模型(Gron, 1994);在模型比较上, Choi, Hardigree 和 Thistle 利用 Best's Aggregate and Averages 数据集统计的 1935-1997 年的股份制保险公司的数据,对六个模型(精算模型、CCH、期权价格模型、金融产品定价模型<sup>3</sup>、财务质量模型、预期效用模型)进行实证检验,发现只有 CCH 和精算模型得到了数据的支持(Choi et al., 2002)。学者研究保险周期使用的数据集中, A.M. Best 公司整理的“Best's Aggregates and Averages”<sup>4</sup>居多(例如, (Boyer et al., 2012; Fields & Venezian, 1989; Gron, 1994; Niehaus & Terry, 1993)), 该数据集整理了美国、加拿大等国家保险行业加总的时间序列数据,便于进行时间序列分析。基于数据可得性和分析的需要,本文使用 BvD 公司整理的“orbis insurance focus”<sup>5</sup>数据进行分析,该平台收集了 15,000 多家各国主要保险公司最近 10 年内的详细财务信息,便于在每个保险公司层面进行分析。

CCH 虽得到广泛认可,但其假设保险公司的资本结构不能及时调整,从而受制于盈余,对此, Meier & Outreville (2006) 提出了质疑,保险公司可以动用再保险来及时调整自己的资本结构,满足偿付能力要求,基于 CCH, 则再保险价格也应该对保险周期有显著影响。再保险因素的引入进一步完善了解释保险周期的理论框架。Meier 和 Outreville 的研究不仅思路十分创新,方法也十分新颖,大量研究表明一个宏观经济体的一般经济因素(例如,利率)对保险周期有显著影响,两位作者因而选取了法国、德国和瑞士这三个市场相比较,

---

<sup>1</sup> 原文中定义为资产减负债。

<sup>2</sup> 原文中定义为一个日历年度的签单保费(written premium)。

<sup>3</sup> Financial pricing model, 发展自 Cummins 和 Outreville (1987) 的模型。

<sup>4</sup> 关于该数据集的介绍详见 A.M. Best 公司官方网站, URL:

<http://www.ambest.com/sales/AggAvg/default.asp>。

<sup>5</sup> 关于该数据集的介绍详见 BvD 公司官方网站, URL:

<https://www.bvdinfo.com/en-uss/our-products/company-information/international-products/orbis-insurance>。

他们认为这三个市场在宏观经济、保险产业组织状况和保险公司微观行为三个层面都十分相似，那么它们的保险周期性质也应该相似，从而构成一个控制无关变量的自然实验。计量结果显示三个市场的保险周期性并不相似，作者将再保险加入回归方程，发现再保险价格对损失率有显著影响。两位作者利用美国数据进行研究，发现美国市场的再保险市场也存在周期性，且再保险价格与原保险市场的损失率有显著相关(Meier & Outreville, 2010)。但 Meier 和 Outreville (2006) 并没有最终解释三个市场的保险周期性为何不同，其间可讨论之处也颇多，例如“相似”并不意味着“一样”，因而可能并不需要在原来的变量之外寻找其他的解释变量。其次，该文章的回归方程可能存在多重共线性问题：货币市场利率、再保险价格和损失率的滞后项被作为解释变量，如果关于货币市场利率和再保险的价格的信息本来就包含在了损失率的滞后项中，会导致回归方程中解释变量之间相关，从而导致回归系数估计不准确或影响其显著性，而回归系数被直接用来计算保险周期的长度，因此多重共线性问题会影响计算出的保险周期的长度。下文中以“承保能力约束模型”表示此类模型。

### (三) 一般经济因素模型

最后，大量学者发现一个宏观经济体中的一般经济因素(经济周期、利率、GDP 增长率、通货膨胀率等)对保险周期有显著影响(Choi et al., 2002; Doherty & Garven, 1995; Fields & Venezian, 1989; Grace & Hotchkiss, 1995; Gron, 1994; Niehaus & Terry, 1993)。我国学者近年来的研究也集中于此(李立松, 2011; 李心愉 & 李杰, 2010; 荣幸, 陈月, & 杨汇潮, 2012; 孙祁祥, 郑伟, & 肖志光, 2011; 熊海帆, 卓志, & 王威明, 2011; 张璐, 2013; 张玉春, 王雅婷, & 万里虹, 2016)。Grace 和 Hotchkiss 以综合成本率(combined ratio)<sup>1</sup>为因变量，以 GDP、通货膨胀率、短期利率为自变量进行回归分析，发现这些一般经济因素对于保险周期在长期有显著影响，作者又用向量自回归的方法检测短期影响，结果显示一般经济因素的波动在短期并不能显著影响综合成本率(Grace & Hotchkiss, 1995)。下文中以“一般经济因素模型”表示此类模型。

方程 1、方程 2 和方程 3 已经成为检测保险周期是否存在以及计算保险周期长度的金标准，但也有学者对此提出了挑战。Boyer 等人认为，AR(2)过程和 AR(3)过程的回归系数并不能用于检测周期性是否存在或计算周期长度，对回归系数的解释应保持谨慎(Boyer, Jacquier, & Van Norden, 2012)。

## 三、数据和模型

### (一) 数据基本结构

经筛选，保留了 9,217 家财产险公司 2007-2016 年的财务数据<sup>2</sup>。图 1 表示

<sup>1</sup> 费用占保单保费的比例加(损失和损失调整后的费用)占已赚保费的比例。

<sup>2</sup> 样本共 15,787 家保险公司，剔除了 1,498 家健康险公司和 4,170 家寿险公司；在此基础上，依据保险公司组织形式，仅保留相互制保险公司、劳合社成员和上市公司，剔除 713 家其它类型的保险公司；此外，笔者认为若一个国家(地区)的保险公司数量过少，则统计信息无法充分反映稳定的保险周期信息，且此类国家(地区)多为小型岛国、海角或其他国家属地，注册于这些地方的保险公司主营业务往往位于他国，故仅保留保险公司数量不少于 10 家的国家的数据，剔除 281 家保险公司的数据。对于兼营产险和寿险业务的保险公司，已将其产险业务和寿险业务数据分别统计，此外，由于部分公司的财务数据不完整，面板数据中并未使用全部 9,217 家保险公司的数据。

2007 年的样本中保险公司数量在不同收入水平的国家（地区）之间的分布，如图所示，样本选取的保险公司中 80.24%注册于高收入国家，其余保险公司注册于中低收入国家<sup>1</sup>。此外，本文使用的数据中，高收入国家保险公司的财务数据也比其他国家的相应数据更加完整，大量注册于中低收入国家的保险公司的财务数据缺失，2007 年保险公司净签单保费项目下，3,943 家保险公司的数据缺失，而已有数据的 5,274 家保险公司中，4,351 家注册于高收入国家，占比达到 82.50%，这一数字在以后各年稳定在 80%左右，具体数据见附表 1。<sup>2</sup>各国人均 GDP 增长率数据来自国际货币基金组织（IMF）发布的世界经济概览数据<sup>3</sup>。图 2 是全体、注册于高收入国家（高收入组）以及注册于中低收入国家（中低收入组）三组中，各年各保险公司总赔款支出占总签单保费的比例（损失率），图中损失率曲线表现出一定的周期性趋势，且已有研究测量出的保险周期中，只有 Cummins 和 Outreville 利用意大利 1957-1979 年的数据测量出的保险周期长度超过 10 年（11.71 年）（Cummins & Outreville, 1987），Merier 等人测量不同国家保险周期的长度均未超过 10 年（Meier, 2006a, 2006b; Meier & Outreville, 2006），因此本文选取的样本时间跨度应包含至少一个完整保险周期，样本数据应充分反映了周期性信息。

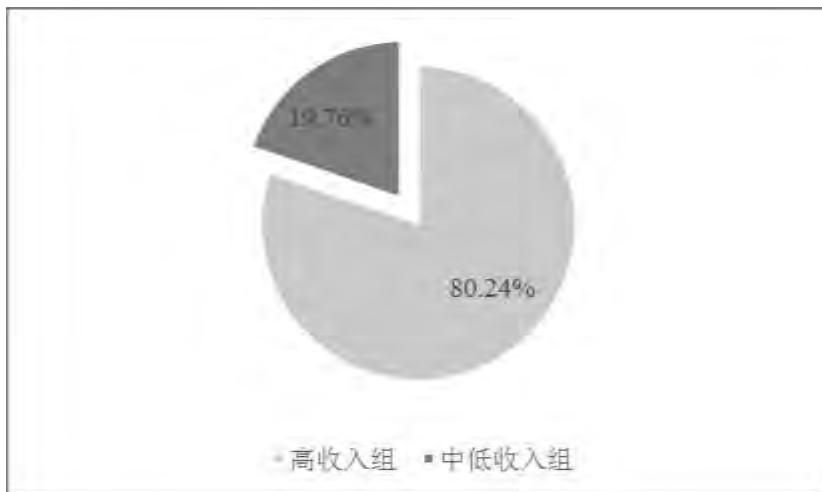


图 1 不同收入组别保险公司的占比

<sup>1</sup> 各国收入水平组别的划分依世界银行标准，数据来自世界银行，URL：  
<https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>。

<sup>2</sup> 附表 1 一并列出了筛选前和筛选后注册于高收入国家的保险公司的比例，筛选前后这一数字差异不大，因此对数据的筛选并未影响数据的原始结构。

<sup>3</sup> IMF: World Economic Outlook Database, URL:  
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2017/02/weodata/weose1gr.aspx>。

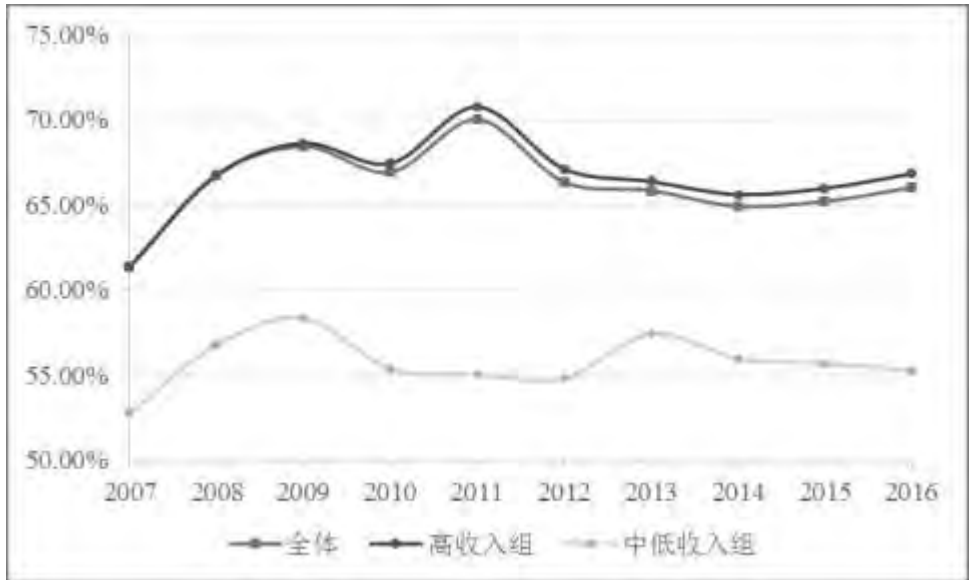


图 2 不同收入组别保险公司的赔付率

## (二) 变量定义

保险周期的研究中，呈现周期性的核心变量是“保险的价格”，而保险产品的价格往往难以准确衡量 (Winter, 1991a)。研究中常用的变量是损失率，即损失对保费的比例 (Cummins & Outreville, 1987; Meier, 2006a; Meier & Outreville, 2006, 2010; Niehaus & Terry, 1993; 李心愉 & 李杰, 2010)。Winter 指出，该指标未反映保费和赔款支出的期限结构，并构造了“经济损失率” (economic loss ratio, ELR) (Winter, 1991a)，Choi 等人沿用了 Winter 的这一定义 (Choi et al., 2002)。此外，一部分研究以保费、承保利润率 (underwriting profit)、综合成本率作为反映周期性的变量 (Grace & Hotchkiss, 1995; Gron, 1994; 李立松, 2011; 孙祁祥 et al., 2011)，Field 和 Venezian (Fields & Venezian, 1989) 把营业利润率 (operating margin, operating profit ratio) 作为呈现周期性的变量，二人认为营业利润率既包含保险公司方面的经济利润率的信息，也包含投保人方面购买保险花费的资金的机会成本的信息，比承保利润率包含的信息更加全面。

在承保能力方面，学者使用的变量多为保险公司的利润、利润率或资本金，Gron 以一国上市保险公司股本净值 (stock net worth) 占 GNP 的比例作为相对承保能力 (relative capacity) 的度量指标 (Gron, 1994)。

在一般经济因素方面，GDP、GDP 增长率、利率、通货膨胀率等指标皆有使用，本文以人均 GDP 增长率作为表征一般经济因素的指标。此外，笔者认为，将周期性变量对一般经济因素类变量直接做回归的方法假设了后者对前者的影响是连续的，而一般经济因素对保险周期的影响可能是结构性的，例如，保险周期在高收入国家和中低收入国家之间可能存在结构性差异，据此，本文以“保险公司是否注册在高收入国家”的虚拟变量作为表征一般经济因素类变量的备择指标，以检验一般经济因素影响保险周期的方式。

### （三）模型形式

笔者认为，在单个保险公司的层面，四类变量（周期性变量、已有损失经验类变量、承保能力类变量和一般经济因素类变量）的不同指标所能反映的信息差异可能并不大。基于前文分析及本文使用的数据，构造如下回归方程：

$$Premium_{i,t} = f(NetClaimsPaid_{i,t-1}, Capacity_{i,t-1}, MacEcon_{i,t}, u_t), \quad (4)$$

其中，*Premium* 为每个会计年度保险公司净签单保费，是表现出周期性的变量；*NetClaimsPaid* 是每个会计年度保险公司已决净赔款支出，是表征已有损失经验的变量；根据 Winter 提出的承保能力约束模型，*Capacity* 定义为净利润；*MacEcon* 是表示一个宏观经济体一般经济因素的变量，以各保险公司所在国的人均 GDP 增长率表示；即：

$$Premium_{i,t} = \beta_1 \times NetClaimsPaid_{i,t-1} + \beta_2 \times Profit_{i,t-1} + \beta_3 \times GdpGrowRate_{j,t} + u_{i,t}, \quad (5)$$

脚标 *i*、*t* 和 *j* 分别表示 *i* 保险公司、*t* 时期和 *j* 国。此外，为检验 Cummins 和 Outreville 的理性预期模型（Cummins & Outreville, 1987），将方程 5 修改为以下形式：

$$Premium_{i,t} = \beta_1 \times NetClaimsPaid_{i,t-2} + \beta_2 \times Profit_{i,t-1} + \beta_3 \times GdpGrowRate_{j,t} + u_{i,t}, \quad (6)$$

此外，本文将“保险公司是否注册在高收入国家”的虚拟变量 *HighIncomeGroup<sub>j,t</sub>* 作为 *GdpGrowRate<sub>j,t</sub>* 的备择指标，并在回归中添加

*HighIncomeGroup<sub>j,t</sub>* 与 *NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub>*、*Profit<sub>i,t-1</sub>* 的交互项，以检测在不同收入水平国家之间是否存在斜率或截距的差异（结构性差异），构造方程 7 如下：

$$Premium_{i,t} = \beta_1 \times NetClaimsPaid_{i,t-1} + \beta_2 \times Profit_{i,t-1} + \beta_3 \times HighIncomeGroup_{j,t} + \beta_4 \times NetClaimsPaid_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t} + \beta_5 \times Profit_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t} + u_{i,t} \quad (7)$$

对方程 5、方程 6 和方程 7 进行面板回归。根据已有的研究成果，预期这些回归中：*NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub>* 的回归系数显著为正；*Capacity<sub>i,t-1</sub>* 的回归系数显著为正；若一般经济因素对保险周期的影响是连续的，则方程 5 中  $\beta_3$  应显著为正，若一般经济因素对保险周期的影响是结构性的，则方程 5 中  $\beta_3$  可能不显著，而方程 7 中  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  和  $\beta_5$  三者之中至少一个显著；根据 Cummins & Outreville（1987）的理性预期模型，方程 6 的拟合优度大于方程 5。

## 四、回归结果

### （一）回归结果

对方程 5 进行随机效应估计和固定效应估计（回归 1），如表 1 所示，对回归结果进行豪斯曼检验，结果拒绝了豪斯曼检验的原假设（ $\chi^2 = -173.70$ ），因此本文选择固定效应方法进行回归分析。

表 1 方程 5 的固定效应回归和随机效应回归结果

	随机效应	固定效应 (回归1)
$NetClaimsPaid_{i,t-1}$	1.326*** (438.03)	1.102*** (170.98)
$Profit_{i,t-1}$	0.450*** (48.39)	0.399*** (39.91)
$GdpGrowRate_{j,t}$	514.5 (0.70)	-1130.9 (-1.53)
Constant	32,390.2*** (7.60)	105,418.7*** (39.13)
N	35,891	35,891

注：由于存在滞后项，2007 年数据未被使用，此外，因较多保险公司财务数据不完整，面板回归中未能成功匹配，因此仅 35,891 条数据被使用。\*\*\*表示在 1%水平显著，\*\*表示在 5%水平显著，\*表示在 10%水平显著。

表 1 的固定效应回归结果中， $NetClaimsPaid_{i,t-1}$ 、 $Profit_{i,t-1}$ 的回归系数均显著大于 0，该回归结果表明，上一年已决净赔付支出越多、净利润越多，则该年净签单保费更多，该结果支持已有损失经验模型和承保能力约束模型。但表征一般经济因素的人均 GDP 增长率 ( $GdpGrowRate_{j,t}$ ) 的系数并不显著，这与一般经济因素模型的推论相反，不考虑第二类错误的概率，造成该结果的原因可能有三：其一，一个国家的不同保险公司在人均 GDP 增长率这一变量上拥有相同的观测值，大量相同的观测值导致数据包含的信息不足，从而影响回归结果；其二，若一般经济因素对保费的影响在 2007-2016 年保持相对稳定，则固定效应回归的方法也无法检测到这一影响；其三，若一般经济因素对保险周期的影响是结构性的而非连续的，则  $GdpGrowRate_{j,t}$  的回归系数也可能不显著。据此，笔者进一步对方程 7 进行估计，回归结果 (回归 2) 如表 2 所示。

$NetClaimsPaid_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t}$ 、 $Profit_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t}$  和  $HighIncomeGroup_{j,t}$  的回归系数分别在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 2 方程 7 的回归结果 (回归 2)

	$Premium_{i,t}$
$NetClaimsPaid_{i,t-1}$	1.504*** (80.93)
$Profit_{i,t-1}$	0.738*** (6.21)
$NetClaimsPaid_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t}$	-0.776***

	(-38.45)
$Profit_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t}$	-0.352** (-2.95)
$HighIncomeGroup_{j,t}$	48,675.1* (2.35)
Constant	161,740.7*** (9.21)
$N$	35,891

注：\*\*\*表示在 1%水平显著，\*\*表示在 5%水平显著，\*表示在 10%水平显著。

表 3 对比了回归 1 与回归 2 的结果，回归 2 比回归 1 在  $R^2$  上略有改善，而高收入组与中低收入组在回归系数上呈现差异，从回归结果来看，高收入国家保险公司的保费收入受以往赔付支出以及以往净利润的影响都要小于中低收入国家的保险公司，但高收入组的截距高于中低收入组，说明高收入国家的保险公司保费规模更大，但保费波动幅度更小，高收入组和中低收入组的保险周期性存在结构性差异，该结果支持一般经济因素模型。总结来看，上一年赔付支出越多、利润越多，则当年保费收入更多，保费收入的周期性在高收入组和中低收入组之间存在结构性差异，已有损失经验模型、承保能力约束模型和基于结构性差异假设的一般经济因素模型都得到了数据支持。

表 3 不同收入水平组别的回归系数

	回归 1	回归 2	
		高收入组	中低收入组
$NetClaimsPaid_{i,t-1}$	1.102	0.728	1.504
$Profit_{i,t-1}$	0.399	0.386	0.738
Constant	105,418.7	210,415.8	161,740.7
$R^2$ within	53.15%	59.66%	
$R^2$ between	97.39%	97.80%	
$R^2$ overall	95.04%	94.35%	

注：高收入组中  $NetClaimsPaid_{i,t-1}$  的回归系数为表 2 中  $\beta_1$  与  $\beta_4$  之和，其余数值计算方法同理。

## (二) 讨论

### 1. 理性预期模型

Cummins 和 Outreville 提出的理性预期模型认为，信息搜集存在时滞，导致滞后两年的损失信息对当年保费收入的影响比滞后一年的损失信息更加显著 (Cummins & Outreville, 1987)。为检验该模型，本文将回归 2 中的  $NetClaimsPaid_{i,t-1}$  替换为  $NetClaimsPaid_{i,t-2}$  (滞后两年的损失信息) 进行回

归 3（方程 6），若信息搜集存在滞后，则回归 3 的拟合优度（R<sup>2</sup>）应优于回归 2。表 4 比较了回归 2 和回归 3 的 R<sup>2</sup>。

表 4 滞后一期与滞后两期回归的拟合优度

	回归 2	回归 3
<i>R<sup>2</sup> within</i>	59.66%	49.35%
<i>R<sup>2</sup> between</i>	97.80%	97.36%
<i>R<sup>2</sup> overall</i>	94.35%	94.61%

从 R<sup>2</sup> 来看，回归 3 的结果并没有显著优于回归 2，在组内 R<sup>2</sup> 上，回归 3 的拟合优度比回归 2 更差。作者认为，自 Cummins 提出理性预期模型的解释至今，大多国家的市场更加完善，保险公司自身也取得了长足的发展，因此，信息搜集的时滞应有极大的缩短，远不至于滞后一年，从而，较近的损失信息比较为久远的损失信息具有更强的解释力也是在情理之中。

## 2. 不同度量指标

保险公司的财务报告中，“保费收入”是一个含义较为宽泛的概念，它至少包括总签单保费（gross written premium）、净签单保费（net written premium）、已赚保费（earned premium）三个指标。此外，保险公司一个会计年度的赔款支出（或损失，loss）也至少包括已决净赔款支出（net claims paid）和已发生净赔款支出（net claims incurred）<sup>1</sup>两个指标。已有的研究在使用这些指标时并没有做严格的区分：一些学者并未明确定义其所使用的“保费收入”

（Cummins & Outreville, 1987; Meier, 2006a, 2006b; 李心愉 & 李杰, 2010; 孙祁祥 et al., 2011），而其他一些学者并未明确定义其所使用的“损失”（Cummins & Outreville, 1987; Meier & Outreville, 2006, 2010）。学者直接对一个国家（地区）的加总时间数据进行时间序列分析时，上述问题被掩盖在前期数据加总的过程中，这可能是已有研究未对上述指标做进一步区分的原因。

Cummins & Outreville（1987）认为，保险公司复杂的会计制度恰恰是产生保险周期的重要原因，Niehaus 和 Terry 认可 Cummins 等人的观点，并在检验不完美的资本市场对保险周期的影响时特别指出，“使用签单保费比使用已赚保费更优，因为签单保费真实地反映了保险公司在一个财务年度签发的所有保单的总保费收入，而已赚保费将一个财年的签单保费平均到了连续的两个财年之中”（Niehaus & Terry, 1993）。不同的指标确实可能包含不同的信息，从而对回归结果造成影响，有鉴于此，本文在方程 7（回归 2）的基础上，将  $Premium_{i,t}$  和  $NetClaimsPaid_{i,t-1}$  分别替换为  $EarnedPremium_{i,t}$  和  $NetClaimsIncurred_{i,t-1}$ ，构造方程 9（回归 4）、方程 10（回归 5）和方程 11（回归 6）：

$$\begin{aligned}
 EarnedPremium_{i,t} = & \beta_1 \times NetClaimsPaid_{i,t-1} + \beta_2 \times Profit_{i,t-1} \\
 & + \beta_3 \times HighIncomeGroup_{j,t} + \beta_4 \times NetClaimsPaid_{i,t-1} \\
 & \quad \times HighIncomeGroup_{j,t} \\
 & + \beta_5 \times Profit_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t} + u_{i,t}, \quad (9)
 \end{aligned}$$

$$Premium_{i,t} = \beta_1 \times NetClaimsIncurred_{i,t-1} + \beta_2 \times Profit_{i,t-1}$$

<sup>1</sup> 已发生净赔款支出=已决净赔款支出+未决赔款准备金提转差，不考虑追偿款收入，各国的保险会计标准对这些科目的定义略有差异。



$$+\beta_3 \times HighIncomeGroup_{j,t} + \beta_4 \times NetClaimsIncurred_{i,t-1} \\ \times HighIncomeGroup_{j,t}$$

$$+\beta_5 \times Profit_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t} + u_{i,t}, \quad (10)$$

$$EarnedPremium_{i,t} = \beta_1 \times NetClaimsIncurred_{i,t-1} + \beta_2 \times Profit_{i,t-1}$$

$$+\beta_3 \times HighIncomeGroup_{j,t} + \beta_4 \times NetClaimsIncurred_{i,t-1} \\ \times HighIncomeGroup_{j,t}$$

$$+\beta_5 \times Profit_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t} + u_{i,t}, \quad (11)$$

以检验使用不同的指标是否对系数和拟合优度有显著影响。

表 5 对比了四个方程的回归结果。回归 4 相对于回归 2，是把代表周期性变量的指标由净签单保费 (*Premium*) 替换成了已赚保费 (*EarnedPremium*)，回归 6 相对于回归 5 的差异也是如此；回归 5 相对于回归 2，是把代表已有损失经验的指标由已决净赔款支出替换成了已发生净赔款支出，回归 6 相对于回归 4 的差异也是如此。

对比回归 2 与回归 4，在回归系数的显著性上，除  $Profit_{i,t-1} \times HighIncomeGroup_{j,t}$  的系数的显著性水平由 1% 降低到 5% 之外，回归 4 与回归 2 没有任何差异，且回归 4 的组内  $R^2$  比回归 2 略有提高，而总体  $R^2$  和组间  $R^2$  基本无变化。进一步地，回归 4 与回归 2 的系数符号完全相同，大小基本相同，因此，上文中根据回归 2 的结果得出的结论在回归 4 中依然得到支持，进而，这一结果表明净签单保费与已赚保费这两个指标在反映保险周期性上并没有差异，Niehaus & Terry 的观点 (1993) 并没有得到支持。回归 6 与回归 5 之间的差异同回归 4 与回归 2 之间的差异基本一致，不再赘述。

对比回归 5 与回归 2，回归 5 的组内  $R^2$  (75.72%) 相对于回归 2 (59.66%) 明显提升，表明已发生净赔款支出更全面地反映了已有的损失经验，因此在解释净签单保费的周期性时，前者的解释力比后者更高<sup>1</sup>。 $NetClaimsIncurred_{i,t-1}$  的系数仍然显著，已有损失经验模型仍然得到支持。 $Profit_{i,t-1}$  的系数仍然显著，承保能力约束模型仍然得到支持。交互项系数仍然显著，说明结构性差异仍然存在，一般经济因素模型得到支持。

但回归 5 与回归 2 在回归系数的大小以及交互项回归系数的符号上存在较大差异，为进一步分析这一差异，笔者将表 5 中的回归结果重新整理，以区分高收入组和中低收入组，如表 6 所示。回归 2 中，中低收入组净利润的回归系数比高收入组更大，表现为高收入组保险公司的保费收入更稳定，回归 5 中中低收入组净利润回归系数仍然高于高收入组，且二者的差异比回归 2 更大，该结果仍然支持上述结论。但将已决净赔款支出替换为已发生净赔款支出后，高收入组净利润的回归系数降低 (由 0.386 降低至 0.206)，而中低收入组的这一系数上升 (由 0.738 上升至 6.362)。考虑多元回归的原理，笔者认为产生这一差异的原因可能是净利润与赔款支出之间的相关性以及高收入组与中低收入组之间的结构性差异的共同作用：净利润对保费的影响一部分是直接产生的，另一部分是借由已有损失经验间接产生的。根据上文的分析，已发生净赔

<sup>1</sup> 回归 5 与回归 2 的样本量基本相同，且根据前文的分析，已赚保费和净签单保费区别不大，因此回归 5 与回归 2 的  $R^2$  可以相互比较。

款支出比已决净赔款支出更全面地反映了已有损失经验的信息，而在高收入国家注册的保险公司，其信息搜集更加全面、迅速，未决赔款准备金的计量和提取更加准确，因此，高收入组在控制已发生净赔款支出后（回归 5），净利润对保费的影响减弱，系数减少，而中低收入国家的保险公司，其度量已有损失经验的指标多为已决净赔款支出，而非已发生净赔款支出，因此在控制已决净赔款支出后（回归 2），净利润对保费的影响减弱，系数减小。以上解释同时意味着，使用已决净赔款支出时，高收入组的系数应低于中低收入组，而使用已发生净赔款支出时，高收入组的系数应高于中低收入组，这一预测在回归 2 和回归 5 中得到支持。回归 4 与回归 6 之间的差异同回归 2 与回归 5 之间的差异基本一致，不再赘述。

总结来看，在使用不同指标反映周期性变量时，净保单保费与已赚保费差异不大，而在使用不同指标反映已有损失经验时，已决净赔款支出与已发生净赔款支出存在差异。

表 5 使用不同指标回归的回归结果

	回归2 <i>Premium</i>	回归4 <i>EarnedPremium</i>	回归5 <i>Premium</i>	回归6 <i>EarnedPremium</i>
<i>NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub></i>	1.504*** [80.93]	1.449*** [83.81]		
<i>Profit<sub>i,t-1</sub></i>	0.738*** [6.21]	0.764*** [6.92]	6.362*** [121.24]	5.892*** [123.37]
<i>NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub> * HighIncomeGroup<sub>j,t</sub></i>	0.776*** [-38.45]	-0.708*** [-37.70]		
<i>Profit<sub>i,t-1</sub> * HighIncomeGroup<sub>j,t</sub></i>	0.352** [-2.95]	-0.421*** [-3.80]	-6.156** [-115.15]	-5.711*** [-117.37]
<i>HighIncomeGroup<sub>j,t</sub></i>	48675.1* [2.35]	43207.6* [2.25]	-29956.4* [-2.03]	-29998.5* [-2.24]
<i>NetClaimsIncurred<sub>i,t-1</sub></i>			0.407*** [71.20]	0.442*** [85.11]
<i>NetClaimsIncurred<sub>i,t-1</sub> * HighIncomeGroup<sub>j,t</sub></i>			0.858*** [144.26]	0.801*** [148.02]

<i>Constant</i>	16174 0.7*** [9.21]	160286.9*** [9.81]	71286.5 *** [5.71]	73954.7*** [6.51]
<i>R<sup>2</sup> within</i>	59.66 %	61.83%	75.72%	77.99%
<i>R<sup>2</sup> between</i>	97.80 %	97.99%	96.43%	96.90%
<i>R<sup>2</sup> overall</i>	94.35 %	94.88%	96.05%	96.59%
<i>N</i>	35891	35914	36982	37045

注：因 *Premium*、*EarnedPremium*、*NetClaimsPaid* 和 *NetClaimsIncurred* 四个指标的数据缺失情况不完全一致，因此面板回归中匹配到的数据量也略有不同。\*\*\*表示在 1%水平显著，\*\*表示在 5%水平显著，\*表示在 10%水平显著。

表 6 使用不同指标回归时不同收入水平组别的回归系数

	回归 2		回归 5	
	高收入组	中低收入组	高收入组	中低收入组
<i>NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub></i>	0.728	1.504		
<i>Profit<sub>i,t-1</sub></i>	0.386	0.738	0.206	6.362
<i>NetClaimsIncurred<sub>i,t-1</sub></i>			1.265	0.407
<i>R<sup>2</sup> within</i>	59.66%		75.72%	
<i>R<sup>2</sup> between</i>	97.80%		96.43%	
<i>R<sup>2</sup> overall</i>	94.35%		96.05%	

续表 6 使用不同指标回归时不同收入水平组别的回归系数

	回归 4		回归 6	
	高收入组	中低收入组	高收入组	中低收入组
	0.741	1.449		
	0.343	0.764	0.181	5.892
			1.243	0.442
	61.83%		77.99%	
	97.99%		96.90%	
	94.88%		96.59%	

注：回归 2 高收入组中 *NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub>* 的系数值为表 5 回归 2 中 *NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub>* 的系数与交互项 *NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub> \* HighIncomeGroup<sub>j,t</sub>* 的系数之和，而相应的中低收入组的值为表 5 回归 2 中 *NetClaimsPaid<sub>i,t-1</sub>* 的系数，其余数值计算方法同理。

## 五、结论与改进

理论研究多从已有损失经验、承保能力约束和一般经济因素三个方面解释保险周期产生的原因，而实证检验多对一个国家（地区）的加总时间序列数据进行分析，检测保险周期是否存在以及保险周期的长度，本文利用 2007-2016 年各国各保险公司的财务面板数据进行分析，以期检验三类因素是否显著影响了保险周期。实证结果表明，以往的赔付支出越多、净利润越多，则保费收入越多，这支持已有损失经验模型和承保能力约束模型。本文发现保险周期性在高收入国家与中低收入国家之间存在结构性差异，高收入国家与中低收入国家之间在保费收入基数、保费收入的波动性方面存在差异，且高收入国家的保险公司与中低收入国家的保险公司度量已有损失经验的指标也有不同，但一个国家的人均 GDP 增长率并不能显著影响保费收入。

本文在数据方面尚有待改进，本文使用的数据中缺失较为严重，信息完整的保险公司多注册于高收入国家，导致中低收入国家组的信息不足，这可能影响回归结果和相应的结论。此外，本文使用的保险公司国别的信息是保险公司注册地，而非保险公司主营业务所在地，例如，百慕大、开曼群岛、英属直布罗陀等地因其税收政策等原因，注册了较多的保险公司，但这些保险公司的主营业务并不在上述国家（地区）。用主营业务所在地表示一般经济因素应比使用注册地更加准确，因此本文使用注册地可能会影响对一般经济因素模型的检验和解释。

### 参考文献

- [1] Boyer, M. M., Jacquier, E., & Van Norden, S. (2012). Are Underwriting Cycles Real and Forecastable? *Journal of Risk and Insurance*, 79(4), 995-1015. doi:10.1111/j.1539-6975.2011.01458.x
- [2] Choi, S., Hardigree, D., & Thistle, P. D. (2002). The property/liability insurance cycle: A comparison of alternative models. *Southern Economic Journal*, 68(3), 530-548.
- [3] Cummins, J., & Outreville, J. (1987). An International Analysis of Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 54, 246-262. doi:10.1007/978-94-015-7957-5\_30
- [4] Doherty, N. A., & Garven, J. R. (1995). Insurance Cycles: Interest Rates and the Capacity Constraint Model. *The Journal of Business*, 68(3), 383-404.
- [5] Fields, J. A., & Venezian, E. C. (1989). Interest Rates and Profit Cycles: A Disaggregated Approach. *The Journal of Risk and Insurance*, 56(2), 312-319. doi:10.2307/252992
- [6] Grace, M. F., & Hotchkiss, J. L. (1995). External impacts on the property-liability insurance cycle. *Journal of Risk and Insurance*, 62(4), 738.
- [7] Gron, A. (1994). Capacity constraints and cycles in property-casualty insurance markets. *The Rand Journal of Economics*, 25(1), 110.
- [8] Meier, U. (2006a). Multi - national underwriting cycles in property - liability insurance: Part I - some theory and empirical results. *The Journal of Risk Finance*, 7(1), 64-82. doi:doi:10.1108/15265940610637816
- [9] Meier, U. (2006b). Multi - national underwriting cycles in property - liability insurance: Part II - model extensions and further empirical results. *The Journal of Risk Finance*, 7(1), 83-97. doi:10.1108/15265940610637825
- [10] Meier, U., & Outreville, J. (2006). Business Cycles in Insurance and

Reinsurance: The Case of France, Germany and Switzerland. *The Journal of Risk Finance*, 7, 160-176. doi:10.1108/15265940610648607

[11] Meier, U., & Outreville, J. (2010). *Business Cycles in Insurance and Reinsurance: International Diversification Effects* (Vol. 20).

[12] Niehaus, G., & Terry, A. (1993). Evidence on the time series properties of insurance premiums and causes of the underwriting cycle: New support for the capital market imperfection hypothesis. *Journal of Risk and Insurance*, 60(3), 466.

[13] Venezian, E. C. (1985). Ratemaking Methods and Profit Cycles in Property and Liability Insurance. *Journal of Risk and Insurance (pre-1986)*, 52(3), 477.

[14] Winter, R. A. (1988). The Liability Crisis and the Dynamics of Competitive Insurance Markets. *Yale Journal on Regulation*, 5, 455-500.

[15] Winter, R. A. (1991a). The Liability Insurance Market. *The Journal of Economic Perspectives*, 5(3), 115-136.

[16] Winter, R. A. (1991b). Solvency Regulation and The Property-Liability "Insurance Cycle". *Economic Inquiry*, 29(3), 458.

[17] Winter, R. A. (1994). The Dynamics of Competitive Insurance Markets. *Journal of Financial Intermediation*, 3(4), 379-415. doi:https://doi.org/10.1006/jfin.1994.1011

[18] 李立松. (2011). 基于 Cuminms-Outrellvie 模型的中国产险业保险周期实证研究. *保险研究*(02), 40-47.

[19] 李心愉, & 李杰. (2010). 中国非寿险市场承保周期研究. *保险研究*(02), 44-52.

[20] 荣幸, 陈月, & 杨汇潮. (2012). 我国经济周期对非寿险承保周期的影响研究. *保险研究*(04), 16-24.

[21] 孙祁祥, 郑伟, & 肖志光. (2011). 经济周期与保险周期——中国案例与国际比较. *数量经济技术经济研究*(03), 3-20+50.

[22] 熊海帆, 卓志, & 王威明. (2011). 保险周期存在性的协整模型检验:基于中国市场的分析. *保险研究*(06), 36-42.

[23] 张璐. (2013). 中国非寿险业承保周期存在性研究——基于二阶自回归模型与滤波模型. Paper presented at the 2013 中国保险与风险管理国际年会, 中国云南昆明.

[24] 张玉春, 王雅婷, & 万里虹. (2016). 我国保险周期与经济周期波动形态对比研究. *保险研究*(06), 40-47.

