



经济全球化的风险挑战与应对策略

北大赛瑟(CCISSR)论坛文集·2017

北京大学中国保险与
社会保障研究中心(CCISSR) 编

书 名：经济全球化的风险挑战与应对策略
——北大赛瑟（CCISSR）论坛文集·2017

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：2017 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 (2016-2017 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
华南金融控股股份有限公司
慕尼黑再保险公司北京分公司
瑞士再保险股份有限公司北京分公司
北京华奥汽车服务有限公司
富邦人寿保险股份有限公司
劳合社保险 (中国) 有限公司
利安人寿保险股份有限公司
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。中心成立十四年来，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

第十四届“北大赛瑟（CCISSR）论坛”于 2017 年 5 月 20 日在北京大学召开。本届论坛的主题是“经济全球化的风险挑战与应对策略”。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 经济全球化的风险挑战与应对策略

全球化过程中的机遇·····	隆国强
逆全球化下推动新型全球化的机遇与挑战·····	张燕生
面向“一带一路”风险管理的出口信用保险·····	周立群
技术风险对经济全球化的影响·····	赖志仁
“一带一路”：风险及应对·····	孙祁祥

2 经济社会与保险

金融服务养老的理论、实践和创新·····	胡继晔
我国网络著作权保险发展研究·····	李薇、梁秀辉
年金谜题的行为经济学研究·····	秦云、完颜瑞云
政府预算、个税递延优惠与宏观经济均衡·····	谢永
“一带一路”战略中商业保险面临的机遇和挑战 ·····	邢鹂、黄闻茵、戴鑫、李嘉浩
发达国家和地区扩大年金参与率经验的启示 ——我国养老保险“第二支柱”深化改革与发展·····	尹成远、徐洞岩

3 人口健康与保险

人口老龄化、消费支出与医疗保险可持续性·····	李乐乐
“城居保”能减轻健康冲击的影响吗？·····	郑瑜静

4 老龄化与保险

人口老龄化背景下企业年金的空间差异及其 B-N 分解……初立苹、高静
基本养老保险挤出了企业年金吗？

——基于模糊冲突模型的实证检验……郭磊、周岩
国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的长期影响……景鹏、郑伟
延迟退休年龄对山东省养老保险基金收支平衡的影响……于文广、王琦
预期寿命对我国养老保险支出的影响效应

——基于省级面板数据的实证分析……周娅娜、林义

5 三农与保险

农民工小额保险需求分析……杜震啸

早年饥荒经历对家庭商业保险参与的影响

——来自中国家庭追踪调查（CFPS）数据的实证分析

……王晓全、郭梦莹、骆帝涛

从粮食价格支持政策到粮食收入保险：历史必然与发展路径

……王绪瑾、陆彦婷、徐振宇

农业保险参保行为对农户投入行为的影响

——以农业生产的有机肥投入为例……张驰、张崇尚、仇焕广、吕开宇

医疗保险的实施会有效减轻家庭医疗负担吗？

——来自新型农村合作医疗保险的证据……周新发、石安其琛

6 风险防范与保险

资金流动性与企业年金实际缴付能力

——基于上市企业微观数据的研究……任玥璇

基于股权风险溢价与偿付能力限制的最优保险合同设计

……孙武军、秦圣君

7 保险公司经营

财险公司经营效率及其影响因素研究

——基于门槛效应模型的分析……………陈华、丁宇刚

供给侧因素对寿险消费的影响

——考虑空间依赖和溢出效应的实证分析……………范庆祝、贾若、孙祁祥

互联网保险消费需求的影响因素研究

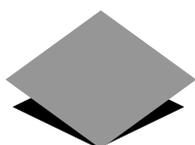
——基于消费意愿……………李加明、刘银、赵皓矾

我国保险企业范围经济及其影响因素研究

——基于寿险与产险公司的差异性分析……………娄良波、徐景峰

我国上市公司董事责任保险绩效的实证研究……………郑圆

后记



1

经济全球化的风险 挑战与应对策略

全球化过程中的机遇

隆国强¹

2008年经济危机之后，全球经济发展出现了失速失衡的现象，逆全球化的声浪开始出现，原本支持全球化的国家出现了逆全球化的现象，导致全球化进程受阻。但是，所谓危机，正是危中有机。我们要意识到，中国实际上是经济全球化的受益者，面对经济全球化，我们一方面要防范全球化带来的风险，另一方面，要把握全球化过程中的机遇。今天，我主要从三个方面来分析全球化过程中的机遇问题。

首先，要把握新技术革命带来的机遇。纵观世界文明发展史，人类先后经历了农业革命、工业革命、信息革命等发展阶段。每一次产业技术革命，都给人类生产生活带来巨大而深刻的影响。农业革命，解决了人类食物的供给问题；工业革命，实现了从传统农业社会转向现代工业社会的重要变革；信息革命，则意味着我们进入了一个新的信息时代。然而，在西欧国家和美国轰轰烈烈进行工业革命时，中国清王朝对工业革命带来的影响浑然不觉，拒绝了工业革命，也拒绝了工业革命带来的机遇与发展，最终导致中国的衰落。这是历史的教训，它告诫我们要重视当今的信息技术革命，追赶时代的浪潮，抓住信息技术革命带来的机遇。

其次，要把握“引进来”和“走出去”政策带来的机遇。对中国来说，“引进来”和“走出去”都是机遇。从“引进来”的角度来说，经济危机之后，人才向中国的汇聚趋势加强，高端的制造业和服务业的引进增加，这些都为中国企业开展创新提供了机遇。从“走出去”的角度来看，中国跨国公司的并购，以及中国公司在全球设立研发中

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

心，都为中国整合全球资源，利用各国的先进技术和人才，促进中国产业的升级和生产力的提高提供了机遇。

最后，要有塑造机遇的意识。随着中国经济体量的增加，我们在全球的影响力也在增加。以前中国作为一个相对小的经济体，更多的是寻找机遇，而现在中国作为一个大国，在一定程度下是可以创造机遇的，这是从“借势”到“造势”的转变。在这样一个新的背景下，我们应该去创造一个良好的外部环境，为中国的发展创造更多的机遇。这既可以帮助中国实现自己的战略目标，也可以促进全球经济的发展。

逆全球化下推动新型全球化的机遇与挑战

张燕生¹

以史为鉴,我们发现历史上的兴盛期和开放期往往是重叠的。兴盛期的出现都伴随着以下三个重要的助力,第一个助力是开放,第二个助力是市场化,第三个助力是科技创新。而与此同时,兴盛期也往往是金融危机频发的阶段,即兴盛往往伴随着风险。

与兴盛伴生的风险导致了逆全球化的浪潮。世界上原本推动全球化的一些国家开始出现逆全球化的声音,全球金融市场化、法治化、全球化程度最高、金融监管实力最强的国家频频陷入金融危机。目前,全球化存在三个主要问题,第一个问题是公平,第二个问题是金融和创新的关系,第三个问题是全球化缺少完善的全球治理机制。全球化创造了相互依存的地球村,却没有建立起来和地球村匹配的治理机制。未来全球化的发展也面临两个结果:一个是公平、创新和良治的全球化,另一个是进入全球化间歇期,开放风险大于机遇。

全球化下的新工业革命不断改变着经贸格局。人工智能和大数据的发展催生了信息全球化。信息全球化一方面改变亚洲分工格局,另一方面促使我们推动新一轮贸易投资自由化和便利化的改革。逆全球化浪潮和新工业革命出现的同时,中国提出了推动全球化的战略——“一带一路”,它的定位是扩大对外开放的重大战略举措和经济外交的顶层设计,是今后相当长时期内对外开放和对外合作的总规划,也是推动全球治理体系变革的主动作为。

“一带一路”把我西部地区推到对外开放前沿,把东部创新优势、中部投资优势与西部资源优势合成为对外开放新优势;把西方创新优势、新兴大国投资优势、发展中国家资源优势合成为对外合作新优势,

¹ 张燕生,中国国际经济交流中心首席研究员。本文根据会场速记稿整理,未经本人确认。

以破解“西西合作”难题。中国倡导的“一带一路”自由贸易区战略立足周边，同时辐射“一带一路”，构建了高标准的全局自由贸易区网络。对于中国而言，过去是用改革开放来融入全球化，现在是用国内30多年的发展来推动全球化，让中国成为全球化中负责任的大国。

面向“一带一路”风险管理的出口 信用保险

周立群¹

现代国家治理，以国境为界谋发展是不够的，以国境为界求稳定、防风险也是不够的，“一带一路”战略在一定程度上可以看作是中国主动参与全球治理、推动经济全球化新发展的一项话语体系和实践载体。而“一带一路”沿线国家整体风险水平较高：根据2016年中国信保发布的国家风险评级结果，“一带一路”沿线国家中，中等及以上风险国家占比超过90%；从中国信保所承保企业的实际报损情况来看，2016年“一带一路”沿线国家累计报损金额超过20亿美元，占同期全球报损总额的43.5%，远高于其承保金额占比。风险来源主要包括域内国家风险（如东道国政治风险、经济风险、营商环境风险、法律风险）；外部政策风险；和项目执行风险（如技术风险、商业及财务风险、合作方信用风险）等。

保险是国家治理的重要工具，多数市场经济国家都把官方出口信用保险作为促进经济增长、就业和国际收支平衡的有效手段。中国信保成立于2001年，经过金融危机以来的跨越式发展，总体业务规模及各主要险种业务规模已连续7年排名全球官方出口信用机构首位，政策性作用显著。在服务“一带一路”建设的过程中，中国信保主要承担了风险保障、融资促进、市场开拓、损失补偿和信息服务等五大功能，扮演着独特而又重要的角色：中国信保作为国家“一带一路”领导小组的成员单位，是国家推进“一带一路”建设政策体系中的重要组成部分；凭借国家信用和专业服务，为中国企业“走出去”过程中可能遇到的各类政治风险和商业风险提供全面保障，是“一带一路”建设过程中的重要风险承担者；在维护我国企业海外整体利益方面发挥着不可替代的作用，是管控“一带一路”信用风险的有效“闸门”；利用独特的保险产品 and 专业化服务，运用市场化手段撬动更大体量的

¹ 周立群，中国出口信用保险公司监事长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

商业资金参与“一带一路”建设，是“一带一路”金融支持体系中不可或缺的重要环节。

为了更好地服务“一带一路”战略，中国信保持续提升服务效率和水平，不断优化升级产品，制定了针对性的赔付机制和追偿方案；与几十个重点国家的政府部门、大型企业和金融机构签署了框架合作协议或融资保险额度协议，为企业“走出去”搭建融资保险平台；发挥杠杆作用，撬动银行融资；提供专业的国别风险和交易对手风险信息服务，为企业和政府决策提供有益参考。目前，中国信保业务范围已覆盖“一带一路”沿线所有国家，承保项目涉及交通运输、石油装备、电力工程、房屋建设、通讯设备等领域，有效推进了我国与沿线国家的设施联通、贸易畅通和资金融通，降低了企业向“一带一路”国家出口和投资的风险。

在“一带一路”战略下，为了有效应对我国企业“走出去”所面临的诸多挑战，建议应重视并加强国家风险管理体系建设、强化对外投融资整体合力、并积极推动出口信用保险立法。

技术风险对经济全球化的影响

赖志仁

今天我演讲的主题是科技发展给经济带来的风险，主要包括三个方面的问题，一是金融科技与金融稳定的关系，二是电商与实体零售商的关系，三是机器自动化与劳动力的关系。

第一个问题是金融科技与金融稳定的关系。金融科技是指用于支持银行和金融服务业的计算机技术。金融科技的发展促进了 P2P 借贷的兴起，如今，发达国家的 P2P 借贷业务已经实现了两位数的增长。通过 P2P，借贷双方可以不借助银行中介实现借贷的目的。这样一种去中介化的现象有利有弊。一方面，同传统金融企业相比，P2P 没有太多商业网点，大部分产品推广通过线上进行，人员支出和市场支出相对比较低，借贷双方可以以更低的交易费用实现借贷的目的，同时，P2P 对于借款方的信用要求比传统金融企业低，能够满足更多人的借贷需要。但另一方面，P2P 不像传统金融企业一样，有着完备的市场和监管机构的监管，这将可能对金融系统的稳定造成影响。可能的解决方法有两个：一是通过施加最低资本要求，加强对 P2P 的监管；二是引入保证金制度，加强对贷款方利益的保障。

第二个问题是电商与实体零售商的关系。在美国，亚马逊的市场份额已经超过全部实体零售商的总市场份额，电商的发展造成了部分实体零售商的倒闭或大量连锁店的关闭。电商与实体零售商此消彼长也将是中国市场未来的发展趋势，面对这一趋势，我们应该重视高技术人才的培养，一方面满足电商对于高技术人才的需求，另一方面，提高现有实体零售店工作者使用高技术设施的能力，促进实体零售商的技术进步和效率的提高。

¹ 赖志仁，亚太风险与保险学会主席。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

第三个问题是机器自动化与劳动力的关系。机器自动化的实现，虽然有助于生产效率的提升，但也带来了一系列问题。由于机器对于劳动力的取代，社会面临着更加严重的失业问题，但部分发达国家将这些失业问题归咎于国际贸易，进而可能导致国家之间的贸易战，最终使全球经济受到影响。为此，需要加强教育和技能投资，增加劳动力的创新能力和适应新技术的能力，以使劳动者适应更深度的自动化时代，缓解失业问题。

“一带一路”：风险及应对

孙祁祥¹

在演讲之前，我谨代表主办方对政产学研各界嘉宾对赛瑟论坛持之以恒的支持表达衷心的感谢！今天我演讲的题目是“一带一路”：风险及应对。我主要从全球化提出的新问题、“一带一路”与新型全球化，和“一带一路”的风险管理三个方面和大家分享。

本轮金融危机后，西方发达国家出现了明显的反全球化倾向，英国脱欧和美国特朗普当选是这一倾向的典型事例。全球化是人类历史上从未中断的活动，虽然对全球化的质疑和批评一直不绝于耳，我们可以从历史性、周期性、资本逐利性、不确定性和互联性等五个维度来观察全球化的演进逻辑。

另一方面，全球化在引领世界经济持续增长，促进经济一体化快速发展的同时，也出现了负面效果。在缺乏有效的全球治理的情况下，各国利益冲突增加并复杂化。加之 20 世纪 90 年代以来，新兴国家的崛起孕育了西方发达国家对失去全球化主导权的焦虑。如果采用新古典“非此即彼”两分法的思维，简单地走向全球化的反面来解决发展问题，显然是不切实际的。

新型全球化需要新的推动力量。新兴国家的群体性崛起与国际力量对比的深刻变化要求国际体系多极化。“一带一路”顺应时代潮流应运而生，合作建设“跨越不同地域、不同发展阶段、不同文明”，是“各方共同打造的全球公共产品”。“一带一路”强调和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢。

在“一带一路”建设过程中，既要看到历史机遇，又要认清风险挑战。“一带一路”辐射区域涉及国别众多，人口数量庞大，地缘政治、经济关系复杂多变，国际合作将面临诸多的政治、经济、法律风险和

¹ 孙祁祥，北京大学经济学院院长。本文根据会场速记稿整理，未经本人确认。

违约风险，而且这些风险具有高度复杂性。回避风险不如驾驭风险，从而赢得机会。“一带一路”的风险管理可以从三个方面着手：将风险管理全面嵌入“一带一路”建设之中，构建包含风险共担机制的命运共同体；建立“市场+政府”的风险管理制度框架；有效运用保险这一现代化的风险管理工具完善收入分配和社会保障制度，让不同阶层人群共享经济全球化的成果。



2

经济社会与保险

金融服务养老的理论、实践和创新

胡继晔¹

摘要：

每个人在工作期间进行储蓄和投资，以供退休后消费，在生命周期内都离不开金融体系的服务；而金融企业合理运用金融工具设计符合养老需求的投资产品，为客户在年轻时储备劳动价值，确保资产的保值增值，以形成长期资本以供养老时使用，养老金投资也促进了金融业的产品创新和服务创新。金融服务养老的主要目标是满足所有人为未来老年做准备的金融需求，金融领域的银行、证券、保险、信托等行业在服务养老方面可以发挥各自优势，在服务养老中实现金融创新，共同促进我国养老金融事业的形成、发展、壮大。我国金融业聚集全社会最丰富的资金、技术和人力资源，可以在解决养老这一事关国家发展全局和百姓福祉的重要议题中发挥主导作用。

关键词：养老金融，金融服务，金融创新

一、金融服务养老问题的提出及理论研究综述

我国老龄化日益严重。全国 1%人口抽样调查结果显示，2015 年我国 60 岁及以上人口已达 22182 万人，占总人口的 16.15%，其中 65 岁及以上人口为 14374 万人，占 10.47%。同 2010 年第六次全国人口普查相比，15-59 岁劳动人口比重下降 2.81%，与此同时 60 岁及以上老年人口比重上升 2.89%，65 岁及以上则上升 1.60%。

¹ 胡继晔，中国政法大学法与经济学研究院教授。

加快发展养老服务业是积极应对人口老龄化的战略选择,而养老服务业的发展离不开金融的支持。正是在这个背景下,中国人民银行、民政部、银监会、证监会、保监会在 2016 年 3 月联合发布了《关于金融支持养老服务业加快发展的指导意见》(银发〔2016〕65 号,以下简称 65 号文),在国家政策层面正式提出了金融服务养老的战略。该文件要求,金融业要充分认识到做好养老领域金融服务对于加快养老服务业发展和实现自身转型升级的重要意义,大力推动组织、产品和服务创新,不断满足社会日益增长的多层次、多样化养老领域金融服务需求,提升居民养老财富储备和养老服务支付能力,实现支持养老服务业和自身转型发展的良性互动。

除了五部委的 65 号文,2016 年 12 月国务院办公厅发布《关于全面放开养老服务市场提升养老服务质量的若干意见》(国办发〔2016〕91 号),同样提出了发展适老金融服务的问题,要求规范和引导商业银行、保险公司等金融机构开发适合老年人的理财、保险产品,满足老年人金融服务需求,鼓励金融机构开辟服务绿色通道,强化老年人金融安全意识,加大金融消费者权益保护力度。

上述政府的规范性文件对金融服务养老的理论研究提出了挑战。一般而言,理论研究相对于政府的经济、社会政策应当有一定超前性,但目前我国在金融服务养老方面相关学术研究并不充分,甚至落后于政府对金融服务养老问题的敏感和重视,相关的学术研究更多是从社会保障、社会学、经济学等角度来进行的。

在金融和养老相结合领域的研究中,贺强(2011)认为,中国应建立由基本养老保险、企业年金、商业养老保险、养老储蓄、养老住房反向抵押贷款、养老信托、养老基金等金融服务方式构成的统一养老金融体系。胡继晔(2013)认为养老金融是养老金理论与金融学理论结合形成的新兴交叉学科,主要研究养老金在金融市场投资,以实现自身保值增值,同时促进金融市场发展的理论和实践问题。在中国发展养老金融,还应当包括养老金投资于信托产品(主要是基础设施信托类产品)、期货(主要是股指期货)等金融产品,并通过住房反向抵押实现补充养老,以及对养老金筹集、运营和发放全过程进行有效监管。马海龙(2015)认为,养老金融服务体系是指以解决养老问题为目标,以养老产业为依托,以商业银行、保险公司、证券公司、信托公司等金融机构为主体,由社会基本养老保险、企业年金、商业养老保险、养老储蓄、养老住房反向抵押贷款、养老信托、养老基金等金融服务方式构成的统一体系。在对养老金融本身进行界定中,杨

燕绥等（2014）认为养老金融是指管理货币、固定资产、权益类养老资产的综合性金融服务。党俊武（2014）提出了“老龄金融”的概念，是指个体在年轻时期所做的资产准备，在进入老年期后将其置换为可供享用的产品或服务的金融运作机制。董克用（2016）及孙博（2016）均认为养老金融是指为了应对老龄化挑战，围绕着社会成员的各种养老需求所进行的金融活动的总称，包括三个方面：一是养老金金融，即为储备养老资产进行的一系列金融活动，主要包括养老金制度安排和养老金资产管理；二是养老服务金融，即社会机构围绕老年人的消费需求进行的金融服务活动；三是涉老产业金融，即为涉老产业提供投融资支持的金融活动。姚余栋和王赓宇（2016）则从整个养老产业的角度进行分析，认为养老金融业既可以看做是整个产业链条中独立的一部分，由于其涉及的人口规模和资金总量都远远超过养老用品业、养老服务业和养老地产等业态，故也可以认为是整个养老产业的虚拟经济部分，横跨银行、保险、证券、基金、信托、养老地产和养老服务所有领域，关联到国家整个金融业和整个虚拟经济。可以看出，这些学者对金融服务养老的界定总体而言是符合实务界的期待的，养老金融理论研究开始考虑对金融服务养老实践的指导。

在养老与金融相互影响的研究中，宗庆庆、刘冲、周亚虹（2015）发现：拥有社会养老保险是影响家庭风险金融资产参与以及持有比重决策的重要因素，社会养老保险体系的健全对我国居民家庭更多地投资风险金融资产市场效果显著。孙守纪和胡继晔（2013）则通过实证研究发现：养老金制度是影响金融发展的重要因素。面对人口老龄化，只要各国根据具体的国情建立某种程度积累制的养老金计划，使得养老金资产逐步积累扩张，就能逐步改变一国金融发展落后的局面，促进经济增长。在金融业不同领域服务养老的研究中，实务界学者型的金融家进行了深入思考。兴业银行行长高建平（2016）认为：有必要加强统筹管理，有效整合各类金融机构和社会资本，以多层次、可持续、可复制的商业模式，为有效解决养老问题提供更好的金融产品和服务，加快建立和完善养老金融服务体系，鼓励各类金融机构加强养老金融创新，鼓励商业银行探索养老金融和养老产业的融合。建信养老金管理有限公司总裁冯丽英（2015）认为：商业银行通过向居民提供以养老基金的价值增值为核心，覆盖养老规划、支付结算、生命保险等方面的个人金融服务，可以引导并释放居民的养老需求，提升其购买其他养老产品的能力，最终满足老年人的消费需求。昆仑信托研究部总经理和晋予（2014）认为信托作为金融业第二子行业，

本身具有横跨资本市场、货币市场和实体经济的制度特点，养老信托在养老金融领域将充分发挥功能多样、模式灵活、资源整合的强大优势，走出一条“一体化”的养老综合金融发展道路。

可以看出，国内学界和实务界在近几年开始重视养老金融的问题，而国外养老金已经成为金融体系中一个不可或缺的重要角色。截止 2015 年底，全球养老金资产达到 38 万亿美元，其中经合组织 OECD 成员养老金投资额达 24.8 万亿美元，总资产占 GDP 的加权平均值高达 123.6%，养老金已经成为这些发达国家“富可敌国”的金融产品，其中荷兰达 178.4%，而中国同样口径统计数据仅为 1.4% (OECD, 2016)。在美国，养老金经过几十年的大发展已经成为资本市场最重要的机构投资者：1974 年国会通过《雇员退休收入保障法案》时养老金投资额仅 1500 亿美元，占股票总市值的约 30% (德鲁克，2009)；经过几十年的发展，2016 年上半年末美国居民金融资产 72.33 万亿美元，包括存款、股票、保险等，其中养老金权益总额达 21.73 万亿美元，相当于 GDP 的 110%，其中 57% 的家庭拥有私人养老金，34% 拥有个人退休账户 (IRAs)，养老金财富约占家庭财富净值的 1/3，是居民所有金融资产中占比最大者。在欧洲，欧洲银行局、欧洲证券与市场局和其他国家的银行业监管机构、证券业监管机构都很相似，不同的是欧洲保险与职业年金局 (European Insurance and Occupational Pensions Authority, EIOPA) 把养老金提高到了和银行、证券、保险等传统金融产品同样重要的高度来进行监管，监管的总资产相当于各国 GDP 总额的 2/3，其中仅养老金资产就相当于欧盟各国 GDP 总额的 1/4。牛津大学的克拉克教授 (Clark, 1998) 认为：养老金已经成为发达国家异常重要的金融机构，尤其在美国和英国，养老金资产均达数以十万亿美元计，甚至超过了世界上很多主权国家的财富。因养老金资产在过去几十年里得到了惊人的增长，加上非银行金融机构的发展，使得传统金融业的版图发生了深刻变化，养老基金已经成为证券市场的主导者，克拉克教授甚至称之为“养老金资本主义”。

正是由于养老金在发达国家金融体系中越来越重要的作用，养老金融已经成为金融体系中越来越重要的研究领域。诺贝尔经济学奖获得者莫迪利安尼 (Modigliani et al, 1958, 1963) 提出的理性消费者对全生命周期的金融规划是养老金融的微观经济基础：消费者能够以合乎理性的方式使用自己的收入进行消费，追求的是生命周期内一生效用的最大化，消费者在其任何年龄上的消费支出与当期收入关系不大，而是依赖其一生的全部收入。个人的消费支出在其生命周期的各个年

龄段都会选择一个稳定的、接近其预期的平均消费率进行消费，跨时消费是平滑的。在宏观金融层面，美国著名金融专家博迪(Bodie, 1990)发现，美国养老金市场的良性互动竞争激发了金融市场的创新能力，提高了金融机构的服务质量，推动养老金融市场不断完善。英国养老金专家布莱克(Blake, 2006)在其专著《养老金金融(Pension Finance)》中认为，养老金融的主要研究对象是养老基金投资于金融资产(主要包括货币市场证券、债券、贷款、股票、集合投资工具)、不动产、衍生工具和另类投资。养老金从年轻时供款、金融机构管理运营，再到退休后发放，持续时间长达数十年，对金融体系的安全性、收益性、流动性要求都很高，其中涉及的大量金融问题需要深入研究，对养老金融的研究因而成为金融学研究中的全新领域。

从国内外金融与养老相关的理论研究中可以发现：金融与养老已经不再是泾渭分明的不同研究领域，而呈现出越来越互相融合、互相影响的趋势，因为养老问题本质上是重大的金融问题。从时间维度上看，养老实质上是人在年轻时代通过金融工具储备自己的劳动价值，再运用跨时空的金融配置手段，进入老年后用储备的金融资产置换生活所需的产品和服务。因此，完整的养老金融服务周期首先要覆盖青壮年客户的资产储备期，该时期也是职业生涯收入最高的时期，需要金融服务企业合理运用金融工具设计符合养老需求的产品，为客户储备劳动价值，保证资产保值增值，以形成长期资本以供养老时使用；其次要覆盖老年客户的金融资产运用期，在确保流动性要求的情况下继续为养老金融资产保值服务。国外由于较早开始了社会保障制度的改革，老龄化到来也较早，同时金融市场也比较发达，利用金融市场来解决养老的问题无论是理论研究还是实践都已很成熟。我国理论界虽然较早开始了社会保障制度改革的研究，也意识到养老金与资本市场的结合是大势所趋，但社会保障研究学者关注金融问题不够，而金融学者在涉及养老问题时也仅仅将之作为金融产品和金融服务中的一小部分，使得养老金融的研究在国内尚处于初步阶段，落后于金融服务养老的实践，大量理论问题需要深入研究。

二、金融服务养老的实践：金融实务界对理论的挑战

金融服务养老理论的研究一直在路上，现实的需求却越来越凸显。2016年5月，中共中央政治局就我国人口老龄化的形势和对策举行集体学习时习近平强调：满足数量庞大的老年群众多方面需求、妥

善解决人口老龄化带来的社会问题，事关国家发展全局，事关百姓福祉，需要我们下大气力来应对。这是中共中央历史上第一次就老龄化问题所进行的专题学习，将养老提到了“事关国家发展全局”的高度。目前在服务养老方面，传统思维主要定位于民政、社保、医疗卫生等领域，金融服务养老还破题不久，而各金融行业均进行了探索。

（一）银行业服务养老的创新实践

截至 2016 年底，我国银行业金融机构总资产高达 226 万亿元，占金融业总资产的绝大部分，因此在服务养老的各金融机构中，商业银行当仁不让地成为养老金融的基础。

在宏观经济进入“新常态”后，互联网金融继续向银行业核心业务渗透，银行传统业务发展面临越来越大的压力。随着利率市场化进程持续推进，存贷利差逐年收窄，利润增速滞后于资本增速，以往靠融资推动资产扩张的发展模式难以持续。人口老龄化的挑战也是养老产业、健康产业的机遇，老年客户已经成为商业银行重要的客户群体。银行开始根据老年客户在生理、心理上的特殊性，运用现代金融手段提供差异化的服务，通过金融服务使客户的资产保值增值。银行只有紧贴经济社会发展脉搏，把握金融服务实体经济的本质要求，才能不断增强自身可持续发展的能力。

诸多商业银行敏锐捕捉到老龄化带来的机遇，积极研发适合老年群体金融产品。对通用型金融产品，可以 IC 卡为载体，将银行已开发的“银医通”、公安部门开发的“呼救通”、以及交通卡、各类缴费卡等功能进行整合，形成服务内涵更加丰富的“养老一卡通”，为老年人领取养老金、挂号就医、紧急救助、交通出行、缴纳水电煤费乃至文化娱乐生活提供更为便捷服务。各商业银行也都纷纷推出老理财产品，服务养老已经成为商业银行重要共识，也是商业银行新的利润增长点。

兴业银行作为中小商业银行在服务养老方面进行了创新实践。针对老年客户群体的需求，兴业银行于2012年推出了专属综合金融服务方案“安愉人生”。在功能设计上，通过选择低风险的金融产品，凸显资金的安全性及流动性，以“安全、适用”为原则，提供专属的大字号存折，营销国债、货币基金、保本理财产品，以适应老年客户安全性的需求，还在健康管理、财产保障、法律顾问等方面提供符合老年客户需求的专项增值服务。针对老年人的电信金融诈骗案件时有发生现实，2015年兴业银行升级了“个人存款账户资金损失保险”的保障范围，在保障期内，凡年满50周岁的“安愉人生”客户，且层级达到兴业银行VIP的相应标准，则自动享受该项服务，如遇电信诈骗最高赔付额度达5万元。这项“资

金损失保险”直击老年人被电信诈骗这一痛点，是银行业服务养老的贴心举措。

由于历史原因，兴业银行业务结构偏重批发类企业业务，居民零售业务一直是相对“短板”。从 2013 年起，兴业银行在全国相继设立了一千多个“社区银行”，从物理上解决了“最后一公里”金融服务问题，不仅打造了“线上”、“线下”相结合的体系，还充分利用贴进社区的人缘、地缘和软信息优势，有人情味地服务社区民众。社区银行不仅可以办理业务，更成为老年人社交活动的重要场所，甚至还可以把社区银行提供的蔬菜种子带回家种在自家阳台，社区银行成为兴业银行服务老年客户的重要载体。

兴业银行“安愉人生”综合金融方案实现了经营理念的创新，而我国四大行之一的中国建设银行综合化经营与战略转型也选择养老金融就更具标杆性意义。2015 年 11 月建行引入全国社会保障基金理事会作为战略投资者共同设立建信养老金管理公司，注册资本 23 亿元，建行、社保基金理事会分别持股 85%、15%。公司业务范围涵盖全国社保基金投资管理、企业年金管理、受托管理委托人以养老保障为目的的资金。建信将养老金的安全、保值作为投资管理的第一目标，加强风险管理，谋求适度稳健的风险调整后收益，保证养老金资产稳健增值；坚持价值投资，获取超过业绩比较基准的长期绝对回报，通过风险模型计算出“安全垫”，在力争本金不出现总体损失的前提下确定大类资产配置比例，建立一套适合养老金管理特点的，对各类风险、业务品种、流程环节实施全面覆盖和有效风险管理的体系，实现合规经营、规范运作，各类养老金资产的安全投资、稳健增值，树立公司良好信誉和市场形象。成立一年多的时间里，建信养老金公司管理的养老金资产已经超千亿元。

可以看出，商业银行作为我国覆盖面最广、资产占比最高的重要金融机构，在服务养老中将发挥基础性作用。几乎所有商业银行都主动认识到服务养老的重要性，兴业银行和建设银行通过不同方式主动进入养老金融领域，是我国商业银行综合经营、综合监管的创新尝试，更是对理论界提出了养老金融研究的新课题。

（二）证券业服务养老：法规护航，未来可期

和银行业间接融资不同，证券业主要通过股票市场、债券市场来为直接融资服务。在目前资本市场还不健全的情况下我国绝大多数居民的投资渠道非常有限，银行存款和购买国债被认为是最安全的资产形式，也成为养老金投资的最主要渠道。在推动我国从“储蓄养老”向“投资养老”转化中，证券业在服务养老中当仁不让，以满足养老金投资的独特性和个人养老保障需求的多样化。

在欧美金融市场发达国家，养老金进入资本市场是保值增值的必

然选择，养老金已经成为资本市场最重要的投资者。根据经合组织（OECD，2014）发布的机构投资者报告，美国共同基金、保险资金和养老金三大类机构投资者2014年投资股票的总市值高达19.48万亿美元，占股票总市值的81%，而同期中国是以散户为主的股市。由于养老金这样的机构投资者对资本市场可以起到类似“压舱石”这样的稳定作用，证券业和基金业在服务养老中自身的稳定和发展将得以加强。

与一般的机构投资者不同，养老基金是在职职工和雇主缴纳的、专门用于支付职工年老退休后的基本生活费用，由养老保险制度运行过程中沉淀下来的闲置资金以及大部分准备金转化而来，具有稳定的资金来源，并且面对的是相对稳定、同时可予以精算的现金支付结构，而其投资业绩的表现通常又是以每年收益或几年的平均收益来衡量的，这从根本上决定了养老金具有长期性、稳定性、规模大的特点，能够成为市场中最稳健的力量，在促进资本市场稳定性发展方面发挥更为重要的作用。对于已经获得初步发展的中国证券市场来说，其进一步完善能够带来一个更为稳定、更具活力的金融体系，这需要由长期的机构投资者来构成。也正是认识到养老金必须投资资本市场才能保值增值，我国政府出台了一系列政策法规来促进和规范养老金投资资本市场。2015年3月，国务院通过《机关事业单位职业年金办法》，明确职业年金所需费用由单位和工作人员个人共同承担，费率分别为工资的8%、4%。对实账积累形成的职业年金基金，实行市场化投资运营。职业年金办法的出台，标志着我国第二支柱强制性的职业年金制度正式形成，职业年金的市场化运营将催生养老金投资资本市场，加快养老金融发展的步伐。

2015年8月，人力资源社会保障部和财政部发布《基本养老保险基金投资管理办法》，基本养老保险基金可以投资不高于基金资产净值30%的股票、基金等权益类资产，在国有重点企业改制、上市时养老基金可以进行股权投资，比例合计不高于养老基金资产净值的20%。以2015年末基本养老保险基金累计结存3.99万亿元计算，未来基本养老保险投资权益类资产最高可达近1.2万亿，国有重点企业改制投资最多可达8000亿。该办法规定基本养老保险基金可以投资几乎全部金融产品，养老基金将与金融市场深度融合，成为金融市场的真正长期战略投资者，资本市场将成为养老金融发展的主体。

目前企业年金、全国社保基金已经投资资本市场多年，随着基本养老保险基金、职业年金大规模进入资本市场，证券业将迎来难

得的发展机遇。相关法规已经落地，闸门已经打开，证券业将成为服务养老的金融主战场，养老金通过资本市场保值增值，可望实现资本市场与养老金的双赢。

（三）保险业服务养老的实践：第二支柱主要承担者

养老保险和商业保险都是基于保险学中的“大数法则”而通过生命表、精算等技术建立的精妙制度，因而商业保险在整个金融体系中天然地就和养老保险共享“保险”的机理。由于和养老保险的天然关系，保险业中寿险又是直接服务于养老，保险业因而成为养老金融的主要实践者。

目前我国保险业在第二支柱企业年金管理中已经成为主力。截至到2016年9月底，仅国寿养老、太平养老、平安养老、泰康养老、长江养老、安邦养老、人保资产、泰康资产、华泰资产等九家保险业金融机构企业年金投资管理资产就达5457亿元，企业年金受托管理资产达4854亿元，占整个企业年金的半壁江山。除了企业年金之外，《职业年金办法》第九条规定：机关事业单位工作人员办理退休手续后，本人可以选择按月领取职业年金，也可一次性用于购买商业养老保险产品。职业年金领取的选择权打通了养老金的第二和第三支柱，进一步促进养老金金融化。

商业保险服务养老中，税收优惠是通行的做法。以美国个人账户IRA计划为例，税收优惠额度经过多次上调，2015年50岁以下参加者缴费税收优惠额度5500美元，50岁以上参加者为6500美元，IRA的缴费缴款可以排除在当期应税收入之外，而且后续投资产生的资本利得、红利、投资收益还不包括在应税收入内，长期计算下来，能够节省的税费比达到15%-20%。利用税收优惠刺激居民为退休收入投资，成为第三支柱建立并发展的最佳途径（林弈，2016）。借鉴美国IRA，我国应当适时为每个社会成员建立一个养老储蓄账户，允许个人自愿向该账户缴费；该账户在一定限额内享有税收优惠。个人账户编码、缴费、投资、提取、税收等信息由全国统一的授权机构管理，账户运行和监管均依托该机构的信息实现，以降低税收成本和管理成本。

我国商业保险也是开展“以房养老”住房反向抵押服务养老的试点金融机构。2014年6月中国保监会发布《关于开展老年人住房反向抵押养老保险试点的指导意见》指出：反向抵押养老保险是一种将住房抵押与终身养老年金保险相结合的创新型商业养老保险业务，明确将以房养老定义为一种创新型的商业保险的试点。从两年多的试点情况

看，虽然参与者不多，但该业务能够提供平均每户月领养老金约 9071 元，最高一户月领养老金 2 万元，有效提高了老年人的可支配收入，显著提升了参保老人的养老水平，获得了参保老人的较高评价。2016 年 7 月，保监会进一步将老年人住房反向抵押养老保险试点期间延长两年，并将试点范围扩大至各直辖市、省会城市（自治区首府）、计划单列市，以及江苏省、浙江省、山东省、广东省的部分地级市，鼓励更多保险公司参与，扩大和优化保险产品供给，并进一步积累经验、完善监管，逐步建立规范有序的反向抵押养老保险市场，为广大老年人提供更加丰富的养老服务。

（四）信托业服务养老：养老金融的主要组织形式

信托作为重要的金融制度和工具，可在养老资产管理中发挥重要作用。我国以信托公司为代表的非银行类金融机构发展迅猛，其业务规模总量于 2012 年首次超越保险，成为仅次于银行的第二大金融行业。市场化改革促进了以信托为代表的非银行业资金运用效率的提高，并为这些行业的快速发展提供了动力源泉，资金运用效率整体要优于银行业。

全世界养老金在组织形式上大都选择了信托，例如服务数亿美国人、结余资产近 3 万亿美元的美国联邦老年、遗属和伤残人士保险信托基金就采取了 Trust（信托）的形式，而第二支柱的私人养老金更是几乎全部采用信托基金的模式，1974 年的《雇员退休收入保障法案》就是基于信托法的原则而对养老金管理人进行规制的，所有养老金的受托人必须履行信义义务。信托因而成为养老金金融化过程中的“标准模式”。

我国早在 1979 年改革开放之初就设立了中国国际信托公司，引入信托制度是和金融体制改革同步的。目前的人口老龄化问题本质上是金融问题，信托具备的财产独立和风险隔离的法律功能，可以充分保障受益人的权益。之所以几乎所有的养老金组织形式都选择信托，一个最主要的原因是：信托主要由三个“人”组成：委托人、受托人和受益人。当期工作年龄内的缴费者是委托人，养老金管理者是受托人，未来年老的退休者是受益人。只有信托制度可以覆盖个人从工作到退休的全过程，银行体系无法匹配如此长期的资金，证券、保险同样难以满足作为单一角色终其一生的资产配置，唯信托可以实现养老金的终生金融服务。也正是因为信托的这一独特特征，成为养老基金组织形式的主流。

在信托服务养老的实践中，兴业银行的“安愉信托”就集中体现了信托的优势。信托公司按照客户的意愿和信托文件约定，在规定时间内支付给委托人所选定的受益人，用于个人养老保障和传承家族财富。安愉信托的委托人必须年满 30 岁，系认购金额 600 万元（含）以上的金融产品合格投资者。受托人是兴业银行，而受益人则可由委托人灵活指定初始受益人与后备受益人。信托设立后，通过银行专门账户管理，实现信托财产独立运作，并按照信托文件的约定向受益人支付信托利益，保障养老及其他需求，投资标的包括：境内外依法设立的现金类、固定收益类、类固定收益类、策略投资类、权益投资类、另类投资类等金融工具，基本上涵盖了我国现有货币市场、资本市场上几乎所有的投资品种。养老信托产品弥补了基本养老保险和商业养老保险等传统养老保障的不足，是在信托领域重要的金融创新。安愉信托 600 万起的合格投资者才能参与的高门槛，又为防范风险奠定了基础，是创新与风险防范平衡的较好范例。

三、服务养老的金融创新

中共十八届五中全会提出的五大发展理念中，首位就是“创新”。在宏观经济下行压力较大、老龄化压力同样较大的情况下，养老金融的发展需要制度创新、管理创新与技术创新的结合与互动。央行等五部委的 65 号文也提出要积极创新专业金融组织形式，探索建立养老金融事业部制、组建多种形式的金融服务专营机构，创新适合养老服务业特点的贷款方式，探索拓宽养老服务业贷款抵押担保范围，加大对养老领域的信贷支持力度；推动符合条件的养老服务企业上市融资，支持不同类型和发展阶段的养老服务企业、项目通过债券市场融资，完善养老保险体系建设，为养老服务企业及项目提供中长期、低成本资金支持；优化网点布局，增强老年群体金融服务便利性，积极开发可提供长期稳定收益、符合养老跨生命周期需求的差异化金融产品，不断扩展和提升居民养老金融服务能力和水平。

在过去几十年间，全球金融创新的主要集中地体现在养老金融领域，如资产证券化、债务重整、金融衍生品、期权、期货等领域的金融创新很多都是为养老金专门设计的，而像零息债券（zero coupon bonds）、抵押担保债券（collateralized mortgage obligations）、投资担保合同（guaranteed investment contracts）等金融创新产品则几乎就是养老金产品直接推动的，一个主要原因是固定利率的债券和银行存款难

以抵御长期的市场波动和通货膨胀风险，而权益类产品又不能提供相对明确的收益率，面对安全性和收益性要求都很高的养老金。创新金融产品应运而生(Bodie, 1990)。美国在养老金领域金融创新的步伐对我国具有较强的借鉴意义。

养老金融创新首先需要的是制度创新。金融领域鼓励增加养老投资的方式主要有两种：第一是提供税收优惠，对养老储蓄免征或者少征个人所得税，吸引人们增加养老投资；第二是设立自动缴费机制或者称之为默认缴费机制，每个人在工作之初就要缴纳规定比例的养老金进入其个人账户，除非个人明确选择不缴纳才可以退出该计划。两种方式哪种更有效？曾获得美国克拉克年轻经济学奖的 Chetty et al

(2012) 率研究团队使用丹麦拥有 4100 万观测值的大数据进行统计，得出的结论是自动缴费机制比税收补贴的效果更好：因税收优惠而主动增加鹰力投资者仅占 15%；而另外 85% 的人群是被动储蓄者。如果政府要求雇主自动向雇员的退休账户缴费，即使雇员个人不采取任何行动，对退休账户资产积累的影响也是非常巨大的。

在实践中，美国 2006 年《养老金保护法案》推出了私人养老金默认自动加入 (Auto-enrollment) 模式，新入职者须自动投入一个缴费确定型的养老金计划，这些投资当期免税，如果自己要求退出则需补税。在自动加入之后，合格默认投资选择安排解决了参加者选择产品的困难，默认将养老金投向其中任何一种产品，包括生命周期基金、生活方式基金这两类定制专户。美国劳工部选择这些金融产品的标准是长期表现比较稳健、有合理的收益前景以及能够抵御通货膨胀，即在抵御通胀风险和长寿风险上具有较明显的优势。英国 2008 年养老金法案中也要求新入职雇员自动加入职业养老金体系。

从理论研究到美国、英国的实践都可以发现：准强制性的养老金缴费制度可以克服雇员只重视当下收入、不考虑未来保障的人类常见的“短视”问题，为养老金融的发展奠定制度性基础。我国机关事业单位职业年金在建立之初就已经实现了强制性缴费，应当说是完全符合国际上关于“自动缴费”的理论和实践的。2004 年我国就颁布了《企业年金暂行办法》，截止到 2016 年三季度末，全国建立企业年金的企业 76058 家，覆盖职工 2324 万人，仅为企业职工基本养老保险覆盖 36509 万人的 6.36%，跟基本养老保险覆盖面迅速扩大相比，十多年中企业年金发展缓慢，最主要的原因是企业自愿设立而非强制性的。未来我国要提高企业年金的覆盖面，同样需要制度创新，即可以考虑

企业年金与职业年金合并，企业的缴费比例可以设定上限和下限，实现准强制性“自动加入”式缴费。

养老金融的发展还离不开监管的创新。考虑到养老金具有“未来返还”的特征，时间长达数十年，必须投资资本市场才能保值增值，在养老金的运营阶段，监管立法应当主要考核其保值增值的绩效。2000年全国社保基金理事会成立到2015年底，年均投资收益率达8.82%，累计投资收益额近8000亿元，为下一步基本养老保险基金、职业年金的投资奠定了监管标准的基础。

养老金融的创新更需要金融产品和金融服务的创新。目前我国“以房养老”试点两年多仅几十家成交充分说明其无论在产品和服务方面都无法满足社会的实际需要。美国市场上的住宅反向抵押贷款产品最主要的就是政府住房与都市发展部提供的房屋价值转换抵押贷款，老年借款人不需要出售或搬离他们的住房，就可以通过转换住房资产获取养老金。该贷款是美国国会特别授权的一种反向抵押贷款商品，全过程受国会的监督，金融消费者保护局予以保护，历史上全部申请数量合计约74万例。我国近年来房地产业的突飞猛进，使得人均自有住房面积快速进入世界前列，而数十年的独生子女政策更需要未来的老人主要靠自己养老；在个人生命周期的工作期通过贷款买房来积累财富，退休后通过以房养老来实现基本养老保险之上的锦上添花。这些趋势使得我国未来以房养老的潜在需求有爆发的可能，这方面的金融创新恰逢其时。未来我国可以借鉴美国以房养老的成功经验，通过国家层面的立法来规范和保障以房养老中房屋产权人的权益，政府的住建部门、社保部门、担保机构共同保障金融机构、产权人等所有参与者的合法权益，金融机构通过优质产品设计来吸引顾客参与以房养老，未来以房养老一定能够成为养老金体系中的重要补充。

四、结语：各类金融机构全面服务养老金各支柱

世界银行上世纪90年代提出了三支柱的建议，2005年扩展为五支柱。在我国，目前已经基本普及的城乡居民养老保险由于待遇更多来自于一般税收，可以视作“0支柱”；而已经普及的企业、机关事业单位基本养老保险是第一支柱；企业年金、职业年金是第二支柱；政府提供税收优惠的个人养老储蓄、寿险可以视为第三支柱；第四支柱目前在我国尚处于非正规制度的状态。考虑到我国多支柱的养老金制

度的发展需要不同的金融服务，而金融市场的四大主要领域银行、证券、保险、信托在服务于养老金的各支柱中可发挥各自的优势。

银行业作为与城乡居民联系最紧密、服务最后一米的金融行业，是所有支柱养老金发放的主渠道。养老金需要满足安全性、收益性和流动性要求，而银行业最适合服务于各支柱养老金的流动性要求，银行业服务养老是养老金融的基础设施，各支柱养老金体系也为银行业的金融创新提供了丰厚的土壤，未来服务养老将成为银行业产业升级和服务转型的重要渠道，养老金也为银行类金融机构金融创新、服务创新提供了充裕的资金。

证券业、基金业是养老金投资资本市场的主要渠道，我国基本养老保险基金投资管理办法中明确规定了第一支柱基本养老金投资权益类产品的比例，而第二、三支柱养老金投资资本市场更是其保值增值的唯一途径。证券业、基金业已经成为、且继续作为服务养老金投资和管理的主战场，在金融服务养老中发挥重要作用，而养老金作为机构投资者投资资本市场也为资本市场的稳定、健康发展提供了长期资金，在资本市场波动中可以起到中流砥柱的作用。

保险业服务养老已经取得了可喜的成就，养老保险与商业保险同根同源，保险业已经承担了大部分的第二支柱企业年金管理业务，刚刚成型的机关事业单位职业年金也将为保险业提供大展宏图的机会，未来第三支柱税优个人账户和寿险更是保险业服务养老的主渠道，保险业服务养老已经成为、并将继续成为养老金融的主要实践者。

信托为几乎所有支柱的养老金提供了管理模式，信托法将保护养老金受益人的利益不受侵犯。同时由于信托是少有的可以打通金融与实体经济之间藩篱的金融领域，未来信托在各支柱养老保险基金投资地方政府债券、资产支持证券、国家重大项目和重点企业股权时发挥更为重要作用。信托将在与第一、二、三支柱养老金结合，在服务于国人养老方面发挥其独特作用。

由于我国金融业分业经营、分业监管的状况在短期内还难以发生根本性的改变，而养老金可以横跨银行、证券、保险、信托诸业，为金融创新提供新的机遇；综合性的养老服务需求包括养老金融(养老金管理)、医疗保健、老年房产、老年消费、老年就业、老年教育、休闲娱乐、咨询服务等诸多方面。根据央行等五部委 65 号文的要求，我国力争到 2025 年基本建成覆盖广泛、种类齐全、功能完备、服务高效、安全稳健，与我国人口老龄化进程相适应，符合小康社会要求的金融服务体系。在此过程中金融诸业在服务养老中可以充分发挥各自优势，

利用各支柱养老金为支点，形成横跨所有金融领域综合经营的试点，为解决我国的老齡化问题提供保值增值的工具。目前我国《商业银行法》、《证券法》、《保险法》、《信托法》等基本的金融法律都正在或即将修法，央行等五部委 65 号文作为规范性文件的法律位阶低于法律，未来在相关金融法律修法中应当将该规范性文件的内容转化为正式法律，使得金融业与养老金二者在法律层面完美结合，进一步促进我国养老金融事业的发展，充分发挥金融机构人才、资金、创新能力的优势，在服务养老这一在事关国家发展全局、事关百姓福祉的事业中发展壮大。

参考文献

- [1] 国家统计局，2016 年 4 月 20 日发布《2015 年全国 1%人口抽样调查主要数据公报》，参见官网：
http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160420_1346151.html
- [2] 贺强，2011，“中国养老金融体系势在必行”。《海内与海外》，（6）：8-9.
- [3] 胡继晔，2013，“养老金融：理论界定及若干实践问题探讨”，[J]《财贸经济》，第 6 期，pp. 43-52.
- [4] 马海龙，2015，“商业银行在养老金融服务方面扮演的角色研究”，《金融经济》第 18 期。
- [5] 杨燕绥、张弛，2014，“老龄产业发展依赖三个创新” [J]，《中国国情国力》，第 1 期，pp. 17-19.
- [6] 党俊武，2014，“老龄问题研究的转向：从老年学到老龄科学” [J]。《老龄科学研究》，第 2 期，pp. 5-11.
- [7] 董克用，2016，“应对老龄化需高度重视养老金融发展”，《当代金融家》第 7 期；以及孙博，2016，“养老金融，迎来新‘蓝海’”，《金融博览》第 24 期。
- [8] 姚余栋、王赓宇，2016，“发展养老金融与落实供给侧结构性改革”，《金融论坛》第 5 期。
- [9] 宗庆庆、刘冲、周亚虹，2015，“社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据”，《金融研究》第 10 期。

- [10] 孙守纪、胡继晔，2013，“养老金制度对金融发展的影响分析——对法律起源和资源禀赋等假说的反思”，《经济学动态》，第5期。
- [11] 高建平，2016，“建立完善养老金融服务体系”，《中国金融家》第3期。
- [12] 冯丽英，2015，“掘金商业银行养老金融业务”，《中国银行业》第11期。
- [13] 和晋予，2014，“养老与信托的‘一体化’发展思路”，《当代金融家》第12期。
- [14] OECD, 2016, Pensions at a Glance 2015: OECD and G20 indicators, Paris.
- [15] [美] 彼得·德鲁克著，刘伟译，2009，《养老金革命》，东方出版社，pp.012.
- [16] 数据参见：Financial Accounts of the United States, 16 Sep., 2016, Flow of Funds, Balance Sheets, and Integrated Macroeconomic Accounts, Second Quarter, 2016.
- [17] 数据参见：EIOPA, July 2016, Annual Report 2015, European Insurance and Occupational Pensions Authority.
- [18] Clark, Gordon L., 1998, Pension Fund Capitalism: A Causal Analysis. Geografiska Annaler. Series B, Human Geography, Vol. 80, No. 3.
- [19] Modigliani, Franco and Merton H. Miller, 1958, “The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment”, The American Economic Review, Vol. 48, No. 3, pp. 261-297; Modigliani, Franco and Merton H. Miller, 1963, “Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction”, The American Economic Review, Vol. 53, No. 3, pp. 433-443.
- [20] Bodie, Zvi, , 1990 a, “Pension Fund Investment Policy,” in Managing Institutional Assets, edited by Frank Fabozzi, Harper and Row, Ballinger Division.
- [21] Blake, David P., 2006, “Pension Finance”, Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- [22] 数据参见中国银监会网站：
<http://www.cbrc.gov.cn/chinese/home/docView/CF0EA3690966458394E9C7E44CDC6205.html>

- [23] 关于“安愉人生”的相关内容部分来源于兴业银行官方网站：
<http://www.cib.com.cn/cn/personal/brand/lifes/index.html>，其
余相关内容来源于2016年5月作者赴兴业银行
福州总行的实地调研。
- [24] 相关内容来源于建信养老金公司的报告材料。
- [25] OECD, 2014, OECD Institutional Investors Statistics 2014,
OECD Publishing, Paris.
- [26] 数据参见中国保监会官方网站：
<http://www.circ.gov.cn/web/site0/tab5204/info4049275.htm>
- [27] 林羿, 2016年, “美国个人退休账户 (IRA) 及其特点”, 《养老
金融评论》第5期。
- [28] 相关数据参见人民网：
<http://finance.people.com.cn/n1/2016/0715/c1004-28555735.htm>
1
- [29] 王全良, 邓旭升, 2015, “我国银行业与信托业资金运用效率评价
——基于资产管理表外业务的比较” 《经济经纬》, 第6期,
pp. 138-142.
- [30] 1974 Employee Retirement Income Security Act, PUBLIC LAW
93-406, SEP. 2, 1974. 该法 401(a)(1)规定: “受托人根据参与人和
受益人的利益履行自身的职责”。
- [31] 关于“安愉信托”的相关内容部分来源于兴业银行官方网站, 以
及作者赴兴业银行福州总行的实地调研。
- [32] Bodie, Zvi, 1990b, “Pension Funds and Financial
Innovation”, Financial Management, Vol. 19, No. 3, pp. 11-22.
- [33] Chetty, Raj, John Friedman, Soren Leth-Petersen, Torben
Nielsen, and Tore Olsen, 2014, “Active vs. Passive Decisions
and Crowd-out in Retirement Savings Accounts: Evidence from
Denmark”, Quarterly Journal of Economics 129(3): 1141-1219.
- [34] The Pension Protection Act of 2006, Pub. L. 109 - 280, 120
Stat. 780.
- [35] VanDerhei, Jack, 2007, The Expected Impact of Automatic
Escalation of 401(k) Contributions on Retirement Income. EBRI
Notes, Vol. 28, No. 9.
- [36] 人力资源和社会保障部社会保险基金监督局, 2016, “2016年三
季度全国企业年金基金业务数据摘要”。

[37] 全国社会保障基金理事会, 2016, 《基金年度报告(2015 年度) 》, 见官方网站:

http://www.ssf.gov.cn/cwsj/ndbg/201606/t20160602_7079.html

[38] 参见美国金融消费者保护局官方网站公布的报告: Consumer Financial Protection Bureau, 2012, “Reverse Mortgages Report to Congress”, See:

<http://www.consumerfinance.gov/reports/reverse-mortgages-report/>

我国网络著作权保险发展研究

李薇、梁秀辉¹

摘要：

进入 21 世纪，我国信息网络产业迅猛发展，网络覆盖面也已经普及到全国 80% 的地区，网络逐渐成为人们日常生活中不可或缺的重要部分。随之而来的网络著作权侵权案例屡见不鲜，从以往简单的实物复制到数字化链接下载，被侵权对象从传统的软件、文学作品侵权，逐渐蔓延到盗取源代码，复制软件服务端和客户端程序、ISO、IEC 国际标准，加密匙等版权，侵犯著作权犯罪的手法不断翻新，被侵权对象也呈现出多元化趋势。激增的网络文学产量与侵权案例，使网络著作权保险的研究变得十分重要。

关键词：网络著作权，网络著作权保险，著作权交易保证保险

进入 21 世纪，我国信息网络产业迅猛发展，特别是最近几年，网络通信设施价格越来越便宜，网络覆盖面也已经普及到全国 80% 的地区，网络逐渐成为人们日常生活中不可或缺的重要部分。随之而来的网络著作权侵权案例屡见不鲜，从以往简单的实物复制发展到数字化链接下载，被侵权对象从传统的软件、文学作品侵权，逐渐蔓延到盗取源代码，复制软件服务端和客户端程序、ISO, IEC 国际标准，加密匙等版权，侵犯著作权犯罪的手法不断翻新，被侵权对象也呈现出多元化趋势。激增的网络文学产量与侵权案例，使网络著作权保险的研究变得十分重要。

¹ 李薇，辽宁大学经济学院保险系教授。梁秀辉，辽宁大学经济学院保险系硕士研究生。

一、网络著作权保险的研究背景和意义

互联网渗透在生活的方方面面，改变着人们的衣食住行，同样也逐渐改变着人们的阅读习惯，于是数字出版在互联网时代的阅读要求下应运而生。“第十次全国国民阅读调查”公布的调查结果显示：2012年我国 18-70 周岁国民数字化阅读方式(包括网络在线阅读、手机阅读、电子阅读器阅读等)的接触率为 40.3%，比 2011 年的 38.6%上升了 1.7 个百分点。由此可见，数字阅读已经逐渐融入到了人们的日常生活中。数字阅读的载体也在不断地更新换代，尤其是手机。截至 2013 年 12 月，中国手机网民规模达 5 亿，较 2012 年底增加 8009 万人，网民中使用手机上网的人群占比提升至 81.0%，继续保持第一大上网终端的地位。随着 3G 网络覆盖面逐步扩大、4G 网络起步建设，智能手机的价格一直处于下滑趋势，手机的应用服务不断推陈出新，手机网民的上网粘性大大提高，手机上网对日常生活的渗透日渐加深。从联合国教科文组织统计的数据来看，从 2008 年到 2012 年，在我国 18 岁到 70 岁的人群当中，人均阅读图书量只有四本左右，但智能手机的普及使得各类网络文学作品和电子的传统纸质图书正在通过手机挤占着人们的阅读时间。

网络作为信息的载体，它随时给广大网民提供全面、新颖的信息资源。在人们的思想意识中始终还认为网络中的信息资源就应该是完全共享的，网络上可以找到其他信息获取方式不能获取到的资源，著作权是不受约束的。因此人们在网络中随意的下载自己需要的资源，享受网络带来的巨大信息资源服务。传统著作权在网络大环境下得到了催化并依靠网络高速发展，与此同时网络环境下的开放程度远高于现实，伴随着侵权行为的多发、形式多样化，无论是著作权的权力者还是普通网民都存在着被侵害高度风险。

知识产权以及知识产权保险已经受到全社会的热切关注。在此期间，政府出台了很多相关文件以促进知识产权保险的发展，学者们对我国知识产权保险理论及制度构建提出了不少的意见，保险公司也从实践的角度推出了少量相关的知识产权保险产品。

随着我国知识产权相关法律不断完善，国家政策上的日益重视以及保险市场不断发展壮大，我国已经具备了一定的发展知识产权保险的基础，已经在多个地区开展了知识产权保险的试点工作。作为知识产权保险的一种，网络著作权保险也具有了一定的发展基础。但由于我国的知识产权保险尚处于发展初期，网络著作权保险也存在着市场

主体风险管理意识薄弱、专业人才和风险数据缺乏等一系列制约因素。研究我国网络著作权保险具有重大的现实意义：

1、有助于知识产权保险的推广。著作权属于知识产权的一种，网络著作权保险最先有平安财险推出，以其为研究对象，定会将知识产权保险这个概念在保险公司推广开来，同时，促进保险公司对知识产权保险产品的开发，丰富保险市场。

2、有助于网络著作权保险的改进。对现有网络著作权保险进行研究，分析其存在的问题，同时提出相应的改进措施，有助于对保险产品的改进，从而推出更适合消费者的保险产品。

3、有助于国家完善知识产权保险的相关制度以及相应的配套基础设施。我国知识产权保险开展时间尚短，在制度建设方面还不够成熟，同时，为了知识产权保险的发展，还要完善一些配套的基础设施。

二、我国网络著作权保险发展现状及存在的问题

（一）网络著作权保险的相关概念

1、网络著作权

网络著作权是在数字网络发展前提下根据法律的规定所享有的与信息网络相关的智力成果方面的权利，是对网络环境下自然人，法人，企业创作出的著作权进行保护，主要涉及的方面有：

第一，所享有的网络虚拟财产权。网络的虚拟财产实质上是一种虚拟的物品，主要包括游戏币、网游道具、账号及装备等。从某种角度上讲，网络的虚拟财产是网络服务的运营商及网络游戏开发商所享有的一种软件著作权权利。在这种意义上，我们应该把网络虚拟财产权归入网络著作权范畴。

第二，在计算机或网络的环境下，具备传统著作权的权利人所享有的权利。例如作家的作品被读者上传至网络时，这一作品的作者享有此作品的电子文本的权利。这种网络著作权是在网络背景下对传统著作权的某一延伸，它是依托于传统著作权的。

第三，依托于网络。网络著作权权利人的创作活动都是在网络环境中进行的，这些活动包含了出版、创作、发行及盈利等诸多环节。与上述依托于传统著作权的网络著作权的区别在于，这一权利不能离开网络。

除此之外，网络著作权的客体具体讲还包括互联网的衍生品，其中包括：数据库、多媒体、计算机软件及网络域名等等，比如，电子邮

件、电子布告栏、网上新闻、电脑软件、照片、图片、音乐、动画等。可见，网络环境下著作权概念的外延已经随着网络发展不断增加。

2、网络著作权保险

著作权包括人身权和财产权，著作权保险是以著作权中的财产权为保险标的的综合性商业保险，著作权保险属于知识产权保险的一类，可以细分为著作权诉讼费用保险、著作权合同保险以及海关监督检查盗版产品险。因著作权纠纷主要是侵权纠纷，国际上著作权保险的主要险种是著作权诉讼费用保险，其他两种保险不够普遍。依据承保标的的不同，著作权诉讼费用保险又可以细分为著作权执行保险(copyright enforcement litigation insurance, 简称执行保险)和著作权侵权责任保险(copyright infringement liability insurance, 简称侵权责任保险)。我国在借鉴国外著作权保险的构建上，结合我国著作权交易的具体实践，推出了著作权交易保证保险(简称交易保证保险)。

3、著作权执行保险

著作权执行保险，承保被保险人的知识产权遭到他人侵害时，被保险人为维护自身利益而将侵权者告上法庭所产生的相关法律费用。由于此时被保险人是受害的一方，不涉及到对其他人的赔偿问题，因此该保险不包括赔偿费用，而仅包括诉讼费用。这种保险保障被保险人的合法权益遭受他人侵害时，能够有足够的资金和资源对侵权人提起诉讼，以维护自身权益，因此为进攻型的知识产权保险。

4、著作权侵权保险

著作权侵权保险，它承保被保险人遭到他人的起诉时，为应诉所产生的法律费用和对第三方的赔偿费用。此时，强调被保险人是侵权人，是应诉的一方。该类保险属于防御型的著作权保险，因为它的目的是保障被起诉的被保险人能够有足够的资金积极应对他人提起的诉讼，争取自己的合理权益。

5、著作权交易保证保险

著作权交易保证保险赔偿著作权交易合同的买方因所购著作权存在瑕疵被诉侵权赔偿而遭受的损失。著作权瑕疵主要是指：版权交易的卖方对交易合同中的作品不享有著作权；未经著作权共有人的许可就对共有的著作权进行交易；需有由第三方同意或授权而未经同意或未得到授权。造成著作权瑕疵的原因主要有：一、著作权交易和实物交易不同，我们很难从著作的占有状态去判断该著作权的实际权利人；二、著作权登记制度的特殊性，不同于不动产登记制度，在法律上不能对

抗第三人，而且我国目前的著作权实行的是自愿登记制度；三、著作权交易的卖方在著作权信息上面具有信息优势，造成买卖双方著作权上的信息不对称。买方可以依据保险合同，直接获得保险股份有限公司的赔偿，而不需首先向卖方索赔。

（二）我国网络著作权保险的发展现状

自 2008 年颁布《国家知识产权纲要》以来，知识产权保险的构建被提上了议程，各地积极开展试点工作，不过以专利保险为主。尽管目前关于著作权保险的实践较少，国家仍然十分重视利用保险这种金融工具为文化产业提供保护。2010 年出台的《关于金融支持文化产业振兴和发展繁荣的指导意见》，2011 年 1 月 6 日下发的《关于保险业支持文化产业发展有关工作的通知》提到“高度重视，积极培育和发展文化产业保险市场”。2014 年 12 月颁布的《深入实施国家知识产权战略行动计划(2014-2020 年)的通知》中也明确提出“支持银行、证券、保险、信托等机构广泛参与知识产权金融服务，鼓励商业银行开发知识产权融资服务产品”。为了进一步落实知识产权服务，2015 年 12 月国务院又发布了《关于新形势下加快知识产权强国建设的若干意见》，该意见指出“积极推进知识产权海外侵权责任保险工作”。在政策大力推进文化产业繁荣的大背景下，著作权保险的引入不失为维护文化市场交易安全、保障著作权人和潜在侵权人利益的有效途径。

早在 2010 年底，广东佛山就开展了知识产权保险的实践，探索设立了专利侵权保险，成为了我国首个开展知识产权保险的地区。2012 年初，为完善知识产权保护体系，我国启动了首批的专利保险试点工作，选取北京、武汉、镇江、大连等 8 市作为专利保险试点城市，这标志着我国的专利保险工作开始在全国范围内展开。以江苏镇江为例，它推出了我国首份专利执行保险，责任范围包括诉讼费用以及相关的调查费、公证费等，保险费率为保险金额的 6%到 8%，还由保险公司和知识产权局共同组建了专家团队为企业提供法律咨询服务。

2013 年初，为推进知识产权保险在我国的发展，国家正式批复沈阳、重庆、福州、东莞等 20 个地区开展第二批专利保险试点工作。专利保险试点的不断推进，标志着我国已经开始探索知识产权保险在国内的发展，这为日后著作权保险在我国全面铺开打下了良好的基础。

随后，平安财险公司、腾讯企鹅媒体平台及新榜于 2016 年 4 月正式发布“网络原创保护险”，成为国内首个网络著作权保险。除通过新榜向自媒体人赠送 5000 份原创保护险外，其主要销售方式通过企鹅媒体平台和新榜主页相关链接购买，购买渠道较为单一。保费分为 30

元和 60 元两档，自媒体人遭遇了网络盗版，可能获得最高分别为 1 万元、3 万元的赔付金。在保险期间内，购买或获赠该“原创保护险”的自媒体人作为原告因遭遇知识产权类的民事纠纷事项而向人民法院提起民事诉讼，如果法院受理并立案的，对于被保险人实际支付的律师费及诉讼费，保险公司将按照保险合同的约定在保险金额内进行赔偿，赔付金额最高不超过 3 万元。若起诉获胜，获得的赔偿金也与本保险产品无关。然而直到目前，新榜及其创业服务平台，均未发现购买渠道，网络原创保护险的推广仍处于初级阶段。

腾讯做过“自媒体人对于保护原创的保险产品需求”调研报告，结果显示：有 71%的自媒体人会选择用法律手段维权；52%的自媒体人愿意自主购买保险，以承担原创被盗的损失及维权费用损失；91%的自媒体人能接受 2 万元的费用进行法律维权。

（三）网络著作权保险存在的问题

1、网络著作权风险管理意识薄弱

很多市场主体并没有意识到网络著作权风险的存在，他们认为自己不会遭遇著作权诉讼和其他著作权风险，因此也就更谈不上对其进行有效的管理。此外，由于保险业在我国发展的时间较短，应用不够广泛，很多企业即使意识到了著作权风险的存在，也并不会意识到要运用保险的方法将风险事先分散出去，而只能将风险自留，这些因素都会对形成有效的保险需求造成阻碍，使得著作权保险在刚开始推行的阶段遇到困难。

2、缺乏专业人才

网络著作权风险对于我国保险业来说是全新的风险，而其风险大、控制难的特点使网络保险在风险评估等方面具有较大难度，不是普通的保险从业人员能够胜任的。因此，网络著作权保险的设计和应用需要既精通保险理论，同时又对著作权有深入了解的专业人才，在网络著作权保险的设计、风险评估、核保、定损、理赔等各方面发挥作用。目前，我国同时具有这两方面知识的高精尖复合型人才相当缺乏，使得网络著作权保险在我国的进一步发展受到阻碍。

3、缺乏统计数据

保险的基本原理是根据大数法则，通过概率统计，预测风险发生频率。这就要求著作权保险具有大量的经验数据和统计资料，在此基础上才能厘定保险费率。而我国由于没有网络著作权保险的实践经验，因而缺乏相关的风险数据和资料，这就给保险费率的厘定和保险公司的经营带来了巨大的困难。所以，在网络著作权保险开展的初始阶段，

只能根据市场需求状况和国外已有经验等，在摸索中前进。这意味着，知识产权保险的发展，需要长时间的积累，并不能够一蹴而就。

三、我国发展网络著作权保险的必要性分析

（一）网络著作权侵权严重

常见的网络著作权侵权问题主要有以下几种：

1、上传下载和复制引起的侵权问题。网络上的信息资源可以分为受知识产权法保护的作品和社会公共信息。为了给公共信息领域创造更大空间，最常用的手段是著作权中的“合理使用”制度：为个人学习、研究或欣赏，使用他人已经发表的作品；为介绍、评论某作品或说明某问题，适当引用他人已发表的作品等 12 种情况为合理使用。网民可以充分利用该制度对一些信息资源进行下载和复制。但很多时候，网民用 P2P 软件分享的资源或上传到网盘里的文件是权利人不允许复制的作品，比方未经授权的小说、音乐、电影等。这些侵权行为可能会导致作品的销量下降，损害权利人合法收益。

2、盗用、剽窃引起的侵权问题。传统媒体如报刊、杂志、广播、电视等，在传播过程中受到的审核与监督较多，而在网络上兴起的自媒体如论坛、博客、微博、微信等，每个用户都可以自由发布消息，很难有效监管。在网上，将他人的成果改头换面或翻译成中文后作为原创作品发表、未经许可或不标注出处就转载等行为十分常见，甚至有些知名网站为了商业利益也会有盗用行为。这些侵权行为数量庞大、涉及地域广泛、证据难保留易删除、隐蔽性强，造成诸多问题，比方侵权行为难探知、侵权主体不明确、法律关系不明了、证据难以获取、权利人难以获得赔偿等。这对相关法律的立法执法以及管理的措施都提出了更高要求。

3、数据库建设引起的侵权问题。建设信息资源系统是机构和组织为公众提供信息服务的重要条件，尤其要重点建设数据库。数据库包括参考数据库和源数据库，参考数据库为用户提供线索指引用户获取原始信息，源数据库则是能够提供原始资料或数据等一次信息的数据库。参考数据库里除了文摘数据库等，不会涉及作品的版权问题。源数据库在内容的收集和提供方面，如果涉及到知识产权保护期内的作品，则必须获得授权。有时候一一取得授权很难满足海量提取的需求，单个组织无法负担那么高昂的时间和金钱花费，可以与同类组织合作实施联合采购，以“共建”的方法达到“共享”的目的。

4、网站超链接引起的侵权问题。超链接指从一个网页指向一个目标的连接关系，超链接可以分为内部链接和外部链接，前者在同一网站内跳转，不会产生法律纠纷，后者是不同网站间的链接，容易产生纠纷。外部链接又分为链出和链入。链出如果是从一个网站到另一网站的主页，不存在侵权，但若采用深度链接，绕过被链网站的主页直接到分页，则必须获得许可。链入是用户在设链网站阅读被链网站，点击超链接后显示被链网站的内容，但浏览器地址栏仍是设链者的网址，会产生侵权。因为对网站而言域名就是商标，主页地址通常具有显著识别性，不能擅自抹去或弱化。而且，网页的访问量影响网站的受欢迎程度，直接关系到广告赞助的收益。

（二）现行损害救济途径存在缺陷

人类社会对于损害的救济经历了自力救济、私力救济到公力救济的演变，现行的社会救济体系也是紧紧围绕三者展开。

1、著作权侵权的自力救济

自力救济通常是指当事人不借助第三方的力量，在缺乏公力权威的情形下，合法地制止非法行为、解决纠纷的活动。在公力救济不予保护或者难以填补损害或者损害填补成本巨大时，无疑是权利人维护自身权利最直接、最有效的方式。在数字版权时代，它的主要手段包括五种：①运用技术对单个媒体文件进行控制以及限制用户对单个媒体文件的使用，如安装软件上的识别码；②针对向用户提供技术或服务的第三方强制其采纳保护版权的技术标准，如在播放器中安装特定的解码系统；③通过安装在电子环境中的信托系统而控制作品的传播和使用行为，如微软“黑屏”事件使用的程序；④通过合同约定使用条件及违约惩罚方法，最常见的是点击合同，安装软件时弹出一个滚动窗口，要求用户阅读许可文件并点击“我同意”按钮；⑤通过新闻媒体夺取道德话语权，最终改变用户的行为和习惯。

2、著作权侵权的私力救济

对著作权侵权的私力救济主要表现为著作权的集体管理，即通过代表著作权人的集体组织授权使用者使用作品并收取报酬分发给著作权人的活动。目前我国已经建立的版权集体管理组织只有中国音乐著作权协会、中国音像著作权集体管理协会、中国文字著作权协会、中国摄影著作权协会、中国电影著作权协会五家。通过著作权管理组织实现对作品的集中许可，减少交易主体和简化许可程序，一方面分担权利人的监管与执行成本，另一方面降低使用者的搜寻与协商成本。

然而，现实生活中著作权集体管理组织对于著作权人提供的救济

并不尽如人意。作为管理主体，集体管理组织可以代著作权利人进行维权诉讼，而相比于集体管理组织进行诉讼，著作权人以自己的名义提起诉讼所获得的赔偿数额往往高于集体管理组织维权所获得的赔偿，这也造成集体管理组织的维权尴尬；在管理方式上，我国集体管理组织带有一定的官方性质，分立垄断的管理模式也使得集体组织在管理方式上带有浓厚的行政色彩，缺乏市场服务意识，对著作权人的保护难以落实，例如对许可使用费定价的垄断；在利益分配上，集体管理组织与著作权人之间就存在严重的利益冲突，如对于 KTV 版权费的收益分配方案就一度引发各方质疑。此外，集体管理自身也有可能因未尽到合理的注意义务而导致著作权侵权。在“孙涌智诉王菲《传奇》侵权案”中，王菲经纪公司向中国音乐著作权协会缴纳了版权许可费而孙涌智却并没有加入该协会，正是音乐著作权协会的“无权处分”行为导致了侵权行为的发生。

3、著作权侵权的公力救济

对著作权侵权行为提起侵权诉讼是权利人寻求公力救济最主要的方式。此外，公共行政部门加大执法力度，打击违法行为，完善市场监控，通过维护良好的版权市场秩序，也能做到对权利人有效的保护。近年，版权局、公安部等多部门联合开展的“剑网行动”对于保障版权市场健康发展起到了积极作用。然而现实中，许多作者在面临侵权时却并不愿意通过诉讼来维护自身权益。著作权诉讼一般要花费一年多到两年的时间，相关业内人员表示，维权取证难，赔偿费用不高，种种因素使得作者认为打这种官司花费的精力、金钱和时间，还不如去多写几个小说。在“孙涌智诉王菲《传奇》侵权案”中，原告孙涌智向王菲索赔 350 万元，法院判决赔偿 2250 元，还另外判处原告支付 3 万元诉讼费。

（三）网络著作权保险保护的紧迫性越发凸显

1、有利于促进我国互联网事业繁荣发展

互联网对网络知识产权保护体现出的复杂性超出想象，一系列的问题，包括盗版侵权和技术专利等问题解决起来都很棘手。在互联网行业中，由于复制或者窃取专利的情况轻而易举，“网上无国界”的特性让传统高昂的侵权成本如今几乎为零，因此有些企业干脆不去进行原创性的研发，而是直接将别人的成果拿来投入使用。尽管现在互联网上每一篇文章的末尾都会注明不得转载的信息，但各种盗版侵权之风还是屡见不鲜。因此，通过立法的形式实现网络知识产权的保护迫在眉睫。

2、有利于网站和谐运营

一方面，从 360 和腾讯事件中可以看出目前国内的法律体系还不成熟。如果没有相关的法律法规对这些网站的侵权行为加以有效约束和制止，势必会阻碍我国互联网产业的健康发展。另一方面，网络具有广博性、个体性和便捷性等特点。网络的广博性是指任何人，不管其在什么地位上，都要发表个人意见的自由，但是这也给侵权者创造了相对宽松的环境；网络的个体性决定了信息传播的渠道特别多，几乎每个人都可以成为信息的源头，难以进行集中统一的控制和管理；而网络的便捷性使网络侵权行为的实施更加容易，很多侵权行为并不是网站的管理者所能控制的，往往只需要鼠标轻轻一点，网络侵权行为就完成了。为使整个互联网产业的发展健康、有序，国家也对互联网知识产权保护做出了积极应对并在资金与技术上给予了大力支持。可以说，对网络经济时代的知识产权加强保护，将有利于推动整个网络行业在法制范围内的规范化运作。

3、有利于提高公民法律意识

据调查，大众对网络知识产权的法律规定还很陌生，缺乏对保护网络知识产权方面的法律意识。人们普遍认为自己是缴费上网的，有免费获取信息的权利。同时，很多著作者对知识产权保护的相关法律法规也认识模糊，一旦网上侵权纠纷发生时便无可奈何，难以有效捍卫自身权益。因此，强化对网络知识产权的保护并加大对该领域的宣传力度将有助于提高我国公民知识产权保护的法治观念，改善市场竞争环境。知识产权保险有利于创造和维护良好的市场竞争环境，使市场主体能够在公平有序的环境中不断发展。

4、有利于丰富和壮大保险市场

目前我国的财产保险市场上，创新型的产品有限，各家保险公司在有限的传统保险产品中瓜分市场，竞争十分激烈。这种情况下，保险公司想要扩大业务规模，实现保费收入的大幅增长是很困难的。而知识产权保险恰恰是保险业中尚未开拓的新领域，具有广阔的市场前景。保险公司可以在这一新的市场范围内开疆扩土，率先进行研发投入，实现业务的增长，从而拉动保险业新一轮的繁荣与增长。

四、国外网络著作权保险运作模式及对我国的启示

依据各国知识产权法律制度以及保险市场的发展程度，目前，主要有市场主导模式和政府引导模式两种模式。政府引导模式又可以进

一步划分为自愿性保险、强制性保险、半强制性保险以及互助保险四种具体的运行模式。虽然各国主要以专利保险为知识产权保险的核心，各项制度设计主要针对专利保险，但对于商标和著作权乃至网络著作权，这些运行模式同样适用。

（一）美国市场主导模式

美国的知识产权是由保险公司根据市场需要自主设计运营的。美国作为世界第一号保险大国，整个社会处于高度发达的商业保险体系之下，全社会具有很高的风险分散意识，因而拥有良好的商业保险运营环境。知识产权侵权诉讼的法律关系繁杂、技术性程度高等因素，致使诉讼周期长、诉讼费用高昂，企业迫切需要转移知识产权诉讼费用的损失与风险。在 market 需求的驱动下，美国保险公司开始自主设计运营知识产权保险。在高度的市场自治下，保险公司依据市场客观规律自行对保险运营进行调整，政府进行监管。其中以美国知识产权保险公司 (Intellectual Property Insurance Company, IPISC) 为代表，该公司在 1980 年就推出了第一张专利执行保险保单。目前，该公司已推出包括专利、商标、著作权在内的知识产权执行保险、知识产权侵权责任保险以及知识产权多重险 (mufti-peril intellectual property insurance)。纯粹的市场化运作下，投保人数有限，故而保险运营成本较高，保费也相对较高。不过，目前美国的商业保险已经实现盈利。

（二）欧盟政府主导模式

政府主导模式主要集中在欧盟地区，政府出面与保险公司进行合作，保险公司负责险种设计，开展保险业务，政府通过政策推动、保费财政补贴、商业保险经营主体进入条件、投保企业激励等方式鼓励企业参保。在政府引导下，知识产权保险又包含自愿性保险、强制性保险、半强制性保险以及互助保险四种具体的运行模式。

1、自愿性保险

目前我国专利保险试点就是在自愿模式下运营的，政府通过保费补贴的方式积极鼓励、引导企业投保，但是由于企业知识产权风险管理意识较低，参保率不高，因而保险运营成本较高，保费偏高。同时，风险不够集中也不利于保险公司通过大数法则进行具体精算。

2、强制性保险

强制性保险来自于欧盟的 Kay 方案，由 Ernest Kay 提出，该方案针对专利保险提出，要求每一个申请专利权的人必须为所申请的专利缴纳保费。强制性保险要求政府对于重大制度进行设计，如保障额度

水平、保费水平、经营主体选择、运营成本测定、制度运行基本流程等，这些制度设计要经过充分论证，

保障额度与保费水平确定一般要通过听证等特定程序，政府也会进行适当的保费补贴。强制性保险能够保障参保率，降低保险运营成本，从而降低保费水平，但强制保险在欧洲也遭到了强烈的反对，反对者认为这种方案违背了企业的自愿性，还有可能造成专利申请成本过高，培养诉讼文化。

3、半强制性保险

半强制保险是强制性保险与自愿性保险相结合的模式，具有代表性的是欧盟 David Garner 提出的 PIB 方案，这也是针对专利保险提出的。专利申请人在强制购买基本专利申请保险外，还可以根据需要自愿购买更高额度的专利保险。在 PIB 方案中，保险的具体实施又可以分为强制性方案、退出制方案以及自愿性方案。强制性方案要求所有专利申请人必须强制性地投保专利申请保险，在获得专利授权保险后，如果进一步购买专利执行保险，就可以享受保费减免。退出制要求所有专利申请人必须购买专利申请保险，但是事后可以选择退出。专利申请保险的保费纳入了专利申请费中，事后如果申请人选择不投保可以退还保费，但此后如果想要投保专利执行保险，就不能享受保费减免。

4、互助保险

互助保险模式主要出现在英国，表现为专利互助保险，是指由具有共同专利侵权责任保险需求，或面临类似专利诉讼风险的权利主体，通过预交分散专利风险的损失补偿金，集中应对专利诉讼纠纷，降低专利诉讼风险的一种保险形式，其宗旨是协助会员进行专利诉讼。互助保险模式要求成立互助联盟，通过新设机构或委托第三方机构来运行专利保险，运行的前期需要政府进行相关扶持，进行保费补贴，运行稳定后政府可以不投入保费补贴。这种保险模式对于风险防范能力较弱的企业比较适合。

（三）我国网络著作权保险运作模式选择

作为一个跨版权交易市场与保险市场的新兴制度，著作权保险的构建离不开两个行业的协调发展。对我国著作权保险发展模式的选择，取决于当下两个行业的发展现状。因此，政府引导下的退出制保险模式比较适合我国著作权保险的发展。

1、政府引导模式符合政府引导市场经济发展的内在要求

从保险公司角度而言，市场化运作保险模式要求高度发达的保险市场作为制度支撑，而我国保险行业自身创新能力较弱，保险公司风

险管控和技术管理也有待提高。著作权交易的高风险性增加了保险精算的困难程度，当前我国也缺乏精通著作权与保险的复合型人才，没有政府出面推动保险的构建与实施，保险公司出于风险控制的考量，往往不愿意开展著作权保险业务。从投保人角度而言，目前全社会对于通过保险进行风险管控的意识并不高。在目前实施的专利保险试点中，相关问卷调查表明，如果采用纯自愿性特别是不含政府引导机制时，专利企业的参保意愿总体上比较低，较低的参保率不利于风险的集中与风险分散，同时参保企业的保费负担可能偏高。这样的情形在将来网络著作权保险的开展中也会遇到，缺乏政府出面进行宏观引导，调动文化企业或著作权人的投保积极性，保险公司将难以集中风险进行保险精算。在保险的具体运作方面，网络著作权保险的实施需要相关的权属登记、价值评估、诉讼代理、版权交易等配套制度的完善，单独依靠行业自治，难以保障各个行业发展相协调。依靠政府统筹全局，完善相关配套制度，协调相关行业发展，才能保障著作权保险的顺利开展。

2、退出制的半强制性保险能够保障保险运营

参保率是自愿性保险运行模式不得不面对的一个问题，目前我国专利保险的推行实践中也遇到了这个问题。尽管政府给予较高的保费补贴，相当一部分中小型企业认为没有投保的必要，这也导致了目前进行试点的专利保险保费负担较高。虽然强制性保险模式能够在短时期内保障投保人数，聚集大量保费从而降低保险运营成本，但从本质上讲，是否购买保险属于私权邻域的问题，是否投保应该由企业根据自身风险管控能力进行自主选择，国家不应该过多干涉。

欧盟针对专利申请保险的强制性方案就引起了很大的反对，有反对者认为，强制性保险往往意味着固定费率的最低额度的保障水平，这样的保险政策将会迫使企业不得不接受与其所面临的风险并不一致的超额保险或者不足额保险。强制性保险给企业增加了申请专利的保费负担，实质上是另一种形式的税收，还可能打消企业申请专利的积极性。

此外，过多的限制性规定也可能会妨碍保险公司根据客户的个性化需求设计保险产品，不利于保险公司的产品创新。兼具强制性与自愿性的退出制保险方案能够缓和参保率与意思自治之间的矛盾。在自愿性保险方案下，可能会出现对于保险的宣传不够而导致相关企业不知道保险的存在，或者没能及时认识企业运营中知识产权风险的情形，而这些企业就是著作权保险可以争取的潜在投保对象。半强制性的保险运营模式既尊重权利人的意愿，也能够保证参保率，便于保险公司

通过大数法则进行准确的风险评估降低保险的运营成本与运营风险，从而大大降低保费，保障保险的后续运营。

五、完善我国网络著作权保险制度的相关对策

（一）建立健全相关法律政策支持

计算机的普遍使用和网络的普及为版权法的发展拓展了新的空间和领域，也使既有的版权制度面临前所未有的挑战。在我国一方面由于法律体系不够健全，一方面传统观念中长久存在的“窃书不是偷”的理念，给数字版权保护的实施增加了难度。因此建立健全的版权保护法是数字出版良性发展的有力保证。

1、《著作权法》规范向网络文学延伸

目前，我国数字版权领域中只有一部根本法来规范数字出版市场，即《中华人民共和国著作权法》。自颁布以来只于2001年和2010年做过仅有的两次修订，第三次修订还正在进行中。在正在新修改的《著作权法》草案中也正在践行与时俱进，增加了关于技术保护措施的内容，鼓励技术保护版权，打击盗版。草案规定：为了保护著作权和相关权益，权利人可以采用技术保护措施。未经许可，任何组织或者个人不得故意避开或者破坏技术保护措施，不得故意制造、进口或者向公众提供主要用于避开或者破坏技术保护措施的装置或部件，不得故意为他人避开或者破坏技术保护措施提供技术服务。网络文学大环境的良好秩序，需要数字版权法，甚至是专门的网络文学版权法来加以保障，明确侵权行为的责任认定，加大对侵权行为的处置力度，发挥法律的震慑作用，不给侵权行为留下任何的法律空子，保证未来网络版权产业的良性发展。

2、完善《著作权法》损害赔偿制度

第一，理清合理费用

保险范围与保险风险密切相关，著作权执行保险和著作权侵权责任保险的构建中都需要确定诉讼过程中的合理费用。我国《著作权法》和最高人民法院《关于审理著作权民事纠纷案件适用法律若干问题的解释》对此只是做出了笼统规定，法律规定缺乏可操作性使得司法实践中对于合理费用的界定尚未达成共识。笔者认为，对于《著作权法（修订草案送审稿）》第76条的合理开支可以采取列举加概括式规定的方式，合理开支可以包括律师费、调查取证费、审计费、鉴定费、诉讼材料印制费以及其他相关费用。对于交通食宿费，可以赋予法官自由

裁量权，结合具体情况考虑。其次，笔者通过查阅“作家联盟诉百度侵权案”中各判决书及其他相关司法判决发现，判决书中一般不会写明合理费用的具体内容及计算方式，在后续相关民事诉讼程序立法中，可以要求法官在判决书中细化合理费用的具体内容和数额。

第二，确立著作权侵权精神损害赔偿或惩罚性赔偿

在现行法律体制下运行著作权保险，往往会出现这样一种情形：一方面，侵权人完全可以依靠保险金进行赔偿，从而大大降低自身注意义务，产生道德风险；另一方面，现行著作权司法救济的方式难以落实对被侵权人的损害填补，没有精神损害赔偿或者惩罚性赔偿作为后续救济手段，一场官司下来，往往得不偿失。

著作权人身权与财产权一体性的特点为精神损害赔偿提供了法理基础。虽然对于精神损害赔偿的认可，司法实践尚未达成一致，不过近年来，法院对权利人遭受的精神损害赔偿是否应该纳入赔偿范围经历了不予认可到相对认可的过程。在这样的大趋势下，著作权保险的构建对于确立精神损害赔偿、填补损害具有重要意义，同时，精神损害赔偿也为道德风险的防范提供了新的思路。同时，惩罚性赔偿往往体现在精神损害赔偿中，而惩罚性赔偿一般被列为不保条款，这就意味着精神损害赔偿将由被保险人自己承担。通过精神损害赔偿的设立，潜在的侵权人可能会顾及到自己将要承担不确定的损害赔偿责任，从而在现实生活中提高自身注意义务，这样一来就可以有效防范责任保险中的道德风险问题。值得注意的是，《著作权法（修订草案送审稿）》第76条第2款规定：“对于两次以上故意侵犯著作权或者相关权的，人民法院可以根据前款计算的赔偿数额的二至三倍确定赔偿数额。”这也进一步表明了惩罚性赔偿在我国著作权法中的确立。

（二）完善网络著作权保险产品设计

1、明确承保范围

由于知识产权具有地域性的特点，一般各保险公司仅对本国公司或发生在本国内的纠纷进行承保，要求适用本国的法律。承保范围一般包括著作权诉讼辩护所发生的诉讼费用、律师费用、出庭费、和解费、诉状费、公证费等费用。保险公司可以根据具体情况选择是否承保相应费用。

对于我国著作权保险而言，承保的范围为本国范围即可。从保险公司的角度考虑，著作权保险的风险较高，而涉外诉讼较为复杂，风险性更高，我国保险行业发展还处于初级阶段，保险公司对于此类保险的风险管控能力有限，如果扩大承保范围，无疑增加了保险公司的

运营风险。从保险标的实际情况而言，我国版权出口数量并不太多。我国版权出口种类也比较单一，以图书出口为主，其他类型的作品出口量较少，因而也没必要在著作权保险推行初期就对国外发生的著作权纠纷进行承保。对于承保范围，笔者认为也不宜过大，如律师费、出庭费是否纳入承保范围，保险公司可以根据自身情况加以斟酌，或者采取按比例赔付的方式，这样可以规避投保人降低滥诉的风险。

2、合理设定保险费率

我国在发展网络著作权保险的初始阶段，保险费率不宜过高。本来市场主体的风险管理意识著作权保护意识就比较弱，若再设置高昂的保费，就会让有意投保的企业或个人望而却步。因此要坚持适度原则。然而，一味地压低保险费率会增加保险公司的风险，容易导致保险公司亏损。市场经济下，经济主体以利润最大化为目标，保险公司也不例外，因此保险公司不可能长期维持亏损的状态，若不能改变状况，保险公司就会取消经营该种保险，这样网络著作权保险就被扼杀在了摇篮里。此外，保险费率的设定要根据保险标的风险大小、承保的风险责任范围等具体情况而有所差别，因此，保险费率应在一定幅度内适当调整。

3、合理设定赔偿金额

财产保险的保险金额由保险标的的价值确定，保险金额不能超过保险标的的市场价值。著作权作为一种无形财产，其价值的确定不同于普通的财产保险，需要运用无形资产评估的方法对其进行价值的评估。

此外，根据保险的基本原则和国外经验，当著作权权利人不能从侵权方得到赔偿时，由保险公司对权利人进行赔付。与此同时，向侵权人追索赔偿的权利将转移到保险人的手中，即如果未来得到侵权人的赔偿，保险公司有权接受该笔资金，而权利人由于已获得保险公司的赔偿，不能重复获得侵权人的赔偿金。此即保险中的代位追偿原则。另外，当保险人帮助投保企业赢得诉讼时，根据国外经验保险人通常会从侵权人的赔付中向被保险人索要一部分资金以弥补已经支出的应诉成本，以及额外的费用作为回报。我国开网络著作权保险时，在这一点上，可根据当事人双方协商，进行确定。

（三）提高网媒创作者风险管理意识

要想从根本上消除侵权行为发生的可能性，必须加强源头治理，普及和提高网民的著作权意识，可有效降低其无意识侵权行为，最终形成全民抵制网络侵权行为的良好氛围，进而倒逼有意识侵权犯罪行为，使其无利可图。加大网络著作权的宣传与教育，提高全民网络著

作权责任意识，政府可从以下几个方面入手：第一，培养自己的主流媒体，进行网络著作权的大力宣传与教育；第二，改善宣传方式和手段，多种宣传方式和手段并存；第三，扩大宣传范围和影响力。在网络著作权保险发展的初始阶段，我们有必要着力培养市场主体的著作权风险管理意识，让大家了解并接受保险这一风险管理的手段。例如，政府方面，可以加大宣传力度，通过广告等途径，普及网络著作保险相关知识，宣传网络著作权保险的功能与作用，让更多的人了解并学会运用网络著作权保险。

（四）提供网络著作权保险技术支持

1、建立专业的著作权评估机构

现阶段无论对著作权本身进行价值评估还是对著作权侵权赔偿损害数额的评估都是比较困难的工作。网络著作权保险虽然在投保时不涉及对著作权价值的评估，但是在保险事故发生后还是要对侵权损害赔偿数额进行认定的，也是要涉及到知识产权价值评估的，而且在投保时不对著作权进行价值评估也是不太妥当的，所以网络著作权保险的顺利开展离不开专业的知识产权价值评估机构。由此可见，知识产权价值评估对著作权交易保证保险是至关重要的，对此需要借助国家的力量来建立一个知识产权的价值评价体系，同时根据该体系建立专业的知识产权价值评估机构，为网络著作权保险提供专业的评估服务，当然也可以为知识产权市场上其他需要知识产权评估服务的单位和个人服务。同时，我国还必须建立一套完善的管理制度，对知识产权评估机构进行有效管理，出台相关法律法规，促进知识产权评估的公正性。

2、建立知识产权诉讼案的数据库

建立一个知识产权诉讼案的数据库，首先需要我国司法部门在对待知识产权诉讼案的时候，尽量做到公开透明；其次要将诉讼案的核心信息例如标的、损失赔偿额以及最后的诉讼费用等进行录入。第一步能够使建立诉讼案的数据库成为可能，而第二步是位数据库提供最基本的信息。该数据库的建立对于保险公司承保与否、费率厘定、赔付比率等等因素的确定具有极其重要的意义。因为通过数据库的统计数据，评估机构或是保险公司就能够对知识产权风险进行客观准确的评估，进而合理地进行费率厘定、赔付比率确定等等。我国知识产权保险发展滞后的一个很大原因就是不能够对知识产权风险进行客观准确的评估。所以建立一个这样的数据库，对我国知识产权保险事业的发展至关重要。

参考文献

- [1] CherineRahmy. Integrating IP in the Business Plan and Strategy [J].2005.01.
- [2] David A. Gauntlett. Recent Developments in Intellectual Property Insurance [J].Heinonline 33 Tort& Ins. L. J. 1997—1998.
- [3] Richard S. Betterley. Intellectual Property Insurance Market Survey2006 [M].2006.
- [4] 国家版权局.《版权工作“十二五”规划》[c]. 2011. 04
- [5] 国务院.国家知识产权战略纲要[C] . 2008. 06.
- [6] 张仁开.当代国际技术贸易发展的新态势与新格局[J].对外经贸实务.2004. 10.
- [7] 马元威.试论实施知识产权战略问题[J].中国科技产业.2004. 09.
- [8] 朱崇实.经济法[M].北京大学出版社.2011. 09.
- [9] 韩成军.网络环境下著作权侵权行为的判定及损害赔偿研究[R] . 2010. 03.
- [10] 林小爱.知识产权保险研究[D] . 2009
- [11] 林小爱.发达国家知识产权保险的发展及对我国的启示[J].中国科技论坛.2009. 2.
- [12] 杨德齐.论我国知识产权保险制度的构建[J].法制经纬.2009. 04.
- [13] 吴玫.知识产权风险与保险研究[D] . 2004. 04.
- [14] 吴玫, 朱雪忠.知识产权诉讼费用保险机制探析[J].电子知识产权.2004. 12.
- [15] 肖小峰.从“337 调查”看知识产权保险[J].法律经纬.2007. 08.
- [16] 刘丁巳.论在中国构建知识产权保险制度[J].当代经济.2008.
- [17] 王娜加.我国知识产权保险模式探讨[N] . 2010. 05.
- [18] 苏江丽.挑战与应对:网络知识产权保护机制创新—从“谷歌事件”说起[J].新闻界.2010(1).
- [19] 施莹莹.论我国网络环境下的隐私权保护[D].北京:北京林业大学硕士论文 2008-5-1.
- [20] 展云.浅析网络知识产权法律保护[.丁].常州大学学报(社会科学版). 2010-10-18.

[21] 田享华, 王芳. 网络侵权亟须跨国合作应对 [N]. 第一财经日报. 2007-9-5.

年金谜题的行为经济学研究

秦云、完颜瑞云¹

摘要：

通常理论上认为，一个理性人会尽可能的将其财富年金化，然而事实上人们的财富年金化程度非常低，这构成了年金谜题（Annuity Puzzle）。另外，我国 2014 年新“国十条”明确了商业年金保险在社会养老保障体系的作用，但在这一政策支持下我国商业年金保险的发展依然非常落后。在此背景下，本文首先从行为经济学的角度对个人财富低年金化的情况进行分析，随后基于心理账户理论和前景理论设计调查问卷，并采用概率单位回归模型进行了实证分析。研究发现，心理账户、前景理论和风险规避等行为因素会显著影响人们的年金化水平，其他客观因素如婚姻状况、年龄、收入水平等也会显著影响人们的年金化程度。

关键词：年金谜题，行为经济学，前景理论，心理账户，实证分析

一、引言

我国实行多层次养老保障体系，养老保障主要依赖三支柱。其一是强制的社会养老保险，由社保机构管理运作，是整个社会保障体系的基础；其二是企业年金，由合乎条件的企业自愿为职工缴纳；其三是个人储蓄性养老保险，即个人商业年金保险。随着我国老龄化趋势的加强以及人们对生活质量要求的提高，个人和社会对养老资源的需求越来越大。但与之相对应的，社会养老保障基金目前多达一万多亿

¹ 秦云，北京大学经济学院博士生。完颜瑞云，北京大学经济学院博士后。

的缺口，仅仅依靠政府养老已经不可能；目前企业募集到的资金只有五百多亿元，面对我国1.3亿以上的65岁以上人口可以说是杯水车薪；另一方面，由计划生育政策催生的“四二一”家庭结构越来越严重，儿女养老也逐渐不现实，虽然我国已经实施全面二孩政策，但出生率依然不高。在这种背景下，个人依靠自己养老必然要成为越来越多的人的选择。相对于传统的储蓄产品来说，商业年金产品具有强制长期储蓄、平滑生命周期的消费等优势作用，把养老资源投资到年金市场是一个最优的选择，正如 Yaari (1965) 研究发现，在新古典经济学框架下，理性经济人会在生命周期内合理分配自己的财富，以达到自己终身效用最大化的结果，为实现终生效用最大化，理性经济人会将自己的财富完全年金化。

综合上面的分析可以发现，不管是理论上还是实践中，个人财富尽可能的年金化对居民来说是最好的选择。然而事实上我国养老保险的发展并不乐观，我国居民个人财富放到个人年金市场的部分比重异常低下。

表 1. 我国 2004-2015 年个人年金市场发展情况（亿元）

年份	普通年金	其他年金	年金总额	普通年金占比	居民储蓄存款余额	年金占储蓄比重
2004	84.18	94.42	178.60	47.13%	119555.40	0.15%
2005	93.83	332.98	426.80	21.98%	141050.99	0.30%
2006	55.19	197.54	252.74	21.84%	161587.30	0.16%
2007	20.92	64.41	85.33	24.51%	172534.19	0.05%
2008	49.16	118.38	167.54	29.34%	217885.35	0.08%
2009	27.49	135.56	163.05	16.86%	260771.70	0.06%
2010	25.78	100.15	125.94	20.47%	303302.50	0.04%
2011	26.90	130.85	157.75	17.05%	343635.89	0.05%
2012	29.30	237.70	267.00	10.97%	399551.00	0.07%
2013	20.56	303.26	323.83	6.35%	447601.57	0.07%
2014	21.19	381.77	402.96	5.26%	485261.30	0.08%
2015	37.47	469.82	507.29	7.39%	551929.00	0.09%

注：1. 年金数据来源于中国保监会，其他年金包括分红保险、投资连接保险和万能保险性质的年金保险产品；2. 储蓄存款余额数据来源于《中国统计年鉴》及统计局网站，包括城乡居民储蓄和城镇居民储蓄。

如表 1 所示，虽然近年来我国个人商业年金市场发展较为迅速，但年金总额占当年个人储蓄存款余额的比重并没有发生显著变化。全球金融危机爆发之前，年金占储蓄的比重从 2004 年的 0.15% 上升到 2006 年的 0.16%，2005 年一度达到历年来最高点的 0.30%。但 2007 年金融危机以来，这一比例降至 0.05%，直到 2015 年，个人商业年金所占储蓄存款余额的比重也才达到 0.09%。这说明，个人并不把商业年金保险看成养老的最优安排，在财富分配上更偏向于储蓄。另外，从表 1 可以看出，推动年金总额发展的因素是具有投资理财性质的年金产品，纯保障性质的普通年金近年来在年金产品中的比重甚至出现下降的趋势，这说明我国居民并不看好以保障为主的普通年金产品，比较偏好具有投资理财性质的年金产品。总之，我国居民将财富放到个人年金部分的比重非常低，并且偏好保障功能较低的具有投资理财性质的产品。

事实上，这种理论上居民应该将个人财富尽可能年金化与实际居民并不热衷于购买年金产品的情况并不是我国独有，在世界范围内普遍存在。首次提出生命周期假说的 Modigliani 教授于 1985 年获得诺贝尔经济学奖，在 1986 年发表获奖感言时指出，商业年金产品作为最优养老安排，相对其他保险产品购买量非常少，这一情况让人很是困惑。后人据此开始广泛展开这一问题的研究，并将这一现象称之为“年金谜题”（Annuity Puzzle）。在我国养老形势异常严峻的背景下，探讨我国特色的造成年金谜题的成因并寻求针对性的解决方式，对建立完善我国三支柱养老模型、助力我国养老体系建设意义重大，有鉴于此，展开了本文的分析。

本文接下来的分析安排如下：第二部分从文献的角度阐述了关于年金谜题的国内外研究成果，系统全面介绍了有关个人财富低年金化的深层次原因，重点关注行文经济学角度分析年金谜题成因的研究成果；第三部分以第二部分为基础，依托前景理论（Prospect theory）和心理账户理论（Mental account theory），从理论的角度阐释了年金谜题之所以是谜题的原因；第四部分基于前景理论和心理账户理论设计调查问卷，并根据调查所得数据进行了实证分析；文章的最后给出了本文的主要结论和政策建议，期望本文的研究成果对理论和实践有所助益。

二、文献综述

年金作为一种对抗长寿风险的保险产品，在领取期的给付以被保险人的存活为前提条件，那么若年金为精算公平 (actuarially fair) 的，年金的回报率应超过债券等传统资产，在生命周期假说的条件下，为实现终生效用最大化，应尽可能的让自己的财富年金化。Yaari (1965) 构建个人最优消费模型研究发现，理性经济人会将自己的财富完全年金化，以达到最大化终身效用的目的。虽然理论上个人应尽可能的将财富年金化，但现实中个人财富的年金化程度非常低，针对这个“年金谜题”，学者们做出了很多努力。

(一) 传统经济理论对年金谜题成因的理解

最初的研究多建立在新古典经济学框架下，以理性经济人为分析对象，针对年金谜题给出了遗产动机的影响、流动性制约、不完全市场的影响、替代养老方式的挤出等解释。

鉴于 Yaari (1965) 构建的模型假定没有遗产动机，很多学者以放松这一假定为研究的出发点，如 Bernheim (1991) Ameriks et al (2011) 和 Pashchenko (2013) 等研究发现，正是遗产动机这一因素，会显著影响个体的年金化程度，并坚持遗产动机是构成年金谜题的最主要原因。但 Davidoff et. al (2005) 和 Hainaut (2006) 等研究发现，即便考虑了遗产动机，若将个人计划遗产部分除去，剩下的财富年金化依然会显著提高个人的福利水平，据此认为遗产动机并不能解释年金谜题的成因。另外，在很多情况下遗产的产生，是当事人没有事先规划好的一个偶然性结果，或者是不完全市场下的产物 (Hurd, 1987)。

由于年金产品固有的低流动性缺陷，很多学者据此认为流动性制约是产生年金谜题的主要原因。Davidoff et. al (2005) 研究发现，年金作为一种契约产品，自身难以变现的属性，给年金带来了流动性差的缺点，在医疗花费的冲击下，完全年金化就变成了不好的选择。但预留应对医疗花费冲击的财富，将剩余财富年金化仍然是最优的选择，因此流动性仍然无法解释现实中年金化程度几乎为零的现象 (Turra& Mitchell, 2008; Peijnenburg et. al, 2015; Reichling&Smetters, 2015 等)。也即，即便考虑到了流动性约束，若预留一部分财富用以应对将来可能发生的医疗花费等情形，将剩下的财富年金化依然能够大幅提高个人的效用水平，因此，流动性约束也不能完全解释年金谜题。

也有学者从年金市场逆向选择的角度对年金谜题站看分析。由于年金产品的收益给付以被保险人的存活为条件，因此对自己预期寿命

态度乐观的人更愿意购买年金产品 (Brown, Mitchell &Poterba, 2001)。逆向选择会使得预期寿命较短的人群不会选择购买年金,但对于预期寿命长的人来说,却有很好的激励,因此逆向选择并不是年金谜题很好的解释因素(Finkelstein &Poterba, 2002; Mitchell et al., 1999; Warshawsky, M., 1988)。

其他学者从家庭养老、社会养老等角度对年金谜题的成因展开分析,认为这些替代养老方式的挤出,使得年金化财富成为次优选择。如Brown &Poterba (2000)的研究发现,夫妇的年金化需求要低于个体,因家庭成员之间的风险分担会降低对年金的需求。但是此研究同时也发现,将夫妇年金化后的效用与没有年金化的效用进行对比,年金化依然会提升家庭的效用水平。同样对于已存年金化财富的挤出,很多研究表明认为社会保障以及其他社会福利计划的存在,会减少年金的购买 (Townley&Boadway, 1988; Bernheim, 1991; Bütler et al., 2011; Pashchenko, 2013; Bernheim, 1992; Beshears et al., 2011)。但 Caliendo et al. (2014)认为社会保障只是通过财富的再分配功能提高了社会的总福利,并不能提升个体的福利水平,而年金产品恰恰能够提升个体的福利水平,因此二者之间并不足以构成替代关系。另外,即使已存年金化财富存在,将剩余财富年金化仍然能提升个体的效用水平 (Brown &Poterba, 2000)。

可以发现,在新古典经济学框架下,即便考虑了遗产动机、控制了流动性约束、摒除了不完全市场的影响、排除了替代养老方式的挤出效应,理性经济人依然应当年金化自己的财富,以达到个人终身财富的最大化。也即,在新古典经济学限定的理性经济人分析框架下,年金谜题依然存在。有鉴于此,有必要放松理性经济人这一假定,从行为经济学的角度对年金谜题展开分析。

(二) 行为经济学对年金谜题的解释

行为经济学最早始于20世纪50年代,不过在Kahneman&Tversky (1979)提出前景理论(prospect theory)之前一直不受传统经济学家待见,随后Thaler (1985)提出著名的心理账户理论(mental accounting theory),进一步完善了行为经济学的理论基础。自2002年Kahneman获得诺贝尔经济学奖始,行为经济学逐渐成为经济学的一门重要学科,补充和完善着传统经济学派所不能解释的经济现象。行为经济学认为,理性经济人并不存在,人们在做决策时并不以效用最大化为决策依据,而是追求价值最大化,并且每个人都有多个独特的心理账户,相同的财富在不同账户中是隔离的,这会对个人的经济决

策产生重大影响。

由于新古典经济学为代表的学者并不能完美解释年金之谜，越来越多的学者开始从行为经济学的角度展开分析。如 Davidoff et al. (2005)改进了 Yaari (1965)的年金需求模型，发现人们较少购买年金产品的原因可能是由于心理和行为因素。Takao & Takashi. (2006)对比日本青年和欧洲青年在购买年金产品的购买行为时发现，造成日本年金化程度低的主要原因在于人们的短视心理。Brown et al., (2008)也从行为学的角度分析了年金谜题的原因，认为人们财富年金化程度低的原因在于不理性。

具体到个人财富低年金化的行为模式研究成果近年来也逐渐涌现，如 Ballotta&Haberman(2006)用随机死亡率案例分析了人们对年金的消费行为，虽然最终没有得出现实解，但为后续研究指明了方向。Lopes & Michaelides (2007)从行为角度构建了财富年金化模型，以验证小概率事件（如年金提供者违约）是否会造成年金谜题，结果发现小概率事件并不是造成年金谜题的原因，作者认为有必要寻找更合适的行为模型，以解释年金谜题的成因。Hu& Scott (2007)用前景理论和心理账户解释了年金谜题的成因，认为主观概率和心理账户的分割，制约了年金的需求。Brown et al (2008)用框架理论解释了年金谜题，认为对年金产品的不同描述框架会显著影响个体对年金的购买。

Gao(2009)使用常弹性方差（Constant Elasticity of Variance, CEV）模型分析了人们对 DC 型年金计划的最优选择问题，发现对年金产品的需求变化主要影响因素是人们的动态行为（dynamic behavior），并且这一动态行为受年龄和风险规避系数制约。Duxbury et al. (2013)指出，从发达国家的经验来看，目前年金产品逐渐从 DB 过渡到 DC，从行为的角度解释，年金化之所以较低，从总体水平（aggregate level）和分解水平（disaggregate level）两个标准来说，年金产品并没有得到正确的评估，即人们低估了年金产品的价值。Goedde-Menke et al. (2014)采用问卷调查的方法实证分析了年金谜题的成因，他们检验了德国居民对年金消费的行为情况，结果发现行为因素是年金化程度低的显著成因，同时，在调研中作者发现，人们对年金产品的认识程度非常低，这也是造成财富低年金化的一个重要原因。另外，Dávila&Leroux (2015)、Luo& Shevchenko (2015)也从行为的角度对现实中的财富低年金化进行了分析，均发现行为因素是影响年金化的重要原因。Goedde-Menke et al (2014)、Banks et al (2015)等研究认为，年金的受欢迎程度与个体的金融素养有关。

Salisbury & Nenkov (2016) 认为年金决策会迫使个体开始思考与死亡相关的问题，为了避免谈论死亡，个人会选择购买年金。

国内学者对财富低年金化的分析还处于起步阶段，分析的对象也以企业年金为主，万晴瑶等（2014）采用问卷调查的方式分析了影响商业年金保险需求的因素，主要从商业年金保险需求影响因素的角度展开，认为影响年金产品需求的因素有保险意识不足、遗产动机、对保险公司的不信任以及个人短视行为等。

可以发现，当放松新古典经济学中的理性经济人假定后，利用行为经济学理论能更好的解释年金谜题的成因，即行为因素确实会对个人财富年金化程度产生显著影响。然而不得不承认的是，由于行为因素不可量化不可证伪，虽然行为经济学家探讨了年金谜题的具体成因，但并不能用实证的方法验证这一结论。同时，针对我国情况对年金谜题的理论分析非常少见。有鉴于此，本文接下来首先从前景理论和心理账户理论的角度对年金谜题展开分析，随后运用问卷调查的方法进行实证研究，以填补国内对年金谜题研究的空白。

三、基于行为经济学的年金购买行为分析

本部分主要对比在不同理论框架下个人财富年金化对人们的吸引程度，此处所选择的理论包括新古典经济学的期望效用理论、心理账户理论和前景理论。

（一）期望效用理论

期望效用理论 (Expect Utility Theory, EUT) 认为，一个不存在遗产动机的个体会选择完全年金化自己的财富来达到终生效用的最大化 (Yaari, 1965)。我们采用 Hu & Scott (2007) 的方法来计算年金价格和消费者最大可接受价格。年金价格就是使得个体是否购买年金无差异的价格 (精算公平价格)。最大可接受价格也可以被称作“保留价格”，是消费者对年金价值评估后的心理价位。如果最大可接受价格低于真实价格，则年金对于消费者没有吸引力。

假定个体退休年金为 60 周岁，其退休之后的每年消费组合是一系列零息债券 $\{B_1, B_2 \dots B_T\}$ ，其中 T 表示预期寿命。若此人现在将这一消费流从债券转换至价格为 A 的年金产品，并且保持每年的消费水平不变。在精算公平的前提下，考虑到死亡率因素的影响，债券组合的价

格要比年金产品便宜。若定义年金产品的最大可接受价格为 P_M ，则

$$B_1 + B_2 + \dots + B_T = P_M A \quad (1)$$

可知最大可接受价格为：

$$P_M = \sum_{t=1}^T \frac{B_t}{A} \quad (2)$$

若个体在退休后的每一年需要 1 元来消费，消费的来源只能来自持有的债券或者年金的收益，参照中国经验寿命表（2000-2003）中的养老金业务男表，并进一步假定利率水平为 3%，不难计算 P_M 。同时，假定个体可以决定是在 60 开始领取年金还是将领取时间推迟到 70、80 或 90 周岁，分别计算 P_M 的数值见表 2。

（二）心理账户理论

Thaler (1985) 在 “Mental Accounting and Consumer Choice” 一文中正式的提出了心理账户的概念，他认为人们将财富分放在不同的心理账户中，并且一个账户的财富不能轻易被转移到另外一个，账户之间是彼此分割的。随后不同学者对心理账户理论进行了丰富和总结，目前的心理账户理论主要观点有如下三部分：首先是对于决策结果的感知以及决策结果的制定及评价，心理账户系统提供了决策前后的损失——获益分析；第二个部分涉及特定账户的分类活动，资金根据来源和支出划分成不同的类别（住房、食物等），消费有时要受制于明确或不明确的特定账户的预算；第三个部分涉及账户评估频率和选择框架，账户可以是以每天、每周或每年的频率进行权衡，时间限定可宽可窄。因此，“心理账户”是人们在心理上对结果（尤其是经济结果）的编码、分类和估价的过程，它揭示了人们在进行（资金）财富决策时的心理认知过程（Thaler 1999）。

基于心理账户理论，参照 Hu & Scott (2007) 的研究成果，假定 60 岁退休的个体有一个 A 元的年金资产，年给付水平为 Y 元，其在 t 年后死亡。那么对此人来说，此项年金投资的收入为：

$$I_t \equiv -A + \sum_{i=1}^t Y \frac{1}{(1+r)^{i-1}} \quad (3)$$

其中 r 为年金预定利率水平。在心理账户理论框架下，年金支付的期望现值应该不低于年金投资额，在这种情况下个人才会有动机选择年金产品。若个人是风险中性的，则 $I_t = 0$ ，即购买年金与否对个人无差异。但若个人是风险规避的，个人会低于精算公平价格的年金产品，也即精算公平的年金并不受具有风险规避个体的欢迎。

同样假定 r 等于 3%，使用中国经验寿命表（2000-2003）中的养老金业务男表计算心理账户理论框架下的年金最大可接受价格，结合上面的分析，不难看出在任何情况下可接受价格均等于 1，见表 2。

（三）前景理论

前景理论是由 Kahneman&Tversky (1979) 和 Tversky&Kahneman (1992) 提出的用来刻画一个风险规避个体风险决策的模型。其中后者被称为累积前景理论 (Cumulative Prospect Theory, CPT)。前景理论区别于期望效用理论主要有三点：一、参照点的存在，人们总是基于参照点进行决策，并且参照点会经常变动；二、将效用函数替换为价值函数，参考点之上（收入区域）是凹的，参考点之下（损失区域）是凸的；三、将概率函数替换为权重函数。在前景理论框架下，个体会给予极端小概率事件过高的权重，并且损失相较于获益会给予更高的权重。具体到年金产品，将在决策点所有的收益结果进行排序 $x_1 < x_2 < \dots < x_t$ ，通过对净收益和净损失计算得到收益 x ，其中：

$$x = ((x_t, p_t), t = 1, \dots, T) \quad (4)$$

CPT 认为决策权重与概率是不相等的，即使概率是相等的，极端的收益和损失都会比中部的收益和损失给予更多的权重。最终的决策权重两部分结果分别为：

$$\pi_1^- = w^-(p_1) \quad (5a)$$

$$\pi_i^- = w^-(p_1 + \dots + p_i) - w^-(p_1 + \dots + p_{i-1}), 2 \leq i \leq k, \quad (5b)$$

$$\pi_1^+ = w^+(p_T) \quad (5c)$$

$$\pi_i^+ = w^+(p_i + \dots + p_T) - w^+(p_{i+1} + \dots + p_T), k + 1 \leq i \leq T - 1, \quad (5d)$$

其中 w 来代表结果概率 p 的非线性形式，这个方程为：

$$w^+(p) = \frac{p^\gamma}{[p^\gamma + (1-p)^\gamma]^{1/\gamma}} \quad (6a)$$

$$w^-(p) = \frac{p^\delta}{[p^\delta + (1-p)^\delta]^{1/\delta}} \quad (6b)$$

Tversky&Kanneman (1992)给出 γ 的估计值为 0.61， δ 的估计值为 0.69。在上面这个方程中， $w(0) = 0$ 且 $w(1) = 1$ 。

最终，年金价值的计算方式可表示为：

$$V(\text{annuity}) = \sum_{t=1}^T \pi_t v(x_t) \quad (7)$$

$v(x_t)$ 为分段函数，具体由下式给出：

$$v(x_t) = x_t^\alpha \text{ if } x_t \geq 0 \quad (8a)$$

$$v(x_t) = -\lambda(-x_t)^\beta \text{ if } x_t < 0 \quad (8b)$$

这个函数在收益部分为凸函数，在损失部分为凹函数，拐点在原点，曲线的完全程度取决于风险规避系数 λ ， $\lambda > 1$ （风险规避的个体）且 $0 < \alpha, \beta \leq 1$ （敏感性降低）。Tversky&Kanneman (1992)给出 λ 的估计值为 2.25， $\alpha = \beta = 0.88$ 。

现在来分析一个没有遗产动机的个体在主观概率支配下的情形。个体在退休后每年需要 1 元来维持消费，且由零息债券来提供。假设此个体考虑将每期的 1 元钱由债券转向年金来提供，可以计算出年金的价格 P_A 。假设 P_A 是精算公平价格，如果提供跟债券相同水平的现金

流则年金的花费更小，因为年金的收益建立在存活的基础上，这个价格由于未来存活概率而有一个“折扣”。因此可以根据经验寿命表计算出精算公平年金价格 P_A 。另外，可以计算出个体的最大可接受价格，这个价格是个体主观判断的价格，具体由下式给出计算方法：

$$V(\text{annuity}) = \sum_{t=1}^T \pi_t v(x_t) \quad (7)$$

将精算公平年金价格 P_A 标准化为 1.0，并且与最大可接受价格

$V(\text{annuity})$ 比较，若 $V(\text{annuity})$ 低于 1.0，则个体不会选择购买年金。

我们比较了分别在 60、70、80 以及 90 周岁开始领取的年金计划，来观察消费者的年金决策，具体的计算结果在表 2 中展示。

（四）结论

参照对期望效用理论、心理账户理论和前景理论中年金购买决策的分析，利用我国生命表，可计算出不同情形下最大可接受价格，如表 2 所示。

表 2. 60 周岁男性每获得 1 元收益的最大可接受年金价格

模型	开始领取年限			
	60	70	80	90
期望效用理论	1.123	2.521	9.223	99.75
心理账户理论	1.000	1.000	1.000	1.000
前景理论				
无风险规避	0.834	0.993	1.614	3.233
风险规避	0.655	0.524	0.796	0.997

注：以上计算根据中国经验寿命表(2000-2003)中的养老金业务男表，利率假定为 3%。

结果发现，在期望效用模型框架下，最大可接受价格均大于 1，说明年金产品非常受欢迎，并且这一受欢迎程度随着领取年龄的增加而增大。从期望效用模型的角度来说，人们应尽可能的年金化自己的财富，以获得更大的收益或者说效用。但现实中这一情况并没有出现，

人们的年金化程度非常低，所以构成了年金谜题。

在心理账户理论框架下，由于分析对象是风险中性的，最大可接受价格不管在任何年龄段，均为 1，这说明年金化财富与否对个人是无差异的。但需要指出的是，根据心理账户基本理论，若个人是风险厌恶的（也即存在风险规避意识），就不会选择年金化产品，因为对个人来说是亏本的。这说明，基于心理账户理论，若个人存在风险规避意识，年金化财富并不划算，则根本不会再将财富分配在年金的心理账户中，这与现实中不购买年金产品的现象相对应。

在前景理论框架下，如不考虑风险规避情形，60 岁退休并当年或 70 岁开始领取养老金的最大可接受价格均小于 1，领取年金在 80 和 90 岁的最大可接受价格大于 1。这说明在不考虑风险规避时，60 岁退休 60-70 岁之间开始领取养老金的年金产品并不划算，个人会拒绝在此情形下年金化财富。若考虑风险规避情形，不管何种情况下的年金产品，其最大可接受价格均小于 1，这说明年金化财富是糟糕的选择，这也和现实中年金化程度较低的情况相符，能够解释年金谜题的情况。

四、实证研究

（一）问卷设计及方法

本部分着重从问卷调查的角度对影响我国个人年金产品消费的因素进行分析。问卷的设计主要参照 Duxbury et al. (2013)，Goedde-Menke et al. (2014) 以及万晴瑶等 (2014) 的做法，并结合我国的现实情况进行分析。本次调查主要通过网络的方式展开，由问卷调查机构“问卷星”进行数据收集，并邀请部分“人大经济论坛”的网络用户参与。调查共回收问卷 694 份，其中有效问卷 610 份。在有效问卷的被调查者中，共有男性 312 人（占比 51.15%），女性 298 人（占比 28.75%）。被调查者的其他基本信息分布如下表所示：

表 3. 被调查者基本信息统计

年龄分布		收入分布		教育水平分布	
区域	%	水平(千元)	%	教育程度	%
低于 20 岁	2.46	80 以下	24.43	小学及以下	0.16
21-30	45.90	80-120	29.67	中学	1.64
31-40	34.59	120-300	38.52	高中	8.52

41-50	12.46	300-1000	6.39	高职高专	15.74
51-60	3.61	1000 以上	0.98	本科	54.92
61 岁以 上	0.98			硕士及以上	19.02

注:表中的比例基于全部有效问卷的 610 分计算。

为简单分析本文调查结果的有效性,首先观察了一些较为直观的年金产品不受欢迎的原因。在那些没有购买且以后也不愿意购买年金产品的人群中,选择“我认为自己能够安排好自己的养老,不需要购买商业养老保险”的比例最高(在给出的 8 个原因选项中占比 30.77%),表明这些人群存在过度自信的情形,并且并没有完全意识到长寿风险对个人的影响;选择“只有活到一定年龄之后才可以领养老金,怕活的不如想象中的长,收不回购买产品的本钱,很不划算”的人群排名第二(占比 25.64%),这一结果和 Brown (2001)的研究结论一致,商业年金产品有时会被消费者认为是具有风险的投资方式。同时本文设计了“您觉得购买商业养老保险有风险吗?比如到期领不到养老金,或者觉得商业养老保险领养老金的时间太晚等”这一问题,其中有 78.85%的被试者选择了“有风险”。

同时面对一款养老保险产品,有三种不同的领取方式,分别是“60 岁开始每年领取 14000 元”、“65 岁开始每年领取 20000 元”和“75 岁每年领取 43000 元”,被调查对象选择第一种领取方式的比例最大(68.89%),第二种次之(29.32%),第三种最小(1.79%)。这说明,人们对年金产品确实存在风险规避心理因素,总是想着尽可能早的领取养老金,认为越早领取越能尽快把缴纳的本金赎回。

总的来说,本文针对人们的“风险规避”心里设计了 4 个相关问题,针对“心理账户理论”设计了 2 个相关问题,针对“前景理论”设计了 7 个相关问题。基于这些分量表和整体问卷设计,本文使用 SPSS 23.0 进行了信度和效度检验,结果如下表所示。

表 4. 问卷的信度和效度检验

量表	项数	信度检验		效度检验	
		Cronbach's α	KMO 检验	Bartlett's 球形检验	
风险规避意愿分量表	4	0.873	0.578	0.000	
心理账户理论分量表	4	0.860	0.682	0.000	
前景理论分量表	7	0.830	0.801	0.000	

总量表	26	0.939	0.957	0.000
-----	----	-------	-------	-------

各个分量表以及总量表的 Cronbach's α 均大于 0.5, 表明问卷各项目间的相关性较好, 内部一致性较高, 通过了信度检验。各量表的 KMO 值也都大于 0.5 并且相应的 Bartlett's 球形检验显著性 p 值均为 0, 表明变量适合做因子分析, 也通过了效度检验。

总的来说, 这说明本文的问卷基本能够反映情况, 所得到的结果也符合现存的研究成果, 结合上面的信度和效度检验, 说明本次问卷调查具有一定的科学性, 所得到的数据可以正常使用。

(二) 变量描述和模型设定

根据调查结果, 本文选择年金化 (annuity) 作为被解释变量。根据问卷设计, 该变量的设计规则如下: 第一, 目前“没有参加或领取商业养老保险”且“不愿意”购买商业养老保险取值为 1; 第二, 目前“没有参加或领取商业养老保险”但“愿意”购买商业养老保险取值为 2; 第三, 目前“参加了/别人帮忙买了, 但是还未领取”商业养老金取值为 3; 第四, “现在正在领取商业养老保险金”取值为 4。不难发现, 本文被解释变量随着数值的增加个人财富年金化的程度越高。

Hu & Scott (2007) 研究认为, 由于心理账户和前景理论因素的影响, 商业年金保险并不是人们最优的养老制度安排, 这也是之所以存在年金谜题的原因。有鉴于此, 本文选择心理账户 (mental) 和主观概率 (prospect) 两个变量作为主要解释变量, 以验证行为因素对年金谜题的影响。问卷中, 本文设计了 2 个不同的场景以及 2 个投资组合策略来验证被调查者是否受心理账户因素的影响, 若受影响取值为 1, 否则取值为 0; 同时设置了 7 个场景来验证人们是否受主观概率的影响, 若受影响取值为 1, 否则取值为 0。受限于篇幅, 这两个变量的具体设计及计算规则此处从略, 感兴趣的读者可对照本文附件。

Gao (2009) 的一项研究表明, 对年金产品的需求变化主要影响因素是人们的动态行为, 并且这一动态行为受风险规避系数的影响。因此, 本文选择风险规避 (risk) 作为另外一个行为因素, 以验证其与年金购买意愿之间的关系。风险规避变量的量化主要基于问卷中相互联系的 4 个问题, “你觉得年金有风险吗”、“面临不确定情况时的风险规避程度”、“10 万资金的投资渠道选择”以及“商业年金的领取方式”, 若被调查者这四个问题的回答是一致的, 则取值为 1, 否则取值为 0。

其他控制变量 (control variable)。众多研究成果表明, 商业年

金保险购买的因素包括年龄 (Takao & Takashi 2006)、性别 (Brown & Poterba 2000)、婚姻状况 (Beshears et al. 2011)、收入水平 (Davidoff et. al 2005)、受教育程度 (Pashchenko 2013) 等, 本文将这些客观因素作为控制变量引入模型。同时, 考虑到我国的特殊情况, 居住在不同地区的居民所面临的经济水平和社会环境存在差异, 因此也作为控制变量引入模型。

各变量的简单描述及设计规则如表 4 所示。

表 4. 变量定义和描述

变量	变量描述
被解释变量	annuity
	年金化变量。“1”表示目前没有购买年金并且将来也不会购买; “2”表示目前没有购买年金但将来会购买; “3”表示目前持有商业年金保险, 但尚未收到赔付; “4”表示目前已经开始领取商业年金支付。
解释变量	mental
	prospect
	risk
	心理账户虚拟变量, 若个体受心理账户影响取值为 1, 否则取值为 0。
	前景理论虚拟变量, 若个体受主观概率影响取值为 1, 否则取值为 0。
	风险态度虚拟变量, 若个体认为商业年金保险有风险取值为 1, 否则取值为 0。
控制变量	sexual
	marital
	age
	Income
	性别虚拟变量, 男性取值为 1, 女性取值为 0。
	婚姻状况虚拟变量, 已婚取值为 1, 否则取值为 0。
	年龄虚拟变量。被调查者的年龄按下列 5 组设置 5 个虚拟变量: “年龄在 21-31 岁之间”、“年龄在 31-40 岁之间”、“年龄在 41-50 岁之间”、“年龄在 51-60 岁之间”以及“年龄在 61 岁以上”, 基准是 20 岁以下。
	收入水平虚拟变量。被调查者按以下 4 组设计 4 个虚拟变量: “年收入水平在 8 万-12 万之间”、“年收入水平在 12 万-20 万之间”、“年收入水平在 20 万-100 万之间”以及“年收入水平在 100 万以上”, 基准是年收入水平在 8 万以下。

Edu 教育水平虚拟变量。被调查者按以下 5 组设计 5 个虚拟变量：“初中”、“高中”、“高职高专”、“本科”及“硕士及以上”，基准是小学及以下。

Area 区域虚拟变量。以“西部”为基准，分别设置“东部”和“中部”两个虚拟变量。

基于以上对变量的处理情况，下表给出了各变量的简单统计描述。

表 5. 变量描述统计

	均值	方差	标准差	最小值	最大值	观测值
annuity	2.444	0.029	0.719	1	4	610
mental	0.559	0.020	0.497	0	1	610
prospect	0.590	0.020	0.492	0	1	610
risk	0.789	0.017	0.409	0	1	610
sexual	0.511	0.020	0.500	0	1	610
marital	0.679	0.019	0.467	0	1	610
age1	0.459	0.020	0.499	0	1	610
age2	0.346	0.019	0.476	0	1	610
age3	0.125	0.013	0.331	0	1	610
age4	0.036	0.008	0.187	0	1	610
age5	0.010	0.004	0.099	0	1	610
income1	0.297	0.019	0.457	0	1	610
income2	0.385	0.020	0.487	0	1	610
income3	0.064	0.010	0.245	0	1	610
income4	0.010	0.004	0.099	0	1	610
edu1	0.016	0.005	0.127	0	1	610
edu2	0.085	0.011	0.279	0	1	610
edu3	0.157	0.015	0.364	0	1	610
edu4	0.549	0.020	0.498	0	1	610
edu5	0.190	0.016	0.393	0	1	610
middle	0.216	0.017	0.412	0	1	610
east	0.654	0.019	0.476	0	1	610

鉴于本文选择的被解释变量是顺序数字，并且解释变量和控制变量均为虚拟变量，因此选择顺序概率单位回归模型（Ordered Probit Regression model）进行分析，基本模型设定如下：

$$annuity_i = \beta_0 + \beta_1 mental + \beta_2 prospect + \beta_3 risk + \beta_4 sexual + \beta_5 age_j + \beta_6 iccome_k + \beta_7 edu_j + \beta_8 area_l + \mu$$

其中, $i = 1,2,3,4$, $j = 1,2,\dots,5$, $k = 1,2,3,4$, $l = 1,2$ 。 $annuity_i$ 表

示年金化的第 i 种情况, 其他变量对应于表 4 对变量的描述, β_1 到 β_8 为

对应变量的系数, μ 为模型残差项。

(三) 实证结果分析

本文选择 stata 14.0 进行回归分析, 结果如表 6 所示。

表 6. 回归结果表

	顺序概率回归			平均边际效应			
	Model 1	Model 2	Model 3	1	2	3	4
mental	-0.273** (0.017)		-0.230** (0.028)	0.040** (0.029)	0.037** (0.028)	-0.073** (0.027)	-0.003 (0.117)
prospect		-0.273*** (0.007)	-0.194* (0.067)	0.033* (0.068)	0.031* (0.067)	-0.062* (0.066)	-0.003 (0.157)
risk	-0.482*** (0.000)	-0.482*** (0.000)	-0.478*** (0.000)	0.083*** (0.000)	0.077*** (0.000)	-0.15*** (0.000)	-0.007* (0.056)
sexual	-0.039 (0.989)	-0.039 (0.698)	-0.021 (0.834)	0.004 (0.834)	0.003 (0.834)	-0.007 (0.834)	0.0003 (0.835)
marital	0.357*** (0.009)	0.357*** (0.009)	0.342** (0.012)	-0.059** (0.013)	-0.055** (0.012)	0.109** (0.011)	0.005** (0.099)
age1	0.886*** (0.005)	0.886*** (0.005)	0.888*** (0.005)	-0.15*** (0.005)	-0.14*** (0.006)	0.284*** (0.005)	0.012* (0.080)
age2	0.847** (0.014)	0.847** (0.012)	0.858** (0.011)	-0.148** (0.011)	-0.138** (0.013)	0.274** (0.011)	0.012* (0.093)
age3	0.498 (0.160)	0.498 (0.158)	0.513 (0.146)	-0.089 (0.145)	-0.082 (0.151)	0.164 (0.146)	0.007 (0.222)
age4	0.500 (0.216)	0.500 (0.230)	0.551 (0.187)	-0.095 (0.186)	-0.088 (0.191)	0.176 (0.187)	0.008 (0.249)
age5	2.626***	2.626***	2.661***	-0.46***	-0.43***	0.851***	0.037**

	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.032)
income1	0.434***	0.434***	0.422***	-0.07***	-0.07***	0.135***	0.006*
	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.070)
income2	0.711***	0.711***	0.710***	-0.12***	-0.11***	0.227***	0.010**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.041)
income3	1.118***	1.118***	1.084***	-0.19***	-0.17***	0.347***	0.015**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.048)
income4	1.479***	1.479***	1.414***	-0.244**	-0.227**	0.452**	0.019*
	(0.008)	(0.009)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.088)
edu1	6.566	6.566	6.594	-1.139	-1.059	2.108	0.090
	(0.957)	(0.956)	(0.956)	(0.956)	(0.956)	(0.956)	(0.956)
edu2	7.347	7.347	7.376	-1.274	-1.185	2.358	0.101
	(0.951)	(0.951)	(0.951)	(0.951)	(0.951)	(0.951)	(0.951)
edu3	7.332	7.332	7.378	-1.275	-1.185	2.359	0.101
	(0.951)	(0.951)	(0.951)	(0.951)	(0.951)	(0.951)	(0.951)
edu4	7.111	7.111	7.147	-1.235	-1.148	2.285	0.098
	(0.953)	(0.953)	(0.952)	(0.952)	(0.952)	(0.952)	(0.952)
edu5	6.660	6.660	6.723	-1.162	-1.080	2.149	0.092
	(0.956)	(0.956)	(0.955)	(0.955)	(0.955)	(0.955)	(0.955)
middle	0.038	0.038	0.031	-0.005	-0.005	0.010	0.0004
	(0.876)	(0.820)	(0.853)	(0.854)	(0.853)	(0.854)	(0.854)
east	0.250*	0.250*	0.247*	-0.043*	-0.040*	0.079*	0.003
	(0.092)	(0.092)	(0.095)	(0.097)	(0.094)	(0.094)	(0.178)
Number of obs	610	610	610				
LR chi2	158.25	159.73	163.09				
Log likelihood	-525.44	-524.70	-523.02				
Pseudo R2	0.1309	0.1321	0.1349				

Note: 1. '***' 表示在 1% 的置信水平下显著; '**'表示在 5% 的置信水平下显著; '*'表示在 10% 的置信水平下显著。 2. 括号内为 P 统计量。

回归结果显示, 心理账户和年金化程度之间的关系显著负相关。即心理账户的存在使得年金化的程度减少, 这一结果和 Thaler (1990) 以及 Benartzi (2011) 研究成果高度一致。这说明人们心里对投资品的风险种类分割, 不同的资产被放在不同的心理账户中, 个人做决策的时候, 不会选择将所有的资产等同对待, 这使得人们不会将所有的

资产都视为可以年金化的资产，极大的减少了年金化可能的比例。同样的，主观概率同样会降低人们财富年金化程度，结合表 6 可知这种现象非常显著，这一结果也验证了 Hu & Scott (2007) 分析结果的正确性。同时，风险规避意识同样会显著降低人们的年金购买/持有意愿，这一结果符合 Gao (2009) 的研究结论。这一结果表明，行为因素确实会对人们的年金购买/持有意愿产生显著影响。

控制变量也会显著影响人们的财富年金化程度。首先，婚姻状况会显著影响人们的年金购买/持有意愿，这说明家庭因素确实会对财富的年金化程度产生影响，这一结论和 Brown & Poterba (2000) 等人的研究成果一致。其次，不同年龄阶段的人群对年金化的态度不一致，20-41 岁的人群以及 60 岁以上的人群会显著偏好年金化自己的财富，其他年龄段的人群对财富年金化的选择并不显著。第三，收入水平显著影响人们的年金化程度，这一结论符合本文预期，也和 Goedde-Menke (2014) 等人的研究成果相符。第四，我国东部人群更偏好将自己的财富年金化，并且这一结论是显著的。其他变量如性别和受教育程度和年金化程度之间的关系不显著。

五、结论

理论研究成果表明，个人财富年金化会显著提升人们的效用水平。我国已经进入到老龄化社会，但鉴于国家层面的养老资源短缺，居民有必要尽可能的年金化自己的财富，以达到自身效用最大化。然而事实上居民财富的年金化程度非常低，我国商业年金保险所占居民储蓄存款余额的比重近年来均不足 0.1%，可以说我国存在较为明显的年金谜题现象。这种典型的理论和现实不符的情况非常有研究价值，本文据此展开分析。

通过文献梳理可以发现，在新古典经济学框架下，由于遗产动机的影响、流动性制约、不完全市场的影响、替代养老方式的挤出等因素，会导致人们财富年金化程度低下。但不可否认的是，将上述因素控制后，将剩下的财富年金化依然会提高人们的福利水平，因此这些解释并不能完美解决年金谜题的问题。鉴于此，一些学者开始放松新古典经济学框架下的理性经济人假定，从行为的角度对年金谜题的成因展开分析，结果发现由于风险规避、心理账户和主观概率的影响，使得人们并不认同年金化是养老的最优选择，最终导致年金化程度低下。

延续文献研究成果，本文主要从行为经济学的角度展开年金谜题成因的分析。本文从理论的角度对比了期望效用理论、心理账户理论和前景理论框架下财富年金化的效用情况，结果发现在心理账户理论框架下年金化财富并不占优于其他选择，在前景理论框架尤其是存在风险规避时，年金化财富反而看似是非常不明智的选择。也即从行为经济学的角度来说，年金化并不是人们的最优选择。

文章最后运用问卷调查的方法验证了理论分析的内容，采用顺序概率单位回归模型进行研究发现，风险规避、心理账户和主观概率等行为因素会显著降低人们的年金化意愿，本文据此认为行为因素是造成我国个人财富年金化程度低下的主要原因。另外，其他客观因素如婚姻状况、年龄、收入水平等也会显著影响人们的年金化程度。

针对上述研究成果，本文认为未来提高年金市场需求的方式主要包括以下几点：第一，提高保险公司的名声，增强购买者对年金的信心；第二，对年金购买者进行补贴（或者税收优惠），引起消费者的购买意愿；第三，减少不必要的中间营销环节，提高年金产品的成本，进而降低年金产品的价格，增加个体对年金的购买激励；第四，加大对年金产品的宣传，让潜在需求者明确年金产品的功能和作用。

参考文献

- [1] Ameriks J., Caplin A., Laufer S. and Van Nieuwerburgh S.(2011),"The Joy of Giving or Assisted Living? Using Strategic Surveys to Separate Public Care Aversion from Bequest Motives", *The Journal of Finance* 66(2):519-561.
- [2] Blake D. & Burrows W.(2001),"Survivor Bonds: Helping to Hedge Mortality Risk", *The Journal of Risk and Insurance* 68(2):339-348.
- [3] Blake D., Cairns A. J. G. and Dowd K.(2006),"Living with mortality: longevity bonds and other mortality-linked securities", *British Actuarial Journal* 12(1):153-228.
- [4] Blake D., Cairns A., Coughlan G., Dowd K. and MacMinn R.(2013),"The New Life Market", *Journal of Risk and Insurance* 80(3):501-558.
- [5] Bommier A. & Grand F. L.(2014),"Too risk averse to purchase insurance?", *Journal of Risk and Uncertainty* 48(2):135-166.
- [6] Brown J. R.(2001),"Private pensions, mortality risk, and the decision to

annuitize"82(1):29-62.

