

前 言

在当前的各项社会保障制度改革中，医疗保障制度改革一直受到各方的普遍关注。经过二十多年的改革历程，到目前为止，城镇职工基本医疗保险制度已在全国范围内基本建立，商业医疗保险作为社会医疗保险的重要补充，其地位与作用也日益受到重视。与此同时，如何作好医疗保险精算和风险控制工作逐渐成为困扰各类医疗保险机构的技术难题，也限制了医疗保险事业的快速和健康发展，因此，紧密结合我国实际和医疗保险自身特点进行医疗保险精算和风险控制方法的系统研究，既有重大的现实意义，也有一定的理论价值。

我从 1996 年开始接触医疗保险实践工作，既亲身经历并参与了中国平安保险公司与德意志健康保险公司（DKV）、慕尼黑再保险公司（Munich Re）的健康保险合作项目以及商业医疗保险业务试点工作，也积极参加了与四川省及成都市城镇职工基本医疗保险制度建设相关的多项课题研究。其间深感进行医疗保险精算和风险控制方法研究的重要与迫切。为此，我在攻读博士学位期间即对此进行了一定的探索和研究。到西南财经大学保险学院工作以后，又在西南财经大学“211 工程”建设子项目保险与精算实验室研究课题“商业医疗保险保费和准备金计算方法研究”、西南财经大学“211 工程”建设重点学科建设委托课题

“医疗保险风险管理的系统方法研究”和国家自然科学基金课题“中国医疗保险风险管理方法研究（批准号 70103007）”等项目的资助下，对这两个问题进行了较深入和全面的研究并在此基础上完成了全部书稿。最近又很荣幸地获得了西南财经大学学术专著出版补贴基金的资助，终使本书得以出版。

本书共 12 章，全书针对社会医疗保险和商业医疗保险中必须认真解决的精算和风险控制这两个关键问题展开讨论，对其中的重点理论和方法做了全面、系统和深入的阐述，并用我国医疗保险实际运作中的资料做了论证和说明。医疗保险被公认为世界难题，本人借助医学、统计和保险等多学科背景，对其中的一些重要问题进行了一定的探索研究，期望本书中的研究成果不仅有利于医疗保险理论方法的发展，还能为医疗保险战线上的实际工作者、教学研究人员提供一定的帮助。

最后，我要衷心感谢我的博士导师杨树勤教授，导师严谨的治学态度、实事求是的科研作风、勤勉奉献的做人风格值得我终身学习。

感谢泰康人寿保险公司健康保险部李良军总经理将我引入商业医疗保险这一崭新领域。

感谢西南财经大学保险学院林义、卓志、艾孙麟和陈朝先教授对本书写作提出的许多有益建议。

感谢四川省医保中心贺国昭、高小莉主任，成都市社保局韩福君局长、刘德成主任在课题研究和数据收集过程中给予的大力协助。

感谢中国平安保险公司健康保险部原副总经理杨一先先生，原总经理潘广谦先生，现任总经理张剑敏先生对本人工作和研究提供的热心帮助。

德意志健康保险公司驻深圳代表处首席代表 Goudoulakis 先生、国际部副经理 JanBen 先生、德国慕尼黑再保险公司健康保险

部 Friedsam 先生、Eisele 先生及香港分公司黄艳凤女士对本人的研究也给予了许多帮助，通过与他们的交流使我获益非浅。书中的某些思路还得益与太平洋保险公司健康保险部乔善波总经理助理及原平安保险公司健康保险部万晓梅、曾卓、梅贤森、邓建华、杨萍、高佐等同志的讨论，四川大学工商管理学院任仕泉副教授对本书的写作也给予了诸多帮助，在此致以诚挚的谢意！

陈 滔

二〇〇二年六月

于成都西南财经大学

1 绪 论

1.1 社会医疗保险改革和商业医疗保险的发展

1.1.1 社会医疗保险的改革历程

医疗保障制度是整个社会保障体系的重要组成部分。新中国成立以后建立起来的公费和劳保医疗制度，在保障城镇职工的身体健康，维护社会稳定和促进国家经济建设方面曾发挥过积极的作用，但随着社会主义市场经济体制的建立和国有企业改革的不断深化，旧的医疗保障制度已难以适应并解决市场经济条件下城镇职工的医疗保障问题，弊端日渐暴露。

1989年3月，国务院正式批准在吉林四平、辽宁丹东、湖北黄石、湖南株洲4个中等城市进行职工医疗保险制度改革的试点工作。1991年11月召开的中共十四届三中全会则提出要建立“个人账户与社会统筹相结合的社会医疗保险制度”。此后，深圳市和海南省在国内率先开展了职工医疗保险制度改革试点工作。1994年底，在江苏镇江和江西九江开始的城镇职工医疗保险改革试点（俗称“两江医改”）则正式拉开了职工医疗保障制度改革的序幕。与此同时，原中国人民保险公司也积极配合各地的职工

医疗保险制度改革，有计划、有步骤地开始了商业医疗保险业务的经营试点工作。

1996 年，国家体改委等四部委提出了《关于职工医疗保障制度改革扩大试点的意见》，要求各省、自治区选定两个以上中等城市作为扩大试点城市，标志着医疗保障制度改革试点工作开始由镇江、九江两市推向全国。至此，职工医疗保障制度改革试点工作已在全国 27 个省、自治区、直辖市全面展开。与此同时，中国平安保险公司、中国太平洋保险公司和其他一些股份制保险公司也开始了商业医疗保险业务的经营试点并取得了一定成效。

1998 年底，在总结各地试点经验和广泛征求意见的基础上，国务院下达了“关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定”（国发第 44 号文，以下简称“决定”），标志着城镇职工基本医疗保险制度改革工作在全国范围内正式展开。“决定”的基本内容是：用 3 到 5 年时间，在我国逐步建立起城镇职工基本医疗保险制度，实行社会统筹与个人账户相结合，覆盖城镇全体劳动者，并逐步形成包括基本医疗保险、企业补充医疗保险和商业医疗保险等各种形式在内的医疗保险体系。“决定”为各地建立适合本地特点的具体实施方案规定了基本原则和运作框架。到 2002 年初，全国大部分省、区的城镇职工基本医疗保险制度已经建立。可以预计，在不久的将来，一个以社会医疗保险为基础、商业医疗保险为补充，包含医疗保险、医疗救助和合作医疗等多种保障形式的系统、全面的医疗保障体系将在我国逐步建立并完善起来。

1. 1. 2 社会医疗保险和商业医疗保险的现状和特点

1. 社会医疗保险

社会医疗保险（social medical insurance），是广大社会劳动者因疾病或伤害需要接受医疗诊治时，由社会提供必需医疗服务和物质帮助的一种社会保险制度。在社会医疗保险中，保险费的缴

纳与被保险人实际的风险水平没有关系，采取是政府财政拨款，企业、劳动者个人缴费相结合的基金筹集方式，企业和个人的缴费是强制的。国家财力的大小和社会经济发展水平决定了社会医疗保险的保障程度，因此，对我国这样的发展中国家来讲，社会医疗保险保障的是最基本的医疗服务需求，其保障水平非常有限。

目前我国实行的“城镇职工基本医疗保险制度”是与我国国情和当前经济发展水平相适应的一种社会医疗保险制度，它的指导思想是“低水平、广覆盖”，保险费由企业和个人共同缴纳（按1998年的筹资水平分别为职工工资总额的6%和2%左右），采用的是“统账结合”的制度模式，筹集到的医疗保险基金按一定比例分配到个人账户和统筹基金中，参保职工患病后到约定的医疗机构就诊，门诊医疗费和小额住院费由个人账户支付，起付线（约为当地社会平均工资的10%）以上的住院费用，大部分由统筹基金支付，小部分由个人自付（自付比例约为20%左右）。在上述筹资水平下，社会医疗保险只能提供最基本的医疗保障，因此，社会医疗保险除了在检查、用药、治疗等方面都规定有严格的补偿范围外，每年统筹基金的支付还有一定的限额（约为当地社会平均工资的4倍左右）。起付线以下、支付限额以上的住院费用和社会保险机构规定范围外的检查和治疗项目（包括药物）只能由商业医疗保险和其它自愿投保的医疗保险计划来解决。

2. 商业医疗保险

商业医疗保险（private medical insurance）作为社会医疗保险的有益补充，是由商业保险机构设计和经营，对被保险人因疾病、伤害造成的医疗费用进行补偿的一类保险。商业医疗保险由投保人自愿投保，保险费与被保险人的风险状况紧密挂钩，即风险状况越差，保险费越高，同时，投保人缴纳的保险费越高，保

障越充分。因此，商业医疗保险能够满足人们多层次的医疗保障需求，对社会医疗保险起着重要的补充作用。

目前国内保险市场上的商业医疗保险业务以住院医疗保险（hospital expense insurance）和重大疾病保险（dread disease insurance）为主，被保险人患病或遭遇意外伤害后去约定的医疗机构就诊，然后凭医院证明和费用单据向保险公司索赔。虽然商业医疗保险的发展在国内才刚刚起步，但由于它可以由个人或单位自愿购买，可选择性强，保费公平，既可满足部分人群较高层次的医疗需求，又可解决城镇职工“基本医疗”以外的医疗费用和其他没有社会医疗保险人群的医疗保障问题，随着社会主义市场经济的进一步发展，它在完善国家医疗保障体系方面将会发挥更大的作用。

1.2 医疗保险精算和风险控制方法研究

无论是政府开办的社会医疗保险，还是保险公司经营的商业医疗保险，在保险计划的制订和保险业务的经营管理过程中都必须认真解决好以下两个关键问题：一个是医疗保险的精算，主要是保险费和准备金等的计算问题，另一个是医疗保险的风险控制，主要是赔付风险的控制问题。

1. 医疗保险精算和风险控制的概述

医疗保险精算（actuary in medical insurance）主要指利用保险精算学的原理和方法，对各类医疗保险计划的保险费、责任准备金和偿付能力等进行的科学测算和分析。在医疗保险精算中，保险费的计算是最重要的一项内容，它在社会医疗保险中常被称为保险费的测算，在商业医疗保险中则被称为产品定价或费率制定。

医疗保险风险控制 (risk control in medical insurance) 是利用风险管理的基本理论、识别并定量描述各种风险因素对医疗保险索赔概率和赔付金额的影响及强度,并对医疗保险经营风险进行监测和控制的过程。

2. 医疗保险精算和风险控制方法研究的重要意义

医疗保险精算方法是制定社会医疗保险计划和进行商业医疗保险产品开发的重要依据,而风险控制则是保证社会医疗保险制度正常运行和商业医疗保险利润来源的重要手段,两者是医疗保险经营管理的“灵魂”。

近年来,医疗保险领域的理论研究,特别是有关医疗保险精算方法的研究越来越受到人们的重视,因为无论社会医疗保险还是商业医疗保险,在保险计划制定和保险业务经营管理过程中,都要依靠精算方法作为决策依据和管理手段,为了保证整个医疗保险事业的健康发展,必需及早进行这方面的研究。

同时,研究医疗保险的风险控制方法,无论对社会医疗保险管理机构还是商业保险公司都有非常重要的意义,因为它是保证社会医疗保险制度能够正常运行和关系商业医疗保险经营成败的关键。因此,医疗保险的风险控制是建立并完善社会医疗保障体系和发展商业医疗保险都必须认真面对的重要问题,有关医疗保险风险控制方法的研究具有非常重要的理论意义和应用价值。

1.3 研究的基本框架和 本书的主要内容

由于医疗保险精算和风险控制方法是目前困扰医疗保障制度改革深化和商业医疗保险发展的两大理论和技术难题,进行这方面的理论研究有显著的现实意义。为此,本书在充分借鉴国内外

先进经验和已有研究成果的基础上，密切联系职工医疗保障制度改革和商业医疗保险的具体实践，对这两个问题进行了较深入和细致的研究，建立了医疗保险精算和风险控制方法的基本框架，并对其中若干关键的技术问题进行了详细的讨论，主要研究结果如下：

1.3.1 关于医疗保险精算方法

首先，本书利用保险精算学的基本原理，结合医疗保险的具体实践，提出了医疗保险精算系统方法的基本框架，包括医疗保险精算的基本原理和原则，保费测算的主要内容，社会医疗保险精算方法的特点和商业医疗保险保费测算的具体步骤等。在此基础上，我们又对医疗保险保费测算过程中涉及的几个关键问题进行了深入的研究，包括：

1. 住院医疗保险中预期住院费用和住院天数的估计

本书讨论了医疗保险中最常见的住院医疗保险保费测算中涉及的预期住院费用和住院天数的估计问题。利用成都市“统账结合”的职工医疗保险和商业性住院津贴保险的实际资料，在选定了住院费用和住院天数的分布类型后，探讨了矩估计、变换矩估计、极大似然估计和 MCMC 方法在估计预期住院费用和住院天数时的应用，比较了各种估计方法的优缺点，明确了各种方法在应用中的注意事项，为住院医疗保险保费的准确测算提供了有效的技术手段。

2. 高额医疗费用保险的保费测算方法

结合目前正在全国范围内推行的“城镇职工基本医疗保险制度”存在保障不足的缺点，本书提出了建立高额医疗费用保险进行补充的具体方案，并给出了两种保费测算方法：经验频数法和限制性 Perato 分布法。利用四川省某地职工年度医疗费用分布资料，介绍了利用这两种方法进行保费测算的具体步骤和参数选择

时的注意事项等，解决了高额医疗费用保险方案制定中最关键的保费测算问题。

3. 长期和终身型医疗保险中平准保费的计算方法

针对商业医疗保险领域开发长期和终身型医疗保险业务缺乏相应精算方法的问题，本书在借鉴寿险平准保费计算方法的基础上，提出了医疗保险平准保费的测算方法，包括疾病率、死亡率、预定利率和退保率等精算假定的确定，单位年金现值 a_x 和年均净保费的计算等。集中讨论了长期和终身型住院津贴保险平准保费的测算问题，为商业保险公司开办长期和终身型医疗保险业务提供了条件。

4. 商业医疗保险的准备金和精算监督

商业医疗保险的准备金计算方法是医疗保险精算中的另一项重要内容，也是政府和保险监管部门对医疗保险业务进行精算监督的客观依据。本书还讨论了各类医疗保险准备金的计算方法，并据此对保险监管机构的精算监督提出了相应的政策建议，这些方法和建议可作为保险公司进行医疗保险业务经营管理和保险监管机构制定政策的技术依据。

1.3.2 关于医疗保险风险控制方法

本书中，还利用风险管理的基本理论，结合医疗保险和医疗服务的自身特点，提出了医疗保险风险控制系统方法的基本框架，明确了医疗保险风险控制方法研究的关键环节和主要内容，说明了社会医疗保险和商业医疗保险风险控制的各自特点并重点讨论了商业保险机构在不同发展阶段的风险控制策略。此外，本书还对医疗保险风险控制方法中的几个重要问题进行了详细讨论，包括：

1. 医疗服务利用的风险因素及其统计分析方法

针对各类保险机构均关心影响医疗保险索赔概率的风险因素

的实际问题，本书讨论了医疗服务利用的风险因素及其相应的统计分析方法。重点介绍了多元统计方法在医疗服务利用风险因素分析中的应用，提出针对医疗保险实践中常见的两类资料应分别采用 logistic 回归和 Cox 比例风险模型进行分析的原则，证实了医疗服务利用的风险因素主要来自被保险人的风险特征和保障计划本身的假设，为医疗保险经营管理机构采取相应的风险控制措施提供了科学依据。

2. 医疗服务费用的影响因素及其统计分析方法

针对进行医疗费用控制必需明确医疗费用风险因素的实际问题，本书讨论了医疗服务费用的影响因素和相应的统计分析方法。重点讨论了多元线性回归和多水平回归等多元统计方法在医疗费用风险因素分析中的应用。论证了对医疗保险中具有层次结构的数据资料采用多水平模型进行分析的可能性和有效性。证实了医疗服务费用主要由医疗机构和治疗过程方面因素决定的假设，为作好医疗费用控制工作明确了重点。

3. 医疗保险的统计监测方法

本书还提出了医疗保险统计监测这一进行医疗保险风险控制的有力工具并详细讨论了医疗保险统计监测的方法与步骤，包括对赔付频率和平均赔付金额进行监测的方法以及对赔付风险的综合监测方法等，重点讨论了对赔付频率和平均赔付金额进行修正的方法和赔付率计算中的注意事项，为利用统计指标对医疗保险整个经营管理过程进行动态监测提供了一定的方法和手段。

2 国内外医疗保险精算方法研究的现状

2.1 保险精算的概念、原理和发展历史

2.1.1 保险精算学的概念

保险精算学 (actuary in insurance) 是一门以概率论和数理统计为基础,综合运用经济、人口和社会等多学科知识,主要从数量方面研究保险经营管理的规律,为保险公司或其它各类保险机构的经营管理提供决策依据和数量工具的专门学科^[1]。

具体来讲,保险公司或其它保险机构在经营保险业务时,需要预先估计他们所承担风险的大小,了解风险事故造成损失的分布,并在此基础上依照保险合同的规定计算不同保险方案下投保人需缴纳的保险费和保险公司在不同时期为未来损失应提取的责任准备金等,这些计算就是保险精算中的主要内容^[2]。

需要注意的是,保险精算不同于会计核算,因为保险产品的价格是先于成本产生的。此外,保险精算也不同于统计预测,统计预测只是保险精算中用到的一个重要的技术手段。从实质上讲,保险精算应该是在保险合同成立时的预先计算,是对由被保险人的出险率、利率、保险种类、保额和保险期限等因素决定的

保险成本的科学计算。

2.1.2 保险精算的基本原理

保险从经济上讲是一种经济补偿制度，即当遇到自然灾害和意外事故而在经济上蒙受损失，或发生死亡、伤残、疾病等不幸事件以及生存到保险期满时，被保险人或受益人可以从保险公司或其它保险机构得到一笔赔偿或保险金给付。保险公司或保险机构为了向少数被保险人支付赔偿费或给付保险金，需要向全体投保人收取一定数额的费用，这就是保险费。

以数学或统计的观点来看，保险人向被保险人支付的保险金通常可用一个非负的随机变量来表示，在保险精算中习惯称之为风险，保险精算的主要工作就是根据对保险标的风险大小的评定，合理地确定保险费，而保险费可以看成是定义在风险集合上的一种泛函。

当我们把保险经营中的各种损失结果抽象成随机事件后，求相应损失事故的概率就可以转化成求某一随机事件的概率。保险人可以根据一定的损失概率确定损失的期望值，这就是制定纯保险费的数理基础^[3]。要确定损失概率就需要运用概率论的知识和统计分析的工具，而概率的确定是建立在大数法则基础上的。保险就是利用风险的不确定性在大数中消失的规律来分散风险的，一般说来，财产保险主要在数量方面分散风险，而人寿保险主要在时间方面分散风险。

2.1.3 保险精算的发展概况

保险精算学起源于人寿保险（life insurance，简称寿险）的保费计算，它的发展与人寿保险有着深厚的渊源与联系，伴随寿险业的发展，精算技术在人寿保险经营管理的各个领域都得到了广泛应用，诞生了寿险精算这一专门学科。到二十世纪七十年

代，非寿险精算技术和理论也有了突飞猛进的发展，成为一门独立的分支学科。随着保险业的不断发展，精算和精算师已成为保险公司能否在激烈的竞争环境中得以生存和发展的一个重要因素。

在发达国家，保险精算学已有百余年的历史，在我国，由于保险业发展较晚，精算方面的研究亦开始较晚，虽然在精算理论上已有一些著作，但基本上局限于对寿险保费和责任准备金计算方法的研究。财产保险、医疗保险等非寿险精算方面的专著和研究文献几乎是空白。可喜的是，随着社会保障制度改革的逐步深化和商业保险的迅猛发展，保险精算特别是寿险精算方面的研究越来越受到大家的重视，可以预计，在不远的将来，寿险、非寿险以及医疗保险精算方面的研究都会有一个迅猛的发展。

2.2 寿险精算和非寿险精算

2.2.1 人寿保险精算

1. 人寿保险精算的概念和特点

人寿保险是目前世界保险市场上一种主要的保险形式，可以划分为死亡保险、生存保险和生死两全保险三种主要类型。它是以人的生存和死亡为保险事故的商业保险，即被保险人在保险期内死亡，或生存到规定的年龄，保险人就按照保险合同约定给付保险金的一种保险。

人寿保险精算，简称为寿险精算，包括人寿保险经营中涉及的保险费、责任准备金和保单现金价值的计算以及利源分析等各项内容^[4]。由于人寿保险业务在整个人身保险中所占比例最大，人寿保险精算在保险精算学中有着十分重要的地位。

由于人寿保险精算不必首先研究损失状况，因而比财产保险精算相对简单。利息理论和寿命表理论是寿险精算的两大基础。人寿保险的精算，特别是纯保险费的计算，被公认为比其它保险纯保险费计算的准确度高，这是因为其损失率和生命表是通过大量资料的统计得来的，因而损失率的标准差（变异）很小，但人寿保险的种类较多，计算复杂纷繁。

2. 寿险精算的原理和基本原则

人寿保险精算的数理基础是大数法则。保险费计算的基本原则是收支平衡原则，如何来理解收支平衡原则呢？从保险人的角度看，“收”指保险人收取的保费总额，“支”指保险人支付的保险金和各项经营费用支出的总额，此项“收”与“支”应当平衡。从投保人的角度来看，“收”是指其受到的保障总额或预期获得的服务数总额，“支”指其支出的保费总额，这两者也应当平衡。

3. 寿险精算的基本内容和方法

人寿保险精算的基本内容是保险费和责任准备金的计算，本书中主要讨论保险费的计算方法。

投保人寿保险的投保人，为使被保险人获得生存、死亡或身体伤残等保障，必须缴纳与风险大小对等的保险费，同时负担一定的业务管理费用。人寿保险的保险费由两部分构成：一部分为纯保险费，是投保人交付以获取保障的对等额，是寿险的合同成本；再一部分为附加保险费，是投保人承担的保险机构经营业务费用。投保人实际交付保险合同的保费，是纯保险费和附加保费的总和（有时候还包括安全加成），称毛保险费或总保险费。用公式表达为：

$$\text{毛保险费} = (1 + \text{安全系数}) \times \text{纯保险费} + \text{附加保费}$$

(式 2.1)

在毛保险费的构成中，纯保险费与附加保险费孰大孰小，不

能一概而论，取决于保险期限、投保年龄、保险金额、业务开办时间和费用等因素；广义的纯保险费除了用于应付给付的简单纯保险费外还包括安全附加费。由于安全附加费和附加保险费常表达为简单纯保险费或总保险费的一定比例，在以后的讨论中，我们只考虑简单纯保险费的计算，总括称之为保费测算。

寿险精算的原理是收支平衡原理。收支平衡关系建立的时点，通常在保险单生效之日，但保险金给付与保费缴纳总是分离的，即收支平衡不是收的总额简单等于支的总额，要使收支平衡建立，必须将分离的货币额归结于一个可比点或可比日。由于寿险不仅要涉及利率，也离不开生死概率，所以货币的折现也并非简单的折现，而是“精算”意义上的折现，即考虑了被保险人生死过程的折现。因此，收支平衡应该是精算意义上的平衡，即：

$$\text{保险费的现值} = \text{保险金额的现值} + \text{各项业务费用的现值} \quad (\text{式 2.2})$$

$$\text{或：纯保险费现值} + \text{附加保险费现值} = \text{保险金额现值} + \text{各项业务费用现值} \quad (\text{式 2.3})$$

据此我们可以分别测算纯保险费和附加保费，即：

$$\text{纯保险费现值} = \text{保额现值} \quad (\text{式 2.4})$$

$$\text{附加保险费现值} = \text{各项业务费用现值} \quad (\text{式 2.5})$$

2.2.2 非寿险精算

1. 非寿险精算的概念和特点

非寿险 (non - life insurance) 是指除人寿保险以外的其它保险业务类型，主要指海上保险、火灾保险、汽车保险、航空保险等财产损失保险和责任保险以及意外伤害保险和医疗保险等^[5]。非寿险精算就是指上述保险业务的保险费和责任准备金等的计算。从分类上讲，可以简单地将非寿险精算分为财产保险精算、意外伤害保险精算和医疗保险精算三类。

非寿险精算学的发展远远迟于寿险精算学，这是因为非寿险精算学的数量分析更为复杂的缘故。与寿险相比，非寿险的被保险人在保单有效期内可能多次遭受损失，其赔付额是一个随机变量，故在非寿险领域，统计描述和参数估计都是非常复杂的。由于受到经常变化的经济环境的影响，非寿险的保费计算比较困难，非寿险是纯粹的风险保险，故其投资收益难与寿险相比，非寿险承保的风险多数情况下都存在着不均匀性，因此对风险的估测比较困难，这些都使其较寿险精算更加困难。不象寿险精算学那样已经形成了较系统的方法和学科体系。

2. 非寿险精算的主要内容和方法

非寿险精算学所依据的数理基础和基本原则与寿险精算学基本一致，但具体计算却有自身的特点，表现为非寿险纯保险费的计算与损失的频率和损失额度均有关系，其中损失频率 = 赔付总次数 / 保险单位数，损失额度 = 损失总金额 / 赔付次数，所以财产保险等非寿险的纯保险费可简单地表述为损失频率和平均损失额度的乘积。

在非寿险的纯保险费计算中要根据具体情况加上一定的安全附加费，即所谓安全系数，这是由于财产保险和医疗保险等非寿险保费计算所用的统计资料一般均不能完全适合精算时的要求，为稳妥起见，一般都需要在纯保险费的基础上加 10% 到 30% 的安全附加费，此时的纯保险费是简单纯保险费与安全附加费之和。纯保险费加上用以支付各项业务开支的附加保险费就是总保险费，或称毛保险费，即保险机构向投保人收取的营业保费。

非寿险保费的计算方法，大致可分为观察法、分类法和增减法三类。

(1) 观察法

观察法又称个别法，是对个别保险对象（又称保险标的）的风险因素进行分析，观察其优劣，估计其损失概率，直接决定其

费率的方法。实际应用中采用观察法计算费率的有财产保险中的海上保险和大部分内陆运输保险。

(2) 分类法

分类法是将性质相同的风险单位分别归类,对同一类的风险单位根据他们共同的损失概率定出相同的保险费率,由于各分类的费率可事先厘定并制成手册,又称手册法或表定费率(manual premium),分类法是非寿险精算中运用最多的方法,财产保险中的火灾保险、汽车责任险和大部分意外伤害保险都采用分类法。

(3) 增减法

增减法实际上是对分类法中较大的类别根据实际经验再进行较细的分类,保费变动时可基于实际的损失经验或基于预期的损失值。基于实际损失经验确定并调整保险费的方法也称为经验费率(experience premium)法。由于用增减法计算费率有预防损失和鼓励减少索赔申请的作用,故在火灾保险、内陆运输保险、汽车责任险和一般责任险中已被普遍采用。

由于非寿险保险事故的方式多种多样,特别是大部分财产保险和医疗保险的损失额度均非常数,这些费用很难象寿险中人的生存时间那样可用一个统一的随机变量来描述,因此在非寿险精算中对损失额分布特征的研究有非常重要的意义。

2.3 医疗保险精算

2.3.1 医疗保险精算的特点

医疗保险是以人的身体为保险标的,保证被保险人在疾病或意外事故所致伤害时的医疗费用或经济损失能得到补偿的一种保险^[6]。医疗保险精算则是指利用精算学的基本原理对医疗保险经

营管理中的保险费和责任准备金等进行的科学测算。在商业保险中，医疗保险与人寿保险、意外伤害保险一样，是整个人身保险业务的重要组成部分，在各国的社会保险制度中，社会医疗保险也是一项非常重要的内容。因此，研究医疗保险的精算方法具有重要的现实意义。

医疗保险虽然在分类上归属于人身保险，但其保费测算过程则具有较多的非寿险精算的特征。具体表现在：

（1）医疗保险是用发病率（确切的讲是医疗服务利用率）来测算保险成本，而不是寿险精算中的死亡率。

（2）每一次索赔平均赔付额的估计在医疗保险中更加困难，所以保险机构必需用疾病发生的有关数据预测赔付的频率和每一次赔付的预期数额，为了测算某一医疗保险计划的纯保险费必需假定两项，一是赔付的频率，二是平均赔付额。

（3）由于大多数医疗保险的保险期限较短，对投资收益和利息的考虑不如寿险精算中重要，但对保险费测算结果的监测和调整则非常重要。

2.3.2 医疗保险的精算方法

在欧美等发达国家，精算学在医疗保险中已有一定的应用。许多大型保险公司和保险机构都积累了大量精算所需的基础数据，并可利用精细的数学模型和精算软件对医疗保险风险进行分析和估算。保险费的测算一般均由专业精算人员来完成，

我国在医疗保险方面起步较晚，医疗保险的精算研究才刚刚开始。1987年，卫生部与世界银行合作，组织中美专家在四川省的眉山、简阳两县开展了“中国农村健康保险试验研究”，结合该项研究，潘传旭^[7]、杨树勤^[8]、李良军^[9,10,11,12,13,14]等对农村健康保险中的精算方法进行了较深入的探讨。二十世纪九十年代以后，随着职工医疗保障制度改革的逐步深入，各级管理人员都深

刻认识到保险费科学测算的重要性，不少学者针对社会医疗保险的保费测算提出了一些简单实用的测算方法。周为等^[15,16]利用保险精算学中的损失分布理论对“大病统筹”型社会医疗保险的保费测算方法进行了较深入的探讨。目前已知用于医疗保险精算的方法主要有以下三类。

1. 农村健康和职工医疗保险中的粗估法

这类方法是在我国农村健康保险试验研究和职工医疗保障制度改革实践中产生的，它对资料要求不高，也较少涉及高深的数理统计知识和测算分析技巧，易于理解、测算简单，在实际工作中发挥了重要的作用。

由于农村健康和城镇职工医疗保险均属社会医疗保险范畴，保险费测算的主要目的是维持保险基金的收支平衡。其保险费由以下三部分组成：纯保险费、安全附加费和管理费，重点是纯保险费的测算，应用中又以住院医疗保险的保费测算最为多见。常用的方法可分为以下两类：