# 养老保险缴费率对企业创新投入的影响—— 基于中小板和创业板的实证分析

吕学静、何子冕<sup>1</sup>

## 摘要:

本文利用 2013-2016 年中小创和创业板的制造业企业面板数据, 研究养老保险缴费率对企业技术创新之间关系。以 14% 的养老保险缴费率界定企业缴费率高标准, 较高的养老保险缴费率对企业的研发支出和技术人员有着显著性挤出效应, 而养老保险缴费率处于较低水平, 对企业研发和技术人员有着促进作用。养老保险高缴费率的挤出效应大于低缴费的促进效应, 说明现阶段我国企业研发实力不强在于其负担过重。

**关键词:** 养老保险, 缴费率, 技术创新, 研发支出

## 一、引言

改革开放至今, 我国经济发展取得了令世人瞩目的成就, 归功于人口红利、资本投入、政策制度等带来的低成本优势。随着我国经济发展, 原来传统低成本优势在逐渐消失、资源环境约束日趋强化及国际环境的复杂多变之下, 主要依靠要素驱动的粗放式经济发展模式已难以生存, 经济转型已迫在眉睫(赵彦云和刘思明, 2011)。十九大报告明确提出, 创新是引领发展的第一动力, 是建设现代化经济体系的战略支撑。深化科技体制改革, 建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系, 加强对中小企业创新的支持, 促进科技成果转化。

国家、企业、个人, 三者构成了社会的组成部分, 国家通过向企业征税提供公共服务, 个人通过进入企业工作获得劳动报酬, 企业作为商品生产者, 国家和个人都要依靠它产生的利润而存活。只有企业健康发展, 永续存活, 国家税收才能有保证, 个人才有获得报酬的可能性。曾经人口红利给我国企业发展带来了无可比拟的优势, 如今红利浪潮退去, 已剩下“人口负担”, 造成我国部分省市老龄化严重, 寄希望于养老金统

---

<sup>1</sup> 吕学静, 首都经济贸易大学劳动经济学院教授。何子冕, 首都经济贸易大学劳动经济学院博士研究生。

筹账户输血，缴费率不断加码，企业包袱越来越重，生存已是困难，怎可能有资本去投入研发呢？2012年我国开始了给企业减负专项行动，以中小企业为重点展开，2016年部分省市养老保险企业缴费率的下调便属于此项行动。我国养老保险缴费费率，个人账户全国已实现统一缴费比例8%，而由企业进行缴费的统筹账户费率各省市具有差异性，尚未实行全国统一标准，这就造成我国各省市企业的负担不一样，也决定了企业投入技术研发的实力。养老保险作为我国社会保障占比最重的一项，而技术创新又是决定我国能否经济转型的关键要素，因此研究两者之间关系具有极强的现实意义。

本文利用中小板和创业板的制造业上市公司2013-2016年的数据，估计养老保险企业缴费率对企业技术创新投入的影响。由于上市公司分布在我国各个省份，而我国各省市的养老保险企业缴费率有不同的执行标准，造成单个企业的养老金缴费率难以收集，所以文中采用上市公司办公所在地的市级或省级养老保险缴费率作为企业的缴费率，这部分数据统计存在模糊估计。以广东省和浙江省养老保险缴费率14%为分水岭，高于此标准定为高缴费率地区，小于等于此标准为低缴费率地区。通过实证分析不同标准的养老金缴费对企业创新能力投入的影响，发现高标准地区的养老金缴费率对企业创新能力是挤出效应，低标准缴费率对企业创新能力是促进作用。用上海、深圳地区的上市公司数据实证分析，结果佐证上述结论。

本文结构如下：第一部分介绍相关理论与文献回顾；第二部分叙述我国现阶段养老保险体制形成的历史变迁；第三部分介绍样本选取和数据描述；第四部分讨论实证结果并进行稳定性检验；第五部分总结并讨论政策含义。

## 二、理论与文献回顾

政府若希望某个具有公共属性的产品或服务能在全社会普及，主要途径有两种方式：一是该产品或服务由政府直接提供，如公共教育和国家公园；二是在政府的干预下，由社会上其他责任主体提供，如社会保险、技术研发，此部分资本投入的社会主体为企业而非政府（Gruber & Krueger, 1990）。第一种公共品的投入方式需要国家有充足的财政投入作为保证，而第二种则被认为是当政府财力不足以支撑其提高该产品或服务时，行之有效的公共品提供方案。

公共物品具有两个关键性的特征：非竞争性和非排他性。研究与开发（R&D）有第一个属性，也常有第二个属性——向他人提供信息不会降低已有知识的数量。技术创新由于其公共物品的属性，若是免费提供，生产者就什么都得不到，所以要么政府直接支持研发，提供知识的生产；要么政府保证生产知识的个人或企业因此而得到补偿。在市场经济条件下，企业是技术创新的主体，政府为了鼓励企业技术创新和纠正市场失灵，促使技术创新的外部效应内部化，通常使用财政补贴和税收优惠激励企业技术创新。

政府对公共品的投入最终会转化为税收，将负担转嫁给企业

(Summer, 1989), 如社会保障税, 而技术创新又需要政府扶持, 养老保险和技术创新两者之间相互制约。国内外关于税收优惠与技术创新之间关系有众多学者进行实证分析。

税收优惠对技术创新有积极的促进作用。技术创新具有“价格溢出”和“知识溢出”, 由于正外部性的存在, 会削弱企业对投资技术创新的意愿, 政府为了避免外部性带来的风险和不确定性, 通常会运用一些列财政政策来激励企业技术创新, 税收优惠就是其中一项政策 (Hall & Reenen, 2000; Guellec & Pottelsberghe, 2003; Gappelen et al, 2012; 江静, 2011)。Lokshin & Mohnen (2012) 研究税收政策与 R&D 支出在企业规模上效果有异质性, 实证结论为 1 美元的预收税, 对中小企业会产生 3.2 美元的私人 R&D 支出, 而大企业则产生 0.8 美元的投资。Guceri (2017) 以新古典理论为基础, 运用英国商业企业研究与发展调查 (BERD) 数据, 微观层面上发现对中小企业税收减免政策对研发支出和研发就业有影响, 故税收抵免直接影响公司在研发上的投资成本。张同斌和高铁梅 (2012) 运用一般均衡模型 (CGE), 研究财政激励政策和税收优惠对高新技术产业发展的影响, 发现财税政策具有明显的积极效应, 且税收优惠效果更为显著。冯海红等 (2015) 认为税收优惠对投资有着显著的正向激励作用, 此作用存在最优政策力度区间。

税收优惠对技术创新的影响效果不明显。吴秀波 (2003) 认为政府的税收激励并没有带来“成本效应”, 即政府税收减少一元钱, 并没有相应带来研发支出增加一元钱。Bloom et al (2002) 研究 OECD 成员国的税收优惠与研发支出之间关系, 发现税收优惠促使企业的研发成本下降 10%, 而企业在短期内的投入只能增加 1% 左右。Eisner (1984) 研究税收优惠政策与研发投入之间关系, 认为其激励作用有限, 对于私人部门的研发有可能产生不利影响。孔淑红 (2010) 以我国 2000-2007 年度 30 个省 (市) 的数据为基础, 研究税收优惠对技术创新的政策效应, 发现税收优惠对技术创新在总体上没有明显促进效应。柳光强 (2016) 以我国战略新兴产业上市公司为依据, 探讨税收优惠、财政补贴政策对企业的激励行为, 发现两者激励效应具有异质性, 且税收优惠对科研支出影响不显著。

税收优惠政策对技术创新投入的影响效应, 国内多数人的研究目光聚集在高新技术企业所得税减免、技术开发费用加计扣除等, 目前国内尚无人关注养老保险不同缴费率对企业创新能力的影响。由于我国养老保险企业缴费率省级统筹费率有差异, 各省经济发展又呈现异质性, 若将实行低缴费率地区视作税收优惠, 本文可基于此视角研究养老保险缴费率的差异性对企业技术创新能力的影响。

### 三、养老保险的制度背景

关于养老保险缴费率的对科技进步的影响, 国外较少有文献讨论, 其中的一个重要原因便是, 作为国家第一支柱的基本养老金缴费率大部分以税收形式征缴, 国家统一标准, 很难找到外生的横向差异。为了鼓励因地制宜的制度创新, 中央实行统一指导下的各省自行选择实施方案,



我国养老保险缴费制度便呈现“百花齐放”的局面。

改革开放前，养老保险采用现收现付制度，但由于我国当时实行计划经济，所有一切资源都由国家分配，因此当时养老保险制度并未对企业产生影响。

改革开放后，上世纪 80 年代，由于市场经济的活跃，国有企业在这一波浪潮中未能适应市场化竞争，而原来的养老保险制度就给国企增加了巨大的负担，同时由于养老保险制度的锁定效应，也不利于劳动力流动。1986 年国务院出台了第 77 号文件，鼓励企业在地、市水平上实行有限的养老金统筹；1991 年的第 33 号文件，中央明确提出要建立基本养老金、企业年金、个人储蓄养老在内的多层次养老体系；1995-1997 年，国家开始建立并实施个人账户。

现在统账结合模式的养老保险制度是 1997 年国务院在第 26 号文件中明确的。在养老保险缴费比例上，由于国家实行费率只有指导性的规定，所以各省市的养老保险缴费比例呈现多样化，企业最高缴费比例可以是最低缴费比例的 3.64 倍多（马双，2014）。

高比例赋费地区企业苦不堪言，国家为了给企业减负，也出台了多项政策，养老保险缴费比例下调就是其中一项。此项政策为：从 2016 年 5 月 1 日起两年内，对职工基本养老保险企业缴费比例大于 20% 的省份，将缴费比例降至 20%；单位缴费比例为 20%，且 2015 年底基金累计结余可支付月数超过 9 个月的省份，可以阶段性降至 19%。此项决定一出台，多省响应，其中，上海市由 21% 降至 20%，原缴费比例是 20%，符合政策能下调的省份纷纷降至 19%。

即使这样，查阅我国省市养老保险缴费率，根据个人所查有限资料，2017 年企业缴费最低和最高地区有 8% 的差距，部分省没有达到省级统筹，市一级养老保险缴费率跟省级统筹费率有着明显差异。

表 1 2017 年部分省市养老保险企业缴费比例

企业	个人	地区	备注
14%	8%	广州、浙江	13%：珠海、深圳（非本地户口）、中山、惠州、东莞 15%：肇庆
18%	8%	山东、福建	12%：厦门
19%	8%	北京、天津、重庆、四川、安徽、江西、新疆、山西、河南、湖北、广西、贵州、湖南、甘肃、宁夏、江苏、海南、云南	
20%	8%	上海、黑龙江、吉林、辽宁	18%：大连

资料来源：各省市人社网和网络权威部门公开信息整理

养老保险在我国是以费的形式进行缴纳，国外多以税收征缴。查阅历史数据知，各省市缴费有差异，以广东各市之间差异性显著。2009年，广东省缴费高的地区有湛江、广州、韶关等地，最高达22%，而佛山、中山、珠海、深圳的缴费率仅为10%。至此，为了确保养老保险缴费的统一，广东省逐步颁布规范养老保险企业缴费率的政策。

表2 历年广东省调整养老保险企业缴费比例的政策

时间	调整缴费比例的实施方案
2009年	2009.7.1: 单位缴费比例>18%，鼓励其降低为18%； 2010.7.1: 单位缴费比例>16%，鼓励其降低为16%；缴费比例<12%的地区调整为12%； 2011.7.1: 单位缴费比例>15%的地区调整为15%，费率<13%地区的费率调整为13%。
2015年	2015.1.1: 全省各地级以上市企业养老保险单位缴费比例统一至13%-15%。
2017年	2017.7.1: 执行全省统一的企业养老保险单位缴费比例（14%），原则上用3年时间逐步过渡至全省统一比例。

资料来源：广东省人社厅网站

根据人社部社保管制中心编制的《中国社会保险发展年度报告2016》知，我国广东省城镇职工养老保险基金累计结余最高，7258亿元基金资金占全国总结余的19.6%。广东省不少城市的养老保险缴费率近年来一直实行低于全国指导缴费率，低缴费率有力刺激企业活力，所以研究养老保险缴费率与企业创新之间关系，具有现实意义。

#### 四、数据来源与样本选取

中国制造要想变成中国“智”造，一定得依靠技术创新。我国沪深交易所所有上市企业板块中，以中小板、创业板中科技企业较多，且这两个板块中多为民营企业，所以本文以中小板、创业板为研究样本，研究养老金缴费率和企业技术创新之间关系。

##### （一）数据来源

根据中国证监会2001年颁布的《上市公司行业分类指引》，对中小板和创业板上市公司的进行一级分类（申万），最终筛选以下制造业为本文研究对象：电器设备、纺织服装、机械设备、计算机、汽车、化工、医药生物、电子、轻工制造、食品饮料。在上述数据中，剔除ST类股票和近4年来借“壳”上市的股票，选取中小板股票651只、创业板股票582只，共计1233只，选择2013-2016年为研究区间，此股票样本选取截止日为2016年12月31日在深圳交易所上市的股票，样本数据有部

分缺漏值，由于样本观测值有千份，且为连续 4 年的面板数据，缺漏值影响可忽略。实证检验所使用的上市公司数据来自 WIND 数据库。养老保险缴费率查阅各省市人力资源和社会保障网站和权威部门发布的公告为准，若企业办公所在地的养老保险缴费率当地政府没有公告，以省市一级统筹的标准，按照“经济人”就低不就高的原则选取养老保险企业缴费率。

## （二）模型设定

在企业创新能力来源研究中，Griliches-Jaffe 知识生产函数被国内外学者多次借鉴，它表明技术创新主要是由研发支出和研发人员两大投入要素所决定。本文研究养老保险支出与科技创新之间关系，便将研发支出和研发人员作为被解释变量、养老保险支出作为解释变量。

根据企业研发投入作为被解释变量、政府税收优惠作为解释变量的经典研究方法**错误!未定义书签。**，本文实证模型设定如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_{it} pension_{it} + \delta_{it} X_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中， $i$  表示企业； $t$  表示时间； $Y_{it}$  表示研发支出或科研人员； $pension_{it}$  表示养老金缴费率； $X_{it}$  为控制变量，表示除养老金之外其他影响科技投入的因子； $\alpha$  为截距项； $\varepsilon_{it}$  为随机误差项； $\beta_{it}$ 、 $\lambda_{it}$  均为因变量的系数。

## （三）变量选取和数据说明

### 1. 技术创新投入

根据知识生产函数知，技术创新主要影响因素研发支出和科研人员，本文选取企业的研发支出费用，作为度量企业研发的资本投入，由于科研人员数据在上市公司年报没有具体呈现，本文将年报中的技术人员数作为科研人员的替代品，进行研究。

### 2. 解释变量

本文主要研究养老保险企业缴费与技术创新投入之间关系，所以解释变量为养老保险企业缴费的费用。由于各上市公司的财务报表里未公告养老保险缴费费用这一项目，文中均采用养老金缴费率替代。企业缴费率以上市公司办公所在地的城市缴费标准为文中统计数据。这一变量采取模糊统计，未能精确到每一个企业缴费率，是本文数据采集的一个缺失，所幸查阅关于养老保险的相关文章，多数学者都以养老保险缴费率来实证分析养老保险对社会的影响效应。

### 3. 控制变量

企业的研发投入主要跟企业的经营环境有关，由于中小板和创业板中，多数为高科技企业，国家会有财政补贴，所以本文的控制变量将从企业盈利能力、成长性、财务杠杆、财政补贴的角度选取指标。

表 3 数据的统计性描述

变量	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
R&D	研发支出	4063	17.420	1.030	12.505	22.232

	的对数					
Tec	技术员工的对数	3967	5.538	1.061	1.946	10.078
Pension	养老金缴费率（企业）	4931	0.170	0.034	0.100	0.220
Profit	净利润的对数	4723	18.114	1.109	11.977	22.727
Subsidy	政府补贴的对数	4754	16.079	1.503	7.601	21.123
Level	资产负债率	4932	0.344	0.181	0.008	2.681
ROE	净资产收益率	4928	0.117	0.210	-11.696	1.766
TAGR	总资产增长率	4878	0.265	0.463	-0.821	13.374

数据来源：WIND 咨询和各省市人社厅网站

养老保险企业缴费在 2013-2016 时间段，最低是 10%，最高达 22%，两者差距 12%，本文意图研究养老保险缴费率的高低程度对企业技术创新投入的影响，广东省和浙江省的中小企业经济活力在国内各省实力排名靠前，而这两省的缴费率省级统筹标准都是 14%，故借鉴两省养老保险企业缴费标准，以 14%为界限，界定超过 14%为高缴费率，低于等于 14%为低缴费率，分段研究养老保险在某个缴费率标准下对企业创新的影响效应。

文中用 14%这一养老保险缴费率标准界定高低标准，主要是由于大多数省份实行的缴费标准是国家指导费率，而广东省和浙江省两省份全省统筹标准是 14%，如果界定比例低于此数据，则所采集的样本数据不足以支持实证分析；而福建省和山东省的省级统筹标准是 18%，于目前国家指导缴费率的 19%，没有拉开缴费差距，若以这个标准作为高低界限，对于绝大多数省份实行国家统筹标准，没能凸显缴费差距对企业的实际影响。

## 五、实证研究

本节分别从养老保险企业缴费率对科研支出和技术人员的影响效应，来阐述养老金缴费率如何对影响企业的科创能力。实证分析结果均以 14%为界限研究高低缴费率对中小板和创业板的影响程度。高缴费率是否挤出了企业创新能力，低缴费率的挤出效应要小于高缴费率还是有

何影响，本节将展示实证回归结果<sup>1</sup>。

### （一）研究方法

本文采取面板数据来分析养老保险缴费与企业技术创新之间关系，由于面板数据具有便于控制个体的异质性和信息量大的优势（由截面数据和时间序列组成），因此在一定程度上可以降低变量之间多种共线性的可能性，自由度和实证结果的有效性得到了提高。面板数据包含截面变量和时间变量的结合，因此它能有效地提高短期时间序列动态模型估计的准确性。本文所采用的数据不含滞后变量，所以为静态面板数据。静态面板数据一般采用三种分析方法：混合效应、固定效应、随机效应，本文根据 F 值和 Hausman 检验选择模型。

### （二）企业养老保险缴费率对研发支出的影响

本部分根据养老保险缴费率划分的高低比例，分别对实行不同标准的养老保险企业缴费率对研发支出的进行实证分析，如下表所示。前三列所显示的是养老保险缴费率小于等于 14% 的企业，养老保险费用对研发支出的影响效应；后三列是养老保险大于 14% 的企业，养老保险费用挤出了多少研发支出。模型根据 F 值和 Hausman 检验结果，均采用固定效应分析。为了验证养老金企业缴费率对科研支出的影响，通过逐渐加控制变量来进行微观实验，最终确定养老保险缴费率对企业研发支出影响是否稳健。

第一列结果显示，在低养老金缴费率前提下，养老保险缴费率对研发支出的影响为正，在 1% 的显著水平上显著。第二列在加入企业净利润和政府补贴这两个控制变量后，养老保险缴费率对研发支出的影响效果依然为显著性正向，养老金缴费率上升 1 个百分点，研发支出就会增加 8.3，在 1% 的显著水平上显著。在本列中已经控制了净利润和财政补贴对企业研发的影响，养老保险缴费系数要小于第一列的系数，说明养老保险缴费率对研发支出的影响收到外界环境改变而产生变化。第三列控制了企业的经营环境情况，用来避免企业因为其成长性问题而影响养老金缴费率对研发支出的效用。此部分养老金缴费率的系数仍然为显著性正的，缴费率变动 1 个百分点，研发支出就会增加 7.19，在 1% 的显著水平上显著。前三列实证结果显示，在养老保险企业低缴费率的前提下，养老保险缴费率与研发支出呈正向显著性相关，但是系数大小随着控制变量的不断增加，逐渐减小，说明养老保险缴费率对研发支出易受控制变量的影响，这是因为企业对研发支出的投入会有多个变量来影响，不会是单一影响因子决定其投入大小，符合现实的经济状况。

第四列至第六列是在养老保险缴费率高于 14% 的前提下，研究企业养老保险缴费率对研发支出的影响。通过以 14% 这一比例划分，高、低缴费率对研发支出的作用效果反差巨大。第四列在仅考虑养老保险缴费率与企业研发支出之间相互作用，两者呈现负相关，在 1% 的显著水平上显著。第五列在加入企业净利润和政府补贴这两个控制变量后，养老保险缴费率的系数依然为显著性负向，系数大小较前一列变动幅度较大，

---

<sup>1</sup> 文中所有运算和实证分析应用软件均为 Stata 14

说明加入这两个控制变量后对企业研发投入影响效果明显，特别是净利润。最后一列通过加入企业营运环境来观察养老保险缴费率对企业研发支出的影响，养老保险缴费率多交 1 个百分点，企业就会挤出研发费用 13.68%，在 1% 的显著水平上显著。此列与第五列相比，养老保险缴费率的系数变动幅度较小，说明本部分加入的控制变量对研发支出有显著性影响，但是这部分变量对养老保险缴费与研发支出之间相关性影响力度较小，实证结果呈现稳健性。

表 4 养老保险企业缴费率对研发支出的影响

	被解释变量：R&D					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	养老保险企业缴费率≤14%			养老保险企业缴费率>14%		
Pension	12.041*** [11.32]	8.295*** [7.11]	7.193*** [5.97]	-30.484*** [-17.83]	-14.281*** [-7.44]	-13.681*** [-7.29]
Profit		0.105*** [2.72]	0.135*** [2.84]		0.190*** [10.95]	0.224*** [11.15]
Subsidy		0.075*** [6.26]	0.069*** [5.39]		0.080*** [11.97]	0.069*** [10.56]
TAGR			0.024 [0.83]			0.052** [2.45]
ROE			-0.566** [-2.06]			-0.985*** [-5.05]
Level			0.422*** [2.68]			0.324*** [5.54]
截距项	16.083*** [123.00]	13.431*** [21.42]	13.032*** [18.16]	22.929*** [73.77]	15.248*** [27.61]	14.685*** [26.32]
N	782	751	751	3280	3121	3119
F 值	128.159	45.627	24.323	318.001	218.667	124.675
Hausman -test	-12.14	168.94	160.37	178.91	99.27	314.28
模型设定	Fe	Fe	Fe	Fe	Fe	Fe

注：括号内是 t 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 显著水平显著。

实证分析养老缴费率的不同对企业创新支出的影响，发现低缴费率对企业的创新起着正向显著性效果，而高缴费率对企业起着负向显著性

效果，负向效果要显著性大于正向效果。以此说明目前在实行的养老保险省级统筹地区，实行低缴费率有利于研发支出，但是实行高缴费率低于研发支出被养老保险挤出效应更明显。中国制造目前还处在中低端水平，若想普遍进入高端制造业，我们的技术创新必须得加大投入，企业是技术创新转化最直接的生产者，只有企业的技术创新实力强了，生产产品具有不可替代性，我们的产品才能在市场具有竞争力，才能真正实现经济转型。

### （三）我国养老保险企业缴费率对技术人员的影响效应

本部分实证分析不同养老保险企业缴费率对技术人员的影响效应，高低缴费率对企业雇佣技术人员效果是不一样的。同上表所示一样，前三列所列的是养老保险企业缴费率低于等于 14%，缴费率对企业雇佣技术人员的作用；后三列呈现的是缴费率大于 14%时，其对企业雇佣技术人员的影响效果。根据 F 值、Hausman 检验，下表中所采用的模型都是固定效应。

第一列显示，当养老保险企业缴费率低于 14%时，只考虑缴费率与技术人员之间关系，实证分析结果为显著性正相关。第二列加入企业净利润和财政补贴两个控制变量后，养老保险企业缴费率的系数大小有变化，但是它对企业技术人员的影响力依然是显著性正相关。第三列加入了企业运营能力的影响因素，相对于第二列，系数变化幅度较小，它表明养老保险缴费率上升一个百分点，企业雇佣技术人员就会增加 4.29，在 1%的显著水平显著。此三项表明企业在较低的养老保险缴费率之下，对养老保险的缴费对技术人员的雇佣会有促进作用。

后三列所示是企业养老保险缴费率大于 14%时，其对企业技术人员的影响效应，两者是显著性负相关。第 4 列在没有任何控制变量前提下，养老保险缴费率上升 1 个百分点，就会挤出企业雇佣技术人员 25.79，在 1%的显著水平上显著。随后加入净利润和政府补贴，这个挤出效应会减弱，但是依然显著。最后一列，同样是加入运营环境因子，发现同第五列系数相比，系数变动幅度较小，说明此时方程结果已趋于稳健。

表 5 养老保险企业缴费率对技术人员的影响

	被解释变量: Tec					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	养老保险企业缴费率≤14%			养老保险企业缴费率>14%		
Pension	7.485*** [6.21]	5.555*** [4.19]	4.294*** [3.11]	-25.785*** [-12.81]	-12.659*** [-5.68]	-12.070*** [-5.54]
Profit		0.071* [1.69]	0.081 [1.59]		0.127*** [7.04]	0.158*** [7.84]
Subsidy		0.060*** [3.65]	0.056*** [3.47]		0.082*** [8.73]	0.064*** [7.38]

TAGR			0.130** [2.16]			0.147*** [7.92]
ROE			-0.550 [-1.03]			-1.293*** [-4.71]
Level			0.305** [2.16]			0.376*** [5.87]
截距项	4.792*** [32.58]	2.788*** [3.79]	2.725*** [3.25]	10.200*** [27.80]	4.165*** [6.96]	3.758*** [6.37]
N	707	671	671	3260	3082	3080
F	38.623	12.264	8.188	164.009	78.898	58.365
Hausman-t est	-7.07	111.07	60.76	102.25***	194.96***	-152.61
模型设定	Fe	Fe	Fe	Fe	Fe	Fe

注：括号内是 t 值，\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%显著水平显著。

表 5 中所呈现养老保险企业缴费率不同对企业雇佣技术人员的挤出效应是截然相反的。高缴费率对技术人员的挤出效应明显，说明在这种高缴费率的政策环境中，不利于企业雇佣高科技人员，也不利于企业创新；低缴费率对技术人员是促进作用，说明现在企业雇佣人员，已将员工养老问题，作为企业责任与义务看待，但是这种缴费率也仅限在一定幅度之内，一旦超越了某种幅度，企业原积极看待的义务与责任就会变成企业包袱，企业拥有者们就会减少这项开支，不利于我国企业技术创新投入，必然不利于我国产品竞争力的提升和建立创新型社会。

#### （四）稳定性检验

为了检验之前结果的可靠性，抽取板块与小样本进行了回归分析，结果都是增强了结论的可信度。首先，以养老保险缴费率 14%为界限，分别对中小板和创业板进行实证分析，在养老保险缴费率不大于 14%时，只有在中小板中，其对技术人员的促进效应不显，其它关于养老保险缴费率对科研支出、技术人员的影响效应与表所示效果一样。其次，这部分稳定性检验着重介绍上海和深圳的中小创上市公司养老保险缴费率对企业创新投入的影响。因为上海多年来实行的养老保险企业缴费标准一直高于国家规定养老保险企业缴费率的指导标准，因此上海地区可以做养老保险企业高缴费的准自然实验模板；深圳地区养老保险企业缴费率也是在近些年调整至 13%（非本地户口）和 14%（本地户口），在这之前养老保险企业缴费率远低于国家规定的保险缴费率，所以深圳地区可以做养老保险低缴费率的准自然实验模板。

表 6 近十年沪、深两地养老保险企业缴费比例



时间	养老保险企业缴费率(上海)	时间	养老保险企业缴费率(深圳)
2004.8.1-2013.9.30	22%	2001.2.1-2006.7.31	9% (本地户口) 8% (非本地户口)
2013.10.1-2016.3.21	21%	2006.8.1-2014.6.30	11% (本地户口) 10% (非本地户口)
2016.3.22-至今	20%	2014.7.1-至今	14% (本地户口) 13% (非本地户口)

数据来源：沪、深人力资源和社会保障网站

上表可知，2014年之前，上海养老保险企业缴费比例高出深圳近一倍，上海企业的负担比要远高于深圳地区，2016年国家降费后，上海地区养老保险企业缴费率还高出深圳地区最低标准7个百分点，企业背负的包袱不同，对于创新能力又是如何，表7将展示中小创板块中上市公司两者之间关系<sup>1</sup>。

对于上海地区，养老保险的企业缴费率明显挤出了科研投入，如缴费率上升1个百分点，就会挤出企业研发支出19.36和雇佣技术人员3.63，前者在1%的显著水平显著，后者不显著，但是它对研发投入产生的效果都是负相关性；对于深圳地区，由于长期实行养老保险低缴费率，其对企业的科研投入是促进作用，如缴费率上升1个百分点，会增加研发支出7.38和技术人员4.69，两者在1%的显著水平显著。

表7 沪深两地养老保险缴费率对企业研发投入的影响

	上海		深圳	
	(1)	(2)	(1)	(2)
	R&D	Tec	R&D	Tec
Pension	-19.358*** [-3.69]	-3.629 [-0.56]	7.383*** [5.66]	4.694*** [3.18]
Profit	0.248*** [4.85]	0.144* [1.96]	0.124** [2.53]	0.099* [1.72]
Subsidy	0.033	0.035	0.071***	0.068***

<sup>1</sup> 由于选择上海、深圳地区中小板和创业板股票样本容量问题，这部分样本没有进行行业筛选，包括截止2016年12月31日两市上市的所有中小板和创业板股票。

	[1.31]	[1.00]	[5.17]	[3.96]
TAGR	0.004 [0.17]	0.120** [2.19]	-0.043*** [-2.93]	-0.005 [-0.36]
ROE	-1.001* [-1.97]	-1.669* [-1.92]	-0.309 [-1.30]	-0.822 [-1.24]
Level	0.850*** [4.41]	0.375 [0.73]	0.022 [0.25]	0.161 [1.30]
截距项	16.341*** [10.91]	3.044 [1.42]	13.295*** [17.70]	2.218** [2.42]
N	289	283	574	549
F 值	20.029	2.031	22.475	9.234
hausman -test	49.89	59.63	98.29	39.32
模型设 定	Fe	Fe	Fe	Fe

注：括号内是 t 值，\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%显著水平显著。

中国两大证券交易所分别设在上海和深圳，两大城市分别被誉为中国的“金融中心”和“科创中心”，与它们多年实施的经济政策有关系，其中，养老保险缴费率对企业的影响力不可忽视。由于我国目前养老保险制度实行是个人账户与统筹账户相结合的模式，企业缴纳的养老保险资金主要进入统筹账户，统筹账户的作用是在社会成员间的调剂使用促进代际再分配。截止 2016 年 12 月 31 日，上海 60 岁以上人口占城市总人口的 31.6%，老龄化程度位居全国首位，由于养老金目前实行的是省级统筹，所以其养老保险企业缴费率一直偏高，进而抑制了企业的科创能力。而深圳作为我国新兴城市，2016 年底，常住人口平均年龄为 32.5 岁，属于全国人口最年轻的城市。人口负担轻，实行了近 20 年的养老保险低缴费率，减轻了企业包袱，政策与资本的支持使得深圳创新能力一直位居国内前列。根据《2016 年深圳知识产权统计分析报告》，截至 2016 年底，深圳国内有效发明专利总量已经达到了 95369 件，发明专利密度达到 80.09 件/万人，是全国平均水平（7.98 件/万人）10 倍。养老保险是企业不得不背的包袱，包袱大小决定了企业对技术创新的投入，若我国要实现创新型社会，此包袱宜轻不宜重。

## 六、结论

本文利用我国 2013-2016 年中小板和创业板中制造业的数据，考察我国目前养老保险企业缴费率对企业技术创新投入的影响。由于我国养老金缴费率的省市标准差异性较大，文中通过对养老保险企业缴费率以

14%为界限进行高低档划分,研究不同比例的养老保险企业缴费比例对企业研发支出和技术人员的影响,进而说明高低档养老金缴费率对企业的创新能力是挤出效应还是促进效应?

通过实证分析,发现高、低档养老保险缴费率对企业技术创新投入起到截然相反的作用。当企业按照较低标准的缴费率为员工缴纳养老保险时,缴费率对研发支出和技术人员都有着显著性促进作用,这有助于提升企业科研能力;而当企业按照较高标准缴费率为员工缴纳养老保险费用时,缴费率对研发支出和技术人员都有着明显的挤出效应,必然不利于企业科技能力的提升,也不利于我国所倡导要实现创新性社会的建设。用上海和深圳的中小板和创业板企业数据进行实证分析,来以此说明上述结论的稳健性。

十九大明确提出养老金要尽快实现全国统筹,加快建设创新性社会。创新离不开科研投入,养老保险主要看其缴费率,科技研发和养老保险都具有公共品的属性,国家希望企业作为两者主要提供方,但是养老保险缴费率过高必然挤出科技研发投入,若实行过低缴费率,对于已经“未富先老”的我国来说,财政恐难承压。如何在养老保险企业缴费率与技术创新之间进行权衡,需要更为精确的测算。深圳地区创新能力一直居于全国前列,较低的养老保险企业缴费率有着显著贡献。养老金全国统筹已是“箭在弦上”,养老保险缴费率是否也可以全国统一标准呢?若要统筹养老金缴费的统一标准,希望国家重视企业对养老保险缴费率的承受度,毕竟缴费率的高低会影响企业的创新能力。

## 参考文献

- [1]赵彦云,刘思明.中国专利对经济增长方式影响的实证研究:1988~2008年[J].数量经济技术经济研究,2011,28(04):34-48+81.
- [2]习近平.全面贯彻落实党的十九大精神,以永远在路上的执着把从严治党引向深入——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告[R].北京:人民出版社,2017.
- [3]Gruber,J.,Krueger,A.B.,The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance:Lesson from Work,Compensation Insurance,working paper 1990
- [4]约瑟夫·E·斯蒂格利茨.公共部门经济学[M] 郭庆旺等.北京:中国人民大学出版社,2005:289
- [5]Summers,L.,Some Simple Economics of Mandated Benefits,American Economic Review,May 1989,79(2),177-183.
- [6]Hall B H, Van Reenen J. How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence [J]. Research Policy, 2000, (29): 449-469.
- [7]Guellec D, Van Pottelsberghe B. The impact of public R&D expenditures on business R&D [J]. Economics of Innovation and New Technology, 2003, 12(3): 225-243.
- [8]Cappelen A, Raknerud A, Rybalka M. The effects of R&D tax credits on patenting and innovations [J]. Research Policy, 2012, (41): 334-345.
- [9]江静. 公共政策对企业创新支持的绩效——基于直接补贴与税收优惠的比较分析[J]. 科研管理, 2011, 32(4): 1-8

- [10]Boris Lokshin,Pierre Mohnen. How effective are level-based R&D tax credits?Evidence from the Netherlands.[J]. Applied Economics,2012 , 44 (12) :1527-1538.
- [11]Irem Guceri. Will the real R&D employees please stand up? Effects of tax breaks on firm-level outcomes.[J]. International Tax & Public Finance , 2017 (2) :1-63
- [12]张同斌, 高铁梅. 财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整 [J]. 经济研究, 2012, 47 (05) :58-70.
- [13]冯海红, 曲婉, 李铭禄. 税收优惠政策有利于企业加大研发投入吗?[J]. 科学学研究, 2015, 33 (05) :665-673.
- [14]吴秀波. 税收激励对 R&D 投资的影响:实证分析与政策工具选拔[J]. 研究与发展管理, 2003 (01) :36-41.
- [15]Bloom N,Griffith N,Reenen J V. Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979-1997.[J]. Journal of Public Economics, 2002 , 85 (1) :1-31.
- [16]Eisner R,Albert S H,Sullivan M A.The new incremen-tal tax credit for R&D: Incentive or disincentive [J].National Tax Journal,1984(2):171-183.
- [17]孔淑红. 税收优惠对科技创新促进作用的实证分析——基于省际面板数据的经验分析[J]. 科技进步与对策, 2010, 27 (24) :32-36.
- [18]柳光强. 税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析——基于信息不对称理论视角的实证研究[J]. 管理世界, 2016(10) :62-71.
- [19]马双, 孟宪芮, 甘犁. 养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析 [J]. 经济学(季刊), 2014, 13 (03) :969-1000.

# 公共部门的养老与教育支出对人力资本及经济增长的影响机制研究——基于 OLG 模型的一般均衡分析及经验证据

秦雪征、耿峰<sup>1</sup>

## 摘要：

在人口老龄化和经济增速放缓的背景下，加快经济转型升级、提高社会养老保障水平成为当前我国政府的两项紧迫任务，这要求政府在有限的公共财政预算内对养老和教育支出进行合理配置。为此，本文使用世代交叠（OLG）模型，在一般均衡分析框架下，研究了政府在养老和教育领域的相对支出变化对人力资本积累以及经济增长的影响机制。在引入子女-父母双向利他动机并考虑财政养老支出与社会养老保险之差异的基础上，文章发现，在收入税率和养老保险缴费率不变的情况下，从公共教育向公共养老的支出转移在直接减少公共教育支出水平的同时，对家庭养老支出具有替代作用，并通过这一渠道影响私人的生育意愿和人力资本投资决策，其影响方向取决于父母对子女的利他程度以及父母对子女数量和质量相对重视程度。如果父母对子女的利他性较强，并且相对更重视子女的质量，那么上述公共支出之间的再分配会使每个子女获得更多的家庭教育投入。数值模拟结果表明，我国公共养老支出的相对占比增加将抑制人力资本的积累和经济增长，而扩大社会养老保险覆盖面的政策则更加有利于经济的长期增长。以我国 1997-2015 年省际面板数据为基础的实证分析结果也在一定程度上证实了理论分析的结论。

**关键词：**养老支出，教育支出，社会保障，人力资本，经济增长

## 一、导论

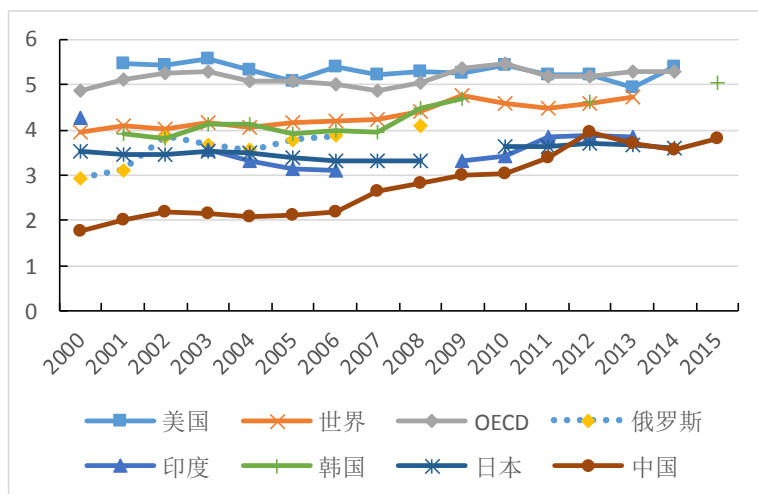
“老有所养、老有所依”是和谐社会的应有之义，也是在新时期建成社会主义现代化强国的重要目标之一。在现代化的社会养老保障体系中，除了个人与单位共同缴费的企业年金制度，由政府通过财政

---

<sup>1</sup>秦雪征，北京大学经济学院教授（通讯作者）。耿峰，北京大学经济学院博士研究生。

支付所直接进行的公共养老支出<sup>1</sup>也将继续发挥重要作用。首先，公共养老支出对养老金的财政“兜底”（即养老金收不抵支时，由政府财政补缺）是一国社会养老保险制度健康运行的重要保障；其次，一定的公共养老支出可以促进居民参保并且保证养老金的平均支付水平、满足老年人的基本生活保障和其他养老福利。二十年以来通过不断改革与创新，我国已建立起一个覆盖城乡各类群体、多层次的社会养老保险体系，但该体系仍存在着参保率不足、个人账户“空账”运行以及保障水平较低等诸多问题。随着人口老龄化趋势的不断加剧，我国社会的养老危机愈加严重，这在客观上要求政府继续加大财政养老支出的规模，同时加快社会养老保险的普及、提高社会养老保障的水平。

另一方面，我国经济的转型升级、人力资本红利的释放以及“保量增质”的阶段性发展目标的实现也对政府的公共教育支出提出了更高的要求。“百年大计，教育为本”。教育的公共品属性及教育投资的外部效应决定了公共教育支出是一个国家教育事业健康、稳定发展的基础。同时，公共教育支出能有效地促进人力资本的积累和科学技术的进步，加快经济的转型升级，为经济的可持续发展奠定坚实的基础。然而，由于教育投资收益的滞后性以及分税制财政体制下教育财政分权的不合理（余靖雯和龚六堂，2015），我国公共教育支出的总量依然处在一个较低的水平。从图 1 可以看出，2000 年以来我国公共教育支出在 GDP 中的占比逐年上升，但与其他国家相比仍然处于较低水平，不仅与发达国家之间存在着较大差距，甚至还落后于世界的平均水平。考虑到人口老龄化态势的加剧和劳动力成本的上升正在使我国经济的人口红利逐步消失，加快人口红利向人力资本红利的过渡、实现经济增长更多依靠创新和技术进步，需要政府进一步加大对公共教育的投资。



<sup>1</sup>本文的公共养老支出特指政府对养老金的财政转移，主要包括公共财政预算支出中的对基本养老保险基金的补助支出以及行政事业单位的离退休经费（下同）。

图 1：世界各国公共教育支出占 GDP 的比重（%）<sup>1</sup>

然而，受到公共财政预算<sup>2</sup>的制约，政府不可能无限制地增加公共养老和公共教育的支出规模，使得这两类重要的社会支出呈现出互为消长的矛盾关系，而如何在上述两类支出之间进行合理配置以实现人力资本的可持续积累和经济的高质量增长就成为我国政府急需破解的难题。而要解决这一问题，首先必须弄清公共养老和教育支出对人力资本积累和经济增长的影响机制：如果从公共教育向公共养老的支出转移能够在提高社会养老保障水平的同时促进人力资本的积累与经济增长，那么政府就可以在公共支出时优先考虑养老支出，而让公共教育支出主要起引导私人教育投资的作用；反之，如果削减公共教育支出而增加公共养老支出从长期来看不利于人力资本的积累和经济增长，那么政府就应该优先进行公共教育投入，并通过其他非公共财政措施来提高社会养老保障水平。

从理论上讲，一些文献虽然已经认识到养老金与公共教育支出对家庭决策以及经济增长的作用（Glomm and Ravikumar, 1998；Kaganovich and Zilcha, 1999；Blankenau and Simpson, 2004；Rojas, 2004；Shakuno, 2014），但大多忽视了家庭养老支出在其中扮演的中间角色。受儒家文化的影响，我国民间普遍存在着“养儿防老”与“孝顺父母”等观念（郭庆旺等，2007），相比社会养老保障，家庭内部子女赡养式的养老依然是当下我国主流的养老模式<sup>3</sup>。此外，以往的文献在分析公共教育支出与社会养老金之间的再分配所带来的经济效应时，或假定养老金与公共教育支出是此消彼长的关系（Kaganovich and Zilcha, 1999；Shakuno, 2014），或假定二者之间是相互独立的（Pecchenino and Pollard, 2002）。但在现实中，社会养老金包含着两个部分：公共养老支出（政府对养老金的财政转移）与成年人缴纳的社会养老保险费。前者与公共教育支出同属公共财政预算支出，在预算平衡的制约下，二者之间存在着此消彼长的关系；后者被纳入单独的社会保障预算，与公共教育支出是相互独立的。这种差异使得公共养老支出与社会养老保险费对人力资本积累以及经济增长的影响机制呈现差异，而以往的文献并未考虑到这一点。因此，在考察政府在公共养老与教育支出之间的统筹决策对经济增长的影响时，引入内生性的家庭养老决策并将公共养老支出与社会养老保险费分开进行分析，可以完善已有的理论框架，使得分析结论更具说服力。

基于上述原因，本文引入子女对父母的利他主义动机，从而将家

<sup>1</sup> 数据来源：世界银行 WDI 数据库与《中国统计年鉴》。

<sup>2</sup> 目前我国的政府预算包括公共财政预算、政府性基金预算、国有资本经营预算以及社会保障预算，其中公共养老支出（政府对养老金的财政转移）与公共教育支出同属于公共财政预算支出。

<sup>3</sup> 根据 Banerjee et al. (2014) 的研究与我们的估算，目前我国家庭的养老支出占家庭收入的平均比率约为 8%，而每一年社保基金总收入（公共养老支出加上征缴的养老保险费）仅占 GDP 的 2.4%。

庭的养老支出决策内生，同时考虑政府公共养老支出与社会养老保险费对经济增长的各自贡献，在代际交叠（OLG）模型的一般均衡分析框架下，探讨公共部门在养老和教育支出之间的统筹决策对私人部门养老和教育支出以及经济长期增长的影响。从直觉上分析，一方面如果公共财政收入用于公共养老支出的比率越高，那么社会中老年人领取的养老金就越多，年轻人的养老意愿就越小，于是就有激励将更多的收入用于生育和子女的教育投资；另一方面，如果更多的公共财政收入被用来发放养老金，年轻人退休之后领取的养老金就越多，“养儿防老”的动机就会减弱，使得个人的生育和对子女人力资本投资的意愿降低。同时，更多的公共财政收入被用于公共养老支出时，公共财政预算平衡的约束意味着公共教育支出的相应减少，不利于人力资本的积累，最终将影响经济的持续增长。因此，公共养老和教育支出之间的再分配对人力资本的积累以及经济增长究竟产生什么样的影响，并不能简单给出答案。本文的目的即是通过理论模型、数值模拟刻画出这一影响的经济机制，并通过最新的省际面板数据来对相应的结论进行实证检验。