- [7] Brown J. R.(2007),"Rational and Behavioral Perspectives on the Role of Annuities in Retirement Planning"NBER working paper. Cambridge, 36.
- [8] Brown J. R. &Poterba J. M.(2000),"Joint Life Annuities and Annuity Demand by Married Couples", *The Journal of Risk and Insurance* 67(4):527-553.
- [9] Brown J. R. &Warshawsky M. J.(2001),"Longevity-Insured Retirement Distributions from Pension Plans: Market and Regulatory Issues", *ActaAmazonica* 39(2):405-413.
- [10] Brown J. R., Kling J. R., Mullainathan S. and Wrobel M. V.(2008),"Why Don't People Insure Late-Life Consumption? A Framing Explanation of the Under-Annuitization Puzzle", *American Economic Review* 98(2):304-309.
- [11] Bütler M. &Teppa F.(2007),"The choice between an annuity and a lump sum: Results from Swiss pension funds", *Journal of Public Economics* 91(10):1944-1966.
- [12] Bütler M., Staubli S. and Zito M. G.(2013),"How Much Does Annuity Demand React to a Large Price Change?", *The Scandinavian Journal of Economics* 115(3):808-824.
- [13] Caliendo F. N., Guo N. L. and Hosseini R.(2014),"Social security is NOT a substitute for annuity markets", *Review of Economic Dynamics* 17(4):739-755.
- [14] Cipra T.(2014),"Pension Demand and Utility: The Life Annuity Puzzle"64(3):213-232.
- [15] Coile C., Diamond P., Gruber J. and Jousten A.(2002),"Delays in claiming social security benefits"357-385(84).
- [16] Dushi I. & Webb A.(1999),"Household annuitization decisions: simulations and empirical analyses", *Journal of Pension Economics and Finance* 3(2):109-143.
- [17] Feigenbaum J., Gahramanov E. and Tang X.(2013),"Is it really good to annuitize?", *Journal of Economic Behavior & Organization* 93:116-140.
- [18] Finkelstein A. &Poterba J.(2002),"Selection Effects in the United Kingdom Individual Annuities Market", *The Economic Journal* 112(476):28-50.
- [19] Finkelstein A. &Poterba J.(2004),"Adverse Selection in Insurance

Markets: Policyholder Evidence from the U.K. Annuity Market", *Journal of Political Economy* 112(1):183-208.

[20] Goedde-Menke M., Lehmsiek-Starke M. and Nolte S.(2014),"An empirical test of competing hypotheses for the annuity puzzle", *Journal of Economic Psychology* 43:75-91.

[21] Hagen J.(2015),"The determinants of annuitization: evidence from Sweden", *International Tax and Public Finance* 22(4):549-578.

[22] Hainaut D. &Deelstra G.(2014),"Optimal timing for annuitization, based on jump diffusion fund and stochastic mortality", *Journal of Economic Dynamics and Control* 44:124-146.

[23] Hansen G. D. &İmrohoroğlu S.(2008),"Consumption over the life cycle: The role of annuities", *Review of Economic Dynamics* 11(3):566-583.

[24] Hu W. & Scott J. S.(2007),"Behavioral Obstacles in the Annuity Market"63(6):71-82.

[25] Huang R. J., Tsai J. T. and Tzeng L. Y.(2008),"Government-provided annuities under insolvency risk", *Insurance: Mathematics and Economics* 43(3):377-385.

[26] Inkmann J., Lopes P. and Michaelides A.(2011),"How Deep Is the Annuity Market Participation Puzzle"24(1):279-319.

[27] Johnson G. E.(1956),"Some Answers to the Variable Annuity Puzzle", *Journal of the American Association of University Teachers of Insurance* 23(1):47-54.

[28] Knoller C.(2016),"Multiple reference points and the demand for principal-protected life annuities: an experimental analysis", *Journal of Risk and Insurance* 83(1):163-179.

[29] Lee K.(2016),"Analysis of payout choice from individual deferred annuities in Korea", *Journal of Pension Economics and Finance* 15(2):224-248.

[30] Lockwood L. M.(2012),"Bequest motives and the annuity puzzle", *Review of Economic Dynamics* 15(2):226-243.

[31] Lopes P. &Michaelides A.(2007),"Rare events and annuity market participation", *Finance Research Letters* 4(2):82-91.

[32] Milevsky M. A. & Young V. R.(2007),"Annuitization and asset allocation", *Journal of Economic Dynamics and Control* 31(9):3138-3177.

[33] Milevsky M. A. & Young V. R.(2007),"The timing of annuitization:

Investment dominance and mortality risk", *Insurance: Mathematics and Economics* 40(1):135-144.

[34] Modigliani F.(1986),"Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations", *The American Economic Review* 76(3):297-313.

[35] Pashchenko S.(2013),"Accounting for non-annuitization", *Journal of Public Economics* 98:53-67.

[36] Post T., Gründl H. and Schmeiser H.(2006),"Portfolio management and retirement: what is the best arrangement for a family?", *Financial Markets and Portfolio Management* 20(3):265-285.

[37] Previtero A.(2014),"Stock market returns and annuitization", *Journal of Financial Economics* 113(2):202-214.

[38] Richter A., Schiller J. and Schlesinger H.(2014),"Behavioral insurance: Theory and experiments", *Journal of Risk and Uncertainty* 48(2):85-96.

[39] Salisbury L. C. & Nenkov G. Y.(2016),"Solving the annuity puzzle: The role of mortality salience in retirement savings decumulation decisions", *Journal of Consumer Psychology* 26(3):417-425.

[40] Schulze R. N. & Post T.(2010),"Individual Annuity Demand Under Aggregate Mortality Risk", *Journal of Risk and Insurance* 77(2):423-449.

[41] Schumacher P.(2008),"Enhanced Annuities – Produktinnovationslösungsstrategie für das Annuity Puzzle?", *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 97(S1):71-89.

[42] Sinclair S. H. & Smetters K. A.(2004),"Health Shocks and the Demand for Annuities" Congressional Budget Office Technical Paper Series. Philadelphia, 54.

[43] Sutcliffe C.(2015),"Trading death: The implications of annuity replication for the annuity puzzle, arbitrage, speculation and portfolios", *International Review of Financial Analysis* 38:163-174.

[44] Turra C. M. & Mitchell O. S.(2004),"The Impact of Health Status and Out-of-Pocket Medical Expenditures on Annuity Valuation" Retirement Research Center Research Brief. 32.

[45] Warshawsky M. J.(2007),"Recent Developments in Life Annuity Markets and Products" Watson Wyatt working paper. 46.

[46] Webb D. C.(2009),"A symmetric information, long-term care insurance, and annuities: the case for bundled contracts", *The Journal of Risk and Insurance* 1(76):53-85.

[47] 万晴瑶 卓志 成德义, 2014: 《中国城镇居民养老金年金化需求行为的影响因素分析》, 《保险研究》第 10 期。

政府预算、个税递延优惠与宏观经济均衡

谢永

摘要：

本文在宏观经济均衡 OLG 框架下分析了实施商业养老保险个税递延优惠政策后，政府针对税收损失采取减少政府支出、发行政府债券和提高个税税率三种不同的财政政策时，个税递延优惠政策对宏观经济经济均衡的影响，以及社会福利最大化下最优缴费率的变动情况。结果表明：个税递延优惠后，减少政府支出和提高个税税率能够增加储蓄、产出并提高工资，降低最优个人账户缴费率，略微提高企业缴费率，但是对于退休期消费的促进效果微弱；发行政府债券则会降低储蓄、产出和工资，提高最优个人账户缴费率并降低企业缴费率，并对退休期消费产生更大的促进效果。

关键词：OLG 模型，个税递延，商业养老保险，最优化

一、引言

社会基本养老保险、企业补充养老保险和个人商业养老保险是现代社会保险体系的重要支柱。据我国第六次人口普查数据显示，2011 年我国 13.26% 以上人口年龄超过 60 岁，总人数达到 1.78 亿，其中，65 岁及以上人口更是占到全国总人口数的 8.87%，这一人口现状超过了联合国的老龄化标准。人口结构变化带来了许多社会、经济问题，养老资源不足是其中重要一项。根据世界银行的测算，若保持当前的基本养老制度不变，2001-2075 年我国社会养老保险将会面临 9.15 万亿的资金缺口。

在此情况下，作为第三支柱的个人商业养老保险，对于缓解养老

¹ 谢永，中央财经大学保险学院学生。感谢教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（14JJD790001）、北京市哲学社会科学重点项目（15ZDA47）的资助。

保险资金压力、减轻政府财政负担和促进国民养老水平具有重要意义。2008年，国务院颁布《关于当前金融促进经济发展的若干意见》，正式提出“对于养老保险投保人给予延迟纳税等税收优惠”，明确部分省市可以优先进行试点。

个人所得税递延优惠是国外通行的促进商业养老保险发展的税收优惠方式。大多数国家在实践上通常采用 EET 方式，该模式也被认为是适合我国的最优模式（王莹，2010），即雇员缴纳的商业养老保险费从个人收入中剔除，并免征个人所得税；养老保险缴费的资本利得免税；雇员退休时领取的商业养老保险养老金则要征收个人所得税。对商业养老保险实施个税递延优惠，旨在促进商业养老保险的发展。然而，和许多经济政策一样，税收递延政策并不是一项在经济上自足的政策。个税递延优惠增加了政府的“税式支出”，从而减少了财政收入，若政府不采取其他融资方式，必将会减少政府支出；若政府保持政府支出不变，则必须采取一定的财政政策作为融资方式，弥补个税递延优惠带来的税收损失。毫无疑问，政府采取不同的财政政策，将会对宏观经济均衡产生不同的影响。

此外，个人递延型商业养老保险的推出，为消费者提供了更加优惠的养老金投资方式，在政策制定者对于各世代居民重视程度不变的情况下，个税递延型商业养老保险的推出是否会改变居民福利最大化下的企业缴费率和个人缴费率是一个值得关注的问题。事实上，在实施商业保险个税递延优惠的同时，对目前的社会基本养老保险制度进行一定的调整，不仅可以保证税收优惠预期目标的顺利实现，更能进一步地增加居民福利，实现社会福利的帕累托改进。

但由于个税递延型商业养老保险在我国尚属于新生事物，国内关于个税递延型商业养老保险的研究不多，尚无学者从不同的配套财政政策角度关注个税递延优惠对宏观经济均衡和现存养老保险制度的经济影响，以及对社会最优的改变，本文则在宏观经济均衡的 OLG 框架下回答了以上问题。

本文的结构安排如下：第二部分为文献综述和本文的边际贡献；第三、四、五部分分别为实施个税递延优惠后政府采取减少政府支出、发行政府债券和提高个税税率的财政政策时的 OLG 模型和仿真模拟；第六部分为三种财政政策经济影响的比较分析；最后一部分为本文的结论。

二、文献综述

个税递延为居民提供了更加优惠的投资方式，使得居民对个税递延类资产具有强烈的投资偏好（Dammon, 2004），个税递延型养老保险的推出，势必会增加居民对于商业养老保险的投资意愿，促进商业养老保险的发展。然而，个税递延型养老储蓄账户将会对宏观经济的产生怎样的影响，不同的学者给出了不同的答案。Venti（1990）认为实施个税递延型优惠的储蓄账户将会增加新的储蓄，并且不会挤出其他类型的储蓄。Mishra（2011）则以认缴资格的变化为切入点进行研究，发现 401k 计划中获得认缴资格的居民数量的增加将会明显增加 401k 的账户余额，这表明 401k 计划将会增加储蓄，同时没有任何证据表明 401k 账户余额的上升是以牺牲居民持有的其他资产和消费为代价的。余显财（2012）采用问卷调查的方式研究了居民参与个税递延型养老储蓄计划的行为，发现个税递延可以有效补充居民养老金的不足，并且对当期消费和投资的影响微小。然而，也有一些学者持相反意见。Engen（1996）认为个税递延型储蓄账户仅仅改变了居民的资产结构，将居民的应税资产转变为个税递延型的资产，不能从根本上增加储蓄。Joins（1998）使用构建了一个 OLG 模型并采用均衡个税税率的假定，发现个税递延型储蓄账户对于社会资本的影响很小，Kitao（2009）则进一步在累进个税税率的假定下用 OLG 模型分析 401k 计划的经济影响，得出了与 Joins 相同的结论。Nishiyama（2011）在一个动态均衡的 OLG 框架下分析了 401k 计划的税收递延优惠对财政和社会福利的影响，发现在提高社会福利的政策目标下，个税递延型养老保险账户无法增加国家财富。虽然个税递延型养老储蓄对于宏观经济的影响无法确定，但是大多数的学者认为个税递延为对于居民来说是一种税收优惠，可以有效增加社会福利。基于生命周期假说，Banerji（2002）分析了美国 IRAs 与 401K 计划，认为个税递延的税收优惠对于补充养老保险的发展具有重要作用，可以促进员工参与该计划的积极性。Creedy（2008）则通过实证的方法证明了个税递延有利于提高居民的生活水平、居民福利并促进代际公平。周建再（2012）以依照我国的个税递延型商业养老保险构建了税式支出模型和替代率模型，其结果表明个税递延优惠并不会对财政收入产生很大影响，政府只需损失较少的税收便可以较大的增加商业养老保险的替代率水平。也有学者指出，政府对于养老金领取时采取的征税政策同样会影响个税递延的政策效果。李心愉（2016）从养老金投资运用角度论证出个税递延优惠

并不一定可以增加居民的效用，需要政府采取一定的福利税收保证个税递延预期效果的实现。徐景峰（2016）进一步探讨了退休期和工作期采取不同税率时的个税递延政策的经济影响，发现当递延部分税收的税率小于工作期税率时，个体当期消费以及效用增加，反之，则个体当期消费和效用减小。

个税递延优惠不仅仅对于宏观经济的影响具有不确定性，其本身也是一项在经济上不能自足的政策。政府采取个税递延优惠后将会面临一定的税收损失，在此情况下，若政府不采取任何融资方式弥补税收损失，并相应减少政府支出，个税递延优惠将会给居民提高税收优惠，最终将会增加居民两期消费和效用（徐景峰，2016）。若政府采用同时保持财政预算不变的政策目标，则必须选择另外的融资方式弥补税收损失。一种方式是提高个税税率以弥补税收损失。然而，徐润（2015）基于2011年中国家庭面板数据进行的一项有关中国家庭消费行为的研究表明个税税率的提高将会改变居民的预算约束，从而改变消费-储蓄决策，对居民消费具有显著的抑制作用。安体富（2009）从财富分配的角度说明目前我国居民在初次分配环节中所占比例偏低，不利于拉动居民消费的增长和社会储蓄的增加，而提高个税税率将会加重这一现象，因此提高个税将会在一定程度上抵消个税递延优惠对居民两期消费和效用的促进作用。印册，提高个税税率的融资方式将会使个税递延的政策效果具有更大的不确定性。另外一个可以选择的措施是发行政府债券弥补税收损失。发行政府债券并不会直接对居民的财富约束产生直接的影响，在无套利调价下，政府债券利率与储蓄利率相同，即居民获得的投资受益相同。然而，政府债券的发行却对储蓄向投资的转化产生了一定的分流作用，使得一部分储蓄以政府债券的形式流入政府。储蓄本身并不是目的，储蓄转化为投资才能带动经济增长，因此发行政府债券将会对经济增长产生一定的负面影响，进而传导至利率、工资等各个经济变量，最终会影响居民的消费-储蓄决策。

综合以上分析，无论政府采用何种方式应对税收损失，个税递延优惠的最终结果都将是个税递延自身的经济效应与相应财政政策的经济效应的叠加，由于任何一种财政政策都将会对经济产生复

杂而深刻的影响，个税递延优惠的政策效果将会面临更大的不确定性，使得综合分析二者的经济影响具有重要的现实意义。此外，由于我国的采用部分积累制的基本养老保险制度，企业缴费率和个人账户缴费率是综合多种因素的最优组合，个税递延型商业养老保险在影响宏观经济均衡的同时是否会对我国现有的基本养老保险制度产生冲击，从而影响社会福利最大化的缴费率，尚无学者给出明确的答案。

我国实行部分积累制的基本养老保险制度，目前阶段商业养老保险规模较小，因此国外关于 401k 和 IRAs 的研究对于我国的借鉴意义有限。国内学者对个税递延型商业养老保险进行了许多极有意义的研究，但是尚无文献从不同财政政策的视角从研究个税递延型商业养老保险的经济影响。本文则在宏观经济均衡的 OLG 框架下，分析了政府分别采用不弥补税收损失并减少政府支出（文中简称减少政府支出）、发行政府债券并保持政府支出不变（文中简称发行政府债券）和提高个税税率并保持政府支出不变（文中简称提高个税税率）三种财政政策时，商业养老保险个税递延优惠对于资本劳动比、均衡产出、工作期消费、退休期消费、储蓄、利率和工资的影响，探讨了不同财政政策下满足社会福利最大化的个人缴费率和企业缴费率变动，并分别进行了仿真模拟，在一定程度上填补了该方面研究的空白。

三、减少政府支出的经济均衡

（一）模型构建

我国实行个人缴费和企业缴费的部分积累制养老保险，个人缴费计入个人账户，企业缴费进入社会统筹账户，其中个人账户缴纳和领取都不需要纳税。本文引入商业养老保险扩展展养老金 OLG 模型。

在一个封闭经济体中，有众多的个人和众多的企业和一个政府，政府向个人征收个人所得税维持运行。在 t 时初，假定有 N_t 个

相同的个人成长为新的劳动者，则人口增长率为： $n = \frac{N_t}{N_{t-1}} - 1$ 。为了简化模型，假定每个人都可以存活至退休期，并消费完全部养老金和个人储蓄。

1. 居民

假定每个人在工作期间向市场提供一单位劳动，取得工资收入，并缴纳社会养老保险费进入个人账户，政府向应税收入（工资-个人缴费）征收一定比例 δ 的个人所得税，税后工资用于消费、储蓄、购买商业养老保险。对商业养老保险则采取税收递延政策，现实情况下，采取 EET 模式，只在后端征税，免征资本利得税。为了便于数学处理，本文假定政府可以将税收以任意比例分配在前端和后端，在下文的分析中，本文将其称为非递延部分税收和递延部分税收。在两期 OLG 模型中，每个人可以在工作期消费和退休期消费中获得效用，因此本文采用分离相加的对数效用函数描述个人效用。每个人选择消费、储蓄、购买商业养老保险的比例，使自己的效用最大化：

$$\max_{\{c_t, c_{2t+1}, s_t\}} = \ln(c_t) + \theta \ln(c_{2t+1}) \quad (3.1.1)$$

$$\text{s.t. } c_t = (1 - \tau)w_t - [(1 - \tau)w_t - \lambda i_t] \delta - s_t - i_t \quad (3.1.2)$$

$$c_{2t+1} = (s_t + \tau w_t + i_t)(r_{t+1} + 1) - \lambda \delta i_t + b_{t+1} \quad (3.1.3)$$

其中 $\theta \in (0, 1)$ 是个人折现因子， w_t 表示工资所得， δ 表示个人所得税税率。 λ 表示税率 δ 递延至退休期的比例， $\lambda=0$ 表示无税收递延优惠， $\lambda=1$ 表示购买商业养老保险的资金享受完全税收递延优惠，在现实情况下， λ 取 0 或 1。 τ 表示个人账户缴费率， i_t 表示购买的商业养老保险，令 $i_t = \sigma w_t$ 。 s_t 表示储蓄收入， r_{t+1} 表示利率， b_{t+1} 为退休期获得的社会统筹养老金。效用函数采用对数效用函数，易得 $u' > 0, u'' < 0$ 。

运用拉格朗日方法解出效用最大的一阶约束条件为：

$$-c_{2t+1} + \theta(1 + r_{t+1})c_t = 0 \quad (3.1.4)$$

2. 企业

企业在竞争时生产的产品是同质的，其生产技术柯布-道格拉斯生

产函数 $y_t = Ak_t^\alpha$ 描述。 y_t 表示产出劳动比，资本劳动比为 $k_t = \frac{K_t}{N_t}$ 。易得该生产函数规模报酬不变，并且是资本的单调递增函数和边际产出递减。由稻田条件（Inada Conditions）可知， $\lim_{k_t \rightarrow 0} f'(k_t) = +\infty$ ， $\lim_{k_t \rightarrow +\infty} f'(k_t) = 0$ 。

在部分积累制制度下，企业按照工资总额一定比例 η 缴纳养老保险费进入社会统筹账户。所以，净产出表示为：

$$Y_t = r_t K_t + w_t N_t + \eta w_t N_t$$

根据 Euler 定理，利率等于边际产出，所以工资为：

$$w_t = \frac{f(k_t) - k_t f'(k_t)}{1 + \eta} = (1 - \alpha) A \frac{k_t^\alpha}{1 + \eta} \quad (3.1.5)$$

3. 政府

政府将企业缴费作为社会统筹金，并将其用于支付当期的退休者的社会统筹养老金，所以可以得出：

$$b_t N_{t-1} = \eta w_t N_t$$

化简为人均水平则为：

$$b_t = (1 + n) \eta w_t \quad (3.1.6)$$

同时，政府将个人缴费划入个人账户，累计额用于支付劳动者退休后的个人账户养老金。

政府税收收入为：

$$T_t = \delta [W_t (1 - \tau - \lambda \sigma) + \lambda \sigma W_{t-1}] \quad (3.1.7)$$

在本节中，政府不采取任何融资方式弥补个税递延优惠带来的税收损失，因此政府支出随税收收入变动：

$$G_t = T_t \quad (3.1.8)$$

假设政府支出不用于养老金支付和其他计入居民效用函数的转移

支付。

4. 商品市场

第 t 期劳动者储蓄、购买的商业养老保险和个人账户本金之和形成第 $t+1$ 期期初资本存量：

$$s_t + \tau w_t + g_t = (1+n)k_{t+1} \quad (3.1.9)$$

(二) 动态均衡及其稳定条件

在已知初始条件 k_0 的条件下，各期变量都满足式

(3.1.1-3.1.9)，则该经济存在动态均衡，将(3.1.1-3.1.9)代入效用最大化一阶条件，得到差分方程描述的动态均衡系统：

$$\begin{aligned} & \left\{ [1-\delta(1-\tau-\lambda\sigma)] \frac{(1-\alpha)Ak_t^\alpha}{1+\eta} - (1+n)k_{t+1} \right\} \theta(1+\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}) \\ & - \left\{ (k_{t+1} + \alpha Ak_{t+1}^\alpha)(1+n) - \lambda\sigma\delta \frac{(1-\alpha)Ak_t^\alpha}{1+\eta} + (1+n)\eta \frac{(1-\alpha)Ak_{t+1}^\alpha}{1+\eta} \right\} = 0 \end{aligned} \quad (3.2.1)$$

假设该动态系统存在唯一、稳定并且无振荡的动态均衡，意味着微分 dk_{t+1}/dk_t 在定态 k 处满足 $dk_{t+1}/dk_t \in (0,1)$ 。为了求稳

定条件，将 (4.1) 式对 dk_{t+1} 和 dk_t 求微分，得到：

$$i dk_{t+1} + j dk_t = 0 \quad (3.2.2)$$

i 和 j 为偏导数在定态的值，则：

$$j = \left\{ [1-\delta(1-\tau-\lambda\sigma)] \frac{(1-\alpha)\alpha Ak_t^{\alpha-1}}{1+\eta} \right\} \theta(1+\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}) + \lambda\sigma\delta \frac{(1-\alpha)\alpha Ak_t^{\alpha-1}}{1+\eta} \quad (3.2.3)$$

$$i = \theta(\alpha - 1)\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-2} \left\{ [1 - \delta(1 - \tau - \lambda\sigma)] \frac{(1 - \alpha)Ak_t^\alpha}{1 + \eta} - (1 + n)k_{t+1} \right\} - \theta(1 + n)(1 + \alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}) - \left\{ (1 + \alpha^2 Ak_{t+1}^{\alpha-1})(1 + n) + (1 + n)\eta \frac{(1 - \alpha)\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}}{1 + \eta} \right\} \quad (3.2.4)$$

所以，该动态系统的均衡条件为：

$$i + j < 0 \quad (3.2.5)$$

（三）比较静力学分析

本节的目的在于分析商业养老保险个税递延优惠的经济影响，因此采用相同的个人所得税税率，并将其视为外生变量。对差分方程在定态进行全微分，得到：

$$(i + j)dk + \xi d\lambda = 0 \quad (3.3.1)$$

其中，

$$\xi = \frac{(1 - \alpha)Ak^\alpha}{1 + \eta} \sigma \delta (2 + \alpha Ak^\alpha) > 0 \quad (3.3.2)$$

$$\frac{dk}{d\lambda} = -\frac{\xi}{i + j} > 0 \quad (3.3.3)$$

以上结果表明，随着税收递延的比例增加，资本劳动比上升，说明个税递延型商业养老保险可以有效增加资本劳动比。该结果的经济学含义是税收递延实际上相当于政府将税收收入贷给市场，增加社会资本规模，进而增加资本劳动比。

由式（3.1.1）-（3.1.9）可得工作期消费、退休期消费、居民效用、储蓄、和工资水平表达式：

$$c_1 = [1 - \delta(1 - \tau - \lambda\sigma)] \frac{(1 - \alpha)Ak^\alpha}{1 + \eta} - (1 + n)k \quad (3.3.4)$$

$$c_2 = (k + \alpha Ak^\alpha)(1 + n) + [(1 + n)\eta - \lambda\sigma\delta] \frac{(1 - \alpha)Ak^\alpha}{1 + \eta} \quad (3.3.5)$$

$$U = \ln(c_1) + \theta \ln(c_2) \quad (3.3.6)$$

$$s = (1 + n)k - (\tau + \sigma)(1 - \alpha)A \frac{k^\alpha}{1 + \eta} \quad (3.3.7)$$

$$s+i=(1+n)k-\tau(1-\alpha)A\frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (3.3.8)$$

$$r=\alpha Ak^{\alpha-1} \quad (3.3.9)$$

$$w=(1-\alpha)A\frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (3.3.10)$$

在 OLG 模型中，商业养老保险保费与储蓄都是社会资本存量的来源之一，因此本文添加“储蓄+商业养老保险保费”（ $s+i$ ，下文称作广义储蓄）作为衡量个税递延对于储蓄的影响的补充。由式（3.3.3-3.3.10）可以看出，商业养老保险税收递延优惠可以增加资本劳动比，进而提高了工资水平并降低了利率。但是对于居民工作期消费、退休期消费、居民效用、储蓄和广义储蓄的影响不确定，需要进行仿真模拟。

（四）帕累托最优

由以上分析可得，政府采取保持政府支出不变的财政政策时，商业养老保险税收递延优惠将会改变宏观经济均衡。在我国目前实行的部分积累制基本养老保险制度下，商业养老保险个税递延优惠是否会改变社会福利最大化的缴费组合尚不可知。本节通过比较资本劳动比的社会最优解和市场经济解可以求解出存在个税递延型商业养老保险情况下的最优个人账户缴费率和企业缴费率。

将各世代个人效用折现相加定义为社会福利函数：

$$W=\theta\ln c_{20}+\sum_{i=0}^{\infty}\rho^i(\ln(c_{1i})+\theta\ln(c_{2i+1})) \quad (3.4.1)$$

其中 $\rho\in(0,1)$ 为社会折现因子，该参数反映出政策制定者对于各个世代的关注程度。

资源约束为：

$$k_t+Ak_t^\alpha=(1+n)k_{1+t}+c_{1t}+\theta\frac{c_{2t}}{n+1} \quad (3.4.2)$$

并且初始条件 k_0 已知。

政策制定者需在满足约束条件的情况下制定政策，使得社会福利达到最大。运用拉格朗日方法求解该福利最大化的一阶条件：

$$(1+n)c_1^*=\rho c_2^* \text{ 或者 } k^*=\left(\frac{1+n-\rho}{\rho\alpha A}\right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (3.4.3)$$

星号*表示该变量是社会最优时的稳态值。当资本劳动比满足式（3.4.3）时，资本劳动比处于资本黄金率水平，此时，社会福利最大化。

政府不断调节资本劳动比，使稳态时资本劳动比满足（3.4.3）式，因此将（3.4.3）式代入动态均衡系统（3.2.1），得到最优个人缴费率公式和企业缴费率公式：

$$\tau^* = \frac{\rho\alpha(1+n)(1+\eta)(1+\theta)}{\delta\theta(1-\alpha)(1+n-\rho)} + \frac{\rho[(1+n)\eta - \lambda\sigma\delta]}{\delta\theta(1+n)} - \frac{1}{\delta} + 1 - \lambda\sigma \quad (3.4.4)$$

$$\eta^* = \frac{(1+n)\{[1-\delta(1-\tau-\lambda\sigma)]\theta(1-\alpha)(1+n-\rho) - \rho\alpha(1+n)(1+\theta)\} + \rho\lambda\sigma\delta}{(1+n)\rho[(1-\alpha)(1+n-\rho) + \alpha(1+n)(1+\theta)]} \quad (3.4.5)$$

分别将式（3.4.4）和（3.4.5）对税收递延比例 λ 求偏导，得到：

$$\frac{\partial \tau^*}{\partial \lambda} = - \left[\frac{\rho\sigma}{\theta\delta(1+n)} + \sigma \right] < 0 \quad (3.4.6)$$

$$\frac{\partial \eta^*}{\partial \lambda} = \frac{[(1+n)(1-\alpha)(1+n-\rho)\theta + \rho]\sigma\delta}{(1+n)\rho[(1-\alpha)(1+n-\rho) + \alpha(1+n)(1+\theta)]} > 0 \quad (3.4.7)$$

由式（3.4.6）、（3.4.7）可以看出，在减少政府支出的财政政策下，商业养老保险税收递延优惠将会降低社会最优缴费率，同时，提高社会最优企业缴费率。变动的具体数值需要进行仿真模拟。

（五）仿真模拟

在进行仿真模拟之前，首先需要进行参数估计。通常情况下，OLG模型假定一期的时间跨度为 25-30 年，具体到本模型，本文设定一期为 30 年。居民个人效用每年的设定折现因子为 0.98（Pecchenino&Pollard,2002），那么一期的折现因子 $\theta=0.98^{30}$ 。目前我国社会统筹养老金企业缴费率为 20%，个人账户缴费率为 8%，即 $\eta=0.2$ ， $\tau=0.08$ 。2005-2013 年，我国工资性个税收入占城镇职工工资总额的比重在 4.5%-7% 范围内波动（孔翠英、彭月兰，2016），因此本文平均个税税率设定为 6%。根据《中国统计年鉴》得出 1986-2015

年期间的城镇人口增长率为 1.92483，即本文的劳动力增长率 $n=1.92483$ 。发达国家通常将资本份额设定为 0.3，因为我国劳动力收入份额较低，因此这一数值应该高于发达国家，本文将模型中的资本份额设定为 0.35。我国商业养老保险购买水平较低，但商业养老保险个递延优惠旨在促进商业养老保险的发展，并提高购买水平，因此在本模型中，将商业养老保险购买水平 σ 设定为 10%。

表 1：参数设定

参数	个人折现因子	资本收入份额	劳动生产率	税率	劳动增长率	企业缴费率	个人账户缴费率	商业养老保险购买水平	税收递延比例
符号	θ	α	A	δ	n	η	τ	σ	λ
数值	0.54548	0.35	1.0	0.06	1.92483	0.2	0.08	0.1	0/1

1. 一般经济均衡仿真模拟

将上文中的参数设定代入一般均衡方程，可以得到资本劳动比满足的一元非线性方程，本文使用牛顿迭代法求解资本劳动比的稳态值，并将其分别代入式 (3.2.5)、(3.3.3-3.3.9)，得到模型中各经济变量的稳态值¹。仿真模拟结果如下：

表 2:经济变量均衡值仿真模拟结果

经济变量	符号	无个税递延优惠	个税递延优惠	变动率 (%)	
资本产出	资本劳动比	k	0.010772	0.010905	1.239
	产出劳动比	y	0.204784	0.205669	0.432
要素价格	工资	w	0.110925	0.111404	0.432
	利率	r	6.654090	6.601020	-0.798
储蓄	储蓄	s	0.011538	0.011843	2.636
	广义储蓄	$s+i$	0.022631	0.022983	1.556
居民福利	工作期消费	c_1	0.073297	0.074028	0.997
	退休期消费	c_2	0.306028	0.306936	0.297

¹牛顿迭代法求解资本劳动比和其他经济变量求值均通过 matlab2014 实现，下同。

由表 2 可以看出，实施个税递延优惠后，当政府采取减少政府支出的财政政策时，资本劳动比均衡值为 0.010905，较未实施个税递延优惠时提高了 1.239%。产出劳动比和工资均为资本劳动比的单调增函数，因此产出劳动比和工资均有所提高，利率作为资本劳动比的单调减函数，下降了 0.798%。储蓄和广义储蓄受到工资和利率的影响，减少政府支出将会造成储蓄和广义储蓄的增加。实施个税递延优惠后，减少政府支出可以提高居民工作期消费、退休期消费和居民效用。

2. 最优缴费率的仿真模拟

在我国目前的基本养老保险制度下，企业缴费率为 20% ($\eta=0.2$)，个人缴费率为 8% ($\tau=0.08$)，将以上缴费组合代入 (3.4.4) 式和 (3.4.5) 式，得到在未实施个税递延优惠时政策制定者采用的社会折现因子 $\rho=0.382127$ ，社会折现因子反映出政策制定者对各世代居民福利的重视程度，假设该参数恒定。

将表 1 的参数设定和社会折现因子取值代入 (3.4.4) 式和 (3.4.5) 式，得到个税递延优惠下的最优缴费组合：

表 3：最优缴费组合仿真模拟结果

缴费类别	未个税递延	个税递延优惠
最优个人缴费率	8.00%	1.77%
最优企业缴费率	20.00%	20.50%

由上表可得，政府采取减少政府支出的财政政策时，个税递延优惠将会降低最优个人缴费率至 1.77%。提高最优企业缴费率至 20.25%。

四、发行政府债券的经济均衡

(一) 模型构建

当政府选择发行政府债券弥补个税递延带来的税收损失并保持政府支出不变时，居民的效用函数、财富约束、企业生产函数、利率的决定式以及基本养老金代际等式不变，与减少政府支出的模型相同。

1. 政府

政府预算支出为未实施个税递延优惠时的税收收入：

$$G_t = \delta(1-\tau)W_t \quad (4.1.1)$$

实施商业养老保险个税递延优惠后，政府税收收入变为：

$$T_t = \delta[W_t(1-\tau-\lambda\sigma) + \lambda\sigma W_{t-1}] \quad (4.1.2)$$

政府财政预算平衡式为：

$$G_t = T_t + H_t \quad (4.1.3)$$

其中， H_t 为政府在第 t 期发行的政府债券。

2. 商品市场

第 t 期劳动者储蓄、购买的商业养老保险和个人账户本金之和形成第 $t+1$ 期期初资本存量和政府债券之和：

$$s_t + \tau w_t + g_t = (1+n)(k_{t+1} + h_{t+1}) \quad (4.1.4)$$

(二) 动态均衡及其稳定条件

在已知初始条件 k_0 的条件下，各期变量都满足式

(3.1.1-3.1.5)、(4.1.1-4.1.4)，则该经济存在动态均衡，将式(3.1.1-3.1.5)、(4.1.1-4.1.4)代入效用最大化一阶条件(3.1.4)，得到差分方程描述的动态均衡系统：

$$\begin{aligned} & - \left\{ (1+n)(1+\alpha A k_{t+1}^{\alpha-1}) \left[k_{t+1} + \lambda\sigma\delta(1-\alpha)A \frac{k_{t+1}^{\alpha}}{1+\eta} \right] + \left[\lambda\sigma\delta\alpha A k_{t+1}^{\alpha-1} + (1+n)\eta \right] \frac{(1-\alpha)A k_t^{\alpha}}{1+\eta} \right\} \\ & + \theta(1+\alpha A k_{t+1}^{\alpha-1}) \left\{ \begin{aligned} & \left((1-\alpha)A \frac{k_t^{\alpha}}{1+\eta} [1-\delta(1-\tau-2\lambda\sigma)] - \right. \\ & \left. (n+1)k_{t+1} - (1+n)\lambda\sigma\delta(1-\alpha)A \frac{k_{t+1}^{\alpha}}{1+\eta} \right) \end{aligned} \right\} = 0 \end{aligned}$$

(4.2.1)

假设该动态系统存在唯一、稳定并且无振荡的动态均衡，意味着微分 dk_{t+1}/dk_t 在定态 k 处满足 $dk_{t+1}/dk_t \in (0,1)$ 。为了求稳定条件，将 (4.2.1) 式对 dk_{t+1} 和 dk_t 求微分，得到：

$$idk_{t+1} + jdk_t = 0 \quad (4.2.2)$$

i 和 j 为偏导数在定态的值，则：

$$j = \frac{(1-\alpha)\alpha Ak_t^{\alpha-1}}{1+\eta} \left[\theta(1+\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}) [1-\delta(1-\tau-2\lambda\sigma)] - \lambda\sigma\delta\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1} - (1+n)\eta \right] \quad (4.2.3)$$

$$\begin{aligned} i = & -(1+n)(1+\theta)(\alpha-1)\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-2} \left[k_{t+1} + \lambda\sigma\delta \frac{(1-\alpha)Ak_{t+1}^{\alpha}}{1+\eta} \right] \\ & + \frac{(\alpha^2-1)\alpha A^2 k_t^{\alpha} k_{t+1}^{\alpha-2}}{1+\eta} \left\{ \theta [1-\delta(1-\tau-2\lambda\sigma)] - \lambda\sigma\delta \right\} \\ & + (1+n)(1+\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}) \left[\theta - 1 - (1+\theta) \frac{(1-\alpha)\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}}{1+\eta} \right] \end{aligned} \quad (4.2.4)$$

所以，该动态系统的均衡条件为：

$$i + j < 0 \quad (4.2.5)$$

(三) 比较静力学分析

对差分方程在定态进行全微分，得到：

$$(i+j)dk + \xi d\lambda = 0 \quad (4.3.1)$$

$$\xi = -(1+\alpha Ak^{\alpha-1}) \left\{ \begin{aligned} & \theta(1-\alpha)(n-1)A \frac{k^{\alpha}}{1+\eta} \delta\sigma \\ & + (1+n) \left[\sigma\delta(1-\alpha)A \frac{k^{\alpha}}{1+\eta} + \sigma\delta\alpha Ak^{\alpha-1} \right] \end{aligned} \right\} < 0 \quad (4.3.2)$$

$$\frac{dk}{d\lambda} = -\frac{\xi}{i+j} < 0 \quad (4.3.3)$$

由式(4.3.3)可得,随着税收递延比例的增加,资本劳动比逐渐降低,说明当政府采取发行政府债券弥补税收损失并保持政府支出不变时,商业养老保险个税递延优惠将会降低资本劳动比。

由式(3.1.1-3.1.5)、(4.1.1-4.1.4)可得工作期消费、退休期消费、居民效用、储蓄、和工资水平和政府债券表达式:

$$c_1 = (1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} [1-\delta(1-\tau+\lambda\sigma(n-1))] - (n+1)k \quad (4.3.4)$$

$$c_2 = (1+n)(1+\alpha Ak^{\alpha-1}) \left[k + \lambda\sigma\delta(1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} \right] + [\lambda\sigma\delta\alpha Ak^{\alpha-1} + (1+n)\eta] \frac{(1-\alpha)Ak^\alpha}{1+\eta} \quad (4.3.5)$$

$$U = \ln(c_1) + \theta \ln(c_2) \quad (4.3.6)$$

$$h = \lambda\sigma\delta \frac{n}{1+n} (1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (4.3.7)$$

$$s = (1+n)(k+h) - (\tau+\sigma)(1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (4.3.8)$$

$$s+i = (1+n)(k+h) - \tau(1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (4.3.9)$$

$$r = \alpha Ak^{\alpha-1} \quad (4.3.10)$$

$$w = (1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (4.3.11)$$

由式(4.3.4-4.3.11)可以看出,当政府发行政府债券时,个税递延优惠将会降低资本劳动比、产出劳动比和工资并提高利率。实施税收优惠后,政府债券增加。个税递延优惠对于工作期消费、退休期消费、居民效用、储蓄和广义储蓄的影响不确定,需要进行仿真模拟。

(四)帕累托最优

通过比较资本劳动比的社会最优解和市场经济解,可以求解出实施商业养老保险个税递延优惠后政府发行政府债券弥补税收损失时的最优个人账户缴费率和企业缴费率。

本节中社会福利函数、资源约束和福利最大化一阶条件与减少政府支出时相同,政府不断调节资本劳动比,使稳态时资本劳动比满足(3.4.3)式,因此将(3.4.3)式代入动态均衡系统(4.2.1),得到最优个人缴费率公式和企业缴费率公式:

$$\tau^* = \frac{1}{\delta} \left[\frac{(1+n)[\rho\alpha(1+\theta)(1+\eta) + \lambda\delta\sigma(1+n-\rho)(1-\alpha)]}{\theta(1+n-\rho)(1-\alpha)} + \frac{\lambda\delta\sigma(1+n-\rho) + \rho(1+n)\eta}{\theta(1+n)} - 1 \right] + 1 + \lambda\sigma(n-1) \quad (4.4.1)$$

$$\eta^* = \frac{(1+n-\rho)(1-\alpha) \left\{ \begin{aligned} &(1+n)\{\theta - \delta\theta[1 - \tau + \lambda\sigma(n-1)] - (1+n)\lambda\delta\sigma\} \\ &- \lambda\delta\sigma(1+n-\rho) \end{aligned} \right\} - (1+n)^2(1+\theta)\rho\alpha}{\rho(1+n)[(1+n)(1+\theta)\alpha + (1+n-\rho)(1-\alpha)]} \quad (4.4.2)$$

分别将式（4.4.1）、（4.4.2）对个税递延比例 λ 求偏导，得到：

$$\frac{\partial \tau^*}{\partial \lambda} = \frac{\sigma}{\theta} \left[(1+n) + \frac{(1+n-\rho)}{(1+n)} \right] + \sigma(n-1) > 0 \quad (4.4.3)$$

$$\frac{\partial \eta^*}{\partial \lambda} = - \frac{(1+n-\rho)(1-\alpha)\delta\sigma[\theta(n^2-1) + (1+n)^2 + (1+n-\rho)]}{\rho(1+n)[(1+n)(1+\theta)\alpha + (1+n-\rho)(1-\alpha)]} < 0 \quad (4.4.4)$$

由式（4.4.3）、（4.4.4）可以看出，在发行政府债券弥补税收损失的财政政策下，商业养老保险个税递延优惠将会提高最优个人账户缴费率，同时，降低最优企业缴费率。变动的具体数值则需要进行仿真模拟。

（五）仿真模拟

1. 一般经济均衡仿真模拟

本节的参数设定与减少政府支出模型的参数设定相同，将表 1 的参数设定代入稳定后的动态均衡系统（4.2.1），得到关于资本劳动比的一元非线性方程，求解出资本劳动比并将数值代入式（4.3.4-4.3.11），得到工作期消费、退休期消费、居民效用、储蓄、和工资水平和政府债券等经济变量的仿真数值：

表 4: 发行政府债券政策下经济变量均衡值仿真模拟结果

经济变量	符号	无个税递延优惠	个税递延优惠	变动率 (%)	
资本产出	资本劳动比	k	0.010772	0.009937	-7.746

	产出劳动比	y	0.204784	0.199086	-2.782
要素价格	工资	w	0.110925	0.107838	-2.783
	利率	r	6.654090	7.012100	5.380
储蓄	储蓄	s	0.011538	0.010899	-5.542
	广义储蓄	$s+i$	0.022631	0.021683	-4.189
居民福利	工作期消费	c_1	0.073297	0.072223	-1.465
	退休期消费	c_2	0.306028	0.315649	3.144
	居民效用	U	-3.259130	-3.257010	0.065
债券	政府债券	h	0.000000	0.000426	-

由表 4 可得，实施个税递延优惠后政府采用发行政府债券的财政政策将会降低资本劳动比、产出劳动比并提高了利率。居民工资、储蓄、广义储蓄、工作期消费均有所降低，退休期消费和居民效用则有所上升。

2. 最优缴费率的仿真模拟

将表 1 的参数设定和社会折现因子 $\rho=0.382127$ 代入 (4.4.4) 式和 (4.4.5) 式，得到个税递延优惠后，政府选择采取发行政府债券弥补税收损失的财政政策时的最优缴费组合：

表 5：发行政府债券政策下最优缴费组合仿真模拟结果

缴费类别	未个税递延	个税递延优惠
最优个人缴费率	8.00%	86.83%
最优企业缴费率	20.00%	16.55%

由表 5 可得，政府采取发行政府债券的财政政策时，个税递延优惠将会大幅提高最优个人缴费率至 86.83%，并降低最优企业缴费率至 16.55%。

五、提高个税税率的经济均衡

(一) 模型构建

当政府实行提高个税税率的财政政策以弥补个税递延优惠带来的税收损失时，个人财富约束、效用函数、企业生产函数、政府社会统筹养老金、预算平衡等均使用新的个税税率构建等式。

1. 居民

居民效用函数为分离相加的效用函数：

$$\max_{\{s_t, c_{1t}, c_{2t+1}\}} U_t = \ln(c_{1t}) + \theta \ln(c_{2t+1}) \quad (5.1.1)$$

财富约束为：

$$c_{1t} = (1-\tau)w_t - [(1-\tau)w_t - \lambda i_t] \delta' - s_t - i_t \quad (5.1.2)$$

$$c_{2t+1} = (s_t + \tau w_t + i_t)(r_{t+1} + 1) - \lambda \delta' i_t + b_{t+1} \quad (5.1.3)$$

其中 δ' 为个税递延比例为 λ 时满足政府税收不变的税率。

居民效用最大化一阶条件与减少政府支出和发行政府债券的模型相同：

$$-c_{2t+1} + \theta(1+r_{t+1})c_{1t} = 0 \quad (5.1.4)$$

2. 企业

企业生产函数与上文相同，采取柯布-道格拉斯生产函数，易得生产函数表达式和工资决定式与个税税率无关，因此工资表达式与减少政府支出和发行政府债券的模型相同，由上文可得工资表达式为：

$$w_t = \frac{f(k_t) - k_t f'(k_t)}{1+\eta} = (1-\alpha)A \frac{k_t^\alpha}{1+\eta} \quad (5.1.5)$$

3. 政府

政府社会统筹养老金代际等式与上文相同，为：

$$b_t = (1+n)\eta w_t \quad (5.1.6)$$

政府预算支出为未实施个税递延优惠时的税收收入：

$$G_t = \delta(1-\tau)W_t \quad (5.1.7)$$

实施商业养老保险个税递延优惠后，政府适当变动个税税率，弥补税收损失并保持政府预算不变。税收收入变为：

$$T_t = \delta' [W_t(1-\tau-\lambda\sigma) + \lambda\sigma W_{t-1}] \quad (5.1.8)$$

政府财政预算平衡式为：

$$G_t = T_t \quad (5.1.9)$$

4. 商品市场

第 t 期劳动者储蓄、购买的商业养老保险和个人账户本金之和形成第 $t+1$ 期期初资本存量：

$$s_t + \tau w_t + g_t = (1+n)k_{t+1} \quad (5.1.10)$$

(二) 动态均衡及其稳定条件

在已知初始条件 k_0 的条件下，各期变量都满足式 (5.1.1-5.1.10)，则该经济存在动态均衡，将式 (5.1.1-5.1.10) 代入效用最大化一阶条件 (5.1.4)，令：

$$E = \frac{(1-\tau)(1+n)k_{t+1}^\alpha}{(1+n)(1-\tau-\lambda\sigma)k_{t+1}^\alpha + \lambda\sigma k_t^\alpha}$$

则可以得到差分方程描述的动态均衡系统：

$$\left\{ [1-E(1-\tau-\lambda\sigma)] \frac{(1-\alpha)Ak_t^\alpha}{1+\eta} - (1+n)k_{t+1} \right\} \theta (1+\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}) - \left\{ (k_{t+1} + \alpha Ak_{t+1}^\alpha)(1+n) - \lambda\sigma E \frac{(1-\alpha)Ak_t^\alpha}{1+\eta} + (1+n)\eta \frac{(1-\alpha)Ak_{t+1}^\alpha}{1+\eta} \right\} = 0 \quad (5.2.1)$$

假设该动态系统存在唯一、稳定并且无振荡的动态均衡，意味着微分 dk_{t+1}/dk_t 在定态 k 处满足 $dk_{t+1}/dk_t \in (0,1)$ 。为了求稳

定条件，将 (5.2.1) 式对 dk_{t+1} 和 dk_t 求微分，得到：

$$i dk_{t+1} + j dk_t = 0 \quad (5.2.2)$$

i 和 j 为偏导数在定态的值，令：

$$c_{it} = \left[1 - \frac{(1-\tau)(1+n)k_{t+1}^\alpha}{(1+n)(1-\tau-\lambda\sigma)k_{t+1}^\alpha + \lambda\sigma k_t^\alpha} (1-\tau-\lambda\sigma) \right] \frac{(1-\alpha)Ak_t^\alpha}{1+\eta} - (1+n)k_{t+1}$$

则可得：

$$i = \theta(1 + \alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}) \left\{ \frac{(1-\alpha)\alpha Ak_t^{\alpha-1} [1 - E(1-\tau-\lambda\sigma)] + \frac{(1-\alpha)Ak_t^\alpha}{1+\eta} \frac{\alpha\lambda\sigma k_t^{\alpha-1}(1-\tau-\lambda\sigma)E}{(1+n)(1-\tau-\lambda\sigma)k_{t+1}^\alpha + \lambda\sigma k_t^\alpha}}{1+\eta} \right\} - \frac{(1-\alpha)\alpha Ak_t^{\alpha-1}}{1+\eta} - \frac{\alpha\lambda^2\sigma^2 k_t^{\alpha-1} E}{(1+n)(1-\tau-\lambda\sigma)k_{t+1}^\alpha + \lambda\sigma k_t^\alpha} \quad (5.2.3)$$

$$j = \theta(1 + \alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}) \left\{ \frac{(1-\alpha)Ak_t^\alpha}{1+\eta} \left[1 - \frac{(1-\tau)(1+n)\lambda\sigma k_{t+1}^{\alpha-1} k_t^\alpha (1-\tau-\lambda\sigma)}{[(1+n)(1-\tau-\lambda\sigma)k_{t+1}^\alpha + \lambda\sigma k_t^\alpha]^2} \right] - (1+n) \right\} + \theta(1 - (1-\alpha)\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-2}) c_{1t} + \frac{(1-\tau)(1+n)\lambda\sigma k_{t+1}^{\alpha-1} k_t^\alpha}{[(1+n)(1-\tau-\lambda\sigma)k_{t+1}^\alpha + \lambda\sigma k_t^\alpha]^2} - (1 + \alpha^2 Ak_{t+1}^{\alpha-1})(1+n) - (1+n)\eta \frac{(1-\alpha)\alpha Ak_{t+1}^{\alpha-1}}{1+\eta} \quad (5.2.4)$$

所以，该动态系统的均衡条件为：

$$i + j < 0 \quad (5.2.5)$$

(三) 比较静力学分析

将稳定后的动态均衡系统对资本劳动比 k 和个税递延比例 λ 求偏导，得到：

$$(i+j)dk + \xi d\lambda = 0 \quad (5.3.1)$$

令 $F = \frac{(1-\tau)(1+n)}{(1+n)(1-\tau-\lambda\sigma) + \lambda\sigma}$ 、 $M = \frac{\partial F}{\partial \lambda} > 0$ ，则有：

$$\xi = \frac{(1-\alpha)Ak^\alpha}{1+\eta} \left\{ \sigma F + \lambda\sigma M - [M(1-\tau-\lambda\sigma) + F\sigma] \theta(1 + \alpha Ak^{\alpha-1}) \right\} \quad (5.3.2)$$

$$\frac{dk}{d\lambda} = -\frac{\xi}{i+j} \quad (5.3.3)$$

式 (5.3.2) 的正负不确定, 因此式 (5.3.3) 的正负不确定, 所以当政府采取提高个税税率的财政政策弥补个税递延优惠带来的税收损坏时, 个税递延优惠对于资本劳动比的影响不确定, 需要根据我国的经济情况进行仿真模拟。

由式 (5.1.1-5.1.10) 可以得出稳定状态下的个税税率、工作期消费、退休期消费、居民效用、储蓄、广义储蓄、利率和工资的均衡值:

$$\delta' = \frac{(1-\tau)(1+n)}{(1+n)(1-\tau-\lambda\sigma) + \lambda\sigma} \quad (5.3.4)$$

$$c_1 = [1 - \delta'(1-\tau-\lambda\sigma)] \frac{(1-\alpha)Ak^\alpha}{1+\eta} - (1+n)k \quad (5.3.5)$$

$$c_2 = (k + \alpha Ak^\alpha)(1+n) + [(1+n)\eta - \lambda\sigma\delta'] \frac{(1-\alpha)Ak^\alpha}{1+\eta} \quad (5.3.6)$$

$$U = \ln(c_1) + \theta \ln(c_2) \quad (5.3.7)$$

$$s = (1+n)k - (\tau + \sigma)(1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (5.3.8)$$

$$s + i = (1+n)k - \tau(1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (5.3.9)$$

$$r = \alpha Ak^{\alpha-1} \quad (5.3.10)$$

$$w = (1-\alpha)A \frac{k^\alpha}{1+\eta} \quad (5.3.11)$$

由于个税递延优惠对资本劳动比的影响不确定, 因此个税递延优惠对于工作期消费、退休期消费、居民效用、工资、利率、储蓄和广义储蓄的影响都不确定, 需要进行仿真模拟。

(四) 帕累托最优

本节通过比较资本劳动比的社会最优解和市场经济解, 可以求解出实施商业养老保险个税递延优惠后政府提高个税税率弥补税收损失时的最优个人账户缴费率和企业缴费率。

本节中社会福利函数、资源约束和福利最大化一阶条件与减少政府支出时相同, 政府不断调节资本劳动比, 使稳态时资本劳动比满足 (3.4.3) 式, 因此将 (3.4.3) 式代入动态均衡系统 (5.2.1)。企业缴

费率不变时，得到关于最优个人账户缴费率的一元非线性方程；保持个人账户缴费率不变，得到关于最优企业缴费率的一元非线性方程，但是无法求解出表达式，因此本文将在下节进行仿真模拟时采用牛顿迭代法求解最优缴费组合的仿真数值。

（五）仿真模拟

1. 一般经济均衡仿真模拟

本节的参数设定与减少政府支出模型的参数设定相同，将表 1 的参数设定代入稳定后的动态均衡系统 (5.2.1)，得到关于资本劳动比的一元非线性方程，求解出资本劳动比并将数值代入式 (5.3.4-5.3.11)，得到个税税率、工作期消费、退休期消费、居民效用、储蓄、和工资水平等经济变量的仿真数值：

表 6:提高个税税率政策下经济变量均衡值仿真模拟结果

经济变量		符号	无个税递延优惠	个税递延优惠	变动率 (%)
资本产出	资本劳动比	k	0.010772	0.010839	0.626
	产出劳动比	y	0.204784	0.205232	0.219
要素价格	工资	w	0.110925	0.111167	0.218
	利率	r	6.654090	6.627160	-0.405
储蓄	储蓄	s	0.011538	0.011692	1.330
	广义储蓄	$s+i$	0.022631	0.022809	0.785
居民福利	工作期消费	c_1	0.073297	0.073575	0.379
	退休期消费	c_2	0.306028	0.306106	0.025
	居民效用	U	-3.259130	-3.255210	0.120
税率	个税税率	δ'	0.060000	0.064600	7.667

由表 6 可得，实施个税递延优惠后，政府采取提高个税税率的财政政策弥补税收损失将会提高资本劳动比、产出劳动比和工资并降低利率。居民储蓄、广义储蓄、两期消费和居民效用均有所增加。个税税率则由 6% 提高至 6.46%，提高了 7.667%。

2. 最优缴费率的仿真模拟

将表 1 的参数设定、社会折现因子 $\rho=0.382127$ 和式 (5.3.3) 代入式 (5.2.1)，得到政府选择采取发行政府债券弥补税收损失的财政政策时的最优缴费组合方程，分别求解中最优个人账户缴费率和最优企业缴费率：

表 7：提高个税税率政策下最优缴费组合仿真模拟结果

缴费类别	未个税递延	个税递延优惠
最优个人缴费率	8.00%	0 ¹
最优企业缴费率	20.00%	20.23%

由表 13 可得，实施个税递延优惠后，若政府采取提高个税税率的财政政策，最优个人账户缴费率将降低至 0，最优企业缴费率则提高至 20.23%。

六、比较分析

（一）一般经济均衡比较分析

根据上文仿真模拟可得，实施商业养老保险个税递延优惠后，政府采取不同的财政政策将会对宏观经济造成不同的影响，本节将进行详尽分析和对比：

表 8：三种财政政策经济影响比较

经济变量		变动率（%）		
		减少政府支出	发行政府债券	提高个税税率
资本产出	资本劳动比	1.239	-7.746	0.626
	产出劳动比	0.432	-2.782	0.219
要素价格	工资	0.432	-2.783	0.218
	利率	-0.798	5.380	-0.405
储蓄	储蓄	2.636	-5.542	1.330
	广义储蓄	1.556	-4.189	0.785
居民福利	工作期消费	0.997	-1.465	0.379
	退休期消费	0.297	3.144	0.025
	居民效用	0.354	0.065	0.120

1. 资本产出

实施个税递延优惠后，减少政府支出和提高个税税率的财政政策能够提高资本劳动比，提高幅度分别为 1.239%和 0.626%，发行政府

¹最优个人缴费率的数学解小于 0，在现实情况下无意义，因此次优缴费率为 0。

债券的财政政策则会降低资本劳动比，下降幅度为 7.746%。产出劳动比时资本劳动比的单调增函数，因此减少政府支出和提高个税税率将会分别提高产出劳动比 0.432%和 0.219%，发行政府债券则会降低产出劳动比 2.782%。发行政府债券对宏观经济造成的消极影响要远高于减少政府支出和提高个税税率的积极影响。

2. 要素价格

减少政府支出和提高个税税率将会提高工资水平，上升幅度分别为 0.432%和 0.218%，同时降低利率，下降幅度分别为 0.798%和 0.405%；相比之下，发行政府债券在降低资本劳动比的同时降低了工资水平，下降幅度达到 2.783%，并提高利率，利率上升幅度为 5.380%。本文的模型中，资产价格的变化源于资本劳动比的变化，减少政府支出和提高个税税率提高了资本劳动比，因此工资上升，利率下降；发行政府债券则恰好相反。

3. 储蓄

居民储蓄取决于工资和利率，与工资呈正相关，与利率呈正相关。减少政府支出和提高个税税率将会提高工资并降低利率，前者增加储蓄，后者降低储蓄，仿真模拟结果表明储蓄上升幅度分别为 2.636%和 1.330%，说明工资的收入效应大于利率的挤出效应；发行政府债券则与此相反，将会使得储蓄下降 5.542%。广义储蓄等于储蓄与商业养老保险购买的加和，本文中商业养老保险购买水平保持恒定，因此广义储蓄的变动与储蓄变动方向一致，变动幅度小于储蓄变动幅度。

4. 居民福利

商业保险个税递延优惠政策的目的之一在于增加居民退休期消费、提高居民效用。三种财政政策都将提高居民的退休期消费，提高幅度分别为 0.297%、3.144%和 0.025%；然而，三种财政政策对于工作期消费影响有所不同，减少政府支出和提高个税税率将会增加工作期消费，提高幅度分别为 0.997%和 0.379%，而发行政府债券则会降低工作期消费，下降幅度为 1.465%。居民效用是居民两期效用的分离相加和，三种财政政策都对居民效用有正的影响，减少政府支出将会使得居民效用提高 0.354%，而发行政府债券和提高个税税率时，居民效用仅仅提高 0.065%和 0.120%。

（二）最优缴费率比较分析

实施个税递延优惠后，不同的财政政策将会对目前实行的部分积累制基本养老保险体系产生不同的冲击，从而对社会福利最大化下的个人账户缴费率和企业缴费率产生不同的影响，对比结果如下：

表 9：三种财政政策下最优缴费组合比较

缴费类别	未个税递延	个税递延优惠		
		减少政府支出	发行政府债券	提高个税税率
个人账户缴费率	8.00%	1.77%	86.80%	0
企业账户缴费率	20.00%	20.50%	16.55%	20.23%

实施个税递延优惠后，三种财政政策下的最优个人缴费率分别为 1.77%、86.8% 和 0，最优企业缴费率分别为 20.50%、16.55% 和 20.23%；整体而言，实施商业养老保险个税递延优惠后，若政府采取减少政府支出和提高个税税率的财政政策，则福利最大化下的个人账户缴费率将大幅下降，企业账户缴费率小幅上升；如采取发行政府债券的财政政策，社会福利最大化下的个人账户缴费率急剧上升，企业账户缴费率有所下降。由仿真模拟结果易于发现，发行政府债券和提高个税税率下的最优个人账户缴费率偏离正常范围，虽然仿真模拟数值在现实情况下不具有可行性，却有一定的参考意义，其结果说明个人账户缴费率对于个税递延及其对应的财政政策具有较大的敏感性，相比之下，最优企业账户缴费率则变化微弱，说明个税递延优惠对于企业账户缴费的影响较小。

七、结论

本文在宏观经济的 OLG 框架下，分析了商业养老保险个税递延优惠以及政府可能采取的减少政府支出、发行政府债券和提高个税税率三种财政政策对宏观经济均衡的影响，探讨了个税递延优惠和三种财政政策的实施对目前部分积累制养老保险体系下最优个人账户缴费率和最优企业缴费率的影响。研究结果表明：(1) 商业保险个税递延优惠政策的实施，将会造成一定的税收损失，政策采取不同的财政政策弥补税收损失将会对宏观经济均衡和最优缴费率产生的不同的影响；(2) 三种财政政策都可以提高居民退休期消费和居民效用，实现个税递延优惠的政策目标，但是三种财政政策对居民效用的提高幅度有所不同，其中减少政府支出使得居民效用提高最多，提高个税税率次之，发行政府债券对居民效用的促进作用最小，却最大幅度的提高了退休期消费；(3) 宏观经济均衡方面，减少政府支出和提高个税税率可以提高资本劳动比，进而提高产出劳动比、工资、储蓄、广义储蓄，并降

低利率，且减少政府支出时各经济变量均衡值的变动幅度更大，说明减少政府支出的政策影响大于提高个税税率，相比之下，发行政府债券的财政政策则会降低资本劳动比，进而降低产出劳动比、工资、储蓄和广义储蓄，并提高利率，各经济变量均衡值的变动幅度大于另外两种财政政策下的经济变量均衡值的变动幅度。

以上结果说明，实施商业养老保险个税递延优惠后，不同财政政策将会对宏观经济产生不同的影响：发行政府债券能够最大限度的提高居民退休期消费，缓解养老资金压力，却会对经济增长和工资产生一定的影响；减少政府支出和提高个税税率虽然能够在提高退休期消费和居民效用的同时促进经济增长，对退休期消费的促进作用却小于发行政府债券时的情况；减少政府支出和提高个税税率对宏观经济均衡的影响方向相同，但是减少政府支出的政策效果优于提高个税税率。因此，政府应当根据政策预期合理地选择与个税递延优惠相配套的财政政策，以保证政策预期目标的顺利实现，实现经济的良好运转。

此外，本文的研究成果表明，不同的财政政策将会对最优缴费组合产生不同的影响。相比于最优企业缴费率，最优个人账户缴费率对于个税递延优惠更为敏感，个税递延优惠将会造成最优个人账户缴费率的巨大变动，最优企业账户则变动较小。具体而言，减少政府支出和提高个税税率的财政政策将会降低最优个人账户缴费率并略微提高最优企业缴费率，发行政府债券的财政政策则会提高最有个人账户缴费率并降低最优企业账户缴费率。该结果具有一定的政策意义：政府实施商业养老保险个税递延优惠后，应当根据所选择的财政政策适当对基本养老保险缴费组合进行调整，尤其应当适当调整个人账户缴费率，以更好的促进居民效用的提高，实现社会福利的帕累托改进。

参考文献

- [1] Banterle C B. 2002. "Incentives to Contributing to Supplementary Pension Funds: Going Beyond Tax Incentives". *The Geneva Paper on Risk and Insurance*27(4):555-570.
- [2] Benjamin D J. 2003. "Does 401(k) Eligibility Increase Saving? Evidence from Propensity Score Subclassification". *Journal of Public Economics*87:1259-1290.
- [3] Creedy J, Guest R. 2008. "Changes in the taxation of private pensions: Macroeconomic and welfare effects". *Journal of Policy*

Modeling30(5):693-712.

[4] Dammon R M, Spatt C S, Zhang H H. 2004. "Optimal Asset Location and Allocation with Taxable and Tax-Deferred Investing". *The Journal of Finance*59(3):999-1037.

[5] Engen E M, Gale W G, Scholz J K. 1996. "The Illusory Effects of Saving Incentives on Saving". *The Journal of Economic Perspectives* 10(4):113-138.

[6] Gelber A M. 2011. "How do 401(k)s Affect Saving: Evidence from Changes in 401(k) Eligibility". *American Economic Journal: Economic Policy* 3(4):103-122.

[7] Imrohroglu A, Imrohroglu S, Joins D. 1998. "The Effect of Tax-Favored Retirement Accounts on Capital Accumulation". *American Economic Review* 88(4):749-768.

[8] Nishiyama S. 2011. "The Budgetary and Welfare Effects of Tax-Deferred Retirement Saving Accounts". *Journal of Public Economics* 95(11-12):1561-1578.

[9] Pecchenino R A, Pollard P S. 2002. "Funding Education and Social Security in an Aging Economy". *Journal of Macroeconomics* 24(2):145-169.

[10] Venti S F, Wise D A. 1990. "Have IRAs Increased U.S. Saving? Evidence from Consumer Expenditure Surveys". *Quarterly Journal of Economics* 105(3):661-698.

[11] 安体富, 蒋震, 2009, 调整国民收入分配格局, 提高居民分配所占比重, *财贸经济*, 第07期, 第50-55页。

[12] 陈宇峰, 贵斌威, 陈启清, 2013, 技术偏向与中国劳动收入份额的再考察, *经济研究*, 第06期, 第113-126页。

[13] 高彦, 杨再贵. 养老保险缴费率与个人账户实账率的优化: 全面深化改革:战略思考与路径选择——第十一届"北大赛瑟(CCISSR)论坛", 中国北京, 2014[C].

[14] 何立新, 封进, 佐藤宏, 2008, 养老保险改革对家庭储蓄率的影响: 中国的经验证据, *经济研究*, 第10期, 第117-130页。

[15] 孔翠英, 彭月兰, 2016, 我国个人所得税收入变动趋势及原因, *税务研究*, 第02期, 第44-49页。

[16] 李心愉, 段志明, 2016, DC型商业养老基金的最优投资策略研究——基于递延型个人所得税的考虑, *金融研究*, 第11期, 第128-141页。

[17] 涂东阳, 许莉, 殷晨昕, 2013, 个税递延养老保险的缴费设计研究,

保险研究，第12期，第65-73页。

[18] 徐景峰，李玉龙，2016，基于消费—储蓄模型的税收递延政策影响研究，华东经济管理，第10期，第178-184页。

[19] 杨再贵，2010，公共养老金的OLG模型分析：原理与应用，光明日报出版社。

[20] 尹音频，刘美洁，2016，个税递延型养老保险制度的政策变量——基于上海市社会经济数据的实证测度，税务研究，第206卷，第3期，第68-75页。

[21] 余显财，2012，税收递延型养老储蓄将如何影响常规储蓄、消费和投资——来自问卷调查的证据，金融研究，第11期，第74-88页。

[22] 周建再，胡炳志，代宝珍，2012，我国商业养老保险个税递延研究——以江苏省为例，保险研究，第11期，第3-12页。

“一带一路”战略中商业保险面临的 机遇和挑战

邢鹏、黄闻茵、戴鑫、李嘉浩

摘要：

2015年3月，中国牵头的“一带一路”战略正式启动。这一计划旨在通过加强区域间基础设施建设、拓展区域间的贸易通道，提升中国与亚欧非大陆众多国家在多方面的互联互通，以共同促进经济发展、提高人民福祉。“一带一路”规划的实施不但能够带来贸易自由化的新浪潮，也将为中国各类企业，包括保险公司带来巨大的商业机遇。据瑞士再保险估计，2015年至2030年间，“一带一路”战略可推升中国商业保险保费收入增长230亿美元，其中，工程险、财产险、水险将成为最大获益者。迎来新机遇的同时，中国保险公司也将面临重大挑战，例如了解客户需求、管理境外风险等。在东道国法规许可的范围内，中国保险公司应注重与当地保险机构发展长期战略伙伴关系，同时，随着越来越多的客户希望获得定制性、“一体化”的保险解决方案，保险公司需要制定产品策略、开发定制化风险解决方案，在提供更加有效的风险保障的同时，将企业保险成本降至最低水平，和走出去的企业实现共赢。

关键词：“一带一路”战略，商业保险，风险管理

一、引言

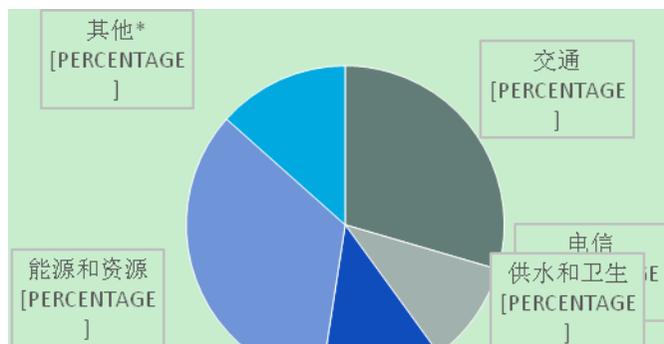
¹ 邢鹏，瑞士再保险高级经济分析师；黄闻茵，瑞士再保险经济分析师；戴鑫，瑞士再保险经济分析师；李嘉浩，对外经济贸易大学研究生。感谢瑞士再保险经济研究及咨询部负责人黄硕辉先生、瑞再企商保险公司总经理郑京炜先生、杨静淇女士及其他相关同事对本报告撰写提供的见解和贡献，也感谢报告调研阶段中各位专家、同仁的鼎力支持。文责自负。

改革开放以来，中国经济取得了高速发展，实际国内生产总值（GDP）年均增速达 10%。然而，过去 30 年的经济增长模式表明，尽管增速强劲，但中国经济严重依赖于投资和净出口，极易受到外部冲击的影响。因此，中国政府致力于调整增长模式，将出口和投资导向型经济逐渐转变为国内消费驱动型。同时，基于获取新技术、确保原材料供应等原因，中国政府鼓励中国企业“走出去”对外投资。

促进全球及区域经济和金融一体化迅速成为中国发展议程上的重要事项。2015 年 3 月，中国正式推出的“一带一路”倡议是一个具有划时代意义的里程碑事件，这一战略规划旨在加强参与国之间合作往来、推动区域及全球经济可持续发展。该倡议主要包括“丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”两大部分。¹其中“丝绸之路经济带”涉及的六大国际经济走廊分别是中蒙俄经济走廊、新亚欧大陆桥经济走廊、中国-中亚-西亚经济走廊、中巴经济走廊、中国-中南半岛经济走廊以及孟中印缅经济走廊。截至目前，“一带一路”规划已逐步推进取得进展。2016 年 11 月，作为中巴经济走廊战略要点的巴基斯坦中资港口瓜达尔港正式开航，标志着中国商船开启了绕过马六甲海峡的贸易新航道。

在许多“一带一路”沿线的国家中，基础设施短缺已成为发展的主要绊脚石。据瑞士再保险估算，2015 至 2030 年间，“一带一路”地区总基础设施缺口或达 20 万亿美元，相当于该地区总国内生产总值的 2.9%。从基础设施需求来看，大部分缺口存在于交通、能源、电信、供水和卫生等基础设施建设方面（图 1）。

图 1 2015 年-2030 年一带一路地区基础设施缺口及其构成



注：*“其他”包括公共建筑、物流和仓储中心。

¹ 古丝绸之路是连接中国与亚欧非几大文明的古老贸易通路。

来源：亚洲开发银行研究院、瑞士再保险经济研究及咨询部。

截止到 2016 年 7 月底，根据可得数据，已知的“一带一路”相关项目达 700 多项（表 1），中国作为投资者和/或承包商参与其中。其中信息较为完备的项目有 590 个，总价值达 1.2 万亿美元。其中，74% 的项目属于基础设施建设类项目，占项目总价值的 86%。在未来，中国有能力加大在“一带一路”项目中的参与程度。据估计，2016 年 8 月至 2030 年，“一带一路”相关规划或可追加 5.2 万亿美元的建设活动投资，加上已规划项目的 1.2 万亿美元，项目建设总投资额或达 6.4 万亿美元。其中，基础设施建设类项目预计占总价值的 65.8%。

表 1 中国参与的已规划的“一带一路”项目（截止到 2016 年 7 月）

项目类型	合计项目价值 (10 亿美元)			已公布项目价值的 项目数 (单位： 个)	未公布项目价值的 项目数 (单位： 个)	
	中国	海外	总计			
基础设施	交通	619	95	714	277	44
	通讯	3	0	3	2	1
	供水和卫生	2	2	3	9	1
	能源和资源	77	96	173	91	25
	其它基础设施	88	50	138	56	12
农业	农林畜渔	14	2	17	21	1
文化交流、旅游	文化交流、旅游	31	6	37	34	1
其他	产能合作*	11	10	20	29	3
	工业园区	40	14	54	42	19
	商业建筑	29	16	45	29	7
总计	913	292	1 205	590	114	

注：“中国”一栏的数字代表位于中国境内的项目价值，“境外”一栏的数字代表位于中国境外的项目价值。如果一个项目跨中国和其它国家（例如，跨境桥梁和铁路），估算在中国境内的部分适用于“中国”一栏，其余部分适用于“境外”一栏。

*包括推动工业产能合作的项目。

来源：《愿景与行动》；BHI网站；各省“一带一路”实施计划的可用信息；中华人民共和国国务院新闻办公室；省政府网站；智坤教育；新华社；荆楚网；凤凰网；新浪新闻；瑞士再保险经济研究及咨询部。

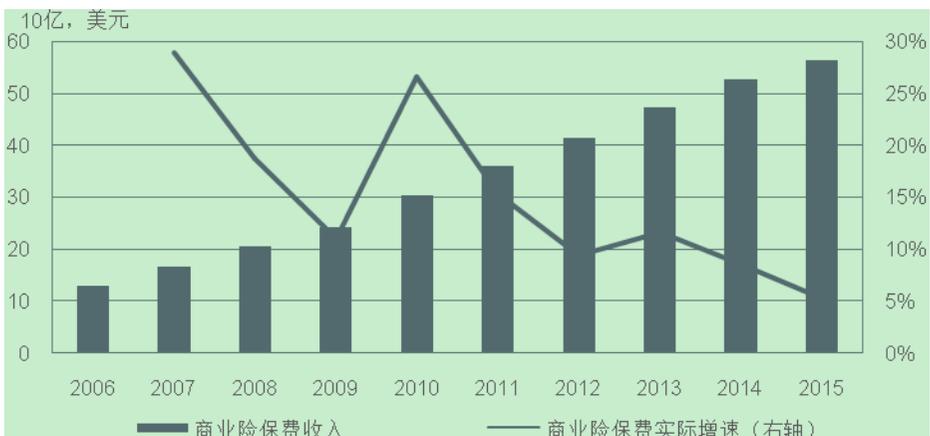
同时，“一带一路”规划旨在通过增加贸易和投资，推进各国之间的合作。2001年以来，中国与“一带一路”国家间的贸易飞速增长。双边贸易量从2001年的840亿美元增长至2015年的9980亿美元。而“一带一路”倡议下的建设活动将有助于进一步改善交通和物流中心等基础设施，从而进一步促进双边贸易的发展。据推算，截止到2030年，总贸易额或将达到每年4万亿美元，是当前贸易量的四倍。随着对贸易信用保险和货运保险需求的增加，保险行业也将迎来巨大机会。

二、“一带一路”带给中国保险市场的机遇和挑战

（一）中国商业保险市场概述

过去十年，包括个人险种和商业险种在内的中国保险市场快速发展。得益于国际贸易的强劲增长、政府在基础设施方面的支出、法规环境的改善以及社会风险意识的提高，中国商业保险¹保费在过去10年大幅增长，年均复合增长率达17.9%。2015年，中国商业保险保费增至564亿美元，占非寿险总保费收入的42%左右。尽管近期经济放缓对保费增长有所影响，中国已成为全球第二大商业保险市场²（图2）。

图2 2005-2015年中国商业保险市场发展概况



输险、工程险、船舶险和特殊风险保险。

² sigma 数据库。

来源：2016 年中国保险市场年报，瑞士再保险经济研究及咨询部。

（二）中国企业参与“一带一路”面临的风险

考虑到“一带一路”国家多样化的政治、经济和监管环境，中国企业在“走出去”的道路上面临诸多风险，包括政治风险、经济风险、监管风险以及运营风险等（表 2）。

表 2 中国企业在参与“一带一路”建设中面临诸多风险

风险类型	说明
政治风险	国内政治不稳定性；地缘政治局势紧张；宗教极端主义和恐怖主义威胁的新兴风险等。
经济风险	易受外部冲击影响；欠发达的国内金融和资本市场；基础设施存在瓶颈等。
监管风险	欠发达的司法和监管体系、官僚主义操控、缺乏监管透明度等。
运营风险	因内部流程、人员或系统不足或不合格所导致的风险，包括业务中断风险等。

来源：瑞士再保险经济研究及咨询部。

1. 政治风险

基础设施项目在其项目周期内很有可能面临各种政治风险。这些风险包括规划和建设阶段的撤销、许可证问题和社会反对力量；运营阶段的征用和毁约风险；以及整个项目生命周期内的监管、转让及兑换、税务和司法风险。许多“一带一路”国家的政局不稳定性以及治理薄弱和/或频繁的政权变更可能阻碍东道国政府的决策。另一新兴风险即是宗教极端主义和恐怖主义，特别是在欧亚大陆。此外，领土争端和俄罗斯对中国在中亚影响力的担忧也会阻碍国家间的密切合作。美国和欧盟对俄罗斯的制裁可能会对俄罗斯未来的发展造成持久影响。俄罗斯与中国和蒙古接壤，是新欧亚大陆桥经济走廊的重要国家之一。俄罗斯的发展对双边跨境项目的成败（如莫斯科到北京的高铁建设，中俄在能源、矿产方面的合作等）有着至关重要的作用。

2. 经济风险

因宏观环境变化造成的经济风险是“一带一路”项目面临的重大挑战之一。许多“一带一路”国家属于“新兴市场”。¹这些经济体易受包括

¹ 本文中的 65 个“一带一路”国家是基于中国科学院分析提出的。65 个国家包

全球需求疲软以及货币和商品价格波动等因素的外部冲击。自美联储于 2015 年末收紧货币政策以来，大多数“一带一路”国家的货币汇率都面临贬值压力。在一些国家，不良贷款已有所攀升。高通货膨胀率以及维持货币价值的策略导致了顺周期性紧缩货币政策（例如阿塞拜疆、哈萨克斯坦和俄罗斯）。因而，参与“一带一路”项目的中国公司也将受当地和外部经济波动的影响。

3. 监管风险

一些“一带一路”国家的法律和监管环境尚未完善。许多参与“一带一路”项目的企业不仅担忧当地国内层面的监管制度，也越来越担忧地区和国际层面的监管制度。例如，能源合作是“一带一路”倡议的关键主题。但与此同时，环境问题引起了越来越多的关注。尽管许多国家已经有解决环境问题的立法，但迄今为止，这些法律的执行力却不足。这可能使得与自然资源相关的项目受到国际监督，可能让当事方产生法律费用的损失和遭到声誉的损害。

4. 运营风险

运营风险通常是因为内部流程、人员或系统不足或不合格所导致，而这些正是大多数经济活动的基础。具有长运营周期和盈利能力不确定性的大规模基础设施项目很容易面临运营风险。缺乏对当地经济和监管环境的了解是产生运营风险的另一个原因。因新兴经济体基础设施落后和风险管理水平较低而导致的业务中断也会造成运营风险。

（三）商业保险助力“走出去”企业的风险管理

多年来，中国的保险公司已向参与海外业务和贸易活动的中国企业提供了越来越多的风险保障。多家保险公司、再保险公司已在海外开设分公司，以拓展海外的服务网点。另外，越来越多的中国资本收购海外的保险企业，支持中国企业“走出去”的风险管理需求。

“一带一路”规划或将掀起建设工程活动和贸易自由化的新浪潮。“一带一路”项目以及双边贸易额的增加，将进一步带动商业保险需求。工程险、责任/意外伤害险、项目货运险、财产险等将承保项目在建设、维护、运营阶段因事故、自然灾害或专业人员过失、机器和设备故障等带来的风险。同时，一般货运险和出口信用险等是保障国际贸易活动风险的主要险种（表 3）。

括中国、蒙古、俄罗斯、阿富汗、孟加拉国等。根据世界银行分类，在 65 个“一带一路”国家中，47 个为中等收入经济体。

1. 工程险

工程险承保建设项目中的一系列风险，包括延迟开工、设计错误、材料错误、工艺错误以及设备和机械故障。一些工程险保单还包含第三方责任条款（作为商业综合责任险（CGL）的一部分），以承保因投保项目中的事故对第三方造成的人身伤害责任、或对第三方财产造成的损害责任。

2. 财产险

财产险承保物理性损坏及间接经济损失。最受欢迎的财产险形式为全险（All-Risk）保单，其承保合同中包括了除免责条款的一切自然灾害风险和事故风险。“一带一路”将提振市场对财产险的需求。此外，一些企业将厂房和设备转移至“一带一路”新兴市场地区，也加剧了风险管理复杂性，进一步推升了财产险需求。

3. 水险

水险承保船舶和货物损失或损坏、以及相关的第三方责任。水险也承保集装箱码头和港口的财产和责任风险。项目货运险为特定项目承保大型、重型、高价值或设备关键部件在运输过程中所产生的风险。同时，一般货运险为运输中的货物，有时候也包括储存于码头仓库的货物承保，主要承保被盗风险以及火灾、闪电、洪水和洒水所造成的货物损坏风险。此外，延迟开工利润损失险承保因关键部件延迟交付或未交付所导致的收入和利润损失风险（例如，贷款产生的额外利息）。

4. 责任险和人身意外伤害险

责任险承保与人身伤害、死亡、财产损失或经济损失有关的法律责任风险。由于“一带一路”地区中大多数国家是文化背景多样、司法制度有待健全的新兴市场，项目业主、运营商、供应商和其它利益相关方对责任险的需求预计将不断增长。主要受益险种包括：单项工程职业责任险、产品责任险和雇主责任险。通常，人身意外伤害险与雇主责任保险可相互替代。

5. 贸易信用险

贸易（出口）信用险为商品或服务卖方提供保障，承保因买方无法履行其义务所造成的风险。因战争、动乱所造成的经营损失以及汇兑限制是传统出口信用保险承保的主要风险，包括短期（1 年以内）和中长期业务。通常，出口增加会推动贸易信用险保费增长。历史数据表明，中国出口贸易增加 1% 将带动贸易信用险保费上升 0.32%。

表 3“一带一路”规划中涉及的主要商业险险种及其所承保的风险

“一带一路”相关经济活动	所需的商业保险	承保风险	风险责任人	涉及的项目类型
建设 (建工期 + 维护期)	工程险(建设/安装项目全险、机械故障险)	<p>在项目建设阶段,因除外条款之外的事或自然灾害造成的损失风险(例如,工程设计、建设技术错误、建设材料质量缺陷、非外力造成的机械和设备的机械损伤);或在运营阶段,机械和设备故障造成的损失风险。</p> <p>一些工程险保单中也包含第三方责任条款(作为商业综合责任险的一部分),以承保在施工地和相邻地区因投保项目中的事故、或与投保项目直接相关的事故对第三方造成的人身伤害责任或对第三方财产造成的损害责任。</p>	项目业主	所有建设工程项目
	水险(项目货运险)	承保在运输中,高价值货物、重型货物、设备关键部件的损失或损坏风险。	项目业主	所有建设工程项目
	水险(延迟开工利润损失保险, DSU)	由于运输中发生的意外导致关键部件延迟交付或未交付而导致收入和利润损失的风险(如,贷款产生的额外利息)。	项目业主	所有建设工程项目
	责任险(雇主责任险)/人身意外伤害险	对员工在现场或非现场受伤或患病的赔偿风险。	项目业主	所有建设工程项目
	责任险(单项工程职业责任险)	在项目竣工的数年内,因合约专业服务提供者(例如,建筑师、工程师、设计师、施工监理、调查员和可行性研究员)专业过失造成的赔偿风险。	项目业主	所有建设工程项目
	责任险(产品责任险)	因建设项目中所使用产品的缺陷导致的损坏或人员受伤的风险。	项目建设中所使用产品的制	铁路、高速公路、地铁、电

			造商/供应 商	力、能源 和资源的 基础设施 项目
建设 (运营 期)	财产险	因项目运营阶段发生的事故，例如，火灾、被盗和天气等造成的财产损失风险。	财产所有 人	所有竣工 项目
贸易	贸易信用险	由于信用风险，例如，过期拖欠、无力偿还或破产等造成的应收账款损失风险。可包括外国买方因货币问题、政治动乱、征用等（政治风险）而拒不付款的风险。	出口商	
	水险（一般货 运险）	因运输期间外部原因造成的货物损失或损坏风险，包括陆运、海运或空运。	出口商/进 口商/国内 贸易方	

来源：中国银行、领航海上保险顾问、美亚保险、LexisNexis、CCW Global、瑞再企商、瑞士再保险经济研究及咨询部

（四）“一带一路”带给中国商业保险市场的影响

1. 基建投资相关险种

“一带一路”建设将掀起基建活动和贸易自由化的新浪潮，促进国内外商业险保费的增长。根据各险种的平均市场深度¹和保险费率，已规划的“一带一路”建设项目预计可产生70亿美元的商业险保费，而中国保险公司可从中获得55亿美元。财产险、工程险和水险将最为受益（见图3）。项目建设阶段将产生一次性工程险和水险需求，一旦项目竣工运营，则会产生持续的财产险需求。

¹ 这里的市场深度是指投保总额占总项目金额的百分比，也是反映参与“一带一路”企业保险意识的一个指标。

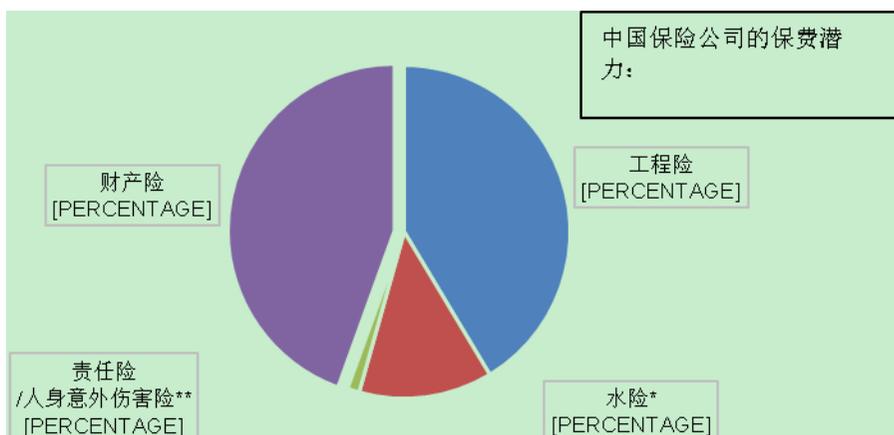
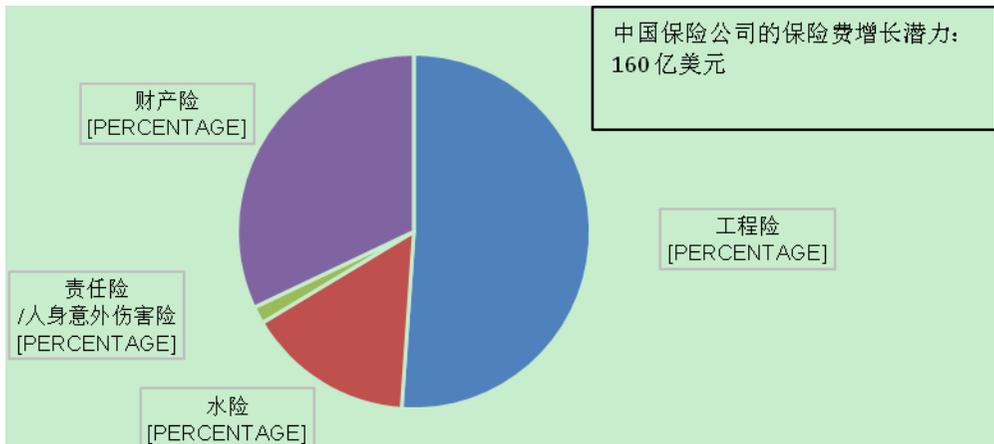


图 3 已规划的“一带一路”项目带来的商业险保费潜力

注：*与建设工程相关的水险包括项目货物运输险和延迟开工利润损失险。**责任险/人身意外伤害险包括单项工程职业责任险、产品责任险和雇主责任险/人身意外伤害险等。
来源：瑞士再保险经济研究及咨询部。

在已规划项目的基础上，截止到 2030 年，“一带一路”后续项目还可带来 270 亿美元的商业保费收入。其中，高达 160 亿美元的保费可归于中国保险公司（见图 4）。综上所述，2015 年-2030 年间，“一带一路”建设带来的商业保险保费收入可达到 340 亿美元，其中 215 亿美元可归于中国保险公司。

图 4 到 2030 年，“一带一路”后续建设项目带来的商业险保费增长潜力



来源：瑞士再保险经济研究及咨询部。

2. 贸易相关获益险种

此外，到 2030 年，“一带一路”所带来的贸易自由化和通关便利等利好将进一步促进双边贸易的增长，这也将为中国保险公司带来预计约 15 亿美元的保费潜力。其中，约 6 亿美元的保费将来自贸易信用险，其余的来自于一般货运险（约 9 亿美元，不含在图 3-4 水险总额中）。

3. 保费潜力

表 3 总结了“一带一路”倡议对中国保险公司各险种带来预期的保费收入。据估计，在 2015 到 2030 年，“一带一路”倡议将推动整体商业险（即：工程险、财产险、水险、责任险/人身意外伤害险、以及贸易相关险种）保费增长 230 亿美元，或增长 3.8%。这些预测值主要受两类变量影响，一个是保险深度，¹根据不同险种而各有不同。例如，虽然几乎所有的项目业主都会在建工阶段购买工程险，但是仅有十分之一的项目业主会附加购买单项工程职业责任险，用以保障因服务供应商专业过失造成的风险。第二大关键变量为保险费率，这也是因险种以及每个项目的特点而有所不同。例如，一般货运险的费率取决于运输产品的类型、目的地和交通工具等多种因素。

表 4“一带一路”规划为中国保险公司带来的保费收入，按险种分类

¹ 这里的保险深度是指投保总额占总项目金额的百分比，也是反映参与“一带一路”企业保险意识的一个指标。

商业险险种	目前已规划的“一带一路”项目预计产生的保费潜力 (10 亿美元)	2016 年 8 月-2030 年间后续的“一带一路”项目预计产生的保费潜力 (10 亿美元)	2015-2030 “一带一路”相关贸易预计产生的保费潜力 (10 亿美元)	2015 年-2030 年间“一带一路”规划预计产生的总保费潜力 (10 亿美元)
建设相关险种				
工程险	2.2	8.2	-	10.4
财产险	2.5	5.1	-	7.6
水险*	0.7	2.5	-	3.2
责任险/人身意外伤害险**	0.1	0.2	-	0.3
小计	5.5	16.0	-	21.5
贸易相关险种				
水险（贸易相关的一般货运险）	-	-	0.9	0.9
贸易信用险	-	-	0.6	0.6
小计	-	-	1.5	1.5
总计	5.5	16.0	1.5	23.0

注：*与建设工程相关的水险包括项目货物运输险和延迟开工利润损失险；**责任险/人身意外伤害险包括单项工程职业责任险、产品责任险和雇主责任险/人身意外伤害险。雇主责任险和人身意外伤害险通常可以相互替代。

来源：瑞士再保险经济研究及咨询部。

三、利用有效的风险转移机制支持“一带一路”经济活动

在“一带一路”国家进行建设、投资、贸易活动的中国公司应采取综合的风险管理方案，包括前期识别与其项目相关的各种风险类别，风险评估，和落实风险减缓措施。

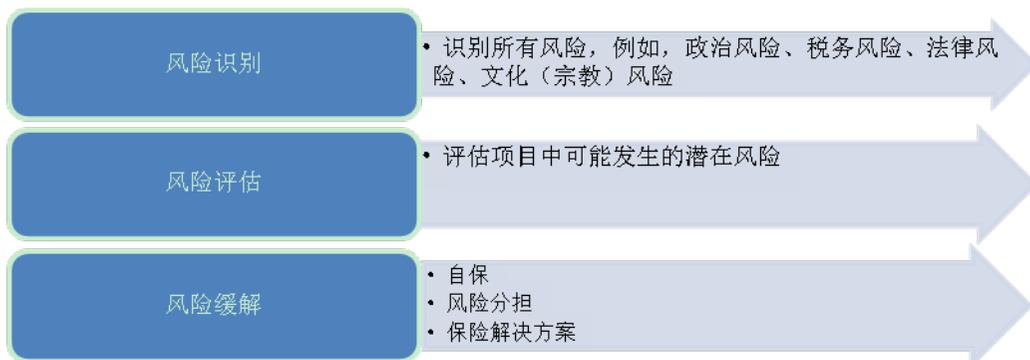


图 5 参与“一带一路”企业的风险管理方案

来源：瑞士再保险经济研究及咨询部。

（一）保险公司定位

为客户提供风险管理解决方案的中国保险公司也需要了解不同市场中的不同风险环境。有些保险公司也许对承保中国国内的风险游刃有余，但在处理海外风险时却没有多少经验。中国保险公司进入新市场时应考虑的一个关键问题是进入模式的可行性，即是否要单枪匹马入市、还是与当地保险公司合作，抑或收购当地现有保险公司等。而这种选择部分取决于当地对外资所有权条款的规定。

与相关市场中的当地保险公司合作或与当地经纪公司联合可帮助企业“一带一路”市场中树立品牌、开展业务。这可以为进入当地市场的外国公司提供强大的当地品牌知名度、市场经验以及有效管理当地事务的技能和人才。目前，一些中国保险公司已在很多“一带一路”沿线国家与当地机构建立了合作伙伴关系，确立了先发优势。同时，保险经纪公司正利用其全球性或区域性网络为“走出去”的中国企业和保险公司提供保险和风险管理服务。对于“一带一路”沿线国家来讲，中国和其它国家保险和经纪公司的进入不仅增加了当地市场的承保能力，也提升了相关专业技术水平。

（二）产品策略

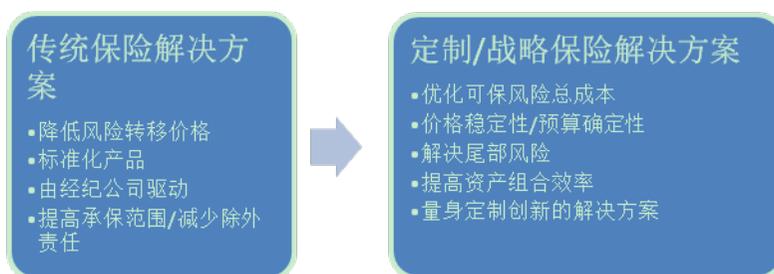
针对“一带一路”项目的保险解决方案，其关键要素包括定价、保单条款、合同和理赔服务等，除了要考虑当地要求，也应遵照国际最佳惯例。保险公司需要与客户建立密切的关系，以了解客户在“一带一路”市场中的需求，并为客户量身定制风险保障解决方案。目前，许多在海外市场运营的中国公司都存在投保不足的状况。例如，有些企业只投保了基本建工保险，但该保单不包括洪水和地震等自然灾害风险。抑或即使保单涵盖了自然灾害风险，但保障额不足从而限制了风险损失偿还额度。

商业保险中不同业务类型通常是独立承保的。例如，责任保险通常分为：雇主责任保险、职业责任保险和产品责任保险。随着新风险的出现，企业需要为现有的保险购买附加保险，或单独购买这些风险的保险。在这两种情况下，保单都有其各自的特定条款、限额和自留额。

然而，大公司越来越需要全面的保险解决方案，而不是部分保障。投保人更加关注风险防范，而不是业务种类。因此，使用“非传统”或

定制保险解决方案来提供综合风险解决方案正变得越来越普遍（如，一体化建工保险解决方案）。这能够为企业提供更加有效的风险防范措施，以及帮助企业降低保险成本。保险将越来越多地融入企业的长期战略和增长计划中，以便更好的应对如并购、管理制度变化或市场混乱等情况。

图 6：从战术性到战略性保险风险管理



来源：瑞再企商保险公司、瑞士再保险经济研究及咨询部。

在海外运营的中国公司通常缺乏海外风险管理技术。为此，一些中国保险公司正通过采取“一体化”的产品方法来提供全面的、价格有竞争力的风险保护解决方案。特别是在欠发达市场中，这种简单、平价的一站式产品非常有市场。除了能够为之前觉得保险贵的客户提供价格低廉的风险保护服务外，还能够帮助客户更好地了解保险带来的益处。近来，综合性建工保险正变得越来越受欢迎。例如，瑞再企商保险公司为发展中市场客户提供的“一体化建工保险”产品。这是一种全面的一体化解决方案，涵盖客户面临的不同风险。选项包括：(1)全面的工程和建设保险产品，例如，单个项目保险、流动财产保险、延迟开工利润损失（DSU）保险。(2)工程和建设保险可与其它商业保险产品捆绑。在一些海外建设项目中，通常还需要投保初始运营保险、单项工程职业责任保险和水险等。(3)非传统保险包括参数和天气保险、结构化解决方案。

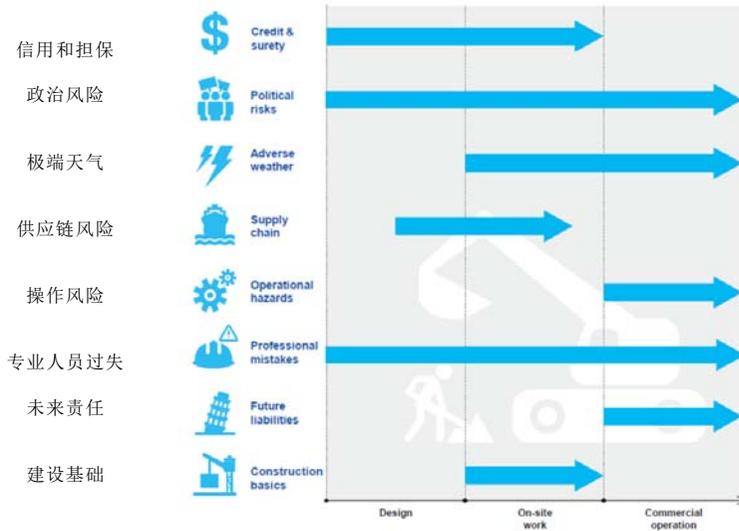


图7 一体化建工保险——全面的保险方案

来源：瑞再企商保险公司、瑞士再保险经济研究及咨询部。

对于“一带一路”沿线市场的农业和工业项目来说，天气指数保险也是一项潜在的保险解决方案。天气指数保险承保非灾难性天气因素造成的现金流和收入不确定性的风险，例如，高温或低温、降雨量、降雪量、日光照射和/或风速。能源行业是对天气最敏感的行业之一——发电设施具有加热和冷却要求，而这些取决于天气状况的变化。天气指数保险为能源公司提供了转移或规避风险的强大工具。

（三）政府支持

在许多国家，公共部门会作为某些风险的最终承保人，以补充商业部门保险计划的不足。例如，有些类型的风险评估特别具有挑战性，或其潜在损失超过了商业保险部门的承保能力范围（例如，恐怖主义和自然巨灾事件），这些都可能导致商业保险部门解决方案的局限性。政府作为后盾的支持计划能够在这些情况下补充商业保险公司承保能力的不足。

目前，许多面临恐怖主义风险的国家都有后盾支持计划，包括欧洲（奥地利、比利时、丹麦、法国、德国、荷兰、西班牙、英国）和其它地区（澳大利亚、印度、以色列、俄罗斯、斯里兰卡、南非）。“一带一路”沿线的一些新兴国家面临着巨大的恐怖主义风险，但却没有适当的治理管理体系。在这种情况下，公共部门应当以建立健康的商业保险市

场为目标，致力于拓展商业保险可保范围、并携手商业保险部门，共同降低风险。

四、结论

“一带一路”规划涵盖六大国际经济走廊和海上丝绸之路，连接了沿线的 65 个国家和地区，人口总数占全球人口的 62%，经济总量占全球 GDP 的 30%。在“一带一路”国家进行商业活动的中国公司将面临一系列的风险和挑战，但同样也面临着难得的历史机遇。中国保险公司在提供风险保障、支持中国企业“走出去”的同时，也必将从中获益。据估计，已规划的“一带一路”建设项目可为中国保险公司带来约 55 亿美元的商业险保费收入。而到 2030 年，“一带一路”建设项目还可将带来 160 亿美元的商业保险保费。工程险和财产险是最主要受益险种，其次是水险、责任险和贸易信用险。与此同时，“一带一路”也将促进中国与“一带一路”沿线国家的贸易活动，由此也将为中国保险公司带来预计约为 15 亿美元的保费潜力。

尽管许多“一带一路”项目将在国外建设，但由于投资者和购买保险的决策者来自于中国，相关保险决策仍通常在中国制定。目前，中国市场具有巨大的承保能力，保险公司可充分利用其广泛的国内和国际网络，把握“一带一路”带来的商业机遇。随着越来越多的中国保险公司参与支持“一带一路”建设，“一带一路”沿线市场将在承保能力和专业技术方面获益。通常，与当地保险公司合作、或与市场中有影响力的经纪公司联合，将有助于包括中国保险公司在内的外资保险公司在“一带一路”沿线市场中开发长期业务，同时获得当地品牌效应和市场专业知识和经验，并有效规避当地的业务发展障碍。此外，保险公司也需要与客户建立起密切联系，以了解客户的需求，从而为客户量身定制保险解决方案。随着客户在拓展海外投资和跨境贸易活动中不断寻求更加全面的风险保障，定制化保险解决方案的重要性和应用程度将日益上升。

参考文献

- [1] 瑞士再保险，2012 年，承保不断演变的商业风险，*sigma* 第 5 期。
- [2] 公丕萍、宋周莺、刘卫东，2015 年，中国与“一带一路”沿线国家贸易的商品格局，中国科学院，572 页。
- [3] 邹嘉龄、刘春腊、尹国庆、唐志鹏，2015 年，中国与“一带一路”沿线国家贸易格局及其经济贡献，中国科学院，600 页。

- [4] 瑞士再保险, 2016 年, 2015 年度世界保险业: 保费稳步增长, 区域发展不均衡, *sigma* 第 3 期。
- [5] 瑞士再保险, 2016 年, 战略性再保险和保险: 对定制化解决方案的需求日益上升, *sigma* 第 5 期。
- [6] J. Feige, 2016 年 8 月 3 日, 中俄关系的增进之路, 外交官网, <http://thediplomat.com/2016/08/chinas-road-to-closer-ties-with-russia/>。
- [7] 瑞士再保险, 2016 年 10 月, 中国“一带一路”规划, 及其对商业保险的影响。

发达国家和地区扩大年金参与率经验的 启示——我国养老保险“第二支柱”深化 改革与发展

尹成远、徐洞岩¹

摘要：

1994年世界银行在《防止老龄危机——保护老年人及促进增长的政策》报告中，首次提出了建立养老金制度三支柱的概念。此后，很多国家和地区都在此政策内容指导下，推行养老金制度改革或者探索构建新的养老金制度。企业补充养老保险计划作为养老金制度三支柱的“第二支柱”，在我国为针对企业及其职工的企业年金制度和针对机关事业单位及其工作人员的职业年金制度。我国年金制度建立时间尚短，在经济形势新常态和人口老龄化的背景下需进行深化改革。本文分四部分论述了年金制度深化改革，我国企业年金和职业年金发展情况；造成我国年金制度目前发展缓慢的原因；发达国家和地区养老保险“第二支柱”改革的具体措施；实现我国年金制度深化改革的措施。

关键词：企业年金，职业年金，“第二支柱”，罗斯账户

1994年，世界银行在《防止老龄危机——保护老年人及促进增长的政策》报告中，首次提出了建立养老金制度三支柱的概念。第一支柱是国家建立的基本养老保险；“第二支柱”是企业实施的企业补充养老保险，在我国为针对企业及其职工的企业年金制度和针对机关事业单位及其工作人员的职业年金制度；第三支柱为个人购买的商业养老保险。多数国家和地区在养老金三支柱框架思想的指导下，根据当地的情况探索构建新的养老金制度或者推行养老金制度改革。

¹尹成远，男，博士，河北大学经济学院教授。徐洞岩，女，河北大学经济学院金融系保险专业硕士研究生。

企业补充养老保险制度作为多数国家和地区养老保障制度三支柱的“第二支柱”，在发达国家已有上百年的历史，是多层次、多支柱养老保障体系的重要组成部分。我国企业年金和职业年金发展起步较晚。2004年4月，原劳动和社会保障部发布《企业年金试行办法》（原劳动和社会保障部分第20号令），《试行办法》于2004年5月1日正式实施，标志着我国年金制度的诞生。2015年《机关事业单位职业年金办法》出台，意味着我国全面建成养老金“第二支柱”，向多层次养老保险体系又迈出历史性一步。

尽管在过去的二十多年里，历次中央文件均提出需构建多层次养老保障制度。但截止到目前，国家建立的“第一支柱”基本养老保险发展迅速，为“第二支柱”和“第三支柱”的建立和扩大实施提供了空间。“第三支柱”的商业养老保险尚未正式起步。作为“第二支柱”企业年金和职业年金虽有较快发展，总体覆盖面仍然很小，尚未发挥到对养老保险应有的补充作用。因此，通过分析我国企业年金和职业年金的发展情况，总结年金制度发展中存在的问题，借鉴发达国家和地区关于养老保险“第二支柱”改革的经验，有利于进一步对年金制度进行深化改革，完善我国养老保障体系的“第二支柱”，推动社会保障领域的供给侧改革。

一、我国年金制度的发展情况

我国企业年金制度起步于2004年，在2006年投入市场化运营。根据人社部历年公布的有关数据进行统计，截止2015年底，全国建立企业年金的企业为7.6万家，不到全国企业法人单位的10%，远低于发达国家40%以上的水平；参加职工2,316万人，也仅是城镇职工基本养老保险参保人数的6.55%，占城镇就业人口的比例只有2.99%，与发达国家接近60%的水平相去甚远。我国企业年金总规模为9,525.51亿元，仅占城镇基本养老保险基金累计结3.6万亿元的26.95%；投资管理机构实际投资运作的企业年金基金为9,260.30亿元，建立的投资组合数为2,993个。2015年，全国企业年金基金当年加权平均收益率为9.88%，2007-2015年平均年收益率为8.09%。

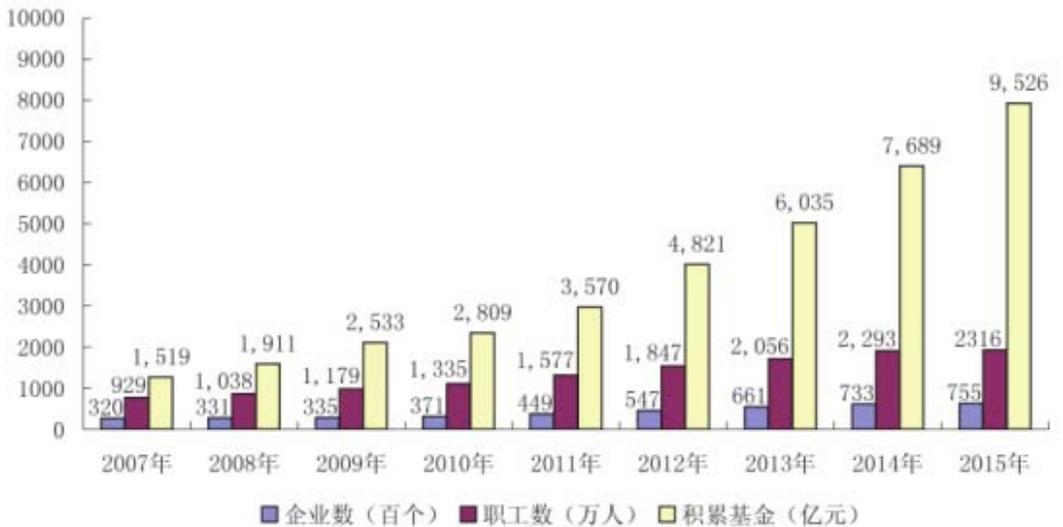


图 1.2007-2015 年全国企业年金基本情况

职业年金在我国最早开始试水是在 2008 年，国务院下发《事业单位工作人员养老保险制度改革试点方案》，启动在山西、上海、浙江、广东、重庆 5 省市开展事业单位工作人员养老保险制度改革试点，对职业年金制度进行了有益的尝试和探索。2015 年 3 月国务院办公厅印发《机关事业单位职业年金办法》标志着职业年金制度的正式建立。职业年金尚处于开始发展的阶段，年金制度作为养老保险“第二支柱”又窄又小，急需深化改革。

二、我国年金制度发展存在的问题

（一）企业年金存在的问题

在 2006 年开展企业年金市场化的投资运作后，我国企业年金基金规模总体呈现出稳步增长、覆盖范围逐渐扩大的情况。但相对于我国国民经济的整体发展水平，企业年金仍具有发展缓慢且不平衡的特征。主要存在的问题为：

1. 覆盖范围扩张缓慢，发展遭遇瓶颈

从人社部公布的统计公报来看，自 2006 年运作至今，企业年金基金规模逐年增加。但从覆盖面来看，2015 年末全国参加城镇职工基本养老保险人数为 35,361 万人，企业年金覆盖人数只占基本养老保险

的 7.19%，处于较低的比例水平。世界上实行企业年金（职业年金）制度的 167 个国家中，有 1/3 以上国家的企业年金制度覆盖了超过 1/3 的劳动人口，法国、丹麦、瑞士的年金覆盖率几乎达到 100%，英国、美国、加拿大等国在 50% 左右，远超我国现有水平。

在基金规模与国民经济发展情况比较方面，2015 年我国 GDP 总量为 68.91 万亿，企业年金基金规模仅占国民生产总值的 1.38%，职业年金刚刚起步，“第二支柱”的资产总额不到 GDP 的 1.5%，而这个比例在 OECD 国家中平均是 84%，在非 OECD 国家中平均是 36%，所以总体来看，我国的年金资产规模太小，覆盖范围太窄。

另外，企业年金新增覆盖率为 2015 年大面积下滑，是自 2004 年建立企业年金以来下滑最厉害的一年。2015 年新建年金的职工人数仅比上年增加了 1%。这被称为是企业年金建立以来遭遇的最严重紧缩。此前的 2007-2014 年，2015 年新建建立年金的职工数量只增加了 23 万人，比上年新增人数减少了 215 万人，即 2015 年新建年金的职工人数只比上年增加了 1%，而 2007-2014 年每年新建年金职工人数的增长率分别为 11.7%、15.2%、13.6%、13.2%、18.1%、17.1%、11.3% 和 11.5%，每年新建年金职工人数增长率从未低于过 11%。

2015 年金基金投资加权平均收益率 9.88%，高于 2014 年的 9.30%，企业年金收益率再次创出自 2008 年以来的新高。但从参保职工人数增长上看，建立企业年金的企业数和参加企业年金的职工人数增长幅度分别仅为 2.94% 和 1.01%，创下新低，这说明，参加企业年金的职工人数几乎没有增长，企业年金参与率不再扩大。

2. 格局发展较为分化，行业区域发展均不平衡

企业年金的主要参与者，是中央和地方有实力的国有大中型企业，集中于交通、通讯、能源、金融等垄断行业，这些行业的企业年金基金资产在总体规模中占较大比例，民营企业、中小企业、相对落后地区的企业参与度较低。据估计，在目前参保的企业中，国有企业的基金资产占比超过 90%；参保的地方企业中，国有企业的基金资产占比超过 50%。也说明国有企业的参与积极性明显高于非国有企业。此外，在我国经济发展水平较好的区域，如京津地区、上海、广东等省市，企业年金规模远大于西部经济欠发达地区。

3. 税收优惠政策激励效果不足

企业年金所得税的纳税主体主要涉及到企业所得税和个人所得税。对于企业所得税，2009 年财政部和国家税务总局《关于补充养老保险费补充医疗保险费有关企业所得税政策问题的通知》（财税

[2009]27号)规定,企业年金缴费的企业所得税免除额为不超过职工工资总额5%以内的部分。2013年12月,财政部、人社部、国家税务总局三部委联合发布《关于企业年金职业年金个人所得税有关问题的通知》(财税〔2013〕103号)后,针对参加企业年金的个人缴费所得税部分制定了税收递延方案,即个人在缴费及投资阶段可暂不缴纳个人所得税,递延到年金领取时一并缴纳,正式确定了我国企业年金个人所得税的EET征税模式。虽然103号文件对于企业和个人在企业年金缴费、投资、领取三阶段进行了明确规定,然而也存在着一些问题。在我国分项所得税的制度下,对于个人退休后如果选择一次性领取年金,EET征税模式与当期缴税相比并不合算。同时,103号文件存在没有照顾到低收入群体的利益、对职工身故和退休后一次性领取的规定税负过重等问题。个人缴费4%的税前扣除额度没有覆盖《企业年金试行办法》规定的8.33%的缴费比例,不能与企业年金未来发展相适应。

4.年金投资产品发展滞后,资本市场发展不完善

企业年金基金的养老金特性,使得其对投资管理有着特殊的要求。目前我国企业年金产品市场相对落后,投资产品缺乏多样性,投资管理人在对企业年金的基金品种进行配置时,所选择的产品组合风险收益特征同质化严重,不能满足年金计划参与者多样化的投资需求。目前年金市场上的投资产品难以满足养老金投资长期性的要求,短期化严重。此外,发达国家和地区的年金制度大多数允许职工对个人缴费部分进行投资组合的选择,但我国目前的企业年金法规和运营机制中尚未涉及个人投资选择权的问题。这些问题都限制了我国企业年金投资管理的发展。

(二) 职业年金存在的问题

机关事业单位职业年金制度的发展刚刚起步,与制度发展成熟国家和地区相比还有很大差距。职业年金的建设应借鉴各国家和地区的发展经验,在制度模式选择、计划管理和基金管理等方面建立起合理科学的管理体系。

三、发达国家和地区养老保险体系“第二支柱”改革的措施

近十年来,随着全球人口老龄化严重、各国财政负担加重,许多国家和地区在进行养老保障体系改革时都把解决职业养老金覆盖率低、参保率下降的问题作为重要目标。美国2006年通过的《养老金保

护法案》(PPA)、英国 2008 年推出的《2008 养老金法案》以及中国香港 2016 年对强积金制度增加的预设投资策略是发达国家和地区近 10 年来扩大年金参与率的重要改革事件，在世界各国针对养老保险“第二支柱”所进行的改革中具有代表性。

(一) 美国 2006 年改革基本情况及内容

美国养老保障体系的“第二支柱”是由雇主发起建立、市场化投资运营的补充养老保险计划。在 2006 年为缓解雇主和雇员对传统养老体系的担忧，避免相应的退休给付保险公司陷入破产的困境，美国政府通过《2006 养老金保护法案》(Pension Protection Act of 2006)，这是美国近些年来改革比较彻底的养老金法案。在扩大养老保险“第二支柱”参与率方面，此法案有以下几点值得借鉴：

一是实施自动加入机制。《2006 养老金保护法案》中规定，鼓励企业对于雇员参加职业养老金采取自动加入机制。即只要符合相应条件的雇员将会自动从其薪资中扣除一定比例用于养老金计划，除非该员工另行提出不参加养老金计划或者有改变缴款比例的意愿。该举措对于扩大低收入组织、刚参加工作的雇员以及年轻雇员这三类群体的养老金参与率具有明显的效果。

二是设立“合格默认投资工具”机制(QDIA)。QDIA 是指“合格默认投资工具”(Qualified Default Investment Alternative, QDIA)，主要为目标日期基金(Target Date Fund, TDF)。设立 QDIA 的主要目的是为了解决账户持有人选择投资产品两极化的问题，在此之前，美国 401k 计划等 DC 型计划得投资者在养老金市场上选择投资产品存在两个极端，一部分人 100%持有股票，一部分人 100%持有银行存款。《2006 养老金保护法案》规定，企业雇主需为雇员提供合格默认投资工具，供雇员选择。同时，法案规定若雇主向雇员提供 QDIA 中所列产品作为默认投资选项的，可对其投资损失免于承担受托责任。该法案的颁布使得目标日期基金得到了迅速发展，优化了职业养老金的投资资产配置。

三是将 TEE 型“罗斯免税账户”永久化。美国养老金的免税账户最早起源于个人退休账户(Individual Retirement Account, IRA)，它是美国养老保险第三支柱的重要组成部分。在美国第 101 次国会议上，Packwood 议员和 Roth 议员提出附加 IRA，它与传统 IRA 具有不同的税收优惠，此前 IRA 均为后端缴税型(EET)，而罗斯 IRA 是税后收入缴费、具有一定的投资限额但投资收益免税的账户。1997 年颁布的《纳税人税收减免法》引入了罗斯 IRA(ROTH IRA)。由于罗斯

IRA 账户对扩大 IRA 的参与率效果十分明显，2001 年《经济增长和税收减少协调法案》将免税账户引入美国养老保险“第二支柱”的年金 401 (k) 计划和 403 (b) 计划。《2006 养老金保护法案》撤销了关于罗斯 401 (k) 计划和 403 (b) 计划将于 2011 年到期的条款，将罗斯免税账户在“第二支柱”和第三支柱的应用永久化，并逐渐扩展到职业养老金的其他计划中，推动养老保障体系的发展。

(二) 英国 2008 年改革基本情况及内容

英国养老保险的“第二支柱”是由职业养老金构成的，包括公共部门养老金和私有部门养老金。为解决作为第一支柱的国家基本养老金替代率较低和“第二支柱”职业养老金覆盖率下降等问题，进一步改善雇员退休后的生活，促进个人养老责任的承担，2008 年 11 月英国政府在《2004 年养老金法案》的基础上通过了《2008 年养老金法案》(Pension Act 2008)。

《2008 年养老金法案》针对扩大英国养老保险“第二支柱”的参与率所采取的主要措施主要有以下三方面：

一是规定职业养老金自 2012 年起由“自愿加入”变为“自动加入”。法案规定，2012 年政府将引入个人账户，为没有参加职业养老金计划或者在职业养老金计划中待遇低的雇员提供具有便利性和低成本的养老保险储蓄计划；该计划的缴费率为雇员 4%、雇主 3%、政府 1%，所有缴费均进入个人账户。凡年收入在 7,475 英镑以上，年龄在 22 岁以上的雇员，将自动加入该计划，从而将原有的“第二支柱”自愿性职业养老金转化为强制性养老保险“第二支柱”，起到了改善中低收入者退休生活水平，扩大职业养老金参与率和覆盖面的作用。

二是建立国家职业储蓄信托 (National Employment Savings Trust, NEST)。为了配合《2008 年养老金法案》“自动加入”计划的实施，解决大量中小账户经营亏损与需求量增多的问题，英国政府出资成立了一个独立的非盈利机构——国家职业储蓄信托 NEST，负责职业养老金的运营和投资。它的前身是英国个人账户交付管理局(Personal Accounts Delivery Authority, PADA)，NEST 在 PADA 的资产和业务的基础上大大扩展了职业养老金的业务范围，其董事会负责制定公司战略方向和发展目标，投资部门则对外部投管人进行监管，分析职业养老金的参与者的投资需求与研究不同产品的投资计划。NEST 职业养老金的年管理费率为 0.3%，其管理费率结构对于所有参与人员来说很简单。NEST 的成立，在协助“自动加入”计划实施的同时也扩大了职业养老金的参与率。

三是提供默认投资工具与具有税收优惠政策。在职业养老金投资管理方面，NEST 提供给参与者的默认选择为生命周期基金，包括 NEST2021、NEST2040、NSET2055 等。它能满足多数参与者的投资需求，同时 NEST 也提供不同风险程度以及在宗教信仰和道德准则上有特殊需求的产品来满足参与者对投资产品多样化的需求，如道德基金，伊斯兰基金等。NEST 的税收政策遵守英国养老储蓄的税收政策。英国职业养老金计划参与者在 2015 年 4 月之后可以将养老金账户当成银行账户一样使用。参与者既可将所有养老金一次性领取完毕，也可以分多年领取小额养老金。参与者可一次或者分批次免税领取 25% 的养老金，超出 25% 部分的养老金则须缴税。这些措施都促进了职业养老金的进一步发展。

（三）香港 2016 年改革基本情况及内容

香港强积金制度是香港养老保障体系的“第二支柱”。在强积金制度实施 16 年之后，为解决参加强积金计划的成员投资选择难和面对强积金基金收费高的问题，同时加强规管预设安排，香港强制性公积金计划管理局于 2016 年 12 月推出了预设投资策略，以便为计划成员提供更佳的退休保障。预设投资策略将于 2017 年 4 月 1 日实施，其主要作用是为作出投资选择的计划成员提供一个简单、设有收费上限、并会随计划成员接近退休年龄而自动降低投资风险的投资策略，协助管理横跨 40 年的退休储蓄。这是强积金制度的一项重大改革，亦是一个重要里程碑。

预设投资策略的内容：“预设投资”是一个投资方案，由两个混合资产基金组成，分别是核心累积基金(CAF)以及 65 岁后基金(A65F)。并有三个特点：

一是采纳环球分散投资。CAF 和 A65F 两种混合资产基金，采用环球分散的投资原则，投资在不同市场、不同类别的资产，起到了降低分散投资风险的作用。

二是设有收费上限。有关收费上限是：管理费用不可超过基金每年的净资产值的 0.75%；经常性支付开支不可超过基金每年的净资产值的 0.2%。这是香港首次为强积金基金的管理费用设立法定的收费上限。上述管理费用的收费水平亦是目前市面上混合资产基金最低的收费水平。为“预设投资”设立收费上限，就是务求为计划成员争取更高的净回报。“预设投资”收费上限只是一个起步点，在实施后三年内，政府和积金局将会检讨这个上限，目标是将它进一步降低。

三是随计划成员接近退休年龄而自动降低风险。组成“预设投资”

的两个基金，分别是 CAF 及 A65F。CAF 的六成权益会投资于风险较高的资产，一般为环球股票。其余四成将投资于风险较低的资产，一般为环球债券。A65F 则只有两成权益投资于风险较高的资产。计划成员一旦采用“预设投资”，在 49 岁或之前，其所有的强积金将会投资于 CAF。从成员 50 岁开始，受托人将自动调整该成员的强积金投资，逐年减持 CAF 及增持 A65F。当成员年满 64 岁，其强积金将全部投资于 A65F。如果计划成员认为“预设投资”这个投资方案或“预设投资”下的基金适合自己，可以主动选择将自己的强积金按“预设投资”进行投资，或者选择投资于该两个基金。所以，“预设投资”可以说是一个供每位计划成员选择的“众人基金”。这使得参加强积金计划的成员拥有了更多投资选择。

四、深化我国养老保险“第二支柱”改革措施的建议

2017 年我国将继续深入进行“去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板”，在经济进入新常态与人口老龄化加快的形势下，建立多层次、多支柱的养老保险体系十分必要。党的十八届三中全会精神提出的全面深化改革在社会保障的领域体现为扩大年金的参与率。当前企业年金所面临的重大问题以及存在的主要矛盾就是参与率太低，这是构建“多层次混合型”养老保障体系的最大威胁。而职业年金的发展刚刚起步，制度政策尚需完善。我国养老保险“第二支柱”总体覆盖范围仍然非常小，在全局上难以起到重要补充作用。尽管美国、英国和中国香港地区的养老保障整体架构与我国有所不同，但一些思路和采取的措施值得借鉴。因此，我国对养老保险“第二支柱”全面深化改革应采取以下措施：

（一）加快养老保险顶层设计的建设

长期以来，我国的养老保险制度是以基本养老保险为主体的，这使得我国养老保障体系覆盖范围和保障水平不足。在我国经济步入新常态，人口老龄化加速以及政府财政支付压力持续增加的背景下，面对基本养老保险替代率下降，年金制度发展遭遇瓶颈，商业养老保险尚未起步的现状，客观上要求我国加快养老金制度的顶层建设，进一步明确国家、单位和个人三方的养老责任，按照养老保险三支柱的发展目标分别给予政策支持，从而完善多层次养老保险保障体系

（二）引入“自动加入”机制

2004 年发布的现行的《企业年金试行办法》规定下列条件的企业，

可以建立企业年金：依法参加基本养老保险并履行缴费义务；具有相应的经济负担能力；已建立集体协商机制。显然，大部分中小企业难以达到这样的条件。建立企业年金的门槛早前是为防止国企的道德风险设立的，但现有状况下成为了中小企业建立年金的阻碍。为解决企业年金建立门槛过高的问题，企业可以引入自动加入机制，即职工在入职时就被默认为自动加入了年金制度，而如果退出或者进行事项变更，需专门提出申请并得到雇主的允许。自动加入机制在职业年金制度中的应用体现在对机关事业单位全部人员建立职业年金。实施自动加入机制可以渐进推进企业年金的缴纳，从而起到扩大企业年金覆盖率的作用，有利于实现企业与机关事业单位年金制度的公平。

（三）放开个人投资选择权

放开个人投资选择权是建立自动加入机制的一个条件。目前大多数建立企业年金计划的企业实行的是单一计划制，即企业统一投资模式代替个人选择模式，全体职工获得单一的计划和收益率。这导致投资产品同质化严重，不能满足所有人的风险偏好，资产配置效率低下。有限的放开个人投资选择权是未来年金发展的趋势。有限的放开个人投资选择权一方面可以将年金基金按投资期限进行区分，分离出长期投资基金，从而减少市场波动与抑制投机行为；另一方面使得参与者可以根据自身情况来选择合适的投资方案，有利于资本市场的建设。

（四）建立合格默认投资工具

合格默认投资工具主要是指生命周期基金。生命周期基金是一种可以按照投资者各个生命阶段的风险收益特征，自动调整资产配置比例的基金品种。它由目标日期基金和目标风险基金组成。目标风险基金是指投资人根据不同风险承担能力进行资产配置，投资组合在持有期间基本固定不变的基金。目标日期基金则是根据不同投资者的退休年龄为时间节点，投资者持有的权益类资产占比逐步下降，固定收益类资产占比逐步增加。生命周期基金有利于养老金的长线投资，使企业年金和职业年金的投资者可以根据自身的风险状况进行合理的资产配置，从而扩大年金计划的参与率，促进资本市场和养老金市场的协同发展。

（五）完善业务流程的监管手段

目前企业年金的监管模式主要集中在企业年金计划运营前的监管，通过政策制定和审批权限对于建立企业年金制度的主体进行审核，而对业务流程、运营合规性缺乏有力的监管手段。为保证企业年金的健康发展，确立透明的市场运作机制，对参与企业年金的各方尽可能

实现信息披露，从而保障企业年金计划参与者的合理利益，增大公众对年金制度的信任度，进而扩大年金的参与率。而对于职业年金来说，由于参加的机关事业单位性质复杂多样，更需要各类监管部门加强协同监管，构建完善有效的职业年金制度。

（六）完善目前税收优惠方面的措施

2013年12月，财政部、人社部、国家税务总局三部委联合发布《关于企业年金职业年金个人所得税有关问题的通知》（财税〔2013〕103号）对于企业年金未来长期健康稳定的发展具有重要意义。但由于我国实行的是分项所得税制，在实行纯粹的后端纳税模式存在的问题，因此需要制定一些补充措施，完善目前103号文件中的政策。如对于需将企业年金一次性取出的职工设定免税额；年金由职工个人缴费超过4%但没有超过8.33%的部分在领取时不得进行重复征税；提升年金税收优惠制度的立法层次，从而加强年金税优政策的执行力度；等等。

（七）建立中国版的罗斯账户

美国的罗斯账户为前端征税的TEE税收政策，对扩大美国养老保险“第二支柱”和第三支柱的参与率起到了重要的作用。TEE税收政策可应用于中国的分项所得税制，随着个人所得税和资本利得税的不断完善，建立中国版的罗斯账户可以调动人们参与年金制度的积极性，继而扩大年金参与率，推动我国养老保险“第二支柱”的深化改革。

参考文献

- [1] 人力资源和社会保障部社会保险基金监督司，2016年03月，《全国企业年金基金业务数据摘要（2015年度）》，人力资源和社会保障部官网。
- [2] 张云野.刘婉华，2014，职业年金制度研究.，第一版，清华大学出版社，116~117页
- [3] 中国社科院社会保障实验室，2017年01月，专家建议加快发展企业年金 尽快建立起多层次养老保障体系，
<http://www.cisscass.org/admin/IMG/快讯（总第207期）.pdf>
- [4] 郑秉文，2017年01月，企业年金改革面临抉择：扩大参与率的历史时刻，<http://www.cisscass.org/admin/IMG/工作论文（No.036-20170220）.pdf>
- [5] White House. ,2006,The Pension Protection Act of 2006,
<https://www.gpo.gov/fdsys/pkg/PLAW-109publ280/pdf/PLAW-109publ280.pdf>

0.pdf

[6] 王雯,李珍, 2013,2012 年英国强制性“第二支柱”养老金改革及其对中国的启示,《社会保障研究》,2013(4):86-91

[7] 香港强制性公积金计划管理局, 2016, 预设投资策略
<http://www.mpfa.org.hk/sch/main/DIS/index.jsp>



3

人口健康与保险

人口老龄化、消费支出与医疗保险可持续性

李乐乐¹

摘要:

本文从理论和实证两个角度,以老年人口消费支出为切入点,构建了一个简单的两期 OLG 模型,选取 2000 年-2014 年的时间序列数据,利用门槛回归模型估计方法进行实证分析,深入探索人口老龄化对医疗保险可持续性的影响。实证结果表明,人口老龄化对医疗保险可持续性影响存在“U”型的特点。如果老年人口消费支出高于某个临界值,老龄化对于医疗保险的可持续性具有正向影响;如果老年人口消费支出低于某个临界值,老龄化对于医疗保险的可持续性具有不利影响。临界值(门槛值)估计为老年人口消费支出占 GDP 的 19%左右(OLS 估计为 18.9657%,GMM 估计为 19.1645%)。基于以上研究发现,本文提出加快建立覆盖全国的社会养老保障体系、应该合理的调整我国的生育政策和退休政策、实施银色经济发展战略,大力发展老龄金融和老年房地产业,提高老年人口的收入水平和消费能力,提高我国医疗保险的可持续性。

关键词: 人口老龄化, 消费支出, 医疗保险可持续性, 门槛回归模型

一、引言

改革开放以来,随着经济的发展、科技的进步、生活及医疗水平的提高,人均预期寿命也随之提高。加之,我国几十年来的计划生育政策,人口出生率快速下降,使我国的人口结构有了很大的改变,人口老龄化的速度和规模在不断加剧。新中国成立初期,中国人口的平均预期寿命男性为

¹ 李乐乐, 清华大学公共管理学院博士生。

40岁，女性为42.3岁，而如今人口的平均寿命为72岁，较之提高了30岁。“老龄化社会”国际上通常定义为60岁以上人口数量占总人口数量的10%或者65岁以上人口数量占总人口数量的7%。根据2010年第六次全国人口普查数据计算，65岁以上人口数量占总人口数量的13.7%，说明我国已经进入严重老龄化时期。根据测算，我国是世界上人口规模最大且速度最快的老龄化最严重的发展中国家。因此，老龄人口的不断增加引发了我国经济社会发展的深层次调整和变革。