(1) 合成粗算法

合成粗算法是直接根据基线期职工医疗费用总额或人均医疗费并考虑其变动趋势测算出测算期的保险费^[17]。若根据职工医疗费总额测算，则：

$$\text{测算期医疗费总额} = \text{基线期医疗费总额} \times \text{补偿比例} \times \text{医疗费增加系数} \quad (\text{式 2.6})$$

$$\text{测算期人均保险费} = \text{测算期医疗费总额} / \text{测算期投保职工总数} \quad (\text{式 2.7})$$

$$\text{测算期职工医疗保险筹资比例} = \text{测算期医疗费总额} / \text{测算期职工工资总额} \quad (\text{式 2.8})$$

以上仅是纯保险费的测算公式，尚未考虑到管理费、风险储备金和参加保险后利用增加的效应（即保险因子）。实际应用中公式 2.6 的右边还应乘上保险因子和（1 + 安全附加费率 + 管理

费率)。若根据基线期职工年人均医疗费测算,则只需将上述公式中基线期年度医疗费总额改为基线期人均医疗费即可。

合成粗算法由于所需资料较少,计算简便,在社会医疗保险研究和实践领域都得到了广泛的应用,如杨树勤^[18]提出了平衡农村健康保险收支的粗估法,通过调节平衡系数 R 即可确定合适的补偿比例。李勇凯^[19]提出的集资医疗报销比例的测算及选择方法中,考虑了投保人在不同级别医疗机构消费构成比的影响,可据此确定不同级别医疗机构的补偿比例。朱石龄等^[20]提出的“风险型”合作医疗保险保险费的测算方法,解决了有一定起付线(免赔额)的医疗保险的保费测算问题。有兴趣的读者可参阅文献^[21-22],此处不赘。

根据基线期医疗费总额或人均医疗费进行保费测算的合成粗算法虽然在实际工作中有较好的应用价值,但它的测算方法较粗,没有分别考虑影响医疗服务利用率和医疗服务费用的因素及其作用,一般仅适用于社会医疗保险的开始阶段。

(2) 分解推算法

分解推算法是将医疗费用分解为医疗服务利用率和次均医疗费用(门诊和住院)两部分,分别估计测算期住院(或门诊)的利用率和次均住院(或门诊)费用,并根据其变动趋势测算保险费,即:

$$\text{人均纯保险费} = \text{住院(或门诊)利用率} \times \text{次均住院(或门诊)费用} \times \text{补偿比例} \quad (\text{式 2.9})$$

$$\text{年人均保险费} = \text{人均纯保险费} \times (1 + \text{安全附加费率} + \text{管理费用率}) \quad (\text{式 2.10})$$

以上算法中未考虑医疗费用自然增长和保险的刺激作用,实际应用中可在(4)式右边乘以增加系数和保险因子。计算住院(或门诊)利用率时分子应为住院(或门诊)人次数,分母应为基线期职工的观察人年数。应用中有时还将医疗费用分解成人均

住院（或门诊）次数与住院（或门诊）次均费用的乘积。

这类方法中具代表性的有：深圳市职工医疗保险中用门诊（住院）人次和次均费用测算医药费的方法^[23]，林子华^[24]，顾杏元^[25]提出的测算保险费和保险基金的方法。倪思明^[26]、邱晓丹^[27]提出的测算婴幼儿住院医疗保险费的方法等。

由于医疗费用由医疗服务利用率（赔付频率）和次均费用（赔付额）两个方面决定，但两者的影响因素和变动趋势并不一致，所以分解推算法的精确度要高于合成粗算法。

2. 农村健康保险中的模型法

1982年，在中美合作的农村健康保险实验研究中，美国Rand研究所的Naihua Duan将多元回归模型引入医疗保险的保费测算中，提出用四部模型预测门诊、住院的利用率和费用^[28]。其模型如下：

（1）门诊利用的概率模型：

$$\log \left\{ \frac{P_0}{1 - P_0} \right\} = \alpha_{01} + \beta_0 X + \varepsilon \quad (\text{式 2.11})$$

（2）门诊利用者的费用模型：

$$\log \{Y_0\} = Z_0 = \alpha_{02} + \gamma_0 X + \varepsilon \quad (\text{式 2.12})$$

（3）住院利用的概率模型：

$$\log \left\{ \frac{P_1}{1 - P_1} \right\} = \alpha_{11} + \beta_1 X + \varepsilon \quad (\text{式 2.13})$$

（4）住院利用者的费用模型：

$$\log \{Y_1\} = Z_1 = \alpha_{12} + \gamma_1 X + \varepsilon \quad (\text{式 2.14})$$

其中， p_0 是门诊利用的概率， p_1 是住院利用的概率， Y_0 是每个利用者的年门诊费用， Y_1 是每个利用者的年住院费用，则每人每年的医疗费用：

$$Y = p_0 \times Y_0 + p_1 \times Y_1 \quad (\text{式 2.15})$$

以上四部模型中涉及到对数线性模型的反变换问题，Naihua

Duan 提出了关于对数线性模型的 Smearing 估计^[29]：

$$\bar{Y}_0 = \exp \left(\bar{Z}_0 \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z_{0i} - \bar{Z}_{0i}) \right) \quad (\text{式 2.16})$$

$$\bar{Y}_1 = \exp \left(\bar{Z}_1 \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z_{1i} - \bar{Z}_{1i}) \right) \quad (\text{式 2.17})$$

Shan Cretin^[30, 31]在中国农村健康保险研究中注意到医疗机构等级对医疗费用的影响，首先将医疗机构分为村、乡、区、县及县以上、其它专科医院五个级别，每一级医疗机构再用六部模型，所谓六部模型，是将门诊和住院分开，门诊和住院费又各分为三部分：利用概率、利用次数和每次费用。

李良军^[32]对 Shan Cretin 的方法作了简化，将医疗机构仅分为村乡和区县两个级别，每个级别分别应用四部模型，利用中国农村健康保险的实际运行资料拟合了农村健康保险医疗费用的预测模型，并提出了利用模型法确定增加系数、保险因子和补偿比的方法。

模型法测算保险费分别考虑了医疗服务利用率和次均费用的影响因素及其效果，测算结果较粗估法要精确得多，而且容易测算不同保险计划下的保险费。但由于医疗费用的影响因素较多，各因素的作用难以用模型完全加以表达，有关影响因素的资料搜集也较为困难，建立模型需要一定的数理统计学知识，限制了它在实际工作中的推广和应用。

3. 基于损失分布的测算方法

从风险的角度来讲，医疗保险中的医疗费支出是因疾病或意外伤害造成的不确定损失。要测算医疗保险的保险费，既要估计损失发生的概率，又要估计损失的严重程度。如果能够准确估计年损失总额的概率分布，就能得到保费计算时所需的诸多参数，如损失发生的概率、每年的平均损失、损失额的波动范围等，所以研究医疗保险的损失分布，或实际医疗费用的分布是进行医疗

保险精算的重要途径。

在非寿险精算领域，基于损失分布进行保险费的计算是比较常用的方法^[33]，周为^[34]在其博士论文中探讨了建立医疗保险损失分布的方法，包括模型的选择、参数估计和拟合优度检验等，并利用成都市的实际资料拟合了大病统筹医疗保险的损失分布，在此基础上，提出了利用医疗保险损失分布测算纯保险费的方法。

实际应用中我们虽然可以根据较大样本的数据测算出赔付频率和每次赔付金额的均值以求得保险费，但多数情况下样本数据并不满足分析的要求。此时我们若能了解医疗保险的损失分布，就能较准确地估计出医疗费用的期望和对应不同损失额度的概率，并在此基础上测算出保险费，这就是损失分布法测算保险费的主要优点，但应用这类方法要积累大量的经验数据，随影响因素的改变，医疗保险损失分布的参数，甚至分布类型均会发生变化，这些都是应用该法时的不足之处。

2.4 医疗保险精算研究中存在的主要问题

从以上的综述可以看出，西方发达国家在医疗保险精算研究方面开始较早，积累了大量的经验数据并建立了精细的数学模型。国内在这方面的研究起步较晚，在农村健康保险、城镇职工医疗保险制度的建立和商业医疗保险的实践中，一些实际工作者提出了一些简单实用的计算方法，部分专家学者亦在这方面进行了有益的探索，但他们的研究往往缺乏系统性，没有提出医疗保险精算和风险控制的方法，也未涉及商业医疗保险的精算方法，除农村健康保险中的模型法外，对保险费的测算大都停留在“粗估”和“定性”阶段。

此外，医疗保险精算，特别是商业医疗保险精算过程中一些关键性的技术问题也未得到完全解决，包括医疗保险中损失额及其数学期望的估计、高额医疗保险和再保险保费的测算、长期和终身型医疗保险的保费测算等方法，这些关键问题的解决对社会医疗保险和商业医疗保险的精算工作都是至关重要的，有必要继续深入研究。

2.5 本章参考文献

1. 王育宪，孟兴国，陈宪平译．非寿险精算基础．北京：中国金融出版社，1992
2. 王晓军，江星，刘文卿．保险精算学．北京：中国人民大学出版社，1995
3. 胡炳志．保险数学—保险经营中的计算．北京：中国金融出版社，1993
4. 卓志．寿险精算理论与操作．成都：西南财经大学出版社，1993
5. 魏迎宁．人身保险．成都：西南财经大学出版社，1993
6. Principles of Life and Health Insurance，LOMA，1996
7. 潘传旭，杨树勤．医疗费用的预测模型．中国卫生事业管理，1987（10）：13
8. 中国农村健康保险研究组．中国农村健康保险手册．成都：四川科技出版社，1990
9. 李良军．保险因子的初步研究．中国农村卫生事业管理，1994，（4）：13
10. 李良军．医药费用预测模型及保险因子分析．中国卫生事业管理，1994：（5）：235

11. 李良军. 农村健康保险的精算体系. 现代预防医学, 1994, (5): 69
12. 李良军. 医药费补偿比的测算. 中国卫生事业管理, 1994, (7): 344
13. 李良军. 增加系数的测算方法. 现代预防医学, 1994, 21 (特刊): 44
14. 李良军. 医疗保险中的精算原理和精算方法. 中国卫生经济, 1994, (5): 19
15. 周为, 杨树勤. 医疗保险的损失分布研究. 中国卫生统计, 1998, 15 (1): 5 - 8
16. 周为, 杨树勤. 应用医疗保险损失分布模型测算纯保费. 中国卫生统计, 1998, 15 (5): 17 - 19
17. 张新民, 周海洋, 沈杰. 医疗社会保险中住院保险费率的测算和评价. 中华医院管理杂志, 1995, (8): 8
18. 杨树勤. 平衡农村健康保险金收支的粗估法. 中国农村卫生事业管理, 1992, (1): 7
19. 李勇凯. 集资医疗报销比例的测算及选择. 中国卫生事业管理, 1992, (1): 17
20. 朱石龄, 温树华. 常熟市合作医疗的发展对策. 卫生软科学, 1991, (1): 26
21. 周华强. 新乡市互助医疗保健制度的试点研究报告. 中国农村卫生事业管理, 1991, (14): 43.
22. 张学才. 社会医疗保险基金的筹集. 中国卫生事业管理, 119, 1998, (5): 249
23. 陈智明. 医疗保险学概论. 海天出版社, 深圳, 1995, p189
24. 林子华. 医疗保险的作用及概念. 中国卫生事业管理, 1989, 5 (3): 145

25. 顾杏元. 我国农村医疗保险制度(提纲). 卫生软科学, 1992, (4-5): 9

26. 倪思明. 上海市婴幼儿住院医疗保险费率的厘定及相关因素研究. 中华医院管理, 1994, (10) 4: 242

27. 邱晓丹. 深圳市中小学生和幼儿园儿童住院医疗保险费的测算. 中国卫生经济, 1997, (16) 169: 24

28. Naihua Duan, et al. A comparison of alternative models for the demand for medical care. Journal of Business & Economic statistics, 1983, (1): 115 - 126

29. Naihua Duan. Smearing Estimate: A non parametric retransformation method. Journal of American Statistical Association, 1983, 78 (383): 605 - 610

30. Shan Cretin, et al. Modeling the effect of insurance on health expenditures in the People's Republic of China. Santa Monica: The Rand Corporation, WD - 3579 - WB, August 1987

31. Shan Cretin et al. Models for setting health insurance premiums, July 1987

32. 李良军. 农村健康保险中的精算研究. 成都: 华西医科大学博士学位论文, 1993

33. 吴岚, 杨静平. 非寿险损失分布估计和经验稳定性分析(I). 数理统计与管理, 1997, (16) 1: 54 -

34. 周为. 医疗保险精算模型与方法研究. 成都: 华西医科大学博士学位论文, 1998

3 医疗保险精算方法研究概论

3.1 前言

人类在物质资料生产和日常生活当中，不可避免地会遭遇意外事故和致病因素导致的健康损害。这些健康损害又会导致一定的经济损失。对个人来讲，要防止上述健康损害的发生并独立承担其经济损失是非常困难的，但可以依靠集体的力量，利用保险的机制对少数人因健康损害导致的医疗花费进行补偿，这就是医疗保险^[1]。人们通过对疾病风险的研究后发现利用概率论和数理统计的工具，可以测算出一定时期内健康损失风险发生的频率和损失额，据此即可确定补偿损失所需的风险成本，即医疗保险参保人必需缴纳的保险费，这就是对健康（或疾病）风险进行估测并据此确定保险费的过程，也是医疗保险精算的主要内容。

1. 医疗保险精算的概念

医疗保险精算，主要是指利用保险精算学的基本原理和方法，对社会医疗保险方案和商业医疗保险产品的保险费进行的科学测算^[2]。除了保险费的测算外，医疗保险经营管理中涉及的责任准备金计算、偿付能力评估和盈亏分析，以及政府监管部门进行医疗保险费率审核和经营监督所需的各类精算监管方法与标准

等也是医疗保险精算工作的主要内容。由于保费测算是整个精算工作的核心和其他各项工作的基础，本次研究中有关医疗保险精算的概念主要局限于医疗保险保险费测算的范畴。

根据经营性质的不同，医疗保险分为强制参保的社会医疗保险和自愿投保的商业医疗保险，医疗保险精算也相应地分为社会医疗保险精算和商业医疗保险精算，前者主要研究各种社会医疗保险方案中保险费的测算问题；后者则主要研究各种商业医疗保险产品的定价方法和相关技术问题。

2. 医疗保险精算方法研究的意义和现状

医疗保险的经营对象是疾病和意外伤害发生的风险，这些风险又与一定的医疗费用相联系。为确保社会医疗保险制度的正常运行和商业医疗保险业务的良性发展，必须对疾病和意外伤害导致医疗服务发生的概率及预期的医疗服务费用进行准确的估计，并在此基础上科学地测定保险费成本，即确定合理的保险费率。因此，保险费测算是制定社会医疗保险方案和设计商业医疗保险产品中极为重要的一项工作。进行医疗保险精算方法研究，对于解决长期困扰各类医疗保险机构的对医疗保险计划或产品成本测算不准的现实问题有重要的意义。

目前，我国的社会医疗保险制度改革已进入攻坚阶段，商业医疗保险也已起步，但有关医疗保险精算方法方面的研究才刚刚开始并远远落后于实践，因此，对医疗保险的精算方法进行深入研究、系统的研究是非常必要的。此外，随着中国加入世界贸易组织，将有越来越多的外资保险公司进入中国市场，为了加快我国商业医疗保险的发展，提高民族保险业的竞争力，这方面的研究就显得更为迫切。

3.2 医疗保险保费测算的原理和原则

3.2.1 保险费测算的数理基础

与人寿保险和财产保险一样，医疗保险保费测算也是利用概率论和数理统计的方法，其中最重要的数理基础仍是大数法则^[3]。大数法则是用来说明大量随机现象由于偶然性相互抵消所呈现出必然数量规律的一系列定理的统称，医疗保险中运用最多的几个大数法则包括：

1. 切比雪夫大数法则

切比雪夫（Chebyshev）大数法则是医疗保险精算中最重要的一项大数法则，该法则说明，当被保险人总数 n 足够大时，被保险人人均实际获得的赔款金额与每个被保险人获得赔款金额的期望值相等，这一法则为保险机构合理地收取纯保险费提供了科学依据。

2. 贝努利大数法则

贝努利（Bernoulli）大数法则也是医疗保险精算中经常用到的一个大数法则，该法则说明，当观察频数趋于无穷大时，索赔频率的数学期望不变，恒为 P ，而标准差则趋近于零，即在被保险人很多或保险期限很长的情况下，每个被保险人损失的发生概率与实际损失的发生频率很接近。这一法则对于保险经营和风险管理中利用以往的经验统计资料来估计损失发生的概率是极其重要的。

3. 泊松大数法则

泊松（Poisson）大数法则在医疗保险中也有较多的应用。该法则说明，当观察频数无限增加时，保险事故平均发生概率与实

际观察频率间的差异将小于任何无限小的数量。这表明尽管各个相互独立风险单位的损失概率可能各不相同，但只要有足够多的标的，仍可在平均意义上求得一个共同的损失概率。实际应用中常将性质相近的保险标的合并求出一个平均费率，再用调整法予以适当调整，使各分类的费率更加科学，同时又在整体上保持收支平衡。这一法则是分类测算保险费和核保时进行保费调整的理论基础。

3.2.2 保险费测算的基本原理

由于影响医疗保险保险费测算的因素比人寿保险、财产保险要多，既包括发病率（门诊利用率、住院率等）、疾病持续时间和损失额度（年人均门诊次数、年人均住院次数、次均住院天数、次均门诊费用和次均住院费用等）和死亡率、利息率等保费测算中常见的基本要素，也包括医疗价格、保险因子、医疗机构级别、地区差异等人寿保险、财产保险精算中不常涉及的因素，加之上述因素对保费的影响不易被完整、准确地测量出来，使得医疗保险的保险费测算与寿险和其它非寿险业务有明显的不同^[4]。保险费测算时依据的原理主要有以下几种^[5]：

1. 共济原理

采用这种原理测算出的保险费称为一致保费或共济保费（solidarity premiums），在这种保费制度下，被保险人交付的保险费与他们实际的风险水平有较大的差异，即保险费的确定与被保险人的性别、年龄等影响索赔概率和每次赔付费用的风险因素无关，对某一地区的所有被保险人或在较大的年龄段内都收取同样的保费。强制参保的社会医疗保险计划常采用这个原理测算保险费。实际应用中为了保险费的收取方便，常根据某些社会因素（如工资收入、家庭人口数等）来确定缴费比例，如目前实施的城镇职工基本医疗保险中，在职职工和单位的筹资比例分别为工

资总额的 2% 和 6%。

美国的蓝盾和蓝十字 (Blue Shed and Blue Cross) 计划和健康维护组织 (Health Maintenance Organizations, HMOs) 提供的医疗保险计划采用的社区保费制 (community - rate premium) 是一种平均风险保费制^[6], 也属于一致保费的范畴, 其测算依据的也是共济原理。在这种保费制度下, 某一地区所有参保人均按统一标准缴费, 保险费率是由保险公司根据当地的人口和经济特征、医疗消费水平和保险公司自己的赔付经验并考虑了竞争策略等因素后制定的。

2. 平衡原理

采用这种原理测算出的保险费称为风险保费 (risk premium), 在这种保费制度下, 被保险人交付的保险费与他 (们) 的实际风险水平是一致的, 即在整个保险期限内各类风险人群的总保险费应与整个赔付和核保、核赔等管理费用的支出总额一致。利用这一原则测算保险费时, 要估测各类被保险人群真实风险的大小, 即根据风险因素的不同水平将被保险人分类后测算保险费。平衡原理是商业医疗保险保费测算中的主要原理, 应用中形成了以下几种保费制度:

(1) 自然保费制

自然保费 (nature - rate premium) 制, 又称逐年变动费率, 它是依据各年龄的预测疾病发生率和次均赔付费用测算出来的, 保险合同每年签发一次, 期满续保。由于被保险人的年龄逐年增加, 费率每年都会发生变化。自然保费制是商业医疗保险中常用的一种保费制度。由于医疗费用的增加难以准确预测, 国内大多数保险公司经营医疗保险的历史不长, 多数还处在试点阶段, 目前商业医疗保险领域, 特别是医疗费用保险中仍较多采用自然保费制。社会医疗保险基金的收取采用现收现付制, 实质上仍是逐年变动保费, 只是其保费的调整不是每年一次, 而是几年一次。

（2）平准保费制

平准保费制（flat - rate premium）又称均衡保费（level premium），被保险人在保险合同有效期内每年都交付等额的保险费，保险费不随年龄的增长而增长。这要求测算保险费时要考虑预期赔付金额的逐年变化，建立年龄准备金以应付将来的费用。在西方发达国家，商业医疗保险中的个人健康保险业务（individual health insurance）中常采用平准保费制。

（3）等级保费制

等级保费（graduated premium）制，又称累进保费制，它是根据性别和年龄段将被保险人划分为风险程度相近的多个小群体，即按性别和年龄段制定不同费率的保费制度。采取这种保费制度是由于性别和年龄是医疗保险中最重要的风险因素。一般认为，女性对医疗服务的利用较男性为高；年龄不同，对医疗服务的利用和医疗费用均有差异，如婴幼儿和老人较其他人群有较高的医疗服务利用率和医疗花费。应用中常以 5 - 10 岁作为组距，据此分组制定不同的费率。等级保费制是目前商业医疗保险中应用最广的一种保费制度。

实践中各类保费制度经常混用，如社会医疗保险采用共济原理制定一致保费，但保险费测算时也常将在职和离退休职工分开测算。商业医疗保险常采用等级保费，但某些产品由于市场竞争的需要也采用一致保费，如某些商业医疗保险条款中规定家庭成员可交纳相同的保费，此时保险费测算依据的就是共济原理而不是每一家庭成员真实的风险程度。

此外，在团体医疗保险业务中也常用到经验保费，它是基于投保团体以往实际医疗给付情况制定的，这一保费制度体现了各参保团体间的公平性，有预防损失和降低给付额的作用。

3.2.3 商业医疗保险保费测算的原则

从前面的分析可以看出,商业医疗保险保费测算的基本原理是收支平衡原理,即对保险人而言,其承担风险的开支与获得的保险费收入相等,对被保险人而言,其通过保险避免的平均损失额与缴纳的保险费相等。和人寿保险等其他人身保险业务一样,医疗保险的保险费测算也必需遵循充足 (adequacy)、合理 (reasonableness)、有竞争性 (competitiveness) 和公平 (equity) 的原则^[7]。

1. 充足性原则

医疗保险定价时必须保证所有医疗保险投保人缴纳的保险费足以弥补保险人所有的保险金给付、管理费用和佣金等各类支出的总和,这就是保费充足的原则。目前国内各保险公司在医疗保险产品定价时都非常重视这一原则,因此,他们通常会采用比较保守的定价策略,这是造成目前医疗保险产品价格相对较高的主要原因。

2. 合理性原则

医疗保险产品定价时还必须让所有医疗保险的投保人都感到他向保险人缴纳的保险费是值得的。这就是所谓的保费合理性原则。遗憾的是,目前国内各保险公司在医疗保险产品定价时对这一原则重视不够,以致于他们并没有注意到投保人对现有医疗保险产品价格过高的抱怨。

3. 竞争性原则

某一个保险人针对某一种医疗保险产品制订的价格不能明显高于其他公司的同类产品,这就是医疗保险产品定价中的竞争性原则。由于目前中国的医疗保险市场还处于待开发阶段,提供医疗保险产品的保险公司相对较少,竞争并不激烈,所以目前各保险公司对该原则还未引起足够的重视。

4. 公平性原则

所谓公平性原则，是指每个医疗保险投保人缴纳的保险费应该与被保险人期望可获得的保险金给付一致，即投保人交纳的保险费应该与被保险人的风险状况相一致。利用这一原则计算保费时，要估测各类被保险人群真实风险的大小，即根据风险因素的不同水平将被保险人分类后计算保险费，常用的是对不同年龄和性别的被保险人采用不同保险费率的方法。需要注意的是，有时即使是年龄和性别都相同的被保险人，其风险状况也不相同，因此，为了使这一原则能得到很好的贯彻实施，精算师还要得到核保人员的帮助，即通过医疗保险核保，对被保险人进行进一步的风险分类以采用更加公平的保险费率。

3.3 医疗保险保费测算的主要内容

3.3.1 保险费测算所需的统计资料

在进行医疗保险保费测算时，为了对疾病发生率和疾病持续时间等做出一个合适的假定，精算师必须依靠一定的既往统计资料。在医疗保险保费测算时可利用的统计资料有内部资料和外部资料之分。

1. 外部资料

医疗保险精算中所用的外部资料，是指来自保险机构外部的一切与保险业务有关的资料。在进行医疗保险保费测算时，我们可利用的外部资料主要有各种公开发表的有关疾病发生率、各类疾病的实际医疗费用、平均住院天数、意外伤害发生率、平均住院费用等统计资料；此外，医疗服务提供者的情况、疾病发生的地区差异、吸烟饮酒等生活习惯在人群中的分布等资料，对医疗

保险的保费测算也是非常有用的。

利用外部资料时，必须注意审查资料的可信度和权威性，还要注意资料的观察基础是否与测算时的情况一致，即该资料所属地区和人群的基本特征是否与被保险人群相同，资料的可移植性如何及搜集方法是否恰当等。

2. 内部资料

医疗保险精算中可利用的内部资料，是指反映保险机构内部各地区、各部门和各类医疗保险业务经营状况的资料，包括各类保险业务的承保人数、保险费收入、申请索赔的人数、人均申请索赔次数、次均赔付金额以及据此测算出的其他相关数据和指标等。由于外部资料通常不能完全满足精算的需要，应用中又有以上所列的诸多不便，测算结果的可信度也较差，最好是自己拥有足够的内部资料以供保险费测算之用。因此，做好医疗保险经营过程中相关业务数据的积累和统计分析是保险精算中非常重要的一项工作。

总之，只有在掌握大量准确可靠的内（外）部资料的基础上，才能确定不同风险类别人群的预期索赔率（疾病或意外伤害发生率）、预期赔付金额（次均住院天数、次均住院费用）以及赔付率、退保率等保费测算所需的统计资料。

3.3.2 纯保险费的测算

1. 简单纯保费的测算

医疗保险的简单纯保费又称医疗保险的风险保费，是恰好补偿预期承保风险成本的保费，未包括安全附加费和管理费用。测算医疗保险的简单纯保费时，需要估计医疗保险的赔付频率 p 和次均赔付额 $\bar{x}$ ，纯保险费 P_{net} 就是两者的乘积，即：

$$P_{\text{net}} = p \times \bar{x} \quad (\text{式 } 3.1)$$

这里将赔付频率和次均赔付额分别考虑，是由于在多数情况

下,影响赔付频率和赔付额的因素往往是不同的,分别考虑有利于赔付率和赔付额的准确估计。

2. 安全附加费的测算

在医疗保险纯保费的测算过程中,还要根据具体情况在单纯纯保费的基础上加一定的安全附加费。在计算人寿保险的保险费时,由于计算保险费所用的寿命表是根据大量人群的统计数据得来的,安全附加费的重要性较小。而在测算非寿险,特别是医疗保险的保费时,由于很难得到符合精算要求的发病率和医疗费用数据,经常需要考虑附加一定的安全费用。

通常,安全附加费是在单纯纯保费的基础上加上 10% - 30% 的安全系数。有关医疗保险安全附加费的测算方法,李良军^[8]和任仕泉^[9]在其论文和相关文章中都有较详细的介绍,此处不赘。

3. 增加系数的测算

增加系数 (trend factor) 是指下一年医疗服务成本比上一年增加的比例,它反映的是由于药品价格上涨,医疗服务价格调整等原因导致的医疗服务费用的增加效应。杨树勤等^[10]在中国农村健康保险实验研究中对此进行过较详细的讨论,此处不赘。

4. 保险因子的测算

保险因子 (insurance factor) 反映的是引进保险机制后使被保险人医疗需求和费用增加或减少的效应,简记为 $f(R)$,表示补偿比例为 R 时的医疗费用是无保险 (即补偿比例 $R=0$) 时医疗费用的 $f(R)$ 倍。李良军^[11,12]在其论文中对利用统计模型来确定保险因子的方法进行了详细讨论,此处从略。

3.3.3 管理费或附加保费的测算

除了恰好补偿预期赔付的纯保险费外,各类保险机构作为经营风险的经济实体和管理机构,也需要一定的费用开支和业务花费,因此,保险机构必须额外收取一笔费用用以弥补招揽业务和

日常管理的费用支出,对保险公司而言,还需留有一定的利润空间,所有这些成分,都必须由投保人承担,这就是附加保费。

1. 社会医疗保险中管理费的测算

附加保险费在社会医疗保险中又称管理费,主要用于应付医疗保险基金的收缴、支付等日常管理工作所需。根据李良军^[13]等人的研究,社会医疗保险管理费的提取比例以基金总额的15%左右较为合适。

目前国内各级社会医疗保险管理机构的业务费用按规定均由同级财政支出,不能从收缴的医疗保险基金中提取。虽然国家有关部门制定这一政策的用意是好的,为的是保证医疗保险基金不被挪用。但从长远来看,由于目前我国各级财政的状况尚不理想,社会医疗保险机构所需的正常业务开支往往难以保证,最终会削弱其管理职能并影响工作效率,不利于社会医疗保险制度的建立与完善。因此,笔者认为,与其进行简单的行政补贴,不如明确规定社会医疗保险机构的管理费用可以从保险基金中提取,政府和监管部门只要确定一个合理的提取比例即可。

2. 商业医疗保险中附加保费的测算

商业医疗保险中的附加保费是用于招揽业务、印刷单证、进行核保和理赔管理、支付雇员工资和定点医院管理、客户访问等业务开支的总和。实际应用中常将其确定为总保费的一个比例,此比例又被称为营业费用率。它的确定需要各保险公司对实际营业费用进行分析,并对未来的费用情况进行准确预测,还需要考虑营业税和保险保障基金等的缴纳比例等。