本文的创新之处主要有以下几点：第一，理论模型引入子女对父母的利他主义动机，从内生的家庭养老决策入手，在一般均衡分析框架下阐释了公共与私人部门的养老和教育支出对人力资本积累和经济增长的贡献机制；第二，OLG模型同时考虑了人力资本的直接与间接传递在人力资本积累中发挥的作用，从而为人力资本对经济增长的贡献机制提供了更全面的解释；第三，本文首次考虑了财政养老支出与社会养老保险在筹资渠道及对人力资本积累的影响机制方面的差异，从而有助于得出更加准确的政策建议；第四，实证研究部分利用最新全国性的省际面板数据对理论分析的结论进行了检验，使相关结论更具说服力。

## 二、文献综述

尽管养老金与经济增长之间的关系已被广泛研究，但研究结果并不统一：一些文献发现养老金促进了经济增长，而另外一些文章则认为养老金水平的上升不利于经济增长。早期的相关文献主要关注养老金对物质资本积累的作用，进而对经济增长的影响。Barro（1974）认为在无限生命代理模型中，养老金对经济增长的影响是中性的；而Feldstein（1974）使用生命周期模型发现，养老金会通过替代资产效应和引致退休效应来同时影响人们的储蓄行为，前者抑制储蓄而后者促进储蓄。进一步的实证分析发现，替代资产效应大于引致退休效应，最终降低了人们的储蓄率，阻碍了物质资本积累与经济增长。近年来，随着内生增长理论（Lucas，1988）的出现与完善，大量文献开始从人力资本的角度研究这一问题。Zhang（1995）和Zhang and Zhang（2004）分别用理论和实证的方法证明养老金能降低生育率并促进人力资本投资和经济增长，但是对储蓄率并无显著的影响。Groezen et al.（2003）、Zhang and Zhang（2007）以及Yew and Zhang（2009）发现当人力资本



投资具有正外部性时，养老金能够提高个体对每个子女的人力资本投资，从而促进经济增长。但是，这些研究忽略了父母未来需要子女养老这一利己主义的动机。Ehrlich and Lui (1998)、Ehrlich and Zhong (1998) 以及 Ehrlich and Kim (2005) 认为，在父母对子女的人力资本投资带有利己和利他双重动机的情况下，养老金扭曲了家庭内部的生育和人力资本投资决策，并对经济增长产生负面作用。Kemnitz and Wigger (2000) 在同样考虑父母的利己主义动机后，却得出相反的结论：社会保障机制将老年人的养老金收入与子女的收入水平联系在一起，因而会促进父母对子女的教育投资，有利于经济的长期增长。

关于公共教育支出对经济增长的影响，多数文献均通过探讨公共教育支出对人力资本积累的作用来展开。Glomm and Ravikumar (1992) 通过一个包含内生增长的 OLG 模型，比较了公共教育投资与私人教育投资对经济增长和收入分配的影响，发现公共教育投资对于缓解收入不平等的作用更加明显，并且当收入差距较大时该投资能更快推动经济增长。Blankenau and Simpson (2004) 在一个同样包含公共与私人教育投入的内生增长模型中探讨了公共教育投入与经济增长的关系；文章发现，公共教育支出会挤出其他促进经济增长的因素从而削弱其本身对经济增长的正向影响，因而公共教育支出与经济增长之间的关系是非单调的。Blankenau (2005) 发现当公共教育支出在基础教育和高等教育之间分配时，如果两类教育在人力资本积累中的互补程度较强并且总的公共教育支出较大，那么提高高等教育经费的份额能够促进经济增长。除了上述文献，还有一些研究认为公共教育支出可以通过影响私人投资从而产生间接的增长效应 (Hendricks, 1999; Brauning and Vidal, 1999)。在经验研究方面，来自微观数据的实证分析多支持公共教育支出对经济增长的正向影响 (Bratsberg and Terrell, 2002)，但是来自宏观层面的实证研究结果则不尽相同：一些认为公共教育支出对经济增长具有显著的促进作用 (Barro and Sala Martin, 1999; Blankenau et al., 2006; Dastidar and Chatterji, 2015)；另一些则认为公共教育支出对经济增长的促进作用并不显著 (Easterly 和 Rebelo, 1993)，甚至具有抑制作用 (Devarajan 等, 1996; Nurudeen 和 Usman, 2010)。

考虑到公共教育和养老金支出在一国政府预算中占有重要地位，一些文献考虑了政府在两者之间的统筹决策对经济增长和收入分配的影响。Kaganovich and Zilcha (1999) 发现当政府只存在公共教育支出和养老金支出时，养老金支出占比的上升不利于经济增长，除非父母非常关心自己退休后的福利并且对子女有着强烈的利他主义动机；Glomm and Kaganovich (2003) 认为如果公共教育投资与私人教育投资在人力资本积累中存在着互补关系，那么从公共教育向养老领域的财政转移会促进私人教育投资、缓解收入的不平等；Glomm and Kaganovich (2008) 证明了公共养老支出或养老金的增加——无论由政府总支出上升导致亦或是由两类支出的比例调整引起——与经济增长之间的关系都是非单调的。以上文献的一个缺陷是均没有考虑家庭内部的生育决策，而该决策往往是私人教育与养老支出的关键决定因素。

Becker et al. (1990) 认为, 家庭的生育率与父母对单个子女的教育投入之间存在着明显的替代关系 (Quality-Quantity tradeoff), 因而生育率的变化会直接影响经济的长期增长。Omori (2009) 发现在税率不变的条件下, 养老金向公共教育支出的转移会使家庭倾向于减少子女的数量。基于上述文献, Shakuno (2014) 在引入家庭的生育决策之后, 发现在只有养老金与公共教育支出的情形下, 公共教育支出的占比与生育率之间存在着倒 U 型关系, 过低的公共教育支出会提高生育率并且不利于经济的长期增长。除了上述文献, 还有一些文献在公共教育和养老金相互独立 (不存在此消彼长的关系) 的假定下, 分析了两类支出对经济增长的影响。Pecchenino and Pollard (2002) 认为当公共教育支出的收益率较高时, 降低养老金缴费率、提高教育税率有利于改进人们的福利和经济增长的状况; Rojas (2004) 则认为公共教育支出的增加会提高人口的平均受教育水平和预期寿命、降低平均生育率, 导致人口的老齡化以及养老金缴费率的上升, 最终削弱公共教育支出对经济增长的正面影响。

在国内, 近年来学界也越来越多的关注养老和公共教育支出对经济增长的影响。首先, 关于公共教育与我国经济增长之间的关系, 以往的文献未能达成一致结论。郭凤英 (2013) 利用我国 1980-2011 年的时间序列数据, 发现无论在长期和短期内, 政府教育支出都对经济增长具有显著的正向作用。郭庆旺、贾俊雪 (2009) 通过一个包含基础教育和高等教育的两阶段人力资本积累模型, 探讨了公共教育支出规模、结构对家庭的教育投资和经济增长的影响, 其实证分析结果表明我国的地方教育投入并未有效促进地区经济增长; 余靖雯 (2012) 同样发现政府和非政府教育投入对我国经济增长的影响都不显著, 但政府教育支出对非政府教育投入具有显著的拉动效应。其次, 还有一些文献单独分析了养老金支出对我国经济增长的影响。例如, 郭庆旺、贾俊雪等 (2007) 以及贾俊雪、郭庆旺等 (2011) 指出养老金支出对长期经济增长具有显著的抑制作用, 而儒家传统文化有助于缓解养老金支出对短期物质资本积累与长期人力资本积累的不利影响。郭凯明、龚六堂 (2012) 从家庭养老角度入手, 对个体的生育决策进行理论分析, 数值模拟结果表明现收现付的社会养老机制能够显著替代家庭养老, 有助于减缓人口增长和促进经济增长。汪伟 (2012) 分析了养老制度变革对中国经济增长的影响, 发现养老制度从现收现付制向个人与统筹账户相结合的转变促进了物质资本与人力资本的积累, 推动了经济增长。最后, 与本文相似, 一些文献探讨了政府在公共教育和养老支出之间的统筹决策对经济增长和收入分配的影响。郭凯明等 (2011) 认为政府在提供公共服务时面临着效率与公平的权衡 (增加养老金支出可以促进社会公平但不利于经济增长, 提高公共教育支出则具有相反的作用), 因此经济发展的初期应侧重于社会保障投入, 而经济发展的后期应更多的投资于公共教育以维持经济的高速增长; 但是, 文章并未考虑家庭内子女对父母的利他主义动机, 并把社会保障与家庭养老之间的替代关系视为外生给定的。何亚丽等 (2016)

在公共教育框架下研究了养老金对公共教育的相对支出对家庭生育率、公共教育投资和经济增长的影响，发现养老金相对支出的增加从收入效应与替代效应两个渠道降低生育率，而对人均公共教育投资水平与经济增长的影响具有不确定性；然而，该文献忽视了家庭内部的教育投入决策，并且没有考虑父母与子女之间的双向利他动机。

通过以上文献梳理不难发现，现有的关于养老金和公共教育支出对经济增长贡献的研究具有以下几方面的不足：第一，正如黄少安、孙涛（2005）指出的那样，在儒家文化盛行的国家或地区，家庭内部成员的行为动机具有三个鲜明的特点：“望子成龙”、“养儿防老”以及“百善孝为先”。但是，已有的相关研究大多遵循西方的传统而忽视了子女对父母的利他主义动机在家庭养老机制中所扮演的角色（即第三个特点所发挥的作用）。第二，以往的文献在分析公共教育支出与养老金之间的再分配所带来的经济效应时，没有考虑到养老金的两个部分——公共养老支出与社会养老保险费——对人力资本的积累以及经济增长的影响机制是不同的。第三，以往的国内文献大多偏向于单独理论或者实证分析，而理论和实证相结合的研究较少。基于以上考虑，本文引入家庭成员对父母的利他主义动机，同时考虑了公共养老支出与社会养老保险对经济增长的贡献，更全面的探讨了政府在公共养老与教育支出之间的再分配对经济增长的贡献机制，并对相关理论结论进行了实证检验。

### 三、模型框架

#### （一）家庭部门

假定家庭中的每个代表性个体一生经历三个时期：幼年期、成年期和老年期。在幼年期，个体接受家庭内部父辈的教育投入以及政府的公共教育投入而积累人力资本。在成年期，个体通过劳动获得收入，在缴纳收入税和社会养老保险费之后，将可支配收入用于当期消费、储蓄、家庭养老支出、生育和子女的教育支出。在老年期，个体退休不再工作，依赖成年期的储蓄带来的回报、子女的家庭养老支出以及政府发放的养老金维持生活。

对人力资本积累过程的刻画是本模型的一个关键环节。除了家庭和政府的教育投入外，我们认为人力资本还具有代际传递的特性<sup>1</sup>。人力资本的代际传递是指它可以在父代与子代之间传递，这种代际传递包括直接传递和间接传递两种路径。前者指父母的健康、教育等人力资本通过基因遗传或言传身教等途径直接传递给子女；而后者则是指父母的人力资本通过影响自身的收入进而影响其对子女的教育投资能力，从而间接影响子女的人力资本水平。借鉴 Kaganovich and Zilcha（1999）的假设，我们将人力资本的积累方程设定如下：

$$H_{t+1} = AH_t^\beta h_t^\delta g_t^{1-\beta-\delta} \quad (1)$$

---

<sup>1</sup> 具体可参考 Currie and Moretti(2007)、Royer(2009)以及 Bjorklund et al.(2010)等文献。

其中： $A>0$  为常数，为人力资本积累的技术参数； $0<\beta<1$ 代表了人力资本的直接代际传递的程度； $\delta$  则代表了人力资本间接代际传递的程度，反映了父母对子女人力资本（教育）投入的回报率； $h_t$  是父母对每个子女的教育投入； $g_t$  表示每一个孩子所获得的公共教育投入， $0<\beta+\delta<1$ 。

在同一时期，成年个体的人力资本水平为  $H_t$ ，并生育  $n_t$  个子女。假定每个成年个体具有 1 单位的时间禀赋，生育每个子女需要花费  $v$  单位的时间照顾（ $0<v<1$ ），因此在单位人力资本的有效工资率为  $w_t$  时，获得的劳动收入为  $w_t H_t (1-vn_t)$ 。在缴纳了收入税（税率为  $\tau$ ）以及社会养老保险费（费率为  $\theta$ ）后，成年个体将可支配收入的  $m_t$  及  $s_t$  部分分别用于家庭养老支出和储蓄，剩余的用于消费  $C_{1,t}$  以及子女的教育支出。借鉴郭凯明和龚六堂（2012），假定家庭教育投入的价格是社会平均有效工资率，那么家庭的总教育支出为  $n_t w_t h_t$ 。于是，个体在成年期的预算约束为：

$$C_{1,t} = w_t H_t (1-vn_t)(1-\tau-\theta)(1-m_t-s_t) - n_t w_t h_t \quad (2)$$

到  $t+1$  期，上一期的成年个体步入老年，退休不再工作。此时，除了上一期储蓄带来的回报  $w_t H_t (1-vn_t)(1-\tau-\theta)s_t r_{t+1}$ ，老年人还能获得政府发放的养老金  $f_{t+1}$  以及全部子女的家庭养老支出  $w_{t+1} H_{t+1} (1-vn_{t+1})(1-\tau-\theta)m_{t+1} n_t$ ，其中  $r_{t+1}$  为储蓄的回报率。每个老年人将全部收入都拿来消费，因此，个体在老年期的预算约束为：

$$C_{2,t+1} = w_t H_t (1-vn_t)(1-\tau-\theta)s_t r_{t+1} + m_{t+1} w_{t+1} H_{t+1} (1-vn_{t+1})(1-\tau-\theta)n_t + f_{t+1} \quad (3)$$

每一个成年个体从自己的两期（成年期和老年期）消费、父母老年期的消费和子女的成功中获得效用。借鉴 Ehrlich and Liu(1991)，我们假设父母对子女具有利他心，子女的数目与人力资本水平直接进入父母的效用函数。此外，由于子女对父母的利他主义动机，父母老年期的消费水平会直接影响成年个体的效用（郭凯明和颜色，2016），这一点在长期受儒家文化影响的我国显得尤为明显：一方面，长期“孝”文化的熏陶会使个体自发具有一种对父母的无私关爱；另一方面，“百善孝为先”的传统使得孝顺父母能够让个体获得更多的社会认同。于是，参考 Glomm and Kaganovich（2008）的设定， $t$  期成年个体的效用函数为：

$$U_t = \ln C_{1,t} + \lambda \ln C_{2,t} + \rho \ln C_{2,t+1} + \varphi \ln(n_t^n H_{t+1}) \quad (4)$$

其中， $\lambda$ 、 $\rho$  和  $\varphi$  均为常数，分别表示父母  $t$  期的消费、自己  $t+1$  期

的消费以及子女  $t+1$  期的成功（体现为人力资本积累水平）对  $t$  期成年个体效用的贡献率； $\eta$  则表示相较于子女质量（人力资本水平）、成年个体对子女数量的相对重视程度（以下简称对子女数量的相对重视程度），并进一步假设  $\eta > \delta$  以保证生育率在任意  $m$  值下始终大于零。

$t$  期的成年个体在预算约束式（2）与（3）下，通过选择自己成年期的消费  $C_{1,t}$  和自己老年期的消费  $C_{2,t+1}$ 、储蓄率  $s_t$ 、家庭的养老支出占家庭可支配收入的比重（以下简称家庭养老支出的比重） $m_t$ 、生育率  $n_t$  以及对每个子女的教育投入  $h_t$  来最大化效用函数式（4）。

## （二）企业

代表性企业在完全竞争市场中使用物质资本和人力资本来生产单一的最终产品。假定企业的生产函数满足 Cobb-Douglas 函数的形式，则经济的总产出为：

$$Y_t = DK_t^\alpha (H_t L_t)^{1-\alpha} \quad (5)$$

其中， $\alpha$  为物质资本的产出弹性且  $0 < \alpha < 1$ ， $D$  为生产的技术参数， $L_t$  表示雇佣的劳动力的数量。

企业在每一期通过最大化其利润  $Y_t - w_t H_t L_t - r_t K_t$  来选择物质资本和劳动的投入量。根据一阶条件可知要素的价格分别为：

$$w_t = (1-\alpha) D e_t^\alpha \quad (6)$$

$$r_t = \alpha D e_t^{\alpha-1} \quad (7)$$

其中， $w_t$  和  $r_t$  分别为  $t$  期的有效工资率与利率， $e_t = K_t / H_t L_t$  为单位人力资本所拥有的物质资本。

## （三）政府

政府预算包括公共财政预算和社会保障预算，两种预算在每期都要实现收支平衡。公共财政预算的收入来自于  $t$  期向成年人征收的收入税（税率为  $\tau$ ）。借鉴 Kaganovich and Zilcha（1999）与 Glomm and Kaganovich（2008）的做法，我们假定公共财政预算支出只包括公共养老支出（政府对养老金的财政转移）和公共教育支出，以集中考察政府在两类支出之间的统筹决策对人力资本积累和经济增长的影响。因此，公共财政预算的平衡为：

$$\tau w_t H_t (1 - v_n) N_t = N_{t+1} w_t g_t + \gamma_t \tau w_t H_t (1 - v_n) N_t \quad (8)$$

其中， $\gamma_t$  为  $t$  期政府的公共养老支出占公共财政收入的比率（以下简称公共养老支出占比）； $g_t$  为  $t$  期政府对每个孩子的平均公共教育支出。

社会保障预算的收入来自于公共财政预算里的公共养老支出以及成年人缴纳的社会养老保险费。假定社保制度为现收现付型（pay-as-you-go）的，即政府将  $t$  期的社会保障预算收入全部用来给同

期的老年人支付养老金。因此，社会保障预算的平衡为：

$$(\gamma_t \tau + \theta) w_t H_t (1 - v n_t) N_t = N_{t-1} f_t \quad (9)$$

其中， $\theta$  为个人缴纳的社会养老保险费率； $f_t$  为  $t$  期的每个老年人领到的养老金。

#### （四）市场出清

假设物质资本在每一期完全折旧，物质资本市场和劳动力市场的均衡条件为：

$$K_{t+1} = s_t w_t H_t (1 - v n_t) (1 - \tau) N_t \quad (10)$$

$$L_t = N_t (1 - v n_t) \quad (11)$$

综合上述分析，下面我们定义模型的一般均衡如下：

给定初始的物质资本  $K_0$ 、初始的人力资本  $H_0$  和初始的人口数  $N_0$ ，经济的一般均衡包含个体的决策序列  $\{C_{1,t}, C_{2,t+1}, s_t, n_t, h_t, m_t\}$ ，价格序列  $\{r_t, w_t\}$ ，政府的公共支出序列  $\{g_t, \gamma_t\}$  以及要素投入序列  $\{K_{t+1}, L_t\}$ ，它们满足：

（1）厂商按照式（6）和（7）决定要素的投入  $\{K_{t+1}, L_t\}$ ，以使得利润最大化；

（2）给定要素价格  $\{r_t, w_t\}$ 、人力资本  $H_t$  以及政府公共支出，在预算约束式（2）、（3）与人力资本积累方程（1）下，个体的决策序列  $\{C_{1,t}, C_{2,t+1}, s_t, n_t, h_t, m_t\}$  使得效用函数（4）最大化；

（3）要素价格  $\{r_t, w_t\}$  使得物质资本市场和劳动力市场出清，即式（10）和（11）成立。

（4）政府的公共支出  $\{g_t, \gamma_t\}$  使得式（8）和（9）成立；

## 四、模型求解

### （一）一般均衡解

求解成年个体的效用最大化问题，可以得到关于储蓄率  $s_t$ 、生育率  $n_t$ 、对每个子女的教育投入  $h_t$  和家庭养老支出的比重  $m_t$  的一阶条件分别为：

$$\frac{1}{C_{1,t}} = \frac{\rho r_{t+1}}{C_{2,t+1}} \quad (12)$$

$$\frac{w_t h_t + w_t H_t v(1-\tau-\theta)}{C_{1,t}} = \frac{\rho}{C_{2,t+1}} [m_{t+1} w_{t+1} H_{t+1} (1-vn_{t+1})(1-\tau-\theta)] + \frac{\varphi\eta}{n_t}$$

(13)

$$\frac{n_t w_t}{C_{1,t}} = \frac{\rho\delta}{C_{2,t+1} h_t} [m_{t+1} w_{t+1} H_{t+1} (1-vn_{t+1})(1-\tau-\theta)n_t] + \frac{\delta\varphi}{h_t}$$

(14)

$$\frac{1}{C_{1,t}} = \frac{\lambda n_{t-1}}{C_{2,t}} \quad (15)$$

式（13）和（14）的左边和右边分别表示生育、对每个子女的教育投入的边际成本和边际收益。可以看到，提高生育率和对每个子女的教育投入将分别增加教育投入和生育的边际成本。而生育和对每个子女教育投入的回报来自于两个方面：子女的家庭养老支出以及子女成功所带来的直接效用。

在一般均衡中，给定对数形式的效用函数和柯布-道格拉斯形式的生产函数，平衡增长路径上的时间和收入分配比是稳定的（Zhang and Zhang, 2004）。为了便于求解，我们作如下代换：

$$\phi_c = \frac{C_{1,t}}{w_t H_t (1-vn_t)(1-\tau-\theta)}, \quad \phi_h = \frac{n_t w_t h_t}{w_t H_t (1-vn_t)(1-\tau-\theta)}, \quad \phi_n = \frac{vn_t}{1-vn_t}$$

其中， $\phi_c$  表示年轻时期的消费占可支配收入的比例（以下简称年轻时期消费的比重）， $\phi_h$  表示家庭的教育支出占可支配收入的比例（以下简称家庭教育支出的比重）， $\phi_n$  表示生育的机会成本占劳动收入的比例。

在经济的平衡增长路径上，除了 $\phi_c$ 、 $\phi_h$ 和 $\phi_n$ 保持不变之外，储蓄率 $s_t$ 、有效工资率 $w_t$ 、物质资本回报率 $r_t$ 、生育率 $n_t$ 以及家庭养老支出的比重 $m_t$ 均为常数。因此，在平衡增长路径上，人均产出 $Y_t/N_t$ 、人均物质资本存量 $K_t/N_t$ 、人力资本水平 $H_t$ 、父母对每个子女的教育投入 $h_t$ 、政府对每个子女的公共教育投入 $g_t$ 、成年人的消费 $C_{1,t}$ 和老年人的消费 $C_{2,t}$ 均以增长率 $g_t$ 稳定增长。求解平衡增长路径，可以得到如下结果：

$$s = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{\rho}{\lambda(1-\tau-\theta)} \quad (16)$$

$$m = \Gamma \left[ \lambda - \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{1+\rho+\delta\varphi}{1-\tau-\theta} - \frac{(1+\delta\varphi)(\gamma\tau+\theta)}{1-\tau-\theta} \right]$$

(17)

$$\phi_c = \frac{1}{\lambda} \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{1}{1-\tau-\theta} + m + \frac{\gamma\tau+\theta}{1-\tau-\theta} \right) \quad (18)$$

$$\phi_h = \frac{1}{\lambda} \left[ \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{\varphi\delta}{1-\tau-\theta} + \delta(\rho+\varphi)m + \frac{\varphi\delta(\gamma\tau+\theta)}{1-\tau-\theta} \right] \quad (19)$$

$$\phi_n = \frac{1}{\lambda} \left\{ \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{\varphi(\eta-\delta)}{1-\tau-\theta} + [\rho(1-\delta) + \varphi(\eta-\delta)]m + \frac{\varphi(\eta-\delta)(\gamma\tau+\theta)}{1-\tau-\theta} \right\} \quad (20)$$

$$n = \frac{\phi_n}{v(1+\phi_n)} \quad (21)$$

$$h_t = \frac{v(1-\tau-\theta)\phi_h}{\phi_n} \cdot H_t \quad (22)$$

其中， $\Gamma = (1 + \lambda + \delta\rho + \delta\varphi)^{-1}$ 。以上表达式反映出平衡增长路径上的储蓄率、家庭养老支出的比重、家庭教育支出的比重、生育率以及父母对每个子女的教育投入。

从式（19）和（20）可以看到，政府在公共养老与教育支出间的统筹决策（公共养老支出占比 $\gamma$ 的变动）主要从两个方面——子女的家庭养老支出以及后代成功所带来的直接效用——影响成年个体的生育和教育投入决策，亦即主要通过影响私人部门决策的边际收益来最终影响生育与教育投入决策。

## （二）比较静态分析

为了分析政府在公共养老与教育支出间的统筹决策对经济的长期影响<sup>1</sup>，将式（17）-（20）对公共养老支出的占比 $\gamma$ 求偏导，可得：

第一， $\partial m / \partial \gamma < 0$ ；在收入税率与社会养老保险缴费率不变的情形下，公共养老支出的相对占比增加（表现为从公共教育向公共养老的财政支出转移或在财政预算上升时两种公共支出的相对比例变化）将降低家庭养老支出的比重。也就是说，社会养老与家庭养老之间存在着相互替代的关系，这一发现与程令国等（2003）以及张川川和陈斌开（2014）的实证分析结果一致。从式（3）和（15）可以发现，当公共养老支出占比 $\gamma$ 增加以后，赡养父母的边际收益下降，从而降低了家庭中子女的养老支出。

第二， $\partial s / \partial \gamma = 0$ ；在收入税率与社会养老保险缴费率不变的情形下，公共教育支出与公共养老支出之间的再分配不会影响均衡增长路径上成年人的储蓄率。这一结论与 Zhang and Zhang(2004)以及 Yew and

<sup>1</sup> 在下面的分析中，本文假定公共支出的总水平保持不变，即 $\tau$ 固定不变。



Zhang (2009) 的发现基本吻合。公共养老支出在公共财政收入中占比的增加，一方面直接提高了成年个体在老年时期的预期消费水平<sup>1</sup>，进而会使成年人减少储蓄；另一方面，其通过降低成年人给予父母的赡养费，间接提高了成年人用于储蓄的资源，使其倾向于增加储蓄。从式 (12) 可知，这两种影响同时降低了储蓄的边际成本和边际收益，最终使得储蓄率保持不变。

第三， $\partial\phi_h/\partial\gamma > 0$  当且仅当  $\varphi > \rho/\lambda$ ；当收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，政府在公共养老与教育支出间的统筹决策对家庭教育支出的比重的影响取决于子女未来成功对成年人效用的贡献率  $\varphi$ （即父母对子女的利他程度）。如前所述，从公共教育向公共养老的支出转移会减少家庭养老支出的比重且不影响成年人的储蓄率，因而提高了成年人用于当期消费以及生育、投资子女的资源。将式 (12) 和 (15) 代入式 (14) 可得：

$$\phi_h = \delta(1-\tau-\theta)m \cdot \frac{1-\alpha}{\alpha} \cdot s + \delta\varphi \cdot \phi_c \quad (23)$$

从式 (23) 可以看出，一方面，由于家庭养老支出的比重  $m$  下降，成年人倾向于减少在子女教育上的花费；另一方面，家庭养老支出比重  $m$  的下降会使得成年人增加年轻时期的消费比重  $\phi_c$ ，进而提高了子女未来成功所带来的相对效用（ $\delta\varphi \cdot \phi_c$ ），使得成年人愿意增加家庭教育支出的比重。因此，当父母对子女的利他倾向较高时，从公共教育向公共养老的支出转移最终将会提高家庭教育支出的比重。

第四， $\partial\phi_n/\partial\gamma > 0$  当且仅当  $\eta > 1 + [(1-\delta)(\rho-\lambda\varphi)]/[\varphi(\lambda+\rho\delta)]$ ；当收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，政府在公共养老与教育支出间的统筹决策对家庭生育决策的影响取决于成年人对子女数量的相对重视程度  $\eta$ 。将式 (12)、(15) 和 (23) 代入式 (13) 可得：

$$\phi_n = (1-\delta)(1-\tau-\theta)m \cdot \frac{1-\alpha}{\alpha} \cdot s + \varphi(\eta-\delta) \cdot \phi_c \quad (24)$$

从式 (24) 可以看到，从公共教育向公共养老的相对支出转移一方面通过替代家庭养老减少了  $m$ ，进而降低了成年人的生育意愿；另一方面， $m$  的减少引起年轻时期消费比重  $\phi_c$  的上升，进而提高了生育子女所带来的相对效用（ $\varphi\eta \cdot \phi_c$ ）。因此，给定家庭教育支出的比重  $\varphi$ ，只要  $\eta$  足够大，公共养老支出的相对占比增加将激励成年人生育更多的子女。

第五，当收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，只有父母

<sup>1</sup> 虽然公共养老支出增加引起的家庭养老支出减少也会降低老年时期的消费水平，但这种间接的负效应不能抵消直接的正向作用，最终导致老年人的消费水平上升。

对子女的利他程度  $\varphi$  足够大或者对子女数量的相对重视程度  $\eta$  足够小，公共养老支出的相对占比增加才能使得成年人提高对每个子女的教育投入  $h$ 。联立式（12）—（15）可知在一般均衡时满足：

$$\frac{w_t H_t v n_t (1 - \tau - \theta) + n_t w_t h_t}{n_t w_t h_t} = \frac{1}{\delta} \cdot \frac{m_t (\rho / \lambda) + \varphi \eta \cdot \phi_c}{m_t (\rho / \lambda) + \varphi \cdot \phi_c} \quad (25)$$

上式的左边是家庭分别对子女数量与质量投入的边际成本之比，右边则为子女数量与质量投入的边际收益之比。式（25）表明从公共教育向公共养老的支出转移（公共养老支出占比  $\gamma$  上升），使得等式左边保持不变；但是  $\gamma$  的上升会降低家庭养老支出的比重  $m$ ，进而提高年轻时期消费的比重  $\phi_c$ ，前者使等式右边的分子与分母下降，后者使等式右边的分子与分母上升。若  $\varphi$  较大，即父母从子女质量中获得的直接效用较大时，父母从子女给予的赡养费中获得的直接效用相对较低，此时等式右边的分母会更大程度上上升，导致对每个子女进行教育投入的回报（相对于生育）上升，进而使家庭用质量投入替代数量投入。这在一定程度上证明了家庭经济学中著名的质量-数量替代定律（Quality-Quantity tradeoff）。

最后，当收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，政府在公共养老与教育支出间的统筹决策对人力资本积累与经济增长的影响方向取决于其对家庭教育支出与公共教育支出影响的相对大小。在平衡增长路径上，经济的长期增长来源于个体人力资本水平的持续提高，经济增长率等于人力资本水平的增长率。由式（1）可知，人力资本水平的提升既源于父母对每个子女的教育投入  $h$ ，也依赖于政府对未成年人的公共教育支出  $g$ ，具体由式（1）与式（8）可得平衡增长路径上的经济增长率  $g_r$  满足：

$$1 + g_r = A \left[ \frac{v(1 - \tau - \theta)\phi_h}{\phi_n} \right]^\delta \left[ \frac{v(1 - \gamma)\tau}{\phi_n} \right]^{1 - \beta - \delta} \quad (26)$$

上式表明：一方面，当收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，公共养老支出的相对占比增加会直接减少每个未成年人获得的公共教育投入，抑制人力资本的积累，此可称为公共教育挤出效应；另一方面，从上文的分析可知当父母对子女的利他主义程度  $\varphi$  足够大或者对子女数量的相对重视程度  $\eta$  足够小时，从公共教育向公共养老的相对支出转移会通过替代家庭养老支出使得父母增加对每个子女的教育投入，此可称为养老替代效应。人力资本积累与经济增长率的最终变动方向及大小取决于上述两种效应的相对大小。为了检测在我国目前的经济环境下，政府在公共养老与教育支出间的统筹决策对人力资本积累与经济增长的具体影响，下文将利用数值模拟的方法作进一步的分析。

## 五、数值模拟

### (一) 参数选取

在数值模拟中，为了分析政府在公共养老与公共教育支出间的统筹决策对家庭教育支出比重、家庭养老支出比重、生育率以及经济增长率的影响，我们需要对以下模型参数进行校准：

$\{\alpha, \beta, \delta, \varphi, \rho, \lambda, \eta, \tau, \nu, A\}$ 。

首先，关于物质资本的产出弹性 $\alpha$ 、人力资本的直接代际传递系数 $\beta$ 、人力资本的间接代际传递系数 $\delta$ 以及时间偏好因子 $\rho$ ，我们参考相关文献进行确定。杨建芳等（2006）对中国人力资本产出弹性的估计值为0.57，白勇和马跃如（2013）通过对我国各省市2004-2009数据进行估计发现人力资本的平均产出弹性为0.5879，因此取 $\alpha$ 为0.4（1-0.6）。人力资本的直接代际传递系数决定了代际收入弹性，以往的研究表明我国的代际收入弹性在0.35—0.66之间（何石军和黄桂田，2013；Qin et al., 2016），因此取 $\beta=0.4$ 。将个体生命周期的每一阶段设为30年，每年的时间偏好因子为0.98，高奥和龚六堂（2015）得到老年期的时间偏好为0.5455（0.98的30次方），刘永平和陆铭（2008）以及汪伟（2012）则将成年人的老年期消费的时间偏好设为0.78，因此本文将 $\rho$ 设为0.7。最后，根据钱雪亚等（2014）的研究结论，本文将 $\delta$ 设为0.33。

其次，参数 $\varphi$ 、 $\lambda$ 、 $\eta$ 、 $\nu$ 是决定家庭最终决策的关键参数，为了确定其数值，我们利用现实数据进行校准。第一步，根据国家统计局的数据，1999-2015年我国财政收入占GDP比重的平均值为0.18，由于本文中的收入税只是针对于劳动收入所得，而劳动收入占总产出的比值为 $1-\alpha=0.6$ ，于是我们设定收入税率 $\tau=0.18/0.6=0.3$ 。同时，根据《中国财政统计年鉴》的数据，2001-2015年全国基本养老保险费征缴收入<sup>1</sup>占GDP比重的平均值为0.024，所以设定社会养老保险的缴费率<sup>2</sup> $\theta=0.024/0.6=0.04$ 。第二步，根据国家统计局的数据，1999-2015年家庭储蓄占可支配收入比重的平均值为26.1%，于是根据式（16）取 $\lambda$ 等于2.7。第三步，根据Banerjee et al.（2014），我国家庭的平均养老支出约占家庭收入的8%，同时，1999-2015年我国公共养老支出占财政支出比重的平均值为0.096，基于式（17）选取 $\varphi$ 为1.4。第四步，考虑到生育一个子女直到其能够生活自理大概共需要3年时间，假设个体生命周期的每一阶段为30年，因此取 $\nu=3/30=0.1$ 。第五步，2010年第六次人口普查数据显示，我国的总和生育率已降至1.18，由

---

<sup>1</sup> 由《中国财政统计年鉴》中历年基本养老保险费收入减去财政补贴收入估算得到。

<sup>2</sup> 此处的社会养老保险缴费率并非官方规定的28%（企业20%+个人8%），原因在于本文假定经济中所有人是同质的并且全部缴纳了社会养老保险费。因此，文中的社会养老保险缴费率可以用来衡量我国社会养老保险的参保率，缴费率越高意味着社会养老保险的参保率越高、覆盖面越广。

式 (20) - (21) 取  $\eta$  为 0.52。

最后，参数 A 决定了均衡增长路径上的经济增长率，由于近年来我国的 GDP 增速在 7% 左右，由式 (26) 我们选取 A 为 30。

(二) 公共养老支出的相对占比增加对人力资本积累与经济增长的影响

图 2 汇报了收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，公共养老支出的相对占比增加（体现为从公共教育向公共养老的支出转移或在财政预算总体增加的前提下两种公共支出的相对比例变化）对人力资本的积累与经济增长的影响。从图 2 的左上方，可以发现相对于公共教育，公共养老的相对占比增加（参数  $\gamma$  上升）之后，家庭教育支出的比重将上升：公共养老支出在公共支出中的占比上升 10 个百分点，家庭教育支出的比重将提高 0.4 个百分点。图 2 的右上方和左下方表明，收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，公共养老支出的相对提升将增加成年人的生育率以及对每个子女的教育投入占家庭可支配收入的比重（以下简称单个子女获得的教育投入比）：公共养老支出占比提高 10 个百分点，总和生育率上升 0.003，而单个子女获得的教育投入比则上升 0.3 个百分点。但是，总体而言，收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，公共养老支出的相对占比增加并没有对家庭的教育支出产生较强的促进作用，然而在公共财政预算平衡的压力下（如式 (9) 所示），从公共教育向公共养老的相对支出转移将导致每个子女获得的公共教育投入较大幅度的下降。由于人力资本的积累由公共和家庭的教育支出共同决定，因此当收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，从公共教育向公共养老的相对支出转移导致的养老金增加最终抑制了人力资本的积累，降低了经济的增长速度。图 2 右下方数值模拟的结果表明，公共养老支出占比提高 10 个百分点之后，将使经济增长率降低 0.12 个百分点。

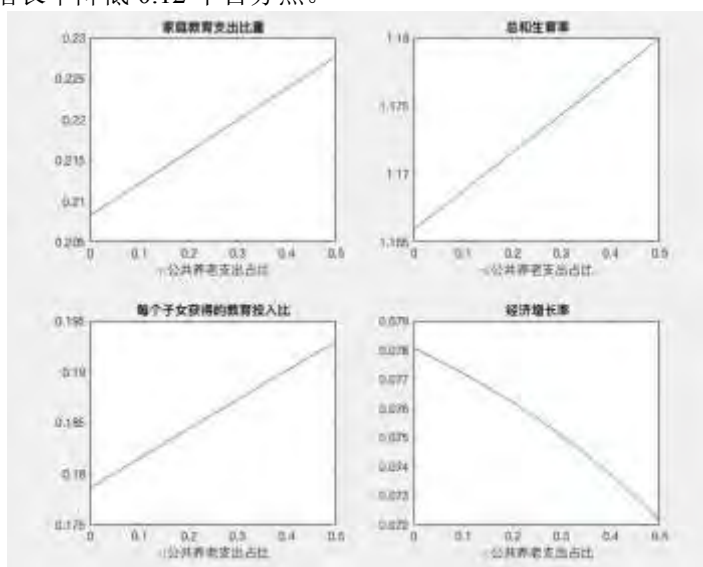


图 2: 公共养老支出的相对占比增加对人力资本积累与经济增长的影响

### (三) 公共养老支出的相对占比增加与扩大社会养老保险覆盖面的比较

为应对日益增大的养老金支出压力，除了在公共财政预算里进行由公共教育向公共养老的相对支出转移以外，另一个可行的政策选择是加大社会养老保险扩面征缴的力度以提高社会养老保险的缴费总额。党的十八届五中全会公报和十九大报告中均提出要全面实施“全民参保计划”，并将这一计划纳入国民经济和社会发展“十三五”规划纲要。正像党中央报告中所指出的，实施“全民参保计划”的任务之一就是扩大社会养老保险的覆盖面，提高全体职工和适龄城乡居民的参保率。

相较于从公共教育向公共养老的相对支出转移，扩大社会养老保险的覆盖面给人力资本积累以及经济增长带来了不同的影响。首先，当其它政策参数保持不变时，扩大社会养老保险的覆盖面相当于提升了社会养老保险的缴费率（参见脚注 9），因而降低了成年个体的可支配收入。其次，从式（17）可以发现，社会养老保险缴费率 $\theta$ 的上升同样降低了家庭养老支出的比重；同时，式（19）和（20）表明社会养老保险缴费率 $\theta$ 的上升会影响家庭教育支出的比重以及生育率，影响的方向同样取决于父母对子女的利他程度以及对子女数量的相对重视程度。最后，由于社会养老保险缴费被纳入独立的社会保障预算进行管理， $\theta$ 的上升不会挤出政府的公共教育支出，因此扩大社会养老保险覆盖面对人力资本积累与经济增长的影响仅仅源于其给家庭教育支出以及生育决策带来的影响。

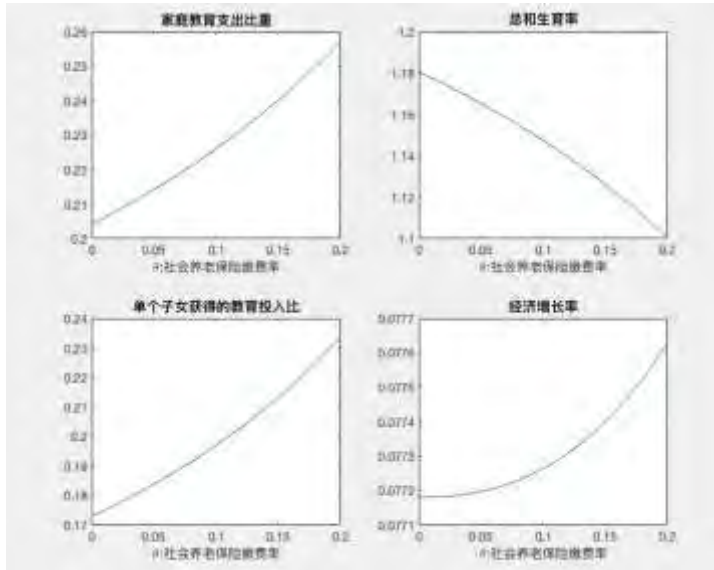


图 3: 扩大社会养老保险覆盖面对人力资本积累与经济增长的影响

为了分析扩大社会养老保险覆盖面与增加公共养老支出的相对占比对经济增长影响之间的差异,接下来我们将公共养老支出占比 $\gamma$ 维持在目前的平均值 0.1 处,同时改变社会养老保险缴费率 $\theta$ 的数值以进行政策模拟。图 3 表明,当公共财政预算内养老与教育支出的占比保持不变时,扩大社会养老保险覆盖面的政策对经济的长期增长更加有利,该政策提高了家庭教育支出的比重,降低了生育率,从而显著提升了单个子女获得的教育投入比。但是,社会养老保险缴费率的提高直接减少了家庭的可支配收入,导致父母对每个子女的教育投入水平没有明显增加,对人力资本积累和经济增长的促进作用并不明显。图 3 右下方的模拟结果表明,社会养老保险缴费率每提高 10 个百分点,经济增长率仅增加 0.01 个百分点。