2016年全国两会期间，李克强总理多次强调科学应对人口老龄化问题，要求结合“十三五”编制规划，抓紧研究实施相关政策措施。5月24日，习近平总书记主持召开中央政治局常委会，专题学习人口老龄化的有关问题，提出要科学应对人口老龄化，要求国家各有关部门要尽快研究，积极做好迎接人口老龄化的准备。足见，党和国家对于人口老龄化问题的重视程度。当前，老龄人口增加影响最集中的体现在消费支出、养老与医疗保障和劳动力供给三个方面。人口老龄化意味着更多的劳动人口退出劳动力市场，就失去了劳动报酬（即工资），政府的养老金取而代之，养老金成为老年人消费的主要经济来源。但是由于老年人增多，加之老年人身体是疾病的多发群体，对于医疗资源的需求量增加，在我国有很大部分的老年人将养老金用于住院费用和购买药品，才能保障自己的正常生活。这样老年人对于医疗资源的需求较多，人口老龄化改变了医疗保险的收支比例，政府财政医疗保险支付压力不断加大。同时，人口老龄化带来了居民消费水平和消费结构的改变，老年人口主要表现在对医疗护理、多样化养老、健康保健等高档消费层面上需求较多。综合来看，人口老龄化增加了医疗保险支付的压力，但是对于老年人的消费结构和消费水平的提高对于经济发展的影响是尚未确定的。众所周知，我国是人口大国，为了使有限的医疗资源能够有效配置，合理利用医疗保险来保障人民群众的健康生活，实现医疗保险的可持续性发展。那么在老年人消费结构和消费水平变化的前提下，老龄化对于医疗保险的可持续性有怎么样的影响，这个问题是值得我们进行深度研究的。

二、文献综述

从宏观上来讲，医疗保险可持续性是指医疗保险政策在长期内是可以

维持的，不需要根据经济发展和政策的变化进行调整。从微观上来讲，医疗保险可持续性除了政策上的长期稳定性以外，还必须要实现医疗保险基金的收支平衡，即医疗保险基金累积结余能够长期支付医疗费用，不因人口老龄化、人口结构变化等因素发生赤字，合理的引导医疗卫生资源有效配置，保障人民群众的身体健。由于国内外国家性质和体制的差异，各国的社会保障制度也有较大的差异。对于医疗保险制度也是五花八门，因此各国对于医疗保险可持续性的研究也是差异较大。

国外学者一般侧重人口老龄化对于医疗费用的影响。Cutler、Masson 和 Tryon（1990）对于老龄化带来的影响都进行了分析，基于对美国人口数据的预测分析，生育率的不断下降是导致美国从 1960 到 2030 年老年人抚养比一直呈现上升趋势。虽然人口结构的长期预测是存在误差的，但是短时间内人口结构的变化基本是稳定的，人口抚养比的上升必定会增加社会抚养负担。Cutler 将各个年龄段的消费水平加总定义为总消费水平（CON1），利用支持比例（support ratio）来预估人口对结构对于消费的影响，同时将定义有效消费水平（CON2）划分为三类，私人有效消费、公共教育消费及医疗支出，分别进行加权计算。Miles 的模拟计算英国及欧洲人口结构的变化及特征，分析老龄化对于储蓄率和资本劳动力比例的效应。人口老龄化对于宏观经济具有重要的影响，人口老龄化加剧会导致储蓄率下降，实际利率也会随之降低，进而影响资本劳动力比例增加。Jochmair 和 Leon-Gonzalez（2004）研究了医疗服务需求问题，利用半参数贝叶斯方法分析出了年龄、教育及医疗保险等与医疗服务的需要具有很强的相关关系。Ellis(2013)对于医疗费用的影响因素进行了实证分析，选取的对象是澳大利亚 45 岁以上的人群，研究表明高龄人群的医疗费用明显高于低龄人群，其中男性高龄人群的医疗费用明显高于低龄人群。Newhouse（1976）是最早开始关注医疗费用增长问题的，主要选取了 OECD 国家的数据进行分析，研究发现人口老龄化对于医疗费用增长率的影响比例仅为 3.5%，人口老龄化对于医疗费用上涨的影响是有限的，医疗技术的进步是导致医疗费用增长的主要因素。

国内也有部分学者对于人口老龄化与医疗保险可持续性进行了研究。虞斌（2015）利用精算分析的方法对于浙江省城镇职工基本医疗保险基金收支平衡和支撑能力进行研究，通过政策模拟，提出延长退休年龄、加快扩大覆盖范围、提高实际缴费率、实行终身缴费制度等措施来保障城镇

职工基本医疗保险的可持续性。崔佳、刘理（2013）对于城镇职工医疗保险基金收支变化趋势进行了量化分析，将年龄组细分后，基于人口机构的变化构建医疗保险基金收入和支出的变化趋势模型，得到了医疗保险基金收支趋势预测结果。仇雨临（2005）主要对人口老龄化的发展趋势和医疗保险基金使用的影响进行分析，进而提出了扩大医疗保险基金筹资渠道和覆盖范围。李军（2008）利用计量模型对于老年人口医疗费用的支出情况和医疗保险基金收支趋势进行了分析，提出要提高实际缴费率和推迟退休年龄，确保医疗保险的可持续性运行。以上研究都注意到了人口老龄化对于医疗保险可持续性的影响，但是并没有考虑到老年人消费支出对于医疗保险可持续性的影响，同时，多数研究都是从医疗保险基金收支趋势变化的角度进行研究，并没有构建出医疗保险可持续性的指标，缺少对于这种变化趋势的内在机理和制度成因的分析，这是当前研究的主要局限性。

本文突破之前研究的不足，具有以下三点创新：第一，以老年人消费支出为切入点，探索分析老龄化对医疗保险可持续性的影响，通过理论分析表明，老年人消费支出达到一定规模时，老龄化与医疗保险可持续性之间是一种分段线性关系，老年人的消费结构和消费水平的变化会对医疗保险的可持续性产生正向影响；第二，本文采用门槛协整检验和门槛估计方法，验证了老龄化率、医疗保险可持续性指标等非平稳变量存在“U”型关系的特点；第三，本文对于人口老龄化与医疗保险可持续性呈现出的“U”型关系特点的内在机理和制度成因进行了分析，发现医疗保险在社会养老保障领域存在严重缺位，即医养结合跟不上老年人口增长的需求，这是造成老年人消费结构和消费水平变化情况下我国老龄化速度加快对医疗保险可持续性反而具有正向促进作用的重要因素之一。

三、理论分析

国外的人口老龄化发展比较早，学者对于老龄化的研究较多，Andersen（2012）利用预期寿命和出生率两个指标对于财政可持续性进行研究，研究发现预期寿命引起了人口老龄化，延迟退休年龄对于可持续性发展更有效。国外对于财政可持续性的研究理论和模型都比较成熟，本文参考国外对于财政可持续性的研究理论和模型，试图构建符合中国国情的医疗保险可持续性研究模型，分析人口老龄化、消费支出与医疗保险可持续性的

影响。

为了更好的分析人口老龄化对医疗保险可持续性的影响，本文通过构建一个简单的跨期迭代模型。首先，定义第 t 期出生的人为第 t 代。然后，假定每代人只存活两期：在第一期从事社会工作，在第二期就进入退休，第一期处于工作期间，其消费主要来源于自己的劳动报酬，即工资；退休后则进入第二期，消费的主要来源于养老金。参照 Andersen (2012) 的做法，假定每代人存活的第一期具有给定的长度并标准化为 1，而第二期的长度定义为 $L \in [0,1]$ （即老年人的寿命）。所以，在第 t 期共有两代人存活，定义 N_t 为第 t 期的年轻人，即存活于第 t 期且出生于第 t 期的人口数；定义 N_{t-1} 为第 t 期的老年人，即存活于第 t 期且出生于第 $t-1$ 期的人口数。最后假设人口增长率是外生给定的，所以有 $(1+n) N_{t-1} = N_t$ 。

（一）医疗保险

假定医疗保险只能通过政府的财政拨款来解决当期医疗保险基金收不抵支的问题，医疗保险能否满足跨期预算约束就取决于其医疗保险基金的累积结余能否弥当期医疗保险收不抵支的问题。所以，医疗保险的跨期预算约束的会计恒等式为：

$$B_t + T_t = (1 + r_t) B_{t-1} + G_t \quad (1)$$

其中， B_t 为第 t 期医疗保险基金的累积余额， T_t 为医疗保险的收入， G_t 为第 t 期医疗保险的支出， r_t 为第 t 期的利率。

将 (1) 式两边同除以名义 GDP（名义国内生产总值） $P_t Y_t$ ，得到：

$$b_t + t_t = \frac{(1+r_t)}{(1+\delta_t)(1+\pi_t)} b_{t-1} + g_t \quad (2)$$

其中， $b_t = B_t / P_t Y_t$ ， $t_t = T_t / P_t Y_t$ ， $g_t = G_t / P_t Y_t$ ， π_t 为第 t 期的通货膨胀率， δ_t 为第 t 期的实际 GDP 增长率。假定模型中 π_t 、 δ_t 和 r_t 都是外生固定的。

由于 $(1+\delta_t)(1+\pi_t) \approx (1+\delta_t + \pi_t)$ ，因此 $b_t = (1+\theta)^{-1} [b_{t-1} - (g_t - t_t)]$ ，其中 $\theta = (r_t - \delta_t - \pi_t) / (1 + \delta_t + \pi_t)$ 。假定 θ 是考虑了价格、利率和实际经济增长之后的一个综合折现率。

通过向前递归迭代算出 b_{t+1} 、 b_{t+2} 、……的期望值并逐项相加，得到医疗保险基金的跨期预算约束为：

$$b_t = [\sum_{i=0}^{\infty} (1 + \theta)^{-i} (t_{t+i} - g_{t+i})] + \lim_{i \rightarrow \infty} [\sum_{i=0}^{\infty} (1 + i)^{-i} b_{t+i}] \quad (3)$$

假定医疗保险基金的预算约束满足非庞茨博弈条件，则（3）式右边第二项等于 0，其涵义是：只要未来医疗保险基金收支的差额可以弥补当期医疗保险基金收不抵支的问题，那么医疗保险就是可持续的。所以医疗保险可持续性的条件是：

$$b_t \leq [\sum_{i=0}^{\infty} (1 + \theta)^{-i} (t_{t+i} - g_{t+i})] \quad (4)$$

（4）式的涵义是：当医疗保险预期可获得财政盈余大于当期的赤字，从长期来看，医疗保险满足跨期预算约束条件。

假定医疗保险基金的收入可以分为如下几类：

$$T_t = W_t N_t [r^r (1 - r^h) + r^h] + r^0 Q_{t-1} N_{t-1} L_t + K_t \quad (5)$$

其中， r^h 是年轻人劳动报酬（即工资）的所得税税率， W_t 是名义工资率；假定年轻人的劳动时间标准化为 1，并且全部可支配收入都进行消费（包括医疗支出消费），那么 r^r 是年轻人的消费税税率； Q_t 是养老金数额， L_t 是第 t 期老年人的寿命， $Q_{t-1} N_{t-1} L_t$ 是第 t 期老年人在存活阶段获得的养老金总额。假定老年人将养老金全部用于消费（包括医疗支出消费），那么 r^0 是老年人的消费税税率。 k_t 是医疗保险获得的其他收入，例如医疗保险基金的利息收入等。

将（5）式两边同除以名义国内生产总值 $P_t Y_t$ ，得到：

$$t_t = w_t [r^r (1 - r^h) + r^h] + r^0 q_t \frac{L_t}{1+n} + k_t \quad (6)$$

其中， $t_t = T_t / P_t Y_t$ ， $w_t = W_t N_t / P_t Y_t$ ， $q_t = N_t Q_t / P_t Y_t$ ， $k_t = K_t / P_t Y_t$

（二）医疗保险可持续性指标的构建

定义医疗保险可持续性为：在当期社会经济发展和社会政策相对稳定的前提下，跨期预算约束不进行调整，但是还能够维持医疗保险的收支平衡的状态。为了研究医疗保险的可持续性，引入一个新的指标 s_t ，满足下面等式：

$$b_t + s_t = [\sum_{i=0}^{\infty} (1 + \theta)^{-i} (t_{t+i} - g_{t+i})] \quad (7)$$

当 $s_t \geq 0$ 时，（4）成立，就说明当期的医疗保险政策在长期内是可持续的；

当 $s_t < 0$ 时，（4）不成立，就说明当期的医疗保险政策在长期内是不

可持续的，必须进行预算约束的调整。因此将 s_t 表示为：

$$s_t = [\sum_{i=0}^{\infty} (1+\theta)^{-i} (t_{t+i} - g_{t+i})] - b_t \quad (8)$$

在两期 OLG 模型中，假定医疗保险的累积余额足够支付医疗费用，但是医疗保险的累积余额由于人口结构的变化、社会政策的调整等原因出现减少，当期医疗保险收入逐步会出现赤字，需要国家的财政补贴，来为年轻人和老年人提供医疗保障。那么定义第 t 期政府的债务为：

$$B_t = N_t B_{1t} + N_{t-1} B_{2t} \quad (9)$$

其中， $B_{1t} = E_t - W_t[r^r(1-r^h) + r^h]$ ， E_t 是医疗保险向就业者提供的医疗保险支出，所以 B_{1t} 是年轻人的医疗保险支出； $B_{2t} = (1-r^0) Q_t L_t$ 是老年人的医疗保险支出，其中 Q_t 是老年人的养老金。对（9）式两边同除以 $P_t Y_t$ ，得到：

$$b_t = e_t - w_t[r^r(1-r^h) + r^h] + (1-r^0) q_t \frac{L_t}{1+n} \quad (10)$$

其中， $b_t = B_t/P_t Y_t$ ， $e_t = N_t E_t/P_t Y_t$ ， $w_t = W_t N_t/P_t Y_t$ ， $q_t = N_t Q_t/P_t Y_t$ ，将（10）代入（8）式，整理后得到：

$$s_t = \{\sum_{i=0}^{\infty} (1+\theta)^{-i} (w_{t+i}[r^r(1-r^h) + r^h] + r^0 q_{t+i} \frac{L_t}{1+n} + k_{t+i} - g_{t+i})\} - e_t + r^r w_t(1-r^h) + r^h w_t - (1-r^0) q_t \frac{L_t}{1+n}$$

（11）

1.3 人口老龄化、消费支出与医疗保险可持续性的关系

在两期 OLG 模型中考虑老年人的预期寿命，所以将人口老龄化的衡量指标定义为：

$$\mu = \frac{N_{t-1} L_t}{N_t + N_{t-1} L_t} = \frac{L_t}{1+n+L_t} \quad (12)$$

从（12）式可以发现： $\frac{\partial \mu}{\partial n} < 0$ ， $\frac{\partial \mu}{\partial L_t} > 0$ 。说明老龄人口比重的提高人口

出生率下降和寿命延长造成的。说明了人口政策对人口老龄化的影响较大。将（12）式代入（11）式得到：

$$s_t = \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (1+\theta)^{-i} (w_{t+i} [r^r(1-r^h) + r^h] + r^0 q_{t+i} \frac{\mu}{1-\mu} + k_{t+i} - g_{t+i}) - e_t + r^r w_t (1-r^h) + r^h w_t - (1-r^0) q_t \frac{\mu}{1-\mu} \right\} \quad (13)$$

对于（13）式求 μ 的偏导数，得到人口老龄化比重对医疗保险可持续性的影响效应：

$$\frac{\partial s_t}{\partial \mu} = \left[\sum_{i=0}^{\infty} \frac{r^0 q_{t+i}}{(1-\mu)^2 (1+\theta)^i} \right] - \frac{(1-r^0) q_t}{(1-\mu)^2} \quad (14)$$

$q_t = N_t Q_t / P_t Y_t$ ，是老年人养老金占国内生产总值的比例，假设在长期内这一比例是稳定的，所以假设 $q_{t+i} = q_t = q$ ，（14）式可以化简为：

$$\frac{\partial s_t}{\partial \mu} = \frac{(1+\theta)r^0 q - (1-r^0)q_t}{(1-\mu)^2 \theta} \quad (15)$$

从（15）可以得到，当 $r^0 < \frac{\theta}{1+2\theta}$ 时， $\frac{\partial s_t}{\partial \mu} < 0$ ；当 $r^0 > \frac{\theta}{1+2\theta}$ ， $\frac{\partial s_t}{\partial \mu} > 0$ 。

前文所述（4）式和（8）式说明 s_t 越小，则医疗保险的可持续性越低。因此，我们可以推导出以下命题：

如果老年人口的消费支出小于 $\frac{\theta}{1+2\theta}$ 时，老龄人口比重的增加会对医疗保险可持续性产生不利影响；如果老年人口的消费支出大于 $\frac{\theta}{1+2\theta}$ 时，老龄人口比重的增加有利于医疗保险可持续性。

通过以上（15）式我们还可以进一步考察年轻人消费支出对医疗保险可持续性的影响。假定在经济增长的发展趋势下，年轻人和老年人的消费支出也都是在不断增长的，并且长期处于一个比较稳定的增长空间，那么

如果老年人相对于年轻人的比重越高，老年人的消费支出较高的情况下，提高老年人的养老金，保持经济增长对于医疗保险可持续性具有正向促进作用。如果年轻人的消费支出较高，降低年轻人的消费税税率对于医疗保险可持续性具有正向促进作用。

下文将利用门槛回归估计和门槛协整检验等计量模型对于上述命题进行与检验，同时分析人口老龄化、消费支出与医疗保险可持续性之间的关系，为科学合理应对人口老龄化，提高医疗保险发展的可持续性提供经验依据。

四、数据和变量

（一）数据

本文数据选取 2000 年-2014 年的时间序列数据，数据全部来自《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》及《中国金融统计年鉴》。对于老年人口比重，参照联合国的最新标准，选择 65 岁以上人口占总人口的比重作为变量。但是为了与理论模型保持一致，对于老年人的平均预期寿命，在国家统计局网站上，在 2000 年-2014 年期间仅有两次人口普查的平均预期寿命数据（2000 年 71.4 岁；2010 年 74.83 岁）。这里考虑到年度之间的平均预期寿命变化很小，假定 2000 年-2009 年全部是 71.4 岁，2011 年-2013 年全部是 74.83 岁。然后将所有年份的预期寿命除以 74.83 岁 将 2010 年-2014 年老年人的平均预期寿命标准化为 1，即 $L_t = 1$ ，其他年份老年人的平均预期寿命小于 1，即 $L_t < 1$ 。后文的实证都可以根据理论模型（12）进行计算，老年人口比重均为人均预期寿命调整后的。

（二）变量

（1）被解释变量。根据国外的经验，对于可持续性指标的设计采用人均工资水平和医疗保险基金累积结余数据测量。根据理论分析中的（8）式，假定从第 t 期后医疗保险基金的增长率低于医疗保险基金的支出增长率。如果样本中有 T 个观测值，那么第 t 年的医疗保险基金的累计结余就是从第 t 期开始到第 T 期的累积加总后的折现数值，然后除以相应年份的 GDP 现值的加总额。医疗保险可持续性就是医疗保险基金累积结余减去当年的医疗保险基金支出。计算公式如下：

$$s_t = \frac{CA_t}{CGDP_t} - b_t = \left[\frac{\sum_{i=0}^{T-t} I_{t+i} - E_{t+i}}{(1+r)^i} / \sum_{i=0}^{T-t} \frac{GDP_{t+i}}{(1+r)^i} \right] - b_t \quad (16)$$

其中，I 是医疗保险基金收入，E 是医疗保险基金支出， CA_t 是从第 t 年开始的医疗保险基金累积，GDP 为国内生产总值，CGDP 是第 t 年开始的国内生产总值累积。r 是折现率，折现率 2000 年-2006 年为 12%，2007 年-2014 年为 8%。

(2) 解释变量。由于医疗保险可持续性就是医疗保险基金累积结余减去当年的医疗保险基金支出。所以解释变量就是影响医疗保险基金累积结余与医疗保险基金支出的影响因素。所以本文选取人口老龄化率、人均预期寿命、人均 GDP、养老金、通货膨胀率（消费价格指数）、城市化率、利率、失业率等作为解释变量。这些变量都是影响医疗保险可持续性的因素，因此我们在模型中对这些变量进行控制。

(3) 门槛变量。根据前文的理论分析，我们用 60 岁以上老年人的平均消费支出作为门槛变量。数据来源于全国老龄办、民政部、财政部历次《中国城乡老年人生活状况抽样调查报告》，调查主要围绕老年人生活状况和养老服务需求，采取入户访谈和调查问卷收集数据，调查问卷分为个人问卷和社会问卷，调查对象为全国 60 岁以上的老人，调查范围涉及 466 个县（区），1864 个乡镇（街道），7456 个村（居）委会，调查规模为 22.368 万，主要以满足全国代表性需要而抽取样本，具有一定的代表性。

五、实证结果与分析

（一）实证方法

本文对于人口老龄化、消费支出与医疗保险可持续性的研究采用门槛回归模型进行研究，主要是因为前文理论分析表明，老年人口消费支出达到一定规模时，老龄化与医疗保险可持续性存在一种分段线性关系，因此本文采用线性回归模型进对于这种分段线性关系进行检验。所以构建门槛回归模型如下：

$$s_t = (C_1 + \beta_1 * age65_t + \beta_1 * X_t) * I(r_t^0 \leq \gamma) + (C_2 + \theta_1 * age65_t + \theta_1 * X_t) * I(r_t^0 > \gamma) + e_t \quad (17)$$

其中， s_t 是医疗保险可持续性指标； C_1 、 C_2 为常数项； $age65$ 是65岁以上老人占总人口的比重； γ 是门槛值； r^0 是门槛变量，即老年人的消费支出； X_t 是模型中的其余控制变量； e_t 是随机误差项。 β_1 、 θ_1 、 β_i 、 θ_i ($i=1,2,3\cdots, n$) 为估计参数。 $I(\cdot)$ 为指示变量，当 $I(\cdot)$ 中的条件成立时， I 的取值就是 1，当 $I(\cdot)$ 中的条件不成立时，就是 0。如果在模型中老年人口比重（65 岁以上老年人口占比） $\beta_1 < 0$ 和 $\theta_1 > 0$ 能够同时成立，那么前文的理论分析的命题得证。

但是再利用门槛回归中一定要注意是否存在“伪回归”的可能，门槛回归模型中的解释变量、被解释变量及门槛变量都必须是平稳的，但是实际的宏观经济变量通常都是不平稳的。参考 Gonzalo 和 Pitarakis 的门槛协整检验方法，此方法是针对如果被解释变量和解释变量是非平稳的单位根，而门槛变量是平稳变量，就可以采用门槛协整检验，判断变量间是否存在门槛协整关系。如果存在门槛协整关系，那么就可以直接对 (16) 式进行门槛估计，得到就是变量之间的长期均衡关系。

原假设为线性协整关系，备择假设为门槛效应的非线性协整关系。对每个门槛值 γ 定义拉格朗日乘数检验统计量，得到：

$$LM_T(\gamma) = (1/\sigma_0^2)\mu'MX_\gamma(X_\gamma'MX_\gamma)^{-1}X_\gamma'M\mu \quad (18)$$

其中， X 堆栈线性模型中解释变量 x_i 的所有值， X_γ 堆栈非线性模型中满足 $q_i > \gamma$ (q_i 为门槛变量) 条件的解释变量 x_i 的值； μ 是线性模型的残差项， σ_0^2 是线性模型残差的方差估计量。基于如下检验统计量对是否存在门槛协整关系进行统计推断：

$$\sup LM = \sup_{\gamma \in I} LM_T(\gamma) \quad (19)$$

(18) 式是 LM 检验的上确界统计量，该统计量服从非标准的统计分布，后文将采用 bootstrap 方法，获得 SupLM 统计量的实证分布并确定拒绝域的临界值，来判断备择假设是否成立。

(二) 实证结果分析

(1) 门槛协整检验。门槛协整检验要求门槛变量必须是平稳单位根，解释变量与被解释变量要求必须是非平稳单位根，因此首先要对变量进行单位根检验。根据单位根检验模型中是否包括常数项和时间趋势项，并且选择合适的滞后阶数。经过检验后结果表明，解释变量和被解释变量都是

非平稳单位根。门槛变量水平值的 ADF 统计量在 5%的水平上是显著的，所以门槛变量是平稳变量。因此，可以判断本文选择的变量的时间序列特征都符合门槛协整检验的要求。

(2) 门槛估计结果。

表 1 门槛回归模型估计结果 (OLS 估计)

解释变量	门槛回归模型 (1)		门槛回归模型 (2)	
	老年人 消费支出较 低	老年人 消费支出较 高	老年人 消费支出较 低	老年人 消费支出较 高
r^0	$r^0 \leq 18.96$	$r^0 > 18.96$	$r^0 \leq 18.96$	$r^0 > 18.9657$
C	20.3291 (23.8959)	-4.7756 (3.0739)	20.97701 (13.2511)	-3.0832 (1.2899)
老龄化率	3.7277 (5.2973)	0.0692** (0.04443)	-5.7918* * (1.3267)	0.3153* ** (0.07904)
失业率	-0.8399 (0.7357)	0.3292* (0.1399)	-0.4677 (0.7356)	0.3153* (0.0791)
人均 GDP	-0.5665* ** (0.0805)	0.3444* (0.1318)	-0.5652 (0.9691)	0.0653* (0.0989)
利率	0.07701* * (0.1231)	-0.0325* ** (0.0055)	0.1356* (0.0464)	-0.0211 ** (0.00547)
通货膨胀率	0.1082** (0.5712)	-0.0358 (0.1135)	-0.39923 (0.4474)	0.04597 (0.08255)
城市化率	-6.6021* * (11.622)	2.6175* (0.9961)	-11.1042 * (4.3313)	1.4927* (0.54878)
养老金	-0.2604 (0.9532)	0.1923** (0.04445)	-1.2054* * (1.1575)	0.1483* ** (0.01741)
老年人消费支出	0.08899 (0.4266)	0.1149 (0.0621)	-0.2321 (0.7533)	0.12414 ** (0.0406)
R ² / 联合 R ²	0.9999		0.9996	
SSE	0.01743		0.03263	
门槛值	18.9316		18.9657	
观测值	13	15	14	14
LM 检验统计量	96.3767 (bootstrap P 值 =0)		63.1479 (bootstrap P 值 =0)	

注：*、**、***分别代表系数在 10%、5%、1%的水平上显著，表中（）内数据为标准差。LM 检验统计量用于判断是否存在门槛效应，最优门槛

值基于 LR 统计量计算得到。

表 1 是门槛回归模型的估计结果，其中医疗保险可持续性指标 s_t 作为被解释变量；解释变量则包括人口老龄化率、失业率、通货膨胀率、人均 GDP、利率、城市化率等变量。表 1 中门槛回归模型（1）由于模型中引入的门槛变量是平稳变量，不满足门槛协整检验的条件，因此模型的估计结果仅供参考。门槛回归模型（2）的解释变量均为单位根，门槛变量是平稳变量，满足门槛协整检验的条件。基于模型 LM 检验统计量（63.1479（bootstrap P 值=0），说明具有一个最优门槛值，即老年人消费支出占 GDP 的 18.9657%，表明门槛效应至少在 1%的水平上显著。根据前文的理论推导，门槛回归模型的估计结果基本上能够证明结果是一致的。老龄化率（65 岁以上老年人口占比）对于医疗保险的可持续性呈现“U”型的特点，也就是说如果老年人口消费支出较低时，老龄化对医疗保险可持续性具有不利影响（在 5%的水平上显著）；如果老年人口消费较高时，老龄化对医疗保险可持续性具有有利影响（在 1%的水平上显著）。由于老年人口消费支出受到经济发展和政策的影响比较显著，医疗保险可持续性与失业率、通货膨胀率、利率等经济发展指标具有显著的因果关系，变量之间存在很强的内生性问题。所以对于模型中的内生性问题，采用 GMM 方法对模型进行重新估计。

表 2 门槛回归模型估计结果（GMM 估计）

解释变量	线性回归模型	门槛回归模型	
		老年人消费支出较低	老年人消费支出较高
r^0	——	$r^0 \leq 19.1645$	$r^0 > 19.1645$
C	-61.1962*** (21.6832)	-58.0025*** (62.5126)	-42.3686*** (13.9524)
老龄化率	0.70745 (0.4446)	-11.9106*** (13.6779)	2.3811*** (2.0516)
失业率	2.0781*** (0.8369)	-2.1091*** (2.0771)	-1.8430*** (0.8617)
人均 GDP	-0.3087** (2.1237)	-0.9062*** (1.2092)	-1.1567 (1.7552)
利率	-0.1393 (0.2013)	0.2268** (0.2622)	0.02114*** (0.1087)

通货膨胀率	0.61559 (1.1816)	-0.5058** (1.1354)	0.3803** (1.2759)
城市化率	19.9015* (13.2226)	-22.9977* (27.7359)	8.4695** (4.8326)
养老金	0.5631 (1.2713)	-0.8435*** (1.2996)	-0.4651*** (0.6522)
老年人消费支出	0.80083* (0.7726)	-4.7881*** (5.1897)	0.8573** (0.9821)
R2	0.9999	——	
门槛值	——	19.1645	
样本数	15	14	15

注：*、**、***分别代表系数在 10%、5%、1%的水平上显著，表中（）内数据为标准差。

利用 GMM 方法选择的工具变量为滞后一期的解释变量，对门槛回归模型中的（17）式进行重新估计，估计结果见表 2 所示。通过表 2 的估计结果可以发现，最优门槛值从 18.9657%变为了 19.1645%，在对内生性进行处理之后，老龄化率对医疗保险可持续性仍然存在“U”型的特点。也就是说如果老年人口消费支出较低，老龄化率对于医疗保险的可持续性具有不利影响（在 1%的水平上显著）；如果老年人口消费支出较高，老龄化率对于医疗保险的可持续性具有有利影响（在 1%的水平上显著）。

对于其余解释变量，当老年人口消费支出较低时，仅有利率对于医疗保险的可持续性具有正向影响（在 5%的水平上显著），这与通常的估计结果相反。同时，当老年人口消费支出较高时，除了利率外，老龄化率（均在 1%的水平上显著）、城市化率（均在 5%的水平上显著）、通货膨胀率（均在 5%的水平上显著）对于医疗保险的可持续性具有正向的影响。一直以来，我国老年人口的消费支出并不高，2014 年，国家老龄委发布的《中国老龄产业发展报告（2014）》显示 2013 年我国老年人口数量已经达到 2.02 亿，人口老龄化水平达到 14.9%。《报告》还预测中国的老年人口消费潜力将从 4 亿元增长到 106 万亿元，占 GDP 的比例从 8%增长到 33%左右，老龄金融业和老龄房地产业将是增长的两大亮点，所以老年人口的消费潜力还有待挖掘。

根据以上的实证结果，我们可以发现：第一，中国的人口老龄化具有“未富先老”特点。在未来人口老龄化仍具有加速发展的趋势，老年人口对于养老和医疗的需求会逐步加大，相对应的就是老年人口的消费支出会

不断增加，政府和社会需要尽早做出合理的规划，为老年人口提供有效的资源和消费需求。

第二，当老年人口消费支出较高时，老龄化率对于医疗保险的可持续性是具有正向影响的。关键在于我国近些年来不断完善社会保障体系，在养老金制度改革、完善医疗保障制度等方面做出了卓有成效的贡献。一方面，我国的经济水平不断提高，大量的外企及非公有制企业发展迅速，个体工商户和灵活就业人群增多，增加了就业机会，使越来越多的人享受到了养老保障；另一方面，社会政策的不断优化，对于老年人口的社会福利不断增加，使更多的老年人可以追求更高品质的生活享受，老年人口释放出了较多的消费潜力。这应该就是解释在人口老龄化的背景下，人口老龄化率的提高对于医疗保险的可持续性具有正向影响的原因之一。

六、结论与建议

本文从理论和实证两个角度，以老年人口消费支出为切入点，选取2000年-2014年的时间序列数据，利用门槛回归模型估计方法进行实证分析，深入探索人口老龄化对医疗保险可持续性的影响。实证结果表明，人口老龄化对医疗保险可持续性影响存在“U”型的特点。如果老年人口消费支出高于某个临界值，老龄化对于医疗保险的可持续性具有正向影响；如果老年人口消费支出低于某个临界值，老龄化对于医疗保险的可持续性具有不利影响。临界值（门槛值）估计为老年人口消费支出占DGP的19%左右（OLS估计为18.9657%，GMM估计为19.1645%）。基于以上结论，我们提出以下政策建议：

第一，要加快建立覆盖全国的社会养老保障体系，覆盖全国各个地区的老龄人口，尤其是对于西部和中部等经济欠发达、老龄化严重的地区的帮扶，使我国的老龄人口老有所养，提高老年人口的消费能力和水平。

第二，应该合理的调整我国的生育政策和退休政策。在十八届五中全中已经明确提出：全面放开二孩政策。人口结构的调整是一项很复杂的问题，中国现实的国情决定了要通过改变生育政策调整人口结构来解决人口老龄化的问题，同时，实行弹性退休制，适当的延长老年人退休年龄，提高老年人的收入水平，扩大老年人口的消费能力。

第三，实施银色经济发展战略。一方面，改善劳动人口的人力资本，

提高老年人口的劳动生产力。对于老年人改变知识结构,提高身体素质,增强生活品质。另一方面,改善老龄人口的资产结构,提高其购买力,拉动老龄人口消费,发展老龄金融,实现老年人口权益资产、劳动经营资产及资本利得的合理规划与运营。

第四,大力发展老龄化产业,促进老龄人口消费。鼓励社会资本进入养老市场,建立专业的养老机构,为老年人提供基本的生活和医疗照顾需要。政府还可以加大财政投入,促进专业化的养老机构发展,缓解老年人口生活及医疗照顾需求不足的问题。同时,发展老龄产业还可以提供就业机会,缓解当前就业难的问题,提高老年人口收入水平和消费能力。

参考文献

- [1] Cutler D M,Poterba J M,Sheiner L M,et al. An Aging Society: Opportunity or Challenge?[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1990(1):1-73.
- [2] Dow W H,Norton E C. Choosing between and Interpreting the Heckit and Two-Part Models for Corner Solutions[J]. Health Slices and Outcomes Research Methodology, 2003, 4(1): 5-18.
- [3] Hanaoka C,Norton E C. Informal and Formal Care for Elderly Persons: How Adult Children's Characteristics Affect the Use of Formal Care in Japan[J]. Social Science & Medicine, 2008, 67(6): 1002-1008.
- [4] Jochmann M,Leon-Gonzalez R. Estimating the Demand for Health Care with Panel Data: A Semiparametric Bayesian Approach[J]. Health Economics, 2004, 13(10): 1003-1014.
- [5] Newhouse, J. P. Medical care expenditure; A cross-national survey, Human Resources [J], 1997. 12(1).
- [6] 虞斌, 人口老龄化背景下浙江省城镇职工基本医疗保险基金可持续研究[J], 财政研究, 2015 (6): 30-36.
- [7] 崔佳、刘理, 老龄化背景下城镇职工医疗保险基金收支变化趋势及对策研究——以吉林省为例, 社会保障研究[J], 2013 (6): 56-62.
- [8] 仇雨临, 人口老龄化对医疗保险制度的挑战及对策思考, 北京科技大学学报(社会科学版) [J], 2005 (1): 7-9.

- [9] 李军, 人口老龄化与我国城镇医疗保险基金收支趋势, 国家行政学院学报[J], 2008 (2): 66-69.
- [10] Andersen,T.2012,"Fiscal Sustainability and Demographics Should We Save or Work More?","Journal of Macroeconomics(34),264-280.
- [11] 龚锋, 余锦亮, 人口老龄化、税收负担与财政可持续性, 经济研究[J], 2015 (8): 16-30.
- [12] 兰烯.人口老龄化对医疗费用的影响及机制的实证研究[D].西南财经大学博士毕业论文.2014 (4) .
- [13] 杨燕绥, 中国老龄社会与养老保障发展报告 (2014) [D],清华大学出版社, 2015 (10): 8-9.

“城居保”能减轻健康冲击的影响吗？

郑 瑜

静¹

摘要：

本文利用 CHNS 数据 检验中国城镇居民家庭在面临健康冲击时消费支出所受到的影响以及城镇居民基本医疗保险(以下简称“城居保”)能否减轻这种影响。对总体回归的结果显示：食物消费、医疗支出受到冲击的波动较显著，城居保大部分能显著地平滑这种波动；对儿童教育支出的波动不显著，城居保的作用也不明显。按不同收入水平的家庭分组回归结果显示：不同收入水平的家庭面对冲击时支出的变化不同，城居保产生的影响也不同。

关键词：健康冲击，城镇居民基本医疗保险，家庭消费

一、引言

家庭常常会面临许多特定风险²的冲击，如失业、疾病、死亡、自然灾害等。家庭常见的一种外生冲击就是健康冲击。当家庭成员处于较严重的不健康状态时，将给家庭带来巨额的医疗花费，并使得家庭收入受到影响，继而影响家庭其他方面的支出和家庭总体的消费。所以，外生冲击中的健康冲击是十分常见又十分重要的领域。另外，医疗改革是历年来两会的热门话题，也一直是关乎民生的重点，所以与之相关的医疗保险也是近年来很多学者关注的领域。

¹ 郑瑜静，中央财经大学保险学院本科生。

² 特定风险指的是以家庭为单位可能单独面临的风险，而不是大范围的系统性风险。

我国早在 1998 年便开始建立城镇职工基本医疗保险，并于 2003 年开始进行农村合作医疗保险试点工作，到了 2007 年，中国政府又提出在 79 个城市进行城镇居民医疗保险试点工作，参保范围是的小中小学阶段的学生（包括职业高中、中专、技校学生）、少年儿童和其他非从业城镇居民，即不属于城镇职工医疗保险制度覆盖范围的人群可以自愿参加城居保。城居保的缴费以家庭缴费为主，政府给予适当补助，有条件的用人单位可以对职工家属参保缴费给予补助。¹CHNS 在 2007 年之后的调查年份只有 2009 年和 2011 年的两年，故本文选取 2006 年（未实施城居保的年份）和 2009 年、2011 年三年数据，以检验城居保政策实施前后的变化。

本文根据 CHNS 调查的数据统计出表 1，从表 1 中可以看到，参保家庭的比例从 2006 年的 0% 到 2009 年的 29.72% 再增加到 2011 年的 41.59%，在此期间，医疗保险覆盖比例也是逐年上升。但我国城镇居民基本医疗保险(以下简称“城居保”)起步较晚，目前的筹资水平有限，保障水平也有限，能否真正使参保居民受益？

表 1:城镇居民参保情况表

年份	家庭数	参加城居保	参加城居保比例 (%)	有医疗保险	有医疗保险比例 (%)
2006	1,346	0	0	899	66.79
2009	1,393	414	29.72	1,319	94.69
2011	2,248	935	41.59	2,194	97.60

注: 1、参加城居保指家庭成员至少一人拥有城镇居民基本医疗保险
2、有医疗保险指家庭成员至少一人拥有任意一种医疗保险。

健康冲击影响的不仅仅是医疗费用，还可能因为家庭主要经济来源者因病而影响了工作从而带来了家庭的收入变化。²这些变化会给家庭其他方面的消费造成什么影响？参保家庭和非参保家庭的消费受到健康冲击的影响有显著差异吗？健康冲击给不同收入水平的家庭带来的影响有什么不

¹ 内容来自国务院关于开展城镇居民基本医疗保险试点的指导意见（国发〔2007〕20号）

² LiuK(2015)通过实证分析出若健康冲击是户主及其配偶健康的恶化，则家庭总收入显著下降，但除户主及其配偶外的其他家庭成员的收入总和显著上升，若健康冲击是家庭中所有处于工作年龄段的成年人的健康恶化，则家庭总收入显著下降。

同？

为回答上述问题，本文采用实证分析的方法进行了研究，根据 CHNS 提供的数据，分析了不同程度的健康冲击对家庭食物消费、家用电器及其它商品消费和医疗费用支出的影响，通过“城居保家庭”哑变量的设置，利用一阶差分估计的方法，检验医疗保险能否减轻因为健康冲击所带来的不良影响，并进行了稳健性检验。找出上述问题的答案对我国医疗制度改革和医保制度的完善有着积极的作用。

二、文献回顾

近年来，关于外生特定冲击给家庭消费带来的影响以及分析保险或其他工具在其中起到的作用的研究较为丰富，但没有一个统一的结论。

一些研究认为外生冲击不会使得消费发生显著变化，保险的作用虽然没有体现在消费平滑上，但在改善家庭投资配置上确实发挥了作用。比如 Chetty&Looney(2005)通过对以往文献的总结和通过效用函数模型验证，认为在失业冲击下即使没有社会保险，总消费也没有显著减少。但他们发现风险厌恶程度高的家庭通过减少孩子的教育投资来减轻受到的收入冲击，这时社会保障带来的福利就不在于平滑消费而是来自于改善儿童的教育水平。同样的，Chen&Jin(2010)利用中国农业普查数据，也发现了新农合提高了农村 6 岁适龄儿童的入学率。Liu(2015)利用 CHNS 中 1993 年到 2011 年的农村家庭的调查数据，实证检验发现即使没有农村合作医疗保险，农村地区的收入和消费也不会受健康冲击的显著影响。其“自保”机制来自于家庭放弃儿童教育投资使儿童参与劳动，而农村合作医疗能很好地挤出家庭的这种选择。

而有些研究结果则认为外生冲击能对消费产生显著影响。比如陈玉宇，行伟波(2006)使用广东省数据，检验了中国城镇家庭面对外生冲击时的自我保险。大部分结果拒绝了城镇消费可以完全保险的假设，他们发现城镇居民在面临外生冲击时消费受到显著的影响。Chetty&Looney(2007)利用了美国和印度尼西亚的面板数据进行研究，分别用两国结果来代表发达国家和发展中国家的表现。他们发现当人们受到失业的外生冲击时，美国和印尼的食物消费都显著下降约 10%。Wagstaff(2007)检验了越南地区的居民，发现家庭在受到健康冲击时医疗支出显著上升，即使是参保家庭，医疗费

用也是显著上升，食物消费显著减少，家庭的经费预估显著增加。Lindelov&Wagstaff(2007)通过对中国家庭的实证分析，发现负向的健康冲击显著影响了家庭收入、劳动力供给和医疗费用的支出，而且这种影响在有保险的家庭里会较小。Kadiyala等(2011)发现在埃塞俄比亚农村地区，家庭中重要的成年人死亡后，家庭很难自我平滑这种冲击，这种健康冲击显著影响了家庭消费的结构。在墨西哥地区，Wirtz等(2012)¹验证了当健康冲击发生时，医疗费用支出发生显著变化，而健康保险则显著减轻了这种变化。周钦和刘国恩(2014)以住院人群为研究对象，发现在遭遇可能住院这样的疾病冲击时，医保人群选择住院的可能性比非医保的人群高。即使这样，医保人群的自付医疗费用仍比非医保人群低。说明了医疗保险制度显著减轻了医保人群的经济负担。这与Liu&Zhao(2012)研究内容相似，但他们的结论是“城居保”显著增加了医疗服务的效用，但是没有显著减少居民医疗费用的支出，与周钦、刘国恩(2014)的结论有所不同。

有些学者通过不同的健康指标来定义健康状态，认为健康冲击能不能显著改变家庭的消费量和消费结构取决于这种冲击的不同定义。Gertler&Gruber(1997)对印尼地区进行研究，发现不同严重程度的疾病对家庭消费的影响不同，²严重的健康冲击会对家庭经济状况造成严重打击，家庭不能实现消费平滑，越是严重的疾病家庭越是不能通过一些手段来进行自我保险。Islam&Maitra(2012)运用孟加拉国农村的面板数据，检验健康冲击的影响并观察了小额贷款在平滑消费中发挥的作用。结果显示消费在受到短期健康冲击后是平滑的，但是长期的严重冲击则会降低家庭对食物的消费，而且家庭会尽量牺牲非食物方面的消费以尽量平滑家庭的支出。何兴强和史卫(2014)从三个不同角度定义健康风险，分别是户主自身的健康感受、户主以外的健康感受“较差”或“非常差”的家庭成员占家人的比、家中老人占比，他们发现第一种定义下的健康风险对总消费、食品、非食品消费都没有显著影响，而在后两种定义下，健康风险导致人均总消费、食品和非食品消费显著降低，家庭消费结构发生调整而医疗保险有助于缓解家庭的健康风险。

¹ Wirtz 等（2012）研究结果显示家庭实际支出的医疗费用占总医疗费用的 66%，占家庭总消费的 5%。他们发现拥有健康保险的家庭实际支出的医疗费用占总消费的比重比没有健康保险的家庭少了 1.7%。

² Gertler& Gruber（1997）计量结果显示若家庭受到使生理功能受到轻微影响的疾病冲击，家庭可以实现 71%的自我保险，但在使生理功能受到严重影响的疾病的冲击下，家庭只能实现 38%的自我保险。

近年来,国内也有许多学者开始研究参保对家庭消费的影响,主要是针对总体居民,包括受到健康冲击和没有受到健康冲击的家庭。甘犁等(2010)对文献进行梳理,认为基本医疗保险促进了消费而且居民的预防性储蓄将下降,臧文斌等(2012)研究认为城居保促进了居民的消费,Bai&Wu(2013)实证研究发现拥有健康保险的家庭比没有健康保险的家庭的非医疗消费更高。但这些研究只是基于医疗保险实施前后的比较,并没有研究居民在遭受健康冲击时的反应以及医疗保险对消费波动的作用,我国关于这方面的研究还较少。而且在国际上,不同学者针对不同的国家和地区、不同收入水平的人群、不同消费习惯的人群进行了调查研究,得出的结论大有不同。所以本文欲针对中国城镇家庭,分别检验总体、低收入、中高收入家庭,探究他们在面临健康冲击时,是否能进行自我消费平滑。若不能,那么在实施了城镇居民基本医疗保险以后,保险能否减轻健康冲击带来的不利影响。

三、实证分析模型设定

本文使用的模型是参考 Gertler&Gruber(2002)的模型,采用一阶差分(FD)的方法回归:

$$\Delta y_{it} = \lambda \Delta h_{it} + \alpha_2 R_{it} + \beta X_{it} + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Δy_{it} 是我们所关心的结果的变化量,即*i*家庭在两个相邻调查年份内各种类型的消费的差值, Δh_{it} (healthshock)代表的是健康状态在两个相邻调查年份内的变化。哑变量 R_{it} 定义为是否参加城居保,即第*i*个家庭在第*t*年家中有人参加了城居保,则 R_{it} 等于1,否则等于0。我们参考了Liu(2015)设置的控制变量,并在其基础上增加一些控制变量,令 X_{it} 包括家庭人数的对数、家里未成年人人数占全家人数的比、家里处于工作年龄段的人占全家人数的比、户主年龄、户主年龄的平方、户主婚姻状态、户主性别、户主教育程度、家庭收入在相邻两个年份上的变化和是否拥有除城居保外的其他医疗保险,这些变量可能与家庭对风险的偏好、家庭普遍的健康状况、家庭消费观念等有关,故这些变量在相邻两个调查时间里的变化可能导致结果 Δy_{it} 的变化,所以设置这些家庭中可能发生变化的变量作为控制变量。

γ_t 是一个哑变量，它用于区分不同年份， γ_t 的系数代表了单纯由于时间的变化而使因变量 Δy_{it} 产生的变化。

λ 系数用于估计健康状态的变化对我们关心的因变量的影响，假设家庭通过保险或其他手段实现了完全保险，那么 λ 应该等于零，即健康冲击对家庭消费没有产生影响。为了分析参保家庭和未参保家庭在面对健康冲击时的消费行为的不同，我们参考 Liu (2015)的方法，将系数 λ_{it} 扩展为(2)式，使 Δh_{it} 的系数可以在家庭参加城居保的前后发生变化：

$$\lambda_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \gamma_t + v_{it} \quad (2)$$

R_{it} 的系数 α_1 表示在 t 年实施政策后，i 家庭参加了城居保对 λ_{it} 的影响。 γ_t 的系数表示单纯由于时间的变化导致的 λ_{it} 的变化。将(2)式代入(1)式，等式(1)便扩展为：

$$\Delta y_{it} = \alpha_0 \Delta h_{it} + \alpha_1 (R_{it} \times \Delta h_{it}) + \alpha_2 R_{it} + \gamma_t \times \Delta h_{it} + \gamma_t + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

当 $R_{it}=1$ ，即该家庭处于有人参加城居保的情况下， Δh_{it} 的系数为 $(\alpha_0 + \alpha_1)$ ，当 $R_{it}=0$ 时， Δh_{it} 的系数为 α_0 。所以在本式中， Δh_{it} 的系数 α_0 代表 i 家庭没有参加城居保时，健康冲击对因变量的直接影响，即 α_0 指的未参保家庭健康冲击对 Δy_{it} 的偏效应。而城居保家庭和 Δh_{it} 交互项的系数 α_1 代表 i 家庭参与城居保的效果，即参保家庭和未参保家庭在其他条件相同的情况下健康冲击对他们影响的区别。城居保 R_{it} 的系数 α_2 代表了没有健康冲击时，单纯由于参加城居保对因变量 Δy_{it} 产生的直接影响。 $\gamma_t \times \Delta h_{it}$ 交互项的系数是代表由于时间的变化所导致的健康冲击对因变量影响的变化。 γ_t 的系数代表由于时间变化对因变量 Δy_{it} 的影响。 ε_{it} 为扰动项，包含家庭 i 不能由前述解释变量所解释的信息。

本文使用一阶差分方法，使用一阶差分能消除我们所能观测到的变量之外的不随 t 变化但可能会对因变量产生影响的非观测效应 (unobserved effect)。若非观测效应包含在扰动项中，则扰动项可能与式子中的自变量相关，则会产生内生性问题，使用一阶差分能有效减少内生性问题。

四、数据说明

本文使用的数据来自中国健康营养调查 (ChinaHealthandNutritionSurvey, CHNS), 该调查始于 1989 年, 其间断性调查的年份有 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年和 2011 年。该调查至今已覆盖了 15 个省市, 7200 多个家庭, 超过 30000 个个体。该数据涵盖的内容有很多, 包括了个人、家庭和社区的特征。在家庭和个人方面, CHNS 从不同年份收集了有关健康状况、健康保险投保情况、个人生活习惯、家庭经济状况、家庭购置的资产、收入来源等信息。在社区方面收集了社区公共设施、保险覆盖率等信息。本文使用 2006 年, 2009 年, 2011 年三个截面组成非平衡面板数据进行实证分析。

由于 CHNS 调查没有专门向居民询问家庭总消费的问卷调查, 数据中只有某些项目的费用支出, 不覆盖家庭所有消费项目, 所以将所有调查的消费项相加不能代表家庭全部消费。数据表中虽然有总消费这一项, 但这项是 CHNS 利用收入项通过某种计算得来的, 不是实际的家庭总消费, 数据中存在许多 0 值, 故不使用。食物消费数据同样难以得到, 我们便使用 CHNS 数据中人们对各种营养的摄入量来作为代理变量代替食物的消费。这里的营养摄入量是 CHNS 根据问卷中的居民各餐食用的食物种类和数量按一定标准计算出来的, 我们可以直接得到。医疗费用支出则有相对应的问卷调查数据可以直接使用。教育支出我们使用儿童是否上学作为代理变量。

样本中存在拥有农村户口和城镇户口的两类人群, 为了检验城镇居民医疗保险的作用, 本文只保留了户主为城镇户口的家庭。

为了观察健康冲击对家庭人均食物消费的影响、教育支出和医疗费用支出的影响, 我们利用或构造了以下变量。变量的描述性统计见表 2。

表 2:描述性统计

变量名	样本量	均值	方差	最小值	最大值
家庭人数	16675	3.410	1.400	1	10
户主年龄	16948	56.13	12.65	18.50	94

户主教育水平	16948	0.650	0.480	0	1
户主性别	16948	0.750	0.430	0	1
未成年人占比	16948	0.160	0.180	0	1
劳动人口占比	16948	0.590	0.300	0	1
户主婚姻状态	16948	0.140	0.350	0	1
家庭收入	16629	50491	57081	0	1241389
能量摄入量	16948	1912	900.1	525.6	59538
蛋白质摄入量	16948	65.10	18.29	15.89	286.3
脂肪摄入量	16948	76.01	90.94	1.660	6502
碳水化合物摄入量	16948	237.8	67.45	67.66	721.4
儿童上学	1466	0.940	0.250	0	1
医疗支出	16948	73	491.0	0	13015

注：医疗支出、家庭收入都是以 2011 年为基年的实际价格

本文中一个重要的自变量是健康冲击，健康冲击指的是健康状况在一段时间内发生的变化。在国内外的文献中，有使用家庭中处于工作年龄段的人死亡、出现需要长期住院的家庭成员、家庭成员BMI指数¹的变化（Wagstaff 2007）、户主对自己的健康感受的变化（何兴强，史卫 2014）、自评健康变化、过去四周是否受过伤或生过病（邹薇，方迎风 2013）等指标来定义健康冲击。在CHNS的调查中有很多调查用于衡量个体的健康状况，如询问所有人的体力活动、询问 55 岁及以上中老年人的日常活动情况、给 55 岁及以上中老年人做记忆力测试等。

本文的健康状况是通过CHNS调查问卷中的两个调查问题²来设定的。下式中的 d_{it} 来自居民所提供的回答。第一个问题是问该居民在过去四周中是否生过病或受过伤，若回答是，则根据一些疾病³回答过去四周因病不

¹ 身体质量指数（Body Mass Index），世界卫生组织（WHO）将 BMI 用于区分正常（18.5-24.99）、体重不足（18.5）和超重（25），过高过低都有可能存在健康问题。

² 调查问卷的题是：“过去的四周中，你是否生过病或受过伤？是否患有慢性病或急性病？”和“过去四周中，由于这种病有多少天不能进行正常活动？”

³ 在“过去四周中，由于这种病有多少天不能进行正常活动？”这个问题里的“这种病”指的是问卷中列出的症状“发烧、咽喉痛、咳嗽；腹泻、胃痛；头痛、眩晕；关节、肌肉酸痛；皮疹、皮炎；眼、耳疾病；心脏病、心口痛；其他感染或疾病；其他慢性病”如果没症状不必回答这个问题。

能正常活动的天数。¹

i 家庭在第 t 年的健康状况的定义如下：

$$h_{it} = \frac{\sum_{m=1}^M d_{it}^m}{28} \times 100$$

设家中有 M 个人，分子中的 d_{it}^m 是指家里的第 m 个人在过去四周中因为健康问题导致不能正常活动的天数。将家中所有人的 d_{it}^m 相加，总和乘 100/28 就是这个家庭在过去四周中受健康影响的总天数占过去 28 天的百分比数。 Δh_{it} 指的是 h_{it} 在相邻两个调查年份间的变化。

表 3 是对其他变量的一些解释：

表 3:变量描述

变量名称	含义解释
城居保家庭	哑变量，家庭中至少有一人参与城镇居民基本医疗保险则等于 1，否则等于 0
2011 年	哑变量，由于 2006 年和 2009 年的一阶差分结果储存在 2009 年，2009 年和 2011 年差分结果储存在 2011 年，所以只剩两个的截面数据，该变量等于 1 是 2011 年，等于 0 是 2009 年。
户主教育水平	哑变量，户主所受教育大于九年义务教育等于 1，小于九年义务教育的等于 0
户主性别	哑变量，等于 1 是男性，等于 0 是女性
未成年人占比	家中 0 岁至 18 岁的人占家庭中总人数的比
劳动人口占比	家中 18 至 55 岁，即处于工作年龄段的人占家庭中总人数的比
户主婚姻状态	哑变量，户主单身 ² 等于 1，在婚等于 0
能量摄入量	过去三天平均每天家庭人均从食物中摄入的能量（千卡）

¹ 若第一个问题回答“是”，则因病不能正常活动的天数有可能为 0，也可能大于 0，若在第一个问题中回答“否”，则认为因病不能进行正常活动的天数为 0。

² 在 CHNS 数据中记录了户主“未婚、在婚、离婚、丧偶、分居”五种状态，这里将数据简化，令“未婚、离婚、丧偶、分居”都属于单身状态，等于 1，只有令“在婚”等于 0

蛋白质摄入量	过去三天平均每天家庭人均从食物中摄入的蛋白质（克）
脂肪摄入量	过去三天平均每天家庭人均从食物中摄入的脂肪（克）
碳水化合物摄入量	过去三天平均每天家庭人均从食物中摄入的碳水化合物（克）
儿童上学	6岁至18岁儿童在上学则等于1，辍学等于0
医疗支出 ¹	为治疗过去四周中发生的病或伤所花的钱（元）
其他保险	家庭中若有城居保以外的其他医疗保险 ² 则等于1，没有则等于0

五、回归结果及分析

（一）对食物消费的回归结果及分析

1. 全样本回归结果及分析

CHNS 将居民膳食调查问卷中的饮食数据根据标准进行处理，列出居民过去三天每天平均的能量、蛋白质、脂肪、碳水化合物的摄入量。本文使用这四种变量的信息来代替食物的消费。

从表 5 的第 1 列和第 2 列可以看到，每增加 1 单位健康冲击，家庭平均在能量和蛋白质方面显著下降 0.1% 的摄入量，而参保家庭比未参保家庭摄入的能量和蛋白质多了 0.2% 且在 1% 的水平上显著。在脂肪的摄入方面，健康冲击的影响并不显著，而 α_1 大于零但也不显著，说明在 1 单位健康冲击下，参保家庭在脂肪的摄入量方面与非参保家庭的区别不大。从第 4 列的 α_0 和 α_1 系数可以看出，碳水化合物摄入量受健康冲击而下降的幅度是最大的，每增加 1 单位的健康冲击就下降 0.2% 的碳水化合物摄入，参加城居保的人群比没有的人群摄入量平均增加了 0.2%，且在 1% 的水平上显著。

表 4 的三列系数都显示 α_0 （健康冲击的系数）小于 0，说明食物的消费受到严重健康冲击的负面影响，这一结果可以视为家庭因为收入下降和医疗费用支出而使家庭不得不减少食品支出。表中四列的 α_1 （城居保家庭*健康冲击的系数）都大于 0，说明在健康冲击下参保家庭比非参保家庭的

¹ 这里的“医疗支出”来自问题“您为治这病或伤花了多少钱？（元）”，这里的“病或伤”指的是上文脚注所提的过去四周出现的那些症状。这里的“花了多少钱”是指在医疗保险报销后的支出，若没有医疗保险的报销，则支出与医疗费用相等，若医疗保险支付所有的费用，则支出为 0。

² “其他保险”包括了问卷中的“商业保险、合作医疗保险、公费医疗保险、职工医疗保险、其他”

食物消费要多。由于 $\alpha_0 + \alpha_1$ 代表健康冲击对消费的总体影响，所以 α_1 和 α_0 符号相反可以说明城居保减轻了这种由于健康冲击所带来的食物消费方面的影响，平滑了消费。

表 4:食物消费的回归结果

因变量:	Δ 能量摄入量	Δ 蛋白质摄入量	Δ 脂肪摄入量	Δ 碳水化合物摄入量
	的对数	的对数	的对数	的对数
自变量	[1]	[2]	[3]	[4]
健康冲击	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.002*** (0.000)
城居保家庭*健康冲击	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.002*** (0.000)
城居保家庭	0.011 (0.008)	0.012 (0.009)	-0.024* (0.013)	0.024*** (0.009)
2011年*健康冲击	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.001* (0.000)
2011年	-0.079*** (0.007)	-0.076*** (0.008)	-0.071*** (0.011)	-0.096*** (0.008)
Δ 家庭人数的对数	-0.027** (0.011)	0.004 (0.013)	-0.057*** (0.018)	-0.021 (0.013)
Δ 未成年人占比	-0.000 (0.022)	0.013 (0.026)	0.056 (0.037)	-0.032 (0.026)
Δ 劳动人口占比	-0.032** (0.013)	0.034** (0.015)	-0.071*** (0.022)	0.001 (0.015)
Δ 户主年龄	-0.001 (0.004)	0.009** (0.004)	-0.002 (0.006)	-0.004 (0.004)
Δ 户主年龄的平方	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Δ 户主婚姻状态	0.016 (0.017)	0.038* (0.020)	0.073*** (0.028)	-0.019 (0.020)
Δ 户主性别	0.018	0.016	0.017	0.015

	(0.012)	(0.014)	(0.020)	(0.014)
Δ 户主教育水平	0.008	0.035***	0.007	0.005
	(0.009)	(0.010)	(0.015)	(0.010)
Δ 家庭收入的对数	-0.001	-0.003	0.008	-0.011***
	(0.003)	(0.004)	(0.005)	(0.004)
其他保险	-0.013	-0.012	-0.022	-0.008
	(0.011)	(0.013)	(0.019)	(0.013)
截距项	-0.020	0.020	0.047**	-0.060***
	(0.012)	(0.014)	(0.020)	(0.014)
R squared	0.027	0.022	0.014	0.029
N	6,771	6,771	6,771	6,771

注：1、括号内为标准差

2、*表示在 10%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，***表示在 1%水平上显著。

3、 Δ 代表变量在两个相邻调查年份间的差值

4、“健康冲击”即“ Δ 健康状况”

2.对不同收入家庭分组回归结果及分析

对城镇居民总样本的检验结果说明健康冲击对居民食物消费的影响普遍显著，为探究不同收入水平的家庭的食物消费受到健康冲击的影响的不同，我们将样本分为两组分别进行回归。参考 Lindelow&Wagstaff(2007)的方法，我们将家庭平均收入低于 40%分位数的家庭设为低收入家庭，将家庭平均收入高于 40%分位数的家庭设为中高收入家庭。

从表 5 中我们可以看到前三列系数 α_0 的值都不显著，说明在中高收入家庭，健康冲击对中高收入家庭的能量、蛋白质、脂肪摄入量没有显著的影响。健康冲击仅对碳水化合物的摄入量有显著影响，每增加一单位的健康冲击，摄入减少 0.1%。而在面对健康冲击时，除了脂肪的摄入量，参加城居保的家庭食物摄入量显著高于非参保家庭，这说明城居保促进了中高收入家庭的食物消费。

表 5:中高收入家庭的食物消费回归结果

	Δ 能量摄入量	Δ 蛋白质摄入量	Δ 脂肪摄入量	Δ 碳水化合物摄入量
因变量:	的对数	的对数	的对数	的对数
自变量	[1]	[2]	[3]	[4]
健康冲击	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.001)	-0.001*** (0.000)
城居保家庭*健康冲击	0.001* (0.000)	0.001** (0.001)	0.000 (0.001)	0.001*** (0.001)
R squared	0.023	0.023	0.014	0.039
N	4,468	4,468	4,468	4,468

注：1、这是回归结果的简化表格，其他的控制变量在回归中仍然存在，但只列出 α_0 和 α_1 两个回归估计量。

2、括号内为标准差

3、*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

4、“健康冲击”即“ Δ 健康状况

从表 6 中我们可以看到低收入家庭的回归结果。我们观察四列 α_0 系数，发现除了脂肪摄入量和中高收入家庭一样不显著外，其余三列的 α_0 都在 1%的水平上显著小于零，这与中高收入家庭回归结果大相径庭。这说明当家庭中有成员健康状态变差时，城镇低收入家庭倾向于减少他们的食物的消费。 α_1 系数在四列中均在 1%水平上显著大于零，这说明受到同样一单位的健康冲击，参保家庭的食物摄入量比未参保家庭多出 0.2%，即健康冲击对参保家庭的影响要小于未参保家庭。从中高收入的家庭和低收入家庭的回归结果对比中可以看到，中高收入家庭较有能力在健康冲击下实现食物的消费平滑，而低收入家庭较难自我实现平滑，这使得城居保在低收入家庭中发挥的平滑作用更加明显。

表 6:低收入家庭的食物消费回归结果

	Δ 能量摄入量	Δ 蛋白质摄入量	Δ 脂肪摄入量	Δ 碳水化合物摄入量
因变量:	的对数	的对数	的对数	的对数

自变量	[1]	[2]	[3]	[4]
健康冲击	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002*** (0.001)
城居保家庭*健康冲击	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002*** (0.001)
R squared	0.053	0.053	0.061	0.040
N	2,303	2,303	2,303	2,303

注：1、这是回归结果的简化表格，其他的控制变量在回归中仍然存在，但只列出 α_0 和 α_1 两个回归估计量。

2、括号内为标准差

3、*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

4、“健康冲击”即“ Δ 健康状况

（二）对教育支出的回归结果及分析

1.全样本回归结果及分析

我们以所有 6 至 18 周岁的未成年人作为样本进行回归分析。因为关于教育的支出金额只调查到 2006 年，之后 2009 年、2011 年便不包含这部分调查了，所以我们直接利用教育金额变量。我们便使用 6 至 18 周岁的未成年人是否仍在学校学习¹作为代理变量。若“儿童上学”变量由 1 变为 0 则说明儿童辍学，即家庭减少了教育支出。若“儿童上学”变量值保持不变则代表家庭教育支出保持不变。

从表 7 回归结果中我们发现，在健康冲击下城镇家庭教育支出没有发生明显的改变，同样，城居保的作用也不明显。这说明城镇家庭对教育的支出相对平滑，城镇居民不会因为家庭中有人健康状况变差而放弃儿童的教育。这与 Liu(2015)研究农村家庭的教育支出的情况不同，因为他选取的

¹ 这个变量构造是根据两个问卷问题，第一个是询问向未成年人“你目前是否在上学？”若回答“是”则“儿童上学”该变量等于 1，询问家人“他/她现在是否仍然住在家中”，若回答“否，在外上学”则该变量也等于 1。

样本是从 1993 年开始的，义务教育还未普及，而且农村地区风险厌恶程度较高，在家庭遇到不良冲击时更愿意牺牲子女教育支出来缓解家庭当前受到的不良影响。

表 7:教育支出的回归结果

因变量: Δ 儿童上学	
自变量	
健康冲击	-0.000 (0.001)
城居保家庭*健康冲击	-0.002 (0.002)
城居保家庭	0.048* (0.029)
2011 年*健康冲击	0.001 (0.002)
2011 年	0.023 (0.027)
Δ 家庭人数的对数	0.002 (0.104)
Δ 未成年人占比	0.019 (0.188)
Δ 劳动人口占比	0.034 (0.084)
Δ 户主年龄	-0.006 (0.015)
Δ 户主年龄的平方	0.000 (0.000)
Δ 户主婚姻状态	0.055 (0.081)
Δ 户主性别	-0.003 (0.054)

Δ户主教育水平	-0.030
	(0.037)
Δ家庭收入的对数	-0.004
	(0.012)
其他保险	-0.055
	(0.058)
截距项	-0.002
	(0.061)
Rsquared	0.028
N	378

注：1、括号内为标准差

2、*表示在 10%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，***表示在 1%水平上显著

3、Δ代表变量在两个相邻调查年份间的差值

4、“健康冲击”即“Δ健康状况

2.对不同收入家庭分组回归结果及分析

表 8 中的第一列是中高收入家庭的回归结果，第二列是低收入家庭的回归结果。我们发现，与总样本回归结果类似，低收入家庭和中高收入家庭的教育支出在健康冲击下都没有发生显著的变化，城居保也没有在教育支出上发挥显著的作用，说明不同收入水平的城镇家庭在健康冲击下表现相似。因为九年义务教育使得城镇居民的教育支出大大减少，儿童较不容易在家庭发生不良变故时辍学。

表 8：分组教育支出的回归结果

因变量	Δ儿童上学	Δ儿童上学
自变量	[1]	[2]
健康冲击	-0.001	0.000
	(0.002)	(0.002)
城居保家庭*健康冲击	-0.003	0.002

	(0.002)	(0.004)
Rquared	0.061	0.077
N	238	140

注：1、这是回归结果的简化表格，其他的控制变量在回归中仍然存在，但只列出 α_0 和 α_1 两个回归估计量。

2、括号内为标准差

3、*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

4、“健康冲击”即“ Δ 健康状况

（三）医疗支出及分析

1.全样本回归结果及分析

此处的家庭医疗支出针对的是过去四周的病或伤。可以从表中看到，健康冲击的系数为正，说明家庭成员因病或伤而不能正常活动通常会使得医疗费用支出显著增加。 α_1 表示在其他条件相同的情况下，1 单位的严重健康冲击使家庭自付医疗费用增加了 0.7%。这个系数其实并不小，因为根据我们对健康冲击的定义，1 单位严重健康冲击指的是因为病或伤而不能正常活动的天数在过去 28 天中占 1%，也就是说，如果一人在过去 28 天中因为病或伤不能正常活动的天数仅增加 1 天，那么健康冲击便增加了约 3.6 个单位。所以医疗费用的增加是多且显著的。而城居保家庭*健康冲击的系数为负，说明家庭受到 1 单位健康冲击时参保家庭医疗支出比非参保家庭少了约 0.5%。由于 $\alpha_0 + \alpha_1$ 代表参保家庭受到健康冲击的影响，而回归结果显示 α_0 和 α_1 的符号相反，且在 1%水平上显著，说明城居保有助于缓解健康冲击带来的医疗消费风险，这与 Wirtz 等(2012)的结论一致。

表 9：医疗支出的回归结果

因变量： Δ 医疗支出的对数	
自变量	

健康冲击	0.007*** (0.001)
------	---------------------

城居保家庭*健康冲击	-0.005*** (0.002)
城居保家庭	0.041 (0.041)
2011 年*健康冲击	-0.005*** (0.002)
2011 年	-0.222*** (0.050)
Δ家庭人数的对数	0.555*** (0.107)
Δ未成年人占比	0.368*** (0.070)
Δ劳动人口占比	0.033* (0.019)
Δ户主年龄	-0.000 (0.000)
Δ户主年龄的平方	-0.134* (0.078)
Δ户主婚姻状态	-0.036 (0.058)
Δ户主性别	0.045 (0.045)
Δ户主教育水平	-0.305*** (0.035)
Δ家庭收入的对数	-0.034** (0.016)
其他保险	0.073 (0.062)
截距项	0.130* (0.067)
Rsquared	0.058

注：1、括号内为标准差

2、*表示在 10%水平上显著，**表示在 5%水平上显著，***表示在 1%水平上显著

3、 Δ 代表变量在两个相邻调查年份间的差值

4、“健康冲击”即“ Δ 健康状况

2.对不同收入家庭分组回归结果及分析

表 10 第一列是对中高收入家庭的回归结果,第二列是对低收入家庭的回归结果。对于中高收入家庭,没有城居保时 1 单位健康冲击带来医疗支出 0.4%的增长,在健康冲击下参保家庭和非参保家庭的医疗支出没有显著区别。这并不表示城居保没有发挥作用,这是因为城居保只是承担总医疗费用的一部分,自付医疗费用基于花费的多少。而家庭参保后更倾向于消费更高水平的医疗服务(Liu&Zhao2012),这导致虽然城居保能承担一部分医疗费用,但是居民选择接受的医疗消费水平提高,自付医疗费用没有显著减少。

对于低收入家庭,在没有城居保时,每单位健康冲击将带来 1%的医疗支出的增加,而参保家庭比非参保家庭医疗支出显著低了 1.3%,且两个系数均在 1%的水平上显著。这说明低收入家庭不会因为有了城居保而选择更高水平的医疗消费,这使得他们在面临健康冲击时城居保能显著减轻家庭的医疗费用负担,平滑医疗消费。

表 10: 分组医疗支出的回归结果

因变量	Δ 医疗支出的对数	Δ 医疗支出的对数
自变量	[1]	[2]
健康冲击	0.004** (0.002)	0.010*** (0.002)
城居保家庭*健康冲击	0.002 (0.002)	-0.013*** (0.002)
R squared	0.058	0.108

六、稳健性检验

我们更换构造健康冲击所使用的变量，观察回归结果是否和原健康冲击的回归结果较一致。由于户主及户主的配偶一般是这个家庭的主要成员，收入占家庭总收入大部分，对家庭的影响较大。所以，我们将健康状况替代成：

$$h_{it} = \frac{d_{it}^h + d_{it}^s}{28} \times 100$$

d_{it}^h 代表户主在过去四周中因伤病不能正常活动的天数， d_{it}^s 代表户主的配偶在过去四周中因伤病不能正常活动的天数。表 8 是稳健性检验的结果。我们发现除了脂肪摄入量的 α_1 系数的显著性与原结果不同外，其他的结论基本与原结论保持一致，证实了原结论的稳健性。

表 11：健康冲击的稳健性检验

因变量	α_0	α_1	N	R squared
[1] Δ 能量摄入量的对数	-0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	6,771	0.027
Δ 蛋白质摄入量的对数	-0.001** (0.000)	0.002*** (0.000)	6,771	0.022
Δ 脂肪摄入量的对数	0.000 (0.001)	0.002*** (0.001)	6,771	0.015
Δ 碳水化合物摄入量的对数	-0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	6,771	0.027
[2] Δ 儿童上学	0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	378	0.027
[3] Δ 医疗支出的对数	0.007*** (0.001)	-0.006*** (0.002)	3,794	0.060

注：1、这是回归结果的简化表格，其他的控制变量在回归中仍然存在，表

中不同行代表不同的回归方程，每行只列出 α_0 和 α_1 两个回归估计量。

2、括号内为标准差

3、*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

4、 Δ 代表变量在两个相邻调查年份间的差值

5、模块[1]是食物消费回归，[2]是教育支出回归，[3]是医疗支出的回归

七、结论

本文利用了中国健康营养调查(CHNS)2006年、2009年、2011年的面板数据，研究健康冲击对消费的影响，结论如下：

在健康冲击下，居民在食物消费上受到显著影响，营养摄入量显著下降，而城居保能显著减轻这种不良影响。按收入分组后，回归结果显示中高收入家庭的食物消费受到的影响比低收入家庭小；家庭成员健康状况变差不会使城镇居民的教育支出发生显著改变，城居保在教育支出方面发挥的作用不大，这在不同收入水平的家庭中回归结果是相似的；从总体看，健康状况变差导致自付医疗费用显著增加，城居保显著地减轻了这种影响。但在中高收入家庭中，城居保没有显著降低自付医疗，这是因为参保居民愿意接受消费水平更高的医疗服务。而在低收入家庭中，城居保能显著减轻医疗费用的负担。

综上所述，城镇居民医疗保险在健康冲击时起到了一定的消费平滑的作用，但在不同收入水平的家庭中的影响有所不同。

参考文献

[1] Bai, C., &Wu, B. 2013. Health Insurance and Consumption: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme. *Journal of Comparative Economics*, 42(2), 450-469.

[2] Chen, Y., &Jin, G. Z. 2010. Does health insurance coverage lead to better health and educational outcomes? Evidence from rural China.. *Journal of Health Economics*, 31(1), 1-14.

[3] Chetty, R., &Looney, A. 2005. Consumption Smoothing and the Welfare Consequences of Social Insurance in Developing Economies. *Journal of Public*

Economics, 90(12), 2351-2356.

[4] Chetty, R., &Looney, A. 2007. Income risk and the benefits of social insurance: evidence from Indonesia and the united states. *Nber Working Papers*, 99-121.

[5] Gertler, P., &Gruber, J. 2002. Insuring consumption against illness. *American Economic Review*, 92(1), 51-70.

[6] Islam, A., &Maitra, P. 2012. Health shocks and consumption smoothing in rural households: Does micro credit have a role to play?. *Journal of Development Economics*, 97(2), 232-243

[7] Kadiyala, S., Rogers, B. L., Quisumbing, A. R., &Webb, P. 2011. The effect of prime age adult mortality on househ old composition and consumption in rural Ethiopia. *Food Policy*, 36(5), 647-655.

[8] Lindelow, M., &A.Wagstaff, 2007. Health Shocks in China: Are the Poor and Uninsured Less Protected?,Technical Report, Policy Research Working Paper, World Bank,3740

[9] Liu, K. 2015. Insuring against Health Shocks: Health Insurance and Household Choices. *Journal of Health Economics*, 16-32.

[10] Liu,H., &Z.Zhao.2012 .Impact of China's Urban Resident Basic Medical Insurance on Health Care Utilization and Expenditure. *IZA Discussion Paper*No. 6768,1-33.

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

[12] Wirtz, V. J., Santa-Ana-Tellez, Y., Servan-Mori, E., &Avila-Burgos, L. 2012. Heterogeneous effects of health insurance on out-of-pocket expenditure on medicines in mexico. *Value in Health*, 15(5), 593-603.

[13] 陈玉宇,行伟波. 2007,消费平滑、风险分担与完全保险——基于城镇家庭收支调查的实证研究[J].*经济学(季刊)*, (01):253-272.

[14] 甘犁,刘国恩,马双. 2010,基本医疗保险对促进家庭消费的影响[J].*经济研究*, (S1):30-38.

[15] 何兴强, 史卫. 2014,健康风险与城镇居民家庭消费. *经济研究*(5), 34-48.

[16] 臧文斌,刘国恩,徐菲,熊先军. 2012,中国城镇居民基本医疗保险对家庭

消费的影响[J]. 经济研究(07):75-85.

[17] 周钦, 刘国恩. 2014,健康冲击:现行医疗保险制度究竟发挥了什么作用?[J]. 经济评论, (6):78-90.

[18] 邹薇, 方迎风, 2013,健康冲击、“能力”投资与贫困脆弱性:基于中国数据的实证分析[J]. 社会科学研究(4):1-7.



4

老龄化与保险

人口老龄化背景下企业年金的空间 差异及其 B-N 分解

初立苹、高静¹

摘要:

以 2001-2013 年世界范围内的 30 个国家为研究样本, 本文通过全局 Moran's I 指数测度世界范围内的企业年金的空间差异及其相关性, 并在多维距离下选用空间向量自回归模型与 B-N 模型探析企业年金的影响因素及其分解。实证结果表明: 第一, 世界范围内的企业年金在有着较大差异的同时具有显著的空间正相关性, 而且 B-N 分解表明, 这一空间相关性更多地来自于趋势性成分, 特别是确定性成分; 第二, 企业年金对其自身有着显著的空间正效应, 同时 B-N 分解证实, 这一效应不仅来自于趋势性成分(特别是确定性成分), 也来自于周期性成分; 第三, 失业率、预期通胀率和政府稳定性对企业年金的发展具有明显的阻碍作用, 这主要通过趋势性成分尤其是随机性成分得以实现, 这很好地挖掘出导致企业年金发展存在差异的根源所在。最后, 本文提出针对我国发展企业年金的对策和建议, 旨在促进我国构建更加健全的养老保障体系。

关键词: 企业年金, 人口老龄化, 空间效应; B-N 分解

一、引言

预期寿命的延长与出生率的下降使人口结构发生了很大的改变, 人口老龄化问题日益严峻, 然而家庭及其他传统方法为老年人提供的支持力度在不

¹ 初立苹, 上海对外经贸大学金融管理学院讲师。高静, 上海财经大学经济学院博士研究生。

断减弱 (Grech, 2014)。与此同时,正式的体系,比如政府支持的养老金体系,存在着不可持续性及改革的艰难性,特别是在一些发展中国家,这些体系正在濒临崩溃状态;而在许多发达国家,人们意识到政府在养老经济中扮演的角色应该发生一定的转变 (Hlaváč, 2011)。正如世界银行1994年报告所指出,推荐构建三支柱的养老保障体系¹,旨在减少政府在现收现付制中的职责,引入强制性和自愿性企业年金这一支柱,于是多样化的企业年金应运而生。

诚然,我国的养老体系也面临同样的压力,亟需发展多支柱的养老保障体系。作为世界上人口最多的国家,我国人口老龄化的速度和力度较之其他国家更为迅猛²,这不仅给基本养老保险带来了沉重的负担,造成了严重的资金缺口³,而且单靠基本养老保险已不可能向退休人员提供较高水准的收入保障 (王晓芳等, 2010)。为缓解养老金支付危机的冲击,自2004年以来,我国先后出台了《企业年金试行办法》等一系列政策规章,特别是2015年11月公布的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》提出,发展职业年金、企业年金、商业养老保险,进一步提升了企业年金作为养老保障第二支柱的重要地位。在这样的背景下,企业年金受到普遍赞誉,原因之一在于,其可以为老年人提供一定的收入来源 (Wolf et al.,2014)。

除此之外,企业年金作为影响雇员与雇主行为的重要工具 (Tyrell and Schmidt, 2001)。这一影响集中体现在如下两种情形:第一,企业年金影响到雇员关于何时退休的决定,这也就意味着雇员可以在法定退休年龄之前选择退休⁴;第二,取决于国家养老体系的具体设计,雇员在许多激励因素的作用下积累与特定企业相关的人力资本,并与企业之间构建长期的合约。后者更为关键,理由在于:在现代企业制度下,企业之间的竞争实质就是人才竞

¹ 第一支柱是基本养老保险制度,属于强制性;而地第二支柱是补充养老保险制度,即企业年金 (职业年金),兼具强制性和自愿性;第三支柱是商业养老保险制度,属于自愿性。

² 到2025年,预计中国老年人口将达2.8亿,占总人口的18.46%,而到2050年将达4亿,占总人口的1/4。

³ 由于目前中国人口老龄化速度加快,退休人员逐年上升,导致社会统筹收不抵支,迫不得已占用个人账户基金,造成8000亿元的个人账户亏空,且个人账户亏空目前仍以每年1000亿元的规模持续扩大。

⁴ 企业年金的建立为退出企业的员工,尤其是不适合企业需要的老龄职工建立了一种较为缓和的、各方面都能接受的退出机制,减轻了单纯的解雇或留用给社会和企业带来的负面影响 (王欣, 2009)。

争，而企业年金是企业引人、用人、留人战略中的重要措施之一，增强雇员心理满足感，并激发其工作积极性，最终达到增强企业凝聚力与竞争力（罗韶蓬，2007；王欣，2009）。

由此可见，随着人口老龄化程度的日益加深，企业年金在解决退休人员养老保险待遇中发挥重要而又独特的作用（李宏艳和王强，2007），有助于健全养老保障制度，更为重要的是，就整体而言，企业年金这一制度所产生的经济效应是正面的（王晓芳等，2010）。

据不完全统计，在世界上 167 个实行养老保险制度的国家中，有 1/3 以上国家的企业年金制度覆盖了约 1/3 的劳动人口，丹麦、法国、瑞士的覆盖率¹几乎达到 100%，而且英国、美国、加拿大等国也在 50%左右。然而，企业年金制度在我国已试水十余年，目前覆盖率仍然不足 20%²。这是否意味着相比发达国家，发展中国家的企业年金不尽人意呢？倘若如此，不同国家的企业年金存在着多大的差异呢？这一差异是否存在着空间相关性呢？同时又是哪些因素影响了企业年金呢？然而，既有文献鲜有这方面的研究。为此，本文试图弥补这一不足，逐步完善这一领域的研究，同时也有助于促使我国构建更加健全的养老保障体系。

本文的主要贡献体现在：首先，本文是国内首次运用空间计量方法来挖掘影响企业年金发展的因素，这不仅较好地考虑到企业年金自身的空间性，而且考虑到人口老龄化、制度因素等对其增长的影响，使得整个研究更加严谨、更符合实际；其次，本文也是国内第一次选用B-N分解来对这一影响进行剖析，具体表述为，B-N模型分别将企业年金及其可能的影响因素分解成趋势性成分（由确定性成分和随机性成分组成）和周期性成分，并逐一测度这些因素的各种成分对企业年金相对应各种成分的影响，进而挖掘出企业年金发展存在差异的根源所在；再次，本文研究的时间跨度为2001-2013年，样本范围是包括大多数OECD国家在内的30个国家，与以往研究相比，本文的样本期较长与样本范围较广，据此得出的结论更有说服力和可靠性；最后，更值得一提的是，进一步完善了企业年金这一较新的经济学研究领域，不仅与以往研究中更多地关注于基本养老保险体系形成互补，而且对构建更加健

¹ 企业年金覆盖率指参与到企业年金计划的职工占总劳动力人口的比率。

² 据人社部披露，到 2015 年底，参加企业年金的职工数仅为 2316 万，较上年增速仅 1%，而之前的两年增速也只有 11.5%左右。参加城镇职工基本养老保险的人数有 3.4 亿人，参加企业年金职工人数仅占 6.8%，普及面过低，与养老保障第一支柱相比，过于弱小。可见，不仅要提高企业和职工的缴费水平，而且也要从政策上鼓励企业建立企业年金计划，以此提升企业年金覆盖率。

全、稳健的养老保障体系有着很强的借鉴意义，也丰富了养老保障体系的相关研究。

其他部分安排如下：第二部分为文献综述及研究假设，并做出简要说明；第三部分介绍研究的实证模型，主要为空间相关性模型、回归模型及B-N分解模型；第四部分为数据来源和描述性统计；第五部分为实证结果分析，侧重于测度企业年金的差异与空间相关性、探析其影响因素及其分解；最后是研究结论及建议。

二、文献综述及研究假设

过去三十多年，越来越多的养老金给付负担明显增加了财政负担，由此导致了对分散化养老金融资来源的渴求（Hlaváč, 2011）。特别是在人口老龄化日益加速的背景下，自然而然地使得以现收现付制运转的养老金体系陷入困境。相比之下，基金积累制的养老体系不仅会带来可观的投资收益率，而且也会促进真正资本的形成与积累（Feldstein, 1998b），后一种运作机制不仅减轻财政负担，而且会使得其在代际之间公平地分配，为此构建多支柱的养老体系已成为当今国家最为关注的热点问题之一（Tyrell and Schmidt, 2001）。由此一来，相当多的文献都围绕着人口老龄化背景下延伸乃至拓展作为第二支柱的企业年金而展开丰富的研究。概述起来，主要分为如下两大类：一类关注于企业年金在发展过程中存在着较大的国别差异，另一类则侧重于影响企业年金发展的因素分析。于是，本文接下来将在梳理已有文献的基础上，提出本文的研究假设。

（一）企业年金的国别差异

不同国家的企业年金存在着较大差异，一方面体现在企业年金制度方面。首先，关于企业年金的实施制度，我国学者蒲晓红（2009）指出，在建立企业年金的国家或地区中，规定自愿建立的占大多数，达到60%，这与国家基本养老保险的完全强制性差别很大。不过，值得注意的是，有20%的国家或地区是强制性的，还有20%的国家是半强制性的，同时为了应付人口老龄化，不少国家从自愿性向半强制或强制性过渡，比如瑞典。其中，在20世纪90年代中期，同捷克和匈牙利一起，保加利亚首先引入自愿性企业年金计划，而且相比其他中欧和东欧国家，捷克自愿性企业年金的财务业绩是相对令人满意的(Hlaváč, 2011)。其次，关于企业年金的领取制度，

比如 Krahn(1990)指出,在德国,雇员只有当为公司服务至上 10 年才可以收到企业年金,降低了为不同公司工作的积极性;而在英国则不然,雇员在换工作时可以携带地带走其企业年金,因为企业年金是法律上自动授权的,这样就很好地维护了企业年金给付账户,实际上只要工作两年就可以被授权收到退休给付。可见,企业年金这一制度在实施强度和领取要求方面存在着较大的差异。

另一方面彰显于企业年金的实际运转效果。这主要是借助于企业年金覆盖率与替代率两个指标得以引证。首先,单就企业年金覆盖率而言,Hlaváč(2011)指出,截止2009年,捷克的企业年金覆盖了劳动力中的70%,这也表明该计划受到了许多雇主的青睐。Tyrell and Schmidt(2001)、Blundell et al.(2002)均指出,与其他欧洲国家相比,英国的企业年金的覆盖率较高,覆盖了雇员的45%左右。进一步地,我国著名养老保险专家郑秉文(2005)指出,丹麦与荷兰已达到85%以上、英国和美国为50%以上、爱尔兰为40%、西班牙为15%,而我国从1991年建立补充养老金制度以来,企业年金至今发展缓慢,覆盖率也不足20%。其次,关于企业年金的替代率¹,Grech(2014)的研究表明,在欧洲企业年金是65岁及以上老人的主要收入来源;郑婉仪和陈秉正(2003)指出,根据国际经验,在多支柱养老体系发展充分的国家,在70%-80%的总替代率中,通常有40%左右来自于社会基本养老保险、20%左右来自于企业年金²,其余来自于员工或雇主购买的商业养老保险;而我国的企业年金平均替代率持续不到1%,远远落后于美国的40%、OECD成员国平均9%的水平(郑秉文,2010)。因此,王亚柯等(2013)指出,其他养老制度应逐渐与企业职工养老保险并轨,并采取有效措施大力发展企业年金和职业年金,以发挥其第二支柱的补充作用。

不难看出,不同国家的企业年金,无论是在制度设计还是实际运行方面都存在着较大的差异。基于此,关于企业年金发展的国别差异本文提出如下假设:

假设1:不同国家的企业年金发展存在着较大的差异。

(二) 企业年金发展的影响因素

在阐述影响企业年金发展的因素之前,有必要明晰企业年金发展的理论

¹ 企业年金替代率指从企业年金获取的养老金对退休前工资的替代比率。

² 正如 Müller et al. (2009)的研究表明,在法国和德国,企业年金的支出占公共养老金支出的 17%,而在奥地利则是 27%。

基础。这主要是由两个方面所组成，一是“雇主父爱主义传统”分析（张英明和陈澎，2010），即雇主建立企业年金的主要动机在于其有一种与控制雇员的愿望联系在一起的父爱主义传统，雇主希望借此消除和减轻与雇员之间的摩擦，通过创造和谐的劳动关系，以达到其控制雇员、提高劳动生产率、实现利润最大化的目标；二是延期支付工资，正如1913年美国学者艾伯特·D·路德提出：“把企业年金作为工人的真实工资一部分更好理解”，这一点很容易达成共识，因为大多数国家的企业年金都是由雇主和雇员共同缴纳的，最终由雇员领取，再加上企业年金的核心目标就在于确保有充足的退休收入（Tapia and Yermo, 2008）。为此，影响企业年金发展的因素与上述所提及的两个理论基础不无关系。

诚然，在过去二十年多中，关于企业年金的决定因素展开了激烈的讨论与研究（Hlaváč, 2011）。概述起来，可以分为如下三类：第一类侧重于税收政策，将企业年金作为“避税所”的巨大利益驱动，我国学者在这方面展开了较为丰富的研究。比如，林东海和林惠华（2007）研究了不同税收优惠体制下企业年金的计算与分析，汪丽萍（2015）对我国企业年金税收政策的成本和收益精算进行评估，特别是，朱铭来和季成（2014）在对OECD国家企业年金优惠政策进行简要评述的基础上，利用26个OECD国家2001—2011年的数据，就税收优惠政策对企业年金发展的影响进行了实证分析，同时Thomas（1988）在控制了激励机制因素的影响后，研究了不同时间、不同公司的公司税对企业年金水平的影响。

第二类关注于企业年金的资产管理费，比如在中欧和东欧一些国家已在管理费方面设定最高限制、瑞典则引入了保密信托账户、波兰选用彩票机制来将新参与者分配到现有企业年金体系中，进一步地讲，Stewart and Hernandez（2011）指出，中欧与东欧国家平均高达1.02%，而拉丁美洲则为0.42%，而且Tapia and Yermo（2008）指出，国际比较表明，所有国家的这一费率都呈现出下降趋势，尤其是对于那些较早地构建企业年金体系的国家而言，比如在土耳其和塞尔维亚。

第三类则为其他因素，正如Wolf et al.（2014）所指出，除了政治因素外，还有经济增长（何林，2015）、社会保障类型、老年人的人口比重、融资环境（Froot et al.,1993）、股东价值（Datta et al.,1996）、企业规模（Jensen et al., 1995; Munnell and Bleckman, 2014）、真实可支配收入（Bloom and Freeman, 1992），比如Davis（1998）通过国际比较强调了政府在促使企业举办企业年金

计划中的重要作用,尤其是社会保障的水准、税收优惠的大小以及监管的程度对于促使企业发起企业年金计划中的关键作用,这些因素解释英国、美国、德国和日本企业年金计划之间的巨大差异,同时蒲晓红(2009)也指出,由于我国尚不具备建立强制性企业年金的经济条件、法律条件、资本市场条件、群众基础及公平竞争的环境,使得我国目前企业年金采取自愿形式。可以看出,学者们的研究视角、研究对象、研究时间存在着不同,使得其对影响企业年金发展的因素所得出的结论不尽相同。尽管如此,仍可以粗略地概述为:政治因素、经济因素以及人口因素等。更为重要的是,企业年金的发展有着其自身的连续性,然而许多学者在研究时对此都未予以考虑,为此基于企业年金的影响因素本文提出如下假设:

假设2:企业年金的发展除受政治因素、经济因素和人口因素等影响外,还受到其自身发展程度的制约。

需要指出的是,以往研究大多忽略了企业年金的传染效应,无论是基于微观企业的研究还是对于整个国家的评估,这显然是不可取的。实际上,企业年金在其实际运作中不可避免地受到其自身或者其邻居状况的影响,为此对企业年金的研究有必要引入空间距离这一有效的分析工具,在测度其空间相关性的基础上,挖潜其空间距离的影响状况及其程度,这对于完善这一领域的研究将起着至关重要的作用。

三、研究模型

为验证上文所提出的研究假设,本文拟构建相应的实证模型,主要包括全局 Moran's I 统计量、空间向量自回归模型和 B-N 分解模型。

(一) 空间相关性模型

国内外学者普遍采用 Moran's I 度量变量的空间相关性,其中全局 Moran's I 用于验证在整个研究区域内某一要素是否存在空间自相关,计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Pension_i - \overline{Pension})(Pension_j - \overline{Pension})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

(1)

其中,

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(Pension_i - \overline{Pension} \right)^2, \overline{Pension} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Pension_i, Pension_i$$

表示第 i 个国家的企业年金的观测值, n 为国家数, W 为空间权重矩阵,

通常取行标准化后的权重矩阵。全局 Moran's I 的取值范围为

$-1 \leq I \leq 1$ 。全局 Moran's I 指数的计算结果可以采用标准化统计量 Z 来检验, 则 Z 的计算公式为:

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (2)$$

而且, 如果 I 的值为正且显著, 表示地区间存在正的空间自相关, 如果 I 的值为负且显著, 表示地区间存在负的空间自相关, 如果 I 的值不显著, 那么就不存在空间自相关。

(二) 空间向量自回归模型。考虑到上文对空间效应的测度, 本文将采用一般形式的空间向量自回归模型设定如下:

$$Pension_{nt} = \lambda W_n Pension_{nt} + Aging_{nt} \delta + X_{nt} \beta + c_n + a_t l_n + V_{nt}, t = 1, 2, \dots, T$$

(3)

其中: $Pension_{nt} = (pension_{1t}, pension_{2t}, \dots, pension_{nt})$ 是 $n \times 1$ 维的企业年金, $Aging_{nt} = (aging_{1t}, aging_{2t}, \dots, aging_{nt})$ 是 $n \times 1$ 维的人口老龄化。 W_n 是 $n \times n$ 维空间加权矩阵, X_{nt} 是 $n \times k$ 维的其他外生解释变量, c_n 是 $n \times 1$ 维的个体固定效应, a_t 是时间固定效应, $V_{nt} = (v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{nt})$ 是 $n \times 1$ 的扰动项。

(三) B-N 分解模型

目前对宏观数据进行趋势周期分解的方法较多, 简单的方法是线性趋势成分分解, 常用的有HP滤波 (Hodrick and Prescott, 1981), 但这一方法先验

的假设趋势成分具有充分平滑的性质，并且直接滤出产出数据的短期成分，由此所形成的周期中包含有随机趋势，从而使分解结果与周期定义不一致。还有许多方法将趋势成分设定为随机游走，周期成分设定为AR过程(Harvey, 1985; Clark, 1987)。Nelson (2008)发现，与上述趋势周期分解的方法进行比较，Beveridge and Nelson (1981)首先提出了B-N分解得到的周期成分存在更有效的预测能力。具体表述为，B-N分解可以将数据可分解为持久成分与短期成分。特别地，他们还证明了持久成分为一个带漂移的随机游走过程（即持久性成分包含确定性趋势与机性趋势），而短期成分为一个零均值的平稳过程（即周期性成分，主要源于对经济的名义冲击）。进一步地表述为，通过B-N分解将数据分解成趋势性成分 (TR_{it}) 和周期性成分¹ (C_{it})，其中趋势性成分 (TR_{it}) 又分解为确定性成分 (DT_{it}) 和随机性成分² (ST_{it})，即：

$$y_{it} = DT_{it} + ST_{it} + C_{it} = TR_{it} + C_{it} \quad (4)$$

$$TR_{it} = DT_{it} + ST_{it} \quad (5)$$

若 y_{it} 是一阶单整 $I(1)$ 过程， Δy_{it} 能表述为 $ARMA$ 过程，则 y_{it} 中的确定行程分为：

$$DT_{it} = y_{i0} + \mu_i t \quad (6)$$

其中： y_{i0} 为初始时间值， μ_i 为估计值为 Δy_{it} 的样本均值。令

¹ 通俗地讲，趋势性成分体现为潜在的发展水平或状态，视为“应该是”，比如潜在 GDP，而周期性成分则侧重于波动部分，比如实际 GDP 与潜在 GDP 之间的差异。

² 同样地，确定性成分可视之为“常数”，而随机性成分则是由随机冲击（主要是实际冲击）及其累积效应所构成。

$w_{it} = \Delta y_{it} - \mu_i$ 是平稳过程，选取 $AR(1)$ 过程进行表述，即

$w_{it} = \phi_i w_{it-1} + \varepsilon_{it}$ ，则周期成分是：

$$C_{it} = -\lim_{k \rightarrow \infty} \left[\sum_{j=1}^k \hat{w}_{it}(j) \right] = -\phi_i \hat{w}_{it} / (1 - \phi_i)$$

(7)

于是随机性成分是确定性成分和周期性成分所不能解释的剩余部分，即随机性成分为：

$$ST_{it} = y_{it} - DT_{it} - C_{it}$$

(8)

概括来说，在 B-N 分解理论中， $TR_{it} = DT_{it} + ST_{it}$ 为变量的总趋势，

可作为潜在变量的度量；而 C_{it} 所揭示的是 y_{it} 对变量总趋势的偏离。

四、数据来源与描述性统计

(一) 指标选取与数据来源

本文基于2001-2013年30个国家的面板数据考察企业年金发展的国别差异及其影响因素，更多地侧重从人口老龄化这个视角进行剖析。关于企业年金（Pension），本文选用企业年金基金资产的自然对数¹来表示，主要是出于如下两点考虑：一方面是企业年金基金的资产在一定程度上较好地测度了一个国家的企业年金的发展规模与程度，另一方面是由于直接使用这个指标可能会导致样本间的差距过大的问题。效仿Hlaváč(2011)，我们选用老年人

¹ 不得不承认的是，这个指标存在着些许的不足。相比之下，人均化企业年金这个指标更加合理，但受制于数据的可获得性，未能加以采用，特此说明。尽管如此，本文所选用的指标在一定程度上也很好度量了一个国家的企业年金的发展水平。

口抚养比¹(Aging)这个指标来量化人口老龄化程度，即65岁及其以上的老年人口占15-64岁的劳动力人口的比率。同时，考虑到基本养老保险与企业年金之间可能存在着替代关系，但受制于数据有限的约束，本文将选择用社会保障支出占GDP的比重（Public）作为基本养老保险的代理变量。正如Wolf et al. (2014)、何林(2015)等文献所指出，经济因素和政治因素也会影响企业年金，为此本文加入了一些控制变量²：失业率（Unemployment）、预期通胀率（Inflation）、社会经济状况（Condition）、投资环境（Investment）以及政府稳定性（Government），具体指标的名称及其含义见表1。

本文的原始数据主要来自于OECD的官网和《国际国家风险指数》（International Country Risk Guide），并基于其各自含义经作者计算整理所得。经过上述处理，本文形成了独具特色的国际范围内的企业年金与人口老龄化的数据库。

表 1 主要变量及其含义

变量符合	指标名称	含义
Pension	企业年金	企业年金基金资产的自然对数
Aging	老年人口抚养比	老年人口占劳动力人口的比率
Public	基本养老保险	社会保障支出占 GDP 的比重
Unemployment	失业率	失业人口占劳动力人口的比例
Inflation	预期通胀率	一篮子商品和服务的价格的改变率
Condition	社会经济状况	衡量社会经济发展的基本状况
Investment	投资环境	测度投资氛围及剖面
Government	政府稳定性	政局是否稳定及其程度

（二）描述性统计

¹ 这是判断人口老龄化的一个关键指标。2010年，全世界的老年人口抚养比为16%，这与1980年的水平基本持平。然而，联合国预计，到2035年，这一比例将上升到26%。而且发达国家人口老龄化尤其严重。到2035年，日本的老年人口抚养比约为69%，显著高于2010年43%的水平，德国则将从38%增长至66%，美国将达到44%。与此同时，发展中国家的老龄人口所占比例不高，20年后的绝对水平也不高，但相对增长显著。单就我国而言，2015年老年人口抚养比为18.6%，到2050年上升到58.7%。

² 不同与已于研究，本文在分析影响企业年金的发展因素时未考虑税收和资产管理费，主要原因：一是受制于数据的难获取性的束缚，二是研究动机和出发点存在着差异，三是上述两个方面与本文所控制变量不无关系，也在一定程度上得以诠释。

为了解上述变量的基本情况，现对各变量进行基本统计性质分析（见表2）。整体来看，Pension的均值为10.645，而最大值（16.451）是最小值（0.642）的25.62倍，初步预测国际范围内的企业年金发展之间差异较大。类似地，Aging的均值为14.642，而最大值(21.290)为其最小值(4.752)的4.48倍，这也说明各个国家之间的老龄化程度存在着一定差异，但肯定的是，平均来看，世界范围内的人口老龄化程度在不断加深，这对人类经济社会而言是个极大的挑战。其他变量的描述性统计结果不再一一赘述。

表2 变量基本统计性质描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值
Pension	10.645	2.484	0.642	16.451
Aging	14.602	3.290	4.752	21.290
Public	20.595	5.965	5.068	31.953
Unemployment	6.983	3.412	1.344	26.092
Inflation	2.643	1.747	-1.706	12.655
Condition	8.510	1.361	5.000	11.000
Investment	10.895	1.429	3.833	12.167
Government	8.098	1.368	4.040	11.080

五、实证结果及分析

在此基础上，本文实证检验的顺序是：首先，概述世界范围内的企业年金的差异特征，形成对企业年金的分布特征的初步认识；其次，借助空间相关性的演变趋势，更好地解析世界范围内的企业年金相关性，并选用B-N分解对这一相关性做进一步深入的挖掘，以此来检测是否存在空间效应；再次，通过空间向量自回归模型，在控制其他变量后，检测企业年金自身的空间溢出效应以及人口老龄化对企业年金发展的影响；最后，利用B-N分解模型将企业年金自身及其人口老龄化的影响分解为趋势性成分和周期性成分，有助于深入了解这一影响的根源所在，也为下文提出有针对性的建议提供有力的参考依据。

（一）企业年金的差异特征

尽管不同学者对世界范围内的企业年金差异的研究结论不同，但大体上看，较为一致的观点是：随着人口老龄化程度的日益加深，各国除诉诸于基本养老保险外大都把焦点转向了补充养老保险——企业年金，这使得

国家之间的企业年金发展的差异呈现出不断缩小的趋势。为了更好地了解世界范围内的企业年金的差异情况，再加上本文所关注的是 2001-2013 年 30 个国家，于是本文选择以企业年金为量化指标分析其具体的差异特征，主要是从均值、标准差和变异系数这三个方面来进行统计性分析（见图 1）。

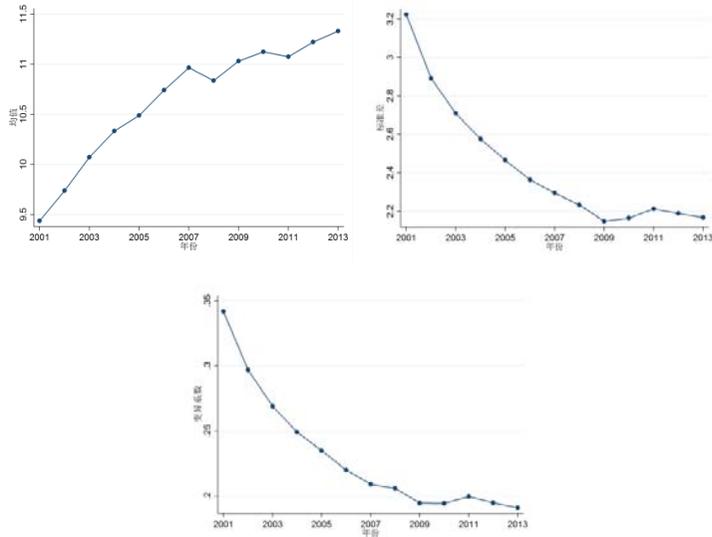


图 1 企业年金的均值、标准差与变异系数

可以看出，企业年金的均值呈现出不断上升的趋势，但在 2007 年之后，不仅出现了下降，而且上升速度也相对放慢，这可能主要是受 2008 年全球金融危机的负面冲击，也说明了企业年金的发展进入了稳步阶段，而且与经济发展阶段密不可分；与此同时，标准差在 2009 年之前也表现出骤然下降的趋势，2009 年到 2013 年有一个先升后降的走势，这也表明在伴随着经济复苏发展的同时各国的企业年金之间的差异也在不断加大；相对标准差来说，变异系数反应了单位均值上企业年金的离散程度，更好地测度国家之间的企业年金的变动趋势，初步表明在 2001-2011 年有一个缓慢的“先降后升”的趋势，但是从 2011 年开始呈现下降，也与以往研究基本上吻合，这更说明世界范围内的企业年金的波动下降，呈现出空间集聚和趋同的特征。简言之，上述差异特征基本上支持了本文提出的研究假设 1。

进一步地，为更好地展示我国与其他国家之间的企业年金差异，本文将选择中国大陆与中国香港、韩国、泰国、美国和德国这几个代表性国家（和地区）做进一步地比较分析，见图 2。需要说明的是，由于我国企业

年金的起步时间较晚，现有数据最早只能追溯到 2004 年，这也使得在后文的影响企业年金发展的因素分析中未能将我国融入其中，但这不影响对这一问题的深入剖析及对我国进一步完善企业年金的借鉴意义。

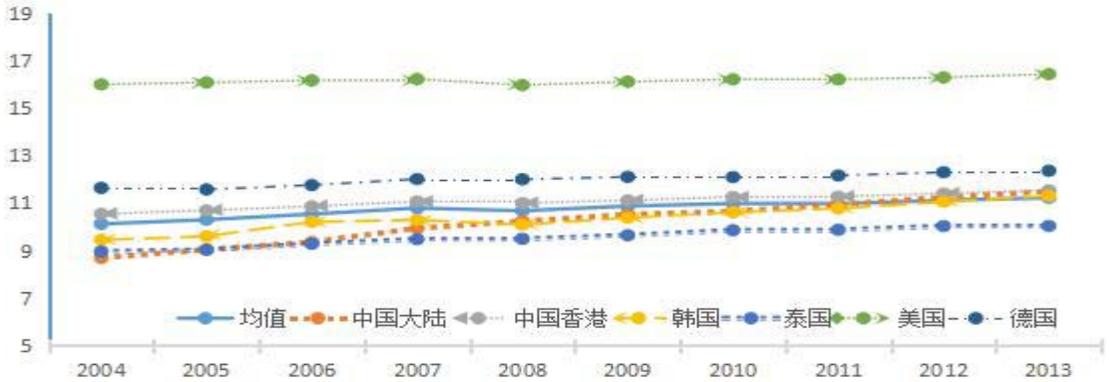


图 2 企业年金的国际比较¹

不难看出，单就我国企业年金的发展现状而言，在 2011 年之前低于世界范围内的平均水平，而自此之后已略高于这一均值，可见我国企业年金在最近几年得到了较好的重视与发展；同时基本上领先于亚洲的韩国与泰国，逊于中国香港地区，特别是远低于作为发达国家代表的美国和德国，当然这其中也有诸多因素。较为肯定的是，我国企业年金总体上呈现出快速发展的趋势，逐步缩小与发达国家和地区之间的差异，这对有效地应对我国即将面临的人口老龄化问题而言无疑是有效的突破口。

（二）空间相关性演变趋势

在以上初步分析基础上，为了进一步对世界范围内的企业年金的空间相关性特征进行分析，本文将运用全局 Moran's I 检验企业年金的空间相关性。在此之前，都需要设定空间权重矩阵借以量化多维距离。基于已有文献，为此本文将选择如下 5 种权重矩阵：①地理距离（板块因素）² W_1 ，

¹ 这里的“均值”是 38 个样本国家的企业年金的算术平均数，是基于可以获得的最大样本计算所得。

² 七大洲指地球陆地分成的七大陆地版块，包括亚洲、欧洲、北美洲、南美洲、非洲、大洋洲和南极洲。本文将南美洲和北美洲合并成美洲，文中涉及大洋洲 2 个国家，美洲 4 个国家，亚洲 2 个国家，欧洲 22 个国家。

即属于同一板块，则 $W_{ij}=1$ ，否则为 0；②法律因素（也称法系因素）¹ W_2 ，即属于同一法系，则 $W_{ij}=1$ ，否则为 0；③经济距离（GDP） W_3 ，即

（pgdp表示人均gdp的平均值）；④地理距离&

经济距离 W_4 ，即若两个国家属于同一个板块，则

$W_{ij} = \frac{1}{1+2|pgdp_i - pgdp_j|}$ ，否则为 0；⑤法律距离&经济距离 W_5 ，即若

两个国家属于同一个法系，则 $W_{ij} = \frac{1}{1+2|pgdp_i - pgdp_j|}$ ，否则为 0。为

此，利用公式（1）和公式（2）得到了 2001-2013 年世界范围内的企业年金的全局Moran's I指数及其统计检验（见表 3）

可以看出，在 5 个空间权重矩阵下，全局 Moran's I 都是正数，除了在矩阵 W_1 外，全局 Moran's I 在 5% 水平下均是显著的（在矩阵 W_4 下，2008 年是 10% 水平下是显著的），这说明世界范围内的企业年金具有显著的正向空间相依机制，即各国的企业年金会受到相邻国家的企业年金的影响，这里“相邻”不仅指同一法律体系与经济距离，还包括在同一板块内及同一法律体系内的经济距离。

表 3 全局 Moran's I 指数及其统计检验

年份	W_1		W_2		W_3		W_4		W_5	
	I 值	P 值	I 值	P 值	I 值	P 值	I 值	P 值	I 值	P 值
2001	0.038	0.476	0.262	0.007	0.168	0.021	0.281	0.027	0.283	0.025
2002	0.037	0.486	0.267	0.007	0.157	0.031	0.276	0.031	0.271	0.033
2003	0.034	0.506	0.276	0.006	0.164	0.026	0.281	0.030	0.277	0.030

¹ 以全球视角看，法律制度按起源可以分为两大类，即普通法系（Common law）和大陆法系（Civil Law）。普通法系普遍存在于以英国和美国为首的英联邦国家，因此也称为英美法系，而大陆法系又可以进一步分为法国法系、德国法系和斯堪的纳维亚法系。本文之所以考虑到法律制度，是因为养老保险体系，特别是养老保险制度的调整与该国的法律制度密切相关。相比大陆法系而言，英美法系的国家的适应能力更强一些，更能很好地根据经济发展与社会进步的变化及时有效地调整相关制度。

2004	0.034	0.505	0.27	0.007	0.157	0.032	0.275	0.033	0.259	0.042
2005	0.055	0.388	0.271	0.007	0.177	0.018	0.292	0.025	0.289	0.025
2006	0.045	0.441	0.266	0.008	0.164	0.026	0.28	0.031	0.274	0.033
2007	0.034	0.507	0.258	0.010	0.160	0.030	0.265	0.040	0.274	0.033
2008	0.018	0.612	0.25	0.012	0.166	0.025	0.243	0.057	0.251	0.048
2009	0.026	0.562	0.257	0.010	0.153	0.036	0.257	0.046	0.247	0.052
2010	0.051	0.408	0.256	0.010	0.171	0.022	0.278	0.032	0.254	0.046
2011	0.056	0.383	0.298	0.003	0.201	0.009	0.326	0.014	0.334	0.011
2012	0.065	0.336	0.291	0.004	0.195	0.011	0.328	0.013	0.323	0.014
2013	0.065	0.340	0.294	0.004	0.202	0.008	0.334	0.012	0.328	0.012

进一步地，我们利用B-N分解将企业年金分为趋势性成分（由确定性成分与随机性成分组成）和周期性成分，在此基础性计算各个成分的全局Moran's I指数，更好地挖掘出世界范围内的企业年金的空间相关性的来源。限于篇幅，同时考虑到法律体系对于调整和构建养老保险制度的重要影响，我们这里仅以矩阵 W_2 为例对此进行分解，见图3。

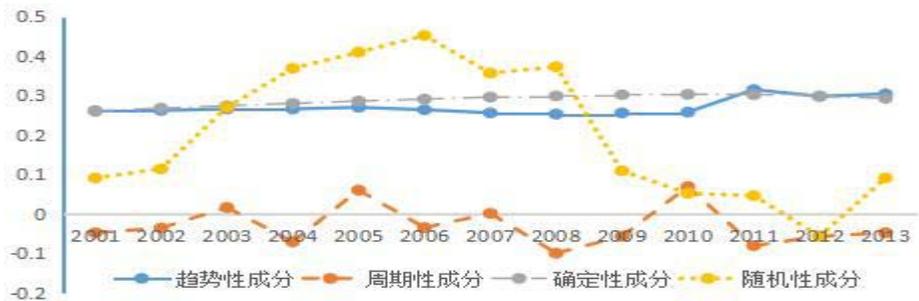


图3 全局Moran's I 指数的B-N分解

较为有趣的是，在矩阵 W_2 下，除了周期性成分的全局Moran's I 指数出现负值而且均不显著外，趋势性成分、确定性成分和随机性成分均在1%水平下显著（除2008年的趋势性成分在5%水平下显著和2009-2012年的随机性成分不显著外）。这进一步地说明，企业年金的空间相关性更多地来自于趋势性成分，特别是确定性成分，再一次生动地诠释了空间相关性效应的来源，也为后文更加深入地剖析影响企业年金发展的影响因素有着很强的借鉴意义。

综上所述，在矩阵 W_2 下2001年（2013年）全局Moran's I=0.262（0.294）

在1%（1%）的水平下显著，这表明世界范围内的企业年金确实存在着空间正相关性，具有明显的空间相互作用，而且通过B-N分解进一步地表明，这一空间相关性更多地来自于趋势性成分，特别是确定性成分。为此，本文在分析世界范围内的企业年金影响因素时，有必要采用纳入空间相关性因素的空间计量经济模型。

（三）空间向量自回归模型的回归结果

上文已表明，世界范围内的企业年金的空间效应初见端倪。为更准确地测度这一效应，本文将基于上文设定的5个空间权重矩阵利用模型（3）采用MLE方法，并通过老年人口抚养比、基本养老保险以及其他控制变量来共同分析其对企业年金发展的影响，见表4。

表4 企业年金的参数估计结果

	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5
W*Pension	0.566*** (0.072)	0.458*** (0.106)	0.537* (0.074) **	0.408*** (0.092)	0.360* (0.088) **
Aging	0.206** (0.103)	0.258*** (0.097)	0.189* (0.102))	0.285*** (0.095)	0.276* (0.102) **
Public	0.068 (0.061)	0.082 (0.058)	0.074 (0.058))	0.079 (0.059)	0.073 (0.061))
Unemployment	-0.079** (0.034)	-0.093** (0.033) *	-0.080 (0.033) **	-0.091** (0.034) *	-0.086 (0.034) **
Inflation	-0.048* (0.026)	-0.035 (0.028)	-0.037 (0.024))	-0.039 (0.028)	-0.036 (0.027))
Condition	0.050	-0.003	0.037	-0.001	-0.002

	(0.037)	(0.042)	(0.040)	(0.041)	(0.043)
))
Investment	0.004 (0.049)	0.018 (0.050)	0.013 (0.050)	0.019 (0.050)	0.026 (0.049)
))
Government	-0.043* (0.023)	-0.064** (0.025)	-0.059*** (0.021)	-0.068** (0.026)	-0.080*** (0.025)
		*	*)	*	*)
LogL	-281.761	-287.46	-280.1	-292.70	-293.7
		7	57	2	29

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，()中为对应变量的稳健标准差。下文同上。

可以看出，企业年金的空间效应在5个空间权重矩阵下均在1%水平下显著为正，这强有力地印证了世界范围内的企业年金存在着正空间效应，也有力地支持了本文提出的研究假设2。具体表述为，以空间权重矩阵 W_1 为例，实证结果表明，处于同一板块的两个国家的企业年金之间有着较强的正效应，即如果一个国家的企业年金发展的越好，与其处于同一板块的企业年金将享受到其所带来的溢出效应，将有着很好的企业年金。同样地，若以空间权重矩阵 W_2 （或 W_3 ）为例，则意味着处于同一法律体系（或经济距离越近）的国家之间的企业年金有着较强的正效应，比如英国和美国均为英美法系，二者均有着较高的企业年金发展水平。其他矩阵同上，这里不再一一赘述。

与此同时，以老年人口抚养比Aging作为人口老龄化的代理变量，其同样均在5个空间权重矩阵（矩阵 W_3 除外）下均在5%水平下显著为正，这也表明一个国家的人口老龄化对其企业年金发展有着显著的激进作用，这与Hlaváč(2011)的研究结论保持一致，同时也证实了本文的假设2。

较为出乎意料的是，在本文所选择的经济因素中仅失业率Unemployment在5%水平下显著为负，这说明失业率高不利于企业年金的发展，这主要是由在较高失业率的背景下大部分劳动者无能力应对当前的经济窘境，更无暇顾及未来的收入，特别是养老收入（以企业年金为代表）。换言之，较高的失业率抑制了甚至阻碍了企业年金进一步发展，成为其发展历程中的绊脚

石。同时，作为政治因素代表的政府稳定性Government均在5个空间权重矩阵（矩阵 W_1 除外）下均在1%水平下显著为负，这表明一个国家的政局越不稳定，其企业年金发展将更好，这貌似与人们的普遍认识相悖，然而稍加思考则不然。实际上，大部分国家的人们都有着较为传统的观点，特别是在经济发展处于初级阶段，存在着“养老靠政府”的念想，然而这一理念在政局不是很稳定的国家而言，将存在着很大的变数，由此促使人们关于自身的养老问题的解决方式发生一定的转变，不再单独地依赖政府，而是选择依赖自身，即诉诸于企业年金，使其成为自己的“养老保驾护航”。其他控制变量，不再一一赘述。

综上所述，企业年金的发展，不仅受其自身发展水平的影响，也受到人口老龄化、失业率和政府稳定性的影响，强有力地支持了本文提出的研究假设2。同时，也为各个国家或地区更好地发展企业年金提供了一定的指导依据和借鉴意义。

（四）企业年金的 B-N 分解

根据已有文献，本文通过B-N模型对于企业年金、老年人口抚养比以及其他控制变量分别进行趋势周期分解，在此基础之上进一步分析影响企业年金的根源。于是，选择用解释变量的各种成分来解释被解释变量相对应的各种成分（周建和张敏，2014）。诚然，表4已表明从整体上来看，在5个空间权重矩阵下世界范围内的企业年金具有显著的空间正效应，而且人口老龄化同样对其有显著正效应，而失业率和政府稳定性对其有着显著的负效应。由此需要进一步分析的是，既然企业年金与其影响因素可能是由多种成分所构成，那么这些成分之间的影响是否同上文分析一致呢？其贡献大小和方向如何呢？各种成分与整体效果有怎样内在联系呢？这些问题都有待解答。

为此，将各个影响因素的趋势性成分(TR)、周期性成分(C)对企业年金的相应成分的影响结果分别列示表5-A和表5-B。

表 5-A 企业年金的参数估计结果—趋势性成分 (TR)

	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5
W*Pension	0.668*** (0.04)	0.603*** (0.092)	0.630*** (0.044)	0.548*** (0.082)	0.493* ** (0.075)

Aging	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.002)
Public	0.062 (0.043)	0.082** (0.042)	0.067* (0.040)	0.085** (0.044)	0.077* (0.045)
Unemployment	-0.070** * (0.023)	-0.082** * (0.025)	-0.076** * (0.023)	-0.083** * (0.025)	-0.082 *** (0.026)
Inflation	-0.084** (0.034)	-0.065 (0.040)	-0.071** (0.035)	-0.072* (0.040)	-0.067 * (0.039)
Condition	0.031 (0.027)	0.003 (0.028)	0.016 (0.03)	0.004 (0.027)	-0.001 (0.030)
Investment	-0.012** * (0.003)	-0.012** * (0.003)	-0.012** * (0.003)	-0.013** * (0.004)	-0.012 *** (0.003)
Government	-0.039 (0.028)	-0.065** (0.032)	-0.051** (0.025)	-0.073** (0.033)	-0.080 ** (0.032)
Log-L	-261.95 4	-274.06 1	-261.35 7	-282.14 0	-281.7 71

表 5-B 企业年金的参数估计结果—周期性成分(C)

	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5
W*Pension	0.045*	0.023**	0.098***	0.025**	0.025**

	(0.024)	(0.011)	(0.029)	(0.011)	(0.013)
Aging	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Public	-0.029 (0.028)	-0.028 (0.028)	-0.027 (0.028)	-0.028 (0.028)	-0.028 (0.028)
Unemployment	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.012 (0.013)	-0.011 (0.013)	-0.011 (0.013)
Inflation	0.036 (0.045)	0.036 (0.045)	0.035 (0.045)	0.036 (0.045)	0.036 (0.045)
Condition	-0.001 (0.006)	-0.001 (0.006)	0.002 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.001 (0.006)
Investment	0.002 ^{***} (0.000)				
Government	-0.004 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.003 (0.008)	-0.005 (0.007)	-0.005 (0.007)
Log-L	71.605	71.605	72.079	71.636	71.674

不难看出，单就趋势性成分而言，同整体分析较为相似，企业年金依然有着显著的空间正效应，而且失业率Unemployment、预期通胀率Inflation和政府稳定性Government不利于企业年金的发展。不难发现，对于潜在的企业年金发展而言，较低的失业率、通货膨胀率及政府稳定性是较为有利因素。此外，基本养老金Public，除在空间矩阵 W_1 外，均对企业年金产生显著正效应，这也说明养老保险体系的前两个支柱协调发展，共同促进和谐养老保险体系的构建。较为困惑的是，投资环境Investment竟然对企业年金的发展产生明显不利的影响，这与人们的普遍看法存在着一定的分歧，稍加分析，便可发现，这一关系更多地归咎于这里的分析结果是基于趋势性成分而言，而且这一论断有望在后续研究中得到证实。果不其然，单就周期性成分而言，实证结果仅发现，企业年金有着较强的空间正效应，而其他控制变量中仅投资环境Investment对企业年金的发展有着显著的正效应，这说明随着投资环境的改善，为企业年金的发展创造了较好的投资氛围和提供了可观的投资机会，更有利于这一积累制的基金制度更好地发展。换言之，较好的投资环境，不利于潜在的企业年金，但有助于激发企业年金的波动部分。据此可以粗略

地推测出，影响企业年金的因素更多地来源于趋势性成分，而非周期性成分。

为此，有必要将趋势性成分进一步地细分为确定性成分(DT)与随机性成分(ST)，做类似的影响结果分析，分别列示在表6-A和6-B。可以看出，确定性成分的分析结果仅表明，企业年金有着较强的空间正相关性，未能很好地证实其他因素对企业年金发展的影响。相反，随机性成为很好地弥补这一不足。随机性成分的实证结果则证实，不仅企业年金的发展同样保持着较强的空间正效应，而且失业率Unemployment和预期通胀率Inflation均对企业年金的发展产生显著的不利影响，同时政府稳定性Government也有着负效应，这些与趋势性成分的分析结果基本吻合，也有利地证实了趋势性成分的影响更多地源于随机性成分，而非确定性成分。也就是说，上述影响因素对企业年金的影响更多来自于其冲击效应，而非固定部分，有效地诠释出外部冲击对企业年金的重要作用，也为进一步地促进企业年金的发展提供了有利的支撑。

表 6-A 企业年金的参数估计结果—确定性成分 (DT)

	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5
W*Pension	0.396*** (0.116)	0.109 (0.194)	0.379** (0.151)	0.100 (0.167)	0.043 (0.187)
Aging	0.093 (0.177)	0.235 (0.186)	0.087 (0.213)	0.240 (0.179)	0.251 (0.200)
Public	0.045 (0.127)	0.057 (0.130)	0.047 (0.127)	0.055 (0.130)	0.050 (0.13)
Unemployment	-0.178 (0.128)	-0.174 (0.128)	-0.176 (0.128)	-0.173 (0.128)	-0.171 (0.128)
Inflation	-0.173 (0.156)	-0.145 (0.178)	-0.142 (0.158)	-0.147 (0.175)	-0.164 (0.178)
Condition	-0.046 (0.271)	-0.042 (0.273)	-0.093 (0.260)	-0.037 (0.276)	-0.039 (0.256)
Investment	-0.144 (0.112)	-0.159 (0.115)	-0.115 (0.121)	-0.160 (0.116)	-0.163 (0.130)
Government	-0.139 (0.140)	-0.198 (0.155)	-0.173 (0.136)	-0.202 (0.156)	-0.209 (0.161)

Log-L	-231.652	-244.459	-232.476	-244.468	-245.508
-------	----------	----------	----------	----------	----------

表 6-B 企业年金的参数估计结果—随机性成分 (ST)

	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5
W*Pension	0.340*** (0.113)	0.186*** (0.068)	0.298*** (0.069)	0.177*** (0.063)	0.149*** (0.051)
Aging	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
Public	-0.028 (0.022)	-0.032 (0.020)	-0.023 (0.022)	-0.035* (0.021)	-0.034* (0.021)
Unemployment	-0.053* (0.030)	-0.053* (0.029)	-0.057** (0.029)	-0.052* (0.029)	-0.054* (0.029)
Inflation	-0.087* (0.049)	-0.082* (0.048)	-0.083* (0.049)	-0.085* (0.048)	-0.083* (0.047)
Condition	-0.013 (0.020)	-0.019 (0.023)	-0.013 (0.022)	-0.016 (0.022)	-0.016 (0.023)
Investment	0.004** (0.002)	0.006** (0.003)	0.003* (0.002)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)
Government	-0.004 (0.019)	-0.012 (0.022)	-0.006 (0.019)	-0.013 (0.022)	-0.014 (0.021)
Log-L	-112.736	-115.882	-113.089	-116.020	-116.480

更为有趣的是，无论是趋势成分 TR、周期性成分 C 还是确定性成分 DT 以及随机性成分 ST 分析中，均证实企业年金自身有着显著的空间正效应，这也与整体分析中的结果保持一致。同时，通过 B-N 分解也进一步地表明，失业率、预期通胀率与政府稳定性对企业年金发展的不利影响大都通过趋势性成分 TR，尤其随机性成分 ST 起作用，更好地挖掘出经济因素和政治因素对企业年金作用的根源所在，再次支持了本文的假设 2。

六、结论与建议

以2001-2013年世界范围内的30个国家为研究样本，本文借助空间全局Moran's I指数、空间向量自回归模型与B-N模型对企业年金的空间相关性、影响因素及其分解进行分析，得出如下结论：第一，世界范围内的企业年金在有着较大差异的同时具有显著的正向空间相关性，而且B-N分解表明，这一空间相关性更多地来自于趋势性成分，特别是确定性成分；第二，企业年金对其自身有着显著的空间正效应，同时B-N分解则进一步表明，这一效应不仅来自于趋势性成分(特别是确定性成分)，也来自于周期性成分；第三，失业率、预期通胀率和政府稳定性对企业年金的发展具有明显的阻碍作用，这主要通过趋势性成分尤其随机性成分得以实现，很好地挖掘出导致企业年金发展存在差异的根源所在。

基于不同国家在企业年金发展方面所存在着较大差异，特别是在人口老龄化程度日益加剧的背景下，我国应该如何有效地发展企业年金，使其更好地成为我国应对即将面临的人口老龄化问题的突破口，这无论是对于居民、企业还是对于政府而言都是极其棘手但又迫切需要解决的问题。为此，针对本文的研究结论，提出如下三点建议：首先，对于每个居民而言，尤其是在岗职工，应该积极地参与到企业年金计划之中，理应充分认识到，以牺牲眼前利益来换取养老保障是一个非常值得的举措，与此同时，应该积极主动就业，降低失业率，从而有效推动企业年金的发展与普及；其次，对于各个企业而言，在审视自身发展现状的同时，也有必要走出去到其他企业(特别是同地域或者同行业)借鉴学习，充分利用企业年金这一杠杆调动更好地人才的激励效应，力争做到取长补短，旨在提升自身竞争力的同时推动我国养老保险体系的建立健全，更为重要的是，伴随着企业自身的做大做强，为更多的劳动者提供就业机会，进而为整个社会创造更多的财富，从而为企业年金的进一步发展提供夯实的财力保障；最后，在经济新常态的大背景下，我国政府，无论是基层政府还是中央政府，应该大有作为，努力实现整个经济运行在较低的通货膨胀率且有序的投资环境的氛围中，同时不断完善现有制度，力争实现整个国家的政治稳定性，这些举措将有助于构建一套更加完整的适合于我国国情的养老保障体系，如此一来，不仅有利于有效地解决我国所面临的人口老龄化问题，还有助于使其更好地、全方位地为经济增长服务，引领整个国民经济走上更加规范、健康有序的发展之路。

参考文献

- [1] Beveridge, S., Nelson, C. R. 1981, A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the “business cycle” [J]. *Journal of Monetary Economics*, (7): 151-174.
- [2] Bloom, David E., Richard B. Freeman.,1992,The fall in private pension coverage in the US [J].*NBER Working Paper*.
- [3] Blundell, Richard, Costas Meghir and Sarah Smith, 2002, Pension Incentives and the Pattern of Early Retirement [J].*The Economic Journal*, 112(478):C153-C170.
- [4] Clark, P. K., 1987, The cyclical component of US economic activity [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, (4):797-814.
- [5] Datta Sudip, Mai E, Iskandar-Datta, Edward J. Zychowicz.,1996, Managerial Self-Interest, Pension Financial Slack and Corporate Pension Funding [J]. *The Financial Review*, (4): 695- 720.
- [6] Davis, E P. Policy and implementation issues in reforming pension systems [J]. E Philip Davis, 1998.
- [7] Feldstein, M., 1998, Transition to a Fully Funded Pension System: Five Economic Issues [J].*Redesigning Social Security, Tübingen*, b: 299–315.
- [8] Froot K, D., Scharfstein, J.Stein. ,1993, Risk Management: Coordinating Corporate Investment and Financing Policies [J]. *Journal of Finance*, (48): 1629-1648
- [9] Grech A G. , 2014, Assessing the sustainability of pension reforms in Europe: a pension wealth approach [J]. *Mpra Paper*, 29(2):143-162.
- [10] Harvey, A. C., 1985, Trends and cycles in macroeconomic time series [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, (3): 216-227.

- [11] Hlaváč, Jan. , 2011, The performance of the Czech Private Pension scheme: Current Design and its position within CEE countries [D], Master thesis, Charles University in Prague Faculty of Social Sciences.
- [12] Hodrick, Robert, Prescott Edward C, 1981, Post-war US business cycles: An empirical investigation[R]. *Working paper*, Carnegie-Mellon University.
- [13] Jensen, G.,K, Cotter, M, Morrissey. ,1995, State Insurance Regulation and Employers' Decisions to Self-insure [J]. *Journal of Risk and Insurance*, (62): 185- 213.
- [14] Krahn, J.P. ,1990, Über den Wertimpliziter Treueprämien: Betriebliche Altersversorgung aus finanzierungstheoretischer Sicht[J]. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* ,(42): 199–215.
- [15] Munnell A H, Bleckman D., 2014, Is Pension Coverage A Problem In The Private Sector? [J]. *Issues in Brief*, ib#14-7.
- [16] Müller, C., Raffelhüschen, B., Weddige, O., 2009, Pension obligations of government employer pension schemes and social security pension schemes established in EU countries[R]. Freiburg, Research Center for Generational Contracts.
- [17] Nelson, C. R. , 2008, The Beveridge-Nelson decomposition in retrospect and prospect [J]. *Journal of Econometrics*, (146): 202-206.
- [18] Stewart F, and D. Gomez Hernandez, 2011, Comparison of Costs & Fees in Countries with Private Defined Contribution Pension Systems [J]. *Social Science Electronic Publishing*.
- [19] Tapia, W. and J. Yermo. , 2008, Fees in Individual Account Pension Systems: A Cross-Country Comparison [J]. *OECD Working Papers on Insurance and Private Pensions*, OECD Publishing ,(27).
- [20] Thomas, J.K., 1988, Corporate taxes and defined benefit pension plans, *Journal of Accounting and Economics*, (10): 199-237.

- [21] Tyrell, Marcel and Reinhard H. Schmidt. , 2001, Pension Systems and Financial Systems in Europe: A Comparison from the Point of View of Complementarity [J]. Working Paper, 2(47): S. 469-50.
- [22] Wolf, Frieder. , Reimut Zohlnhöfer, and Georg Wenzelburger. , 2014, The politics of Public and Private Generosity in Advanced Democracies [J]. Social Policy and Administration, 1 (48):86-106.
- [23] 何林. 2015, DC 型企业年金最优资产配置和给付方案问题研究[J].中国管理科学, (8) : 39-45.
- [24] 李宏艳、王强. 2007, 关于企业年金解决已退休人员养老保险待遇的政策研究[J].管理世界, (10) : 150-151.
- [25] 林东海、林惠华. 2007, 不同税收优惠体制下企业年金的计算与分析[J].税务研究, (10) : 46-52.
- [26] 罗韶蓬. 2007, 关于我国企业年金会计核算的思考[J].国际金融研究, (8) : 68-72.
- [27] 蒲晓红. 2009, 论我国企业年金建立模式的选择[J].经济管理, (12) : 174-179.
- [28] 汪丽萍. 2015, 我国企业年金税惠政策的成本和收益精算评估[J]. 数量经济技术经济研究, (5) : 101-113.
- [29] 王晓芳、翟永会、闫海峰. 2010, 企业年金制度的经济效应—基于一般均衡模型的研究[J].南开经济研究, (5) : 46-55.
- [30] 王欣. 2009, 促进我国企业年金发展的税收优惠政策选择[J].经济管理, (4) : 153-158.
- [31] 王亚柯、王宾、韩冰洁、高云. 2013, 我国养老保障水平差异研究—基于替代率与相对水平的比较分析[J].管理世界, (8) : 109-117.
- [32] 张英明、陈澎. 2010, 国外企业年金税收政策研究述评[J].经济学动态, (8) : 146-148.
- [33] 郑秉文. 2005, 建立社会保障“长效机制”的 12 点思考—国际比较的角度[J].管理世界, (10) : 58-66.

- [34] 郑秉文. 2010, 中国企业年金发展滞后的政策因素分析[J]. 中国人口科学, (2): 2-23.
- [35] 郑婉仪、陈秉正. 2003, 企业年金对我国退休职工养老保险收入替代率影响的实证研究[J].管理世界, (11): 64-70.
- [36] 周建、张敏. 2014, 中国省际 GDP 强影响性特征及其形成机制研究[J]. 统计研究, (9): 37-43.
- [37] 朱铭来、季成. 2014, 企业年金发展与税收优惠政策—基于 OECD 国家面板数据的实证分析[J].财经论丛, (7): 31-37.