一般来讲,商业医疗保险的管理效率较高,但由于目前商业医疗保险的附加保费中按保险监管部门的规定不得包含利润成分,保险公司在确定营业费用率时往往将利润隐含于其中。目前国内各商业保险公司进行医疗保险产品定价时,个人医疗保险业务的营业费用率一般定为20%,团体医疗保险业务的营业费用率

一般定为 15% 左右。

3.4 医疗保险保费测算的方法和具体步骤

3.4.1 社会医疗保险的保费测算

1. 测算原则和特点

社会医疗保险是将每名参保职工缴纳的保险费集中起来，建立医疗保险基金，用于支付所有参保职工的医疗花费，即将少数人患病医治所需的医疗花费，由处于同样危险中的多数人來分摊，由此可见，社会医疗保险强调共济原则，它的“公平性”体现在共济上，即无论何种单位和职工，保险费均按职工工资总额的一定比例缴纳，医疗保险待遇则人人平等。

2. 保险费测算方法

筹集足够的资金是社会医疗保险能够顺利运行的前提。社会医疗保险基金的使用原则是“量入为出、收支平衡、略有结余”，因此必需作好医疗保险费的科学测算。社会医疗保险的筹资原则是“以支定收”，所以在确定医疗保险的筹资标准时，首先要把影响医疗费用的重要因素找出来，在保险费测算时既要考虑以往的医疗费实际支出，又要考虑参保人群风险特征的变化和医疗费的上漲等的影响。

在确定社会医疗保险的保险费时多采用群体法^[14]，即把参保人群都看成与平均风险水平有同等条件的人，测算保险费时不考虑人口特征和健康状况差异造成的医疗费用差异。此外，由于社会医疗保险的保障水平必需与整个国家的经济发展水平相适应，筹资比例的确定也必需与国情相适应。如目前我国的社会医疗保险制度只保障城镇职工的基本医疗需求，筹资比例约为职工工资

总额的8%。社会医疗保险的精算中,除了“以支定收”的原则外,还要考虑“量入为出”的原则,即充分利用免赔额、赔付上限和共付比例等手段,以保证社会医疗保险基金作到“收支平衡、略有结余”。

此外,在现收现付的模式下,社会医疗保险的筹资比例确定后,还应定期监测医疗保险基金的收支情况,当两者出现较大的差异时,要设法对筹资比例或支付水平加以调整,这也是社会医疗保险精算中的一项主要内容。

3.4.2 商业医疗保险的保费测算

1. 测算原则和特点

由于商业医疗保险是自愿投保,逆选择和道德风险都较社会医疗保险严重的多,故测算保险费时大多采用风险分类法,即对不同医疗消费水平和不同风险特征的人群,收取不同的保险费。这对减小医疗保险的逆选择风险是有利的,但需要足够的统计资料,测算也比较复杂,因为影响医疗消费水平的因素很多,如年龄、性别、健康状况等,而且各因素间还有交互作用,测算保费时仅能考虑几个主要的风险因素,对个人医疗保险业务主要通过承保时的风险选择,即核保的手段来加以调整,对团体医疗保险业务则大多采用群体法测算保险费,即采用经验费率的方法。

由此可见,商业医疗保险的精算中首先必需明确保险费测算的有关风险因素,如被保险人的年龄、性别等,然后根据已掌握的统计数据和保险产品的特点采取不同的测算方法。保险费测算中考虑风险因素的作用与核保过程中对个体的风险评估是不同的。核保过程是将个体或团体的风险程度与保费测算时的假设相比较并确定是否需要增收保险费或除外某些保险责任。

2. 一年期医疗保险保费测算时的精算假定

(1) 疾病率假定

疾病率是医疗保险定价中最重要的一项假定。实际上对疾病率的假定包括伤病发生的概率和每次伤病发生后平均损失幅度的假定两部分。伤病发生概率是一年内被保险人发生伤病的概率，而每次伤病发生后的平均费用是在一年内被保险人发生门诊或住院的次均费用。在 1993 年时，卫生部组织了国内第一次卫生服务总调查，在此基础上公布了我国城乡居民住院发生的频率和次均住院费用等统计指标，这些统计资料常被国内各保险公司在医疗保险定价时作为疾病率的假定，表 3.1 是据人群调查资料得到的不同性别和年龄城乡居民的住院率。

由表 3.1 可见，住院率有明显的城乡差异，但不管城市还是农村，性别和年龄不同，住院率也各不相同，反映了性别和年龄对住院率的影响。

表 3.1 我国不同性别和年龄人群的住院率^①

年龄	城 市		农 村	
	男	女	男	女
0 ~ 4	60.69	51.96	51.40	33.97
5 ~ 9	22.78	26.73	20.99	12.39
10 ~ 19	16.75	12.96	17.26	11.52
20 ~ 29	24.33	79.55	20.24	47.48
30 ~ 39	31.24	50.18	26.04	35.04
40 ~ 49	40.79	49.68	30.61	36.67
50 ~ 59	67.67	77.93	38.43	48.05
60 ~	111.00	64.80	50.31	42.37

注：摘自全国卫生服务总调查分析报告（1993）

总的来看，大多数年龄组的女性住院率都较男性为高，其中 20 ~ 和 30 ~ 岁组的住院率远高于同龄男性，是由于怀孕、分娩、流产和计划生育手术等导致的医疗服务造成的。相同性别下 0 ~ 岁组和 60 ~ 岁组的住院率较高，10 ~ 19 岁组的住院率最低，是由于婴幼儿和老年期疾病发生率较高的缘故。由于大多数商业医疗

保险均不包含生育责任，故利用上表数据测算住院医疗保险的保险费时需对女性 20 ~ 及 30 ~ 岁组的住院率加以修正，亦可用三项一次移动平均数进行估计。此外，不同年龄段的平均住院天数也有一定差异，表 3.2 是不同年龄组住院病人的平均住院天数。

表 3.2 我国不同年龄患者的平均住院天数

年龄	城市	农村
0 ~ 4	12.38	7.42
5 ~ 9	17.26	12.44
10 ~ 19	18.37	12.75
20 ~ 29	20.48	14.32
30 ~ 39	33.49	16.30
40 ~ 49	34.08	18.92
50 ~ 59	35.51	17.27
60 ~	43.40	15.93

注：摘自全国卫生服务总调查分析报告（1993）

从表 3.2 可见，平均住院天数在城乡间也有较大差异，城市患者的平均住院天数远高于农村患者。此外，不管城市或农村，高龄组都较低龄组的平均住院天数为高，0 ~ 岁组的住院率较高，但平均住院天数却小于相邻组段，这是由于 5 岁以下儿童住院原因多以感染性疾病为主，容易治愈，住院时间较短。高龄组平均住院天数较长，是因为慢性病导致住院较多，住院时间相对较长的缘故。

到 1998 年国家卫生部进行第二次全国卫生服务调查时，城乡居民的住院率变化不大，仍在 3 ~ 5% 之间波动，人口总住院率为 35.40%，其中女性住院率（38.30%），仍高于男性（32.60%），城市居民的住院率高于农村，其中大、中城市分别为 50.70% 和

53.70。平均每人每次住院治疗的时间为16天，大、中城市患者的平均住院时间分别为24.6天和21.3天，明显超过农村患者（12.6天）。但1998年平均每次住院的直接费用在城市高达4037元，农村为1532元。这两个数字是分别是1993年的2.4倍和2.5倍，五年间平均每年递增18.84%和20.10%。

除了性别和年龄，另外一些重要的风险因素是被保险人的职业、所在地区、婚姻状况以及吸烟、饮酒和膳食等生活习惯、业余爱好（包括运动和休闲兴趣）、社会经济水平（就医习惯、医学知识、获得治疗的难易程度），气候和居住条件等。以上各类风险因素中最重要的，也就是需要用以分类测算保险费的是性别和年龄；相对不重要的有职业、地区差别以及既往病史、习惯、社会经济水平等，这些因素多在核保的过程中加以考虑。此外，在团体医疗保险中，除了团体的年龄和性别结构外，需要特别注意的风险因素还有团体的规模、团体特征和所在行业等。

（2）安全边际的假定

在医疗保险定价时，除了假定一个比较保守的疾病率以外，精算师还引入了安全边际（safety margin）来避免可能遇到的实际给付金额超过预期值的情况，这个安全边际就是前面讨论的安全附加费。

（3）费用率的假定

费用率是医疗保险定价之前另一项非常重要的假定。实际工作中费用常被划分为佣金和其他销售费用、承保和保单维持费用、用于雇员工资、办公场所租金等的固定费用以及税金等，目前国内的医疗保险业务是免税的，所以在定价时费用率假定中没有包含税金，这是与国外商业医疗保险产品定价中不同的地方。

（4）利润率的假定

在进行医疗保险定价时，保险人还要加入有关利润或收益的假定，合理的利润对于保险公司的健康发展是必不可少。但目前

由于监管方面的原因，国内的保险公司在医疗保险定价时不能或不愿做出利润方面的假定，他们往往通过假定比较保守的疾病率和安全边际的方式来保证利润的来源。

3. 长期或终身型产品定价时的假定

在长期和终身医疗保险中，经常采用平准费率，在这类产品的定价过程中，精算师不是要估计目前的保险金给付额，而是要估计在整个保险合同有效期内的所有保险金给付的总额。因此，除了以上几个精算假定外，精算师还必须对被保险人的死亡过程，投资收益率、退保率和医疗费用的长期趋势等内容做出相应的假定。

(1) 死亡率假定

在平准费率的计算过程中要对被保险人的死亡过程做出假定，即要假定被保险人在不同年龄时死亡的概率 q_x 。1996 年，当时的保险监管部门中国人民银行颁布了第一张中国保险业用经验生命表，中国境内的保险公司在进行寿险产品定价时都必须按照颁布生命表进行，在长期和终身型医疗保险产品的定价过程中也可以选用中国保险业经验生命表作为被保险人死亡率的假定。

(2) 预定利率

预定利率又称预定投资收益率，在长期和终身医疗保险定价时还必须对此做出相应的假定，目前保险监管部门规定的预定利率为最高不超过年复利 2.5%。

(3) 退保率假定

退保率在医疗保险产品定价中也是非常重要的一项假定，尤其对于长期或终身型医疗保险产品，此时精算师必须对被保险人的退保率做出一定的假定，退保率的假定一般都根据保险人自身的经验来确定。目前国内的医疗保险精算工作中，由于经验数据的缺乏，大多数情况下很难依靠自己的经验数据对退保率做出有效的假定。

(4) 趋势因子

在长期和终身型医疗保险定价过程中，需要对被保险人将来可能发生的给付进行估计，这就必须了解医疗服务费用的增长情况，实际操作中精算师是通过在纯保险费计算时引入趋势因子来对预期的医疗费用支出情况进行校正的，这一趋势因子实际上就是医疗费用的年增长系数。在过去的 10 多年中，国内医疗费用的增长情况也是非常明显的，根据以往的统计资料，医疗费用的年增长系数高达 10% ~ 15%，因此，精算师可以据此对趋势因子做出一个比较合理的假定。

以上医疗保险定价过程中需要假定的参数都是影响医疗服务利用和医疗服务费用的一些重要因素，除此之外，还有其他一些因素也会对医疗保险的费率产生影响，如医疗服务费用的地区差异、通货膨胀、销售方式、核保原则、理赔管理、保险公司的经营原则和宗旨、医院管理水平、医疗技术的进步和监管制度的变化等，这些因素也是在医疗保险定价过程中需要注意的。

其它影响定价的因素还有保障类型（保障类型不同索赔概率也不同）、保障程度和给付限额（通常给付限额可降低风险程度）、逆选择的大小、道德风险、核保方式、除外责任的有无、免赔额和共付比例的大小、无赔款优待的有无、医疗费用上涨以及国家的法律法规等，这些影响因素的作用也要在保费计算和调整时加以考虑。

4. 保险费测算过程

(1) 个人医疗保险的保费测算过程

在详细考虑以上风险因素的作用并用主要风险因素进行分类的基础上，个人医疗保险保费测算过程的第一步是根据风险因子的水平测算风险保费。如保险费测算以年为单位，则年人均风险保费为预期赔付发生频率和每一赔付的平均赔付额之乘积。故津贴日额为 100 元的住院津贴保险的风险保费测算公式为：

风险保费 = 住院率 × 平均住院天数 × 100 元 (式 3.2)

以表 3.1 中城市居民的住院率 (为扣除女性怀孕、分娩等对住院率的影响, 将女性 20 ~ 29 岁组的住院率校正为 31.570) 和表 3.3 中 (2) 栏列出的平均住院天数 (由于不同年龄居民平均住院天数在大、中、小各类城市间有差异, 此处所列是平均住院天数的最大值) 测算, 不同性别和年龄的风险保费见表 3.3 的第 (3)、(4) 栏。

在上述风险保费的基础上, 加上一定的安全附加 (如取为风险保费的 30%) 和费用率 (如取为总保费的 30%) 即可得到不同性别和年龄投保上述保险产品时的总保费, 如 0 ~ 4 岁组男孩的总保费:

$$P_{\text{male } 0 \sim 4} = 94.68 (1 + 0.3) / (1 - 0.3) = 175.83 \text{ 元}$$

表 3.3 不同性别和年龄的风险保费

年龄 (1)	平均住院天数 (2)	风险保费 (元)	
		男 (3)	女 (4)
0 ~ 4	15.60	94.68	81.06
5 ~ 9	20.50	46.70	54.80
10 ~ 19	20.34	34.07	26.36
20 ~ 29	26.35	64.11	83.19
30 ~ 39	38.21	119.37	191.74
40 ~ 49	37.38	152.47	185.70
50 ~ 59	41.44	280.42	322.94
60 ~ 64	52.98	588.08	343.31

余仿此, 得结果如表 3.4。

表 3.4 不同性别和年龄的总保费

年龄	总保费 (元)	
	男	女
0 ~ 4	175. 83	150. 54
5 ~ 9	86. 73	101. 76
10 ~ 19	63. 27	48. 96
20 ~ 29	119. 06	154. 49
30 ~ 39	221. 68	356. 08
40 ~ 49	283. 16	344. 88
50 ~ 59	520. 79	599. 75
60 ~ 64	1092. 14	637. 58

以上仅以一年期住院津贴保险的保费测算为例说明了商业医疗保险的保费测算过程，实际应用中情况要较以上例子复杂的多。如用上述 1993 年资料测算后期保费时还应考虑年度变化的影响。

当测算一年期住院医疗费用保险的保险费时，风险保费的测算公式为：

$$\text{风险保费} = \text{住院率} \times \text{次均住院费用} \quad (\text{式 3.3})$$

故住院费用保险的保费测算时还涉及次均住院费用的估计，有关这一问题的讨论详见第 4 章“预期住院费用和住院天数的估计”。测算长期医疗保险的保险费时还要考虑年龄准备金的测算，有关内容详见第 6 章“医疗保险平准保费的测算方法”。此外，由于医疗保险的条款中经常采用等待期、免赔额和支付限额等技术来控制风险，上述因素对赔付发生率和每次预期赔付额的影响也要加以考虑。

(2) 团体医疗保险的保费测算过程

由于团体和个人医疗保险业务在逆选择大小和管理成本上均有一定的差异，在由风险保费测算总保费的过程中，个人医疗保

险和团体医疗保险也有一定区别。团体医疗保险以一年期险种为主，营业费用率一般较个人业务要低，确定风险保费时除了利用以上方法测算出标准风险保费外，往往还要考虑投保团体的大小和经验赔付情况加以调整，团体医疗保险风险保费的计算有三种不同的方式，分别是表定费率法、经验费率法和混合费率法。

表定费率法主要用于小团体，其保险费率是根据以往大量团体的经验数据和平均风险水平计算的。经验费率适用于大团体，即团体医疗保险的费率是完全根据该团体以往的经验给付情况来确定的。混合费率是前两种方法的混合，主要适用于中等规模的团体，这是由于此时团体规模还不够大，不足以完全依赖其经验给付情况来制订费率，因此，团体医疗保险风险保费的计算公式可以统一表示为：

$$\text{团体医疗保险风险保费} = \text{标准风险保费} \times w_1 + \text{经验保费} \times w_2$$

(式 3.4)

式中 w_1 和 w_2 分别为根据团体大小确定的标准风险保费和经验保费在总风险保费中所占的权重，团体规模越大， w_2 越大，规模越小， w_1 越大。

在目前国内的医疗保险市场上，由于缺乏经营管理的经验和保险监管方面的原因，大多数团体医疗保险业务都采用表定费率的方法来定价，但随着医疗保险业务的不断发展，也开始有人在团体高额医疗费用保险等新险种的定价过程中使用经验费率和混合费率的方法^[15]。

由于影响医疗保险费率的因素较多，影响因素的水平和作用也会随时间不断变化，所以通过上述定价过程确定的初始费率并不是医疗保险定价过程的终点。

对大多数保险人来讲，向投保人承诺的初始费率通常只能维持 12 个月，精算师必须不断监测该医疗保险产品的实际给付情况和整个医疗保险业务的运行状况，及时发现医疗保险产品价格

各影响因素的显著变化并提出对医疗保险产品价格进行调整 (Re-rating) 的方案。

因此, 医疗保险的产品定价工作是一个不断循环的过程。根据精算师调整保险费率的建议, 保险人会在保险期满时采用新的保险费率, 但在目前的市场环境下, 国内的保险人往往会停售那些需要调整费率的老产品而用一个新产品取而代之。

以上的保险费计算过程可用下图简单表示:

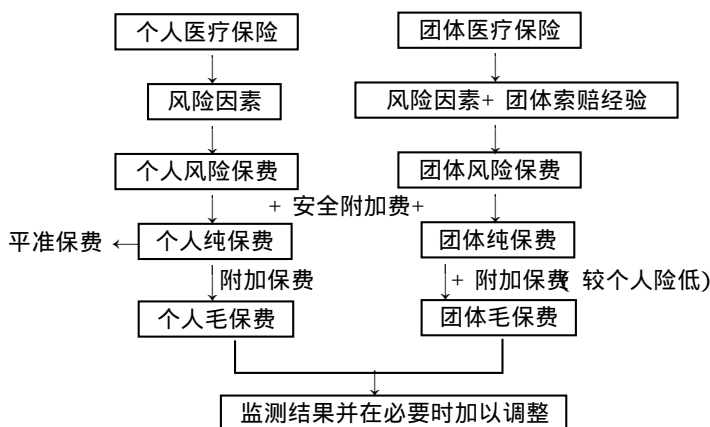


图 3.1 商业医疗保险保费测算过程

3.5 本章参考文献

1. 陈智明, 洪旺全, 施裕壬等. 医疗保险概论. 深圳: 海天出版社, 1995
2. 王晓军, 江星, 刘文卿. 保险精算学. 北京: 北京大学出版社, 1995

3. 胡炳志. 保险数学—保险经营中的测算. 北京:中国金融出版社, 1992

4. 魏迎宁. 人身保险. 成都:西南财经大学出版社, 1993, 162 - 163

5. 张笑天,王保真. 医疗保险原理与方法. 北京:中国人口出版社, 1996, P196 - 198

6. Labor Social Affairs OECD. The reform of Health Care - a comparative analysis of seven OECD countries. OECD. 1992

7. HIAA (Health Insurance association of American). Group and Individual Health Insurance, 1995,

8. 李良军. 农村健康保险中的精算研究. 成都:华西医科大学博士学位论文, 1993

9. 任仕泉. 非独立数据统计分析方法及其医学应用. 成都:华西医科大学博士学位论文, 1999

10. 杨树勤. 平衡农村健康保险金收支的粗估法. 中国农村卫生事业管理, 1989, (12): 7 -

11. 李良军. 保险因子的初步研究. 中国农村卫生事业管理, 1994, (4): 13 -

12. 李良军. 医药费用预测模型及保险因子分析. 中国卫生事业管理, 1994: (5): 235 -

13. 中国农村健康保险试验项目研究组. 农村健康保险研究 (总结报告). 成都: 1993

14. 中国农村健康保险研究组. 中国农村健康保险手册. 成都:四川科学技术出版社, 1990, 43 - 44

15. 陈滔,任仕泉,杨树勤等. 补充医疗保险保费测算方法研究. 中国卫生统计, 2000, 17 (1): 2 - 4

4 预期住院费用和住院天数的估计

4.1 前言

4.1.1 住院医疗保险精算研究的意义

住院医疗保险是对被保险人因疾病或意外伤害造成的住院费用提供补偿的一类保险。在目前各保险公司的医疗保险业务中，它是最常见的一种产品形态，也是承保人数最多的险种^[1]。从形式上看，住院医疗保险有住院津贴保险和住院费用保险两类，前者是根据被保险人的住院天数按日给付日额津贴，或根据手术等治疗方式的使用次数按次给付治疗津贴，给付金额与被保险人的实际花费关系不大；后者的赔付金额则与实际医疗花费密切相关，是对被保险人住院期间符合保险合同规定的诊疗、药物、床位、手术和检查等各项费用按比例给予补偿^[2,3]。

在社会医疗保险中，住院费用也是医疗保险基金的主要补偿内容。当前的城镇职工基本医疗保险采用个人账户和社会统筹相结合的模式，个人账户主要用于支付门诊费用，统筹基金主要支付起付线以上、封顶线以下的住院费用^[4]。个人账户没有共济责任，自储自用，实际上是一种医疗储蓄。从这个意义上讲，城镇

职工基本医疗保险实质上也是一种有起付线、赔付上限和自负比例的住院医疗保险。

从上面的分析可以看出，住院医疗保险是商业医疗保险中最常见的保险形式，也是城镇职工基本医疗保险制度的实质内容。因此，研究住院医疗保险的保费测算是医疗保险精算中的一项重要内容。

4.1.2 住院医疗保险精算的原理和主要内容

在医疗保险精算中，按保险合同规定的责任范围确定预期赔付额（在社会医疗保险中则是统筹基金的预期支付额）是测算纯保险费的关键步骤。预期赔付额在住院费用保险中是住院的发生概率和每次住院平均费用的乘积，在住院津贴保险中是预期住院天数或手术次数与津贴额度的乘积。精算人员的主要任务，就是搜集有关住院利用率和住院费用的统计资料，并对住院的发生概率和每次住院的平均费用或住院天数做出正确的估计。

住院发生概率常用人群的住院率来代替。由于人群住院率比较稳定，波动小而易于估计，本文主要讨论每次住院的预期费用（次均住院费用）和预期住院天数（次均住院天数）的估计。

在估计次均住院天数和住院费用之前，必需明确他们各自的影响因素（又称风险因素）和影响程度。一般认为，影响因素分别来自被保险人、医疗机构和保险合同三个方面。被保险人的风险特征主要有年龄、性别和职业等因素，医疗机构方面主要有医院所在地区和医院级别等因素；保险合同方面主要是保险方案规定的起付线、赔付上限和共付比例等因素。住院人群中上述风险因素的水平不同，住院天数和费用的平均水平就不同。

社会医疗保险是强制保险，采用的是一致费率（即保险费率与参保人风险因素的水平无关，只与其工资收入有关），所以在估计次均住院费用时，只要保证上述风险因素的水平在基线人群

和参保职工中相近，并保持稳定即可，最多将职工分为在职和离退休两类分别估计。商业医疗保险是非强制保险，投保个人和单位均属自愿投保，为降低逆选择风险，保险费需要按照被保险人或单位的风险水平分别制定，除了团体业务中的经验费率外，一般均需按性别、年龄将被保险人分成风险水平相同的几个同质小群体分别测算，以下若无特别说明，示例所用样本均来自风险水平相同的同质总体。对于住院天数和住院费用的影响因素及其作用大小，我们将在第 11 章“医疗服务费用的风险因素和统计分析方法”中深入讨论。

4.2 次均住院天数和次均住院费用的估计

4.2.1 概念和原理

在职工基本医疗保险制度的建立和商业医疗保险实践中，对次均住院天数和次均住院费用，常用实际资料的样本均数进行估计。若用随机变量 X 表示每次住院的天数或每次住院费用， n 个独立观察值 $x_1, \dots, x_n$ 就构成了总体 X 的一个样本，则 X 的期望可用均数来估计。这样做简单明了，但忽略了住院天数和住院费用大多属于偏态分布的事实。另一方面，实际工作中我们除了想知道 X 的数学期望 $E(X)$ 外，还希望知道每次损失与其均值偏离的程度，即 X 的方差 $\text{Var}(X)$ 。当取得 X 的 n 个独立观察值 $x_1, \dots, x_n$ 后，可用样本均数 $\bar{x}$ 和样本方差 s^2 作为 $E(X)$ 和 $\text{Var}(X)$ 的估计值。虽然样本均数和样本方差能给我们很大的帮助，但不能完全解决上述问题，因为分布函数不同的两个随机变量也可能有相同的期望与方差。我们若希望了解住院天数和费用各种取值的可能性及其变化规律，必需借助分布函数，即对住院天数

和住院费用的分布进行研究。而且,当样本含量较小时,用样本均数和样本方差作为总体均数和总体方差的估计值精度较差,此时,可以先由样本数据找出住院天数和费用所服从的分布(即医疗保险的损失分布),再由此分布计算出住院费用和住院天数的总体均数和方差,这样做有更好的精度。

关于医疗保险的损失分布,周为^[5]在其博士论文中进行了详细的讨论并给出了用最小距离法估计分布参数的具体步骤,此处主要讨论已知样本数据服从某总体分布后,参数估计中常用的矩估计、变换的矩估计、极大似然估计和蒙特卡洛马尔柯夫链(MCMC)方法在估计次均住院天数和住院费用时的应用。

4.2.2 住院天数和住院费用的分布

本章所用资料有两个来源:(1)某社保机构记录的四川省成都市“统账结合”职工医疗保险中部分参保职工住院费用资料。(2)某商业保险机构记录的四川省成都市“住院津贴保险”被保险人群的住院天数资料。分析之前对资料进行了查错和整理,资料分析采用 SASwin6.12、SPSSwin9.0、STATAwin5.0 和 BUGS 等统计软件。

利用上述方法估计总体参数时,需已知住院费用和住院天数的总体分布类型,再由此分布计算出总体均值和方差。但在实践中真正知道每次住院费用或住院天数等随机变量真实分布的时候是不多的,大多数情况下都要通过样本数据来进行分析。

推断样本观察值是否符合特定的总体分布或分布族,可借助拟合优度检验的方法,应用中离散型资料常用 χ^2 检验、连续型资料常用 Kolmogorov - Smirnov 检验(以下简称 K - S 检验)^[6]。

除拟合优度检验外,凭使用者的直观感觉和经验判断的作图法也是探索数据分布时常用的方法,常用的有 P - P 散点图法(简称 P - P 图法)。由于拟合优度检验本身存在一些难以克服的

问题，而作图法具有形象、直观的特点，在分析中有特殊的作用，本文在考察住院天数和住院费用的分布时，采用 P - P 图法和 K - S 检验相结合的方式。

1. 住院天数的分布

某商业保险公司自 1997 年 5 月开始在成都市开展一种住院津贴保险业务，到 1998 年 5 月，参保人数达 2.6 万人，申请住院日额保险津贴并获赔付的有 403 人次，其中男性 180 人次，女性 223 人次；住院者中年龄最大的 58 岁，最小的 3 岁。根据以往的经验，女性较男性的住院时间长，除婴幼儿期外，年老者较年轻者住院时间长。因此我们根据性别（SEX：male/female）和年龄（AGE：< 5/5 ~ /18 ~ /45 ~）将上述住院人群分为 8 个组进行分析。

根据住院天数的频数分布呈正偏态的特点，我们用 P - P 图的方法对住院天数分别拟合了 Weibull、 r 、对数正态和 Pareto 等多种分布，从直观图示的结果来看，拟合对数正态分布的效果最好，图 4.1 是上述 8 组患者住院天数拟合对数正态分布的 P - P 图。

由于直观图示的结果提示上述 8 组患者的住院天数符合对数正态分布，我们又用 K - S 检验方法对其拟合优度进行了假设检验，结果见表 4.1。

表 4.1 八组人群住院天数对数正态分布 K - S 检验结果

性别	年龄段	观察人次	Dn 值	P 值
男性	3 ~	28	1.026	0.243
	5 ~	72	1.286	0.073
	18 ~	69	0.907	0.384
	45 ~ 60	11	0.564	0.908
女性	3 ~	26	1.149	0.143
	5 ~	59	0.580	0.889
	18 ~	106	1.332	0.058
	45 ~ 60	32	0.708	0.698