## 六、实证检验

### (一) 数据和模型

从前面的理论分析来看,在收入税率与社会养老保险缴费率不变的情形下,公共养老支出对公共教育支出的相对占比增加会对人力资本积累与经济增长产生两方面的作用。第一,相对于公共教育,公共养老支出的上升会降低家庭养老支出的比重,当父母对子女的利他程度足够大或者对子女数量的相对重视程度足够小时会同时激励父母增加对单个子女的教育投入水平。第二,由于收入税率保持不变,从公共教育向公共养老的相对支出转移降低了公共教育支出的水平。数值模拟的结果表明,在中国现行的经济环境下,公共养老支出的相对占比增加虽然能够提高家庭教育支出的比重,但是这种正向的影响并不能抵消其对公共教育支出的负面作用,最终将抑制人力资本的积累,降低我国的经济增长速度。

为了对前面的分析结果进行检验,本节利用 1997-2015 年我国省际面板数据作进一步的实证分析。依据理论分析中的式 (26),引入公共养老支出占比作为关键自变量,构建如下解释经济增长的计量模型:

$$g_{it} = \alpha + \beta sesu_{it} + \phi tax_{it} + \chi pens_{it} + \phi X_{it} + f_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

其中,下标  $i$  代表省份,下标  $t$  代表年份, $g$  代表人均实际 GDP 的年均增长率。 $sesu$ 、 $tax$  与  $pens$  为模型的核心解释变量,分别代表公共养老支出占比、收入税率以及社会养老保险缴费率。为了分析它们对人力资本积累和经济增长的长期影响,我们对这些核心解释变量均采用滞后 3 年的数值。 $X$  包括一系列影响经济增长的其它控制变量,包括物质资本( $k$ )、外商直接投资( $fdi$ )、政府支出( $gov$ )、产业结构( $tert$ )和人口密度( $popd$ )。 $f_i$  和  $\mu_t$  分别用来控制省份和年份的固定效应对经济增长的影响。依照文献惯例,除了人均实际 GDP 增速(存在负值),我们在回归中对其余指标均作了对数化处理。

表 1: 主要变量的统计描述

变量	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
g	人均实际 GDP 增速	540	0.105	0.051	-0.038	0.262
medu	平均受教育年限 (年)	420	8.446	0.964	6.040	12.028
sesu	社保补助支出占一般预算支出之比	533	0.123	0.042	0.030	0.260
tax	一般预算收入占 GDP 比率	570	0.085	0.030	0.034	0.220
pens	基本养老保险支出占 GDP 比率	450	0.028	0.011	0.011	0.083
k	人均实际资本存量 (万元)	570	4.80	4.23	0.493	28.36
tert	第三产业就业人口比重	537	0.326	0.097	0.117	0.773
fdi	实际利用外商投资占 GDP 比率	563	0.029	0.027	0.001	0.164
gov	一般预算支出占 GDP 比率	570	0.178	0.087	0.053	0.627
popd	每平方公里人口数 (人)	570	411.976	571.593	6.861	3825.39

在这里,公共养老支出占比 *sesu* 用各地方政府社保补助支出<sup>1</sup>占一般预算支出的比重来表示,收入税率 *tax* 用各地区的一般预算收入占 GDP 的比重衡量,用社会养老金的支出与 GDP 的比值作为社会养老保险缴费率 *pens* 的近似度量 (Ehrlich and Kim, 2005)。物质资本 *k* 用人均实际资本存量来表示<sup>2</sup>,外商直接投资 *fdi* 用各地区实际利用外商投资占 GDP 的比重来表示,由于外商投资的数据是用美元衡量的,所以先用年平均汇率换算成人民币指标。政府支出 *gov* 以当年政府的一般预算支出占 GDP 的比重来表示,产业结构 *tert* 以当地第三产业就业人口占总就业人口的比重来表示,人口密度 *popd* 以每平方公里的人口数来表示。为了保持数据指标的一致性,除物质资本存量 *k* 之外,其余所有指标的数据都来自《中国统计年鉴》和各省统计年鉴,并且依照惯例删去了西藏地区的样本。本文中所有变量的描述统计如表 1 所示。

<sup>1</sup> 2007 年以前社保补助支出数据由统计年鉴中的社会保障补助支出、行政事业单位离退休经费和社会福利救济费加总得到,2007 年收支科目改革之后,社保补助支出=2007 年后社会保障和就业支出\*(1-2006 年的行政管理费在地方一般支出中的占比)。

<sup>2</sup> 本文采用了“永续盘存法”来测算物质资本存量,具体计算公式为

$$k_t = i_t / p_t + (1 - \delta)k_{t-1}, \quad k_t \text{ 与 } k_{t-1} \text{ 为 } t \text{ 与 } t-1 \text{ 期的实际资本存量, } p_t \text{ 为固定}$$

资产投资价格指数,  $i_t$  为名义固定资产投资水平,  $\delta$  为年折旧率。期初 (1997 年) 的资本存量采用张军等 (2004) 的数据,折旧率取 9.6%,固定资产投资价格指数根据张军和章元 (2003) 测算的数据与国家统计局公布的数据相结合得到。

## （二）估计结果

具体估算时，我们首先利用基准回归模型分析公共养老支出占比、收入税率以及养老保险缴费率对经济增长的影响，然后在此基础上将其它控制变量加入回归方程。同时，正如理论分析中提到的，在均衡增长路径上，人均 GDP 的增速就等于人力资本的增速，然而现实中大多数经济体（尤其是像中国这样正在急速转型的国家）并非处在均衡增长路径上，因此作为稳健性检验，我们也选取了地区平均受教育年限<sup>1</sup>作为被解释变量，以考察政府在公共支出间的统筹决策对人力资本积累的影响。

考虑到解释变量可能存在的内生性问题，普通的固定效应回归可能无法给出准确的估计结果。为此，我们引入因变量的滞后项，并采用系统广义矩估计（SGMM）方法对回归方程式进行估计。SGMM 方法是将差分方程与水平方程作为一个系统共同进行广义矩估计的方法（Blundell and Bond, 1998）。其中，差分 GMM 是指在对原有的动态面板回归方程进行差分之后，利用原解释变量的高阶滞后项作为差分变量的工具变量进行 GMM 估计；水平 GMM 是指回到差分之前的原回归方程（水平方程），直接利用解释变量的差分项作为工具变量进行 GMM 估计。SGMM 方法由于将两种 GMM 结合在一起，因此比单独的差分 GMM 方法更有效，在经验分析中得到了广泛应用。SGMM 估计的回归方程如下：

$$g_{it} = \alpha + \rho_1 g_{i,t-1} + \rho_2 g_{i,t-2} + \dots + \rho_p g_{i,t-p} + \beta sesu_{it} + \phi tax_{it} + \chi pens_{it} + \phi X_{it} + f_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

SGMM 估计通常需要进行两个检验：第一，Arellano-Bond 自相关检验（以下简称 AB 检验）；该检验用来检验差分方程的误差项的二阶序列相关性，其原假设是差分方程的误差项之间不存在二阶相关。第二，Sargan 过度识别检验；该检验用来验证所使用工具变量的有效性，其原假设是回归中所使用的工具变量集与扰动项不相关。表 2 汇报了详细的回归结果。

从表 2 可以看出，模型[1]与[2]的结果并不符合我们的理论预期：[1]中公共养老支出占比的估计系数为正且不显著；[2]中的公共养老支出占比估计系数虽然为负，却并不显著。但是，使用平均受教育年限作为被解释变量之后，公共养老支出占比在模型[4]与[5]中的系数均为负且比较显著。从模型 SGMM-1 与 SGMM-2 的估计结果可以看出，在控制了因变量的自相关性及解释变量的内生性之后，模型[3]与[6]的回归结果与我们理论分析及数值模拟的结果保持一致：公共养老支出占比的估计系数均为负值且较为显著，养老保险缴费率的系数为正但不显著，并且都通过了 AB 检验和 Sargan 检验。这意味着我国政府公共养老支出的相对占比增加给各地区的人力资本积累以及经济增长带来

---

<sup>1</sup> 各地区平均受教育年限由《中国统计年鉴》中历年人口抽样调查和人口普查中不同受教育程度人口数估算得到。



了显著的抑制作用；相反，扩大社会养老保险覆盖面的政策则能够维持经济的持续平稳发展。

表 2：政府在公共支出间的统筹决策对经济增长与人力资本积累影响的估计结果

自变量	因变量：人均 GDP 增长率				因变量：平均受教育年限	
	OLS		SGMM		OLS	SGMM
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
sesu	0.00332 (0.0113)	-0.00840 (0.0137)	-0.0243** (0.00945)	-0.0298*** (0.00818)	-0.0219** (0.00920)	-0.0201** (0.00914)
tax	-0.0118 (0.0232)	-0.00766 (0.0246)	-0.00392 (0.0209)	0.0557*** (0.0168)	0.0595*** (0.0165)	-0.00297 (0.0158)
pens	0.0681*** (0.0180)	0.0553*** (0.0213)	0.0143 (0.0216)	0.00712 (0.0130)	-0.00326 (0.0143)	0.0120 (0.0126)
k		-0.0539*** (0.0204)	-0.0419*** (0.0158)		-0.0389*** (0.0136)	0.00496 (0.00990)
popd		-0.168*** (0.0587)	-0.00675 (0.00573)		-0.194*** (0.0393)	-0.00130 (0.00422)
tert		0.0226 (0.0382)	0.0138 (0.0284)		0.0890*** (0.0256)	0.0683*** (0.0236)
gov		0.0305 (0.0272)	0.00118 (0.0220)		-0.0135 (0.0182)	0.00198 (0.0111)
fdi		0.000175 (0.00444)	0.00747* (0.00442)		-0.00450 (0.00297)	0.00243 (0.00412)
样本数	360	331	331	360	331	301
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AB-P			0.1720			0.1467
Sargan-P			0.8612			0.1098

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。AB-P与Sargan-P分布表示Arellano-Bond自相关检验和Sargan过度识别检验中的p值。

为保证回归结果的稳健性，我们将核心解释变量的取值分别改为两年滞后值和滞后三年的移动平均值，并重新进行 SGMM 估计。表 3 汇报了稳健性检验的回归结果。

表 3：调整解释变量取值之后的 SGMM 估计结果

自变量	因变量：人均 GDP 增长率			因变量：平均受教育年限
	滞后 3 年平均	滞后 2 年	滞后 3 年平均	滞后 2 年
	[1]	[2]	[3]	[4]

sesu	-0.0272** (0.0113)	-0.0377*** (0.00709)	-0.0268*** (0.0104)	-0.0267* (0.0150)
pens	0.0364* (0.0205)	0.0288 (0.0200)	0.0228 (0.0174)	0.00692 (0.0176)
tax	-0.0130 (0.0283)	-0.00712 (0.0206)	-0.00645 (0.0286)	-0.00415 (0.0180)
k	-0.0434*** (0.0136)	-0.0486*** (0.0147)	-0.0116 (0.00735)	0.00737 (0.0150)
popd	-0.00918 (0.00725)	-0.00905 (0.00754)	-0.00329 (0.00549)	-0.00420 (0.00458)
tert	0.0448* (0.0250)	0.0350 (0.0280)	0.0494 (0.0348)	0.0263 (0.0256)
fdi	0.00436 (0.00436)	0.00323 (0.00359)	0.00453 (0.00478)	0.00420 (0.00355)
gov	-0.00983 (0.0251)	-0.0125 (0.0257)	0.00198 (0.0157)	-0.0339** (0.0167)
样本数	331	361	271	331
省份效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
AB-P	0.8090	0.8284	0.4309	0.5074
Sargan-P	0.4886	0.1735	0.6560	0.4046

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。AB-P与Sargan-P分布表示Arellano-Bond自相关检验和Sargan过度识别检验中的p值。

表3的回归结果依然支持我们的理论分析与数值模拟结果，即调整了核心解释变量的取值滞后期后，政府在公共财政内从公共教育向公共养老的相对支出转移对地区人力资本的积累以及经济增长依然具有明显的抑制作用，而扩大社会养老保险覆盖面的政策对经济的长期增长则具有一定的促进作用。

## 七、结论

完善覆盖全体居民的社会养老保障体系、实现全体人民“老有所养”是政府的一个重要使命。当前中国社会正面临着严峻的人口老龄化问题，巨大的社会养老压力要求政府继续加大财政养老支出的规模，进一步提升社会养老保障的水平。同时，人口老龄化和劳动力成本的提高还使我国人口红利迅速削减，从而在客观上要求政府增加对公共教育的支出水平，加快人口红利向人力资本红利的过渡，推动经济的转型升级。考虑到在有限的公共财政预算内，政府不能无限制地增加这两类支出的规模，因此如何对公共养老与教育支出进行合理配置以更有效地实现经济转型升级和社会保障水平的提升就成为我国政府急需破解的难题。而解决这一问题的关键在于弄清两种公共支出对宏观

人力资本和经济增长的贡献机制。

基于此背景，本文综合研究了公共部门在养老和教育支出之间的统筹决策对人力资本积累以及经济长期增长的影响。在理论分析部分，我们构建了包含子女-父母双向利他动机以及人力资本直接与间接代际传递的一般均衡模型，并在此基础上引入公共养老支出与社会养老保险两种政策方案。比较静态分析的结果表明，当收入税率与社会养老保险缴费率保持不变时，从公共教育向公共养老的相对支出转移会降低家庭养老支出的比重，对家庭教育支出和生育决策的影响方向则取决于父母对子女的利他程度以及父母对子女数量和质量的相对重视程度。在以我国宏观经济为背景的参数校准基础上，模型的数值模拟结果表明，增加目前我国公共养老支出在财政预算中的占比无法有效增加家庭内部的教育支出，也无法抵消公共教育支出的减少给人力资本积累带来的负面影响，最终将不利于经济的长期增长。基于 1997-2015 年全国省际面板数据的实证分析进一步证实了上述结论的可靠性。

本文的研究为我国相关政策的制订和实施提供了参考。首先，根据上述分析，公共养老支出对家庭养老存在着明显的替代作用。考虑到人口老龄化以及平均家庭规模逐渐缩小的趋势，政府有必要进一步推进和完善社会养老保障体系以应对家庭养老保障日益减弱的趋势。需要注意的是，城镇化进程的加快使过去主要依赖家庭养老的农村地区面临着尤为严重的养老危机，因此政府必须加快农村地区的居民养老保障体系建设。其次，相较于在公共财政预算内增加公共养老支出的相对占比，扩大社会养老保险的覆盖面对于经济的长期发展是更为有效率的政策。因此，政府在解决养老金支付危机时，应该避免以往直接在公共财政预算里进行转移支付的思路，而应转为采用扩面征缴的方法使社会养老保险覆盖更多的人群。这样，一方面能够推进社会保障体系的进一步完善，另一方面又可将更多的公共财政支出用于人力资本投资，为经济的转型升级奠定坚实的基础。值得注意的是，我们的理论分析还显示，提高社会养老保险的参保率在提高社会保障水平的同时，也会降低了个体的生育意愿，反而可能加剧人口的老龄化趋势。因此，在实施“全民参保计划”的同时，应配合其它生育政策（如鼓励全面二孩政策），以缓解对劳动力供给的不利影响。最后，由于从公共教育向公共养老的财政支出转移会给目前我国经济的长期增长带来负面影响，因此政府应进一步严格各地养老财政补助的发放条件、明确社会养老保险管理的责任，避免由于征缴不到位或短期政绩需求所导致的养老补助不合理的增加，从而进一步提高公共养老支出的使用效率。

## 参考文献

[1]Barro, R.J., 1974, "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, Vol.82, 1095-1117.

- [2]Banerjee, A., Xin, M., Tommaso, P., and Nancy Qian., 2014, “Aggregate Fertility and Household Savings: A General Equilibrium Analysis Using Micro Data”, *NBER Working Paper*, No.20050.
- [3]Becker, G., Murphy, K., and Tamura, R., 1990, “Human Capital, Fertility, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol.98, S12-S37.
- [4]Blankenau, W., and Simpson N., 2004, “Public Education Expenditures and Growth”, *Journal of Development Economics*, Vol.73, 583-605.
- [5]Blankenau, W., 2005, “Public Schooling, College Subsidies and Growth”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol.29, 487-507.
- [6]Ehrlich, I., and Lui F.T., 1991, “Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol.99, 1029-1059.
- [7]Ehrlich, I., and Kim, Jinyong., 2005, “Social Security, Demographic Trends, and Economic Growth: Theory and Evidence from the International Experience”, *NBER Working Paper*, No.11121.
- [8]Ehrlich, I., and Zhong, J.G., 1998, “Social Security and the Real Economy: An Inquiry into Some Neglected Issues”, *American Economic Review*, Vol.88, 151-157.
- [9]Feldstein, M., 1974, “Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation”, *Journal of Political Economy*, Vol.82, 905-926.
- [10]Glomm, G., and Kaganovich, M., 2003, “Distributional Effects of Public Education in an Economy with Public Pensions”, *International Economic Review*, Vol.44, 917-937.
- [11]Glomm, G., and Ravikumar, B., 1992, “Public versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality”, *Journal of Political Economy*, Vol.100, 818-834.
- [12]Kaganovich, M., and Zilcha, I., 1999, “Education, Social Security and Growth”, *Journal of Public Economics*, Vol.71, 289-309.
- [13]Kemnitz, A., and Wigger, B.U., 2000, “Growth and Social Security: the Role of Human Capital”, *European Journal of Political Economy*, Vol.16, 673-683.
- [14]Pecchenino, R.A., and Pollard, P.S., 2002, “Dependent Children and Aged Parents: Funding Education and Social Security in an Aging Economy”, *Journal of Macroeconomics*, Vol.24, 145-169.
- [15]Omori, T., 2009, “Effect of Public Education and Social Security on Fertility”, *Journal of Population Economics*, Vol.22, 585-601.
- [16]Qin, Xuezheng., Wang, Tianyu., and Zhuang, Castiel Chen, 2016, “Intergenerational Transfer of Human Capital and its Impact on Income Mobility: Evidence from China”, *China Economic Review*, Vol.38, 306-321.
- [17]Rojas, J.A., 2004, “On the Interaction between Education and Social Security”, *Review of Economic Dynamics*, Vol.7, 932-957.

- [18]Shakuno, K., 2014, “Public Education, Endogenous Fertility and Economic Growth”, TERG Discussion Paper, No.319.
- [19]Yew, S.L., Zhang, J., 2009, “Optimal Social Security in a Dynastic Model with Human Capital Externalities, Fertility and Endogenous Growth”, *Journal of Public Economics*, Vol.93, 605-619.
- [20]Zhang, Jie., 1995, “Social Security and Endogenous Growth”, *Journal of Public Economics*, Vol.58, 185-213.
- [21]Zhang, Jie, and Zhang, Junsen., 2004, “How Does Social Security Affect Economic Growth? Evidence from Cross-country Data”, *Journal of Population Economics*, Vol.17, 473-500.
- [22]Zhang, Jie, and Zhang, Junsen., 2007, “Optimal Social Security in A Dynastic Model with Investment Externalities and Endogenous Fertility”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol.31, 3345-3567.
- [23]白勇, 马跃如, 2013: 《我国人力资本投资效率及其影响因素的实证分析》, 《统计与决策》第 14 期。
- [24]程令国, 张晔, 刘志彪, 2013: 《新农保改变了中国农村居民的养老模式吗》, 《经济研究》第 8 期。
- [25]高奥, 龚六堂, 2015: 《国有资本收入划拨养老保险, 人力资本积累与经济增长》, 《金融研究》第 1 期。
- [26]郭凤英, 2013: 《我国的政府教育支出与经济增长——基于 1980-2011 年的数据分析》, 《技术经济与管理研究》第 12 期。
- [27]郭凯明, 龚六堂, 2012: 《社会保障、家庭养老与经济增长》, 《金融研究》第 1 期。
- [28]郭凯明, 颜色, 2016: 《延迟退休年龄、代际收入转移与劳动力供给增长》, 《经济研究》第 6 期。
- [29]郭凯明, 张全升, 龚六堂, 2011: 《公共政策、经济增长与不平等演化》, 《经济研究》增 2 期。
- [30]郭庆旺, 贾俊雪, 2009: 《公共教育政策、经济增长与人力资本溢价》, 《经济研究》第 10 期。
- [31]郭庆旺, 贾俊雪, 赵志耘, 2007: 《中国传统文化信念、人力资本积累与家庭养老保障机制》, 《经济研究》第 8 期。
- [32]何石军, 黄桂田, 2013: 《中国社会的代际流动性趋势: 2000-2009》, 《金融研究》第 2 期。
- [33]何亚丽, 林燕, 张黎阳, 2016: 《教育及社保投入对生育率和教育水平的影响》, 《南开经济研究》第 3 期。
- [34]黄少安, 孙涛, 2005: 《非正规制度、消费模式和代际交叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析》, 《经济研究》第 4 期。

- [35]贾俊雪, 郭庆旺, 宁静, 2011: 《传统文化信念、社会保障与经济增长》, 《世界经济》第8期。
- [36]李佳, 赵建国, 2016: 《财政社会保障支出经济增长效应区域差异——来自中国省际面板数据的实证》, 《社会保障研究》第3期。
- [37]刘永, 陆铭, 2008: 《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》, 《经济学(季刊)》第4期。
- [38]钱雪亚, 缪仁余, 胡博文, 2014: 《教育投入的人力资本积累效率研究——基于随机前沿教育生产函数模型》, 《中国人口科学》第2期。
- [39]汪伟, 2012: 《人口老龄化, 养老保险制度变革与中国经济增长——理论分析与数值模拟》, 《金融研究》第10期。
- [40]杨建芳, 龚六堂, 张庆华, 2006: 《人力资本形成及其对经济增长的影响》, 《管理世界》第5期。
- [41]余靖雯, 2012: 《政府教育投入、非政府教育投入与经济增长》, 《浙江社会科学》第6期。
- [42]余靖雯, 龚六堂, 2015: 《中国公共教育供给及不平等问题研究——基于教育财政分权的视角》, 《世界经济文汇》第6期。
- [43]张川川, 陈斌开, 2014: 《社会养老能否替代家庭养老》, 《经济研究》第11期。
- [44]赵建国, 李佳, 2012: 《财政社会保障支出的非线性经济增长效应研究》, 《财经研究》第9期。

# 保险发展、金融发展与经济增长——基于省级数据的 PVAR 模型分析

孙武军、李政<sup>1</sup>

## 摘要:

本文采用 2002-2016 年的年度经济数据,运用面板数据向量自回归模型(PVAR),对我国 30 个省、市、自治区的保险发展、金融发展和经济增长之间的关系进行实证研究。结果表明:保险市场发展、金融发展和经济增长三者之间存在长期协整关系,金融发展程度最高的地区其保险发展和经济增长存在双向格兰杰因果关系;金融发展水平较高的地区其金融发展和经济增长存在双向格兰杰因果关系。金融发展水平较低的地区存在较大差异,并不能通过三者中任意一个的快速发展达到经济、金融和保险的相互促进发展。基于以上分析,本文最后提出了相关政策建议以促进三者之间形成良性的相互促进关系。

**关键词:** 经济增长, 金融发展, 保险发展, 向量自回归, 格兰杰因果检验

## 一、引言

一个世纪以来,经济理论与实证检验都说明了科学技术发展和投资能够促进经济的增长。2000 年后,很多关于此主题的研究(2000 年 Beck<sup>[1]</sup>;2002 年 Ward 和 Zurbruegg<sup>[2]</sup>;2004 年 Beck 和 Levine<sup>[3]</sup>;2010 年 Andersson<sup>[4]</sup>等)指出金融的发展程度对促进经济增长具有非常巨大的影响。关于两者因果关系的争论形成了两种学派:“供给主导假设”认为金融能够增强各种资源在经济体分配的效率,有利于资本的积累和技术的扩散;“需求跟随假设”则认为是经济增长决定了金融的发展。但在现实中,两者可能存在相互影响的关系。

金融的发展程度首先与当地银行业、证券业发展程度密切相关。同时,近十年来,保险机构保费收入持续两位数增长,保险市场的飞速发展也促成了金融的持续发展。并且,2012 年 Lee 等人<sup>[5]</sup>、2013 年 Chang

---

<sup>1</sup>孙武军(通讯作者),南京大学经济学院金融与保险学系副教授。李政,南京大学经济学院金融与保险学系硕士研究生。

等<sup>[6]</sup>、2014年 Liu 和 Lee<sup>[7]</sup>、Cristea<sup>[8]</sup>的相关研究也都证实了保险市场的发展与银行业、证券业一样，都能带来相应的经济增长贡献。在国内，也有类似的研究结果：潘国臣、张媛媛<sup>[9]</sup>在2012年的研究表明寿险的基准深度每增长一个标准差会促进人均GDP增加0.64个百分点，薄滂沱、邵全权<sup>[10]</sup>的研究也发现中国中小保险公司的份额与经济增长呈正相关关系，寿险深度的增加能促进经济增长。

同样，关于保险业发展与金融发展（本文将保险业从金融概念的范畴内剥离出来单独考虑）、经济增长之间关系的研究也很多，但这些文献大都考虑研究不同指标下测量出的金融发展程度与经济增长的因果关系，亦或不同衡量指标下保险市场的发展与经济增长之间的因果关系。而本文将这两种实证的思路合并，考虑三个变量相互之间的因果联系。不同于这个领域以往的研究，本文采用衡量保险市场发展程度的六个不同指标与衡量金融发展程度的综合指数。同样，不同于以前的研究，本文选取中国30个省市的面板数据为样本，进行面板向量自回归模型、格兰杰因果检验和脉冲响应分析。

本文的结构如下：第二部分进行相关文献的梳理以及经济理论的回顾，主要关于经济增长与金融发展、保险发展与经济增长以及保险发展与金融发展三者之间的关系。第三部分介绍本文所采用的模型、数据来源和相关变量。第四部分则分析模型的结果以及进行相关经济变量的回溯预测。最后一部分进行本文的总结以及提出相关的政策建议。

## 二、文献综述

Calderon 和 Liu (2003)<sup>[11]</sup>、Tsouma (2009)<sup>[12]</sup>、Pradhan (2014)<sup>[13]</sup>等人在研究金融发展与经济增长的关系后提出“供给主导”的观点。他们认为金融发展单向促进经济增长具有两个途径：第一，通过提高资本积累的效率从而提高资本的边际产出；第二，提高储蓄率以及投资比率。不同于“供给主导理论”，Liang 和 Teng (2006)<sup>[14]</sup>、Panopoulou (2009)<sup>[15]</sup>和 Kar (2011)<sup>[16]</sup>等提出“需求跟随”观点，认为正是经济增长的原因才引致增加对金融服务的需求进而使得金融得到不断发展。另外，Caporale (2004)<sup>[17]</sup>、Lee 和 Chang (2009)<sup>[18]</sup>和 Cheng (2012)<sup>[19]</sup>认为存在反馈效应，即两者互为“因果关系”。

在研究保险市场发展和经济增长两者关系的文献中，国外作者也分别提出了以上三种观点。国内，黄英君和陈晔婷 (2012)<sup>[20]</sup>对中国保险业发展与经济增长关系的研究表明我国保险业的发展对于促进经济增长的贡献是十分微小的，邵全权 (2015)<sup>[21]</sup>的研究发现降低保险市场集中度可以促进经济增长，产寿险结构对经济增长的影响存在显著差异。杨新顺(2017)<sup>[22]</sup>基于空间面板杜宾模型研究保险发展、空间溢出与实体经济增长，研究表明保险发展与实体经济之间具有显著的正向关系，产业结构升级能促进实体经济增长，但伴随负向空间溢出效应。但是，要强调的是，现有的这些文献只是在统计学意义上考察了两者之间的“因果关系”，对于真正意义上的因果关系方向还依赖更多的实证研究和更有效的



实证方法。

最后,少部分的国外文献关注金融发展与保险市场发展之间的关系,相关研究主要有 Boon (2005)<sup>[23]</sup>、Chen (2012)<sup>[24]</sup>、Chang (2013)<sup>[25]</sup>。国内,李后建<sup>[26]</sup>在 2013 年研究了全球 40 个国家金融发展与保险需求增长的关系,研究发现不同收入群体下金融发展程度对保险市场的发展有显著的差异性。更有趣的是,亚洲金融危机的产生促进了中等收入国家保险市场的发展。徐阳、屈广玉(2017)<sup>[27]</sup>采用最新的时变面板平滑转换回归模型研究了基于我国 30 个省市区域金融差异下保险发展与经济增长的关系,研究表明在金融深化过程中保险发展促进了经济增长。

本文将循着以前的研究思路,研究中国省、市、自治区(共计 30 个,由于西藏自治区的寿险发展较晚,因此本文不考虑西藏的情况)的保险发展、经济增长和金融发展程度三者之间的关系。为使实证研究结果更为稳健,本文考虑区域的差异,将样本分为四个类别,第一类别包含北京、上海、广东这三个金融发展较为完善的省、市。第二类别为金融发展较好的省市,第三和第四金融发展次之。在此基础上,运用面板向量自回归模型进行相应的因果检验,并探究不同类别之间是否存在差异以及背后的原因。

### 三、数据、变量和模型的选取

#### (一) 数据来源

本文采用的面板数据包含我国 31 个省、市、自治区中的 30 个(不考虑西藏自治区),时间跨度为 2002 年-2016 年。各省、市、自治区的国内生产总值、年末常住人口数据直接来源于国家统计局网站,各省、市、自治区的寿险、非寿险保费收入来源于《中国保险年鉴》(2003-2016),其他数据来自于《中国金融年鉴》(2003-2016),统计公报,并经过一定程度的整理和处理得到。

#### (二) 变量的选择与定义

##### 1. 衡量经济增长的变量选取

在以往的研究中,经济增长的指标大致有三类:第一是国内生产总值的增长率,第二为人均国内生产总值,第三为人均国内生产总值增长率。本文选取第二种,即将人均国内生产总值作为衡量经济增长的指标。为消除数量级出现巨大差异,将人均国内生产总值进行对数化(记为 GDP),同时一定程度上消除异方差。

##### 2. 衡量金融发展程度的变量选取

一个地区金融发展程度衡量指标的建立,一般可以从该地区金融发展的总规模、金融发展的效率和金融发展的结构三个角度出发。考虑到本文定义的金融部门为银行,证券两部门,因此,本文着重采取与之相关的指标进行建立。

第一,银行业金融机构本外币各项存款余额。一个地区的金融机构本外币各项存款余额反映了其吸附资金的能力,是金融和经济运行的动力。本文将其数值除以地区的 GDP 数值,最终结果作为衡量银行业发展

程度的指标之一。

第二，银行业金融机构本外币各项贷款余额。一个地区的金融机构本外币各项贷款余额反映了银行对社会的信贷投放规模，以此可以衡量银行规模的发展。本文将其数值除以地区的 GDP 数值，结果也作为衡量银行业发展程度的指标之一。

第三，近年来，我国证券业得到迅猛发展，各个地区的证券交易总额不断增长，为金融业的发展注入新的动力。本文以每年末的各地区的证券交易总额/地区 GDP 的结果作为证券业发展程度。

基于以上三个指标，本文采取熵值法进行每个指标权重的确定，并在 MATLAB 平台上进行编程和相关计算，最终确定三者的权重为 18.44%、16.4%和 65.16%。对以上三个指标进行对应的加权平均得到本文的第二个重要的指标即金融发展程度，记为 FID。

### 3 衡量保险市场发展程度的变量

本文采取六个平行指标分别依次衡量保险市场的发展程度（记为 IMD）。具体变量分别为总保险密度（TID）、寿险保险密度(LID)、非寿险保险密度(NID)、总保险深度(TIP)、寿险保险深度(LIP)和非寿险保险密度(NIP)。保险密度是指一定区域内常住人口所占有的保费收入的平均数额。它反映了该地区保险业务的发展程度，也间接反映了该地区经济发展的状况与人们保险意识的强弱。计算公式为：保险密度=该区域年末的保费收入/该区域的常住人口。寿险、非寿险保险密度的计算将其公式中保费收入替换为寿险和非寿险保费收入即可。保险深度是指某区域的年度保费收入占该区域 GDP 的百分比，它反映了该区域保险业在其经济的地位。计算公式为：保险深度=该区域年末的保费收入/该区域的国内生产总值。寿险、非寿险保险深度的计算将其公式中保费收入替换为寿险和非寿险保费收入即可。特别的，此处的各项指标都是原数值进行对数化之后形成的。表一显示了这六个指标的相关系数矩阵，可以明显发现，这六个指标在衡量 IMD 时高度相关，这就意味着本文若同时使用这些指标时会出现多重共线性，因此，在本文的实证研究中将每次使用一个指标作为 IMD 变量的衡量，由此形成六个模型。

表 1 相关系数矩阵

变量	TIP	LIP	NIP	TID	LID	NID
TIP	1					
LIP	0.943*	1				
NIP	0.633*	0.346*	1			
TID	0.658*	0.518*	0.659*	1		
LID	0.701*	0.601*	0.592*	0.991*	1	
NID	0.542*	0.334*	0.763*	0.960*	0.918*	1

注：\*为在 1%水平下显著，\*\*为在 5%水平下显著，\*\*\*为在 10%水平下显著。

### 3. 模型的设定

基于面板数据，本文比较适合采用面板数据分析的方法。本文采用

以下的一般模型来描述GDP、FID和IMD三者之间的长期关系。

$$GDP_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1i}FID_{it} + \beta_{2i}IMD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $i = 1, 2, \dots, N$ 代表了面板数据中的每个省、市和自治区,  $t = 1, 2, \dots, T$ 指面板数据中的每个年份。参数 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 表示了FID和IMD的增长对GDP的长期产出弹性。本文的主要工作是估计方程(1)的参数, 同时进行面板数据中三个变量的因果检验。我们假定参数 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 都是大于0的正数, 即金融发展程度越高, 保险市场发展越好, 越能促进经济增长。

#### 四、估计策略和实证结果

本文主要检验以下三个一般的假设:

- A. FID 与经济增长存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
  - B. IMD 与经济增长存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
  - C. FID 与 IMD 之间存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- 更具体的, 本文还将检验以下子假设:

- H1. TID 与经济增长存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H2. LID 与经济增长存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H3. NID 与经济增长存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H4. TIP 与经济增长存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H5. LIP 与经济增长存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H6. NIP 与经济增长存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H7. TID 与金融发展存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H8. LID 与金融发展存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H9. NID 与金融发展存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H10. TIP 与金融发展存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H11. LIP 与金融发展存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H12. NIP 与金融发展存在格兰杰因果关系, 反之亦然。
- H13. 经济增长与金融发展存在格兰杰因果关系, 反之亦然。

以上子假设的简单示意图可见图 1。

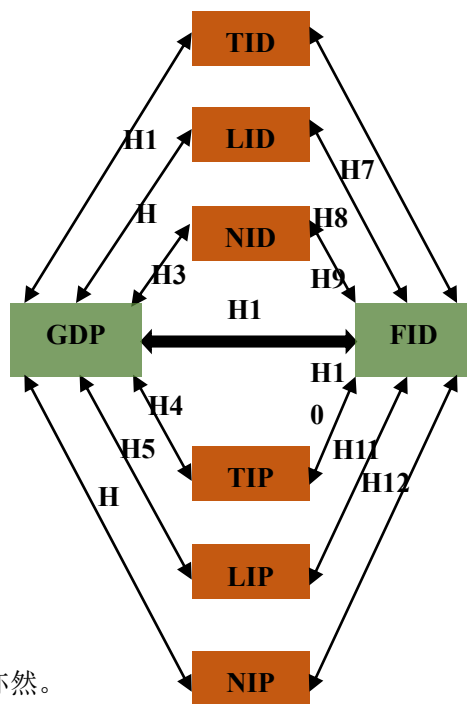


图 1 子假设

实证分析的过程包括以下几个方面: 第一, 基本变量的描述性统计, 进行初步分析; 第二, 面板数据的单位根检验; 第三, 变量之间的协整检验; 最后, 进行格兰杰因果检验和脉冲响应分析。

##### (一) 相关变量的描述性统计

前文根据熵值法可以得出各个省、市和自治区的金融发展程度综合指数, 本文按其数值从大到小依次进行排序, 将我国的 30 个省市自治区分成以下四类, 具体名单见下表 2。

表 2 按金融发展程度划分的四个类别

分 类	第 一 类	第 二 类	第 三 类	第 四 类
--------	-------------	-------------	-------------	-------------

名单	北京 上海 广东	天津 江苏 浙江 福建 江西 湖北 海南 黑龙江 四川	重庆	河北
			山西	吉林
			辽宁	山东
			安徽	河南
			湖南	贵州
			云南	青海
			陕西	宁夏
			甘肃	内蒙古
			广西	新疆

对每个类别进行相关变量的描述性统计，其结果见下表 3。

表 3 按类别分的相关变量描述性统计表

类别	变量	最小值	最大值	平均值	标准差	峰度	偏度
第一类别	GDP	9.634	11.680	10.903	0.501	2.806	-0.591
	FID	1.081	42.533	9.265	9.488	7.611	2.162
	TIP	-3.813	-2.636	-3.191	0.311	2.497	-0.335
	TID	5.885	9.043	7.712	0.744	3.068	-0.706
	LIP	-4.226	-2.786	-3.514	0.371	2.396	-0.259
	LID	5.460	8.819	7.389	0.775	3.220	-0.761
	NIP	-4.898	-4.068	-4.511	0.226	1.927	0.014
	NID	2.522	5.752	4.141	0.742	2.537	-0.283
第二类别	GDP	8.666	11.648	10.230	0.724	2.276	-0.172
	FID	0.48	11.018	2.155	1.654	10.196	2.300
	TIP	-4.117	-2.957	-3.650	0.212	3.471	0.433
	TID	4.719	8.129	6.581	0.805	2.312	-0.326
	LIP	-4.625	-3.627	-4.009	0.256	3.172	0.101
	LID	4.362	7.853	6.221	0.775	2.509	-0.392
	NIP	-5.591	-4.160	-4.895	0.308	2.637	0.176
	NID	1.147	4.825	3.033	0.929	2.094	-0.203
第三类别	GDP	8.490	11.089	9.839	0.679	1.975	0.175
	FID	0.480	4.198	1.422	0.819	5.196	1.563
	TIP	-4.076	-2.925	-3.605	0.221	3.144	0.167
	TID	4.607	7.843	6.234	0.785	1.998	-0.176
	LIP	-4.524	-3.211	-3.975	0.259	2.905	0.149
	LID	4.241	7.536	5.864	0.766	2.113	-0.128
	NIP	-5.451	-4.140	-4.815	0.281	2.725	0.129
	NID	1.045	4.210	2.721	0.867	1.814	-0.181
第四类	GDP	8.083	11.184	9.983	0.708	2.378	-0.387
	FID	0.331	3.256	1.034	0.583	5.734	1.614
	TIP	-4.309	-3.066	-3.723	0.267	2.584	0.013
	TID	4.173	7.747	6.260	0.821	2.248	-0.309

别	LIP	-4.980	-3.416	-4.132	0.341	2.667	-0.435
	LID	3.705	7.429	5.85	0.812	2.502	-0.339
				0			
	NIP	-5.666	-4.142	-4.876	0.348	2.367	-0.078
	NID	0.885	4.247	2.804	0.922	1.880	-0.222

从上表的统计结果可以发现，通过金融发展综合指数大小进行分组是有意义的。金融发展程度越高的第一类别其 GDP 的平均值也明显高于其他类别中 GDP 的平均值。更有趣的时候，随着 FID 的降低，第一、二、三、四类中所有变量的平均值都随之降低。这可以大致推测出金融发展程度和各个其他变量有比较显著的正相关关系，当然具体的关系还需面的实证分析中予以验证。此外，大多数变量的偏度系数小于零，这就意味着这些变量随着时间增加而大大增加，即这些变量为非平稳变量。因此，在做向量自回归模型分析前需判断面板数据的平稳性和是否存在单位根。

### (二) 单位根检验和协整分析

单位根检验是探究各变量之间是否存在可能的协整关系的必要步骤，也是进行格兰杰因果检验的前提(Engle 和 Granger, 1987)<sup>[28]</sup>。在进行单位根检验之前首先要清楚单整阶数，如果一个时间序列在进行第  $n$  次差分后为平稳序列，那个该时间序列就是  $n$  阶单整，记为  $I(n)$ 。本文采取面板单位根检验的若干方法来确定 GDP、FID 和 IMD 的协整阶数。

面板单位根检验的方法有很多，最常用的主要有 LLC 检验、IPS 检验、Choi 检验、Breitung 检验和 Hadri 检验等。这些检验在许多论文和高级计量经济学书籍中有详尽的描述，本文不再对此进行分析。本文采取 LLC 和 Breitung 两种单位根检验方法，其中运用 state 语句进行检验时的滞后阶数根据 BIC 准则确定，最终检验结果见下表 4-7。