基本养老保险挤出了企业年金吗？

——基于模糊冲突模型的实证检验

郭磊、周岩¹

摘要：

基于政策执行理论的模糊冲突模型,以 2008-2014 年 A 股上市公司为样本,综合采用事件史分析和通径分析方法,实证检验企业基本养老保险实际缴费率对企业年金参保决策的影响。结果显示:(1)基本养老保险既能促进也能抑制企业年金,但总体上与企业年金互补发展;(2)基本养老保险并不直接影响企业年金,而是完全以企业感知的企业年金政策模糊性和冲突性为中介来发挥作用;(3)影响路径有三条,基本养老保险降低企业年金政策模糊性进而促进企业年金,基本养老保险降低企业年金政策模糊性和冲突性进而促进企业年金,基本养老保险提高企业年金政策冲突性进而抑制企业年金,前两条路径的作用超过了第三条路径;(4)国有企业与非国有企业有差异,后者只有基本养老保险降低企业年金政策模糊性进而促进企业年金一条路径。

关键词：模糊冲突，基本养老保险，企业年金

政策之间存在相互影响。一种可能的机制是,两个政策共享目标群体,一个政策的反馈效应影响另一个政策被感知的模糊性和冲突性,进而影响后者的执行结果。

一、政策反馈、模糊冲突与政策执行

¹郭磊, 同济大学经济与管理学院公共管理系副教授。周岩, 同济大学经济与管理学院公共管理系硕士研究生。

政策反馈理论 (Policy Feedback Theory, PFT) 认为政策主要通过两种机制影响行动者的态度和行为: 一是解释效应 (Interpretive Effects), 即政策作为信息源影响政治学习与政治态度, 二是资源效应 (Resource Effects), 即政策提供政治活动的激励与手段 (Pierson, 1993)。Jakobsen (2011) 和 Larsen (2008) 认为社会福利政策设计显著影响了政治态度, 相关项目获得支持。具体的, Jordan (2013) 发现普惠式的社会福利项目显著改变公众对福利国家的认知, 公众把具体的政策视为中产阶级和广大劳动者共同抵御市场风险的手段, 而不仅仅是收入再分配。Martin (2004) 发现英国和丹麦的福利政策改变了雇主的态度, 进而影响了雇主执行相关政策的积极性。政策执行过程中, 公众与执行者的直接接触也会影响公众的态度与行为。Soss 等 (2011) 考察美国 TANF 政策, 发现各州、各地方政府执行政策的差异显著影响了人们对政府、对自身的态度。Maclean (2011) 的研究表明体验过政府提供服务的非洲人, 无论是选举活还是其它的政治活动参与都更积极。Rose (2012) 发现接受美国联邦大学生助学贷款计划的女性, 其政治活动参与程度更高。Campbell (2002) 发现美国的社保政策促使那些依靠政府养老金生活的中低收入老年人积极参与政治活动, 以保护自身利益。Chen (2013) 考察美国 FEMA 在佛罗里达州飓风中救灾补助政策的反馈效应, 发现领取救济的选民其投票率与未领取救济的选民有显著差异, 执政党从中获益最大。

模糊冲突模型 (Ambiguity-Conflict Model, ACM) 认为制定者、执行者和目标群体对政策目标、政策手段认知、利益的不一致, 形成了政策的模糊性和冲突性, 进而影响了政策执行结果 (Matland, 1995)。Matland 在模糊-冲突二维空间中划分出四个象限 (图 1), 识别出各自对应的政策执行策略和决定执行结果的要素: 低模糊、低冲突象限, 对应行政性 (administrative) 执行, 资源 (resources) 决定结果; 低模糊、高冲突象限, 对应政治性 (political) 执行, 权力 (power) 决定结果; 高模糊、低冲突象限, 对应试验性 (experimental) 执行, 情境因素 (contextual conditions) 决定结果; 高模糊、高冲突象限, 对应象征性 (symbolic) 执行, 联盟力量 (coalition strength) 决定结果。根据 ACM, 行动者感知政策性质 (模糊与冲突), 进而决定执行策略, 再加上决定性因素 (资源、权力、情境和联盟力量), 最终决定了政策执行结果。Ellis (2015) 应用 ACM 考察英国的 Adult Social Care 项目, 发现地方政府从象征性执行到政治性执行的转向, 并考察了权力的动态作用。Hordern (2015) 则认为 2007-2010 英国的 Higher Skills 政策呈现高模糊、低冲突特征, 属于试验性执行范畴, 并分析了党派、政府和利益群体的互动。Ran (2013) 提出, 中国环境政策框架表现出的冲突性与模糊性, 在一定程度上导致政策执行者将其解读为“象征性政策”, 选择“象征性执行”模式, 从而产生了执行偏差。殷华方等 (2007) 提出了基于央地关系的 ACM, 并以江苏省外资产业政策执行为例进行了验证。胡业飞和崔杨杨 (2015) 引入了模糊政策的明晰化, 提出了试验性执行向行政性执行的转换策略, 以五个地方政府的社会化养老政策执行为例进行了验证。Howard 等 (2010) 考察了美国小石城的学区调整过程, 通过调查问卷发现不同群体对政策模糊和冲突的感知有差异, 对政策执行是否成功的判断也有差异。

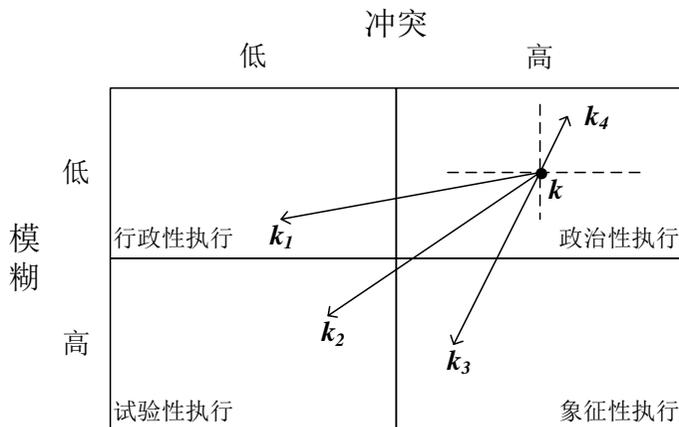


图 1 政策反馈与模糊冲突

当两个政策共享目标群体，就可以把 PFT 和 ACM 结合起来分析一个政策对另一个政策的影响机制，即政策 i 的反馈效应作用在目标群体上，影响其对政策 j 的模糊性和冲突性的感知，进而影响政策 j 的执行。给定某项政策 j ，目标群体感知的模糊性和冲突性分别为 a 和 b ($a, b > 0$ ，值越大表明模糊性或冲突性越高)，政策 i 的解释效应、资源效应作用在相同的目标群体上，他们对政策 i 的认知被带入到对政策 j 的认知，政策 j 被目标群体感知的模糊性和冲突性分别变为 a' 和 b' 。ACM 认为模糊性和冲突性常常负相关，所以，一般的，当 $a' > a$ 时， $b' < b$ ，当 $a' < a$ 时， $b' > b$ 。如图 1 所示，假如政策 j 被目标群体初始定位在低模糊、高冲突象限（点 k ），政策 i 的反馈效应改变了目标群体的感知，则初始位置发生偏移。如果感知的模糊性提高但冲突性降低，当 k 向 k_1 移动，从政治性执行转变为行政性执行，执行结果将改善；当 k 向 k_2 移动，从政治性执行转变为试验性执行，执行结果变化方向不确定；当 k 向 k_3 移动，从政治性执行转变为象征性执行，执行结果将变差。如果感知的模糊性降低但冲突性提高，当 k 向 k_4 移动，仍然保持政治性执行，执行结果变化方向不确定。特殊情况下，也可能发生模糊性和冲突性同向变动的情况，如果二者都降低，则执行结果将改善，如果二者都提高，则执行结果将变差。

二、基本养老保险与企业年金

（一）企业职工基本养老保险政策的反馈效应

政策设计和政策执行将影响目标群体的认知与行动。企业职工基本养老保险（BP）政策的目标群体主要是企业和职工，本文只考虑企业。首先是为了简化；其次从缴费规模来看，企业缴费是 20%¹，而职工缴费是 8%，企业

¹ 中央政策规定企业缴费率一般不超过 20%，各地各根据具体情况有所浮动。大多数地方执行 20% 的缴费率，沿海地区差异较大。

是职工的 2.5 倍；再者从实际执行过程看，主要决策，尤其是费基的策略性调整是企业而非职工所为。因此，只考虑企业，忽略职工也是合理的。

BP 政策定型于 2005 年《国务院关于完善企业职工养老保险制度的决定》（国发[38]号文），要求企业和职工按照规定的费基和费率缴纳保费，职工退休后按计发公式领取生存年金。该政策重新界定了政府、企业和职工在养老保障体系中的责任边界，企业以法定缴费为限对职工养老承担有限责任。企业缴费直接增加了总薪酬支出，但企业缴费进入地区统筹基金而非职工个人账户，职工根本无法感知薪酬的增加，因此，企业依法缴费的激励不足。在政策执行过程中，企业可以采取多种手段偷逃缴费，如不去有关部门为职工登记注册、少报缴费基数、直接拖欠等（Nyland 等，2006），这些行为甚至得到了地方政府和职工的默许。对地方政府而言，严格征缴不利于招商引资、就业和经济增长（Nyland 等，2011），尤其在经济不景气时，政府甚至允许企业缓缴费、少缴费，如果有缺口还可以依靠中央对地方以及省内的转移支付（彭宅文，2010）；对职工而言，企业依法缴费并不能直接增加当期的可支配收入，而且，企业依法缴费意味着职工也要依法缴费，职工即期收入反而可能减少，再者，企业负担加重可能会增加职工的失业风险。总的来看，BP 政策的设计与执行使得企业主观上尽力降低对职工的养老保障缴费责任，客观上又保留了企业一定程度履行缴费义务的能力。

（二）企业年金政策的模糊性与冲突性

目标群体对政策目标与手段均会感知一定程度的模糊与冲突。企业年金（EA）政策的目标群体主要包括企业和职工，本文只考虑企业。首先是为了简化；其次从中国企业年金实践来看，是否参保和缴费多少等主要决策是企业主导，职工基本没有发言权，甚至都不知情。因此，只考虑企业，忽略职工也是合理的。

2004 年《企业年金试行办法》（劳动和社会保障部令第 20 号）颁布实施，中国企业年金的基本制度框架正式建立。《企业年金试行办法》第一条规定，“为建立多层次的养老保险制度，更好地保障企业职工退休后的生活，完善社会保障体系，根据劳动法和国务院的有关规定，制定本办法”。从此条看，EA 政策目标在于为职工增加养老保障，为政府减轻养老负担，但企业有何激励则没有说明。理论上，企业年金可能有助于企业降低税收负担、增加对新老员工的吸引力、提升劳动生产率等（郭磊和苏涛永，2015；McCarthy，2006），但是实践中证据并不充足。因此，企业建立企业年金计划的目标并不明确，换言之，企业感知到 EA 政策的目标模糊性较高。同时，EA 政策手段也呈现较高度的模糊性。《试行办法》规定企业年金自愿建立，强制性的基本养老保险尚且不能保证严格执行，自愿性的企业年金可想而知。《试行办法》还规定“建立企业年金，应当由企业或职工代表通过集体协商确定”，但是中国的工会成熟度较低、集体协商制度不完善，二者无法为职工提供一个与企业协商企业年金事宜的平台。进一步，税收优惠被视为激励企业建立企业年金计划的重要手段，但此政策长期缺位，变动频繁，还存在部门冲突（郑秉文，2010）。2004 年《试行办法》颁布实施后，一直没有明确统一的全国性税收优惠政策，2008 年财政部才规定企业所得税优惠比例为企业上年度职工工资总额的 4%，2009 年优惠比例调整为 5%，同年，国税总局首次

明确职工个人缴费不享受税收优惠,2013年财政部等部门又规定个人所得税优惠比例为职工本人缴费工资计税基数的4%。但是,劳动和社会保障部¹的《试行办法》规定“企业缴费每年不超过本企业上年度职工工资总额的十二分之一,企业和职工个人缴费合计一般不超过本企业上年度职工工资总额的六分之一”(两个比例分别为8.3%、16.6%),两部门的规定差别很大。

EA政策的冲突性首先表现在多个利益主体目标不一致。如前文所述,政府和职工各有其目标,企业也会根据自身目标决策。即便目标不一致,如果手段兼容,政策冲突性也不会太高。不过,企业建立企业年金必须实实在在支付足够成本,包括前期建立企业年金计划的费用,建立计划后的企业年金缴费、企业年金账户管理费等。

(三) 政策反馈与模糊冲突

企业既是BP政策的主要目标群体,又是EA政策的主要目标群体,两项政策设计又存在关联,因此,BP政策的反馈效应作用在企业身上,势必影响EA政策的执行。由此,得到假设:

H1: BP政策直接影响了EA政策执行结果。

BP政策的反馈效应还会影响企业感知的EA政策模糊性与冲突性。首先,模糊性会降低。企业初始感知EA政策模糊性较高,但是与BP政策比较分析有助于深入理解企业年金。BP政策强制要求企业缴纳上年度职工工资总额的20%进入地区统筹基金,全部缴费计入成本免征企业所得税,没有工会和企业协商的余地,企业和职工也没有从缴费直接获益,因此,BP政策具有很高程度的税收性质。企业年金由企业和职工协商自愿建立,企业缴费不能超过上年度职工工资总额的8.3%,其中5%计入成本免征企业所得税。这意味着,企业年金是完全由企业自主决策的员工福利项目,目标由企业自主设定,实现收益最大化的手段(企业年金方案)也由企业自主设计,是否能从企业年金获益由企业自主判断,如果建立企业年金可以获得政府一定优惠,但优惠有限。进一步,BP政策执行中广泛存在的偷逃缴费行为,也会增强企业在企业年金决策上的自主性。因此,基本养老保险政策的设计和执行有助于企业清晰定位企业年金,降低模糊性。由此,得到假设:

H2: BP政策与EA政策的模糊性负相关;

H3: EA政策模糊性与执行负相关。

其次,模糊性降低可能导致冲突性提高。ACM认为模糊性和冲突性常常呈负相关关系,模糊性降低后,行动者能够更加清晰判断政策带来的成本、风险、收益分配等信息,冲突性可能会提高。企业认识到企业年金是一个完全由企业自主决策的福利项目,将促使企业深入思考企业年金的成本和收益:一方面成本确定要增加,一方面税收节约有限,人力资本收益却不确定(郭磊和苏涛永,2011),企业感知的冲突性将提高。由此,得到假设:

H4: EA政策的模糊性与冲突性负相关。

第三,政策反馈直接影响冲突性。《试行办法》要求企业“依法参加基本养老保险并履行缴费义务”才能建立企业年金:如果企业不建立企业年金,则可以更大限度偷逃缴费降低BP政策实际执行水平;如果企业决定建立企

¹ 现人力资源和社会保障部。

业年金，必须先规范基本养老保险缴费，成本将增加。不过，BP 政策执行情况也会提醒企业，可以在总薪酬框架内策略性平衡各子项目——工资、基本养老保险、住房公积金和企业年金等——以优化成本降低冲突性。由此，得到假设：

H5: BP 政策与 EA 政策的冲突性正相关；

H6: EA 政策冲突性与执行负相关。

根据以上假设得到 BP 政策影响 EA 政策执行的主要路径（图 2）：

P1: BP→EA；

P2: BP→模糊性→EA；

P3: BP→模糊性→冲突性→EA；

P4: BP→冲突性→EA。

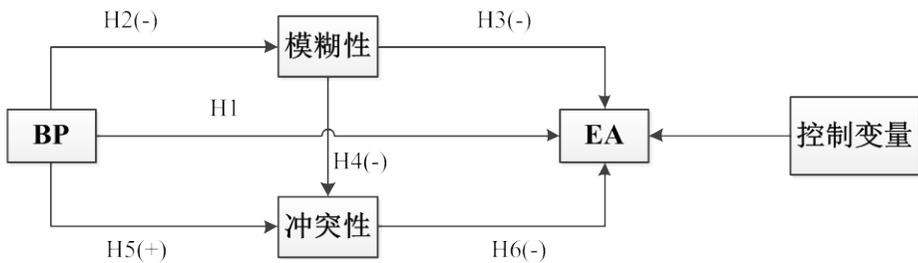


图 2 假设模型

三、数据与方法

（一）变量

被解释变量为企业年金参保，参保则赋值为 1，未参保则为 0。在数据库“应付职工薪酬”项下以多种形式披露了企业年金的参保缴费金额，凡是以“企业年金”、“补充养老保险”、“补充退休福利”等字段披露的年金缴费都视为企业年金参保，未涉及以上字段则视为企业年金未参保。

主解释变量为企业基本养老保险实际缴费率，即本年度企业基本养老保险缴费金额占上年度职工工资总额比重。如前文所述，BP 政策并不能完全得到执行，存在广泛的偷逃缴费行为，因此使用实际缴费率而不是政策缴费率更准确。根据《中国企业会计准则》，本文的职工工资总额仅包含“工资、奖金、津贴和福利”部分。上市公司本年度基本养老保险缴费的数据中可能包含企业对以前拖欠缴费的追缴，计算得出的实际缴费率可能会超过政策缴费率，但原则上不能超过 1，超过的视为缺失值。

中介变量包括：（1）模糊性，以企业住房公积金缴费率测量，即本年度企业住房公积金缴费金额占上年度职工工资总额比重，住房公积金缴费率越高，模糊性越低。政策规定了住房公积金的最低缴费率，同时企业可以超额缴费，原则上不设上限，政府只是设定了一个享受税收优惠的最高缴费率。企业如果愿意，缴费比例可以超过政策费率。因此，可以用住房公积金缴费

率测量模糊性，住房公积金缴费率越高，表明企业越认同企业年金政策，把企业年金政策看成科学有效的薪酬制度设计，对政策理解越清晰，政策执行意愿越高。(2) 冲突性，以企业平均工资测量，即当年度职工工资总额除以职工总人数并取对数，平均工资越高，冲突性越低。企业年金是自愿性的，是否参加由企业自行决定，感觉工资成本较高的企业可以选择不参加，感觉工资压力较小的企业可以选择参加。一般的，工资越高的企业客观上越有实力，主观上越有意愿为职工提供企业年金，感知的企业年金政策冲突性也越低；当企业感知冲突性较高时，可以通过降低工资来缓解压力。

控制变量包括：(1) 所有制，1 表示国有企业，0 表示非国有企业。参照 Guo 等人 (2016) 的研究，如果上市公司在其年报中披露实际控制人是国有企业、非企业国有机构，则赋值为 1，否则为 0。(2) 实际所得税率，即所得税费用占利润总额的比重。参照朱铭来等 (2015) 的研究，控制实际所得税率，给定企业年金税收优惠政策，企业的实际所得税率越高，表明企业的所得税负担越重，企业年金缴费带来的节约越显著。同时，企业的实际所得税率越高，表明企业盈利能力越高，越有可能在工资之外提供额外的员工福利。(3) 企业经营层面因素。参照 Yoshida 和 Horiba (2012) 的研究，控制资产回报率、市盈率、安全性 (以销售收到现金比率度量)、资产负债率。参照陆正飞等 (2012) 的研究，控制资本密集度，以总资产与营业总收入之比衡量。一般的，高资本劳动比的行业倾向于支付更高薪酬，更可能提供较高的养老福利。控制资产规模，以总资产的对数衡量。大企业更可能形成内部劳动市场，劳动力的流动性减弱、竞争性降低，信息不对称程度更高，监督职工的难度更大，根据效率工资理论，企业需要支付更高薪酬才能激励职工努力工作，养老福利可能更高。(4) 人力资源因素。职工人数，取对数，可以代表工会力量，人数越多，成立工会，与资方集体协商的可能性越高，建立企业年金的可能性越高。

(二) 数据

以 2008-2014 年沪深两市全部上市公司 (A 股) 为样本。通过国泰安数据库旗下的中国上市公司《财务报表数据库》、《财务报表附注数据库》、《财务指标分析数据库》、《股东研究数据库》、《首次公开发行数据库》、《治理结构研究数据库》等，获得样本企业 2007-2014 年如下数据：基本养老保险缴费金额、企业年金缴费金额、实际控制人性质、注册所在地、行业分类、实际所得税率、本年度职工工资总额、住房公积金缴费金额、职工人数、资产收益率、销售收入现金比率、资本密集度、资产负债率、市盈率、总资产等。2007 年之前，“应付职工薪酬”中并未对工资、基本养老保险缴费金额、企业年金缴费金额进行分类，因而本文收集了从 2007 年之后的数据。因计算企业基本养老保险实际缴费率和住房公积金缴费率等指标需要上一年度职工工资，故样本的描述和处理从 2008 年开始。

表 1 汇报了主要变量样本期间历年均值。如表 1 所示，基本养老保险实际缴费率与企业年金参保率负相关；基本养老保险实际缴费率与住房公积金缴费率正相关，即 BP 政策与 EA 政策模糊性负相关；住房公积金缴费率与平均工资负相关，即 EA 政策模糊性与冲突性负相关；基本养老保险实际缴费率与平均工资负相关，即 BP 政策与 EA 政策冲突性正相关；平均工资与

企业年金参保率正相关，即 EA 政策冲突性与政策执行负相关。H1、H2、H4、H5 和 H6 均得到初步验证。住房公积金缴费率与企业年金参保率负相关，即 EA 政策模糊性与政策执行正相关，H3 未得到验证。

表 1 主要变量描述

年份	新增参保企业数	累计参保企业数	累计参保率	基本养老保险实际缴费率	住房公积金缴费率	企业平均工资
2008	218	218	13.55	15.93	7.48	10.70
2009	139	357	20.32	13.95	7.03	10.74
2010	112	469	22.21	14.60	7.12	10.85
2011	90	559	23.83	13.95	6.65	10.97
2012	86	645	26.07	13.08	6.09	11.00
2013	53	698	27.72	12.82	5.86	11.11
2014	121	819	31.11	12.35	5.69	11.19

注：累计参保率、基本养老保险实际缴费率、住房公积金缴费率为百分数；企业平均工资取对数。

（三）方法

采用事件史分析方法。一旦企业 i 在 t 时间决定参保， i 在 $t+1$ 时间至样本期末的数据就被删除，仅保留 i 在样本初期至 t 时间的数据。本研究的被解释变量只有 0,1 两个取值，核心问题是考察导致被解释变量从 0 转化为 1 的影响因素，因此，被解释变量变化为 1 之后的数据没有解释力。

采用路径分析方法。本文考察 BP 政策对 EA 政策执行的影响，除了 BP 对 EA 的直接影响，根据 ACM，BP 还可能以 EA 政策的模糊性和冲突性为中介，间接影响 EA 政策执行。路径分析可以同时呈现解释变量影响被解释变量的多种路径，包括直接和间接的，正向和负向的，单一环节和多环节的等，并能够对总影响进行分解，与研究问题非常匹配。

分别考察国有企业子样本和非国有企业子样本，检验结果的稳健性。

四、实证结果

（一）基准模型

图 3 汇报了 BP 政策影响 EA 政策执行的假设检验结果。如图 3 所示，基本养老保险实际缴费率与企业年金参保负相关但不显著，表明 BP 政策并不直接影响 EA 政策执行，H1 没有获得支持；基本养老保险实际缴费率与住房公积金缴费率显著正相关，表明 BP 政策与 EA 政策模糊性显著负相关，H2 得到支持；住房公积金缴费率与企业年金参保显著正相关，表明 EA 政策模糊性与执行显著负相关，H3 得到支持；住房公积金缴费率与平均工资显著正相关，表明 EA 政策模糊性与冲突性显著正相关，H4 未获得支持；基本养老保险实际缴费率与与平均工资显著负相关，表明 BP 政策与 EA 政策冲突性显著正相关，H5 得到支持；平均工资与企业年金参保显著正相关，表

明 EA 政策冲突性与执行负相关，H6 得到支持。

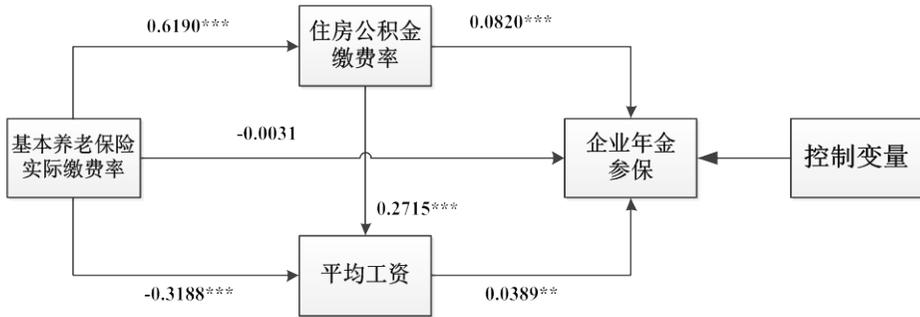


图 3：BP 政策影响 EA 政策执行的假设检验结果

如图 3 所示，BP 政策并不直接影响 EA 政策执行，而是完全以模糊性和冲突性为中介发挥作用，因此，剔除 BP 影响 EA 的直接路径，重新运行模型。表 2 汇报了 BP 政策间接影响 EA 政策执行的路径。如表 2 所示，BP 政策间接影响 EA 政策执行的路径有三条：（1）BP 政策降低 EA 政策模糊性，进而促进 EA 政策执行；（2）BP 政策降低 EA 政策模糊性，进而降低 EA 政策冲突性，最终促进 EA 政策执行；（3）BP 政策提高 EA 政策冲突性，进而抑制 EA 政策执行。其中，路径（2）影响最小，路径（3）和路径（1）的影响分别是路径（2）的 1.91 倍和 7.52 倍。三条路径汇总，BP 政策一方面通过降低 EA 政策模糊性促进其执行，另一方面又通过提高 EA 政策冲突性抑制其执行，但模糊性的作用超过了冲突性的作用，总体上 BP 政策促进了 EA 政策执行。

表 2 BP 政策间接影响 EA 政策执行的路径分析

	路径	系数	相对
直接效应	基本养老保险→企业年金参保	-	
中介效应	基本养老保险→模糊→企业年金参保	0.0496	7.52
	基本养老保险→模糊→冲突→企业年金参保	0.0066	1
	基本养老保险→冲突→企业年金参保	-0.0126	1.91
总效应		0.0436	

注：本表汇报的是标准化系数。

（二）稳健性

为检验模型的稳健性，分别考察国有企业子样本和非国有企业子样本。

图 4 汇报了国有企业子样本的检验结果。如图 4 所示，国有企业子样本的检验结果与全样本基本一致：基本养老保险实际缴费率与企业年金参保正相关但不显著，表明 BP 政策并不直接影响 EA 政策执行，H1 没有获得支持；

其它路径系数均与预期一致，H2-H6 获得支持。

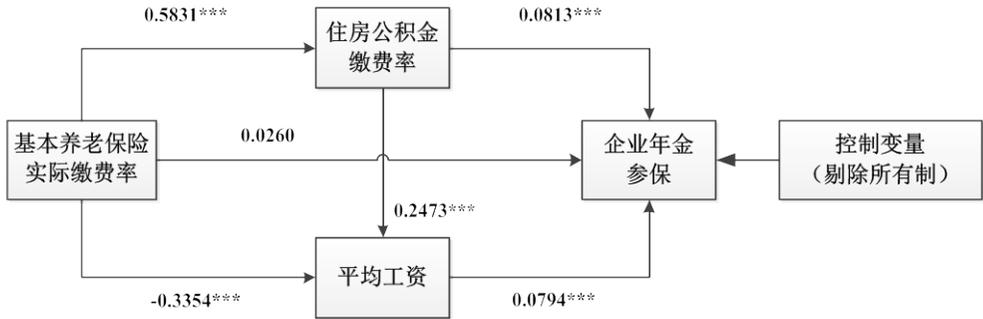


图 4 国有企业子样本的检验结果

表 3 汇报了剔除 BP 政策直接影响 EA 政策执行的路径，国有企业子样本全部间接影响的路径：（1）BP 政策降低 EA 政策模糊性，进而促进 EA 政策执行；（2）BP 政策降低 EA 政策模糊性，进而降低 EA 政策冲突性，最终促进 EA 政策执行；（3）BP 政策提高 EA 政策冲突性，进而抑制 EA 政策执行。其中，路径（2）影响最小，路径（3）和路径（1）的影响分别是路径（2）的 2.33 倍和 5.14 倍。三条路径汇总，BP 政策一方面通过降低 EA 政策模糊性促进其执行，另一方面又通过提高 EA 政策冲突性抑制其执行，但模糊性的作用超过了冲突性的作用，总体上 BP 政策促进了 EA 政策执行。

表 3 国有企业子样本的路径分析

	路径	系数	相对
直接效应	基本养老保险→企业年金参保	-	
中介效应	基本养老保险→模糊→企业年金参保	0.0565	5.14
	基本养老保险→模糊→冲突→企业年金参保	0.0110	1
	基本养老保险→冲突→企业年金参保	-0.0256	2.33
总效应		0.0419	

注：本表汇报的是标准化系数。

图 5 汇报了非国有企业子样本的检验结果。如图 5 所示，非国有企业子样本的检验结果与全样本基本一致：平均工资与企业年金参保正相关但不显著，表明 EA 政策冲突性并不影响其执行，H6 没有获得支持；其它的则与全样本一致，H1 没有获得支持，H2-H5 获得支持。

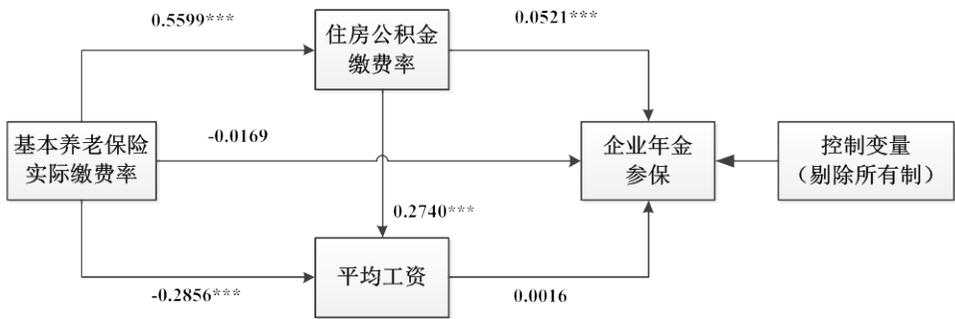


图 5 非国有企业子样本的检验结果

由于 BP 政策与 EA 政策执行的直接关系不显著,而且 EA 政策冲突性与执行的关系也不显著,所以对于非国有企业,只有 BP 政策降低 EA 政策模糊性,进而促进 EA 政策执行一条路径。剔除其它路径,重新运行模型,BP 政策降低 EA 政策模糊性而促进 EA 政策执行的路径系数为 0.0238。

五、结论

基于政策反馈理论和模糊冲突模型,本文提出一个政策间的影响机制:两个政策共享目标群体,一个政策的反馈效应影响另一个政策被感知的模糊性和冲突性,进而影响后者的执行结果,并以中国的企业职工基本养老保险政策和企业年金政策为例进行了验证。以 2008-2014 年沪深两市全部上市公司(A 股)为样本,以企业年金参保为被解释变量,测量政策执行;以企业职工基本养老保险实际缴费率为主解释变量,测量政策反馈;以住房公积金缴费率、平均工资为中介变量,测量政策模糊性、冲突性,综合采用事件史分析和路径分析方法,实证检验基本养老保险政策对企业年金政策的影响机制。研究发现:(1)基本养老保险一方面促进企业年金发展,另一方面也抑制企业年金发展,但总体上与企业年金互补发展;(2)基本养老保险并不直接影响企业年金,而是完全以企业感知的企业年金政策模糊性和冲突性为中介来发挥作用;(3)影响路径有三条,基本养老保险降低企业年金政策模糊性进而促进企业年金,基本养老保险降低企业年金政策模糊性和冲突性进而促进企业年金,基本养老保险提高企业年金政策冲突性进而抑制企业年金,前两条路径的作用超过了第三条路径;(3)国有企业与非国有企业有差异,后者只有基本养老保险降低企业年金政策模糊性进而促进企业年金一条路径。以上结果验证了本文提出的理论假设。

本文有两个重要的理论发现:(1)政策反馈的解释效应可以超过资源效应。一般的,资源效应因为比较直观,更容易被研究者关注。但是,本研究中 BP 政策降低了目标群体感知 EA 政策的模糊性,有助于改善后者的执行效果;同时,BP 政策又会提升目标群体感知 EA 政策的冲突性,不利于后者的执行;两种相反的效应同时存在,但是前者的正效应超过了后者的负效应。

(2)政策的模糊性和冲突性可以正相关。模糊冲突模型认为模糊性和冲突

性常常负相关，但是，本研究中由于 BP 政策的影响，目标群体感知 EA 政策的模糊性降低，同时冲突性也降低。

本文还发现两个重要的现象：（1）基本养老保险可以与企业年金共同发展。一般认为基本养老保险加重企业负担会挤出企业年金，但是，本研究发现，企业对比基本养老保险和企业年金能够强化对后者的理解，从而更愿意建立企业年金。这两种效应同时存在，认知的作用超过了成本的作用；（2）企业降工资以升福利。基本养老保险和企业年金同时发展，无疑会增加企业成本，这也是大家不看好企业年金的重要原因。本研究发现企业为了消解基本养老保险和企业年金的成本压力，策略性的降低职工工资。

参考文献

- [1] Campbell A L. Self-interest, social security, and the distinctive participation patterns of senior citizens[J]. *American Political Science Review*, 2002, 96(03): 565-574.
- [2] Chen J. Voter partisanship and the effect of distributive spending on political participation[J]. *American Journal of Political Science*, 2013, 57(1): 200-217.
- [3] Ellis K. Personalisation, ambiguity and conflict: Matland's model of policy implementation and the transformation of adult social care in England[J]. *Policy & Politics*, 2015, 43(2): 239-254.
- [4] Guo L, Wu S, Yang X, et al. The Impact of State Ownership on Occupational Pension Participation and Contribution Rate: Evidence from China[J]. *Transylvanian Review*, 2016, 24(9): 1271-1283.
- [5] Hordern J. An unfinished experiment: ambiguity and conflict in the implementation of higher skills policy[J]. *Research Papers in Education*, 2015, 30(2): 248-265.
- [6] Howard J Y, Wrobel S L, Nitta K A. Implementing change in an urban school district: A case study of the reorganization of the little rock school district[J]. *Public Administration Review*, 2010, 70(6): 934-941.
- [7] Jakobsen T G. Welfare Attitudes and Social Expenditure: Do Regimes Shape Public Opinion?[J]. *Social indicators research*, 2011, 101(3): 323-340.
- [8] Jordan J. Policy feedback and support for the welfare state[J]. *Journal of European Social Policy*, 2013, 23(2): 134-148.
- [9] Larsen C A. The institutional logic of welfare attitudes: How welfare regimes influence public support[J]. *Comparative political studies*, 2007.
- [10] MacLean L M. State retrenchment and the exercise of citizenship in Africa[J]. *Comparative Political Studies*, 2010, 44(9): 1238-1266.
- [11] Martin C J. Reinventing welfare regimes employers and the implementation of active social policy[J]. *World Politics*, 2004, 57(01): 39-69.
- [12] Matland R E. Synthesizing the implementation literature: The ambiguity-conflict model of policy implementation[J]. *Journal of public administration research and theory*, 1995, 5(2): 145-174.
- [13] McCarthy D. The rationale for occupational pensions[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2006, 22(1): 57-65.
- [14] Nyland C, Smyth R, Zhu C J. What Determines the Extent to which Employers will Comply with their Social Security Obligations? Evidence from

Chinese Firm - level Data[J]. *Social Policy & Administration*, 2006, 40(2): 196-214.

[15] Nyland C, Thomson S B, Zhu C J. Employer attitudes towards social insurance compliance in Shanghai, China[J]. *International Social Security Review*, 2011, 64(4): 73-98.

[16] Pierson P. When effect becomes cause: Policy feedback and political change[J]. *World politics*, 1993, 45(04): 595-628.

[17] Ran R. Perverse incentive structure and policy implementation gap in China's local environmental politics[J]. *Journal of Environmental Policy & Planning*, 2013, 15(1): 17-39.

[18] Rose D. The Development Of US Higher Education Policy And Its Impact On The Gender Dynamics Of American Citizenship[D]. Cornell University, 2012.

[19] Soss J, Fording R C, Schram S. Disciplining the poor: Neoliberal paternalism and the persistent power of race[M]. Chicago: University of Chicago Press, 2011.

[20] Yoshida K, Horiba Y. Determinants of defined-contribution Japanese corporate pension coverage[J]. *The Japanese Accounting Review*, 2012, 2(2012): 33-47.

[21] 郭磊, 苏涛永. 人力资源, 税收, 所有制与企业年金参保——基于家庭金融微观数据的实证研究[J]. *公共管理学报*, 2015, 12(1): 94-106.

[22] 胡业飞, 崔杨杨. 模糊政策的政策执行研究——以中国社会化养老政策为例[J]. *公共管理学报*, 2015 (2): 93-105 157.

[23] 陆正飞, 王雄元, 张鹏. 国有企业支付了更高的职工工资吗[J]. *经济研究*, 2012(3): 28-39.

[24] 彭宅文. 财政分权, 转移支付与地方政府养老保险逃费治理的激励[J]. *社会保障研究 (北京)*, 2010 (1): 138-150.

[25] 殷华方, 潘镇, 鲁明泓. 中央——地方政府关系和政策执行力: 以外资产业政策为例[J]. *管理世界*, 2007 (7): 22-36.

[26] 郑秉文. 中国企业年金发展滞后的政策因素分析[J]. *中国人口科学*, 2010(2): 2-23.

[27] 朱铭来, 于新亮, 程远. 企业年金决策影响因素研究——基于上市公司避税动机的实证分析[J]. *保险研究*, 2015 (1): 8-21.

国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的长期影响

景鹏、郑伟¹

摘要：

国有资本收入划拨养老保险在弥补基金缺口的同时，会通过“挤占财政”和“养老降费”两条路径影响劳动力供给。本文建立内生生育率和教育投入的 OLG 模型，考虑划拨对基金缺口补足与否两种情形，从数量和质量两个维度综合分析国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的长期影响。研究发现，在划拨未超过基金缺口情形下，提高划拨率将降低劳动力数量而提高劳动力质量，并使劳动力总供给下降；在划拨超过基金缺口情形下，提高划拨率对劳动力数量和质量的影响方向不变，但影响程度改变，对劳动力总供给的影响取决于父母对子女数量和质量的相对重视程度。如果父母相对不看重子女数量，提高划拨率将进一步降低劳动力总供给；如果父母逐渐看重子女数量，提高划拨率对劳动力总供给的影响将由负转正。本文结论的政策含义是，制定“劳动友好型”划拨政策、改变“以控制数量为主”的人口发展理念和父母对子女“重质量轻数量”的惯性观念、深入推进国有企业改革、优化配置教育资源，将有助于实现养老保险制度与劳动力市场的良性互动发展。

关键词：国有资本收入，养老保险，划拨率，劳动力供给

一、引言

为应对人口老龄化对我国企业职工基本养老保险制度财务可持续性的

¹ 景鹏，北京大学经济学院博士后。郑伟，北京大学经济学院教授，博士生导师。

冲击，除全面推进制度参量式改革外，决策层和学术界对划拨国有资本充实养老保险基金已达成共识。但是，当人们讨论国有资本划拨时，通常仅考虑对养老保险基金缺口的弥补，而很少关注其将对劳动力供给产生何种影响。众所周知，中国人口结构的深刻变化正导致人口红利逐渐消失和“刘易斯转折点”到来（蔡昉，2010），劳动力供给短缺现象开始显现并愈演愈烈。因此，在这样的背景下，探讨国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的长期影响就显得尤为重要。

我们先简要回顾国有资本收入划拨养老保险的政策沿革。2001年国务院发布《减持国有股筹集社会保障资金管理暂行办法》，要求拥有国有股的股份有限公司在首次发行和增发股票时按融资额的10%出售国有股，出售收入全部上缴全国社会保障基金。由于国有股减持对证券市场造成巨大冲击，该规定仅执行了4个多月就被叫停。2003年十六届三中全会通过的《关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》正式提出“采取多种方式包括依法划转部分国有资产充实社会保障基金”。2009年财政部等四部委联合印发《境内证券市场转持部分国有股充实全国社会保障基金实施办法》，要求含国有股的股份有限公司将首次公开发行股票数量的10%转由全国社会保障基金理事会持有。2013年十八届三中全会通过的《关于全面深化改革若干重大问题的决定》更是明确提出“划拨部分国有资本充实社会保障基金”。事实上，划拨国有资本充实养老保险基金是有历史依据的。在1997年建立企业职工基本养老保险制度之前，国有企业及其职工没有缴纳养老保险费，而“视同缴费”等制度规定造成后代人必须缴纳较高的养老保险费才能支付得起未缴费职工的基本养老金。¹鉴于此，国有资本收入划拨养老保险至少包括两个任务：一是填补国有企业遗留的养老保险历史欠账，二是为合理降低养老保险缴费率腾出空间。

接着回到本文研究主题，国有资本收入划拨将对劳动力供给产生怎样的影响呢？直观地看，国有资本收入划拨养老保险通过“挤占财政”和“养老降费”两条路径影响个人生育和教育决策，进而影响劳动力的长期供给。一方面，国有资本收入划拨养老保险挤占了公共财政收入，在财政预算平衡和支出结构不变的情况下将使公共教育投入相应减少。如果父母欲维持

¹ 比如，由于“老人”无个人账户积累，“中人”视同缴费年限无资金补偿；推进国有企业改革中，1998—2006年间近1000万职工“提前退休”。两项成本主要集中在未来20年内偿还，年均近2800亿元，相当于缴费工资的7.4%。资料来源：胡晓义，2009：《走向和谐：中国社会保障发展60年》，中国劳动社会保障出版社，第133页。

生育率和私人教育投入不变，那么公共教育投入的减少会降低子女人力资本水平，导致劳动力质量下降；如果父母欲维持子女人力资本水平不变，则需要增加私人教育投入，由此产生的经济压力会抑制生育倾向，导致劳动力数量下降。无论是劳动力质量还是数量下降，均加剧了劳动力供给短缺。另一方面，当国有资本收入划拨超过养老保险基金缺口后，养老保险缴费率将随划拨率的提高而下降，个人成年期可支配收入增加，于是激励父母将更多的预算用于生育和教育子女，促进劳动力数量和质量上升，从而可以缓解劳动力供给短缺。那么，国有资本收入划拨养老保险究竟将对劳动力供给产生怎样的影响？是加剧还是缓解劳动力供给短缺？如何确定与劳动力供给相协调的划拨率？研究这些问题，不仅可以丰富养老保险经济学研究文献，而且能为我国合理制定国有资本收入划拨养老保险政策提供参考，具有重要的理论和现实意义。

本文余下部分安排如下：第二部分是文献回顾；第三部分是构建理论模型；第四部分是分析划拨对劳动力供给的影响机理；第五部分是参数取值、数值模拟与敏感性分析；第六部分是结论与启示。

二、文献回顾

养老保险通过改变个人预算约束影响劳动供给决策，而劳动是经济增长的核心要素，使得养老保险的劳动供给效应成为学术界关注的重要问题。既有文献对该主题的研究主要集中于两个方面：一是以劳动参与率和周工作小时数为评价指标，从统计或实证视角评估一定时期内养老保险制度及其改革对劳动力数量的影响；二是以生育率或人力资本为内生变量，从一般均衡理论视角分析养老保险制度及其改革对劳动力数量或质量的影响。

大量统计或实证分析表明，建立公共养老保险制度的国家都出现了老年人劳动参与率下降现象。Gruber & Wise (1999) 统计 11 个 OECD 国家的数据发现，这些国家 60—64 岁男性劳动参与率在 20 世纪 60 年代初都曾超过 70%，但到了 90 年代中期，多数国家降到 50% 以下，比利时、意大利、法国、荷兰甚至低于 20%。French & Jones (2012) 统计得出 OECD 国家 60—64 岁男性劳动参与率在 1970—2000 年间的降幅超过 20 个百分点。尽管造成劳动参与率下降的因素有很多，比如健康状况、技术进步、劳动力市场结构等，但普遍较高的养老金是一个不可忽视的重要原因

(Ferreira & Santos, 2013)。随着人口老龄化对基本养老保险制度冲击加大, 延迟退休年龄、削减养老金等制度优化政策的实施改变了人们尤其是老年人的劳动供给决策。Blau & Goodstein (2010) 研究表明退休年龄延长和福利待遇削减可以解释美国 1990 年以来劳动参与率提高的 25%—50%。Hernæs et al. (2016) 研究发现 2011 年挪威调整提前退休制度促使接近法定退休年龄的老年人增加劳动供给, 30% 的 63 岁人群每周多工作 7 个小时, 46% 的 64 岁人群每周多工作 8 个小时。国内该方面的研究还不多, 原因在于我国劳动力长期处于供过于求状态, 近几年出现劳动力供给短缺现象才引起学者们的关注。程杰 (2014) 利用农村住户抽样调查数据分析发现, 扩大养老保险覆盖面降低了农民劳动参与率和劳动供给时间, 提高养老保险待遇减少了农民劳动时间或激励他们更早退出劳动力市场。张川川等 (2015) 研究显示新农保会显著降低农村老年人劳动供给, 表现为提前退出工作岗位和减少周工作小时数。

目前, 从一般均衡理论视角直接讨论养老保险制度及其改革对劳动力供给影响的文献还较少, 相关研究多是在新古典增长框架或内生增长框架下, 以生育率或人力资本为内生变量分析养老保险制度与经济增长之间的关系, 从而间接反映养老保险制度及其改革对劳动力数量或质量的影响。Zhang & Zhang (1995) 发现在利己主义动机 (个人只关心自己一生消费) 下, 如果个人生育子女的目的仅是为了获得经济支持, 那么现收现付制养老保险制度将导致生育率下降。Zhang (1995) 假设个人同时存在利己主义动机和利他主义动机 (个人不仅关心自己一生消费, 而且关心子女数量和效用), 证明了现收现付制养老保险制度会导致个人降低生育率和增加人力资本投资, 而基金积累制不对生育率和人力资本产生影响。Kermnitz & Wigger (2000) 将人力资本外部性纳入分析框架, 认为现收现付制养老保险制度产生的人力资本代际溢出效应将激励父母加大人力资本投资, 促进人力资本积累达到最优水平, 而基金积累制会造成人力资本积累不足。Ehrlich & Kim (2007) 研究表明降低养老保险缴费率和提高养老保险待遇将使家庭降低生育率, 且这种不利影响无法完全通过家庭代际收入转移来化解。Yew & Zhang (2009) 建立考虑人力资本外部性和生育率的王朝家族模型 (dynastic family model), 研究发现如果父母对子女数量的重视程度远低于子女效用, 那么提高养老保险待遇将降低生育率和提高人力资本水平。Wang (2015) 研究表明不同养老保险待遇对生育率和失业率的影响存

在差异，较高的养老保险待遇能提高生育率和降低失业率，而较低的养老保险待遇会导致生育率和失业率进一步恶化。

国内关于养老保险制度改革对生育率和人力资本的影响已有一些研究，主要探讨养老保险待遇调整、缴费率下降、退休年龄延长等产生的效应。例如，郭凯明和龚六堂（2012）研究表明加大社会养老保障力度会降低父母对子女的依赖程度，促使家庭减少生育率，如果父母生育子女的目的仅是为了获得养老保障且从子女数量中获得的效用较小时，家庭就会增加对子女的教育投入，促进人力资本积累。彭浩然和陈斌开（2012）建立两期 OLG 模型分析得到，降低养老保险缴费率会促进人力资本和物质资本积累。郭凯明和颜色（2016）基于统一增长理论研究发现，延迟退休对劳动力数量和质量的长期影响取决于父母对子女数量和质量的相对重视程度，如果父母对子女数量的重视程度较低，那么延迟退休会降低劳动力数量增长而提高质量增长。严成樑（2016）认为在新古典增长框架和内生增长框架下，无论养老保险制度是现收现付制还是基金积累制，延迟退休都会使均衡状态时的生育率上升。

据我们所知，目前仅有几篇文献针对国有资本收入划拨养老保险问题展开研究。杨俊等（2006）建立存在股权交易的OLG模型研究发现，国有股权型社会保障政策能够促进人力资本积累和经济增长，并比较得出这种政策优于向年轻人征收社会保障税的政策。杨俊和龚六堂（2008）研究表明社会福利与划拨率之间存在倒U型关系，估算出社会福利最大化下的划拨率约为 32%。但是，这两篇论文都假设国有资本收入全部划拨给养老保险基金且生育率是外生给定的，而现实中国有资本收入中的一部分需要留存于企业满足下一期生产需要，上缴政府部分也不是都划拨给养老保险基金。高奥和龚六堂（2015）在OLG模型一般均衡框架下研究发现，当子女获得的教育投入对划拨率的弹性大于生育成本对划拨率的弹性时，提高划拨率将促进人力资本积累和经济增长。但是，该文结论建立在国有资本收入划拨养老保险会增加个人养老金的基础之上，这与实际情况不符。¹高奥等（2016）进一步分析了调整划拨率和社保费率对人均福利和收入不平等的影响，结果显示提高划拨率会加剧收入不平等但能提升人均福利，提高

¹ 国有资本收入划拨养老保险的目的是为了填补国有企业遗留的养老保险历史欠账和合理降低缴费率，《社会保险法》也规定养老金只根据工资增长率和通货膨胀率等指标进行调整，因此划拨不会增加个人养老金。

社保费率会同时降低收入不平等和人均福利。

既有文献就养老保险制度及其改革的经济效应进行了深入分析，得出许多具有重要启示意义的研究成果；但同时我们发现，研究养老保险制度改革对劳动力供给影响的文献多是从数量或质量单一维度进行分析，而且尚未有文献从一般均衡理论视角考察国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的影响，这不能不说是一个缺憾。在我国养老保险基金缺口逐渐扩大和劳动力供给短缺日益严重的现实背景下，国有资本收入划拨养老保险在弥补基金缺口的同时必然会对劳动力供给带来深远影响，这一问题十分值得关注。与之前研究相比，本文的创新和主要工作表现为：第一，建立内生生育率和教育投入的 OLG 模型，考虑划拨对基金缺口补足与否两种情形，从数量和质量两个维度就划拨率变动对劳动力供给的影响进行理论分析。在划拨未超过基金缺口情形下，提高划拨率将降低劳动力数量而提高劳动力质量。在划拨超过基金缺口情形下，如果父母相对很不看重子女数量，提高划拨率对劳动力数量和质量的影响方向不变，但影响程度随父母逐渐看重子女数量而减弱；如果父母相对很看重子女数量，提高划拨率将可能提高劳动力数量而降低劳动力质量。第二，通过数值模拟，揭示父母对子女数量和质量不同重视程度下劳动力总供给与划拨率之间的关系。如果父母相对更看重子女质量，劳动力总供给与划拨率呈反向变化关系；如果父母同等看重子女数量和质量或相对更看重子女数量，劳动力总供给与划拨率呈先降后升的 V 型变化关系。第三，讨论与劳动力供给相协调的划拨率，强调划拨不能仅着眼于弥补养老保险基金缺口，还应当尽可能降低对劳动力供给的扭曲程度。

三、理论模型

本部分在一般均衡框架下，引入国有资本收入划拨养老保险机制，构建一个内生生育率和教育投入的 OLG 模型。个人通过选择消费、储蓄、生育率和私人教育投入，最大化其一生效用；企业通过配置物质资本和人力资本，最大化其利润。政府分为养老和财政两个部门，每期均满足预算平衡约束。

（一）个人

假设代表性个人一生分为少年期、成年期和老年期三个阶段：在少年期接受教育，进行人力资本积累；在成年期参加工作，将劳动收入用于成

年期消费、储蓄、缴纳费税以及生育和教育子女；在老年期退休，将储蓄本息和领取的基本养老金全部用于老年期消费。个人在第 t 期进入成年期，通过供给一单位劳动获得与其人力资本水平 h_t 相匹配的劳动收入 $w_t h_t$ ， w_t 为有效工资率，然后将劳动收入按比例 s_t 、 θ_t 、 σ 分别进行储蓄、缴纳统筹账户和个人账户养老保险费，按税率 τ 缴纳个人所得税，剩余部分用于成年期消费 c_t 以及生育和教育子女。每个成年人生育子女数量（生育率）为 n_t ，生育一个子女的时间成本占劳动收入比重为 γ ，对每个子女的私人教育投入为 e_t ，那么个人生育和教育子女的总成本为 $(\gamma w_t h_t + e_t)n_t$ 。借鉴 Cipriani（2014），本文假设个人均能生存至成年期末，但在老年期的生存概率为 p ，第 t 期成年人数量为 N_t ，则第 t 期少年数量也就是第 $t+1$ 期成年人数量为 $N_{t+1} = n_t N_t$ ，第 $t+1$ 期老年人数量为 $p N_t$ 。第 t 期成年人在第 $t+1$ 期退休，不再获得劳动收入，其老年期消费 d_{t+1} 来源于成年期储蓄本息 $R_{t+1} s_t w_t h_t$ 和领取的基本养老金，包括统筹账户养老金 $R_{t+1} \delta w_t h_t$ 和个人账户养老金 $R_{t+1} \sigma w_t h_t$ 。其中， R_{t+1} 为物质资本总回报率， δ 为统筹账户养老金替代率现值。由此，个人在成年期和老年期的预算约束方程分别表示为：

$$c_t = (1 - s_t - \theta_t - \sigma - \tau) w_t h_t - (\gamma w_t h_t + e_t) n_t \quad (1)$$

$$d_{t+1} = R_{t+1} (s_t + \delta + \sigma) w_t h_t \quad (2)$$

第 t 期少年只进行人力资本积累，期末形成人力资本水平 h_{t+1} 。该人力资本水平取决于父母的私人教育投入 e_t 、政府的平均公共教育投入 E_t 和父母的人力资本水平 h_t 。人力资本积累方程设为：

$$h_{t+1} = B(e_t + E_t)^\eta h_t^{1-\eta} \quad (3)$$

其中， $B > 0$ 表示人力资本技术参数， $0 < \eta < 1$ 表示教育投入对人力资本积累的贡献程度， $1 - \eta$ 表示人力资本代际转移程度。

受儒家文化长期影响，我国家庭成员进行经济决策往往同时表现出明显的利己主义动机和利他主义动机（贾俊雪等，2011）。利己主义动机体现为关心自己一生消费，利他主义动机体现为关心子女成长，包括子女数量和人力资本水平两个方面。参考 Ehrlich & Lui（1991）、郭凯明和龚六堂（2012）将利他主义动机引入个人效用函数的设定形式，本文将个人一生效用函数表示为：

$$U_t = \ln c_t + \beta p \ln d_{t+1} + \phi \ln(n_t^\rho h_{t+1}) \quad (4)$$

其中， $0 < \beta < 1$ 表示时间偏好因子， $0 < p < 1$ 表示个人在老年期的生存概率， $n_t^\rho h_{t+1}$ 表示子女成长， $^1 0 < \rho < 1$ 表示子女成长对个人效用的贡献

¹ 子女成长的一般形式为 $n_t^\rho h_{t+1}^\kappa$ ，为简化模型分析，我们假设 $\kappa = 1$ ，则 ρ 表示相对于子女人力资本水平，父母对子女数量的重视程度。放松该假设会影响数量和质量的替代关系，但不会改变国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的作用机制，本文的结论

程度。子女数量和人力资本水平对个人效用的贡献程度分别为 $\varphi\rho$ 和 φ ，则 $\rho > 0$ 反映了相对于子女人力资本水平，父母对子女数量的重视程度。

将式（1）—（3）带入式（4），求解个人决策最优化问题，得到个人关于储蓄率 s_t 、生育率 n_t 和私人教育投入 e_t 的一阶最优条件：

$$d_{t+1} = \beta p R_{t+1} c_t \quad (5)$$

$$(\gamma w_t h_t + e_t)/c_t = \varphi\rho/n_t \quad (6)$$

$$n_t/c_t = \varphi\eta/(e_t + E_t) \quad (7)$$

式（6）表示个人多生育一个子女（生育时间成本和私人教育投入）导致成年期消费减少所造成的效用损失等于多生育一个子女带来的效用增进，即生育的边际成本等于生育的边际收益。式（7）表示个人增加一单位私人教育投入导致成年期消费减少所造成的效用损失等于增加一单位私人教育投入促进子女人力资本水平上升带来的效用增进，即私人教育的边际成本等于私人教育的边际收益。从式（6）和式（7）等式左边可知，增加私人教育投入和生育率将分别提高生育的边际成本和私人教育的边际成本，在个人预算约束下将会改变子女的数量及其人力资本水平，这体现了 Becker 和 Lewis（1973）提出的家庭生育决策呈现数量与质量的经典替代关系。

（二）企业

假设代表性企业由差异化且相互独立的国有部门和私人部门组成，它们分别使用国有资本 $K_{g,t}$ 和私人资本 $K_{p,t}$ 并按比例 ε 和 $1-\varepsilon$ 分享企业人力资本 H_t ，采用 Cobb—Douglas 型技术生产最终产品 Y_t 。借鉴 Song et al.（2011）和高奥等（2016），本文将企业生产函数表示为：

$$Y_t = AK_{g,t}^\alpha (\varepsilon H_t)^{1-\alpha} + AK_{p,t}^\alpha [v(1-\varepsilon)H_t]^{1-\alpha} \quad (8)$$

其中， $A > 0$ 表示技术进步率，将其标准化为 1， $0 < \alpha < 1$ 表示物质资本产出弹性。考虑到我国国有企业生产效率显著低于民营企业（吴延兵，2012），我们令国有部门劳动生产效率为 1，用 $v > 1$ 表示私人部门相对国有部门具有更高的劳动生产效率。假设用于生产的物质资本当期完全折旧，则企业利润函数为：

$$\pi_t = Y_t - w_t H_t - R_{g,t} K_{g,t} - R_{p,t} K_{p,t} \quad (9)$$

在完全竞争市场条件下求解企业利润最大化，得到有效工资率 w_t 、国有资本总回报率 $R_{g,t}$ 和私人资本总回报率 $R_{p,t}$ 的表达式依次为：

$$w_t = (1-\alpha) \left[K_{g,t}^\alpha \varepsilon^{1-\alpha} + K_{p,t}^\alpha v^{1-\alpha} (1-\varepsilon)^{1-\alpha} \right] H_t^{-\alpha}$$

同样成立。

$$R_{g,t} = \alpha \varepsilon^{1-\alpha} K_{g,t}^{\alpha-1} H_t^{1-\alpha}$$

$$R_{p,t} = \alpha \nu^{1-\alpha} (1-\varepsilon)^{1-\alpha} K_{p,t}^{\alpha-1} H_t^{1-\alpha}$$

假设国有部门与私人部门在资本市场上可以获得相同的信贷支持，那么物质资本市场均衡时国有资本总回报率与私人资本总回报率相等，即 $R_{g,t} = R_{p,t} = R_t$ ，从而计算得到国有资本与私人资本的比例关系为 $K_{g,t}/K_{p,t} = \varepsilon/\nu(1-\varepsilon)$ 。由于物质资本总量 $K_t = K_{g,t} + K_{p,t}$ ，令 $x = \varepsilon/[\varepsilon + \nu(1-\varepsilon)]$ 表示国有资本在物质资本总量中的占比，则 $K_{g,t} = xK_t$ ， $K_{p,t} = (1-x)K_t$ 。于是，有效工资率 w_t 和物质资本总回报率 R_t 可重新表示为：

$$w_t = (1-\alpha)x^{\alpha-1}\varepsilon^{1-\alpha}K_t^{\alpha}H_t^{1-\alpha} \quad (10)$$

$$R_t = \alpha x^{\alpha-1}\varepsilon^{1-\alpha}K_t^{\alpha-1}H_t^{1-\alpha} \quad (11)$$

(三) 政府

根据 2016 年财政部发布的《中央企业国有资本收益收取管理办法》和《中央国有资本经营预算管理暂行办法》，本文假设国有资本收入主要用于留存企业和上缴政府两个方面。留存企业是为了满足企业下一期生产对国有资本的需要，上缴政府体现了国有资本保障和改善民生的公共属性。第 t 期国有资本收入为 $R_t K_{g,t}$ ，留存企业部分为 $K_{g,t+1}$ ，则上缴政府部分 $\Omega_t = R_t K_{g,t} - K_{g,t+1}$ 。假设政府将企业上缴的国有资本收入在公共财政和养老保险基金之间进行合理分配，因此，在政府中实际存在两个部门：一个是财政部门，另一个是养老部门。本文把划入养老保险基金的国有资本收入占企业上缴政府的国有资本收入的比重称为“国有资本收入对养老保险的划拨率”（简称“划拨率”），记为 λ ， $0 \leq \lambda \leq 1$ 。

1. 养老部门

政府在基本养老保险中的职责是建立、维护或改革养老保险制度，承担制度转轨成本、兑现曾经做出的养老保险承诺和维持基金收支平衡（郑伟和孙祁祥，2003）。在我国“统账结合”基本养老保险制度中，统筹账户与个人账户的属性不同，统筹账户实行待遇确定型现收现付制，体现制度公平；个人账户实行缴费确定型基金积累制，体现制度效率。个人账户养老金取决于退休时的个人账户储存额和计发月数，理论上可以实现财务自动平衡，于是养老部门在财务上的职责是维持统筹账户基金收支平衡，国有资本收入划拨养老保险也就主要用于充实统筹账户基金。因此我们假设，养老部门将每期向成年人征收的统筹账户养老保险费和划入的国有资本收入共同用于发放同期老年人的统筹账户养老金。第 t 期统筹账户养老金预算平衡式为：

$$\theta_t w_t h_t N_t + \lambda \Omega_t = R_t \delta w_{t-1} h_{t-1} p N_{t-1} \quad (12)$$

众多研究表明，随着人口老龄化程度加深，统筹账户基金收支缺口不断扩大，延迟退休年龄、夯实缴费基数、调整养老金增长速度、提高基金投资收益率等制度优化政策虽然能减少基金缺口，但难以彻底消除这一缺口（景鹏和胡秋明，2017）。因此，国有资本收入划拨养老保险的首要任务是弥补统筹账户基金缺口，富余部分再用于降低统筹账户缴费率。假设恰好弥补统筹账户基金缺口的划拨率为 $\bar{\lambda}$ ，当 $\lambda \leq \bar{\lambda}$ 时， $d\theta/d\lambda = 0$ ；当 $\lambda > \bar{\lambda}$ 时， $d\theta/d\lambda < 0$ 。换言之，如果划拨的国有资本收入未超过基金缺口，则统筹账户缴费率保持政策缴费率不变，剩余缺口可通过全国社会保障基金等不影响财政支出结构的筹资渠道来解决；如果划拨的国有资本收入超过基金缺口，则将相应降低统筹账户缴费率。

2. 财政部门

政府通过财政部门向成年人征收个人所得税，结合国有资本收入上缴政府中划入财政部门的资金一同形成公共财政收入，然后全部用于政府公共支出，且有一定比例 f 用于公共教育投入。第 t 期公共教育预算平衡式为：

$$f[\tau w_t h_t N_t + (1-\lambda)\Omega_t] = E_t N_{t+1} \quad (13)$$

（四）市场出清

由于前文已经假设物质资本当期完全折旧，故每一期的国有资本来自上一期留存于企业内部的国有资本收入，每一期的私人资本来自上一期的个人储蓄和养老保险个人账户缴费。物质资本市场出清条件为：

$$K_{p,t+1} = (s_t + \sigma) w_t h_t N_t = (1-x) K_{t+1} \quad (14)$$

企业生产需要的人力资本等于成年人供给的劳动力数量与质量（个体人力资本水平）的乘积，则劳动力市场出清条件为：

$$H_t = N_t h_t \quad (15)$$

四、均衡分析

本部分首先定义一般均衡并求解平衡增长路径，然后分别在国有资本收入划拨对统筹账户基金缺口补足与否两种情形下，讨论划拨率变动对劳动力供给的长期影响。

（一）平衡增长路径

根据构建的理论模型，本文将一般均衡定义为：给定初始的物质资本总量 K_0 、个体人力资本水平 h_0 和成年人数量 N_0 ，经济的一般均衡要求个人决策序列 $\{c_t, d_{t+1}, s_t, n_t, e_t\}$ 、总量序列 $\{K_t, N_t\}$ 、要素价格序列 $\{w_t, R_t\}$ 、

政府资源序列 $\{\Omega_t, E_t\}$ 满足:

(1) 给定要素价格 $\{w_t, R_t\}$ 和公共教育投入 E_t , 个人在预算约束即式 (1) — (3) 下, 通过选择储蓄率 s_t 、生育率 n_t 和私人教育投入 e_t , 最大化其一生效用即式 (4);

(2) 给定要素价格 $\{w_t, R_t\}$, 企业按式 (10) 和式 (11) 配置人力资本 H_t 和物质资本 K_t , 最大化其利润即式 (9);

(3) 给定企业上缴政府的国有资本收入 Ω_t , 政府养老部门和财政部门每期预算平衡分别满足式 (12) 和式 (13);

(4) 市场出清, 物质资本市场出清满足式 (14), 劳动力市场出清满足式 (15)。

如果以上四点条件均得到满足, 经济就处于一般均衡状态, 于是可以求解平衡增长路径。为了便于分析平衡增长路径下划拨率变动对劳动力供给的影响机理, 我们令 $\phi_{c,t} = c_t/w_t h_t$, $\phi_{e,t} = e_t n_t/w_t h_t$, $\phi_{E,t} = E_t n_t/w_t h_t$, $g_t = h_{t+1}/h_t - 1$, 依次表示第 t 期的成年期消费率、私人教育投入率、公共教育投入率、人力资本增长率。由于平衡增长路径描绘的是经济长期演化后的稳定增长状态, 那么平衡增长路径下 $\phi_{c,t}$ 、 $\phi_{e,t}$ 、 $\phi_{E,t}$ 以及储蓄率 s_t 、有效工资率 w_t 、物质资本总回报率 R_t 、生育率 n_t 和人力资本增长率 g_t 均为常数, 因而可将时间下标 t 去掉以表示这些变量的均衡值。由此, 根据式 (8) 和式 (10) 以及 $\phi_{c,t}$ 、 $\phi_{e,t}$ 、 $\phi_{E,t}$ 的表达式可知, Y_t/N_t 、 K_t/N_t 、 h_t 、 c_t 、 e_t 、 E_t 在平衡增长路径下均以相同的恒定速度增长, 我们用 g 来表示该增长率。求解平衡增长路径, 得到如下表达式:

$$\theta = \begin{cases} \bar{\theta}, & \lambda \leq \bar{\lambda} \\ \frac{p\delta\alpha(1-x)}{(1-\alpha)(s+\sigma)} - \lambda x \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} - \frac{s+\sigma}{1-x} \right), & \lambda > \bar{\lambda} \end{cases} \quad (16)$$

$$s = \frac{\beta p}{1 + \varphi\rho + \beta p} (1 - \theta - \tau) - \sigma - \frac{1 + \varphi\rho}{1 + \varphi\rho + \beta p} \delta \quad (17)$$

$$\phi_c = \frac{1 - \theta - \tau + \delta}{1 + \varphi\rho + \beta p} \quad (18)$$

$$\phi_E = f \left[\tau + (1 - \lambda)x \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} - \frac{s+\sigma}{1-x} \right) \right] \quad (19)$$

$$\phi_e = \varphi\eta\phi_c - \phi_E \quad (20)$$

$$n = (\varphi\rho\phi_c - \phi_e)/\gamma \quad (21)$$

$$g = B^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha+\alpha\eta}} \left[\frac{\phi_e + \phi_E}{n^{1/(1-\alpha)}} (1-\alpha)^{1/(1-\alpha)} \frac{\varepsilon}{x} \left(\frac{s+\sigma}{1-x} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \right]^{\frac{(1-\alpha)\eta}{1-\alpha+\alpha\eta}} - 1 \quad (22)$$

式 (16) 反映了两种划拨情形下的统筹账户缴费率变化情况。当划拨未超过统筹账户基金缺口 ($\lambda \leq \bar{\lambda}$) 时, 统筹账户缴费率为 $\bar{\theta}$, 即保持 20%

不变；¹当划拨超过统筹账户基金缺口（ $\lambda > \bar{\lambda}$ ）时，统筹账户缴费率随划拨率的提高而下降。式（17）—（22）决定了平衡增长路径下的个人储蓄率、成年期消费率、公共教育投入率、私人教育投入率、生育率和人力资本增长率。生育率和人力资本增长率的变化分别反映了未来劳动力数量和质量的变化情况。由于平衡增长路径下生育率和人力资本增长率均为常数，如果划拨导致生育率或人力资本增长率的常数值下降，则表明划拨会降低劳动力数量或质量，反之亦然。

为分析划拨对劳动力总供给的影响，根据劳动力市场出清条件，我们用 $H_t = N_t h_t$ 来衡量劳动力总供给水平，这一设定涵盖了劳动力数量和质量两个维度的信息。定义劳动力总供给增长率 $\xi_t = H_{t+1} / H_t - 1 = n_t(1 + g_t) - 1$ ，那么平衡增长路径下 ξ 也为常数，将式（22）带入推导得到：

$$\xi = B^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha+\alpha\eta}} \left[(\phi_e + \phi_E)(1-\alpha)^{1/(1-\alpha)} \frac{\varepsilon}{x} \left(\frac{s+\sigma}{1-x} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \right]^{\frac{(1-\alpha)\eta}{1-\alpha+\alpha\eta}} n^{\frac{(1-\alpha)(1-\eta)}{1-\alpha+\alpha\eta}} - 1 \quad (23)$$

同样地，如果划拨导致劳动力总供给增长率的常数值下降，则表明划拨会降低劳动力总供给，反之亦然。

（二）比较静态分析

由于不同划拨情形下的统筹账户缴费率变化存在差异，并通过作用于个人生育和教育决策对劳动力数量、质量和总供给产生不同影响，为此，本文以划拨是否超过统筹账户基金缺口即统筹账户缴费率是否下降为依据，分为两种情形展开分析。

1. 情形一：划拨未超过基金缺口

情形一下统筹账户缴费率保持 20% 不变，即 $d\theta/d\lambda = 0$ ， $\lambda \leq \bar{\lambda}$ 。将式（17）—（23）对 λ 求导得到： $\frac{ds}{d\lambda} = 0$ ， $\frac{d\phi_c}{d\lambda} = 0$ ， $\frac{d\phi_E}{d\lambda} < 0$ ， $\frac{d\phi_e}{d\lambda} > 0$ ， $\frac{dn}{d\lambda} < 0$ ， $\frac{dg}{d\lambda} > 0$ ， $\frac{d\xi}{d\lambda} < 0$ 。

由式（17）和式（18）可知，当其他参数不变时，个人储蓄率和成年期消费率只受统筹账户缴费率影响，而情形一下统筹账户缴费率不变，所以这两个变量不随划拨率的变化而变化，即 $ds/d\lambda = 0$ ， $d\phi_c/d\lambda = 0$ 。这意味着以弥补统筹账户基金缺口为目的的划拨不会影响个人储蓄和消费决策。与不划拨相比，国有资本收入划拨养老保险挤占了公共财政收入，在财政预算平衡和支出结构不变的情况下，政府公共教育投入相应减少，从而使公共教育投入率随划拨率的提高而下降，即 $d\phi_E/d\lambda < 0$ 。为维持子女原本应达到的人力资本水平，父母就必须增加私人教育投入，从而使私人

¹ 尽管自 2016 年 5 月 1 日起国家实行了为期两年的阶段性降低养老保险统筹账户缴费率政策，但未来能否继续降费不得而知。为避免不确定性，本文假设统筹账户政策缴费率仍为 20%。

教育投入率随划拨率的提高而提高，即 $d\phi_e/d\lambda > 0$ 。根据式（20）得到 $d(\phi_e + \phi_E)/d\lambda = 0$ ，表明划拨引起的私人教育投入率上升幅度正好等于公共教育投入率下降幅度，总教育投入率 $\phi_e + \phi_E$ 保持不变。但是，增加私人教育投入提高了生育的边际成本，在预算约束下会抑制个人生育倾向，导致生育率下降，即 $dn/d\lambda < 0$ ，也就是提高划拨率会降低劳动力数量。

由于总教育投入率不变，生育率的下降将使每个子女获得的总教育投入 $e + E$ 增加，促进人力资本积累。然而，人力资本水平上升降低了物质资本与人力资本的比值，导致有效工资率下降，驱使个人可能会倾向于减少私人教育投入，对人力资本积累产生负向影响。比较静态分析表明，这种负向影响弱于生育率下降带来的正向影响，划拨对人力资本积累的净效应为正，即 $dg/d\lambda > 0$ ，也就是提高划拨率会提升劳动力质量。划拨对劳动力总供给的影响取决于其对劳动力数量和质量两个维度的作用强度。虽然情形一下划拨能促进劳动力质量增长，但劳动力数量下降幅度更大，且不能通过质量的提升来弥补数量的下降，最终导致劳动力总供给下降，即 $d\xi/d\lambda < 0$ 。因此，在划拨未超过基金缺口情形下，提高划拨率将加剧劳动力供给短缺。

2. 情形二：划拨超过基金缺口

情形二下统筹账户缴费率随划拨率的提高而下降，即 $d\theta/d\lambda < 0$ ， $\lambda > \bar{\lambda}$ 。首先，将式（17）—（20）对 λ 求导得到： $\frac{ds}{d\lambda} > 0$ ， $\frac{d\phi_c}{d\lambda} > 0$ ， $\frac{d\phi_E}{d\lambda} < 0$ ， $\frac{d\phi_e}{d\lambda} > 0$ ， $\frac{d(\phi_E + \phi_e)}{d\lambda} > 0$ 。

随着划拨率的提高，个人储蓄率和成年期消费率由情形一的不变转为上升，公共教育投入率和私人教育投入率保持原有变动方向，但总教育投入率会上升。统筹账户缴费率下降使个人成年期可支配收入增加，个人有更多的预算用于储蓄和消费，促进个人储蓄率和成年期消费率上升。情形二下划拨对公共财政收入的挤占程度更大，每个子女获得的公共教育投入变得更少，于是父母就需要更大幅度地增加私人教育投入，并且此时私人教育投入率上升幅度大于公共教育投入率下降幅度，从而使总教育投入率随划拨率的提高而提高。究其原因：一方面，与情形一相同，为维持子女人力资本水平不变，私人教育投入增加额必须与公共教育投入减少额相等；另一方面，统筹账户缴费率下降产生的新增经济资源中，有一定比例会用于子女私人教育。两方面因素的共同作用使得私人教育投入率上升幅度大于公共教育投入率下降幅度。

然后，将式（21）—（23）对 λ 求导发现，情形二下划拨对劳动力数量、质量和总供给的影响方向取决于 ρ 的取值。为保证私人教育投入率和

生育率始终为正，根据式（20）和式（21），我们可以推断出 ρ 的取值范围为 $\eta < \rho < m$ 。当 ρ 取值较小时，必有 $dn/d\lambda < 0$ ， $dg/d\lambda > 0$ ，且变动幅度随 ρ 取值增大而缩小，但 $d\xi/d\lambda$ 的符号不确定，由 $d\ln n/d\lambda$ 与 $d\ln(1+g)/d\lambda$ 的大小关系决定；当 ρ 取值较大时，可能有 $dn/d\lambda > 0$ ， $dg/d\lambda < 0$ ， $d\xi/d\lambda > 0$ ，由该情况发生所需 ρ 值与上限 m 的大小关系决定。如果 $\rho \geq m$ ，则不会出现这种情况；如果 $\rho < m$ ，则会出现这种情况。这表明，当相对于子女质量，如果父母很不看重子女数量，提高划拨率将降低劳动力数量而提高劳动力质量，且影响程度随父母对子女数量重视程度的提高而减弱，但对劳动力总供给的影响方向是模糊的，取决于劳动力数量对划拨率的弹性与劳动力质量对划拨率的弹性。如果父母很看重子女数量，提高划拨率将可能提高劳动力数量而降低劳动力质量，并最终促进劳动力总供给增长，但该情况发生是有前提条件的，不会因父母高度重视子女数量而造成其不向子女投入私人教育。

情形二下划拨对个人生育和教育决策的影响来自两种不同的效应。一方面，划拨通过降低统筹账户缴费率提高了个人成年期可支配收入，个人生育和教育子女的经济能力增强，这种直接效应使生育率和私人教育投入倾向于提高。另一方面，生育率和私人教育投入的提高会产生间接效应，表现为私人教育和生育的边际成本发生变化，在个人预算约束下将改变数量和质量的替代关系。并且，直接效应与间接效应的强弱均取决于父母对子女数量和质量的相对重视程度。首先，如果父母看重子女质量而不看重子女数量（ ρ 取值较小），直接效应表现为父母将新增经济资源更多地投向子女教育而较少地投向生育，甚至不会多生育子女；间接效应表现为私人教育投入大幅提高使生育的边际成本大幅上升，父母会更加减少生育而对子女投入更多的教育。直接效应和间接效应交互作用，最终导致提高划拨率会降低生育率和促进人力资本积累，也就是降低劳动力数量而提高劳动力质量。其次，随着父母越来越看重子女数量（ ρ 取值增大），直接效应表现为父母对新增经济资源的配置向生育子女倾斜，用于子女教育的比例减少；间接效应表现为私人教育的边际成本逐渐上升和生育的边际成本逐渐下降，于是父母会提高生育率和减少私人教育投入。两种效应的综合结果是同时减弱划拨对劳动力数量的抑制作用和对劳动力质量的促进作用。需要说明的是，上述 ρ 取值下划拨对劳动力总供给的影响方向是模糊的，取决于其对劳动力数量和质量的影響程度。若劳动力数量对划拨率的

弹性大于劳动力质量对划拨率的弹性，则提高划拨率会降低劳动力总供给增长速度，划拨将导致劳动力总供给下降。反之亦然。再次，如果父母看重子女数量而不看重子女质量（ ρ 取值较大），直接效应与间接效应的表现情况与父母看重子女质量而不看重子女数量正好相反，提高划拨率将可能提高生育率和降低人力资本水平，也就是提高劳动力数量而降低劳动力质量，并最终促进劳动力总供给增长。

当然，划拨引起的人力资本水平变化会改变有效工资率，使数量和质量的替代关系发生变化，进而对劳动力供给产生一定的影响。但是，这种影响效应较小，并不会改变划拨对劳动力数量、质量和总供给的影响方向。因此，在划拨超过基金缺口情形下，提高划拨率可能会加剧劳动力供给短缺，也可能会缓解劳动力供给短缺。

3. 小结

综合上述分析，我们得到如下结论：国有资本收入划拨对统筹账户基金缺口补足与否两种情形下的劳动力供给变化存在较大差异。在划拨未超过基金缺口情形下，提高划拨率将降低劳动力数量而提高劳动力质量，最终使劳动力总供给下降。在划拨超过基金缺口情形下，划拨对劳动力供给的影响取决于父母对子女数量和质量的相对重视程度。如果父母相对很不看重子女数量，提高划拨率对劳动力数量和质量的影响方向与划拨未超过基金缺口情形相似，但影响程度随父母逐渐相对看重子女数量而减弱，划拨对劳动力总供给的影响方向是模糊的。如果父母相对很看重子女数量，提高划拨率将可能提高劳动力数量而降低劳动力质量，最终使劳动力总供给增加。

五、参数取值、数值模拟与敏感性分析

均衡分析着重讨论了国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的影响方向，但欲进一步考察划拨率变动对劳动力供给的影响程度，以及确定与劳动力供给相协调的划拨率，则需要通过设定参数取值进行数值模拟来完成。本部分进行参数取值和数值模拟，并对部分参数作敏感性分析。

（一）参数取值

首先，根据相关文献资料、统计数据和政策规定，对参数 $\{\alpha, \eta, \beta, p, \varepsilon, \nu, \sigma, \delta, \tau, f\}$ 进行取值。关于物质资本产出弹性 α ，耿志祥等

(2016)在总结前人设定的基础上将物质资本产出弹性在 0.3—0.5 之间进行取值讨论。考虑到我国物质资本丰裕度不断提升,未来物质资本产出弹性趋于下降,本文取 $\alpha=0.4$ 。关于人力资本代际转移程度 $1-\eta$,王海港(2005)估算我国居民代际收入弹性为 0.424,此后文献对人力资本代际转移程度的取值多是基于该研究结果,本文也如此设定,则 $\eta=0.576$ 。关于时间偏好因子 β ,既有文献普遍将每年时间偏好因子设为 0.98 或 0.99,本文假设每年时间偏好因子为 0.99,每期时间跨度为 30 年,那么每期时间偏好因子 $\beta=0.742$ 。关于老年期生存概率 p ,联合国发布的《世界人口展望:2015 年修订版》显示,2010—2015 年我国 60 岁人口的平均余命为 19.43 年,那么 $p=19.43/30=0.648$ 。关于国有部门分享企业人力资本比例 ε ,查阅《中国统计年鉴》发现,国有企业就业人数与城镇私营企业就业人数的比值由 2005 年的 1.876 降至 2015 年达到 0.555,本文假设未来就业结构大致处于这一水平,取 $\varepsilon=0.35$ 。关于私人部门相对劳动生产效率 ν ,吴延兵(2012)以企业人均产值作为产出指标建立生产函数实证估计出国有企业的劳动生产效率比民营企业低 19%。据此,本文取 $\nu=1/0.81=1.235$ 。关于个人账户缴费率 σ 和统筹账户养老金替代率现值 δ ,《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》规定个人账户缴费率为本人缴费工资的 8%,则 $\sigma=0.08$;制度设计缴费满 35 年的职工在 60 岁退休可获得统筹账户和个人账户养老金替代率分别为 35% 和 24.2%,据此推算出缴费满 30 年的职工在 60 岁退休可获得统筹账户和个人账户养老金替代率分别为 30% 和 20.72%,对应于理论模型的 $R\delta$ 和 $R\sigma$,于是计算得到 $\delta=0.116$ 。关于公共教育投入占比 f 和个人所得税率 τ ,根据中经网统计数据,2005—2015 年公共教育投入占财政支出的比重在 14%—16% 之间,个人所得税占城镇居民工资性收入的比重在 2%—3% 之间,本文取 $f=0.15$, $\tau=0.03$ 。

其次,参数 $\{\varphi, \rho, \gamma, B\}$ 决定着个人偏好和生育成本,我们设定一个基准目标,通过推导出的表达式确定其取值。基准目标设定在统筹账户缴费率 $\theta=0.2$ 、不划拨国有资本收入充实统筹账户基金 $\lambda=0$ 时,劳动力数量和质量按某种固定方式变化,即 $n=0.75$ 、 $g=2.243$ 。¹确定这些参数取值的过

¹ 根据 2017 年国务院发布的《国家人口发展规划(2016—2030 年)》,2015 年我国总和生育率在 1.5—1.6 之间,本文取值为 1.5。由于假设每个人代表一个家庭都可进行生育,则生育率 $n=0.75$ 。考虑到经济新常态下我国经济增速放缓,本文假设未来每年人均经济增长率为 4%,则人力资本增长率(人均经济增长率) $g=1.04^{30}-1=2.243$ 。生育率和人力资本增长率取其他值不会改变论文结论,因为本文重点考察的是划拨率变动导致这两个变量如何变化。

程共分三步：第一步，Banerjee等（2014）指出我国家庭对每个子女的费用投入约占工资收入的8%，则基准目标下 $\gamma + \phi_e/n = \varphi\rho\phi_e/n = 0.08$ ，带入参数值计算得到 $\varphi\rho = 0.108$ 。如果父母同等看重子女数量和质量，即 $\rho = 1$ ，则子女成长对父母效用贡献程度 $\varphi = 0.108$ 。第二步，根据式（19）—（21），因为假设基准目标下 $n = 0.75$ ，所以可推算出生育时间成本占劳动收入比重 $\gamma = 0.067$ 。第三步，根据式（22），因为假设基准目标下 $g = 2.243$ ，所以可推算出人力资本技术参数 $B = 72.32$ 。各项参数含义及取值如表1所示。

表1 参数含义及取值

参数	含义	取值	参数	含义	取值
α	物质资本产出弹性	0.4	δ	统筹账户养老金替代率 现值	0.116
η	教育投入对人力资本积累的贡献程度	0.576	ρ	父母对子女数量和质量 的相对重视程度	1
β	时间偏好因子	0.742	τ	个人所得税率	0.03
p	老年期生存概率	0.648	f	公共教育投入占财政支出 比重	0.15
ε	国有部门分享人力资本 比例	0.35	φ	子女成长对父母效用贡 献程度	0.108
ν	私人部门相对劳动生产 效率	1.235	γ	生育时间成本占劳动收 入比重	0.067
σ	个人账户缴费率	0.08	B	人力资本技术参数	72.32

（二）数值模拟结果与分析

基于理论模型和参数取值，本部分考察父母对子女数量和质量不同重视程度下，国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的影响。借鉴郭凯明和颜色（2016），为了使模拟结果具有可比性，我们在调整 ρ 取值的同时也调整了 φ 、 γ 和 B 的取值，确保在 $\theta = 0.2$ 、 $\lambda = 0$ 时始终有 $n = 0.75$ 、 $g = 2.243$ ，且恰好补足统筹账户基金缺口的划拨率相同。图1给出了父母相对更看重子女质量（ $\rho = 0.6$ ）、同等看重子女数量和质量（ $\rho = 1$ ）、相对更看重子女数量（ $\rho = 1.4$ ）三种情况下，划拨率从0%提高到100%时的统筹账户缴费率和劳动力供给变化趋势。

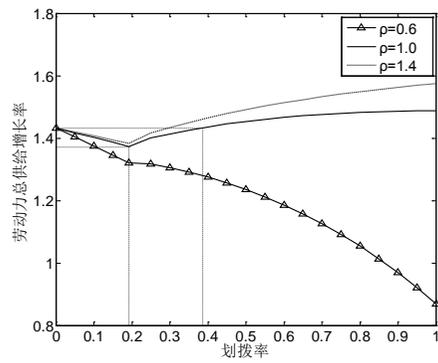
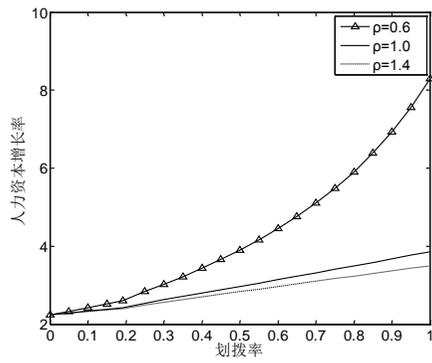
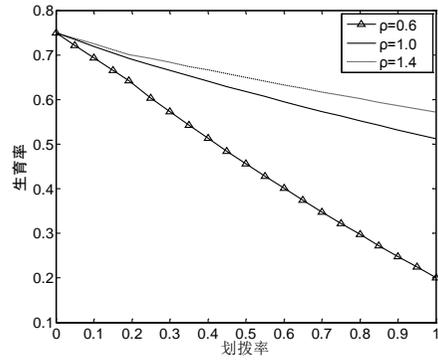
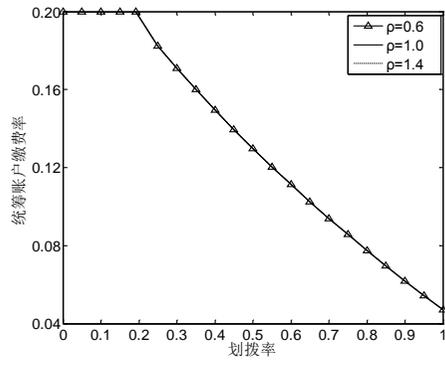


图 1 划拨对统筹账户缴费率和劳动力供给的影响

随着划拨率的提高，统筹账户缴费率先保持不变后逐渐下降，转折点位于恰好弥补统筹账户基金缺口的划拨率 $\bar{\lambda}=19.17\%$ 。划拨超过基金缺口后，划拨率每提高 10%，统筹账户缴费率降低约 1.89 个百分点。与均衡分析结论相一致，两种划拨情形下劳动力供给变化存在较大差异。在划拨未超过基金缺口情形下，即 $\lambda \leq 19.17\%$ ，划拨将导致劳动力数量下降和劳动力质量提高，但劳动力数量对划拨率的弹性大于劳动力质量对划拨率的弹性，从而使劳动力总供给下降。例如， $\rho=1$ 时，划拨率每提高 10%，将使劳动力数量下降 4.05%，使劳动力质量提高 4.35%，最终使劳动力总供给下降 2.16%。当 $\lambda=19.17\%$ ，与不划拨时的劳动力总供给水平相比， $\rho=0.6$ 、1 和 1.4 时分别降低了 7.85%、4.15% 和 3.46%。这意味着未超过基金缺口的划拨必然会加剧劳动力供给短缺，且影响程度随父母对子女质量重视程度的提高而增大。

在划拨超过基金缺口情形下，即 $\lambda > 19.17\%$ ，父母对子女数量和质量的不同重视程度会改变劳动力供给变化趋势。与划拨恰好补足基金缺口时的劳动力供给水平相比，如果父母相对更看重子女质量（ $\rho=0.6$ ），划拨率每提高 10%，将使劳动力数量下降 8.50%，使劳动力质量提高 26.95%，但此时劳动力数量对划拨率的弹性更大，导致劳动力总供给下降 4.23%。如果父母同等看重子女数量和质量（ $\rho=1$ ），划拨率每提高 10%，将使劳动力数量下降 3.22%，使劳动力质量提高 7.28%，且此时劳动力质量对划拨率的弹性更大，导致劳动力总供给提高 1.04%。如果父母相对更看重子女数量（ $\rho=1.4$ ），划拨率每提高 10%，将使劳动力数量下降 2.28%，使劳动力质量提高 5.68%，最终使劳动力总供给提高 1.72%。可见，随着父母对子女数量重视程度的提高，划拨对劳动力数量和质量的影响方向不变，但影响程度减弱，对劳动力总供给的影响由负转正。¹因此，为降低划拨对劳动力供给的冲击，我国在实施国有资本收入划拨养老保险政策的同时，还需要改变计划生育时期形成的父母对子女“重质量轻数量”的惯性观念，通过制度安排给予育龄妇女和家庭适度福利保障，鼓励个人在全面二孩政

¹ 需要说明的是，数值模拟未能揭示均衡分析得到的提高划拨率可能会提高劳动力数量而降低劳动力质量的情况，原因在于我们通过其他参数值推算出的 ρ 取值上限没有达到该情况发生所需的最小值，并且在现实中也几乎不存在父母极其看重子女数量而忽视子女质量的情况。

策下积极生育第二个子女。

结合两种划拨情形可知，如果父母相对更看重子女质量，劳动力总供给与划拨率呈反向变化关系；如果父母同等看重子女数量和质量或相对更看重子女数量，劳动力总供给与划拨率呈先降后升的V型变化关系。本文更为关注的是划拨在弥补统筹账户基金缺口的基础上尽可能降低对劳动力供给的扭曲程度，那么如何确定与劳动力供给相协调的划拨率呢？为此，我们以 $\rho=1$ 为例进行分析。观察图1发现，当划拨率介于30%—40%之间时，与不划拨相比，划拨对劳动力总供给的影响由负转正，计算得到划拨率临界值为38.24%，对应的统筹账户缴费率为15.32%。这表明，当划拨率小于38.24%时，划拨会加剧劳动力供给短缺；当划拨率达到38.24%时，划拨不对劳动力供给产生影响，但能推动劳动力由数量向质量转变，并且统筹账户缴费率下降会产生积极的经济效应；当划拨率大于38.24%时，划拨还可以促进劳动力总供给增长，进而缓解劳动力供给短缺。这提示我们在制定国有资本收入对养老保险的划拨政策时，应充分考虑划拨对劳动力供给的影响，尽可能消除划拨造成的劳动力供给扭曲并尽量促进劳动力供给增长。

综上，根据划拨是否超过基金缺口，国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的影响效应不同。如果划拨仅以弥补基金缺口为限，那么提高划拨率将加剧劳动力供给短缺；如果划拨除了弥补基金缺口外还承担着降低统筹账户缴费率的任务，那么在提高划拨率的同时引导人们改变对子女“重质量轻数量”的惯性观念，可以降低划拨对劳动力供给的负面影响，甚至能促进劳动力供给增长，进而缓解劳动力供给短缺。

（三）敏感性分析

由于本文对参数 η 和 ν 的取值都是直接引用早期研究成果，而教育投入对人力资本积累贡献程度 η 关系着个人对子女私人教育投入决策，私人部门相对劳动生产效率 ν 决定着国有资本收入对养老保险基金的划拨力度，为此本文着重对参数 η 和 ν 进行敏感性分析，考察这两个参数变动所产生的效应。同样地，为了确保在 $\theta=0.2$ 、 $\lambda=0$ 时始终有 $n=0.75$ 、 $g=2.243$ ，我们在调整参数 η 和 ν 取值的同时也调整了参数 γ 和 B 的取值。这里，我们只汇报 $\rho=1$ 时劳动力供给变化情况， ρ 取其他值时敏感性分析结果无明显变化。

图2显示了参数 η 在不同取值下，划拨率变动对劳动力供给的影响。

从中可以看出，提高教育投入对人力资本积累贡献程度后，划拨对劳动力供给的影响方向不变，但影响程度增大。当 η 取值增加0.1（由0.576增加到0.676），如果划拨未超过基金缺口，相对于不划拨时的劳动力供给水平，划拨率每提高10%，将使劳动力数量降幅扩大0.55个百分点，使劳动力质量增幅扩大1.26个百分点，最终使劳动力总供给降幅缩小0.36个百分点；如果划拨超过基金缺口，相对于恰好弥补基金缺口时的劳动力供给水平，划拨率每提高10%，将使劳动力数量降幅扩大0.80个百分点，使劳动力质量增幅扩大2.88个百分点，最终使劳动力总供给增幅扩大0.47个百分点。

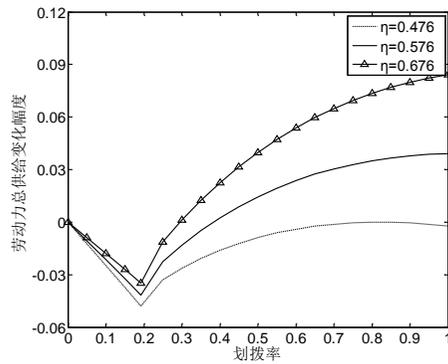
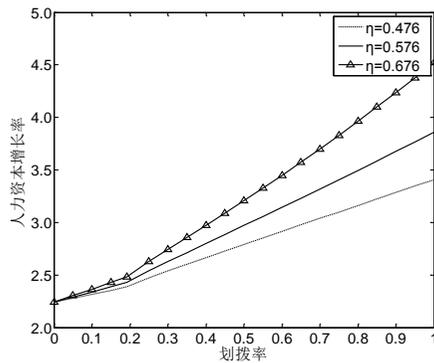
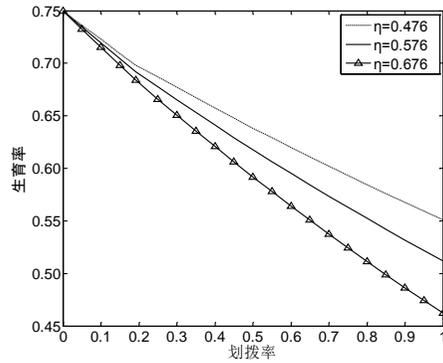
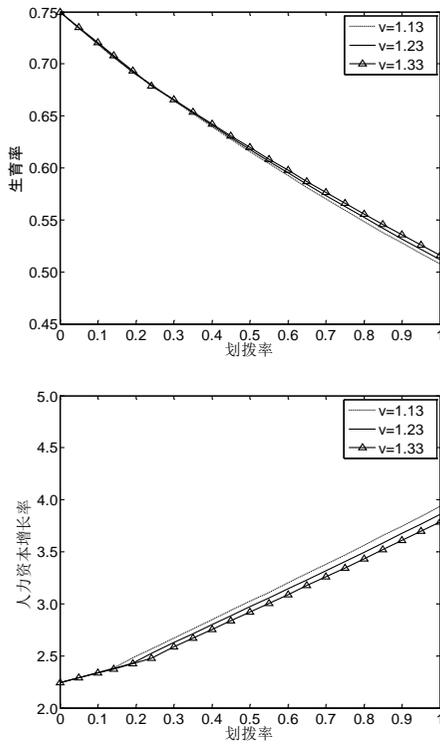


图 2 调整参数 η 取值下划拨对劳动力供给的影响

图 3 显示了参数 ν 在不同取值下，划拨率变动对劳动力供给的影响。从中可以看出，改变私人部门相对劳动生产效率后，划拨对劳动力数量和质量的影响较小，对劳动力总供给的影响在划拨超过基金缺口后开始显现。当 ν 取值减少 0.1（由 1.23 减少到 1.13），国有资本在物质资本总量中的占比增加 1.82 个百分点，从而使弥补基金缺口的划拨率降低 4.99 个百分点。如果划拨超过基金缺口，相对于恰好弥补基金缺口时的劳动力供给水平，划拨率每提高 10%，将使劳动力数量降幅扩大 0.05 个百分点，使劳动力质量增幅扩大 0.32 个百分点，最终使劳动力总供给增幅扩大 0.11 个百分点。



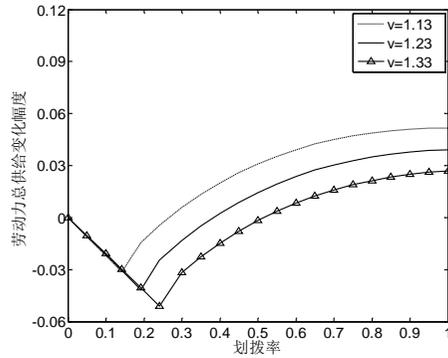


图3 调整参数 ν 取值下划拨对劳动力供给的影响

敏感性分析表明，改变教育投入对人力资本积累贡献程度和私人部门相对劳动生产效率都不会显著改变国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的影响方向，只是影响程度有所不同。提高教育投入对人力资本积累的贡献程度、缩小国有部门与私人部门的生产效率差距均有助于降低划拨对劳动力供给的负向影响或扩大其正向影响。

六、结论与启示

本文从数量和质量两个维度综合考察了国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给的长期影响。研究发现，划拨对统筹账户基金缺口补足与否两种情形下的劳动力供给变化存在较大差异。在划拨未超过基金缺口情形下，提高划拨率将降低劳动力数量而提高劳动力质量，最终使劳动力总供给下降。在划拨超过基金缺口情形下，划拨对劳动力供给的影响取决于父母对子女数量和质量的相对重视程度。如果父母相对很不看重子女数量，提高划拨率对劳动力供给的影响与划拨未超过基金缺口情形相似；随着父母对子女数量重视程度的提高，划拨对劳动力数量和质量的影响方向不变，但影响程度减弱，对劳动力总供给的影响将由负转正。这表明仅以弥补基金缺口为限的划拨必然会加剧劳动力供给短缺，而以降低统筹账户缴费率为目的的划拨，并同时改变父母对子女“重质量轻数量”的惯性观念，可以降低划拨对劳动力供给的负面影响，甚至能促进劳动力供给增长，进而缓解劳动力供给短缺。数值模拟结果显示，如果父母同等看重子女数量和质量（ $\rho=1$ ），恰好弥补基金缺口的划拨率为 19.17%，与不划拨时劳动力总

供给水平相同的划拨率为 38.24%。由此，当划拨率低于 19.17%时，提高划拨率将导致劳动力供给下降，且在 19.17%时负面影响达到最大，比不划拨降低了 4.15%；当划拨率介于 19.17%—38.24%之间时，提高划拨率将降低对劳动力供给的扭曲程度，且在 38.24%时与不划拨相同；当划拨率高于 38.24%时，提高划拨率将促进劳动力供给增长。因此，我们在确定划拨率时应充分考虑划拨对劳动力供给的影响，结合未来劳动力供给变化趋势，制定“劳动友好型”划拨政策。

根据上述结论，本文关于国有资本收入划拨养老保险的政策启示主要有：第一，在划拨政策方面，制定划拨政策不应仅考虑弥补养老保险基金缺口，还应当尽可能降低其对劳动力供给的负面影响。在我国劳动力供给短缺加剧的现实背景下，构建一套与劳动力供给相协调、“劳动友好型”的养老保险相关政策，是促进经济社会可持续发展的重要议题。第二，在人口发展方面，宏观上，应当改变计划生育时期形成的“以控制数量为主”的人口发展理念，推动实现适度生育水平，延续人口总量势能优势，避免人口总量在 2030 年前后达到峰值后快速下降。微观上，应当改变父母对子女“重质量轻数量”的惯性观念，配套相关政策鼓励育龄妇女在全面二孩政策下积极生育二孩。经济压力、照料子女压力和女性事业发展压力是目前多数适龄家庭生育意愿低的主要原因（彭希哲，2016），为此政府需要从国家发展的战略高度制定相关政策来缓解这些压力。例如，完善税收、抚育、教育、社会保障、住房等政策，减轻生养子女家庭负担；完善计划生育奖励假制度和配偶陪产假制度；鼓励雇主为孕期和哺乳期妇女提供灵活的工作时间安排及必要的便利条件；支持妇女生育后重返工作岗位等（国务院，2017）。第三，在国企改革和教育投入方面，一方面深入推进国有企业改革，缩小国有企业与民营企业的生产效率差距；另一方面合理配置和充分利用教育资源，提高教育投入对人力资本积累的贡献程度；这两个方面均有助于降低划拨对劳动力供给的负向影响或扩大其正向影响，从而可以更好地促进劳动力供给增长。

当然，本文研究也有局限。本文构建了国有资本收入划拨养老保险对劳动力供给影响的分析框架，并从理论上展示了其作用机制和影响路径，但局限于所讨论的是平衡增长路径情形，研究的是均衡稳态下的长期影响，因此，如何进一步刻画分析一个更符合现实的动态转型过程，值得下一步研究。此外，为增强养老保险制度财务可持续性和缓解劳动力供给短缺压

力，延迟退休年龄政策即将实施。在延迟退休年龄和国有资本收入划拨等多种政策背景下，分析划拨对个人劳动供给决策、人力资本积累和经济增长的影响，将能为促进养老保险制度与经济增长良性互动提供更具价值的政策参考，这也是未来的一个研究议题。

参考文献

- [1] Becker, G. S., and Lewis, H. G., 1973, "On the Interaction between Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy*, Vol.81, 279-288.
- [2] Banerjee, A., Meng, X., Porzio, T., and Qian, N., 2014, "Aggregate Fertility and Household Savings: A General Equilibrium Analysis Using Micro Data", *NBER Working Paper*, No.20050.
- [3] Blau, D. M., and Goodstein, R. M., 2010, "Can Social Security Explain Trends in Labor Force Participation of Older Men in the United States?", *Journal of Human Resources*, Vol.45, 328-363.
- [4] Cipriani, G. P., 2014, "Population Aging and PAYG Pensions in the OLG Model", *Journal of Population Economics*, Vol.27, 251-256.
- [5] Ehrlich, I., and Lui, F. T., 1991, "Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, Vol.99, 1029-1060.
- [6] Ehrlich, I., and Kim, J., 2007, "Social Security and Demographic Trends: Theory and Evidence from the International Experience", *Review of Economic Dynamics*, Vol.10, 55-77.
- [7] Ferreira, P. C., and Santos, M. R. D., 2013, "The Effect of Social Security, Health, Demography and Technology on Retirement", *Review of Economic Dynamics*, Vol.16, 350-370.
- [8] French, E., and Jones, J., 2012, "Public Pensions and Labor Supply over the Life Cycle", *International Tax and Public Finance*, Vol.19, 268-287.
- [9] Gruber, J., and Wise, D., 1999, "Social Security Programs and Retirement around the World", *University of Chicago Press*, 400-401.
- [10] Hernæs, E., Markussen, S., Piggott, J., and Røed, K., 2016, "Pension Reform and Labor Supply", *Journal of Public Economics*, Vol.142, 39-55.
- [11] 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.
- [12] Song, Z., Kjetil, S., and Fabrizio, Z., 2011, "Growing Like China", *American Economic Review*, Vol.101, 196-233.
- [13] Wang, L., 2015, "Fertility and Unemployment in a Social Security System", *Economics Letters*, 2015, Vol.133, 19-23.
- [14] Yew, S. L., and 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.
- [15] Zhang, J., 1995, "Social Security and Endogenous Growth", *Journal of Public Economics*, Vol.58, 185-213.
- [16] Zhang, J., Zhang, J., 1995, "The Effects of Social Security on Population and Output Growth", *Southern Economic Journal*, Vol.62, 440-450.
- [17] 蔡昉, 2010: 《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》, 《经济研究》第

4 期。

- [18] 程杰, 2014:《养老保障的劳动供给效应》,《经济研究》第 10 期。
- [19] 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。
- [20] 高奥、谭娅、龚六堂, 2016:《国有资本收入划拨养老保险、社会福利与收入不平等》,《世界经济》第 1 期。
- [21] 耿志祥、孙祁祥、郑伟, 2016:《人口老龄化、资产价格与资本积累》,《经济研究》第 9 期。
- [22] 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。
- [23] 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。
- [24] 国务院, 2017:《国家人口发展规划(2016—2030 年)》, 国务院网站。
- [25] 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。
- [26] 景鹏、胡秋明, 2017:《企业职工基本养老保险统筹账户缴费率潜在下调空间研究》,《中国人口科学》第 1 期。
- [27] 彭浩然、陈斌开, 2012:《鱼和熊掌能否兼得: 养老金危机的代际冲突研究》,《世界经济》第 2 期。
- [28] 彭希哲, 2016:《实现全面二孩政策目标需要整体性的配套》,《探索》第 1 期。
- [29] 王海港, 2005:《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》第 2 期。
- [30] 吴延兵, 2012:《国有企业双重效率损失研究》,《经济研究》第 3 期。
- [31] 严成樑, 2016:《延迟退休、内生出生率与经济增长》,《经济研究》第 11 期。
- [32] 杨俊、龚六堂、王亚平, 2006:《国有股权型社会保障研究》,《经济研究》第 3 期。
- [33] 杨俊、龚六堂, 2008:《国有资本收入对养老保险的划拨率研究》,《金融研究》第 11 期。
- [34] 张川川、John Giles、赵耀辉, 2015:《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》,《经济学(季刊)》第 1 期。
- [35] 郑伟、孙祁祥, 2003:《中国养老保险制度变迁的经济效应》,《经济研究》第 10 期。

延迟退休年龄对山东省养老保险基金收支平衡的影响

于文广、王琦¹

摘要:

随着我国经济社会的发展,我国的养老保险基金收支面临越来越大的压力。本文以山东省为例,建立山东省养老保险基金的收入支出模型,并考虑了延迟退休的影响与年龄结构的关系,引入工龄工资,分析了延迟退休政策下养老保险基金的收支规模。结果表明,延迟退休年限越长,延迟退休对于缓解养老保险基金收支压力的作用越明显,在考虑工龄对工资影响的情况下,男性延迟退休四年便可以实现养老金的收支平衡,而在延迟退休同等年限下,女性养老金的收支压力依然严峻。

关键词: 延迟退休, 养老保险基金, 收支平衡, 工龄工资

一、引言

退休,是绝大多数劳动者都要面对的问题,有关退休政策的制定和修改必须慎重决策。随着我国经济社会的发展,我国居民人均寿命明显提高,延续我国之前男性 60 周岁,女性 50 周岁退休的政策已经不合时宜,劳动者退休年龄过早,不但造成了劳动者工作积极性的下降,而且也会对养老

¹ 感谢国家自然科学基金项目(编号: 11301303), 国家社会科学基金项目(编号: 15BJY007), 泰山学者工程专项经费(编号: tsqn20161041), 教育部人文社会科学研究项目(编号: 14YJA630088、13YJC630150、16YJC630070), 山东省高等学校科技计划项目(编号: J15LI03、J15LI53), 山东省统计科研重点课题(编号: KT16038), 2014 年山东财经大学首批优秀人才支持计划, 山东省高等学校优势学科人才团队培育计划(编号: 1716009)和 2016 年度研究生创新项目的资助。于文广, 山东财经大学保险学院副教授。王琦, 山东财经大学保险学院硕士研究生。

金收支平衡产生不利影响。我国现行的法定退休年龄标准还是 1978 年制定的，经过改革开放近四十年年的发展，我国的人均寿命比四十年前有了较大提高，工作环境发生了较大改善，医疗条件更加发达，社会科技的进步也大大减轻了劳动者的劳动强度，同时，由于计划生育政策的实施，我国人口少子老龄化加剧，劳动力供给逐步减少，老龄化高峰期加速到来，因此，实行延迟退休制度，成为提高劳动者社会贡献率、缓解养老保险收支压力的有效措施，开始提上日程。

中国现行养老保险统账结合的制度确立于上世纪 90 年代，在养老金制度确立时，由于养老保险基金刚刚建立，养老金支付完全依赖于后来者缴费，因此，养老保险制度自建立以来，就形成了空账运行的状况。同时，由于实行计划生育政策以后，我国社会老龄化加剧，未富先老的社会现状使得养老金支出规模扩大，养老金收支面临较大压力。第六次全国人口普查数据显示，2010 年我国人口平均预期寿命达到 74.83 岁，预计到 2050 年，60 岁以上的老龄化人口将占总人口的 35%，庞大的老龄化人口规模以及不断增长的人均寿命加剧了养老金的支付压力，国新办预测到 2035 年，我国将出现两名纳税人供养一名退休人员的情况。为了缓解养老保险收支压力，解决人口老龄化情况下的诸多问题，党的十八届三中全会提出，要研究制定渐进式延迟退休年龄的政策，延迟退休成为社保问题研究的焦点。

延迟退休年龄对养老保险基金的影响已成为近年来许多国内外学者的研究内容，Shoven 和 Goda (2008) 认为预期余寿的延长使退休年龄必须随之延长以防止领取养老金人群比重上升。Breyer 和 Hupfeld (2010) 研究表明延长退休年龄可以提高养老保险制度的支付能力。张熠(2011)发现当延迟退休改革速度为每年调整 4 个月时，能够显著改善养老金收支状况，而且将延迟退休与扩展覆盖面结合起来能达到最佳的政策效果。袁磊(2014)通过对 72 种假设下三种延迟退休年龄方案进行模拟，发现延迟退休可以缓解养老保险资金缺口规模，但不能解决资金缺口问题。林宝(2014)提出延迟退休年龄应该统筹考虑养老保障和就业状况，统筹考虑不同群体利益，统筹考虑短期和长期影响。王晓军和赵明(2015)基于国际比较的视角，探讨人口寿命延长与延迟退休之间的机制关系，结论表明我国人口寿命延长趋势显著，延迟退休能够有效缓解老金支付压力，但在不同的性别之间有所差异。王琼和曾国安(2015)考察了我国现行制度下退休及其养老金收入带来的幸福感差异。林熙和林义(2015)基于 Option Value 模型研究了延

迟退休对我国劳动者养老金收入的影响,结果表明在当前养老保险计发办法下,延迟退休可能对男性劳动者和低收入劳动者造成明显的经济损失,而延长女性劳动者的退休年龄,也可能在特定假设条件下使其遭受经济损失。金博轶和闫庆悦(2015)构建了基于省级层面的人口模型和养老金统筹账户收支模型,并据此预测了未来各省城镇职工养老保险统筹账户的收支余额。邓大松和仙蜜花(2015)针对延长退休年龄对基本养老保险统筹基金收支平衡的影响进行了研究,文章构建了人口预测模型和养老金收支平衡模型,设计了11种退休年龄方案并测算出不同方案对养老保险统筹基金收支平衡的影响。田月红和赵湘莲(2016)认为基础养老金年度缴费收入将在2020年开始不足以满足当年的养老金支出需求,出现年度缺口,到2025年养老金累计结余消耗殆尽并出现累计赤字。王晓军和姜增明(2016)讨论了长寿风险对城镇职工养老保险的冲击效应,结果显示,长寿风险对我国城镇职工养老保险的冲击效应十分明显,且这种冲击效应受延迟退休年龄和养老金调整指数的影响显著,受城镇化率等其他因素的影响相对有限。廖朴和倪妮(2016)研究了我国人口结构对居民寿险需求的影响,结果表明延迟退休政策能够在短期内提高养老金水平、提高保障程度,从而将提高居民在老年阶段对寿险的需求。基于此,本文将通过建立养老保险基金收入支出模型,来研究延迟退休年龄对山东省养老保险基金的收入、支出和缺口的影响分析。

二、养老保险基金收入支出模型的建立

(一)养老保险基金一年期收入模型

在不考虑一年期内的通货膨胀因素和政府对于养老保险基金进行补贴的情况下,影响养老金收入的因素有两部分构成,一部分是通过影响缴纳养老保险的人数进而影响养老基金的规模,另一部分是通过影响平均缴纳的保险金数额影响养老基金的规模,前者主要包括企业在职职工人数、养老保险的覆盖率等因素,后者主要包括养老保险缴费率、企业在职职工的工资水平等因素。实践中,工资水平的变化往往由两方面的因素影响,一方面是工资整体水平随着经济社会的发展而普遍增长,在不考虑一年期内通货膨胀因素的情况下,由通货膨胀因素影响的工资水平的变动为0;另一方面,随着工龄的增长、工作熟练程度的提高、工作职位的提升等因素,

在同一地区的同一经济水平下，具有较长工龄的人具有更高的平均工资水平。考虑到我国人口政策下不同年龄段的人口呈现出不平衡的状态，单纯的用社会平均工资与养老保险费率计算的基金收入并没有考虑到不同年龄段的缴费工资水平的差异，而实际情况下，延迟退休影响的主要是年龄比较大的人群，由于他们工龄较长，工资水平具有横向的差异性，如果以社会平均工资作为缴费基数的依据，往往低估了他们的缴费水平。因此，考虑到年龄差异对于工资的影响，本文引入与工龄有关的工资水平作为计算养老金缴纳的基数。

与工作年限有关的工资水平差异主要表现在工龄工资上，我国现在大多数企业工龄工资计算大部分都是采取线性增长的计算方式，即随着工作年限的增长，每增加一年的工作年限，工龄工资随之线性增加，除少数企业不设置工龄工资一项外，大部分企业的工龄工资往往是在 1 元到 100 元之间每年线性增长，尤其以每月工龄工资增长 30 元-50 元为最普遍，本文在此取工龄工资的线性增长率为 50 元/月。设定 a 为企业职工就业的开始年龄， i 为城镇企业职工的年龄，则一个 i 岁的企业职工每年的工龄工资部分为 $12 \times 50 \times (i - a)$ 。在引入工龄工资之后，养老保险基金的缴费计算基数就由两部分组成，一部分是由工龄工资引起的工资组成部分，另一部分是剔除工龄工资之后的平均工资水平，记 W_{ji} 为第 j 年 i 岁人的工资水平，

则

$$W_{ji} = 12 \times 50 \times (i - a) + [\bar{W}_j \times L_j - 12 \times 50 \times \sum_{i=a}^{b-1} (i - a) l_{ji}] / L_j \quad (1)$$

其中， \bar{W}_j 为企业职工第 j 年的平均工资， L_j 为企业职工第 j 年的总就业人数， l_{ji} 为企业职工第 j 年 i 岁的就业人数， b 为退休年龄。综合以上因素，可建立一年期的养老保险基金收入模型

$$I_j = \sum_{i=a}^{b-1} l_{ji} \times C_j \times D_j \times V_j \times W_{ji} \quad (2)$$

其中， I_j 表示第 j 年一年期养老保险的收入， C_j 为第 j 年的养老保险基金

的缴费率, D_j 为第 j 年的养老保险基金的覆盖率, V_j 为第 j 年的养老保险基金的征缴率。

为便于计算延迟退休对养老金保险基金收入的影响, 将延迟退休影响部分单独计算, 以 ΔI_{jn} 表示第 j 年延迟退休 n 年的情况下增加的养老保险基金收入, ΔL_{jn} 表示第 j 年延迟退休 n 年影响的人数, 则延迟退休不同年限下养老保险基金的增加部分为

$$\Delta I_{jn} = \Delta L_{jn} \times C_j \times D_j \times V_j \times W_{ji} \quad (3)$$

(二) 养老保险基金一年期支出模型

根据我国的养老保险制度设计, 养老保险基金的支出主要受领取养老金人数和基本养老保险水平的影响, 养老金的领取人数是由达到退休年龄的人数与退休劳动者中领取养老保险人数的比例决定的, 养老金的保障水平由替代率即劳动者退休时领取的养老金水平与退休前的工资水平的比例决定, 该比例越高, 养老保险的保障程度越高, 意味着养老保险基金的支出也相应增加。综合以上因素, 可建立一年期的养老保险基金的支出模型为

$$B_j = \sum_{i=b}^{\omega} m_{ji} \times Z_j \times \bar{W}_j \times F \quad (4)$$

其中, B_j 表示一年期的保险基金支出, m_{ji} 表示第 j 年 i 岁的退休职工人数, Z_j 为第 j 年养老保险基金的发放率, 即退休后享受到养老保险的人数与退休总人数之比, \bar{W}_j 表示第 j 年的社会平均工资水平, F 表示替代率, 本文假设为常数, ω 表示城镇企业职工最大生存年龄。

(三) 一年期养老保险基金收支缺口模型的构建

根据以上一年期养老保险基金收入模型和支出模型, 一年期内养老保险基金收支缺口模型 Q 为

份									
覆盖率%	65	73.75	82.5	91.25	100	100	100	100	100

5. 征缴率

由于存在参保企业或者职工应该缴费但却以各种形式没有缴纳养老保险的情况，因此，在实践中收缴的实际的养老保险基金收入小于理论上应该收缴的数值。根据近年来测算的养老金的逃费率，养老金实际征缴率在60%-70%波动，由于我国社会保障工作的发展和养老金逃费惩罚力度的加大，本文设定在研究区间内的养老金实际征缴率为70%。

6. 养老保险基金年平均收益率

目前我国养老保险基金收益率普遍较低，近年来维持在2%-3%的水平，因此，本文设定我国养老保险基金的年平均收益率为2.5%。

(二) 各年龄段人口和对应工资预测

1. 人口数据的处理

本文采用2010年第六次人口普查的数据，并用国际人口预测软件PADIS-INT，计算出目标区间内男女性就业人口数。

表2：2016-2025年山东省在职人口数单位：个

年份	男性20-59岁人数	女性20-49岁的人数	男女劳动年龄总人数
2016	1601546	12142941	28158404
3			
2017	1596706	11918518	27885580
2			
2018	1590247	11663343	27565818
5			
2019	1582388	11411421	27235302
1			
2020	1573038	11162708	26893092

	4			
2021		1561728	10931856	26549139
	3			
2022		1548674	10704114	26190861
	7			
2023		1533771	10479460	25817170
	0			
2024		1517781	10267465	25445283
	8			
2025		1500661	10067717	25074335
	8			

由于本文模型考虑了不同的年龄工资差异对养老金收入的影响因素，因此，根据 2010 年第六次人口普查的结果，对表 2 就业人口按照每五年一个年龄段进行更加细致的划分，得出不同年龄段的人数。结果如表 3 和表 4 所示。

表 3：2016-2025 山东省男性在职人口年龄分段表单位：个

年份	20-24 岁	25-29 岁	30-34 岁	35-39 岁	40-44 岁	45-49 岁	50-54 岁	55-59 岁
2016	1824562	1806910	1708588	2087514	2442523	2090545	1649713	1738335
2017	1819047	1801450	1703424	2081206	2435141	2084227	1644728	1733082
2018	1811689	1794163	1696534	2072787	2425291	2075796	1638075	1726071
2019	1802736	1785295	1688149	2062543	2413305	2065537	1629979	1717541
2020	1792084	1774747	1678174	2050356	2399046	2053333	1620348	1707393
2021	1779199	1761986	1666108	2035614	2381797	2038569	1608698	1695116
2022	1764328	1747259	1652182	2018600	2361888	2021530	1595251	1680948
2023	1747349	1730444	1636283	1999174	2339159	2002076	1579900	1664771
2024	1729133	1712405	1619225	1978333	2314774	1981204	1563429	1647416
2025	1709629	1693090	1600961	1956018	2288664	1958857	1545795	1628834

表 4：2016-2025 山东省女性在职人口年龄分段表单位：个

年份	20-24 岁	25-29 岁	30-34 岁	35-39 岁	40-44 岁	45-49 岁
2016	1879613	1386491	1287652	1560473	1853727	1623389
2017	1844874	1360867	1263854	1531633	1819467	1593386
2018	1805376	1331731	1236795	1498840	1780512	1559271
2019	1766380	1302966	1210081	1466466	1742054	1525592
2020	1727882	1274568	1183707	1434505	1704086	1492342
2021	1692148	1248209	1159227	1404838	1668844	1461479
2022	1656896	1222205	1135077	1375571	1634077	1431032
2023	1622122	1196554	1111254	1346701	1599782	1400998
2024	1589307	1172348	1088774	1319458	1567419	1372657
2025	1558388	1149541	1067593	1293789	1536926	1345952

由表 3 和表 4 可知，不同年龄段的人口分布是不平均的，在社会工龄工资水平下，不同的人用相同的平均工资水平计算缴费基数，会产生较大的差距，如山东省 20-30 岁左右的人数有 360 万人左右，而 50-60 岁人数在 330 万人左右，年龄结构和工资水平存在差异，如果用相同的平均工资水平进行计算，会产生较大误差。

2. 平均工资情况的计算

根据年龄的分段情况，对工龄工资也进行分段计算，与人口分类一样，每五年分成一组，用中位数年龄的工龄工资计算每一年龄段的工资水平，各年龄段的工龄工资水平计算结果如下

表 5：不同年龄段的与工龄相关的工资水平单位：元/年

年龄	20-24 岁	25-29 岁	30-34 岁	35-39 岁	40-44 岁	45-49 岁	50-54 岁	55-59 岁
工龄工资水平	1200	4200	7200	10200	13200	16200	19200	22200

由于考虑了工龄因素，因此，缴纳养老金需要参照的社会平均工资不能单纯的平均总社会工资，而是需要分成两部分，一部分是工龄工资，

另一部分是扣除工龄工资部分之后的剩余平均工资。根据 1998 年以来的山东省城镇职工的年平均工资的统计情况，对 2016-2025 年山东省城镇职工平均工资进行预测的结果如下表所示

表 6：2016 年-2025 年山东省城镇职工年平均工资预测值单位：元

年份	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
平均工资	47328	49817	52307	54796	57286	59775	62265	64754	67244	69733

根据表 5 和表 6 的数据，将其代入式(1)中，可计算出不同年份不同年龄职工的工资水平，计算结果如下表

表 7：男性不同年龄段人数的平均工资情况单位：元

年份	20-24 岁	25-29 岁	30-34 岁	35-39 岁	40-44 岁	45-49 岁	50-54 岁	55-59 岁
2016	37305	40305	43305	46305	49305	52305	55305	58305
2017	39794	42794	45794	48794	51794	54794	57794	60794
2018	42284	45284	48284	51284	54284	57284	60284	63284
2019	44773	47773	50773	53773	56773	59773	62773	65773
2020	47263	50263	53263	56263	59263	62263	65263	68263
2021	49752	52752	55752	58752	61752	64752	67752	70752
2022	52242	55242	58242	61242	64242	67242	70242	73242
2023	54731	57731	60731	63731	66731	69731	72731	75731
2024	57221	60221	63221	66221	69221	72221	75221	78221
2025	59710	62710	65710	68710	71710	74710	77710	80710

表 8：女性不同年龄段人数的平均工资情况单位：元

年份	20-24 岁	25-29 岁	30-34 岁	35-39 岁	40-44 岁	45-49 岁
----	------------	------------	------------	------------	------------	------------

2016	39512	42512	45512	48512	51512	54512
2017	41860	44860	47860	50860	53860	56860
2018	44187	47187	50187	53187	56187	59187
2019	46518	49518	52518	55518	58518	61518
2020	48853	51853	54853	57853	60853	63853
2021	51210	54210	57210	60210	63210	66210
2022	53575	56575	59575	62575	65575	68575
2023	55950	58950	61950	64950	67950	70950
2024	58339	61339	64339	67339	70339	73339
2025	60744	63744	66744	69744	72744	75744

由表 7 和表 8 可知，在同一年份，随着工作年限的增长，工资水平明显提高，例如，2020 年 20-24 岁女性平均工资为 48853 元，而 45-49 岁的女性平均工资是 63853 元，工资水平和工作年龄的关系特别明显，因此选择考虑工龄因素的工资水平作为计算缴费的基数会更加的贴合实际情况。

（三）延迟退休年龄对山东省养老保险基金收入规模的影响

1. 不延迟退休下的养老金收入规模预测

在不延迟退休的情况下，通过分段年龄的人数、对应的收入情况、缴费率、征缴率等数据，根据式（2），可计算不同年龄段群体的养老金收入规模，男性女性的计算结果见表 9 和表 10。

表 9：不延迟退休的情况下男性养老金一年期收入规模单位：万元

年份	20-24 岁	25-29 岁	30-34 岁	35-39 岁	40-44 岁	45-49 岁	50-54 岁	55-59 岁
2016	634879	679299	690146	901619	1123299	1019925	851017	945377
2017	766092	815876	825563	1074731	1334817	1208637	1005992	1115057
2018	906912	961860	969776	1258468	1558624	1407744	1169072	1293178
2019	1056908	1116815	1122360	1452297	1794081	1616687	1339808	1479253
2020	1215432	1280076	1282667	1655401	2040203	1834596	1517493	1672515
2021	1270253	1333818	1332964	1716219	2110621	1894231	1564051	1721046
2022	1322664	1385088	1380845	1773986	2177355	1950615	1607966	1766710
2023	1372357	1433576	1426011	1828333	2239965	2003365	1648932	1809180

2024	1419822	1479806	1468990	1879946	2299306	2053257	1687594	1849172
2025	1464882	1523598	1509613	1928618	2355131	2100075	1723780	1886503

表 10：不延迟退休的情况下女性养老金一年期收入规模单位：万元

年份	20-24 岁	25-29 岁	30-34 岁	35-39 岁	40-44 岁	45-49 岁
2016	654035	521245	520118	673984	852515	792011
2017	776969	616336	612525	790932	997336	924000
2018	903751	713948	706979	910003	1144254	1057451
2019	1035594	815088	804518	1032582	1295065	1194074
2020	1171889	919311	904734	1158180	1449193	1333366
2021	1208103	944890	927436	1184414	1478840	1358001
2022	1242126	968867	948663	1208880	1506407	1380832
2023	1274005	991278	968452	1231618	1531942	1401901
2024	1305009	1013106	987756	1253839	1556946	1422577
2025	1335292	1034462	1006678	1275665	1581561	1442985

通过对不同年龄段的数据进行加总，得到目标期内不延迟退休下一年期养老金收入规模，见表 11。

表 11：不延迟退休下的养老金收入预测单位：万元

年份	男性	女性	总计
2016	6845560	4013909	10859469
2017	8146763	4718098	12864862
2018	9525634	5436387	14962021
2019	10978209	6176920	17155129
2020	12498383	6936672	19435056
2021	12943203	7101684	20044887
2022	13365229	7255775	20621004
2023	13761720	7399195	21160915
2024	14137894	7539232	21677126
2025	14492200	7676643	22168843

通过对表 11 的分析可看出,山东省养老保险基金的收入总量在不断的增加,原因在于在目标区间内,城镇职工收入水平不断增加,养老保险的覆盖率也在不断的扩大,例如,在 2018 年不延迟退休情况下养老金预测收入接近 1500 亿,在 2020 年时,预测收入已经达到了接近 2000 亿元,收入总量明显扩大,但是,由于人口政策的影响,虽然养老保险基金收入是不断增长的,但增长速度却逐渐放缓。

2. 延迟退休政策下的养老金收入规模预测

根据 2010 年第六次人口普查的年龄结构和表 2、表 3、表 4 的人口预测情况,预测延迟退休 1 年到 5 年在职工增加人数,结果如表 12 和表 13 所示。

表 12: 延迟退休不同年份增加的男性职工人数单位: 个

年份	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	290938	635940	978633	1358654	1738335
2017	290059	634018	975675	1354548	1733082
2018	288886	631453	971728	1349069	1726071
2019	287458	628332	966926	1342402	1717541
2020	285760	624620	961213	1334470	1707393
2021	283705	620129	954301	1324875	1695116
2022	281334	614946	946325	1313801	1680948
2023	278626	609028	937218	1301158	1664771
2024	275722	602678	927448	1287593	1647416
2025	272612	595881	916987	1273070	1628834

表 13: 延迟退休不同年份增加的女性职工人数单位: 个

年份	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	175465	484061	896607	1256529	1623389
2017	172222	475114	880036	1233307	1593386
2018	168535	464942	861194	1206901	1559271
2019	164895	454900	842593	1180833	1525592
2020	161301	444985	824229	1155097	1492342

2021	157965	435782	807183	1131208	1461479
2022	154674	426704	790367	1107642	1431032
2023	151428	417748	773779	1084395	1400998
2024	148365	409298	758126	1062459	1372657
2025	145478	401335	743377	1041789	1345952

通过表 12 和表 13 可知，延迟退休年龄无论是对男性职工还是女性职工来说，都会增加在职职工的人数，从而增加养老保险基金的收入。由于延迟退休政策增加的在职职工都是工作年限比较长的人群，具有更高的工龄工资，因此，在计算延迟退休后养老保险基金收入增加额的时候，不能单纯的用平均工资与延迟退休后的在职职工人数简单相乘，而是要在原来的基础上，考虑增加群体的人数和他们对应的工资水平，由此确定延迟退休政策下的养老保险基金收入。表 14、表 15 就是利用表 12 和表 13 的人数数据，利用式（3）得出的延迟退休对养老金收入的影响部分。

表 14：不同延迟退休年限下男性养老金收入增加值单位：元

年份	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	1663651202	3636446938	5596042857	7769091349	9940193804
2017	1958319928	4280540596	6587223473	9145166005	11700817814
2018	2266941891	4955133558	7625338752	10586400935	13544811387
2019	2588689771	5658417449	8707605828	12088932634	15467231347
2020	2922242983	6387505709	9829582641	13646594105	17460187307
2021	3002581053	6563110504	10099816739	14021765177	17940201377
2022	3077988028	6727936799	10353464057	14373908510	18390752519
2023	3147902408	6880757253	10588635867	14700401949	18808485805
2024	3213584449	7024326565	10809571311	15007130774	19200931179
2025	3274724342	7157967544	11015228279	15292648202	19566237551

表 15：不同延迟退休年限下女性养老金收入增加值单位：元

年份	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	941275781	2596724817	4809812895	6740603850	8708608219
2017	1091033572	3009865980	5575058286	7813039751	10094155316

2018	1240775851	3422964352	6340224415	8885364573	11479558904
2019	1393057327	3843067681	7118365555	9975872932	12888454941
2020	1547424931	4268926070	7907166569	11081320330	14316651660
2021	1568845901	4328020721	8016625305	11234718807	14514836759
2022	1588656001	4382671419	8117852678	11376581627	14698118219
2023	1606915080	4433043270	8211154508	11507337373	14867049755
2024	1625278488	4483702938	8304989450	11638840238	15036946542
2025	1643870436	4534993084	8399992203	11771979704	15208957755

通过表 14 和表 15 可知，实行延迟退休不同年限养老保险基金收入的预测值会有较大增加，例如，2020 年延迟退休一年，女性养老金收入会增加 15 多亿元，而延迟退休五年时，女性养老金收入增加 140 多亿元，同样情况，男性养老金收入增加额由 29 多亿元增加到近 175 亿元，养老金收入的增加额随着延迟退休年限的增加而增加。在表 14 和表 15 养的基础上，再通过表 11，可计算出延迟退休不同年限下的男女性别不同的养老保险收入规模。

表 16：不同延迟退休下男性养老金收入规模单位：万元

年份	正常	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	6845560	7011925	7209205	7405165	7622470	7839580
2017	8146763	8342595	8574818	8805486	9061280	9316845
2018	9525634	9752328	10021147	10288167	10584274	10880115
2019	10978209	11237078	11544051	11848970	12187102	12524932
2020	12498383	12790607	13137134	13481341	13863042	14244401
2021	12943203	13243461	13599514	13953184	14345379	14737223
2022	13365229	13673028	14038023	14400576	14802620	15204305
2023	13761720	14076510	14449796	14820583	15231760	15642568
2024	14137894	14459252	14840327	15218851	15638607	16057987
2025	14492200	14819672	15207996	15593722	16021464	16448823

表 17：不同延迟退休下女性养老金收入规模单位：元

年份	正常	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4	延迟 5 年
----	----	--------	--------	--------	------	--------

	年					
2016	4013909	4108036	4273581	4494890	4687970	4884770
2017	4718098	4827201	5019085	5275604	5499402	5727514
2018	5436387	5560465	5778683	6070410	6324923	6584343
2019	6176920	6316226	6561227	6888757	7174508	7465766
2020	6936672	7091415	7363565	7727389	8044804	8368338
2021	7101684	7258569	7534486	7903347	8225156	8553168
2022	7255775	7414641	7694042	8067560	8393433	8725587
2023	7399195	7559886	7842499	82203103	8549929	8885900
2024	7539232	7701760	7987602	8369731	8703116	9042926
2025	7676643	7841030	8130143	8516642	8853841	9197539

由表 16 和表 17 可以看出，延迟退休可以显著增加城镇职工养老保险基金的收入，以 2020 年女性延迟退休五年为例，女性养老金的收入规模是 836 多亿元，而同一年如果不延迟退休，养老金的收入规模只有不到 700 亿元。而且，延迟退休的年限越长，养老保险基金收入增加的就越多。从男女性别差异来看，男性养老金收入规模明显高于女性的养老金收入规模，这主要是由于同样延迟相同年限退休的情况下，男性退休年龄高于女性的原因。

四、延迟退休年龄对养老保险基金支出规模的影响分析

（一）参数假定

1. 养老保险的发放率

养老保险的发放率是退休后享受到养老保险的人数与退休总人数之比，由于有很多人并未参加养老保险，因此在养老保险发放的时候不能享受到养老保险的保障，所以，养老保险的发放率并不是 100%。在不考虑养老保险参保人未达退休年龄死亡等少数情况下，养老金的发放情况和覆盖率是一致的，因此，在此假定与养老金的覆盖率一样，发放率的数据参照表 1。

2. 替代率

替代率是劳动者在退休后领取的养老金与工资的比例关系，替代率越

高，说明养老金发放水平越高，保障程度越高，但是也就意味着养老金的支出规模更大。从养老金收支平衡的角度来看，替代率越高，实现养老保险基金收支平衡会更困难。根据我国现在的养老金实际情况，设定养老金替代率为 50%。

(二) 不延迟退休情况下的养老金支出

1. 不延迟退休下的退休人数

根据不同年份 60 岁以上的预测人数，对其进行加总，可确定男性、女性退休的总人数，如表 18 所示。

表 18：退休人数表单位：个

年份	男性退休人数	女性退休人数	合计
2016	3919084	7756052	11675136
2017	4081173	8099905	12181078
2018	4238875	8454033	12692908
2019	4406412	8800546	13206958
2020	4584637	9139592	13724229
2021	4788416	9466957	14255373
2022	5005325	9786609	14791934
2023	5236216	10098510	15334726
2024	5473507	10392265	15865772
2025	5717451	10668144	16385595

2. 不延迟退休情况下的养老金支出

在考虑养老金收入模型的时候，由于个人的缴费基数是不同的，因此针对不同的人群进行了分别计算，最后加总获得养老金的收入规模，但是，养老金的发放水平只需要考虑社会平均工资的情况和替代率水平即可，因此，根据表 18 的人数情况和表 6 的社会平均工资水平，利用式 (4)，得到养老金的支出情况，见表 19。

表 19：不延迟退休情况下的养老保险基金支出额单位：元

年份	男	女	总
2016	60282223699	119301362688	179583586387

2017	74972449975	148797838860	223770288834
2018	91461162617	182410589362	273871751978
2019	110164782143	220022601798	330187383941
2020	131318256984	261786329210	393104586194
2021	143115424938	282946923141	426062348079
2022	155828664894	304682356153	460511021048
2023	169534592393	326962596009	496497188402
2024	184030496700	349409197757	533439694457
2025	199349098002	371963814602	571312912604

从表 19 可以看出，随着年份的增长，社会平均收入水平的增加，养老保险基金的支出规模越来越大。从社会总支出来看，2018 年山东省养老金总支出预计为 2700 多亿元，而到 2020 年，养老保险支出规模扩大到 3900 多亿元，增长了 1000 多亿元。从男女性别差异来看，由于女性在现有政策下退休时间早，领取养老金的时间长，因此女性支出规模更大，以 2020 年预测数据来看，女性养老金预测支出 2600 多亿元，远远高于男性支出的 1300 多亿元。

（三）延迟退休情况下的养老金支出

1. 延迟退休不同年限下退休人数情况

根据 2010 年第六次人口普查的情况，得出延迟退休不同年份下男女性退休的人数，结果如表 20 和表 21 所示。

表 20：延迟退休不同年限下的男性退休人口单位：个

年份	正常	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	3919084	3647420	3358595	3072871	2790334	2530077
2017	4081173	3808827	3539388	3253217	2970402	2691023
2018	4238875	3965730	3695590	3428599	3145310	2865621
2019	4406412	4118202	3847245	3579532	3315200	3035007
2020	4584637	4280404	3994477	3725927	3460851	3199376
2021	4788416	4453131	4151281	3867866	3601930	3339687
2022	5005325	4651168	4318479	4019250	3738563	3475437
2023	5236216	4862037	4510594	4180765	3884387	3606635

2024	5473507	5086799	4715454	4366997	4040275	3746961
2025	5717451	5317704	4933895	4565673	4220464	3897084

表 21：延迟退休不同年限下的女性退休人口单位：个

年份	正常	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	7756052	7331685	6927040	6536480	6159540	5803721
2017	8099905	7660926	7237226	6833283	6443465	6067303
2018	8454033	7999906	7561609	7138635	6735450	6346426
2019	8800546	8348910	7895480	7457925	7035736	6633363
2020	9139592	8690399	8239447	7786775	7350022	6928672
2021	9466957	9024213	8575692	8125485	7673633	7237738
2022	9786609	9346203	8904114	8456325	8006923	7555949
2023	10098510	9660407	9220645	8779269	8332272	7883733
2024	10392265	9966893	9529421	9090359	8649753	8203602
2025	10668144	10255111	9830345	9393561	8955255	8515473

通过表 20 和表 21 可以看出，随着延迟退休年限的增加，退休人口的总数均有明显的下降趋势，例如，2020 年在不延迟退休的情况下，女性退休人数预计为 914 万人，而延迟退休一年退休人数下降为 869 万人，延迟退休五年时，预计退休人数减少到不足 700 万人。从男女性别差异来看，由于女性现行政策退休年龄较早，因此，女性养老金支出规模远远大于男性养老金支出规模。

2. 延迟退休年龄下的养老金支出情况

利用表 20 和表 21 的延迟退休不同年限的退休人口规模数据，通过式（4），可计算出延迟退休不同年限的养老金支出规模，见表 22 和表 23。

表 22：延迟退休不同年限下的男性养老金支出规模单位：万元

年份	正常	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	6028222	5610357	5166094	4726602	4292012	3891692
2017	7497245	6996937	6501969	5976263	5456723	4943495

2018	9146116	8556758	7973884	7397804	6786558	6183080
2019	11016478	10295924	9618504	8949194	8288337	7587826
2020	13131826	12260408	11441424	10672213	9912953	9164008
2021	14311542	13309448	12407283	11560217	10765392	9981604
2022	15582866	14480284	13444538	12512961	11639110	10819931
2023	16953459	15741968	14604090	13536193	12576600	11677314
2024	18403050	17102858	15854320	14682737	13584231	12598049
2025	19934910	18541121	17202902	15919031	14715398	13587876

表 23：延迟退休不同年限下的女性养老金支出规模单位：万元

年份	正常	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	11930136	11277387	10654974	10054226	947443	8927117
2017	14879784	14073365	13295015	12552959	11836851	11145829
2018	18241059	17261200	16315498	15402857	14532915	13693527
2019	22002260	20873124	19739503	18645571	17590056	16584082
2020	26178633	24892005	23600338	22303744	21052748	19845871
2021	28294692	26971426	25630893	24285322	22934834	21632038
2022	30468236	29097138	27720801	26326719	24927615	23523616
2023	32696260	31277800	29853969	28424912	26977656	25525407
2024	34940920	33510732	32039862	30563646	29082238	27582187
2025	37196381	35756268	34275246	32752321	31224089	29690711

通过表 22 和表 23 的数据分析可看出，延迟退休后养老保险基金支出规模具有明显的减少，比如 2020 年，女性延迟一年退休，养老金的支出从不延迟退休的 2617 亿元下降到 2489 亿元，而且随着延迟退休年限的增加，支出减少的规模越明显，当 2020 年延迟退休年限增加到五年时，女性养老金支出规模减少为不到 2000 亿元。从性别方面来看，在延迟同样退休年限的情况下，女性的养老金支出规模都大于男性养老金支出规模。

五、延迟退休对养老保险基金收支缺口的影响

根据上面两节的分析，得出了延迟退休年龄对于养老保险收入规模和

支出规模的影响，在一年期养老保险收支中，利用式（5），可得到养老保险基金缺口的预测值。将表 16 和表 22 的数据代入式（5），可得男性的养老保险收支缺口，结果如表 24 所示。

表 24：延迟退休不同年限男性养老保险基金收支缺口单位：万元

年份	正常	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	817338	1401569	2043111	2678563	3330458	3947888
2017	649518	1345659	2072849	2829222	3604557	4373350
2018	379517	1195570	2047263	2890364	3797716	4697035
2019	-38269	941154	1925547	2899776	3898765	4937106
2020	-633443	530200	1695710	2809128	3950089	5080394
2021	-1368340	-65987	1192230	2392967	3579987	4755619
2022	-2217637	-807256	593485	1887615	3163510	4384374
2023	-3191739	-1665458	-154295	1284391	2655159	3965254
2024	-4265156	-2643606	-1013994	536114	2054376	3459938
2025	-5442710	-3721449	-1994906	-325309	1306066	2860947

同理，通过表 17 和表 23，利用式（5），可得女性养老保险收支缺口，结果如表 25 所示。

表 25：延迟退休不同年限女性养老保险基金收支缺口单位：万元

年份	正常	延迟 1 年	延迟 2 年	延迟 3 年	延迟 4 年	延迟 5 年
2016	-7916227	-7169351	-6381393	-5559336	-4786458	-4042347
2017	-10161686	-9246164	-8275930	-7277355	-6337449	-5418315
2018	-12804672	-11700736	-10536814	-9332448	-8207991	-7109184
2019	-15825340	-14556898	-13178276	-11756814	-10415548	-9118316
2020	-19241960	-17800590	-16236773	-14576355	-13007944	-11477533
2021	-21193008	-19712857	-18096407	-16381975	-14709678	-13078870
2022	-23212461	-21682498	-20026759	-18259158	-16534181	-14798029
2023	-25297065	-23717914	-22011470	-20204602	-18427727	-16639507
2024	-27401688	-25808973	-24052260	-22193915	-20379122	-18539261
2025	-29519738	-27915238	-26145104	-24235679	-22370248	-20493172

通过对男女性一年期养老保险基金收支缺口的计算可以看出，无论是男性还是女性，实行延迟退休之后都明显减小了养老保险基金的收支缺口，以 2020 年为例，在不实行延迟退休的情况下，男性养老保险的收支缺口为 63 亿元，女性养老保险基金的收支缺口为 1924 亿元，当延迟退休一年时，男性养老金的收支缺口不但消失，而且还有了结余，女性养老保险的收支缺口也缩小到 1780 亿元。随着延迟退休年限的增加，延迟退休政策对养老金收支缺口的影响更加明显，当延迟退休五年时，男性养老保险的收入支出差额超过了 500 亿元，而女性养老金收支缺口也由延迟退休一年的 1780 亿元减少到 1147 亿元。通过对比表 24 和表 25 可知，从男女性别差别来看，女性的养老保险基金收支缺口比男性的更加严重，女性和男性同等程度的延迟退休年限下，女性养老保险基金收支缺口仍然很明显。在 2016-2025 年的研究区间中，考虑工龄工资时，男性延迟退休最长三年就可以实现男性养老保险的收支平衡，例如 2019 年延迟退休一年，2023 年延迟退休两年，都可以实现养老保险基金收支的平衡，而女性虽然养老保险基金的收支压力随着延迟退休年限的增加而逐渐减少，但是即使延迟五年退休，养老保险的收支缺口仍然得不到有效缓解，2018 年延迟退休五年女性养老金收支会有 710 亿元的缺口，而 2020 年延迟退休五年，女性养老金的收支缺口将达到 1147 亿元，因此，延迟退休可以缓解养老保险收支压力，并且随着延迟退休年限的增长，实行延迟退休政策对于养老保险收支压力的缓解作用越大，但是男性延迟退休三到五年就可以基本实现养老保险的收支平衡，而女性在实行延迟五年退休的情况下仍然面临养老保险巨大的收支缺口，因此，相对于延迟男性退休年龄而言，延迟女性退休制度显得更加迫切，更具有重要的现实意义。

六、结论

随着经济社会的发展，我国的退休制度已经与我国的经济水平不相适应，延续男性职工 60 周岁，女性职工 50 周岁的退休年龄明显偏低。随着人口平均寿命的增长，现有退休制度使得养老保险基金的支出面临巨大的压力，导致出现基金缺口，因此，我国在 2013 年十八届三中全会上明确提出，研究制定渐进式延迟退休年龄的政策。

从本文研究数据的结果看，在女性法定退休年龄低于男性法定退休年龄的情况下，女性养老保险基金的支出压力明显比男性更加严峻，在与男性延迟退休同等年限下，仍然不能摆脱收不抵支的情况，因此，延迟退休年龄首先需要提高女性的退休年龄，逐步达到与男性的同等水平。本文在引入工龄工资的情况下，考虑了随着年龄增长，工作熟练度的增长，人们的工资水平会在同等经济水平下与工龄长短呈现出正相关的趋势，而延迟退休制度影响的群体主要是接近退休年龄的高工龄人群，这一部分的人群平均工资远远高于社会的平均工资水平，因此用社会平均工资衡量的养老金收入计算基数往往低于实际增加的养老金收入增加规模，计算结果低估了延迟退休制度的部分影响。本文在考察工龄与工资关系的基础上，通过计算发现，延迟退休对于增加养老保险收入，减少养老保险支出，缓解养老保险收支缺口效果显著，在考虑工龄与工资关系的基础上，男性延迟退休年龄要低于林宝等人预测的65周岁就可以达到养老金的收支平衡。另一方面，延迟退休制度的设定也需要充分考虑到延迟退休年龄对就业的负面影响，考虑社会对于延迟退休年限的认可程度，对于实际身体情况确实不能满足工作要求的人群，应该建立区别化的退休制度，在制定政策过程中，在满足社会利益和社会需要的同时，应充分考虑到人们的接受程度，科学合理的进行方案设计和政策制定是非常有必要的。

参考文献

- [1] Shoven, J. B., Goda, G. S., 2008, Adjusting government policies for age inflation[R]. NBER working papers.
- [2] Breyer, F., Hupfeld, S., 2010, On the fairness of early retirement provisions. *German Economic Review*,(11): 60-77.
- [3] 张熠, 2011, 延迟退休年龄与养老保险收支余额: 作用机制及政策效应[J], 财经研究, (7): 4-16.
- [4] 袁磊, 2014, 延迟退休能解决养老保险资金缺口问题吗? ——72种假设下三种延迟方案的模拟[J], 人口与经济,(4): 82-93.
- [5] 林宝, 2014, 延迟退休年龄对养老金资金平衡的影响[J], 财经问题研究,(12):41-46.
- [6] 王晓军, 赵明, 2015, 寿命政长与政迟退休: 国际比较与我国卖证[J], 数量经济技术经济研究,(3):111-128.