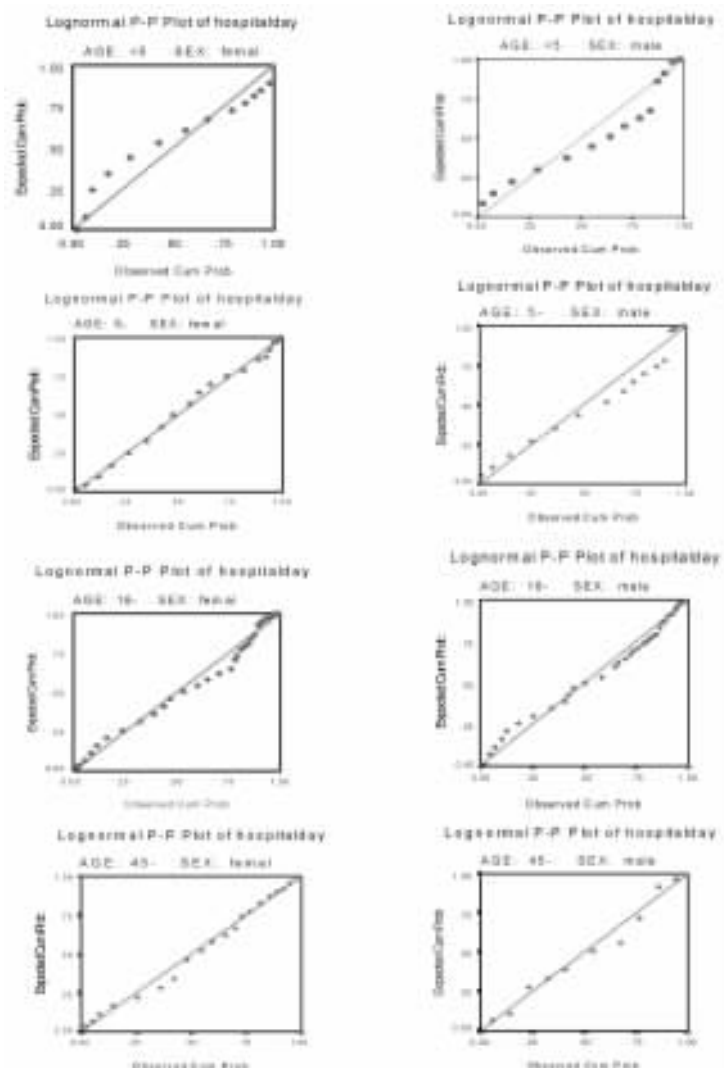


图 4.1 不同性别、年龄住院病人住院天数拟合对数正态分布的 P - P 图

直观图示和拟合优度检验的结果都表明,上述 8 组患者的住院天数均能较好地拟合对数正态分布,各组人群住院天数的平均水平和分散程度详见表 4.2。

表 4.2 八组人群住院天数的样本均数和分散度

性别	年龄段	全距	均数	中位数	四分位间距	对数均数	对数方差
男	3 ~	5.00 ~ 75.00	13.46	9.50	8.00 ~ 12.75	2.3800	0.3237
	5 ~	4.00 ~ 63.00	11.90	9.00	7.00 ~ 12.00	2.2820	0.2959
	18 ~	1.00 ~ 100.00	20.00	15.00	10.00 ~ 22.50	2.7044	0.5874
	45 ~ 60	7.00 ~ 38.00	16.82	15.00	11.00 ~ 20.00	2.6997	0.2573
女	3 ~	1.00 ~ 17.00	9.62	9.50	7.75 ~ 12.00	2.1671	0.2902
	5 ~	4.00 ~ 39.00	12.27	11.00	8.00 ~ 15.00	2.3988	0.2181
	18 ~	3.00 ~ 78.00	18.59	15.00	10.00 ~ 19.00	2.7064	0.3892
	45 ~ 60	7.00 ~ 51.00	17.38	15.00	11.00 ~ 21.75	2.7480	0.2060

2. 住院费用的分布

某社保机构自 1997 年 9 月起在成都市内三家大型企业职工中试行“个人账户和统筹基金相结合”的医疗保险计划,到 1998 年底,参保职工达 3.15 万人,统筹基金共支付住院费用 1889 人次,其中到省、市级医院住院的有 1621 人次(省级 685 人次,市级 936 人次;男性 882 人次,女性 739 人次;18 ~ 60 岁 695 人次,60 岁以上 926 人次)。根据性别 (SEX: female/male)、年龄 (AGE: 18 ~ /60 ~) 和医院等级 (HOSPCLAS: province/city) 我们将上述住院人群也分为 8 组,各组病人住院费用拟合对数正态分布的 P - P 图见图 4.2。用 K - S 方法进行拟合优度检验的结果如表 4.3。

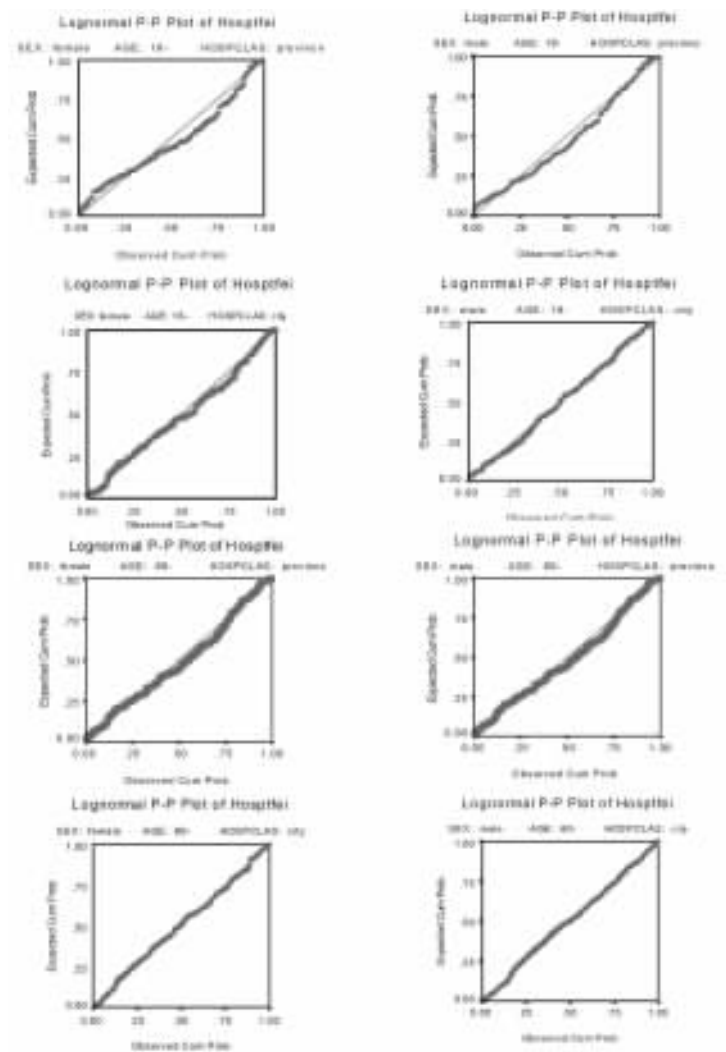


图 4.2 不同性别、年龄住院病人住院费用拟合对数正态分布的 P - P 图

表 4.3 八组人群住院费用拟合对数正态分布 K-S 检验结果

性别	年龄段	医院等级	住院人次	Dn 值	P 值
男	18 ~	省级	165	0.720	0.678
		市级	244	1.060	0.211
	60 ~	省级	178	0.810	0.528
		市级	295	1.194	0.116
女	18 ~	省级	128	0.976	0.297
		市级	158	0.844	0.474
	60 ~	省级	214	0.764	0.603
		市级	239	0.567	0.905

以上结果表明, 性别、年龄不同的患者在不同级别医院的住院费用均能较好地拟合对数正态分布, 各组住院费用的平均水平和分散程度见表 4.4。

表 4.4 八组人群住院费用的样本均数和分散度

性别	年龄段	医院等级	全距	均数	中位数	四分位间距	对数均数	对数方差
男	18 ~	省级	990.0 ~ 56268.0	8330.7	4382.5	2584.5 ~ 9089.5	8.5453	0.8267
		市级	345.5 ~ 36713.9	4167.4	3053.4	1638.6 ~ 4967.7	8.0139	0.6175
	60 ~	省级	709.1 ~ 51767.4	7887.5	5007.2	3298.8 ~ 8704.3	8.6250	0.6368
		市级	380.4 ~ 45566.9	5711.5	4011.4	2435.9 ~ 6854.9	8.2988	0.7102
女	18 ~	省级	833.0 ~ 53817.9	5413.1	3578.4	2595.3 ~ 5197.0	8.2903	0.4451
		市级	501.5 ~ 23091.7	3280.8	2285.5	1454.5 ~ 3453.2	7.7703	0.5805
	60 ~	省级	365.0 ~ 78382.5	6779.5	4627.3	3128.4 ~ 7678.1	8.5071	0.5700
		市级	400.5 ~ 22077.9	3964.3	3115.4	2004.9 ~ 4767.9	8.0371	0.5075

4.2.3 次均住院天数和次均住院费用的估计方法

1. 矩估计

矩估计是数理统计中估计未知参数的基本方法，优点是简单易行，对许多问题都能给出简单的结果。估计时以样本的经验分布代替真实的总体分布，以样本矩作为总体矩的估计，以样本矩的函数作为总体矩的函数，由于样本矩依概率收敛于总体矩，故当样本含量较大时，矩估计有很高的精度。

设住院天数和住院费用（均用 X 表示）符合参数为 μ 和 σ^2 的对数正态分布， $x_1, \dots, x_n$ 为样本，由 $E(X) = \exp(\mu + 0.5\sigma^2)$ 和 $E(X^2) = \exp(2\mu + 2\sigma^2)$ 可得：

$$\mu = 2\ln E(X) - 0.5\ln E(X^2) \quad (\text{式 4.1})$$

$$\sigma^2 = -2\ln E(X) + \ln E(X^2) \quad (\text{式 4.2})$$

如果用样本均数 $\bar{x}$ 代替 $E(X)$ ，用 $(\sum X_i^2)/n$ 代替 $E(X^2)$ ，则参数的矩估计为：

$$\mu = 2\ln \bar{x} - 0.5\ln [(\sum X_i^2)/n] \quad (\text{式 4.3})$$

$$\sigma^2 = -2\ln \bar{x} + \ln [(\sum X_i^2)/n] \quad (\text{式 4.4})$$

2. 变换的矩估计

在求解某些分布的矩估计时需要解超越方程组，实际应用中有一定的限制，但有时可以利用这些分布与一些容易求得矩估计的其它分布间的已知关系来求原分布的矩估计，这就是变换的矩估计。

上述对数正态分布也可用变换的矩估计来求解，设 X 服从均数为 μ ，方差为 σ^2 的对数正态分布， $x_1, \dots, x_n$ 为样本，则 $y_i = \ln x_i$ ($i=1, 2, \dots, n$) 是正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本，正态分布参数的矩估计是 $\mu = \bar{x} = \bar{y}_L$ ， $\sigma^2 = s^2 = s_L^2$ 。

上述矩估计和变换的矩估计都是对总体参数进行初步估计的方法。

3. 极大似然估计

极大似然估计是对参数进行精确估计的主要方法之一，它有很多优良的性质，比矩估计更有效。设总体 X 的概率密度函数为 $f(x; \theta)$ ， θ 是未知参数， $x_1, \dots, x_n$ 为总体 X 的样本，则 $x_1, \dots, x_n$ 的联合分布密度函数为：

$$L(x_1, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) \quad (\text{式 4.5})$$

称 $L(x_1, \dots, x_n; \theta)$ 为参数 θ 的似然函数，对给定的样本值 $x_1, \dots, x_n$ ，此似然函数值与 θ 有关，是 θ 的一个函数。极大似然估计就是选择使似然函数达到极大值的参数值 θ 作为 θ 的估计值。所以寻找极大似然估计量的问题就转化为似然函数求极值。

若总体服从对数正态分布，参数 μ 和 σ^2 未知， $y_1, \dots, y_n$ 为 Y 的样本。则据似然函数：

$$L(y_1, \dots, y_n; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2} \prod_{i=1}^n y_i} \exp \left\{ -\frac{\sum_{i=1}^n (\ln y_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right\} \quad (\text{式 4.6})$$

可解得：

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln y_i \quad (\text{式 4.7})$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln y_i - \mu)^2 \quad (\text{式 4.8})$$

此结果与变换的矩估计结果一致。

4. MCMC 方法

除了上述经典统计方法外，贝叶斯方法也是对总体参数进行估计的有力工具。贝叶斯学派的主要观点包括：(1) 样本信息也是一种概率，应该用分布的形式加以描述；(2) 用以调整信息的公式是贝叶斯公式；(3) 贝叶斯公式导出的后验分布就是统计推断的基础。贝叶斯方法进行总体参数估计时的基本思想如下^[7]：

若令 D 表示样本观察值, θ 表示模型参数, $P(D, \theta)$ 为 D 和 θ 的联合概率分布, $P(\theta)$ 为 θ 的先验概率分布, $P(D|\theta)$ 为似然函数, 于是全概率模型为:

$$P(D, \theta) = P(\theta) P(D|\theta) \quad (\text{式 4.9})$$

在获得观察值 D 的条件下, θ 的条件概率分布

$$P(\theta|D) = \frac{P(\theta) P(D|\theta)}{\int P(\theta) P(D|\theta) d\theta} \quad (\text{式 4.10})$$

即为 θ 的后验分布。在贝叶斯统计中 $P(\theta/D) \propto P(\theta) P(D/\theta)$, 但难估计出标准常数 $\int P(\theta) P(D/\theta) d\theta$, 其中 $\propto$ 表示“成比例”。贝叶斯推断主要是利用后验分布的矩、百分位数和高维后验概率密度函数, 这些量均可表达为 θ 的函数 $f(\theta)$ 的后验分布期望, 即为:

$$P[f(\theta) | D] = \frac{\int f(\theta) P(\theta) P(D|\theta) d\theta}{\int P(\theta) P(D|\theta) d\theta} \quad (\text{式 4.11})$$

表达式中的积分在高维情况下很难计算, 这一直是困扰贝叶斯推断广泛应用的主要原因。数值积分对于超过 20 维以上的情况亦是比较困难而且不准确, 蒙特卡洛积分包括 MCMC 是较好的近似计算方法^[8]。

令 X 为 k 维随机向量, 其分布为 $\pi(\cdot)$ 。在贝叶斯统计应用时, X 为模型参数和缺失值; 在经典统计应用时, X 可能为数据或随机效应。对于贝叶斯统计分析, $\pi(\cdot)$ 为后验分布; 对于经典统计分析, $\pi(\cdot)$ 为似然函数。

对于感兴趣的函数 $f(X)$, 其数学期望为:

$$E[f(X)] = \frac{\int f(x) \pi(x) dx}{\int \pi(x) dx} \quad (\text{式 4.12})$$

其中 $\int \pi(x) dx$ 为未知的标准常数。如果 X 为离散型随机向量, 那么直接把上式中积分符号改为求和符号即可。在实际应用时 k 本身也可看作为一随机变量。

$E[f(X)]$ 的蒙特卡洛积分计算是从分布 $\pi(\cdot)$ 中抽取样本 $\{X_i, i=1, 2, \dots, n\}$, 然后取近似值 $E[f(X)] \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(X_i)$ 。所以 $f(X)$ 的总体均值可由其样本均值来估计。当样本 $\{X_i, i=1, 2, \dots, n\}$ 相互独立时, 由大数定律可知, 随着样本容量 n 的不断增大, 其近似程度也越来越高。这里 n 是由分析人员所确定的, 不同于固定数据样本的容量大小。

一般而言, 从 $\pi(\cdot)$ 抽取到的独立样本 $\{X_i, i=1, 2, \dots, n\}$ 并不可靠, 因为分布 $\pi(\cdot)$ 可能本身就不标准, 但对样本 $\{X_i, i=1, 2, \dots, n\}$ 的要求可以不必独立。样本 $\{X_i, i=1, 2, \dots, n\}$ 可看作是从以适当比例服从分布为 $\pi(\cdot)$ 中反复抽样产生的, 于是其过程就形成了平稳分布为 $\pi(\cdot)$ 的马尔柯夫链, 这就是蒙特卡洛马尔柯夫链 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 法。构造马尔柯夫链的方法较多, 目前最常用的是 Gibbs 抽样。

总之, 贝叶斯推断常常需要对高维概率分布作积分以便进行参数的估计。蒙特卡洛积分是从给定的分布中抽样, 而 MCMC 方法是通过运行很长一段时间形成马尔柯夫链样本, 以使用样本均数来近似地求数学期望。所以 MCMC 方法实质上就是利用马尔柯夫链进行蒙特卡洛积分。目前, MCMC 方法利用许多通用软件均可以实现, 使其在贝叶斯统计领域得到了广泛的应用。

4.3 结果

利用 SPSS, SAS, STATA 和 BUGS 等统计软件, 我们得到了矩估计、变换的矩估计 (极大似然估计) 和 MCMC 方法对上述各类人群住院天数对数值的总体均数 μ 和方差 σ^2 的参数估计。估

计的结果见下表：

表 4.5 四种方法估计出的住院天数对数值的均数和方差

性别	年龄	矩估计		变换的矩估计 (极大似然估计)		MCMC 法	
		μ	σ^2	μ	σ^2	μ	σ^2
男	3 ~	2.2459	0.708	2.3800	0.3237	2.379	0.302
	5 ~	2.1774	0.598	2.2820	0.2959	2.281	0.288
	18 ~	2.6800	0.631	2.7044	0.5874	2.704	0.572
	45 ~ 60	2.6864	0.272	2.6997	0.2573	2.699	0.215
女	3 ~	2.2055	0.117	2.1671	0.2902	2.166	0.269
	5 ~	2.3942	0.226	2.3988	0.2181	2.398	0.211
	18 ~	2.6714	0.502	2.7064	0.3892	2.706	0.383
	45 ~ 60	2.7340	0.243	2.7480	0.2060	2.747	0.194

由于对数正态分布的期望和方差分别是：

$$E[X] = \exp\left(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2\right) \quad (\text{式 4.13})$$

$$\text{Var}[X] = \exp(2\mu) \cdot \exp(\sigma^2) \cdot [\exp(\sigma^2) - 1] \quad (\text{式 4.14})$$

因此，据上述 μ 和 σ^2 的估计值和对数正态分布期望和方差的计算公式，我们就可以得到实际住院天数的期望 $E[X]$ 和方差 $\text{Var}[X]$ 。结果见下表：

表 4.6 四种方法估计出的住院天数的均数和方差

性别	年龄	矩估计		变换的矩估计 (极大似然估计)		MCMC 法	
		$E[X]$	$\text{Var}[X]$	$E[X]$	$\text{Var}[X]$	$E[X]$	$\text{Var}[X]$
男	3 ~	13.46	186.5	12.7	61.68	12.55	55.57
	5 ~	11.90	116	11.36	44.42	11.30	42.73
	18 ~	20.00	352.1	20.05	321.2	19.88	305.0
	45 ~ 60	16.82	88.56	16.92	83.98	16.55	65.7
女	3 ~	9.62	11.45	10.1	34.32	9.98	30.78
	5 ~	12.27	38.17	12.28	36.74	12.23	35.21

18 ~	18.59	225.6	18.19	157.5	18.13	153.2
45 ~ 60	17.38	82.95	17.31	68.5	17.18	63.14

由上表可看出，上述几种估计方法的结果比较接近，除女性 3 ~ 岁组外，矩估计的方差最大，MCMC 法估计出的期望和方差均较矩估计和变换的矩估计（极大似然估计）为小，女性 3 ~ 岁组由于原始数据变异较小，使得矩估计的期望和方差均小于其他两法。

同理，我们也可以得到上述不同住院人群住院费用对数值的 μ 和 σ^2 以及实际住院费用的期望 $E[X]$ 和方差 $\text{Var}[X]$ 。结果见表 4.7 和 4.8。

表 4.7 四种方法估计出的住院费用对数值的均数和方差

性别	年龄	医院等级	矩估计		变换的矩估计 (极大似然估计)		MCMC 法	
			μ	σ^2	μ	σ^2	μ	σ^2
男	18 ~	省级	8.5437	0.9679	8.545	0.8267	8.545	0.8183
		市级	8.0024	0.6654	8.014	0.6175	8.013	0.6131
	60 ~	省级	8.6106	0.7248	8.625	0.6368	8.625	0.6305
		市级	8.3010	0.6985	8.299	0.7102	8.298	0.7062
女	18 ~	省级	8.1011	0.9909	8.290	0.4451	8.290	0.4389
		市级	7.7164	0.7590	7.770	0.5805	7.770	0.5743
	60 ~	省级	8.4035	0.8363	8.507	0.5700	8.507	0.5652
		市级	8.0444	0.4814	8.037	0.5075	8.037	0.5037

此外，我们还可以直接利用 MCMC 方法估计实际住院天数和住院费用的期望和方差，这样具有更高的精度，利用 BUGS 软件还可以同时得到期望和方差的区间估计。用 MCMC 方法直接估计出的各类患者实际住院天数和住院费用的均数、方差和可信区间

见表 4.9 和 4.10。

表 4.8 四种方法估计出实际住院费用的均数和方差

性别	年龄	医院 等级	矩估计		变换的矩估计 (极大似然估计)		MCMC 法	
			E [X]	Var [X]	E [X]	Var [X]	E [X]	Var [X]
男	18 ~	省级	8330.7	113293364	7774.9	77722280	7740.1	75886979
		市级	4167.4	16415502	4116.1	14473231	4103.4	14247646
	60 ~	省级	7887.5	66210180	7657.2	52207674	7633.2	51190808
		市级	5711.5	32971267	5732.5	33991454	5716.5	33537714
女	18 ~	省级	5413.1	49627042	4978.3	13894934	4961.6	13567544
		市级	3280.8	12227875	3167.0	7892994	3156.4	7731574
	60 ~	省级	6779.5	60110907	6582.0	33283826	6565.9	32762717
		市级	3964.3	9717317	3987.2	10510654	3979.4	10371799

表 4.9 实际住院天数的均数、方差及其可信区间

性别	年龄	E [X]	95% CI	Var [X]	95% CI
男	3 ~	12.77	10.28 ~ 16.21	66.54	27.19 ~ 161.5
	5 ~	11.38	10.00 ~ 13.06	45.65	26.66 ~ 77.79
	18 ~	20.17	16.5 ~ 24.91	342.1	160.7 ~ 703.3
	45 ~ 60	17.13	12.68 ~ 24.22	102.1	25.89 ~ 350.2
女	3 ~	10.16	8.22 ~ 12.82	36.99	15.20 ~ 90.14
	5 ~	12.3	10.90 ~ 13.99	37.68	21.95 ~ 64.34
	18 ~	18.24	16.10 ~ 20.77	161.6	98.3 ~ 262.5
	45 ~ 60	17.34	14.79 ~ 20.56	70.92	34.94 ~ 143.8

表 4.10 实际住院费用的均数、方差及其可信区间

性别	年龄	医院等级	$E[X]$	95% CI	$Var[X]$	95% CI
男	18 ~	省级	7811	6654 ~ 9225	$8.10E+07$	$4.542E+07 \sim 1.414E+08$
		市级	4124	3693 ~ 4626	$1.48E+07$	$9.844E+06 \sim 2.205E+07$
	60 ~	省级	7678	6742 ~ 8797	$5.36E+07$	$3.315E+07 \sim 8.581E+07$
		市级	5743	5147 ~ 6435	$3.46E+07$	$2.328E+07 \sim 5.119E+07$
女	18 ~	省级	4992	4410 ~ 5677	$1.43E+07$	$8.840E+06 \sim 2.720E+07$
		市级	3117	2787 ~ 3638	$8.12E+06$	$4.992E+06 \sim 1.305E+07$
	60 ~	省级	6595	5896 ~ 7409	$3.39E+07$	$2.240E+07 \sim 5.117E+07$
		市级	3993	3619 ~ 4428	$1.07E+07$	$7.367E+06 \sim 1.545E+07$

从上表可以看出，直接用 MCMC 法估计出的期望和方差比用对数正态分布估计出的要大，符合精算中较为保守的要求，且同时得到了参数的可信区间，应用中更为方便。

4.4 讨论

1. 医疗保险理论分布的重要意义

实际应用中，次均住院天数和次均住院费用一般都可以直接根据调查资料或实际的赔款支出计算得来，但在精算中我们往往还需要了解这些随机变量的理论分布，因为虽然不排除会遇到反映总体的数据十分充足，非常适合于直接计算样本均值作为总体均数点估计的时候，但实际工作中最常见的还是数据量远远不够，而且计算也很不方便的情况。在这种情况下，我们就必须利用本章所述的理论分布和估计方法来估计次均住院天数和次均住院费用。即使数据十分充足时，理论分布的方法也是十分重要的，特别是我们将注意力集中于赔款额频数分布的尾端来计算高

额医疗费用保险或再保险保费时，理论分布法有时是唯一可行的办法。

2. 关于分布类型的选取

从上面的计算和分析可以看出，在了解了住院费用、住院天数或赔款额的总体分布后，利用上述参数估计的方法能够较精确地估计出住院费用和住院天数的期望，但遗憾的是不存在住院费用和住院天数的通用分布。我们这里用对数正态分布，有人也用 r 分布来估计赔款额^[9]。对高额医疗费用多采用 Pareto 分布，因为该分布有长尾的特点。实际应用中分布类型的选取应根据实际资料进行分析。

3. 估计方法的选择

本文中介绍了几种预期住院费用和住院天数的估计方法，很多情况下，多种不同的函数都可提供总体参数的估计量，如样本均数和样本中位数都可作为正态总体均值的估计量，我们需要的是判定哪一种估计为好，统计学家提供了以下三个判断标准：

(1) 估计量应该是无偏的，即估计量的期望应等于真实的参数值。

(2) 估计量应当是一致的，即对基于大量观察值得出的估计值与真实参数值产生较大偏差的概率极小。

(3) 估计量应当是有效的，即估计量的方差应当较小。

此外还需结合实际和专业的经验加以判断，在多数情况下本章介绍的几种估计方法得出的结果往往是一致的或相差不大，当几种方法的结果差异较大时，就必须利用上述标准，特别是依靠专业经验来加以判断和取舍。

本章中极大似然法估计比较令人满意，但往往需要解一些难以求解的方程，如住院费用和住院天数不是对数正态分布，而是其他比较复杂的分布，则极大似然法的应用就有一定的难度。因此，有时人们宁愿利用较简单的矩估计法，虽然有时其结果不是

最优的。

基于贝叶斯理论的 MCMC 为我们提供了另一条估计次均住院天数和次均住院费用的途径，在条件允许时也值得一试。此外，应当注意的是，上述方法得出的点估计仍是一个围绕在真实参数周围波动的随机变量，多数情况下求出真实参数值的置信区间，对于预期赔付额的确定往往更为有用。

4. 多元统计模型的应用

医疗保险中，发生医疗费用赔付有着许多不同质的可能性，本文中的讨论是在利用风险因素进行交叉分组的基础上的，由于影响医疗费用的风险因素很多，经常要用到多元方法来进行分析，即当精算中考虑的风险因素较多时，需要用到复杂的多元统计模型来加以估计，有关这方面的研究可参阅有关文献^[10, 11]。

4.5 本章参考文献

1. Harriett E , Jones JD , DaniL. Long. Principles of Insurance : Life , Health and Annuities. 1996 , LOMA (Life Office Management Association)
2. 住院安心保险条款 . 中国平安保险公司 , 1997
3. 附加住院费用保险条款 . 中保人寿保险公司 , 1997
4. 国务院第 44 号文 . 国务院关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定 . 1998 年 12 月 25 日
5. 周为 . 医疗保险精算模型与方法研究 . 成都 : 华西医科大学博士学位论文 , 1998
6. 杨振海 . 拟合优度检验 . 合肥 : 安徽科技出版社 , 1994
7. 张尧廷 , 陈汉峰 . 贝叶斯统计推断 . 北京 : 科学出版社 , 1994

8. W. R. Gilks , S. Richardson , D. J. Spiegelhalter. Markov Chain Monte Carlo in Practice. Chapman & Hall ,1996

9. 王育宪 , 孟兴国 , 陈宪平译 . 非寿险精算基础 . 北京 : 中国金融出版社 , 1992

10. Shan Cretin. Naihua Duan. Albert P. Williams. 中国农村健康保险医疗费用模型 . 见 : 中国农村健康保险研究组 . 农村健康保险研究 . 成都 : 1989

11. Shan Cretin , 潘传旭 , 杨树勤 . 医疗费用的预测模型 . 见 : 中国农村健康保险研究组 . 农村健康保险研究 . 成都 : 1989

5 高额医疗费用保险的保费测算方法

5.1 前言

5.1.1 高额医疗费用保险的概念及由来

高额医疗费用保险 (supplemental major medical expense insurance) 是补充医疗保险 (supplementary medical insurance) 中的一种重要形式, 是为补偿被保险人基本医疗保险支付限额以上的医疗服务花费而设计的一类医疗保险。高额医疗费用保险的投保人是已有基本医疗保险保障的单位或职工, 被保险人是职工个人, 保险人可以是社会医疗保险管理机构或商业保险公司 (也可由企业或行业自办)。保险责任是对基本医疗保险支付限额以上, 合理必需的医疗费用进行补偿。

回顾多年来职工医疗保障制度改革的发展历程, 有限保障能力和职工实际医疗需求间的矛盾始终是最突出的问题。“两江”和 57 个扩大试点城市的医疗保障制度改革试点有一条重要经验: 职工的医疗保险待遇必需与目前国家的经济发展水平和单位的实际承受能力相适应。

1998 年底, 国务院颁布了“关于建立城镇职工基本医疗保险

制度的决定”，其宗旨是“低水平、广覆盖”，为了减轻企业的缴费负担，基本医疗保险的筹资比例定为职工工资总额的8%左右（单位6%，职工2%）^[1]，而根据目前各地的医疗消费水平，城镇职工的医疗费支出已占工资总额的11-14%左右。因此，在上述筹资水平下，社会医疗保险只能提供“基本”医疗保障。

为了保证医疗保险基金的“收支平衡”，社会保险管理机构除了从检查、用药、治疗等方面对补偿范围加以限定外，还需根据各地职工的工资收入和医疗消费水平确定一定的补偿上限，即“封顶线”，一般为当地社平工资的4倍左右。

笔者认为，基本医疗保险的“低水平”，除了体现在社会保险机构规定的“补偿范围”上外，主要体现在“有一定的支付限额”，即“封顶线”上。“封顶线”以下，“规定范围”以外的用药、检查和特殊治疗等保障可由职工个人或部分效益较好的单位投保商业保险公司或其它机构提供的相应险种来解决，具体内容请参阅文献^[2]，此处不赘。“封顶线”以上的医疗费用，只能由单位或职工个人自愿投保高额医疗费用保险来解决^[3]。

5.1.2 高额医疗费用保险研究的现状

结合“四川省职工医疗保障制度改革方案研究”，我们于1998年10至12月在四川省选取了南充、达川、内江、自贡、攀枝花、西昌、康定、广元和成都共9个代表城市，在上述城市中随机抽取了部分单位和职工进行了职工补充医疗保险和商业医疗保险的需求调查。调查结果显示，81.7%的被调查单位1997年度的医疗费开支已超过了工资总额的8%，53.7%的单位超过了11%（详见有关文献^[4]），而基本医疗保险的筹资比例<8%。因此必需尽快建立高额医疗费用保险作为基本医疗保险的“有益补充”，只有这样才能真正解除职工的后顾之忧，减轻单位负担，解决社会医疗保险支付限额以上的医疗保障问题。