表 4 第一类别面板单位根检验

变量 <sup>o</sup>	$\Delta^n$ <sup>o</sup>	M1 <sup>o</sup>	M2 <sup>o</sup>	M3 <sup>o</sup>	M4 <sup>o</sup>	M5 <sup>o</sup>	M6 <sup>o</sup>	Lags <sup>o</sup>	$I(n)$ <sup>o</sup>
GDP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	6.75 <sup>o</sup>	6.75 <sup>o</sup>	6.75 <sup>o</sup>	6.75 <sup>o</sup>	6.75 <sup>o</sup>	6.75 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-4.01* <sup>o</sup>	-4.01* <sup>o</sup>	-4.01* <sup>o</sup>	-4.01* <sup>o</sup>	-4.01* <sup>o</sup>	-4.01* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
FID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	10.59 <sup>o</sup>	10.59 <sup>o</sup>	10.59 <sup>o</sup>	10.59 <sup>o</sup>	10.59 <sup>o</sup>	10.59 <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-2.08** <sup>o</sup>	-2.08** <sup>o</sup>	-2.08** <sup>o</sup>	-2.08** <sup>o</sup>	-2.08** <sup>o</sup>	-2.08** <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	
LID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	-0.88 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-10.25* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	
LIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-0.70 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-3.75* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
NID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	9.20 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-24.33* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	
NIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-0.81 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-2.50* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
TID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-0.82 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-3.69* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
TIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	0.53 <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-6.040* <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	

注：表中数值为检验的调整 t 值，\*为在 1%水平下显著，\*\*为在 5%水平下显著。

表 5 第二类别面板单位根检验

变量 <sup>o</sup>	$\Delta^n$ <sup>o</sup>	M1 <sup>o</sup>	M2 <sup>o</sup>	M3 <sup>o</sup>	M4 <sup>o</sup>	M5 <sup>o</sup>	M6 <sup>o</sup>	Lags <sup>o</sup>	$I(n)$ <sup>o</sup>
GDP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	0.77 <sup>o</sup>	0.77 <sup>o</sup>	0.77 <sup>o</sup>	0.77 <sup>o</sup>	0.77 <sup>o</sup>	0.77 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-8.44* <sup>o</sup>	-8.44* <sup>o</sup>	-8.44* <sup>o</sup>	-8.44* <sup>o</sup>	-8.44* <sup>o</sup>	-8.44* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
FID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	1.11 <sup>o</sup>	1.11 <sup>o</sup>	1.11 <sup>o</sup>	1.11 <sup>o</sup>	1.11 <sup>o</sup>	1.11 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-2.61* <sup>o</sup>	-2.61* <sup>o</sup>	-2.61* <sup>o</sup>	-2.61* <sup>o</sup>	-2.61* <sup>o</sup>	-2.61* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
LID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	0.90 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-2.83* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
LIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-1.41** <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	3 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-5.88* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
NID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-0.77 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-9.41* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
NIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	0.12 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	3 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-2.58* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
TID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	0.03 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-4.50* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
TIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-0.73 <sup>o</sup>	3 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-4.66* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	

注：表中数值为检验中调整 t 值，\*为在 1%水平下显著，\*\*为在 5%水平下显著。

表 6 第三类别面板单位根检验

变量 <sup>o</sup>	$\Delta^n$ <sup>o</sup>	M1 <sup>o</sup>	M2 <sup>o</sup>	M3 <sup>o</sup>	M4 <sup>o</sup>	M5 <sup>o</sup>	M6 <sup>o</sup>	Lags <sup>o</sup>	$I(n)$ <sup>o</sup>
GDP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	0.27 <sup>o</sup>	0.27 <sup>o</sup>	0.27 <sup>o</sup>	0.27 <sup>o</sup>	0.27 <sup>o</sup>	0.27 <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-3.37* <sup>o</sup>	-3.37* <sup>o</sup>	-3.37* <sup>o</sup>	-3.37* <sup>o</sup>	-3.37* <sup>o</sup>	-3.37* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
FID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	1.09 <sup>o</sup>	1.09 <sup>o</sup>	1.09 <sup>o</sup>	1.09 <sup>o</sup>	1.09 <sup>o</sup>	1.09 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-5.41* <sup>o</sup>	-5.41* <sup>o</sup>	-5.41* <sup>o</sup>	-5.41* <sup>o</sup>	-5.41* <sup>o</sup>	-5.41* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
LID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	-1.45** <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-9.50* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
LIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1.16 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-10.0* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
NID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	3.12 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-4.41* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
NIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	0.66 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	3 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-3.67* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	
TID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-0.90 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-10.6* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
TIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	0.17 <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-2.49* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	

注：表中数值为检验中调整 t 值，\*为在 1%水平下显著，\*\*为在 5%水平下显著，\*\*\*为在 10%水平下显著。

表 7 第四类别面板单位根检验

变量 <sup>o</sup>	$\Delta^n$ <sup>o</sup>	M1 <sup>o</sup>	M2 <sup>o</sup>	M3 <sup>o</sup>	M4 <sup>o</sup>	M5 <sup>o</sup>	M6 <sup>o</sup>	Lags <sup>o</sup>	$I(n)$ <sup>o</sup>
GDP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	3.38 <sup>o</sup>	3.38 <sup>o</sup>	3.38 <sup>o</sup>	3.38 <sup>o</sup>	3.38 <sup>o</sup>	3.38 <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-6.94* <sup>o</sup>	-6.94* <sup>o</sup>	-6.94* <sup>o</sup>	-6.94* <sup>o</sup>	-6.94* <sup>o</sup>	-6.94* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
FID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	0.18 <sup>o</sup>	0.18 <sup>o</sup>	0.18 <sup>o</sup>	0.18 <sup>o</sup>	0.18 <sup>o</sup>	0.18 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-5.60* <sup>o</sup>	-5.60* <sup>o</sup>	-5.60* <sup>o</sup>	-5.60* <sup>o</sup>	-5.60* <sup>o</sup>	-5.60* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
LID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	-0.32 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	-3.53* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
LIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-0.44 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-3.99* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
NID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	4.07 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-3.50* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
NIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-0.16 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	3 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-6.46* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	
TID <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-1.18 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-7.92* <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	
TIP <sup>o</sup>	0 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	1.26 <sup>o</sup>	2 <sup>o</sup>	I(1) <sup>o</sup>
	1 <sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	<sup>o</sup>	-8.51* <sup>o</sup>	1 <sup>o</sup>	

注：表中数值为检验中调整 t 值，\*为在 1%水平下显著，\*\*为在 5%水平下显著。

观察表 4-7 的数据可以清楚地知道这些变量经过一阶差分后显著平稳，因此这些变量都是一阶单整序列，即  $I(1)$ 。在此基础上，本文可以考虑采用一个  $p$  阶向量自回归模型来研究 GDP、FID 和 IMD 之间的影响机制。首先，我们对这些变量进行协整检验，以寻求这些变量是否存在长期的稳定关系。此处，本文用到的协整检验为 Kao 检验和 Pedroni 检验，以下表格 8 即为检验结果，分析结果可以拒绝不存在协整关系的原假设，即存在协整关系。

表 8 协整检验结果

类别 <sup>o</sup>	方法 <sup>o</sup>	M1 <sup>o</sup>	M2 <sup>o</sup>	M3 <sup>o</sup>	M4 <sup>o</sup>	M5 <sup>o</sup>	M6 <sup>o</sup>
第一类别 <sup>o</sup>	Kao <sup>o</sup>	-4.05*1 <sup>o</sup>	-2.741* <sup>o</sup>	-2.978* <sup>o</sup>	-2.300* <sup>o</sup>	-4.207* <sup>o</sup>	-2.461* <sup>o</sup>
	Pedroni <sup>o</sup>	-3.27*2 <sup>o</sup>	-3.808* <sup>o</sup>	-2.620* <sup>o</sup>	-1.38*** <sup>o</sup>	-4.099* <sup>o</sup>	-4.458* <sup>o</sup>
第二类别 <sup>o</sup>	Kao <sup>o</sup>	-4.271* <sup>o</sup>	-3.306* <sup>o</sup>	-1.774** <sup>o</sup>	-5.463* <sup>o</sup>	-4.785* <sup>o</sup>	-2.695* <sup>o</sup>
	Pedroni <sup>o</sup>	1.596** <sup>o</sup>	-1.76** <sup>o</sup>	-2.719* <sup>o</sup>	-3.318* <sup>o</sup>	-1.568** <sup>o</sup>	-2.202** <sup>o</sup>
第三类别 <sup>o</sup>	Kao <sup>o</sup>	-4.622* <sup>o</sup>	-5.563* <sup>o</sup>	-2.614* <sup>o</sup>	-5.092* <sup>o</sup>	-5.238* <sup>o</sup>	-3.837* <sup>o</sup>
	Pedroni <sup>o</sup>	-1.56** <sup>o</sup>	-6.103* <sup>o</sup>	-1.47** <sup>o</sup>	-2.915* <sup>o</sup>	-2.680* <sup>o</sup>	-3.951* <sup>o</sup>
第四类别 <sup>o</sup>	Kao <sup>o</sup>	-5.540* <sup>o</sup>	-4.614* <sup>o</sup>	-2.22** <sup>o</sup>	-4.399* <sup>o</sup>	-6.095* <sup>o</sup>	-2.746* <sup>o</sup>
	Pedroni <sup>o</sup>	-6.725* <sup>o</sup>	-3.665* <sup>o</sup>	-6.188* <sup>o</sup>	-6.486* <sup>o</sup>	-0.461 <sup>o</sup>	-2.429* <sup>o</sup>

注：1 为修正 DFt 值，2 为 ADFt 值，\*为 1%水平下显著，\*\*为 5%水平下显著，\*\*\*为 10%水平下显著。

### (三) 实证结果分析

通过以上的协整基础，本文此处进行向量自回归模型的估计 (PVAR)，其中滞后阶数的选择由 AIC、BIC 和 HQIC 三个标准共同决定。运用 state 15 软件和连玉君编译的 Pvar2 程序进行面板数据向量自回归模型的回归。由于篇幅有限，此处仅展现保险密度作为 IMD 变量放入 VAR 模型中回归的结果，即模型 1、3、5 的结果。具体数据结果见下表

9-11。模型 2、4、6 的结果与之相似。

表 9 各个类别模型 1 的 VAR 估计结果

类别 <sup>⊖</sup>	变量 <sup>⊖</sup>	GDP(-1) <sup>⊖</sup>	GDP(-2) <sup>⊖</sup>	FID(-1) <sup>⊖</sup>	FID(-2) <sup>⊖</sup>	LID(-1) <sup>⊖</sup>	LID(-2) <sup>⊖</sup>
第一 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	1.066* <sup>⊖</sup> [15.31] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.004* <sup>⊖</sup> [-2.86] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.102* <sup>⊖</sup> [-2.27] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	9.832 <sup>⊖</sup> [1.04] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	0.791* <sup>⊖</sup> [3.90] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-5.208 <sup>⊖</sup> [-1.00] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
	LID <sup>⊖</sup>	-0.322 <sup>⊖</sup> [-0.69] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	0.051* <sup>⊖</sup> [3.94] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	0.955* <sup>⊖</sup> [6.78] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
第二 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	1.213* <sup>⊖</sup> [5.96] <sup>⊖</sup>	-0.316** <sup>⊖</sup> [-2.24] <sup>⊖</sup>	0.003 <sup>⊖</sup> [0.69] <sup>⊖</sup>	-0.026* <sup>⊖</sup> [-4.30] <sup>⊖</sup>	0.026 <sup>⊖</sup> [0.44] <sup>⊖</sup>	0.025 <sup>⊖</sup> [0.91] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	-11.5** <sup>⊖</sup> [-2.15] <sup>⊖</sup>	10.85* <sup>⊖</sup> [3.02] <sup>⊖</sup>	0.241** <sup>⊖</sup> [2.41] <sup>⊖</sup>	0.028 <sup>⊖</sup> [0.20] <sup>⊖</sup>	2.202*** <sup>⊖</sup> [1.67] <sup>⊖</sup>	-1.641** <sup>⊖</sup> [-2.03] <sup>⊖</sup>
	LID <sup>⊖</sup>	-0.322 <sup>⊖</sup> [-0.69] <sup>⊖</sup>	0.354 <sup>⊖</sup> [1.10] <sup>⊖</sup>	0.051* <sup>⊖</sup> [3.94] <sup>⊖</sup>	-0.072* <sup>⊖</sup> [-5.10] <sup>⊖</sup>	0.955* <sup>⊖</sup> [6.78] <sup>⊖</sup>	-0.072 <sup>⊖</sup> [-1.01] <sup>⊖</sup>
第三 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	0.918 <sup>⊖</sup> [1.08] <sup>⊖</sup>	-0.323 <sup>⊖</sup> [-1.04] <sup>⊖</sup>	0.007 <sup>⊖</sup> [0.78] <sup>⊖</sup>	-0.085 <sup>⊖</sup> [-1.07] <sup>⊖</sup>	0.167 <sup>⊖</sup> [0.46] <sup>⊖</sup>	0.178 <sup>⊖</sup> [1.02] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	-2.356 <sup>⊖</sup> [-0.32] <sup>⊖</sup>	4.006 <sup>⊖</sup> [1.46] <sup>⊖</sup>	0.255* <sup>⊖</sup> [2.82] <sup>⊖</sup>	0.318 <sup>⊖</sup> [0.48] <sup>⊖</sup>	0.442 <sup>⊖</sup> [0.15] <sup>⊖</sup>	-1.922 <sup>⊖</sup> [-1.19] <sup>⊖</sup>
	LID <sup>⊖</sup>	-1.589 <sup>⊖</sup> [-0.42] <sup>⊖</sup>	0.421 <sup>⊖</sup> [0.30] <sup>⊖</sup>	0.150* <sup>⊖</sup> [3.27] <sup>⊖</sup>	-0.276 <sup>⊖</sup> [-0.78] <sup>⊖</sup>	1.588 <sup>⊖</sup> [0.99] <sup>⊖</sup>	0.399 <sup>⊖</sup> [0.51] <sup>⊖</sup>
第四 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	1.574* <sup>⊖</sup> [2.69] <sup>⊖</sup>	-0.557* <sup>⊖</sup> [-2.59] <sup>⊖</sup>	0.035 <sup>⊖</sup> [1.21] <sup>⊖</sup>	-0.039 <sup>⊖</sup> [-0.47] <sup>⊖</sup>	-0.121 <sup>⊖</sup> [-0.39] <sup>⊖</sup>	0.047 <sup>⊖</sup> [0.53] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	-4.445 <sup>⊖</sup> [-0.99] <sup>⊖</sup>	3.900** <sup>⊖</sup> [0.80] <sup>⊖</sup>	0.174 <sup>⊖</sup> [0.80] <sup>⊖</sup>	0.127 <sup>⊖</sup> [0.21] <sup>⊖</sup>	1.338 <sup>⊖</sup> [0.56] <sup>⊖</sup>	-0.918 <sup>⊖</sup> [-1.43] <sup>⊖</sup>
	LID <sup>⊖</sup>	0.370 <sup>⊖</sup> [0.38] <sup>⊖</sup>	-0.175 <sup>⊖</sup> [-0.52] <sup>⊖</sup>	0.156* <sup>⊖</sup> [3.31] <sup>⊖</sup>	-0.099 <sup>⊖</sup> [-0.67] <sup>⊖</sup>	0.973*** <sup>⊖</sup> [1.77] <sup>⊖</sup>	-0.24*** <sup>⊖</sup> [-1.79] <sup>⊖</sup>

注：每处的第一行数值为回归系数，[ ]中的数值为 GMM 的 z 值，\*为 1% 水平下显著，\*\*为 5%水平下显著，\*\*\*为 10%水平下显著，下同。

表 10 各个类别模型 3 的 VAR 估计结果



类别 <sup>⊖</sup>	变量 <sup>⊖</sup>	GDP(-1) <sup>⊖</sup>	GDP(-2) <sup>⊖</sup>	FID(-1) <sup>⊖</sup>	FID(-2) <sup>⊖</sup>	NID(-1) <sup>⊖</sup>	NID(-2) <sup>⊖</sup>
第一 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	1.122* <sup>⊖</sup> [5.41] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.007** <sup>⊖</sup> [-2.37] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.100 <sup>⊖</sup> [-0.80] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	8.886 <sup>⊖</sup> [0.75] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	0.657** <sup>⊖</sup> [2.11] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-2.228 <sup>⊖</sup> [-0.41] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
	NID <sup>⊖</sup>	1.663* <sup>⊖</sup> [4.76] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.015* <sup>⊖</sup> [-3.16] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.128 <sup>⊖</sup> [-0.59] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
第二 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	0.985* <sup>⊖</sup> [3.53] <sup>⊖</sup>	-0.051 <sup>⊖</sup> [-0.47] <sup>⊖</sup>	0.003 <sup>⊖</sup> [0.85] <sup>⊖</sup>	-0.013* <sup>⊖</sup> [-4.61] <sup>⊖</sup>	0.209 <sup>⊖</sup> [1.26] <sup>⊖</sup>	-0.218* <sup>⊖</sup> [-4.57] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	-3.234 <sup>⊖</sup> [-0.31] <sup>⊖</sup>	6.921** <sup>⊖</sup> [2.20] <sup>⊖</sup>	0.321* <sup>⊖</sup> [2.74] <sup>⊖</sup>	0.022 <sup>⊖</sup> [0.17] <sup>⊖</sup>	-3.259 <sup>⊖</sup> [-0.56] <sup>⊖</sup>	0.726 <sup>⊖</sup> [0.74] <sup>⊖</sup>
	NID <sup>⊖</sup>	1.303*** <sup>⊖</sup> [1.65] <sup>⊖</sup>	0.003 <sup>⊖</sup> [0.01] <sup>⊖</sup>	-0.007 <sup>⊖</sup> [-0.63] <sup>⊖</sup>	-0.030* <sup>⊖</sup> [-4.35] <sup>⊖</sup>	0.197 <sup>⊖</sup> [0.41] <sup>⊖</sup>	-0.170 <sup>⊖</sup> [-1.14] <sup>⊖</sup>
第三 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	0.811* <sup>⊖</sup> [2.87] <sup>⊖</sup>	-0.146 <sup>⊖</sup> [-0.66] <sup>⊖</sup>	-0.013 <sup>⊖</sup> [-1.03] <sup>⊖</sup>	-0.021 <sup>⊖</sup> [-1.42] <sup>⊖</sup>	0.444*** <sup>⊖</sup> [1.74] <sup>⊖</sup>	-0.235*** <sup>⊖</sup> [-1.88] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	3.231 <sup>⊖</sup> [0.60] <sup>⊖</sup>	5.545*** <sup>⊖</sup> [1.83] <sup>⊖</sup>	0.596** <sup>⊖</sup> [2.46] <sup>⊖</sup>	0.321 <sup>⊖</sup> [1.35] <sup>⊖</sup>	-5.735 <sup>⊖</sup> [-1.20] <sup>⊖</sup>	-1.138 <sup>⊖</sup> [-0.70] <sup>⊖</sup>
	NID <sup>⊖</sup>	1.937 <sup>⊖</sup> [1.33] <sup>⊖</sup>	0.794 <sup>⊖</sup> [1.17] <sup>⊖</sup>	0.059 <sup>⊖</sup> [0.97] <sup>⊖</sup>	0.045 <sup>⊖</sup> [0.69] <sup>⊖</sup>	-0.589 <sup>⊖</sup> [-0.46] <sup>⊖</sup>	-0.631 <sup>⊖</sup> [-1.63] <sup>⊖</sup>
第四 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	0.417 <sup>⊖</sup> [0.26] <sup>⊖</sup>	-0.206 <sup>⊖</sup> [-1.06] <sup>⊖</sup>	-0.035 <sup>⊖</sup> [-0.31] <sup>⊖</sup>	-0.051 <sup>⊖</sup> [-0.92] <sup>⊖</sup>	0.745 <sup>⊖</sup> [0.56] <sup>⊖</sup>	-0.217* <sup>⊖</sup> [0.77] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	2.713 <sup>⊖</sup> [0.24] <sup>⊖</sup>	2.265*** <sup>⊖</sup> [1.80] <sup>⊖</sup>	0.588 <sup>⊖</sup> [0.77] <sup>⊖</sup>	0.280 <sup>⊖</sup> [0.81] <sup>⊖</sup>	-3.825 <sup>⊖</sup> [-0.41] <sup>⊖</sup>	0.162 <sup>⊖</sup> [0.28] <sup>⊖</sup>
	NID <sup>⊖</sup>	1.391 <sup>⊖</sup> [0.54] <sup>⊖</sup>	0.272 <sup>⊖</sup> [0.97] <sup>⊖</sup>	0.061 <sup>⊖</sup> [0.34] <sup>⊖</sup>	-0.010 <sup>⊖</sup> [-0.13] <sup>⊖</sup>	-0.025 <sup>⊖</sup> [-0.01] <sup>⊖</sup>	-0.272 <sup>⊖</sup> [-1.57] <sup>⊖</sup>

表 11 各个类别模型 5 的 VAR 估计结果

类别 <sup>⊖</sup>	变量 <sup>⊖</sup>	GDP(-1) <sup>⊖</sup>	GDP(-2) <sup>⊖</sup>	FID(-1) <sup>⊖</sup>	FID(-2) <sup>⊖</sup>	TID(-1) <sup>⊖</sup>	TID(-2) <sup>⊖</sup>
第一 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	1.158* <sup>⊖</sup> [10.75] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.004* <sup>⊖</sup> [-2.66] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.174** <sup>⊖</sup> [-2.31] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	13.787 <sup>⊖</sup> [1.00] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	0.788* <sup>⊖</sup> [4.02] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-8.103 <sup>⊖</sup> [-0.94] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
	TID <sup>⊖</sup>	1.077* <sup>⊖</sup> [3.66] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	-0.007 <sup>⊖</sup> [-1.63] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>	0.158 <sup>⊖</sup> [0.80] <sup>⊖</sup>	— <sup>⊖</sup>
第二 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	1.19* <sup>⊖</sup> [5.62] <sup>⊖</sup>	-0.29** <sup>⊖</sup> [-2.29] <sup>⊖</sup>	0.003 <sup>⊖</sup> [0.84] <sup>⊖</sup>	-0.024* <sup>⊖</sup> [-4.20] <sup>⊖</sup>	0.040 <sup>⊖</sup> [0.47] <sup>⊖</sup>	0.001 <sup>⊖</sup> [0.03] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	-11.1*** <sup>⊖</sup> [-1.90] <sup>⊖</sup>	10.59* <sup>⊖</sup> [3.04] <sup>⊖</sup>	0.240** <sup>⊖</sup> [2.40] <sup>⊖</sup>	0.065 <sup>⊖</sup> [0.49] <sup>⊖</sup>	2.236 <sup>⊖</sup> [1.26] <sup>⊖</sup>	-1.788** <sup>⊖</sup> [-1.79] <sup>⊖</sup>
	TID <sup>⊖</sup>	-0.013 <sup>⊖</sup> [-0.03] <sup>⊖</sup>	0.182 <sup>⊖</sup> [0.74] <sup>⊖</sup>	0.029* <sup>⊖</sup> [3.05] <sup>⊖</sup>	-0.053* <sup>⊖</sup> [-4.66] <sup>⊖</sup>	0.888* <sup>⊖</sup> [5.19] <sup>⊖</sup>	-0.096 <sup>⊖</sup> [-1.36] <sup>⊖</sup>
第三 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	1.891 <sup>⊖</sup> [1.41] <sup>⊖</sup>	-0.567** <sup>⊖</sup> [-2.29] <sup>⊖</sup>	0.018 <sup>⊖</sup> [0.71] <sup>⊖</sup>	0.006 <sup>⊖</sup> [0.05] <sup>⊖</sup>	-0.287 <sup>⊖</sup> [-0.41] <sup>⊖</sup>	-0.060 <sup>⊖</sup> [-0.17] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	-4.314 <sup>⊖</sup> [-0.47] <sup>⊖</sup>	5.151* <sup>⊖</sup> [3.36] <sup>⊖</sup>	0.233 <sup>⊖</sup> [1.33] <sup>⊖</sup>	0.208 <sup>⊖</sup> [0.24] <sup>⊖</sup>	1.390 <sup>⊖</sup> [0.28] <sup>⊖</sup>	-2.043 <sup>⊖</sup> [-0.85] <sup>⊖</sup>
	TID <sup>⊖</sup>	2.557 <sup>⊖</sup> [0.71] <sup>⊖</sup>	-0.603 <sup>⊖</sup> [-0.96] <sup>⊖</sup>	0.134** <sup>⊖</sup> [2.00] <sup>⊖</sup>	0.107 <sup>⊖</sup> [0.33] <sup>⊖</sup>	-0.277 <sup>⊖</sup> [-0.15] <sup>⊖</sup>	-0.602 <sup>⊖</sup> [-0.62] <sup>⊖</sup>
第四 <sup>⊖</sup> 类别 <sup>⊖</sup>	GDP <sup>⊖</sup>	1.556 <sup>⊖</sup> [0.72] <sup>⊖</sup>	-0.448 <sup>⊖</sup> [-1.23] <sup>⊖</sup>	0.038 <sup>⊖</sup> [0.25] <sup>⊖</sup>	-0.026 <sup>⊖</sup> [-0.07] <sup>⊖</sup>	-0.173 <sup>⊖</sup> [-0.08] <sup>⊖</sup>	0.010 <sup>⊖</sup> [0.04] <sup>⊖</sup>
	FID <sup>⊖</sup>	4.420 <sup>⊖</sup> [0.12] <sup>⊖</sup>	4.920 <sup>⊖</sup> [0.78] <sup>⊖</sup>	0.756 <sup>⊖</sup> [0.29] <sup>⊖</sup>	1.683 <sup>⊖</sup> [0.25] <sup>⊖</sup>	-6.612 <sup>⊖</sup> [-0.18] <sup>⊖</sup>	-2.212 <sup>⊖</sup> [-0.52] <sup>⊖</sup>
	TID <sup>⊖</sup>	0.167 <sup>⊖</sup> [0.05] <sup>⊖</sup>	-0.081 <sup>⊖</sup> [-0.15] <sup>⊖</sup>	0.091 <sup>⊖</sup> [0.39] <sup>⊖</sup>	-0.107 <sup>⊖</sup> [-0.18] <sup>⊖</sup>	1.122 <sup>⊖</sup> [-0.15] <sup>⊖</sup>	-0.258 <sup>⊖</sup> [-0.69] <sup>⊖</sup>

在对第一类别北京、上海、广东的回归分析中，通过 AIC、BIC 和 HQIC 三准则确定的最优滞后阶数为 1，其他三个类别的最优滞后阶数为 2。回归结果显示，金融发展程度较高的第一和第二类别的回归结果较好，回归系数也都比较显著，而金融发展程度较低的第三和第四类别进行回归的效果并不如意。这从侧面反映出，金融发展程度较高的省份，金融发展、经济增长和保险市场发展之间的关系更加密切和复杂，而金融发展程度较低的省份难以通过增加某一方面的发展而达到三者的共同进步。三者之间的耦合关系可以通过格兰杰因果检验结果得到进一步的了解，以下表 12-15 即为 state 15 进行格兰杰因果检验的实证结果。

表 12 第一类别相关变量的格兰杰因果检验结果

可能存在的因果关系	FID vs GDP	IMD vs GDP	FID vs IMD
M1: GDP-FID-LID	FID =>GDP	LID<=>GDP	FID<≠>LID
M2: GDP-FID-LIP	FID =>GDP	LIP<=>GDP	FID<≠>LIP
M3: GDP-FID-NID	FID =>GDP	NID<=>GDP	FID =>NID
M4: GDP-FID-NIP	FID<=>GDP	NIP<≠>GDP	FID<=>NIP
M5: GDP-FID-TID	FID =>GDP	TID<=>GDP	FID<≠>TID
M6: GDP-FID-TIP	FID =>GDP	TIP<=>GDP	FID<≠>TIP

分析上表结果，会得到一个有趣的结论。首先，北京、上海、广东从人均 GDP、金融发展程度上来说处于绝对领先地位，但金融发展、经济增长和保险市场发展三者的关系并不像假设的那样完美。对于以上 6 个模型，金融发展程度是这三个地区人均 GDP 的格兰杰原因，但人均 GDP 的增加却并不一定促进该地区的金融发展。考虑到本文的金融发展程度只涉及银行业和证券业，所以该地区人们的人均 GDP 的增长不会促使他们采取将存款存入银行或者进行证券交易的方式来增加财富和投机利润，而是更注重自身身体、财产的安全或者通过保险理财的方式增值资产。存在一条解释的路径，由于这些区域高素质人口占比较高，保险观念深入人心，加上这些地区人口比较密集，而省辖市的面积却很有限，寸土寸金的实际情况使得增加的收入绝大部分用于住、行方面，生活的压力、税优健康险等诸要素共同作用促进了保险市场的发展。同样，保险为先进生产力提供了可靠的风险保障，保费收入“蓄水池”也为经济建设提供了稳定长期的融资渠道，保险市场的发展反哺了经济增长。保险市场发展和金融发展无双向的因果关系，可能因为这些地方的金融、保险面临趋紧的金融监管，金融发展更多来源于历史条件下政策、区位方

面的红利，金融发展直接目的在于增加经济发展。

表 13 第二类别相关变量的格兰杰因果检验结果

可能存在的因果关系	FID vs GDP	IMD vs GDP	FID vs IMD
M1: GDP-FID-LID	FID $\Leftrightarrow$ GDP	LID $\nrightarrow$ GDP	FID $\Leftrightarrow$ LID
M2: GDP-FID-LIP	FID $\Leftrightarrow$ GDP	LIP $\nrightarrow$ GDP	FID $\Leftrightarrow$ LIP
M3: GDP-FID-NID	FID $\Leftrightarrow$ GDP	NID $\Rightarrow$ GDP	FID $\Rightarrow$ NID
M4: GDP-FID-NIP	FID $\Leftrightarrow$ GDP	NIP $\Leftrightarrow$ GDP	FID $\Rightarrow$ NIP
M5: GDP-FID-TID	FID $\Leftrightarrow$ GDP	TID $\nrightarrow$ GDP	FID $\Rightarrow$ TID
M6: GDP-FID-TIP	FID $\Leftrightarrow$ GDP	TIP $\Leftarrow$ GDP	FID $\Rightarrow$ TIP

第二类别的各个省、市金融发展比较成熟，金融环境也相对自由，人均 GDP 水平较高，生活相对富裕，就业、生活的压力较小，闲置的资金多用于证券市场的交易以及银行存款。金融机构通过资金融通的功能，优化配置资金，同样能够促进经济的再增长。由于生活较为舒适，保险需求相比第一类别较小，虽然人均 GDP 增长的确会带来保险深度的增加，但可能是通过金融发展为“介质”来促进保险市场发展，所以从总体上，保险发展和经济增长之间无双向的因果关系。

表 14 第三类别相关变量的格兰杰因果检验结果

可能存在的因果关系	FID vs GDP	IMD vs GDP	FID vs IMD
M1: GDP-FID-LID	FID $\Leftarrow$ GDP	LID $\nrightarrow$ GDP	FID $\Leftarrow$ $>$ LID
M2: GDP-FID-LIP	FID $\nrightarrow$ GDP	LIP $\nrightarrow$ GDP	FID $\Leftarrow$ $>$ LIP
M3: GDP-FID-NID	FID $\nrightarrow$ GDP	NID $\Rightarrow$ GDP	FID $\nrightarrow$ $>$ NID
M4: GDP-FID-NIP	FID $\nrightarrow$ GDP	NIP $\Rightarrow$ GDP	FID $\nrightarrow$ $>$ NIP
M5: GDP-FID-TID	FID $\Leftarrow$ GDP	TID $\nrightarrow$ GDP	FID $\Leftarrow$ $>$ TID

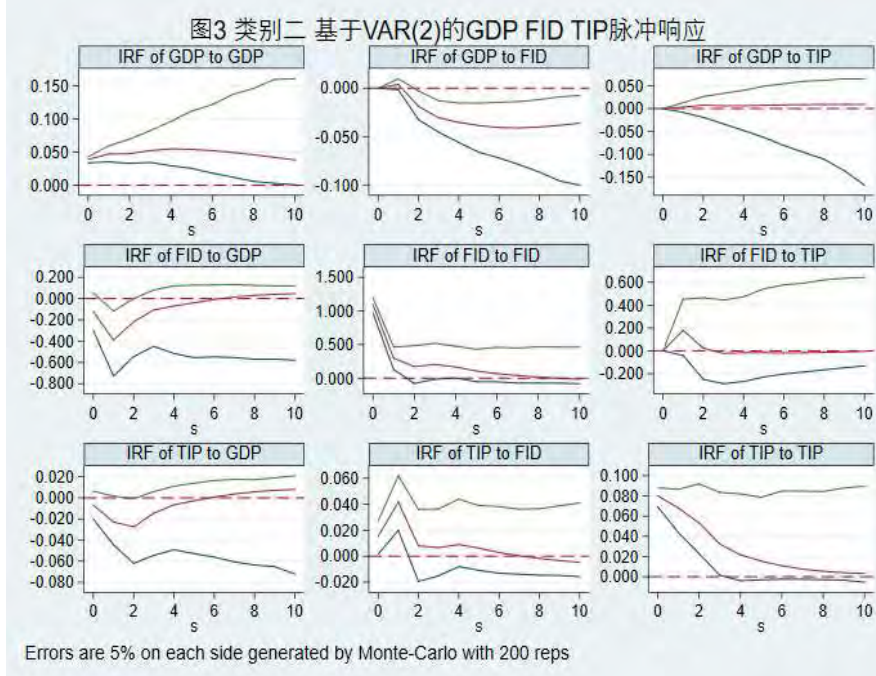
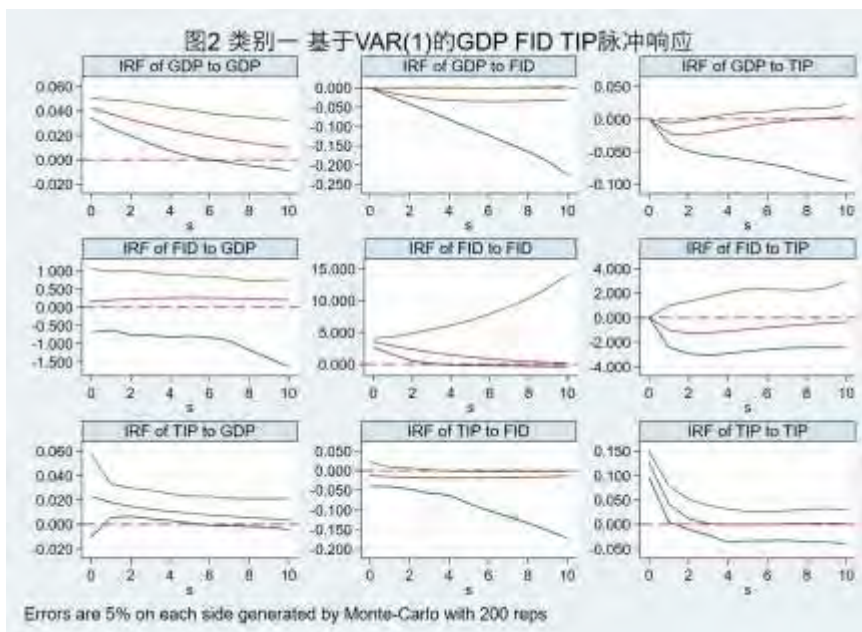
M6: GDP-FID-TIP	FID $\leq$ GDP	TIP $\neq$ GDP	FID $\leq$ >TIP
--------------------	----------------	----------------	--------------------

表 15 第四类别相关变量的格兰杰因果检验结果

可能存在的因果关系	FID vs GDP	IMD vs GDP	FID vs IMD
M1: GDP-FID-LID	FID $\Leftrightarrow$ GDP	LID $\neq$ GDP	FID $\Leftrightarrow$ LID
M2: GDP-FID-LIP	FID $\Rightarrow$ GDP	LIP $\neq$ GDP	FID $\Leftrightarrow$ LIP
M3: GDP-FID-NID	FID $\neq$ GDP	NID $\Rightarrow$ GDP	FID $\neq$ NID
M4: GDP-FID-NIP	FID $\Leftrightarrow$ GDP	NIP $\neq$ GDP	FID $\neq$ NIP
M5: GDP-FID-TID	FID $\Rightarrow$ GDP	TID $\neq$ GDP	FID $\Rightarrow$ TID
M6: GDP-FID-TIP	FID $\Rightarrow$ GDP	TID $\neq$ GDP	FID $\Rightarrow$ TIP

表 14、15 代表的类别中各省、市，自治区的金融发展综合指数都较低，金融机构数目也相对较少，提供的各项服务也很有限。第三类别和第四类别的结果有所差异；在第三类别中，人均 GDP 的增长是金融发展的单向格兰杰原因，主要原因在于人们收入的增加几乎全部用于银行存款，几乎不会考虑其他渠道进行理财；第四类别中金融发展是经济增长的单向格兰杰因果，原因可能在于得到国家政策、战略上的金融支持，开设各金融机构下属分支，使当地金融从无到有，逐渐满足最基本的金融需求，这在一定意义上能够促进经济的增长。分析 M1 和 M2 的结果，可以发现金融的发展与这些地区寿险密度、深度的增加具有双向的格兰杰因果关系，两者相互促进或者相互抑制，这与“新农合”、“新农保”的实施以及保险理财和银行、证券理财存在的替代效应有关。

前文通过格兰杰因果检验梳理了不同类别内相关变量的具体关系，因此本文在此运用面板数据 VAR 向量自回归模型进行脉冲响应分析，进一步探究三者之间的短期动态关系。脉冲响应函数主要指在随机扰动项上增加 1 单位标准差的冲击对变量当期和未来值的影响轨迹。由于类别三和类别四的 VAR 回归模型系数显著性水平较差，进行脉冲响应有偏误，故不对此进行脉冲响应分析。对类别一、二的分析以总体保险密度和深度为 IMD 的衡量，即本文此处只考虑模型 5、6 下四个类别的脉冲响应，相关结果见下图 2-5，图中横轴代表滞后阶数，即冲击持续的时间，纵轴为单位冲击引起的波动。



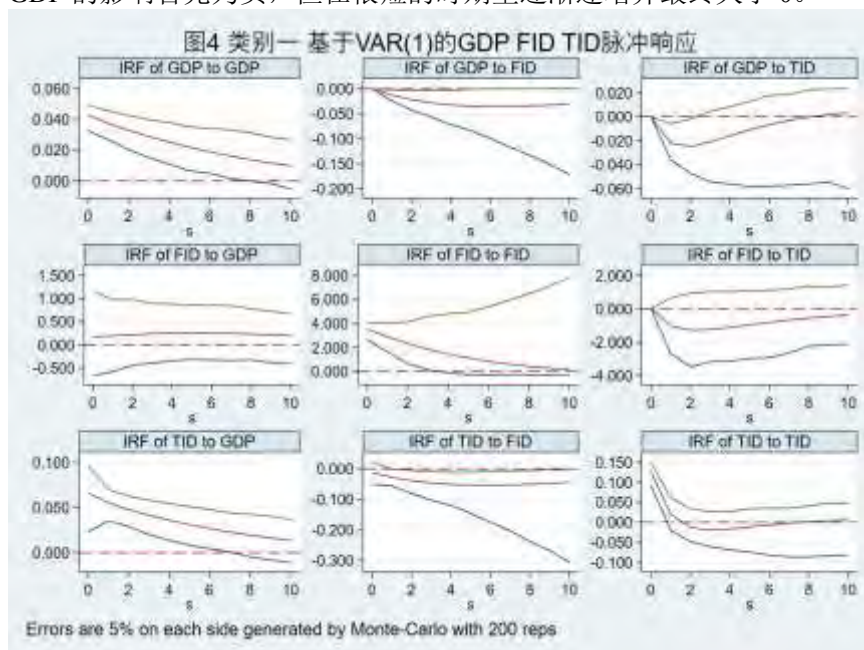
根据图 2 的结果，我们发现 GDP 的一个单位标准差冲击会造成 FID 负增加，影响在若干期内趋于平稳且最终接近 0，对 TIP 的影响也大概如此。相反 FID 的一个单位标准差冲击对 GDP 有正的影响。FID 对 TIP 的冲击方向和 TIP 对 FID 的冲击方向相反，原因在于人们的总收入一定

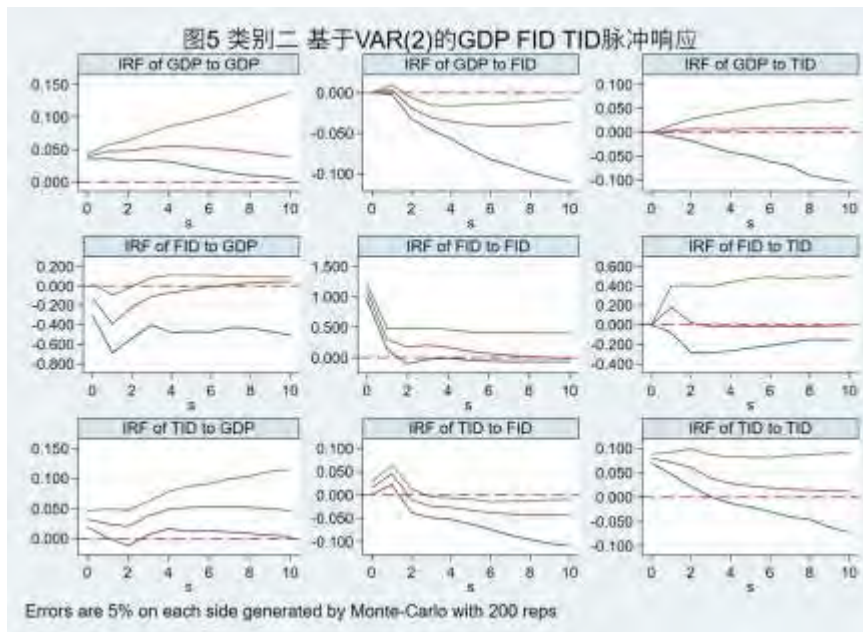
的情况下，进行金融交易和保费支出存在相互的替代效应，一方的发展会抑制另一方面的需求。TIP 对 GDP 一个单位标准差的冲击短期内会促进经济的增长，并在以后的时期里逐渐递减但大于 0。北京、上海和广东三个地区的人均 GDP 增加反而在短期内不进行金融的交易和保费的支出，这可能与当地的房地产以及其他支出有关。