- [7] 王琼, 曾国安, 2015, 退休及养老金收入对幸福感的影响——基于CHARLS数据的经验分析[J], 保险研究, (11):95-109.
- [8] 林熙, 林义, 2015, 延迟退休对我国劳动者养老金收入的影响——基于Option Value模型的预测[J], 人口与经济, (6):12-21.
- [9] 金博轶, 闫庆悦, 2015, 养老保险统筹账户收支缺口省际差异研究[J], 保险研究, (6):89-99.
- [10] 邓大松, 仙蜜花, 2015, 延长退休年龄对基本养老保险统筹基金收支平衡的影响研究[J], 江西财经大学学报, (5): 48-61.
- [11] 田月红, 赵湘莲, 2016, 人口老龄化、延迟退休与基础养老金财务可持续性研究[J], 人口与经济, (1): 39-49.
- [12] 王晓军, 姜增明, 2016, 长寿风险对城镇职工养老保险的冲击效应研究[J], 统计研究, 33(5):43-50.
- [13] 廖朴, 倪妮, 2016, 我国人口结构对居民寿险需求的影响研究廖朴倪妮[J], 保险研究, 7: 90-100.

预期寿命对我国养老保险支出的影响效应

——基于省级面板数据的实证分析

周娅娜、林义¹

摘要：

本文利用1995—2014年我国31个省份的省级面板数据研究预期寿命延长对我国养老保险支出的影响效应。结果发现：人口平均预期寿命对我国养老保险支出水平具有显著的正向影响。实证结果显示：研究样本期间内人口平均预期寿命的增加导致了我国养老保险支出水平增加了0.94个百分点，对我国养老保险支出水平增加的贡献度高达76%。随着我国人口平均预期寿命延长逐渐进入以老年人口死亡率下降为主导的转变，这种人口增龄效应对我国养老保险支出的影响还会进一步增强。

关键词：预期寿命，养老保险，支出水平

一、引言

1995年3月，国务院颁布了《关于深化企业职工基本养老保险制度改革的通知》（国发[1995]6号）确立了我国企业职工基本养老保险制度改革的目标，此后我国养老保险进入全面改革的深入期²，经过20多年的发展，我国养老保险制度无论从质上还是从量上来看都取得了巨大的成就，为数以万计的退休职工提供了老年收入保障，化解了他们的养老后顾之忧，也为促进国家经济建设、保证社会的良性运转提供了“安全网”和“稳定器”。伴随着我国养老保险制度不断完善并走向成熟，我国的养老保险基金支出

¹ 感谢国家自然科学基金项目（71373211）的资助。周娅娜，西南财经大学保险学院博士生。林义，西南财经大学保险学院教授（博导）。

² 林义.社会保险[M].中国金融出版社,北京:2009,154.

规模也在大幅度提高。图 1 给出了我国历年基本养老保险基金支出的情况，从图中我们可以看出在 1990—2014 年间我国的养老保险基金支出总量在不断的提高，1990 年我国基本养老保险支出总额为 149 亿元，2000 年达到 2116 亿元，10 年的时间养老金的支出增加了 14.2 倍，2010 年养老金支出总额突破了万亿元大关，达到了 10755 亿元，相对于 2000 年的水平来说翻了 5 倍，此后我国养老保险支出总额一直保持万亿元规模，2014 年支出总额已达到 23325.8 亿元。

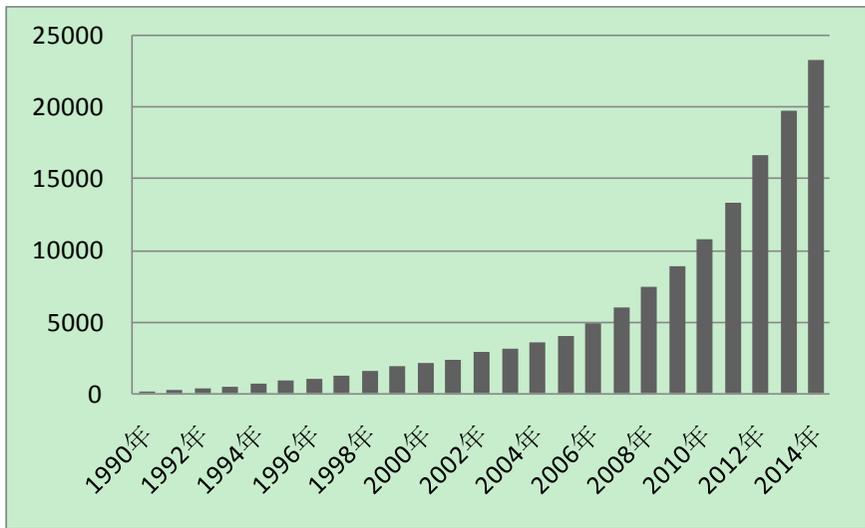


图 1：我国养老保险基金支出规模（1990—2014 年）

资料来源：《中国劳动统计年鉴》（2015 年）

图 2 进一步刻画了在 1990—2014 年间我国养老保险的支出水平¹，从中可以看出养老保险基金支出占 GDP 的比重在整个样本时间段上呈现总体上升的趋势，1990 年养老保险支出水平仅为 0.8%，2000 年达到 2.12%，2008 年以来上升速度明显加快，2010 年达到 2.63%，2014 年支出水平进一步提高已达到 3.67%。

¹ 养老保险支出水平用养老保险支出占 GDP 的比重来衡量

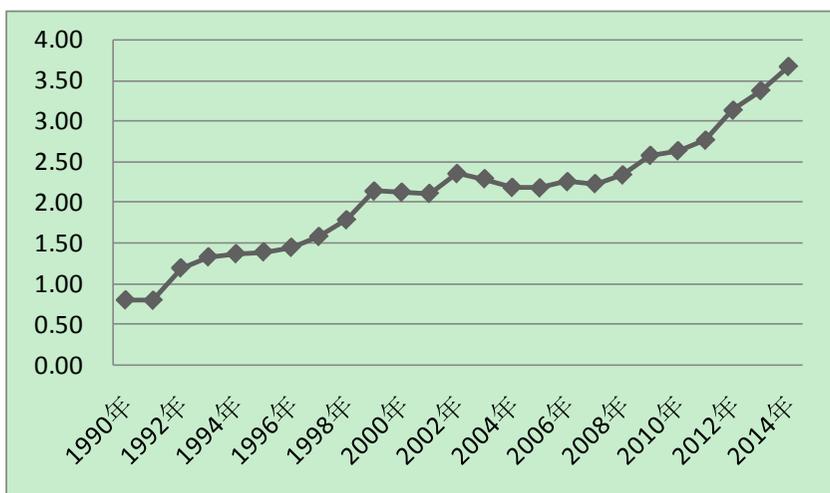


图 2：国养老保险基金支出水平（1990——2014 年）

资料来源：作者根据《中国劳动统计年鉴》（2015 年）、《中国统计年鉴》（2015 年）计算。

养老保险支出水平的显著提高，潜在的对我国养老保险财务可持续带来威胁，是什么原因推动了我国养老保险支出水平近些年来大幅度提高？国内已有众多学者进行了相关的研究，有些学者侧重于对部分影响因素的阐释，例如人口年龄结构、人口老龄化、经济增长与养老保险基金支出（刘贵平，1996；姜向群，2006；李旭东，2010；李敏等，2010；章晓英等，2011；司文晴等，2013；李绍泰，2013；苏宗敏等，2015）；职工工资、养老金替代率与养老保险基金支出（赵怡等，2015）；经济全球化与养老保险基金支出（封进等，2010）等。也有学者从综合影响因素的视角进行了解释（王鉴岗，2000；蔡小慎等，2009；薛新东，2012）。通过对已有研究文献的梳理发现，国内学者大都从人口老龄化视角来分析我国养老保险支出的影响，而关于预期寿命对养老保险支出影响的研究分析几乎是一片空白，只是在有关的研究中零星的提及预期寿命延长会增加养老金支付压力，但并没有进行深入的理论和实证研究。伴随着我国人口转变进入“三低”¹的现代人口增长阶段，人口平均预期寿命的延长已逐渐从人口老龄化、高龄化中蜕变出来，成为了一个不可逆转的过程²。根据近三次的全国人口普

¹ 低出生率、低死亡率、低自然增长率

² 罗淳.从老龄化到高龄化——基于人口学视角的一项探索性研究[M].北京:中国社会科学出版社,2014.

查数据显示，1990年我国人口的平均预期寿命为68.55岁，2000年提高到71.4岁，2010年进一步增加已达到75.43岁。人口的这种增龄效应会给我我国养老保险制度带来哪些冲击？对我国养老保险基金支出又会产生什么样的影响？图3给出了1990年、1995年、2000年、2005年和2014年我国养老金支出水平与我国人口的平均预期寿命的发展趋势图。从图中可以看出养老保险支出水平与预期寿命在这个时间段均呈现出平稳增长趋势，两者之间简单的相关系数达到了94.8%。预期寿命的增加意味着人们退休后领取养老金的持续时间延长了，同时还表现在时间维度上增加了领取养老金的人数，预期寿命的延长很可能是导致近些年来我国养老金支出水平不断提高的原因之一。

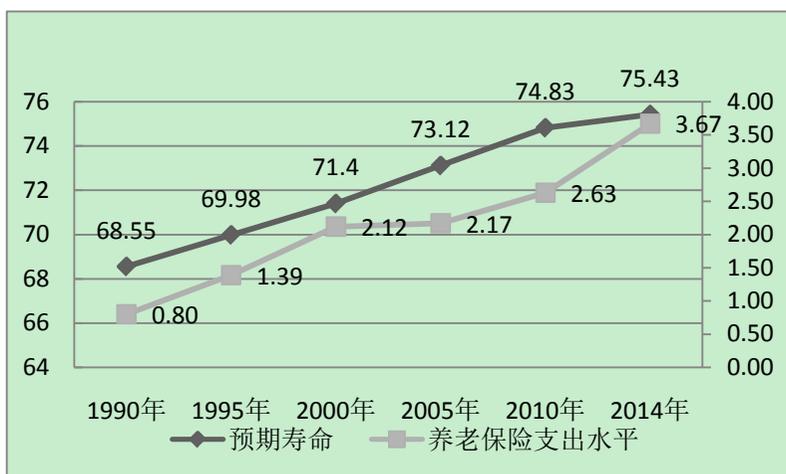


图3：预期寿命与我国养老保险基金支出水平

资料来源：作者根据《中国劳动统计年鉴》（2015年）、《中国统计年鉴》（2015年）计算。

基于上述分析，我们认为有必要对预期寿命增加与我国养老保险基金支出的关系进行探讨。因此，本文利用1995—2014年我国31个省份、自治区、直辖市的面板数据对预期寿命与养老金支出水平进行实证研究。

二、理论分析

国际货币基金组织的研究报告（IMF，2012）显示，如果 2010——2050 年人口寿命比预期超出 3 岁，不同国家平均每年需要额外增加的养老金支出占当年 GDP 的 1%——2%¹，这种影响是显著而直接的。预期寿命增加对现收现付制养老保险支出的影响效应主要体现在两个维度上。首先，预期寿命延长从时间维度增加了养老金支出的年限。预期寿命的延长意味着完成一次世代更替人口所需的时间延长了，在既定的退休年龄约束条件下，老年人退休后将会拥有更长的存活时间，这必然会增加同一队列老年人口领取养老金的持续时间，在既定养老金待遇下，养老金的支付成本就会上升进而给养老保险基金支出带来压力。其次，预期寿命延长从空间维度上增加了领取养老金的总人数。预期寿命的延长，人们生存时间延长了，即使养老金领取人数每年以恒定的量增加，在既定的时空条件下，相应的领取养老金的总人口数和规模也会增加²，领取养老金总人口的增加对于既定约束下的养老保险制度而言，也必然增加养老保险基金的支出总额。

对于预期寿命延长所带来的时间和人口效应，我们可以采用列克西斯时间——年龄方格图（Lexis diagram）来加以直观说明。考虑一个简单的情形，假设同批人 A、B，退休年龄均为 60 岁，退休后可享受全额养老金，养老金一直支付到退休者死亡为止。图 5 表示了预期寿命对养老保险支出影响的时间和人口效应，从图中可以看出，当同批人 A 的预期寿命为 70 岁时，该批人退休后领取养老金的时间跨度为 CDE 时间段（60 年——80 年），现在如果该批人的预期寿命从 70 岁增加到了 80 岁，那么领取养老金的时间跨度将变为 CEF 时间段（60 年——90 年），原来退休后只需支付 CDE 时间段的养老金年限由于该 A 批人的预期寿命延长，现在却需要支付 CEF 时间段，增加的 EF 时间段的养老金领取年限就是预期寿命增加对养老金支出影响的时间效应，这种增加的时间效应对于既定时间条件下的养老保险制度而言必然会导致养老保险基金支出的增加。此外，从图中我们还可以看到，60 岁后同批人 A、B 陆续已进入了领取养老金的时段，在 70 年——80 年间，当同批人 A 预期寿命为 70 岁时，该时段需要支付养老金的总人口数为四边形 DGIE 区域，如果同批人 A 的预期寿命增加到 80 岁，则相同的时间区间上需支付养老金的总人口数变为四边形 DGHE 区域，增加的三角

¹ 转引至：王晓军，姜增明. 长寿风险对城镇职工养老保险的冲击效应研究[J]. 统计研究, 2016, 05: 44

² 刘贵平（1999）的研究表明：对于 x 岁的人来说，平均余寿增加 1 岁，则 x 岁人口预期生存人年数增加原来平均余寿的倒数。

形GHI区域就是由于同批人A的预期寿命延长10岁而增加的在相同时间区间上领取养老金人口的数量。在既定的时间轴上，养老金领取人数的增加对养老保险基金支出增加的影响也是不言而喻的。

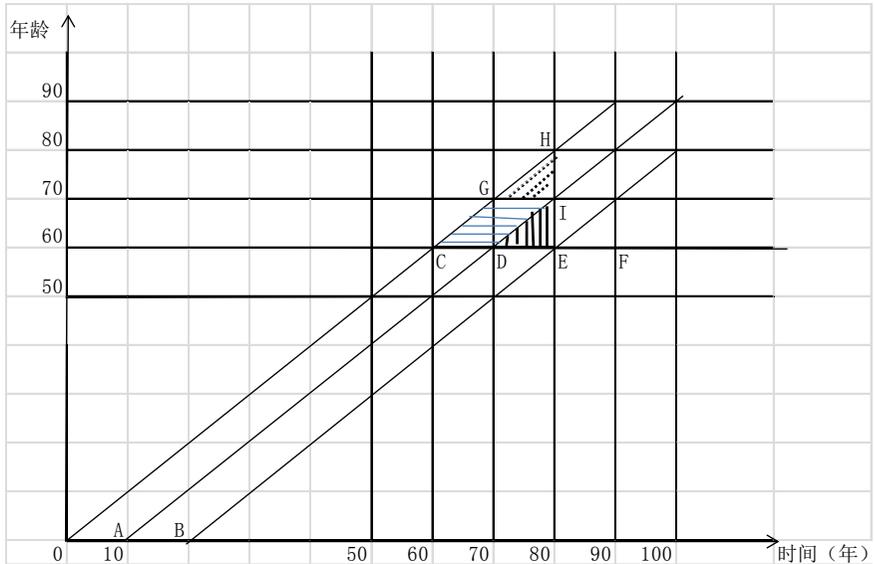


图 5：预期寿命对养老保险支出影响的时间和人口效应

三、实证模型、变量及数据

(一) 模型设定与变量选取

根据上面的理论分析，结合先前学者们的已有研究，我们构建了一个简化的多元线性方程模型，以检验预期寿命对我国养老保险支出的影响。实证模型形式如下：

$$PL_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Life_{it} + \beta_2 Wage_{it} + \beta_3 Demo_{it} + \delta M_{it} + \varepsilon_{it}$$

模型中，下表 i 表示 31 个省、自治区、直辖市，下表 t 表示时间， ε_{it} 为随机扰动项。

PL 是养老保险支出变量，本文选取了具有可比性的“养老金支出水平”这一指标，通过养老保险基金支出额占 GDP 的比重计算得到。

Life 是人口平均预期寿命，本文的目的就是通过预期寿命变量来检验预期寿命延长对我国养老保险支出的影响，它是本文最核心的解释变量。理论上与养老保险支出密切相关的人口平均预期寿命应该是享有养老金领取资格群体或老年群体的剩余平均预期寿命，但囿于我国官方数据的限制，

本文所采用的人口平均预期寿命是新出生婴儿人口的平均预期寿命，即 0 岁人口的平均预期寿命。¹根据理论分析可知预期寿命延长会增加我国养老保险的支出。

Wage 是工资变量。根据《国务院关于深化企业职工养老保险制度改革的通知》（国发[1995]6 号）²、《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》（国发[1997]26 号）³、《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》（国发[2005]38 号）⁴以及《社会保险法》⁵的明确规定，我们可以从中看出工资变量对我国养老保险支出具有重要影响，且两者应该呈现出正相关关系。通常在经济发展较快、职工平均工资越高的地区，养老金的上调动力和幅度也越大，养老保险支出会越高。实践中由于各地区经济发展水平不一致导致了职工的平均工资在各地区也表现出了极大的差异，因此本文用平均工资水平来表示工资变量，通过各地平均工资与人均 GDP 的比值计算得到，以此来衡量一个地区是否提供了与其经济发展水平相一致的工资水平。

Demo 是人口年龄结构变量，一个地区的人口年龄结构类型特别是人口老龄化程度会影响各地养老保险基金的支出规模，一般情况下人口老龄化程度越深，表明需要赡养的老年人口越多，需要的养老保险支出规模会越大，两者应该呈现出正向关系。在研究人口年龄结构对养老保险支出的影响时，通常有两个变量指标：老年人口抚养比和制度赡养率。老年人口抚养比是衡量人口老龄化程度最常用的指标，通常一个地区的老年人口抚养比越高，意味着该地区人口老龄化程度越深，老年群体绝对数量的规模越大，但高的老年人口抚养比是否会带来高的养老保险支出水平，则取决于老年人口中有多大比重的老年群体享有养老金领取资格，如果享有养老金领取资格的老年群体数量不变，那么即使老年人口绝对数量增加也不会对养老保险支出产生影响。在我国学者的实证研究中，老年人口抚养比对我

¹ 最近的二三十年，我国婴幼儿死亡率已经降低到一个较低的水平，人口平均预期寿命的延长主要得益于老年人口死亡率的降低，因此采用该数据也能在很大程度上反映出老年人群体剩余寿命延长的趋势。

² 规定：建立基本养老金正常调节机制，基本养老金可按当年职工上一年平均工资增长率的一定比例进行调整。

³ 规定：基础养老金月标准为当地职工上年度月平均工资的 20%。

⁴ 规定“退休时的基础养老金月标准以上年度在岗职工月平均工资和本人指数化月平均缴费工资的平均值为基数”

⁵ 第十八条规定“国家建立基本养老金正常调整机制，根据职工平均工资增长、物价上涨情况，适时提高基本养老保险待遇水平”

国养老保险支出水平影响的显著性是不确定的，薛新东（2012）的研究发现老年人口抚养比对我国养老保险支出水平的影响为正，但没通过显著性检验，而苏宗敏等（2015）的研究表明老年人口抚养比对我国基本养老保险支出水平具有显著影响。由于我国城镇职工基本养老保险是一种“与工作相关联的养老保险制度”，在研究我国养老金支出影响因素时，老年人口抚养比也许并不是人口年龄结构变量的最优表示¹，因此，为了使数据更具代表性，同时也为了避免老年人口抚养比和制度赡养率之间的共线性，文中采用了养老保险制度赡养率（Sysup）作为人口年龄结构变量的表示，养老保险制度赡养率是领取养老金人数占养老金供款人数的比重，它反映了平均供养每个退休老年人需要供款的在职职工人数，通常养老保险制度赡养率越高，说明领取养老金的老年人数越多，向养老金供款的人数越少，相应的会增加养老保险的支出规模，给养老保险基金带来的支付压力也越大。

M 是为了保证计量结果的稳健性，本文加入的反映其他一些影响养老保险支出水平的控制变量向量，结合已有研究，我们取如下两个控制变量：

（1）通货膨胀率（用 Inf 表示）。通货膨胀率反映了物价上涨情况，通常通货膨胀率越高，物价上涨幅度也越快，为了维持养老金领取者的基本生活需求，客观上要求提高养老金的待遇支付水平，从而会增加养老保险支出。此外，我国在 2010 年颁布的《社会保险法》也明确规定“根据物价上涨情况，适时提高基本养老保险待遇水平”。本文的通货膨胀率是通过各省份环比城镇居民消费价格指数（CPI）减去 100 计算得到。

（2）城镇化水平（用 Urb 表示）。近年来全国各地城镇化进程进一步加快，大量的农村人口进入到城镇工作，转换为城镇职工，城镇职工人口数量的增加，潜在的增加了城镇职工基本养老保险的参保人数，参保人数的增加将会导致未来养老保险支出规模的增加。此外，在城市化的过程中为解决失地农民的养老保障问题，在各地的安置实践中存在用“土地”换“社保”的模式²，这也会导致养老保险支出的增加。本文用城镇人口占

¹ 本文在实证研究之前也检验了老年人口抚养比对养老金支出水平的影响，与薛新东（2012）得出的结果一致，老年人口抚养比对我国养老金支出水平的影响通不过显著性检验，因此在后面的实证分析中我们没有将老年人口抚养比这一变量引入进来，而是用制度赡养率表示人口老龄化变量。

² 薛新东. 我国养老保险支出水平的影响因素研究——基于 2005~2009 年省级面板数据的实证分析[J]. 财政研究, 2012, 06: 7-10.

总人口的比率来衡量各地的城镇化水平¹。

（二）数据来源及处理

基于数据的可获得性，本文以我国城镇职工基本养老保险支出为研究样本，收集了我国 31 个省、直辖市、自治区 1995—2014 年的有关数据，利用面板数据²模型进行实证检验，考察预期寿命增加对我国养老金支出水平的影响效应。由于到目前为止，我们在官方的统计年鉴中只能收集 1990 年、2000 年和 2010 年的分省份人均预期寿命，对此参照刘生龙等（2012）的做法，将收集的 1995—2014 年的面板数据分成 4 个 5 年期的区间面板数据，即 1995—1999 年、2000—2004 年、2005 年—2009 年和 2010—2014 年，对养老金支出水平、预期寿命、制度赡养率、平均工资水平、通货膨胀率、城镇化水平取 5 年的平均值。³所有变量的描述性统计见表 1。

表 1：变量的描述性统计

变量名	符号	变量说明	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
养老保险支出水平 (%)	PL	养老保险基金支出额占 GDP 的比重	123	2.413	0.977	0.626	5.617
人口平均预期寿命 (年)	Life	新出生婴儿的平均预期寿命	123	72.24	3.613	62.005	80.26
平均工资水平 (%)	Wage	平均工资与人均 GDP 的比值	123	132.41	56.438	45.458	381.71
制度赡养率	Sysup	养老金领取人数占养老	123	35.608	10.121	10.961	65.012

¹ 城镇人口用各省的总人口减去乡村人口而得到

² 与单纯的时间序列数据和截面数据相比，面板数据在控制不同地区之间的异质性，减少解释变量之间的多重共线性方面具有优势，能显著提高参数估计的有效性。

³ 预期寿命的估计方法采用刘生龙等（2012）的方式，1995 年各省的人均预期寿命是 1990 年和 2000 年的均值，2005 年各省的人均预期寿命是 2000 年和 2010 年的均值。

(%)		金供款人数的比重					
通货膨胀率 (%)	Inf	环比城镇居民消费价格指数减去100	122	3.114	1.648	0.46	7.44
城镇化水平 (%)	Urb	城镇人口占总人口的比重	123	40.768	18.44	14.646	89.42

注：重庆市的数据 1997 年才有，因此缺失 1995——1999 年时间段的观察值，在此时间段西藏的 CPI 数据不全，故而缺失

文中相关人口变量的数据主要来源于《中国人口统计年鉴》以及《中国人口和就业统计年鉴》，乡村人口数据来源于《中国农村统计年鉴》；与城镇职工基本养老保险变量相关的数据来源于《中国劳动统计年鉴》，其余变量的数据均来源于《中国统计年鉴》或依据上述年鉴数据整理计算得到。

四、实证结果与分析

本文首先对数据进行了混合OLS回归、固定效应回归和随机效应回归，回归结果根据F 检验、LM 检验和Hausman检验后发现固定效应模型要优于随机效应模型和混合回归，因此本文最终采用固定效应模型进行估计¹，表 2 给出了基于固定效应模型估计的预期寿命对我国养老保险支出水平影响的实证结果。

表 2：期寿命对我国养老保险支出水平影响的结果

	被解释变量：养老保险支出水平					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Life	0.246*** (9.69)	0.211*** (10.54)	0.157*** (5.84)	0.184*** (6.98)	0.197*** (8.44)	0.166*** (4.69)

¹ 在混合回归和随机效应回归中预期寿命对养老金支出水平也都具有显著影响

wage	0.0156 ^{***} (7.24)	0.0144 ^{***} (6.17)		0.0146 ^{***} (5.82)	0.0112 ^{**} (3.62)	0.0111 ^{***} (3.36)
sysup		0.0187 [*] (1.93)	0.0271 ^{**} (2.78)	0.0202 ^{**} (2.08)	0.0195 ^{**} (2.13)	0.0210 ^{**} (2.30)
urbrate				0.00549 (1.48)		0.00608 (1.39)
inf					-0.0533 ^{**} (2.24)	-0.0597 ^{**} (2.26)
Observations	123	123	123	123	122	122
R ²	0.6821	0.7118	0.5533	0.7157	0.7468	0.7513

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。括号中的数值是 t 统计量的绝对值

模型（1）中包含了人口平均预期寿命和平均工资水平两个解释变量，从回归结果可以看到，人口平均预期寿命对我国养老保险支出水平有着显著的正向影响，这个结果符合预期的理论分析。平均工资水平对养老保险支出也具有正向影响，且通过了显著性检验，这个结果与我国养老保险待遇计发办法也是相一致的。

模型（2）在模型（1）的基础上引入了制度赡养率变量，我们发现人口平均预期寿命和平均工资水平仍然与我国养老金支出水平有着显著的正向关系，相对于模型（1）来看，两者前面的系数均有所下降，制度赡养率对我国养老保险支出水平具有正向影响，且通过了显著性检验，这与预期的分析也是一致的。

模型（3）中仅包含了人口平均预期寿命和制度赡养率，可以看出两者对我国养老金支出水平都具有正向影响，且都通过了显著性检验。

模型（4）在模型（2）的基础上加入了城镇化水平变量，我们发现人口平均预期寿命、平均工资水平和制度赡养率仍然与我国养老金支出水平有着显著的正向关系，相对于模型（2）而言，人口平均预期寿命和平均工资水平两者前面的系数均有所下降，但制度赡养率前面的系数有所上升。城镇化水平对我国养老金支出水平产生正向影响，但是没有通过显著性检验，这可能与本文选取的面板数据年限有关，城镇化是近些年来各地才开始大力推进的，由于城镇化而加入城镇职工养老保险制度的群体大多应该

还是处于缴费阶段，所以采用的数据样本并不能完全反映出城镇化水平对养老保险支出的影响。

模型（5）在模型（2）的基础上加入了表示物价水平的通货膨胀率，我们发现引入该变量后，人口平均预期寿命、平均工资水平和制度赡养率仍然与我国养老保险支出水平有着显著的正向关系，但三者前面的系数均有所下降。通货膨胀率对我国养老保险支出水平产生负向影响，并且通过了显著性检验，这个结果看上去与我国《社会保险法》规定的养老保险待遇计发办法背道而驰，不太合乎法律规定，原因可能是与我们选取的时间样本数据有关，文中的数据涉及 1995—2014 年 20 年的时间跨度，而《社会保险法》是在 2010 年颁布，在此之前的历次养老保险待遇计发办法改革中都只强调发放待遇水平与工资挂钩。此外，国家已连续 11 年上调了养老保险待遇水平，但从国家二十年的通货膨胀率数据来看，上调待遇期间的通货膨胀率却远低于与上世纪 90 年代，所以该实证结果也合乎我国养老保险发展的历程。

模型（6）在模型（5）的基础上加入了城镇化水平变量，从结果可以看出，人口平均预期寿命对养老保险支出水平仍然具有显著的正向影响，城镇化水平前面的系数仍然为正，但没通过显著性检验，通货膨胀率对我国养老金支出水平具有显著的负向影响。此外，我们发现在模型（5）的基础上加入城镇化水平变量后，模型的解释力增强了，达到了 75%，说明人口平均预期寿命、制度赡养率、平均工资水平、通货膨胀率和城镇化水平这五个变量可以在很大程度上解释我国养老保险支出水平上升的原因。

通过对表 2 中 6 个模型的分析，可以看出预期寿命对我国养老保险支出水平具有显著的正向影响，这种显著的正向影响关系与国际货币基金组织的研究报告（IMF，2012）是相一致¹。对估计结果进行简单的计算可以得到新生儿平均预期寿命每增加 1 年将会使我国养老保险基金支出占 GDP 的比重提高约 0.194%。²在所研究的样本期间内，我国人口的平均预期寿命从第一阶段的 69.98 岁上升至第四阶段的 74.83 岁，意味着人口平均预期寿命的增加导致我国养老金支出水平上升了 0.94 个百分点，而样本期

¹ 依据国际货币基金组织的研究报告（IMF，2012），如果 2010—2050 年人口寿命比预期超出 3 岁，不同国家平均每年需要额外增加的养老金支出占当年 GDP 的 1%—2%

² 采用刘生龙（2012）的做法：对表 2 中模型（1）—（6）中 life 前面的系数求简单平均值。

间内，我国的养老金支出水平从第一阶段的 1.39% 上升至第四阶段的 2.63%，共增加了 1.24 个百分点，这表明在此期间内，由于预期寿命延长对我国养老金支出增加的贡献度高达 76%。

五、结论

本文利用我国 1995—2014 年 31 个省份、自治区、直辖市的面板数据从实证维度验证了预期寿命延长对我国养老保险支出水平的影响。我们首先对预期寿命延长增加养老保险支出的效应进行了理论分析，在此基础上综合了我国学者关于养老保险支出水平研究的成果，建立了本文的实证模型，并以此通过收集的数据对理论分析结果进行了实证检验。实证研究结果表明人口预期寿命对我国养老保险支出水平具有显著的正向影响，研究样本期间内，人口平均预期寿命的增加导致了我国养老保险支出水平增加了 0.94 个百分点，对我国养老保险支出水平增加的贡献度高达 76%。本文的实证研究结果还表明工资水平和制度赡养率对我国养老保险支出增加有着显著的正向影响，城镇化水平对养老保险支出水平也具有正向影响，但是没有通过显著性检验，而通货膨胀率对我国养老保险支出具有显著的负向影响，这说明过去十年我国养老保险的待遇调整还是一种粗放型的调整，并未与实际的物价上涨情况相挂钩。

国家经济的发展、先进医疗技术的广泛采用，人们生活观念、方式和水平的改进以及覆盖城乡居民的基本医疗卫生制度的建立必然会带来我国人口平均预期寿命的进一步提升。据联合国人口司的中方案预测数据显示，在未来我国人口平均预期寿命还有大幅度提升的空间，2045—2050 年间我国人口平均预期寿命预计将会达到 82.52 岁，2095—2100 年间预计将会达到 89.94 岁，不仅新生婴儿的人口平均预期寿命在延长，65 岁老年人口的平均剩余寿命也会有大幅度的上升，预计在 2045—2050 年间将会达到 20.22 岁，2095—2100 年间将会进一步增加到 26.12 岁。此外我国男女性别人口的平均预期寿命差距也在进一步扩大，地区间的预期寿命也表现出了极大的不平衡性。预期寿命延长对我国养老保险支出的影响效应在未来可能会进一步增强，若保持现有养老保险制度设计参数不变，那么预期寿命的延长将会对我国养老保险支出带来极大的冲击与挑战。

本文的政策含义较为明显，随着我国人口平均预期寿命的延长，未来

在我国养老保险制度改革优化的过程中必须重视预期寿命延长这一因素对我国养老保险制度基金收支平衡的影响，为了实现养老保险基金的长期可持续，应当建立与预期寿命相关联的动态养老金领取资格年龄，可考虑将领取养老金的资格年龄进行健康预期寿命指数化；建立根据同批退休年龄组别剩余寿命相关联的养老金初始待遇动态调整机制；此外还应加快推进养老金的全国统筹，实现养老金长寿风险共担机制。我国幅员辽阔，各地区居民的预期寿命，退休余命差异性很大，养老金全国统筹尤为重要，养老金全国统筹可以在国家层面实现预期寿命长的省份和预期寿命短的省份的长寿风险对冲。

参考文献

- [1] 林义，2009，《社会保险》，中国金融出版社，154页。
- [2] 刘贵平，1996，“人口年龄结构对养老保险的影响”，人口与经济（5）：23-28。
- [3] 姜向群，2006，“人口老龄化对退休金负担影响的量化研究”，人口研究（2）：51-55。
- [4] 李旭东，2010，“贵州人口老龄化,经济增长对养老保险支出影响实证研究”，西北人口（6）：87-92。
- [5] 李敏.张成，2010，“中国人口老龄化与养老金支出的量化分析”，社会保障研究（1）：17-23。
- [6] 章晓英.黄玉林，2011，“人口老龄化与养老保险基金支出关系实证分析”，商业时代（13）：100-101。
- [7] 司文晴.赵怡，2013，“养老保险基金支出与人口老龄化、工资关系的实证分析——基于中国1992-2011年数据的协整分析与格兰杰因果检验”，成都行政学院学报（4）：63-66。
- [8] 李绍泰，2013，“人口老龄化下合理养老金支出研究”，人口与经济（5）：98-106。
- [9] 苏宗敏.王中昭，2015，“人口老龄化背景下中国基本养老保险支出水平的探析”，宏观经济研究（7）：59-64+79。
- [10] 赵怡.司文晴，2015，“职工工资、养老金替代率与养老保险基金支出——基于因素分析法的分解分析”，社会保障研究（2）：18-22。

- [11] 封进.张馨月.张涛, 2010, “经济全球化是否会导致社会保险水平的下降:基于中国省际差异的分析”, 世界经济 (11) :37-53.
- [12] 王鉴岗, 2000, “养老保险收支平衡及其影响因素分析”, 人口学刊 (2) :9-14.
- [13] 蔡小慎.张瑞丽, 2009, “我国基本养老保险水平地区差异的影响因素之实证分析”, 大连理工大学学报(社会科学版) (1) :93-97
- [14] 薛新东, 2012, “我国养老保险支出水平的影响因素研究——基于2005~2009年省级面板数据的实证分析”, 财政研究 (6) :7-10.
- [15] 罗淳, 2001, 《从老龄化到高龄化——基于人口学视角的一项探索性研究》, 中国社会科学出版社.
- [16] 王晓军.姜增明, 2016, “长寿风险对城镇职工养老保险的冲击效应研究”, 统计研究 (5) :44.
- [17] 刘生龙.胡鞍钢.郎晓娟, 2012, “预期寿命与中国家庭储蓄”, 经济研究 (8) :107-117.
- [18] 刘贵平, 1999, 《养老保险的人口学研究》, 中国人口出版社.



5

三农与保险

农民工小额保险需求分析

杜震啸¹

摘要：

小额保险是解决农民工风险保障问题的一种有效途径，近年来取得了较快的发展。本文梳理了关于小额保险需求影响因素的国内外研究成果，综述了保费支付能力、风险及对风险的认知、对保险的认知和对保险机构的信任、其他风险管理手段有效性等因素的影响方式。基于以上因素，本文对农民工群体小额保险需求进行了定性分析，并且使用扩展线性支出系统模型（ELES）结合有关数据进行了定量测算。本文得出的结论为，小额保险在农民工群体中是有潜在需求的，实际保费支付意愿也具有经济可行性。在此基础上，本文提出了关于进一步发展针对农民工群体的小额保险的建议。

关键词：农民工，小额保险，需求

一、引言

农民工，指户籍仍在农村，在本地从事非农产业或外出从业6个月及以上的劳动者，是我国经济社会发展过程中一个重要而特殊的群体。我国农村人口众多，但耕地面积却很有限，大量劳动力处于“隐性失业”状态，而随着我国城市化的快速推进，城镇对劳动力的需求则与日俱增。在这一大背景下，大量农村人口进入城镇就业，产生了农民工这一群体，且数量不断增长。据国家统计局于2016年4月发布的《2015年农民工监测调查报告》显示，2015年农民工总量为27747万人，比上年增加352万人，增

¹ 杜震啸，北京大学经济学院风险管理与保险学系2013级本科生。

长 1.3%。¹

由于农民工群体数量巨大，对我国经济社会发展具有不可忽视的重大影响，近年来全社会对农民工群体的关注度显著提升，成为一大社会热点。其中一个主要的关注点，便是农民工的风险保障问题。一方面，由于职业特点，农民工往往面临着较大风险；另一方面，由于其流动性较强，与现行社保制度不相适应，农民工往往处于社会保障体系之外。如何为农民工提供足够的风险保障，使其在城镇工作的过程中无后顾之忧，是一个现实而又重要的问题。

采用小额保险的方式来为农民工群体提供风险保障，是解决以上问题的一种尝试。我国的小额保险项目，之前主要在农村地区进行试点。2012年6月，中国保监会发布《关于印发〈全面推广小额人身保险方案〉的通知》（保监发〔2012〕53号），将原本局限于农村地区的小额保险覆盖范围扩大至全国范围的低收入群体，新增三类城镇地区低收入群体，其中就包括“无城镇户籍的进城务工人员”。²自此之后，一些大型保险公司积极响应，推出针对农民工群体的小额保险产品。2013年10月，中国人寿保险股份有限公司在浙江省温州市平阳县首次尝试为城镇进城务工人员提供小额保险保障，保障方案涵盖了意外伤害、意外医疗、猝死责任三大方面，参保农民工每人每年在保障计划内可享受最高10万元的意外伤害保障、2万元的猝死责任保障、2000元的意外医疗费用保障。³2016年3月，在十二届全国人大四次会议的记者会上，保监会主席项俊波透露，2015年，针对农民工的小额保险承保覆盖的农民工达到了9000万人，总保额超过了14000亿元，赔付额达13亿。⁴

供给端的快速发展为小额保险解决农民工风险保障问题的成功提供了可能，但能否最终奏效，还取决于需求端。只有农民工确实对小额保险产品有需求，有意愿去购买，相关制度才能够平稳运行，相关市场才可能在未来进一步发展壮大。但是，目前国内对于农民工群体小额保险需求的研

¹ 中华人民共和国国家统计局.《2015年农民工监测调查报告》.

http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428_1349713.html. 2017年3月4日访问

² 中国保险监督管理委员会. 关于印发《全面推广小额人身保险方案》的通知.

<http://www.circ.gov.cn/web/site0/tab5245/info2350893.htm>. 2017年3月4日访问

³ 和讯网. 中国人寿首推城镇农民工小额保险保障项目.

<http://insurance.hexun.com/2013-10-31/159233446.html>. 2017年3月4日访问

⁴ 环球网. 项俊波：农民工小额人身保险达到了9000万.

<http://lianghui.huanqiu.com/2016/roll/2016-03/8696795.html>. 2017年3月4日访问

究尚比较欠缺。基于此，本文希望能对农民工群体小额保险需求进行分析，以期对农民工群体的小额保险需求做出评估，并提出一些可行性建议。

以下，本文将分四方面展开。首先，本文将整理和回顾国内外对小额保险需求影响因素的研究；在此基础上，本文将分别对农民工群体小额保险需求进行定性分析和定量分析；最后，本文将综合分析中的发现得出结论，并提出一些政策和发展建议。

二、文献综述

小额保险，根据国际保险监督官协会（IAIS）和世界银行扶贫协商小组（CGAP）小额保险研究组给出的定义，是一类由不同类型主体提供的，按照保险的核心原则运作，依照风险发生概率收取保费，为低收入群体提供特定风险保障的产品。¹小额保险具有保费低、保额适度、条款简易、核理赔简单等特点，被称为中低收入国家应对风险的“下一次革命”。²目前，国内外对于小额保险的研究正快速推进，研究领域涵盖小额保险市场需求、供给，起到的效果，经营过程中的风险控制等等。

其中，由于小额保险市场需求直接影响到其未来发展前景，对其影响因素的研究较多。根据国际劳工组织（ILO）对相关研究的总结³⁴，小额保险需求的影响因素主要包括，目标群体的保费支付能力，面临的危险及其对危险的认知，对保险的认知及对保险机构的信任，以及其他风险管理手段的有效性等等。以下，本文将分别从以上几点，简要介绍国内外部分相关研究结果。

（一）保费支付能力

保费支付能力是小额保险市场需求的最重要决定因素之一，具备保费支付能力是个体购买小额保险产品的根本前提。而目标群体的保费支付能力主要由两个因素决定，一是产品价格，二是目标群体的收入水平。

关于小额保险产品价格，多项研究发现低收入群体对价格较为敏感，

¹ IAIS and CGAP working group on microinsurance, 2007, Issues in Regulation and Supervision of Microinsurance [Z]. Working Paper.

² Morduch J., 2006, Microinsurance: The Next Revolution? [C]. *Understanding Poverty*, Oxford University Press, 337-357.

³ Dercon S, Kirchberger M, 2008, Literature Review on Microinsurance [Z]. Working Paper, International Labour Office: Geneva.

⁴ Matul M, Dalal A, Bock O D, Gelade W., 2013, Microinsurance demand: Determinants and strategies [J]. *Enterprise Development & Microfinance* 24(4):311-327.

价格的下降会在很大程度上增加需求。Dercon等（2011）¹发现，当价格上升 10%时，对小额保险的需求下降 7.6%。Cole等（2011）²测算出小额保险产品的需求价格弹性约为 0.7-1.1，与Dercon等的发现相近，但他们也发现这种影响的程度是有限的，即使保费降到显著低于精算公平保费的水平，需求的增长也不到 50%。

关于目标群体收入与小额保险需求的关系，Cole等（2011）³在印度进行了一项实验，随机给予一些家庭 25 卢比或 100 卢比，之后发现，得到 100 卢比的农村家庭购买小额保险的比例较得到 25 卢比的农村家庭高大约 40%，从而印证了收入对小额保险需求的正向影响。陈之楚（2012）⁴则通过对山东、河北部分农村地区的问卷调查统计数据进行logistic回归，发现收入对农村居民购买小额保险有正向作用。

此外，也有研究关注了保费收取时点对支付能力，进而对小额保险需求的影响。例如，De Allegri等（2006）⁵发现将保费收取时点置于收获之后可以提高小额保险需求。Chen等（2012）⁶在中国的牲畜保险项目中也发现，将保费收取延后到农民售卖牲畜以后，保险销售量增长了 11%。

（二）风险及对风险的认知

目标群体所面临的风险，及其对风险的认知，也会决定小额保险的市场需求。面临的风险越大，对自身面临的风险认识越深，对小额保险的需求也就越大。

Cole等（2013）⁷发现，对风险的认识水平与购买小额保险之间有很强

¹ Dercon S, Gunning J, Zeitlin A., 2011, The Demand for Insurance under Limited Credibility: Evidence from Kenya [Z]. Working Paper.

² Cole S, Stein D, Tobacman J., 2011, What is Rainfall Index Insurance Worth? A Comparison of Valuation Techniques [Z]. Working Paper.

³ Cole S, Tobacman J, Townsend R, Gine X, Topalova P, Vickery J., 2013, Barriers to Household Risk Management: Evidence from India. [J]. *American Economic Journal Applied Economics* 5(1):104-135.

⁴ 陈之楚, 2012, 我国农村小额人身保险需求与供给分析[C] 2012 中国保险与风险管理国际年会.

⁵ De A M, Sanon M, Bridges J, Sauerborn R., 2006, Understanding Consumers' Preferences and Decision to Enroll in Community-based Health insurance in Rural West Africa.[J]. *Health Policy* 76(1):58-71.

⁶ Chen, K.Z., Liu, Y., Hill, R., Xiao, C. and Liu, L., 2012, Can We Relax Liquidity Constraints on Microinsurance Demand? Piloting an Innovative Design for Agricultural Insurance [Z], Working Paper, International Labour Office: Geneva.

⁷ Cole S, Tobacman J, Townsend R, Gine X, Topalova P, Vickery J., 2013, Barriers to Household Risk Management: Evidence from India. [J]. *American Economic Journal Applied Economics* 5(1):104-135.

的相关关系。Arun和Bendig（2010）¹在斯里兰卡的研究发现，过去5年遭受过家庭成员疾病或死亡、农业歉收等风险事故的家庭，购买小额保险的比例更高。国内刘妍和卢亚娟（2011）²对江苏省13市379个农村人口的小额保险购买情况进行了调查，并以购买意愿为被解释变量，以近三年的风险状况等因素为解释变量，使用probit模型进行回归，也发现了近三年的风险状况对受调查农民小额保险购买意愿有显著的影响。

同时，一般而言低收入人群对于风险的认知能力有限，因而目标群体周围同伴的购买决策也会对其购买小额保险的意愿产生影响。Gine等（2008）³发现关系密切的个体间，是否购买小额保险具有高度相关性；Cai等（2011）⁴发现，当与亲友一起参与小额保险推介会时，个体更有可能购买小额保险。

（三）对保险的认知和对保险机构的信任

小额保险的目标群体——低收入群体对保险的认知不足，被认为是影响需求的一大主要原因，表现为“不知道保险”，“不知道为什么买保险”，“不知道如何买保险”等。一些研究证明了认知不足对小额保险需求的负面影响，例如Fitzpatrick等（2011）⁵以及Platteau和Ugarte（2013）⁶通过对小额健康保险项目退保者的调查发现，大部分的退保原因是不知道如何续保并缴纳保费。刘妍和卢亚娟（2011）⁷的调查也发现，对保险的认知水平越高，购买小额保险意愿越强。Cai等（2011）⁸、Cole等（2011）⁹及Gine

¹ Arun T G, Bendig M., 2010, Risk Management among the Poor: The Case of Microfinancial Services [J]. *Iza Discussion Papers*.

² 刘妍, 卢亚娟, 2011, 农村小额保险购买意愿影响因素的实证研究——基于江苏省的调查数据[J]. *经济理论与经济管理* V5(5):106-112.

³ GinÉ X, Townsend R and Vickery J., 2007, Patterns of rainfall insurance participation in rural India [J]. *World Bank Economic Review* 22(3):539-566.

⁴ Cai, J., De Janvry, A. and Sadoulet, E., 2011, Social Networks and Insurance Take-up: Evidence from a Randomized Experiment in China [Z]. *Research Paper No. 8*, International Labour Office: Geneva.

⁵ Fitzpatrick, A., Magnoni, B. and Thornton, R.L., 2011, Microinsurance Utilization in Nicaragua: A Report on the Effects on Children, Retention, and Health Claims [Z]. *Research Paper No. 5*, International Labour Office: Geneva.

⁶ Platteau J P, Ontiveros D U., 2013, Understanding and Information Failures: Lessons from a Health Microinsurance Program in India [Z]. Working Paper.

⁷ 刘妍, 卢亚娟, 2011, 农村小额保险购买意愿影响因素的实证研究——基于江苏省的调查数据[J]. *经济理论与经济管理* V5(5):106-112.

⁸ Cai, J., De Janvry, A. and Sadoulet, E., 2011, Social Networks and Insurance Take-up: Evidence from a Randomized Experiment in China [Z]. *Research Paper No. 8*, International Labour Office: Geneva.

⁹ Cole S, Stein D, Tobacman J., 2011, What is Rainfall Index Insurance Worth? A Comparison of Valuation Techniques [Z]. Working Paper.

等（2011）¹则发现，通过较长期的培训、分发宣传图册等方式提高低收入群体对保险的认知水平，有助于提高小额保险需求。

低收入群体对保险机构的信任感同样会影响小额保险需求。Basaza等（2008）²，Dong等（2009）³进行的调查发现，缺乏信任是低收入群体选择不参与或是退出现有的小额保险项目的重要原因。Cai等（2009）⁴，Patt等（2009）⁵发现当小额保险项目由政府或社会组织发起时，目标人群参与度与目标群体对政府或该组织的信任度正相关。睢岚等（2015）⁶则通过在安徽省黄山市进行的调查发现，调查对象中有 15.18%的人表示不信任保险公司及代理人，从而不愿意购买保险产品。

（四）其他风险管理手段的有效性

从经济学的角度来看，小额保险作为一种风险管理手段，与其他的风险管理手段是互为替代品的关系，需求此消彼长。因此，低收入群体其他风险管理手段的数量和有效性同样影响小额保险需求。

低收入群体常见的风险管理手段，是基于非正式的风险分担网络，例如邻里、亲友间的互助。Arnott和Stiglitz（1991）⁷认为，当这种机制奏效时，小额保险将被“挤出”。Mobarak和Rosenzweig（2012）⁸在印度进行的研究证明了这点，他们以“亚种姓”（Sub-caste）作为风险分担单位，通过历史数据衡量各个亚种姓内部风险分担机制的有效性，并与小额保险销售情况进行比较，结果发现，风险分担越有效的亚种姓，其成员购买小额保险的比例越低。

储蓄存款同样是一种风险管理手段，也与小额保险互为替代品。Stein

¹ GinÉ X, Townsend R and Vickery J., 2007, Patterns of rainfall insurance participation in rural India [J]. *World Bank Economic Review* 22(3):539-566.

² Basaza R, Criel B and Stuyft P V D., 2008, Community Health Insurance in Uganda: Why does Enrolment Remain Low? A View from Beneath [J]. *Health Policy* 87(2):172-184.

³ Dong H, Allegri M D, Gnawali D, Souares A, Sauerborn R., 2009, Drop-out Analysis of Community-based Health Insurance Membership at Nouna, Burkina Faso[J]. *Health Policy* 92(2):174-179.

⁴ Cai H., 2009, Microinsurance, Trust and Economic Development: Evidence from a Randomized Natural Field Experiment [J]. *SSRN Electronic Journal*.

⁵ Patt A, Peterson N, Carter M, Velez M, Hess U, Suarez P., 2009, Making Index Insurance Attractive to Farmers[J]. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change* 14(8):737-753.

⁶ 睢岚，锁凌燕，汪颖，2015，中国农村小额人身保险需求影响因素分析——基于安徽省黄山市的实证研究[J]. *保险研究*(4):51-62.

⁷ Arnott R, Stiglitz J E. 1991, Moral Hazard and Nonmarket Institutions: Dysfunctional Crowding Out of Peer Monitoring? [J]. *American Economic Review* 81(1):179-190.

⁸ Mobarak A M. and Rosenzweig, M., 2012, Selling Formal Insurance to the Informally Insured [J]. *SSRN Electronic Journal*.

和Tobacman (2012)¹发现,二者之间的替代关系在低收入群体中尤其明显,由于收入有限,难以同时缴纳保费和进行储蓄,他们只会在二者中选择其一,进行了储蓄的个体,往往就不会购买小额保险。

农村居民的另一种重要风险管理方式是多样化生产,即从事多种类型生产以分散风险。张崇尚(2015)²对黑龙江、吉林、山东和河南这四个玉米主产区的玉米种植户进行的调查发现,在种植玉米的同时种植蔬菜水果或养殖家禽的农户,购买小额保险的意愿显著低于只种植玉米的农户,说明多样化生产这一风险管理方式同样对小额保险产生了挤出效应。

三、对农民工小额保险需求的定性分析

以下,本文将对农民工群体小额保险的需求进行定性分析。根据前文综述部分所梳理的现有研究成果,目标群体的保费支付能力,面临的风险,对保险的认知,以及其他风险管理手段的有效性,是决定小额保险需求的重要因素。因此,以下本文将从这四个方面出发,对农民工群体的小额保险需求进行分析。

(一) 农民工群体保费支付能力

根据前文综述,目标群体的保费支付能力,包括目标群体的收入水平和产品的价格水平,是决定小额保险需求的重要因素。基于此,本文将首先对农民工群体的收入水平和目前小额保险产品的价格水平进行分析,以评估农民工群体的保费支付能力。

就农民工群体的收入情况来看,受到城镇劳动力需求日益扩大的影响,农民工群体的收入在近年来呈现不断上升的趋势。2015年,全国农民工人均月收入突破3000元,达到3072元,比上年增长208元,增长率达7.2%。其中,东部地区务工的农民工月收入3213元;中部地区务工的农民工月收入2918元;在西部地区务工的农民工月收入2964元。³

而就小额保险产品的价格来看,目前针对农民工群体的小额保险产品,价格都相当低廉。例如,中国人寿在浙江平阳县的农民工小额保险项目,

¹ Stein D, Tobacman J., 2012, Weather Insured Savings Accounts [Z]. Working Paper.

² 张崇尚,2015,农户参保行为影响因素研究——以玉米种植户为例[D]. 中国农业科学院.

³ 中华人民共和国国家统计局. 《2015年农民工监测调查报告》.

http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428_1349713.html. 2017年3月4日访问

其宣传语为“每天几分钱，放心一整年”。¹保监会主席项俊波在 2016 年“两会”期间的记者会上也表示，目前专门为农民工推出的小额人身保险，每个人每年只需交 15-25 元保费。²据此计算，小额保险的年保费，仅占农民工群体平均年收入的 0.04%-0.07% 左右，在其可承受范围之内。

综上，综合考虑农民工群体的收入水平和小额保险产品的价格水平，可以认为，农民工群体具有足够的保费支付能力。

（二）农民工群体面临的风险

小额保险需求的另一大影响因素是目标群体所面临的风险。接下来，本文将对农民工群体所面临的两类主要风险——意外伤害风险和健康风险进行具体分析。

1. 意外伤害风险

意外伤害风险，是指因遭受非本意的，外来的，突然发生的意外事故，致使身体蒙受伤害、残废乃至死亡的可能性。这是农民工群体所面临的最大一项风险。

农民工群体从事的职业，以“3D”（dangerous, difficult, dirty）工作为主，即危险、艰苦、环境差。2015 年，从事制造业的农民工比重为 31.1%，从事建筑业的农民工比重为 21.1%。³这类工作相对而言劳动条件较为恶劣，常需要进行高空作业、接触有毒有害物质等有一定危险性的劳动行为，具有较大的意外伤害风险。并且，农民工群体的就业单位以规模较小的私营企业、施工队、个体工商户为主。¹³⁰这类企业往往由于薄弱的安全生产意识和压缩成本的考虑，不注意对劳动者的安全培训和安全保护，导致生产事故发生频率较高，使得农民工意外伤害事故发生的可能性进一步上升，成为职业伤害的高危人群。据统计，每年工伤事故伤亡者中，大约 80% 为农民工。⁴一项对合肥地区 881 名农民工进行的调查显示，一年内被调查者中有 140 人曾发生伤害事故，伤害发生率高达 17.18%。⁵

2. 健康风险

¹ 和讯网。中国人寿首推城镇农民工小额保险保障项目。

<http://insurance.hexun.com/2013-10-31/159233446.html>. 2017 年 3 月 4 日访问

² 环球网。项俊波：农民工小额人身保险达到了 9000 万。

<http://lianghui.huanqiu.com/2016/roll/2016-03/8696795.html>. 2017 年 3 月 4 日访问

³ 中华人民共和国国家统计局。《2015 年农民工监测调查报告》。

http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428_1349713.html. 2017 年 3 月 4 日访问

⁴ 崔庆, 2012, 农民工工伤风险认知影响因素研究[J]. 中国安全科学学报 22(10):139.

⁵ 黄芬, 张新塘, 杨林胜, 2008. 建筑工地农民工意外伤害的流行特征及预防对策[J]. 中国卫生事业管理 25(4):270-272.

健康风险，是指在人的生命过程中，因自然、社会和人自身发展的诸多因素，导致人出现疾病、伤残以及造成健康损失的可能性。这同样是农民工群体面临的一项重要风险。

农民工群体劳动强度较大，且经常会遭遇被迫超时劳动的情况，劳动环境也较为恶劣，可能长期接触粉尘、有毒有害品等不利于身体健康的因素，因此罹患各类职业病的风险较大。并且，农民工群体大多居住在群租房、工棚等场所，生活水平较低，卫生状况较差，营养状况不佳，保健意识和知识薄弱，导致引发疾病的危险因素增多，更加剧了罹患各种疾病的风险。

多项调查统计所得数据均证明了农民工群体较高的健康风险问题。例如，一项对广东省珠海市农民工进行的调查显示，13.5%的被调查者食欲不振，24.5%存在不同程度的睡眠问题，36.0%常感疲劳，57.0%偶尔感觉身体有不明原因的疼痛。¹另有学者对北京市城八区农民工进行调查，发现大约25%的被调查农民工在外务工后身体状况较之外出前出现明显恶化，考虑到部分健康状况严重恶化的农民工可能已返回原籍，实际比例可能会更高。²

而一旦罹患疾病，农民工群体由于经济条件所限以及保健意识薄弱等原因，往往不及时就医，使得病情加剧，损失程度加大。一项针对农民工患病及就医情况的调查显示，在所调查的农民工中，外出打工后遇到过生病的占到82.5%，而生病后不去医院治疗的占到10.6%。³

综上所述，农民工群体面临着多方面的风险。这些风险是由其职业特点、经济条件等客观因素所带来的，很难加以规避。并且，农民工群体所面临的风险从发生频率和损失严重程度来看均相对较大，一旦发生风险事故，将对其产生重大的不利影响。由于小额保险需求与目标群体所面临风险之间有正相关的关系，农民工群体所面临的这些较大的风险，将正向推动其对小额保险的需求。

（三）农民工群体对保险的认知

目标群体对保险的认知同样是小额保险需求的一大影响因素。以下对

¹ 汤捷，苏胜华，钟荧，静进，吴耀东，尹小峰，邹向涛，庄道荣，庄帝坤，黄晖，薛宇，陈琦，2006，珠海市某社区农民工健康状况调查分析[J]. 中国健康教育 22（10）：731-734.

² 苑会娜.2009，进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据[J]. 管理世界(5):56-66.

³ 陆晨信，2015，农民工社会保障调查[J]. 经济师(2):71-73.

农民工群体对保险的认知水平进行分析。

对保险的认知水平与受教育水平间具有一定的相关性，而农民工群体的受教育水平相对较低。2015年，我国农民工群体中，未上过学的占1.1%，小学文化程度占14%，初中文化程度占59.7%，高中文化程度占16.9%，大专及以上仅占8.3%。¹有限的知识文化水平阻碍了农民工群体对保险的认知。加之由于农民工群体不是传统的保险产品的目标销售群体，对他们进行的保险宣传相当之少，更限制了其获取相关信息的渠道，进一步阻碍了农民工群体对保险的认知。

因此，农民工群体对保险的认知水平明显弱于城镇居民。一项对农民工保险意识的调查显示，在调查过程中对保险相关知识有所了解的被调查者仅占42%。²而另一项对北京市民进行的相似调查中，这一比例则为79%，明显更高。³

但是，农民工群体对保险的认知水平低这一情况，在未来有望得到改善。首先，近年来农民工群体的文化程度呈现不断上升的趋势，例如，2015年，高中及以上文化程度农民工所占比重比上年提高1.4%。¹²⁷并且，对农民工群体的保险宣传工作也在逐步展开。在此影响下，未来农民工群体对保险的认知水平有望得到提高，从而提高对于保险的相应需求。

（四）农民工群体的风险管理手段

风险管理的手段，包括风险规避、风险控制（防损、减损）和损失融资，分别应对不同发生频率和损失程度的风险。前文所述的几项农民工群体主要面临的风险均属于频率低、损失大的风险，应当采用损失融资的方式，即通过一些机制，在发生风险事故并造成损失后获得一定补偿，降低其对生产生活的影响。而传统的损失融资的手段主要包括普通商业保险和社会保险等正规的风险转移手段，以及家族、亲友间互助等非正规的风险转移手段等。但是，农民工群体在运用以上各项传统手段时均存在一定困难，应对风险的效果不甚理想。

1. 普通商业保险

首先，农民工群体使用普通的商业保险作为风险管理手段相当困难。

¹ 中华人民共和国国家统计局.《2015年农民工监测调查报告》.

http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428_1349713.html. 2017年3月4日访问

² 陈影, 徐颖, 裘婷婷, 应苇青, 傅如伟, 2012, 新生代农民工保险现状、保险意识与保险需求研究——基于浙江省新生代农民工视角[J]. 现代经济信息 (22): 260-262.

³ 杨泽云, 苏艳芝, 邢秀芹, 2010, 北京市市民保险意识调查报告与分析[J]. 海南金融 (3):54-57.

我国商业保险市场的各类个人保险产品，大多走“高端路线”，将目标客户群体定为中产阶级及以上，因此保费和保额往往较高。对于收入水平较低的农民工群体而言，这类产品的保费显然是超出其承受能力的，因此很难购买。并且，普通的商业保险产品出于风险控制的目的，需要对投保人进行一系列的核保程序，以排除风险过大的投保人。而农民工群体如前文所述，面临的意外伤害、健康等风险明显偏大，因此其即使有购买商业保险的意愿，往往也难以通过核保。以上两点使得农民工群体往往难以购买普通商业保险产品，使得这一群体传统上被商业保险拒之门外。

2. 社会保险

农民工群体利用社会保险作为管理风险的手段也存在其特有困难。与商业保险相比，社会保险覆盖面广，保费较为低廉，参与门槛低，无需进行核保，是一种更适合于低收入人群的风险管理手段。然而，由于农民工群体的流动性较高，而在我国现行的社会保险制度下，社保转移接续的政策和手续相当复杂和困难，与农民工的流动性之间存在很大矛盾。这就使得农民工群体难以参与社会保险。加之农民工群体中很大一部分人的就业方式不甚正规，雇主为降低用人成本，倾向于不与其签订劳动合同，更不会为其缴纳社保金。据统计，2015年农民工群体中与雇主或单位签订了劳动合同的比例仅为36.2%。¹这就使得社保在农民工中的覆盖率不高，不能满足其转移风险的需要。一项在太原市进行的针对农民工群体的调查显示，被调查农民工参加工伤保险的只有5.8%；参加医疗保险的比例为11.6%；参加养老保险的比例为12.7%；而没有参加任何社会保险的农民工则占到67.2%。²

3. 非正规风险转移手段

非正规的风险转移、分担机制体现为通过亲友宗族等社会网络获得损失分担和援助等临时性融资安排。这是我国人民，尤其是农村地区人民长期以来进行风险管理的主要方式，具有其独特的优势。然而，对于农民工而言，使用这一方式同样较为困难。

作为“外来者”的农民工群体，其亲友往往留在农村或是在其他城镇打工，在所工作的城镇中交际圈十分狭窄。对北京市海淀区建筑业农民工

¹ 中华人民共和国国家统计局. 《2015年农民工监测调查报告》.

http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428_1349713.html. 2017年3月4日访问

² 陆晨信, 2015, 农民工社会保障调查[J]. 经济师(2):71-73.

进行的一项调查显示，农民工主要与老乡和同事而非城市中的其他人群交往，51.7%的农民工并不认识北京朋友。¹一旦遭受风险事故带来的损失，一方面狭窄的交际圈使得农民工群体可依赖的“熟人”数量很少，另一方面这些“熟人”大多都是与其经济条件相近的老乡、工友，能提供的帮助相当有限。而求助于留在农村的亲友则更不现实，因为农村亲友的经济条件相比于在城镇工作的农民工往往更差，且路途遥远，联系不便。这就使得基于亲友间分担损失的非正规的风险转移手段难以为农民工群体提供足够的风险保障。

（五）小结

综合以上分析，农民工群体具有一定的保费支付能力；面临着意外伤害、健康等诸多风险，且风险的发生频率和损失严重程度都相对较高；各类风险管理手段则分别因为种种原因难以使用或效果不佳。根据前文综述部分的研究结果，以上因素都对农民工群体小额保险需求具有正向推动作用。虽然农民工群体对保险的认知水平不高，可能会对其小额保险需求有负向影响，但这一因素有望随着教育层次的提高以及保险宣传的普及而不断改善。

基于此可以认为，我国农民工群体对小额保险存在一定规模的有效需求，下一部分即对这一需求规模进行定量分析。

四、对农民工小额保险需求的定量分析

在前文对农民工群体小额保险的需求进行定性分析之后，以下，本文将利用扩展线性支出系统模型，进行一些数据的测算，对农民工群体的小额保险潜在需求进行定量分析。

（一）模型简介

扩展线性支出系统模型（Extend Linear Expenditure System, ELES），是研究居民消费行为的一种分析框架。它由英国经济学家 Lich 于 1973 年提出。该模型将个体对各类商品的需求分为基本需求和非基本需求两个部分，其中基本需求与收入和价格无关，是用来满足个体的基本生活需要；而在基本需求得以满足后，个体余下的收入再按照各商品的边际消费倾向

¹ 张一凡, 冯长春, 2015, 进城农民工社会关系网络特征及其影响分析——以北京市海淀区建筑工人为例[J]. 城市发展研究 22(12):111-120.

在各商品之间分配，形成非基本需求。

具体来说，该模型的基本表达式为：

$$C_i = P_i Q_i^0 + \beta_i (Y - V_0) \quad (1)$$

其中， C_i 代表个体对商品*i*的总支出， P_i 表示商品*i*的价格， Q_i^0 表示商品*i*的基本需求量， β_i 表示商品*i*的边际消费倾向（即每增加1元收入，对商品*i*的支出增加 β_i 元）， Y 表示个体的收入水平， V_0 表示所有商品的基本需求支出的总和。

利用该模型，可以测算出对某种商品的边际消费倾向，并进而预测某一收入水平的个体对该种商品的需求量。该模型被广泛运用于对各类消费品需求的研究当中，在对保险需求包括小额保险需求的研究之中，也有学者使用过该模型。例如，黄川（2011）利用该模型分析了山东省的小额保险需求¹；李杰（2015）利用该模型估算了19个省份农村居民的保费支付能力。²

由于保险产品并非生活必需品，基本需求数量为0，从而，模型变形为：

$$C = \beta(Y - V_0) \quad (2)$$

同时，考虑到我国东部地区和中西部地区³在经济社会发展上存在一定的差距，这种差距可能使得两个地区居民的保险产品边际消费倾向亦有差异，因此加入一个交互项 $east \times (Y - V_0)$ （东部省份 $east=1$ ，中西部省份 $east=0$ ），使模型变为：

$$C = \beta_1(Y - V_0) + \beta_2[east \times (Y - V_0)] \quad (3)$$

这样，东部省份的保险产品边际消费倾向就为 $\beta_1 + \beta_2$ ，而中西部则为 β_1 。

本文将使用该模型，结合各省、市、自治区相关数据进行测算。测算将分两步：第一步，测算保险产品的边际消费倾向；第二步，将农民工群体的收入水平代入，求得其对保险产品的需求水平。

保险产品的需求中包括对普通商业保险、社保、小额保险等的需求。

¹ 黄川,2011. 山东省小额保险需求及可行性实证分析[C] 山东省保险学会 2010 年“转变发展方式·促进保险强省建设”征文颁奖仪式暨保险学术报告会论文集.

² 李杰, 2015,中国农村小额保险发展研究[M]. 经济科学出版社.

³ 东部地区：包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省（市）。中部地区：包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 省。西部地区：包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 12 个省（自治区、市）。下同。

前文已述,农民工群体购买普通商业保险产品和参与社保都存在诸多困难,因此在这里近似认为,其对保险产品的需求水平就等于其对小额保险产品的需求水平。

(二) 数据简介

从(3)式可以看出,要测算保险产品边际消费倾向,需要知道对保险产品的支出水平 C ,收入水平 Y 和基本需求总支出 V_0 。

对保险产品的支出水平 C ,本文使用中国保监会公布的2015年全年各省、市、自治区意外险保费¹,除以对应的各省、市、自治区的人口数量,得到的人均意外险保费来代替。之所以只使用意外险保费,是因为目前针对农民工群体的小额保险产品从保障范围来看,一般都是意外伤害和意外医疗费用,与意外险较为相似,用意外险需求来估计农民工小额保险需求较为适宜。

收入水平 Y ,本文使用国家统计局公布的2015年各省、市、自治区人均可支配收入。²

基本需求总支出 V_0 ,本文使用民政部公布的2015年第四季度各省、市、自治区城乡最低生活保障标准来代替。³对于城镇和农村标准不同的省、市、自治区,使用城镇和农村的人口比例进行加权平均。

以上详细数据参见附录。

除此之外,为测算农民工群体的保险需求,还需农民工数量和收入等相关数据。这部分数据来自于国家统计局2016年4月发布的《2015年农民工监测调查报告》。

(三) 保险产品边际消费倾向测算

基于(3)式给出的模型,使用Stata12软件对以上数据进行回归分析(常数项设定为0),得到以下结果:

表 1: 回归分析结果

	Coef.	Std. Err.	T	P> t
$Y-V_0$.0024508	.0003052	8.03	0.000

¹ 中国保险监督管理委员会. 2015年全国各地区原保险保费收入情况表.

<http://www.circ.gov.cn/web/site0/tab5205/info4014828.htm>. 2017年3月5日访问

² 中华人民共和国国家统计局. 分省年度数据.

<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>. 2017年3月5日访问

³ 中华人民共和国民政部. 2015年4季度保障标准.

<http://www.mca.gov.cn/article/sj/tjjb/bzbz/201602/20160200880301.shtml>. 2017年3月5日访问

east×(Y-V ₀)	.0010466	.0003767	2.78	0.009
_cons	0	-	-	-

可以看出，模型中的两个系数， β_1 和 β_2 ，分别为 0.0024508 和 0.0010466，并且显著度水平比较高，均在 99%置信度下显著。

回归结果说明，东部地区和中西部地区的保险边际消费倾向确实存在一定差异。中西部地区的保险（意外险）边际消费倾向为 0.0024508，而东部地区则为 $0.0024508+0.0010466=0.0034974$ 。也就是说，东部地区收入超出基本需求支出的部分有约 0.35%用于购买意外险产品，而在中西部这一比例约为 0.25%。

这一结果与先前研究结果较为相近。黄川（2011）¹利用扩展线性支出模型对山东省城乡居民保险边际消费倾向进行测算，结果是城镇居民为 0.284，农村居民为 0.0584，加权平均后约为 0.1486。但其使用的被解释变量是保险密度，也就是总保费除以总人口，而本文使用的被解释变量是意外险保费除以总人口。根据 2015 年保费数据，意外险保费约占总保费的 2.6%，考虑这一比例后，两个结果基本一致。（ $0.1486 \times 2.6\% = 0.0038$ ，而本文东部地区结果约为 0.0035。）

（四）农民工群体小额保险潜在需求测算

从国家统计局发布的《2015 年农民工监测调查报告》中，摘取 2015 年各地区农民工数量和平均收入。同时，通过加权平均计算得到东部、中部、西部省份 2015 年第四季度最低生活保障水平。结果如下表：

表 2：2015 年各地区农民工数量、平均收入及各地区低保水平

地区	2015 年农民工数量 (万人)	2015 年农民工平均 收入 (元/月)	2015 年第四季度最低 生活保障水平城乡加 权平均数 (元/年)
东部	16489	3213	5809
中部	5977	2918	3960
西部	5209	2964	3723

¹ 黄川,2011. 山东省小额保险需求及可行性实证分析[C] 山东省保险学会 2010 年“转变发展方式·促进保险强省建设”征文颁奖仪式暨保险学术报告会论文集.

将以上数据代入模型，得到东部、中部、西部省份农民工小额保险需求分别为：东部每人每年 114.53 元，中部每人每年 76.11 元，西部每人每年 78.04 元。这一结果高于目前针对农民工的小额保险项目每年 15-25 元的保费，显示未来这一市场具有一定潜力。

将以上结果乘以各地区农民工数量，得到各地区每年农民工小额保险的总体需求：东部为 188.85 亿元，中部 45.49 亿元，西部 40.65 亿元，合计为 274.99 亿元。而 2015 年全国总保费收入约为 24283 亿元，通过以上测算得到的农民工小额保险需求，可占到全年总保费收入的 1.1% 左右。

（五）可能影响结果的因素讨论

在以上对于农民工群体的潜在保险需求的测算中，由于可获取的数据所限以及为方便起见，对一些问题做了简单化的假设。这些假设可能导致所得结果与真实值之间存在一定差异，高估或低估农民工群体的潜在保险需求。以下，本文将对这些可能影响结果的因素进行讨论，说明其可能的影响。

1. 普通商业保险和社会保险的影响

对小额保险的需求应当等于保险产品总需求减去普通商业保险、社保等其他保险类型的需求。而在前文的测算过程中，忽略了农民工群体对于普通商业保险产品和社保的需求，近似认为其对小额保险的需求与其对保险产品的总需求相等。农民工群体参与普通商业保险和社保都存在一定的困难，总体需求偏低，进行这种近似处理是有合理性的，但是不可否认，依然有部分农民工，尤其是其中收入相对较高，工作相对稳定的个体，购买了商业保险产品或是参加了社保。因此，前文所做的近似处理，可能导致农民工群体对小额保险的需求被高估。

2. 农民工的保险意识

目标群体对于保险的认知，与其购买小额保险的意愿之间存在着正相关的关系，保险意识弱可能导致保险边际消费倾向相应下降。在定性分析部分，已对农民工群体对于保险的认知进行了分析，发现由于农民工受教育水平较低和相关宣传力度较弱的影响，农民工对于保险的认知水平较低。但在前文的测算过程中，假设农民工群体的保险边际消费倾向与该地区平均水平相一致，这可能导致结果高估。

3. 补贴的影响

在前文的测算过程中，同样没有考虑到政府补贴的影响。事实上，在

我国各个小额保险项目中，政府补贴都是一个重要因素。在政府对保费进行补贴的情况下，农民工群体对小额保险的需求可能会更高。因此忽视政府的补贴可能导致结果被低估。

4. 险种的影响

在以上的测算过程中，考虑到目前针对农民工群体的小额保险的保障范围与意外险相似，所以以意外险保费作为被解释变量进行回归分析。但未来相关小额保险产品的风险保障范围很有可能会逐步扩大，逐步涵盖农民工的健康风险等其他类型风险，这就使得本文以意外险保费进行的测算所得结果很可能低估了未来农民工群体对小额保险产品的潜在需求规模。

五、结论与建议

通过以上对于农民工群体小额保险需求的定性分析和定量分析，可以初步得到一些结论。

第一，从定性分析来看，农民工群体对小额保险的需求具有其特征。农民工具有一定的保费支付能力；对保险的认知目前虽偏弱但未来有望提升；面临诸多的风险，且其损失发生频率和严重程度一般高于城镇居民；且很难在传统渠道中获得行之有效的风险管理手段。综合以上因素，我们认为小额保险在农民工群体中是有潜在需求的。

第二，从定量分析来看，通过扩展线性支出模型结合相关数据进行估计，农民工群体对小额保险的需求规模较为可观，农民工的实际保费支付意愿也具有经济可行性，是一个颇具发展潜力的市场。

综上，农民工确实对小额保险产品存在一定规模的需求，采用小额保险的方式为农民工提供风险保障具有可行性，未来这一市场存在较大的发展空间。

基于以上分析结果，本文对农民工小额保险进一步发展提出如下建议：

第一，在产品设计上，建议扩展小额保险产品的风险覆盖范围。前文提到，农民工群体面临着多方面的风险，但目前针对农民工群体的小额保险产品，风险覆盖范围仍以意外伤害为主，并不能完全满足农民工群体风险管理的需要。建议经营农民工小额保险的保险机构，在设计产品时，充分考虑农民工群体的需求，扩展产品的风险保障范围，将农民工群体同样面临的健康风险等也纳入其中，使之能为农民工群体提供便捷的“一站式”

风险保障服务。这样，既可为农民工群体提供更全面的风险保障，又可进一步扩大市场规模。

第二，在定价策略上，建议农民工小额保险产品继续走低价路线。小额保险产品的需求价格弹性较大，采取低价策略可以在较大程度上扩大需求，从而使得更多农民工愿意购买。经营农民工小额保险的保险机构应当采取一些措施降低成本，例如对同一工作地点的参保农民工可以用团体保单的方式承保以降低保单印制成本，从而相应降低产品销售价格。政府层面也可利用财政资金，对农民工群体购买小额保险产品进行一定的补贴，从而使其能以更为优惠的价格获得小额保险产品。

第三，建议加强对农民工群体保险相关知识的宣传教育。农民工对于保险的认知水平较低，一定程度上成为了农民工小额保险未来推进的阻碍因素。但目前针对农民工群体的保险宣传还较少。因此，应当加强对农民工群体进行保险知识的普及教育，以增进其对保险的认知，理解保险的作用和意义，从而更愿意购买小额保险产品。在方式方法上，应考虑到现阶段农民工群体文化程度不高的特点，采取通俗易懂的方式，例如深入其居住地现场讲解，发放图册，邀请已购买小额保险的农民工现身说法等。

第四，建议经营农民工小额保险的保险机构重视服务质量。在产品销售、理赔等过程中相关服务的质量，将直接影响到农民工群体对保险机构乃至整个保险业的信任程度，进而影响其对小额保险产品的购买及续保意愿。经营农民工小额保险的保险机构应在经营过程中严守诚信，销售时详细解释责任及免责范围，理赔时及时处理，杜绝一切不规范行为，树立诚信可靠的行业形象。保监会等监管部门也应加强对农民工小额保险产品的监管，确保服务质量和规范性，使之能够切实地为农民工群体提供行之有效的风险保障。

参考文献

- [1] Arnott R, Stiglitz J E., 1991, Moral Hazard and Nonmarket Institutions: Dysfunctional Crowding out of Peer Monitoring? [J]. *American Economic Review*, 81(1):179-190.
- [2] Arun T G, Bendig M., 2010, Risk Management among the Poor: The Case of Microfinancial Services [J]. *Iza Discussion Papers*.

- [3] Basaza R, Criel B and Stuyft P V D., 2008, Community Health Insurance in Uganda: Why does Enrolment Remain Low? A View from Beneath [J]. *Health Policy* 87(2):172-184.
- [4] Cai H., 2009, Microinsurance, Trust and Economic Development: Evidence from a Randomized Natural Field Experiment [J]. *SSRN Electronic Journal*.
- [5] Cai, J., De Janvry, A. and Sadoulet, E., 2011, Social Networks and Insurance Take-up: Evidence from a Randomized Experiment in China, Research Paper No. 8, International Labour Office: Geneva.
- [6] Chen, K Z., Liu, Y., Hill, R., Xiao, C. and Liu, L., 2012, Can We Relax Liquidity Constraints on Microinsurance Demand? Piloting an Innovative Design for Agricultural Insurance, Technical Report, International Labour Office: Geneva.
- [7] Cole S, Stein D, Tobacman J., 2011, What is Rainfall Index Insurance Worth? A Comparison of Valuation Techniques [Z]. Working Paper.
- [8] Cole S, Tobacman J, Townsend R, Gine X, Topalova P, Vickery J., 2013, Barriers to Household Risk Management: Evidence from India. [J]. *American Economic Journal Applied Economics* 5(1):104-135.
- [9] De A M, Sanon M, Bridges J, Sauerborn R., 2006, Understanding Consumers' Preferences and Decision to Enroll in Community-based Health Insurance in Rural West Africa. [J]. *Health Policy*, 76(1):58-71.
- [10] Dercon S, Gunning J, Zeitlin A., 2011, The Demand for Insurance under Limited Credibility: Evidence from Kenya [Z]. Working Paper.
- [11] Dong H, Allegri M D, Gnawali D, Souares A, Sauerborn R., 2009, Drop-out Analysis of Community-based Health Insurance Membership at Nouna, Burkina Faso [J]. *Health Policy* 92(2):174-179.
- [12] Fitzpatrick, A., Magnoni, B. and Thornton, R.L., 2011, Microinsurance Utilization in Nicaragua: A Report on the Effects on Children, Retention, and Health Claims, Research Paper No. 5, International Labour Office: Geneva.
- [13] Giné X, Townsend R and Vickery J., 2007, Patterns of Rainfall Insurance Participation in Rural India [J]. *World Bank Economic Review* 22(3):539-566.
- [14] Matul M, Dalal A, Bock O D, Gelade W., 2013, Microinsurance Demand: Determinants and Strategies [J]. *Enterprise Development &*

*Microfinance*24(4):311-327.

[15] Mobarak A M., 2012, Selling Formal Insurance to the Informally Insured [J]. *SSRN Electronic Journal*.

[16] Morduch J., 2006, Microinsurance: The Next Revolution? [C]. *Understanding Poverty*, Oxford University Press: 337-357.

[17] Patt A, Peterson N, Carter M, Velez M, Hess U, Suarez P., 2009, Making Index Insurance Attractive to Farmers [J]. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*14(8):737-753.

[18] Platteau J P, Ontiveros D U., 2013, Understanding and Information Failures: Lessons from a Health Microinsurance Program in India [Z]. Working Paper.

[19] Dercon S and Kirchberger M, 2008, Literature Review on Microinsurance [Z], Working Paper, International Labour Office: Geneva.

[20] Stein D, Tobacman J., 2012, Weather Insured Savings Accounts [Z]. Working Paper.

[21] 陈影, 徐颖, 裘婷婷, 应苇青, 傅如伟, 2012, 新生代农民工保险现状、保险意识与保险需求研究——基于浙江省新生代农民工视角 [J]. *现代经济信息* (22): 260-262.

[22] 陈之楚, 2012, 我国农村小额人身保险需求与供给分析 [C] 2012 中国保险与风险管理国际年会.

[23] 崔庆, 2012, 农民工工伤风险认知影响因素研究 [J]. *中国安全科学学报* 22 (10): 139.

[24] 黄川, 2011, 山东省小额保险需求及可行性实证分析 [C] 山东省保险学会 2010 年“转变发展方式·促进保险强省建设”征文颁奖仪式暨保险学术报告会论文集.

[25] 睢岚, 锁凌燕, 汪颖, 2015, 中国农村小额人身保险需求影响因素分析——基于安徽省黄山市的实证研究 [J]. *保险研究* (4): 51-62.

[26] 李杰, 2015, 中国农村小额保险发展研究 [M]. 经济科学出版社.

[27] 刘妍, 卢亚娟, 2011, 农村小额保险购买意愿影响因素的实证研究——基于江苏省的调查数据 [J]. *经济理论与经济管理*, V5 (5): 106-112.

[28] 陆晨信, 2015, 农民工社会保障调查 [J]. *经济师* (2): 71-73.

[29] 汤捷, 苏胜华, 钟荧, 静进, 吴耀东, 尹小峰, 邹向涛, 庄道荣, 庄

帝坤, 黄晖, 薛宇, 陈琦, 2006, 珠海市某社区农民工健康状况调查分析[J]. 中国健康教育 22 (10): 731-734.

[30] 杨泽云, 苏艳芝, 邢秀芹, 2010, 北京市市民保险意识调查报告与分析[J]. 海南金融 (3): 54-57.

[31] 苑会娜, 2009, 进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据[J]. 管理世界 (5): 56-66.

[32] 张崇尚, 2015, 农户参保行为影响因素研究——以玉米种植户为例[D]. 中国农业科学院.

[33] 张一凡, 冯长春, 2015, 进城农民工社会关系网络特征及其影响分析——以北京市海淀区建筑工人为例[J]. 城市发展研究 22 (12): 111-120.

早年饥荒经历对家庭商业保险参与的影响 ——来自中国家庭追踪调查（CFPS）数据的实证分析

王晓全、郭梦莹、骆帝涛¹

摘要：

人们早年的经历是否会影响其对保险的需求呢？1959-1961 年的大饥荒为我们提供了合适的自然实验。本文采用 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，从微观层面上研究了早年饥荒经历对家庭商业保险需求的影响。实证结果发现，在控制了家庭经济状况、人口特征、社会关系等因素后，早年遭受饥荒的经历会影响到家庭购买商业保险的决策：遭受饥荒程度越严重，家庭商业保险需求越大，并且城乡之间的结果有所差异。

关键词：保险需求，饥荒经历，CFPS，风险偏好

一、引言

2014 年，《国务院关于加快发展现代保险服务业的若干意见》的颁布，使保险业迎来发展的黄金时期。2014-2016 年，我国保险业原保费收入以每年超过 15% 的速率同比增长，2016 年，我国保险行业实现原保费收入 30959.1 亿元，同比增长 27.5%；截止 2016 年底，全国保险企业达 158 家²，国家关于保险的政策和监管也日臻完善，商业保险正逐步成为社会保障的重要支柱。然而，国内的微观调查数据显示，我国居民参与保险市场的比例并不高，参与度不强。根据北京大学发布的“中国家庭追踪调查”（CFPS）2010 年数据，在接受调查前一年家庭购买商业保险的比例为 12.07%，家

¹ 王晓全，西南财经大学保险学院副教授。郭梦莹，西南财经大学保险学院 2013 级本科生。骆帝涛，西南财经大学保险学院硕士研究生。

² 数据来源：中国保险监督管理委员会网站
<http://www.circ.gov.cn/web/site0/tab5257/module14498/page2.htm>

庭过去一年的保险费支出平均为 451.07 元。上述数据表明，我国居民家庭商业保险需求仍然严重不足。那么，是什么因素影响我国居民家庭的商业保险需求呢？

现有文献对影响家庭商业保险需求的因素主要分为三个方面：

一是家庭经济情况，已有大量文献证明，家庭收入水平的提高会增加家庭商业保险的购买(Hammond, Houston, and Melander, 1967; Gandolfi and Miners, 1996; 孙祁祥和王向楠, 2013)。另外，拥有较高收入或净资产的家庭具有更强的自保能力，也可能减少家庭商业保险需求。当家庭的收入效应超过替代效应时，财富的增加会提高家庭商业保险的参与度。

二是家庭人口特征因素，如家庭结构、家庭成员职业选择、受教育程度等。家庭规模和家庭挣钱者的数量对家庭商业保险需求都有正向影响(Showers and Shotick, 1994)。家庭需要抚养的人口比重对保险需求也有影响，樊纲治和王宏扬(2015)使用 2013 年中国家庭金融调查(CHFS)数据发现，老年人口占比抑制人身保险需求，而少儿人口比重的提高会增加人身保险需求。不同的职业选择体现不同的风险承担意愿和能力，Lee et al. (2010)采用韩国数据，发现与工薪阶层相比，自雇者的保险需求更强烈。Beck & Webb (2002)、Hwang and Gao (2003)、Li et al. (2007)通过实证证明，受教育程度与保险需求显著正相关。

三是主观因素，如心理状态、社会资本、风险偏好等。Burnett and Palmer (1984)研究心理因素与人身保险需求的关系，并发现相对而言，相信传统职业道德、自信、喜好热闹活动以及信仰宗教的人保险消费更少。Pericoli, Pierucci and Ventura (2015)利用英国数据实证分析社会资本(社会网络、公民参与、邻里关系)等对保险消费的影响，国内，何兴强和李涛(2009)采用广东省数据发现较高的社会资本水平促进了居民的保险购买。由于风险偏好难以测度，学者大多以受教育程度作为风险偏好的代理变量，大部分文献发现风险规避程度越高，对保险的需求越大(browne et al., 2000; Esho et al., 2004; Horng et al., 2006)。其他影响因素如居民个人属性或内在能力也影响保险需求。秦芳等(2016)采用 2013 年中国家庭金融调查数据(CHFS)进行实证分析，发现金融知识的增加提高了我国居民家庭购买商业保险的可能性和参与程度。国内外学者也开始研究认知能力与保险购买之间的关系(Grace et al., 1991; Mulholland and Finke, 2014; Li et al., 2016; 赵元凤等, 2012)。

尽管学界有不少关于影响商业保险需求因素的文献，研究早年经历对保险需求影响的文献却寥寥无几。Greene（1963）曾有此论述：“如果一个人可以接受风险态度对保险消费有影响这个假设，那么诸如年龄、性别、个人属性、童年经历等变量，都与风险态度有明显联系，对于解释保险购买行为有着同样的价值”。Kogan and Wallach（1964）也认为，个体在相似的风险状况下做出的不同行为，会受到过往经历的影响。这些文献说明，个体过往的经历会通过影响风险偏好等方式来影响保险购买行为，这为我们的写作带来了最初的灵感。

从伦理的方面考虑，难以通过实验的方式研究个人的早年经历，而我国 1959-1961 年的大饥荒则为相关研究提供了一个合适的自然实验。1959-1961 年在全国范围内爆发的大饥荒，被认为是人类历史上规模最大的一次饥荒，影响了整整一代人，这种经历在一生中绝非普遍；且从心理学的角度来说，早年遭遇外部冲击（如自然灾害、经济衰退等），对个人有着重要而长期的影响，甚至可能影响到日后的一些重要选择和决策，如自雇选择（汪小圈等，2015）、政治倾向（Giuliano and Spilimbergo，2014）等。

有关饥荒的文献表明，早年饥荒经历对家庭金融决策行为具有影响作用。程令国和张晔（2011）研究发现家庭曾有的饥荒经历与家庭的储蓄决策密切相关，控制其他条件的情况下，幼年饥荒程度越严重，成年后更节约、储蓄更多。该研究为我国居民家庭的高储蓄率提供了一个新解释，即由饥荒形成节俭的消费习惯，以及非理性的预防性心理动机。与此类似，薛晗（2015）、陈永伟和陈立中（2016）研究早年饥荒经历与家庭投资行为的关系，发现户主童年或青少年期的饥荒经历会降低家庭持有风险资产的比例。作为家庭金融投资中较为特殊的商品，商业保险需求是否与家庭成员早年的经历有关？早年饥荒经历如何影响家庭商业保险的购买？这正是本文想要解决的关键问题。

利用 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）微观数据，本文实证分析早年饥荒经历对家庭商业保险需求的影响。研究表明，在控制了家庭经济状况等变量后，早年户主曾遭遇饥荒经历的家庭对商业保险的参与度更高，饥荒经历越严重，购买的商业保险越多。但是，由于城乡经济结构的差异和大饥荒时期城乡所受饥荒程度的不同，我们发现城乡之间的实证结果有所不同。本文从过往经历的角度研究家庭商业保险购买行为，为影响

家庭商业保险参与的因素提供了一个新的解释；其次，据我们所知，这是国内第一次从微观层面研究早年饥荒经历对保险需求的影响。

本文其余部分的安排如下：第二部分是 1959-1961 年大饥荒的背景介绍及本文研究假设；第三部分阐述本文的数据来源、主要变量及描述性统计；第四部分是回归结果及分析；最后是本文的结论。

二、1959-1961 年“大饥荒”背景介绍

1959-1961 年发生在中国的饥荒被认为是人类历史上规模最大的一次（Peng, 1987; Ashton et al., 1984）。食物供应量下降（Food availability decline, FAD）和森的权利理论（Sen's entitlement）是理解大饥荒成因的两个主要方法。大饥荒也被称为“三年自然灾害”，饥荒期间粮食产量锐减，1959 年粮食产量比上一年下降 15%，而 1960 和 1961 年的产量仅有 1958 年的 70% 左右（Lin and Yang, 2000）。粮食供应量不足的确是饥荒的主要成因之一。另外，根据森的权利理论，即使粮食总产量没有显著下降，饥荒也有可能发生。他认为饥荒的成因是人们在市场化的条件下失去或被剥夺了获得食物的“交换权利（Exchange entitlement）”¹。另外，也有学者认为制度性因素是大饥荒产生的重要原因（如曹树基，2005；Lin and Yang, 1998 等）。在“大跃进”的政策指导下，人民公社和公共食堂制度兴起，农村劳动力减少、粮食过度浪费，加剧粮食供给不足；“统购统销”的制度使农民剩余粮食不足以生存；城市偏向和缺粮区偏向的方针也导致城乡和地区的粮食消费差异。

大饥荒造成了巨大的危害，有超过 3000 万的人口死于饥荒²，死亡率也显著上升，从 1956-1958 年的 1.14%，饥荒期间的三年（1959-1961 年）死亡率分别为 1.45%、2.54% 和 1.44%（Chen and Zhou, 2007）。饥荒不仅带来直接的死亡，饥荒时期的粮食供应不足、恶劣的卫生和医疗条件还导致妇女生育率的下降（Peng, 1987）。对幸存于大饥荒的一代人，当时应对饥荒的措施是减少粮食的消费以及尽量拓宽获得粮食的渠道（程令国和张

¹ 森考察了 1943 年孟加拉地区饥荒、1973 年埃塞俄比亚饥荒等例子后，1981 年出版了名著《贫困和饥荒：论权利与剥夺》，提出权利理论，1988 年获得诺贝尔经济学奖。

² 关于大饥荒的死亡人口，国内外的研究尚未形成一致，早期的研究从 1700 万（蒋正华与李南，1988、1996）到 2300 万（Peng, 1987）和 2950 万（Ashton, 1984），近期曹树基（2005）结合人口普查和地方志数据，认为饥荒造成的非正常死亡人口约为 3250 万人，与已有文献相差不大，3000 万人左右的死亡人口应是比较合理的估计结果。

晔, 2011)。早年遭受饥荒的经历虽已过五十载, 却给幸存者带来了不可磨灭的影响, 在外来的、突然的巨大风险面前, 他们明白到储蓄的重要作用而增加储蓄, 可能也更认识到家庭自保具有局限性, 加强家庭的风险管理。

对中国大饥荒的研究始于上世纪 80 年代, 已有的研究饥荒的文献大多集中三个方面(陈硕, 2011): 估计和描述饥荒期间的非正常死亡人数和分布(李成瑞, 1997; 曹树基, 2005 等)、分析饥荒产生的原因(Lin and Yang, 2000; 范子英和孟令杰, 2007; 刘愿, 2010)、研究饥荒造成的短期和长期影响。近年来不少学者关注大饥荒对健康的长期影响。Chen and Zhou (2007) 是关注中国饥荒长期影响的首批经济学学者, 其研究发现未经历饥荒的人身高比饥荒幸存者平均高 3.3 厘米, 工作时间更长, 并且获得更高收入。Gorgens, Meng and Vaithianathan (2005), Meng and Qian (2009) 的文章也发现了早年饥荒经历给幸存者造成身高上的劣势。马光荣(2011)使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)和县级死亡率数据, 通过实证证明出生 12 个月之内的婴儿遭受的饥荒越严重, 对成年后的健康影响更不利, 而其他年龄序列的样本则未发现影响。饥荒经历还可能导致女性肥胖(Ravelli et al., 1999; Wang and Wang, 2010)、增加患糖尿病和心血管疾病的概率(范子英, 2013)。饥荒经历还可能引发幸存者的精神健康问题(Clair et al., 2005; Xu and Sun, 2009; Song et al., 2009)。

除了健康领域, 研究饥荒在社会经济学领域长期影响的高质量文章也日渐丰富, 程令国和张晔(2011)、汪小圈等(2015)的文章使我们受到启发。我们认为, 早年饥荒经历对家庭商业保险需求的影响渠道为以下两个方面: 一方面, 风险厌恶者购买更多的商业保险, 早年忍饥挨饿的惨痛记忆使经历过饥荒的人们对风险产生了厌恶和规避的心理, 对商业保险的需求更大; 另一方面, 健康经济学认为巨大的营养冲击会影响健康, 并且已有大量文献证明饥荒对身体健康有各种不利影响(Luo et al., 2006)。根据历史学家和心理学家(如曹树基, 2005)的研究, 人们对饥荒有着历史记忆, 经历过饥荒时期的挨饿、疾病, 人们一般会更珍惜身体健康, 可能增加对商业健康保险、寿险等人身保险在购买。

基于以上分析, 我们提出本文的基本假设: 早年饥荒经历对家庭商业保险需求有影响; 早年经历的饥荒经历越严重, 家庭对商业保险的需求越大。

三、数据样本和变量构造

本文采用的数据来源于北京大学中国社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查项目（China Family Panel Studies，简称 CFPS）2010 年的数据。该调查的样本涵盖我国除西藏、青海等 25 个省、直辖市和自治区。CFPS 调查问卷分为社区问卷、成人问卷、家庭问卷和少儿问卷，调查内容包括家庭经济、教育、婚姻、健康、态度观念、社会交往等信息（谢宇，2014）。

CFPS 调查在 2010 年进行初访，并在 2012 年追访。本文采用 2010 年初访数据，因为两次调查的内容有细微差别，2010 年的信息更为全面，两年之间受访者的基本信息也未发生重大变化。

本文主要关注受访者早年饥荒经历对家庭商业保险购买的影响，其中保费支出、家庭人口统计变量、家庭经济情况等数据来自家庭问卷，户主个人特征等数据主要来自成人问卷。同时，为避免因家庭迁徙而导致成长环境变化，我们的样本中不考虑 12 岁之前曾经离开出生地的人群。¹通过家庭代码，我们把两个问卷合并，删除缺失值后，共得到 13069 个家庭样本，其中城市样本 6263 个，农村样本 6806 个。

下面是关于本文所用变量的说明，表 2—表 4 是分样本的、主要变量的描述性统计。

1. 被解释变量：家庭商业保险市场参与

我们构造了虚拟变量“过去一年家庭是否购买商业保险”（premium_dm）和“家庭过去一年购买商业保险的支出”（premium）、保费支出占家庭净收入比例（premratio）三个指标，来分别度量家庭参与商业保险市场的概率和参与程度。如果过去一年，家庭曾经购买商业保险，则虚拟变量 premium_dm 取值为 1，否则为 0。在 2010 年 CFPS 的样本中，有 1578 个家庭样本取值为 1。

2. 解释变量

首先，参考 Chen and Zhou（2007）及汪小圈等（2015）的文章，我们使用各省超额死亡率（EDR）作为饥荒严重程度的代理变量，即各省在三年饥荒时期（1959-1961 年）的平均死亡率减去该省饥荒前五年（1954-1958 年）的平均死亡率。

¹ 参照汪小圈等（2015），问卷中询问了 3-12 岁是否离开出生地，本文选取了回答“没有”的样本。

其次，在饥荒时期所处的生命阶段不同，对于这段经历也会有不同的感受和认知。为区分不同年龄段饥荒经历的影响作用，我们依据户主出生年份划分了6个出生队列：大饥荒5-11年以后出生（cohort 1: 1966-1972）、大饥荒后1-4年以后出生（cohort 2: 1962-1965）、大饥荒期间出生（Cohort 3:1959-1961）、大饥荒5年前出生（Cohort 4: 1954-1958）、大饥荒时为青少年（Cohort 5: 1944-1953）、大饥荒时为成年人（Cohort 6: 1943年以前出生）。其中，Cohort 3-6分别代表大饥荒时期处于婴幼儿期、童年期、青少年期和成年期。本文选取的参照组 Cohort 0 为 1972 年以后出生的队列。

表 1：户主出生队列划分

出生队列	调查时年龄(岁)	出生年份	1959-1961 时年龄	1959—1961 时所处生命周期
Cohort 1	[38,44]	[1966,1972]	大饥荒 5-11 年后出生	未出生
Cohort 2	[45,48]	[1962,1965]	大饥荒 1-4 年内出生	未出生
Cohort 3	[49,51]	[1959,1961]	[0,3]	婴儿期
Cohort 4	[52,56]	[1954,1958]	[1,7]	幼儿期/童年期
Cohort 5	[57,65]	[1945,1953]	[8,17]	青少年期
Cohort 6	67 岁及以上	1943 年及以上	18 岁及以上	成年期

3. 控制变量

为防止其他因素对家庭商业保险购买的影响，本文采用了控制变量，包括家庭净收入、家庭支出、房屋价值、家庭是否拥有股票（stock_dm）或基金（funds_dm）等家庭经济变量，家庭规模、家庭抚养比、户主年龄、受教育程度、健康状况等家庭人口特征变量。家庭礼金往来总额（Intotalgift）、交通通讯支出（Intrcoco）和家庭通信支出（commucost）衡量社会交往或社会关系的程度。我们还控制了“是否在 1945 年前出生”

(t1945_dm) 和“是否在 1945-1949 年之间出生” (t1949_dm) 两个虚拟变量，以控制抗日战争、解放战争经历的影响。

在农村样本的回归分析中，我们多加入了一些控制变量：(1) 村居环境变量，如到县城市区的时间 (time_city)、到集镇的时间 (time_town)、是否自然灾害频发区 (disaster_dm)、是否遭受污染 (pollution_dm)；(2) 村居地形，如山地、耕地、林果地、水面、牧场；(3) 个人特征，如人均耕地面积 (acre)、普通话熟练程度 (mandarin)、是否外出务工 (migrantwork_dm) 等。

表 2：总样本描述性统计

变量名	Cohort1	Cohort2	Cohort3	Cohort 4	Cohort5	Cohort6	总和
premium dm	.164	.1379	.1186	.1035	.0872	.0485	.1207
premium	588.1721	425.9833	417.4478	408.3749	388.6634	117.0422	451.0725
premratio	.0161	.0107	.0108	.0129	.0106	.0178	.0137
lnfaminc net	9.9248	9.965	10.0497	10.0012	9.8065	9.3961	9.8839
lnexpense	10.0699	10.1374	10.1298	9.991	9.8136	9.4365	9.9588
lnhousevalue	10.1773	10.4895	10.5506	10.5354	10.5345	9.7405	10.1979
savings dm	.3776	.3345	.3686	.3469	.3922	.3627	.3839
gender dm	.7376	.7448	.7129	.7309	.7647	.713	.7349
age	41.095	46.5282	50.09	54.0773	60.565	72.3805	50.2768
married dm	.934	.9218	.9057	.8943	.8682	.7034	.8776
senioredu dm	.1918	.2305	.3914	.2369	.1082	.1308	.2106
selfhealth	4.3002	4.1667	4.1843	4.0398	3.9467	3.7598	4.1331
urban dm	.442	.4448	.51	.4788	.4648	.5183	.4792
familysize	3.9718	3.9552	3.9757	3.921	3.7911	3.026	3.7811
bringratio	.9276	.9672	.9559	.9296	.9308	.9672	.9198
lntotalgift	7.4447	7.4797	7.4717	7.429	7.3441	7.1646	7.4247
commucost	114.4648	122.7027	131.202	115.0815	89.5816	57.1329	107.9881

表 3：城市样本描述性统计

变量名	Cohort 1	Cohort 2	Cohort 3	Cohort 4	Cohort 5	Cohort 6	总和
premium dm	.2148	.1848	.1401	.149	.1209	.0571	.1573
premium	1046.622	632.1049	689.0169	719.0069	636.1042	161.6193	727.4642
premratio	.0263	.0145	.0162	.021	.0118	.0084	.0174
lnfaminc net	10.1737	10.1517	10.2495	10.2965	10.2258	9.9383	10.2162
lnexpense	10.2864	10.3117	10.2432	10.1991	10.1001	9.8235	10.2145
lnhousevalue	10.2844	10.5785	10.5045	10.7686	11.0096	10.233	10.3907

savings dm	.4884	.4147	.451	.4573	.4892	.4749	.4905
gender dm	.6851	.6757	.6078	.6428	.6787	.645	.6599
age	40.9931	46.5129	50.1092	54.1047	60.5325	73.0605	50.3316
married dm	.9258	.9109	.8824	.8817	.8628	.6826	.8601
senioredu dm	.3572	.3604	.4705	.3151	.176	.2146	.3331
selfhealth	4.371	4.2138	4.2437	4.0956	4.0271	3.9201	4.2068
familysize	3.6091	3.5413	3.5826	3.5563	3.4449	2.8082	3.3971
bringratio	.9383	.9797	.9682	.948	.9415	.9744	.9313
Intotalgift	7.6649	7.6266	7.6063	7.696	7.5878	7.3834	7.6556
commucost	145.4814	143.908	152.9412	146.0609	121.7539	77.4072	138.548

表 4: 农村样本描述性统计

变量名	Cohort 1	Cohort 2	Cohort 3	Cohort 4	Cohort 5	Cohort	总和
premium dm	.1237	.1004	.0962	.0617	.058	.0393	.0871
premium	226.3703	260.9149	135.586	124.7403	174.0723	69.1122	197.4253
premratio	.008	.0075	.0052	.0053	.0094	.0281	.0103
Infaminc net	9.727	9.812	9.8457	9.7252	9.4377	8.8034	9.577
lnexpense	9.8958	9.9933	10.0116	9.7988	9.5644	9.0148	9.7227
lnhousevalue	10.0926	10.4182	10.5985	10.3213	10.1228	9.211	10.0207
savings dm	.2898	.2702	.2828	.2456	.308	.242	.2858
gender dm	.7792	.8002	.8222	.8119	.8393	.7862	.804
age	41.1757	46.5404	50.07	54.0523	60.5933	71.6487	50.2263
married dm	.9405	.9306	.93	.906	.8729	.7257	.8937
senioredu dm	.0608	.1263	.309	.1651	.0494	.0405	.0979
selfhealth	4.244	4.1294	4.1224	3.9885	3.877	3.5872	4.0654
familysize	4.591	4.2867	4.3848	4.256	4.0917	3.2604	4.1344
bringratio	.9191	.9572	.943	.9127	.9215	.9595	.9092
Intotalgift	7.2759	7.364	7.3392	7.1957	7.1352	6.9279	7.2179
commucost	89.8433	105.65	108.4428	86.6209	61.6955	35.3867	79.8341
time city	1.1989	1.2062	1.1331	1.2465	1.1755	1.1649	1.2188
disaster dm	.34	.3663	.3364	.3597	.3172	.3019	.3428
pollution dm	.1572	.1739	.1808	.1693	.1583	.1757	.1643
acre	5.601	7.0519	4.59	5.3656	5.8296	6.1577	5.9083
migrantwork dm	.3465	.443	.5044	.4556	.3715	.2482	.3703

在总样本中，有 12.07%的家庭购买了商业保险，而在城市样本和农村样本中，这一比例分别为 15.73%和 8.71%，总样本的家庭去年一年的保费支出均值为 451.07 元，城市样本中这一数值为 727 元，而农村样本中仅为 197 元。三个样本中，Cohort 1 参与商业保险市场的概率最大，并且在总样本和城市样本中，这一出生队列的保费支出也最高。而农村样本中保费支出最高的是 Cohort 2。仅从描述性统计中，城市居民商业保险需求高于农村

居民，且城乡之间同一出生队列的保险需求并不一致。

总样本的家庭净收入取对数为 9.88，城市样本为 10.22，高于农村样本的 9.58。整体而言，城市居民的生活支出、房屋价值、储蓄率也高于农村居民。三个样本的平均年龄都在 50 岁左右，超过 85% 的户主有共同生活的伴侣，家庭规模平均在 3-4 人之间。农村样本中，34% 的家庭曾遭遇自然灾害，16% 的家庭遭受污染，人均耕地面积为 5.9 亩，有 37% 的户主外出务工。

四、模型设定及回归结果

（一）模型设定

作为一个具有政策冲击的自然实验，大饥荒对于个体而言无法预计，是一个完全外生的冲击，为社会科学研究提供了一个契机。由于被解释变量包含二值离散变量，我们使用了 Probit 模型探究户主早年饥荒经历对家庭是否购买商业保险的影响。同时，由于只有 12.7% 的家庭购买了商业保险，样本中观测到截断的保费支出，因此我们利用 Tobit 模型研究饥荒经历对家庭商业保险保费支出的影响。主要设定模型如下：

1. Probit 模型:

$$P(\text{premium_dm} | \text{Cohort}_i, \text{edr}, X) \\ = (\alpha_0 + \beta_1 \text{Cohort}_i + \beta_2 \text{edr} + \beta_3 \text{Cohort} * \text{edr} + \gamma X + \varepsilon)$$

其中 premium_dm 为虚拟变量，表示家庭是否购买商业保险，当家庭过去一年曾经购买过商业保险，则其取值为 1，否则为 0。出生队列 Cohort_i 是家庭 i 中户主出生队列的虚拟变量。解释变量中 β₁ 表示出生队列的固定效应。edr 表示各省的超额死亡率，代表各省的饥荒程度。本文关注的变量是出生队列与死亡率的交互项系数，即 β₃，它代表早年在不同年龄段遭遇饥荒的人们，对家庭购买商业保险的影响。

2. Tobit 模型:

$$Y^* = \alpha_0 + \beta_1 \text{Cohort}_i + \beta_2 \text{edr} + \beta_3 \text{Cohort} * \text{edr} + \gamma X + \varepsilon, \\ Y = \max(0, Y^*)$$

Y* 是度量家庭商业保险需求的潜在变量 (Laten Variable)，Y 是可观测的家庭商业保险需求或保险市场的参与程度。我们用保费总额支出 (premium) 与保费支出总额占家庭净收入之比 (premratio)，两个变量来衡量家庭对商业保险市场的参与程度。

（二）回归结果及分析

中国目前处于二元经济结构状态，城乡之间经济发展有一定的差距。在大饥荒时期，我国实行“城市偏向”和“统购统销”的政策，农民生产的粮食要先供应城市居民，在粮食产量已经大幅下降的背景下，供应城市后剩余的粮食并不足以使农民存活，农村的饥荒程度比城市严重得多。我们预期，城市样本和农村样本受灾后的影响可能并不相同。有鉴于此，我们先对总体样本进行分析，然后分开检验城市和农村的样本。

表 5：总体样本回归结果

变量	Probit (1)		Tobit (2)			
	<i>premium_dm</i>		<i>premium</i>		<i>premratio</i>	
cohort1	-.1122** (.065)	-.0084 (.103)	-1053.504 (642.467)	45.9309 (896.325)	-.0518 (.046)	.0131 (.037)
cohort2	-.2096*** (.07)	-.1091 (.138)	-2288.691*** (728.205)	-1360.545 (1205.561)	-.1273** (.052)	-.0304 (.05)
cohort3	-.2929*** (.095)	-.1626 (.177)	-2749.497*** (982.05)	-1542.371 (1545.856)	-.1886*** (.071)	-.0469 (.064)
cohort4	-.3407*** (.072)	-.2035 (.19)	-3283.789*** (743.125)	-1697.877 (1657.297)	-.2065*** (.053)	-.0519 (.068)
cohort5	-.4261*** (.069)	-.0557 (.226)	-4131.921*** (716.405)	-788.1899 (1977.324)	-.2802*** (.052)	-.0396 (.081)
cohort6	-.8502*** (.087)	.2066 (.374)	-9447.065*** (950.916)	596.2569 (3294.745)	-.6604*** (.068)	.0363 (.1345)
edr	-.0142*** (.005)	-.0113 (.008)	-140.0379*** (46.544)	-107.703 (68.835)	-.0087*** (.003)	-.0044 (.003)
cohort1*edr	.0152** (.006)	.0131* (.007)	114.6051* (62.496)	78.639 (62.822)	.0081* (.004)	.0026 (.003)
cohort2*edr	.0119* (.007)	.0102 (.008)	110.7243 (69.2)	93.7814 (68.389)	.007 (.005)	.0025 (.003)
cohort 3*edr	.0104 (.01)	.0073 (.001)	53.1382 (104.494)	28.9257 (101.827)	.0072 (.007)	.0012 (.004)
cohort 4*edr	.004 (.008)	.0093 (.009)	6.1458 (80.439)	43.9717 (80.085)	.0034 (.006)	.0019 (.003)

cohort 5*edr	.0025	.0109	21.7319	104.1608	.0049	.0067**
	(.007)	(.008)	(71.469)	(70.859)	(.005)	(.003)
cohort 6*edr	.0237***	.0211**	272.5608***	219.9604**	.0339***	.0125***
	(.008)	(.011)	(79.084)	(93.213)	(.005)	(.004)
Infaminc_net	-	.1136***	-	1099.326***	-	-
	-	(.026)	-	(234.459)	-	-
lnexpense	-	.2593***	-	3422.1***	-	.1165***
	-	(.036)	-	(317.385)	-	(.012)
lnhousevalue	-	.0196***	-	191.8132***	-	.0074***
	-	(.005)	-	(48.434)	-	(.002)
savings_dm	-	.1236***	-	1079.925***	-	.0493***
	-	(.039)	-	(342.961)	-	(.014)
stock_dm	-	.2409***	-	2097.012***	-	.0414
	-	(.078)	-	(648.948)	-	(.027)
funds_dm	-	.1409	-	1978.329**	-	.0299
	-	(.097)	-	(786.719)	-	(.033)
gender_dm	-	-.0718	-	-346.5087	-	-.0342*
	-	(.056)	-	(494.493)	-	(.02)
t1945_dm	-	-.2093	-	-1865.786	-	-.0734
	-	(.242)	-	(2122.621)	-	(.088)
t1949_dm	-	-.0845	-	-609.8862	-	.0172
	-	(.114)	-	(998.1885)	-	(.04)
age	-	.0609***	-	494.3726**	-	.0185**
	-	(.023)	-	(202.814)	-	(.008)
agesquare	-	-.0007***	-	-5.642**	-	-.0002**
	-	(.0002)	-	(2.293)	-	(.00009)
married_dm	-	.0638	-	365.1549	-	.0079
	-	(.077)	-	(680.515)	-	(.027)
party_dm	-	.0092	-	-140.0125	-	-.0114
	-	(.057)	-	(493.575)	-	(.021)
senioredu_dm	-	-.0007	-	-415.8103	-	-.001
	-	(.048)	-	(415.004)	-	(.017)

selfhealth	-	.0175	-	288.6361	-	.013
	-	(.022)	-	(195.838)	-	(.008)
bmi	-	.013**	-	121.7676**	-	.0058***
	-	(.006)	-	(50.954)	-	(.002)
height	-	.001	-	-10.7816	-	.0003
	-	(.003)	-	(30.543)	-	(.001)
healchan	-	.0174	-	-53.7495	-	-.0054
	-	(.044)	-	(388.74)	-	(.016)
urban_dm	-	.0812*	-	656.4613*	-	.0298*
	-	(.043)	-	(382.451)	-	(.016)
lntotalgift	-	.0246	-	10.1351	-	.0035
	-	(.019)	-	(163.504)	-	(.007)
familysize	-	-.0399***	-	-449.9743***	-	-.0167***
	-	(.014)	-	(125.127)	-	(.005)
bringratio	-	-.4875***	-	-4672.638***	-	-.1688***
	-	(.156)	-	(1359.118)	-	(.056)
lntrcoco	-	.096***	-	802.9746***	-	.0299***
	-	(.018)	-	(165.097)	-	(.007)
省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-.8858***	-7.1613***	-9911.014***	-70922.84***	.7146***	-2.3315***
	(.046)	(.812)	(534.898)	(7236.098)	(.038)	(.293)
N	12268	9330	12231	9330	11566	9330

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。

在表 5 中，我们报告了总体样本的回归结果。其中，Probit 模型将家庭是否购买商业保险作为被解释变量，Tobit 模型中有两个被解释变量，分别为家庭商业保险消费支出和保费占净收入之比。在总体样本中，我们发现早年饥荒经历对家庭商业保险购买有正向影响，但是只有 Cohort 6（即 1966-1972 年出生，饥荒时为成人）的影响是显著的。在控制了其他变量后，饥荒程度每上升 1%，Cohort 6 参与商业保险市场的概率提高 2.11%、保费占家庭净收入的比例提高 1.25%，且都在 1%的水平下显著；家庭商业

保险支出增加 219.96 元，显著性水平为 5%。

表6: 城市分样本回归结果

变量	Probit (1)		Tobit (2)			
	premium_dm		premium		premiumratio	
cohort1	-.0327 (.082)	-.0327 (.14)	-52.2342 (967.187)	280.8781 (1377.419)	.0151 (.037)	.0294 (.052)
cohort2	-.1332 (.093)	-.127 (.189)	-1892.149* (1107.764)	-1755.328 (1868.867)	-.0543 (.043)	-.0249 (.071)
cohort3	-.2481** (.121)	-.1723 (.239)	-2557.288* (1438.126)	-1478.938 (2363.405)	-.0993* (.056)	-.031 (.09)
cohort4	-.1792** (.091)	-.0687 (.255)	-2049.281* (1078.563)	-575.7038 (2537.439)	-.0626 (.042)	.015 (.096)
cohort5	-.3113*** (.088)	.0541 (.302)	-3577.342*** (1049.468)	384.8882 (3002.595)	-.1255*** (.041)	.0508 (.113)
cohort6	-.8616*** (.111)	.2859 (.493)	-10854.5*** (1398.714)	1335.158 (4923.219)	-.329*** (.054)	.0882 (.187)
edr	-.0029 (.006)	-.0104 (.01)	-47.0223 (69.489)	-116.0292 (94.346)	-.0017 (.003)	-.0043 (.004)
cohort1*edr	.0074 (.008)	.0162 (.01)	26.7004 (96.804)	98.4406 (99.071)	.0017 (.004)	.0029 (.004)
cohort2*edr	.0053 (.009)	.0094 (.01)	49.76 (103.38)	90.4814 (104.299)	.002 (.004)	.0028 (.004)
cohort3*edr	-.003 (.013)	-.0061 (.016)	-89.7229 (157.683)	-101.5989 (159.057)	-.0008 (.006)	-.0027 (.006)
cohort4*edr	-.008 (.01)	-.006 (.014)	-117.4205 (125.723)	-94.1594 (138.211)	-.0013 (.005)	-.0026 (.005)
cohort5*edr	-.011 (.01)	.003 (.01)	-102.652 (102.652)	37.336 (37.336)	-.0029 (.005)	.0012 (.005)

	(.009)	(.011)	(112.365)	(114.013)	(.004)	(.004)
cohort 6*edr	.0168*	.0326**	219.4255*	383.0652***	.0136***	.0204***
	(.01)	(.013)	(119.086)	(133.971)	(.005)	(.005)
常数项	-.8083***	-8.6628***	-10512.81***	-95155.66***	-.4281***	-2.7608***
	(.059)	(1.174)	(772.008)	(11916.64)	(.03)	(.445)
N	5639	4286	5615	4286	5316	5316

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。家庭经济状况、家庭人口特征、户主个人特征、所在省市等变量已控制。

表6的结果表明，在其他条件相同的情况下，在成年期遭遇饥荒的个人会增加对商业保险市场的参与和对家庭商业保险的购买。对于这一结果，我们作出的解释是：成年人的心智发育已经成熟，有着较为明确的世界观和人生观、价值观。在当时已经是成人的这一出生队列，大饥荒带来的影响不仅是生理上的，还有观念、思想等心理上的影响。面对大饥荒这样强烈的冲击，成年人能够以相对理智的态度面对，并思考饥荒发生的原因、经验教训，对饥荒经历作出反思，以避免类似事件的再次发生；也因此，大饥荒经历改变了他们的风险偏好，使其对收入、健康等风险更为厌恶，在组建家庭成为户主后，对家庭的各种风险采取谨慎和防范的态度，更有可能使用保险作为风险管理的手段，增加对保险的购买。

而饥荒时期尚处于幼年或者青少年的个体，可能只是从生理上体验到挨饿、疾病等困扰，由于阅历有限、心理尚未成熟等局限，他们对这段经历的理解和反思有限，饥荒经历未能改变其风险偏好从而影响他们对商业保险的需求。

表7：农村分样本回归结果

变量	Probit (1)		Tobit (2)			
	premium_dm		premium		premiumratio	
cohort1	-.1582	-.0556	-1182.939*	-878.7077	-.1415	-.0236
	(.098)	(.167)	(653.943)	(943.258)	(.1)	(.032)
cohort2	-.2234**	-.1773	-1380.957*	-1477.186	-.2051*	-.0362

	(.11)	(.224)	(729.832)	(1260.986)	(.112)	(.043)
cohort3	-.3456**	-.2897	-2322.517**	-2333.889	-.3161**	-.0641
	(.153)	(.29)	(1034.819)	(1652.475)	(.157)	(.056)
cohort4	-.5811***	-.5453*	-3685.061***	-3317.547*	-.5153***	-.095
	(.119)	(.313)	(804.807)	(778.617)	(.123)	(.06)
cohort5	-.5702***	-.3791	-3419.717***	-2403.551	-.5439***	-.0628
	(.112)	(.374)	(751.513)	(2126.956)	(.117)	(.072)
cohort6	-.8156***	-.0577	-6023.425***	-34.5187	-.9729***	.0109*
	(.139)	(.624)	(986.877)	(3596.314)	(.152)	(.121)
edr	-.024***	-.0297*	-138.8852***	-222.468**	-.019***	-.0056
	(.007)	(.018)	(48.794)	(100.229)	(.007)	(.003)
cohort1*edr	.025***	.0259**	152.0657**	174.8181**	.0189**	.0046**
	(.009)	(.013)	(62.012)	(71.333)	(.009)	(.002)
cohort2*edr	.0162	.0202	101.2621	170.9829**	.0137	.003
	(.011)	(.014)	(70.83)	(78.852)	(.011)	(.003)
cohort 3*edr	.0271*	.0407**	156.1776	251.1656**	.0236	.0064*
	(.015)	(.019)	(103.533)	(106.174)	(.016)	(.004)
cohort 4*edr	.0256**	.0358**	137.8639*	204.831**	.0219*	.0052*
	(.012)	(.015)	(77.877)	(85.598)	(.012)	(.003)
cohort 5*edr	.022**	.0314**	123.0837*	193.4381**	.0232**	.0044*
	(.01)	(.014)	(69.024)	(80.866)	(.01)	(.003)
cohort 6*edr	.0293**	.0227	230.782***	133.3756	.0594***	.0024
	(.012)	(.02)	(79.765)	(117.761)	(.011)	(.004)
常数项	-1.0004***	-5.8817***	-7163.83***	-39336.391***	-1.133***	-1.159***
	(.076)	(.979)	(575.668)	(5674.117)	(.086)	(.19)
N	6629	4749	6616	4807	6250	4807

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。家庭经济状况、家庭人口特征、户主个人特征、村居地形、所在省市等变量已控制。

表 7 是农村样本的回归结果。与我们的预期一致，农村样本中 Cohort 4、Cohort 5 出生队列所受影响是显著的，Cohort 6 在农村样本中的影响并不显著。城市样本中，在饥荒时已经成年的出生队列所受影响显著，而农村样本中受显著影响的却是儿童和青少年的队列。首先，在大饥荒时期，农村地区的饥荒程度更为严重。与城市相比，饥荒经历对农村地区的人群造成的影响更大；另外，农村的职业以体力劳动为主，对身体状况的要求比较高。儿童和青少年正处于生长发育的关键时期，尤其是青少年，饥荒经历导致他们营养不良、身高劣势，甚至患上与饥荒相关的疾病。而这一不利影响是长期的，即使在成年后营养和医疗等环境改善，健康情况仍然难以恢复。幼年饥荒的经历可能在成年后引发一系列疾病，而在我国“看病难”一直存在，医疗费用高昂，可能增加人们对商业人身保险、健康保险等的购买。而成人基本已经发育完全，饥荒经历可能影响一时的身体状况，在饥荒过后恢复的可能性较大，饥荒通过健康影响商业保险需求的概率较小。

四、稳健性检验

上述的基础回归结果印证了本文的假设，即早年饥荒经历增加家庭商业保险需求。但是，我们利用双重差分模型（difference-in-difference, DID）估计结果，可能存在一些问题。DID 应用时的假设是“共同趋势”，即排除大饥荒的情况下，出生在不同地区的、同一出生队列的人应当有相同的商业保险购买需求。但是，如果一些重要的因素（如地区特征变量）未被控制，则 DID 检验方法可能出现偏误。

为检验 DID 方法的稳健性，我们借鉴 Chen and Zhou（2007）的方法，采用在大饥荒后出生、不受大饥荒影响的子样本进行稳健性检验。其思路是，如果是某个或某些遗漏的系统性变量在饥荒的前后持续影响着样本的商业保险需求，那么如果选取饥荒后的子样本再用 DID 方法进行 Probit 和 Tobit 回归，应该能得到类似上述表格的结果。相反，如果没有遗漏变量，则饥荒严重程度与家庭商业保险需求的关系应该是不显著的。

表 8：总样本稳健性检验

变量	Probit (1)		Tobit (2)			
	premium_dm		premium		premiumratio	
cohort7	.388***	.1628	3901.987***	1417.671	.2457***	.1061
	(.073)	(.165)	(765.647)	(1225.021)	(.052)	(.07)
cohort8	.2626**	.3327	2265.502*	2847.484	.1463*	.1866

	(.109)	(.287)	(1168.96)	(2155.651)	(.08)	(.122)
cohort9	-.0419	.655	408.0288	8051.167**	-.0802	.2783
	(.196)	(.553)	(2061.327)	(4099.252)	(.153)	(.235)
edr	-.0044**	-.0223*	-63.9808***	-204.7004**	.0001	-.0099*
	(.002)	(.0122)	(21.812)	(90.515)	(.001)	(.005)
cohort7*edr	-.0067	.0127	-52.8969	109.3627	-.0082	.0047
	(.007)	(.011)	(76.065)	(79.553)	(.005)	(.004)
cohort8*edr	-.0174	.0036	-138.9085	66.8295	-.0118	.0006
	(.012)	(.015)	(123.608)	(113.868)	(.008)	(.006)
cohort9*edr	-.0108	-.0436	-167.1421	-299.9235	-.0061	-.0144
	(.02)	(.039)	(213.403)	(268.5)	(.014)	(.016)
常数项	-1.1693***	-9.6748***	-13059.18***	-98776.49***	-.909***	-3.1926**
	(.02)	(3.667)	(367.353)	(27980.17)	(.024)	(1.561)
N	13069	2252	13027	2252	12324	2252

注：同表6注。

表 9：城市样本稳健性检验

变量	Probit (1)		Tobit (2)			
	premium_dm		premium		premiumratio	
cohort7	.295***	.1652	3164.912***	1547.508	.1205***	.1564
	(.091)	(.214)	(1090.963)	(1750.885)	(.04)	(.106)
cohort8	.0695	.2234	194.8387	2106.307	.0047	.2066
	(.137)	(.372)	(1687.382)	(3073.877)	(.064)	(.185)
cohort9	-.201	.948	-2081.784	11963.15**	-.1087	.4087
	(.232)	(.737)	(2865.476)	(5973.672)	(.112)	(.364)
edr	-.0018	-.0223	-56.2189*	-225.086*	-.0003	-.0112
	(.003)	(.014)	(33.5265)	(119.236)	(.001)	(.007)
cohort7*edr	.007	.0225	85.8975	156.8756	.0001	.0084
	(.009)	(.015)	(114.159)	(121.205)	(.004)	(.007)
cohort8*edr	.0003	.0255	37.6544	235.1457	.0001	.0095
	(.015)	(.02)	(185.268)	(165.081)	(.007)	(.01)
cohort9*edr	-.0002	-.1046	-50.604	-681.856	-.0008	-.036

	(.023)	(.095)	(291.24)	(634.297)	(.01)	(.041)
常数项	-1.0216***	-11.0733**	-13205.09***	-127828.2***	-.4923***	-3.9668
	(.026)	(4.916)	(505.949)	(41325.45)	(.018)	(2.435)
N	6263	1138	6234	1145	5910	1145

注：同表6注。

表 10：农村样本稳健性检验

变量	Probit (1)		Tobit (2)			
	premium_dm		premium		premiumratio	
cohort7	.4793***	.3815	3431.944***	3246.557**	.425***	.0613
	(.125)	(.322)	(820.904)	(1480.471)	(.125)	(.055)
cohort8	.5207***	.6955	3321.403***	4512.61*	.4854**	.1103
	(.195)	(.557)	(1274.564)	(2568.616)	(.192)	(.096)
cohort9	.2225	.3435	3293.212	3382.621	.0475	.0682
	(.376)	(.996)	(2359.2)	(4560.528)	(.413)	(.172)
edr	-.0026	-.081	-8.5375	-322.8985	.0037	-.0111
	(.003)	(.05)	(20.443)	(231.491)	(.003)	(.009)
cohort7*edr	-.0234*	-.0226	-145.2082*	-155.4368	-.0238**	-.0048
	(.012)	(.025)	(78.698)	(123.486)	(.012)	(.004)
cohort8*edr	-.0475**	-.0329	-273.7692*	-103.37	-.0458**	-.0055
	(.023)	(.033)	(146.158)	(142.595)	(.023)	(.006)
cohort9*edr	-.039	.0093	-347.9198	53.5647	-.0229	.0023
	(.041)	(.043)	(267.689)	(193.641)	(.038)	(.0075)
常数项	-1.3618***	-9.1098	-9575.065***	-53262.82	-1.4681***	-1.6633
	(.032)	(7.089)	(407.542)	(32705.32)	(.057)	(1.238)
N	6806	984	6793	1040	6414	1040

注：同表7注。

我们选取了饥荒后出生的 3 个子样本，以 5 年为一个出生队列，Cohort 7 表示在 1976-1980 年出生的人群，以此类推。对照组为 Cohort 6，即在 1966-1972 年出生的人群，在大饥荒时为成人。表 5、6、7 分别表示总体样本和城乡样本的稳健性检验结果。从表中我们可知，在控制了一系列变量后，大饥荒后出生的 3 个队列与超额死亡率的交互项对被解释变量的影响都不显著。这一结果说明，没有遗漏的系统性变量影响家庭商业保险需求，

DID 的回归结果是稳健的。

五、结论

每个人的消费行为都或多或少地受到习惯、偏好、个人经历的影响，保险购买行为也不例外。作为一个强烈的外生冲击，大饥荒对家庭的商业保险参与和支出水平也有着一定的影响。本文采用中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年基线调查数据，从微观层面上实证分析户主早年饥荒经历与家庭商业保险需求的关系。研究发现，早年饥荒经历会增加家庭对商业保险的参与度，曾遭受饥荒的程度越严重，商业保险需求越大。并且这一影响在城乡间的结果有所差异，城乡间不同的出生队列所受影响不同。究其原因，大饥荒的惨烈记忆降低了人们对风险的容忍度，增加其风险厌恶程度，并且对健康产生长期的不利影响，而增加人们对商业保险的购买。

以往关于保险需求决定因素的文献，大多着重于宏观层面的分析，而本文采用微观数据，尝试从个人过往经历的角度探家庭商业保险需求的影响因素。从本文的研究结果可以看出，早年经历影响居民的商业保险购买决策。这为保险业的发展和推动居民购买商业保险也提供了一个新的角度。个人的经历影响其思想观念和偏好的形成，早年挣扎求存的经历使人们对风险带来的损失尽量回避，并且热爱和珍惜身体健康。从稳健性检验结果我们发现，饥荒后出生的人们几乎不受饥荒的影响。新一代群体从小衣食无忧，对于艰难的生存环境和外来的风险没有太多意识，而他们正是未来保险消费的主力军。如何加强新一代的年轻人对风险的认知，从而选择购买商业保险，或许是保险展业的一个新举措。

参考文献

- [1] 曹树基，2005，1969-1961 中国的人口死亡及其成因，《中国人口科学》，2005 年第 1 期，14-28 页。
- [2] 陈永伟，陈立中，2016，早年经历怎样影响投资行为：以“大饥荒”为例，《经济学报》，Vol.3,No.4:155-185.
- [3] 程令国，张晔，2011，早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗？——对我国居民高储蓄率的一个新解释，《经济研究》，2011 年第 8 期，119-132 页。
- [4] 陈硕，2011，1959-1961 年中国饥荒的回顾及启示，《世界经济》，2011 年第 4 期，80-103 页。
- [5] 樊纲治，王弘扬，2015，家庭人口结构与家庭商业人身保险需求—基于中国家庭金融调查（CHFS）数据的实证研究，《金融研究》，2015 年第 7 期，170-189 页。
- [6] 范子英，2013，1950 年代粮食危机的研究：共识与展望，《当代经济研究》，2013 年第 12 期，76-82 页。
- [7] 范子英，孟令杰，2007，经济作物、食物获取权与饥荒:对森的理论的检验，《经济学（季刊）》，Vol.6, No.2,487-512.