虽然高额医疗费用保险在职工医疗保障体系的建立过程中有着举足轻重的地位，但有关的理论研究还刚刚开始。诸如“高额医疗费用保险应该采取何种保险形式？”，“保险费如何测算？”，“保险费测算过程中有何注意事项？”等都是亟待解决的实际问题。

根据调查所得职工医疗费用，特别是高额医疗费用的支出情况，以及单位和职工个人对高额医疗费用保险的需求特点，我们从企业、社保机构和商业保险三方面提出了解决职工高额医疗费用保险问题的具体方案，并对其中最重要的保险费测算方法进行了深入探讨。

5.2 高额医疗费用保险的形式和基本特征

5.2.1 高额医疗费用保险的形式和种类

1. 企事业单位或行业自办高额医疗费用保险

这种形式是由部分规模较大、效益较好的企业或行业自己出资，加上职工个人缴纳的部分保险费，建立高额医疗费用保险专项基金，用于补偿医疗费用超过“封顶线”的那部分职工。这种方式属于企业自办保险的模式。优点是容易实现，保险费收取有保证，管理费用低。但由于高额医疗费用的损失风险要在较大的人群中才能稳定下来，企业或行业自办高额医疗费用保险，由于所属范围内参保人数不多，不易达到分散风险的目的。对于这种形式的高额医疗费用保险，有条件的单位和行业可支持其开办，作为一种医疗救助和单位福利制度。

2. 社会医疗保险机构开办高额医疗费用保险

这种形式是由社会医疗保险机构在“职工基本医疗保险”的

基础上开办自愿参保的高额医疗费用保险，其起付线可与基本医疗保险规定的“封顶线”紧密衔接，对部分遭遇高额医疗费用的职工给予较高比例的补偿，可真正起到保障风险，减轻企业和患病职工负担的作用，如成都市社保局推出的“职工补充医疗保险方案（三）”。

由于社会医疗保险机构在高额医疗费用保险基金的收缴、管理和医疗费用控制方面具有一定的优势，这种方式是解决职工高额医疗费用保险问题的一个好办法。执行中应注意的是高额医疗费用保险基金和职工基本医疗保险基金间应相互独立，不得互相挤占，同时积极扩大投保规模以提高高额医疗费用保险基金的抗风险能力。

3. 商业保险公司开办高额医疗费用保险

这种形式是由已投保基本医疗保险的单位或个人向商业保险公司投保高额医疗费用保险。基本医疗保险的“封顶线”即为商业性高额医疗费用保险的起付线，起付线以上的高额医疗费用由商业保险公司承担，但商业保险公司一般仍规定有一个赔付上限。如中国太平洋保险公司在厦门，中国平安保险公司在深圳、成都，中国人寿保险公司在深圳推出的高额医疗费用保险产品都规定每年的补偿金额不超过15万或20万。

由于商业保险公司的产品选择性强、管理效率高、成本低、服务周到，对广大职工和部分企业有一定的吸引力。目前国内部分商业保险公司已经积极地介入了高额医疗费用保险市场，开始试点。但由于高额医疗费用保险的经营风险大，管理难度高，保险公司缺乏经验和相关数据，一般产品定价较高。笔者认为，商业保险公司大规模地承保此类业务还有一个过程，政府应予以积极支持，以达到不断完善职工医疗保障体系的目的。

以上仅对企事业单位及其职工的高额医疗费用保险问题提出了一些解决思路，国家机关工作人员的高额医疗费用保险问题可

采用“国家公务员高额医疗费用保险”的方式来解决，保险费统一由财政划拨，但基金可委托社保机构或商业保险公司来管理。

5.2.2 高额医疗费用保险的基本特征

高额医疗费用保险是一种特殊的医疗保险形式，与一般的住院医疗费用保险相比，它在起付线、支付限额和补偿比例方面都有其自身的特点。

起付线又叫扣除额、免赔额，是保险机构开始承担保险责任的起点。高额医疗费用保险的起付线一般即为当地职工基本医疗保险的“封顶线”，如1999年成都市的社会平均工资约为7800元，社会医疗保险“封顶线”约为3.12万元，相应的，高额医疗费用保险的起付线可定为3万元。

赔付限额是保险机构确定的医疗费补偿上限，高额医疗费用保险的支付上限可略低于测算期职工个人年度医疗费用的最大预期值（也可无赔付上限）。

由于一定的自负比例可增加职工个人的费用意识，降低医疗成本和保险机构的经营风险，因而高额医疗费用保险对职工在保险责任内的医疗费用也应按一定比例进行补偿，其余部分由参保人自负。但由于它补偿的是“封顶线”以上的医疗费用，为减轻患者的经济负担，补偿比例不能太低。笔者认为应在90%以上。

5.3 高额医疗费用保险的保费测算

5.3.1 基本原则

不管是社会医疗保险管理机构、商业保险公司还是行业自办高额医疗费用保险，保险费测算时所遵循的都是收支平衡原则，

即保险公司和保险机构所承担的风险开支与获得的保险费收入相等，实际收取的保险费由三部分构成：纯保费、风险储备金和附加保费。实际工作中纯保费的测算最为重要，风险储备金和附加保费常设为纯保费的一定比例，因而我们主要讨论纯保费的测算方法。

1. 纯保费的计算

纯保费是用以补偿保险合同规定范围内医疗服务费用的保险费，即保险的风险成本。测算高额医疗费用保险的纯保费时除了考虑职工年度医疗费用的分布情况外，还必须考虑以下三个因素：

（1）医药费年增加系数

最近几年，全国平均的医药费年上涨幅度约在 25% 左右^[5]。本次调查，四川省 1995 - 1997 年各类单位医疗费用支出增长的平均水平为 14.9% - 26.7%。但上述比例在各地区和各单位间并不均衡，测算时我们建议将医药费增加系数定为 125%。

（2）保险因子

保险因子反映引进保险机制后使医疗需求和费用增加或减少的效应。由于职工基本医疗保险的保障范围和补偿比例没有超过以往公费和劳保医疗的待遇，若利用以往公费和劳保医疗的医疗费用统计资料测算高额医疗费用保险的保费时，可以暂不考虑保险因子的作用，即保险因子为 1。

2. 风险储备金的计算

风险储备金为纯保费的安全附加，用于暴发性疾病流行等巨灾风险和弥补赤字风险，一般应在纯保费的 15% 以上，当承保人数较少时，风险储备金占的规模宜相应增大。

3. 附加保费的计算

附加保费在社会医疗保险中又称管理费，主要用于基金的收缴、管理和管理机构日常运转等，由于社会医疗保险机构是同

时开办强制性的基本医疗保险和高额医疗费用保险，后者的营运管理费用可相应降低，测算时社会性高额医疗费用保险的管理费率可取为保险费的 5%。商业医疗保险的管理效率较高，主要用于核保、理赔、单证、报表及定点医院管理、客户访问等风险控制所需的费用，一般可定为总保费的 15%。

5.3.2 保险费测算方法

1. 资料形式

高额医疗费用保险保费测算的基本依据是被保险人群的医疗费用分布，测算时需要调查被保险人群或相近人群的医疗费用资料作为基线数据。下面以四川省某地部分企业在职职工年度医疗费用分布为例，说明高额医疗费用保险纯保费的测算过程。原始资料如表 5.1 第 (1)(3) 栏。

2. 测算方法

假定某地社保机构开办高额医疗费用保险的起付线为 2.5 万元，赔付上限为 10 万元，医疗费用年增加系数为 125%，如在 1997 年基础上测算 1999 年的保险费，则增加系数用 $(1.25)^2$ 。补偿比例为 90%。保险因子为 1。下面用表 5.1 的资料说明上述保险计划的保险费测算过程。

(1) 经验频数法

该法又被称为赔偿成本法 (burning cost premium, 简称 BCP 法)^[678]，它是将任一职工年度医疗费用超过高额医疗费用保险的起付线、低于赔付上限的事件定义为“风险事件”，用基线期职工“风险事件”的实际发生频率和实际费用作为测算期“风险事件”发生概率和费用的预测值^[6]，同时考虑医药费年增加系数和保险因子。这样，高额医疗费用保险年人均纯保险费的测算公式如下：

年人均纯保费 =

$$\frac{\text{基线年度职工医疗费在起付线和赔付上限间的费用总和}}{\text{基线期参保总人数}} \times \text{保险因子} \times \text{医药费年增加系数} \times \text{补偿比例} \quad (\text{式 } 5.1)$$

表 5.1 1997 年四川省某地部分企业在职职工年度医疗费分布

费用组段 (万元) (1)	组中值 (2)	职工人数 (3)	合计费用 (万元) (4)
0 ~	0.025	24027	600.675
0.05 ~	0.075	2759	206.925
0.10 ~	0.150	1312	196.800
0.20 ~	0.250	2597	649.250
0.30 ~	0.350	352	123.200
0.40 ~	0.450	354	159.300
0.50 ~	0.750	146	109.500
1.00 ~	1.250	31	38.750
1.50 ~	1.750	31	54.250
2.00 ~	2.250	19	42.750
2.50 ~	2.750	19	52.250
3.00 ~	3.500	10	35.000
4.00 ~	4.500	6	27.000
5.00 ~	5.500	3	11.000
6.00 ~	6.500	2	13.000
7.00 ~	7.500	1	7.500
8.00 ~	8.500	1	8.500
9.00 ~	9.500	1	9.500
10.00 ~	10.000 *	0	0
11.00 ~ 12.00	10.000 *	1	10.000
		44	179.250
合计	~	31672	2362.150 (69.25) **

* : 最高赔付为 10 万元

* * : 起付线和赔付上限 (2.5 ~ 10 万元) 间的费用总计为

179.250 - 2.5 × 44 = 69.25 (万元)

据表 5.1 资料, 可算得:

$$\text{年人均纯保费} = \frac{692500}{31672} \times 1.0 \times 1.25^2 \times 0.9 = 30.75 \text{ (元)}$$

即 1999 年该地在职职工高额医疗费用保险年人均纯保费为 30.75 元。

(2) 限制性 Pareto 分布法

由于高额医疗费用分布大都符合 Pareto 分布^[9,10], 我们可以利用限制性 Pareto 分布法 (limited Pareto distribution method) 来测算上述保险方案的纯保险费, 方法如下:

假定 A 为考察基线费用的下限 (一般较起付线低 20% 左右), B 是考察基线费用的上限 (一般取为职工年度医疗费的最大值), 则职工年度医疗费用在 AB 间的 Pareto 概率密度函数和分布函数分别为:

$$f(x) = \frac{-\alpha}{B^{-\alpha} - A^{-\alpha}} x^{-(\alpha+1)} \quad \alpha \neq 1 \quad \rho < A \leq x \leq B \quad (\text{式 } 5.2)$$

$$F(x) = \frac{x^{-\alpha} - A^{-\alpha}}{B^{-\alpha} - A^{-\alpha}} \quad \alpha \neq 1 \quad \rho < A \leq x \leq B \quad (\text{式 } 5.3)$$

其中 α 为 Pareto 分布的形状参数, 若 P_1 为起付线, P_2 为赔付上限, 则 P_1 和 P_2 间 Pareto 分布的条件期望 $\mu_{(P_1, P_2)}$ 可由下式算得:

$$\begin{aligned} \mu_{(P_1, P_2)} &= \frac{\int_{P_1}^{P_2} (x - P_1) f(x) dx + \int_{P_2}^B (P_2 - P_1) f(x) dx}{\int_{P_1}^B f(x) dx} \\ &= \frac{\int_{P_1}^{P_2} x f(x) dx + P_2 \int_{P_2}^B f(x) dx - P_1 \int_{P_1}^B f(x) dx}{\int_{P_1}^B f(x) dx} \quad (\text{式 } 5.4) \end{aligned}$$

假定 N_A 为超过 A 的预期频数, 则超过任意值 K ($K \geq A$) 的频数 N_K 为:

$$N_K = N_A \int_K^B f(x) dx = N_A \frac{B^{-\alpha} - K^{-\alpha}}{B^{-\alpha} - A^{-\alpha}} \quad (\text{式 } 5.5)$$

若 N 为参保职工总数, 则年人均保费 $P_{(P_1, P_2)}$ 为:

$$P_{(P_1, P_2)} = \frac{1}{N} \cdot N_A \frac{B^{-\alpha} - P_1^{-\alpha}}{B^{-\alpha} - A^{-\alpha}} \cdot \frac{\int_{P_1}^{P_2} x f(x) dx + P_2 \int_{P_2}^B f(x) dx + P_1 \int_{P_1}^B f(x) dx}{\int_{P_1}^B f(x) dx}$$

$$= \frac{N_A}{N(B^{-\alpha} - A^{-\alpha})} \left\{ (P_2 - P_1) B^{-\alpha} - \frac{1}{1-\alpha} (P_2^{1-\alpha} - P_1^{1-\alpha}) \right\} \quad (\text{式 } 5.6)$$

本例中起付线 P_1 为 2.5 万元, 赔付上限 P_2 为 10 万元, A 为 $2.5 \times (1 - 20\%) = 2$ (万元), B 为 12 万元, 据表 3.1, $N_{2万} = 63$, 用调查所得四川省各地企业职工医疗费用支出的实际数据拟合 Pareto 分布, α 的估计值在 1.5 ~ 1.7 之间, 若 α 取 1.7, 据上述公式算得的该地在职职工高额医疗费用保险的年人均保费为 34.11 元, 若 α 取 1.5, 则年人均保费为 38.38 元, 均较经验频数法算得的结果为高。

5.4 讨 论

1. 方法的应用条件

(1) 由于经验频数在样本较大时才会趋于稳定, 所以经验频数法适用于较大样本的统计资料, 笔者认为测算样本大小至少应在 10000 人以上, 而且年度医疗费在起付线以上的职工人数也不能太少。当测算样本数较小、起付线以上的职工人数也较少时, 可利用高额医疗费用大多符合 Pareto 分布的性质, 用本章介绍的限制性 Pareto 分布法测算保费。

(2) 实际应用中, 可以同时采用两种方法分别测算纯保险费, 然后根据实际情况决定取舍, 或者对两种方法算得的纯保险费给予不同的权重 (测算样本较大, 费用资料比较准确时经验频数法保费的权重较大, 如可设为 80%, 反之则限制性 Pareto 分布法的保费权重较大), 然后用两种保费的加权平均作为纯保费的

估计值。

(3) 在纯保险费的基础上加上安全储备金(可设为纯保费的30%)和一定比例的附加保费(可设为总保费的15%)即可测算出实际收取的年人均保险费。

2. 应用中的注意事项

(1) 新保险计划参保职工的基本特征,特别是风险特征应与测算所用基线期职工样本类似,在用经验频数法测算保险费时这一点特别重要。

(2) 限制性 Pareto 分布法中参数 α 的取值可参考基线调查的结果, α 值越小,Pareto 分布的尾部概率越小,算得的年人均保险费越大。本例用在职工年度医疗费拟合 Pareto 分布时,参数 α 的估计值为 1.5 - 1.7,实际应用中取为 1.5,可使结果较为保守。我们同时对离退休职工医疗费用分布进行了分析,参数 α 的估计值为 1.3,故笔者建议在测算离退休职工的年人均保险费时 α 可取 1.3。

(3) 基线期和测算期职工样本应为同质样本。同质是考察分布的基本要求,由于高额医疗费用保险是自愿投保,按风险程度分类后再测算保费,才能避免逆选择的影响。实际操作中,团体投保时可将职工按在职与离退休分组后分别测算保险费。商业保险公司开办的高额医疗费用保险有时还需分性别和年龄段测算保费。在职工个人自愿投保时,还可根据对职工个人风险程度评估的结果,对测算出的人均保费加以调整。

(4) 保险费的测算有一定的时效性,以上仅利用 1997 年的基线数据对 1999 年的年人均保费作了测算。由于新保险方案实施时,情况与基线期会有一定差异,高额医疗费用的分布随时间也可能发生变化,故实际操作中可先按测算出的费率试运行一段时间,再根据运行结果对保险费进行调整。

5.5 本章参考文献

1. 胡善联, 许可, 龚向光等. 全国职工医疗制度改革扩大试点城市基本情况分析报告. 中国卫生经济, 1997, 16 (171): 44 - 48
2. 陈滔, 李良军, 杨树勤. 商业健康保险在我国医疗保障体系中的作用研究. 中国卫生事业管理, 1998, (12): 627 - 628
3. 李良军, 杨一先, 万晓梅等. 商业医疗保险与社会医疗保险的衔接方案研究. 中国卫生事业管理, 1998, (1): 29 - 31
4. 四川省城镇职工基本医疗保险制度改革研究课题组. 四川省城镇职工基本医疗保险制度改革研究. 1999
5. 兰宇曦. 我国医疗费用增长趋势及原因分析. 中华医院管理杂志, 1996, 12 (8): 452 - 458
6. 陈继儒. 再保险. 成都: 西南财经大学出版社, 1993, 141 - 142
7. 周华强. 新乡市互助医疗保健制度的试点研究报告. 中国农村卫生事业管理, 1991, (14): 43.
8. 张学才. 社会医疗保险基金的筹集. 中国卫生事业管理, 1998, (5): 249 -
9. 周为, 杨树勤等. 医疗保险的损失分布研究. 中国卫生统计, 1998, 15 (1): 5 - 8
10. 周为, 杨树勤等. 应用医疗保险损失分布模型测算纯保费. 中国卫生统计, 1998, 15 (5): 17 - 19

6 医疗保险平准保费的测算方法

6.1 前言

6.1.1 医疗保险平准保费的概念

由于医疗保险的经营风险较大，医疗费用增长也难以准确预测，加之国内各保险公司经营医疗保险业务的历史都不长，为了降低自身的经营风险，目前已面市的商业医疗保险产品多以一年期险种为主，且通常都未向被保险人做保证续保的承诺。向被保险人收取保险费时也大多采用等级保费制和自然保费制。最常用的是根据性别和年龄（常取5~10岁为一段）将被保险人划分为风险程度相同的多个小群体，对每个群体收取相同的风险保费，保险合同每年签发一次，期满续保，保费随被保险人年龄的增加而增加。

这样做虽然暂时降低了医疗保险的经营风险，却与被保险人的需求拉开了距离。由于上述一年期医疗保险合同不能保证续保，被保险人无法得到真正长期和终身的保障，即使保险公司每年都同意续保，随着被保险人年龄的增加，不断增加的保险费负担也会使被保险人难以承受。

这种按年龄大小收取风险保费的方式对保险公司也会产生不利影响，由于高龄人群的费率较高，可能导致被保险人群发生严重的逆选择，即身体健康的高龄人群会因保费较高不愿投保或逐渐退出保险计划，而那些健康状况较差者则会选择性地投保或始终留在被保险人群中，从而使被保险人群的风险状态较精算时的假定严重恶化，使得保险公司面临偿付能力不足的危险。

为克服以上的不足，有人提出应借鉴人寿保险平准保费的计算方法，为被保险人将来可能的医疗赔付建立年龄准备金（aging reserve），在此基础上测算长期、终身型医疗保险的平准保费（health level premium）^[1]。

医疗保险的平准保费又称均衡保费或平衡保费，即被保险人在保险合同有效期内每年都交付等额的保险费，保险费不随年龄的增长而增长。这要求测算保险费时要对保险期内所有可能的赔付逐年建立准备金以应付将来的赔付支出。

6.1.2 医疗保险平准保费测算研究的重要意义

长期和终身型医疗保险采用平准保费制，其优点是显而易见的，既满足了被保险人需要长期和终身保障的要求，又减小了逆选择风险；同时，只要保险期限足够长，被保险人缴纳的年龄准备金就可以由保险公司用以投资，以获取较预定利率更高的投资收益。可以预计，随着商业医疗保险的不断发展，长期和终身型医疗保险产品将会逐步进入市场，研究医疗保险平准保费的测算方法对各商业保险公司开展此类业务有着重要的意义。

医疗保险的平准保费与寿险的平准保费有许多相似之处，但实际应用中并不能直接借用寿险平准保费的计算方法和公式，这是由于医疗保险的逆选择风险较大，准确估计被保险人在整个保险期限内所需的年龄准备金比较困难；对被保险人在整个保险期内总赔款额的估计也有一定难度。这使得医疗险的平准保费与寿

险的平准保费仍有较大的不同，表现在医疗保险平准保费的费率只能根据投保时的情况测算。

由于医疗服务成本的不断上涨，保险公司必需对平准保费的费率进行相应调整，否则就不足以维持足够的年龄准备金，并保证该项业务的正常运转，但它又不能象自然保费那样每年都调整。实践中保险公司一般采取 3 ~ 5 年后对新投保者加以调整的方法，即由保险费调整当时的投保者承担上一批投保者保费估计不足的差额部分。

虽然医疗保险平准保费测算方法的研究有如此重要的意义，国外对此问题的研究也取得了一定的成果，但在国内，由于此类产品的重要性尚未被各大保险公司所重视，尽管人们对长期和终身型医疗保险产品的迫切需求已逐渐显露出来，方法学方面的研究还是一片空白。为此，我们在充分借鉴国外研究成果和人寿保险平准保费计算方法的基础上，结合我国国情和商业医疗保险的发展水平，提出了以下的保险费测算方法和过程。

6.2 医疗保险平准保费的测算方法

6.2.1 基本原理

测算平准保费时，不仅要考虑应付目前赔付的风险成本，还要考虑应付将来随被保险人年龄增加而增加的保险金支出。因此，长期和终身型医疗保险平准保费的测算要较一年期医疗保险复杂的多，简言之，测算医疗保险平准保费时要考虑以下四个基本要素：

1. 疾病率

这里的疾病率（morbidity）是疾病发生（或医疗服务利用）

的概率和每次疾病发生导致的赔付成本（或医疗服务费用）的统称。与一年期医疗保险的精算一样，被保险人群的疾病率也是保险费测算所需的重要因素之一。疾病率的内容包括不同年龄被保险人群医疗服务的利用概率和每次医疗服务的平均费用。

由于目前保险监管机构尚未对医疗保险精算中所用的疾病率做出硬性规定，实际应用中各保险公司可利用国家卫生或统计部门公布的报告、专题调查的结果或自己的经验数据来作为疾病发生率和每次疾病所需赔付的预定值。

如表 6.1 和 6.2^[2]所列的住院率和平均住院天数资料常被用来作为精算时的预定值。

表 6.1 不同性别和年龄城市居民的住院率⁰

年 龄	性 别	
	男	女
0 - 4	60.69	51.96
5 - 9	22.78	26.73
10 - 19	16.75	12.96
20 - 29	24.33	79.55
30 - 39	31.24	50.18
40 - 49	40.79	49.68
50 - 59	67.67	77.93
60 -	111.00	64.80

表 6.2 不同年龄城市居民的平均住院天数

年龄	次均住院天数（日）
0 - 4	12.38
5 - 9	17.26
10 - 19	18.37
20 - 29	20.48
30 - 39	33.49
40 - 49	34.08
50 - 59	35.51
60 -	43.40

注：表 6.1 及 6.2 资料均摘自全国卫生服务总调查分析报告（1993）

2. 死亡率

这里的死亡率 (mortality) 指被保险人在不同年龄时的死亡概率, 它可以从生命表中直接查得。生命表 (life table) 又叫寿命表或死亡表, 它以表格的形式记录了同时出生的一群人以怎样的死亡率陆续死去的全部过程。

一般的, 生命表中包括有以下几项内容:

- (1) 年龄 x_0 。
- (2) 生存人数 l_x , 指年初满 x 岁的生存人数。
- (3) 死亡数 d_x , 表示年初满 x 岁的生存者一年内死亡的人数。
- (4) 生存率 p_x , 表示 x 岁的人今后一年内尚存的概率。
- (5) 死亡率 q_x , 表示 x 岁的人今后一年内死亡的概率。
- (6) 平均预期余命 e_x , 指现年 x 岁的人能再生存的平均年数。
- (7) 平均寿命 e_0 , 指 0 岁时的平均预期余命, 又称平均寿命。
- (8) 生存人年数 L_x , 指 x 岁的尚存者 l_x 今后一年内的生存人年数。
- (9) 累积生存人年数 T_x , 指 x 岁尚存者 l_x 以后各年生存人年数 L_x 的总和。

我国的寿险精算实践中长期缺乏自己的经验生命表, 各保险公司大多借用日本的保险业经验生命表来进行寿险保费计算。1996 年我国自行编制的保险业用经验生命表颁布以后, 才开始利用中国人自己的保险业经验数据进行寿险定价的工作。

在长期和终身型医疗保险的保费测算时, 由于不需要考虑死亡给付责任, 要防止的是被保险人“活的过久”的风险, 故考虑与寿险生存年金的计算一样, 利用养老金业务用生命表。表 6.3 为中国人民银行 1996 年颁布的“中国人寿保险业经验生命表”

中养老金业务男表的部分内容^[3]。

表 6.3 中国人寿保险业经验生命表
养老金业务男表 (节选) CL1 (1990 - 1993)

x	q_x	l_x	d_x	L_x	T_x	e_x
0	0.002733	1000000	2733	998633	74911910	74.91
1	0.001941	997267	1936	996299	73913277	74.12
2	0.001450	995331	1443	994609	72916978	73.26
3	0.001126	993888	1119	993329	71922369	72.36
4	0.000900	992769	893	992323	70929041	71.45
...	...	...	...	...	...	...
60	0.012197	867064	10576	861776	17070118	19.69
61	0.013402	856488	11479	850748	16208342	18.92
62	0.014725	845009	12443	838787	15357593	18.17
63	0.016175	832566	13467	825833	14518806	17.44
64	0.017766	819099	14552	811823	13692973	16.72
...	...	...	...	...	...	...
101	0.368255	4744	1747	3871	8892	1.87
102	0.389389	2997	1167	2414	5021	1.68
103	0.410383	1830	751	1455	2607	1.42
104	0.431881	1079	466	846	1153	1.07
105	1.000000	613	613	306	306	0.50

3. 预定利率

同寿险平准保费的计算一样，测算医疗保险的平准保费也需要用到预定利率 (interest rate)，在欧美等保险业发达的国家，确定预定利率时要参照保险公司的实际投资收益率和相应的保险监管法规。目前国内保险监管机构对寿险业用的预定利率规定了最高限额，但各保险公司进行保险精算时所用的预定利率一般均采用保险监管机构规定的最高预定利率。近几年来，随着银行存款利率的变化，保险监管机构对上述最高预定利率作过多次调整，如 1999 年 6 月 19 日调整后的寿险预定利率为不得高于年复利

2.5%。

4. 退保率

这里的“退保”是指除被保险人死亡以外的其他原因使保险合同失效（即离开被保险人群）的事件，退保率（lapse rate）指上述事件发生的概率。由于退保，保险公司可能会面临年龄准备金积累不足的风险，因此，在医疗保险平准保费的测算过程中必需对各年龄的退保率及其变化趋势有一个比较准确的估计，实际应用中退保率可依据各保险公司的经验而定，也可用一般寿险合同的退保率来代替。表 6.4 为国外某保险公司被保险人群在不同年龄时的退保率^[4]：

表 6.4 不同投保年龄被保险人群的退保率（节选）

投保年龄 x	退保率 w_x
...	...
16	0.17203
17	0.16670
18	0.16145
19	0.15628
20	0.15120
...	...
76	0.00067
77	0.00038
78	0.00017
79	0.00004
80	0.00000

摘自 Die Mathematik der deutschen Privaten Krankenversicherung

由于目前国内的保险监管机构已经颁布了全国统一的保险业寿命表并规定了精算时的最高预定利率，故各保险公司在进行长期或终身型医疗保险平准保费测算时，差异主要体现在退保率表和疾病率表的制定上。

6.2.2 测算方法

有了以上四方面的基础数据，就可以进行医疗保险平准保费的测算了，下面我们结合实际例子简要说明长期（终身）型医疗保险年均净保费的测算过程。

1. 年金现值 a_x 的计算

若 l_x 为 x 岁时仍生存的被保险人总数，上述被保险人在 x 到 $x+1$ 岁间死亡的概率为 q_x ，退保概率为 w_x ，则到 $x+1$ 岁时保险合同仍有效的被保险人共有 $l_{x+1} = l_x (1 - q_x - w_x)$ 人，其中 $0 \leq x \leq \omega$ ， ω 为被保险人能生存且不退保的最大年龄。除了对每年被保险人数变化的假定外，长期和终身型医疗保险平准保费的测算过程中，最重要的仍然是年金（annuity）现值的计算。年金现值常用 a_x 表示，意指每增一年，以被保险人生存且保单有效为条件，保险公司对每人给付一单位元保险金（年金）所需保险费在 x 岁投保时的现值。

计算年金现值时需要已知投保时的年龄 x 、投保以后各年有效的保险合同数、预定利率以及保险金支付方式（年初还是年末）等参数。如果我们已有准确的分年龄的疾病率表和退保率数据以及生命表可以利用，假定 i 为预定利率，则贴现率 $d = 1 / (1 + i)$ ，年金现值为 a_x ，根据收支平衡原则有：

x 岁投保时投保人所缴保费现值 = 预期保险金总给付额现值
(式 6.1)

若仅考虑一个单位元，假定保险金均在年初支付。以上原则可用公式表达为：

$$l_x a_x = l_x \cdot 1 + l_{x+1} \cdot 1 \cdot d + \dots + l_{\omega} \cdot 1 \cdot d^{\omega-x} \quad (\text{式 6.2})$$

式中 ω 为被保险人可能存活且不退保的最大年龄。 $l_x \cdot 1$ 可看成是投保当年向 l_x 个被保险人每人给付一单位元保险金所需保费的现值， $l_{x+1} \cdot 1 \cdot d$ 是次年向 l_{x+1} 个被保险人每人给付一单位

元保险金的保费现值, $l_w \cdot 1 \cdot d^{w-x}$ 是最后一年向每个生存且合同有效的被保险人给付一单位元保险金所需保险费的现值。

上式两边均乘以 d^x , 则有:

$$l_x d^x a_x = l_x \cdot 1 \cdot d^x + l_{x+1} \cdot 1 \cdot d^{x+1} + \dots + l_w \cdot 1 \cdot d^w \quad (\text{式 6.3})$$

故年金现值 a_x 为

$$a_x = \frac{l_x \cdot 1 \cdot d^x + l_{x+1} \cdot 1 \cdot d^{x+1} + \dots + l_w \cdot 1 \cdot d^w}{l_x \cdot d^x} \quad (\text{式 6.4})$$

式中 $l_x \cdot d^x$ 常简记为为 D_x , 在寿险精算中被称为转换函数^[5], 设

$$N_x = \sum_{\zeta=0}^{\omega-x} D_{x+\zeta} \quad (\text{式 6.5})$$

则若以转换函数表示, a_x 计算公式为:

$$a_x = \frac{N_x}{D_x} \quad (\text{式 6.6})$$

假定预定利率为年复利 2.5%, 被保险人的退保率符合表 6.4 的模式, 我们用表 6.3 计算出各年龄男性被保险人领取单位年金在投保时所需的保费现值 a_x , 见表 6.5。

2. 平准保费 p_x 的测算

若被保险人在保险期限内每年需给付的保险金不是一单位元, 而是 k_x 元, 据收支平衡原则有:

$$l_x \cdot A_x = l_x \cdot k_x + l_{x+1} \cdot k_{x+1} \cdot d + \dots + l_w \cdot k_w \cdot d^{w-x} \quad (\text{式 6.7})$$

表 6.5 长期医疗保险单位年金现值 a_x 的计算*

金额单位: 元

x	q_x	w_x	l_x	D_x	N_x	a_x
0	0.002733	0.17203	100000.0000	100000.0000	519609.7557	5.19610
1	0.001941	0.17203	82523.7000	80510.9268	419609.7557	5.21184

x	q_x	w_x	l_x	D_x	N_x	a_x
2	0.001450	0.17203	68166.9694	64882.3028	339098.8289	5.22637
3	0.001126	0.17203	56341.3635	52318.5570	274216.5261	5.24129
4	0.000900	0.17203	46585.5184	42204.1804	221897.9691	5.25772
...	...	...	...	...	...	...