根据图 3 的结果，我们发现 FID 的一个单位标准差冲击会造成 GDP 减少，影响在若干期后突破 0 为正，而对 TIP 的短期冲击为正，并在若干期内递减且接近于 0。相反 GDP 的一个单位标准差冲击短期内对 FID 有正的影响，而在第二期之后影响为负。FID 对 TIP 的冲击方向和 TIP 对 FID 的冲击方向相同，这与北京、上海和广东的情况相反，原因可能在于保费收入的增加后险资入市具有宽松的金融环境，从而金融发展综合指数会有较大的提升。另一方面，银行机构进行保险理财的表外服务，使得保费收入快速增长，从而保险深度增大。TIP 对 GDP 一个单位标准差的冲击在短期内会阻碍经济的增长，但很快在以后的时期里逐渐增加并最终大于 0。

结合图 2、3 来看，可以发现某变量对其他变量的一个单位标准差冲击会在长期趋于 0，但在 95% 置信区间下，不确定的范围较宽，说明我国金融和保险发展并不是特别稳定，抵御金融系统风险的能力还需加强。

图 4 与图 5 是保险密度作为 IMD 衡量时的脉冲响应图，可以发现他们分别对应于图 2、3 几乎都相似，尽管存在一处的区别，但基本可以认为本文的脉冲响应分析是比较稳健的。存在区别的地方是类别二中对应的第 7 幅子图，类别二中 TID 和 TIP 对 GDP 进行一个单位标准差的冲击的影响在短期内是不同的，TID 由始至终都正向影响 GDP，而 TIP 对 GDP 的影响首先为负，但在很短的时期里逐渐递增并最终大于 0。





## 五、结论与政策建议

本文利用全国 30 个省、市、自治区 2002-2016 年的面板数据研究了保险市场发展、金融发展和经济增长三者的关系。同时，通过金融发展程度综合指数的大小将样本分为四个类别，进而比较不同类别三者关系的差异。研究发现金融发展程度越高的第一类别的三者关系并不像假设的那样，经济增长与金融发展只存在单向的格兰杰因果关系，金融发展与保险市场发展无显著的格兰杰因果关系，经济增长和保险市场发展的双向格兰杰因果关系符合本文的假设。第二类别的地区其三者关系比较接近本文的假设，原因可能在于该地区的群体享受更多经济增长带来的净福利，在资金逐利的本性下使得金融系统运行流畅。第三和第四类别地区无论在经济水平还是金融完善程度上都要显著低于以上两个类别，三者之间的关系也并不是良性的，金融的发展甚至经济的增长或许还要得益于国家的战略支持。

根据以上的分析，各个省、市、自治区为达到三者的协调发展，需要针对该地区的实际情况“对症下药”。北京、上海、广东省应调节房地产价格趋于稳定，同时大力推广税优健康险等新型保险，让经济增长的福利真正惠及居民。第二，健全金融组织体系，进一步提高金融效率。金融发展较为成熟的第二类别地区可以加大寿险、健康险的保险密度和深度，让当地居民防患于未然，做好完善的风险保障措施。此外，加强第一类别和第二类别地区的金融监管，以守住不发生系统性金融风险的底线，在此基础上增加差异化的金融产品和服务供给。

第三和第四类别地区需大力发展普惠金融,提高金融机构包括保险机构的分布密度,提高储蓄投资转化率,为经济增长注入源源不断动力。

### 参考文献

- [1] Beck T, Levine R, Loayza N. Finance and the sources of growth ☆[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 58(1):261-300.
- [2] Ward D, Zurbrugg R. Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from OECD Countries[J]. *Journal of Risk & Insurance*, 2000, 67(4):489-506.
- [3] Beck T, Levine R. Stock markets, banks, and growth: Panel evidence[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2004, 28(3):423-442.
- [4] Lars Fredrik Andersson, Liselotte Eriksson, Magnus Lindmark. Life insurance and income growth: the case of Sweden 1830–1950[J]. *Scandinavian Economic History Review*, 2010, 58(3):203-219.
- [5] Lee C C, Chang C P, Chen P F. Further evidence on property–casualty insurance premiums: Do multiple breaks and country characteristics matter?[J]. *Japan & the World Economy*, 2012, 24(3):215-226.
- [6] Chang T, Lee C C, Chang C H. Does insurance activity promote economic growth? Further evidence based on bootstrap panel Granger causality test[J]. *European Journal of Finance*, 2014, 20(12):1187-1210.
- [7] Liu G C, Lee C C. Insurance activities and banking credit causal nexus: evidence from China[J]. *Applied Economics Letters*, 2014, 21(9):626-630.
- [8] Cristea M, Marcu N, Cârstina S. The Relationship between Insurance and Economic Growth in Romania Compared to the Main Results in Europe – A Theoretical and Empirical Analysis ☆[J]. *Procedia Economics & Finance*, 2014, 8(14):226-235.
- [9] 潘国臣,张媛媛,王冰冰.我国保险业发展对经济增长的影响——基于30个省市面板数据的实证分析[J]. *保险研究*, 2012(9):16-24.
- [10] 薄滂沱,邵全权,江生忠.发展中小保险公司对经济增长的水平效应与速度效应——基于分省面板数据的实证研究[J]. *保险研究*, 2012(9):25-36.
- [11] Calderón C, Liu L. The direction of causality between financial development and economic growth[J]. *Journal of Development Economics*, 2003, 72(1):321-334.
- [12] Tsouma E. Stock returns and economic activity in mature and emerging markets[J]. *Quarterly Review of Economics & Finance*, 2009, 49(2):668-685.
- [13] Pradhan R P, Arvin B M, Norman N R, et al. Does banking sector development affect economic growth and inflation? A panel cointegration and causality approach[J]. *Applied Financial Economics*, 2014, 24(7):465-480.
- [14] Liu Y. Financial Development and Economic Growth: Evidence from China in 1978-2009[J]. 2011.



- [15] Panopoulou E. Financial variables and euro area growth: A non-parametric causality analysis[J]. *Economic Modelling*, 2009, 26(6):1414-1419.
- [16] Kar M, Şaban Nazlıoğlu, Ağır H. Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: Bootstrap panel granger causality analysis[J]. *Economic Modelling*, 2011, 28(1):685-693.
- [17] Caporale G M, Howells P G A, Soliman A M. Stock Market Development and Economic Growth: The causal linkage[J]. *Journal of Economic Development*, 2004, 29(1):33-50.
- [18] Lee C C, Chang C P. FDI, financial development, and economic growth: International evidence[J]. *Journal of Applied Economics*, 2009, 12(2):249-271.
- [19] Cheng S Y. Substitution or complementary effects between banking and stock markets: Evidence from financial openness in Taiwan[J]. *Journal of International Financial Markets Institutions & Money*, 2012, 22(3):508-520.
- [20] 黄英君, 陈晔婷. 中国保险业发展与经济增长关系研究——基于 VAR 模型的实证分析[J]. *保险研究*, 2012(1):36-41.
- [21] 邵全权. 保险业市场结构、产寿险结构对“保险-经济增长”系统的影响[J]. *保险研究*, 2015(12):3-20.
- [22] 杨新顺, 强卫, 白斯元. 保险发展、空间溢出与实体经济增长——基于空间面板杜宾模型的实证分析[J]. *保险研究*, 2017(5):53-61.
- [23] Tan K B. Do Commercial Banks, Stock Market and Insurance Market Promote Economic Growth? An analysis of the Singapore Economy[J]. Working Ies, 2005.
- [24] Chen P F, Lee C C, Lee C F. HOW DOES THE DEVELOPMENT OF THE LIFE INSURANCE MARKET AFFECT ECONOMIC GROWTH? SOME INTERNATIONAL EVIDENCE[J]. *Journal of International Development*, 2012, 24(7):865-893.
- [25] Chang T, Cheng S C, Pan G, et al. Does globalization affect the insurance markets? Bootstrap panel Granger causality test[J]. *Economic Modelling*, 2013, 33(2):254-260.
- [26] 李后建. 收入差距、金融发展与保险需求增长——来自全球 40 个国家的证据[J]. *保险研究*, 2013(8):24-34.
- [27] 徐阳, 屈广玉. 保险消费、区域金融差异与经济增长的动态关系研究——基于非线性面板模型的实证分析[J]. *保险研究*, 2017(3):39-55.
- [28] Engle R F, Granger C W J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55(2):251-276.

# 医疗保险制度与中国经济增长——理论分析与数值模拟

郑莉莉<sup>1</sup>

## 摘要:

本文从物资资本和人力资本的角度分析了社会医疗保险对经济增长的影响,在我国特有的统帐结合的社会医疗保险模式下,本文建立了一个代表性个体的两期模型讨论社会医疗保险同经济增长的关系,研究发现,个人账户缴费率经济增长会产生的乘数效应,统筹账户缴费率对经济增长的净效应取决于模型中的参数设定。数值模拟的结果显示,统筹账户缴费率越低,个人账户缴费率越高,经济增长率越高,单位缴费划拨到个人账户比例增加可以促进经济增长。理论模型构建及数值模拟结果,为我国加快基本医疗保险制度改革提供了理论依据。

**关键词:** 社会医疗保险, 物资资本, 人力资本, 经济增长

## 一、引言

短短十余年,我国建立的社会医疗保险制度已经覆盖了所有群体,2015年,我国社会医疗保险参保人数13.36亿人,参保率达到了97%以上,基金总收入16037.7亿元,支出13542.4亿元<sup>2</sup>。其中,财政补贴在推动医疗保险全覆盖方面起到了重要的作用,占全国总人口80%群体的医疗保险需要财政补贴,2011年,财政投入就占到了社保基金收入的82.09%<sup>3</sup>。社会医疗保险作为一种社会公平制度和再分配手段,是社会保障制度的重要组成部分,其发展对于保障我国居民的医疗需求,推进健康中国建设<sup>4</sup>具有重要的意义。我国正值社会医疗保险改革的重要阶段,随着人口老龄化、疾病谱变化、生态环境及生活方式变化等给健康带来的一系列挑战,且当前我国社会医疗保险面临着整合等巨额

<sup>1</sup> 郑莉莉,中央财经大学保险学院副教授,北京市海淀区学院南路39号,100081。

<sup>2</sup> 根据2015年度人力资源和社会保障事业发展统计公报和2015年我国卫生和计划生育事业发展统计公报整理

<sup>3</sup> 全国社会保障资金审计公报

<sup>4</sup> 2016年《“健康中国2030”规划纲要》

的转制成本，社会医疗保险作为社会的“稳定器“，还需要国家财政不断加大投入力度，在政府资源相对有限的前提下，研究社会医疗保险的经济效应对于这个制度的改革走向非常重要。

另一方面，发展仍然是第一要务<sup>1</sup>，我国经济在经历了多年的快速增长后，已经出现放缓的迹象，2016年，我国全年经济增速为6.7%，是自1991年以来的最低水平，说明中国经济运行面临着非常巨大的压力，而社会保障与经济发展水平密切相关，社会医疗保险可以保障人们在患病时对医疗卫生服务利用的财务可及性（Grossman, 1972），通过发挥经济补偿作用，改变经济中的家庭所面临的算约束与经济激励，从而影响消费、储蓄等微观经济决策因素（Arrow, 1963; Gertler, 2000; Chou, 2004; Wagstaff, 2005），这些决策因素作用于经济运行中的物质资本积累和人力资本形成，通过传导作用对整体经济产生影响。因此，研究如何实现我国社会医疗保险与经济的协调发展和相互促进显得非常必要。

本文的研究试图回答以下问题：社会医疗保险制度与经济增长之间究竟存在怎样的关系？是促进经济增长还是抑制经济增长呢？我国统帐结合的社会医疗保险制度如何影响储蓄、物资资本和人力资本，从而影响经济增长？我国的社会医疗保险制度如何改革才能更加有效地促进经济增长？本文基于我国当前的参数环境，分析社会医疗保险的经济增长效应，考察社会医疗保险影响经济增长的路径和效果，解释社会医疗保险制度在中国经济增长的深层次作用，从社会医疗保险的角度找到推动经济增长的动力，为加快我国社会医疗保险制度改革提供理论依据，为我国制定科学合理的社会医疗保险政策提供实证支持。

本文的创新体现在：一是将社会医疗保险、物资资本、人力资本和经济增长放在同一个分析框架中，对模型中各个变量的相互关系进行推导，为解释经济增长提供一个较新的视角；二是通过参数校准来对理论模型进行数值模拟，并通过模拟结果进行政策评价；三是从实证的角度选取指标，使用我国各省的数据检验社会医疗保险对经济增长的影响。

本文的结构安排如下：第二部分对相关的文献进行简单回顾；第三部分是经验观察，用数据分析中国社会医疗保险、物资资本、人力资本和经济增长的情况；第四部分是构建理论模型，在模型框架中引入社会医疗保险，并进行数值模拟分析和模型检验；第五部分运用中国的跨省面板数据来进行实证检验；第六部分是结论及政策建议。

## 二、文献回顾

社会保障制度影响经济增长的研究主要集中在两个方面，一是从社会保障、物资资本与经济增长的角度，新古典学派通过社会保障对

---

<sup>1</sup> 十三五规划纲要

储蓄率和物质资本积累影响的研究来分析社会保障对经济增长的作用。Solow（1956）认为社会保障制度通过改变消费者所面临的预算约束来改变消费者的消费和储蓄行为。Modigliani（1954）的生命周期假说和 Samuelson（1958）的交叠世代模型研究了社会保障对储蓄率的影响。Feldstein（1974）提出，社会保障的替代效应导致总储蓄减少，从而导致美国二十世纪六七十年代经济增长缓慢。Kotlikoff（1989）发现二战后的美国出现储蓄率下降的同时，各种保险包括失业、养老金、伤残金和医疗保险在持续增加，得出结论公平的医疗保险替代自我支付可减少12%的储蓄。Shin 等人（2003）通过经验分析也表明台湾地区实行社会医疗保险计划能平均减少8.6%到13.7%的储蓄。方丽婷、钱争鸣（2012）的研究发现社会保障支出水平对城镇居民人均储蓄水平具有显著的线性和非线性影响。一些学者还比较了不同社会保障模式对经济增长的影响。新古典增长理论认为现收现付制会对储蓄的产生“挤出效应”，但基金制会带来储蓄率的提高，从而促进经济增长。

另一个角度是从社会保障、人力资本与经济增长的角度。在Romer（1986）和Lucas（1988）关于经济增长中人力资本作用的经典文献后，学者开始从人力资本积累的角度探讨社会保障对经济增长的影响。新增长理论认为人力资本积累是经济长期增长的唯一动力，该学派以人力资本作为社会保障影响经济增长的中间变量，从社会保障影响人力资本及其形成过程的角度来论证社会保障对经济增长的影响。Martin（1995）从人力资本具有外部性的角度解释了社会保障有利于经济增长，Kemnitz和Wigger（2000）认为社会保障制度会促进人们增加人力资本投资，进而推动经济增长。

上述学者对社会保障和经济增长的研究大多关注的是社会保障中的养老保险，据本文所知，目前有极少的文献关注社会医疗保险和经济增长的关系，也有部分文献关注社会医疗保险同储蓄、以及社会医疗保险同健康人力资本的关系。按照现代生命周期投资理论，医疗支出的不确定性是导致个体进行预防性储蓄的主要因素（Hubbard等，1994），已有研究表明医疗保障能够降低未来支出的不确定性，减少家庭预防性储蓄（陈学彬，2007；甘犁，2010；马双，2010；Bai，2010；朱铭来，2012；臧文斌，2012）。另一方面，社会医疗保险会影响健康人力资本，Sen（2006）指出对国家医疗保险的制度安排对健康的发展有着十分重要的影响。Grossman（1972）的研究指出，健康是随着年龄增长而折旧的资本存量，需要通过增加投资来补充健康人力资本存量的不足。医疗保险作为一种健康投资，使人在各种疾病或伤害之后，可以获得有效的经济支持，从而得到相应的医疗服务，最终得以恢复到原来的健康水平。学者大多从实证的角度分析医疗保险直接影响以预期寿命（Isabelle等人，2010）、存活率、死亡率、自评健康状况等指标衡量的健康的情况。大多数研究确实找到了医疗保险提高人口健康水平的证据。如医疗保险降低了保障对象的死亡率（Card等人，2009；Currie和Gruber，1996），或显著提高了保障对象的自评健康状况（Finkelstein等人，2011），或改变了不同群体受到疾病冲击后健康的变化（Cutler和Vigdor，2005）。

Hadley (1982) 的研究指出, 医疗服务对成年人健康的生产具有积极的影响, 医疗的边际产出是有益的。Manning 等人 (1987) 通过兰德医疗保险实验发现不同的保险分担比例对个人健康的影响程度不同。国内的研究主要集中在对农村居民和老年群体的研究, 吴联灿和申曙光 (2010) 发现新农合对个人自评健康有小幅正影响 (2.75%)、Wang 等人 (2009) 发现 RMHC (农村互助医疗保险) 显著提高了农村居民健康水平, 黄枫和吴纯杰 (2009)、黄枫和甘犁 (2010) 均发现参保老人死亡风险较未参保老人更低, 潘杰等人 (2013) 发现医疗保险制度可以促进参保居民健康水平的提高。也就部分学者针对健康人力资本对经济增长的影响进行研究, 相关的实证研究分析了以预期寿命、存活率、成年人的死亡率和其他一些指标衡量的健康指标同经济增长之间的关系, 发现健康人力资本同经济增长具有显著的正相关关系 (Barro, 1996; Sachs 和 Warner, 1997; Bloom 和 Williamson, 1998; Mayeretal 等, 2001; Bhargavaetal 等, 2001; Bloom 等, 2004; Lorentzenetal., 2005; McDonald 和 Roberts, 2006)。Bloom 等 (2004) 的研究发现, 以国家为单位的平均预期寿命每增加一年, 国家的整个产出会增加 4%。Acemoglu 等 (2007) 发现预期寿命的延长对经济增长具有明显的正作用。Bloom 等 (2004) 发现存活率的上升对经济的增长有显著的贡献, 尤其是低收入国家。Rasaki (2011) 的研究发现健康人力资本确实对改善尼日利亚的经济状况有显著的作用。我国也有类似的研究, 王弟海 (2008, 2012) 发现福格尔型的健康人力资本可以扩大经济增长率。蒋萍等 (2008) 的研究结果表明: 经济增长得益于预期寿命的延长和人口死亡率的下降。王弟海等人 (2008) 年研究发现健康人力资本增长率总是同经济增长正相关。李力行等 (2011) 的研究发现健康通过生育、教育影响的经济增长, 黄昆 (2011) 发现湖南健康人力资本对经济增长的影响为 0.53。

西方学者关于社会保障同经济增长的研究对于我国在社会保障制度公平与经济效率之间平衡的探索, 构建具有中国特色社会保障制度同经济增长的理论框架都具有重要借鉴意义。但现有文献并未有专门针对社会医疗保险同经济增长关系的研究, 也缺少有针对中国特有的社会医疗保险制度的理论框架及相对应的实证研究。本文希望进一步拓展该领域的研究。

### 三、经验观察

#### (一) 我国社会医疗保险制度改革

上个世纪 90 年代至今, 我国初步实现了从原有的国家一单位保障制下的公费医疗和劳保医疗制度向统帐结合的社会医疗保险制度转变, 2016 年, 国务院下方《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》, 我国现行的二大社会医疗保险制度分别是城镇职工社会医疗保险、城乡居民社会医疗保险, 表 1 是二种社会医疗保险的基本情况。

表 1 我国的社会医疗保险

实 施 时 间	城镇职工社会医疗保险		城镇居民社会医疗保险	
	1998 年	《关 于 建 立 城 镇 职 工 基 本 医 疗 保 险 制 度 的 决 定 》 2016 城 镇 正 式 职 工	2016 年	《关 于 整 合 城 居 民 基 本 医 疗 保 险 制 度 的 意 见 》 2016 城 镇 非 从 业 居 民、农 村 居 民
目 标 人 群	2008 城 镇 正 式 职 工	2016 城 镇 正 式 职 工	2008 城 镇 非 从 业 居 民、农 村 居 民	2016 城 镇 非 从 业 居 民、农 村 居 民
参 保 率	80.7%	95%	63.8%	95%
人 均 保 费 总 额	1443	2840	131	142
筹 资 主 体				
个 人 缴 纳	工 资 的 2% ~ 3%	工 资 的 2% ~ 3%	中 西 部 地 区 20 ~ 170; 东 部 地 区 40 ~ 250	中 西 部 地 区 20 ~ 170; 东 部 地 区 40 ~ 250
雇 主 缴 纳	工 资 的 6% ~ 8%	工 资 的 6% ~ 8%	0	0
政 府 补 贴	0	0	120	420
筹 资 方 式				
个 人 账 户	33%	33%	无	无
统 筹 账 户	67%	67%	100%	100%

数据来源：根据《人力资源和社会保障事业发展统计公报》、《中国统计年鉴》

从表 1 可以看出，随着我国医疗保险制度改革不断深化，社会医疗保险的保费总额、报销比例都在不断增加，城镇职工社会医疗保险的人均保费总额从 1443 元增加到 2840 元，同时政府对于社会医疗保险的补贴也在不断增加。

表 2 我国的社会医疗保险发展情况

时 间	覆盖范围	保障水平
2001	5.71%	0.22%

2002	7.32%	0.34%
2003	8.44%	0.48%
2004	9.54%	0.53%
2005	10.54%	0.58%
2006	11.97%	0.58%
2007	16.89%	0.58%
2008	23.96%	0.65%
2009	30.08%	0.80%
2010	32.26%	0.86%
2011	35.14%	0.91%
2012	39.62%	1.03%
2013	41.94%	1.14%
2014	43.68%	1.26%

从表 2 可以看出我国社会医疗保险覆盖范围和保障水平的变化。

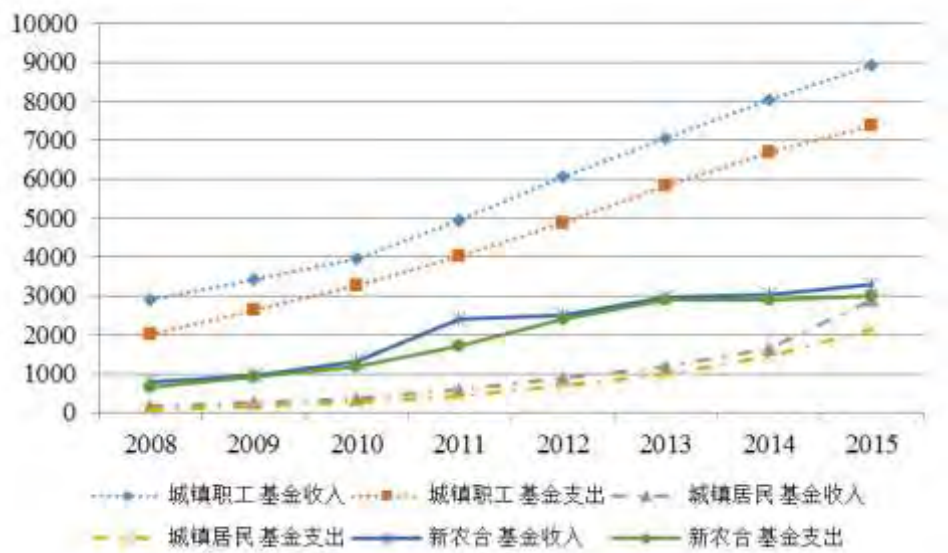


图 1 社会医疗保险的基金收入和支出

由图 1 可以看出，我国三大基本医疗保险的基金收入和支出是逐年上升的，从增速来看，城镇职工医疗保险的增速是最快的，从结余的情况来看，新农合的结余是最少的。

## (二) 中国居民的物资资本积累与健康人力资本积累



图 2 1997-2014 年我国居民储蓄的变化

图 2 描述了中国 1995 到 2014 年间我国居民储蓄的变化过程。可以看出，1997 年以来，我国居民储蓄快速上升。居民储蓄率的增长率在 2003、2008 年都有下降，2007 年居民储蓄率增长率达到最低，2008 年又有大幅上升。2000 年前后正是我国经济体制改革的重要阶段，这一时期，包括国有企业改革、教育体制改革、住房改革、医疗体制改革、社会保障体系改革等多项改革措施逐步展开。2009 年我国的社会保障制度进一步改革，对我国居民的储蓄产生了一定的影响。

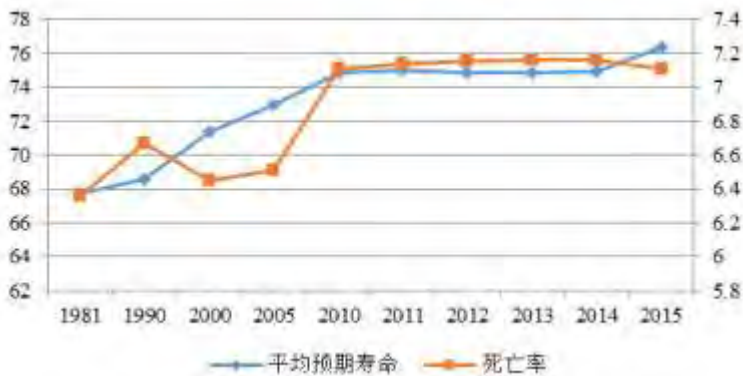


图 3 1981-2015 年我国居民平均预期寿命与死亡率的变化

图 3 可以看出，从 1981 年到 2015 年我国的平均预期寿命、死亡率都有了一定的提高，平均预期寿命从 1981 年的 67.77 提高到 2015 年的 76.34，这一方面受到我国社会经济的快速发展，人民生活水平的不断提高的影响，一方面也是由于医疗卫生保障体系的逐步完善。

### (三) 中国的经济增长趋势

2000 年到 2015 年我国经济增长水平图 4 所示。



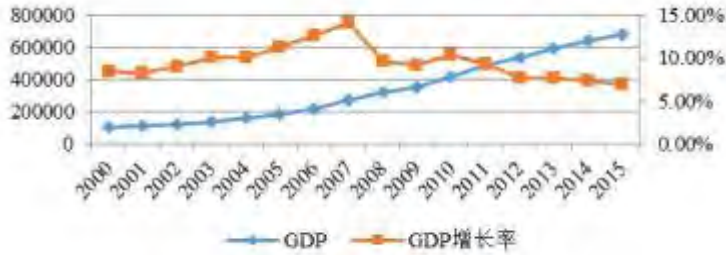


图 4 2000-2015 年我国经济增长的变化

尽管我国的国民生产总值在不断上升，但从 GDP 的增长速度看，从 2008 年开始，我国的经济增长速度有所下降，尤其 2015 年，GDP 增长率下降到 6.9%，回落近 20 年来的最低水平，这一方面是由于外需难以显著提升，消费总体平稳。另一方面投资因制造业产能过剩及创新技术相对不足、房地产库存较高、基础设施投融资体制制约等因素，而难以长期维持高速增长，且投资回报率在不断降低。虽然投资对于稳增长仍起关键作用，但对经济增长的拉动效应在减弱。

#### 四、理论模型与数值模拟

借鉴 Samuelson (1958) 和 Diamond (1975) 分析养老保险的世代交叠模型的分析框架，本文通过引入社会医疗保险制度，探究社会医疗保险制度如何改变家庭所面临的预算约束，从而影响家庭的储蓄、物资资本、人力资本等决策，进而对整体经济产生影响。总体来看，社会医疗保险对经济增长的影响主要通过两个途径：一是社会医疗保险通过一些个体的预算约束来影响个体的储蓄行为，从而影响经济中物资资本的形成；二是社会医疗保险通过一些个体在当期和未来的福利，改变个体的医疗支出和人力资本，从而影响经济中的人力资本积累。

##### (一) 理论模型的构建

###### 1、消费者行为

理论模型考虑一个代表性个体的两期模型，即将生命周期分为两期：0 期（当期）与 1 期（下期）。当期个体身体状况健康，通过劳动获得一定收入并按规定缴纳一定比例的社会医疗保险费；进入下期时，代表性个体将有  $p$  的概率生病，若个体下期生病，需要支付相当于  $m$  的医疗支出，但可以报销一定比例的医疗费用<sup>1</sup>。

效用函数：由于医疗服务影响个体的健康状况（Grossman, 1972），假定医疗服务的数量用医疗费用来表示，因此医疗费用进入效用函数；假

<sup>1</sup> 《中华人民共和国社会保险法》第二十七条规定：参加职工基本医疗保险的个人，达到法定退休年龄时累计缴费达到国家规定 20 年年限的，退休后不再缴纳基本医疗保险费，按照国家规定享受基本医疗保险待遇。因此，这里假定下期不用缴纳基本医疗保险费。

定个体生命周期的效用取决于第一期的消费  $c_t$ ，第二期的消费  $c_{t+1}$  和第二期的医疗支出  $m_t$ ，假定没有利他主义的遗产动机，李嘉图等价不成立。不失一般性，个体的效用函数假设为：

$$u(c_t, c_{t+1}, m_t) = \ln c_t + \rho \ln c_{t+1} + p\phi \ln m_t \quad (1)$$

其中， $0 < \rho < 1$  表示时间贴现因子， $\phi$  表示医疗费用效用的贴现率。个体的效用函数是一个严格凹的递增函数。

健康人力资本函数：根据Grossman（1972）的研究，健康生产函数取决于医疗服务、健康生产时间投入和人力资本存量，由于个人健康水平受到很多因素的影响，因此不同的投入品都具有丰富的内涵，但在本文中，由于主要关注医疗保险对经济增长的作用，因此，假设个人健康水平主要由医疗费用和人力资本存量决定。因此个体的健康人力资本积累方程为：

$$h_{t+1} = Dm_t^\theta h_t^{1-\theta} \quad (2)$$

$D > 0$  是一个表示人力资本生产技术的参数，设为常数。 $\theta$  体现了医疗支出对人力资本形成的贡献率， $h_t$  为人力资本存量<sup>1</sup>， $1-\theta$  衡量了当期的人力资本存量到下期的传递程度。

预算约束条件：个体的预算约束条件为整个生命周期的消费支出不大于收入的限制。代表性个体的净工资  $(1-\tau_i - \tau_p)w_t$  用作消费  $c_t$ 、 $s_t$ 、 $c_{t+1}$  以及生病后的自付医疗费用  $\sigma m_t$ 。则个体两期的预算约束为：

$$c_t = (1-\tau_i - \tau_p)(1-s_t)w_t \quad (3)$$

$$c_{t+1} = (1+r_{t+1})s_t(1-\tau_i - \tau_p)w_t - m_t + p(1-\sigma)m_t + (\tau_i + \eta\tau_p)w_t \quad (4)$$

(3) 和 (4) 合并在一起变为：

$$\left[ (1+r_{t+1})(1-\tau_i - \tau_p) + (\tau_i + \eta\tau_p) \right] w_t - p\sigma m_t - c_{t+1} - (1+r_{t+1})c_t = 0 \quad (5)$$

## 2、企业行为

假设经济是完全竞争的，经济体中只有一个企业且只生产一种产品，产出的规模报酬不变，人力资本进入生产函数，产出由物质资本和人力资本两因素共同决定。现有文献已经提出了多种人力资本影响有效劳动投入量和产出水平的途径（Strauss 和 Thomas，1998；Bloom 等，2004；Howitt，2005；Kalemli-Ozcan 等，2000；Weil，2007）。如越健康的个体可能精力会越旺盛，生病的概率也会越小，因而能更长时间地有效工作，或承担强度更大的工作。另一方面，健康水平的提高还能够提高个人的认知努力，从而能够提高个人的学习能力和教育的

<sup>1</sup> 该人力资本存量既包括个体的健康存量，又包括个体的受教育水平，还包括健康对个体教育的影响等。

回报。因此可以假定具有更高健康人力资本的人会有更高的生产能力，或者说，其单位劳动时间的有效劳动量会更大。因此，把健康人力资本放入企业的生产函数，企业的生产函数为 Cobb-Douglas 形式：

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} = AK_t^\alpha (h_t N_t)^{1-\alpha} \quad (6)$$

其中，A 是一个表示生产技术的参数， $K_t$  是物资资本存量， $L_t$  是有效劳动，有效劳动取决于劳动者的数量  $N_t$  和健康人力资本  $h_t$ ， $A > 0$ ， $0 < \alpha < 1$ 。厂商最大化利润为  $\pi_t = AK_t^\alpha (h_t N_t)^{1-\alpha} - \delta K_t - w_t L_t$ ， $\delta$  代表折旧率， $w_t$  代表 t 期每单位劳动力要素的价格，也是工资率， $1+r_t$  代表 t 期资本要素的价格，也就是利率；利润最大化和完全竞争要求所有的要素都在边际产量处支付，因此劳动和资本的价格分别由边际产量来确定，因此：

$$w_t = A(1-\alpha)k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}, \quad 1+r_t = \alpha A(k/h)^{\alpha-1} \quad (7)$$

### 3、政府

根据我国社会医疗保险制度的设计，实施社会统筹与个人账户相结合的模式。个人账户主要支付门诊医疗费用，可以结转，统筹账户主要支付住院医疗费用，由社会经办机构统筹调剂使用。假设劳动者缴纳的社会医疗保险费分为两部分，一部分为社会统筹部分，一部分为个人账户部分，个人缴费占工资的比例为  $\tau_i$ ，单位缴费占工资的比例为  $\tau_p$ <sup>1</sup>， $\eta$  表示单位缴费向个人账户划拨的比例， $1-\eta$  表示单位缴费向统筹划拨的比例。假定成年人工作的工资收入为  $w_t$ ，老年人生病后的医疗费用为  $m_t$ ，统筹账户的自付比例为  $\sigma$ ，从社会统筹账户中报销的医疗费用为  $B_t$ ，个人账户累计的总金额为  $A_t$ ，则社会医疗保险基金的收入为：

$$B_t + A_t = (1-\eta)\tau_p w_t + (\tau_i + \eta\tau_p)w_t \quad (8)$$

社会保险基金的支出取决于患病个体的医疗支出和统筹账户的支出：

$$B_t + A_t = m_t p(1-\sigma) + (\tau_i + \eta\tau_p)w_t \quad (10)$$

由于社会医疗保险实行的是“以收定支，收支平衡”，为了维持统筹基金的收支平衡，需要满足  $(1-\eta)\tau_p w_t = m_t p(1-\sigma)$ 。

#### (二) 模型的求解和分析

代表性个体将人力资本，工资，利率、医疗保险的费率、医疗保险的自付比例当作给定，在预算约束与下，通过选择消费和医疗费用

---

<sup>1</sup> 在我国，社会医疗保险的缴费分为个人缴费和企业缴费两部分，由于单位缴纳的部分也会纳入劳动力成本，且单位缴纳和个人缴纳的基数都是劳动者的工资总额。

支出，极大化一生的效用。因此个体的效用最大化问题可以表示为：

$$\max_{c_t, c_{t+1}, m_t} u(c_t, c_{t+1}, m_t) \quad (11)$$

$$s.t. \left[ (1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (\tau_i + \eta\tau_p) \right] w_t - p\sigma m_t - c_{t+1} - (1+r_{1+t})c_t = 0$$

(12)

构造拉格朗日函数

$$L = \ln c_t + \rho \ln c_{t+1} + p\phi \ln m_t + \lambda \left\{ \left[ (1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (\tau_i + \eta\tau_p) \right] w_t - p\sigma m_t - c_{t+1} - (1+r_{1+t})c_t \right\}$$

(13)

1、社会医疗保险、储蓄率与物资资本积累

求解代表性个体最大化问题可以得到不同时期最优的消费和最优的医疗费用支出：

$$m_t = (1+r_{1+t})\phi c_t / \sigma \quad (14)$$

$$\lambda = \frac{(1+\rho)(1-\sigma)}{\left[ (1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (1-\sigma)(\tau_i + \eta\tau_p) - \sigma(1-\eta)\tau_p \right] w_t}$$

(15)

$$c_t = \frac{(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (1-\sigma)(\tau_i + \eta\tau_p) - \sigma(1-\eta)\tau_p}{(1+\rho)(1+r_{1+t})(1-\sigma)} w_t$$

(16)

$$c_{t+1} = \frac{\left[ (1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (1-\sigma)(\tau_i + \eta\tau_p) - \sigma(1-\eta)\tau_p \right] \rho}{(1+\rho)(1-\sigma)} w_t$$

(17)

解出个人最优的储蓄率为：

$$s_t = 1 - \frac{1}{1+\rho} - \frac{(1-\sigma)\tau_i + (\eta-\sigma)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p)} \quad (18)$$

则社会总储蓄率为个人最优的储蓄率加上个人账户的积累：

$$S_t = 1 - \frac{1}{1+\rho} - \frac{(1-\sigma)\tau_i + (\eta-\sigma)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p)} + (\tau_i + \eta\tau_p) \quad (19)$$

命题 1：由于  $0 < 1 - \sigma < 1$ ，因此社会医疗保险个人账户缴费率  $\tau_i$  越高，个人的储蓄率越低。统筹账户缴费率对个体储蓄率的影响是模糊的，取决于  $\eta - \sigma$  的符号，当划入个人账户  $\eta$  的费率越高，且自付比例  $\sigma$  越低时， $\eta - \sigma$  的值为正且越大，此时统筹账户缴费率  $\tau_p$  越高，个人的储蓄率越低。

个人账户缴费率对个体自愿储蓄率的影响体现在：存在一个最优

的储蓄率，当个人账户缴费率没有超过自愿储蓄率水平，而个人账户税的回报率等于个体自愿储蓄的回报率时，个体必然会减少储蓄，来维持原来的最优，如果这种影响是一对一的，即个人账户缴费税率每增加 1%，储蓄率就会相应降低 1%。主要原因是代表性行为人预期到这一账户在生病时可以获得返还，因此个体会等额地降低私人自愿储蓄部分，并且不会改变其消费计划。而从社会的整体来看，总储蓄率不变，这时存在自愿储蓄与非自愿储蓄的等价效应，此时个人账户对社会总储蓄率的影响是中性的。

社会统筹账户缴费率是健康人群向生病的人群的转移比例。一方面，这一转移税率越高，会降低健康人群用于储蓄的资源，从而降低最优自愿储蓄率；另一方面，健康人群向生病人群的转移税率越高，代表个人生病后可以得到的医疗费用的补偿越多，预期到这一点会使代表性行为人降低预防性储蓄。但模型的结论也显示，划入个人账户的比例和自付比例会影响到结果，社会统筹税率越高，划入个人账户的费率越高，且自付比例越低时，储蓄率越低，这也比较符合经济学直觉，同时与经典文献得到的结论相一致。

$t$  期经济中的总财富就等于所有个体的自愿私人储蓄加上医疗保险个人账户基金。假定没有代际的损失，资本在每一期完全折旧，则社会的总财富  $W_t = N_t [s_t w_t + (\tau_i + \eta \tau_p) w_t]$ 。如果经济处于封闭状态，资本市场的均衡条件为  $K_{t+1} = W_t = N_t [s_t w_t + (\tau_i + \eta \tau_p) w_t]$ ，资本积累方程为  $K_{t+1}/N_t = k_{t+1} = (s_t + \tau_i + \eta \tau_p) w_t$ ，则

$$k_{t+1} = \left[ \frac{\rho}{1+\rho} - \frac{(1-\sigma)\tau_i + (\eta-\sigma)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i-\tau_p)} + \tau_i + \eta\tau_p \right] w_t \quad (20)$$

由于  $w_t = A(1-\alpha)k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}$ ，于是资本积累方程为

$$k_{t+1} = A(1-\alpha) \left[ \frac{\rho}{1+\rho} - \frac{(1-\sigma)\tau_i + (\eta-\sigma)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i-\tau_p)} + \tau_i + \eta\tau_p \right] k_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (21)$$

$$\frac{k_{t+1}}{k_t} = A(1-\alpha) \left[ \frac{\rho}{1+\rho} - \frac{(1-\sigma)\tau_i + (\eta-\sigma)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i-\tau_p)} + \tau_i + \eta\tau_p \right] k_t^{\alpha-1} h_t^{1-\alpha} \quad (22)$$

命题 2: 社会医疗保险个人账户缴费率和统筹账户对物资资本积累的影响是模糊的。社会医疗保险统筹账户缴费率会降低个人的储蓄率，但从这个社会来看可以使消费基金转化为积累基金，从而增加物资资本的积累，因此总体的影响是模糊的。

## 2、社会医疗保险与医疗支出

解最优化方程得到代表性个体的医疗支出为：

$$m_t = \frac{\varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (1-\sigma)(\tau_i + \eta\tau_p) - \sigma(1-\eta)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)\sigma} w_t \quad (23)$$

医疗支出占工资的比例为

$$\frac{m_t}{w_t} = \frac{\varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t}) + (1-\sigma)[1 - (1+r_{1+t})\varphi]\tau_i + [\eta - \varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t})]\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)\sigma} \quad (24)$$

命题 3：社会医疗保险个人账户缴费率  $\tau_i$  对医疗支出比例的影响取决于  $1 - (1+r_{1+t})\varphi$ ，如果  $\varphi < 1/(1+r_{1+t})$ ，则随着社会医疗保险个人账户缴费率的上升，医疗支出占工资的比例会上升，这是因为个人账户可以抵扣医疗支出，缴费率上升意味着个人账户基金的增加，因此医疗支出也会随之增加。