- [8] 何兴强, 李涛, 2009, 社会互动、社会资本和商业保险购买, 《金融研究》, 2009年第2期, 116-132页。
- [9] 刘愿, 2010, “大跃进”运动与中国 1958—1961年饥荒——集权体制下的国家、集体与农民, 《经济学(季刊)》, Vol.9, No.3:1119-1142.
- [10] 马光荣, 2011, 中国大饥荒对健康的长期影响:来自 CHARLS 和县级死亡率历史数据的证据, 《世界经济》, 2011年第4期, 104-123页。
- [11] 秦芳, 王文春, 何金财, 2016, 金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析, 《金融研究》, 2016年第10期, 143-158页。
- [12] 孙祁祥, 王向楠, 2013, 家庭财务脆弱性、资产组合与人寿保险需求:指标改进和两部回归分析, 《保险研究》, 2013年第6期, 23-34页。
- [13] 汪小圈, 张红, 刘冲, 2015, 幼年饥荒经历对个人自雇选择的影响, 《金融研究》, 2015年第5期, 18-33页。
- [14] 薛晗, 2015, 早年的饥荒经历影响人们的资产组合选择吗, 《时代金融》, 2015年第7期, 178-182页。
- [15] 赵元凤, 柴智慧, 2012, 农户对农业保险赔款作用的评价——基于内蒙古500多户农户的问卷调查, 《中国农村经济》第4期, 66-75页。
- [16] Ashton, B., K. Hill, A. Piazza, R. Zeitz, Famine in China, 1958-1961, Population and Development Review, 1984, 10(4): 613-645.
- [17] Beck, T., and I. Webb, Determinants of life Insurance Consumption Across Countries, World Bank Working Paper, 2792.
- [18] Browne, M.J., J. Chung, and E.W. Frees, 2000, International Property-Liability Insurance Consumption, Journal of Risk and Insurance, 67(1): 73-90.
- [19] Browne, M.J., and K. Kim, 1993, An International Analysis of Life Insurance Demand, The Journal of Risk and Insurance, 60(4): 616-634.
- [20] Burnett, J. J., and B.A. Palmer, 1984, Examining Life Insurance Ownership through Demographic and Psychographic Characteristics, The Journal of Risk and Insurance, Vol. 51, No. 3 (Sep., 1984), pp. 453-467.
- [21] Clair, D. S., M.Q. Xu, Z.P. Wang, L. He, Rates of Adult Schizophrenia Following Prenatal Exposure to the Chinese Famine of 1959-1961, Obstetrical and Gynecological Survey, 61(1):2-3.
- [22] Chen Yu-yu, Li-An Zhou, 2007, The long-term health and economic consequences of the 1959-1961 famine in China, Journal of Health Economics, 2007, 26(4): 659-681.
- [23] Esho, N., A. Kirievsky, D. Ward, and R. Zurbruegg, 2004, Law and the Determinants of Property-Casualty Insurance, Journal of Risk and Insurance, 71(2): 265-283.
- [24] Gandolfi, A. S. and L. Miners, Gender-Based Differences in Life Insurance Ownership, The Journal of Risk and Insurance, Vol. 63, No. 4, Symposium on Catastrophic Risk (Dec., 1996), pp. 683-693.
- [25] Giuliano, P., and A. Spilimbergo, 2014, Growing In A Recession: Beliefs And The Macroeconomy, working paper.
- [26] Grace M., and H. Skipper, 1991, An Analysis of the Demand and Supply Determinants for Non-life Insurance Internationally, Technical report, Center

for Risk Management and Insurance Research, Georgia State University, Atlanta Georgia USA.

[27] Gorgens, T, X. Meng, and R. Vaithianathan, Stunting And Selection Effects of Famine: A Case Study of the Great Chinese Famine, Australia National University workingpaper, 2005.

[28] Greene M.R., Attitudes toward Risk and a Theory of Insurance Consumption, *The Journal of Insurance*, Vol. 30, No. 2 (Jun., 1963), pp. 165-182.

[29] Hammond, J. D., D. B. Houston and E. R. Melander, Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures: An Empirical Investigation, *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 34, No. 3 (Sep., 1967), pp. 397-408.

[30] Horng, Min-Sun, and Yung-Wang Chang, 2006, *The Demand for Non-Life Insurance in Taiwan*, Zurich: Swiss Reinsurance Company, Sigma Publications, No. 5.

[31] Hwang and Gao, 2003, The Determinants of The Demand for Life Insurance in An Emerging Economy –The Case of China, *Managerial Finance*, Vol. 29 Iss 5/6 pp. 82 – 96.

[32] Kane, P., 1988, *Famine in China 1959-61: Demographic and Social Implications*,

[33] Kogan, N. and M. A., Wallach, 1964, *Risk Taking: A Study of Cognition and Personality*, New York: Holt, Rinehart & Winston. Holt, Rinehart & Winston.

[34] Lee, S.J., S.I. Kwon and S.Y. Chung, 2010, Determinants of Household Demand for Insurance: The Case of Korea, *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 35: S82-S91.

[35] Li, Chu-Shiu, S. Tsendsuren and Cwen-Chi Liu, 2016, The Impact of Cognitive Abilities on the Life Insurance Purchase: A Study Using SHARE Data, working paper.

[36] Li, D. H., F. Moshirian, P. Nguyen, T. Wee, 2007, The Determinants for life insurance in OECD Countries, *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 74, No. 3, 637-652.

[37] Lin, Yi-fu and Tao Yang, 1998, On The Causes of China's Crisis And The Great Leap Famine, *China Economic Review*, Volume 9, Number 2, 1998, pages 125-140.

[38] Lin, Yi-fu and Tao Yang, 2000, Food Availability, Entitlement And The Chinese Famine of 1959-61, *The Economic Journal*, 110 (January), 136-158.

[39] Luo, Z.; R. Mu and X. Zhang, 2006, The Long Term Health the Chinese Great Famine, Michigan State University working paper, No. 730, 2006a.

[40] Meng, X., N. Qian, 2009, The Long Term Consequences of Famine on Survivors: Evidence from a Unique Natural Experiment using China's Great Famine, working paper.

[41] Mulholland, B., M. S. Finke, 2014, Does Cognitive Ability Impact Life Insurance Policy Lapsation?, *Social Science Electronic Publishing*.

[42] Peng, Xi-zhe, Demographic Consequences of the Great Leap Forward in China's Provinces, *Population and Development Review*, 1987, 13(4) : 639 -670.

[43] Pericoli, F. M., E. Pierucci, L. Ventura, 2015, The impact of social capital on consumption insurance and income volatility in the UK: evidence from the British Household Panel Survey, *Review of Economics of the Household*, Volume 13, Issue 2, pp 269–295.

[44] Ravelli, A.C.J., Jan van der Meulen, C. Osmond, O. Bleker, 1999, Obesity in Men And Women Prenatally Exposed To Famine, *American Journal of Clinical Nutrition*, 70(5):811-6.

[45] Showers V.E. and J.A. Shotick, The Effects of Household Characteristics on Demand for Insurance: A Tobit Analysis, *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 61, No. 3 (Sep., 1994), pp. 492-502.

[46] Song, S.;W. Wang and P. Hu, Famine, Death, and Madness: Schizophrenia in Early Adulthood after Prenatal Exposure to the Chinese Great Leap Forward Famine, *Social Science and Medicine*, 68, pp.1315– 1321.

[47] Wang, Y.H. and Wang, X.L., The Great Chinese Famine Leads to Shorter and Overweight Females in Chongqing Chinese Population After 50 Years, *Obesity*, 2010, 18 (3), pp.588- 592.

[48] Xu, M.Q. and W.S.Sun, Prenatal Malnutrition and Adult Schizophrenia: Further Evidence from the 1959-1961 Chinese Famine, *Schizophrenia Bulletin*, 35 (3), pp.568 -57.

从粮食价格支持政策到粮食收入保险： 历史必然与发展路径

王绪瑾、陆彦婷、徐振宇¹

摘要：

粮食价格支持政策一直是我国粮食政策的主要内容，在增加粮食产能和助力农民增收的同时，因存在价格机制扭曲、库存持续增长、财政负担加重等问题而不具有可持续性。本文以粮食生产安全为目标，提出我国必须大力发展粮食收入保险，因其不仅拥有传统农业保险的市场杠杆作用、充分发挥市场机制等优势，更具备保障全面的特点，能够更高程度地稳定粮食产量，切实保护粮食生产者的利益，保证我国粮食生产安全。最后，本文在论述粮食收入保险市场失灵的基础上，通过借鉴国际经验，提出由中央政府直接采购、落实保险服务化、提高产品定价能力以及增强国民整体保险意识等发展粮食收入保险的路径。

关键词：粮食支持政策，粮食收入保险，市场失灵，粮食安全

一、引言

在过去的几十年间，为实现粮食生产安全的政策目标，帮助粮食生产者分散生产过程中面临的自然风险和价格风险，提高农民收入，我国的粮食政策不断发展完善，建立起了以粮食价格支持政策²为主的粮食政策体系（王耀鹏，2012）。粮食价格支持政策运行的结果，是粮食最低收购价和

¹ 王绪瑾，北京工商大学风险管理与保险学系教授，保险研究中心主任。陆彦婷，北京工商大学风险管理与保险学系硕士研究生。徐振宇，南京审计大学政府审计学院教授。

² 我国粮食价格支持政策包括小麦和稻谷的最低收购价、玉米和大豆等的临时收储和目标价格。

临时收储价格的持续提高，这在很大程度上保护了粮食生产者的利益、调动了粮食生产积极性、保证了粮食市场供应（谭砚文，2014）。有一种较有代表性的观点甚至认为，政府通过定价和政策性储备粮切实增强了对粮食市场调控能力，有效阻断了国际市场粮价波动向国内市场的传导，确保了国家粮食生产安全（刘超，2015）。然而，当前以政府定价为核心的粮食价格本质上是一种逆市场化的粮价形成机制，在短期内增强粮食产能和助力农民增收的同时，也在中长期内导致中国粮食生产、流通、进口、库存、加工、消费的全面扭曲（徐振宇、李朝鲜、李陈华，2016）。

作为另一项重要的支农工具，农业保险自实施以来，不仅通过保险的杠杆作用极大地保障了粮食生产安全，更推动了粮食价格市场化机制的改革。农业保险连续 11 年“入驻”我国中央一号文件，肯定了农业保险在农业增产、农民增收、农村发展中发挥的重要作用。国内外的实践也证明，指数保险能够有效分散自然风险或价格风险，而目前国际上盛行的粮食收入保险¹能够同时分散自然风险和价格风险，其保障程度高的特点得到了各国政府的广泛关注，我国政府也希望建立相关制度来引入和发展粮食收入保险。本文将参照波兰尼的嵌入理论分析框架²，研究粮食市场与政府粮食政策之间的双向作用关系，找到能够实现粮食生产安全目标的两者之间的平衡。具体来说，通过梳理从粮食价格支持政策到粮食收入保险制度的市场脱嵌过程，说明我国实施粮食收入保险制度的历史必然性；然后论证我国粮食收入保险市场失灵，即粮食收入保险市场完全脱嵌于政府是不可能的，提出中央政府购买粮食收入保险是粮食市场与政府粮食政策的平衡点，进而为实现我国粮食生产安全目标，探索出我国粮食收入保险发展的可行路径。

¹ 本文使用“粮食收入保险”而非“农业保险”概念。虽然已有文献大多直接使用“农业保险”的概念，但农业保险是指“农业生产或经营过程中动植物的生长机能受到不可预期的自然灾害和意外事故的破坏，从而使农业生产者遭受经济损失的可能性”（王绪瑾，2015）^[5]，这一概念包括了农业生产、经营等方面，太过宽泛。本文着眼于粮食生产过程中的风险管理，以粮食生产安全作为政策目标，因此使用“粮食收入保险”的概念能使本文的研究方向更加明确，突出粮食安全问题的政策性内涵。

² 波兰尼在《大转型：我们时代的政治与经济起源》一书中提出了著名的“嵌入”概念，他认为包括经济、法律、政策在内，任何部分一直都是“嵌入”到社会之中的，他们之间相互联系、互相作用。而市场社会是由两种相互对立的运动组成的——试图扩展市场范围的自由放任运动，以及由此生发出来的、力图抵制经济脱嵌的保护性反向运动。

二、粮食价格支持政策到粮食收入保险的历史必然

（一）粮食收入保险的市场失灵

作为农业保险中的一种重要形态，粮食收入保险也存在市场失灵问题。市场失灵指的是市场在资源配置过程中无法自发达到帕累托最优状态，即市场不能或难以有效率地配置经济资源（萨缪尔森、诺德豪斯，2008）。国内外学者多从农业保险外部性理论、农业保险准公共产品性质、系统性风险和不对称等方面来阐述农业保险市场失灵，并为政府补贴提供理论依据（周县华，2010）。但有学者指出由正外部性和准公共品性质推导出农业保险市场失灵、进而政府实行政策性补贴的逻辑并不严密，具有准公共产品性质的产品很多，并不能成为市场失灵的充分条件，也并不必然导致政府补贴（张跃华、顾海英，2004）；而且农业保险不同险种具有异质性，笼统地分析农业保险的正外部性和准公共品性质是不符合基本概念的（张跃华、虞国柱、符厚胜，2016）。于是，本文在已有文献的基础上，分析粮食收入保险的正外部性和准公共品性质以及粮食收入保险市场的信息不对称问题，以此证明粮食收入保险市场完全脱嵌于政府后会出现市场失灵。

第一，粮食收入保险的正外部性。经济学中的外部性是指一方的行动使另一方福利变得更差或更好，而前者没有承受损失或者获得收益（乔纳森·格鲁伯，2015），具体表现为私人收益与社会收益或私人成本与社会成本的不一致性。已有研究已经证明了农业保险在某些情形下具有一定的正外部性（虞国柱、王国军，2002；冯登艳，2009），社会收益高于私人收益、私人成本高于社会成本（如图1所示）；更有学者指出，农业保险具有生产和消费的双重外部性（冯文丽，2004）。农民购买粮食收入保险，不仅能够有效保障粮食生产中的自然风险和市场风险、保证粮食产量、稳定自身收入，更能够保证粮食再生产的顺利进行，为实现粮食生产安全目标提供基本保障，其社会效益远高于私人效益。一项具有正外部性的投资若由私人支出却产生公共收益，私人投资必将不足，在市场机制作用下，“搭便车”的问题会日益凸显，导致市场失灵。只有政府补贴才能鼓励并推动这种正外部性行为，因此，政府有必要对具有正外部性的粮食收入保险进行政策支持。

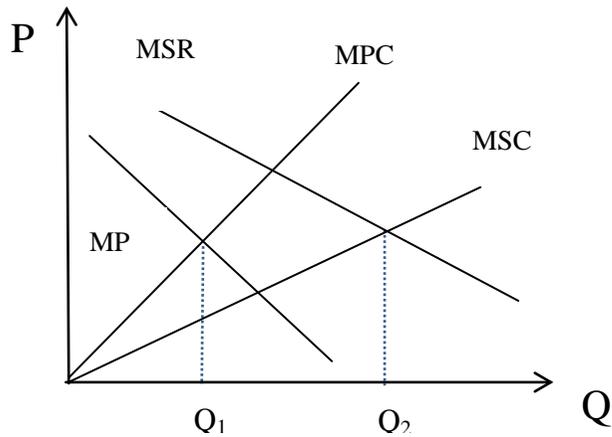


图 1：粮食收入保险的正外部性

第二，粮食收入保险的准公共品性质。哈尔·范里安将公共品定义为具有非排他性和非竞争性的产品（哈尔·范里安，1997），而准公共产品则是介于私人品和公共品之间的一种产品（加雷斯·D·迈尔斯，2001），准公共品实际上是一个介于私人品与公共品之间的灰色概念（张跃华、庾国柱、符厚胜，2016），同时，农业保险的异质性也使得学术界对农业保险的准公共品性质持有不同观点。就粮食收入保险而言，其显然不具有竞争性，粮食收入保险的好处由全社会共同享有；但其具有排他性，农民只有缴纳保费才能参加粮食收入保险（李军，1996），因此粮食收入保险应当属于准公共品范畴。公共部门经济学认为，准公共品的社会效用不可分割，若完全交由市场运行，则会出现供给不足和需求不足，进而导致市场萎缩和市场失灵，无法有效稳定农民收入、达到粮食生产安全的政策目标、实现资源配置的帕累托最优。因此，政府需要对粮食收入保险进行政策支持，保证粮食收入保险市场的正常运行。

第三，系统性风险。系统性风险是指无法通过资产组合进行分散的风

险，粮食生产过程中的自然风险和价格风险都具有系统性风险的特征。我国粮食生产过程中面临的冰雹、洪水等自然灾害分布呈现明显的区域性特征（庾国柱、丁少群，1995），一旦发生，成灾面积巨大，造成的损失数额巨大（赵小静、王国军，2016）。同时，农产品市场一体化使得不同地区农产品价格走势趋于一致，粮食市场价格也具有明显的系统性风险特征（王克等，2014）。系统性风险导致的高赔付率和高费用率给保险公司的经营带来了巨大的挑战，保险公司往往需要提取巨灾准备金或购买再保险等来分散系统性风险，但目前我国的巨灾风险分散制度还很不成熟，保险公司巨灾风险承保能力受限也会导致粮食收入保险市场失灵。

第四，信息不对称。粮食收入保险中的信息不对称表现为投保人拥有比保险人更多的信息，出现逆选择和道德风险问题。逆选择主要表现为高风险者更倾向于投保，而保险公司在核保时因为信息不对称而未对不同类型的风险进行区分，导致经营亏损，这是粮食收入保险对农民的负向激励。而道德风险问题同时存在于投保人和保险人。投保人往往因购买了保险而疏于进行生产风险防范，增加了风险发生的可能性，甚至以各种方式骗保骗赔。而保险公司的道德风险主要表现为出险时无理由拒赔或惜赔以及协议赔付的不规范等理赔问题。这一系列道德风险问题直接影响了粮食收入保险的市场效率，阻碍了粮食收入保险市场的正常运行，导致市场失灵。

（二）粮食价格支持政策不可持续

改革开放后，为了加快建立市场经济体制，我国政府放弃了对粮食价格的全面控制（李国祥，2016），逐步放开粮食收购市场，建立了以最低收购价和临时收储为主体的粮食价格支持政策。政府通过对粮食市场的间接干预来抑制粮食价格异常波动，保障农民基本利益，促进农业和农村经济的发展。然而政策的本质仍是以政府定价为核心，粮价形成机制和市场价格信号受到政府定价的直接影响，未能充分发挥作用，事实上呈现出逆市场化趋势（程国强、朱满德，2013），这与中央政府以市场为取向的粮食流通体制改革方向（李慧，2016）背道而驰。政策的负外部性具体表现为对粮食价格形成机制和市场资源配置功能的扭曲以及国家财政风险的积累。稻谷、小麦的最低收购价以及玉米、大豆的临时收储价格逐年提高，2004年至2014年间分别累计增长了100%、68%、49%和30%，导致了2005年到2014年，国家收购粮食数量增长了10倍多（国家发展和改革委员会产业经济与技术经济研究所课题组，2016）。量价齐升的国家“托市”政策导致

了产区与销区粮价的倒挂以及原粮与成品粮价格的倒挂（胡冰川，2015），最终由广大消费者承担了粮食价格支持政策的高额成本。另一方面，临时收储价格的暴涨也增加了政府财政的涉农支出和粮食储备压力。有数据显示，2013年中央仅是用于粮棉油储备的费用支出就已超过600亿元，较2012年增长55%，较2011年增长93%（刘超，2015）。加之政策性粮食的顺价销售难以为继，只得亏损处理或是任由粮食陈化，政府财政雪上加霜。因此，无论是从粮价市场机制的扭曲，粮食库存持续增长，还是政府财政负担加重的角度来看，粮食价格支持政策造成了社会福利的损失，不具有可持续性。有学者提出，我国这一现状的产生源于落伍的观念与体制的制约之间的相互强化（徐振宇、李朝鲜、李陈华，2016），脱嵌于市场的政府抑制了市场的作用。因此，我国迫切需要更新观念并采用农业保险等更能够实现市场激励的手段来解决粮食生产安全问题，生产补贴解决不了新时期我国粮食生产安全问题（黄季焜，2004）。

（三）传统农业保险已陷入低保障困境

相比于粮食价格支持政策，农业保险作为一种有效的农业风险管理工具，用固定的小额的保费换取未来不确定的大额的风险赔付，即通过保险的杠杆更好地发挥市场机制的作用，能够更大程度地保障粮食生产安全，美国的作物收入保险计划（郭玮，2002）与巴西的金融信贷和保险计划（徐振宇、王海燕，2016）等都成功实践了农业保险制度。农业保险不直接干预粮食价格的形成，而是通过影响粮食生产者的生产行为来间接影响粮食产量及价格，确保了市场在粮价形成机制和资源配置中的重要作用。农业保险作为WTO支持的“绿箱”政策，被各国政府所广泛重视。

随着国家政策的强力推动以及市场化进程的快速推进，我国农业保险发展迅猛。2004年中央一号文件提出要加快建立政策性农业保险制度，并于2013年颁布实施《农业保险条例》，规范和推进全国各地区的农业保险试点活动。2009年，中国农业保险保费收入133.9亿元¹，成为仅次于美国的全球第二大农业保险市场，延续至今。2014年农业保险累计实现保费收入325.8亿元，向3245万受灾农户支付赔款214.6亿元，同比增长2.9%。承保主要农作物11.7亿亩，占全国主要农作物播种面积的47.7%，其中，玉米、水稻、小麦三大口粮作物覆盖率分别达到了68.7%、69.5%和49.3%²。

¹ 资料来源：中经网统计数据库。

² 资料来源：中国保险监督管理委员会《2015中国保险市场年报》。

但我国农业保险的现状与现代农业发展对风险管理的要求还有较大的距离。2014年，全国农作物受灾的直接经济损失为3373.8亿元，通过农业保险获得的赔偿为214.6亿元，仅占6.36%¹。农业保险尚难以满足农户转嫁自然风险和市场风险的需求，其重要原因在于目前的产品体系保障程度过低，大多只提供自然风险保障，少数能够提供市场风险保障，都不能完全符合我国粮食生产风险管理需要。

我国政策性农业保险实施初期，主要着眼于保障农业基本生产，迅速恢复农户灾后的生产能力，一直是以低保障、低保费的成本保险(而且往往是物化成本)为主。2007年开始，政策性农产品产量保险在行政力量的支持下开始在全国范围内推广，产量保险仍以承保自然风险为主。实务中难以精确测产，具体表现为基差风险，尤其是区域产量保险，局部灾害没有显著影响整个区域的产量，使得个别受灾农民得不到赔付。同时，产量因易受粮食生产行为的影响而存在较高的道德风险，投保人也倾向于在投保时夸大种植面积、理赔时夸大损失程度。保险公司面临着高额赔付并需要付出巨额的经营费用，业务成本高企，经营动力不足。与产量保险类似的农业气象指数保险在实施过程中也存在上述两个困难。由此可见，我国目前单保自然风险的成本保险和产量保险体系保障程度过低，多数只能保障物化成本，在有些地区和极端天气情况下甚至连物化成本也难以覆盖。

随着我国自然和市场环境的变化，价格风险已逐渐取代自然风险成为粮食生产者面临的主要风险(邢鹂、钟甫宁，2006)，在这一现状下，上海、北京、江苏等省市开始探索特定农产品的价格指数保险。价格指数保险的运行机制与看跌期权十分相似(王克等，2014)，都是通过价格这一市场手段来调节粮食供需，弥补粮食生产者由于粮食价格下跌带来的收入损失。由于粮食价格波动呈现出显著的蛛网模型特征，本期产量受到上一期价格的影响，价格指数保险通过价格这一市场杠杆来稳定粮食产量，更好地发挥市场调节作用。但价格指数保险是否适用传统的保险理论尚存在一定争议，价格的投机性和系统性特征意味着价格风险属于不可保风险。此外，粮食作物同质性强，不同地区价格高度相关，系统性特征更明显，且粮食种植周期长、易于储存和流通，价格波动性更大。事实上，价格指数保险更适合于保质期短、运输能力差、对价格高度敏感的鲜活农产品。因此，单保价格风险的价格指数保险并不足以保证粮食产量，稳定粮食生产者收

¹ 资料来源：http://www.farmer.com.cn/xwpd/jjsn/201507/t20150706_1125187_1.htm。

入。

（四）粮食收入保险具有高保障优势

目前，国外农业保险产品的重要形态是粮食收入保险，能够全面覆盖自然风险和价格风险，同时具有产量保险和价格指数保险的优势，保障程度更高。粮食收入保险最早于 1996 年在美国推广实施，破解了产量保险或价格保险保障单一的难题，现如今已成为美国最主要的农业保险险种，收入保障保险、团体收入保障保险以及全农场收入保障保险等险种的保费收入占比逐年提高，美国农户更愿意购买能够全面保障其收入的粮食收入保险而不是产量保险（Somwaru、Makki，2001）。粮食收入保险“以某种作物或者某地域的多种作物，或者生产多种农产品的农场作为保险对象，以一季作物的收入或者整个农场经营的年收入为保险标的，当其收入因为约定灾害或者（和）市场价格下跌造成损失，由保险人为其补偿低于保障水平的收入损失”（庾国柱、朱俊生，2016）。粮食收入保险能够改变农户的生产行为，即通过对粮食生产过程中的自然风险和市场风险进行转移和分散，来促使农户提高种植面积、增加在生产资料上的投入。因此，作为一种非常有效的农业风险管理工具，粮食收入保险已经在北美市场得到了非常广泛的应用。

首先，粮食收入保险保障全面，可以提供对自然风险和价格风险的全面保护。在歉收年份，粮食减产，粮食收入保险进行赔付；在丰收年份，粮食价格下跌，谷贱伤农，农民收入不增反降，产量保险不进行赔付，而粮食收入保险可以。因此，粮食收入保险整合了产量保险和价格指数保险的保障范围，无论是粮食价格下跌还是产量下降导致农民收入减少，粮食收入保险均能够对农民进行赔付，最大程度稳定了农民收入预期（何小伟，2014）^[31]，保证粮食生产和再生产的顺利进行。

其次，价格市场调节粮食产量的重要手段，粮食收入保险是手段与目的的结合。实现粮食生产安全目标的关键在于稳定粮食产量，产量保险直接保障了粮食产量；同时，蛛网模型理论已经证明粮食产量受到上一期价格的影响，通过粮食价格这一市场手段能够更好地发挥市场杠杆作用，保障产量稳定。收入等于价格乘以产量，粮食收入保险既能直接稳定产量，又能同价格指数保险一样熨平价格波动，既保价格又保产量，实现了手段和目的完美结合，也正因此，粮食收入保险能够比产量保险和价格指数保险更大程度地保障粮食产量水平，实现粮食生产安全目标。

再次，粮食收入保险保费更低廉。粮食收入保险同时承保粮食生产的自然风险和市场风险，而自然风险和市场风险有一定的负相关关系，结合在一起承保能够产生一定的“对冲效应”¹（庹国柱、朱俊生，2016），平滑和降低总的赔付风险，也就降低了保险人为承保这些风险而收取的保费。这种负相关关系会使综合考虑了自然风险和市场风险的粮食收入保险比单独承保某一种风险的农业保险产品更“便宜”。

最后，粮食收入保险的国际认可度更高。WTO《农业协议》将农业保险列为“绿箱”政策，其优越性主要体现在“收入保险与安全网计划”以及“自然灾害救济补贴”两项中，不具有或不产生与导致贸易扭曲的价格支持相同的效果。我国目前实行的粮食支持政策中的“黄箱”政策占比已逼近我国加入WTO谈判时承诺的8.5%的限额。因此，发展粮食收入保险，与国际成熟的农作物保险市场接轨，进一步提高我国粮食支持政策的国际认可度，确保我国在世界粮食市场上的国际竞争力和话语权。

综上所述，粮食价格支持政策的不可持续为农业保险的发展提供了巨大的空间。为达到新时期粮食安全目标，我国的粮食政策已从直接的价格支持转向对农业保险这一更有效的风险管理工具的支持，逐步平衡市场与政府政策的关系。积极发展粮食收入保险，充分利用保险的杠杆效应，能够提高对农业自然风险和价格风险的综合保障程度，稳定农民收入，保障农民收益，提高粮食生产能力，是满足农户风险管理需求的保险产品；形成以市场定价为基础的粮食价格形成机制（程国强，2016），同时完善我国农业保险体系和粮食政策体系，保障粮食生产安全目标的实现。

三、农作物收入保险的国际经验

（一）美、日的农作物收入保险

美国和日本都是自然灾害多发的国家，美国的龙卷风和飓风以及日本的地震和海啸严重影响国内农业生产，因此两国都较早建立了政策性农业保险制度，并经历了从产量保险到收入保险的强制性制度变迁过程。

实施初期，为了提高农户参与率，美国立法强制实施，但强制模式下，保险公司由于无需担心保费不充足，而盲目扩大承保范围，最终陷入经营

¹ 粮食丰收年份，粮食价格会下跌；而灾害高发导致粮食歉收的年份，粮食价格会飙升。

困境。演变至今，美国实施了半强制模式，即将农作物收入保障保险与其他福利性农业计划（如农民家庭紧急贷款计划、互助储备计划等）挂钩。美国实施农作物收入保险主要是基于以下两点考虑：（1）WTO《农业协定》的约束。在该协定下，各国农业支持政策均发生了转变，美国过去采用的直接干预农产品市场价格的方式亟需调整。在政策评估后得出结论，农作物收入保险比传统农业支持政策效率更高。（2）农户分散生产风险的需求。美国最开始实施的以产量为基础巨灾保险虽然有效保障了自然风险，但对于价格风险无能为力，尤其是当市场价格下跌时，农户面临巨大的财务风险。而收入保险能够为农户提供确定的收入保障，更符合农户风险管理的需求。为了保证农作物收入保险的顺利实施和推广，美国对相关部门进行了明确的职责划分，由联邦农作物保险公司、农业部风险管理司以及各商业保险公司分别负责条款设计、费率厘定、产品审核等经营管理、监督以及在联邦农作物保险公司规定的框架内负责承保和理赔。同时，国内发达的期货市场也为收入保险的价格厘定奠定了基础。为了解决收入保险市场失灵的问题，美国政府对投保的农场主采取了一系列限制措施，例如美国联邦农作物保险公司将投保的农场主资质限制为美国公民、投保人有超过7年的农场纳税记录、债务负担不得超过650万美元、农场最高总收入不得超过850万美元等。

日本也经历了从完全强制到半强制的政策转变过程，规定农业生产超过一定规模的农户强制加入并将关系粮食安全的重要农产品列入强制保险。起初，日本针对水稻、陆稻、麦类等粮食作物实施了以产量为基础的巨灾保险，其后，责任范围逐步扩大，农户能够以灾害收入保险的方式投保，保额范围是基准产值的40%-90%，国家负担比例在50%左右。在运行模式方面，日本则分为了村一级的农业共济组合、府县一级的农业共济组合会以及国家一级的农林省下设的农业共济再保险特别会计处三层，由前者向后分保，同时，由后者为前者指导农业防灾防损和提供信贷支持。日本政府对收入保险采取了相互制的组织形式，以解决市场失灵问题，将分散化生产的农户通过相互保险社连接在一起，在相互制这一古老的保险组织形式下实现了风险集中，降低了农户的道德风险，规范了农业生产行为，保证了农作物收入保障保险的实施效果。

（二）西欧的农作物产量保险

西欧国家农业生产面临的风险种类少，发生频率低，瑞再 Sigma 杂志

显示，西欧的自然灾害以雹灾为主，损失数额也相对较小。同时，农业产出占国民收入比重较低，农产品出口依赖政府补贴，随着WTO《农业协定》的出台，西欧也逐渐发展起了民办公助的政策性农业保险，农业保险作为一种商业保险政策被认可，而不是支农政策工具。农业保险以产量保险为主，多是涉及各类农作物，尤其是粮食作物的自然灾害一切险。大部分国家都没有全国统一的农业保险体系，实施方式则是完全自愿，政府一般不经营任何农业保险，而是由私营保险公司、保险相互会社或是保险合作社负责经营，责任范围就局限在雹灾等特定自然灾害。但是，西欧政府会为投保农户提供高额的保费补贴，补贴比例高达50%-80%，此外还对经营农业保险的保险公司给予各种税收优惠。

在市场失灵的问题上，由于西欧国家的农业生产方式高度规模化，风险集中，产量保险的道德风险、基差风险较低，产量保险即能够覆盖国内大部分农户的风险需求，这也是产量保险而不是收入保险在西欧国家盛行的原因。

（三）亚洲发展中国家的粮食成本保险

亚洲发展中国家由于经济水平限制，政府对农业保险认识不到位，缺乏财政资金支持，因此农业保险并未得到大规模的扩展，都还处于农业保险发展的初级阶段。险种以保障基本粮食作物的生产安全的成本保险和产量保险为主，其中水稻和小麦居多，只有泰国承保棉花。保险责任则是主要的自然灾害，即一切险为主。在实施方式上，只有孟加拉国是完全自愿的；斯里兰卡要求所有种植水稻的农户强制参加；而泰国、菲律宾和印度则要求申请农业贷款的农户强制参加，这种半强制性将保险与农业贷款联系起来，保险的最高赔偿额都与农业贷款相关，同时，在保费补贴比例上，贷款农户保费补贴比例较低，各国不同险种补贴比例差异较大。由于采取了强制政策，市场失灵的问题并不突出。

由于亚洲发展中国家的粮食成本保险和粮食产量保险开展时间不长，农户参与率低，导致保险公司缺少可信的基础数据，加之自然灾害频发且损失额巨大，因此难以精确厘定费率，而且保费往往较高。政府财政资金有限，因此规定只负担保险公司的附加保费部分，这也就意味着，投保农户得自行支付纯保费部分，保费负担重。

（四）国际经验对我国发展粮食收入保险的启示

首先，推行收入保险势在必行。美国和日本的实践已经证明了收入保

障保险在保证粮食生产安全以及稳定农户收入方面的积极作用，作为一种高保障的险种，收入保障保险满足了农户的风险管理需求，实施效果好；西欧和亚洲发展中国家由于还没有铺开收入保险，农户饱受低保障之苦。但西欧国家财政实力雄厚，政府通过保险之外的农业支持计划为农户提供补助，农户可选择的风险管理方式很多，而多数亚洲发展中国家的农户则面临着高额的保费负担和巨大的风险敞口，没有收入保险的保护，粮食生产安全无从谈起。

其次，粮食作物收入保险的发展迫在眉睫。虽然国外没有明确提出粮食收入保险（Grain Revenue Insurance）的概念，但对于事关国计民生以及对农户收入会产生重要影响的粮食农作物都采取了最高程度的保障措施。在保险覆盖范围上，各国都以不同方式保障粮食作物的生产安全，重点覆盖粮食作物的高保障的农作物收入保障保险或是采取与农业贷款、农业支持计划相挂钩的半强制实施方式等，说明粮食安全问题是全球共同面临的严峻挑战，我国的粮食安全问题同样刻不容缓。因此，粮食收入保险的及时出现以及在美、日等国的成功经验为粮食生产安全问题的解决提供了一个切实可行的方案。

最后，我国粮食收入保险制度一定要符合我国国情。社会的各项制度之间是相互关联的，不参照其他制度安排，就无法评估某项特定制度的效率。在国外有效的制度安排，在我国却未必有效。我国是农业大国，农业是我国国民经济的发展基础，农业对于我国的重要性无论怎么强调都不为过。从农耕文明走来，土地是我国人民生存的根基，农业产出为工业等二、三产业的发展提供资源，是支撑国民经济不断进步的保证，每年把农业以及农业保险问题列入中央一号文件就是要强调农业发展的重要性。而且我国的农业生产方式以分散的小农经济为主，尚未完全实现规模化生产，部分地区风险难以测定，道德风险高，难以像西欧国家一样完全自愿投保。而同为小农经济的日本相互保险社的经验在我国又面临制度门槛。因此，粮食收入保险移植到我国后若要实现其预期功能，需要做出更大的适应性调整。本文认为，应当在我国《农业保险条例》的基础上强化中央政府责任，收入保险在国际上的强制性制度变迁说明其不可能由市场自发形成均衡，难以形成诱致性制度变迁，市场不可能完全脱嵌于政府。粮食生产风险的变化以及生产技术的进步目前已经造成了制度失衡，我国政府需要寻找适合我国国情和粮食发展现状的制度安排，来保证粮食收入保险的顺利

实施。

四、发展粮食收入保险的路径

（一）中央政府直接采购

首先，美国、日本以及亚洲发展中国家的强制保险经验并不适用于我国。一方面，我国《农业保险条例》已经规定了“政府引导、市场运作、自主自愿和协同推进”的原则；另一方面，强制意味着政府用另一种制度安排来监督粮食收入保险这一制度安排的实施，无形中增加了政府推行制度安排服务的成本，当成本远超收益时，政府也就失去了推行这一制度安排的动力。但为了解决粮食收入保险市场失灵，我国也不可能回到过去再由政府全权管控。因此，本文认为，由中央政府采购粮食收入保险是达到政府与市场之间平衡，顺利实现粮食生产安全目标的可行方案。

其次，农业保险市场失灵为政策性农业保险提供了理论依据，各国政府多采用保险费补贴的方式支持农业保险发展。在美国，农业保险补贴已成为主要补贴方式之一，欧盟各成员国政府也在不断提高对农业保险保费补贴的比例上限，日本的粮食保险补贴成功稳定了生产者的粮食收入（邓磊、徐振宇，2015）。而我国农业保险财政补贴在实际操作过程中出现了各类骗赔、假承保，甚至保险公司经办人员与投保人勾结骗取国家财政补贴等违规现象，导致政府补贴低效率（庾国柱，2012）。所以，从政府的角度来看，直接补贴保费的成本大于收益，若仍借鉴传统农业保险的保费补贴措施，则一系列违规现象必会拖累财政资金效率，影响粮食收入保险的正常发展。

最后，从公共选择理论的角度进行分析。我国传统农业保险保费是由政府、商业保险公司和农户三方分担，政府对商业保险的支持政策采取的是中央和地方“联动补贴”¹的形式，即要取得中央政府的保费补贴，必须先由地方政府进行配套补贴。但是，很多中西部地区的农业保险需求大省却同时又是相对贫困的地区，配套补贴加重了当地政府的财政负担，而粮

¹ 财政部印发的《中央财政农业保险保费补贴试点管理办法》中明确提出，中央财政补贴农业保险保费的基本原则是自主自愿、市场运作、共同负担、稳步推进，其中的“共同负担”是指财政部、省级财政部门、农户以及有关各方共同负担农业保险保费，只有在省级财政部门 and 农户分别承担一定比例保费的前提下，财政部才给予相应的保费补贴。

食生产安全涉及到整个社会利益，理应由全社会负担。因此，本文认为粮食收入保险应当由中央政府直接采购，这既不会扰乱粮食价格的市场秩序，提高财政资金的使用效率，又能最大限度地避免前述粮食收入保险存在的各类道德风险和违规现象，增进社会福利。

（二）落实保险服务化

保险本身属于服务行业，展业、承保、理赔、防灾防损、分保、保险投资及其附加服务都是保险服务，保险服务化是以客户服务为中心的理念，从环节上来说，它包括售前、售中和售后等一系列保险服务，做好保险服务化就是要保证基本服务、鼓励附加服务、创新延伸服务（王绪瑾，2015）。粮食收入保险的基本服务就是其展业、承保、理赔、防灾、分保和投资，附加服务是在基本服务基础上的扩展，例如保险公司为购买粮食收入保险的农民提供免费的专业天气预报及病虫害监测和防治，帮助农民防灾防损，或是给未出险地区提供续保保费优惠等。而延伸服务可以有偿服务，仅提供优惠，但能够使保险消费者得到实惠、感觉到购买保险的附加价值。落实粮食收入保险服务化，提高前端服务能力有助于降低粮食收入保险的综合费用率；做好后端理赔服务，粮食收入保险的综合赔付率跟上去，有助于降低经营费用率，在降低业务成本的同时，也能减少道德风险。美国农作物保险的条款和费率在整个行业内均保持一致，市场竞争就是体现在知识分享、技术支持和客户服务等方面，由此可见粮食收入保险服务化的重要性。

（三）提高定价能力

我国于2012年首次引入收入保险（游悠洋，2015），其后重庆等部分地区开展了农产品收益保险试点，但此类保险产品种类较少，主要困难在于缺少合适的定价基础。粮食收入保险的定价基础一方面是要做好保险基础数据的积累，各保险公司及其分支机构共同建立农业数据库，共享粮食产量、价格、损失等基础数据，充实的历史数据能保证定价的准确度和可信度；另一方面是要完善我国期货市场的价格发现功能。粮食收入保险保障价格的确定对于产品定价至关重要，国际经验表明，这个价格的确定依赖于期货市场对现货市场价格的价格发现。我国应在目前三大期货交易市场¹的基础上进一步完善期货市场的标准化运行，增加市场交易品种，提

¹ 我国三大商品期货交易市场包括大连商品交易所、郑州商品交易所和上海期货交易所。

高市场价格发现功能，为粮食收入保险定价提供更为科学的依据。调整定价模型因子或是采用核密度法等非参数方法也是厘定粮食收入保险费率的常用方法。总之，多角度提高精算定价技术和定价能力，制定公允的保险费率既能够防止因价格过高导致的投保不足，又能防止费率过低造成的逆选择和道德风险问题。

（四）增强国民整体保险意识

西方经济学家认为，意识形态是一种人力资本，其制度性作用能够帮助增强民众对周围的制度安排及制度结构是合乎道德的意识形态信念。粮食收入保险作为一种新的制度安排在我国推行，势必需要加强国民的保险意识教育，通过教育投资来对个人意识形态资本积累进行补贴，从而降低新制度安排的实施成本。

首先，政府要增强保险意识，巩固市场化理念。必须摆脱过去只有政府强力干预才能稳定市场的观念，认真贯彻党的十八届三中全会关于“完善农产品价格形成机制，注重发挥市场形成价格作用”的重要精神，减少对粮食市场的直接干预，更多地依靠市场机制和价格信号来调节粮食生产，提高粮食收入保险在分散农业风险中的作用和地位。

其次，加强政策引导，提高农户保险意识。在当前粮食价格支持政策体系下，由政府定价，农户对于价格就会产生一定的预期，这就导致部分农户认为不会面临价格风险，遭遇自然风险时也会有政府财政兜底，农户的保险意识薄弱。政府需要逐步引导粮食价格放开，降低价格支持政策的触发频率，通过政策优化使农户意识到粮食生产同时面临着自然风险以及价格风险，才能鼓励农户购买粮食收入保险以及商业保险公司开发粮食收入保险产品的积极性。

最后，加强保险意识教育。农户投保意愿不高，宣传力度不够是重要原因。目前农户群体的整体收入仍然偏低，农户们普遍缺乏保险意识，丰收年份存在侥幸心理，认为不一定会遇到灾害，如果作物丰收保费就打了水漂。因此，必须用农户看得见、听得懂的方式宣传粮食收入保险，对保险范围、理赔标准、测损认定方法、认定机构、理赔程序等进行详细解答，同时简化理赔流程，提高农户对保险的认可度。

参考文献

- [1] 王耀鹏. 2012 年. 《中国粮食流通财税金融支持政策研究》. 经济管理出版社. 97-125 页.
- [2] 谭砚文, 杨重玉, 陈丁薇, 张培君. 2014. 中国粮食市场调控政策的实施绩效与评价. 农业经济问题. 2014 年第 35 期. 87-112 页.
- [3] 刘超, 朱满德. 2015. 我国粮食价格支持政策: 实施效果与当前挑战. 价格月刊. 2015 年第 5 期. 55-59 页.
- [4] 徐振宇、李朝鲜、李陈华. 2016. 中国粮食价格形成机制逆市场化的逻辑: 观念的局限与体制的制约. 北京工商大学学报 (社会科学版). 2016 年第 4 期. 24-32 页.
- [5] 王绪瑾. 2015. 《财产保险》. 北京大学出版社. 349 页.
- [6] 萨缪尔森. 2008. 《经济学》. 人民邮电出版社. 161 页.
- [7] 周县华. 2010. 民以食为天: 关于农业保险研究的一个文献综述[J]. 保险研究. 2010 年第 5 期. 119-127 页.
- [8] 张跃华, 顾海英. 2004. 准公共品、外部性与农业保险的性质——对农业保险政策性补贴理论的探讨 [J]. 中国软科学. 2004 年第 9 期. 10-15 页.
- [9] 张跃华, 庾国柱, 符厚胜. 2016. 市场失灵、政府干预与政策性农业保险理论——分歧与讨论[J]. 保险研究. 2016 年第 7 期. 3-10 页.
- [10] 乔纳森·格鲁伯. 2015. 《财政学》. 机械工业出版社. 137 页.
- [11] 庾国柱, 王国军. 2002. 中国农业保险与农村社会保障制度研究[M]. 北京: 首都经济贸易大学出版社. 68 页.
- [12] 冯登艳. 2009. 农业保险是私人物品吗 [J]. 江西财经大学学报. 2009 年第 1 期. 35-39 页.
- [13] 冯文丽. 2004. 我国农业保险市场失灵与制度供给[J]. 金融研究. 2004 年第 4 期. 124-129 页.
- [14] 哈尔·范里安. 1997. 《微观经济学高级教程》. 经济科学出版社. 198 页.
- [15] 加雷斯·D·迈尔斯. 2001. 《公共经济学》. 中国人民大学出版社. 74 页.
- [16] 李军. 1996. 农业保险的性质、立法原则及发展思路 [J]. 中国农村经济. 1996 年第 1 期. 55-59+41 页.
- [17] 庾国柱, 丁少群. 农作物保险风险分区和费率分区问题的探讨 [J].

中国农村经济. 1994 年第 8 期. 43-61 页.

[18] 赵小静, 王国军. 2016. 基于聚类法的农作物系统性风险研究[J]. 保险研究. 2016 年第 2 期. 99-106 页.

[19] 王克, 张峭, 肖宇谷, 汪必旺, 赵思健, 赵俊晔. 2014. 农产品价格指数保险的可行性 [J]. 保险研究. 2014 年第 1 期. 40-45 页.

[20] 李国祥. 2016. 我国粮食价格形成机制沿革的历史回顾与探讨[J]. 北京工商大学学报(社会科学版). 2016 年第 4 期. 14-23 页.

[21] 程国强, 朱满德. 2013. 中国粮食宏观调控的现实状态与政策框架[J]. 改革. 2013 年第 1 期. 18-34 页.

[22] 李慧. 2016. 粮食收储: 怎样破解“小马拉大车”困局[N]. 光明日报. 2016 年 3 月 21 日(007).

[23] 国家发展和改革委员会产业经济与技术经济研究所课题组. 2016. 构建我国新的粮食价格支持政策框架的建议[J]. 经济纵横. 2016 年第 5 期. 61-65 页.

[24] 胡冰川. 2015. 中国农产品市场分析与政策评价[J]. 中国农村经济. 2015 年第 4 期. 4-13 页.

[25] 黄季焜. 2004. 中国的食物安全问题 [J]. 中国农村经济. 2004 年第 10 期. 4-10 页.

[26] 郭玮. 2002. 美国、欧盟和日本农业补贴政策的调整及启示[J]. 经济研究参考. 2002 年第 56 期. 29-31 页.

[27] 徐振宇, 王海燕. 2016. 巴西农业支持政策的演进及对我国的启示[J]. 商业经济研究. 2016 年第 5 期. 153-156 页.

[28] 邢鹂, 钟甫宁. 2006. 粮食生产与风险区划研究 [J]. 农业技术经济. 2006 年第 1 期. 19-23 页.

[29] SS Makki, A Somwaru. 2001. Farmers' Participation in Crop Insurance Markets: Creating the Right Incentives[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001 (01). 662-667 页.

[30] 鹿国柱, 朱俊生. 2016. 论收入保险对完善农产品价格形成机制改革的重要性[J]. 保险研究. 2016 年第 6 期. 3-11 页.

[31] 何小伟. 2014. 我国农作物收益保险制度构建探析[J]. 保险研究. 2014 年第 D11 期. 5-15 页.

[32] 程国强. 2016. 我国粮价政策改革的逻辑与思路[J]. 农业经济问

题. 2016 年第 2 期. 4-9 页.

[33] 邓磊, 徐振宇. 2015. 粮食补贴制度的国际经验及对我国的启示[J]. 商业经济研究. 2015 年第 20 期. 116-118 页.

[34] 虞国柱. 2012. 我国农业保险的发展成就、障碍与前景[J]. 保险研究. 2012 年第 12 期. 21-29 页.

[35] 王绪瑾, 王浩帆. 2016. 论保险服务化[J]. 中国保险. 2016 年第 3 期. 7-11 页.

[36] 游悠洋. 2015. 关于推广扩大我国农作物收入保险的可行性研究[J]. 云南农业大学学报. 2015 年第 9 期. 20-24 页.

农业保险参保行为对农户投入行为的影响

——以农业生产的有机肥投入为例

张驰、张崇尚、仇焕广、吕开宇¹

摘要：

农业保险参保行为是否会影响有机肥的施用？对此进行分析，一方面有助于更好评价农业保险的政策效果；另一方面有助于进一步对现有粮食安全一揽子政策的相互关系做出科学评估。本文基于2015年四省1039户粮食种植户调研数据，以地块为研究对象，采用倾向得分匹配法，实证分析了农业保险参保行为对有机肥施用的影响。结果显示，参保行为对有机肥施用有显著负影响，投保地块有机肥的施用概率比未投保地块低3%-7%左右。这表明，我国“低保障、广覆盖”的农业保险制度中，道德风险的负面影响不可忽视。研究结论表明，政府不同的财政支持政策的激励可能存在不一致，从而难以最大程度发挥政策效果。因此，未来农业保险政策的改善，要有效规避其对长期投入的可能负面影响；同时增强不同激励政策之间协调性。

关键词：农业保险，粮食种植，有机肥，道德风险

一、引言

¹ 张驰，中国农业科学院农业经济与发展研究所硕士研究生，主要研究方向为农村与区域发展；张崇尚，中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生，主要研究方向为农业经济与政策；仇焕广，中国人民大学农业与农村发展学院教授，博士，博士生导师，主要研究方向为农业经济与政策。通讯作者：吕开宇，中国农业科学院农业经济与发展研究所研究员，博士，博士生导师，主要研究方向为农村发展与公共政策。基金项目：国家自然科学基金项目“气候变化条件下农户投保行为与风险管理研究”（71373264）、“土地流转背景下农地经营投资行为与耕地质量提升研究”（71573262）；中国农业科学院科技创新工程（ASTIP-IAED-2017-03）资助。

在现代农业生产中，农户往往采取一种或多种风险管理工具预防或抵御各类农业生产风险。一方面，农户可以利用农业保险减少灾害损失；另一方面，也可以通过采用一些农艺技术达到防灾减灾目的，如施用有机肥或采用保护性耕作技术。自 2004 年试点以来，我国农业保险发展迅速，在避免农业风险损失，保障农业生产与稳定农民收入方面发挥了重要作用（钟甫宁，2016）。与此同时，大量研究表明，有机肥除能有效改良耕地质量外，还能改变农作物的抗旱、抗病虫害、抗倒伏等抗逆性，从而减少灾害发生时的损害（孙毅等，2002；邓文，2009）。

从政策设计的角度来看，农户风险抵御手段越多，越有可能增加投资，稳定生产，从而有助于保障国家的粮食安全。但这里隐含着—个前提，即微观农户不仅有积极主动采用各种工具的动机，而且各种工具之间不存在相互矛盾的激励方向，通过多项措施的联合实施，发挥各类工具之间的叠加效应，减少甚至消除风险带来的负面影响。然而，在实际农业生产中，农户的行为决策是否满足上述条件，即不同的政策措施之间是否存在相同的激励方向还需要进一步分析。这就意味着，当—项风险管理决策会影响到另—项决策，就有必要进一步分析两者之间的关系；当有证据表明两种决策之间确实存在着负相关关系，就更有必要对现有的相关制度安排进行评估。

在我国农业保险快速发展，覆盖面逐步扩大的背景下，农户参保决策与其他风险管理决策间究竟存在着怎样的关系，参保决策对其他风险管理决策是否存在着抑制效应？本文通过分析农户参保行为如何影响有机肥施用为例对该问题展开研究。—方面，有助于检验参保决策对其他风险管理决策是否存在抑制作用，从而更好地评价农业保险在农户生产风险管理中的效果；另—方面，有助于进一步对现有粮食安全—揽子政策的相互关系做出科学评估。

—、文献评述

自 2004 年，我国实施了—揽子粮食生产激励政策，其中包括农业保险保费补贴政策 and 耕地质量提升政策。实践证明，农业保险为我国农业防灾防损和灾后恢复发挥了重要作用：“十二五”期间，农业保险累计为 10.4

亿户次农户提供风险保障 6.5 万亿元，已向 1.2 亿户次农户支付赔款 914 亿元。与此同时，国家积极实施“藏粮于地”战略，鼓励通过增施有机肥和采用秸秆还田等技术改善农地质量。2008 年中央财政开始安排土壤有机质提升专项经费，用于激励农户使用有机肥等提升耕地质量的投入。2016 年政府对农业“三补贴政策”进行整合，将原有农资综合补贴资金的 80% 加上粮食直补和良种补贴资金，用于耕地地力保护。由此可见，政府对农业保险发展和耕地质量提升足够重视，如果这些政策的激励方向是一致的，则能促使农业保险和有机肥投入协调发展，符合国家粮食安全战略。

然而，农业保险参保行为是否会抑制有机肥的施用呢？已有研究认为由于道德风险的存在，参与农业保险的农户可能会减少有机肥等农业生产的投入，进而对土地质量的提升产生负面影响。道德风险是指，由于参保人参与了保险，导致个人防御风险的激励减少，减少对所投保标的的预防措施或生产投入（Quiggin, Karagiannis and Stanton, 1993; James and Paul, 2008）。Ahsan et al. (1982)、Quiggin (1992) 和 Ramaswami (1993) 的研究表明，农户参与保险会对不同“风险类型”的要素投入产生不同的影响。Horowitz and Lichtenberg (1993) 分析了农作物保险对美国中西部玉米种植户的化肥和农药使用的影响，实证结果显示参保农户比未参保农户施用更多氮肥，支出更多农药成本。Smith and Goodwin (1996) 针对美国堪萨斯州小麦种植户的实证研究表明，参保农户投入的化肥和其他化学投入品均减少。Mishra et al. (2005) 研究了收入保险对美国小麦种植户化学投入品的影响，结果表明参保农户往往施用较少的肥料，但对农药支出的改变并不明显。钟甫宁等 (2007) 对新疆棉农的实证研究表明，农业保险参保行为使棉农施用较少的农药，但会增加化肥、地膜等的投入。由于农业生产环境、农业保险条款等因地区或作物差异而不同，以及学者们采用的估计方法不同，实证结果存在一定差异，但结果一致证明了农户参保行为会改变生产投入行为。

农户参与农业保险对有机肥施用的影响可以纳入道德风险理论的分析框架。对于农业保险参保农户而言，本身已有一定的风险保障，考虑到有机肥同样具有减少风险作用，并且施用有机肥会产生较高的要素成本和劳动成本，在道德风险作用下，农户为降低生产成本以及提高收益，其参保后可能会减少或放弃有机肥的投入。本文通过微观调研数据的实证分析对此进行了验证。

与已有研究相比，本文有以下三点创新：第一，与已有研究从环境保护的角度分析农业保险参保行为对短期化学投入品的影响相比，本文从提升风险管理和粮食综合生产能力角度分析农业保险参保行为对农户长期投入（有机肥）的影响。我们之所以更加关注类似有机肥的长期投入，主要是基于这样的考虑：一是有机肥能有效改良耕地质量，提高作物产量，是提升粮食综合生产能力的重要措施；二是有机肥是农户自行选择的长期投入，能真实反映农户投入行为（许庆、章元，2005；黄季焜、冀县卿，2012）。第二，本文基于地块层面数据分析农业保险对有机肥投入的影响。以往研究大多从家庭层面分析参保行为对投入品的影响，但由于农作物保险标的物是特定地块上生长的作物，农户是否投保和有机肥施用均为针对地块的决策行为，基于地块层面的分析更能准确刻画农业保险对有机肥施用的影响。第三，对农户参保的“自选择”行为进行了更为深入的探讨。农户针对地块的参保决策并不是随机的，而是一种自选择行为：对于质量较差的地块，往往生产经营风险较高，农户更倾向投保，或施用较多的有机肥，而对于质量较好的地块，农户可能选择不参与农业保险。为了解决模型分析中可能存在的“自选择”问题，本研究使用倾向得分匹配法（PSM）来消除因“自选择”产生的估计偏误。

二、理论模型及研究假说

在 Quiggin（1992）和 Ramaswami（1993）等研究基础上，本文建立了一个不确定条件下的农户生产模型。假定农户面临两种不确定的生产环境（ k ），即风险不发生的情况（ $k = 1$ ）和风险发生的情况（ $k = 2$ ），两种情况发生的概率为 P_k 。农作物生产函数可定义为 $y = f_k(x)$ ，其中， y 为产出， x 代表投入， $f_k(x)$ 为不同生产环境下的产出。令 p 为产出品的单位价格， w 为投入品的单位价格。为简化分析，模型设定只有一种单一要素投入，多投入情况下并不影响模型的理论分析结果。

为区分不同投入的类型，我们进一步借鉴 Quiggin（1992）的相关定义：如果 $\partial f_1 / \partial x \leq \partial f_2 / \partial x$ ，即投入某种要素会导致发生灾害时的边际产量高于未发生灾害时的边际产量，那么定义该要素为“风险减少型”投入；如果 $\partial f_1 / \partial x \geq \partial f_2 / \partial x \geq 0$ ，即投入某种要素使发生灾害时的边际产量低于未发生灾害时的边际产量，且发生灾害时的边际产量仍高于零，将该种要

素定义为“弱风险增加型”投入；如果 $\partial f_1/\partial x \geq \partial f_2/\partial x$ ，且 $\partial f_2/\partial x \leq 0$ ，将该种要素定义为“强风险增加型”投入。显然，后两种要素均属于“风险增加型”投入。

首先，考虑没有农业保险的情况，此时，农户从事生产的目标函数为：

$$\max_x E U(\pi) = \int_{y_{\min}}^{y_{\max}} U(py - wx) P_k dy \quad (1)$$

其中， π 表示利润函数， $U(\pi)$ 是效用函数。实现预期效用最大化时的均衡条件为：

$$E[p \partial f_k / \partial x - w] = 0 \quad (2)$$

在购买保险的情况下，假设保险临界赔付产量为 y^* ，保费为 c ，当农户的粮食实际产量 y ，低于界赔付产量 y^* 时，农户可获得的保险公司赔付为

$\theta(y^* - y)$ ， θ 为赔付率，显然 $\theta > 0$ 。农户购买保险时的利润函数为：

$$\pi^* = \begin{cases} pf_1(x) - wx - c, & y \geq y^* \\ pf_2(x) + \theta(y^* - y) - wx - c, & y < y^* \end{cases} \quad (3)$$

边际利润可表示为：

$$\partial \pi^* / \partial x = \begin{cases} p \partial f_1 / \partial x - w, & y \geq y^* \\ (p - \theta) \partial f_2 / \partial x - w, & y < y^* \end{cases} \quad (4)$$

购买保险情况下，农户预期效用最大化函数可表示为：

$$\max_x E U(\pi^*) = \int_{y_{\min}}^{y^*} U(py + \theta(y^* - y) - wx - c) P_k dy + \int_{y^*}^{y_{\max}} U(py - wx - c) P_k dy \quad (5)$$

此时，实现预期效用最大化时的均衡条件为：

$$E[\partial \pi^* / \partial x] = 0 \quad (6)$$

如果投入是“强风险增加型”的，由(2)、(4)、(6)式可得：

$$E[\partial \pi^* / \partial x] \geq E[\partial \pi / \partial x] \quad (7)$$

相反，投入其他风险类型的要素，则有：

$$E[\partial \pi^* / \partial x] < E[\partial \pi / \partial x] \quad (8)$$

上述模型推理表明，对农户而言，参保行为会影响农户的预期效用，从而改变其生产投入行为。具体地，相对于未参保农户，参保农户更倾向增加强风险增加型要素的投入，而减少“风险减少型”要素、“弱风险增加型”要素的投入。上文模型对投入要素的讨论仍停留在理论层面，在现实中，投入要素类型的划分要根据其投入后给作物产量带的实际影响而定。

那么,有机肥在理论及现实中究竟属于哪一类长期投入?如前文所述,施用有机肥具有分散风险作用,并且许多自然科学实验也已证实,在干旱、风灾、病虫害等灾害发生时,施用有机肥地块的亩均产量要明显高于未施用有机肥地块的亩均产量(冯高等,1998;孙毅等,2002;邓文,2009;甘艳露等,2014),也就有 $\partial f_1/\partial x \leq \partial f_2/\partial x$,所以有机肥属于一种“风险减少型”的长期投入。基于上述分析,本文提出以下研究假说:

H: 投保地块相对于未投保地块有机肥的施用概率会降低,即农业保险参保行为会抑制有机肥施用。

三、研究设计

(一) 计量模型与方法

根据研究需要,我们将地块作为个体样本,从地块层面构建计量模型。被解释变量是地块是否使用有机肥。解释变量中,除是否参保作为核心解释变量外,我们也控制了地块特征、农户特征,以及地区特征等可能影响有机肥施用的因素(许庆、章元,2005;郜亮亮等,2011;尹文静等,2011;黄季焜、冀县卿,2012)。计量模型设定如下:

$$Y_{ij} = F(I_{ij}, D_{ij}, H_i, V_{ij})$$

其中, Y_{ij} 表示第*i*个农户在第*j*个地块是否施用有机肥变量, I 是第*i*个农户是否在第*j*个地块是否投保的虚拟变量。 D 为一组地块特征变量, H 为一组农户特征变量, V 为地区变量。

在上述模型中,可能存在较为严重的自选择问题,导致回归结果有偏且不一致。对于质量较差的地块,往往生产经营风险较高,更容易在受灾情况下出现产量下降,因此农户更倾向采用“风险减少型”技术,施用较多的有机肥,也更倾向通过采用保险工具降低损失风险;而对于质量较好的地块,农户则倾向减少甚至不施用有机肥,也倾向不参保,参保概率也随之降低。如果简单比较参保者与未参保者的有机肥施用情况,则会导致选择偏差,难以准确评价农户参与农业保险对有机肥施用的影响。

为解决自选择问题,本文使用倾向得分匹配方法(PSM)分析参保决策对农户有机肥施用的影响。该方法估计的基本思路是,在给定控制变量的情况下,计算个体选择进入处理组的条件概率,然后再处理组和控制组

中分别选取条件概率相近的个体进行匹配，计算个体处理效应，最后以加权平均的方式将这些平均因果效应加总为总的因果效应（陈强，2014）。匹配后，参保决策对有机肥使用的平均处理效应的估计量（Average Treatment effect on the Treated） \widehat{ATT} 可表达为：

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N_{ij}} \sum_{i: D_{i=1}} (y_{1ij} - \hat{y}_{0ij})$$

其中， y_{1ij} 为第*i*个农户的第*j*个地块参保后的有机肥施用情况， y_{0ij} 为第*i*个农户的第*j*个地块未参保下的有机肥施用情况， \hat{y}_{0ij} 为匹配后的第*i*个农户的第*j*个地块未参保下的有机肥施用情况， $N_{ij} = \sum D_{ij}$ 为处理组个体数， $\sum_{i: D_{i=1}}$ 表示仅对处理组个体数进行加总。通过对 \widehat{ATT} 的判别，可看出处理组由于参保决策不同而导致的有机肥施用概率之间的差异。

（二）变量设定

1.1.1 被解释变量

本文选取“是否施用有机肥”作为被解释变量 y ，其为虚拟变量（施用， $y=1$ ；不施用， $y=0$ ）。之所以只询问农户是否施用，而没有进一步询问施用的具体数量，是因为我们发现各地施用的有机肥在有效成分含量、水分含量等方面都存在较大差别，很难精准估计亩均的净投入量，反而容易产生估计偏差。

1.1.2 解释变量

“是否参保”(I)是本文的重要解释变量，也是匹配法中的处理变量， I 为虚拟变量，参保 $I=1$ ，反之为0。此外，模型中设定地块特征、农户特征，以及地区特征三类变量作为匹配变量。具体变量设定及变量描述性统计分析见表1。

表1 模型变量设定及描述统计分析

变量名	设定/单位	均 值	标 准差	最 小值	最 大值
是否施用有机	施用=1，不施用=0	0.3	0.4	0	1

肥		195	664		
是否参保	购买=1, 未购买=0	0.3	0.4	0	1
		563	791		
是否为转入地	转入地=1, 自有地=0,	0.4	0.4	0	1
块		260	946		
地块坡度	平地=1, 非平地=0	0.8	0.3	0	1
		192	850		
黏土土壤	黏土=1, 其他=0	0.4	0.4	0	1
		190	935		
壤土土壤	壤土=1, 其他=0	0.3	0.4	0	1
		897	878		
地块面积	亩	17.	69.	0.	17
		4666	2181	1	50
种植作物种类	水稻=1, 玉米=0	0.4	0.4	0	1
		658	989		
地块离家的距	千米	0.9	1.6	0	25
离		162	241		
地块能否得到	能=1, 不能=0	0.7	0.4	0	1
灌溉		566	293		
户主受教育年	年	6.7	3.0	0	16
限		680	691		
户主务农年限	年	31.	13.	0	67
		8613	7294		
是否为规模户	规模户=1, 小户=0	0.4	0.4	0	1
		400	965		
非农收入比例	%	0.4	0.3	0	99
		668	403		

风险态度 ¹	风险偏好=1, 风险厌恶=0, 其余介于两者之间	0.4	0.4	0	1
		595	512		
浙江省虚拟变量	1=浙江省, 0=其他省	0.2	0.4	0	1
		165	120		
河南省虚拟变量	1=河南省, 0=其他省	0.2	0.4	0	1
		335	232		
四川省虚拟变量	1=四川省, 0=其他省	0.2	0.4	0	1
		832	507		

数据来源：调研数据

（三）数据来源

本文数据来源于课题组在 2015 年的实地调查数据。调研采用多阶段随机抽样方法，首先，在综合考虑地域因素、经济因素、粮食生产情况的基础上，选取黑龙江、河南、四川、浙江四省作为样本省；其次，在每个省中随机选取 4 个粮食主产县作为样本县，每县选取 2 个乡镇，每个乡镇选取 2 个村，每个村选取约 16 户粮食种植户²；最后，为观测地块样本，同时控制地块产权因素对投入的影响，从农户自有地块和转入地块中分别抽取一块进行调查。对于只拥有一种类型地块的农户，只随机选取一个地块。经过整理，最终得到 1039 个样本农户，1709 个地块。农户数据主要包涵家庭特征、户主特征、收入资产、风险管理等信息；地块数据主要有地块基本特征、土地流转、地块投入产出等相关信息。

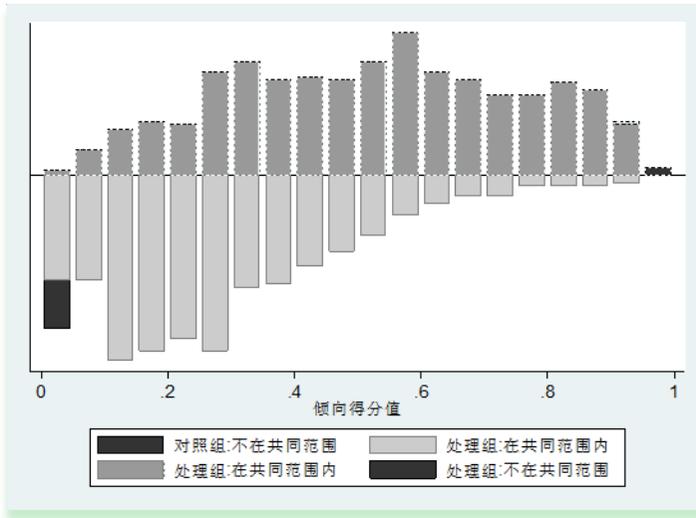
¹ 本文对风险态度的测量源于调研问卷中关于不同产量波动的粮食新品种选择问题，问题为“若你有种植新品种的计划，有以下两个不同的品种，你会选择哪种”，根据产量波动范围大小不同，答案分为三个等级，每个等级有两个选项 0 和 1，具体为，等级一：0=亩产 900-1100 斤范围波动的品种，1=亩产 800-1300 斤范围波动的品种；等级二：0=亩产 900-1100 斤范围波动的品种，1=亩产 700-1600 斤范围波动的品种；等级三：0=亩产 900-1100 斤范围波动的品种，1=亩产 600-1800 斤范围波动的品种，农户需对三个等级都做出选择。用此公式：风险态度=选择 1 的个数/3，来衡量农户风险态度，取值范围 0 到 1，风险态度等于 0 表示风险厌恶，等于 1 意味着风险偏好，其余介于两者之间。

² 在每个样本县所获得的 64 个样本中，按照经营面积的不同，采用不等比例分层抽样法。首先，根据统计年鉴资料，以及在当地政府部门了解到的信息，确定每个省的户均耕地面积；然后，将经营户均耕地面积三倍及以上的农户定义为规模户，三倍以下定位为小户，按照规模户与小户 3:5 的比例抽取样本，每县得到规模户 24 户，小户 40 户。其中，24 户规模户又按照 3:2:1 的比例选取 12 户“经营户均面积 3-10 倍”的农户，8 户“经营户均面积 10-20 倍”农户，4 户“经营户均面积 20 倍以上”农户

四、实证结果与分析

(一) PSM 估计结果

为确保匹配的有效性，需对倾向得分匹配进行重叠性检验和平衡性检验。图 1 呈现了倾向得分的共同取值范围，可以看出：绝大多数观测值均在共同范围内，说明在进行倾向得分匹配时，样本损失量少，处理组与对照组重叠性较好。表 2 给出了匹配变量平衡性检验结果，一般要求标准化偏差不超过 10%（陈强，2014）。如表所示，匹配后所有变量的标准化偏差均小于 10%，相对于匹配前的结果，多数变量的标准化偏差大幅减小，说明匹配效果良好。并且所有变量 T 检验的结果均无法拒绝处理组和对照组无系统差异的原假设，通过平衡性检验。



数据来源：调研数据

图 1 倾向得分共同取值范围

表 2 匹配变量平衡性检验结果

匹配变量		均值		T-检验		
		处理组	对照组	标准化偏差(%)	标准偏差减少幅度(%)	
是否为转入地块	匹配前	0.4516	0.4118	8.0	1.59	0.1120
	匹配后	0.4500	0.4475	0.5	93.7	0.09
地块坡度	匹配前	0.7636	0.8500	-22.0	-4.47	0.0000

	匹配后	0.7750	0.7629	3.1	86.0	0.50	0.6200
黏土土壤	匹配前	0.2841	0.4482	-34.5		-6.75	0.0000
	匹配后	0.2867	0.2833	0.7	98.0	0.13	0.8980
壤土土壤	匹配前	0.5419	0.3509	39.1		7.79	0.0000
	匹配后	0.5383	0.5288	2.0	95.0	0.33	0.7400
地块面积	匹配前	20.9420	15.5430	7.1		1.54	0.1230
	匹配后	17.6790	14.9770	3.5	50.0	0.73	0.4630
地块离家的距 离	匹配前	0.9163	0.9162	0.0		0.00	0.9990
	匹配后	0.8780	0.8857	-0.5	-6253.8	-0.08	0.9380
地块能否得到 灌溉	匹配前	0.7488	0.7609	-2.8		-0.56	0.5760
	匹配后	0.7483	0.7325	3.7	-30.4	0.63	0.5320
种植作物种类	匹配前	0.6191	0.3809	49.0		9.70	0.0000
	匹配后	0.6150	0.5933	4.5	90.9	0.77	0.4430
户主受教育年 限	匹配前	6.5287	6.9005	-11.9		-2.40	0.0160
	匹配后	6.4967	6.6000	-3.3	72.2	-0.57	0.5710
户主务农年限	匹配前	31.8110	31.9210	-0.8		-0.16	0.8740
	匹配后	32.0450	31.8930	1.1	-38.6	0.19	0.8480
是否为规模户	匹配前	0.5205	0.3955	25.3		5.02	0.0000
	匹配后	0.5133	0.4808	6.6	74.0	1.13	0.2610
非农收入比例	匹配前	0.4396	0.4818	-12.4		-2.46	0.0140
	匹配后	0.4445	0.4517	-2.1	82.9	-0.37	0.7090
风险态度	匹配前	0.4778	0.4494	6.3		1.25	0.2120
	匹配后	0.4744	0.4794	-1.1	82.4	-0.19	0.8500
浙江虚拟变量	匹配前	0.2775	0.1827	22.6		4.58	0.0000
	匹配后	0.2783	0.2467	7.6	66.6	1.25	0.2130
河南虚拟变量	匹配前	0.0969	0.3091	-54.7		-10.23	0.0000
	匹配后	0.0983	0.0958	0.6	98.8	0.15	0.8840
四川虚拟变量	匹配前	0.4286	0.2027	50.1		10.22	0.0000
	匹配后	0.4250	0.4654	-9.0	82.1	-1.41	0.1590

数据来源：调研数据

本文使用常用的最近邻匹配法和核匹配法，并得到参保地块相应的平均处理效应（ATT）。ATT 值衡量了参保地块与未参保地块之间有机肥施用的差异。匹配过程损失少量样本，为克服匹配后产生的小样本偏误，本文进一步使用自助法（Bootstrap）求出标准误。结果显示（表 3），最近邻匹配法和核匹配法两种方法获得的 ATT 均为负数，并均在 5%的水平上统计显著。这说明在控制其他变量的情况下，参保地块有机肥施用概率低于未参保地块，即表明购买农业保险会使有机肥的施用概率降低，与未参保地块相比，参保地块有机肥施用概率低 5.5% - 7%左右，验证了本文文的研究假说。这一结果也与现有研究结论一致，即参保农户更倾向于减少“风险减少型”要素的投入^[7-9, 12]。

表 3 PSM 估计结果

结果变量 y_{ij}	匹配方法	ATT	Bootstrap 标准误	P 值
是否施用有机肥	最近邻匹配法	-0.0708 **	0.0338	0.036
	核匹配法	-0.0546 **	0.0236	0.021

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著水平。

数据来源：调研数据

（二）稳健性检验

我们进一步用 Probit 模型对估计结果的稳健性进行检验。如前文讨论，农户针对地块的参保决策和使用有机肥的决策可能存在相关性。对土地质量差、生产风险相对较高的地块，农户可能更倾向于参保并施用有机肥，对于质量好的地块农户的选择可能与之相反。只要我们能够控制土地质量，也能部分解决模型“自选择”问题。因此，我们在 Probit 模型中加入地块肥力变量（差肥力=-1，中等肥力=0，好肥力=1），再加上土壤类型、土地坡度等变量，能较好地控制土地质量，这样能以在一定程度上解决由“自选择”带来的估计偏误。

表 4 给出了 Probit 模型估计结果。模型总体拟合程度及运行情况良好。结果显示，参与农业保险的地块会显著降低在该地块上的有机肥使用概率，

估计结果在 10%的水平上统计显著。由平均边际效应可以看出，与未参保地块相比，参保地块有机肥施用的几率减少 3.7%，尽管略低于 PSM 的估计结果，但差异并不大。表明本文估计结果较为稳健。

表 4 Probit 估计结果

变量	系数	稳健标准误	P 值	平均边际效应
是否参保	-0.1284*	0.0773	0.0970	-0.0368*
是否为转入地块	-0.0903	0.0723	0.2120	-0.0259
地块肥力	0.0082	0.0567	0.8850	0.0023
地块坡度	0.0469	0.1004	0.6400	0.0135
黏土土壤	-0.1138	0.1041	0.2740	-0.0339
壤土土壤	-0.2668***	0.0970	0.0060	-0.0771***
地块面积	0.0010**	0.0005	0.0410	0.0003**
地块离家的距离	-0.0266*	0.0156	0.0880	-0.0076*
地块能否得到灌溉	0.1788*	0.1083	0.0990	0.0513*
种植作物种类	-0.3959***	0.1225	0.0010	-0.1135***
户主受教育年限	-0.0045	0.0126	0.7240	-0.0013
户主务农年限	-0.0035	0.0030	0.2380	-0.0010
是否为规模户	0.0724	0.0749	0.3330	0.0208
非农收入比例	0.0429	0.1173	0.7140	0.0123
风险态度	0.0550	0.0767	0.4730	0.0158
浙江虚拟变量	0.3904***	0.1499	0.0090	0.1168***
河南虚拟变量	-0.5322***	0.1366	0.0000	-0.1065***
四川虚拟变量	1.4788***	0.1298	0.0000	0.5155***
常数项	-0.5811***	0.2075	0.0050	
准 R2		0.1853		

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著水平；模型 $\text{Prob}>\chi^2$ 为 0.0000；考虑到模型中可能存在异方差，模型估计均使用稳健标准误。

数据来源：调研数据

五、结论及政策涵义

本文基于地块层面数据，运用多种方法分析了农户参保行为对有机肥投入决策的影响。实证结果表明，参保地块的有机肥施用率显著低于未参保地块，即农业保险对有机肥施用有显著的负影响。从模型的估计系数来看，参保行为使有机肥施用概率降低 3%-7%左右，意味着农业保险中道德风险的负面影响还较为有限。这可能与我国“低保障、广覆盖”的农业保险制度有关。尽管这一负面影响较为有限，但仍不可忽视，并且随着农险保障水平的不断提高，该影响可能会进一步加剧。

上述结论表明，在道德风险的作用下，参保农户出于预期收益和成本的考虑，会减少传统风险管理工具（如有机肥使用）的采纳，从而在一定范围内抑制了农户的长期投入，对农业长期发展有一定负面作用；另一方面也表明，政府不同财政支持政策之间的激励方向可能不一致，从而出现某项政策对粮食综合生产能力和藏粮于地战略产生负激励。但是，农业保险中除存在道德风险效应外，还存在着风险保障效应（Ramaswami, 1993），已有研究证明风险保障效应能促使农户投入更多“风险增加型”的投入（Horowitz and Lichtenberg, 1993）。所以，总体上农业保险对长期投入会带来怎样的影响，还需进一步深入研究。

本文的研究结论具有重要的政策涵义。农业保险能够有效分散农业生产风险，提升农户恢复生产能力，也是保障粮食安全和农业可持续发展的重要手段。然而，研究表明农业保险对风险递减性的长期投入有一定抑制作用，而且随着农业保险保障水平的提高，这种抑制作用很可能会进一步加剧。这意味着，未来农业保险政策的制定需要对传统农业保险的负激励反思，一方面需要创新农业保险产品，在不断提升保障水平和政策效率的同时，有效规避农业保险对投资的负面影响；另一方面需要对一揽子支持政策进行必要的评估，在减少抵触负激励情形下，增强政策之间激励方向的一致性，进而提升农户风险管理水平和农户自发投资水平，保障我国粮

食综合生产能力的持续提升。

参考文献

- [1] 钟甫宁. 从供给侧推动农业保险创新, [N/OL]. 北京: 人民日报, 2016-06-24[2016-10-16].
<http://opinion.people.com.cn/n1/2016/0624/c1003-28473721.html>.
- [2] 孙毅,高玉山,朱知运,等. 吉林省西部半干旱区增强玉米抗旱力及增产技术研究[J]. 干旱地区农业研究,2002(3):7-11.
- [3] 邓文. 施硅、钙、氮、有机肥与覆膜旱作对水稻抗倒性及产量的影响[D]. 湖南农业大学,2009.
- [4] Quiggin J, Karagiannis G, Stanton J. Crop Insurance and Crop Production : An Empirical Study of Moral Hazard and Adverse Selection[J]. Australian Journal of Agricultural Economics 1993,37(2):95-113.
- [5] James A L, Paul D T, Moral hazard and background risk in competitive insurance markets[J]. Economica, new series,2008,75(300):700-709.
- [6] Ahsan S, Ali A, Kurian N. Toward a theory of agricultural insurance[J]. American journal of agricultural economics,1982,(3):520-529.
- [7] Quiggin J. Some observations on insurance, bankruptcy and input demand[J]. Journal of Economic Behavior and Organization,1992,(1):101-110.
- [8] Ramaswami B. Supply Response to Agricultural Insurance: Risk Reduction and Moral Hazard Effects[J]. American Journal of Agricultural Economics,1993,(4):914-925.
- [9] Horowitz J K, Lichtenberg, K. Insurance, Moral Hazard, and Chemical Use in Agriculture[J]. American journal of agricultural economics,1993,(7):926-935.
- [10] Smith V H, Goodwin B K. Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use[J]. American Journal of Agricultural Economics,1996(2): 428-438.
- [11] Mishra A K, Nimon R W, El-Osta H S. Is moral hazard good for the environment? Revenue insurance and chemical input use[J]. Journal of Environmental Management,2005,(1):11-20.

- [12] 钟甫宁,宁满秀,邢鹏,等. 农业保险与农用化学品施用关系研究——对新疆玛纳斯河流域农户的经验分析[J]. 经济学(季刊),2007(1):291-308.
- [13] 许庆,章元. 土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励[J]. 经济研究,2005(10):59-69.
- [14] 郜亮亮,黄季焜,Rozelle Scott,等. 中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响[J]. 经济学(季刊),2011(4):1499-1514.
- [15] 冯高,王盼忠,郑联寿. 有机肥对旱地春玉米增抗效应的研究[J]. 玉米科学,1998(S1):90-92.
- [16] 甘艳露,齐琳,李宏,等. 有机肥施肥方式对水稻主要病虫害发生及产量的影响 [J]. 浙江农业科学,2014(12):1844 —1846.
- [17] 陈铁,孟令杰. 土地调整、地权稳定性与农户长期投资——基于江苏省调查数据的实证分析[J]. 农业经济问题,2007(10):4-11+110.
- [18] 黄季焜,冀县卿. 农地使用权确权与农户对农地的长期投资[J]. 管理世界,2012(9): 187-188.
- [19] 尹文静,王礼力,Ted McConnel. 农民生产投资的影响因素分析——基于监督分组的主成分回归分析[J]. 农业技术经济,2011(2):19-26.
- [20] 陈强. 高级计量经济学及 stata 应用[M].北京: 高等教育出版社, 2014:537-574.

医疗保险的实施会有效减轻家庭医疗负担 吗？——来自新型农村合作医疗保险的证据

周新发、石安其琛¹

摘要：

新型农村合作医疗保险（简称“新农合”）自从2003年实施以来，筹集大众资金补偿患病人群的利益，报销参保患者的医疗费用，提升了农村居民的健康水平，增加了医疗资源的利用率。从参保患病家庭的医疗负担来看，一方面，因为新农合经济上的“补偿收入”效应，家庭承担的实际医疗费用减少，一定程度上减轻了家庭的医疗负担；另一方面，由于新农合的补偿相当于降低了医疗服务的价格，因此释放了农民的医疗需求，产生“消费促进”效应，促使农村居民增加对医疗资源的利用，农民的医疗负担反而增加。新农合实施是否有效减轻农户家庭的医疗负担，本文利用2008-2009年中国居民收入调查项目（CHIPs）的跟踪面板数据研究医疗保险的经济福利效应，结果显示，新农合增加了患病农户的医疗负担，报销金额的增加加大了患病农户家庭的医疗花费占比和医疗花费金额。对于农户中高低收入人群的异质性讨论显示，新农合减少了高收入人群患病农户的医疗负担，增加了低收入人群患病农户的医疗负担，一定程度上实现了居民的收入再分配。

关键词：医疗负担, 补偿金额, 医疗保险, “补偿收入”效应, “消费促进”效应

一、引言

¹ 周新发，对外经济贸易大学保险学院博士生。石安其琛，对外经济贸易大学保险学院博士生。

当人们受到疾病风险冲击时，健康资本会受到折损而贬值，产生了对医疗服务的需要以弥补或修复健康资本。但是对于收入并不高的群体，受预算约束和预期健康投资受益的影响，往往在生病后不进行及时诊治，因“小病拖、大病扛”带来更大的健康损失，这时医疗保险起到了重要的作用。

“新农合”自从 2003 年实施以来，筹集大众资金补偿患病人群的利益，报销参保患者的医疗费用，提升了农村居民的健康水平，增加了医疗资源的利用率。从参保患病家庭的医疗负担来看，一方面，因为新农合经济上的补偿，家庭承担的实际医疗费用会减少，医疗费用的报销一定程度上减轻了家庭的医疗负担；另一方面，由于新农合的补偿相当于降低了医疗服务的价格，因此释放了农民的医疗需求，农村居民增加了对医疗资源的利用，农民的医疗负担可能会增加；那么，新农合在这两种效应的作用下，最终能否减轻农户家庭的医疗负担这一问题就很值得研究。

二、文献综述

关于医疗保险对于经济负担这个主题，有学者已进行了一些相关的研究。国外学者(Finkelstein and McKnight 2008)从两个潜在的受益面：直接财产的减少和间接得健康风险的减少探讨了 Medicaid 对于死亡率和自付金额的影响，结论得出老年人的死亡率并未减少，但是老年人的自付金额则大大下降。新农合属于医疗保险的范畴，有不少文献具体在探讨新农合(NCMS)的影响，(Lei and Lin 2009)就研究了是否参加 NCMS 对个人的健康状态（自我评价的和近四周来的受伤或生病情况）或效用（预防性治疗和真实治疗）以及经济负担的影响，先利用普通 OLS 回归,固定效应模型方法进行初步估计，然后通过 IV 估计法和倾向值匹配的 DID 方来解决内生性的问题，得到 NCMS 提高了预防性治疗的效用，但没有提高正式治疗的效用和健康状况，同时也并没有证据显示，NCMS 缓解了用病人的自己支付衡量的经济负担；(如赵志刚、高启杰,2006)用北京的调查数据认为只保大病受益机会少,以及报销比率太低，对新农合对实现农户医疗需求的作用评价并不高。(Wagstaff et al., 2007,2009)用 12 个省 2003 年和 2005 年的调查数据所做的研究发现，没有证据说明新农合可以降低自付的医疗费用和灾难性费用发生率，医疗保险并没有显著减轻参合者的实际医疗支出负担

和大病支出发生率，没有降低自付的费用和医疗负担，而对其中的机制该研究缺乏明确的解释。

具体到医疗保险与医疗服务需求的研究中，兰德健康保险实验(Rand Health Insurance Experiment, RHIE)无疑是最具影响力的。(Manning, Newhouse et al. 1987)利用兰德保险实验数据研究发现,被随机分配到免费医疗计划的消费者,其就诊次数和医疗支出比自付比例为 95%的保险计划的消费者分别高出 67%和 46%。健康保险对医疗服务需求有显著影响,自付比例或免赔额下降时,消费者消费的医疗服务数量增加。曹乾、张晓(2007)以兰德保险实验为例¹,认为成本分担对医疗资源的使用以及医疗费用的支出有显著的影响,使用了需求价格弹性研究了这两种医疗保险的成本分担制,结论是我国城镇职工基本医疗保险和新型农村合作医疗的成本分担制能够减少医疗费用支出,而且对于非重大疾病患者不会造成明显的健康负冲击。

但之前有不少学者集中在评估医疗保险覆盖的影响效果((Lei and Lin 2009); (Wagstaff et al, 2009); 程令国和张晔, 2012; 白重恩等, 2012; Liu et al.2014),也就是从无保险到有保险的过程,涉及参加保险后不同保障水平的影响效果的文献较少。具体来说,如果将无保险状态看成是报销比例为0%的状态,那么过去的研究主要评估报销比例从0%变化到30%或50%的这个过程会如何影响个体的医疗服务利用及健康状况。而近些年由于参保率达到 90%多的时候,再考虑这个问题似乎意义不大;需要考虑补偿比的不同对于医疗负担的影响。赵邵阳等(2015)李佳佳(2012)基于实际报销比例的变化,考察了医疗保险如何影响参保者的医疗服务需求和花费,但两者都是通过实际调研数据进行的分析,往往是一年的数据并没有采用多年的面板数据。

本文的创新和贡献体现在五个方面:第一,虽已有多项研究采用问卷

¹ 该实验是 1974—1977 年由美国联邦政府资助的大规模的(涉及到 5809 人)医疗保险领域的 1 个实验,将消费者随机分配至不同的医疗保险计划(5 种不同的保险方案,包括:看病完全免费(成本分担率为 0);成本分担率为 25%;成本分担率为 50%;成本分担率为 95%;门诊自付额为 150 美元),它试图回答成本分担制的制度效应:对于医疗服务使用从而对医疗费用支出的影响,以及对健康产出的影响等。

调查等数据或者采用宏观经济调查数据进行研究,但本文采用了2008-2009年的中国居民收入调查项目(CHIPS)的数据,该数据为面板数据,该数据库搜集了家庭数据,其中2007年和2008年为跟踪的住户调查,里面有较为丰富的医疗保险参保与花费情况和收入情况,为本研究的深入进行提供了权威性的基础性数据资料。第二,对于新农合的研究,已有研究多是在关注是否参合的福利效应,对农户的经济绩效和健康绩效,而当前参合率达到90%多的时候,再考虑这个问题似乎意义不大,少有研究不同的补偿情况的福利效应的不同,本文将依托数据的可得性,考虑补偿比的不同对于医疗负担的影响。第三,本文在用医疗费用占比进行研究的时候,还考虑了文章可能出现的因变量特殊选取的问题,采用了医疗花费的绝对数值进行稳健性检验,使得文章更具说服力。第四,鲜有文献说明报销影响医疗负担的机制,本文利用“消费促进”效应和“补偿收入”效应表述了其内在机理,并用其较为严谨的理论进行了推导说明。第五,2016年1月,新农合和城镇职工医疗保险合并成为城乡医保,现在来探讨新农合的作用并非没有意义,而是起到一个回顾和反思的作用,对于如何确定合并后的城乡医保的补偿起到指导作用,对医保改革的完善或讨论有借鉴意义。

本文的结构安排是:第二部分是理论推导,第三部分是数据和变量的介绍以及统计性描述,第四部分是计量模型的建立和相应异质性的讨论以及实证结果分析,并在此基础上,进一步进行稳健性检验和解决内生性问题,文章最后一部分总结全文,为城乡医保改革的成本分担提出政策建议。

三、理论与模型推导

医疗保障制度的作用通过医疗消费的价格补贴机制,会产生两方面的效应,一方面是由于价格得到补贴,直接减少实际的医疗花费,可视为一种收入,即“报销收入”效应;另一方面由于价格补贴,间接降低了医疗服务的价格,因而会促进对于医疗资源消费,即“消费促进”效应。两方面的效应对于医疗负担产生不同的作用,“报销收入”效应减少了医疗的花

费，会减少医疗负担，而“消费促进”效应释放了受预算约束影响的医疗需求，反而会一定程度上增加医疗负担，最终医保报销对于医疗负担的影响取决于这两个效应的权衡。

$$V_H = P_H(R) * X_H[P_H(R), H, I] \quad (1)$$

$$\max U(H, I)$$

$$\begin{aligned} P_H X_H &= C_H = V_H \\ \text{s.t.} \quad B_H &= \frac{C_H}{I} \end{aligned} \quad (2)$$

其中， V_H 表示健康投资（也表示在医疗上的花费 C_H ）， $P_H(R)$ 表示医疗的价格（经过报销调整后的实际价格）， $X_H[P_H(R), H, I]$ 表示医疗的需求，与医疗的价格、健康程度和收入有关。

每个人的效用与健康 and 收入相关，要在收入的约束下最大化自己的效用， B_H 表示医疗负担，计算是医疗花费占收入的比。

$$\text{得到, } B_H = \frac{P_H(R) * X_H[P_H(R), H, I]}{I} \quad (3)$$

求解一阶导数，得：

$$\frac{\partial B_H}{\partial R} = \frac{1}{I} \left[\frac{\partial P_H(R)}{\partial R} * X_H[P_H(R), H, I] + P_H(R) * \frac{\partial X_H[P_H(R), H, I]}{\partial P_H(R)} * \frac{\partial P_H(R)}{\partial R} \right] \quad (4)$$

由于随着报销金额的增加，医疗的价格降低， $\frac{\partial P_H(R)}{\partial R} < 0$ ；医疗服务是正常品，随着医疗价格的降低，医疗服务的需求增加， $\frac{\partial X_H[P_H(R), H, I]}{\partial P_H(R)} > 0$ ；

所以（4）式以加号分段，其前半段符号为负，即“报销收入”效应

$$= -\frac{\frac{\partial P_H(R)}{\partial R} * X_H[P_H(R), H, I]}{I} ; \text{后半段符号为正（负负为正）；即“消费}$$

$$\text{促进”效应} = \frac{P_H(R) * \frac{\partial X_H[P_H(R), H, I]}{\partial P_H(R)} * \frac{\partial P_H(R)}{\partial R}}{I};$$

这两方面的效应强弱取决于人们的医疗消费收入弹性，对于高收入人群，具有良好就医习惯的人，这类人群在医疗消费时受到的预算约束较小，医疗需求对价格不敏感，即：

$$0 < \frac{\partial X_H[P_H(R), H, I]}{\partial P_H(R)} * \frac{P_H(R)}{X_H[P_H(R), H, I]} < 1, \quad \text{即}$$

$$0 < \frac{\partial X_H[P_H(R), H, I]}{\partial P_H(R)} * P_H(R) < X_H[P_H(R), H, I], \quad \text{左右两边同时}$$

乘以 $\frac{\partial P_H(R)}{\partial R} * \frac{1}{I}$ ，得到：

$$\frac{P_H(R) * \frac{\partial X_H[P_H(R), H, I]}{\partial P_H(R)} * \frac{\partial P_H(R)}{\partial R}}{I} <$$

$$\frac{\frac{\partial P_H(R)}{\partial R} * X_H[P_H(R), H, I]}{I}, \quad \text{“报销收入”效应大于“消费促进”效应,}$$

总效用 $\frac{\partial B_H}{\partial R}$ 为负，随着报销金额的增加，医疗负担减小；

反之，对于低收入人群，受预算约束和预期健康投资受益的影响，往往他们的医疗需求对价格较为敏感，

$$\frac{\partial X_H[P_H(R), H, I]}{\partial P_H(R)} * \frac{P_H(R)}{X_H[P_H(R), H, I]} > 1, \quad \text{经过等价变换,}$$

$$\frac{P_H(R) * \frac{\partial X_H[P_H(R), H, I]}{\partial P_H(R)} * \frac{\partial P_H(R)}{\partial R}}{I} >$$

$$\frac{\frac{\partial P_H(R)}{\partial R} * X_H[P_H(R), H, I]}{I}, \quad \text{“消费促进”效应大于“报销收入”效应,}$$

总效用 $\frac{\partial B_H}{\partial R}$ 为正，随着报销金额的增加，医疗负担增大。

四、数据来源和统计性描述

下面通过具体的数据进行检验。数据采用的是 CHIPS 数据 2008 和 2009 年的调查数据，样本是 2007 和 2008 年家庭面板数据，数据包括个人信息和村庄信息，两部分独立而又相互联系。本文的基本处理方式是，在参与医疗保险的问题中只保留其成员要么参加农村合作医疗要么没有保险的家庭，然后以家庭为单位将家庭成员数据与所在村庄数据对接，并把数据处理干净，主要是选取样本期间内发生医疗支出的家庭（剔除没有医疗消费的家庭）和剔除家庭人均收入小于等于 0 的异常值。这样最终确定的核心数据 1324 份，728 个家庭样本，该数据为非平衡面板数据（unbalanced panel data）。

在我国农户实际生活中，疾病风险承受的最小单位是家庭，而不是个人，通常是以家庭所有成员的收入来抵御疾病风险，所以我们研究的新农合的保障水平对于农户医疗负担都是以家庭为单位的。我们要通过实证回答新农合实施会有效减轻农户家庭医疗负担，同时也要检验不同家庭下的政策效果差异，我们据此构造变量选取。被解释变量是医疗负担，设家庭医疗占比作为被解释变量，计算方法是家庭医疗支出占家庭实际收入比例。解释变量是医疗保险的保障水平，沿用李佳佳（2012）等以实际报销作为新农合保障水平的代理变量，计算方式为年度医保报销额除以年度医疗总支出。因为医保报销金额亦存在大量为 0 的样本，并且呈现偏态分布，在回归时，做 $\log(\text{医保补偿金额}+1)$ 的处理。控制变量的选取借鉴 Grossman（1972）的健康效用模型，也是以家庭为单位，主要衡量家庭的这几个方面：

（1）家庭基本特征变量，主要将个人特征变量包括年龄、性别以家庭单位来进行考察，即：家庭成员数量，家庭老年人所占比例、家庭儿童未

成年所占比例，劳动力中男性占比，劳动力的平均年龄。由于教育程度不易用家庭来衡量，使用户主的教育程度进行控制。当健康需求缺乏弹性时，年龄较大的人具有更高的健康折旧率，教育程度低的人则倾向于使用健康资本来换取收入，因而健康折旧高，医疗需求比较大。

(2) 家庭成员的健康状况，采用家庭中自评健康状况（poor 和 very poor）占家庭总人口的比例为代理变量。健康程度差的人更倾向于使用医疗资源弥补健康资本的折旧，因而享受到医疗报销的福利。此处选择自评健康作为疾病风险的代理变量而没有选择其他客观指标的理由是，自评健康与死亡率等客观指标高度相关，数据易获得且质量高，可以有力得反映家庭成员的健康状况（封进，2009）。

(3) 家庭收入和消费情况，主要用家庭收入来衡量家庭经济情况。

(4) 村庄特征：为了控制地区经济差异及医疗资源情况不同，采用了全乡镇平均每个村集体财务收入（对数值）、全乡镇平均每个村医疗点卫生人员人数。

表 1 变量设置及统计性描述分析

变量设置及度量方法		统计性描述		
变量类型	变量名称	变量含义/计算方法	均值	标准差
被解释变量：	lnhousemedical hylzb	家庭实际医疗支出（对数） 家庭医疗支出占家庭实际收入比例	6.0607 0.0531	1.2047 0.1659
解释变量：	lnhbxje1	家庭年度新农合实际报销金额：计算方法为 ln(家庭新农合实际报销金额+1)	1.8844	2.5815
控制变量： 农户家庭特征	familymemb	家庭成员数量	3.4466	0.9878
	pctOld	老人（家庭成员中 60 岁以上人口）占家庭人口比例	0.1041	0.2026
	pctmale	男性劳动力在家庭成员占比	0.4854	0.2026

		averageLabors averageLabors2	劳动力平均年龄 劳动力平均年龄的平方	39.3753	7.2172
		lnhouseincome	家庭年收入（对数）	10.0715	0.7167
		Pctpoorhealth	家庭中身体状况（poor和very poor）占家庭总人口的比例 ¹	0.0471	0.1371
		headedu	户主文化程度	7.3242	2.1883
	村庄特征	lnvillincome	全乡镇平均每个村集体财务收入（对数）	11.6138	1.7613
		V7	全乡镇平均每个村医疗点卫生人员人数	2.7465	2.9026

五、实证结果与分析

通过 hausman 检验，发现该数据更支持固定效应模型，因此下面的所有回归均采用固定效应模型进行实证研究，我们建立如下的模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 \beta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 为衡量新农合医疗负担的家庭实际医疗支出（取对数）和家庭医疗支出占家庭实际收入比例； i 指个体， t 指时间； X_{it} 表示可以随时间和个体变化的控制变量； β_i 为解释变量报销金额（取对数）； μ_t 控制个体 i 不随时间变化的个体固定效应； ε_{it} 为扰动项。

¹ 注：个体自评健康的选项有“excellent, good, average, poor, very poor”，这里以家庭为单位，所以采用家庭中身体状况（poor 和 very poor）占家庭总人口的比例来衡量家庭整体的健康状况。

(一) 首先采用医疗占比对新农合实际报销金额做回归，下表为分别加入控制变量的结果：

表 2 医疗占比对报销金额的回归结果

VARIABLES	(1) hylzb	(2) hylzb	(3) hylzb	(4) hylzb	(5) hylzb	(6) hylzb	(7) hylzb	(8) hylzb
lnhbxje1	0.0133*** (0.00349)	0.0133*** (0.00350)	0.0133*** (0.00351)	0.0136*** (0.00350)	0.0131*** (0.00333)	0.0140*** (0.00324)	0.0143*** (0.00326)	0.0161*** (0.00364)
familymemb		0.00277 (0.00892)	0.00488 (0.0113)	-0.0111 (0.0160)	-0.0288* (0.0171)	-0.0137 (0.0146)	-0.0138 (0.0147)	-0.0158 (0.0158)
pctOld			-4.42e-05 (0.0516)	-0.0157 (0.0577)	-0.110 (0.104)	-0.0152 (0.0850)	-0.0303 (0.0846)	-0.0445 (0.0899)
pctLabor			0.0246 (0.0491)	0.120* (0.0699)	0.0934 (0.0712)	0.140** (0.0613)	0.126** (0.0625)	0.135** (0.0660)
pctmale				-0.228* (0.129)	-0.289* (0.154)	-0.242** (0.110)	-0.245** (0.111)	-0.266** (0.119)
averageLabors					-0.00162 (0.00231)	-0.00143 (0.00190)	-0.00177 (0.00193)	-0.00131 (0.00197)
lnhouseincome						-0.123*** (0.0420)	-0.124*** (0.0420)	-0.126*** (0.0465)
Pctpoorhealth							0.140** (0.0641)	0.188** (0.0755)
lnvillincome								0.00834 (0.00782)
V7								0.00107 (0.00105)
Constant	0.0281*** (0.00658)	0.0186 (0.0310)	-0.0104 (0.0793)	0.0721 (0.101)	0.259 (0.199)	1.365*** (0.388)	1.395*** (0.390)	1.306*** (0.379)
Observations	1,610	1,610	1,610	1,610	1,559	1,559	1,559	1,408
R-squared	0.034	0.034	0.035	0.039	0.039	0.157	0.163	0.175

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

由于第 8 列控制变量最全，R² 最大，解释力最强，所以结果解释时，以（8）为主，结合其他列的系数综合进行解释；整体上看，新农合家庭报销金额对新农合参合家庭的医疗花费占比有正向影响，且结果非常显著，具体来看，当报销金额增加 1%，参合家庭的医疗花费占收入的比例增加 1.3-1.6 个百分点；家庭年收入对于新农合参合家庭的医疗花费占比有负向影响，且结果非常显著；家庭年收入增加 1%，医疗花费占总收入之比减少 12%；家庭中劳动力占比对医疗花费占比有显著正向影响，男性劳动力在家庭成员占比越大，医疗花费占比显著减小；自评健康为（poor 和 very poor）的成员占比对于医疗花费占比有正向影响，即家庭中自评健康差的人占比增加 1%，家庭的医疗花费占比增加 14%-19%；家庭中老年人占比越多，医疗花费占比减小，但结果并不显著；家庭规模越大，医疗花费占比越小，但结果并不显著；劳动力年龄的影响并不显著；村庄收入对于家庭医疗花费占比有正向影响，但结果不显著；全乡镇平均每个村医疗点卫生人员人数对于家庭医疗花费占比有正向影响，但结果也不显著。

值得注意的是：回归中的 R² 在加入家庭年收入的取对数后，解释力从 0.03 左右显著增加到 0.15+，说明了家庭年收入对于家庭医疗占比的影响很大。

（二）进一步分析样本的异质性问题

下表是在总样本回归的基础上，进一步分析样本的异质性问题。第 1 列（1）是表 1 中的第 8 列（8），作为基准便于比较，第 2 列（2）这里主要考虑的是新农合对医疗负担的影响在不同收入水平下的家庭里是否出现差异。在同一样本下，以虚拟变量 dum 将高、中、低收入家庭分类，然后使用交互项（lnhbxje1*dum）方式增加加入回归模型中。划分低、中、高收入家庭是基于样本家庭人均年收入的 25% 和 75% 的分位点，即：家庭人均

年收入 4800 元和 10800 元，由此将家庭分为三组，家庭人均年收入小于 4800 元的为低收入家庭，家庭人均年收入 4800 元到 10800 元是中等收入家庭，家庭人均年收入大于 10800 元属于高收入家庭。从 (2) 的结果中可以看到，高收入与低收入人群对医疗花费占比的影响是不同的，低收入家庭，医疗花费的占比较高，医疗负担较大，而高收入家庭医疗花费的占比较低，医疗负担较轻。lowincomehbxje1 和 highincomehbxje1 分别是低收入和高收入与年报销金额的交叉项，因为 lowincomehbxje1 的系数显著为正，而 highincomehbxje1 的系数显著为负，表明低收入家庭随着实际报销金额的增加医疗花费的占比升高，医疗负担上升，而高收入家庭随着实际报销金额的增加医疗花费的占比下降，医疗负担减小。说明随着新农合的实施，实际报销金额增加，会引发“消费促进”效应和“报销收入”效应。对于低收入家庭新农合促进了医疗的消费占比，缓解了新农合实施之前低收入家庭“小病拖，大病扛”的现象，其“消费促进”效应大于“报销”效应，所以低收入家庭随着实际报销金额的增加医疗花费的占比升高，医疗负担上升。相反，对于高收入家庭来说其医疗占比反而下降，可能的解释是高收入家庭原本就不会因为医疗价格高而影响他们的医疗消费，所以当医疗报销金额更高时，是补贴了他们的医疗消费占比的，其“消费促进”效应小于“报销收入”效应，所以总体而言，对于高收入家庭，随着实际报销金额的增加医疗花费的占比下降，医疗负担减小。

第 3 列 (3) 主要考虑的是新农合对医疗负担的影响在不同初始健康水平下的家庭里是否出现差异，dumpoorhealth 表示初始健康水平为 (poor 或 very poor) 比例较大的家庭，简称为 (健康较差家庭)，系数为负，说明健康水平越差，其医疗花费占比越高；其交叉项系数为正，说明对于初始健康水平为 (poor 或 very poor) 比例较大的家庭，随着实际报销金额的增加医疗花费的占比升高，医疗负担上升，但系数不够显著。其原理也可以用“消费促进”效应和“报销收入”效应来解释，因为对于健康较差的家庭，健康折旧较高，花费在弥补健康折旧上的医疗花费占比就会较高，但是新农合的实施，依旧是促进了他们对于医疗自愿的利用，“消费促进”

效应大于“报销收入”效应，所以随着实际报销金额的增加医疗费用的占比升高，医疗负担上升。

第4列(4)主要考虑的是新农合对医疗负担的影响在性别比例不同的家庭里是否出现差异，`dummale`表示男性劳动力占总劳动力之比 ≥ 0.5 ，然而其单独对于医疗费用占比表现并不显著，但加入与报销金额的交叉项`malebxje1`后，`malebxje1`符号显著为正，说明男性劳动力较多的家庭，相对来说促进了医疗资源的消费，“消费促进”效应大于“报销收入”效应，医疗负担上升。

第5列(5)主要考虑的是新农合对医疗负担的影响在老年人比例不同的家庭里是否出现差异，`dumage`是家庭中老人占总人口比 ≥ 0.5 ，系数为正，在加入与报销金额的交叉项`agehbxje1`后，系数为正，但表现也不显著。可能是两种效应相差不大，互相抵消的结果。

表3 异质性检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	hylzb	hylzb	hylzb	hylzb	hylzb
lnhbxje1	0.0161*** (0.00364)	0.0148*** (0.00347)	0.0124*** (0.00376)	0.0106*** (0.00322)	0.0147*** (0.00402)
dumlowincome		-0.110 (0.0786)	-0.108 (0.0763)	-0.109 (0.0779)	-0.110 (0.0788)
dumhighincome		0.0881 (0.0554)	0.0846 (0.0529)	0.0870 (0.0547)	0.0883 (0.0554)
dummale				-0.0338 (0.0369)	-0.0106 (0.0403)
dumage					0.0190 (0.0515)
lowincomehbxje1		0.0243** (0.0108)	0.0230** (0.0103)	0.0246** (0.0107)	0.0244** (0.0107)
highincomehbxje1		-0.0107* (0.00615)	-0.0101 (0.00627)	-0.0111* (0.00620)	-0.0107* (0.00630)

agehbxjel					0.000340 (0.0129)
familymemb	-0.0158 (0.0158)	-0.0162 (0.0252)	-0.0210 (0.0238)	-0.0203 (0.0251)	-0.0161 (0.0262)
pct0ld	-0.0445 (0.0899)	-0.125 (0.111)	-0.153 (0.124)	-0.124 (0.105)	-0.141 (0.113)
pctmale	-0.266** (0.119)	-0.292** (0.122)	-0.319*** (0.121)	-0.284** (0.118)	-0.276** (0.120)
averageLabors	-0.00131 (0.00197)	-0.00190 (0.00237)	-0.00284 (0.00248)	-0.00209 (0.00222)	-0.00149 (0.00252)
Pctpoorhealth	0.188** (0.0755)	0.174** (0.0761)	0.212 (0.175)	0.174** (0.0770)	0.174** (0.0768)
V7	0.00107 (0.00105)	0.000392 (0.00126)	6.39e-06 (0.00131)	0.000269 (0.00122)	0.000316 (0.00128)
dumpoorhealth			-0.0571 (0.0719)		
poorhealthbxjel			0.0209 (0.0145)		
pctLabor	0.135** (0.0660)	0.107 (0.0725)	0.0894 (0.0771)	0.110 (0.0712)	0.117 (0.0782)
Inhouseyincome	-0.126*** (0.0465)	-0.183* (0.0947)	-0.182* (0.0927)	-0.182* (0.0939)	-0.183* (0.0948)
Invillincome	0.00834 (0.00782)	0.00692 (0.00673)	0.00580 (0.00634)	0.00691 (0.00681)	0.00702 (0.00680)
malebxjel				0.0114* (0.00687)	
Constant	1.306*** (0.379)	1.978** (0.812)	2.066** (0.856)	1.994** (0.815)	1.946** (0.801)
Observations	1,408	1,408	1,408	1,408	1,408
R-squared	0.175	0.232	0.240	0.238	0.232
Number of name_id	736	736	736	736	736

Standard errors in parentheses*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(三) 稳健性分析:

基于稳健性的角度,可以被解释变量医疗负担沿用刘国恩(2011)、封进(2007)、叶春辉(2008)的方法,将居民看病发生的实际医疗支出作为医疗负担的代理变量,由于多数人的医疗消费较少,而极少数发生较高医疗支出的人将医疗支出分布的右尾拖得很长,因而医疗支出并非正态分布,而是向右偏斜的,对医疗支出取对数处理使其更接近正态分布。针对这种情况,本文采用实际医疗支出对于报销金额做回归,来验证其稳健性。

表 4 实际医疗支出对报销金额的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	h1y1zb	lnhousemedic al	lnhousemedic al	lnhousemedic al	lnhousemedic al	lnhousemedic al
lnhbxjel	0.0161*** (0.00364)	0.148*** (0.0190)	0.152*** (0.0278)	0.146*** (0.0292)	0.146*** (0.0283)	0.149*** (0.0295)
dumlowincome			0.0528 (0.135)	0.0588 (0.135)	0.0589 (0.136)	0.0557 (0.136)
dumhighincome			-0.286** (0.145)	-0.293** (0.145)	-0.293** (0.145)	-0.290** (0.145)
dumpoorhealth				-0.326 (0.383)		
lowincomehbxjel			0.00569 (0.0419)	0.00337 (0.0417)	0.00331 (0.0418)	0.00222 (0.0417)
highincomehbxjel			-0.0161 (0.0403)	-0.0147 (0.0405)	-0.0176 (0.0400)	-0.0139 (0.0407)
poorhealthhbx				0.0497		

jel

				(0.0449)		
familymemb	-0.0158	0.218*	0.172	0.157	0.200	0.231*
	(0.0158)	(0.125)	(0.134)	(0.134)	(0.131)	(0.135)
pct0ld	-0.0445	0.407	0.374	0.331	0.135	-0.224
	(0.0899)	(0.872)	(0.900)	(0.896)	(0.961)	(1.015)
pctLabor	0.135**	1.077	1.075	1.025	1.033	1.216*
	(0.0660)	(0.663)	(0.671)	(0.672)	(0.691)	(0.702)
pctmale	-0.266**	-1.337*	-1.393**	-1.449**	-2.030**	-2.039**
	(0.119)	(0.693)	(0.701)	(0.701)	(0.928)	(0.920)
averageLabor	-0.00131	0.00277	0.00103	-0.000498	-0.00336	0.00363
s						
	(0.00197)	(0.0167)	(0.0169)	(0.0168)	(0.0176)	(0.0190)
Inhouseyinco	-0.126***	-0.0943	0.0534	0.0554	0.0489	0.0453
me						
	(0.0465)	(0.0780)	(0.115)	(0.115)	(0.115)	(0.115)
Pctpoorhealt	0.188**	1.625***	1.640***	2.202**	1.642***	1.673***
h						
	(0.0755)	(0.446)	(0.440)	(0.894)	(0.439)	(0.449)
Invillincome	0.00834	0.0647	0.0693	0.0674	0.0678	0.0686
	(0.00782)	(0.0449)	(0.0452)	(0.0454)	(0.0454)	(0.0455)
V7	0.00107	0.000757	0.00182	0.000552	0.00376	0.00351
	(0.00105)	(0.0117)	(0.0106)	(0.0101)	(0.0117)	(0.0117)
dummale					0.286	0.308
					(0.264)	(0.267)
malebxjel					0.0218	
					(0.0374)	
dumage						0.279
						(0.485)
agehbxjel						0.0328
						(0.0634)
Constant	1.306***	4.694***	3.473*	3.676*	3.868**	3.344*

	(0.379)	(1.681)	(1.876)	(1.879)	(1.960)	(2.012)
Observations	1,408	1,408	1,408	1,408	1,408	1,408
R-squared	0.175	0.155	0.163	0.165	0.166	0.166
Number of name_id	736	736	736	736	736	736

Standard errors in parentheses*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1) 是被解释变量为家庭医疗花费占比 `hylzb`，作为基准组便于比较；(2) 当被解释变量替换为居民看病发生的实际医疗支出的对数作为医疗负担，家庭实际报销金额 `lnhbxje1` 前的系数依然非常显著为正，而且当家庭实际报销金额增加 1% 时，实际医疗支出增加 14% 左右。男性劳动力占比 `pctmale`，初始健康状况 (`poor` 和 `very poor`) 的占比 `Pctpoorhealth` 的系数与被解释变量为家庭医疗花费占比时类似，均非常显著，且符号相同。(3) 到 (6) 为被解释变量是居民看病发生的实际医疗支出的对数时，分别对家庭收入分组、初始健康状况、性别占比和老年人口占比不同的家庭异质性的检验。对于高收入家庭来说，医疗花费占比显著下降，虽然高低收入家庭与报销金额的交叉项不够显著，但是符号与 `hylzb` 做被解释变量时一致。因此，该结论具有稳健性。

六、结论

本文研究了新农合对患病农户的医疗负担的影响。结果显示，新农合增加了患病农户的医疗负担，报销金额的增加加大了患病农户家庭的医疗花费占比和医疗花费。异质性的讨论显示，对于农户中的高收入人群新农合减少了患病农户的医疗负担，相应的，对于农户中的低收入人群新农合增加了患病农户的医疗负担。

其作用机制为：当人们受到疾病风险冲击时，健康资本会受到折损而贬值，就产生了对医疗服务的需要以弥补或修复健康资本。现实中存在两类人，一类是收入较高，具有良好就医习惯的人，这类人群在医疗消费时

受到的预算约束较小，医疗需求的价格不敏感，得知患病时会马上就诊，其就诊与否的决策与医疗保险关系不大；第二类人收入较低，受预算约束和预期健康投资受益的影响，往往在生病后不进行及时诊治，即没有将医疗需要转化为有效的医疗需求，因而影响健康资本的修复过程，这种情况下，受损的健康资本有可能在患者自我治疗下修复，也可能因“小病拖、大病扛”带来更大的健康损失。在遭受风险期间，因健康能力不足或丧失收入获取能力而带来的间接经济损失会造成负向的福利后果，甚至有可能是长久、持续的收入能力丧失。新农合的作用正在于通过其对医疗消费的价格补贴机制，对第二类人群（主要是低收入群体或农村居民）的医疗消费决策产生更多的干预，降低实际支付价格促使消费者转而消费或消费更多的医疗服务，改善其有病不医的状况。因为整体上农户属于收入较低的群体，所以“消费促进”效应大于“报销收入”效应，降低实际支付价格促使消费者转而消费或消费更多的医疗服务，这样，也在一定程度上实现了城乡居民在医疗资源利用上的福利分配。

参考文献

- [1] 王晓全、孙祁祥，2011，背景风险对保险需求的影响——基于中国健康保险市场的实证研究[J]，保险研究，(3): 108-114.
- [2] 黄枫、甘犁，2010，过度需求还是有效需求?——城镇老人健康与医疗保险的实证分析[J]，经济研究，(6): 105-119.
- [3] 臧文斌、刘国恩、徐菲等，2012，中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响[J]，经济研究，(7): 75-85.
- [4] 封进、刘芳、陈沁，2010，新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响[J]，经济研究，(11): 127-140.
- [5] 何兴强、史卫，2014，健康风险与城镇居民家庭消费[J]，经济研究，(5): 34-48.
- [6] 于大川，2015，城镇居民医疗保险是否促进了医疗服务利用?——一项

- 对制度运行效果的实证评估[J], 金融经济研究, (5): 117-128.
- [7] 白重恩、李宏彬、吴斌珍, 2012, 医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据[J], 经济研究, (2): 41-53.
- [8] 周钦、袁燕, 2013, 医疗保险对我国城市与农村家庭消费影响的实证研究[J], 中国卫生经济, (10): 5-7.
- [9] 李晓嘉、蒋承, 2014, 我国农村家庭消费倾向的实证研究——基于人口年龄结构的视角[J], 金融研究, (9): 115-127.
- [10] 潘杰、雷晓燕、刘国恩, 2013, 医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析[J], 经济研究, (4): 130-142, 156.
- [11] 李晓嘉, 2014, 城镇医疗保险改革对家庭消费的政策效应——基于CFPS 微观调查数据的实证研究[J], 北京师范大学学报(社会科学版), (6): 123-134.
- [12] 赵绍阳、臧文斌、尹庆双, 2015, 医疗保障水平的福利效果[J], 经济研究, (8):130-145.
- [13] 赵志刚、高启杰, 2006, 农户医疗需求的约束因素分析——以京郊农民为例[J], 中国农村观察, (3):31-39
- [14] 程令国、张晔, 2012, 新农合_经济绩效还是健康绩效[J], 经济研究, (1): 120-133.
- [15] 李佳佳, 2012, 统筹城乡医疗保障制度的福利分配效应研究[D], 南京农业大学.
- [16] 封进, 2009, 李珍珍中国农村医疗保障制度的补偿模式研究经济研究[J], 经济研究, (4):130-144.
- [17] Manning, W. G, et al. (1987). "Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment." *The American economic review*: 251-277.
- [18] Wagstaff, A., Lindelow, M., Jun, G, Ling, X., & Juncheng, Q. (2009). "Extending health insurance to the rural population: an impact evaluation of China's new cooperative medical scheme". *Journal of health economics*, 28(1),

1-19.

[19] Liu, H., & Zhao, Z. (2014). "Does health insurance matter? Evidence from China's urban resident basic medical insurance". *Journal of Comparative Economics*, 42(4), 1007-1020.

[20] Finkelstein, A. and R. McKnight (2008). "What did Medicare do? The initial impact of Medicare on mortality and out of pocket medical spending." *Journal of Public Economics* **92**(7): 1644-1668.

[21] 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): S25-S46.

[21] Grossman, M. (1972). "The demand for health: a theoretical and empirical investigation". NBER Books.