续上表

x	q _x	w _x	l _x	D _x	N _x	a _x
16	0.000731	0.17203	4797.3956	3231.6453	19792.3818	6.12455
17	0.000816	0.16670	3968.5927	2608.1395	16560.7365	6.34964
18	0.000883	0.16145	3303.7900	2118.2775	13952.5969	6.58677
19	0.000925	0.15628	2767.4758	1731.1328	11834.3195	6.83617
20	0.000944	0.15120	2332.4148	1423.4050	10103.1866	7.09790
...	...	...	...	...	...	...
60	0.012197	0.01680	89.7320	20.3946	289.1571	14.17812
61	0.013402	0.01516	87.1300	19.3202	268.7625	13.91095
62	0.014725	0.01361	84.6414	18.3106	249.4423	13.62282
63	0.016175	0.01214	82.2431	17.3578	231.1317	13.31569
64	0.017766	0.01075	79.9144	16.4550	213.7738	12.99143
...	...	...	...	...	...	...
101	0.368255	0.00000	0.4338	0.0358	0.0828	2.31177
102	0.389389	0.00000	0.2741	0.0221	0.0470	2.12833
103	0.410383	0.00000	0.1673	0.0132	0.0249	1.89407
104	0.431881	0.00000	0.0987	0.0076	0.0118	1.55426
105	1.000000	0.00000	0.0561	0.0042	0.0042	1.00000

*：本表仅为节选，具体计算结果详见附录 1。

其中 k_x 为每一被保险人在 x 岁时的预计赔付额（即年平均医疗费用花费）。则每过一年以被保险人生存且保单有效为条件，每人赔付 k_x 元保险金所需保险费在 x 岁投保时的现值 A_x 可由下式算得：

$$A_x = \frac{l_x \cdot k_x + l_{x+1} \cdot k_{x+1} \cdot d + \dots + l_\omega \cdot k_\omega \cdot d^{\omega-x}}{l_x} \quad (\text{式 6.8})$$

若记 $O_x = D_x \cdot k_x$ ，记

$$U_x = \sum_{\zeta=0}^{\omega-x} O_{x+\zeta}, \quad \omega \text{ 为被保险人可能的最大存活年龄} \quad (\text{式 6.9})$$

A_x 的计算公式可简化为：

$$A_x = \frac{U_x}{D_x} \quad (\text{式 6.10})$$

如果保险费以均衡方式在整个缴费期限内每年缴付一次，并在合同订立时缴付第一次保险费，被保险人在保险期限内死亡或退保则停止缴费，用 P_x 表示被保险人 x 岁投保时的所需缴纳的年平准净保费， a_x 表示一单位元保险金的现值， A_x 表示保险期限内保险金赔付总额的现值，则依收支相等原则，有：

$$P_x a_x = A_x \quad (\text{式 6.11})$$

则：

$$P_x = \frac{A_x}{a_x} = \frac{U_x}{N_x} \quad (\text{式 6.12})$$

即年平准净保费是预期将来保险金赔付额的现值除以一单位元年金现值的商。有了年平准净保费，考虑一定的费用率即可算得长期、终身型医疗保险的年平准保费。下面我们用两个实例具体说明津贴型和费用型长期、终身型医疗保险平准净保费的测算过程。

6.3 医疗保险平准保费的测算实例

6.3.1 长期、终身型住院津贴险

在商业医疗保险发展初期，许多保险公司都推出了一年期的津贴型住院医疗保险产品，其保险责任是对被保险人因疾病或意外伤害导致的住院按日赔付住院日额津贴。该类产品由于保险责任容易界定，申请赔付简单，深受大众的喜爱，是目前各保险公司医疗保险业务中经营规模较大的险种之一。但由于该类产品不能保证续保，仍然不能满足广大客户长期和终身保障的要求，随着商业医疗保险的不断发展，各保险公司均意识到有必要在上述一年期产品的基础上开发出长期或终身型的住院津贴型产品。以

下我们就对终身型住院津贴保险的保险费测算方法进行详细讨论。

在第3章“医疗保险精算方法研究概论”中我们讨论了一年期住院津贴保险的保费测算方法，其中各年龄的纯保险费（预期保险金赔付额）为住院发生概率和平均住院天数及津贴额的乘积。如对男性投保一年期津贴日额1元的住院津贴保险，各年龄的纯保险费见表6.6。

表6.6 津贴日额为1元的住院津贴保险纯保费（男性）

年龄	住院率 ⁰	平均住院天数	纯保费（元）
0~4	60.69	15.60	0.94676
5~9	22.78	20.50	0.46699
10~19	16.75	20.34	0.34070
20~29	24.33	26.35	0.64110
30~39	31.24	38.21	1.19368
40~49	40.79	37.38	1.52473
50~59	67.67	41.44	2.80424
60~64	111.00	52.98	5.88078

如果假定保险期限内被保险人发生住院的概率和平均住院天数保持不变，则上表所列各年龄的纯保险费即为预期投保后各年龄的保险金赔付额 k_x ，有了单位年金的现值 a_x 和各年龄的预期保险金赔付额 k_x ，根据公式 6.7~6.12 即可测算出终身型住院津贴保险的纯保费。

利用以上各年龄男性的风险保费数据，我们测算出了男性在不同年龄投保日额津贴1元的住院津贴保险的年均衡净保费，见表6.7。

表 6.7 各年龄男性投保日额津贴 1 元的终身型

住院津贴保险的年均净保费* (单位: 元)

x	k_x	O_x	U_x	A_x	P_x
0	0.94676	94676.0000	404308.7618	4.04309	0.77810
1	0.94676	76224.5251	309632.7618	3.84585	0.73791
2	0.94676	61427.9690	233408.2367	3.59741	0.68832
3	0.94676	49533.1170	171980.2677	3.28718	0.62717
4	0.94676	39957.2299	122447.1507	2.90130	0.55182
...	...	...	...	...	...
20	0.64110	912.5449	10049.6158	7.06026	0.99470
21	0.64110	754.8358	9137.0709	7.76033	1.05268
22	0.64110	628.0654	8382.2351	8.55620	1.11728
23	0.64110	525.6037	7754.1697	9.45807	1.18880
24	0.64110	442.3465	7228.5660	10.47648	1.26753
...	...	...	...	...	...
60	5.88078	119.9362	1700.4693	83.37840	5.88078
61	5.88078	113.6179	1580.5332	81.80722	5.88078
62	5.88078	107.6808	1466.9152	80.11278	5.88078
63	5.88078	102.0777	1359.2345	78.30662	5.88078
64	5.88078	96.7682	1257.1568	76.39975	5.88078
...	...	...	...	...	...
101	5.88078	0.2107	0.4871	13.59500	5.88078
102	5.88078	0.1299	0.2764	12.51624	5.88078
103	5.88078	0.0774	0.1465	11.13860	5.88078
104	5.88078	0.0445	0.0692	9.14028	5.88078
105	5.88078	0.0247	0.0247	5.88078	5.88078

*: 本表仅为节选, 具体计算结果详见附录 2。

在此基础上考虑一定的安全附加和费用率即可确定终身型住院津贴保险的年均净保费, 测算长期型住院津贴保险的平准保费时, 若保险期限为 10 年, 则只需计算出 10 年期单位年金的现值 $_{10}a_x$ 和 10 年期内预期保险金赔付额的现值 $_{10}A_x$ 即可得到 10 年

期住院津贴保险的平准净保费。基本公式仍为：

$$n \text{ 年期平准净保费} = \frac{\text{投保后 } n \text{ 年期预期保险金赔付额的现值}}{n \text{ 年期单位生存年金的现值}} \quad (\text{式 6.13})$$

6.3.2 费用型住院医疗保险的平准保费

测算长期或终身型住院医疗费用保险的平准保费时，除了要根据以上方法计算出单位年金的现值 a_x 外，保险期限内各年预期住院费用的估计也是一个关键。与津贴型住院医疗保险不同的是，此时的 k_x 应是预计各年的住院发生概率和次均住院费用的乘积，住院率的变化在短期内并不明显，随着社会经济的发展和医疗技术的进步，平均住院天数还有逐渐变短的趋势，但次均住院费用就不同了，随着医疗技术的进步和被保险人医疗服务意识的增强，它始终保持着不断上涨的趋势，故测算长期或终身型住院医疗费用保险的平衡保费时，需要对次均住院费用的增加予以考虑，假设投保时住院的发生概率为 p_x ，次均住院费用为 m_0 ，住院费用的年增长速度为 $r\%$ ，则长期或终身型住院费用保险投保后各年的预期赔付应为：

$$k_x = p_x \times m_0 \times (1 + r\%)^n \quad (\text{式 6.14})$$

式中 n 为确定基线 k_x 时至投保时经过的年数。

6.4 讨论

1. 医疗保险平准保费与寿险平准保费的不同

长期和终身型医疗保险的保费精算类似于寿险的平准保费计算，但两者又有较大的不同，表现在：

长期或终身寿险均为定额给付，而长期或终身型医疗保险的

预期赔付却是不定的，即使是长期和终身型住院津贴保险，也需利用预期住院率和平均住院天数对保险期限内各年的预期赔付额进行估计，这是与寿险平准保费计算最大的不同。

长期寿险的保费缴纳可有一定的年期，如 20 年缴清或 30 年缴清，但投保长期或终身医疗保险的被保险人每年均需缴纳投保时确定的年平准保费，直到被保险人死亡或退保为止。

此外，寿险的平准保费计算时，均未考虑退保的影响，即假定无退保发生，而测算长期或终身型医疗保险的平准保费时必须对退保模式加以假定，这使得医疗保险平准保费的测算较寿险复杂得多，而且测算出的平准保费仍需不断加以调整。

2. 长期或终身型医疗保险的准备金

在均衡保费制度下，每年收入的保险费与赔付的保险金是不同的，随着被保险人年龄的增加，发病率不断提高，需赔付的保险金也越来越多，这使得前期保费收入大于保险金赔付，后期保费收入却小于保险金赔付额。如此，保险人必需把前期剩余的保费收入以复利积存起来，才能弥补后期的不足。这种以保险合同为依据，为将来发生的赔付而提存的基金，称为年龄准备金。因此，长期和终身型医疗保险中除了平衡保费的计算外，年龄准备金的计算也是开展此项业务必不可少的内容，对此我们将在第 7 章“医疗保险的准备金计算和精算监督”中进行详细讨论。

3. 失能收入损失保险和长期护理保险的保费测算

除了长期和终身型医疗费用保险外，商业健康保险中的“失能收入损失保险”和“长期护理保险”也需要用到平准保费的测算方法。失能收入损失保险是对被保险人因伤残导致的收入损失给予一定的日额津贴。长期护理保险又称老年看护保险，是对被保险人因年老所致的功能丧失提供长期护理所需的经济补偿。这两类保险中均衡保费的测算方法与长期和终身型住院津贴保险类似，只需在测算每年预期保险金赔付时分别用伤残或失能发生概

率和平均每次伤残导致失能或需要照顾的天数代替住院率和平均住院天数即可。

上述两类业务在欧美一些商业医疗保险较发达的国家中已成为健康保险业务中的重要内容，虽然目前国内尚未全面开展这两项业务，但我们可以预计，随着人民生活水平的提高和老龄人口的不断增加，失能收入损失保险和长期护理保险也会逐步走进寻常百姓家，因此，讨论医疗保险平准保费的测算方法，对这两类业务的开展也有深远的意义。

6.5 本章参考文献

1. Hans - Rudolf Dienst , Manfred Feilmeier , Manfred Helbig et al. Beitrage zum versicherungsmathematischen Grunwissen. Verlag versicherungswirtschaft E. V. , Karlsruhe ,1987
2. 卫生部卫生统计信息中心 . 1993 年全国卫生服务总调查分析报告 ,1994
3. 中国人民银行 . 中国保险业用经验生命表 (1991 - 1993) . 1996
4. Klaus Bohn. Die Mathematik der deutschen Privaten Krankenversicherung. Verlag versicherungswirtschaft E. V. , Karlsruhe ,1980
5. 卓志 . 寿险精算的理论与操作 . 成都 :西南财经大学出版社 ,1993

7 医疗保险准备金计算和精算监督

7.1 医疗保险准备金的计算方法

在医疗保险实践中，各类医疗保险准备金的计算和提取标准的确定是医疗保险业务管理中的一项重要工作，因为它既是保险公司进行医疗保险业务盈亏分析的依据，也是保险监管部门进行偿付能力监管的重要基础。因此，在医疗保险精算研究中，除了保险费的计算方法外，各类医疗保险准备金的计算方法也是值得深入研究的一项课题。医疗保险中比较重要的准备金有以下三种。

7.1.1 一年期医疗保险的未到期责任准备金

对保费采用年缴方式的一年期医疗保险业务来讲，进行业务考核或会计核算时必须扣除当年承保的保单中续年仍然有效的部分保险费，即未到期责任准备金。未到期责任准备金又称未收保费准备金，对一年期医疗保险业务来讲，未到期责任准备金是最重要的一种准备金形式。由于计算时所用时间单位的不同，一年期医疗保险未到期责任准备金 $R_{(t)}$ 的计算公式有以下几种不同的形式：

当观察期的时间计量单位为年，各年的业务规模相对平稳时

可用年平均估算法，其计算公式如下：

$$R_{(t)} = \frac{2n - (2t - 1)}{2n} \cdot S = \frac{2(n - t) + 1}{2n} \cdot S \quad (\text{式 7.1})$$

式中 t 为观察期末至承保缴费时的时间间隔（年）， n 为保险期限， S 为观察期内保费收入总额。

当观察期的时间计量单位为季时，未到期保险费准备金可用按季平均估算法计算，公式如下：

$$R_{(t)} = \frac{8(n - t) + (2m - 1)}{8n} \cdot S_m \quad (\text{式 7.2})$$

式中 m 为承保缴费季度， S_m 为承保缴费季度所交保险费总额。

当观察期内时间计量单位为月时，可假定各月中每天收入的保险费均匀一致，用以下公式计算未到期保险费准备金：

$$R_{(t)} = \frac{24n - 24t + 2(m - 1)}{24n} \cdot S_m = \frac{24(n - t) + 2(m - 1)}{24n} \cdot S_m \quad (\text{式 7.3})$$

式中 m 为保单承保缴费的月份， S_m 为承保缴费月份所交保险费总额。如某保险公司从 1997 年 5 月起在成都市开展某项住院津贴保险业务，到 1998 年 4 月间各月的保险费收入和赔付金额如下表：

表 7.1 1997.5 - 1998.4 某住院津贴险在成都的承保和赔付情况

时间	保费收入（元）	赔付金额（元）
1997 年 5 月	166316.00	0.00
1997 年 6 月	658398.00	0.00
1997 年 7 月	138172.00	3430.00
1997 年 8 月	104598.00	32280.00
1997 年 9 月	132136.00	40380.00
1997 年 10 月	162269.00	34820.00
1997 年 11 月	485523.00	49430.00

续上表

时间	保费收入 (元)	赔付金额 (元)
1997 年 12 月	316292.00	53682.00
1998 年 1 月	112957.00	52810.00
1998 年 2 月	116034.00	35620.00
1998 年 3 月	289659.00	92701.00
1998 年 4 月	229502.00	108324.00
合 计	2911856.00	503477.00

若以 1997 年 5 月至 1998 年 4 月间的 12 个月为观察期, 假设各月承保的保单均在月中缴费生效, 则 1997 年 5 月收到的 166316 元保险费到观察期结束时, 只承担了 23/24 年的责任; 1997 年 6 月收到的 658398 元保险费到观察期结束时只承担了 21/24 年的责任; 依此类推; 1998 年 4 月收到的 229502 元保费到观察期结束时只承担了 1/24 年的保险责任, 因此, 在 1998 年 4 月底时应提取的未到期责任准备金为:

$$166316 \times 1/24 + 658398 \times 3/24 + \dots + 229502 \times 23/24 = 1378384.09 \text{ 元}$$

当观察期的时间计量准确到日时, 未到期保险费准备金也可以按日计算, 就是用保险期间的全部日数 N 除所有剩余日数 T , 再乘以某日的保险费收入 S , 即:

$$R_{(t)} = \frac{T}{N} \cdot S \quad (\text{式 7.4})$$

随着计算机在医疗保险业务管理中的广泛应用, 只要有关承保和赔付的信息记录足够准确, 实现上述指标的按日计算是可能和必须的, 此时未到期责任准备金的计算要利用数据库或其他程序语言编制一定的应用程序来完成。

7.1.2 长期和终身医疗保险的未到期责任准备金

长期或终身医疗保险的未到期责任准备金也称医疗保险的年

龄准备金^[1]。从精算角度讲,对一年期医疗保险,若以年为考察单位,则每年的保险费收入和保险金赔付支出是相等的,不存在赔付不足和多余,而在长期或终身型医疗保险业务中,由于采用均衡保费,每年收入的保险费与赔付的保险金是不等的,随着被保险人年龄的增加,发病率不断提高,需赔付的保险金也越来越多,这使得前期保险费收入大于保险金赔付,后期保险费收入却小于保险金赔付额。因此,保险人必需把前期剩余的保险费收入以复利形式积存起来,才能弥补后期的不足。这种以保险合同为依据,为将来发生的赔付而提存的基金,称为长期医疗保险的责任准备金。

与长期寿险责任准备金的计算一样,长期医疗保险年龄准备金的计算也有两种方法,一种是用计算时点将来可能赔付的保险金现值减去将来要收取的净保费现值。这种计算年龄准备金的方法叫做将来法,或称前瞻法(a prospective view)。若设 x 为投保年龄, m 为保单经过年度,则保单经过 m 年后积存的年龄准备金 ${}_mV_x$ 的计算公式为:

$${}_mV_x = A_{x+m} - P_x \cdot a_{x+m} \quad (\text{式 7.5})$$

$$\text{或: } {}_mV_x = (P_{x+m} - P_x) \cdot a_{x+m} \quad (\text{式 7.6})$$

上式说明 x 岁投保缴纳的均衡保费现金价值的差额将由保险人累积起来, $x+m$ 岁投保的被保险人将缴纳更高的均衡保费。

另一种是用计算时点已收入的净保费终值减去已赔付的保险金终值,称为过去法或回顾法(a retrospective view)。若过去法准备金用 ${}_mV_x^r$ 表示,则计算公式为:

$${}_mV_x^r = \sum_{\xi=0}^{m-1} \frac{D_{x+\xi}}{D_{x+M}} \cdot P_x - \sum_{\xi=0}^{m-1} \frac{D_{x+\xi}}{D_{x+M}} \cdot k_{x+\xi} \quad (\text{式 7.7})$$

实际应用中可以根据具体问题选择较为简单的一种准备金计算方法。总之,长期和终身型医疗保险中除了平衡保费的计算外,年龄准备金的计算也是精算中必不可少的内容。

7.1.3 医疗保险未决赔款准备金

未决赔款准备金，又称给付准备金或赔付准备金，是为观察期内发生，到观察期满尚未结案赔付的保险事故所提取的准备金。它反映了保险公司对将来预期赔付的偿付能力预期。与寿险业务不同，医疗保险的未决赔款准备金是非常重要的，它包括已发生保险事故但未报案，或已报案但尚未确定赔款数目或还未办理结付手续的赔款。未决赔款的发生是由报案延迟和理赔处理延迟造成的。其中从发生保险合同规定的事故并向保险机构申请保险金赔付至保险金实际赔付之间的一段期间称为理赔时间，在医疗保险中理赔时间的延迟一般比财产保险和某些责任险短，但某些情况下仍然必须等待一定时间才能确定准确的赔付金额。为此，在医疗保险业务中对所有未决赔款都应提取未决赔款准备金。应用中常采用以下三种方法对医疗保险未决赔款准备金进行估计^[2]。

（1）个别估算法

该法是对已发生并已报案但尚未赔付的医疗保险案件个别地加以分析估计，将可能发生的赔付金额加以提存的方法，对案件的个别估计主要依据理赔管理人员的经验和主观判断。该法的缺点是不够准确且带有主观性，仅能对已通知（报案）的案件加以估计。

（2）平均估算法

如果未决赔案数目较多，各案的赔付金额相差不多且赔付发生在观察期内比较均匀时，可根据过去经验，求出各类赔付的平均值，乘以各类业务现有的未决赔案数，即可得到准备金的近似值。如对表 7.1 的资料，假定尚有 290 件未决案件，据监测期内已决赔款和已决赔案件数计算出的平均赔付额为 1154.76 元，则未决赔款准备金估计为：

$$1154.76 \text{ 元} \times 290 \text{ (件)} = 334881.49 \text{ 元}$$

以上两种方法仅能对已报告未理赔的赔款准备金进行有效估计,对于已发生但未报告赔款准备金的估计必须单独进行,一般需根据以往理赔的经验数据构造理赔模型才能对该类赔款准备金进行较准确的估计^[3]。

(3) 理赔模型法

在表 7.1 的资料中,已决赔款 $C_1 = 503477$ 元只是全部保险事故总赔款 C ($C > C_1$) 中的一部分,令赔款完成率 $\psi = \frac{C_1}{C}$ ^[4],若 t 表示自发生保险合同规定的保险事故到完成理赔并支付赔款所经历的时间,将赔款完成率 ψ 定义为 t 的函数,记为 $\psi(t)$ 。根据实际赔付资料,我们拟合了 $\psi(t)$ 的具体模型,见表 7.2 和图 7.1。

表 7.2 某住院津贴保险的赔款完成率模型

t (月)	$\psi(t)\%$
0.5	6.64
1	34.30
1.5	60.50
2	76.96
2.5	88.38
3	93.78
3.5	96.32
4	98.78
4.5	99.89
5	100.00

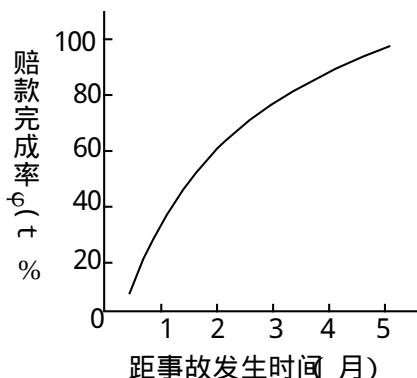


图 7.1 某住院津贴保险赔款完成率模型

从以上理赔模型的图示可以看出，绝大部分保险事故发生后可在 1 - 2 个月内结案，少量的要拖到 4 - 5 个月后才能结案。根据以上的理赔模型，将其适用于到目前为止结案的同类业务，即可根据观察期内保险事故发生数和已决赔付额对未决赔款准备金进行有效的估计。

对表 7.1 资料，如观察期选为 1998 年一季度，观察期内的已决赔款共 181131.00 元，假定观察期内的保险事故的发生是均匀的，则到本季末，上述保险事故平均只经过了 1.5 个月，根据理赔模型，本季内实际发生但未给付的赔款还有总赔款的 $1 - 60.5\% = 39.5\%$ ，故未决赔款准备金为：

$$= 181131.00 (0.395 / 0.605) = 77210.48 \text{ 元}$$

应注意是，未决赔款准备金的估计和提存是否适当，除用将来实际赔付的结果加以检验外很难评价，实际应用中除用上述方法加以估算外，还应考虑用医疗保险业务的开办区域、开办时间、业务发展速度等加以修正。

除了以上几种准备金外，与其他保险业务一样，经营医疗保险业务的保险公司还必须从该项业务决算后的利润中按一定比例

提取总准备金并逐年加以积累，用以应付疾病大流行或特大灾害事故所导致的巨额赔款。

7.2 医疗保险监管的法定精算体系

近年来，我国的商业医疗保险业务有较快的发展。此项新业务的开展既向保险公司提出了提高医疗保险专业管理水平的新要求，也给政府监管部门对医疗保险的监管，特别是精算监督提出了一系列新问题。从以上的分析可以看出，医疗保险精算除了具有非寿险精算的一些特征外，还有其自身特点，这就要求我们在进行该项业务的精算监督时一定要考虑医疗保险发展的客观规律及其自身特点，不能简单地比照其他人身保险业务特别是寿险业务的模式进行，为此，我们根据医疗保险精算的自身特点对其精算监管提出以下的政策建议。

7.2.1 医疗保险的定价监管

目前保险公司在进行医疗保险新产品开发时需向保险监管部门报送保险条款、费率计算依据和计算方法。虽然已有部分学者对保险监管部门严格审核保险条款和费率的监管方式提出了不同意见，但不可否认，在现实条件下，保险条款和费率的审核仍是保险监管中一项非常有效的技术手段。

从前面的分析可以看出，尽管医疗保险保费与寿险保费的计算原则相同，但医疗保险保费计算中用到的统计数据要比寿险复杂得多。寿险主要利用死亡率来计算预期给付费用的，而医疗保险则要考虑发病率和疾病持续时间。寿险保费计算依据的死亡率可利用经验生命表中固定的死亡率模型^[5]，医疗保险保费计算时则依据相应的疾病率表（morbidity tables）和疾病持续时间表

(continuance tables)。

目前保险公司在进行医疗保险产品定价时一般都采用卫生统计部门公开发表的数据，保险监管部门对采用哪一个机构的哪一类统计数据来计算医疗保险的保险费并没有硬性规定。从规范管理的角度考虑，笔者认为监管部门还是应对各保险公司计算医疗保险保费所依据的疾病统计资料做出一些指导性的规定。

随着医疗保险事业的逐步发展，保险公司将越来越不愿采用公开发表的数据，因为这类数据大多是整个人群的横断面调查资料，无法真实反映被保险人群疾病发生率和持续时间的某些特征，被保险人对医疗服务的需求和服务价格的变化也非常迅速，使得数据需要不断更新，而公开发表的资料一般无法满足这一要求。因此，保险监管部门今后还应及时利用保险公司的经验数据编制保险业用的疾病率表和疾病持续时间表。

由于疾病发生率、持续时间的长短和医疗费用都有显著的城乡差别和地区差异，在医疗保险的精算监管中也应考虑这一特点，应针对不同地区制订不同的监管政策或技术标准。

此外，虽然目前的医疗保险业务以一年期险种为主，但随着市场竞争的加剧，采用平准保费的长期和终身型医疗保险险种必将逐步进入市场，在计算该类医疗保险保费时，虽然生命表和预定利率可以直接引用寿险的标准，但在医疗保险平准保费中非常重要的退保率表却是寿险精算中经常都未被考虑的，这就要求在今后的定价监管中也要制订出相应的医疗保险退保率标准或经验数据表。

最后，对于国际上通用的团体医疗保险的经验费率和医疗保险的无赔款优待费率，保险监管部门也应及早加以研究并制定出相应的政策，只有这样，才能保证医疗保险费率的充足、公平、合理，并能规范各保险公司在医疗保险市场上的价格竞争。

7.2.2 医疗保险准备金提取的法定基础

目前保险监管部门对各类保险业务准备金提取的规定都相对简单,缺乏具体的计算标准和实施细则,由于目前医疗保险产品以一年期业务为主,实践中一般参照财产保险业务未到期责任准备金和未决赔款准备金的提取标准。而从以上的分析可以看出,即使对于一年期医疗保险业务来讲,未到期保险费责任准备金和未决赔款准备金的计算也是相当复杂的,保险监管部门应尽快制订出适用于一年期医疗保险业务的准备金法定标准,今后,随着长期和终身型医疗保险业务的出现,还应参照寿险责任准备金的法定基础并结合医疗保险自身特点制订出长期医疗保险责任准备金的提取标准。

7.2.3 医疗保险偿付能力监管的指标和方法

由于自身人力和技术手段的限制,目前我国保险监管部门的工作重心主要集中在对保险公司及中介机构经营的“合规性”监管方面。我们认为,要实现对保险市场的有效监管,监管部门必须尽快把监管工作的重点转到对保险公司偿付能力进行监管上来^[6]。如果说医疗保险保费的计算方法为该项业务的经营提供了前提,各类医疗保险准备金的计算则是保险公司进行该项业务偿付能力分析和监管机构进行偿付能力监管的具体依据。随着保险监管职能部门组织的进一步完善和技术水平的提高,一定能根据医疗保险精算的特点,制订出对医疗保险偿付能力进行有效监督的监管体系。只有通过完善的医疗保险准备金法定监管制度和科学的偿付能力监测指标体系才能实现对医疗保险业务的有效监管,防范和化解医疗保险业务经营中各类风险的发生。