统筹账户缴费率  $\tau_p$  对医疗支出的影响取决于  $\eta - \varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t})$ ，说明社会统筹账户缴费率对医疗支出比例的影响体现在两个方面：一方面，社会统筹账户的设立，统筹账户的缴费比例为  $\eta$ ，使得患病个体可以获得医疗的保障，因此个体倾向于增加医疗支出；另一方面是  $\varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t})$ ，即未患病个体向患病个体的转移比例越高，这一转移税率越高，降低了未患病个体用于医疗支出的资源。所以统筹账户税率对医疗支出比例影响的净效应是模糊的，取决于模型中的参数设定。

## 3、社会医疗保险与健康人力资本

$$\frac{h_{t+1}}{h_t} = Dm_t^\theta h_t^{1-\theta} = D \left\{ A(1-\alpha) \frac{\varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (1-\sigma)(\tau_i + \eta\tau_p) - \sigma(1-\eta)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)\sigma} k_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \right\}^\theta h_t^{-\theta} \quad (25)$$

命题 4：社会医疗保险个人账户缴费率和统筹账户对健康人力资本的影响是模糊的。社会医疗保险个人账户缴费率  $\tau_i$  对健康人力资本的影响取决于  $1 - (1+r_{1+t})\varphi$ ，如果  $\varphi < 1/(1+r_{1+t})$ ，则随着社会医疗保险个人账户缴费率的上升，健康人力资本会上升。

## 4、社会医疗保险与经济增长率

在稳态时， $k_{t+1} = k_t = k^*$ ，从而得到

$$k^* = A \frac{\theta}{\alpha} (1-\alpha)^{\frac{1+\theta}{\alpha}} \left[ \frac{\rho}{1+\rho} - \frac{(1-\sigma)\tau_i + (\eta-\sigma)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p)} + \tau_i + \eta\tau_p \right]^{\frac{1-\theta}{1+\theta\alpha-\alpha}}$$

$$\left\{ \frac{\varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (1-\sigma)(\tau_i + \eta\tau_p) - \sigma(1-\eta)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)\sigma} \right\}^{\frac{\theta}{\alpha^2 - \alpha - \theta\alpha^2}}$$

(26)

同样，在稳态时  $h_{t+1} = h_t = h^*$ ，从而得到

$$h^* = A \frac{\alpha\theta - \alpha\theta^2 - 1 - \theta}{\alpha - \alpha^2 + \theta\alpha^2} D^{\frac{1}{1-\alpha+\theta\alpha}} (1-\alpha)^{\frac{2}{1-\alpha+\theta\alpha}} \left[ \frac{\rho}{1+\rho} - \frac{(1-\sigma)\tau_i + (\eta-\sigma)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p)} + \tau_i + \eta\tau_p \right]^{\frac{-\theta}{1+\theta\alpha-\alpha}}$$

$$\left\{ \frac{\varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (1-\sigma)(\tau_i + \eta\tau_p) - \sigma(1-\eta)\tau_p}{(1+\rho)(1-\sigma)\sigma} \right\}^{\frac{\theta - \alpha\theta}{\alpha^2 - \alpha - \theta\alpha^2}}$$

(27)

由经济增长理论可知，当经济处于平衡增长路径时，人均产出、人均物资资本以及人均人力资本都以相同的速度增长，有

$$\frac{y_{t+1}}{y_t} = \frac{k_{t+1}}{k_t} = \frac{h_{t+1}}{h_t} = 1 + g_t = 1 + g_{k,t} = 1 + g_{h,t}, \text{ 令平衡增长路径上的增长率为 } 1+g.$$

联立方程得到得到稳态的增长率为：

$$1+g = A^{\frac{\theta}{1-\alpha(1-\theta)}} D^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha(1-\theta)}} (1-\alpha)^{\frac{2\alpha\theta - \alpha - \theta + 1}{1-\alpha(1-\theta)}} \sigma^{\frac{\theta(\alpha-1)}{1-\alpha(1-\theta)}} \left[ (1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) \right]^{\frac{1+\theta-\alpha}{1-\alpha(1-\theta)}} \left[ (1-\rho)(1-\sigma) \right]^{\frac{-\theta}{1-\alpha(1-\theta)}}$$

$$\frac{\left\{ (1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) \left[ \rho + (1+\rho)(\tau_i + \eta\tau_p) \right] - (1-\sigma)\tau_i - (\eta-\sigma)\tau_p \right\}^{\frac{\alpha-1}{1-\alpha(1-\theta)}}}{\left[ \varphi(1-\sigma)(1+r_{1+t})(1-\tau_i - \tau_p) + (1-\sigma)(\tau_i + \eta\tau_p) - \sigma(1-\eta)\tau_p \right]^{\frac{\theta(\alpha-1)}{1-\alpha(1-\theta)}}}$$

(28)

由(28)式可以得到命题5：社会医疗保险个人账户缴费率和统筹账户对经济增长的影响是模糊的。个人账户缴费率对经济增长的影响体现在：在存在有效需求不足的情况下，个人账户的缴费率可以替代预防性储蓄，同时还具有乘数效应，按照凯恩斯理论，个人账户缴费增加意味着创造了相同的需求，创造的需求会促进生产和产出，由此增加的产出，反过来会增加政府财政收入和就业。这样每增加一元钱的缴费，其最终导致超过一元钱的总产出增长，这就是个人账户缴费

率对经济增长产生的乘数效应。

社会统筹账户缴费率对经济增长的影响主要通过以下两个方面起作用：一是影响物质资本的积累。通过储蓄，根据命题 1，社会统筹账户缴费率在两个方面影响储蓄率，并且净效应是负的，因此过高的医疗保险统筹税率会减少物质资本积累，从而降低经济增长率；二是社会统筹账户缴费率会影响医疗支出，命题 2 的分析说明社会统筹账户缴费率带来的净效应是模糊的，因而对经济增长的影响不确定。总之，社会统筹账户缴费率对经济增长的净效应取决于模型中的参数设定。

### (三) 参数校准

通过理论模型部分的分析可知，社会医疗保险个人账户和统筹账户缴费率会对个体储蓄率、物资资本积累、人力资本以及经济增长产生影响。为了能够解释和预测社会医疗保险对中国经济增长的影响，本节校准中国经济的相关参数并对理论分析结果进行数值模拟，以下假设是为了得到现实基准模型作出的。本文根据已有文献的研究结论来确定模型中的参数，这样可以避免参数设置的随意性并使参数的取值接近现实。

沿用赵志耘（2011）年的研究，测算的我国 1979 年到 2009 年的全要素生产率的年增长率，取平均值来度量技术进步率，得到  $g=1.66\%$ ，根据冯晓、朱彦元（2011）的研究，取固定资产折旧率为  $\delta_k=5.9\%$ 。潘杰等人（2013）使用工具变量模型发现医疗保险对个人报告健康好的可能性提高了 64.6%，因此本文将  $\theta$  的取值定为 64.6%。沿用王小鲁和樊纲对资本产出弹性的估计值 0.4，本文将资本产出弹性取值为 0.4。类似于刘永平和陆铭（2008）的做法，本文将代表性个体第二期消费的时间偏好因子  $\rho$  取值为 0.78。由于个体在生命周期患病的概率很高，因此这里假定患病的概率为 1。目前文献中关于医疗费用效用贴现率的参考文献非常有限，医疗费用效用的贴现率可以看作将未来的医疗费用转化为预防保健的替代率，这里取 0.3。根据中国现行个人和社会统筹账户的费率规定，社会医疗保险缴费占工资总额的 0.02-0.03，全部进入个人账户，而单位缴纳占工资总额的 0.06-0.08，其中划入个人账户的比例为 0.01，其余 0.05-0.07 划入统筹账户，因此我们设定个人账户缴费率的基准值为 0.02，单位缴纳医疗保险的费率为 0.07，划入个人账户的比例为 0.01。根据前文的数据可以知道，我国城镇职工住院的报销比例平均为 71.4%，门诊使用个人账户报销，因此自付比例的值设定为 0.286。 $r$  是利率，取一年期存款基准利率 0.015，最后，本文设定  $A=D=2.13$ ，以得到一个与中国现实相符的经济增长率。各参数的基准取值如下表，基本参数决定的模型为基准模型，由于社会医疗保险影响增长的经济机制依赖于参数  $\eta$ ，我们将改变其取值，进行敏感性分析。

表 2 参数校准

参数	表示意义	取值
----	------	----



$\theta$	人力资本生产函数中医疗的产出弹性	0.646
$\alpha$	生产函数中物质资本产出弹性	0.4
$\rho$	时间偏好因子	0.78
$p$	患病的概率	1
$\varphi$	医疗费用效用的贴现率	0.3
$r$	利率	0.015
$\tau_i$	社会医疗保险个人缴费率	0.02
$\tau_p$	社会医疗保险单位缴费率	0.07
$\eta$	单位缴费划入个人账户的比例	0.01
$\sigma$	自付比例	0.286
$D$	健康人力资本生产技术参数	2.13
$A$	生产技术参数	2.13

#### (四) 数值模拟结果

表 3 显示, 在当前的参数假设下, 统筹账户费率与储蓄率和经济增长率数值模拟的结果显示: 统筹账户缴费率越高, 个体储蓄率越低, 社会最优储蓄率越低, 经济增长率越低。统筹账户费率每增加 15%, 会降低经济增长率 0.796% 左右。这说明政府通过提高统筹账户费率来提高医疗保障将会降低家庭的储蓄率, 从而降低物资资本积累, 尽管统筹账户费率提高具有人力资本投资的激励作用, 但对物资资本的效应起到了主导的作用, 从而对经济增长的净效应为负。这与本文的理论预期以及前面的模拟结果相一致。

表 3 统筹账户费率与储蓄率和经济增长率

统筹账户 费率 (%)	个体最优 储蓄率 (%)	社会最优 储蓄率 (%)	经济增长 率 (%)
0	0.46	0.49	10.958
2	0.45	0.47	10.850
4	0.44	0.46	10.643
6	0.44	0.46	10.541
8	0.44	0.45	10.344
10	0.43	0.45	10.251
15	0.42	0.45	10.162

表 4 显示, 在当前的参数假设下, 个人账户费率与储蓄率和经济增长率数值模拟的结果显示: 个人账户缴费率越高, 家庭储蓄率越低, 经济增长率越高。个人账户费率每增加 15%, 会提高经济增长率 1.23% 左右。这是由于个人账户缴费率提高, 有助于增加社会物质资本并降低个体对于疾病的预防性储蓄, 同时健康人力资本也会上升, 从而促进经济增长。

表 4 个人账户费率与储蓄率和经济增长率

个人账户 费率 (%)	个体最优 储蓄率	社会最优 储蓄率	经济增长 率 (%)
----------------	-------------	-------------	---------------

	(%)	(%)	
0	0.427	0.427	8.199
2	0.426	0.447	8.277
4	0.426	0.467	8.885
6	0.426	0.487	8.929
8	0.426	0.506	9.214
10	0.425	0.526	9.346
15	0.424	0.575	9.429

### (五) 参数变化测试

接下来进行政策参数试验。根据前文的分析可以看出单位缴费划拨到个人账户的比例  $\eta$  会影响经济增长，因此我们改变  $\eta$  的取值，观察其对经济增长的影响。

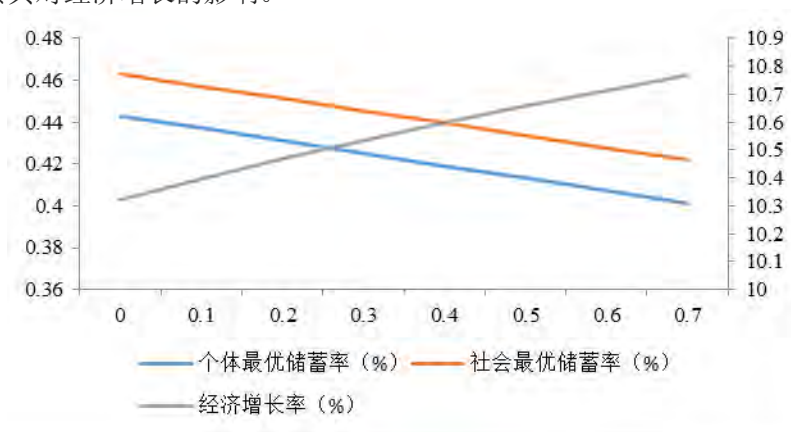


图 5 单位缴费划拨到个人账户的比例同经济增长

通过分析可以发现，单位缴费划拨到个人账户比例增加可以促进经济增长，这验证了前文个人账户缴费率对经济增长的乘数效应。

## 六、结论与政策建议

### (一) 本文的主要结论

“统帐”结合的社会医疗保险模式是一种具有中国特色的制度安排，社会医疗保险改革的困境在于如何在公平和效率之间进行权衡并找到平衡点，但只要社会医疗保险能够不断提高物质资本和人力资本，就可以促进经济增长，解决我们医疗保险制度改革中存在的问题。

本文从物质资本和人力资本的角度分析社会医疗保险对经济增长的影响，理论模型的结果显示，个人账户和统筹账户缴费率对经济增长的影响取决于模型参数的设定，数值模拟的结果显示，统筹账户缴费率越高，经济增长率越低，而个人账户缴费率越高，经济增长率越高，单位缴费划拨到个人账户比例增加可以促进经济增长。

因此，“统帐”结合的社会医疗保险模式还是比较适合中国的情况的，只要社会医疗保险能够不断促进物质资本和人力资本的积累，个体从社会医疗保险中获得的保障和激励相结合，就可以使社会医疗

保险同经济增长处于一个良性的循环中。

## （二）政策建议

根据本文的研究，提出以下政策建议：一是重视医疗保险制度改革在提高居民健康状况中的作用，从根本上为提高我国健康人力资本提供制度保障；二是社会医疗保险是经济增长的促进因素，因此财政对社会医疗保险的投入不仅仅是纯消耗和消费性的支出，而更是一种具有未来收益的投资；三是在制定社会医疗保险的相关政策时，应当考虑到社会医疗保险、物资资本、人力资本和经济增长的相互关系，探求如何协调个人账户和统筹账户，建立一个具有激励机制的社会医疗保险制度，能最有效地促进经济增长。

本文只是对我国统帐结合的社会医疗保险制度增长效应的一个粗略分析，但其实我们现存的社会医疗保险制度中的城镇居民医疗保险和新农合都没有个人账户，且现在面临城乡医疗保险制度的整合，因此文章还存在诸多拓展的空间。本文的模型是一个代表性个体模型，即经济中的所有行为人是同质的，事实上经济中的行为人通常是异质的。且我国之前的社会医疗保险“碎片化”，不同群体消费、储蓄和人力资本投资的决策也存在很大差异，因此如何通过合理的制度设计，既能更好地照顾到弱势群体的利益，又能更好的促进经济快速增长应当成为研究重点，这可以作为未来的研究方向。

## 参考文献

- [1]王弟海, 龚六堂, 李宏毅, 健康人力资本、健康投资和经济增长——中国跨省数据为例[J], 管理世界, 2008年第3期: 27-39.
- [2]王弟海, 健康人力资本、经济增长和贫困陷阱[J], 经济研究, 2012年第6期: 144~155.
- [3]杨建芳 龚六堂 张庆华, 人力资本形成及其对 经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验[J], 管理世界, 2006年第5期: 10~35.
- [4]Agenor,P.R. Meanides, K. 2006, "The allocation of public Expenditure and Economic Growth", Political Economy, 115(6):925-985.
- [5]Agenor,P.R. 2008. Health and infrastructure in a model of endogenous growth, Macroeconomics, 30, 1407-1422.
- [6]Barro, R. J., 1996, "Health and Economic Growth", paper presented at the Senior Policy Seminar on Health, human Capital and Economic Growth: Theory, Evidence and Policies, Pan American Health Organization and Inter-American Development Bank[J], Washington, DC.
- [7]Bloom, D.E., D. Canning and P.N. Malaney, 2000, Demographic Change and Economic Growth in Asia [J], Population and Development Review, 26(supp.): pp.257~290.
- [8]Bloom, D. E. and D. Canning, 2005, Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence[J], CDDRL Working Papers, Stanford Institute of International Studies, Stanford University.
- [9]Carmichael B, Dissou Y. Health insurance, liquidity and

growth [J]. *The Scandinavian Journal of Economics*, 2000, 102: 269-284.

[10] Fogel, Robert W., 2002, Nutrition, Physiological Capital and Economic Growth [J], paper presented at the Senior Policy Seminar on Health, human Capital and Economic Growth: Theory, Evidence and Policies, Pan American Health Organization and Inter-American Development Bank, Washington, DC.

[11] Grossman, M., 1972, *the Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation* [J], Columbia University Press.

[12] Hosoya, Kei, 2002, Health, Longevity, and the Productivity Slow down [J], Project on Intergenerational Equity, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Discussion Paper Series, No. 25.

[13] Hoyt Bleakley. Health, Human Capital and Development [J] .*Annual Review of Economics*, 2010 (2).

[14] Hosoya, Kei, 2003, Tax Financed Government Health Expenditure and Growth with Capital Deepening Externality [J], *Economics Bulletin*, Vol. 5 (14) , pp.1~10.

[15] Lorentzen, Peter L., J. McMillan and R. Wacziarg, 2005, Death and Development [J] , NBER Working Papers 11620, National Bureau of Economic Research, Inc.

[16] Martin Fe Lucas, R. E., 1988, On the Mechanics of Economic Development [J], *Journal of Monetary Economics*, Vol.22, pp.3~42.

[17] Mushkin S. J. 1962, Health as an Investment, *Political Economy*, 70(5), 129-157

[18] Peter Haiss, Kjell Sümegi .The Relationship of Insurance and Economic Growth A Theoretical and Empirical Analysis [J] .

[19] Savedoff, W. D. and Schultz, T. P., 2000, Earnings and the Elusive Dividends of Health [J], In Savedoff, W. D. and Schultz, T. P., *Wealth from Health*, Washington, D. C.: The InterAmerican Development Bank, pp.1~34.

[20] Solow. R M A. Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly* [J] .*Journal of Economics*. 1956(70) :165-194.

[21] Zon, A. H. van and J. Muysken, 2001, Health and Endogenous Growth [J], *Journal of Health Economics*, 20, pp.169~185.

[22] Webb I.P., Grace MF, Skipper H. D., 2002, "The Effect of Banking and Insurance on the Growth of Capital And output", Center for Risk Management and Insurance Working Paper, No.02— 1.

[23] van Zon, A. H. , and J. Muysken, 2001, "Health and Endogenous Growth", *Journal of Health Economics*, 20, 169—185.

[24] van Zon, A. H. , and J. Muysken, 2003, "Health as a Principal Determinant of Economic Growth" , Working paper , MERITInfonomics Research Memorandum.

[25] Weil, D. N. , 2007, "Accounting for the Effect of Health on Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 122, 1265—1306.

# 保险发展与经济增长的非线性关系——基于 门限效应模型的实证研究

周倩<sup>1</sup>

## 摘要:

保险发展对经济增长的影响在过去五十多年受到越来越广泛的关注。本文采用 1997-2016 年我国省级面板数据,借鉴 Hansen(1999)提出的门限效应模型实证财险、寿险的经济增长效应与经济发展水平、金融深化、社会文化程度等因素的内在联动关系。研究发现,经济发展水平、经济开放度、股市深化程度以及平均受教育水平高的地区保险促进经济增长的作用更显著,过高的固定资产投资比和通货膨胀不利于寿险发挥经济增长效应。寿险、财险与经济增长表现出不同的非线性关系,寿险规模更大,发展更快,但不同经济文化环境下,其对经济增长的边际贡献都不如财险。

**关键词:** 保险深度, 经济增长, 门限效应, 金融深化, 社会文化水平

## 一、引言

随着金融市场深化改革的落实,保险在现代金融业中的作用逐渐体现出来,寿险的融资功能促进储蓄转化为投资,财险的经济补偿功能为社会再生产保驾护航。继 2006 年“国十条”颁布后,2015 年《国务院关于加快发展现代保险服务业的若干意见》等“新国十条”继续成为保险发展的助推器。

在保险与经济增长关系的研究中,国内外对于经济基础决定保险发展已达成共识。而对于保险对经济增长的作用一直众说纷纭。实证分析发现在不同的经济、文化与法律制度背景下,保险对经济增长的影响会发生变化 (Porta et al., 1996; Levine, 1999; Esho et al., 2004; Haiss & Sümegi, 2008; Law et al., 2013; Lee et al., 2016)。例如, Lee et al.(2016)表示经济发展成熟后保险对经济增长的促进作用会显著降低,经济风险增加或者经济自由度下降也不利于保险促进经济增长。Han(2017)实证得出保险对经济增长的影响因时间段,收入水平和金融发展而异。在中国,

---

<sup>1</sup>周倩, 中央财经大学保险院系硕士研究生。

保险业的发展在东、中、西地区呈现明显的差异(黄薇, 2006), 沿海地区的保险业对于经济增长的促进作用更大(郑慧、王涛, 2015)。曾智、姚鹏(2014)认为保险对经济增长促进力度随着保险发展水平而变化, 蒲成毅、潘小军(2012)论证了市场化更高的经济体保险的经济增长效应越强。此外, 吴洪和赵桂芹(2010)发现保险与银行业有替代关系, 与证券业可能有协同作用但不显著, 保险发展的经济增长效应受到其他金融机构发展的影响。虽然保险与经济增长的影响相关研究近年已逐渐增多, 但是对两者之前非线性关系的探讨仍然较少, 若能通过合理的计量方法对不同经济文化环境下保险-经济增长效应进行检验, 得到的模型将更符合保险促进经济增长的实际路径。

本文的关注点在于: 在中国, 保险与经济增长之间形成了怎样的非线性关系? 研究的重点在于经济发展水平、金融深度和社会文化水平对于保险发展的经济增长效应的调节作用, 同时也检验了公共财政支出、经济开放度、固定资产投资水平对上述非线性关系的影响作用。与过往文献相比, 本文利用省级面板的最新数据, 把影响中国经济增长的重要变量(投资、进出口、通货膨胀、政府财政支出、教育水平)都纳入模型, 同时将银行业、证券业为代表的金融深度考虑在内, 在计量方法上选用门限效应模型探究保险与经济增长的非线性关系, 避免了传统交叉模型中确定指标分段值的主观性。

在应用层面, 我国幅员辽阔, 经济发展呈现出地域不平衡性, 金融深化程度与政府监管水平也存在较大的差异。因此, 确定保险与经济增长的关系对政府部分进行宏观经济决策有着重要的指导意义。此外, 随着金融一体化加快, 保险与银行、证券业之间相互竞争、融合的趋势越来越明显, 确定不同产业在促进经济发展时互相影响的方式, 有利于及时调整产业引导政策, 充分发挥各产业促进经济增长的作用。

## 二、理论模型与假设

### (一) 保险促进经济增长的理论基础

保险公司对经济增长的贡献路径主要是两条: 风险转移和投资活动(Outreville, 1990)。具体而言, 保险降低了财产损失的不确定性和投保人对风险的焦虑, 从而增加消费, 激励新产品与新技术的研发。同时, 作为金融中介中的重要角色, 保险将收集到的保费投到房地产、股票、债券和基金等市场中, 由于寿险等产品的赔付周期较长, 相较于银行业等金融中介, 保险能制定更长期的投资策略, 进而促进经济繁荣(Haiss, et al., 2008)。

借鉴新金融发展理论 Pagano 模型, 保险促进经济增长的路径可以通过  $g = A s \Phi - \delta$  来解释。其中,  $g$  为经济增长率,  $A$  为技术系数,  $s$  为总储蓄率,  $\Phi$  为储蓄转化为投资的比例,  $\delta$  为折旧率。在技术  $A$  层面, 保险能为新兴市场的高风险技术研发保驾护航, 如航天保险、核电保险、海洋石油开发保险等降低了相关领域的企业和科研者创新失败的成本, 进而提高项目研发积极性。其次, 保险增加了金融产品多样性, 进而提高资

源配置效率(Liedtke, 2007), 例如信用违约掉期 (CDS) 等信贷衍生工具将银行投资的部分风险转移到保险公司, 从而提供银行系统的运行效率。在 $\Phi$ 层面, 保险机构吸纳个人资金闲置部分, 挤占储蓄资金额, 并投向房地产、股市与债市, 实现储蓄转化为投资的作用。从 $s$ 看, 消费储蓄型保险产品会提高 $s$ , 但保险的经济补偿功能可能会降低人们的预防性储蓄, 因此在 $s$ 上保险对经济增长的影响方向不确定。

## (二) 理论模型假设

保险对经济对经济增长的影响可能是线性的也可能是非线性的。从1997年~2016年全国各省的人均GDP与保险深度的散点图可以看出, 无论是寿险还是财险深度与人均GDP之间都表现出正相关, 并存在非线性趋势。有鉴于此, 本文结合过往文献提出H1~H3三种非线性假设, 同时对H4寿险、财险的经济增长效应存在差异假设进行检验。

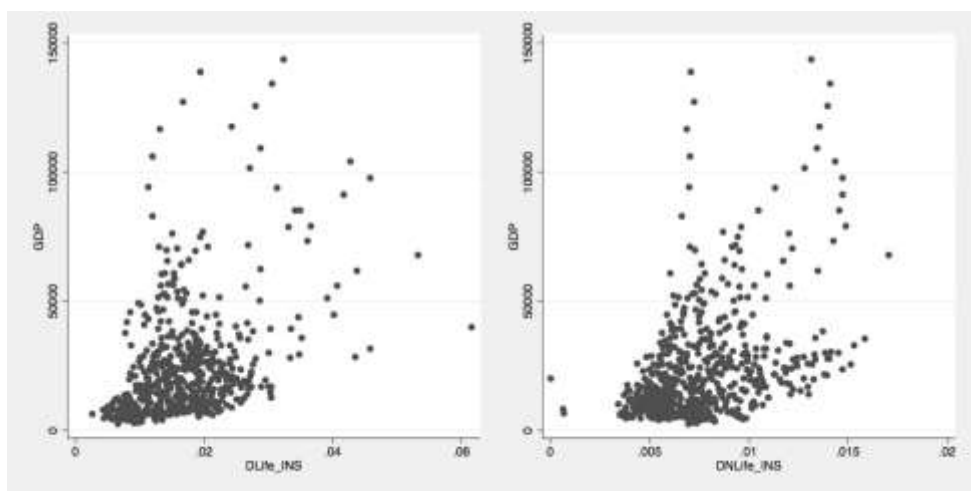


图 1 1997 年~2016 年寿险、财险深度与实际人均 GDP 关系的探索性分析散点图

H1: 不同经济发展水平下保险的经济增长效应有显著差异

Ward & Zurbrugg (2000)和 Quigley (1996)实证发现经济发展水平更高的国家, 保险的经济增长效应不再显著。无论是寿险、非寿险还是保险总体, 发展中国家(Han et al., 2010)、中低收入国家(吴洪、赵桂芹, 2010; Arena, 2008)的保险对经济增长的促进作用表现的更强劲。张晶(2013)发现保险对经济增长的促进作用会随着经济发展水平先上升后下降。胡晓(2015)认为, 随着虚拟经济的不断发展, 保险发展甚至会抑制实体经济的增长。

与之相反的, Liu et al. (2016) 提出当经济发展水平低于一个门限值, 寿险发展会抑制经济增长, 而这种抑制作用随着经济水平的提高不再显著。Hou & Cheng (2017)发现从长期来看, 寿险对经济增长的促进作用在

高收入国家显著而在低收入国家不显著,这可以从 Mishkin (2005)研究结论中得到解释:高收入国家尽管经济增长率较低,却拥有相对完善的信息流通和促进金融市场运行的监管体系。欧盟各国在文化、政治体制等方面相差不大,但是相对于新兴市场,成熟市场的保险对经济增长促进作用更显著 (Haiss & Sümegei, 2008)。温健、何小伟(2017)利用中国各省中也证实了总保险、寿险、非寿险的经济增长效应都随着收入水平的提高而增强。

胡宏兵、郭金龙 (2010)对中国 1980 年到 2008 和 1992 年到 2008 年的数据分别进行格兰杰因果检验,发现只有在保险得到高速发展的 1992 年之后,保险发展才成为经济增长的格兰杰原因。Rousseau & Wachtel (2011)发现“金融发展-经济增长”存在通货膨胀的门限效应,而温健、何小伟(2017)实证中得出通货膨胀对保险经济增长效应没有显著的门限效应。

H2: 不同金融市场深度下保险的经济增长效应有显著差异

银行业与寿险可能存在替代关系,资源有限时,相比寿险,政府首先发展银行业,风险厌恶者也更倾向于储蓄,寿险在经济增长中的融资能力被削弱 (Beck & Webb, 2003; 吴洪 & 赵桂芹, 2010; 赵进文、邢天才, 2010; Hou & Cheng, 2017)。此外,徐阳、屈广玉(2017)发现金融风险加剧会导致资产不良率提高,影响财险风险转移功能的发挥。简而言之,金融发展通过抑制保险的融资功能与风险转移功能影响其对经济增长的作用。

另一方面,银行业、股市与保险市场对经济增长有协同作用,银行放贷时要求贷款人购买保险,保险为股市投资提供了资金,银行和股市发展又提高了投资效率,为保险提供了更好的金融环境,三者在经济增长中互相促进(徐阳、屈广玉, 2017; Arena, 2008; Adams et al., 2009; W.N.W & PETER, 2011; Pradhan et al., 2015;)。

H3: 不同社会文化水平下,保险的经济增长效应有显著差异

期望效用理论认为理性人是收益偏好和风险厌恶的, Schlesinger (1981) 和 Szpiro (1985) 提出风险厌恶会增加保险的消费。风险厌恶程度在实证中衡量的指标通常为教育水平,因为随着教育水平的提高,个人会对保险必要性有更强的认同感,从而增加对保险的购买(Browne and Kim, 1993), Alhassan, A. L. and N. Biekpe (2016)发现在非洲,教育水平的提高会减少寿险需求。但也有学者提出教育水平会使得个体承担风险的能力提升,因而表现出与风险厌恶程度的负相关性。(Outreville and Szpiro, 1998)。

H4: 寿险与财险的经济增长效应有显著差异

保险中的不同产品线对于经济增长的影响可能相同也可能不同。Kugler & Ofoghi (2005) 发现在英国经济损失险 (pecuniary loss insurance) 对经济增长的影响与其他保险品种不同。Webb (2000)将保险拆分为寿险和财险后,发现寿险对经济增长影响积极显著,而财险不再显著。此外, Arena (2008), Pradhan et al. (2015), Hou & Cheng (2017) 等也证实了寿险、非寿险对经济增长的影响不同。在我国,非寿险市占



有率较低,投融资能力不足,而寿险发展快于非寿险,在资金筹集阶段更有效率(黄薇,2006;王建伟、李关政,2008;邵全权,2015),非寿险消费侧重风险分散和经济补偿,寿险消费侧重资金融通,寿险发展呈现显著的经济增长效应,非寿险对经济增长的效应可能不显著(邵全权,2012;任燕燕、尚君,2013;曾智、姚鹏,2014;徐阳、屈广玉,2017),但在市场风险较大时,财产险会在经济增长中发挥重要作用(廖朴,2015)。

表格 1 保险发展对经济增长影响的相关假设条件与衡量标准

假设条件	衡量标准
H1: 寿险与财险	寿险深度、财险深度
H2: 不同经济发展水平	人均产出、通货膨胀率、市场开放度、政府财政支出、固定资产投资比
H3: 不同金融市场深度	银行深度、股市深度
H4: 不同社会文化	教育水平

### 三、模型设定、估计方法和数据

#### (一) 模型设定

在分析经济发展水平、金融深化等因素对保险与经济增长二者关系的调节效应时,传统的研究方法多采用分组检验或设定分组哑变量与核心变量的交叉项。但是,这两种方法都无法检验门限的个数及其准确值,也无法对分组样本回归结果的差异性进行统计检验,基于此,本文采用 Hansen (1999) 的非动态面板门限回归技术考察保险发展与经济增长的非线性关系,模型设立如下:

$$LNGDP_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}INS_{it}I(q_i \leq \gamma) + \beta_{2i}INS_{it}I(q_i \geq \gamma) + \theta_i Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $LNGDP_{it}$  为实际人均 GDP 的对数,  $INS_{it}$  为 i 省/市的保险深度,  $q_i$  为门限变量,在本文中为文化制度因素相关的代理变量,  $\gamma$  为门限阈值,  $Z_{it}$  为控制变量。采用上述模型不仅可以估计出门限值,还可以对门限值的准确性及内生的“门限效应”进行显著性检验。

#### (二) 估计方法

##### 1. 存在性检验

本文借鉴 Hansen (1999) 年提出的门限值估计方法,搜索上式 (1) 中的每个门限变量下的最优门限值,最优的门限值就是使  $S_n(\gamma)$  最小的  $\hat{\gamma}$ 。被定义为:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma_n} S_n(\gamma) \quad (2)$$

其中,  $\Gamma_n$  为所有可能的门限值, Hansen(2000) 将门槛变量中的每一观测值均作为了可能的门槛值,最终将满足式(3)的观测值确定为门槛

值。

## 2. 显著性检验

确定最优门限值后，要继续考察以门限值对样本分组后，其模型估计参数是否显著不同。其中，检验的原假设为不存在门限值，即  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ ，备择假设下存在冗余参数  $\gamma$  (nuisance parameter)，因此不能使用传统的 Chow 检验，因而 Hansen (1999) 构建了 LM 统计量：

$$L = n \frac{S_0 - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})} \quad (3)$$

其中， $S_0$  是在零假设下的残差平方和。由于 LM 统计量并不服从标准的分布。因此，Hansen(2000)提出了通过“自举法”(Bootstrap)来获得渐进分布的想法，进而得出相应的概率 p 值，也称为 Bootstrap P 值。当 Bootstrap P 值小于 0.01 时，表示在 1% 的显著性水平下通过了 LM 检验，以此类推。

## 3. 置信区间

当确定某一变量存在“门限效应”时，还需要进一步确定其门限值的置信区间。即对零假设  $H_0: \hat{\gamma} = \gamma$  进行检验，“似然比统计量”(Likelihood Ratio Statistic)可表示为：

$$LR_n(\gamma) = n \frac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})} \quad (4)$$

Hansen (1999)认为，当  $LR_n(\gamma) \leq c(\alpha) = -2\ln(1 - \alpha)$  时，不能拒绝零假设( $\alpha$ 表示显著性水平)。其中，在 95% 的置信水平下， $c(\alpha)$  等于 7.35。

以上的检验过程为只有一个门槛值的检验过程，为了能确定是否存在两个门槛值或者是更多的门槛值，我们应当检验是否存在两个门槛值，拒绝  $L$  意味着至少存在一个门槛值。我们可以假设已经估计  $\hat{\gamma}_1$ ，然后开始寻找第二个门槛值  $\hat{\gamma}_2$ 。在确定有两个门槛值后，再寻找第三个门槛值，方法都和前面的一样，直至我们不能拒绝零假设。

### (三) 变量选取

#### 经济增长变量

国内生产总值能衡量一地区的经济发展水平，由于各地的通货膨胀与人口规模存在差异，为衡量不同省份的实际经济增长水平，本文采用 1997 年为基期的人均实际 GDP 作为经济增长的代理变量。

#### 保险发展变量

在探究保险发展与经济增长的文献中，对于保险的发展水平衡量方式主要有三种：保险收入法、保险深度法和保险密度法。保费收入能够衡量保险市场的总体规模，但当对比不同国家的保险市场发展时，保费收入忽略了人口因素，不能精准的反映出保险发展的实际水平 (Browne and Kim, 1993)。保险密度法(Insurance Density)衡量人均层面上的保险发

展水平,但没有考虑到相对于经济发展水平,保险发展水平。保险深度法(Insurance Penetration)相较于保险密度,更能反映出保险业在一国或者一个地区经济发展中的地位。上述的保险密度、保险深度具体公式如下:

$$\text{保险密度} = \frac{\text{保费收入}}{\text{人口}} \times 100\% \quad (5)$$

$$\text{保险深度} = \frac{\text{保费收入}}{\text{GDP}} \times 100\% = \frac{\text{保险密度}}{\text{人均GDP}} \times 100\% \quad (6)$$

表格 2 2000~2017 年相关文献中对保险发展指标的选取

保险发展指标	采用过的文献
保费收入	Browne(1993);ward&Zurbruegg(2000); Tan(2005);Chen&Lee(2012)
保险密度	Patrick M. Liedtke(2007); Liyan Han(2010)
保险深度	Maurice Kugler & Reza Ofoghi(2005); Rudra P. Pradhan(2015,2016,2017); Marco Arena(2008); Lee, C. C., et al. (2016);C. Ndalul(2016)

#### 控制变量及门限变量

根据内生增长理论,人力资本、实物资本是促进经济发展的基本变量,本文以人均受教育年限(EDU)为人力资本的代理变量,以固定资产投资比(DFA)为实物资本的代理变量,同时控制通货膨胀(INF),政府财政支出比(DEXP)、开放度(DOpen)、金融深度(DBank、Dstock)和平均受教育水平(EDU)。各变量的表示方法如表列示。

表格 3 变量列表与描述

被解释变量	描述
LNGDP	实际人均 GDP 对数值(1997 年为基期)
DNLife_INS	财险深度
DLife_INS	寿险深度
DOpen	贸易进出口总额(亿元)/国内生产总值(亿元)
INF	通货膨胀水平(上年 CPI-1)
DFA	固定资产投资(亿元)/国内生产总值(亿元)
DEXP	政府财政支出(亿元)/国内生产总值(亿元)
EDU	人均受教育年限(年)
DBank	银行业金融机构贷款余额/国内生产总值

(四) 数据来源与描述统计

本文选取 1997 年~2016 年中国 30 个省市为样本，西藏由于早期数据缺失不包含在研究对象中。各省份的财产保险深度、人身保险深度来自各年份的《中国保险年鉴》，贸易进出口总额、固定资产投资水平、人均受教育水平来自《中国统计年鉴》，A 股股票总市值、银行业金融机构贷款余额来自各年份的《中国金融统计年鉴》。

保险费用收入、保险深度分别从规模与渗透程度角度描述了保险发展。图1、2分别列示了全国以及分省保费收入的发展情况。从全国范围看，我国2016年原保险收入以广东省居首，达到2986.06 亿元，北京、上海、四川的保险规模次之，西藏居于末位，仅有22.25亿元。从2007年到2016年，寿险、财险的规模都在扩大，寿险从地域分布看，包括长江三角洲地区、珠三角地区的整个东部沿海区域的保费收入规模较大，并呈现出由东向西梯度递减的趋势。

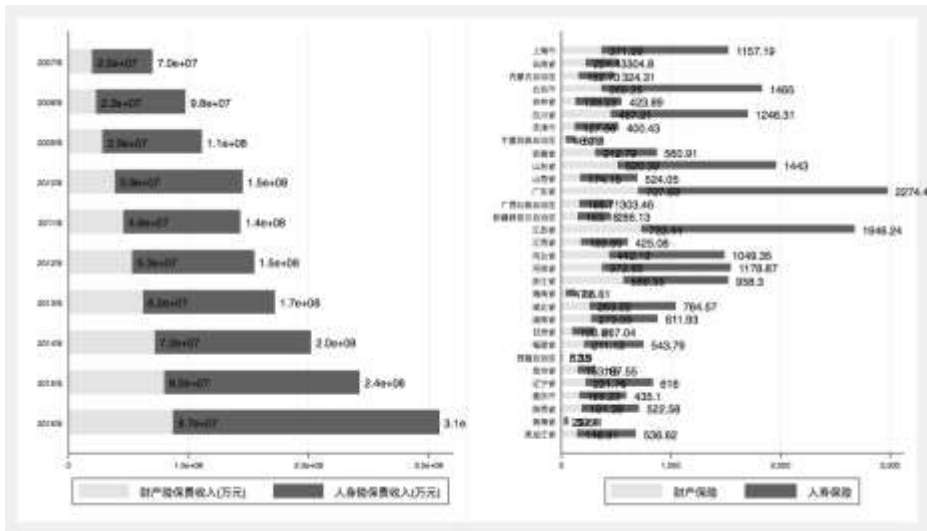


图 2 2007~2016 年全国寿险、财险规模与 2016 年分省寿险、财险规模条形图

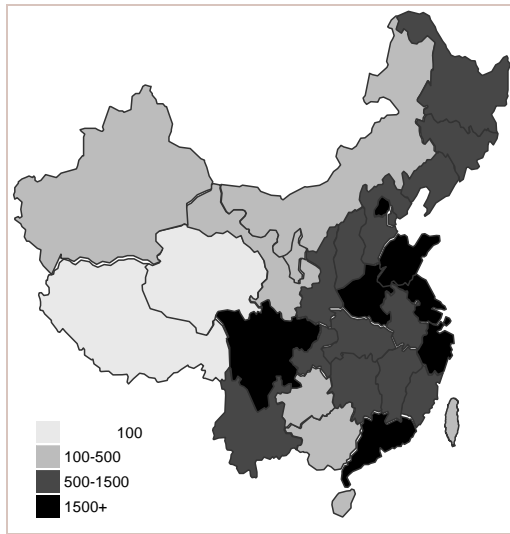


图 3 2016 年全国各省原保费收入规模地图（亿元）

表 3 列示了 2016 年我国各省的人均实际 GDP 等变量的描述性统计，2016 年上海市的实际人均 GDP 最高，为 143388.9 元，其次为天津、北京，而贵州最低，仅为 16681.89 元，各省份经济发展程度相差较大。此外，寿险深度平均为 0.021，最低的地区只有 0.0101，而最高的地区达到 0.0429，财险深度平均为 0.0110，最低只有 0.0071，最高达到 0.0159，图 1 汇总了 1997~2016 年全国分省的寿险、财险深度变化，可见各地寿险深度大于财险深度，近 20 年寿险、财险的深度都逐渐上升，寿险深度增速比财险快，但从整体趋势上看财险发展更平稳。