6

风险防范与保险

资金流动性与企业年金实际缴付能力

——基于上市企业微观数据的研究

任玥璇¹

摘要：

企业年金作为我国社会保障体系的第二支柱,作用关键且发展速度快。本文利用 2013-2014 年度,在上海证券交易所上市的已经建立企业年金计划的 234 家企业的年金实际缴费数据,建立固定效应模型,主要分析资金流动性对于企业年金实际缴费能力的影响。结果表明,其他条件不变情况下,资金流动性对企业年金实际缴费能力存在显著地正向影响;并且这种影响是稳健的,并不伴随着解释变量和被解释变量的不同度量方法或不同的样本区间而发生明显改变。文章还发现小规模企业以及高新技术企业的属性会进一步增强资金流动性对年金缴费能力的影响。文章有针对性的对促进我国年金制度的发展提出建议。

关键词：企业年金, 实际缴费能力, 资金流动性, 固定效应模型

一、引言

近年来,我国的老龄化问题逐渐突出,2015 年我国老年人口达到 14386 万人,65 岁及以上人口占总人口的比重达到 10.5%,比 2014 年增长 0.4%²。为了保障居民退休后的生活水平,我国正在逐步建立和完善以“社会基本养老保险”、“企业年金”、“个人商业养老保险”为三大支柱的养老保险保障体系。企业年金作为第二支柱,其发展状况对我国整体社会保障水平影响明显。但是,企业年金制度在我国的发展存在水平低、覆盖率低、累积

¹ 任玥璇,山东大学经济学院 2013 级本科生。感谢山东省社会科学规划研究项目(16BJRJ08)的资助

² 数据来源于 2015 年及 2014 年中国统计年鉴。

基金有限、受益范围窄、投资运营收益差、对养老保障体系的影响不明显等问题。2013年国务院颁布了《关于深化收入分配制度改革的若干意见》，明确指出要完善基本养老保险制度，发展企业年金和职业年金，发挥商业保险补充性作用，扩大社会保障基金筹资渠道，建立社会保险基金投资运营制度。因此，企业年金的发展成为改革的关注点之一。

自2004年颁布《企业年金试行办法》以来，尽管我国的企业年金一直保持较快的增长速度¹，但整体年金的覆盖率仍处于较低水平，到2015年底，企业年金的参保职工人数占参加社会基本养老保险的2.7%²，积累基金占基本养老保险基金累计结存的23.9%，尤其对于规模较大、职工总数多的企业，企业年金还存在很大的发展空间。对企业年金的实际缴付能力的研究能够推动企业年金的发展，提升企业年金的覆盖率，利于我国养老保险保障体系的完善，具有极大的现实意义。

已有文献主要集中于宏观政策角度，如税收优惠政策制度研究、企业年金替代率研究、企业年金基金管理等方面。对于企业年金的缴费方面的研究甚少，较多关注企业是否建立企业年金计划的决策。对于养老保险支出与企业的现金流、投资的关系的研究，主要集中于国外。本文基于企业微观角度，分析资金流动性对企业实际缴付年金能力的影响。企业年金的发展情况不仅取决于参加企业年金计划的企业数量及参保职工人数，还受到企业和职工对于企业年金的缴费多少的影响，企业缴费能力越强，同等情况下存入个人账户的年金越多，可用于累积的资金越多，职工在退休后可获得的退休金越多，对生活水平有更可靠的保障。因此，对于实际缴费能力的研究将更具有实际意义，可从缴费主体的角度更大程度地促进企业年金的发展。

考虑企业现金流状况与实际缴付能力的相关性，企业和职工对于年金个人账户的缴费需要以现金的方式支付，职工的所有个人账户由企业选择银行或保险公司的企业年金养老产品进行管理，资金在个人账户中累积并获得收益。而且企业年金的缴纳相对基本养老保险具有更大的灵活性。因此，企业本身的现金流状况会影响对个人账户的实际缴费能力，从而对年金的累积产生影响。如果企业能够保持较好的现金流状况，可以保证进入

¹ 根据中华人民共和国人力资源和社会保障部2015年度《全国企业年金基金业务数据摘要》，2015年企业年金积累基金总额9525.51亿元，较去年增长124%，建立年金的企业达75454个，参保职工人数为2316.22万人。

² 数据来源于2015年度人力资源和社会保障事业发展统计公报。

个人账户的稳定现金流，年金账户的资金累积就能保持良好的水平。通过对于企业现金流状况的研究，可以检验其对年金缴付能力的影响大小。企业可以通过改变现金流的分配方式，增强自身企业年金缴费能力，提高年金账户的累积额。

文章其他部分安排如下：第二部分是对已有文献的整理与评述，第三部分建立理论和实证模型，第四部分进行实证检验分析，第五部分对模型进行稳健性检验，第六部分是对全文的总结以及有针对性的政策建议。

二、文献综述

国内对于企业年金缴费能力的研究主要集中在宏观角度年金缴费能力、企业年金计划决策的影响因素、企业年金税收优惠政策与基金管理三方面。而关于养老金缴费与企业资金流动性的相互关系研究集中于国外文献。

在年金缴费能力方面，现有文献主要基于不同性质和不同行业的缴费水平的角度，研究宏观因素的影响以及最高缴费率的测算。翟永会（2014）利用柯布道格拉斯函数，研究四类不同性质的企业年金缴费能力，考虑其影响因素，并测算各类企可负担的最大的企业年金的缴费比率及目标替代率，结果表明，股份制企业缴费能力最高而私营企业几乎不具备缴费能力。徐颖、叶小玲（2011）考虑的是不同行业长短期的最高缴费能力。长期来看，全行业的企业年金缴费率最高为 6.36%，且各行业之间的缴费水平存在较大的差异。

在年金计划决策方面，主要从企业和个体角度，研究影响是否建立年金决策的影响因素。于小东、叶捷（2004）分析了企业年金建立过程中企业、雇员、政府的三方利益取向，是对企业年金发展的内在推动力的分析。政府面临税收损失，而企业和雇员则享受由年金计划带来的节税效应以及工资延期支付的成本。Horiba 和 Yoshida（2002）利用 488 家（包括 286 家已经建立年金，202 家未建立年金）企业 1980-1990 年的数据，结果表明公司的规模、公司税费缴纳情况、工会效应、同行业竞争效应以及市场价值效应对于企业是否建立年金决策均有显著影响。朱铭来、于新亮、程远（2015）建立 Tobit 模型，利用 632 家企业数据，得出企业实际所得税率，企业规模，人力资本变量，所有制结构显著影响决策，而企业外部融

资规模将限制企业年金的规模。

在企业年金税收优惠政策与基金管理方面，主要是对我国的税收优惠政策的设计、分析与预测，对于年金基金管理的选择。邓大松、刘昌平(2003)从税收优惠政策、年金管理主体以及企业年金给付三个角度提出制度设计。朱铭来、季成(2014)利用26个OECD国家2001-2011年企业缴费的数据，研究税收优惠制度的激励作用以及国际间差异。魏凤春、于红鑫(2007)建立两时期的政府消费模型，指出在企业年金的政策完善阶段，政府以效率最大化为目标，应以完善年金税收政策有效性的前提条件为政策重心。陈秉正、郑婉仪(2004)利用精算技术及模拟方法，对人口数量、城乡人口构成比例、企业年金覆盖人群、平均工资及投资收益率进行预测，建立企业年金的支出及收入精算模型，预测企业年金的发展规模，并提出影响企业年金发展的主要因素。胡秋明、景鹏(2014)研究企业年金基金资产的动态调整模型，资产结构的动态化和多元化是企业年金基金保值增值的必然选择。蒋贤锋等(2015)利用随机占优和VaR思想提出企业年金选择投资管理人的新方法，并对已获得投资管理人资格的45家基金公司的业绩评估。

在养老金支出与企业流动性的相互关系方面，限于国内的信息披露不完善，主要集中于国外的研究。Rauh(2006)研究偿付能力不足的企业的强制型年金计划与现金流量的负相关关系，以及养老基金和现金支出之间的非参数关系，比较内外部资金来源的成本，分析养老金缴费对企业现金支出的影响。Sasaki(2015)基于养老金盈余亏损角度，分析资金流动性波动对企业当前财务管理行为的影响，养老金的亏损会增强当期企业现金流，对未来的现金流支出有更大的预期，但养老金盈利对企业当期现金流的支出增加不显著。企业会根据养老金的现实情况制定均衡的投资方案。Phan和Hedge(2013)分析DB型养老金计划¹条件下，企业的强制养老保险缴费对企业的资金流动性及市场价值有负向影响，对企业的金融杠杆有正向影响。此外，如果企业选择养老金计划由DB型转为DC型²，将会减轻企业的资金流动性压力，尤其对于财政紧张的企业影响更大。殷俊、王文祥(2008)利用美国的财务披露信息，分析对于企业年金支出不同的会计处理对于企业财务杠杆率的影响，建立年金计划的企业的财务杠杆率相对

¹ DB型养老金计划是指收益确定型的养老金支付政策，由政府承担利率波动等风险。

² DC型养老金计划是指成本确定性的养老金支付政策，由雇员承担投资收益风险。

企业的举债能力普遍偏低，但若企业将年金支出作为企业长期负债处理，就能改善企业的财务杠杆率状况。

有鉴于此，本文将研究对象设定为企业的年金实际缴费能力，从公司自身的角度出发，考察资金的流动性对于企业年金缴费能力的影响。本文的主要贡献体现在：第一，基于企业微观角度，分析资金流动性企业实际缴付年金的能力。现有关文献主要分析宏观政策因素对企业年金发展的影响，考虑整体的缴费能力，以及企业是否制定企业年金计划，但较少关注企业自身的缴费情况。企业作为企业年金的缴费主体，其缴费能力很大程度决定了企业年金的发展空间。第二，本文选择的研究对象为实际缴付能力，是对企业年金发展深度的研究，目前文献的研究多集中广度的研究。文章选择的数据为上市企业的实际缴纳企业年金的支出额，能够较好反映年金的缴付能力。第三，本文分析资金流动性对实际缴付能力的影响。国外文献多研究强制性养老金政策对企业资金流动性的影响，但企业年金相对具有更高的灵活性。因此，企业本身的现金流状况会影响个人账户的缴存，对年金的累积产生影响。

三、模型建立与变量选取

（一）理论模型的构建

企业在制定年金计划并缴纳年金时，会从企业整体角度出发，考虑企业的发展战略规划以及资金运用情况，基于成本最小化的原则制定较为合适可行的企业年金计划。企业年金是企业和个人以现金流的方式进入个人账户进行积累，支付企业年金个人账户会占据企业一定的现金流量，同时年金个人账户需要委托基金管理机构进行专项管理，支付年金管理费用。

基于以上分析，结合 Horiba (2002) 建立的成本最小化及效用最大化模型，本文针对企业年金缴费建立的成本模型为：

$$C = (1 - \alpha) \times \sum_{t=1}^n R_t (1 + (1 - \alpha) \times r)^{n-t} + \sum_{t=1}^n B_t$$

其中， α 表示企业支付企业年金时要缴纳的所得税率，我国于 2014 年 1 月 1 日开始实行 EET 税收优惠制度¹。根据财税 [2009] 27 号文件，企业

¹ 企业年金累积过程可分为三个阶段：年金缴费阶段、投资收益阶段、个人领取阶段。我国 2014 年 1 月 1 日开始实行的 EET 税收优惠政策规定，对年金缴费和投资收益阶段实行免税优惠，对个人退休后养老金领取阶段收税

可以为受雇员工缴纳企业年金，其中不超过职工工资总额 5% 的部分可以作为税前项目提前扣除。2004 年制定的《企业年金试行办法》规定，企业缴费上限为本企业上年度职工工资总额的 1/12，企业和职工个人缴费之和的上限由本企业上年度职工工资总额的 1/6。如果支付的企业年金占工资总额的比例超过 5%，企业需要额外承担这部分的税收。因此，从企业的角度分析，对于企业年金的缴费一般不会超过职工工资的 5%。

r 表示市场利率，也意味着企业的融资成本，如果企业的活动现金流量不足以支付企业年金，那么企业需要从金融市场上借贷资金缴付年金款项或者直接减少本年企业年金的缴费，相应地，市场利率越高，外部融资方式的成本越大，导致企业年金的缴付能力减弱。

R_t 表示企业每年为职工缴纳的年金； B_t 表示企业在设定及管理企业年金基金时的成本，主要包括支付委托人或代理人的管理费用； n 表示企业年金缴费的年限长度。

在企业实际缴费过程中，企业考虑的目标函数是 $\min C$ ，即成本最小化模型，可以实现该目标的条件有：在缴纳时间以及年限一致的情况下，

- (1) 管理费用越小，成本越小；
- (2) 缴费比例低于当地税收优惠的比例；
- (3) 企业有充足的现金流量，足够支付各项费用，减少外来借款；
- (4) 企业具有良好的盈利能力，保证公司发展潜力。

结合上述分析以及已有文献的研究，本文提出如下假设：

假设 1（资金流动性影响）：资金流动性越强，企业成本越低，年金缴费能力越大。

假设 2（盈利能力影响）：企业盈利状况越好，就越有能力为职工提供更多的福利，具有较好的年金缴付能力。

根据假设建立如下模型，从实证分析的角度检验上述基本假设的正确性。

$$\ln pension_{it} = \beta_1 liquidity_{it} + \beta_2 earning_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \delta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中， $i=1, 2 \dots N$ ，表示第 i 家企业， $t=1, 2$ ，表示 2013-2014 年的数据。主要解释变量为资金流动性 $liquidity$ 和盈利能力 $earning$ ； α_i 代表企业个体固定效应，如企业的所有制，是否为高新技术企业等； γ_t 表示时间固定效应； X_{it} 表示有关的控制变量集， ε_{it} 是模型的随机扰动项。

（二）变量定义与选择

1. 被解释变量。根据上述文献以及历史研究经验, 本文选择年金密度 *pension* (本年度企业年金缴费 / 职工总人数) 作为被解释变量。选择人均年金缴费值是为了排除企业规模的影响, 能够较好的反应企业的实际缴费能力。

2. 解释变量。本文选择资金流动性 *liquidity*, 盈利能力 *earning* 作为主要解释变量。资金流动性选择销售收入中的现金流含量的指标, 考虑到企业主营业务收入的主要来源是商品销售, 销售收入中的现金流越大, 直接决定可供企业支配的现金流越多, 企业有能力承担更多的职工年金缴费, 即其实际缴费能力越大。盈利能力选择 *ROA* 指标, 通过净利润占总资产的比重来反应企业的实际盈利能力。

3. 控制变量。第一类指标反应企业的整体情况, 参照朱铭来 (2015)、Horiba (2002) 等的研究, 选择企业规模、员工学历结构、企业所得税和托宾 *Q* 值作为控制变量。第二类指标反应企业对于资金的运用能力, 包括若干微观指标如偿债能力、经营能力、发展能力、每股现金流量和风险水平等可能影响企业资金流的因素。第三类指标反应宏观因素对企业缴费能力的影响, 包括城镇居民消费增长水平, 商品零售价格指数。变量选择及含义的具体情况见表 1。

表 1 变量选择表

	变量	符号	含义
被解释变量	年金密度	<i>pension</i>	本年度企业年金总缴费 / 职工总人数
主要解释变量	资金流动性	<i>liquidity</i>	销售活动产生的现金流量 / 主营业务收入
	盈利能力	<i>earning</i>	净利润 / 总资产
	企业规模	<i>size</i>	总资产的对数
控制变量	所得税	<i>tax</i>	所得税费用 / 营业收入
	员工结构	<i>structure</i>	本科以上学历职工数 / 总职工数
	托宾 <i>Q</i>	<i>tuobin</i>	市场价值 / 资产重置成本
	偿债能力	<i>debtpay</i>	经营活动产生的现金流量 / 负债
	经营能力	<i>management</i>	(营业收入 / 应收帐款平均占用额)
	发展能力	<i>development</i>	总资产增长率
	每股现金	<i>sharecash</i>	(净现金流量 - 优先股股利) / 普通股数量
	风险水平	<i>leverage</i>	财务杠杆率

宏观因素

consume

城镇居民消费水平增长率

price

零售商品价格

（三）模型设定

本文使用面板模型分析，在模型设定时对混合回归模型、固定效应模型、随机效应模型进行比较。在比较混合回归与随机效应模型时，LM 检验的 p 值为 0.0000，非常显著，说明存在个体之间的随机扰动项，使用个体随机效应更加合适。而对于固定效应还是随机效应的选择，采用了两种豪斯曼检验，传统的豪斯曼检验的 p 值为 0.0112，认为可以在 5% 的显著性水平下选择固定效应模型；而异方差稳健的豪斯曼结果的 p 值为 0.0000，即强烈拒绝随机效应模型，应选择固定效应模型作为本文的最佳模型。具体检验结果见表 2。

因此，本文建立的固定效应模型中，除核心解释变量及控制变量以外，还包含了表示企业个体特征变量 α_i 和时间特征的变量 γ_t 。其中，个体特征 α_i 主要包括企业所有制类型，文章将企业的所有制主要分为三类：国有企业、民营企业和集体企业。时间特征 γ_t 包括 2013 年和 2014 年，考察在 EET 税收优惠制度实行前后两年内企业年金的实际缴费能力是否存在明显差异。

表 2 模型选择检验结果

检验	P 值	显著性
LM 检验	0.0000	1%
传统的豪斯曼检验	0.0112	5%
异方差稳健的豪斯曼 检验	0.0000	1%

四、实证检验

（一）数据情况分析

鉴于文章主要研究对象是企业的年金实际缴付能力，因此从上海证券交易所已上市的 1049 家公司中，选择 2013-2014 年¹均建立企业年金提存

¹ 选择 2013-2014 年的数据是因为 2012 年的样本个数过少，容易产生误差；且 2014 年初我国开始实行 EET 税收优惠制度，可比较两年的数据观测短期影响。

计划的 234 家企业的微观数据进行研究。选取的主要变量的统计特征参见表 3。

表 3 变量统计性描述

变量	平均值	标准误	最小	最大值	样本
<i>lnpension</i>	7.5816	1.0508	2.2752	9.7148	468
<i>size</i>	23.443	1.6427	16.300	30.404	468
<i>structure</i>	0.3180	0.2024	0.0284	2.3495	468
<i>liquidity</i>	1.0102	0.2934	0.2380	4.1839	468
<i>tax</i>	0.0229	0.0334	-0.0465	0.3203	468
<i>earning</i>	0.0328	0.0643	-0.6907	0.6670	468
<i>debtpay</i>	0.1060	0.1926	-0.4904	1.5093	468
<i>management</i>	0.0264	0.3092	0.0001	5.2119	468
<i>leverage</i>	1.7417	2.8541	-8.8428	39.300	468
<i>development</i>	0.1595	0.4392	-0.7032	6.6483	468
<i>sharecash</i>	0.0655	0.7832	-4.8889	6.3236	468
<i>tuobin</i>	1.0447	0.8746	0.0528	8.2311	468
<i>consume</i>	1.0667	0.0256	1.0210	1.1540	468
<i>price</i>	1.0084	0.0093	0.9910	1.0330	468

数据来源：上海证券交易所公布的 2013、2014 年公司年度报告以及国泰安数据库公司财务指标数据库。

来源于公司年报的数据主要包括本年企业年金发生额、本科学历以上职工人数和总职工人数。从国泰安数据库获得的数据主要是企业的总资产、净利润、资金流动性指标以及相关的财务指标数据。

（二）实证结果

本文利用固定效应模型（组间估计量）对 234 家企业进行实证分析，实证结果如表 4 所示。

模型一表示主要解释变量的单独影响，模型二到六表示的是逐步增加

一类控制变量的估计结果，模型七为完整的回归模型。总体来看，控制变量的增减对于主要解释变量的显著性以及系数大小影响不大。各主要解释变量的实证结果与预期相似，资金流动性和盈利能力对于企业年金实际缴费能力有正向影响。在控制变量中，发现企业的偿债能力、经营能力、发展能力以及每股现金流含量影响效果十分显著，企业规模、学历结构与企业的所得税效应对年金缴费能力的影响并不显著。

其中，对模型七的估计显示，企业的资金流动性的系数为 0.2636，说明当资金的流动性每增加一个单位时，年金缴费会增加 26.36%。在其他条件相同时，企业的资金流动性越强，企业实际缴付企业年金的能力越大。企业盈利能力的影响也十分显著，资产报酬率每增加一个单位，实际缴费能力将增加 0.29%。

在本文选择的控制变量中，较为显著的变量有偿债能力、每股现金流量、经营能力、发展能力。其中，每股现金流量每增加一单位，年金缴费增加 9.88%。而偿债能力、经营能力及发展能力对企业年金缴费能力的影响为负，即公司具有较好的经营、管理、发展能力时，更倾向于公司未来的整体发展的投入，对于年金的缴费能力会有所下降。但是公司的规模以及所得税效应的显著性不强，仅存在正向关系。企业的所得税率越高，建立企业年金制度的避税动机也就越强。宏观因素的系数均为负，说明商品零售价格的上涨以及城镇居民收入的增长，会影响职工对现时工资的需求上涨，导致缴费能力下降。

表 4 固定效应模型的实证结果

被解释变量: <i>lnpension</i> (企业年金密度的对数形式)							
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
<i>liquidity</i>	0.1806** (0.0833)	0.1879** (0.0833)	0.1854** (0.0837)	0.2016** (0.0981)	0.2012** (0.0976)	0.2163** (0.0955)	0.2636* (0.1373)
<i>earning</i>	0.0010*** (0.0001)	0.0017* (0.0010)	0.0033** (0.0015)	0.0033** (0.00140)	0.0033** (0.0015)	0.0029* (0.0016)	0.0029* (0.0015)
<i>debtpay</i>		-0.8859* (0.4591)	-0.8720* (0.4553)	-0.8543* (0.4597)	-0.8557* (0.4628)	-0.8357* (0.4586)	-0.8252* (0.4539)
<i>sharecash</i>		0.0916*	0.0934*	0.0911*	0.0910*	0.0949*	0.0988*

		(0.0548)	(0.0552)	(0.0536)	(0.0535)	(0.0551)	(0.0550)
<i>management</i>		-0.1363***	-0.1362***	-0.1320***	-0.1322***	-0.1182***	-0.1181***
		(0.0319)	(0.0318)	(0.0323)	(0.0323)	(0.0414)	(0.0423)
<i>development</i>		-0.3654**	-0.3938**	-0.3928**	-0.1322**	-0.3981**	-0.4169***
		(0.1525)	(0.1544)	(0.1560)	(0.1563)	(0.1561)	(0.1533)
<i>structure</i>		0.3617	0.3608	0.3518	0.3515	0.3226	0.3476
		(0.3679)	(0.3716)	(0.3739)	(0.3741)	(0.3716)	(0.3559)
<i>size</i>			0.0848	0.0846	0.0845	0.0815	0.0790
			(0.0613)	(0.0622)	(0.0624)	(0.0599)	(0.0599)
<i>tax</i>				-2.2257	-2.2261	-1.9250	-0.8408
				(3.9763)	(3.9817)	(4.1437)	(4.9728)
<i>leverage</i>					0.0006	0.0009	0.0008
					(0.0105)	(0.0117)	(0.0117)
<i>consume</i>						-1.3099	-1.4134
						(1.9127)	(1.9118)
<i>price</i>						-4.3322	-6.8055
						(6.1508)	(6.9107)
<i>tuobin</i>							-0.1166
							(0.0916)
<i>_cons</i>	7.3826***	7.3939***	5.4149***	5.4503***	5.4531***	11.2739*	13.9885**
	(0.0841)	(0.1552)	(1.4252)	(1.4617)	(1.4649)	(5.8071)	(6.5445)
<i>N</i>	459	451	451	451	443	443	443
<i>R²</i>	0.0088	0.1341	0.1361	0.1373	0.1374	0.1420	0.1519

注：括号内为回归系数的标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

五、稳健性检验

为了从更多角度验证资金流动性对于缴费能力的影响，本文从以下六方面进行稳健性检验。

（一）解释变量的有效性

在稳健性检验一和二中，使用净利润现金流含量以及现金再投资比例作为核心解释变量检验。净利润现金流越大，企业利润中现金部分越大，认为企业对于年金的实际缴付能力越强。现金再投资比例表示的是可用于投入其他资产的现金流占在投资资产的比重，比例越高，可用于再投资的现金流量越大，再投资能力越强。分别用以上两个指标代表资金流动性加入模型，观察其显著型的变化情况，以分析模型的稳健性。

（二）被解释变量的有效性

模型三考虑将企业年金的密度值直接作为衡量缴费能力的变量。原模型中选择的被解释变量是企业年金缴费的密度的对数值，衡量的是资金流动性对年金缴费增长率的影响，在稳健性检验中将选择密度值代替对数值，直接衡量各解释变量的变动对缴费能力大小的影响。密度值能够充分反应年金缴费能力的变化，是对于企业年金变化的绝对值角度的衡量，与原模型的相对角度具有不同的信息。

（三）两时期分段检验

模型四、五分别估计 2013 年、2014 年的资金流动性对年金缴费能力的影响。其中，2013 年共 234 家企业，2014 年有 309 家企业建立年金计划。原模型考虑了 2013—2014 年企业年金缴费情况的整体影响，在稳健性检验过程中，选择分别使用 2013 年和 2014 年的截面数据进行验证，比较不同时期的各变量的系数与显著性变化是否明显。

检验结果汇报在表 5 中。

模型一、二中各主要解释变量的符号以及显著性未发生明显变化，但二者的系数差异较大，原因是这两种指标代表不同的信息。净利润中的现金相对含量较高时，除了企业具有较好的现金流量外，还有可能是企业本年度的净利润较小，数据中还有大量负值，说明有的企业本年的净利润为负，这就受到我国整体的宏观经济环境的影响。现金再投资比率表示可用于投资其他资产的活动现金流量，企业年金也可以作为一项投资，因此，现金再投资比率越高，对企业年金缴费能力的影响相对较高。控制变量显著性几乎无变化。

模型三中，销售收入现金流含量每增加一个单位，人均年金缴费就会增加 447.87 元。控制变量的显著性中，公司的发展能力比较显著，可能原因是直接选择人均缴费量作为被解释变量，存在量纲上的差异，导致变量之间的相关性发生变化，引起显著性的差异。

表 5 模型稳健性检验结果

稳健性检	解释变量		被解释变量		2013 年	2014 年数
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	
指标	净利润现	现金再投资	人均缴	全模型	全模型指	
<i>liquity</i>	0.0008* (0.0005)	0.0178** (0.0071)	447.87** (195.79)	0.0055* (0.0028)	0.0456*** (0.0082)	
<i>earning</i>	0.0030** (0.0015)	0.0030* (0.0015)	2.1905 (4.0436)	-3.6030 (2.5512)	-0.0029** (0.0014)	
<i>debtpay</i>	-0.8977** (0.4334)	-0.9022** (0.4373)	-1054.4 (646.57)	1.3601*** (0.4679)	-0.0282 (0.1927)	
<i>sharecash</i>	0.1074** (0.0507)	0.0969* (0.0497)	39.4943 (115.19)	-0.0777 (0.0709)	-0.0078 (0.1080)	
<i>management</i>	-0.1026** (0.0407)	-0.1096*** (0.0402)	-67.684 (80.298)	0.0096 (0.1304)	0.0001** (0.0001)	
<i>development</i>	-0.4002*** (0.1516)	-0.3981*** (0.1519)	-995.50*** (363.91)	0.0004 (0.2047)	-0.3563*** (0.1232)	
<i>size</i>	0.0903 (0.0592)	0.0863 (0.0574)	26.3778 (154.20)	0.1434*** (0.0449)	0.1229*** (0.0415)	
<i>tax</i>	-0.7276 (4.0716)	0.7025 (4.5257)	-19793.0* (10788.2)	0.7244** (0.3338)	6.3392*** (1.6579)	
<i>structure</i>	0.3060 (0.3621)	0.3337 (0.3703)	711.747 (776.35)	1.3074*** (0.4711)	1.0454*** (0.3324)	
<i>leverage</i>	-0.0058 (0.0101)	0.0015 (0.0110)	-1.2903 (26.751)	0.0107 (0.0155)	-0.0025 (0.0151)	
<i>consume</i>	-1.0691 (1.7505)	-0.9016 (1.8047)	-757.57 (3857.6)	-0.5549 (3.5216)	-0.4896 (2.5434)	
<i>price</i>	-3.9409 (5.9229)	-4.6735 (6.0113)	-5393.1 (14203.3)	6.9943 (9.3080)	1.3880 (7.5509)	

<i>_cons</i>	10.6427*	11.2474**	8559.2	-2.8581	3.3433
	(5.5282)	(6.0113)	(13062.3)	(9.4647)	(7.0527)
<i>N</i>	457	457	451	228	283
<i>R</i> ²	0.1424	0.1395	0.1459	0.1579	0.1683

注：括号内为回归系数的标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

模型四、五分别使用 2013 年和 2014 年的截面数据进行分析，资金流动性的显著性较强，且影响程度相对增强，但资产报酬率的显著性下降，原因可能是存在变量之间的相关性。公司的规模、所得税、学历结构变量均显著，且系数为正。公司规模越大，大学生占职工总数比重越大，企业实际缴费能力更强。2014 年的所得税变量显著性更强，原因是在实行 EET 税收优惠制度之后，企业更倾向于通过缴纳企业年金项目来减轻部分所得税的负担。

（四）国有企业检验

在本文选择的已经建立企业年金计划的上市企业中，有 221 家国有企业，10 家民营企业，3 家集体企业¹。模型六主要考虑了除国有企业之外的其他所有制企业的一般情况。民营和集体企业中建立年金的 13 家企业数量过少，对这两种所有制企业的情况不具有代表性。因此，模型六单独考虑国有企业的情况，能够使结果更加可信。

（五）分规模的企业数据

通常认为企业总资产的多少可以反应企业的规模。为了使两组企业数量大致相同，减少因分类造成的样本差异，本文选择 234 家企业总资产的中位数作为分类标准，将企业按规模分为两种：大规模企业和小规模企业，估计结果分别对应模型七、八。大、小规模企业在发展战略以及人才福利上存在较为明显的差异，因此资金流动性对年金缴费能力的敏感程度也会随之不同。选择这两类企业的数据进行比较分析，可以进一步得出企业年金实际缴付能力在不同规模企业间的差异，以及资金流动性对年金缴费能力的实际影响程度。

（六）分类型企业数据

¹ 三类企业的划分依据是根据企业前十大主要控股人中持有股份最多的持股人的性质。民营企业包括除国有企业和集体企业之外的所有企业。

根据最新颁布的《高新技术企业认定管理办法》(2016)，高新技术企业的判定方法是企业从事研发和相关技术创新活动的科技人员占企业当年职工总数的比例不低于 10%。以此作为划分依据，将 234 家企业划分为高新技术企业以及非高新技术企业，以观测资金流动性对年金缴费能力的影响在不同类型企业之间的差别，估计结果分别对应模型九、十。两种类型的企业具有不同的业务方向，面临不同的所得税优惠政策以及国家扶持政策，因此可以比较这两种类型企业资金流动性对于年金密度的影响程度。

关于模型六到十的实证检验结果见表 6。

模型六主要是国有企业的估计，显著性未发生变化，系数值也仅有微小波动。国有企业占到所有建立年金的企业的绝大多数，因此，其余两类企业的数据并未影响到整体模型的估计。

表 6 分规模，类型稳健性检验结果

	检验模型	检验模型	检验模型	检验模型	检验模型
data:	国有企业	大规模企	小规模企	高新技术	非高新技
<i>liquidity</i>	0.1982** (0.0842)	0.1537* (0.0921)	0.2246* (0.1351)	0.1745** (0.0817)	0.0547* (0.0282)
<i>earning</i>	0.0025* (0.0015)	5.3671** (3.5338)	0.0147 (1.2516)	0.0085 (0.0063)	-12.4131 (29.8579)
<i>debtpay</i>	-0.9117* (0.4750)	-0.8478** (0.7685)	-0.4259 (0.4949)	-0.9888* (0.5390)	1.8648 (1.3808)
<i>sharecash</i>	0.1066* (0.0593)	0.1835** (0.0804)	-0.0543 (0.0835)	0.0977* (0.0591)	-0.1992 (1.2882)
<i>management</i>	0.0405 (0.2230)	8.3094** (4.0258)	-0.1871*** (0.0835)	0.0729 (0.2084)	-0.0033 (0.0048)
<i>development</i>	-0.3939*** (0.1502)	-0.3046* (0.1794)	0.0871 (0.3141)	-0.3968*** (0.1482)	2.5726 (2.6403)
<i>structure</i>	0.3150	0.5026	0.3800	0.3266	-31.2916

	(0.3611)	(0.9599)	(0.4201)	(0.3668)	(29.4968)
<i>leverage</i>	0.0015	0.0087	0.0076	0.0013	0.3961
	(0.0115)	(0.0132)	(0.0332)	(0.0120)	(0.2561)
<i>size</i>	0.0616	0.2768	-0.0885	0.0908	-3.5330
	(0.0547)	(0.3684)	(0.1636)	(0.0703)	(3.1014)
<i>consume</i>	-1.2769	-2.0104	-1.7402	-1.0295	24.3374
	(1.9281)	(3.1748)	(2.3941)	(2.0812)	(20.1380)
<i>price</i>	-4.1204	-5.6452	-2.9311	-5.2596	-158.2626
	(6.0281)	(8.0657)	(12.0704)	(6.8879)	(97.8372)
<i>_cons</i>	11.4547*	8.3346	13.8070	11.7222	317.7705
	5.8705	(13.6377)	(14.4532)	(6.8670)	(309.3038)
<i>N</i>	444	236	215	417	41
<i>R</i> ²	0.1456	0.1230	0.0544	0.1549	0.3280

注：括号内为回归系数的标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

在不同规模企业的比较中，资金流动性的显著性未变化，但是影响程度存在差异，资金流动性指标每增加一个单位，大企业的年金密度增长 15.37%，小企业的年金密度将增加 22.46%，可见资金流动性的变化对于小企业的年金缴费能力影响更大。分析原因，认为是小企业的业务规模较小，资金的获得渠道窄，公司的现金流的变化对于年金缴费影响更大。

在不同类型企业的比较中，资金流动性的显著性发生较明显的变化。高新技术企业的资金流动性十分显著，指标每增加 1 单位，高新技术企业年金的缴费增加 17.45%，非高新技术企业的年金缴费增加 5.47%。整体来看，非高新技术企业的各变量系数偏差较大，可能原因是本文选择的企业中只有 41 家非高新技术企业，样本容量过小，导致最终的估计结果不准确。对于高新技术企业，盈利能力的显著性变弱，资金流动性还是影响年金缴费能力的主要因素。

六、结论与建议

本文通过分析 234 家建立企业年金的上市公司的资金流动性对于其实际缴费能力的影响，研究从企业层面推动年金发展的内在机制。经实证检验，本文发现资金流动性越强的企业，其实际支付年金的能力越强，盈利能力对年金的缴费存在正向影响关系。除此之外，公司的发展能力，盈利能力，偿债能力均对缴费能力有显著影响。因此，要推动企业年金的整体发展，必须从企业主题角度提高企业年金的实际缴费能力。

对此，提出以下建议：首先，鉴于资金流动性对缴费能力的正向影响，企业可以调节流动资金的运用方式，提高资金的运用效率，控制现金流量以提高企业自身资金流动性，从而保障实际企业年金缴费能力。其次，盈利能力对缴费能力也存在正向影响，为了减少企业利润的波动对年金缴付的影响，可以单设一项年金准备金。在盈利状况较好的年份，提存资金，保证对企业年金的稳定支付。最后，从政府角度激励企业缴纳年金，可以对设立年金计划且满足一定条件的企业实行适当的税收优惠比例，例如针对不同性质，不同规模，不同行业的企业分别制定弹性优惠比例。随着公司的不断发展壮大，可以在年金计划上享受更好的优惠政策，这也是对于企业经营的一种激励措施，随着企业经营规模的扩大，企业所得税缴纳额的增加也会增加国家税收，从而实现良性循环，促进企业年金充分发挥社会保障体系的第二支柱的作用。

参考文献

- [1] Horiba Yutaka, Kazuo Yoshida, 2002, "Determinants of Japanese Corporate Pension Coverage," *Journal of Economics and Business* 54, 537-555.
- [2] Phan, H.V. and S.P. Hegde, 2013, "Pension Contributions and Firm Performance: Evidence from Frozen Defined Benefit Plans," *Financial Management* 42, 373-411.
- [3] Rauh, J.D., 2006, "Investment and Financing Constraints: Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans," *Journal of Finance* 61, 33-71.
- [4] Susan L. Malley and Susan Jayson, 1986, "Why Do Financial Executives Manage Pension Funds the Way They Do?" *Financial Analysts Journal* 6, 56-62.

- [5] Takafumi Sasaki, 2015, "The effects of liquidity shocks on corporate investments and cash holdings: evidence from actuarial pension gains/losses," *Financial Management* 44, 685–707.
- [6] 陈秉正、郑婉仪, 2004:《中国企业年金的发展预测分析》,《数量经济技术经济研究》第 21 期。
- [7] 邓大松、刘昌平, 2003:《中国企业年金制度若干问题研究》,《经济评论》第 6 期。
- [8] 柯法业、张永强, 2008:《建立企业年金税收优惠政策促进企业年金发展》,《财政研究》第 7 期。
- [9] 蒋贤锋、田亮、陈磊, 2010:《企业年金如何选择基金公司作为投资管理人》,《金融研究》第 1 期。
- [10] 魏凤春、于红鑫, 2007:《企业年金税收政策的分析框架》,《财经研究》第 33 期。
- [11] 徐颖、叶小玲, 2011:《基于财务稳健的企业年金缴费能力实证分析》,《求索》第 10 期。
- [12] 殷俊、王文祥, 2008:《企业年金计划对企业资产负债率的影响分析》,《保险研究》第 7 期。
- [13] 于小东、叶捷, 2004:《我国企业年金核心主体的利益取向分析》,《经济科学》第 5 期。
- [14] 朱铭来、于新亮、程远, 2015:《企业年金决策影响因素研究—基于上市公司避税动机的研究》,《保险研究》第 1 期。
- [15] 朱铭来、季成, 2014:《企业年金发展与税收优惠政策——基于 OECD 国家面板数据的实证分析》,《财经论丛》第 7 期。
- [16] 翟永会, 2014:《企业年金缴费率和替代率测算—基于不同类型企业缴费能力的实证研究》,《中南财经政法大学学报》第 2 期。

基于股权风险溢价与偿付能力限制的最优保险合同设计

孙武军、秦圣君¹

摘要：

文章在同时考虑内部的保险公司股东权益要求和外部的监管部门对于保险人偿付能力限制的双重约束下，建立了最优保险合同设计模型，并求解出了内外双重约束下的最优保险合同表达形式。结果显示，当保险人不受任何约束时，最优保险合同将回归到 Arrow(1963)的结果；当保险人仅受到其中一个约束限制时，最优保险合同设计将分三层给出，并在中间层采用固定赔付额形式；当保险人同时受到两个约束限制时，最优保险合同将分为五层，并在第二、第四层采用了固定赔付额。本文模型和结果拓展并包含了 Arrow(1963)、Zhou(2008)、Sun(2015)的结果，并有着积极的实践指导意义。

关键词：权益风险溢价，偿付能力，最优保险合同设计，期望效用

一、引言

随着经济与社会发展水平的不断提高，现实生活中个体对于各类风险进行有效管理的意愿愈发强烈，尤其是对于一些发生频率较低、一旦发生往往带来较大损失的风险，个体倾向于将其转移，而此时保险将发挥重要作用。保险作为风险转移的制度安排和基本的风险管理工具，将投保人的风险转移给保险人，而保险人则对大量同质、低频率、高损失的风险进行

¹ 本文得到国家自然科学基金 (No. 71301072)、国家社会科学基金 (12BJY150)、中国特色社会主义经济建设协同创新中心和江苏省优势学科建设工程 (PAPD) 的资助。孙武军，南京大学商学院金融与保险学系副教授。秦圣君，南京大学商学院金融与保险学系硕士研究生。

集中管理。在此过程中，投保人将自身风险部分或全部转移给保险人，并缴纳一定数量的保费，而保险人则在收取保费后承担对投保人进行损失补偿的责任。毫无疑问，保费与赔付数额是形成保险合同最重要的两个数字特征，投保人与保险人之间的博弈也正是基于此而展开。

对一个理性投保人而言，其希望保险合同能够使自身未来财富的期望效用最大化。因此，投保人总是倾向于低保费、高赔付的保单合约；而对于保险人而言，公司股东的要求以及行业监管部门的限制将会形成保险人对于保险合同的重要约束条件，即保险人需要提供这样的保险合同，使公司经营的未来预期至少在以上两方面能够得到满足。为此，保险人通常倾向于提供高保费、低赔付的保险合同。于是，如何设计可以兼顾各方利益的保险合同成为保险人的重要课题。

关于保险人如何设计最优保险合同的研究，过往的文献大多集中在无约束条件和对于承保风险的控制，较少关注到保险人的股东权益要求，更无对于外部监管部门的约束考察。Borch（1962）是较早开始对保险合同设计进行研究的学者，他在论文中不仅提出了最优保险的概念，还使用均衡模型，通过寻找风险在保险市场中不同参与者间的分担的帕累托均衡状态来进行合约的设计。他认为，只有当市场达到帕累托均衡时，最优的风险分担机制才能产生，从而形成最优保险，而这一思路也对之后的研究产生了重要影响。Arrow（1963、1971、1974）、Aase（2002）均通过这一思路对最优保险问题进行了相关研究，并针对客观实际情况进行了相应的调整。Arrow（1963）首次在无约束条件下提出带有免赔额的保险合同作为最优合约形式，随后，Arrow（1974）又论证了当投保人是风险厌恶的理性人，并且保费满足一定条件时，带有免赔额的保险合同将会是最优的合约形式，从而为未来的保险合同设计研究奠定了基础。Raviv（1979）对 Arrow（1963、1974）的研究进行了拓展，指出最优保险合同的设计还应考虑到保险人的再保险行为，因为保险人对于再保险行为的选择将会影响最优保险合同的设计。值得注意的是，上述研究均假定保险赔付非负，并且市场中不存在道德风险，这显然与保险实践有一定偏差。随后不断有学者放松上述假定，对相关研究进行拓展，如 Gollier（1987）就不再假设保险赔付非负。另外，DePerez（1985）则在凸性假设下，求解出了最优再保险策略，以及数个保险人对保险市场中风险的最优分担方式，同时指出个体相同的风险分布不一定导致相同的保费。Young（1999）则在 Wang（1996）提出的保费准则

基础上,对最优保险合同进行了求解。由于 Wang (1996) 提出的保费准则是对于凸性假设的补充,因此 Young (1999) 的研究实际上对 DePerez (1985) 的研究进行了拓展与完善。Promislow (2005) 对保费函数以及优化问题中的目标函数进行了拓展,其结论推广了 DePerez (1985)、Wang (1996)、Young (1999) 的研究结果。Wang (2005) 则对最优保险合同设计中的约束条件进行了拓展,使用保险人的在险价值 (VaR) 作为约束条件设计出最优保险合同,并认为此时最优合约可以被三个看涨期权完全复制。Zhou (2008) 则考虑了保险人的承保风险,将承保损失不能过高作为限制条件,推导出最优合同形式。Sun (2015) 在 Zhou (2008) 提出的承保风险基础上,同时考虑了保险人的投资收益约束,进一步丰富了最优保险合同设计方面的研究成果。

囿于保险行业发展的历史原因,我国开展保险理论方面的研究起步较晚,对于最优保险合同设计方面的研究成果相对更是比较匮乏。徐新(2001) 针对事后信息对称和存在道德风险的情况下,使用委托-代理理论建立了相应的保险契约分析模型,并对某种道德风险情况下的最优保险契约的性质进行了探讨。李玮(2004) 聚焦在基本医疗保险领域,构建了医保体系的简单模型,详细讨论了有效防止医患共谋的保险合同的设计问题,并且得出了此类保险合同所具有的基本特性。宋慧燕(2006) 在市场不存在逆向选择和道德风险的假设下,利用期望效用模型分别考察了投保人是否有减损行为下的合约设计,其结果在于给出了最优费率和投保人的最优减损额。解百臣(2010) 利用博弈模型研究了保险契约的订立问题,结论认为道德风险与逆向选择行为的结果会相互叠加,对保险人的市场行为监管除了要加强理赔管理、信息披露制度建设外,对部分投保人蓄意骗保及大部分消费者维权意识不浓等情况同样需要予以关注。容易看出,国内有关最优保险合同设计的研究较少沿用 Borch (1962)、Arrow (1963、1970、1974) 等的框架,更多的是从信息经济学角度来研究的。

通过文献梳理我们发现,无论是国内外的相关研究,较少考虑来自外部监管部门对于保险合同设计的影响。自 2008 年世界金融危机爆发以来,全球都高度重视对金融系统的监管,适时成立了金融稳定理事会 (Financial Stability Board, 缩写为 FSB) 和遴选了全球系统重要性银行以及保险公司。国内的保险监管部门亦出台了一系列的监管政策,目的是守住不发生系统性区域金融风险的底线。在保险实践中,作为投资人,公司股东对于保险

人盈利性必然具有一定诉求，股东希望能够以分红或持有的股票市值增长等途径从公司成长中获得利益。而对于保险公司而言，公司盈利不仅来源于承保收益，还来源于投资收益，因此仅仅考虑由控制承保风险产生的约束是不够的。更重要的是，行业监管部门对于保险人日常经营提出的各类规定往往对保险人产生重大影响，尤其是对于保险人偿付能力的监管要求。例如，美国采用风险资本（RBC）作为监管标准，基于风险度量确定最低资本要求；欧盟偿付能力 II（Solvency II）于 2016 年 1 月 1 日正式生效，并作用于 28 个欧盟成员国，其中引入偿付资本需求（SCR）与最低资本需求（MCR）两个量化指标，一旦保险人不能满足资本需求，则相应监管措施将会自动启动。我国保监会于 2008 年颁布了《保险公司偿付能力规定》，即“偿一代”，对保险人偿付能力提出了一定的量化要求。接着，于 2012 年初发布《中国第二代偿付能力监管制度体系建设规划》，并于 2016 年 1 季度起正式实施该监管体系（简称“偿二代”）。“偿二代”是以风险为导向的，以定量资本、定性监管和市场约束机制为三大支柱，并将偿付能力充足率分为综合偿付能力充足率与核心偿付能力充足率两个维度。对于偿付能力不足的保险人，无论是在新产品开发还是在既有保险业务开展方面都将受到限制，进而影响公司的日常经营活动。

如上所述，目前全球各地区执行的对于保险人的监管体系大多以风险为导向，以偿付能力为重点监管指标，因此，保险人在日常经营中必须考虑到来自外部的监管要求，在实现盈利的同时保持偿付能力充足。正是基于这样的现实背景，本文以保险人内部的股东权益风险溢价和外部的偿付能力监管作为双重约束条件，研究设计最优保险合同。本文的研究不仅包含并拓展了 Arrow（1963）、Zhou（2008）、Sun（2015）等的研究结果，更在保险实践中有着较强的理论指导性。

二、模型构建

假设投保人为风险厌恶的理性人，具有 VNM 效用函数 $u(\cdot)$ ，即有 $u'(\cdot) > 0$ ， $u''(\cdot) < 0$ 。设投保人在一固定时间段的期初具有财富 w ，在投保期间至多发生一次风险事件，该事件将给投保人带来损失 X ， X 是随机变量且 $X \geq 0$ 。当风险事件发生时，保险人按照保险合同的约定给付投保人保险金 $I(X)$ ，且 $0 \leq I(X) < X$ ，即保险补偿金不能超过损失金额。

合约保费 π 为保险人未来赔付额期望值的某一函数，即 $\pi = h(E(I(X)))$ ，其中 $h(\cdot)$ 为单调递增函数，且 $h(0) = 0$ 。由此，投保人在期末的财富可表达为： $w - x + I(x) - h(E(I(X)))$ ，其中 x 为某一具体损失额。对于投保人而言，其目标函数为：

$$\max_{I(X)} Eu(w - X + I(X) - h(E(I(X))))$$

求解上述优化问题需要考察保险人面对何种的条件约束。设保险人上期结转至本期初的总资本为 EC 。为保证保险人在绝大多数风险情况下偿付能力充足，行业监管部门对于保险人的最低资本有明确量化要求，因此本文假设期初最低资本 S_0 已知，并且保险人能够通过精算测算出期末最低资本 S_1 。根据新一代监管体系（例如欧 II 体系和我国的偿二代体系），保险人风险管理能力评分将会影响最低资本要求，假定期初评分为 A_0 ，期末为 A_1 ，则总体最低资本要求期初为 A_0S_0 ，期末为 A_1S_1 。进一步，设最低资本仅能投资于低风险的固定收益类产品（如大额协议存款、国债等），可实现收益 r_f ；同时，总资本 EC 中除去最低资本外的其他资本则可在遵守相关规定的前提下自主选择投资标的，令 $a \in (0,1]$ 为可用于投资的比例并实现较高的风险收益 r_i 。除此之外，设保险人在本期期初收到的保费中可进行投资的比例是 β ，并也可实现风险收益 r_i 。于是，保险人投资总收益为 $a(EC - A_0S_0)(1+r_f) + A_0S_0(1+r_f) + r_i\beta h(EI)$ 。对于公司股东而言，预期公司期末可用于分发红利或用于再投资的资本要按一定的速度增长，而由于最低资本不能够随意支配，因此满足公司股东实际上要求的是资本 $(EC - A_0S_0)$ 要按一定速度增长，不妨设其增长速度为 r_e ，则股东要求转化为以下不等式约束：

$$E\left\{(EC - A_0S_0)(1+r_i) + A_0S_0(1+r_f) + h(EI) + r_i\beta h(EI) - I(X) - [(EC - A_0S_0)(1+r_e) + A_1S_1]\right\}^- \leq \delta_1,$$

其中， δ_1 为公司股东对于保险人盈利能力不及预期的容忍能力，即如果对股东而言增长速度不及预期会造成一定损失，则 δ_1 为股东能够接受的最大损失。与此同时，监管部门对于保险人偿付能力的要求，则使得保险人的资产在期末必须至少达到最低资本要求，则偿付能力限制转化为以下不等式：

$$E\left\{(EC - A_0S_0)(1+r_i) + A_0S_0(1+r_f) + h(EI) + r_i\beta h(EI) - I(X) - A_1S_1\right\}^- \leq \delta_2.$$

由于当保险人无法满足最低资本要求时，其日常经营活动将受到较大限制，为了避免这一情况的发生，保险人将会通过再融资手段（如股东增资、发行债券、股票非公开发行等）达到最低资本水平，因此此处的 δ_2 为保险人通过再融资能够获得的最大资金数额。

于是，同时满足股东权益要求和偿付能力限制的最优合约设计模型如下：

$$\max_{I(X)} Eu(w - X + I(X) - h(E(I(X)))) \quad (1)$$

$$s.t \quad E\left\{(EC - A_0S_0)(1+r_i) + A_0S_0(1+r_f) + h(EI) + r_i\beta h(EI) - I(X) - [(EC - A_0S_0)(1+r_e) + A_1S_1]\right\}^- \leq \delta_1, \quad (2)$$

$$E\left\{(EC - A_0S_0)(1+r_i) + A_0S_0(1+r_f) + h(EI) + r_i\beta h(EI) - I(X) - A_1S_1\right\}^- \leq \delta_2, \quad (3)$$

$$0 \leq I(X) \leq X. \quad (4)$$

化简约束条件 (2) (3), 并令

$$\lambda_1 = (EC - A_0S_0)(1+r_i) + A_0S_0(1+r_f) + h(EI) + r_i\beta h(EI) - [(EC - A_0S_0)(1+r_e) + A_1S_1], \quad (5)$$

$$\lambda_2 = (EC - A_0S_0)(1+r_i) + A_0S_0(1+r_f) + h(EI) + r_i\beta h(EI) - A_1S_1, \quad (6)$$

从而优化问题 (1) - (4) 可表述为:

$$\max_{I(X)} \quad Eu(w - X + I(X) - h(EI)) \quad (7)$$

$$s.t \quad E(\lambda_1 - I(X))^- \leq \delta_1, \quad (8)$$

$$E(\lambda_2 - I(X))^- \leq \delta_2, \quad (9)$$

$$0 \leq I(X) \leq X. \quad (10)$$

因保险人在期初满足偿付能力的要求, 即有 $EC > A_0S_0$, 从而

$(EC - A_0S_0)(1+r_e) > 0$, 于是可得 $\lambda_2 = \lambda_1 + (EC - A_0S_0)(1+r_e) > \lambda_1$ 。事

实上, 当 $(EC - A_0S_0)(1+r_e)$ 和 δ_2 较大而 δ_1 较小时, 约束条件 (8) 包含了约束条件 (9), 即当保险人资本状况良好, 总资本远大于最低资本要求时, 同时公司股东对于公司成长的要求又较高, 或者保险人再融资能力较强时, 满足约束条件 (8) 时即能同时满足约束条件 (9)。但在大多数情况下, 约束条件 (8) 并不能包含约束条件 (9), 二者将分别起到限制作用 (具体证明见附录 1)。

不同于 Arrow (1963), Zhou (2009) 与 Sun (2015) 的研究, 优化问题 (7) - (10) 不但考虑了保险人的承保风险与股东权益要求, 更考察了保险人的偿付能力限制。在上述约束条件同时作用的情况下最大化投保人的期望效用, 以此设计的最优保险合同才符合新一代监管体系下的保险实践。众所周知, 承保与投资是现代保险人实施双轮驱动战略的两个关键方面, 二者共同作用于保险人最终的经营成果, 而该成果亦将同时受到股东与相关监管部门的约束。因此, 在以股东权益要求和偿付能力约束下设计

最优保险合同会更加贴近于现实。根据式 (5)、(6)，当固定 δ_1 、 δ_2 时，直观上公司期初资本状况越好即 $(EC - A_0S_0)$ 越大、投资盈利能力越强即 r_i 、 r_f 越高、期末最低资本要求越低即 A_1S_1 越小，则约束 (8) 与约束 (9) 更容易得到满足。此外，需要注意到 A_0 、 A_1 的降低即保险公司风险控制能力的提高也将使得约束条件易于得到满足，这也与新一代偿付能力监管体系理念相符。一旦约束条件 (8) 没有得到满足，意味着公司股东不满意已有的经营成果使得持续经营的意愿会降低；而一旦约束 (9) 没有得到满足，则监管机构将会对保险人施加监管措施，二者均会影响公司的持续稳定经营。

三、固定保费下的最优保险合同设计

Promislow (2005) 针对 Arrow (1963) 中提出的最优化问题

$\max_{I(X)} Eu(w - X + I(X) - h(EI))$ ，证明了其解的形式可表达为

$I^*(X) = (X - d)^+$ ，即合约设计具有一定的免赔额 $d(> 0)$ ，当风险损失低于免赔额时，保险人不予赔付；当损失高于免赔额时，仅赔付高于免赔额的部分。于是，如果存在 $d > 0$ ，使得 $I^*(X) = (X - d)^+$ 能够满足约束条件 (8)、(9)，则其也将成为本文最优化问题 (7) - (10) 的解。

在本节中，我们研究保费 π 为定值的情形，即投保人的保费支出固定为某一外生给定的值。由于保费函数 $h(\cdot)$ 为单调递增函数，则其存在反函数 $h^{-1}(\cdot)$ ，并且该函数亦单调递增，因此可表示为 $h^{-1}(\pi) = E(I(X))$ 。于是优化问题 (7) - (10) 转化为：

$$\max_{I(X)} Eu(w - X + I(X) - \pi) \quad (11)$$

$$s.t \quad E(\lambda_1 - I(X))^- \leq \delta_1, \quad (12)$$

$$E(\lambda_2 - I(X))^- \leq \delta_2, \quad (13)$$

$$h^{-1}(\pi) = E(I(X)), \quad (14)$$

$$0 \leq I(X) \leq X. \quad (15)$$

首先, 若 $\pi > h(E(X))$, 由于 $\pi = h(E(I(X)))$, 则有

$h(E(I(X))) > h(E(X))$, 因此由 $h(\cdot)$ 的单调递增性可得到

$E(I(X)) > E(X)$, 这与 (15) 式矛盾; 若 $\pi < 0$, 则 $h(E(I(X))) < 0$, 即 $E(I(X)) < 0$, 亦与 (15) 式矛盾。于是, 我们有 $0 \leq \pi \leq h(E(X))$ 。

其次, 若 $h^{-1}(\pi) = E(I(X)) > \delta_1 + \lambda_1$, 则

$E(\lambda_1 - I(X))^- = E(I(X) - \lambda_1)^+ > E(I(X) - \lambda_1) > \delta_1$, 从而不满足约束条

件 (12); 若 $h^{-1}(\pi) = E(I(X)) > \delta_2 + \lambda_2$, 则有

$E(\lambda_2 - I(X))^- = E(I(X) - \lambda_2)^+ > E(I(X) - \lambda_2) > \delta_2$, 从而不满足约束

(13)。综上, 约束条件 (12) - (15) 可转化为:

$$\begin{cases} 0 \leq \pi \leq h(E(X)), \\ E(I(X)) \leq \min\{\delta_1 + \lambda_1, \delta_2 + \lambda_2\}. \end{cases}$$

(一) $\lambda_1 < 0$ 情形下的最优保险合同设计

当 $\lambda_1 < 0$ 时, 优化问题 (11) - (15) 的解可由以下三个命题给出。

命题 1: 当 $\lambda_2 < 0$ 时, 优化问题 (11) - (15) 的解为 $I_1^*(X) = (X - d)^+$,

其中 $d \geq 0$ 且满足 $E(X - d)^+ = h^{-1}(\pi)$ 。

证明: 当 $\lambda_1 < 0, \lambda_2 < 0$ 时, $E(\lambda_1 - I(X))^- = E(I(X) - \lambda_1) = E(I(X)) - \lambda_1$, 且

$E(I(X)) \leq \min\{\delta_1 + \lambda_1, \delta_2 + \lambda_2\}$, 于是 $E(\lambda_1 - I(X))^- \leq \delta_1$, 即约束 (12)

得到满足。同

理可证 $E(\lambda_2 - I(X))^- \leq \delta_2$, 即约束 (13) 得到满足, 于是优化问题 (11)

- (15) 退化为

无约束问题, 即 Arrow(1963) 提出的模型, 则其解为 $I_1^*(X)$ 且

$$E(X - d)^+ = h^{-1}(\pi)。证毕。$$

命题 2: 当 $\lambda_2 > 0$ 时, 若 $I_1^*(X) = (X - d)^+$ 满足约束 (13), 则优化问

题 (11) - (15) 的解即为 $I_1^*(X)$, 其中 $d \geq 0$ 满足 $E(X - d)^+ = h^{-1}(\pi)$;

并且 $E(\lambda_2 - I_1^*(X))^-$ 是 λ_2 的单调递减函数。

证明: 当 $\lambda_1 < 0$ 时, 约束 (12) 得到满足, 于是若 $I_1^*(X) = (X - d)^+$ 满

足约束 (13), $I_1^*(X) = (X - d)^+$ 即为问题 (11) - (15) 的解。

$E(\lambda_2 - I_1^*(X))^-$ 是 λ_2 的单调递减函数的证明详见附录 2。

命题 3: 当 $\lambda_2 > 0$ 时, 若 $I_1^*(X) = (X - d)^+$ 不满足约束 (13), 则优化问

题 (11) - (15) 的解为:

$$I_2^*(X) = \begin{cases} (X - d_{21})^+ & X \leq d_{21} + \lambda_2, \\ \lambda_2 & d_{21} + \lambda_2 < X \leq d_{22} + \lambda_2, \\ X - d_{22} & X > d_{22} + \lambda_2, \end{cases}$$

其中 $0 \leq d_{21} < d_{22}$ ，并且满足：

$$\begin{cases} E(X - d_{22} - \lambda_2)^+ = \delta_2 \\ E(X - d_{21})^+ - E(X - d_{21} - \lambda_2)^+ + E(X - d_{22} - \lambda_2)^+ = h^{-1}(\pi) \end{cases}$$

命题 3 的证明需要以下引理 1 和引理 2 作为基础。

引理 1: 若对任意的 $D \in [0, X]$ ， $L_1 \in R$ ， $L_2 \in R^+$ ，不等式

$$u(w - x + I_2^* - \pi) - L_1 I_2^* - L_2 (I_2^* - \lambda_2)^+ \geq u(w - x + D - \pi) - L_1 D - L_2 (D - \lambda_2)^+$$

成立，则对任意的， $D \in [0, X]$ ，

$$Eu(w - X + I_2^* - \pi) \geq Eu(w - X + D - \pi) \text{ 恒成立。 (证明见附录 3)}$$

根据上述引理 1，求解优化问题 $\max_{I(X)} Eu(w - X + I(X) - h(EI))$ 就

转化为求解优化

问题 $\max_{0 \leq y \leq x} u(w - x + y - \pi) - L_1 y - L_2 (y - \lambda_2)^+$ 。该问题的求解由以下引

理 2 给出。

引理 2: 优化问题

$\max_{0 \leq y \leq x} u(w - x + y - \pi) - L_1 y - L_2 (y - \lambda_2)^+$ ， $L_1 \in R, L_2 > 0$ 的解为：

$$y^* = \begin{cases} (x - \xi_1^+)^+ & x \leq \lambda_2 + \xi_1, \\ \lambda_2 & \lambda_2 + \xi_1 < x \leq \lambda_2 + \xi_2, \\ x - \xi_2^+ & x > \lambda_2 + \xi_2, \end{cases}$$

其中 $\xi_1 = w - \pi - v(L_1)$, $\xi_2 = w - \pi - v(L_1 + L_1)$ 。(证明详见附录 4)。

综合引理 1 与引理 2, 可得若 $I_1^*(X) = (X - d)^+$ 不满足约束 (13) 时, 即约束 (13) 成为紧约束时, 为了满足约束 (13), 优化问题 (11) - (15) 的解即为命题 3 给出的形式, 并且 $E(\lambda_2 - I_2^*(X))^- = \delta_2$,

$h^{-1}(\pi) = E(I_2^*(X))$ 。而由于

$$E(\lambda_2 - I_2^*(X))^- = E(I_2^*(X) - \lambda_2)^+ = \begin{cases} E(X - d_{21} - \lambda_2)^+ & d_{21} \leq x < d_{21} + \lambda_2, \\ E(\lambda_2 - \lambda_2) & d_{21} + \lambda_2 \leq x < d_{22} + \lambda_2, \\ E(X - d_{22} - \lambda_2)^+ & x \geq d_{22} + \lambda_2, \\ 0 & x < d_{21}, \end{cases}$$

, 于是 $E(\lambda_2 - I_2^*(X))^- = E(X - d_{22} - \lambda_2)^+$ 。又因

$E I_2^*(X) = E(X - d_{21})^+ - E(X - d_{21} - \lambda_2)^+ + E(X - d_{22} - \lambda_2)^+$, 于是 $I_2^*(X)$ 需要满足

$$\begin{cases} E(X - d_{22} - \lambda_2)^+ = \delta_2 \\ E(X - d_{21})^+ - E(X - d_{21} - \lambda_2)^+ + E(X - d_{22} - \lambda_2)^+ = h^{-1}(\pi) \end{cases}^{\circ}$$

由此证得命题 3。

(一) $\lambda_2 > \lambda_1 > 0$ 情形下的最优保险合同设计

首先, 若约束 (12)、(13) 均为非紧约束时, 优化问题 (11) - (15) 再次退化为 Arrow (1963) 中的无约束问题, 则解为 $I^*(X) = (X - d)^+$,

其中 $d \geq 0$ 满足 $E(X - d)^+ = h^{-1}(\pi)$ 。

其次, 若 (12) 为非紧约束, 而 (13) 为紧约束时, 该情况描述的保险实践为: 保险人期初总资本相对较少, 虽然偿付能力充足率达标, 但资本充足率水平一般, 导致保险人在期末虽然很有可能出现自由资本增长率

水平得到满足,但当大额的风险损失事件发生时其偿付能力无法得到保障,并且差额超过保险人能够通过再融资获得的资金补充。对于一些中小型保险公司,或正处在成长中的保险公司,在股东实力一般的情况下容易出现该种情况。此时,根据引理 1 与引理 2,可得出原优化问题 (11) - (15) 的解为:

$$I_2^*(X) = \begin{cases} (X - d_{21})^+ & X \leq d_{21} + \lambda_2, \\ \lambda_2 & d_{21} + \lambda_2 < X \leq d_{22} + \lambda_2, \\ X - d_{22} & X > d_{22} + \lambda_2, \end{cases}$$

其中 $0 \leq d_{21} < d_{22}$, 并且满足:

$$\begin{cases} E(X - d_{22} - \lambda_2)^+ = \delta_2 \\ E(X - d_{21})^+ - E(X - d_{21} - \lambda_2)^+ + E(X - d_{22} - \lambda_2)^+ = h^{-1}(\pi) \end{cases}$$

接着,若 (12) 为紧约束,而 (13) 为非紧约束时,该情况描述的保险实践为:保险人期初资本充足,并且投资能力与风险管理能力较好,从而在期末能够较好满足监管部门的最低资本要求,于是偿付能力限制不再是约束保险人的条件,但公司股东对于公司成长的要求却成为保险人的硬约束。对于一些成熟的大型保险公司,其股东经济实力较强,且自身经营水平较高,此时公司股东往往会对公司期末分红或规模扩张有一定要求,从而会出现上述情况。此时,根据引理 1 与引理 2,可得出原优化问题 (11) - (15) 的解为:

$$I_3^*(X) = \begin{cases} (X - d_{31})^+ & X \leq d_{31} + \lambda_1, \\ \lambda_1 & d_{31} + \lambda_1 < X \leq d_{32} + \lambda_1, \\ X - d_{32} & X > d_{32} + \lambda_1, \end{cases}$$

其中 $0 \leq d_{31} < d_{32}$, 并且满足:

$$\begin{cases} E(X - d_{32} - \lambda_1)^+ = \delta_1 \\ E(X - d_{31})^+ - E(X - d_{31} - \lambda_1)^+ + E(X - d_{32} - \lambda_1)^+ = h^{-1}(\pi) \end{cases}$$

最后,若 (12)、(13) 均为紧约束时,该情况描述的保险实践是:保

险人整体实力不强，资本状况一般，投资水平较差，风险管理能力不佳，而公司股东又希望立刻获得公司成长带来的收益，从而导致无论是偿付能力还是投资回报均会成为保险人的硬限制因素，影响其经营。这种情况对应于一些处在发展瓶颈期或者衰退期的保险公司。此时优化问题（11）-（15）的解由下列等式给出（证明见附录 5）：

$$I_4^*(X) = \begin{cases} (X - d_{41})^+ & X \leq d_{41} + \lambda_1, \\ \lambda_1 & d_{41} + \lambda_1 < X \leq d_{42} + \lambda_1, \\ X - d_{42} & d_{42} + \lambda_2 < X \leq d_{42} + \lambda_2, \\ \lambda_2 & d_{42} + \lambda_2 < X \leq d_{43} + \lambda_2, \\ X - d_{43} & X > d_{43} + \lambda_2, \end{cases}$$

其中 $0 \leq d_{41} < d_{42} < d_{43}$ ，并且满足：

$$E(I_4^*(X) - \lambda_1)^+ = \delta_1, \quad E(I_4^*(X) - \lambda_2)^+ = \delta_2, \quad EI_4^*(X) = h^{-1}(\pi)。$$

因此综合以上讨论，总结所有情况给出以下命题 4：

命题 4: (a) 当（12）、（13）均为非紧约束时，优化问题（11）-（15）的解为 $I_1^*(X)$ ；

(b) 当（12）为非紧约束、（13）为紧约束时，优化问题（11）-（15）的解为 $I_2^*(X)$ ；

(c) 当（12）为紧约束、（13）为非紧约束时，优化问题（11）-（15）的解为 $I_3^*(X)$ ；

(d) 当（12）、（13）均为紧约束时，优化问题（11）-（15）的解为 $I_4^*(X)$ 。

从最优合约 $I_1^*(X)$ 到 $I_4^*(X)$ 都有一个共性特征，即设计了“免赔额”以使得投保人在一定程度上和保险人共担风险。更进一步我们发现，随着保险人所受约束的不同，最优合约设计的层级亦不同。如，受内外部双重

约束的最优合约 $I_4^*(X)$ 具有“五层”分级赔付的结构，意味着面对不同损失程度的保险人，其对应的保险赔付亦不同，实际上反映出保险人在应对可能造成的不同级别风险损失上对风险的定价更加精准，从而也就降低了自身的风险。在保险实践中，车险以及诸如地震等巨灾保险都采取了这样的合约设计。

(二) 固定保费下最优合约的比较

在固定保费之下，根据保险人所受约束的不同，如命题 4 所示，最优合约形式将有所改变，从而投保人获得的损失赔付与保障水平也有所改变，因此对于不同最优合约间的比较具有一定意义。比较结果可由以下命题 5 给出（证明详见附录 6）：

命题 5: (a) 如果 $I_2^*(X)$ 作为最优合约，则免赔额满足关系式： $d_{21} < d < d_{22}$ ；

(b) 如果 $I_3^*(X)$ 作为最优合约，则免赔额满足关系式：

$$d_{31} < d < d_{32}；$$

(c) 如果 $I_4^*(X)$ 作为最优合约，则免赔额满足关系式：

$$d_{21} < d_{42} < d_{32} < d_{43} = d_{22}。$$

(d) 如果优化问题由仅有约束 (12) 转变为同时具有约束 (12) 与 (13) 时，此时最优合约由 $I_3^*(X)$ 变为 $I_2^*(X)$ ，则二者所对应的免赔额满足关系式 $d_{32} < d_{22}$ ，并且当 $\lambda_2 \rightarrow \lambda_1$ 时， $d_{31} > d_{21}$ 。

根据上述命题 5，在固定保费情况下，无论是约束 (12) 产生作用还是约束 (13) 产生作用都将导致最终形成的最优保险合同中的免赔额与无约束下形成的合约中的免赔额产生较大差异，以及合约结构亦不同。免赔额的差异反映出在有无约束下的合约设计中，保险人和投保人共担风险的程度不同；合约结构的不同表明保险人在处理风险事件中对风险的把握更有针对性，从而有效降低了自身的风险。如，由命题 5 (a)、5 (b) 可见，

最优合约 $I_2^*(X)$ 与 $I_3^*(X)$ 对于高额的风险损失所设定的免赔额均比

$I_1^*(X)$ 高，对低额的风险损失所设定的免赔额都较低，并且均在损失额处在某一区间内时采用了固定的赔付额。这就意味着保险人通过不同层级不同免赔额的设计，采取降低高额损失赔付、提升低额损失赔付的方式对于风险进行分层管理，不但可以改善自身的风险状况，而且可以满足内在的股东要求和外在的监管约束。命题 5 (c)、(d) 表明，当保险人面对严格的外在约束时，最优合约对于高额损失的赔付进一步减少，以及会进一步增加风险损失分层的数量，通过对于不同损失额的重新分层精准定价，以期更好的管理自身风险。这样的最优合约设计意味着在股东权益诉求和偿付能力限制的双重约束下，多层次的赔付使得保险人在处理风险损失时更加游刃有余。实际上，各个国家的巨灾保险尤其是地震保险的合约设计均是分层设计：当风险损失处在中低额度时，实际损失处在不同的区间对应着不同的免赔额，亦即风险由保险人和投保人共担；当风险损失达到一定额度时，保险人无力自己一人承担，此时将由政府做最后的兜底保障。

四、可变保费下的最优合约设计

在本文第 1 与第 2 部分，基于固定保费对优化问题 (11) - (15) 进行了求解，并对最优合约进行了比较与讨论。很显然，由于 $\pi = h(EI^*)$ ，因此所求出的最优合约中各免赔额均为保费 π 的函数。所以，当 π 不再外生给定而是内生决定时，即意味着 EI^* 不再固定为某一常数，从而会影响到各个最优合约中包含的免赔额。此时由于优化问题 (11) - (15) 的复杂性，难以给出最优保险合约中各免赔额的解析解，也同样无法给出最优保费的解析解。因此，本节将给出以上关键变量最优解需要满足的隐式方程，为寻找数值解奠定基础。

令 $\lambda_1 = w_1 + (1 + r_i\beta)h(EI^*)$ ， $\lambda_2 = w_2 + (1 + r_i\beta)h(EI^*)$ ，于是

$$w_1 = (EC - A_0S_0)(1 + r_i) + A_0S_0(1 + r_f) - [(EC - A_0S_0)(1 + r_e) + A_1S_1],$$

$$w_2 = (EC - A_0S_0)(1 + r_i) + A_0S_0(1 + r_f) - A_1S_1.$$

同时，再令 $c = 1 + r_i\beta$ 。

命题 6: (a) 如果 $I_1^*(X)$ 是优化问题 (11) - (15) 的解, 则免赔额满足下列关系式:

$$u'(w - d - h(EI^*)) = h'(EI^*)Eu'(w - X + I^*(X) - h(EI^*)).$$

(b) 如果 $I_2^*(X)$ 是优化问题 (11) - (15) 的解, 则免赔额满足下列关系式:

$$\begin{aligned} & ch'(EI_2^*)Eu'(w - X - h(EI_2^*))I_{\{X < d_{21}\}} + ch'(EI_2^*)u'(w - d_{21} - h(EI_2^*))p(X > d_{21}) \\ &= u'(w - d_{21} - h(EI_2^*)) + (c-1)h'(EI_2^*)Eu'(w - X + I_2^* - h(EI_2^*)), \\ & E(X - d_{22} - \lambda_2)^+ = \delta_2, \quad ch(EI_2^*) + w_2 = \lambda_2. \end{aligned}$$

(c) 如果 $I_3^*(X)$ 是优化问题 (11) - (15) 的解, 则免赔额满足下列关系式:

$$\begin{aligned} & ch'(EI_3^*)Eu'(w - X - h(EI_3^*))I_{\{X < d_{31}\}} + ch'(EI_3^*)u'(w - d_{31} - h(EI_3^*))p(X > d_{31}) \\ &= u'(w - d_{31} - h(EI_3^*)) + (c-1)h'(EI_3^*)Eu'(w - X + I_3^* - h(EI_3^*)), \\ & E(X - d_{31} - \lambda_1)^+ = \delta_1, \quad ch(EI_3^*) + w_1 = \lambda_1. \end{aligned}$$

(d) 如果 $I_4^*(X)$ 是优化问题 (11) - (15) 的解, 则免赔额满足下列关系式:

$$\begin{aligned} & ch'(EI_4^*)Eu'(w - X - h(EI_4^*))I_{\{X < d_{41}\}} + ch'(EI_4^*)u'(w - d_{41} - h(EI_4^*))p(X > d_{41}) \\ &= u'(w - d_{41} - h(EI_4^*)) + (c-1)h'(EI_4^*)Eu'(w - X + I_4^* - h(EI_4^*)), \\ & E(X - d_{42} - \lambda_1)^+ - E(X - d_{42} - \lambda_2)^+ + E(X - d_{43} - \lambda_2)^+ = \delta_1, \\ & E(X - d_{43} - \lambda_2)^+ = \delta_2, \\ & c\{E(X - d_{41})^+ - E(X - d_{41} - \lambda_1)^+ + E(X - d_{42} - \lambda_1)^+ - E(X - d_{42} - \lambda_2)^+ + E(X - d_{43} - \lambda_2)^+\} + w_1 = \lambda_1, \\ & c\{E(X - d_{41})^+ - E(X - d_{41} - \lambda_1)^+ + E(X - d_{42} - \lambda_1)^+ - E(X - d_{42} - \lambda_2)^+ + E(X - d_{43} - \lambda_2)^+\} + w_2 = \lambda_2. \end{aligned}$$

当保费可变动时，命题 6 给出的最优合约和相对应的免赔额并不直观，其经济学含义和保险学含义亦不是很直观，因此接下来我们将以具体算例来进一步说明。

五、算例研究

在第 3 节的讨论中，给出了免赔额需要满足的隐式方程。当给定优化问题 (11) - (15) 中相关函数的具体形式时，最优保险合同将可以表达出来。

为方便计算与比较，与 Zhou (2009)、Sun (2015) 的研究相类似，给出如下算例：对于拥有财富值为 w 的投保人，设其效用函数为

$$u(w) = w - \frac{1}{2}aw^2, a > 0, \text{ 显然其是风险厌恶型的；保费函数 } h(\cdot) \text{ 由}$$

$$h(EI) = (1 + \theta)EI \text{ 给出，其中 } \theta > 0. \text{ 注意到，当 } w < \frac{1}{a} \text{ 时，投保人的效}$$

用随财富递增，但边际效用递减。于是，我们可令投保人的初始财富为 $\frac{1}{a}$ 。

进一步，设投保人的随机风险损失 X 的密度函数为 $f(x) = \lambda_0 e^{-\lambda_0 x}$,

从而其分布函数为 $F(x) = 1 - e^{-\lambda_0 x}$ 。对于 $I_1^*(X)$ ，将上述设定的效用函数

带入命题 6 (a) 的等式

$u'(w - d^* - h(EI^*)) = h'(EI^*)Eu'(w - X + I^*(X) - h(EI^*))$ 中，则可推出：

$$a\theta w - \theta - \frac{a(1 + \theta)}{\lambda_0} = \frac{a(\theta^2 - 1)}{\lambda_0} e^{-d\lambda_0} - ad.$$

对于 $I_2^*(X)$ ，则可由命题 6 (b) 的关系式得到：

$$\frac{a}{\lambda_0} - \frac{ad_{21}}{1 + \theta} + a\left(\frac{c + \theta - 1}{1 + \theta}\right)\left(\frac{\lambda_2 - w_2}{c}\right) - \frac{ac}{\lambda_0} e^{-d_{21}\lambda_0} = 0, \delta_2 = \frac{1}{\lambda_0} e^{-(d_{22} + \lambda_2)\lambda_0},$$

$$\frac{c(1 + \theta)}{\lambda_0} (e^{-d_{21}\lambda_0} - e^{-(d_{21} + \lambda_2)\lambda_0} + e^{-(d_{22} + \lambda_2)\lambda_0}) - \lambda_2 + w_2 = 0.$$

类似的，对于 $I_3^*(X)$ 可由命题 6 (c) 中的关系式得到：

$$\frac{a}{\lambda_0} - \frac{ad_{31}}{1+\theta} + a\left(\frac{c+\theta-1}{1+\theta}\right)\left(\frac{\lambda_1-w_1}{c}\right) - \frac{ac}{\lambda_0}e^{-d_{31}\lambda_0} = 0, \quad \delta_1 = \frac{1}{\lambda_0}e^{-(d_{32}+\lambda_1)\lambda_0},$$

$$\frac{c(1+\theta)}{\lambda_0}(e^{-d_{31}\lambda_0} - e^{-(d_{31}+\lambda_1)\lambda_0} + e^{-(d_{32}+\lambda_1)\lambda_0}) - \lambda_1 + w_1 = 0.$$

对于 $I_4^*(X)$ ，同样可以根据命题 6 (d) 得到如下关系式：

$$\frac{a}{\lambda_0} - \frac{ad_{41}}{1+\theta} + a\left(\frac{c+\theta-1}{1+\theta}\right)\left(\frac{\lambda_1-w_1}{c}\right) - \frac{ac}{\lambda_0}e^{-d_{41}\lambda_0} = 0,$$

$$\delta_1 = \frac{1}{\lambda_0}(e^{-(d_{42}+\lambda_1)\lambda_0} - e^{-(d_{42}+\lambda_2)\lambda_0} + e^{-(d_{43}+\lambda_2)\lambda_0}), \quad \delta_2 = \frac{1}{\lambda_0}e^{-(d_{43}+\lambda_2)\lambda_0},$$

$$\frac{c(1+\theta)}{\lambda_0}(e^{-d_{41}\lambda_0} - e^{-(d_{41}+\lambda_1)\lambda_0} + e^{-(d_{42}+\lambda_1)\lambda_0} - e^{-(d_{42}+\lambda_2)\lambda_0} + e^{-(d_{43}+\lambda_2)\lambda_0}) - \lambda_1 + w_1 = 0,$$

$$\frac{c(1+\theta)}{\lambda_0}(e^{-d_{41}\lambda_0} - e^{-(d_{41}+\lambda_1)\lambda_0} + e^{-(d_{42}+\lambda_1)\lambda_0} - e^{-(d_{42}+\lambda_2)\lambda_0} + e^{-(d_{43}+\lambda_2)\lambda_0}) - \lambda_2 + w_2 = 0.$$

现在对以上关系式中涉及到的参量赋予一定的数值，不妨令 $c=1.03$ ，

$$a=0.5, \quad \lambda_0=0.2, \quad \theta=0.2, \quad w=2, \quad w_1=1, \quad w_2=1.5, \quad \delta_1=0.5,$$

$\delta_2=0.3$ 。根据以上各关系式，利用 Matlab 软件可对超越方程进行求解，

得到 $I_1^*(X)$ 和 $d \approx 3.72$ 。将 $I_1^*(X)$ 带入约束条件 (12)，则可得

$$E(w_1 + ch(EI_1^*) - I_1^*(X))^- \approx 1.08, \quad \text{该值大于 } \delta_1, \quad \text{因此 } I_1^*(X) \text{ 不是优化}$$

问题 (11)-(15) 的解。于是，需要考虑 $I_2^*(X)$ 、 $I_3^*(X)$ 或 $I_4^*(X)$ 。对 $I_2^*(X)$

与 $I_3^*(X)$ 进行求解，则可得：

$$I_2^*(X) = \begin{cases} (X - 3.18)^+ & X \leq 6.71 \\ 3.53 & 6.71 < X \leq 14.07, \\ X - 10.54 & X \geq 14.07 \end{cases}, \quad I_3^*(X) = \begin{cases} (X - 3.24)^+ & X \leq 6.36 \\ 3.12 & 6.36 < X \leq 11.5 \\ X - 8.40 & X \geq 11.5 \end{cases}$$

经检验， $I_3^*(X)$ 不能满足约束 (13)，而由于

$E(w_1 + ch(EI_2^*) - I_2^*(X))^- \approx 0.44 < \delta_1$ ，于是 $I_2^*(X)$ 满足约束 (12)，因此

此时不需要继续求解 $I_4^*(X)$ ，最优保险合同即为 $I_2^*(X)$ 。观察 $I_1^*(X)$ 、

$I_2^*(X)$ 与 $I_3^*(X)$ ，与 $I_1^*(X)$ 相比，最优合约 $I_2^*(X)$ 除了在损失低于 6.71

时赔付较多外，其他损失发生时，赔付均小于 $I_1^*(X)$ ；与 $I_3^*(X)$ 相比，最

优合约 $I_2^*(X)$ 具有更高的固定赔付额部分，并且在高额损失部分赔付更

少。此即意味着，由于同时考虑股东对收益的要求以及相关监管部门对于偿付能力的要求，保险人在提供合同时将受到更大限制，从而导致投保人可选合约种类减少，从而降低了投保人的消费剩余。

进一步，若令 $\delta_1 = 0.4$ ，则 $I_3^*(X)$ 不能满足约束 (13)，而 $I_2^*(X)$ 不

能够满足约束 (12)，于是最优保险合同为 $I_4^*(X)$ ：

$$I_4^*(X) = \begin{cases} (X - 3.15)^+ & X \leq 6.12, \\ 2.97 & 6.12 < X \leq 7.80, \\ X - 4.83 & 7.80 < X \leq 8.30, \\ 3.47 & 8.30 < X \leq 14.07, \\ X - 10.60 & X \geq 14.07. \end{cases}$$

六、本文结论在中国情境的释义¹

中国第二代偿付能力监管制度体系（简称“偿二代”）于2016年1月1日起正式实施，各保险公司按照要求，每季度末对公司偿付能力信息进行披露。根据最新披露数据显示，在2016年第三季度财产险保险公司偿付能力统计中，前海联合财险核心偿付能力达到5178.28%、珠峰财险核心偿付能力达到2484.28%、海峡金桥核心偿付能力达到2254%，在行业中均属于较高水平，但其净资产分别仅有9.8亿元人民币、9.6亿元人民币、15亿元人民币。而规模较大、成立时间较长的平安财产保险核心偿付能力为268.55%，太平洋财产保险核心偿付能力为267%，在行业中均属于中等水平，但其净资产分别达到680亿元人民币与347亿元人民币。进一步考察第三季度净利润情况，前海联合为-1522万元，珠峰财险为-3846万元，海峡金桥为362万元，而平安财产保险净利润达到34亿元，太平洋财产保险净利润也达到13亿元。以上情况表明，保险人的核心偿付能力和净资产并非总是同向变化的，也就意味着在一个固定期间内，外在的监管约束和内在的股东权益要求对保险人来说，有可能只满足其一，也有可能均满足。在内外约束条件都满足的情况下，自然实现了保险公司的股东、监管部门以及投保人多赢的局面；在只满足其一的情况下，保险人要么受到来自股东的盈利压力，要么受到来自监管部门的质询，都将会影响到公司的正常运营。因此，本文所提出的在两个内外部约束条件下寻求最优保险合同是有着深刻现实背景的。

此外，本文在刻画内外部约束条件时引入了较多的参量，亦都来自于保险实践，结论也与实践比较符合。例如，根据保监会公布的2016年度第三季度偿付能力数据进行排序，发现传统大型财险公司排名均处在中段，偿付能力较高的公司多为中小型保险公司，而这一实际现象在某种程度上恰恰符合了本文研究结论。由于大型保险公司资产管理与风险管理能力较强，因此其风险容忍程度较高，能够将偿付能力持续保持在适度的水平之上，并确保在大概率情况下不会发生偿付能力不足的问题。而一旦极端风险出现，其股东雄厚的经济实力又能确保公司获得充足的资金注入，因此

¹ 本节数据来源：各保险公司2016年第3季度偿付能力报告；中国保险监督管理委员会。

例如中国人保、平安、太平洋等财产保险公司，其对应的模型中的 δ_2 较大，约束（13）易于得到满足。该种类型的公司由于风险管理能力强，因此敢于承保各类风险，进而带来高额保费收入，而相对较好的投资能力又能实现较高投资收益，从而约束（12）易于满足。相较之下，中小保险公司、或新成立的保险公司则受制于自身实力和保险行业集中度较高的特性，使得保费收入相对较少，虽然满足了外部监管的偿付能力充足要求，但公司却难以通过承保和投资赚取利润，也即在实现公司股东权益方面受到抑制。由以上实际情况并结合本文结论可知，由于大型保险公司容易满足约束（12）、（13），因此该类型公司能够提供 I_2^* 、 I_3^* 甚至 I_1^* 型保险合同，而 I_1^* 合约相较 I_2^* 、 I_3^* 通常能够给投保人带来更大的效用。相比较而言，小型保险公司往往只能提供 I_2^* 、 I_3^* 型保险合同，甚至是 I_4^* 型合同，从而进一步削弱了中小型保险产品产品在多样性和保障方面的竞争力。

以“机动车交通事故责任强制保险（即交强险）”为例，本文研究结论在保险实践中设计保险合同具有一定的指导意义。在2015年度，国内共有60家险企开展交强险业务，行业保费收入1571亿元，但承保利润为-49亿元，承保公司大多难以通过承保交强险业务获利，而盈利企业大多通过投资端收益来实现综合盈利。其中，仅人保财险与平安财险两家大型保险公司就占据交强险业务的49.1%的市场份额，原因在于大型保险公司易于满足内外部的约束条件，因此其保险产品更具吸引力。因此，在商业车险费率市场化改革已经推行的背景下，交强险费率的市场化改革也箭在弦上，这对其他开展交强险业务的中小型保险公司既是机遇又是挑战。根据本文结论，在政策允许下中小型保险公司可以调整保单设计形式，如采用 I_2^* 、 I_3^* 型合约，将能够使更多保险公司在开展交强险业务时实现多赢的局面。同时，也会吸引更多保险人积极参与到交强险业务中来，降低交强险业务的市场集中度，提升整体效率。

七、结语

保险合同设计是保险公司开展各项业务的前提，好的合约能够满足多方需求实现共赢。本文在传统的 Arrow(1963)最优保险合同设计模型的基础之上，拓展了有实际背景的条件约束，即同时考虑了内在的保险公司股东权益要求和外部的监管部门对于保险人偿付能力的约束，并求解出了内外双重约束下的最优保险合同。结果显示，当保险人不受任何约束时，最优保险合同将回归到 Arrow(1963)的结果；当保险人仅受到其中一个约束限制时，最优保险合同设计将分三层给出，并在中间层采用固定赔付额形式；当保险人同时受到两个约束限制时，最优保险合同将分为五层，并在第二、第四层采用了固定赔付额。

进一步研究发现，保险人通过对保险标的的风险损失进行分层定价与管理的方式，能够较好地管理自身的风险以及满足来自内外部的约束，即合约不再对不同损失采用统一免赔额，而是针对不同损失额采用相应不同的免赔额。本文的模型建立和结论有着显著的实际背景，特别是对即将进行的交强险费率市场化改革以及巨灾类保险产品的定价都有着一定的理论指导性。当然，本文的理论模型还有着进一步的拓展空间，比如考虑投保人的预算约束，这将是我们的后续研究的方向。

参考文献

- [1] Aase, K.K., 2002, "Perspectives of risk sharing", *Scandinavian Actuarial Journal*, No.2: 73–128.
- [2] Arrow, K.J., 1963, "Uncertainty and the welfare economics of medical care", *The American Economic Review*53(5): 941-973.
- [3] Arrow, K.J., 1971, "*Essays in the Theory of Risk-Bearing*", Markham Publishing Co..
- [4] Arrow, K.J., 1974, "Optimal insurance and generalized deductibles", *Scandinavian Actuarial Journal*, No.1: 1–42.
- [5] Basak S, Shapiro A., 2001, "Value-at-Risk Based Risk Management: Optimal Policies and Asset Prices", *Review of Financial Studies*14(2): 371-405.
- [6] Borch, K., 1962, "Equilibrium in a reinsurance market", *Econometrica*30(3): 424–444.

- [7] Denneberg D., 2002, "Conditional expectation for monotone measures, the discrete case", *Journal of Mathematical Economics*37(2): 105-121.
- [8] DePerez, O., Gerber, H.U., 1985, "On convex principles of premium calculation", *Insurance: Mathematics and Economics*4(3): 179–189.
- [9] Duffie D, Pan J., 1997 "An Overview of Value at Risk", *Journal of Derivatives*4(3): 7-49.
- [10] Gajek, L., Zagrodny, D., 2000, "Insurer's optimal reinsurance strategies", *Insurance: Mathematics and Economics*27(1): 105–112.
- [11] Gajek L, Zagrodny D., 2004, "Optimal reinsurance under general risk measures", *Insurance Mathematics & Economics*34(2): 227-240.
- [12] Gollier C., 1987, "The Design of Optimal Insurance Contracts without the Nonnegativity Constraint on Claims", *Journal of Risk & Insurance*54(2): 314-324.
- [13] Huang, H.H., 2006, "Optimal insurance contract under a value-at-risk constraint", *The Geneva Risk and Insurance Review*31(2):91-110
- [14] Promislow, S.D., Young, V.R., 2005, "Unifying framework for optimal insurance", *Insurance: Mathematics and Economics*36(3): 347–364.
- [15] Raviv, A., 1979, "The design of optimal insurance policy", *American Economic Review*69(1): 84–96.
- [16] Wang S., 1996, "Premium Calculation by Transforming the Layer Premium Density", *Astin Bulletin*26(1): 71-92.
- [17] Wang C P, Shyu D, Huang H H., 2005, "Optimal Insurance Design Under a Value-at-Risk Framework", *The Geneva Risk and Insurance Review*30(2): 161-179.
- [18] Young V R., 1999, "Optimal insurance under Wang's premium principle", *Insurance: Mathematics and Economics*25(2): 109-122.
- [19] Zhou C, Wu C., 2009, "Optimal insurance under the insurer's risk constraint", *The Geneva Risk and Insurance Review*34(2): 140-154.
- [20] Zhou C, Wu C, Zhang S, Huang X., 2008, "An optimal insurance strategy for an individual under an intertemporal equilibrium", *Insurance: Mathematics and Economics*42(1): 255-260.
- [21] Wujun Sun, Dandan Dong., 2015, "On the optimal design of insurance

contracts with the restriction of equity risk", *Economic Modelling* 51: 646–652

[22] 徐新, 邱苑华, 2001, “一类道德风险情况下的最优保险契约模型”, *系统工程理论与实践* 21(4):84-87。

[23] 李玮, 黄丞, 蒋馥, 2004, “基本医疗保险中共谋问题的研究与防范”, *管理工程学报* 18(3):6-9。

[24] 宋慧燕, 李萍, 杨保庭, 2006, “巨额风险合同设计与投保人最优减损策略”, *应用数学(S1)*:229-232。

[25] 解百臣, 王一舒, 商利峰, 2010, “考虑逆向选择与道德风险的保险契约研究”, *西南交通大学学报(社会科学版)* 11(6):13-18。



7

保險公司經營

财险公司经营效率及其影响因素研究

——基于门槛效应模型的分析

陈华、丁宇刚¹

摘要：

本文采用我国 44 家财产保险公司 2008 年到 2015 年的样本数据，运用数据包络分析对财险公司的经营效率进行度量，并运用门槛效应模型对财险公司经营效率影响因素进行实证分析，最后采用样本分组的方式对回归结果进行了稳健性检验。通过理论分析和实证检验，本文得到的主要结论有：人力资本结构对于财险公司经营效率有显著影响，提高员工的受教育水平和技能水平以及员工年龄结构年轻化有利于财险公司经营效率的提升；对于不同规模的财险公司，财务杠杆、承保能力与业务结构对经营效率的影响效果存在差异。

关键词：财险公司，经营效率，门槛效应模型

一、前言与文献综述

21 世纪以来，我国保险业持续快速发展，保费总额不断增长，保险市场结构不断完善。2000 年我国保费总额为 1598 亿元，到 2015 年我国保费总额达到 24282 亿元，增长了 15 倍多；在这 16 年间，我国保费平均增长率为 20.48%，比 GDP 平均增速 14.66% 高出 5.82 个百分点。除了 2011 年寿险保费出现下降的情况，我国财险保费和寿险保费在 2000 年到 2015 年间都呈现稳定增长趋势；另外，我国财险公司保费份额（财险公司保费份额/总保费）总体上呈上升趋势，财险行业在国民经济中风险分散和损失补偿方面发挥着越来越重要的作用²。但是，由于我国保险业成长时间较晚，相比于国外成熟市场的保险公司，我国保险公司虽然规模上升快，但在经营效率上还存在较大的差距。经营管理理念落后、风险管理不到位、高端保险人才缺乏等诸多因素制约着我国保险公司的经营效率的提升。特别是加入国际贸易组织以

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

² 数据来源：2001 年到 2016 年《中国统计年鉴》。

来，伴随着我国保险业的对内对外开放进度，使得保险公司数量持续增加，竞争日趋激烈。因此，如何从根本上提升我国保险公司的技术水平和竞争能力，从而实现我国保险业的持续健康发展，成为亟须解决的问题，也成为理论和实务关注的重点和热点。基于此背景，本文以我国财险公司为研究对象，实证分析财险公司的经营效率及其影响因素，为我国财险公司提升经营效率提出相关建议。

保险公司经营效率及其影响因素一直是国内外学者研究的重点和热点。对这个问题的研究，首先要弄清楚如何度量经营效率。目前流行的度量保险公司经营效率的方法是“前沿效率衡量法”，这种方法主要分为随机前沿分析（SFA）和数据包络分析（DEA）¹。虽然这两种方法都可以刻画“前沿效率（相对效率）”，但是这两种分析方法因各自假设和对数据的处理过程的不同，所以有各自的适用情形。随机前沿分析需要假设一个生产函数，并将企业的非效率成份分解为两个部分：环境因素导致的非效率以及随机误差导致的非效率。也就是说把传统的计量回归方程的随机误差项分解为两个随机误差项之和，然后再利用计量方法进行处理。数据包络分析是一种数值规划分析方法，其假设和约束条件较少，在这一点上数据包络分析比随机前沿分析更能反映实际情况。但是，只有环境因素导致的非效率才是企业与前沿真正的偏差，而在数据包络分析中，任何因素导致的偏离都被归属于非效率，没有考虑随机因素给企业效率带来的影响，所以这一点是不符合实际的。因此，这两种前沿效率分析方法各有利弊，支持它们的学者也各有不同。

一些学者认为很多保险公司对外公布的数据的透明度较低，所以解决随机冲击和测量误差带来的效率偏差问题在度量保险公司经营效率时尤为重要（黄薇，2006；Miyashita & Yoneyama, 2011）。因此，这些学者支持并运用随机前沿分析来度量保险公司的经营效率。例如，黄薇（2006）运用随机前沿分析对 1999–2004 年中国 28 保险机构的成本效率和利润效率进行了评估，评估得到保险公司平均成本效率和利润效率分别是 37.12%和 11.79%，说明保险公司成本管理能力和盈利能力都很低。而另外一些学者认为随机前沿方法对于生产函数以及误差项的分布函数的假设与现实不符，所以他们运用更为直接的、不需要过多假设的数据包络分析来测量保险公司的经营效率。例如，国外最新研究运用数据包络分析度量了 1997 年到 2013 年瑞士财险公司和寿险公司的成本效率和产出效率，发现财险公司的成本效率和产出效率在上升，而寿险公司的效率在下降（Biener & Eling, 2016）。本文认为数据问题是可以解决的，但是模型假设不符合实际的话就会导致结果从本质

¹ 前沿效率度量法还包括自由分配法（FDH），但这种方法在分析前沿效率时并不常见，故在此不做阐述。有兴趣者可以参见 Cummins J D, Zi H. Comparison of Frontier Efficiency Methods: An Application to the U.S. Life Insurance Industry[J]. Journal of Productivity Analysis, 1998, 10(2):131-152.

上偏离实际情况，而且随着我国保险公司数据统计工作的不断完善，数据透明度会越来越高，所以本文选择数据包络分析度量保险公司的经营效率。

在弄清楚怎么度量保险公司经营绩效之后，需要解决的第二个问题是，哪些因素会影响以及如何影响保险公司经营效率。因此，很多学者对影响保险公司效率的因素进行了分析，主要运用的分析方法 SFA、两阶段 DEA 和三阶段 DEA。在这些研究当中，研究公司规模、组织形式、集团化、公司治理结构和市场结构对保险公司经营效率的影响的文献居多。例如，Cummins & Zi (1998) 运用三种前沿分析方法对 1988-1992 年美国寿险公司的成本效率进行度量并分析公司规模对效率的影响，其实证结果表明，虽然不同的方法得到的结果存在差异，但是美国寿险公司的成本效率整体上与公司规模呈正相关。再如，Brockett et al (2005) 用 DEA 方法分析美国财产保险公司的效率，并比较股份制公司和相互制公司之间效率的差别，他的实证结果表明股份制保险公司的成本效率和技术效率要高于相互制保险公司。

除了对上述影响因素分析之外，还有很多学者紧跟时代步伐，实证研究了很多与热点问题挂钩的因素对保险公司经营效率的影响。比如，张春海和孙健 (2012) 利用我国 2005-2009 年财险公司数据，运用 SFA 分析人力资本及其结构对公司效率的影响，发现博士研究生比例的提高不能显著提高效率，而提高硕士和本科比例可以显著提高效率。叶成徽和陈晓安 (2012) 运用 SFA 方法估计中国上市保险公司的经营效率，并分析经理薪资和经理持股对公司效率的影响，发现经理薪资对公司利润效率有显著的负向影响，对成本效率没有显著影响。刘远翔 (2015) 选取 7 家财产保险公司和 7 家人寿保险公司作为样本，运用 SFA 分析互联网保险的发展能否提高保险公司的效率，其实证结果表明互联网保险的发展对保险企业经营效率的提升具有正向影响。

影响保险公司经营效率的因素有很多，现有研究已经对公司规模、组织形式、公司治理结构、市场结构等方面进行了较深入地讨论。本文在前人研究的基础上，有以下创新：第一，现有研究只从受教育程度来刻画人力资本结构，而本文首创从受教育水平、技能水平和年龄结构三个方面研究人力资本结构对财险公司经营效率的影响；第二，现有研究在分析各个影响因素对保险公司经营效率的影响时，鲜有学者分析在不同公司规模下，各个影响因素对保险公司经营效率的影响，而环境变量对于不同规模的保险公司的经营效率的影响可能存在较大差异，所以本文将运用门槛效应模型，分析在不同公司规模下，所选取的影响因素对财产保险公司经营效率的影响；第三，鲜有学者实证分析过保险公司再保险比例对于经营效率的影响，本文将分析财险公司再保险比例对经营效率的影响，是对已有研究的丰富。

二、理论分析和数据来源

（一）理论分析

1.公司规模

保险公司的公司规模与经营效率存在正相关与保险公司处于规模报酬增加阶段是等价的。保险公司可靠性和信誉与公司规模密切相关，小公司提供的服务可能比大公司更便宜，但是他们更容易破产，预见性和收益可靠性都较差，所以很难吸引大量客户，经营绩效也会相对较低。大公司可以克服小公司的这些缺陷，但是由于组织的复杂性和经营管理的不确定性等因素，其经营效率也会受到影响。所以公司规模对经营效率的影响取决于这两种作用力的相对大小。另外，根据古典生产理论，随着公司规模增加，需要达到一定规模之后才会呈现出规模递增，而且随着规模增加带来的规模报酬增加的边际效应将越来越小。也就是说，公司规模报酬递增不可能永远持续下去，对于公司规模足够大的保险公司，增加其公司规模并不能提高经营效率。基于以上分析，本文提出：

假设 1：公司规模对财险公司经营效率的影响取决于两种相反作用力的相对大小，具体影响效果不确定。

2.人力资本结构

人力资本投资即提升劳动力生产效率的各种手段和方式，而提升劳动力生产效率必将提高企业的经营效率，所以人力资本及其结构对于企业经营效率理论上会有较大的影响。人力资本投资分为：对各种正规教育的投资、继续教育方面的投资、职业技能培训的投资、健康方面的投资。现有研究主要从受教育水平刻画人力资本及其结构（张春海，2012），显然单独从教育层面刻画于人力资本及其结构是不充分的。为了更全面刻画人力资本结构对财产保险公司效率的影响，并考虑数据的可获取性，本文分别从劳动力的受教育程度、职业技能水平和年龄结构三个方面对人力资本结构进行刻画。

保险公司员工的受教育程度分为大专及以上学历、本科学历、硕士研究生和博士研究生。随着受教育年限的增加，受教育者的知识水平整体呈上升趋势，知识水平越高所能代表的人力资本也就越高。在这种假设下，在其他因素一样的前提下，研究生学历的员工所能体现的人力资本或者说其生产效率要比本科生或者大专及以上学历的员工要高。为了检验此假设，本文选取研究生学历员工比例（包括硕士研究生和博士研究生）作为衡量受教育程度的指标。

受教育程度绝非唯一影响人力资本及其结构的因素，因为在同一学历下的员工之间也存在较大的工作效率差异，甚至有的学历低的员工的工作效率要高于学历高的员工的工作效率。根据现在主流理论对人力资本投资的分类，本文采用技能职业水平来反映职业技能培训投资，以更全面刻画保险公司人力资本及其结构。保险公司员工的职业技能水平分为初级技术职称水

平、中级技术职称水平和高级技术职称水平。职业技能水平从实务层面对员工的能力进行划分，与公司经营生产的关系密切，技能水平越高的员工对公司经营生产越有促进作用，其所能代表的人力资本或者生产效率也就越高。本文选取拥有高级技术职称职工的比例作为解释变量，从技能水平来刻画保险公司人力资本结构。

年龄与公司员工的健康和经验息息相关，一般来说年轻的员工的健康水平高于年长的员工，但是年轻的员工的经验却远远不如老员工。《中国保险公司年鉴》将我国保险公司员工的年龄结构分为 35 岁以下、35 岁到 45 岁、45 岁以上三个层次。虽然相比于教育水平和技能水平，年龄与知识和技能的关系不大，但是一般认为年龄越大经验越丰富，而精力会随着年龄增大而下降。员工的经验和精力对于生产经营具有重要影响，不同经验和精力的员工代表不同的人力资本，所以可用年龄结构刻画人力资本结构。相应选取为 35 岁以下员工的比例、35 岁到 45 岁员工的比例、45 岁以上员工的比例三个变量。

通过上述分析，本文关于资本结构相关变量对财险公司产出效率的影响的假设有：

假设 2：研究生学历的员工比例越高，财险公司的经营效率越高；

假设 3：高技能水平的员工比例越高，财险公司的经营效率越高；

假设 4：年龄对与保险公司公司的经营效率的影响不能确定，取决于健康与经验这两个因素在影响经营效率的相对作用力的大小。

3.分保比例

分保比例为分出保费与总保费之比。再保险是保险公司最有特色的业务之一，属于保险公司风险管理的重要手段，与保险公司经营绩效关系密切。分出公司可以通过再保险将部分风险转移给分入公司，在发生事故时能够从分入公司得到摊回的赔偿，这样可以稳定保险公司的经营，有利于保险企业以及保险市场的稳定发展；同时，保险公司分出保费要发生相关成本费用，所以再保险对保险公司经营绩效的影响取决于成本效益的权衡。因此，本文提出：

假设 5：分保比例对经营效率的影响是双向的，最终影响效果取决于两种影响力的相对大小。

4.财务杠杆

处于不同生命周期的保险公司采取的财务杠杆策略应该不同，在相应的生命周期选择最合适的财务杠杆策略才能使得经营效率最大化。本文选取资产负债率作为财务杠杆比率。资产负债率对保险公司经营效率的影响会随着公司成立年限的不同而不同；对于成立初期的保险公司，因为主要资金来自于资本金，所以整体资产负债率较低，资产负债率对于经营效率的影响可能不显著，甚至对于经营效率有着负影响；对于发展成熟的保险公司，其经营

管理水平已经位于行业前列，增加负债可以给它带来更多的营运资金，带来更多的效益，所以资产负债率与经营效率将呈正相关。但是，根据破产理论，存在一个最优的财务杠杆值（或区间），使得公司破产概率最小；同样，本文假设存在一个最优的财务杠杆值（或区间），使得财险公司的经营效率最大。因此，本文提出：

假设 6：在合理区间内，对于成立初期（规模较小）的财险公司，提高资产负债率对经营效率无显著影响，甚至对经营效率有着负影响；对于成立较久（规模较大）的财险公司，适当提高资产负债率有利于提升经营效率。

5.承保能力

承保能力是保险公司经营水平的重要体现，影响着保险公司经营效率。提高承保能力，一方面提高了保险公司的抗风险能力，降低保险公司在发生巨额损失时的破产概率，而另一方面也减少了保险公司的营运资本，限制保险公司的经营。本文选取权益资本与风险保费之比作为衡量保险公司承保能力的指标，并提出：

假设 7：承保能力的指标对财险公司经营效率的影响取决于提高抗风险能力带来的收益和减少运营资金带来的成本之间的相对大小。

6.业务结构

保险公司作为经营风险的金融机构，其每种业务包含的风险单位的性质有很大差异，根据风险分散原则，对于综合性财产保险公司，业务越集中，其经营风险越大，在其条件相同的情况下，业务越集中越不利保险公司的发展，其经营绩效越低。而对于专业性财产保险公司，因为其公司经营的性质，其业务无法多元化，所以业务集中度对其影响不大。在我国，财险公司经营财险业务中，机动车辆保险业务占据市场的绝对份额，所以车险业务比例对于我国财险公司经营效率具有举足轻重的作用。本文拟选取Herfindahl指数¹以及车险业务比例作为财险公司业务结构的衡量指标，并提出以下假设：

假设 8：车险业务比例越大或 HERF 指数越高，保险公司的经营效率越低。

（二）变量和数据

在上一节的基础上，本章对理论分析对应的变量进行阐述，并构建相应的实证模型。

根据前人研究以及本文研究目的和思路，本文选取规模报酬可变假设下 DEA 方法算出的技术效率（VRS_TE）作为本文的被解释变量。本文选取的解释变量的名称及其含义汇总如表 1。

¹赫芬达尔—赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index, 简称 HHI), 简称赫芬达尔指数, 是一种测量产业或者业务集中度的综合指数。当作为衡量业务集中度的指标是, 它是指一个各业务收入占总收入或总资产百分比的平方和。

表 1 解释变量名称即其含义汇总表

符号	名称	含义
核心解释变量		
DM	研究生学历员工比例	研究生学历员工/(研究生学历员工+其他学历员工)
H	高技能水平员工比例	高技能水平员工/(高、中、低技能水平员工总和)
A35	35岁及以下员工比例	35岁及以下员工/各年龄段员工之和
A36	36岁到45岁员工比例	36岁到45岁员工/各年龄段员工之和
A46	46岁及以上员工比例	46岁及以上员工/各年龄段员工之和
重要控制变量		
SIZE	公司规模	总资产取对数
LA	资产负债率	总负债/总资产
RE	分保比例	分出保费/总保费
RP	偿付能力系数	权益资本/总保费
HERF_IN	业务集中度	各业务占比的平方和
AUT	车险业务比例	机动车辆保险保费/总保费

本文所有原始数据都来自《中国保险年鉴》。考虑到《中国保险年鉴》在 2009 年前后的统计表格有较大的改变,为了数据统计的一致性,本文仅选取 2009-2016 年的年鉴数据进行分析;而且近几年新成立的保险公司较多,选取 2009 年后的年鉴数据能够在构建平衡面板数据时保留更多的保险公司的数据。基于以上考虑,本文选取了人保财险、国寿财险、大地、太平财险、中国信保、太保产险、平安产险、中华联合、阳光产险、华泰财险、天安财险、大众、永安、永诚、安信农险、安邦财险、安华农险、天平车险、阳光农险、渤海、都邦、华农、民安、安诚、中银、英大财险、长安责任、国元农险、鼎和、中意财险、美亚、东京海上日动、太阳联合、丘博、三井住友、三星、安联、日本财险、利宝、安盟、苏黎士、现代、劳合社、爱和谊这 44 家财险公司 2008 年-2015 年的经营数据作为样本。另外,因为有些数据缺失

或者存在明显异常值，本文对于不同类型的数据采取了不同的处理方法：对于利润表等时期类型的数据，本文假设前后两年的波动稳定，所以采取相邻年份数据进行了填充或替代；对于资产负债等时点类型的数据，一般都呈上升趋势，本文假设每年的增加值是稳定的，采用相邻年份及当年增加值之和作为缺失年份的替代数据。

三、实证结果分析

（一）描述统计量分析

由表 2 可知，在假设规模报酬可变的条件下，由数据包络分析计算得到的我国财险公司的平均经营效率为 0.3146。保险公司的平均公司规模呈现逐渐增大的趋势，从 2008 年的 7.1545 增加到 2015 年 8.7817，说明我国财险公司发展速度较快。保险公司的员工中拥有研究生学历的占比为 10.34%，拥有高级技能水平的员工占比 28.26%。在年龄结构方面，35 岁及以下员工、36 岁到 45 岁员工、46 岁及以上员工分别占比为 57.22%、31.26%和 11.51%。财险公司的平均资产负债率为 65.36%，说明保险行业是一个高负债率的行业；在这几年间，财险公司的资产负债率在 61.25%到 69.92%之间波动，波动幅度不大。权益资本与风险保费比值的平均值为 0.6514。车险业务比例算术平均值为 48.49%¹，说明我国财险公司市场呈现“车险独大”的现状，而业务集中度平均值为 0.5655 也说明了这一点。

表 2 按年份汇总的各变量均值

T	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	TOTAL
VRS_TE	0.3116	0.3160	0.4051	0.3002	0.2780	0.3147	0.2633	0.3281	0.3146
SIZE	7.1545	7.8025	7.5955	7.7486	8.4227	8.6002	8.7734	8.7817	8.1099
DM	0.0990	0.0984	0.1015	0.0993	0.1009	0.0988	0.0996	0.1301	0.1034
H	0.2463	0.2275	0.2426	0.2247	0.2696	0.2810	0.5448	0.2245	0.2826
A35	0.6503	0.6549	0.6252	0.6332	0.6165	0.6457	0.1415	0.6104	0.5722
A36	0.2664	0.2610	0.2822	0.2728	0.2767	0.2527	0.6145	0.2750	0.3126
A46	0.0834	0.0840	0.0926	0.0940	0.1069	0.1017	0.2440	0.1146	0.1151
LA	0.6359	0.6428	0.6511	0.6125	0.6656	0.6992	0.6653	0.6563	0.6536
RP	0.6240	0.6992	0.6224	0.4815	0.6611	0.6879	0.6695	0.7656	0.6514
AUT	0.4407	0.4920	0.4645	0.4939	0.4954	0.5091	0.5220	0.4613	0.4849

¹ 因为专业性的财险公司车险业务比例很低，甚至像中国信用保证保险公司的车险业务为 0，所以这些财险公司车险业务比例的算数平均值相对较低。如果只考虑经营车险业务的保险公司，那么所选样本的车险业务比例平均值为 67.86%。

HERF_IN	0.5351	0.5750	0.6177	0.5657	0.5786	0.5718	0.5624	0.5175	0.5655
RE	0.3174	0.2723	0.1787	0.2597	0.2539	0.2397	0.2507	0.3511	0.2654

数据来源：根据 2009-2016 年《中国保险年鉴》计算得到。表中所列平均值都为算术平均值。

（二）门槛效应模型回归结果分析

根据前面的理论分析，对于不同规模的财险公司，各个影响因素对其经营效率的影响效果可能不一样，所以在这里运用门槛模型，并以公司规模为门槛变量，验证财险公司经营效率影响因素是否存在门槛效应，并分析各影响因素对于不同规模财险公司的影响效果。

在运用门槛模型进行回归分析之前，需要对是否存在门槛值进行 LM 检验¹，检验结果如表 3 所示。在以 VRS_TE 作为被解释变量时，单门槛模型和双门槛模型的检验统计量 F 值分别为 28.496 和 15.77，都在 5% 置信水平下拒绝了“不存在门槛值”的原假设，而三门槛模型的 F 统计量为 0.0001，不能拒绝原假设，即不适合采用三门槛模型。

表 3 门槛效应 LM 检验

被解释变量	模型	F 值	p 值
VRS_TE	单门槛模型	28.496	0.02
	双门槛模型	15.77	0.017
	三门槛模型	0.0001	0.077

数据来源：作者整理。

因为双门槛模型中的较高门槛值会导致大于该门槛值的样本数很少，影响回归结果的稳定性，而且本文只考虑各影响因素对规模较大和规模较小两类财险公司的影响差异，所以仅选择单门槛模型进行回归分析。回归结果汇总于表 4。

如表 4 所示，公司规模的估计系数都不显著，本文认为出现此结果有两种可能原因：第一，公司规模对于我国财险公司的经营效率确实没有显著影响；第二，对于不同规模的财险公司，公司规模对 VRS_TE 的影响是相反的，导致整体上不显著。对此假设的验证将在稳健性检验部分阐述。

由表 4 可知，对于规模大于门槛值的财险公司，回归方程（1）-（4）

¹ LM 检验统计量是 $F = \frac{S_0 - S(\hat{\tau})}{\hat{\sigma}^2}$ ，其中 S_0 是不存在门槛效应时的残差平方和， $S(\hat{\tau})$ 是存在门槛效应时的残差平方和， $\hat{\tau}$ 是估计得到的门槛值， $\hat{\sigma}^2$ 是残差方差；王丽珍（2015）

的 H 的估计系数在 1%置信水平下显著为正，即拥有高级技能职称的员工比例越高，财险公司的经营效率越高；而对于规模小于门槛值的财险公司，H 的估计系数不显著。规模较大和规模较小的财险公司 DM 的估计系数都是显著为正，说明 DM 对于不同规模的财险公司的影响基本一致。另外，对于规模大于门槛值的财险公司，A35 的估计系数显著为正，A36 和 A46 的估计系数显著为负，说明员工年龄结构偏年轻化有利于这些财险公司经营效率的提升，支持了前文的理论分析和实证结果。

在 6 个回归方程中，0#LA 估计系数在 5%置信水平下显著为正，估计系数在 0.3 左右；也就是说，这组回归中，对于公司规模小于门槛值的财险公司，在其他解释变量不变的情况下，资产负债率提高 1%，则公司的 VRS_TE 会提升 0.6%-0.9%；但是，0#LA 估计系数在这里不显著。虽然这里的回归结果与前文关于资产负债率对财险公司经营效率的结果有点出入，但是并没有产生矛盾，反而起到相对映衬的作用：前文的结果说明对规模较大的财险公司，LA 的系数显著为负，而这里的结果显示对于规模较小的财险公司，LA 对效率提升有显著正影响。根据表还可得知，对于公司规模大于门槛值的财险公司，承保能力系数对于经营效率的影响显著为负，而对于规模较小的财险公司，RP 的回归系数显著为负。

对于规模较大的财险公司，业务集中度和车险业务比例的估计系数都显著为正，说明对于这些大规模的财险公司，提高车险业务比例（提高业务集中度）对于效率提升有显著促进作用。但是，对于规模较小的保险公司，车险业务比例的估计系数显著为负，而且业务集中度的估计系数也显著为负，即降低车险业务比例（即降低业务集中度）对于规模较小的财险公司有利于提升其经营效率。关于业务结构对财险公司经营效率的影响的实证结果与前文一致。

四、稳健性检验

本文通过将可能共线的变量分别放到模型中进行回归，已经基本得到较稳定的结论，特别是各个年龄结构变量之间的回归结果，起到了相互映衬和支持的作用。为了得到更加稳健的结论，本文将根据单门槛模型得到的门槛值进行分组，对规模大于门槛值和规模小于门槛值的样本，分别运用面板数据模型进行回归。根据门槛值分组，得到规模较大财险公司的样本数为 168，规模较小财险公司的样本数为 184，两组样本的样本数相当，符合分组稳健性检验的要求。

根据表 5 的结果，两组财险公司样本得到的回归结果存在明显差异。对于公司规模较小的财险公司，公司规模对 VRS_TE 的影响是显著为负的，即对于这组财险公司，公司规模越大，其经营效率反而越低；而对于规模较大

的财险公司，公司规模对 VRS_TE 的作用是显著为正的。在面板门槛模型的回归中，SIZE 对 VRS_TE 的影响都是不显著的，当时本文对此结果给出了两个假设：（1）公司规模对财险公司的 VRS_TE 确实没有显著影响；（2）由于 SIZE 对不同规模的财险公司的影响效果相反，导致整体影响效果不显著。这里的回归结果正好验证了第二个假设的正确性。

研究生学历员工比例在规模较小的财险公司样本中显著为正，而对于规模较大的财险公司，其估计系数不显著，与门槛模型得到的结果一致。对于规模小于门槛值的财险公司，A35 的估计系数显著为正，A36 和 A46 的估计系数显著为负，验证了“财险公司员工结构年轻化将有利于提升其经营效率”的结论正确性。对于规模较大的财险公司，在年龄结构变量中，仅 A36 在 10% 置信水平下显著为负，支持了上述结论的正确性。但是，很明显这个结论对于公司规模较小的财险公司更加稳健。在分组回归中，除了回归方程（9）和（10）外，H 的回归系数都不显著。另外，资产负债率在规模较小财险公司的样本中显著为正，在规模较大财险公司的样本中不显著；承保能力的估计系数在两组样本的回归结果中都显著为正，但是对于规模较小的财险公司，这种正效应非常小。关于 LA 和 RP 的分组回归结果与门槛模型得到的结论一致，证明了相关结论的稳健性。业务集中度、车险业务比例以及再保险比例的分组回归结果都不显著。

五、结论

本文采用我国财产保险公司 2008 年到 2015 年的经营数据，运用门槛效应模型对理论假设进行了验证分析，并采用样本分组的方式对回归结果进行了稳健性检验。具体研究结论如下：

第一，我国财险公司整体上处于规模报酬递增阶段，但这种规模报酬递增效应要公司达到一定规模后才能显现出来，在达到这个规模之前，公司规模对经营效率的影响是不显著的，甚至是显著为负的。

第二，人力资本结构对于财险公司经营效率有显著影响。整体上，研究生学历员工的比例和高技能水平员工的比例越高，财险公司的效率越高；年轻员工比例越高，财险公司的效率越高。

第三，对于规模较小的财险公司，资产负债率与经营效率呈显著正相关关系，而对于规模较大的财险公司资产负债率与经营效率负相关。在门槛效应模型以及分组回归中，对于公司规模大于门限值的财险公司，资产负债率的估计系数显著为正，而对于规模较小的财险公司资产负债率的估计系数不显著。

第四，虽然再保险比例作为本文研究的重要影响因素之一，但是本文实证结果表明，不论是在整体上还是对不同规模财险公司，再保险比例对经营

效率的影响都是不显著的。本文认为关于再保险比例的实证结果与理论分析并未矛盾，理论分析指出再保险对于公司经营效率的影响效果取决于其带来的成本收益的权衡结果，所以当再保险带来的收益和成本相当时，其对经营效率的综合影响是不显著的结论是可以接受的。

第五，对于规模较小的财险公司，提高业务集中度或者车险业务比例对于经营效率有负影响；对于规模较大的财险公司，提高业务集中度或者车险业务结构有利于提升自身经营效率。

表 4 门槛效应模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	VRS_TE	VRS_TE	VRS_TE	VRS_TE	VRS_TE	VRS_TE
SIZE	-0.00878 (-0.95)	-0.00705 (-0.76)	-0.0104 (-1.13)	-0.00858 (-0.93)	-0.0117 (-1.23)	-0.00962 (-1.03)
0#H	0.0820 (1.14)	0.0800 (1.12)	0.0794 (1.11)	0.0782 (1.10)	0.0445 (0.70)	0.0513 (0.82)
1#H	0.847*** (4.54)	0.730*** (3.89)	1.004*** (4.62)	0.796*** (3.88)	-0.0891 (-0.23)	-0.265 (-0.69)
0#DM	0.586** (3.20)	0.363 (1.78)	0.586** (3.21)	0.370 (1.82)	0.536** (2.91)	0.311 (1.53)
1#DM	0.185 (0.26)	1.794* (2.56)	0.143 (0.20)	2.516*** (3.85)	-30.79 (-1.83)	-31.23 (-1.89)
0#A35	0.152* (2.28)	0.137* (2.07)				
1#A35	0.744*** (3.69)	0.647** (3.21)				
0#A36			-0.206* (-2.31)	-0.187* (-2.10)		
1#A36			-1.047*** (-3.72)	-0.836** (-3.13)		
0#A46					-0.300 (-1.58)	-0.270 (-1.44)
1#A46					3.975* (2.12)	4.464* (2.44)
0#LA	0.300*** (3.76)	0.312*** (3.92)	0.298*** (3.76)	0.312*** (3.94)	0.263** (3.30)	0.290*** (3.69)

1#LA	-0.609 (-1.72)	-0.572 (-1.47)	-0.294 (-0.93)	-0.385 (-1.03)	-4.069** (-2.83)	-8.254*** (-4.03)
0#RE	-0.0734 (-1.04)	-0.0719 (-1.06)	-0.0771 (-1.10)	-0.0729 (-1.07)	-0.112 (-1.59)	-0.104 (-1.54)
1#RE	0.239 (0.40)	0.211 (0.35)	0.545 (0.89)	0.434 (0.72)	-1.385 (-0.41)	0.981 (0.31)
0#RP	0.000189* (2.05)	0.000200* (2.18)	0.000191* (2.08)	0.000201* (2.19)	0.000192* (2.05)	0.000202* (2.19)
1#RP	-1.941*** (-4.50)	-1.797*** (-4.10)	-2.094*** (-4.88)	-1.840*** (-4.21)	-8.232 (-1.93)	-7.830 (-1.93)
0#HERF_IN	-0.199* (-2.05)		-0.204* (-2.10)		-0.214* (-2.23)	
1#HERF_IN	0.643* (2.13)		1.024** (3.08)		6.684*** (3.90)	
0#AUT		-0.322** (-3.12)		-0.317** (-3.06)		-0.337** (-3.30)
1#AUT		0.417 (1.31)		0.755* (2.28)		9.191*** (4.34)
_CONS	0.138 (1.24)	0.188 (1.72)	0.308** (3.28)	0.334*** (3.74)	0.347*** (3.65)	0.367*** (4.10)
AR2	0.2577	0.2666	0.2609	0.2671	0.2384	0.2619
N	352	352	352	352	352	352

表 5 分组回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
SIZE	-0.0319** (-2.81)	-0.0343** (-3.03)	-0.0337** (-2.96)	-0.0362** (-3.18)	-0.0303** (-2.65)	-0.0328** (-2.88)
H	0.0926 (1.59)	0.0812 (1.38)	0.0947 (1.60)	0.0821 (1.37)	0.0696 (1.20)	0.0571 (0.98)
DM	0.804*** (4.68)	0.768*** (4.41)	0.823*** (4.76)	0.787*** (4.48)	0.769*** (4.46)	0.708*** (4.07)
A35	0.284*** (3.97)	0.267*** (3.70)				
A36			-0.338*** (-3.50)	-0.311** (-3.19)		

A46					-0.852***	-0.827***
					(-3.93)	(-3.83)
LA	0.328***	0.334***	0.332***	0.337***	0.309***	0.322***
	(3.87)	(3.95)	(3.87)	(3.95)	(3.64)	(3.82)
RP	0.00016*	0.00016*	0.00016*	0.00016*	0.00016*	0.00016*
	(2.07)	(2.11)	(2.07)	(2.11)	(2.02)	(2.07)
HERF_IN	-0.124		-0.127		-0.116	
	(-1.29)		(-1.31)		(-1.21)	
AUTO		-0.130		-0.131		-0.150
		(-1.65)		(-1.65)		(-1.92)
RE	0.0318	0.0393	0.0347	0.0424	0.0300	0.0311
	(0.53)	(0.69)	(0.57)	(0.74)	(0.50)	(0.55)
<i>AR2</i>	0.3999	0.4147	0.3962	0.4122	0.3983	0.4135
<i>N</i>	184	184	184	184	184	184

续表 5 分组回归结果

变量	(7)	(8)	(8)	(10)	(11)	(12)
SIZE	0.0495***	0.0504***	0.0484***	0.0494***	0.0464***	0.0473***
	(3.63)	(3.68)	(3.61)	(3.67)	(3.36)	(3.40)
H	0.188	0.189	0.301*	0.302*	0.0425	0.0424
	(1.60)	(1.62)	(2.44)	(2.45)	(0.46)	(0.46)
DM	-0.0348	-0.121	-0.133	-0.219	0.126	0.0556
	(-0.16)	(-0.47)	(-0.61)	(-0.86)	(0.60)	(0.22)
A35	0.153	0.155				
	(1.45)	(1.47)				
A36			-0.381*	-0.384*		
			(-2.52)	(-2.54)		
A46					0.128	0.123
					(0.56)	(0.54)
LA	0.120	0.137	0.107	0.125	0.123	0.138
	(0.92)	(1.04)	(0.83)	(0.96)	(0.94)	(1.04)
RP	0.0204***	0.0198***	0.0198***	0.0192***	0.0214***	0.0209***
	(5.20)	(4.92)	(5.12)	(4.83)	(5.46)	(5.19)
HERF_IN	-0.00323		0.000443		0.000315	
	(-0.03)		(0.00)		(0.00)	
AUTO		-0.0512		-0.0529		-0.0435
		(-0.56)		(-0.59)		(-0.48)

RE	-0.284 (-1.76)	-0.304* (-2.00)	-0.257 (-1.61)	-0.281 (-1.88)	-0.255 (-1.55)	-0.275 (-1.78)
AR2	0.2540	0.2555	0.2731	0.2747	0.2456	0.2467
N	168	168	168	168	168	168

注：括号中为估计参数的显著性检验 t 值；***、**、*分别代表估计系数在 1%、5%和 10%水平下显著。

参考文献

- [1] 陈灯塔. 应用经济计量学: EVIEWS 高级讲义[M]. 北京: 北京大学出版社, 2012: 333-359 页.
- [2] 胡宏兵, 李文华, 赵文秀. 基于三阶段 DEA 模型的中国保险业效率测评研究[J]. 宏观经济研究, 2014, (4): 78-90.
- [3] 黄薇. 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.
- [4] 梁芹, 陆静. 基于三阶段 DEA 模型的中国寿险市场效率研究[J]. 经济管理, 2011, (7): 149-155.
- [5] 刘远翔. 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.
- [6] 刘志远, 孙文平. 中国财产保险业成本效率及其影响因素的实证研究[J]. 金融研究, 2007, 322 (4): 87-99.
- [7] 梁平, 梁彭勇. 基于 SFA 的中国保险业 X-效率研究[J]. 数理统计与管理, 2011, 30 (1): 144-153.
- [8] 徐景峰, 李东亮. 寿险公司效率研究: 基于 DEA 模型的分析方法[J]. 经济问题探索, 2010, (2): 179-186.
- [9] 叶成徽, 陈晓安. 经理报酬对中国上市保险公司效率的影响[J]. 保险研究, 2012, (8): 29-38.
- [10] 张春海. 基于 DEA 三阶段的我国财产保险公司经营效率测度研究[J]. 保险研究, 2011, (10): 22-29.
- [11] 张春海, 孙健. 人力资本、人力资本结构与产业经营效率关系研究[J]. 保险研究, 2012, (5): 53-60.
- [12] Barros, C.P., Wanke, P.F., 2014. Insurance companies in Mozambique: a two-stage DEA and neural networks on efficiency and capacity slacks. Applied Economics. 46 (29):3591 - 3600.
- [13] Biener C, Eling M, Wirfs J H. The Determinants of Efficiency and Productivity In the Swiss Insurance Industry[J]. European Journal of Operational Research, 2016, 248(2):703-714.

- [14] Cummins, J.D., Weiss, M.A., 1993. Measuring cost efficiency in the property liability insurance industry. *J. Bank. Financ.* 17 (2/3):463 - 481.
- [15] Cummins J D, Zi H. Comparison of Frontier Efficiency Methods: An Application to the U.S. Life Insurance Industry[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 1998, 10(2):131-152.
- [16] Cummins, J.D., Weiss, M.A., Zi, H. Organizational form and efficiency: the coexistence of stock and mutual property-liability insurers[J]. *Management Science*. 1999, 45 (9), 1254 - 1269.
- [17] Cummins J D, Rubio-Misas M. Deregulation, Consolidation, and Efficiency: Evidence from the Spanish Insurance Industry[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, 38(2):323-355.
- [18] Fenn P, Vencappa D. Market Structure And the Efficiency of European Insurance Companies:A Stochastic Frontier Analysis[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32(2):86-100.
- [19] Huang L Y, Lai G C. Corporate Governance and Efficiency: Evidence From U. S. Property—Liability Insurance Industry[J]. *The Journal of Risk and Insurance*, 2011, 78(3):519-550.
- [20] Jeng V, Lai G C, McNamara M J. Efficiency and Demutualization: Evidence from the U.S. Life Insurance Industry in the 1980s and 1990s[J]. *The Journal of Risk and Insurance*, 2007, 73(3):683-711.
- [21] Kader H A, Adams M, Hardwick P, Kwon W J. Cost Efficiency and Board Composition Under Different Takaful Insurance Business Models[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2014, 32(1):60-70.
- [22] Luhnen M. Determinants of efficiency and productivity in German Property Liability insurance: evidence for 1995 - 2006[J]. *Geneva Paper of Risk and Insurance*, 2009, 34 (3), 483 - 505.
- [23] Wang J L, Jeng V Peng J L. The Impact of Corporate Governance Structure on the Efficiency Performance of Insurance Companies in Taiwan[J]. *The Geneva Papers on Risk and Insurance. Issues and Practice*, 2007, 32(2): 264-282.
- [24] Wanke P, Barros C P. Efficiency Drivers in Brazilian Insurance: A Two-Stage DEA meta Frontier-Data Mining[J]. *Economic Modelling*, 2016, 53(1):8-22.

供给侧因素对寿险消费的影响

——考虑空间依赖和溢出效应的实证分析

范庆祝、贾若、孙祁祥¹

摘要：

本文利用中国省际层面空间面板数据，实证分析影响寿险消费的供给侧因素。本文建立了一套评价供给侧因素对寿险消费影响的计量框架，并量化了保险业供给侧改革中的质量、效率和动能指标，为实现以满足消费为目的、可精准化度量的保险业供给侧改革提供了实证依据。研究表明，提高寿险供给质量和效率可以显著促进寿险消费；供给侧的动能可以有效创造新的寿险消费。本文改进并应用了空间自相关模型，证实了寿险消费存在空间依赖和溢出效应。

关键词： 保险消费，供给侧改革，空间面板

一、引言

随着个人财产性收入及储蓄、投资资产的持续增长，人们对金融服务的消费层次也日益提升，个性化、多样化、低成本、高水平的金融消费需求快速发展。人身保险（寿险）²是金融服务的重要组成部分，为经济发展提供长期资金；另一方面，寿险业对资本市场具有重要影响，在金融体系中扮演着重要的角色（孙祁祥和Maxwell，1998；方先明、孙爱军和曹源芳，2010；周华林和郭金龙，2012）。

与普通消费品不同，由于寿险产品的特性，消费者一般较少主动思考自己的寿险需求；因此，寿险消费更多是在寿险供给侧的引导、推动下产生的，即人们常说的“寿险是卖出的，而不是买入的”。而寿险需求一旦产生，消费者往往会货比三家，希望以较低的价格购买高保障、高收益的寿险产品，这

¹ 范庆祝，北京大学经济学院博士研究生。贾若，北京大学经济学院助理教授。孙祁祥，北京大学经济学院教授。

² 本文中的寿险指广义上的人身保险，既包括以死亡、生存为保险事故的人寿保险，也包括健康保险和人身意外保险（钟春平、陈静和孙焕民，2012）。

样又反过来形成了对寿险供给的期待和压力。目前，中国寿险的消费需求和供给存在一定程度上的错位，一些消费者需求较大的产品，境内寿险公司供给不了；以致消费者不得不去中国香港或者国外购买从重大疾病（保障型）到分红寿险（投资型）等诸多人身保险产品（袁序成，2016）。有鉴于此，在2016年保险业以深化改革为手段培育供给新动能的基础上，2017年全国保险监管工作会议进一步指出，以保险业供给侧结构性改革为主线，增强市场活力，提高发展的质量和效率，优化市场供给，更好地满足经济社会和人民群众广泛的保险需求（项俊波，2016；项俊波，2017）。

供给侧结构性改革的首要目的是为了能够更好地满足消费需求，因此，我们首先必须研究清楚哪些供给侧因素对寿险消费具有显著影响，这样才能有针对性地解决供给不能完全满足消费需求的问题。综合既有文献，影响寿险消费的主要供给侧因素包括以下三类：第一类通过影响产品和服务质量进而影响寿险消费，比如退保率（Carson 和 Dumm, 1999）、投诉率；第二类通过改革和创新进而影响寿险消费，比如新产品开发（魏华林和杨霞，2007）；第三类通过影响供给效率和成本进而影响寿险消费，比如市场垄断程度（Outreville, 1996；黄薇，2011）、赔付率和费用率（郑伟，2016）。

国内外现有文献在考虑供给侧因素对寿险消费的影响时有以下三个特点：一是往往关注供给侧因素的某一个方面，未考虑多个供给侧因素之间可能存在的协同或替代效应，比如 Outreville（1996）仅考虑了市场竞争程度，Beck 和 Webb（2003）仅考虑了不同国家的制度和政治稳定性。二是量化中国寿险市场的供给侧因素对寿险消费影响的研究仍是空白，魏华林和杨霞（2007）提出创新有利于推进寿险消费这一观点，但未能量化新动能指标。同时，国外研究中的供给侧因素量化指标也存在改进空间，比如 Outreville（1996）使用虚拟变量刻画市场竞争程度，该变量等于1表示垄断，这种量化方式不能准确反映垄断或者竞争的程度是多少。第三，既有研究通常使用经典固定效应或者随机效应模型分析面板数据（钟春平、陈静和孙焕民，2012），缺乏对省份之间相互依赖和共同发展，即空间依赖和溢出效应的考虑，而这一效应在京津冀协同发展、长江经济带等区域战略下尤为重要。

本文的创新点有如下三个：一是首次构建评价供给侧因素对寿险消费影响的计量框架，量化了寿险供给的质量、效率和动能三个供给侧因素，并计算它们之间的交互效应，从而准确地度量这三个方面的供给侧因素对寿险消费的影响。通过各方面供给侧因素的交互效应，我们发现了支持供给侧结构调整的实证依据。第二，本文首次证实了各省份寿险消费之间存在空间依赖和溢出效应。我们不仅像此前文献中一样考虑到不同省份之间的差异，还考虑到区域间和区域内各省份之间的关联互动，即空间依赖和溢出效应，并在充分考虑此效应之后，显著提高了供给侧因素与消费关系的估计精度。第三，本文进一步拓展了空间相关模型在保险市场中的应用，首次将基于直线距离

和铁路货运距离构造的空间权重矩阵应用于保险市场空间面板模型研究，这些权重矩阵相比于仅考虑两个省份是否相邻的简单二分权重矩阵（Millo 和 Carmeci, 2014），能够更准确地反映省份之间的经济联系。

本文余下部分的结构如下：第二部分是理论假说，第三部分是数据和模型，第四部分是结果分析，第五部分是有关内生性问题的讨论和稳健性检验，最后一部分是结论。

二、理论假说

本文从寿险供给的质量、动能、效率三个方面，综述既有文献，并提出相应理论假说。郑伟和刘永东（2011）、钟春平、陈静和孙焕民（2012）从经济、文化、人口结构、社会保障、城市化水平及教育水平等方面分析影响寿险消费的因素，但他们的研究重点不在“供给侧因素”。本文在控制既有文献提出的影响寿险消费因素的基础上，综合有关供给侧质量、动能、效率和消费关系的理论，填补了寿险消费研究中供给侧因素量化分析的空白，开创性的构建了一套评价供给侧因素对寿险消费影响的计量框架。

（一）寿险供给的质量

消费者的购买选择会受产品和服务质量的影响（王夏阳和傅科，2013）。产品和服务质量是描述其纵向差异化的一个重要特性。在同样的价格下，消费者都会选择质量较高的产品和服务（李善民和曾昭灶，2003）。保险产品也不例外，香港保险公司在产品、服务、研发、风险管理与风险评估等方面领先中国内地，形成了一定的产品优势和管理服务优势（陈浪南、白淑云和陈军才，2007），由此吸引了大量内地居民赴港购买寿险产品。消费者宁愿承担政策、汇率、理赔等多重风险和成本也要舍近求远，去香港购买保险，产品和服务质量差异是重要原因之一。

退保率指标可以衡量寿险公司主营业务的质量，为逆向指标（孙蓉和王超，2013）。寿险主营业务质量或者说供给质量包含两个层面的含义：一是保险产品本身的质量，包括保障范围、合理定价、理赔和保单服务等方面；二是保险销售的服务质量，表现为投保人的购买体验以及供给满足需求的匹配程度，好的保险销售服务，将适应需求的产品推荐给消费者，杜绝销售误导。Carson 和 Dumm（1999）研究发现，退保率和寿险供给质量是显著负相关的，通常情况下，保险公司的退保率越高，其生产和销售成本也越高，假定其他条件不变，较高的生产和销售成本使得保险公司提供优质产品和优质销售服务的能力降低。结合上面分析的产品质量与消费之间的关系，我们认为，高退保率一定程度上反映寿险公司的供给质量较差，消费者购买寿险的意愿就会降低，从而降低寿险消费。就此，我们提出本文的第一个假说：

假说一：以退保率为衡量寿险业供给质量的反向指标，寿险业供给质量

与寿险消费呈现正相关关系。

（二）寿险供给的动能

Outreville（1990）在研究终身寿险费率和应急基金假说时提出了流变量（flux variable）的概念，定义为新单保费，以此衡量市场的活跃程度。相对于依靠续期保费维持的寿险公司来说，新单保费占比较高的公司具有较强的持续发展能力；同理，如果寿险市场上新单源源不断，则市场具有扩张的趋势，从而使整体消费扩张（邵全权和周召辉，2010）。因此，我们用保险市场上的新单占比，即年度首期保费与续期保费的比例来衡量寿险供给侧的动能。

寿险供给的动能来自两个方面：一是通过创新开发新险种培育寿险供给的新动能；二是通过业务人员推销现有产品，以挖掘寿险供给的“老动能”。成熟市场的大量实践表明，新产品可以有效刺激保险消费。例如，在瑞士、英国等保险已经相对饱和的市场上，每年有三百多个新险种投入市场，是增长的主要来源之一（刘书文，2000）。由此可见，保险公司增强创新意识，引进先进的技术和管理，协调产品开发部门与销售部门之间的关系，设计开发适合不同家庭需要的新产品，将直接促进寿险消费的发展（魏华林和杨霞，2007）。除此之外，寿险供给“老动能”的作用亦不容忽视，通过提高保险销售人员的服务质量，更精准地向消费者推荐能够满足其切实需要的“老产品”，同样可以促进消费。另一方面，提高保险理赔服务质量，特别是理赔中的沟通水平，让消费者切身体会到安心和保障，也可以促进消费。Millo 和 Carmeci（2014）从侧面证实了寿险供给的“老动能”，即业务人员推销现有产品，对意大利寿险消费的促进作用。综上，我们提出第二个假说：

假说二：以新单占比衡量的寿险供给动能，与寿险消费呈现正相关关系。

（三）寿险供给的效率

竞争与效率之间的关系因市场环境的差异而不同，当市场开放程度较低时，竞争与效率呈现明显的正相关关系，竞争有利于提高效率；但是过度的恶性竞争与效率呈现负相关关系（黄隽和汤珂，2008）。就金融市场而言，黄隽和汤珂（2008）认为，中国仍处于竞争和效率呈正相关关系的阶段。在过去的三十多年中，中国寿险业经历了快速增长，公司数量由八十年代的增加至目前的 70 余家，但总体来看，市场份额主要集中在几家大、中型中资寿险公司手里¹，其他公司的市场份额都非常小，寿险市场供给呈现出垄断竞争的特征（周华林和郭金龙，2012）。赫芬达尔-赫希曼指数（简称HHI）是衡量市场竞争程度的权威指标，指标越小说明市场的竞争程度越高。根据《中国保险年鉴》提供的数据计算，2007年至2014年，中国大陆三十个省区市（西藏除外）的HHI平均是0.23，仍然属于高度集中的市场²。因此，我

¹ 2014年，前五大寿险公司的市场份额为63%，前十大寿险公司的市场份额占82%（中国保险年鉴编委会，2015）。

² 美国政府反垄断管制指导线是根据HHI指数的大小划分市场集中度的，HHI=0为完全竞

们认为进一步提高中国寿险市场的竞争程度有利于供给效率的提升。

联合国贸易和发展会议（UNCTAD）曾经对 90 个发展中国家的保险市场做过详细调查。Outreville（1996）利用 UNCTAD 的调查数据分析发展中国家的寿险市场，研究发现，对于垄断程度较高的寿险市场，增加寿险市场的竞争性，有利于提高寿险消费。1980 年代以来，中国寿险业的发展历程印证了 Outreville（1996）的结论。综上，我们提出第三个假说：

假说三：以市场竞争程度作为衡量寿险供给效率的指标，寿险供给效率与寿险消费呈现正相关关系。

三、数据和模型

（一）数据及处理方法

中国保险行业自 2007 年起执行新会计准则，准备金提取和保费核算口径的变化对寿险业影响较大，为了避免这一变化对研究结果的干扰，本文选用 2007-2014 年中国大陆 30 个省、自治区、直辖市的数据（西藏除外）为基础开展实证研究。数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》、《中国保险年鉴》以及《北京统计年鉴》等中国各省、自治区、直辖市统计年鉴。本文选用广泛使用的寿险密度和寿险深度衡量寿险消费¹。表 1 总结了本文中变量的描述性数据特征，各变量均为各省份在 2007-2014 年度的统计指标。

表 1 描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
LifeInsuranceDensity	寿险总保费/人口数（元）	716.7	614.0	85.1	558.9	3,932.8
LifeInsurancePenetration	寿险总保费/GDP（%）	1.87	0.67	0.69	1.79	5.31
SurrenderPortion ^a	寿险退保金/寿险总保费	0.14	0.068	0.030	0.12	0.41

争状态，HHI 大于 0 且小于等于 0.1 为非集中市场，HHI 大于 0.1 且小于等于 0.18 为集中市场，HHI 大于 0.18 为高度集中市场（王艳萍，2006）。

¹ 钟春平、陈静和孙焕民（2012）、Millo 和 Carmeci（2014）也使用寿险密度和深度度量寿险消费。需要指出，寿险密度和寿险深度不仅衡量寿险消费，还反映了中长期的寿险市场发展水平，即市场成熟度，受多方面因素影响。因此，后文的计量模型中需要包含控制寿险市场发展水平的变量。Zietz（2003）和 Li et al.（2007）认为寿险消费和寿险需求是无差异的，但 Millo 和 Carmeci（2014）认为消费是市场供给和需求共同决定的结果。本文认同 Millo 和 Carmeci（2014）的论述，供给侧改革的首要目的是扩大消费，或者说转化潜在需求为真实有效的消费需求，故使用寿险消费这个概念。

NewPremiumPortion	新单保费/续期 保费	1.23	0.52	0.30	1.12	2.82
HHI	各公司市场份额 的平方和	0.23	0.085	0.07	0.21	0.56
InsuranceEmployment	每万人保险业就 业人数（人）	13.4	11.7	2.75	10.3	61.7
GDPperCapita	GDP/人口数 （元）	36,916.3	20,426.7	7,878	32,989.5	105,231.3
ExpectedInflation	过去三年CPI加 权平均（%）	3.30	1.07	1.09	3.30	7.52
OldDependentRatio	65岁及以上人口 /15-64岁人口 （%）	12.5	2.38	7.44	12.3	20.0
UrbanPopulationDensity	城市人口/城市 面积（人/平方公 里）	2,769.1	1,256.8	622	2,532.5	5,967
Education	每万人普通高等 学校学生数（人）	176.5	56.0	66.9	166.7	347.7
样本量		240				

注：a.简单退保率，即每年寿险退保金额除以当年寿险总保费（孙蓉和张宗军，2012）。

与理论假说直接相关的解释变量包括退保率（SurrenderPortion）、新单比（NewPremiumPortion）和赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）。保险业发展水平的控制变量是每万人保险业城镇单位就业人数（InsuranceEmployment）；经济发展水平和经济环境的控制变量是人均GDP（GDPperCapita）和预期通货膨胀率（ExpectedInflation）。收入水平对寿险消费的正向影响已得到普遍认可（Outreville, 2013），人均GDP是收入水平的替代指标。预期通胀使寿险的储蓄功能降低（Outreville, 1996），同时，寿险在一定程度上又具有抵御通货膨胀的作用（周华林和郭金龙，2012），预期通货膨胀是过去三年通胀率的加权平均，权重依次是 3/6、2/6、1/6（钟春平、陈静和孙焕民，2012）。人口结构方面的控制变量是老年抚养比（OldDependentRatio）和城市人口密度（UrbanPopulationDensity）。人口密度可以捕捉消费者在空间上的聚集程度，有利于寿险产品的销售（Millo 和 Carmeci, 2014）。同时城镇人口是中国寿险消费的主要人群，因此，我们使用城镇人口密度。此外，我们还控制了教育水平（Education），一定程度上反映了消费者对风险和金融的认知（Millo 和 Carmeci, 2014）。

（二）寿险密度的空间集聚现象

图 1 给出了 2014 年中国各省区市寿险密度的空间分布图，我们划分了十个寿险密度区间，每个区间包含三个省份，颜色越深代表寿险密度越高。图 1 显示相邻省份之间存在明显的集聚现象，例如，东部沿海地区寿险密度明显较高，包括广东、福建、浙江、上海、江苏、山东、北京、天津、辽宁；华中西南连片区域寿险密度明显较低，包括云南、贵州、广西、湖南、江西、安徽；而华北华中西南部分地区组成的连片区域寿险密度居于上述两个区域中间，包括四川、重庆、湖北、陕西、山西、河南、河北。可以看出，寿险密度的区域集聚现象虽然和中国传统地理和经济区域划分有一定关系，但既不同于东、中、西部的经济发展水平分区，也不同于东北、华北、华东、华中、华南、西南、西北的地理区域划分。空间自相关模型可以充分考虑上述空间集聚现象，分析在省份之间的空间依赖和溢出效应，这在区域协同发展的战略背景下至关重要。

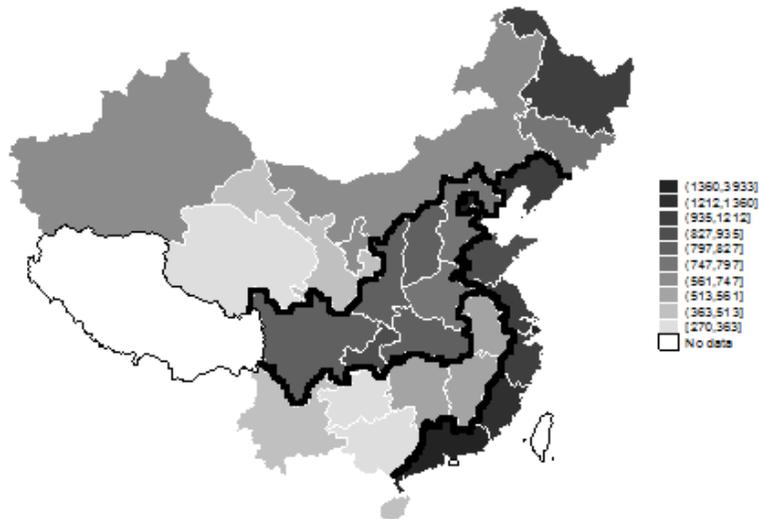
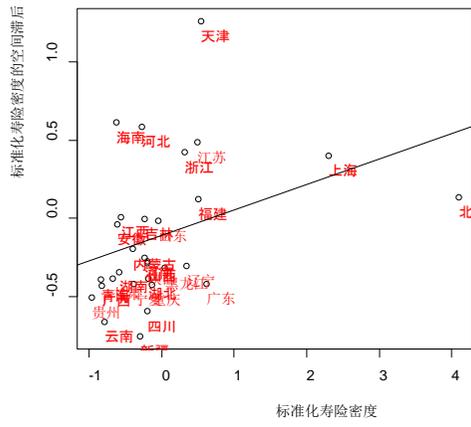
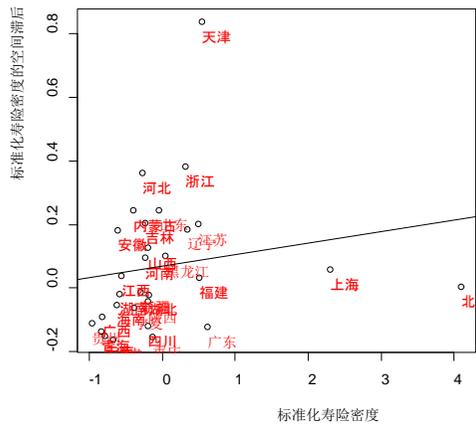


图 1 2014 年中国寿险密度空间分布图





基础上¹，加入空间因素。本文参考Millo and Carmeci（2014）选择空间模型的方法，首先估计包含空间自回归系数和空间误差自相关系数的空间自相关模型（SAC），然后去掉不显著的空间自回归系数或空间误差自相关系数，以检验模型的稳健性。²方程（1）表示SAC模型的一般形式。

$$\begin{aligned}
 LifeInsuranceDensity_{i,t} &= \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} LifeInsuranceDensity_{i,t} + \beta_1 SurrenderPortion_{i,t} \\
 &+ \beta_2 NewPremiumPortion_{i,t} + \beta_3 HHI_{i,t} + X_{i,t} \beta + u_i + \gamma_t + v_{i,t} \\
 v_{i,t} &= \lambda \sum_{j=1}^n w_{i,j} v_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

其中， X 是控制向量，包括保险业城镇单位就业人数、人均 GDP、预期通货膨胀率、老年抚养比、城市人口密度和教育水平。 ρ 是空间自回归系数， λ 是误差项空间自相关系数， $w_{i,j}$ 是空间权重矩阵。为了避免数据过大波动和消除可能存在的异方差问题，本文对所有被解释和解释变量取自然对数（钟春平、陈静和孙焕民，2012）。空间权重矩阵体现了省份之间相互的空间影响，某一省份的经济指标与该省份所处的空间位置有着密切的关系，例如江苏和浙江会受到上海发展的辐射和带动效应，上海的这种效应对更远一些的江西和安徽就相对弱一些，而上海对内蒙、东北的辐射效应可能非常微弱。最常用的构建空间权重矩阵的方式是简单二分权重矩阵（ w_1 ）（Millo and Carmeci, 2014）。 w_1 对角线上的元素全为 0，如果省份 i 和省份 j 有边界相邻，则 $w_{i,j} = 1(i \neq j)$ ，否则 $w_{i,j} = 0(i \neq j)$ 。简单二分权重矩阵假设，只要是边界相邻则影响强度相同，不相邻则没有影响。这一假设较为粗燥，比如，辽宁和吉林、河北、内蒙古相邻，但辽宁和三地的经济联系却不一定相同；辽宁虽然和黑龙江不相邻，但与黑龙江的经济联系却可能较强。铁路和直线距离在一定程度上可以克服这一缺点，铁路和航空是各省之间物流和其他经济交流的主要工具，省份间的经济影响在很大程度上需要通过铁路和航空运输来实现。因此，我们构建基于省会城市之间直线距离的权重矩阵 w_2 和