7.3 本章参考文献

1. Hans - Rudolf Dienst , Manfred Feilmeier , Manfred Helbig etal. Beitrage zum versicherungsmathematischen Grungwissen. Verlag versicherungswirtschaft E. V. , Karlsruhe ,1987
2. 王育宪 ,孟兴国 ,陈宪平译 . 非寿险精算基础 . 北京 :中国金融出版社 ,1992
3. 陈滔 . 医疗保险精算和风险控制方法研究 . 华西医科大学博士学位论文 ,2000
4. 霍萨克 ,波拉德 ,策恩维茨 . 非寿险精算基础 . 北京 :中国金融出版社 ,1992
5. 卓志 . 寿险精算理论与操作 ,成都 :西南财经大学出版社 ,1993
6. 卓志 . 保险经营风险防范机制研究 ,成都 :西南财经大学出版社 ,1998

8 国内外医疗保险风险控制方法研究现状

8.1 医疗保险中风险和风险控制的基本概念

1. 保险中风险的基本概念

何谓风险，国内外有许多争议和不同意见，归纳起来主要有以下几种：

- (1) 风险是灾害损失等不幸事故发生的可能性^[1]。
- (2) 风险是通过统计方法可以度量的不确定性^[2]。
- (3) 风险是实际结果偏离预期结果从而导致损失的可能性^[3]。

第一种说法中将风险描述为损失发生的可能性，形象直观，且与人们通常的理解相近，缺点是较为粗糙，第二种说法中将风险看成是与不确定性相联系的损失可能性，有助于风险的定量分析。这两种说法综合起来则更容易使人理解，即风险是可以测量的损失可能性。第三种说法与风险管理中的风险概念一致，即将风险描述为实际结果偏离预期结果的变动程度，变动程度越大，风险越大，反之则越小^[4]。

风险与保险有着非常密切的联系。风险是保险产生的前提和存在的基础，是保险的经营对象和研究主体，它存在于保险经营

管理的各个环节并贯穿其始终。因此，如何正确地认识风险、描述风险并有效地控制风险是保险经营管理的首要任务。

2. 保险中的风险控制

广义上的风险控制包括保险经营管理中涉及的风险定性分析、定量描述和各种风险决策行为。具体地讲，它既包括保险费、责任准备金和偿付能力的测算分析；又包括风险自留（承保）、回避（拒保）和分出（再保）等决策方案的选择；还包括保险费测算后的统计监控和保险费调整等精算分析的内容。有关精算方法的研究，可以看作是对风险进行定量描述（估测），并据此定价承保的过程；而风险控制则主要侧重于保费测算后，对赔付成本的统计监控和费率调整等内容。

3. 医疗保险的风险控制

人类在进行物质资料生产和日常生活中，不可避免地会遭遇意外事故和各种致病因素所导致的健康损害和经济损失。对个人来讲，要防止上述危险事故并独立承担经济损失是非常困难的，但可以依靠集体的力量，利用保险的方式对少数人健康损害导致的医疗花费进行补偿，这就是医疗保险。人们通过对风险的认识，发现依靠概率论和大数法则，可以测算出一定时期内健康损失发生的频率和损失额，据此可以确定补偿损失所需的保险成本，即医疗保险参保人必需缴纳的保险费，这一过程就是对健康（或疾病）风险进行估测并据此确定保险费的过程。

本文所说的医疗保险风险并不是指上述的疾病和健康损失发生的可能性，而是指保险机构承保上述疾病风险后，实际医疗费支出偏离预期结果的不利可能性。基于这样的考虑，我们将医疗保险的风险控制定义为利用风险管理的基本理论，识别、描述各种因素对医疗费用的影响和强度，并对医疗费用的支出或赔付，进行动态监测和实时控制的过程。

8.2 医疗保险中的风险控制方法和研究现状

根据上述定义，医疗保险的风险控制，主要是对医疗费用或称医疗成本的控制。社会医疗保险中称为“费用控制”，主要体现在对社会医疗保险基金支出的控制。商业医疗保险中习惯称之为“风险控制”，除了对赔付成本的控制外，对被保险人的风险评估（即核保过程）也是一项非常重要的内容。以下我们将对这两类医疗保险中的风险控制方法分别作一个简单的介绍。

8.2.1 社会医疗保险的风险控制方法

社会医疗保险起源于德国^[5]，到二战前已在欧美等发达国家形成了比较完善的制度和体系^[6 7]，二战后在亚非拉等发展中国家也有较快的发展^[8]。二十世纪七十年代以后，社会医疗保险又进入了一个调整改革阶段，这是由于随着被保险人对医疗服务需求的增加，年龄结构的改变和医疗技术的不断进步，医疗费用的增长远远超过了通货膨胀的速度^[9]。各国政府和社会医疗保险管理机构都明确认识到，作好医疗费用的控制是维持整个社会医疗保险系统正常运转的关键。

要作好医疗保险的费用控制，必需对医疗保险费用的影响因素有深入的了解。在欧美等社会医疗保险制度比较完善的国家，已对此进行了深入地研究，对医疗费用的影响因素已有比较详尽的了解^[10 11 12]，对影响因素的分析已发展到定量描述的阶段^[13 14 15]，提出了一系列的费用控制办法^[16 17 18 19 20 21]。国内在这方面起步较晚，但从公费医疗、劳保医疗改革之初，广大实际工作者就很重视这项工作^[22 23]，部分理论工作者也就此进行了相应的研究^[24 25]。

在社会医疗保险制度中，由于政府和社会医疗保险机构的介入，使得医疗费用的控制成为除需方（患者）和供方（医疗机构）外第三方的主要职能。社会医疗保险管理机构为了控制医疗费，往往同时采用需方控制和供方控制两种手段。

1. 医疗费用的需方控制

医疗费用的需方控制是指利用费用分担机制，增加消费者的费用意识和需求弹性，减少道德风险（moral hazard），限制不必要的需求。常见的费用分担形式有：

（1）起付线

起付线（deductibles）又叫免赔额，即被保险人到社保机构和保险公司报销前，先自付一笔小额费用，起付线以上的医疗费用才由社保机构部分承担。实行起付线后，首先可以减少赔付审核时的管理费用，此外，合理的起付线可以抑制一部分被保险人的服务需求从而降低医疗保险的支付^[26 27]。

（2）比例共付

比例共付（coinsurance）即被保险人的医疗费用，保险机构按一定比例偿付，剩余部分由被保险人自付。该费用分摊形式的特点是需方和保险机构都承担一定比例的医疗费用，自付水平越高，医疗服务的利用越少，总费用越低^[28]。一般认为，自付比例达到 25% 时，医疗服务需求有明显降低，所以国际上一般保险计划的自付比例均定在 20 - 25% 左右^[29 30]。

实际工作中常采用起付线和比例共付相结合的方法，对滥用卫生资源有一定限制作用。

（3）限额和最高限额

该法是对被保险人的医疗花费规定费用或服务量的封顶线，限额以内由保险人支付，限额以外由被保险人自付。按服务项目分项规定的一般称为限额（limits），总的支付限制一般称为最高限额（maximum）。这样做可以降低保险费的水平，但不适合大

病和重病患者，在社会医疗保险中实行限额和最高限额后，尚需设立专门的大病保险基金对最高限额以上的医疗费用进行补偿。

除此以外，常用的需方控制方法还有缩小医疗保险的保障范围、无赔付返还保费（红利）和健康促进等措施。

2. 医疗费用的供方控制

除了对需方的控制措施外，控制医疗费用的关键还在于对供方的控制^[31]，因为医疗消费的质和量都取决于供方。对供方进行控制主要通过与其医疗机构间合理的支付方式来实现。

在社会医疗保险制度建立的早期，医疗保险管理机构与医疗机构间的费用结算大多采用按服务项目付费制（fee for service），即根据医疗机构向参保人提供医疗服务项目的多少，参照每种项目的价格向医疗机构或参保人支付费用。这种方式使医院或医生的收入与提供的服务量直接相关，极易诱导医疗机构向参保人提供过度的医疗服务，第三方只能事后对服务项目和账单进行审核，难以有效地控制费用。

二十世纪九十年代初，在深圳、海南等地进行的职工医疗保险制度改革和“两江”医改试点初期，社保机构和医院间的费用偿付方式大多采用按平均费用标准（standard average expense）的方式进行偿付^[32, 33]。这种方式对住院和门诊根据预先确定的每床日住院费用和每次门诊费用标准以及实际的住院日数和门诊次数进行补偿。该法鼓励医院降低每日/次费用，但易使医疗机构提供过度服务，仍不易控制医疗费用。

上述两种方式都属于后付制，容易诱导需求，不利于控制费用。在欧美等发达国家，与医疗机构间的费用偿付方式越来越多地采用预付制，常用的有：

（1）按人头预付

按人头（capitation）预付制是由管理机构每月或每年按参保人数和规定的收费定额，预先向医院或医生支付一笔固定费

用,在此期间,医院和医生负责提供合同规定范围内的一切医疗服务,不再收费,该方式使医疗服务提供方能自觉采取控制费用的措施,有利于管理机构控制费用。

(2) 总额预付

该法是由政府或保险机构和医院协商,确定每个医院的年度总预算,此预算一旦确定,医院的收入便不随服务量的增加和住院日的延长而增加。这可使医院事先安排计划,有效利用资源,从而达到控制费用的目的。上海和“两江”在职工医疗保障制度改革的后期对医院实施“总量控制、结构调整”的政策,利用的就是总额预付的原理^[34]。但如何根据医院规模、医院服务量、服务需要量、通货膨胀率和医院经营情况等确定合理的预付额度仍是值得深入研究的课题。

(3) 按病种预付

该法又称按疾病诊断相关组定额预付制 (Diagnosis Relative Groups and Prospective Payment System, DRGs - PPS),最先在美国的老年医疗保险 (Medicare) 中得到应用,经多次修改,1992 年公布的 AP - DRGs III 由 607 个疾病诊断相关组构成,并分别规定每个诊断相关组的价格,是一种按病例定额预先支付的形式。这种支付方式鼓励医院降低经营成本,有利于控制费用,所以很快在欧美等地推广开来。该方法的缺点是只能控制病种的医疗服务价格,仍无法对服务总量进行有效控制。

二十世纪九十年代初,为了配合医疗保障制度改革,由北京市医疗管理研究所牵头,北京市 10 家大型综合医院参加的“DRGs 在北京地区医院管理中的研究”,应用美国疾病诊断相关组当时的最新版本 DRGs III,利用这 10 家大型医院 1991 年 5 月至 1992 年 4 月的 10 万份出院病例,得出了北京地区出院病例的平均住院日 (ALOS) 和例均费用 (COST) 等住院服务的基本情况及其影响因素^[35,36],为当地的医疗保障制度改革工作提供了宝

贵资料。

二十世纪七十年代以后，许多西方发达国家的经济增长减缓，同时医疗费用的持续上涨又带来了沉重的经济负担，为了有效控制医疗费用的过度增长、减少卫生资源浪费、提高卫生资源的利用效率，各国纷纷进行社会医疗保险制度改革，并对医疗费用的控制方法进行了长期、系统的研究，形成了较完整的控制思路 and 系统的控制方法。

近年来，国外有关医疗费用控制方法的研究还有如下趋势：

(1) 控制方向从以控制需方为主发展到兼顾供需双方；(2) 控制方式从事后审查发展到事前和事后相结合；(3) 控制关系从以第三方为主的松散型发展到保险机构和医疗机构相互协同的紧密型。(4) 控制对象由仅控制医疗费用发展到对整个医疗服务成本的全面控制^[37]。

国内有关医疗费用控制方法的研究始于公费医疗和劳保医疗改革初期，随着职工医疗保障制度改革的不断深入，对医疗费用的控制方法，也进行了一系列的研究和试点，并取得了一定的效果，但研究范围主要限于了解医疗费用的影响因素和学习国外经验，方法多以“定性”和“政策”控制为主，对于控制中的关键环节缺乏相应的认识，对整个医疗费用控制的系统方案也缺乏清晰的思路。

8.2.2 商业医疗保险的风险控制方法

在商业医疗保险领域，医疗保险的风险控制也是保险公司和政府部门都非常重视的一个问题。对保险公司来讲，医疗保险的风险控制关系到该项业务的经营成败，是有关公司生存与否的大问题，因而在商业保险公司的经营中，如何找到医疗成本的有效控制方法和管理技术是非常重要的研究课题。

商业医疗保险由于是自愿投保，道德风险和逆选择都较社会

医疗保险大得多，对风险控制的重视程度也较后者高。与社会医疗保险不同的是，为了降低逆选择风险，商业医疗保险的保险费率需要根据被保险人的风险水平分别制定，即同一保险计划的参保个人或单位缴纳的保险费各不相同。此外，在商业医疗保险中，核保过程也是进行风险控制的一个重要手段。它是将个体或团体的风险程度与保费测算时的假设相比较，并确定是否需要增收保险费或除外某些保险责任的过程。

在欧美等商业医疗保险发达的国家，从开始经营医疗保险业务起，保险公司就很重视医疗保险的风险控制工作^[38]，随着业务规模的不断扩大，不少大的商业保险公司和医疗保险的经营机构都建立了风险控制的系统方法和完整的组织架构，在风险控制方面积累了大量管理经验^[39 40]。我国的商业医疗保险刚刚起步，中国人寿保险公司（原中国人民保险公司）、中国平安保险公司、中国太平洋保险公司等都进行了医疗保险的试点工作，试点中均反映出医疗保险的风险控制是关系经营成败的关键，各保险公司在经营中也尝试了一些风险控制的方法和手段，但效果均不理想^[41 42 43]。

商业医疗保险中传统的风险控制方法也是从医疗消费的需方和供方同时考虑。现将其常用的控制方法和技术分述如下。

1. 需方控制

同社会医疗保险一样，商业保险公司的医疗保险合同中也广泛采用费用分担的方法来增加被保险人的费用意识，降低医疗费用。常用的方法包括：免赔额、比例共付、服务项目限额（internal plan limits）、总额限制（total coverage limits）等。在团体医疗保险业务中，投保单位费用分担的形式包括建立共保基金和风险基金等。

除了上述几种费用分担方式外，在商业医疗保险中，核保过程也是风险控制中的一个重要环节^[44]。医疗保险的核保是根据被

保险人的危险程度将其分类的过程，一般按核保标准将被保险人分为三种风险类别：标准风险、次标准风险和拒保风险，然后根据风险分类的结果确定是按标准风险承保、按次标准风险加费承保或是拒绝承保。个人医疗保险核保时考虑的风险因素包括被保险人的年龄、性别、健康状况、职业、经济收入、业余爱好和生活习惯等。团体医疗保险核保时要考虑的风险因素有团体所在行业、团体的性别和年龄构成以及既往的医疗费用支出情况等。

商业医疗保险中的风险控制方法还包括保险合同中的除外条款，即在保险合同中规定对于容易导致逆选择、道德风险或费用不易控制的疾病或治疗方式不予赔付，包括军事行为或战争导致的损伤、自伤自残、既往疾病的治疗、康复或美容手术、牙科矫形或视力矫正治疗等^[45 46]。

商业医疗保险中的等待期（waited period）也是不同于社会医疗保险的风险控制方法，它是为了消除既往疾病的影响，预先确定的一段时间，在此期间发生的保险事故，保险人不予赔付。等待期使保险人不必为保险合同生效后已知既往症导致的医疗花费支付保险金。住院医疗保险合同约定的等待期一般为 14 - 30 天^[47]，但意外伤害导致的医疗费用除外。

2. 供方控制

除了对被保险人的控制外，保险公司也很重视对医疗机构的控制措施，传统的商业医疗保险，由于采用被保险人到医疗机构就诊或治疗后，再向保险公司申请赔付的方式，保险公司与医疗机构间大多通过经济合同的方式确定费用支付方式，并规范医疗机构的行为。保险公司除了利用全国性的医疗服务数据与医疗机构协商确定合理必需（usual, customary and reasonable）的医疗费用和偿付方式外，对医疗机构的控制措施还包括：

（1）医疗服务利用审查（utilization review, UR）

即对被保险人医疗服务利用的必要性和服务质量进行审查和

评估，包括审查确认非急诊住院的必要性并规定其合理的住院期限，审查急诊住院的必要性，病人入院后通过电话和探视进行监测等。

(2) 第二外科手术意见 (second surgical opinion, SSO),

即审查部分手术治疗的必要性时，要参考第二名外科医生的意见，对未通过 SSO 的部分择期手术降低赔付比例。常见的需进行 SSO 的手术有扁桃体摘除术、阑尾切除术、胆囊切除术、白内障摘除术、冠状动脉造影术等。

(3) 住院费用明细审查 (hospital bill auditing, HBA),

即对医院提供的各项住院费用单据进行审查，确定各项服务收费的合理性，一般需要 HBA 的情况包括住院总费用过高，每日费用较高，辅助检查费用超过总费用的 50%，药费占总费用比例较高等。

除了上述方式外，对医疗服务合理性的审查还包括门诊利用审查、长期住院者的个案（病例）管理等。

3. 管理型保健计划

除了上述传统型医疗保险的风险控制外，近年来，管理型保健 (Managed Care) 代表了风险控制方法研究的发展趋势。管理型保健开始仅指传统医疗保险中一些费用控制方法和技术，如医疗服务利用审查 (UR) 就是一种管理保健技术。现在，管理型保健已远远超出了这一范畴，它是将医疗服务的费用控制与对服务提供的控制相结合，用以平衡医疗费用、利用度和服务质量的系统方法。目前常见的方式主要有健康维护组织 (HMOs) 和选择型服务组织 (Preferred Provider Organizations, PPOs)。

HMOs 中的保险人又是医疗服务的提供者，即它不仅要为被保险人的医疗服务承担费用补偿责任，还管理服务的提供机构，这对整个医疗服务的成本控制非常有利。HMOs 的拥有者可以是全国性的 HMOs 组织、商业保险公司甚至可以是医学院校或医

院。

选择型服务提供组织 (PPOs) 通过协议将医疗服务的服务方和消费方联系起来, 它并不直接提供服务, 而是作为中介人, 它综合了传统型医疗保险和 HMOs 的优点, 对于网络内的医疗服务提供较高的补偿比例。既有效地控制了费用, 又不象 HMOs 那样限制了被保险人对医疗机构的自由选择, 有利于保证医疗服务的质量。

管理型保健与以往传统补偿型医疗保险的区别在于管理型保健计划中, 医疗机构也要承担风险, 而传统的医疗保险中只有被保险人和保险公司承担风险, 这样就能促使医疗机构增加保健和预防方面的开支, 合理有效的安排治疗、节约服务成本, 从而有效地控制整个医疗成本。管理型保健的另一项特征是服务利用管理 (utilization management), 它可以保证被保险人能得到必需、合适、高质量而又最经济的医疗服务。

正因为管理型保健有上述优点, 它在控制医疗费用方面的作用越来越受到人们的重视^[48]。不仅在商业医疗保险领域, 社会医疗保险中也越来越多地采用管理型保健的方法和思路^[49]。

以上我们对社会医疗保险和商业医疗保险中的风险控制方法作了一个简单的回顾。由于我国的社会医疗保险刚刚起步, 商业医疗保险还处于萌芽阶段, 不断扩大职工医疗保险的覆盖面、完善社会医疗保险管理机构、加强医疗费用的审核监督也是目前社会医疗保险进行风险控制的重要内容。在商业医疗保险中, 不断扩大业务规模、进行专业化管理、建立系统完整的管理架构, 是国内各保险公司作好医疗保险风险控制工作的基础。

除此以外, 由于医疗保险的风险因素较多, 除了被保险人的年龄、性别、健康状况外, 还包括医疗需求的增加、医院管理水平、医疗技术水平、医疗保险模式、医疗保险补偿范围和补偿方式、地区差异等。如何识别哪些是真正的影响因素并定量描述其

作用效果，是进行风险控制工作的前提和关键，作好上述风险因素的动态监测，也是风险控制工作取得成功的有利工具，国内有关风险控制方面的研究目前还停留在医疗费用，特别是住院费用影响因素的分析阶段^[50 51]，分析所用的统计方法也以单因素分析为主，即使用到多因素的分析方法，也有一些误用的地方。

8.3 医疗保险风险控制研究中的主要问题

医疗保险风险控制方法研究是社会医疗保险和商业医疗保险都必需重视的大问题。在欧美等发达的国家，政府和各类保险经办机构都很重视该项工作，不少大的商业保险公司和医疗保险的经营机构都建立了完整的风险控制系统，积累了丰富的经验。我国在这方面的研究才刚刚起步，各地的社会医疗保险管理机构和商业保险公司在进行医疗保险的风险管理时，既缺乏确定风险成本的基础数据库，又缺乏相应的风险识别和定量描述的方法，整个风险控制工作尚处于定性描述和“粗估”阶段。

国外有关风险控制的研究成果和管理理论，无疑对我们开展此项研究具有重要的参考和借鉴价值，然而国外的保险经营环境和社会意识形态与我国的实情并不相同，因而在风险控制和防范等方面理应有所差别，尤其是医疗保险风险控制甚为复杂，创建具有中国特色的医疗保险风险控制的系统方法和统计模型，有积极的社会效应和重要的应用价值。

目前国内在医疗保险风险控制研究中存在的主要问题是以往的研究缺乏系统性。医疗保险的风险控制涉及诸多风险因素和管理中的所有环节，必需有系统的思路和动态的观点。此外，医疗保险风险控制中的若干重要问题尚未解决，包括医疗费用影响因素的识别与作用描述，进行风险监测的方法和指标体系等，都有

待深入研究并尽早提出解决方案。

8.4 本章参考文献

1. Emmett J , Vaughan. Fundamentals risk of and Insurance , John Wileys & Sons , 1986
2. Frank H Knight. 风险的不确定性和利润 . John Wileys & Sons , 1989 ,
3. 卓志. 保险经营风险防范机制研究. 成都 :西南财经大学出版社 ,1998
4. 陈仕亮 ,周宜波. 风险管理. 成都 :西南财经大学出版社 , 1994 ,15 - 17
5. 张笑天 ,王保真. 医疗保险原理与方法. 北京 :中国人口出版社 ,1996
6. 梁浩材. 国外健康保险制度. 北京 :北京医科大学中国协和医科大学联合出版社 ,1992
7. 李综. 西欧社会保障制度. 北京 :中国社会科学出版社 , 1989
8. 陈朝先. 社会保障与保险问题研究. 成都 :西南财经大学出版社 ,1996
9. 林义. 社会保险制度分析引论. 成都 :西南财经大学出版社 ,1997 ,43 -
10. Angus , DC , Linde , ZW , Sirio , CA , et , al. The effect of managed care on ICU length of stay : implication for medicare. JAMA. 1996 , 276 (13) :1075 - 82
11. Hueston , WJ , McClafin , RR Mansfield , CJ. Et , al. Factors associated with the of interapartum epidural analgesia. Obstet - Gy-

necol. 1994 ; (84) : 579 - 582

12. Wilcox , GV , Rubuin , J. Health insurance coverage among the elderly. Social Science Medicine , 1994 , 38 (11) : 1521 - 1529

13. Overpeck , MD , Jones , DH , Trumble , AC , et , al. Socioeconomic and racial/ethnic factors affecting non - fatal medically attended injury rates in US children , Inj - Prev. 1997 , 3 (4) : 272 - 6

14. Dobie , S , Hart , LG , Fordyce , M , et , al. Obstetric care and payment source : do low - risk medicaid women get less care ? Am - J - Public - Health. 1998 ; 88 (1) : 51 - 6

15. Curtis - JR , Burke , W Kassner , AW , et , al . Absence of health insurance is associated with decreased life expectancy in patients with cystic fibrosis. Am - J - Respir - Crit - Care - Med. 1997 ; 155 (6) : 1921 - 1924

16. Giacomini , M , Luft , HS , Robinson , JC. Risk adjusting community rated health plan premiums : a survey of risk assessment literature and policy applications. Annu - Rev - Public - Health , 1995 ; (16) : 401 - 430

17. Fieldstein P. J. Health Care Economics , second edition , New York , 1983

18. Luft , HS. Potential methods to reduce risk selection and its effects. Inquiry. 1995 , 32 (1) : 23 - 32

19. Stefan Hakansson. New Ways of Financing and Organizing Health Care in Sweden. International Journal of Health Planing and Management , Vol. (9) 103 : 103 - 124 , 1994

20. Prospective payment Assessment Cornmisson. Medical and The American Health Care System Report to The Congress , June , 1996

21. Enthoven , AC. On the ideal market structure for third - party purchasing of health. Social Science Medicine , 1994 ; (39) : 1413

- 1424

22. 兰宇曦. 我国医疗费用增长趋势及原因分析. 中华医院管理杂志, 1996 (12): 8, 452 - 458

23. 沈华亮, 徐德法, 梁浩材. 论影响公费医疗的几种因素. 中国医院管理, 1992, 12 (7): 32 - 35

24. 汪宏. 医疗费用支付方式对公费医疗费用水平的影响. 中华医院管理杂志, 1993, 9 (8): 465 - 467

25. 程晓明, 赵永明. 上海市儿童住院医疗保险的费用控制机制. 中国医院管理, 1994, 14 (8): 24 - 27

26. Kenneth, H, Robert, D, L. Operations of Life and Health Insurance company llable - Healthcare cost management. Research Report. Milliman & Robertson. Inc, 1998

27. 杜乐勋, 罗五金. 现代卫生保健经济学. 哈尔滨: 黑龙江人民出版社, 1995, 40

28. Charles E. Phelps and Joseph P. New house, Effect of coinsurance : A multivariate Analysis. Social Security Bulletin, June, 1972

29. Anne A. Scitovsky and Nelda McCall. Coinsurance and the Demand for Physician Services : Four Years Later. Social Security Bulletin. May, 1977

30. 陈智明. 医疗保险学概论. 深圳: 海天出版社, 1995

31. 吴之寿. 深圳市医疗保险服务结算办法. 中华医院管理杂志, 1999, 15 (3): 149 - 152

32. 杨华有. 动态均值定额结算法在医疗保险中的应用. 中国卫生经济, 1997, 16 (173): 39 - 40

33. 谷献旦. 我国职工医疗保障制度改革中应注重的若干理论与政策问题. 中国卫生经济, 1997, 168 (16): 25 - 27

34. 朱美英, 白思温, 蔡予川等. 10 家医院出院病例医疗资

源消耗的分析. 中华医院管理杂志. 1994, 10 (4): 202 - 204

35. 韩素萍, 蔡予川. 病种质量管理与 DRGs. 中华医院管理杂志. 1994, 10 (5): 272 - 275

36. 王鸿勇, 牛钟顺. 医疗保险费用控制机制的发展趋势. 国外医学卫生经济学分册, 1998, (59): 97 - 100

37. Harriett E, Jones JD, DaniL. Long. Principles of Insurance : Life, Health and Annuities. 1996, LOMA (Life Office Management Association)

38. Dorfman, M. S., Introduction to Risk Management and Insurance, Sixth Edition, Porentice Hall, 1998.

39. Daykin, C. D., Pentikainen, T. and Pesonen, M., Practical Risk Theory for Actuaries, Chapman & Hall, 1996.

40. 饶勇, 余建一. 对开办医疗保险的几点设想. 保险研究, 1997 (12): 30 - 34

41. PICC 医疗保险课题组. 论医疗保险管理—广东省实施医疗保险管理的办法及其借鉴意义. 保险研究, 1996 (3): 40 - 44

42. 张贺乃. 浅谈住院医疗保险给付率居高的原因和对策. 保险研究, 1996 (3): 51 - 53

43. 中国人寿保险公司. 附加住院医疗保险条款, 1996

44. 中国平安保险公司. 附加住院医疗保险条款, 1996

45. 中国平安保险公司. 住院安心保险条款, 1997

46. Robert, D, JamesC, M. Controlling the uncontrollable - Healthcare cost management. Research Report, Milliman & Robertson, Inc.