从表 3 中看出除了寿险、财险的深度，不同省份的其他经济变量之间极差也较大，下文进一步探究不同经济环境、金融深度和社会文化水平下保险对经济增长的影响。

表格 4 2016 年各变量描述性统计

Variable	Me	Std.	Min	Max
Obs	an	.		x
GDP	49201	31927	16681	143388
DNLife	0.0	0.0	0.0	0.0
_INS	110	026	071	159
DLife_I	0.0	0.0	0.0	0.0
NS	210	074	101	429
	0.8	0.2	0.2	1.3
DFAI	793	874	398	715
DOpen	0.2	0.2	0.0	0.9

	154	330	306	740
	0.2	0.1	0.1	0.5
DEXP	579	033	287	927
	0.0	0.0	0.0	0.0
INFL	179	046	110	320
				12.
	9.6	0.8	8.5	662
Educ	146	205	916	4
	1.4	0.4	0.7	2.5
DBank	998	519	986	737
	0.6	1.1	0.2	6.2
DStock	983	067	208	132



图 4 1997 年~2016 年我国各省财险深度与寿险深度线图

#### 四、实证分析

##### (一) 固定效应模型检验

借鉴的研究, 各省的保险对经济增长影响存在个体影响(截距影响), 但不存在变化的经济结构(系数), 即假定回归模型是个体变截距模型。在此基础上, 本文通过 Hausman 检验对个体变截距面板模型是固定效应模型(Fixed Effect Model)还是随机效应模型(Random Effect Model)进行检验。检验形式如下:

$H_0$ : 随机效应模型比固定效应模型更有效

检验统计量为  $H$ ，表达式为  $H = x'Kx = [b - \beta]' \hat{\Sigma}^{-1} [b - \beta]$  其中  $b$  是固定效应模型的估计系数， $\beta$  是随机效应模型的估计系数， $\hat{\Sigma} = Var[b] - Var[\beta]$ ， $H$  服从一定自由度的卡方分布 (Chi-squared)，若  $H$  大于临界值，则接受固定效应模型，反之则接受随机效应模型。检验结果显示  $H = \chi^2(6) = 37.71$  其中， $P$  值为 0.0000，即在 0.01 的显著性水平下，随机效应模型的被拒绝，应选用固定效应模型进行后续研究。

### (二) 固定效应回归结果

当不纳入金融深度即银行业金融机构贷款余额 (DBank) 和 A 股股票总市值 (DStock) 时，固定效应面板回归显示，无论是寿险还是财险的回归方程，所有解释变量在 0.05 的显著性水平下对经济增长有促进作用，当加入金融深度变量后，寿险深度、财险深度对经济增长的正回归系数变小，但仍能保持在 0.05 的显著性水平下显著。

从回归系数看，金融深度对经济增长的边际贡献远不及保险深度对经济增长的边际贡献，即随着金融市场发展趋于成熟，20 世纪以后银行业、股市对经济增长的边际贡献已不及其刚发展起来那样显著，相反，国内保险市场还处在发展阶段，其对经济增长的边际贡献仍然较大。具体而言，寿险、财险的回归模型中，控制变量的系数相差不大，而财险深度对经济增长的贡献远大于寿险，这与国内的财险、寿险发展现状大致吻合。

表格 5 加入银行业、证券业深度前后固定效应回归模型参数估计

VARIABLE	(1)	(2)	(3)	(4)	[(3)-(4)]/ max{(3),(4)}
S	DNLi fe_IN S	DLife_ INS	DNLif e_INS	DLife_ INS	
INFL	3.895 *** (0.60 3)	3.229* ** (0.578)	4.237* ** (0.702)	3.822* ** (0.690)	9.79 %
DOpen	0.763 *** (0.18 4)	0.756* ** (0.222)	0.716* ** (0.202)	0.696* ** (0.238)	2.79 %
DFAI	1.140 *** (0.28)	1.308* ** (0.263)	1.167* ** (0.272)	1.287* ** (0.249)	-10.2 8%

	2)				
DEXP	3.572 ***	3.725* *	3.500* **	3.566* **	1.85 %
	(1.19	(1.367)	(1.142)	(1.248)	
	6)				
Educ	0.001 07**	0.0015 8**	0.0008 49*	0.0011 7*	-27.4 4%
	(0.00	(0.0006	(0.0004	(0.0006	
	0503)	80)	80)	05)	
INS	62.49 **	15.90* **	52.25* *	15.90* **	69.5 7%
	(23.8	(4.646)	(24.87)	(4.646)	
	1)				
DBank			0.147	0.205*	-28.2 9%
			(0.137)	(0.111)	
DStock			0.0419 ***	0.0441 ***	-4.99 %
			(0.0124	(0.0135	
			)	)	
Constant	7.634 ***	7.531* **	7.532* **	7.531* **	0.01 %
	(0.12	(0.148)	(0.165)	(0.148)	
	6)				
Observations	600	600	600	600	
R-squared	0.837	0.837	0.842	0.844	
Number of id	30	30	30	30	

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### (三) 门限回归检验

分别将经济发展水平 (GDP、INFL、DOpen、DFAI、DEXP)、金融深度 (DStock、DBank、DLife\_INS/DNLife\_INS) 和社会文化程度 (Educ) 作为门限变量进行回归, 对其门限数量与门限值进行检验, 得到结果如表格 7、表格 8。其中, 寿险深度对经济增长影响的 DBank 门限在 0.1 的水平下不显著, 寿险深度对经济增长影响的 INFL、DBank 门限在 0.1 的水平下不显著。其他变量在 0.1 的显著性水平下存在 1 个到 2 个的门限值, 且似然比 LR 图也显示各门限值通过检验, 图 5 呈现了对于财险, 以 GDP 为门限变量时, 单门限、双门限的似然比趋势图, 从图中可以看出单门限下的门限值为 38070 元, 双门限下第二个门限为 21100 元。

表格 6 寿险深度对经济增长影响的门限变量及其参数检验



L.Threshold	Threshold Num.	Threshold value	Fstat	Prob
GDP	2	44569; 21100	82.03	0.0000
INFL	2	0.013; 0.0340	13.67	0.0933
DOpen	1	0.3435	75.73	0.0100
DFAI	1	0.9226	57.8	0.0033
DEXP	2	0.2532; 0.4022	53.79	0.0367
Educ	2	8.1235; 9.1877	32.28	0.0800
DLife_INS	1	0.0231	19.28	0.0667
DStock	1	1.1993	27.89	0.0267

表格 7 财险深度对经济增长影响的门限变量及其参数检验

Nl.Threshold	Threshold Num.	Threshold value	Fstat	Prob
GDP	2	38070;21100	68.39	0.0067
DNLife_INS	1	0.0057	35.05	0.0733
DOpen	1	0.3435	75.73	0.0133
DFAI	1	0.9226	87.09	0
DEXP	2	0.09;0.1284	78.34	0.0033
Educ	2	8.1235;9.8775	50.2	0.01
DStock	1	1.0414	52.01	0.01

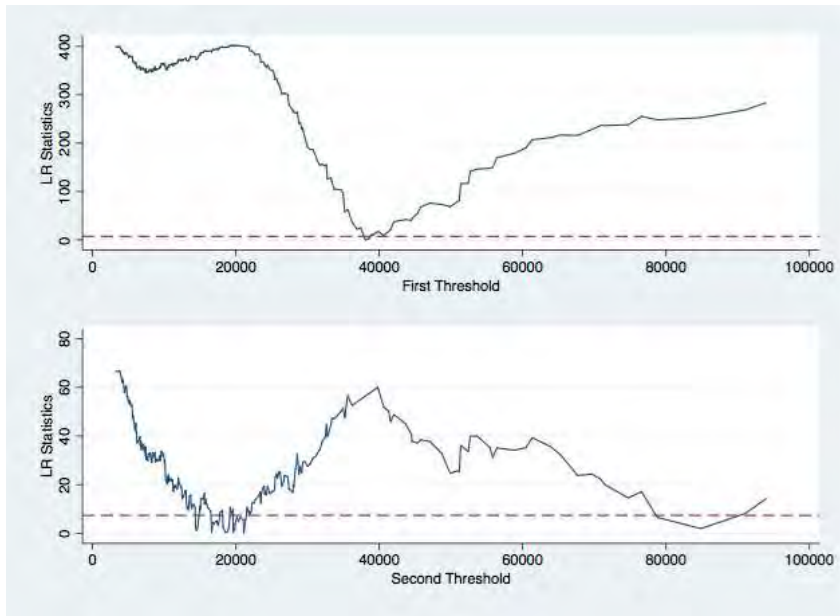


图 5 基于实际人均 GDP 门限变量的单、双门限检验似然比 (LR) 趋势图

### 1. 经济发展水平与经济结构为门限

表 9 汇总了各经济发展水平与结构的门限变量下, 保险与经济增长的回归模型中保险深度的系数, 每个门限下的完整回归模型结果见附表 1。当人均实际 GDP 低于 21100 元时, 财险深度的回归系数为-10.27, 即低收入水平下, 财险对经济增长为负效应, 人均实际 GDP 高于 21100 元时, 寿险、财险发展对经济增长有显著促进作用, 且在高于 38070 元 (财险) /44569 元 (寿险) 时, 保险对经济增长的促进作用会进一步加强, 以 2016 年的情况为例, 图 6 第一条与 Y 轴平行的参考线左边的贵州, 其财险发展反而抑制了经济增长, 寿险发展对于经济增长的促进作用也较弱, 而图 6 第二条与 Y 轴平行的参考线右侧的北京、上海、天津、浙江、江苏、广东等地保险对经济增长有高促进作用, 河南、湖南等地表现出较高水平的促进作用。

当通货膨胀在 0.013 与 0.034 之间时, 寿险发展对经济增长的促进作用最强, 过高、过低的通货膨胀都会使寿险发展的经济增长效应减弱, 而财险没有表现出通货膨胀的门限效应; 当市场的经济开放度 (进出口总额/国内生产总值) 处于 0.3435 以上时, 寿险、财险对经济增长的促进作用会显著增强; 当固定资产投资比高于 0.9226 时, 财险对经济增长的促进作用大幅度减弱, 寿险发展对经济增长甚至表现出抑制作用; 政府财政支出比在低于高于 0.1284 时, 财险发展才能对经济增长表现促进作用, 否则抑制经济增长, 低于 0.09 时抑制作用显著上升。对于寿险而言, 财政支出比只要低于 0.2532 时, 都为促进作用, 在高于 0.2532 后出现抑制作用, 并在高于 0.4022 时抑制作用加强。

在经济落后地区，信息流通受阻，增加了交易的摩擦成本，降低了经济运行的效率，如以 2016 年的情况为例，黑龙江、吉林、山西等地虽然保险深度与江苏、浙江、上海等地达到了相近的水平，但其长期的经济发展远不如江浙沪，保险在市场中发挥的作用受限。这个结果与温健、何小伟(2017)得出的“经济越发展，保险越重要”一致，也与 Haiss & Sümegi (2008)、Hou & Cheng (2017)对国外市场对研究结果一致。吴洪、赵桂芹(2010)运用 2008 之前的数据发现落后地区的保险对经济增长的促进作用更强，其与本文差异产生的原因可能是 2008 年以前国内仍处于保险刚起步阶段，落后地区的抗风险能力差，使得相较经济发达地区，其保险对经济的重要性更大，而本文结论得出于近 10 年后，经济发展水平有所提高，保险与经济的关系发生了变化。此外，对比研究方法，其以三分位数确定高中低经济发展水平存在主观性，造成实证结论有差异。此外，固定资产投资比高时，资金流动性下降，对于金融行业会造成一定的冲击。

表格 8 保险发展对经济增长影响的经济发展门限回归参数估计

寿险		财险	
门限变量	系数	门限变量	系数
GDP<21100	9.544***	GDP<21100	-10.27
21100<GDP<44569	22.35***	21100<GDP<38070	16.08**
GDP>44569	53.15***	GDP>38070	91.97***
DFAI<0.9226	13.47***	DFAI<0.9226	47.51***
DFAI>0.9226	-6.616*	DFAI>0.9226	4.745
Dopen<0.3435	19.36**	Dopen<0.3435	19.36**
Dopen>0.3435	102.8***	Dopen>0.3435	102.8***
DEXP<0.2532	12.30***	DEXP<0.09	-75.98***
0.2532<DEXP<0.4022	-6.160*	0.09<DEXP<0.1284	-2.277
DEXP>0.4022	-48.92***	DEXP>0.1284	50.93***
INFL<0.013	12.84***		
0.013<INFL<0.0340	19.91***		
INFL>0.0340	12.37***		

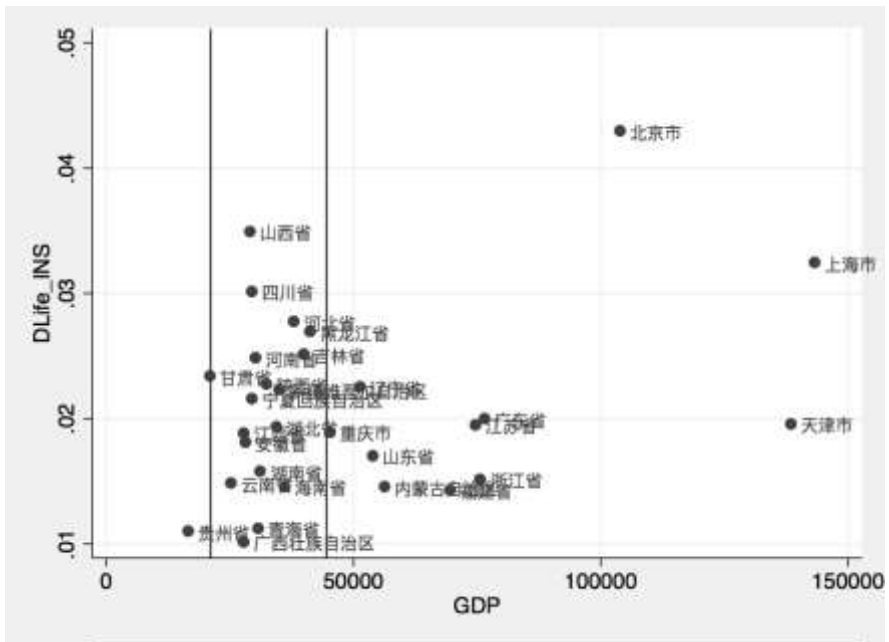


图 6 2016 年寿险深度与人均实际 GDP 的散点图

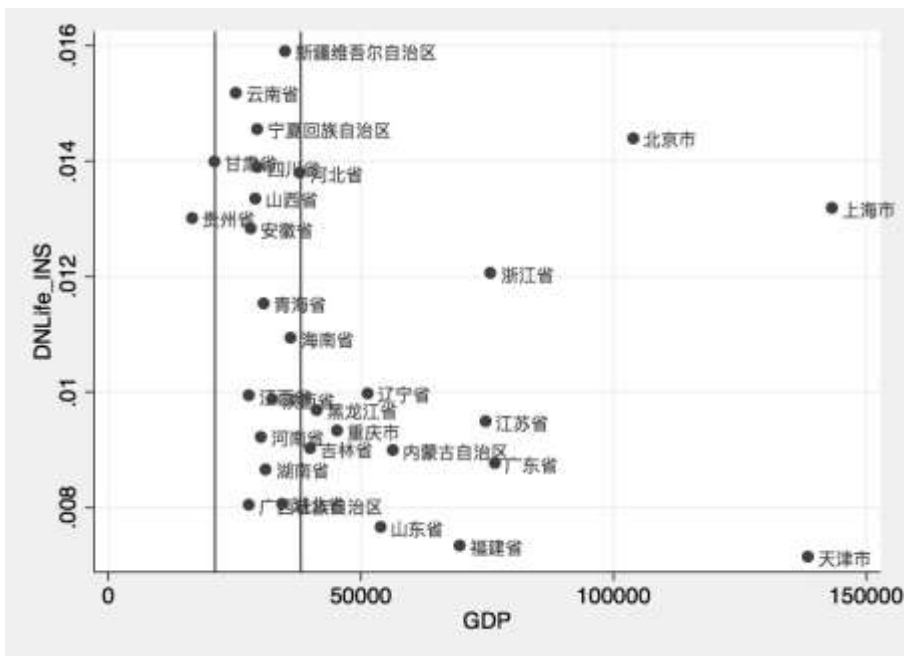


图 7 2016 年财险深度与人均实际 GDP 的散点图

## 2. 金融市场深度为门限

总体来看，股市深度上升，寿险、财险对经济增长的促进作用加强，

寿险促进作用发生跳跃的门限值（1.993）高于财险（1.0414），换言之，股市对寿险的经济增长效应调节作用更迟钝一些。图 8、9 表现出北京、上海、广东等地已经进入到金融业协同促进经济发展的阶段。

寿险、财险本身的发展也会影响其经济增长效应，当寿险深度高于 0.0231 时，其对经济增长的促进作用会减弱，图 8 的山西、四川、河北等地，在不考虑其他因素时，其寿险发展已经进入促进作用减弱的阶段。财险深度低于 0.0057 时，对经济增长有抑制作用，但以 2016 年的数据看（图 9），目前全国所有省份的财险发展都已跨过这个门槛，即财险发展对经济增长都表现出促进作用。

保险与银行、证券业既有协作又有竞争替代关系，银行业、证券业的发展能给保险带来大量新的保单，保险在维护金融市场稳定方面扮演重要的角色，同时，好的金融环境，也利于保险发挥其投资作用。这一结论与 Webb.(2000)一致，都发现了金融业之间的协同作用。此外，吴洪、赵桂芹（2010）还检验出证券业、银行业发展水平十分低时，保险对经济增长有抑制作用，产生差异的原因可能是其利用的 10 年前的数据，彼时我国保险业地区发展极度不平衡，加之分业经营、分业监管约束了金融市场化，银行业、证券业与保险的协作互补作用很微弱，而如今整个金融业包括保险业都进入了一个协同发展的阶段，新数据更支持保险与证券业等对经济增长的协同促进作用。上述金融互补结论与 Pradhan et al.（2015）对 OECD 国家的研究结论是一致的，说明我国的金融业发展已经逐步向发达国家靠近。

对于保险深度的门限效应，当保险市场混乱，发展水平较低时，会扰乱金融业内部的运营秩序，因而对经济发展带来不利的影响，值得庆幸的是目前我国各省已不在这个环境下。而当保险（寿险）发展到饱和水平，其促进作用会下降，进入经济拉动疲软期。

表格 9 保险发展对经济增长影响的金融深度门限回归参数估计

寿险		财险	
门限变量	系数	门限变量	系数
Dstock<1.993	12.56***	Dstock<1.0414	30.36***
Dstock>1.993	26.05***	Dstock>1.0414	87.44***
DLife_INS<0.0231	22.07***	DNLife_INS<0.0057	-19.64
DLife_INS>0.0231	13.98***	DNLife_INS>0.0057	22.73**

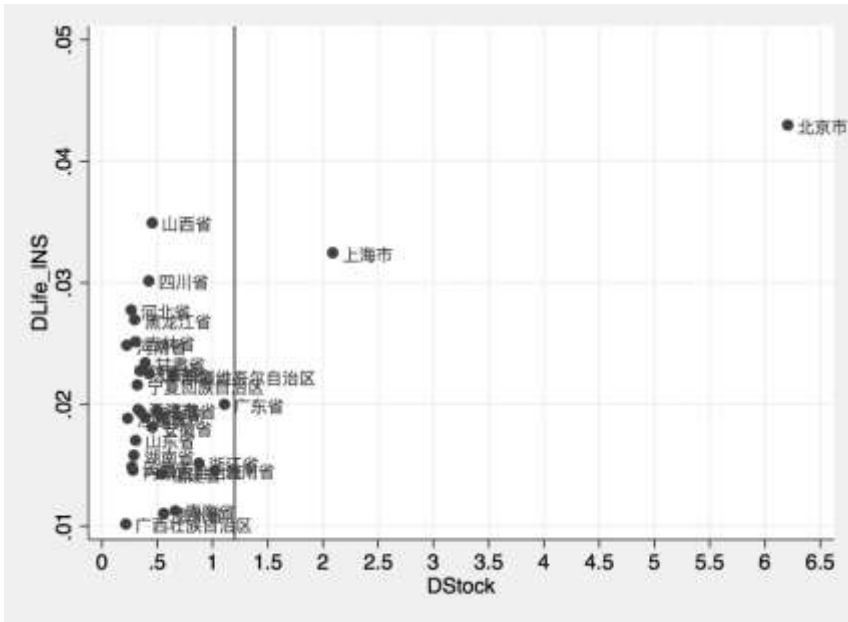


图 8 2016 年全国各省寿险深度与金融深度散点图

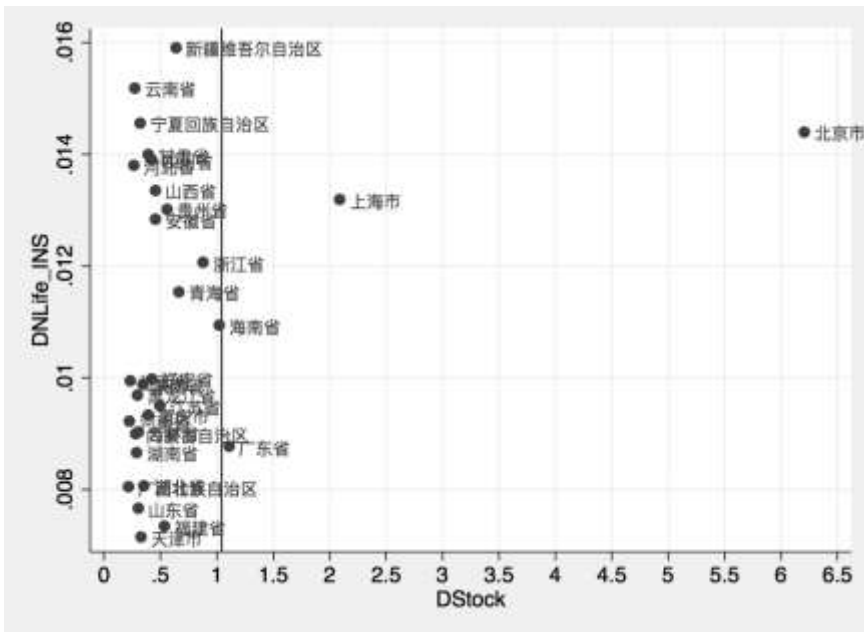


图 9 2016 年全国各省财险深度与金融深度散点图

### 3. 文化程度为门限

人均教育水平越高，寿险、财险发展对经济增长促进作用越强。当教育水平低于 8 年时（初中水平），财险发展对经济增长有抑制作用从图

11 看出目前我买过已经没有省份在这个环境下，高于 8 年后转为促进作用，高于 10 年时（大学），财险对经济增长的促进作用甚至翻倍，图 11 可以看出天津、上海、广东等地已经进入这个阶段。云南、贵州、青海等地财险、寿险对于经济增长的促进作用较弱。

当教育水平较高时，一方面，消费者的对自己未来的风险情况估计更准确，能更理性地选购保险产品，避免了供给需求不匹配造成的资源浪费，另一方面，教育水平提升，能促进保险产品创新，技术的发展也能为保险运营者提供更准确的风险预测机制，更有利于保险产品通过风险保障功能促进经济增长。

表格 10 保险发展对经济增长影响的文化程度门限回归参数估计

寿险		财险	
门限变量	系数	门限变量	系数
Educ<8.1235	1.693	Educ<8.1235	-12.80
8.1235<Educ<9.1877	15.27***	8.1235<Educ<9.8775	28.33***
Educ>9.1877	26.35***	Educ>9.8775	74.27***

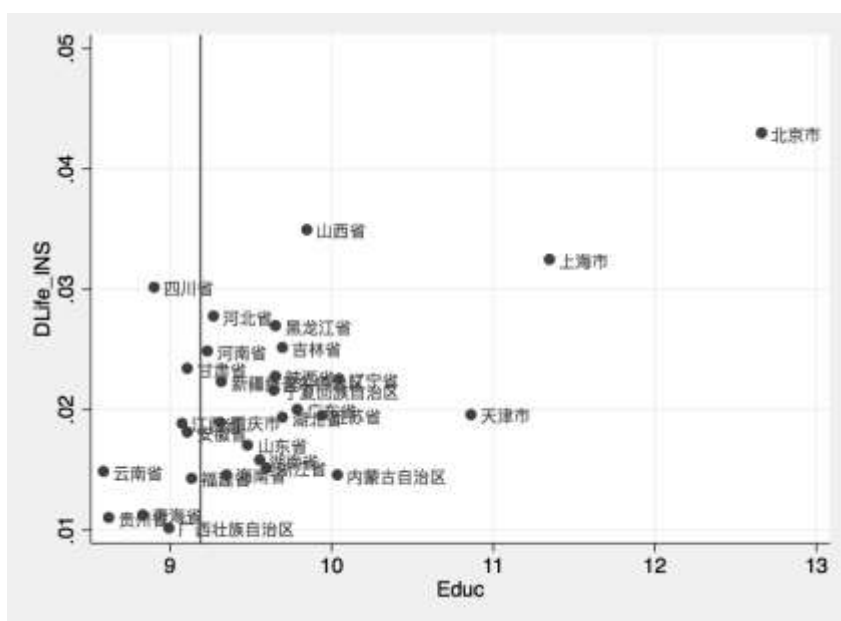


图 10 2016 年全国各省寿险深度与平均受教育水平散点图

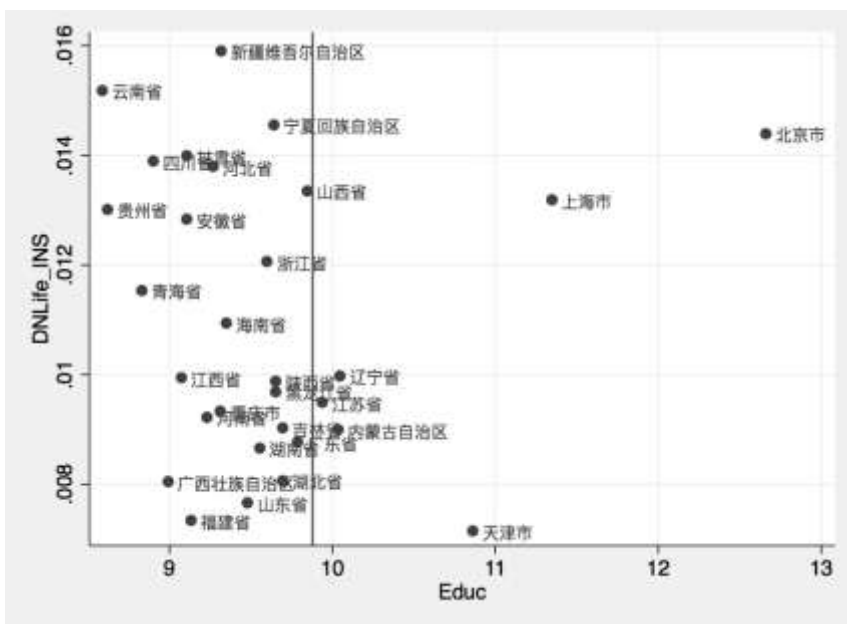


图 11 2016 年全国各省财险深度与平均受教育年限散点图

#### 4. 寿险、财险的经济增长效应对比

对寿险、财险的回归模型进行分析，财产保险深度对经济增长的促进作用在每个门槛回归模型中都显著大于寿险。当前我国非寿险发展规模、增速都不及寿险，根据资本投入边际产出递减的假设，非寿险对经济增长的边际贡献比寿险更大，其对经济增长作用的提升空间也更大，而寿险根据我们的检验已经有不少省市进入了促进作用减弱的阶段。

从图 4 看出，财险的发展速度跟不上寿险，本文利用过去 20 年的数据检验出寿险发展成熟后促进作用下降的门限，但对财险并没有发现这个门限，可能是当前各个省市的财险发展水平都远没有达到这个拐点水平，而寿险已经有部分省市达到（上海、北京）这个拐点，可以预期，当我国财险高速发展到高水平时，也可能会进入促进经济发展作用减弱的阶段（同寿险一样），彼时利用新的数据，可能检验出这个促进作用下降的门限。此外，财险检验出了财险发展低水平下抑制经济增长的门限，而寿险没有检验出这个门限，可能是早年财险市场仍然有部分省份处在较低的发展水平（由图 9 知 2016 年已经没有省份在这个水平线下），而根据 1997 年以后的数据寿险全国各省都已经过了寿险低水平的发展阶段，若是利用 1997 年以前的数据可能可以检验出寿险低水平发展抑制经济增长的门限。

通货膨胀对寿险的经济增长效应有影响，而对财险没有显著影响。原因可能是，通货膨胀与储蓄联系紧密，而寿险相较于财险，与银行储蓄的替代关系更明显，因而促进经济增长时会受到通货膨胀的干扰。

财险促进作用加强的门限值要高于寿险，且低门限下甚至为负效应，



一定程度上反映了财险的经济增长效应对教育的依赖性更大。

#### （四）稳健性检验

稳健性检验是确保实证结果可靠性的必要步骤，当改变模型的特定参数后实证结果中的系数符号没有发生显著性改变，则说明结果是稳健的。本文从数据、变量和计量方法三个角度出发保证实证结果的可靠性。

第一，从数据出发，将样本分为寿险、财险分别进行研究，得到寿险、财险的回归方程中，控制变量的系数符号一直，数值接近，若以  $D = \text{系数差} / \text{MAX}\{\text{寿险深度系数}, \text{财险深度系数}\}$  衡量寿险、财险系数之间的差异，会发现大部分系数值相差 1%~10%。此外，采用非参数方法 Bootstrap 抽样回归，极大降低了回归中由于样本数量少带来的不稳健性，Bootstrap 方法也放宽了对面板数据回归的假定，允许数据序列不平稳。

第二，从变量出发，回归模型加入金融深度前后，保险深度系数略微下降，但是其他控制变量系数几乎不受影响，说明加入金融深度之前的模型中的控制变量在避免内生性问题上表现较好。

第三，从计量方法出发，本文先探究了固定效应模型下的保险对经济增长的线性回归模型，然后进一步采用门限模型探究保险对经济增长的非线性效应，实证中各变量的系数符号、数值以及显著性都保持良好的 consistency。此外，在处理面板数据异方差问题上，本文对 GDP 取对数，在 stata14 中回归时加上了 robust 选项，使结果更稳健。

## 五、结论

本文对 1997 年~2016 年的中国各省保险业与经济增长的关系进行研究，采用 Hansen(1999)的门限效应模型以弥补了过往文献中使用经济发展水平、金融深度等调节变量与保险发展交叉项，或简单分组回归带来统计检验上的不足。同时，本文首次检验了社会文化水平对于保险经济增长效应的调节作用，也补充了过往文献仅仅以 GDP 作为经济发展门限的片面性，从经济结构（固定资产投资比、开放度、政府财政支出比）等方面更详细地探讨保险与经济增长的非线性关系。此外，对于通货膨胀对保险经济增长效应调节的研究也屈指可数，且没有检测出门限值，本文利用最新的数据检验出了通胀对于寿险经济增长效应的门限值，印证了 Rousseau & Wachtel (2011)的结论。

在实证分析中，本文将保险分拆成寿险和财险，以避免混合后分析丢失信息。基于实证部分已对结论进行经济意义上的分析对比，此部分仅列示主要结论：

经济发展水平（实际人均 GDP）越高，保险对经济增长的促进作用越强；

适度的通货膨胀相较于过高、过低的通货膨胀水平，寿险对经济增长的促进作用更显著，财险与通货膨胀联动关系不显著；固定资产投资比过高，保险对经济增长的促进作用会减弱甚至转为抑制作用；经济开放度高（进出口/国内生产总值）时，保险对经济增长的促进作用更强；随着政府财政支出比（财政支出/国内生产总值）提高，财险对经济增长

促进作用加强，但是寿险的促进作用会减弱甚至财政支出比过高时转为抑制。

金融深化（股市深度）有利于发挥保险对经济增长的作用，深化加强，保险促进经济增长的作用越强；寿险发展到成熟阶段，对于经济增长的促进作用会下降（2016年的北京、上海、广东），而财险市场发展水平过低时对经济增长有抑制作用（2016年各省市财险发展已跨过这个低发展水平）。

高文化水平下（平均受教育年限为大学），寿险、财险对经济增长的促进作用相较初中会显著加强（2016年的北京、上海、江苏），低文化水平下保险对经济增长促进作用较弱（2016年的云南、贵州），甚至就财险发展而言，会对经济增长有抑制作用（2000年以前的云南、贵州）。

总体而言，寿险发展规模、增速更快，但对于经济增长的边际贡献不如财险，且部分省市已步入促进作用减缓的阶段，财险对经济增长的拉动作用可能还有上升的空间。

本文采用省级面板数据，共计30个省市20年份，在进一步研究中，可以对县市级的数据进行分析，扩充样本量，并对各个结论做出进一步的检验，细化每个调节因素维度下门限变量，对保险与经济增长的非线性关系做更全面研究。

## 参考文献

- [1]曾智,姚鹏,杨光(2014),“我国保险市场非线性经济增长效应分析——基于ACE算法的实证研究”,《保险研究》(12): 14-23.
- [2]胡宏兵,郭金龙(2010),“中国保险发展与经济增长关系检验——基于Bootstrap仿真方法的实证分析”,《宏观经济研究》(02): 41-46+65.
- [3]胡晓(2015),“虚拟经济发展对实体经济的影响:增长抑或结构调整”,《财经科学》(2): 52-62.
- [4]黄薇(2006),“保险业发展的地区差异值得重视”,《财经科学》2006(3): 111-116.
- [5]蒲成毅,潘小军(2012),“保险消费促进经济增长的行为金融机理研究”,《经济研究》(S1): 139-147.
- [6]任燕燕,尚君(2013),“中国保险需求对经济增长影响的实证研究”,《财经问题研究》(09): 69-75.
- [7]邵全权(2012),“经济结构约束下中小保险公司发展对经济增长的影响”,《当代经济科学》(02): 25-34+125.
- [8]邵全权(2015),“保险业市场结构、产寿险结构对“保险-经济增长”系统的影响”,《保险研究》(12): 3-20.
- [9]王建伟,李关政(2008),“财产保险对国民经济总量和经济波动性的影响——基于套期保值模型与中国的实证”,《财经研究》34(8): 76-87.
- [10]温健,何小伟,万润坤(2017),“保险发展对我国各省份经济增长的非线性影响:基于门限模型的实证检验”,《中央财经大学学报》(06): 30-37.
- [11]吴洪,赵桂芹(2010),“保险发展、金融协同和经济增长——基于省级面板数据的研究”,《经济科学》(03): 61-72.

- [12]徐阳,屈广玉 (2017),“保险消费、区域金融差异与经济动态关系的实证分析——基于非线性面板模型的实证分析”,*保险研究*(03): 39-55.
- [13]张晶 (2013),“经济增长对保险发展影响的实证分析”,*统计与决策*(14): 133-135.
- [14]赵进文,邢天才,熊磊 (2010),“我国保险消费的经济增长效应”,*经济研究*(S1): 39-50.
- [15]郑慧,王涛 (2015),“基于局部多项式模型的沿海地区保险发展与经济增长之间动态关系研究”,*中央财经大学学报*(10): 86-93.
- [16]Adams, M., J. Andersson, L. Andersson, et al. (2009), “Commercial banking, insurance and economic growth in Sweden between 1830 and 1998”, *Accounting* 19(1): 21-38.
- [17]Arena, M. (2008), “Does Insurance Market Activity Promote Economic Growth? A Cross-Country Study for Industrialized and Developing Countries”, *Journal of Risk & Insurance* 75(4): 921-946.
- [18]Beck, T. & I. Webb (2003), “Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries”, *World Bank Economic Review* 17(1): 51-88.
- [19]Browne, M. J. & K. Kim (1993), “An international analysis of life insurance demand”, *Journal of Risk & Insurance* 60(4): 616.
- [20]Chen, P. F., C. C. Lee & C. F. Lee (2012), “HOW DOES THE DEVELOPMENT OF THE LIFE INSURANCE MARKET AFFECT ECONOMIC GROWTH? SOME INTERNATIONAL EVIDENCE”, *Journal of International Development* 24(7): 865-893.
- [21]Esho, N., A. Kirievsky, D. Ward, et al. (2004), “Law and the Determinants of Property-Casualty Insurance”, *Journal of Risk & Insurance* 71(2): 265-283.
- [22]Haiss, P. & K. Sümegi (2008), “The relationship between insurance and economic growth in Europe: a theoretical and empirical analysis”, *Empirica* 35(4): 405-431.
- [23]Han, L., D. Li, F. Moshirian, et al. (2010), “Insurance Development and Economic Growth”, *Geneva Papers on Risk & Insurance Issues & Practice* 35(2): 183-199.
- [24]Hou, H. & S. Y. Cheng (2017), “The dynamic effects of banking, life insurance, and stock markets on economic growth”, *Japan & the World Economy* 41: 87-98.
- [25]Kugler, M. & R. Ofoghi (2005), “Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from the UK”, *General Information*.
- [26]Law, S. H., W. N. W. Azman-Saini & M. H. Ibrahim (2013), “Institutional quality thresholds and the finance – Growth nexus”, *Journal of Banking & Finance* 37(12): 5373-5381.
- [27]Lee, C. C., Y. B. Chiu & C. H. Chang (2013), “Insurance demand and country risks: A nonlinear panel data analysis”, *Journal of International Money & Finance* 36(3): 68-85.
- [28]Levine, R. (1999), “Law, Finance, and Economic Growth”, *Journal of Financial Intermediation* 8(1-2): 8-35.
- [29]Liedtke, P. M. (2007), “What's Insurance to a Modern Economy?”, *The*

- Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice* 32(2): 211-221.
- [30]Liu, G. C., C. C. Lee& C. C. Lee (2016), “The nexus between insurance activity and economic growth: A bootstrap rolling window approach”, *International Review of Economics & Finance* 43: 299-319.
- [31]Mishkin, F. S. (2005), “Is Financial Globalization Beneficial?”, *Journal of Money Credit & Banking* 39(2-3): 259–294.
- [32]Ndalu, C. (2016), “Financial Deepening of Insurance and Economic Growth in Kenya”, *International Journal of Academic Research in Accounting Finance & Management Sciences* 6(1).
- [33]Outreville, J. F. (1990), “The Economic Significance of Insurance Markets in Developing Countries”, *Journal of Risk & Insurance* 57(3): 487-498.
- [34]Pradhan, R. P., B. M. Arvin, N. R. Norman, et al. (2016), “Insurance penetration and economic growth nexus: Cross-country evidence from ASEAN”, *Research in International Business & Finance* 36: 447-458.
- [35]Pradhan, R. P., M. B. Arvin& N. R. Norman (2015), “Insurance development and the finance-growth nexus: Evidence from 34 OECD countries”, *Journal of Multinational Financial Management* 31: 1-22.
- [36]Quigley, K. F. F. (1996), “Trust: The social virtues and the creation of prosperity : By Francis Fukuyama. (New York: Free Press, 1995. 457 pp. \$24.95.)”, *Orbis* 40(2): 333.
- [37]Rousseau, P. L.(2011), “WHAT IS HAPPENING TO THE IMPACT OF FINANCIAL DEEPENING ON ECONOMIC GROWTH?”, *Social Science Electronic Publishing* 49(1): 276–288.
- [38]Tan, K. B. (2005), “Do Commercial Banks, Stock Market and Insurance Market Promote Economic Growth? An analysis of the Singapore Economy”, *Working Ies*.
- [39]W.N.W, A. S.& S. PETER (2011), “FINANCE AND GROWTH: NEW EVIDENCE ON THE ROLE OF INSURANCE”, *South African Journal of Economics* 79(2): 111-127.
- [40]Ward, D.& R. Zurbrugg (2000), “Does Insurance Promote Economic Growth”*The Journal of Risk and Insurance*,67(4):489-506.
- [41]Webb, I. P. (2000), “The effect of banking and insurance on the growth of capital and output”. Georgia State Univers

## 后记

2018年4月20日,由北京大学中国保险与社会保障研究中心(CCISSR)举办的第十五届“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“改革开放再出发:戊戌的眺望”。

在上午大会的“主旨演讲”阶段,中国社会保险学会会长胡晓义以“抚今追昔,开创中国社会保障的未来”为题,华泰保险集团董事长王梓木以“追求社会价值是新时代企业家精神的特征”为题,北京大学经济学院院长孙祁祥以“在进一步解放思想中深化改革”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,北京大学经济学院风险管理与保险学系主任郑伟以“保险扶贫的理论与实践”为题,瑞士再保险中国区总裁陈东辉以“关于保险扶贫的三点思考”为题,中国人民健康保险公司总裁宋福兴以“发挥商业健康保险的作用,打好新时代精准脱贫攻坚战”为题,中国银行保险监督管理委员会赵宇龙以“审慎监管如何助力保险扶贫攻坚战”为题,围绕“保险与扶贫”这一热门话题展开对话讨论。演讲嘉宾从不同角度对全面深化改革、保险参与扶贫攻坚等相关问题进行了深入探讨,演讲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,郑伟教授代表论坛主办方向获奖作者颁奖。

为了让更多的同仁分享2018年第十五届“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”已经成功举行了十五届,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演讲人对本届论坛的精彩奉献!感谢北京大学中国保险与社会保障研究中心的各理事单位对中心各项活动的热心支持和积极参与!我们相信,在社会各界的关心和支持下,“北大赛瑟(CCISSR)论坛”能够不辱使命,越办越好!

北大赛瑟（CCISSR）论坛组委会  
2018年6月10日于北京