¹ 基于 F 统计量和 Hausman 检验（p 值均为 0.000），我们确定双向固定效应模型优于随机效应模型。

² 我们使用 Anselin（1988）建议的极大似然估计方法估计该模型，从而消除潜在的内生性。Anselin（1988）给出了截面数据空间滞后和空间误差模型的检验标准，但不适合空间面板数据。

基于省会城市之间铁路距离的权重矩阵 w_3 :

$$w_{i,j} = \begin{cases} 1/d, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \quad (2)$$

其中 d 是各省会城市间的铁路货运或直线距离。铁路货运距离数据来源于中国铁路总公司，直线距离依据经纬度计算。

四、结果分析

表 2 给出了基于方程 (1) 和经典面板模型的回归结果，被解释变量是寿险密度。第一、二列分别是经典固定效应和随机效应模型的回归结果，第三、四、五列分别是基于简单二分权重矩阵、直线距离权重矩阵和铁路货运距离权重矩阵估计的 SAC 模型结果，第六、七、八列是在铁路货运距离权重矩阵 SAC 模型的基础上分别加入交互项 $SurrenderPortion \times NewPremiumPortion$ 、 $SurrenderPortion \times HHI$ 、 $NewPremiumPortion \times HHI$ 后的回归结果。

所有模型的结果显示，退保率的系数显著为负，以第五列铁路货运距离权重矩阵 SAC 模型的结果为例，退保率每降低 1%，平均来说，寿险消费提高 0.084%。结果表明，退保率作为衡量寿险供给质量的反向指标，与寿险消费呈现负相关关系，印证了假说一。所有模型的结果显示，新单占比显著为正，和预期一致，印证了假说二，即新单占比作为衡量寿险供给动能的变量，与寿险消费呈现正相关关系。以第五列铁路货运距离权重矩阵 SAC 模型的结果为例，新单占比增加 1%，平均来说，寿险消费增加 0.166%。在所有空间自相关模型里，衡量市场垄断程度的赫芬达尔-赫希曼指数 HHI 显著为负，和预期一致，印证了假说三，即以竞争程度衡量的寿险市场效率与寿险消费呈现正相关关系。以第五列铁路货运距离权重矩阵 SAC 模型的结果为例，市场垄断程度每降低 1%，平均来说，寿险消费增加 0.081%。

保险公司经营管理层和保险监管机构，在供给侧结构性改革过程中，不仅仅希望知道哪些因素对扩大消费有影响，更希望精确地度量不同供给侧因素对于扩大消费的作用大小，并可以据此排定改革的优先次序。因此，我们

对供给侧变量作标准化处理¹，从而得出供给侧因素的重要性排序。以第五列铁路货运距离权重矩阵SAC模型的结果为例，退保率、新单占比、HHI的标准化变量系数的绝对值分别为0.060、0.104、0.046，说明新单占比（供给侧动能）对寿险消费的直接影响最大，然后依次是退保率（供给质量）和HHI（供给效率）。基于以上证据，我们认为，短期中通过保险产品和服务创新，快速提高供给新动能，将最有助于直接提高保险消费；中长期中，保险供给质量和效率的提升亦不应被忽视，因为这将为保险消费的可持续增长提供重要动力。

我们引入三个供给侧因素之间的交互项，以便更好地观察它们之间的协同或替代效应。在第五列铁路货运距离权重矩阵SAC模型的基础上，我们分别增加了退保率和新单占比的交互项、退保率和HHI的交互项、以及新单占比和HHI的交互项，²然后再次进行回归，结果显示在表2的第六、七、八列。结果显示，退保率和新单占比之间交互项的系数显著为正，另外两个交互项不显著。被保险人退保的原因可能多种多样，其中之一是发现了新的更合适的寿险产品，退保金转化为新单保费。因此，正的交互项系数可以解释为，新单在一定程度上降低了退保率对寿险消费的负作用，新单占比越大，退保率的负作用就越小。这一结果很好地显示了供给侧结构性改革的必要性和重要性。如果创新的产品和服务比老的产品和服务更能吸引消费者，那就说明，由退保率所体现的低质量产品或销售服务正在被高质量新产品和优质销售服务所替代。当新单占比超过一定水平时，退保率的负作用完全消失。这一现象间接的说明，退保金中的相当大部分转化为新单消费，供给侧的产品结构调整可以抵消退保率对寿险消费的负作用。我们的这一研究结果为加大力度调整供给侧结构，提供了实证依据。

空间自回归系数 ρ 反映了相邻地区的寿险密度是否存在相互依赖和溢出效应（任英华、徐玲和游万海，2010）。误差项空间自相关系数 λ 反映了不包含在解释变量 $X_{i,t}$ 中，但是对寿险密度有影响的遗漏变量的空间相关性。

表2显示，所有SAC模型的空间自回归系数 ρ 为正，并显著大于零，与之前基于寿险密度在区域上的聚集和Moran指数所做出的初步判断相符，说明了各省份之间的空间相关是显著正向的，即寿险消费和寿险业发展存在显著

¹ 在多元线性回归方程中，由于各自变量的单位不同，得到的回归系数也就有不同的量纲，因此，回归系数的大小只能表明自变量与因变量在数量上的关系，而不能表示各自变量在回归方程的重要性，要比较各个自变量的重要性，必须消除单位的影响，为此，在做线性回归时需要对变量值作标准化变换，即变量减去其均值并除以其标准差，含义是当自变量增加一个单位时，因变量增加或减少的单位数（王海燕、杨方廷和刘鲁，2006）。王海燕、杨方廷和刘鲁（2006）以播种面积、两年投资、上年收益、支出比重为例，将这四个变量的重要性根据标准化系数排序。

² 为避免多重共线性，我们对交互项中涉及的变量进行了均值中心化。

的空间依赖和溢出效应，而非替代效应。

和经典面板模型（第一、二列）相比，SAC模型（第三、四、五列）估计系数的标准误变小了。这说明考虑空间相关后，空间面板模型的估计精度提高了。就退保率、新单占比、HHI的系数而言，空间面板模型的标准误平均比经典面板模型的标准误平均降低约34%，54%，35%。此外我们发现，相比基于二分权重矩阵的SAC模型（第三列），基于直线距离和铁路距离空间权重矩阵的模型（第四、五列）有更为显著的 ρ 和 λ ，一定程度上说明后者可以更准确地模拟省际经济联系。

从控制变量的角度看，每万人保险业城镇单位就业人数在前五个模型中的系数均显著为正，较好地控制了省际寿险业发展水平的差异。人均GDP的系数显著为正，说明收入水平的提升促进了寿险消费，这一结论已在国际上得到广泛认可（Outreville, 1996; Beck和Webb, 2003; Millo和Carmeci, 2014）。老年抚养比与寿险消费呈正相关关系，这和Beck和Webb（2003）的发现是一致的。教育水平的系数显著为正，说明教育水平越高的消费者能够更加清醒的认识到寿险的重要性（Outreville, 1996; 钟春平、陈静和孙焕民, 2012）。我们没有发现预期通胀率和城镇人口密度对寿险消费有显著影响。

表2 被解释变量是寿险密度的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	固定效应	随机效应	SAC-0/1	SAC-直线
SurrenderPortion	-0.089** (0.035)	-0.082** (0.033)	-0.088*** (0.023)	-0.085*** (0.022)
NewPremiumPortion	0.177*** (0.054)	0.196*** (0.054)	0.160*** (0.027)	0.163*** (0.023)
HHI	-0.084 (0.079)	-0.156*** (0.059)	-0.090** (0.046)	-0.082* (0.044)
InsuranceEmployment	0.129** (0.058)	0.219*** (0.055)	0.128*** (0.038)	0.108*** (0.037)
GDPperCapita	0.525** (0.203)	0.701*** (0.121)	0.441*** (0.108)	0.462*** (0.092)
ExpectedInflation	0.008 (0.042)	0.004 (0.039)	0.013 (0.031)	0.018 (0.030)
OldDependentRatio	0.193* (0.103)	0.158 (0.099)	0.142** (0.072)	0.146** (0.066)
UrbanPopulationDensity	0.041 (0.071)	0.088 (0.056)	0.013 (0.045)	0.022 (0.043)
Education	0.366** (0.179)	0.270*** (0.104)	0.391*** (0.089)	0.486*** (0.090)
Constant	-2.615 (1.911)	-4.417*** (1.374)	-	-

SurrenderPortion*	-	-	-	-
NewPremiumPortion	-	-	-	-
SurrenderPortion*	-	-	-	-
HHI	-	-	-	-
NewPremiumPortion*	-	-	-	-
HHI	-	-	-	-
Provincial dummies	控制	-	控制	控制
Year dummies	控制	控制	控制	控制
ρ (Rho)	-	-	0.235*	0.518***
	-	-	(0.136)	(0.149)
λ (Lambda)	-	-	-0.368*	-1.442***
	-	-	(0.199)	(0.340)
Observation	240	240	240	240
R^2	0.935	0.932	0.936	0.937

续表 2 被解释变量是寿险密度的回归结果

变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	SAC-铁	SAC-铁	SAC-铁	SAC-铁
SurrenderPortion	-0.084***	-0.095***	-0.085***	-0.083***
	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.022)
NewPremiumPortion	0.166***	0.175***	0.168***	0.176***
	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)
HHI	-0.081*	-0.100**	-0.075*	-0.073
	(0.045)	(0.045)	(0.045)	(0.045)
InsuranceEmployment	0.108***	0.107***	0.101***	0.111***
	(0.038)	(0.038)	(0.039)	(0.038)
GDPperCapita	0.458***	0.428***	0.457***	0.440***
	(0.095)	(0.097)	(0.095)	(0.095)
ExpectedInflation	0.020	0.005	0.015	0.037
	(0.031)	(0.032)	(0.031)	(0.033)
OldDependentRatio	0.149**	0.138**	0.137**	0.156**
	(0.068)	(0.068)	(0.069)	(0.067)
UrbanPopulationDensity	0.010	0.006	0.010	0.011
	(0.044)	(0.044)	(0.044)	(0.044)
Education	0.480***	0.476***	0.485***	0.489***
	(0.093)	(0.093)	(0.093)	(0.092)
Constant	-	-	-	-
	-	-	-	-
SurrenderPortion*	-	0.092**	-	-
NewPremiumPortion	-	(0.037)	-	-
SurrenderPortion*	-	-	-0.031	-
HHI	-	-	(0.033)	-
NewPremiumPortion*	-	-	-	-0.060
HHI	-	-	-	(0.041)
Provincial dummies	控制	控制	控制	控制
Year dummies	控制	控制	控制	控制
ρ (Rho)	0.460***	0.373*	0.457***	0.471***

	(0.168)	(0.193)	(0.168)	(0.165)
λ (Lambda)	-1.293***	-0.990**	-1.285***	-1.290***
	(0.353)	(0.394)	(0.354)	(0.350)
Observation	240	240	240	240
R^2	0.937	0.939	0.937	0.937

注：*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著水平，括号中为估计系数的异方差稳健标准误。

五、内生性问题和稳健性检验

经济学一般原理认为，供给和需求存在相互影响的关系，供给既可以创造需求，需求也刺激着市场供给。因此，本文所讨论的供给侧因素，存在潜在的内生性问题。以下我们从理论和计量两个方面对此加以讨论。从理论上来说，我们认为寿险消费对寿险供给的引领作用较弱，主要原因是寿险具有供给创造需求的固有属性，这为实践所广泛证实，因此有“寿险是卖出的，而不是买入的”流行说法。对中国来说，由于保险业发展的历史相对较短，老百姓的保险意识不够强，寿险市场具有更强的供给引导特征，寿险消费需求受供给推动的影响较大（周华林和郭金龙，2014），消费者的自发需求推动供给因素变化的影响较小，所以内生性不严重。

从计量的角度来看，我们使用退保率、新单占比和HHI的滞后一期和滞后两期作为工具变量进行内生性检验。滞后变量作为工具变量消除了消费到供给因素的反向因果，因为当期的寿险消费只能影响当期的或者未来的供给侧因素，而不能影响过去的。杜宾-吴-豪斯曼检验（Durbin-Wu-Hausman）的 χ^2 统计量是2.813，p值是0.421；吴-豪斯曼（Wu-Hausman）检验的F统计量是0.884，p值是0.451，因此不拒绝原假设，即可以认为三个供给侧因素变量都是外生的。此外，我们还利用上述工具变量方法重新估计了方程（1），表3中的结果显示，三个供给侧因素对寿险消费的影响方向均没有改变¹。

此外，我们对本文结论作如下两个稳健性检验。首先，我们用寿险深度替换寿险密度，并对方程（1）重新回归。其次，我们用空间自回归模型（SAR）和空间误差模型（SEM）重新估计表2中的空间面板模型。表4中的结果显示我们的结论是稳健的。

表3基于工具变量的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SAC-0/1	SAC-line	SAC-rail
SurrenderPortion	-0.249***	-0.238**	-0.226**

¹ 部分新单占比和HHI系数的显著性有所降低，原因有可能是样本量下降。

	(0.089)	(0.098)	(0.097)
NewPremiumPortion	0.078	0.232	0.236
	(0.155)	(0.170)	(0.173)
HHI	-0.201**	-0.111	-0.102
	(0.102)	(0.121)	(0.123)
Control variables	控制	控制	控制
Provincial dummies	控制	控制	控制
Year dummies	控制	控制	控制
Observation ^a	180	180	180
R ²	0.852	0.853	0.853

注：*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著水平，括号中为估计系数的异方差稳健标准误。

a. 由于滞后两期作为工具变量，2007、2008年的数据被省略。

表 4 稳健性检验

模型	(1)	(2)	(3)
变量	SAC-0/1	SAC-line	SAC-rail
	LifeInsurancePenetration		
SurrenderPortion	-0.076***	-0.073***	-0.073***
	(0.022)	(0.022)	(0.022)
NewPremiumPortion	0.178***	0.181***	0.185***
	(0.025)	(0.024)	(0.024)
HHI	-0.077*	-0.068	-0.071
	(0.046)	(0.044)	(0.045)
Control variables	控制	控制	控制
Provincial dummies	控制	控制	控制
Year dummies	控制	控制	控制
Observation	240	240	240
R ²	0.744	0.739	0.740

续表 4 稳健性检验

模型	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	SAR-0/1	SAR-line	SAR-rail	SEM-0/1	SEM-line	SEM-rail
	LifeInsuranceDensity					
SurrenderPortion	-0.090***	-0.091***	-0.090***	-0.087***	-0.083***	-0.083***

	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
NewPremiumPortion	0.177***	0.176***	0.177***	0.177***	0.177***	0.178***
	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.025)	(0.024)	(0.024)
HHI	-0.085*	-0.088*	-0.085*	-0.082*	-0.068	-0.072
	(0.048)	(0.048)	(0.048)	(0.047)	(0.046)	(0.046)
Control variables	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Provincial dummies	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year dummies	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observation	240	240	240	240	240	240
R ²	0.935	0.936	0.935	0.935	0.934	0.934

注：*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著水平，括号中为估计系数的异方差稳健标准误。

六、结论

在既有文献的基础上，本文的研究意义和贡献主要在于以下三个方面：一是首次提出寿险供给侧因素的定量指标体系，将寿险业供给质量、供给侧动能和供给效率三个抽象概念量化，并证实了它们与寿险消费之间的正相关关系。这一计量框架有助于在改革过程中不断评估改革效果，校准改革措施。第二，在方法论上，本文构建并首次在保险市场分析中应用直线距离和铁路货运距离空间权重矩阵来估计空间自相关模型，首次证实了寿险消费在省际空间上存在显著的依赖和溢出效应，有效提高了模型系数估计精度。第三，我们发现退保率和新单占比之间存在替代交互效应，提高供给动能不仅可以直接促进寿险消费，而且还可以抵消高退保率的负作用，说明创新产品和服务能够一定程度上弥补过去产品和服务质量低下造成的问题。该发现为供给侧的结构调整提供了实证依据。

本文研究认为，作为供给侧结构性改革的第一步，保险企业和保险监管机构应当尽可能精准地利用量化指标来指导、度量供给侧改革。本文提出的衡量寿险供给质量、动能和效率的指标为供给侧改革提供了一个计量框架，说明了供给侧改革指标选取过程中的必要条件，即在考虑供给与消费相互作用的前提下，供给侧指标与消费呈现显著性的相关关系。其次，我们认为，空间上的金融集聚效应，会随着区域协同发展战略的深入变得更为重要。在今后地区层面的面板数据研究中，应当进一步应用和完善空间相关模型。最后，虽然我们的研究主题和数据针对寿险行业，但影响寿险消费的这些供给侧因素也很可能会影响其他金融消费，因此，本文的一些结论和方法也可以为其他金融业供给侧结构性改革提供借鉴。

当然，本文研究也存在一些局限性。由于数据所限，本文选择的三个供

供给侧宏观指标略显粗略。今后在数据可得的情况下，可以从公司层面的财务信息入手来定义供给侧指标，由此得到的分析结论会更为细致和准确。此外，寿险、产险、银行、证券等金融行业存在不同的供给侧因素指标，它们对消费的影响强度和影响方式肯定也不同。但它们之间无疑也存在一些共同的供给侧因素，比如质量、效率和动能。通过跨行业的比较，发现供给侧改革中的共性和特性，以及它们对消费的影响，也是我们下一步研究的重要方向。

参考文献

- [1] 陈浪南、白淑云和陈军才，2007，《内地与港澳保险市场一体化研究》，《财贸经济》第3期91-98页。
- [2] 方先明、孙爱军和曹源芳，2010，《基于空间模型的金融支持与经济增长研究》，《金融研究》第10期68-82页。
- [3] 黄隽和汤珂，2008，《商业银行竞争、效率及其关系研究》，《中国社会科学》第1期69-86页。
- [4] 黄薇，2011，《外资进入对中国保险业效率的影响》，《金融研究》第3期72-85页。
- [5] 胡宗义和李鹏，2013，《农村正规与非正规金融对城乡收入差距影响的空间计量分析》，《当代经济科学》第2期71-78页。
- [6] 李善民和曾昭灶，2003，《质量差异化与产品互补型企业兼并问题》，《管理科学学报》第6期54-60页。
- [7] 刘书文，2000，《试论保险新险种的推行效应》，《保险研究》第1期30-31页。
- [8] 李林、丁艺和刘志华，2011，《金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析》，《金融研究》第5期113-123页。
- [9] 任英华、徐玲和游万海，2010，《金融集聚影响因素空间计量模型及其应用》，《数量经济技术经济研究》第5期104-115页。
- [10] 孙蓉和王超，2013，《中国保险公司经营绩效综合评价》，《保险研究》第1期49-57页。
- [11] 孙祁祥和Maxwell J，1998，《论寿险业投资的市场化运作-兼论中国监管者面临的两难选择》，《经济研究》第12期48-56页。
- [12] 孙蓉和张宗军，2012，《寿险业退保行为及其影响因素实证研究》，《保险研究》第8期39-45页。
- [13] 邵全权和周召辉，2010，《寿险公司业务结构调整对产业组织的影响研究》，《保险研究》第12期24-34页。
- [14] 王夏阳和傅科，2013，《企业承诺、消费者选择与产品质量水平的均衡分析》，《经济研究》第8期94-106页。

- [15] 王海燕、杨方廷和刘鲁，2006，《标准化系数与偏相关系数的比较与应用》，《数量经济技术经济研究》第9期150-155页。
- [16] 王艳萍，2006，《市场集中度的国际比较》，《国际经贸探索》第3期10-18页。
- [17] 魏华林和杨霞，2007，《家庭金融资产与保险消费需求相关问题研究》，《金融研究》第10期70-81页。
- [18] 项俊波，2016，《做好新时期保险监管工作实现“十三五”保险业发展的良好开局》，《保险研究》第2期3-16页。
- [19] 项俊波，2017，《项俊波主席在2017年全国保险监管工作会议上的讲话》，中国保监会。
- [20] 袁序成，2016，《人身险行业的供给侧改革》，《中国金融》第12期61-63页。
- [21] 郑伟，2016，《保险供给侧改革要高质量和效率》，《中国保险报》2月16日。
- [22] 郑伟和刘永东，2011，《中国各省区寿险市场发展比较：1998-2010》，《保险研究》第10期3-13页。
- [23] 钟春平、陈静和孙焕民，2012，《寿险需求及其影响因素研究：中国寿险需求为何低？》，《经济研究》第1期148-160页。
- [24] 周华林和郭金龙，2012，《中国寿险产品供给及其影响因素分析》，《保险研究》第11期62-74页。
- [25] 周华林和郭金龙，2014，《中国居民寿险购买率变化趋势分析》，《当代经济科学》第1期23-30页。
- [26] 中国保险年鉴编委会，2015，《中国保险年鉴》，中国保险年鉴社。
- [27] Anselin L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers Press.
- [28] Beck T. and I. Webb, 2003, "Economic, Demographic and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries," *World Bank Economic Review*, 17(1), pp.51-88.
- [29] Carson J.M. and R. E. Dumm, 1999, "Insurance Company-Level Determinants of Life Insurance Product Performance," *Journal of Insurance Regulation*, 18(2), pp.195-206.
- [30] Li D., F. Moshirian, P. Nguyen and T. Wee, 2007, "The Demand for Life Insurance in OECD Countries," *Journal of Risk and Insurance*, 74(3), pp.637-652.
- [31] Millo G. and G. Carmeci, 2014, "A Subregional Panel Data Analysis of Life Insurance Consumption in Italy," *Journal of Risk and Insurance*, 82(2), pp.317-340.
- [32] Outreville J. F., 1990, "Whole-life Insurance Lapse Rates and The Emergency

Fund Hypothesis,"*Insurance: Mathematics and Economics*, 9(4),pp.249-255.

[33] Outreville J . F., 1996,"Life Insurance Markets in Developing Countries,"*Journal of Risk and Insurance*, 63(2) ,pp.263—278.

[34] Outreville J. F.,2013, "The Relationship Between Insurance and Economic Development: 85 Empirical Papers for a Review of The Literature,"*Risk Management and Insurance Review*, 16(1),pp.71-122.

[35] ZeitsE. N.,2003, "An Examination of the Demand for Life Insurance," *Risk Management and Insurance Review*, 6(2),pp.159-191.

互联网保险消费需求的影响因素研究

——基于消费意愿

李加明、刘银、赵皓矾¹

摘要：

自从李克强总理在政府工作报告中提出“互联网+”的概念后，“互联网+”的概念迅速席卷各个行业，互联网保险也是在这一背景下取得飞速发展，保费增长率不断刷新纪录，互联网保民的规模也已经达到了3.3亿人次。虽然互联网保险业的发展取得了喜人的成果，但是互联网保险的发展应该采用互联网思维而不是传统的线下思维，即以客户为核心。所以就有必要对影响互联网保险用户消费意愿的因素进行分析。本文通过分析互联网保险消费者的特点对原有的UTAUT模型进行改进，增加网站质量、网络口碑、感知风险、感知信任四个变量，且将控制变量做适当调整。最终形成本文针对互联网保险消费者消费意愿的研究模型。然后进行问卷的设计、发放、回收和整理，将收集到的数据进行实证分析，发现本调查的信度、效度都较好，进一步回归分析得出本文影响互联网保险消费者消费意愿的影响因素分别为感知信任，社会影响，网络口碑，网站质量。控制变量中年龄，受教育程度，月收入，购买保险产品次数对于消费意愿具有显著影响。最后根据实证分析结果提出政策建议。

关键词：消费意愿，UTAUT模型，感知信任，网络口碑，互联网保险

一、引言

自从“互联网+”的概念被提出后，“互联网+”被各行各业所追捧，纷纷将互联网应用到各个行业。在这一大背景下，保险公司也积极开展“互联网+保险”战略。我国互联网保险开端的标志性事件是1997年互联网保险公司信息网的诞生，该网站的诞生标志着我国保险业开始了“互联

¹ 李加明，安徽财经大学金融学院保险系教授；刘银，安徽财经大学金融学院保险硕士；赵皓矾，安徽财经大学金融学院保险硕士研究生。

网+保险”的探索。2005年随着《中华人民共和国电子签名法》这部法律的颁布¹，电子签名具有与纸质签名相同的法律效力，我国互联网保险业迎来了新的机遇。2008年后，保险中介类网站，保险信息类网站不断涌现，但互联网保险的规模都较小。2013年互联网金融的概念出现，互联网保险行业取得了不错的发展：第三方电商平台上理财型保险销量巨大，国华人寿，生命人寿等在双十一当天都取得了短时间销量过亿的惊人成绩。²我国互联网保险保费增长速度非常快，短短5年之间，开展互联网保险业务的公司数目已经从2011年的28家增加为现在的110家；保费规模从2011年的31.99亿元增加为2015年的2233.96亿元，增长68.83倍，年均增长率达到了189.09%，具体如表1所示。

表 1：我国互联网保险业务 2011 年至 2015 年发展情况表

年份	互联网保险公司数量 (家)	保费规模(亿)	同比增长(%)	占总保费的比例 (%)
2011	28	31.99		0.2
2012	34	106.24	230	0.14
2013	60	291.15	174	1.7
2014	85	858.9	195	4.2
2015	110	2233.96	160	9.2

数据来源：中国保险行业协会网站收集整理所得 <http://www.iachina.cn/>

当前我国互联网保险形成了官方网站模式、网络兼业代理模式、专业中介代理模式、专业互联网保险公司模式、第三方电子商务平台模式³。2013众安保险公司成立，注册资本10亿元⁴；2015年泰康人寿创建子公司泰康在线，注册资本为10亿元⁵；2015年易安财险成立，注册资本10亿元⁶。在互联网大背景下，必须立足于充分了解消费者的需求，消费者的消费意愿。根据消费者的行为特征进行相应的产品研发策略调整。而本研究就是立足于分析消费者在购买互联网保险时候的消费意愿，这样的研究对于互联网保险来说，具有一定的参考意义。

¹ 资料来源：中华人民共和国主席令. 《中华人民共和国电子签名法》[EB/OL]. 中华人民共和国中央人民政府网, (2005-06-27) [2016-06-28]

http://www.gov.cn/flfg/2005-06/27/content_9785.htm

² 刘敬元. 生命人寿“双十一”八小时内保费破亿[EB/OL]. 腾讯财经, (2013-11-12) [2016-06-28] <http://finance.qq.com/a/20131112/016647.htm>

³ 资料来源：中国保险行业协会：互联网保险行业发展报告

⁴ 资料来源：众安保险网站：<http://www.zhongan.com/channel/about/about.html>

⁵ 刘伟. 注册资本10亿泰康在线黯淡开局 前三月保费仅215万[EB/OL]. 和讯保险, (2016-04-12) [2016-06-29] <http://insurance.hexun.com/2016-04-12/183239483.html>

⁶ 李超. 易安财险获批筹建 注册资本人民币10亿元[EB/OL]. 和讯保险, (2015-06-30) [2016-06-27] <http://insurance.hexun.com/2015-06-30/177141555.html?from=rss>

二、文献综述

国内对互联网保险需求的影响因素的分析有代表性的研究有:陈华(2006)以广州市消费者为研究对象,通过问卷调查的形式收集数据并最终应用因子分析的方法来检验数据,最终根据实证分析结果得出结论,即影响广州市消费者使用网上保险的因素主要有7个,分别为:安全关注度、互联网的可使用性、对保险公司的信赖程度、相对变化的不情愿程度、使用的容易性、方便性以及计算机和连通互联网的成本。王海萍(2012)在陈华研究的基础上通过总结国外研究文献,以中国人寿为例,借助 TAM 模型构建影响因素假设,通过发放问卷收集数据并运用因子分析方法进行实证检验,最终根据实证结果得出影响消费者通过网络购买寿险产品的消费意愿的主要因素为网络寿险网站应用的容易性、网络寿险消费者的态度以及感知风险。王怡文(2013)将天津市市民作为调查对象,通过发放调查问卷的方法收集数据,并构建出 Logistic 模型,通过实证分析得出影响消费者通过网络购买保险产品的主要因素为对网络保险的了解程度,其影响为正向影响,年龄也为影响因素,但呈负相关。周新发、王姐(2014)在王海萍研究基础上基于 TPB 理论,运用二元 Logistic 回归模型对调查数据进行实证分析,然后在实证分析的基础上发现影响消费者对网络财产保险购买意愿的因素为感知风险、消费者对网络保险的信誉度、感知价值、网络保险的购买便利性、消费者个人的收入水平。

关于互联网保险需求的影响因素的分析,国外学者的研究有很多。Kiang et. al (2000)从互联网保险的特征和构造对销售的影响角度出发,通过研究发现影响互联网保险销售的因素主要是产品的售后服务,其他影响因素如产品的定制性、交易的复杂性和产品的可得性的作用次之。Dumm and Hoyt(2003)通过定性分析,认为影响被保险人通过网络购买保险的因素有互联网保险网销覆盖面、互联网保险降低交易成本的能力以及被保险人对网络销售这一方式的信任程度。Yao(2004)以新西兰保险市场为例,通过研究认为消费者选择通过网络购买互联网保险的主要原因是互联网能够提供充分的保单信息,但这一交易形式并不理想。Sang M. Lee(2005)通过问卷调查的形式收集数据,并结合实证分析来检验影响网络保险顺利开展的因素。通过实证检验结果其得出结论,主要影响因素为保险公司网站的可用性、保险公司的发展历史、相关部门的支持、组织规模以及来自于消费者的压力。Se Hun Lim 等(2009)通过发布调查问卷的形式收集数据,并利用实证检验来研究消费者网络保险购买意愿的影响因素。通过实证分析发现主要影响因素为网络保险

的服务质量以及消费者对网络保险的信任程度。Khare, A. and Singh, S. (2010)以印度人民为调研对象,通过实证分析检验消费者针对网络保险的态度影响因素。经过一系列的研究,最终发现主要影响因素为消费者对网络保险购买的感知风险以及消费者对网络保险的选择态度。

外国学者对于互联网保险消费者购买意愿和影响因素的研究比较多。这些学者的从不同的研究角度运用定性,定量的分析方法确定相关影响因素。但因为国外学者的研究对象都是外国的消费者,其研究得出的结论并不一定适应中国的实际情况。而我国因为互联网保险属于起步阶段,国内学者对于互联网保险消费者购买意愿的影响因素的研究还是比较少的,仅有的几篇研究文献分别从定性和定量的角度进行了研究,分别从自己研究的角度来选定影响因素,并通过检验确定主要影响因素并提出了针对性的意见。研究成果虽然不多,但对于进一步的研究同样具备重要的意义。本文首先总结分析中外学者的研究成果,然后再结合我国实际情况分析确定影响因素,进行UTAUT模型设计,通过调查问卷的发放和实际的调研获取数据并结合实证分析来继续探究互联网保险消费需求的影响因素并结合所收集的数据和实证检验结果最终提出针对性的意见。

三、影响因素的变量及 UTAUT 模型的选取

(一) 变量的选取及其模型假设

本文经过梳理并结合互联网保险消费者的特点,选择UTAUT模型对互联网保险消费者的消费意愿做出解释,选定了网络口碑、网站质量、感知风险、感知信任四个变量,并将这四个变量添加到原有UTAUT模型中,最终形成了本文的研究模型和全部假设。上述变量中被解释变量为消费意愿;其他变量均为解释变量。上述变量的内容和假设如下:

1. 绩效期望及假设

绩效期望是指消费者预期使用信息技术能够给自身工作带来多少绩效提升。假设1:绩效期望与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性

2. 努力期望及假设

努力期望是指消费者预期使用信息技术自身需要付出的努力程度。假设2:努力期望与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性

3. 社会影响及假设

消费者个体自身的消费行为有时也会受到其周围的人及其环境的影响,产生所谓的羊群效应。假设3:社会影响与消费者通过网络购买

保险产品的消费意愿具有正向相关性。

4. 便利条件及假设

便利条件是指消费者感觉自身当前具备的技能等能不能满足其通过互联网购买保险产品的要求。假设4：便利条件与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。

5. 网站质量及假设

网站质量是指消费者通过互联网购买保险产品所使用的网站的页面设置的美观程度以及浏览起来的方便程度。假设5：网络口碑与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。

6. 网络口碑及假设

网络口碑是指消费者通过互联网购买保险产品会考虑保险产品在网络上前期消费者对其进行的评价。假设6：网站质量与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。

7. 感知风险及假设

感知风险一词最早是1960年的Bauer提出来的，其本身是个心理学科的概念。其最初的含义是指消费者在消费时，其行为所导致的购买结果的不确定性即是感知风险。假设7：感知风险与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有反向相关性。

8. 感知信任及假设

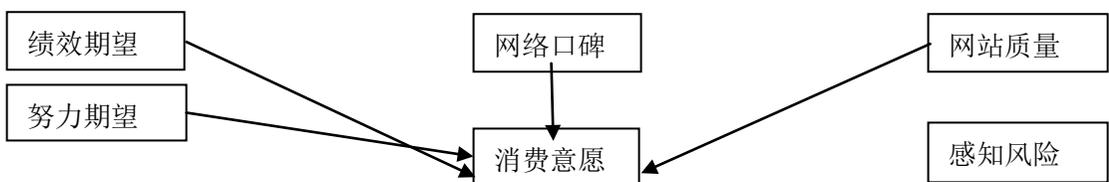
在互联网保险购物环境下，感知信任主要包括两个方面。第一个方面是指消费者对互联网保险企业的信任程度；另一方面是指消费者对于自身所处的网络购物环境的信任程度。假设8：感知信任与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。

9. 消费意愿及假设

消费意愿是指消费者愿意通过互联网购买保险产品的程度，消费意愿越强，进行购买行为的概率越大。假设9：控制变量与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。

（二）互联网保险消费需求及影响因素模型的建立

本文建立的最终模型如图1所示。模型不仅包括原有UTAUT模型的四个核心变量，还添加了网络口碑因素、网站质量因素、感知风险因素、感知信任因素。加入年龄因素、性别因素、收入水平因素、受教育水平因素、所从事的行业、网络应用技能、购买互联网保险产品的次数这7个控制变量作为影响因素来研究控制变量对消费意愿的影响。最终模型如下图所示。



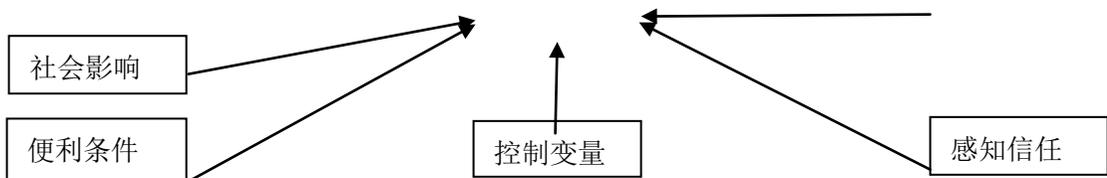


图 1：互联网保险消费者消费意愿的影响因素研究模型

四、问卷调查数据收集与实证检验

（一）调查对象特征分析

本文的主要调研对象就是上班族和高年级学生，调查数据分析结果也吻合。对于调研对象的特征变量分布的具体情况请看表 2：

表 2：调研对象特征变量分布情况表

特征变量	类别	频率	百分比 (%)	特征变量	类别	频率	百分比 (%)
性别	男	160	52.8	年龄	<18 岁	3	1.0
	女	143	47.2		19 至 25 岁	196	64.7
教育程度	大专及以下	32	10.6		26 至 35 岁	80	26.4
	本科	162	53.5		36 至 45 岁	17	5.6
	硕士	100	33.0		46 至 60 岁	5	1.7
	博士及以上	9	3.0		>60 岁	2	0.7
从事的行业	学生	155	51.2		月收入	<3000 元	177
	工薪阶层	118	38.9	3001~4000		44	14.5
	自由职业者	8	2.6	4001~5000		24	7.9
	其他	22	7.3	>5000 元		58	19.1

资料来源：本文作者自行整理所得

（二）各变量的描述性统计分析

据本调查问卷显示调研对象的网络技能达到比较熟练的为60.1%；达到非常熟练的占比17.5%。调研对象中购买过保险产品的人数占比达

到50.2%。说明调研对象有一定的线下购买保险产品的经验。具体描述统计分析结果如表3所示：

表 3：调研对象网络使用经验及保险产品购买经验描述统计分析

特征变量	类别	频率	百分比 (%)
网络应用技能	完全不会	5	1.7
	不是很熟练	63	20.8
	比较熟练	182	60.1
	非常熟练	53	17.5
购买保险产品次数	没购买过	151	49.8
	1-3次	125	41.9
	4-6次	14	4.6
	7次及以上	11	3.6

资料来源：本文作者自行整理所得

调查对象想通过网络购买保险产品的类别占比分别为：产险149人，占比49.2%；寿险154，占比50.8%。比例比较均衡。具体如表4所示：

表 4：调研对象欲通过互联网购买保险产品的类别分布情况表

保险产品类别	频率	百分比 (%)
产险	149	49.2
寿险	154	50.8

数据来源：本文作者自行整理所得

从上述对调研对象的描述统计中可以看出，本次调研的人群主要是19至35岁的群体，调研对象以高学历居多，其对新事物的接受能力强。虽然当前其对互联网保险网站的关注程度较低，但随着学生族自身的成长，其对保险的需求会逐渐增强，再加上已有的网购习惯，极有可能成为互联网保险的潜在消费对象。

（三）调查问卷的信度效度检验

1.调查问卷的信度检验

所谓信度指的是根据测量或者通过量表工具测得的结果的稳定性与一致性。本文利用Cronbach's Alpha的取值来判定。Cronbach's Alpha的取值范围介于0和1之间，这个值越大，就说明问卷设置的各个题目之间的相关性就越大，也就是说问卷的内部一致性越高。

表 5：各变量的信度分析情况表

变量名称	测量题项	项已删除的 Cronbach' s Alpha 值	每个变量的 Cronbach' s Alpha 值
绩效期望	A11	0.834	0.856
	A12	0.796	
	A13	0.813	
	A14	0.824	
努力期望	B11	0.868	0.880
	B12	0.852	
	B13	0.855	
	B14	0.865	
	B15	0.864	
	B16	0.855	
社会影响	C11	0.843	0.842
	C12	0.775	
	C13	0.785	
	C14	0.793	
便利条件	D11	0.773	0.813
	D12	0.722	
	D13	0.790	
	D14	0.773	
网站质量	E11	0.829	0.867
	E12	0.816	
	E13	0.840	
	E14	0.832	
网络口碑	F11	0.806	0.845
	F12	0.776	
	F13	0.842	
	F14	0.784	
感知风险	G11	0.884	0.900
	G12	0.867	
	G13	0.873	
	G14	0.881	
	G15	0.883	
感知信	H11	0.886	0.906

任	H12	0.879	
	H13	0.873	
	H14	0.898	
	H15	0.889	
消费意愿	I11	0.854	0.894
	I12	0.844	
	I13	0.841	
	I14	0.912	

资料来源：本文作者运用 SPSS20.0 自行整理所得

注：此处变量里面的题目从绩效期望开始分别按顺序排位 A11、A12、A13、A14；努力期望题项排序为 B11、B12、B13、B14、B15、B16，后面变量以次按 C、D、E、F、G、H、I 排序，具体对应题目请参阅附件

从表 5 中我们可以清晰的看出，每个变量对应的题项的 Cronbach's Alpha 值和每个变量的 Cronbach's Alpha 值基本都在 0.80 以上，便利条件对应的 Cronbach's Alpha 值最低也在 0.813，此调查问卷信度较好。

2. 调查问卷的效度检验

效度主要就是用来衡量问卷调查发布者所设计的问卷测度能力有多强。本研究从内容效度以及结构效度两个角度来衡量本调查问卷的效度。

本问卷各个变量的效度分析具体表6所示。

表 6: KMO 和 Bartlett 的检验

取样足够度的 Kaiser-Meyer-Olkin 度量。		.933
	近似卡方	8500.463
Bartlett 的球形度检验	df	780
	Sig.	.000

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

从上表中我们可以看出，KMO 样本测度值为 0.933，而且这里的 Bartlett 球形检验的 Sig（卡方统计值）的显著性检验是 .000，表明本问卷可以进行因子分析。本文进行公因子提取所采用的方法为主成分分析法，然后提取公因子后运用最大方差法来做正交旋转，得出因子载荷矩阵，旋转后的测度项与所对应的因子的相关度要大于 0.5 且旋转后的测度值与其他不对应的因子的相关度要小于 0.4，符合条件就认为是可以接受的。具体结果如表 7 所示：

表 7：方差贡献率情况表

解释的总方差									
	初始特征值			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 %	合计	方差的 %	累积 %
	14.644	36.611	36.611	14.644	36.611	36.611	5.025	12.562	12.562
	4.822	12.055	48.666	4.822	12.055	48.666	4.286	10.715	23.277
	2.352	5.879	54.545	2.352	5.879	54.545	4.267	10.667	33.944
	1.569	3.923	58.468	1.569	3.923	58.468	4.072	10.179	44.124
	1.459	3.647	62.115	1.459	3.647	62.115	3.799	9.496	53.620
	1.196	2.989	65.104	1.196	2.989	65.104	3.570	8.925	62.546
	1.057	2.643	67.748	1.057	2.643	67.748	2.081	5.202	67.748
	.919	2.298	70.045						
	.844	2.110	72.155						
	.753	1.883	74.038						
	.731	1.828	75.866						
	.648	1.619	77.486						
	.608	1.521	79.006						
	.563	1.409	80.415						
	.528	1.320	81.734						
	.519	1.297	83.032						
	.468	1.169	84.201						
	.456	1.141	85.342						
	.446	1.116	86.458						
	.411	1.029	87.486						
	.388	.971	88.457						
	.371	.928	89.386						
	.362	.906	90.291						
	.350	.875	91.166						
	.326	.816	91.982						
	.313	.783	92.765						
	.294	.734	93.499						
	.287	.718	94.218						
	.261	.652	94.869						
	.258	.646	95.515						
	.237	.592	96.107						

	.215	.539	96.646					
	.204	.511	97.157					
	.198	.494	97.651					
	.184	.459	98.111					
	.171	.426	98.537					
	.164	.411	98.948					
	.155	.387	99.335					
	.148	.369	99.704					
	.118	.296	100.000					

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

根据表7的分析可知，具备良好信度的40个问卷题项一共可以提取7个主成分，这7个主因子解释的方差占比67.748%，7个公因子能够比较理想的提取以及解释原变量的信息。

表 8：旋转后的因子载荷矩阵情况表

旋转成份矩阵 ^a							
	成份						
	1	2	3	4	5	6	7
绩效期望							
A11	.016	-.181	.324	.184	-.008	.644	.118
绩效期望							
A12	.015	-.122	.410	.139	.084	.674	.230
绩效期望							
A13	.010	-.113	.419	.099	.125	.655	.090
绩效期望							
A14	.108	-.037	.389	.355	.130	.567	.130
努力期望							
B11	.246	-.064	.578	.233	.163	.353	-.002
努力期望							
B12	.186	-.108	.658	.153	.240	.280	.086
努力期望							
B13	.155	-.056	.722	.137	.179	.249	.002
努力期望							
B14	.100	-.154	.618	.166	.312	.154	.182
努力期望							
B15	.130	-.231	.678	.069	.120	.149	.237

努力期望							
B16	.173	.014	.694	.231	.230	.159	.176
社会影响							
C11	.237	-.096	.287	.642	.094	.001	-.011
社会影响							
C12	.230	-.083	.221	.758	.083	.098	.178
社会影响							
C13	.122	-.086	.223	.653	.173	.172	.353
社会影响							
C14	.181	-.109	.210	.600	.207	.161	.364
便利条件							
D11	.212	-.208	.261	.173	.084	.250	.657
便利条件							
D12	.147	-.130	.150	.206	.311	.342	.661
便利条件							
D13	.170	-.186	.405	.166	.298	.032	.477
便利条件							
D14	.274	-.013	.277	.352	.282	.275	.374
网站质量							
E11	.124	-.156	.245	.242	.627	.215	.213
网站质量							
E12	.136	-.080	.256	.207	.677	.131	.267
网站质量							
E13	.094	-.115	.226	.164	.793	.030	.013
网站质量							
E14	.185	-.115	.279	.158	.725	.045	.101
网络口碑							
F11	.176	-.340	.041	.031	.406	.542	.184
网络口碑							
F12	.052	-.406	.103	.144	.406	.578	.165
网络口碑							
F13	.335	-.362	.168	.095	.393	.285	-.029
网络口碑							
F14	.152	-.386	.117	.096	.545	.390	.066
感知风险							
G11	-.069	.814	-.034	-.110	-.058	-.118	-.131

感知风险 G12	-.043	.832	-.054	.031	-.069	-.233	-.152
感知风险 G13	.089	.844	-.100	-.016	-.102	-.073	-.004
感知风险 G14	.124	.788	-.114	-.058	-.192	-.077	-.075
感知风险 G15	.068	.812	-.106	.004	-.066	-.007	.012
感知信任 H11	.806	.023	.047	.125	.117	.067	.182
感知信任 H12	.836	.049	.165	.174	.000	-.095	.100
感知信任 H13	.835	.042	.166	.157	.047	-.013	.146
感知信任 H14	.740	-.059	.232	.127	.165	.115	.073
感知信任 H15	.740	-.019	.168	.291	.139	.190	.066
消费意愿 I11	.467	.008	.062	.607	.248	.333	.024
消费意愿 I12	.482	.008	.046	.623	.232	.238	-.009
消费意愿 I13	.505	.068	.069	.600	.240	.230	.051
消费意愿 I14	.616	.140	.027	.456	.194	-.047	-.138

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

从表8中：该问卷经过主成分分析所提取的7个主成分分别为主成分一：包含感知信任H11、H12、H13、H14、H15和消费意愿I13、I14这7个题项，其方差贡献率为12.562%，其是7个主成分中贡献最大的一个，说明其对于整体问卷的影响最大。主成分二：包含感知风险G11、G12、G13、G14、G15，其方差贡献率为10.715%，其是7个主成分中贡献排在第二的，说明其对于整体问卷的影响是可以排在第二的。主成分三：包含努力期望B11、B12、B13、B14、B15、B16这6个题项，其方差贡献率为10.667%，其是7个主成分中贡献能力排在第三的，说明其对于整体问卷的影响是可以排在第三的。主成分四：包含社会影响C11、C12、

C13、C14；消费意愿I11、I12这六个题项，其方差贡献率为10.179%，其是7个主成分中贡献排在第四的，说明其对整体问卷的影响是可以排在第四的。主成分五：包含网站质量E11、E12、E13、E14这四个题项，其方差贡献率为9.496%，其是7个主成分中贡献排在第五的，说明其对整体问卷的影响是可以排在第五的。主成分六：包含绩效期望A11、A12、A13、A14以及网络口碑F11、F12这六个题项，其方差贡献率为8.925%，其是7个主成分中贡献排在第六的，说明其对整体问卷的影响是可以排在第六的。主成分七：包含便利条件D11、D12这两个题项，其方差贡献率为5.202%，其是7个主成分中贡献排在第七的，说明其对整体问卷的影响是可以排在第七的。

3. 消费者互联网保险消费意愿与假设影响因素的回归分析

本文利用逐步回归分析法，研究因变量绩效期望、努力期望、社会影响、便利条件、网站质量、网络口碑、感知风险、感知信任和自变量消费意愿之间的关系，分析的结果如表9所示：

表 9：多元逐步回归分析表

模型		非标准化系数		标准系数	R方	调整的R方	Sig F	t	Sig.
		B	标准误差	试用版					
1	(常量)	.966	.128		0.483	0.481	0.000	7.546	.000
	感知信任	.708	.042	.695				16.765	.000
2	(常量)	.248	.136		0.602	0.599	0.000	1.828	.069
	感知信任	.494	.043	.485				11.366	.000
	社会影响	.427	.045	.404				9.472	.000
3	(常量)	.002	.172		0.609	0.605	0.000	.012	.990
	感知信任	.478	.044	.469				10.944	.000
	社会影响	.380	.049	.360				7.741	.000
	网站质量	.128	.056	.099				2.303	.022
4	(常量)	-.381	.217		0.619	0.614	0.000	-1.759	.080
	感知信任	.459	.044	.451				10.505	.000
	社会影响	.394	.049	.373				8.072	.000
	网站质量	.171	.057	.133				3.007	.003
5	(常量)	-.683	.258		0.625	0.619	0.000	-2.646	.009
	感知信任	.447	.044	.438				10.194	.000
	社会影响	.378	.049	.357				7.689	.000

网站质量	.115	.063	.089				1.841	.067
网络口碑	.129	.061	.113				2.125	.034

资料来源：SPSS20.0 软件分析所得

从表9中的分析结果可知，8个自变量中绩效期望、努力期望、便利条件、感知风险没有进入到回归方程中，只有感知信任、社会影响、网站质量、网络口碑四个自变量为因变量消费意愿的最佳预测变量，本模型的四个变量一起解释了消费倾向61.9%的变异量。而且从表中的Beta系数可知，该模型中的四个变量均在0.1的显著性水平显著。从表中F统计值的数据可以看出模型的整体回归效果是显著的，这里的四个变量对于消费意愿的影响程度按大小顺序依次为：感知信任>社会影响>网站质量>网络口碑。

（四）调节效应的检验

本文主要分析控制变量中性别、年龄、教育程度、调研对象所从事的行业、月收入等人口统计特征以及网络应用技能、购买保险产品的次数等控制变量对消费者通过网络购买保险产品的感知信任、社会影响、网站质量、网络口碑、消费意愿的影响。主要采用单因素方差分析来检验相应的影响程度。

1.性别对各个变量的影响分析

从表10中可以看出性别对于各个因素在0.1的显著性水平下都表现为不显著。即性别对各个变量都无显著影响。

表：10 性别对各个变量影响分析情况表

变量	性别	样本数	均值	标准差	单因素方差分析	
					F	显著性
社会影响	男	160	3.1313	.80873	.185	.667
	女	143	3.1696	.73374		
网站质量	男	160	3.4391	.68091	.038	.846
	女	143	3.4248	.57839		
网络口碑	男	160	3.6703	.77010	.976	.324
	女	143	3.7517	.65104		
感知信任	男	160	2.9650	.82097	.911	.341
	女	143	2.8769	.77964		
消费意愿	男	160	3.0594	.87303	.251	.617
	女	143	3.0122	.75195		

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

2.年龄对各个变量的影响分析

从表11中可以看出年龄对于社会影响、网站质量、网络口碑、感知信任、消费意愿在0.1的显著性水平下都显著。

表 11：年龄对各个变量的影响分析情况表

变量	年龄	样本数	均值	标准差	单因素方差分析	
					F	显著性
社会影响	18岁以下	3	2.8333	2.02073	4.053	0.001
	19至25岁	196	3.0638	.71595		
	26至35岁	80	3.3156	.76073		
	36至45岁	17	3.2794	.90088		
	46至60岁	5	2.8500	.74162		
	60岁以上	2	5.0000	.00000		
网站质量	18岁以下	3	3.3333	1.52753	2.422	0.036
	19至25岁	196	3.3571	.59700		
	26至35岁	80	3.6156	.63638		
	36至45岁	17	3.4559	.68599		
	46至60岁	5	3.2000	.44721		
	60岁以上	2	4.0000	1.41421		
网络口碑	18岁以下	3	3.8333	1.04083	2.227	0.052
	19至25岁	196	3.6314	.71810		
	26至35岁	80	3.8406	.68233		
	36至45岁	17	3.8971	.74508		
	46至60岁	5	3.5000	.46771		
	60岁以上	2	4.7500	.35355		
	60岁以上	2	1.0000	.00000		
感知信任	18岁以下	3	2.9333	2.00333	2.836	0.016
	19至25岁	196	2.8990	.78066		
	26至35岁	80	2.9150	.79286		
	36至45岁	17	2.9647	.64512		
	46至60岁	5	3.0400	.71274		
	60岁以上	2	5.0000	.00000		
消费意愿	18岁以下	3	3.1667	1.60728	2.799	0.017
	19至25岁	196	2.9821	.75977		

	26至35岁	80	3.0875	.84578		
	36至45岁	17	3.2059	.96110		
	46至60岁	5	2.9500	.94207		
	60岁以上	2	5.0000	.00000		

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

3.教育程度对各个变量的影响分析

从表12中可以看出教育程度对于社会影响、网站质量、网络口碑、消费意愿在0.1的显著性水平下都显著；对感知信任在0.1的显著性水平下不显著。

表 12：教育程度对各个变量的影响分析情况表

变量	教育程度	样本数	均值	标准差	单因素方差分析	
					F	显著性
社会影响	大专及以下	32	3.0781	.88317	6.563	0.000
	本科	162	3.0895	.69583		
	硕士	100	3.1725	.79192		
	博士及以上	9	4.2222	.80472		
网站质量	大专及以下	32	3.3516	.82271	5.110	0.002
	本科	162	3.3657	.59510		
	硕士	100	3.5025	.57350		
	博士及以上	9	4.1389	.77168		
网络口碑	大专及以下	32	3.4609	.85927	5.355	0.001
	本科	162	3.6512	.70675		
	硕士	100	3.8200	.65238		
	博士及以上	9	4.3889	.45262		
感知信任	大专及以下	32	2.9500	.95038	1.712	0.165
	本科	162	2.8975	.76288		

	硕士	100	2.9040	.78289		
	博士及以上	9	3.5111	1.02524		
消费意愿	大专及以下	32	3.1016	.89095	4.469	0.004
	本科	162	2.9738	.76947		
	硕士	100	3.0350	.81108		
	博士及以上	9	3.9722	.99565		

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

4.从事的行业对各个变量的影响分析

从表13中可以看出从事的行业对于社会影响、网站质量、网络口碑、消费意愿在0.1的显著性水平下都不显著；对感知信任在0.1的显著性水平下显著。

表 13：从事的行业对各个变量的影响分析情况表

变量	从事的行业	样本数	均值	标准差	单因素方差分析	
					F	显著性
社会影响	学生	155	3.1000	.75410	0.975	0.405
	工薪阶层	118	3.1907	.74656		
	自由职业者	8	3.5313	1.06434		
	其他	22	3.1364	.92816		
网站质量	学生	155	3.4081	.57970	1.483	0.219
	工薪阶层	118	3.4640	.67564		
	自由职业者	8	3.8125	.98878		
	其他	22	3.2955	.59580		
网络口碑	学生	155	3.6823	.66469	0.267	0.849
	工薪阶层	118	3.7415	.77895		
	自由职业者	8	3.8438	.86538		
	其他	22	3.6705	.70028		
感知信任	学生	155	2.8865	.72829	2.356	0.072
	工薪阶层	118	2.8797	.78670		
	自由职业者	8	3.3750	1.15851		
	其他	22	3.2545	1.11472		

消费意愿	学生	155	3.0032	.75538	1.633	0.182
	工薪阶层	118	3.0148	.83288		
	自由职业者	8	3.5938	1.10952		
	其他	22	3.1932	.99383		

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

5.月收入对各个变量的影响分析

从表14中可以看出月收入对于社会影响、网络口碑、感知信任、消费意愿在0.1的显著性水平下都显著；对网站质量在0.1的显著性水平下不显著。

表 14：月收入对各个变量的影响分析情况表

变量	月收入	样本数	均值	标准差	单因素方差分析	
					F	显著性
社会影响	3000元以下	177	3.0565	.73782	2.225	0.085
	3001~4000	44	3.3182	.84799		
	4001~5000	24	3.1875	.61789		
	5000元及以上	58	3.2888	.84915		
网站质量	3000元以下	177	3.3743	.57414	2.043	0.108
	3001~4000	44	3.4545	.70767		
	4001~5000	24	3.3958	.62082		
	5000元及以上	58	3.6078	.73016		
网络口碑	3000元以下	177	3.6568	.67562	2.621	0.051
	3001~4000	44	3.5909	.88280		
	4001~5000	24	3.7813	.69670		
	5000元及以上	58	3.9267	.67540		
感知信任	3000元以下	177	2.8407	.74874	3.627	0.013
	3001~4000	44	3.0136	.94342		
	4001~5000	24	2.7167	.74814		
	5000元及以上	58	3.1931	.81043		
消费意愿	3000元以下	177	2.9590	.72600	3.557	0.015
	3001~4000	44	3.0114	.91651		
	4001~5000	24	2.9167	.58823		
	5000元及以上	58	3.3448	1.00746		

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

6.网络应用技能对各个变量的影响分析

从表15中可以看出网络应用技能对于社会影响、网站质量、网络口碑、感知信任、消费意愿在0.1的显著性水平下不显著。

表 15：网络应用技能对各个变量的影响分析情况表

变量	网络应用技能	样本数	均值	标准差	单因素方差分析	
					F	显著性
社会影响	完全不会	5	2.5500	1.60468	1.521	0.209
	不是很熟练	63	3.1111	.57111		
	比较熟练	182	3.1429	.74389		
	非常熟练	53	3.2736	.95231		
网站质量	完全不会	5	3.2000	1.09545	1.425	0.235
	不是很熟练	63	3.3333	.49391		
	比较熟练	182	3.4368	.62752		
	非常熟练	53	3.5566	.73811		
网络口碑	完全不会	5	3.4500	.90830	1.308	0.272
	不是很熟练	63	3.5952	.65751		
	比较熟练	182	3.7184	.71151		
	非常熟练	53	3.8349	.77513		
感知信任	完全不会	5	2.5200	1.61617	1.807	0.146
	不是很熟练	63	2.8889	.75842		
	比较熟练	182	2.8857	.70021		
	非常熟练	53	3.1321	1.03548		
消费意愿	完全不会	5	2.9000	1.51658	0.457	0.713
	不是很熟练	63	3.0317	.65453		
	比较熟练	182	3.0096	.78239		
	非常熟练	53	3.1509	1.02063		

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

7.购买保险产品的次数对各个变量的影响分析

从表16中可以看出购买保险产品的次数对于社会影响、网站质量、网络口碑、感知信任、消费意愿在0.1的显著性水平都显著。

表 16：购买保险产品的次数对各个变量的影响分析情况表

变量	购买保险产品的次数	样本数	均值	标准差	单因素方差分析	
					F	显著性
社会影响	没购买过	151	3.0050	.73284	8.149	0.000
	1~3次	127	3.2185	.73867		
	4~6次	14	3.3571	.82459		
	7次及以上	11	4.0682	.93602		
网站质量	没购买过	151	3.3593	.56978	4.575	0.004
	1~3次	127	3.4488	.65944		
	4~6次	14	3.5893	.65492		
	7次及以上	11	4.0455	.82778		
网络口碑	没购买过	151	3.6126	.70160	6.378	0.000
	1~3次	127	3.7421	.70636		
	4~6次	14	3.7857	.75865		
	7次及以上	11	4.5455	.38435		
感知信任	没购买过	151	2.8636	.79343	2.970	0.032
	1~3次	127	2.9307	.75314		
	4~6次	14	2.9714	1.01635		
	7次及以上	11	3.6000	.95499		
消费意愿	没购买过	151	2.8775	.78574	8.791	0.000
	1~3次	127	3.1102	.75504		
	4~6次	14	3.3214	.85163		
	7次及以上	11	4.0227	1.06920		

资料来源：SPSS20.0 分析后整理所得

8.控制变量的影响总结分析

根据对7个变量的单因素方差分析中发现其中对各个5大变量影响最为显著的控制变量因素为年龄、教育程度、月收入 and 购买次数：

表 17：控制变量影响总结分析表

	感知信任	社会影响	网站质量	网络口碑	消费意愿
性别					
年龄	显著	显著	显著	显著	显著
教育程度		显著	显著	显著	显著

从事的行业	显著				
月收入	显著	显著		显著	显著
网络应用技能					
购买保险产品的次数	显著	显著	显著	显著	显著

资料来源：本文作者自行整理所得

（五）研究假设检验

社会影响、网络口碑、网站质量和感知信任是消费意愿的主要影响因素，显著性明显。控制变量中性别、从事的行业、网络应用技能对消费意愿的影响不显著，而年龄、教育程度、月收入和购买保险产品的次数对消费意愿的影响是显著的：

表 18：研究假设检验结果

本研究假设	本研究发现	本研究对假设检验的结果
假设H1：绩效期望与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性	绩效期望与消费者通过网络购买互联网保险产品的消费意愿并不呈现正相关性。	完全不成立
假设 H2：努力期望与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性	努力期望与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿并不呈现正相关性。	完全不成立
假设 H3：社会影响与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性	社会影响与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿呈现明显的正向相关性。	完全成立
假设 H4：便利条件与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性	便利条件与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿并不呈现出正向相关性。	完全不成立
假设 H5：网络口碑与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。	网络口碑与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿呈现出明显的正向相关性。	完全成立

假设H6：网站质量与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。	网站质量与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿呈现出明显的正向相关性。	完全成立
假设 H7：感知风险与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有反向相关性。	感知风险与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿呈现不出明显的正向相关性。	完全不成立
假设 H8：感知信任与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。	感知信任与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿呈现明显的正向相关性。	完全成立
假设 H9：控制变量与消费者通过网络购买保险产品的消费意愿具有正向相关性。	控制变量中性别、从事的行业、网络应用技能对消费意愿的影响不显著，而年龄、教育程度、月收入和购买保险产品的次数对消费意愿的影响是显著的。	部分成立

资料来源：本文作者自行整理所得

五、对策建议

（一）大力提升互联网保险行业的社会影响度

所谓社会影响指的是消费者个人所处的社会环境对其采取通过互联网购买保险产品的这一行为的影响程度。消费者个体自身的消费行为有时候也会受到其周围的人以及其周围的环境的影响，产生所谓的羊群效应。加大宣传力度，第一可以在电视台、广播频道、报纸等媒体宣传互联网保险；第二，在各个第三方平台和各大门户网站上进行互联网保险产品的宣传；第三，互联网保险公司可以在网点对线下保险客户投放相关广告；最后，互联网相关监管机构经常更新对互联网保险行业的管理信息，不断增加互联网用户的信心。

（二）加强互联网保险公司网站建设

互联网保险公司的网站相当于互联网保险公司的门面。必须达到简洁，美观，功能齐全。而且，互联网保险公司网站也应该在网站上给出详细的购买流程，人工服务也是必不可少的。要让客户能够很简单明白的了解互联网保险产品且能够通过简洁明了的采购流程买到自己需

要的保险产品。为了让客户更好地了解乃至理解复杂难懂的保险条款等信息，保险公司也可以考虑在网页上面添加视频讲解专版以及动画演示或动画讲解专版等。

（三）重视网络口碑建设

当前，网络购物发展的速度飞快。消费者通过网络购物时除了会仔细了解产品的信息外，其肯定要关注到的就是所购产品的以及相关公司的网络口碑。开展互联网保险的公司首先就需要提升其所提供的保险产品的质量，提前规划好销售、维护以及后期理赔的相关流程。让消费者在购买相关产品时自发的给予好评，这样将能激发更多的客户购买相应产品。其次，商家采取一些优惠等措施让客户积极评价。同时分析不好的评论的原因，并进行改正。最后，互联网保险公司应该提升自身的企业形象，赢得消费者的信赖则就意味着产品销量的保证。

（四）进一步完善互联网保险公司安全建设

从感知信任角度而言，总体上要做到两点。首先是消费者对于网络购物环境的信任，其次是消费者对于互联网保险企业的信任。具体而言应该做到一方面提升网络购物支付的安全性以及对于客户个人信息的保密程度，各家互联网保险公司在建设互联网保险网站的时候要做到充分考虑到安全性。另一方面互联网保险企业要在企业文化中重点强调诚信文化建设。同时还要考虑到理赔的及时性。作为互联网保险企业，应该相应完善理赔的流程。

（五）针对性营销

对于互联网保险产品而言，其主要消费群体都是年轻人，年轻群体容易接受新事物，创新能力强。资本积累较少，保险需求旺盛。保险公司可以在设计网站时针对这一群体的特征开设专区。其次，应尽量向高学历、高收入人群推销互联网保险产品。最后向有购买经历的人推荐产品，这部分群体购买互联网保险产品的概率会更高，消费意愿会更强。所以，应该倾向于发展这部分客户

参考文献

- [1] 安联保险集团研究团队. 未来的保险客户-基于互联网及相关技术的调查报告[J]. 保险研究, 2015(09): 23-38.
- [2] 常兴华. 保险 O2O 营销模式的实践与研究[J]. 中国流通经济, 2014(12): 93-98.
- [3] 陈华. 广州市网上保险消费者偏好行为的实证研究[J]. 消费经济, 2006(02): 67-69.
- [4] 刘一乐. 基于 RBF 神经网络的互联网理财产品购买意愿的实证研

- 究[J]. 上海管理科学, 2015 (02) : 10-13.
- [5] 陈可盈, 卢泳尧, 方有恒. 互联网保险用户体验调查与分析[J]. 上海保险, 2015 (02) : 43-47.
- [6] 陈秀芬, 唐宇石. 大数据时代我国互联网保险的现状与发展研究[J]. 改革与战略, 2016 (06): 33-37.
- [7] 刘明波. 渠道信任-保险印象与购买意愿-基于微观个体的调查研究[J]. 保险研究, 2014 (04) : 63-73.
- [8] 高菊兰. 保险市场消费行为心理因素分析-以都江堰市消费者研究分析为例[J]. 财税审计, 2014 (01) : 103-104.
- [9] 高雷. 欧美网络保险的最新发展及对我国的启示[J]. 保险研究, 2010 (11) : 75-80
- [10] 唐金成, 李亚茹. 中国第三方网络保险平台发展研究[J]. 西南金融, 2015 (03): 38-43.
- [11] 龚诗阳. 线上消费者评论如何影响产品销量-基于在线图书评论的实证研究[J]. 中国软科学, 2013 (06) : 171-183.
- [12] 黄枫, 卓志. 保险客户满意度研究-基于寿险市场的影响因素及客户细分分析[J]. 保险研究, 2015 (09) : 9-22.
- [13] 何德旭, 董捷. 中国的互联网保险:模式、影响、风险与监管[J]. 上海金融, 2015 (11): 64-67.
- [14] 叶颖刚, 秦建文. 我国互联网保险发展中存在的问题及对策研究——基于风险管理视角[J]. 海南金融, 2015 (07) : 47-52.
- [15] 李琼, 刘庆, 吴兴刚. 互联网对我国保险营销渠道影响分析[J]. 保险研究, 2015 (03) : 24-35.
- [16] Bauer R.A. “Consumer Behavior as Risk Taking” in Hancock. R. S(Ed.)[C]. “Dynamic Marketing for a Changing World”, Proceeding of the 43rd Conference of the American Marketing Association, Chicago, 1960.
- [17] Dumm R E, Hoyt R E. Insurance distribution channels : markets in transition[J]. *Journal of Insurance Regulation*, 2003, 22(9) : 27-47.
- [18] Fred D. Davis, Baogozzi R.P., Warshaw P.R.. Extrinsic and Intrinsic Motivation to Use Computers in the Workplace[J]. *Journal of Applied Social Psychology*, 1992,22(14) : 1111-1132.
- [19] Fred D.Davis. Perceived Usefulness, Perceived Ease of Use and User Acceptance of Information Technology[J]. *MIS Quarterly*. 1989, 13(3) : 319-340.
- [20] Kiang M Y, Raghu T S, Shang K H M. Marketing on the Internet—who can benefit from an online marketing approach?[J]. *Decision Support Systems*, 2000,27 (4) : 383-393.

- [21] Khare A, Dixit S, Chaudhary R, et al. Customer behavior toward online insurance services in India[J]. *Journal of Database Marketing & Customer Strategy Management*, 2012,19 (2) : 1227-1228.
- [22] Mauricio S. Featherman, Paul A. Pavlou. Predicting E-services Adoption: a Perceived Risk Facets Perspective[J]. *International Journal of Human-Computer Studies*, 2003, 59(4) : 451-474.
- [23] Robert N. Stone, Kjell Gronhaug. Perceived Risk: Further Considerations for the Marketing discipline[J]. *European Journal of Marketing*, 1993, 27(3) : 39-50.
- [24] Sang M. Lee and Teuta Cata. Critical Success Factors of Web-Based E-Service: The Case of E-Insurance [J] *International Journal of E-Business Research*, 2005,1(3) : 21 – 40.
- [25] Se Hun Lim, Sukho Lee, Yeon Hur, Koh. Chanq E. Role of Trust in Adoption of Online Auto Insurance[J]. *Journal of Computer Information System*, 2009,50(2) : 151 – 159.

我国保险企业范围经济及其影响因素研究

——基于寿险与产险公司的差异性分析

姜良波、徐景峰¹

摘要：

我国保险企业范围经济的研究文献中，所得结论存在差异，同时也没有进一步研究保险企业范围经济影响因素。本文以我国 2009-2014 年 33 家保险机构面板数据为基础，引入广义超越对数成本函数，对我国保险业范围经济情况进行分析。研究结果发现，样本区间内，我国财险公司普遍存在范围经济，大型寿险公司存在明显的范围不经济，中小型寿险公司存在微弱的范围经济。范围经济的影响因素中，资产规模和企业性质对保险机构范围经济有显著的影响，产险公司经营管理水平以及寿险市场集中度分别对产、寿险机构范围经济有显著的影响，国内经济发展水平对保险机构范围经济没有显著影响。最后，本文总结了研究成果并提出了可行性政策建议。

关键词：保险企业，范围经济，影响因素，差异性

一、引言

改革开放以来，我国保险业经历了三十多年的蓬勃发展，年保费收入从 1980 年的 4.6 亿元增长到 2014 年的 20234.81 亿元，截止到 2014 年年末，国内产、寿险公司数量扩张到 149 家，资产规模总额达 101591.47 亿元²，我国保险业取得的成就举世瞩目，保险业的迅速发展也在极大程度上促进了其作为经济的“助推器”和社会的“稳定器”这一角色作用的充分发挥。

我国保险业发展的过程中，主要采取“分业经营，分业监管”的模式。近年来，许多发达国家和发展中国家逐步放松了不同金融行业之间的经营界限，我国在金融混业经营这一模式上也开展了初步探索，如 2003 年《保险法》

¹ 姜良波，中央财经大学保险学院。徐景峰，中央财经大学保险学院教授，中央财经大学中国精算研究院副院长。

² 数据来源于《中国保险年鉴》及参考文献。

修订后,经营产险业务的公司和相关机构的批准下可以经营短期人身保险业务。2004年,我国保险市场全面对外开放,外资保险机构的大规模进入加剧了国内保险机构的业务竞争。市场竞争的加剧恰逢业务限制的放开,促进了我国保险机构业务拓展与全方位经营的冲动与渴求,国内多家保险集团的相继成立,使得这种势头日益明显。然而,综合经营是否有助于我国保险企业资源配置效率的提高以及运营成本的降低,成为决定我国探索金融混业经营成败的关键之一。因此,探讨我国保险企业范围经济情况具有重大意义。

二、文献综述

范围经济这一假说最早由美国经济学家Panzer和Willing(1983)提出,随着经济学家对范围经济理论的研究,相关理论基础日益完善,研究方法也进一步拓展。在范围经济早期的研究中,Mathewson和Kellner(1983)运用柯布-道格拉斯生产函数研究了加拿大保险业的范围经济,由于这种成本函数不能拟合U型平均成本曲线,导致研究结论与实际观察结果不符。随后,学者们对成本函数进行了一系列的改进和创新。Grace和Timme(1992)以及Yuengert(1993)使用广义超越对数成本函数(Generalized Translog Cost Function, GTCF)对美国1987年寿险行业进行了研究,但并未发现范围经济存在的证据。Hardwick(1994)与Brown(2000)利用超越对数成本函数(Translog cost function, TCF)对英国寿险业的范围经济情况进行了实证分析。Berger(1999)等使用复合成本函数(Com-posite cost function, CCF)对美国1988-1992年保险业范围经济进行了研究,发现利润范围经济与保险企业规模具有直接的关系,企业规模越大,越容易实现利润范围经济。

国内对保险企业范围经济的研究相对于国外而言起步较晚,现阶段研究文献较少,且主要侧重于对保险企业规模经济状况的研究。黄薇(2007)在界定我国保险企业范围经济的基础上,引入广义超越对数成本函数模型研究了我国主要保险公司的范围经济情况,研究发现,财险公司整体范围经济不明显,个体之间存在较大差异,寿险业具有较为明显的范围经济。黄爱社(2009)利用广义超越对数成本模型分别研究了我国产、寿险企业范围经济,结果显示,大多数寿险公司具有较弱的范围经济,产险公司范围经济则较为明显。胡宏兵(2013)等运用广义超越对数成本函数研究了我国产险公司范围经济,结论指出,在研究样本内,大型产险公司范围不经济现象明显,大部分小型产险公司存在范围经济。目前只有徐雅琴(2013)研究指出人均营业费用影响我国寿险公司范围经济,人均营业费用越低,寿险公司范围经济状况越好。

综上所述,国内对于保险企业范围经济的研究中,由于研究方法及样

本选择的不同, 所得结论存在差异, 甚至相互矛盾, 同时也没有进一步分析保险企业范围经济的影响因素。本文认为, 对于保险企业范围经济影响因素的研究, 其意义要远远大于保险企业是否存在范围经济。基于上述考量, 本文将以2009-2014年我国34家保险公司面板数据为基础, 引入广义超越对数成本函数, 基于产险和寿险公司的差异性, 分别测算我国保险机构范围经济系数并对其影响因素进行分析。

三、研究设计

本文的研究围绕以下两个阶段展开, 在第一阶段, 将对我国产、寿险公司的范围经济进行估计, 测算出各企业范围经济数值。本文的第二阶段, 在提出相关假设的前提下, 进一步分析保险企业范围经济影响因素。

(一) 范围经济计量模型

范围经济大小测度了企业联合生产多种产品相较于分别生产每种产品是否有助于节约成本, 提高经营效益。Pulley和Braunstein (1992) 指出范围经济的来源主要有以下两个方面, 一是企业存在现有生产能力的闲置, 即剩余资源; 二是企业生产产品的投入要素可以共享, 新产品可以利用已有的投入要素, 从而节约成本。

范围经济系数 (Global Economies of Scope, GSOE) 计算公示如下:

$$GSOE = \frac{(C(y_1, 0 \dots 0) + C(0, y_2 \dots 0) + C(0, 0 \dots y_n) - C(y_1, y_2 \dots y_n))}{C(y_1, y_2 \dots y_n)}$$

$C(\cdot)$ 为成本函数, $y_1, y_2 \dots y_n$ 为企业产出。GSOE为范围经济系数, 计算方法为, 假定有n家企业分别单独生产一种产品, 计算出各企业生产的成本, 成本之和减去联合生产这n种产品的企业的总成本。如果GSOE>0, 表明存在范围经济, 即企业联合生产多种产品的成本小于单独生产的成本。反之, 如果GSOE<0, 表明存在范围不经济。

(二) 成本函数的选择

在成本函数计量模型的选取上, 国内外学者主要采用超越对数成本函数、广义超越对数成本函数、复合成本函数拟合成本曲线。其中, 超越对数成本函数有效地克服了柯布-道格拉斯生产函数的不足, 但其缺陷在于, 要对产出变量取对数, 当某种产出为零时, 这种成本函数就不再适用了。复合成本函数由Pulley和Braunstein (1992)^[12]提出, 这种成本函数允许产出为零, 同时结合了产出的二次方结构, 从理论上来说更适用于范围经济的测量。但在实证分析中广义超越对数成本函数由于其优良

特性得到了更为广泛的运用和发展，故本文选择广义超越对数成本函数进行研究，其主要有以下优点：一是明确考虑了各自变量以及自变量之间的交互效应对因变量的影响（即企业联合生产的情形），二是解决了超越对数成本函数产出不能为零的问题，三是参数经济含义直截了当且很容易通过标准统计方法估计出来。

广义超越对数成本函数最早由Caves、Christensen和Tretheway（1980）提出，利用Box-Cox因子替换超越对数成本函数中产出的对数值 $\ln y_i$ 得到，转换公式如下：

$$Y_i = \frac{y_i^\theta - 1}{\theta}$$

当 $y_i \rightarrow 0$ 时，有 $Y_i \rightarrow \frac{1}{\theta}$ ， θ 是一个未知参数，实证估计中主要有两种方法确定，一是通过网络搜寻法求得使残差平方和最小的 θ 值，二是同时估计 θ 和成本函数的参数值。就目前的文献来看，使用方法最多的是网络搜寻法。在对所有产出值做因子替换后，可得广义超越对数成本函数表达式：

$$\begin{aligned} \ln TC = & \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_j Y_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{h=1}^n \delta_{kh} Y_k Y_h + \sum_{j=1}^m \gamma_j \ln w_j \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \mu_{ij} \ln w_i \ln w_j + \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^m \rho_{kj} Y_k \ln w_j + \varepsilon \end{aligned}$$

其中，TC为总成本，Y为产出，W为投入， α 、 β 、 γ 、 δ 、 μ 、 ρ 为回归系数， ε 为随机误差项。

广义超越对数成本函数需满足以下约束条件：

①对称性条件： $\delta_{kh} = \delta_{hk}$ ； $\mu_{ij} = \mu_{ji}$

②投入要素齐次性条件： $\sum_{j=1}^m \gamma_j = 1$ ； $\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \mu_{ij} = 0$ ；

$$\sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^m \rho_{kj} = 0$$

（三）投入、产出界定

在指标的确定上，考虑到范围经济的定义，并结合我国保险业特点以及相关研究文献，因此本文选择我国保险机构主要产品的保费收入作为产出变量：（1）对于寿险业样本，选择人寿保险保费收入（ y_1 ）、意外伤害险保费收入（ y_2 ）、健康险保费收入（ y_3 ）作为三种产出，这一产出变量的选择与大多数研究文献类似。（2）对于产险业样本，选择财产保险保费收入（ y_1 ）、机动车辆保险保费收入（ y_2 ）、责任保险保费收入（ y_3 ）作为产出变量。需要指出的是，黄薇（2007）、胡宏兵（2013）等在界定财险业产出时，选取车险产品、非车险产品、短期人身险产品保费收入，而对于非车险产品保费收入，作者并没有详细说明是哪几种产品保费的加总，考虑到产险公司产品的多样性，过多的加总对于研究财险公司多元化经营必然会产生影响。

在投入指标的选取上，本文在参考已有文献的基础上，选取人力成本（ W_1 ）与资本成本（ W_2 ）两种投入变量。人力成本以保险公司手续费及佣金支出、业务及管理费、其他业务成本和资产减值损失加总得到，资本成本以固定资产净值衡量。

成本函数的因变量即保险公司的总成本（ TC ）用保险公司的营业支出¹衡量。

（四）研究假设

成本函数只考虑了不同形式的投入和产出对保险企业成本的影响，而范围经济系数的计算也是在成本函数的基础上计算的，并没有充分考虑到其他因素的影响。因此，在第二阶段，本文进一步研究保险企业范围经济的影响因素。

企业经营地域范围扩大，可能产生范围经济，经营范围的扩大往往伴随着企业规模的扩张，因此，保险企业规模会对范围经济产生影响。此外，企业管理水平直接决定经营能力，管理水平越高的公司越有可能扩大企业规模、增加产品种类，进而带来范围经济。我国基于特殊的政策背景对保险业新兴力量的进入存在着一定程度上的限制，因此我国保险市场一直维持着较高的市场集中度。产业经济学SCP理论指出，市场竞争度能够影响企业经营

¹ 在界定产出时未考虑营业外收入，因此此处不考虑营业外支出。

绩效及经营水平，一个完全竞争的市场越容易促使企业不断提高产品质量以及服务水平。在产业经济学中，市场集中度被用来衡量一个产业的市场竞争情况，因此我国保险市场集中度对范围经济可能存在一定的影响。从我国保险业发展时间来看，相比于国外发达国家我国保险业还处于幼稚行业，外资保险公司发展时间早，相关制度建设更加完善，中资保险机构无论是从经营管理水平、运作机制、以及内部资源配置效率上与外资保险公司相比都要存在一定的差距，从理论上而言，外资保险公司越容易实现范围经济。同时，任何行业都是依附于一国国内经济大环境实现自身发展的，经济发展越快，说明市场环境越平稳，社会对企业产品的需求就更充分，企业就会充分调动资源扩大盈利能力；反之，则表明市场处于不断调整与改革的过程，市场中的不稳定因素一方面降低了社会的需求，同时也减弱了企业扩张的步伐，企业就会产生闲置资源，相应每单位的资源产出就会随之下降。因此，本文认为我国国内经济发展速度也会影响保险企业范围经济情况。

基于上述分析，本文提出以下假设：

假设1：保险企业规模越大，范围经济越大

假设2：保险企业经营效率越高，范围经济越大

假设3：保险市场集中度越高，范围经济越小

假设4：与中资保险公司相比较，外资保险公司越容易实现范围经济

假设5：国内经济发展水平越快，保险企业越容易实现范围经济

（五）样本选择及指标描述

2009年我国保险业颁布实施新的会计准则，为确保研究年度数据的一致性，本文以我国2009年-2014年产、寿险公司面板数据为样本，样本选取的过程中，主要考虑如下因素作为衡量标准：（1）剔除2009年之前尚未正式成立的公司，以确保样本期间数据完整性。（2）剔除部分或全部财务数据无法获取及财务数据明显异常的保险公司。（3）本文第二阶段分析保险业范围经济影响因素时，保险公司性质为重要变量之一。因此，样本中即包含中资保险公司，也包含外资保险公司。同时，为进一步分析测算结果，本文根据2014年各保险机构资产规模将样本分为大型（资产规模大于1000亿元）、中型（资产规模介于1000-500亿元）、小型（资产规模小于500亿元）保险公司。分类结果如表1所示。最终得到33家保险公司的面板数据，其中财险公司16家，寿险公司17家。需要强调的是，友邦保险公司数据是由友邦北京、友邦上海、友邦广州、友邦深圳、友邦江苏、友邦东莞、友邦江门的数据加总获得。研究中所需各项原始财务数据均来源于《中国保险年鉴》、《中国统计年鉴》及各公司官网公布的财务报表。

表1：产、寿险公司样本分类表

--	财险公司样本			寿险公司样本		
编号	公司名称	类型	公司性质	公司名称	类型	公司性质
1	人保财险	大型	中资	国寿股份	大型	中资
2	太保产险	大型	中资	平安寿险	大型	中资
3	平安产险	大型	中资	太保寿险	大型	中资
4	大地	小型	中资	新华	大型	中资
5	太平财险	小型	中资	泰康人寿	大型	中资
6	阳光财险	小型	中资	太平人寿	大型	中资
7	华泰财产	小型	中资	合众	中型	中资
8	华安	小型	中资	民生	中型	中资
9	紫金	小型	中资	阳光人寿	中型	中资
10	浙商	小型	中资	光大永明	中型	中资
11	信达	小型	中资	友邦	中型	外资
12	英大财险	小型	中资	幸福	小型	中资
13	三星	小型	外资	长城	小型	中资
14	日本财产	小型	外资	英大人寿	小型	中资
15	现代	小型	外资	中英	小型	外资
16	安联财产	小型	外资	中宏	小型	外资
17	--	--	--	信诚	小型	外资

四、实证结果及分析

（一）产险企业范围经济测度

本文以最小二乘法对财险业成本函数各变量进行估计，考虑到广义超越对数成本函数的对称性以及投入要素齐次性条件，在估计的过程中可以减少五个待估参数，同时还将提高估计结果的精确度。根据2009-2014年产险公司面板数据，本文运用stata14.0软件进行回归，利

用网络搜寻法，当 $\theta = 0.1$ 时，残差平方和最小，施加约束条件后消去的待估参数未被计入。得到如下估计结果（表2）。

表2：财险业样本成本函数回归估计结果（ $\theta = 0.1$ ）

参数	估计值	标准差	T 检验值	P[T > t]
α	4.835378	0.569730	8.49	0.000
β_1	-0.030428	0.230561	-0.13	0.895
β_2	0.482230	0.128557	3.75	0.000
β_3	-0.158417	0.144850	-1.09	0.277
γ_1	-0.233668	0.249452	-0.94	0.352
δ_{11}	-0.096594	0.053640	-1.80	0.076
δ_{22}	0.014651	0.006521	2.25	0.027
δ_{33}	-0.032167	0.031679	-1.02	0.313
δ_{12}	-0.013810	0.016779	-0.82	0.413
δ_{13}	0.044532	0.033921	1.31	0.193
δ_{23}	0.001845	0.008094	0.23	0.820
μ_{12}	0.125231	0.053974	2.32	0.023
ρ_{11}	-0.055065	0.032991	-1.67	0.099
ρ_{21}	-0.013248	0.023327	-0.57	0.572
ρ_{12}	0.146622	0.047522	3.09	0.003
ρ_{22}	-0.071783	0.030398	-2.36	0.021

$$R^2=0.9752 \quad \bar{R}^2=0.9706 \quad F \text{ 检验值}=209.96$$

通过成本函数系数估计值可以计算出财险公司在样本区间内的范围经济系数，计算结果见表3。

表3：产险业样本总体范围经济系数

年 度 公司	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	人保财险	0.9888	0.8327	0.8459	0.8484	0.8354
太保产险	0.9508	0.7947	0.9128	0.9099	0.8949	0.8950
平安产险	0.9424	0.8761	0.8557	0.8608	0.8415	0.8195
大地	1.0358	0.9878	1.0022	0.9994	0.9820	0.9776
太平财险	1.0776	1.0585	1.0708	1.0436	1.0177	1.0122
阳光财险	1.0477	0.9852	0.9827	0.9642	0.9495	0.9508

华泰财产	1.2244	1.0987	1.1111	1.1705	1.1730	1.1833
华安	1.0783	1.0169	0.9880	1.0003	0.9964	1.0113
紫金	2.0029	1.2251	1.1665	1.1381	1.0987	1.0973
浙商	1.1995	1.0382	1.0477	1.0556	1.0331	1.0415
信达	2.1127	1.2424	1.1272	1.0865	1.0709	1.0627
英大财险	1.8155	1.5158	1.3331	1.2118	1.1997	1.1546
三星	3.9419	2.0931	1.9894	1.8681	1.5031	1.3860
日本财产	3.4293	3.5463	2.7560	2.3491	2.0854	1.8268
现代	1.5518	1.5827	1.7260	1.6704	1.7476	1.6758
安联财产	1.8318	1.7949	1.7500	1.9470	1.6685	1.6251

从表3可以看出，财产保险公司样本在2009-2014年内均存在范围经济，其中范围经济最大的是日本财产保险公司，平均值2.6655，最小的是中国人保财险，平均值为0.8635。同时，从公司资产规模来看，大型财险公司（资产规模大于1000亿元）范围经济弱于中小型财险公司（资产规模小于1000亿元）；从公司股份性质来看，外资财险公司范围经济明显优于中资财险公司；从时间趋势上看，大部分财险公司范围经济系数呈下降趋势。这表明随着近年来我国保险市场逐步放开对财险公司经营短期人身保险等寿险产品的经营限制，主要财险公司开展相关业务的势头十分明显，同时信用保证保险、农业保险等新型保险产品的推出，促进了财产保险公司获得范围经济，财险市场上较好的范围经济效应表明我国财险机构探索多元化经营存在极大的发展空间。

（二）寿险企业范围经济测度

运用同样的方法，本文接下来测算我国寿险公司范围经济成本函数系数估计值，对于 θ 的取值同样采用网络搜寻法，当 $\theta = 0.2$ 时，残差平方和最小。估计结果见表4。

表4：寿险业样本成本函数回归估计结果（ $\theta = 0.2$ ）

参数	估计值	标准差	T 检验值	P[T > t]
α	5.047821	1.051195	4.80	0.000
β_1	0.363211	0.506275	0.72	0.475
β_2	0.226202	0.558495	0.41	0.686
β_3	0.313009	0.166939	1.87	0.064
γ_1	-0.592670	1.209767	-0.49	0.625
δ_{11}	0.111986	0.051249	2.19	0.032
δ_{22}	-0.013633	0.044148	-0.31	0.758
δ_{33}	0.039603	0.029663	1.34	0.185
δ_{12}	-0.038885	0.041202	-0.94	0.348
δ_{13}	-0.051942	0.027983	-1.86	0.067

δ_{22}	0.021967	0.027258	0.81	0.423
μ_{12}	0.203164	0.281227	0.72	0.472
ρ_{11}	-0.109300	0.073522	-1.49	0.141
ρ_{21}	0.088786	0.097062	0.91	0.363
ρ_{12}	-0.051624	0.116107	-0.44	0.658
ρ_{22}	-0.024844	0.151231	-0.16	0.870

$$R^2=0.9697 \quad \bar{R}^2=0.9610 \quad F \text{ 检验值}=148.33$$

通过成本函数系数估计值可以计算出寿险公司在样本区间内的范围经济系数，计算结果见表5。

表5：寿险业样本总体范围经济系数

公司 \ 年度	年度					
	2009	2010	2011	2012	2013	2014
国寿股份	-1.4279	-1.4619	-1.4968	-1.5557	-1.6866	-1.7474
平安寿险	-1.0658	-0.8033	-0.9354	-1.0190	-1.1205	-1.2458
太保寿险	-0.8886	-0.6375	-1.0339	-1.0385	-1.0801	-1.1040
新华	-0.5981	-0.6845	-0.7633	-0.7975	-0.9085	-0.9560
泰康人寿	-0.5838	-0.5828	-0.6556	-0.6721	-0.7176	-0.7708
太平人寿	-0.2900	-0.3695	-0.3329	-0.3272	-0.4440	-0.5513
合众	0.1890	0.1471	0.0832	0.0574	0.0625	-0.0849
民生	0.1652	0.0461	0.0049	-0.0005	0.0185	0.0428
阳光人寿	0.4478	0.1775	0.0115	-0.0448	-0.1217	-0.2589
光大永明	0.5373	0.3363	0.1358	0.0943	0.1105	0.1798
友邦	-0.2133	-0.2296	-0.2851	-0.2925	-0.3306	-0.3749
幸福	0.6192	0.4092	0.2744	0.2477	0.1977	0.1472
长城	0.6624	0.5416	0.4832	0.4749	0.4503	0.4029
英大人寿	0.2441	0.8697	0.6199	0.2547	0.3836	0.2138
中英	0.2292	0.1911	0.2124	0.2217	0.1817	0.1173
中宏	0.3991	0.3441	0.2994	0.2635	0.2289	0.1774
信诚	0.2340	0.1597	0.1340	0.1070	0.0643	-0.0402

从表5可以看出，寿险机构样本在2009-2014年内同时存在着范围经济与范围不经济，总体范围经济系数最低的是中国人寿保险股份有限公司，各年度平均值为-1.2657，最高的是长城人寿保险股份有限公司，各年度平均值为0.5025。从公司资产规模来看，大型寿险公司（资产规模超过1000亿元）普遍存在范围不经济，而中小型（资产规模小于1000亿元）寿险公司普遍存在着范围经济；从企业股份性质来看，总体而言外资寿险公司范围经济情况优于中资寿险公司，除友邦保险公司外其余外资寿险公司在样本区间内均实现了较强的范围经济，而样本中外资寿险

公司均为中小型寿险公司，因此区分公司规模后，外资寿险公司范围经济是否优于中资寿险公司还有待进一步检验；从时间趋势上看，中小型寿险机构范围经济现象随时间推移逐渐降低，大型寿险机构范围不经济现象逐步明显。

（三）产、寿险公司范围经济影响因素分析

在研究的第二阶段，本文进一步分析产、寿险公司范围经济影响因素，针对本文提出的假设，将保险机构的规模用总资产对数（ $\ln TA$ ）表示；保险机构经营效率用平均总资产报酬率（ $ROAA$ ）来表示；保险市场集中度以 $CR4$ ¹表示；同时为研究中、外资保险公司差异，引入企业性质（ $Nature$ ）虚拟变量，如果为中资保险公司，则取值为1，外资保险公司，则取值为0；最后，以历年GDP增长率衡量国内经济发展水平。基于上述5个变量建立如下回归模型：

$$GSOE = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TA + \alpha_2 ROAA + \alpha_3 CR4 + \alpha_4 Nature + \alpha_5 GDP + \varepsilon$$

回归模型结果如表6：

表6：产、寿险公司范围经济影响因素回归结果

因变量：范围经济系数（GSOE）		
自变量	产险公司	寿险公司
$\ln TA$	-0.114*** (0.032)	-0.361*** (0.011)
$ROAA$	1.683* (0.982)	-0.185 (0.936)
$CR4$	0.791 (0.611)	-1.220*** (0.339)
$Nature$	-0.751*** (0.116)	0.155*** (0.040)
GDP	-0.072 (0.122)	0.030 (0.042)

注：括号内为估计值的标准差，*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。

表6回归结果表明：财险公司和寿险公司资产规模对范围经济都存在着显著的负向影响，资产规模越大，范围经济越低。同时，企业性质对于财险和寿险公司范围经济均存在显著的影响，在其他条件不变的情况下，外资财

¹ 资产份额为前四位的保险公司资产总额分别占整个产、寿险市场资产总额的比例。

险公司范围经济系数比中资财险公司范围经济系数高0.751，而对于寿险公司这一比例则为低0.155，与假设不符，可能的解释原因是样本中所含外资寿险公司数量较少，同时对于寿险机构来说，资产规模对范围经济的负向影响大于企业性质的正向影响，即资产规模大的中资寿险公司与资产规模小的外资寿险公司相比较范围经济更不明显。同时，寿险市场集中度对范围经济有显著的负向影响，表明市场集中度越高，寿险市场越难获得范围经济。财险公司经营管理效率存在着较显著的正向影响，这一检验结果与假设一致。而寿险公司经营管理效率存在着不显著的负向影响，与假设相矛盾，解释原因为，在样本区间内，大部分外资寿险公司净利润均为负值，导致其ROAA明显低于中资寿险公司，而总体来看外资寿险公司范围经济系数要优于中资寿险公司，所以才造成上述回归结果。而外资财险公司在样本区间内大都实现净利润为正，因此回归结果显示对于财险业而言经营管理水平对范围经济存在正的影响，同时这种影响是较为显著的。这说明，对于外资寿险公司而言，尽管其发展历史较中资保险公司更为悠久，经营管理水平、运作机制，以及内部资源配置效率均优于中资保险公司，但基于跨国背景，外资寿险机构这一优势没有得以充分发挥。此外，国内经济发展水平对产、寿险机构范围经济均不显著。

五、结论与政策建议

（一）研究结论

本文以我国2009-2014年33家保险公司面板数据为基础，引入广义超越对数成本函数，构建了我国保险业范围经济计量模型，实证分析我国产、寿险机构范围经济情况后进一步对我国保险业范围经济影响因素进行定量分析。本文的主要分析结论有：

1、我国产险机构在样本年份内均存在较为明显的范围经济现象，寿险市场在样本年份内同时存在范围经济与范围不经济。从资产规模来看，中小型财险公司范围经济现象优于大型财险公司，中国人寿等大型寿险公司均存在范围不经济，除美国友邦与阳光人寿在部分年度内存在范围不经济，中小型寿险公司均存在着范围经济。从企业股份性质来看，外资财险公司范围经济现象明显好于中资财险公司，总体来看外资寿险公司范围经济情况优于中资寿险公司。从时间趋势看，各财险公司以及中小型寿险公司范围经济现象逐渐降低，大型寿险公司范围不经济现象逐步增强。

2、产、寿险机构公司规模与企业性质对范围经济都具有显著的影响，公司规模越大，范围经济越不明显，对于产险公司而言，企业股份性质对于范围经济影响较大，外资产险公司范围经济更为明显，寿险公司规模相较于企业股份性质而言对范围经济影响更为明显。此外，寿险市场集中度对范围

经济有显著的负向影响，集中度越高，越难以获得范围经济。产险机构经营管理水平对范围经济具有较为显著的正向影响，与假设一致。而寿险公司经营管理水平对范围经济呈现不显著的负向影响，分析显示，主要原因为外资寿险公司基于跨国背景，同时受到政策及资本的限制，难以充分发挥自身经营管理及销售优势。国内经济发展水平对保险业范围经济无显著影响。

（二）政策建议

当前中国保险业的发展进入了一个全新的阶段。随着金融全球化、保险集团化发展趋势日益明显，我国保险市场竞争日趋激烈，与之相对应的是我国保险业尚属幼稚产业，同国外发达国家相比存在较大差距。如何在激烈的市场竞争中巩固当前地位同时实现优质高效发展成为我国保险公司当前面临的重要问题。本文从提高我国保险公司经营绩效、优化成本结构的角度出发，结合上述研究结论，提出以下几点政策建议：

1、近年来，我国保险企业规模极速扩张，但是低效率经营、保费收入增长的同时保险公司实力以及保障水平并没有同步增长等问题层出不穷，说明在这一过程中，保险企业并没有充分利用自身雄厚的资本实力以及闲置资源提升运营效率和管理水平，相反，尽管大型财险公司存在一定的范围经济，但随时间推移其范围经济情况逐步降低，同样大型寿险公司范围不经济情况也日趋严重，表明“以保费论英雄”的传统思维模式任然根植于我国保险市场。因此，保险公司在规模扩张的同时要兼顾提升管理水平以及节约运营成本的重要性。合理利用自身资源、人才、销售网点等优势，进一步提升企业内部经营效率，借鉴和学习发达国家运营模式及管理体系，实现保险产品销售过程中企业资源高效率、低成本利用。

2、中小型保险公司应该在专注于优化现有产品的同时适当选择多元化经营，中小型保险公司具备较强的范围经济，因充分利用这一优势，通过经营多元化以及产品多样化分散经营风险，提高经营效率。同时，受限于资金实力、技术水平等因素，中小型保险公司不能一味追求多元化经营，而是应该以优势产品为主，做到“人有我优”，充分利用比较优势，打造公司核心竞争力，在此基础上，拓展营销渠道，充分利用范围经济优势，逐步追求多元化发展。

3、外资保险机构应以开发新型产品，实现服务差异化为目标，提升企业竞争力。与中资保险公司相比，外资保险公司受到政策与资本的限制，一般分布于经济较为发达的沿海一线城市，在品牌建设、客户资源积累以及销售网点分布上都不具备优势，因此，外资保险公司应充分利用在产品开设计、经营管理、风险控制深耕多年的优势，创新开发适合中国本土同时又能满足社会需求的产品，凭借产品完整性、管理科学性以及保障全面性来拓宽销售市场，实现服务差异化，以此获得利润增长点。

4、回归结果显示，我国寿险市场集中度越高，范围经济越不明显，说

明保险业经营效率高低与市场结构垄断程度相反。近年来，随着外资保险公司的涌入我国保险市场集中度出现了一定程度的下降，但纵观整个行业，依然处于寡头垄断结构。这种结构一方面维护了保险市场的稳定，利于政府监管与调控，另一方面，也导致大多数小型保险机构为获得经营效益，采取恶性竞争的手段抢占市场份额，降低了保险行业的整体利益。此外，多年来我国保险费率实施严格的监管制度，缺乏价格优势的中小保险公司难以与大型保险公司竞争，严重阻碍了市场竞争力的充分发展。因此，应该加快完善我国保险市场结构，实现保险费率市场化，以促进我国保险行业形成公平竞争，安全有效的行业体系。

5、目前我国金融业主要采取“分业经营”模式，金融业发达国家的实践证明保险业、银行业以及证券等行业间的混业经营对于提升金融市场资源配置效率，实现金融业范围经济，以及发挥金融各个领域协同效应大有裨益。我国在构建成熟的市场条件下，应逐步放开对保险机构资金运用的限制，探索适合我国的金融混业经营模式，拓展保险机构经营范围及盈利水平，全面提升保险机构抵御风险的能力。

参考文献

- [1] Panzer J.C.Willing R. D,1983, “Economies of scope ,” American Economic Review(2):156-166.
- [2] Kellner,S.andMathewson F.G.,1983, “Entry, size distribution, scale, and scope economics in the lifeinsurance industry,” Journal of Business (56):25-44.
- [3] Martin F. Grace and Stephen G. Timme,1992, “An examination of cost economies in the United Stateslife insurance industry,” The Journal of Risk and Insurance(59): 72-103.
- [4] Yuengert,A,1993, “Themeasurement of efficiency inlife insurance:estimates of a MixedNormal-GammaError Model,” Journal of Banking and Finance(17): 483-496.
- [5] Hardwick, P.1994, “Scale and scope economies in the UK life assurance industry,” British Review ofEconomic Issues16(40): 69-86.
- [6] Brown, Z. M.2000, “An investigation of the relative efficiency of UK general insurers,” University ofWales Discussion Paper.
- [7] Berger,A. N.Cummins,J. David Cummins,Weiss M. A. and Hongmin Zi,1999, “Conglomeration versusStrategic Focus: Evidence from the Insurance Industry,” Journal of Financial Intermediation(5):133-152.

- [8] 黄薇, 2007, 中国保险业范围经济的实证研究—基于广义超越对数成本函数的分析, 数量经济技术经济研究(11):86-94页。
- [9] 黄爱社, 2009, 中国保险业的规模经济与范围经济实证分析, 湖南大学。
- [10] 胡宏兵, 苏萌, 2013, 中国财产保险业存在范围经济吗——基于广义超越对数成本函数的实证分析, 宏观经济研究, (06):41-47+53页。
- [11] 徐雅琴, 2013, 中国寿险业范围经济研究, 北京工商大学。
- [12] Pulley LB, Braunstein YM, 1992, "A composite cost function for multi product firms with an application to economies of scope in banking," Review of Economics and Statistics, 74:221-230.
- [13] 成刚, 2006, 中国银行业规模经济和范围经济的实证研究——基于复合成本函数的分析, 中央财经大学学报, (7)。
- [14] 邓亭, 2009, 商业银行规模经济和范围经济的实证研究, 湖南科技大学。
- [15] Caves D, L Christensen and W.E Diewert, 1982, "The economic theory of Index Numbers and the measurement of input, output, and productivity," Econometrical, 50 (6): 1393~1414
- [16] 孙玉梅, 2006, 中国保险业市场集中度的实证分析, 北京工商大学学报(社会科学版), (02):81-83页。
- [17] 朱铭来, 李新平, 2012, 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, 江西财经大学学报, (01):67-72。
- [18] 王鹤立, 2008, 我国金融混业经营前景研究, 金融研究(09):188-197。

我国上市公司董事责任保险绩效的实证研究

郑圆¹

摘要：

本文实证检验了中国上市公司购买董事责任保险后的效果，采用倾向得分匹配方法控制样本选择偏误，使用自举法来计算标准误，以克服小样本问题。实证结果表明：（1）上市企业购买董事责任保险的决策是内生决定的，样本存在自选择偏差；（2）利用倾向得分匹配（PSM）控制自选择偏差后，董事责任保险带来公司绩效和价值的下降会明显降低；（3）董事责任保险并没有发挥出正向治理作用，反而使公司价值出现显著的下降；（4）其他因素：如公司规模、高管的薪酬、股权集中度、国有股股权、海外上市都对董事责任保险购买有显著正向影响，但盈利能力、高管持股比例对董事责任保险的购买表现出显著的负向的影响。

关键词：董事责任保险，公司绩效，倾向得分匹配，自举法

一、背景

董事高管责任保险（D&O, Directors' and Officers' Liability Insurance），是指以公司董事和高级职员因其在执行职务过程中的不当行为为公司或第三人（包括股东和债权人等）造成损害而应当承担的赔偿责任为保险标的一种责任保险。从劳埃德保险合作社开发了世界上第一个董事责任保险保单，其发展历史仅有八十年时间，但其在发达国家取得了长足的发展，在全球范围内，多达 95%的世界 500 强企业投保了董事责任保险。2002 年 1 月颁布的《上市公司治理准则》和最高人民法院发布的《关于受理证券市场因虚假陈述引发的民事侵权纠纷案件有关问题的通知》中规定“上市公司董事和高级管理人员在执行职务时违反法律、行政法规或者公司章程的规

¹ 郑圆，经济学博士，安徽财经大学金融学院保险系讲师。

定，给公司及股东造成损失的，要承担民事赔偿责任”，以及“中国境内的上市公司经股东大会批准，可以为董事购买责任保险”。2002年1月，中国平安保险股份有限公司和美国邱博保险集团合作推出国内首个“公司董事及高级职员责任保险”，但经过十几年的发展，目前董事责任保险的投保率仍然很低。利用wind数据库和“中国资讯行”中上市公司文献库，以“董事、责任保险”为关键词进行搜索，查询了2002年1月至2014年12月在沪深两市上市的公司的股东大会决议和董事会决议，经过筛选后发现共有309个购买董事责任保险的样本。在检索的公司的章程和决议中也有很多公司提及必要时应建立高管及董事的责任保险制度，但其并未在公告中提及具体是否购买以及何时购买。表1显示了从2002—2014年购买董事责任保险的上市公司年度及行业分布情况。

表1 购买董事责任保险的上市公司年度及行业分布

年份	公司数	占比 (%)	行业	公司数	占比 (%)
2002	22	7.12	金融	38	12.3
2003	37	11.97	公用事业	49	15.86
2004	21	6.80	房地产	21	6.80
2005	18	5.83	综合	12	3.88
2006	14	4.53	工业	169	54.69
2007	21	6.80	商业	20	6.47
2008	24	7.77	总计	309	100
2009	11	3.56			
2010	24	7.77			
2011	23	7.74			
2012	34	11.00			
2013	25	8.09			
2014	35	11.33			
总计	309	100			

资料来源：wind 数据库及“中国资讯行”

从年度分布看，2002-2003，2007-2008，2012-2014 构成了中国上市公司参保董事责任保险的三个波峰，这一现象恰好反映了由于我国司法改革和企业海外扩张所导致的上市公司被诉风险动态变化的现实。随着上市公司民事赔偿责任制度的建立和完善以及投资者维权意识的不断增强，特别是在过去的几年中，中概股在海外遭遇了一系列的诉讼案件，使我公司的证券监管

部门和市场参与者开始关注董事责任保险在此类风险中的防范作用。国内学者多从理论层面（蔡元庆，2003；任自力等，2007；孙宏涛，2010）分析了董事责任保险的法理和功效。近年来，随着我国上市公司信息披露的不断完善，一些学者开始对董事责任保险与上市公司治理的关系进行实证研究。郑志刚等（2011）研究发现，董事责任保险合同条款的设立和整个公司治理水平有交互效应，对于公司的代理效率提高有显著的影响。许荣和王杰（2012）实证研究了董事责任保险购买的影响因素，结果显示完善的公司治理机制会驱动上市公司产生对董事责任保险的购买意愿，显著降低上市公司的代理成本。贾宁等（2013）研究了董事责任保险、制度环境与公司治理水平之间的关系，其发现购买董事责任保险的公司具有更高的盈余管理程度。李伟等（2013）研究了产权性质对企业购买董事责任保险动因的重要影响，认为在目前我国法律环境下，董事责任保险具有的分散风险和外部治理作用都较为有限。胡国柳，李少华（2014）通过实证研究发现董事责任保险对于企业过度投资有显著抑制作用，但无法缓解企业投资不足的问题。国内已有文献对购买董事责任保险对公司绩效及管理层行为的影响研究不多，而且由于该保险发展缓慢，只有少数公司购买了该险种，存在小样本偏误问题，更重要的由于一定程度上存在着样本选择偏误问题，导致我们观察出的结果有所偏差。本文采用倾向得分匹配方法（PSM）和自举法（Bootstrap method）来控制样本选择偏误和小样本问题。

二、理论和假设

1、董事责任保险与公司业绩

董事责任保险对企业绩效影响是有争议的。支持董事责任保险可以促进公司的业绩的观点认为：第一，它可以鼓励董事会的大胆进行管理创新。如果没有董事责任保险，公司管理层的整体的管理模式可能非常保守，这显然违背股东的利益（Jensen，1993）。第二，能够甄别和吸引优秀的高管和独立董事加入公司日常运营，以增加公司的绩效（Priest，1987）。Core（1997）和 O' Sullivan（1997）的实证研究发现拥有较多外部董事的公司更愿意购买董事责任保险，而外部董事制度完善意味着更好的公司绩效（Rosenstein & Wyatt，1990）。Boyer（2003）研究表明在董事责任保险与股东财富之间有很强的关联性。其三，由于董事责任诉讼的损失最终是由保险公司承担的，为了消除道德风险和逆向选择，其可能扮演外部监督者的角色，以减少投保人不当行为和保险公司的意外损失（Holderness 1990；O' sullivan, 1990）。李心愉、张越昕（2010）通过对保险经济学经典模型的重建，证明了在追求股东利益最大化假设前提下，董事责任保险是能够提高公司自身价值的。

反对董事责任保险的人就认为：第一，董事责任险对于高管与董事的保护会增加管理的机会主义，削弱法律的震慑力，不利于公司价值的增加。Strahan(1998)认为，为董事或者高级管理人员购买董事责任保险的行为将会滋生道德风险，一旦面对股东的诉讼，其可以获得损失赔偿而不必承担自己的错误，因此他们可能不会完全为股东的利益服务。Zou(2010)研究了公司保险购买量与公司价值之间的关系，发现了两者具有U型线性关系，在拐点后其保险成本已经不再能够带来额外的经济利益，从而会导致公司价值出现下降。Lin(2011)研究了董事责任保险对企业并购决策以及绩效的影响，发现高水平责任保险需要支付较高的收购溢价，使得收购公告期间股票异常报酬率显著降低，并表现出较低的协同效应。Chi(2012)利用671家台湾上市公司的数据，研究了董事责任保险对公司的多元化和绩效的影响，发现虽然与公司的多元化表现出了一定的正向关系，但多数是非相关的多元化反而会降低公司的价值。因此，过多的董事责任保险，可能会导致管理人员通过多元化谋求建立小集团，追求个人利益的最大化。第二，在现实中，保险公司很难有效地监测或调查他们的客户或潜在客户。因此，董事责任保险的市场可能为经理或董事提供一个无成本的机会来提高他们的个人财富，因为保费是由股东来支付的(Boyer, 2003; Baker et al., 2007)。Chung和Wynn(2008)发现董事责任保险覆盖和盈余稳健之间有一个负效应。贾宁和梁楚楚(2013)发现国内和香港交叉上市AH股公司，购买董事责任保险的公司具有相对较低的盈余管理水平，而对于仅国内发行A股的上市公司而言，购买董事责任保险的公司却具有更高的盈余管理水平，说明董事高管责任保险目前尚未发挥对国内上市公司应有的治理作用。

除了上述相反的观点以外还有一些研究表明,购买董事责任保险不一定改变股东财富和公司绩效。其保险的需求是由公司特征和监管法规所决定的(Mayers et al., 1982)。此外,购买董事责任保险对董事薪酬等公司治理机制的一个替代(Core, 2000)。文献中关于董事责任保险和公司绩效之间的关系并不十分明确。因此,对于中国上市公司董事责任保险和公司绩效之间的关系我们提出两个对立的假设:

假设 1A: 董事责任保险促进公司的绩效, 增加了股东财富。

假设 1B: 董事责任保险降低了公司的绩效, 减少了股东财富。

2、董事责任保险购买对公司代理成本的影响

作为一种激励机制,董事责任保险引入的目的是为了鼓励董事积极进取,切实履行董事忠诚和勤勉义务,转移董事会因疏忽或不正当行为而引起的风险责任,发挥对上市公司治理监督作用(O'Sullivan, 1997)。保险公司有动机了解公司的经营管理,通过投保单的审查和保险合同条款来限制公司董事的行为,从而减少董事的不当行为对中小股东的利益的侵害(施卫忠, 2004)。但另一方面,董事责任保险制度的建立是一种对董事行为的保险保

护，这会使董事有增加侵害中小股东权益的可能性，具有一定的道德风险。Chalmers (2002) 对美国的 72 家 IPO 公司的实证研究发现，该公司首次公开上市后三年的股价表现与董事会购买董事责任保险决策存在显著的负向关系，而且董事高管遭受诉讼的风险通常与其对股票价格操纵行为有关，他们认为董事责任保险购买导致了董事高管的这种机会主义行为。Zouetal.

(2008) 实证研究发现，中国上市公司的大股东侵害小股东权益的行为更为严重，其更倾向于购买责任保险。

基于以上讨论，董事责任险条款的设立对于代理成本的作用提出两个对立假设：

假设 2A：购买董事责任保险将有助于保护投资者权益，从而降低代理成本。

假定 2B：购买董事责任保险不利于投资者权益的保护，导致了代理成本的增加。

三、实证方法

为了实证检验上述假设，我们将样本分成两组：(1) 处理组：购买董事责任保险公司 (2) 控制组：没有购买董事责任保险的公司。我们应用 Rosenbaum 和 Rubin(1983) 提出的倾向得分匹配 (PSM) 方法来控制样本选择偏差。使用这种方法，我们可以获得倾向分数 (PS)，从多维度来衡量处理组和控制组匹配程度。下面简要介绍 PS 值的计算以及采用三种配对方法得到处理组的平均处理效应 (ATT)。

1、PS 值

Rosebaum 和 Rubin 在 1983 首次提出倾向得分方法，并且定义了倾向评分 (PM) 为“个人接受他们的特定属性下的某一种干预的可能性。”

$$P(X) = \Pr[D = 1 | X] = E[D | X] \quad (1)$$

其中 X 是描述控制组特征的多维变量， D 是虚拟变量，如果一家公司购买董事责任保险为 1，不够买则为 0。从理论上讲，如果我们可以估计倾向分数 $P(X_i)$ ，那么处理组的平均处理效应 (ATT) 可以通过处理组和控制组潜在产出的差异加以估计。(Becker&Ichino, 2002)

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] = E\{E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, p(X_i)]\} \\ &= E\{E[Y_{1i} | D_i = 1, p(X_i)] - E[Y_{0i} | D_i = 0, p(X_i)] | D_i = 1\} \end{aligned} \quad (2)$$

这里 Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别代表处理组和控制组的潜在绩效。为了估计倾向得 PS 值，

我们遵循 Dehejia 和 Wahba (2002) 和 Becker 和 Ichino (2002) 使用的 Logit 模型，采用以下步骤。

我们首先使用 Logit 模型估算概率，

$$p(X_i) = \Pr(D_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)} \quad (3)$$

其中 X 是多维匹配变量，其可能影响企业购买董事责任保险的倾向， β 是向量的系数。倾向分数 (PS) 是 Logit 模型的预测值。

2、配对方法

在获得倾向评分 PS 值之后我们仍然无法估计 ATT 平均效应。其原因是：

$P(X)$ 是连续型变量导致我们很难找到的倾向得分完全相同的样本，并最终无法实现的处理组和控制组之间的完全匹配。实证中利用不同的匹配方法来解决这个问题，包括最近邻匹配法 (Nearest Neighbor Matching)、半径匹配法 (Radius Matching)，以及核匹配法 (Kernel Matching)

(Becker & Ichino, 2002)。最近邻匹配法的思想是在估计出倾向得分值的基础上，前向或后向寻找与处理组倾向得分值最为接近的控制组样本，将其作为处理组的匹配对象。而半径匹配的思想是通过常数 r 的设定，将控制组样本倾向得分值与处理组样本倾向得分值的差异小于 r 的样本都选定为匹配对象。核匹配方法不同于前面两种方法，核匹配方法是通过构建一个虚拟对象来完成对处理组的匹配。核匹配构造的基本方法是把现有的控制变量赋值进行相应的权重平均，通过权重的设置使处理组和控制组 ps 值之间的差距呈现出反向的相关关系。在实际匹配的过程中，PSM 方法必需要满足共同支撑假设和平行假设两个前提条件，其中共同支撑假设是为了确保处理组能够寻找得到合适的匹配对象，而平行假设是为了保证匹配之后的处理组和控制组没有显著差异，从而保证分离出处理组的净效应。

3、Bootstrap 稳健型标准误

由于实际购买董事责任保险的上市公司数量较少，使得在进行统计推断平均效应 ATT 的过程中，面临了小样本的问题。为了解决潜在的小样本偏差对实证结论的影响，在统计上除了采用传统的统计推断方法以外，可以根据“自抽样法 (Bootstrap)”法获得相关统计量的标准误，以实现更加稳健的统计推断。

本文获取 Bootstrap 标准误的基本步骤参照 Efron 和 Tibshirani (1993) 方法：首先采用可重复地随机方法从原始样本中抽取 n 个观察值，称为经验样本，并利用匹配方法来计算经验样本的平均效应 ATT_1 ；其次，重复将第一步和第二步进行 K 次可以得到平均效果 ATT 的 K 个经验统计量，

即, $ATT_1, ATT_2, \dots, ATT_K$; 最后计算 $ATT_1, ATT_2, \dots, ATT_K$

的标准差($s.d$), 从而得计算出原始样本 ATT 统计量的标准误差($s.e$)。

四、研究设计

(一) 样本选择与变量定义

我们利用 wind 数据库和“中国资讯行”中上市公司文献库, 手工搜索了 2002 年 1 月至 2014 年 12 月在在沪深两市上市公司股东大会和董事会的决议, 以公告形式宣告购买董事责任保险为依据设置虚拟变量(DOI)。由于存在着对公司业绩影响的时滞, 如果董事责任保险的购买是在公司的公告中提及购买, 或经由股东大会、董事会表决通过, 或披露了购买董事责任保险的保费信息, 则虚拟变量(DOI)设置为 1, 否则为 0。其他如上市公司的代理成本、主要公司治理机制指标和企业特征等数据来自国泰安信息技术有限公司数据库(CSMAR)。考虑到中国在 2005、2006 股权分置改革对上市公司的影响, 我们选择 2007-2014 我国 A 股上市公司的数据实证研究董事责任保险购买对公司绩效影响。剔除了 ST 公司以及部分缺失的数据样本总数为 13385, 同时为了克服离群值的影响, 对主要变量进行了缩尾处理。

为了更合理真实的反映公司绩效, 参考以往文献(陈德萍等, 2011; 胡国柳等, 2014)从公司市场价值、盈利能力、代理成本、投资能力等诸多方面, 选取最常用的市场指标和会计指标用以衡量公司绩效。其中, 市场价值使用托宾 Q 值(TQ); 盈利能力用总资产净利润率(ROA)和净资产收益率(ROE); 代理成本(AC)使用管理费用与营业收入之比; 使用总资产的增长率(TAGR)和投资支出率(INVEST)情况考察购买该险种的上市公司的投资方面的绩效。总之, 我们从上市公司的股东权益(ROE、ROA 和 Tobin-Q)、投资活动(INVST, TAGR)和代理成本(AC)等多角度, 全面考察上市公司购买董事责任保险后公司的绩效。现实中采用单一指标衡量公司绩效容易被人为操纵, 如上市公司为避免亏损或实现证监会的监管要求, 篡改扭曲实际的财务信息。为确保实证结果的准确性和结论的客观性, 本文从多角度选择指标来衡量公司的业绩。

表 2

变量描述性统计

变量	均值	标准差.	最小值	最大值
净资产的收益率 (ROE)	0.074	0.153	-0.819	0.765
总资产净利润率	0.041	0.063	-0.261	0.249

(ROA)				
代理成本(AC)	0.099	0.107	0.009	0.919
投资支出率	0.061	0.056	0.000	0.264
(INVEST)				
托宾 Q(TQ)	1.946	1.269	0.530	9.109

注：ROE：净资产收益率= 净利润 / 股东权益余额 ROA：总资产净利润率= 净利润 / 总资产余额 AC：代理成本，管理费用率=管理费用/营业收入
 INVEST：投资支出率=购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产 TQ：托宾-Q=市值/资产总计

(二) PSM 值

PSM 分析中首先要确定倾向匹配得分值 (PM)。为确定 PSM 估计中的配对变量，本文借鉴胡国柳等(2014)、赵杨(2014)对参保董事责任险决策方程中相关变量的讨论，从上市公司内部特征变量、公司治理变量、财务特征变量等方面，在 Logit 回归模型采用逐步回归法对变量进行配对。用前三名薪酬最高董事和高管的薪酬总额的对数 (GPAY)、高管持股比例 (MAGSTK)、前 5 大股东持股比例代表股权的集中度 (CR5)、股权性质 (STATE)、独立董事比例 (RATIO_IND)、是否发行 H/B 股 (HB) 代表公司治理变量；公司规模 (SIZE)、资产负债率 (LEV) 代表公司特征变量；用固定资产与存货占总资产比重来衡量公司的资产结构 (TANG)；用销售回报率 (PROF) 即净利润与主营业务收入之比替代公司的盈利能力。此外，由于样本数据分布在各个行业的不同年度，行业差异和不同年份宏观经济波动对上市公司的业绩将会产生一定的影响，故需要对公司所属行业和年度进行控制。配对变量的描述性统计 (表 3)。

表 3 配对变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
公司规模 (SIZE)	21.698	1.292	18.592	26.681
资产负债率 (LEV)	0.463	0.244	0.041	1.644
利润率 (PROF)	0.083	0.189	-0.941	1.049
资产结构 (TANG)	0.410	0.189	0.010	0.844
薪酬 (GPAY)	14.474	0.768	12.388	16.650
高管持股比 (MAGSTK)	4.879	12.376	0.000	60.398
股权集中度 (CR5)	0.539	0.174	0.024	1.915
股权性质 (STATE)	0.497	0.500	0.000	1.000
独董占比 (RATIO_IND)	0.723	0.402	0.167	9.000

是否发行 H/B 股 (HB)	0.043	0.203	0.000	1.000
--------------------	-------	-------	-------	-------

注：公司规模为总资产的对数。资产负债率=负债合计 / 资产总计。盈利能力=净利润/主营业务收入。资产结构=(固定资产净额+存货净额) / 总资产。薪酬为前三名薪酬最高董事和高管的薪酬总额的对数。股权的集中度采用前 5 大股东持股比例。股权性质，分为国有控股和非国有控股。HB 为是否发行 H/B 股，1 为发行，否则为 0。

首先确定倾向得分匹配估计所需的匹配变量（见表 4），在第（1）列中首先采用 OLS 估计，考察解释变量仅包含购买董事责任保险（DOI）这一虚拟变量，除了对 ROE 的影响不显著以外，购买董事责任保险对 ROA、代理成本 AC、投资支出率 INVEST 和托宾 Q 都有显著的负向影响，但这是在没有控制其他变量基础上的；在第（2）-（6）列中采用多元回归，解释变量除了购买董事责任保险以外，还控制了前期文献中影响企业绩效和购买行为的重要解释变量，分别估计了董事责任保险对企业绩效变量 ROE、ROA、代理成本 AC、投资支出率 INVEST 和托宾-Q 的影响。但多元 OLS 估计不能解决样本选择偏误带来的内生性问题；在第（7）列采用逐步回归法，将是否购买董事责任保险（DOI）作为被解释变量，删选用以配对的公司特征变量，回归模型 Pseudo R²=0.1971, AUC=0.838, 说明模型拟合效果良好，采用第（7）列 Logist 回归中的解释变量作为匹配变量进行匹配。从模型中我们可以看出公司规模 SIZE、高管的薪酬 GPAY、股权集中度 CR5、国有股股权结构 STATA、海外上市 HB 都对董事责任保险购买有显著正向影响，盈利能力 PROF、高管持股比例 MAGSTK 对董事责任保险的购买表现出显著的负向的影响。

表 4 OLS 回归与匹配变量的筛选

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
净资产的收益 率 (ROE)	0.001	ROE					
总资产净利润 率 (ROA)	-0.010***		ROA				
代理成本 (AC)	-0.027***			AC			
投资支出率 (INVEST)	-0.005*				INVEST		
托宾 Q (TQ)	-0.465***					TQ	
购买董责险 (DOI)		-0.016**	-0.009***	0.011**	-0.005	0.133**	DOI

公司规模 (SIZE)		-0.005***	-0.001**	-0.029***	0.005***	-0.457***	0.441***
资产负债率 (LEV)		0.074***	-0.041***	0.046***	-0.022***	0.724***	
利润率 (PROF)		0.323***	0.220***	-0.036***	0.010***	0.467***	-1.093***
资产结构 (TANG)		0.003	-0.002	-0.084***	0.021***	-0.628***	
薪酬 (GPAY)		0.035***	0.015***	0.000	0.001**	0.117***	0.525***
股权集中度 (CR5)		0.091***	0.030***	-0.046***	0.027***	-0.935***	0.705**
独董占比 (RATIO_IND)		-0.001	-0.002**	0.009***	-0.003**	0.147***	
高管持股比 (MAGSTK)		0.000	0.000**	-0.000***	0.000***	-0.015***	-0.210***
股权性质 (STATE)		-0.010***	-0.003***	-0.004**	-0.006***	0.029	0.507***
是否发行 H/B 股 (HB)		0.002	-0.002	0.034***	-0.006***	0.246***	0.444**
行业 (INDUSTRY)		YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份 (YEAR)		YES	YES	YES	YES	YES	YES
N		13385	13385	13385	13385	13385	13385
adj. R ²		0.208	0.637	0.185	0.087	0.296	0.1971
AUC							0.838

注：第（1）列中解释变量仅包含购买董事责任保险（DOI）这一虚拟变量时，被解释变量分别为 ROE、ROA、AC、INVEST、Tobin-Q。在第（2）-（6）列中被解释变量分别为 ROE、ROA、AC、INVEST 和托宾-Q，解释变量除了 DOI 以外，还控制了前期文献中影响企业绩效和购买行为的重要解释变量。第（7）列采用逐步回归法，被解释变量（DOI），删选用以配对的显著的公司特征变量。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

（三）匹配效果分析

为了使实证结论更为可信，有必要检验模型的拟合效果，并测度模型是否可以满足 PSM 的共同支撑假设和平行假设条件。图 1 左侧为处理组和控制

组的结果。AUC 面积接近 0.8，这表明它已经达到了一个很好的匹配效果。从曲线图上看，ROC 曲线下面积为 0.844，模型整体匹配效果良好。图 1 的右侧是检验共同支撑的假设，AUC 接近 0.5。ROC 曲线下的面积为 0.536，这表明 PSM 满足共同支撑的假设。

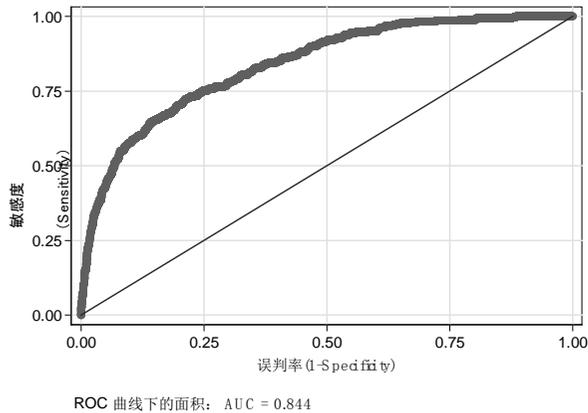


图 1a 匹配前的 ROC 曲线

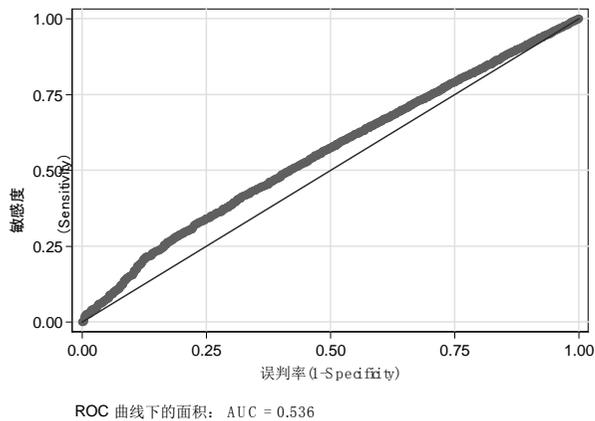


图 1b 匹配后的 ROC 曲线

PSM 另一个重要的前提假设是平行假设，当处理组和控制组在变量匹配以后会没有明显差异，其标准差也会变小。图 2 显示了处理组和控制组在匹配前后的核密度函数。明显的看出匹配前购买董事责任保险和没有购买董事责任保险的公司有明显的不同，之前的研究若使用所有公司作为控制组和处理组相比较，结果可能是有偏的。相反，我们基于倾向得分（PM），选择对照组公司与控制组相匹配。如图 2 所示 (b) 匹配后两组的核密度函数很接近，

表明两组变量的特点很相似。我们还对两组使用半径匹配和核匹配，结果是很类似的。匹配后已经无法再根据上市公司的特征变量对其是否购买董事责任保险来加以区分，从整体上说明 PSM 平行假设得到满足。

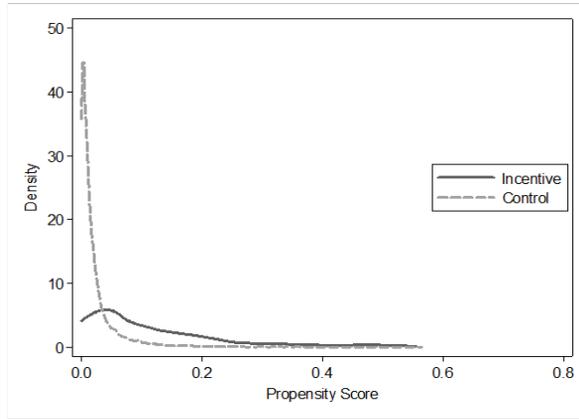


图 2 a 匹配前核密度图

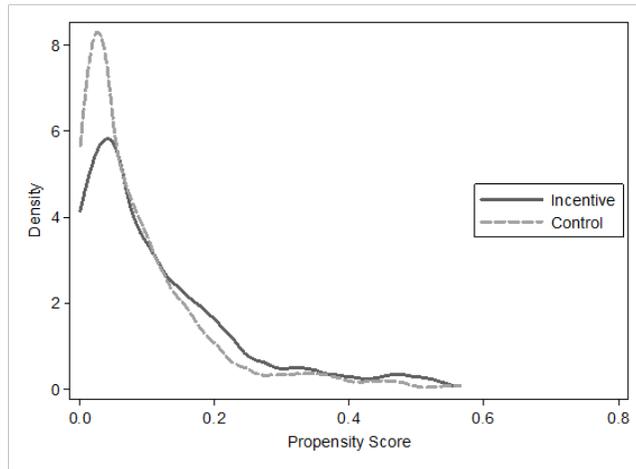


图 2b 匹配后的核密度图

(四) 匹配结果分析

我们使用上面提及的三种方法来估计处理组的平均处理效应。下面的讨论基于最近邻匹配的方法，其他的两类方法作为稳健性检验。表 4 显示了基于最近邻匹配方法在配对前后的平均处理效应 ATT。

表 4 最近邻匹配方法在配对前后 ATT

变量	样本	处理组	控制组	差异	标准误	T 值
净资产的收	匹配前	0.075	0.074	0.001	0.008	0.1

		准误				准误				准误		
净资产 收益 ROE	-0.011	0.014	-0.81	0.419	-0.016	0.011	-1.52	0.128	-0.010	0.007	-1.49	0.138
总资产 净利润 率(ROA)	-0.008**	0.004	-1.97	0.049	-0.008**	0.003	-2.56	0.011	-0.008***	0.003	-3.39	0.001
代理成 本 (AC)	0.002	0.008	0.29	0.769	-0.002	0.004	-0.55	0.579	-0.007	0.004	-1.49	0.135
投资支 出率 INVEST	-0.002	0.005	-0.35	0.729	-0.005	0.004	-1.24	0.216	-0.004	0.002	-1.60	0.111
托Q (TQ)	-0.094	0.081	-1.17	0.243	-0.038	0.060	-0.64	0.524	-0.155***	0.036	-4.27	0.000

注：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；稳健型标准误是采用 Bootstrap 自体抽样 500 次计算标准误

五、结论

从 2002 年我国商业保险公司开发首张董事责任保险保单仅有短短十几年时间，通过对 2002—2014 年各家上市保险公司的股东大会决议和董事会决议中，只有 309 家 A 股上市公司披露了购买董事和高管责任保险的信息。与欧洲和美国较高的投保率相比，我国董事责任保险发展仍很滞后。本文选择以 2007—2014 年我国 A 股上市公司购买数据展开对于董事责任保险对公司绩效影响的研究，采用倾向得分匹配 (PSM) 方法控制样本选择偏误，使用最近邻匹配、半径匹配和核匹配来为样本中的观察值匹配最合适目标公司，进一步采用自体抽样 (Bootstrap) 方法来计算标准误，以克服小样本问题。实证结果表明：(1) 上市企业购买董事责任保险的决策是内生决定的，样本存在严重的自选择偏差；(2) 利用倾向得分匹配 (PSM) 控制自选择偏差后，董事责任保险带来公司绩效和价值的下降有明显降低；(3) 董事责任保险并没有发挥出正向治理作用，反而使公司价值 ROA 指标和托宾-Q 出现显著的下降；(4) 其他因素如公司规模、高管的薪酬、股权集中度、国有股股权、海外上市都对董事责任保险购买有显著正向影响，但盈利能力、高管持股比例对董事责任保险的购买表现出显著的负向的影响。

引入董事责任保险最初目的，是为了鼓励董事和高管履行忠实和勤勉义务，缓解由于疏忽和不当行为被提起民事诉讼的担忧。但是现阶段，由于

投资者保护相关法律法规的欠缺、证券侵权诉讼行政前置程序的设置以及对于共同诉讼的限制,我国上市公司的董事及高管遭受侵权诉讼的实际威胁非常有限,这或许能够解释为什么该保险自推出以来虽然备受各方关注,但出现实际投保率低的尴尬局面。在此背景下,现阶段的董事责任保险并没有能缓解管理者与所有者之间的代理冲突,发挥出正向治理作用,提升公司价值。相反如果是为董事和高管进行的“超额保障”会加剧道德风险、逆向选择或者导致管理者过度自信助长其机会主义行为从而会损害公司价值。公司信息透明度是发挥董事责任保险积极激励作用的关键,Griffith(2006)以及 Gupta 和 Prakash(2012)呼吁,应该对上市公司购买董事责任保险的信息进行强制性披露制度。随着我国证券市场和国际资本市场的不断融合,在投资者保护不断加强的背景之下,发展董事责任保险对于化解海外上市公司的风险具有重要的意义。鉴于董事责任保险在法律制度上的强烈依赖性,董事责任制度和民事赔偿制度的完善将是我国董事责任保险发展的基石。同时,保险公司应积极针对目标客户,如大型国有企业,海外上市公司等设计和推广符合我国高级管理人员和董事责任的保险产品,将其潜在需求变为真实有效的需求,促进我国董事责任保险的进一步发展。

参考文献

- [1] 贾宁,梁楚楚. 董事高管责任保险、制度环境与公司治理——基于中国上市公司盈余管理的视角[J]. 保险研究, 2013, (7)
- [2] 胡国柳;李少华. 董事责任保险能否改善企业投资效率?——基于中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2014 (3)
- [3] 许荣,王杰. 董事责任保险与公司治理机制的互动影响研究——来自中国 A 股上市公司的证据[J]. 保险研究, 2012, (3)
- [4] 赵杨, Hu John. 董事及高管责任保险:激励还是自利?基于中国上市公司的实证检验[J]. 中国软科学, 2014, (9)
- [5] Baker T and Uriffith S J. Predicting corporate governance risk; Evidence from the directors'and officers' liability insurance market[J].University of Chicago Law Review,2007, 74(2)
- [6] Boyer M. Directors' and officers insurance and shareholder protection[R]. Working Paper, HEC' Montreal-Department of Finance Available at SSRN 886504, 2005 papers, ssrn, com.
- [7] Boyer M and Lea Stern. Is corporate governance risk valued` Evidence from directors'and officers'liability insurance market[J].Journal of Corporate Finance,2012,18(2)
- [8] Chalmers J I, et al. Managerial opportunism?Evidence from directors' and

officers' insurance purchases [J].Journal of Finance,2002,57(2)

[9] Core J. On the corporate demand for directors' and officers' insurance[J].
Journal of Risk and Insurance.1997, 64(1)

[10] O'Sullivan N. Insuring the agents:The role of directors' and officers
insurance in corporate governance[J].Journalof Risk and
Insurance.1997,64(3):261-297

[11] Zou H and Adams M. Debt capacity, cost of debt, and corporate
insurance[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,2008,43(2)

后记

2017年5月20日,由北京大学中国保险与社会保障研究中心(CCISSR)举办的第十四届“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“经济全球化的风险挑战与应对策略”。

在上午的大会演讲阶段,国务院发展研究中心副主任隆国强以“全球化过程中的机遇”为题,中国国际经济交流中心首席研究员张燕生以“逆全球化下推动新型全球化的机遇与挑战”为题,中国出口信用保险公司监事长周立群以“面向‘一带一路’风险管理的出口信用保险”为题,亚太风险与保险学会主席赖志仁以“技术风险对经济全球化的影响”为题,北京大学经济学院院长孙祁祥以“‘一带一路’:风险及应对”为题,分别发表了精彩的大会主旨演讲。演讲嘉宾从不同角度对经济全球化背景下的风险与策略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2017年第十四届“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”已经成功举行了十四届,得到了许多方面人士的高度评价。回想起来,当初我们创办这个论坛时就是想在国内保险、社会保障和风险管理领域搭建一个规范、稳定、各方受益的学术交流平台。万事开头难,经过这几年的摸索和实践,“北大赛瑟(CCISSR)论坛”初步找到了一条既与国际接轨又符合中国背景的学术交流模式,并且得到了各方面的高度关注、肯定、鼓励和支持,对此我们倍感欣慰。

感谢本届论坛的大会演讲嘉宾的杰出贡献!感谢六个学术分会场的各演讲人对本届论坛的精彩奉献!感谢北京大学中国保险与社会保障研究中心的各理事单位对中心各项活动的热心支持和积极参与!我们相信,在社会各界的关心和支持下,“北大赛瑟(CCISSR)论坛”能够不辱使命,越办越好!

北大赛瑟(CCISSR)论坛组委会
2017年6月30日于北京