47. 毛群安. 美国医疗保险制度剖析. 北京: 中国医药科技出版社, 1994

48. 倪思明, 龚忆纯. 上海市少年儿童住院医疗保险医疗服务利用分析. 中国医院管理, 1994, 14 (7): 19 - 6 - 18

49. 陈为能,何一天. 宁波市区医院住院病人医疗费用分析. 中国医院统计,1999,6(1):32-34

9 医疗保险风险控制方法研究概论

9.1 前言

1. 医疗保险中的风险和风险控制

本书前半部分讲述的医疗保险精算，就是要正确估计出疾病和健康损失风险发生的概率和损失额，并据此确定保险费。下文所说医疗保险中要加以控制的“风险”，并不是指上述疾病和健康损失发生的可能性，而主要是指保险机构收取一定的保险费，并承保上述疾病风险后，实际赔付额超出预期额的不利可能性^[1]，主要表现为医疗保险保费不足以支付赔款或医疗保险基金的偿付能力不足。它是由于保险人（保险公司或社保机构）、被保险人（医疗服务的需方）及医疗机构（医疗服务的提供方）三方在利益上分配不均或发生厉害冲突时产生的。因此，医疗保险的风险控制可定义为：利用风险管理的基本理论、识别并定量描述各种风险因素对医疗保险赔付额的影响及强度，通过风险选择、赔付审核和统计监测等具体技术，对医疗保险的支出或赔付进行系统控制的过程。

下面主要从保险公司和社会医疗保险管理机构的角度，同时兼顾保险监管部门和政府的需求，对医疗保险的风险控制方法进

行较深入的讨论。

2. 医疗保险风险控制方法研究的意义和现状

研究医疗保险的风险控制方法，无论对社会医疗保险管理机构还是商业保险公司都有非常重要的意义，因为风险控制是保证社会医疗保险制度能够正常运行和关系商业医疗保险经营成败的关键。因此，医疗保险的风险控制是建立并完善社会医疗保障体系和发展商业医疗保险都必须认真面对的重要问题，有关医疗保险风险控制方法的研究具有非常重要的理论意义和应用价值。

西方发达国家在医疗保险风险控制方面的研究开始较早^[2,3]，一些较大的保险经营机构和政府监管机关都积累了大量的经验数据，并建立了完整的风险控制系统。国内有关这方面的研究起步较晚，在农村健康保险研究、城镇职工医疗保险制度改革和商业医疗保险的具体实践中，部分实际工作者和专家进行了一些有益的探索^[4,5]，但总得说来还缺乏系统性，大都停留在“粗估”和“定性”阶段，尚未形成风险控制方法研究的系统框架，风险控制研究中若干关键性的技术问题有待解决。以下笔者试图提出一个系统、全面的框架，为此类问题的理论研究和实践工作探明方向。同时，本书还将结合社会医疗保险和商业医疗保险的具体实践，给出一些适合我国国情和医疗保险规律的医疗保险风险控制方法。

9.2 风险控制研究的关键环节和主要内容

在医疗保险中，影响最终赔付金额或医疗费用支出的因素很多，因而医疗保险风险控制所涉及的内容和环节也很多。要做好医疗保险的风险控制，必需找出此项工作的关键环节和各个环节的主要内容。通过一系列的研究和实践，笔者认为在医疗保险的

风险控制方法研究中必需重视以下三个关键环节：

(1) 首先要明确哪些因素是医疗保险的主要风险因素，这是进行风险控制的科学依据。

(2) 在医疗保险经营管理过程中，坚持全面和系统的思路，作好赔付成本和医疗费用及其影响因素的动态监测是做好风险控制的有力手段。

(3) 在医疗保险的风险控制中，除了增加被保险人的费用意识和进行风险共担外，采取合理有效的医疗费用偿付方式对医疗机构进行控制，是整个风险控制能否取得成效的关键。

下面我们将对上述三个关键环节进行详细阐述。

9.2.1 医疗保险的风险因素和统计分析方法

1. 医疗保险的风险因素

风险因素 (hazards) 是指能导致保险 (损失) 事故发生或增加其发生概率 (频率) 和/或损失幅度的条件^[6]，它是保险事故发生的潜在原因，如被保险人的年龄是造成人寿保险和医疗保险赔付频率不同的主要原因，那么年龄就是寿险和医疗保险中的风险因素。在医疗保险业务中，导致赔付发生水平不同的原因很多，即损失频率和损失幅度受到许多内外因素的影响，包括被保险人的年龄、性别、健康状况、经济收入以及医疗机构的经营性质、等级、医疗服务水平、医疗费补偿比例、医疗机构补偿机制、保险机构与医疗机构间的费用结算方式等。这些影响因素都是医疗保险的风险因素。

2. 医疗保险风险因素分析的重要意义

医疗保险有以上众多的风险因素，各种因素的作用又复杂多变，除了在保费测算阶段要考虑各种风险因素的影响外，识别这些风险因素并定量描述其作用强度在医疗保险的风险控制中有着非常重要的作用。

商业医疗保险是自愿投保，逆选择风险较大，在保费测算阶段必需根据最重要的风险因素分类测算保险费，实践中一般对不同性别和年龄段的被保险人采用不同的保险费率。由于确定保险费率时分组不能过细，考虑的风险因素就不能太多。在投保人提出投保申请时，还需将投保个人或团体的风险水平与保费测算时的假定相比较，以确定是否需要增收保险费或除外某些保险责任，这就是商业医疗保险中的核保过程。

核保过程是商业医疗保险中进行风险控制的重要手段，国外经营医疗保险业务的保险公司大都拥有自己的专业核保人员和核保所需的各类技术手册。国内的商业医疗保险尚处在起步阶段，各保险公司在承保医疗保险业务时都感到核保专业人员和技术资料的缺乏。若简单借用寿险的核保规则和核保手册，医疗保险核保与寿险又有较大不同；若直接利用国外保险公司的核保手册，又不一定适合我国国情，因而研究如何利用恰当的统计方法，对国内商业医疗保险经营中面临的风险因素进行分析，识别主要因素，并定量描述其作用强度，对各保险公司制定医疗保险核保策略和核保手册的编制都有非常重要的意义。

社会医疗保险由于是强制投保，逆选择危险较小，加上采用的是一致费率，在保费测算阶段也不必分类测算保费，但仍要对影响医疗服务利用和医疗费用的主要因素加以考虑才能保证医疗保险基金不致于“入不敷出”，即实际参保人群的风险水平应与测算所用基线人群一致，或考虑到变化趋势而进行了修正。在实际运行过程中，要保证医疗保险基金能够收支平衡，还需要对参保人群的主要风险因素水平进行动态监测，以便及时对保险金的偿付范围进行调整，或对医疗机构的行为进行规范，必要时还需要提高社会医疗保险的筹资比例。

总之，不管是商业医疗保险还是社会医疗保险，要作好医疗保险的风险控制工作，要对医疗保险的风险因素进行深入细致的

分析研究，就要借助于一定的研究工具和手段，特别是统计分析方法和模型。

目前在医疗保险风险因素分析的统计方法中存在的主要问题有：

①在医疗保险风险因素的识别和定量描述时，所用的统计方法仍以定性分析和单变量分析为主；

②进行医疗保险风险因素分析时，缺乏资料搜集的预见性和准确的原始资料；

③已进行的研究工作缺乏系统性。

为此，笔者对医疗保险风险因素分析的统计方法进行了系统研究，提出了对医疗服务利用和医疗服务费用的风险因素分别加以分析的思路，针对实践中常见的资料类型介绍了相应的统计学方法，并重点讨论了各类统计方法在应用中的注意事项。具体内容详见第10章“医疗服务利用的风险因素和统计分析方法”和第11章“医疗服务费用的风险因素和统计分析方法”。

9.2.2 医疗保险的统计监测方法

1. 统计监测的概念

统计监测是指选择总体中有一定代表性的样本，对样本的某一（些）指标进行长期、持续和动态的观察，将监测期的指标与事先设置的标准（基线）进行比较、评估，及时获得某些指标突然增加或减少的信息，分析引起上述变化和消长的原因，以利尽快发现和消除影响因素（原因）的作用，促进样本指标的稳定^[7]。随着应用统计学科的发展，统计监测和控制方法在工业生产、经济管理以及医药卫生中都已有广泛的应用，如工业生产中的质量控制、经济管理中的指标监控以及医学研究领域的疾病监测等^[8]。笔者认为，医疗保险中的统计监测就是在医疗保险的经营管理过程中，迅速、准确地搜集有关业务运行数据，利用系统

的统计监测指标和合理的统计模型，动态地对数据进行整理分析，并利用其结果为整个经营管理活动提供决策依据的过程。

医疗保险的经营管理是一项复杂的系统工程，其中涉及大量的数据资料和信息。要做好上述信息的搜集、整理、储存和分析需要借助于计算机和专门的技术，根据这些信息对医疗保险的经营管理过程进行动态监测，更要借助于一定的统计学方法和模型。

虽然各类保险机构，或同一保险机构的不同部门，对统计监测的要求和重点都不一样，但在医疗保险的经营管理过程中，最重要的仍然是对医疗保险赔付风险或称保险基金偿付能力的动态监测，为此，本书中以短期医疗保险业务中赔付风险的统计监测为例，深入讨论了医疗保险的统计监测问题。

2. 统计监测方法研究的重要意义

信息技术和信息管理是现代管理中的有利工具，在医疗保险的经营管理中，动态的监督和控制也是经营取得成效的关键，没有严格的统计监控手段，某些被保险人或整个被保险人群风险特征的变化就不会被迅速发现，当这种变化向着不利于保险人的方向发展时，就会使医疗保险的经营管理陷入保险金“入不敷出”的境地，甚至会导致整个经营机构的破产。为了使医疗保险业务能够正常运转，必须对医疗保险经营管理中的关键环节，特别是赔付风险进行动态监测和实时控制。

与其它非寿险业务不同的是，医疗保险中赔付风险和不利情况的出现，并不象财产保险中那样主要是由少数巨额赔款造成的。在医疗保险业务中，经营失败的原因往往是由于保险机构忽略了对那些可能导致医疗花费增加的主要风险因素的监测与控制，使大量被保险人平均赔付成本的增加而造成的。由于这些变化是在不知不觉中发生的，其危害性更大，所以，如何利用有效的统计监测方法及早发现这些变化并尽快采取相应的控制措施，

是保证医疗保险机构能够正常运行的关键。若要及早发现这些不利的变化，就必需借助于完善的统计监测系统，特别是一个灵敏的“早期预警系统”。在医疗保险机构的经营管理中，借助于计算机和相应的应用软件可以迅速地搜集、整理和分析保险业务中的有关数据，但选用什么指标、利用何种模型进行统计监测仍是值得深入研究的课题。

笔者在对社会医疗保险和商业医疗保险进行调研的基础上，提出了以下的观点：

①对医疗保险赔付损失的构成主体（赔付频率和次均赔付额）及其决定因素进行动态监测是进行医疗保险风险控制的重点。

②建立在科学考核指标体系上的风险监测方法是医疗保险风险控制方法研究中的主要内容。

③医疗保险统计监测的指标除了赔付频率和次均赔付额外，还应包括反映医疗保险风险因素水平的有关指标，具体内容详见第12章“医疗保险经营管理中的统计监测方法”。

9.2.3 医疗费用偿付模式

在医疗保险的诸多风险因素中，保险机构与医疗机构间有关医疗费用的偿付方式是最重要的一环。社会医疗保险和商业医疗保险的实践均表明，通过改进保险人与医疗机构间的费用结算方式，可以有效地控制医疗机构的行为，并最终节省医疗费用。有关医疗费用偿付方式的研究在国内外都开展得较多，有兴趣的读者可参阅相关文献^[9,10]，此处不赘。

上述三项研究内容中，医疗保险风险因素分析的统计方法研究是其它两项研究的科学依据和数理基础，医疗保险风险的统计监测可看成是风险因素分析的具体应用，医疗费用偿付模式研究必须建立在前两项研究的基础上，其结果又是对医疗机构进行有

效控制的技术依据。

9.3 两类保险机构风险控制的方法和策略

下面我们将结合一些实际的例子分别说明在社会医疗保险机构和商业保险公司中，以及在保险业务发展的不同阶段，进行医疗保险风险控制应采取的方法，并简要介绍其技术思路。

9.3.1 社会医疗保险中的费用控制方法

1. 控制方法

在社会医疗保险中，风险控制常被称做医疗保险的费用控制。原有公费医疗、劳保医疗费用迅猛增长，给国家财政和企业带来了沉重的经济负担，促使党和政府下决心进行职工医疗保障制度改革。从某种意义上讲，社会医疗保障制度改革的目的就是为了在国家和政府的层面上进行医疗服务的费用控制。各地在制定医疗保障制度改革方案中也都将作好医疗保险的费用控制，保障医疗保险基金的偿付能力和正常运转作为方案中的主要内容。可以预计，随着职工基本医疗保险制度的逐步建立与完善，有关医疗费用控制技术和方法的研究将会越来越受到关心和重视。

要作好社会医疗保险的费用控制，必需对医疗费用的影响因素进行深入研究，笔者认为，对社会医疗保险来讲，医疗保险的影响因素可归结为以下两类：①不可控因素。包括职工年龄老化，疾病谱改变（慢性病增加），职工保健意识增强引起的对医疗服务需求的增加和医疗技术水平提高，物价上涨引起的医疗服务成本的增加。②可控因素。包括医疗保险的覆盖面，医疗保险机构的完善程度，管理效率和管理力度，医疗保险报销范围、报销比例和医疗费用偿付模式等。

对不可控因素，笔者认为应做到心中有数，对其作用加以估测，据此不断调整社会医疗保险的筹资比例或保险基金的偿付范围。对可控因素，除了扩大职工医疗保险的覆盖面、完善社会医疗保险管理机构、加强医疗费用的审核监督外，目前认为有效的控制方式主要有：①通过免赔额、赔付限额和自付比例等措施增加参保人的费用意识，最终减少医疗费用支出；②通过有效的医疗费用结算方法加强对医疗机构的控制^[11]。

2. 应用实例

在以往的公费和劳保医疗制度改革过程中，卫生部门和公费医疗管理机构对医疗费用的影响因素和费用控制方法都进行了较深入的研究^[12]，也找到了一些行之有效的费用控制办法。如2000年成都市社保局在制定“成都市城镇职工基本医疗保险方案”时，根据以往开办“大病统筹医疗保险”和进行“统账结合的医疗保险”试点时的经验，住院费用的起付线不是简单地采用一个固定值，而是按照参保职工入住医院的级别确定，一类（主要是区级医院）医院的起付线为上年度社会平均工资的5%（约400元），二类医院（主要是市级医院）的起付线为上年度社会平均工资的10%（约800元），三类医院（主要是省级医院和部分高等医学院校附属医院）的起付线为上年度社会平均工资的15%（约1200元）。笔者认为上述措施是非常必要的，因为被保险人所住医院的等级是影响医疗费用支出，特别是参保职工住院费用的重要因素之一（详见第11章“医疗服务费用的影响因素和统计分析方法”）。上述费用控制措施经过实践的检验也是非常有效的。

9.3.2 商业医疗保险的风险控制方法

在商业医疗保险经营过程中，风险控制是关系到保险公司经营成败和生死存亡的大问题，所以这一工作从一开始就受到各大

保险公司的高度重视。在目前国内商业医疗保险的经营活动中，由于缺乏经验和数据积累，对医疗保险的风险因素知之甚少。保险公司很难对被保险人群的疾病风险进行准确评估和定价，对个体风险的评估和分类也缺乏足够的依据，缺少医疗保险风险控制方法已成为制约商业医疗保险发展的瓶颈。因此，只有尽快找到一系列符合商业医疗保险规律，并适合我国国情的风险控制方法，才能保证我国商业医疗保险的快速健康发展。为此，笔者根据自己的经验和研究成果，对商业医疗保险的风险控制，提出了以下的具体思路。

笔者认为，商业医疗保险的风险控制，涉及保险经营的各个环节，是需要保险公司内部各个相关部门协作配合的“系统工程”，具体内容包括：

1. 产品开发时的风险控制

在商业医疗保险的产品开发阶段，除了在条款设计时恰当地应用除外责任、规定合理的免赔额、自付比例和支付限额外，对被保险人群的疾病风险进行准确地估计，并在此基础上制定合理、准确的保险费率也是整个风险控制工作取得成功的基础，商业医疗保险由于是自愿投保，逆选择风险较大，在保费测算阶段，必需根据已知最重要的风险因素，将被保险人分类后测算保险费率，实践中一般对不同性别和年龄段的被保险人采用不同的费率。

2. 核保时的风险控制

由于测算保费时考虑的风险因素不能太多，分组不能过细，在投保人提出投保申请时，还需将投保人或投保团体的风险水平与保费测算时的假定相比较，以确定是否需要增收保费或除外某些保险责任。实践中常将被保险人按危险程度进一步分类，然后按照核保标准作出是按标准风险承保、按次标准风险加费承保还是拒保的结论，这就是商业医疗保险中的核保过程。

核保过程是商业医疗保险进行风险控制的重要手段之一。国外的商业保险公司大都拥有自己的专业核保人员和核保所需的技术手册。国内的商业医疗保险尚处在起步阶段，各大保险公司在承保医疗保险业务时深感核保专业人员和技术资料的缺乏，既不能简单借用寿险的核保规则，国外保险公司的经验也不一定适合国内实情，同时作为商业秘密，一般也很难拿到国外保险公司详细的医疗保险核保手册。因而，利用现有资料和数理统计的方法，尽快编制出适合我国国情和商业医疗保险发展规律的核保手册，对整个风险控制工作都有非常重要的意义。

3. 理赔时的风险控制

在医疗保险的经营过程中，防范道德风险也是一项非常重要的工作。在目前国内的医疗保险市场中，被保险人隐瞒既往病史，不如实告知；医疗服务提供方开大处方，提供不必要的检查和治疗服务，转嫁费用，甚至与被保险人相互勾结共同欺骗保险人的情况时有发生；加上相关法律法规尚不健全，以至防范道德风险成为医疗保险风险控制中的另一重大难题。为此，保险公司除了在条款设计和核保时对此加以限制外，理赔时进行严格的调查和审核是极重要的控制措施。

此外，国内外的实践都证明，要作好商业医疗保险的风险控制，除了采取上述措施外，对赔付率指标进行动态的统计监控是整个风险控制工作最终取得成功的关键。

总之，要做好商业医疗保险的风险控制，必需从险种开发时就加以重视，核保、理赔、统计监控等各个环节都不能放松。与社会医疗保险相比，商业医疗保险可使被保险人享受更好的医疗服务。但社会医疗保险不保的项目或范围很多本身就是难以有效控制的风险部分。因此，商业保险公司必须采取较社保机构更加有效的风险控制方法。此外，商业保险公司还要通过一系列方法和手段不断提高工作效率，降低管理成本和增加客户的满意度，

如建立强大的计算机信息管理系统、根据客户的需求随时改进自己的险种和服务方式、高度重视对工作人员的培训和工作流程的改造等。只有这样，才能使商业保险公司在盈亏平衡点附近挖掘出利润潜力。

9.3.3 商业医疗保险不同发展阶段的风险控制策略

以上分析说明，商业医疗保险和社会医疗保险由于经营性质不同，风险控制方法的侧重点和主要策略也有所不同；此外，在保险业务经营和发展的不同阶段，所采取的风险控制方法也应有所差异。现仅以商业医疗保险为例来说明不同发展阶段应采取的方法和策略，若干思路亦可供社会医疗保险参考。

1. 经营和发展初期的定性控制

在商业保险公司刚开始经营医疗保险业务时，由于缺乏经验和有关数据的积累，对伤病风险的评估只能停留在“粗估”阶段，对医疗保险经营风险的控制也只能建立在“定性”判断的基础上。但由于商业医疗保险业务发展的需要，各类保险机构又不得不承保而且时刻面对这些尚未完全了解的风险和风险因素，在这种条件下进行医疗保险的风险控制，只能针对经营中的一些关键环节，采取以定性控制为主的风险控制方法。定性控制的关键是必须知道哪些风险是可以测量的，哪些是可以回避的，哪些又是无法避免的，在此基础上采取一系列行之有效的控制措施。

在商业医疗保险的各类业务中，门诊医疗保险的经营风险较大，因为门诊的利用率和次均费用难以准确估计，被保险人购买保险后对门诊服务的利用率会成倍增长，赔付成本无法控制。这在商业医疗保险的发展史上是有教训的，如某商业保险公司在医疗保险业务发展初期，单纯追求业务规模，盲目开发和经营门诊医疗保险产品，最后保费入不敷出，赔付率超过 200%，不得不办该项业务，给公司造成了重大损失，在客户中也造成了一定

的负面影响。因此，在商业医疗保险的经营初期，严格坚持以住院医疗保险为主的原则，暂缓或不开办门诊医疗保险业务就是一种定性的风险控制策略。笔者认为，目前国内各商业保险公司均不宜盲目开展门诊医疗保险业务，将来如要开展此项业务，也必须采取与医疗机构紧密结合的方式，如购买或参股医疗机构，以便能直接向被保险人提供门诊医疗服务，或者仅为投保单位或被保险人提供门诊医疗保险金的管理服务，即门诊医疗保险金自储自用，商业保险公司通过提高管理效率赚取费差。只有这样，门诊医疗保险业务的经营才能做到不亏损。

2. 经营和发展中期的定量控制

随着商业医疗保险业务的不断发展，医疗保险经营者对医疗保险的风险因素有了一定的了解，随着被保险人数的增加和统计资料的逐渐丰富，对各类风险因素的作用强度和作用机制也有了较深刻的认识。保险公司对疾病风险的评估更加准确，对医疗保险风险因素的分析 and 风险控制措施的选择开始建立在对统计资料进行数量分析的基础上。这种建立在定量分析基础上的风险控制方法就是定量控制。

根据研究和实践经验，住院医疗保险的经营风险比包含门诊的综合医疗保险易控制，一年期险种的风险比长期和终身型险种的风险易控制，津贴型险种的风险比费用型险种易控制，加之医疗保险风险控制技术和经验的积累有一个过程。笔者认为商业保险公司的产品开发战略应该是本着先易后难的原则，“先开发住院医疗保险产品，再开发综合医疗保险产品；先开发定额给付型（津贴型）产品，再开发完全费用型产品，先开发一年期产品，再开发长期和终身型产品”，这一原则既符合医疗保险风险控制工作的规律，实践证明也是非常有效的。

商业保险公司在开发医疗保险产品时，必需对医疗保险的风险因素进行详细的分析，笔者认为在产品开发和业务管理过程中

必须认真加以考虑的风险因素有被保险人的年龄、职业、既往病史、保障类型、免赔额和共付比例、就诊医疗机构的情况等。根据以上思路即可将各种定量的风险控制措施和方法贯穿应用于条款设计、保险费测算、核保和理赔管理等各个环节。如在测算保费时按年龄制定费率，在条款中根据保障的类型确定相应的免赔额、共付比例和支付限额。在核保过程中，根据被保险人的职业、既往病史区别对待，在申请赔付时，规定被保险人必须到保险公司指定的医疗机构就诊，超过规定日数的住院要加以审批等一系列风险控制措施。上述建立在定量分析基础上的风险控制措施在实践中证明是很有效的。

3. 经营后期的整体控制

由于医疗保险的风险因素众多，而且来自保险合同、被保险人和医疗机构等多个方面，使得医疗保险的风险控制较人寿保险和其他非寿险业务要困难得多。尽管保险公司可通过设置免赔额、支付上限、自付比例等风险控制措施来增加被保险人的费用和 risk 意识，在一定程度上抑制被保险人的医疗消费需求，降低医疗服务费用，但由于医疗服务是由保险合同中的第三方——医疗机构来提供的，即使医疗服务的价格可由国家加以控制，医疗服务的数量和总的花费却仍然主要由医疗机构来决定，由于医疗机构的利益与保险公司不一致，必然造成医疗费用的超支和转嫁。所以，笔者认为做好医疗保险风险控制的关键，是采用整体控制的方法，最大限度地使医疗机构和保险机构相互结合，形成一定的利益共同体。只有这样，才能利用医院的力量最大程度地降低医疗服务成本，减少不必要的医疗服务，最终达到降低医疗保险赔付的目的。

目前国内已有多家保险公司开始经营医疗保险业务，但许多公司采用的风险控制方法和技术却远远落后于业务的发展，定性控制的方法用得较多，定量控制的方法相对较少。因此，笔者认

为，目前要作好医疗保险的风险控制，应该在对已有资料和经验总结分析的基础上尽量采用定量控制的方法。此外，从长远来看，要在中国大规模地开展商业医疗保险业务，特别是住院费用保险和包含门诊医疗服务的综合医疗保险，不可能寄希望于传统的被保险人、保险公司和医疗机构间关系松散的保单式与事后赔付型的保险形式，必需通过按人头预付、服务利用审核与服务质量管理考核相结合的管理保健技术的应用，建立起被保险人、保险公司与医疗机构三方利益紧密结合的整体保健（integrated care）型管理模式才能最终实现规模和利润的双丰收。可以预见，随着商业医疗保险业务规模的不断扩大，整体控制将成为商业医疗保险风险控制的发展趋势。

9.4 本章参考文献

1. 卓志. 保险经营风险防范机制研究. 成都：西南财经大学出版社，1998
2. Harriett E. Jones ,JD. Dani L. Long. Principles of Insurance : Life , Health , and Annuties , 1996 , LOMA
3. Robert Dymowski & Janes C. Modaff. Controlling the uncontrollable - Healthcare cost management. Research Report. Milliman & Robertson , Inc.
4. 周海洋，倪思明，沈杰. 上海市少年儿童住院医疗保险完善与发展研究. 中国医院管理，1994，14（75 - 15）
5. Picc 医疗保险课题组. 论医疗保险管理—广东省实施医疗保险管理时的办法及其借鉴意义. 保险研究，1996，3：40 - 44
6. 刘茂山，江生忠. 保险学原理. 天津：南开大学出版社，1996，19 - 20

7. 杨树勤. 出生缺陷的统计监测和季节性分析. 成都: 四川科学技术出版社, 1998
8. 戴志澄, 郑锡文, 齐小秋等. 疾病监测—方法与应用. 北京: 华夏出版社, 1993
9. 韩素萍, 蔡予川. 病种质量管理与 DRGs. 中华医院管理杂志, 1994, 10 (5): 272 - 276
10. 张音, 徐勇勇. 病例组合的统计分类—医疗卫生管理的一项基础研究. 中国卫生统计, 1998, 15 (3): 4 - 7
11. 赵蓉, 郝模, 吴延风等. 国外医疗费用控制的方法和理论研究. 中华医院管理杂志, 1995, 11 (9): 573 - 577
12. 杨华有. 动态均值定额结算法在医疗保险中的应用. 中国卫生经济, 1997, 16 (173): 39 - 41

10 医疗服务利用的风险因素和统计分析方法

医疗保险的风险因素众多，但从作用机制上看不外乎以下三类：影响医疗服务利用的因素、影响医疗服务费用的因素和既影响医疗服务利用，又影响医疗服务费用的因素。由于影响医疗服务利用和影响医疗服务费用的因素往往不同，为了进一步找出各自的主要影响因素并分析其作用强度和作用机制，我们将在本章和下一章中分别加以讨论。这一章先讨论影响医疗服务利用的风险因素及其统计分析方法。

10.1 影响医疗服务利用的风险因素

医疗服务利用的风险因素是指能导致医疗服务利用发生或增加其发生概率（频率）的各种潜在原因，包括被保险人的年龄、性别、职业、健康状况、经济收入、疾病严重程度、距医疗机构的远近和保险计划规定的保障项目、保障程度等。识别这些风险因素并定量描述其作用强度在医疗保险的风险控制中有着非常重要的意义。

商业医疗保险是自愿投保，逆选择风险较大，保险公司在承保前必需对投保个人或团体进行核保，而核保手册和核保策略的

制定主要考虑的就是影响医疗服务利用的风险因素及其作用强度。

社会医疗保险是强制投保，逆选择危险较小，但要保证医疗保险基金能够“收支平衡”，仍需要对参保人群医疗服务的利用情况及其风险因素的水平进行动态监测，为此，也必须明确哪些是医疗服务利用的主要风险因素。

因此，不管是商业医疗保险还是社会医疗保险，都必需借助于一定的研究工具和手段，特别是借助统计分析方法和模型，对医疗服务利用的风险因素进行深入细致的分析。

10.2 分析医疗服务利用风险因素的统计方法

10.2.1 单因素分析方法

对医疗服务利用率的影响因素进行分析，最常用的统计方法是根据可疑风险因素的水平，将被保险人群或有关调查资料分组，然后直观地比较不同风险因素，或同一风险因素不同水平的各类群体是否具有一致的索赔频率或医疗服务利用率，并做假设检验，资料的整理和分析常采用分类资料频数表的形式。如程晓明、赵玲和叶露^[1]等（1994）通过对杭州市 3618 名劳保医疗对象调查资料的分析后，发现“住院率在 40 岁以下组和 40~59 岁组间差异无统计学意义，而 60 岁以上组住院率明显高于其他两组”，具体结果如表 10.1。

表 10.1 1994 年杭州市劳保医疗对象不同年龄住院需求分析

年龄	观察人数	住院次数	住院率 (%)
<40	2167	104	4.8
40 ~ 59	1171	56	4.78
≥60	280	49	17.50
合计	3618	209	5.78

上述研究还发现门诊需求与利用也随年龄增长而升高, 年龄和工作状况 (离休、退休或在职) 是影响门诊、住院需求与利用的重要因素。

以上就是风险因素分析中的单变量统计方法。虽然我们可用单变量分析比较可疑风险因素的分布来确定哪些是真正的影响因素, 但由于影响医疗服务利用率的因素很多, 交叉分组的结果会使某些分组单元内的频数很小甚至为零, 为解决上述问题, 同时还要在控制其它因素水平 (含交互作用) 的条件下定量描述研究因素的作用强度, 必需借助于多变量分析的方法。

下面主要讨论线性 logistic 回归和 Cox 比例风险模型在医疗保险风险因素识别和定量分析中的应用。

10.2.2 logistic 回归模型

1. 方法

由于分析医疗服务利用的风险因素时, 结果 (是否去看门诊或住院) 属离散型的二值反应变量, 统计学中常用 logistic 回归的方法来进行分析。在二值响应模型中, 响应变量 Y 代表被保险人对医疗服务的利用情况, 取值有两种可能, 可记为 0 和 1 (如发生住院 $Y=1$, 未发生住院 $Y=0$), X 为解释变量向量, 即影响医疗服务利用的可疑风险因素, 则线性 logistic 模型有如下形式:

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta X \quad (\text{式 } 10.1)$$

式中 β_0 为截距, 表示不具有任何风险因素时, 被保险人发生住院的概率 $p = P\{Y = 1\}$ 与不住院概率 $1 - p$ 之比的对数值, β 为斜率参数向量, β_i 表示当其他风险因素被控制后, x_i 每改变一个单位时比数比 (OR) 或相对危险度 (RR) 对数值的平均变化数。

线性 logistic 回归模型中, 参数估计通常采用极大似然估计, 若记 p 为第 i ($i = 1, 2, \dots, n$) 个被保险人发生住院或门诊的概率, 即 y_i 取值为 1 的概率, 则 $1 - p$ 为未发生住院或门诊的概率, 似然函数为:

$$L = \prod_{i=1}^n p^{y_i} (1 - p)^{(1 - y_i)} \quad (\text{式 } 10.2)$$

对数似然函数为:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n y_i \ln p + (1 - y_i) \ln (1 - p) \quad (\text{式 } 10.3)$$

似然函数 L 最大为 1, 此时对数值 $\ln L$ 为 0; $G = -2\ln L$ 称为对数似然比统计量。用极大似然法进行参数估计, 就是求使 L 极大, G 最小的 β_0 和 β 值, 通常采用 Newton - Raphson 多次逼近法进行迭代计算。

logistic 回归系数的检验用于判断可疑风险因素对医疗服务概率的影响是否有统计学意义, 模型拟合过程中可用以偏差统计量 (Deviance) 进行的似然比检验、Walds 检验或比分检验 (Score test) 来检验某个 (或某几个) 风险因素对结果是否有作用, 即 OR 或 RR 是否为 1。若 $P \leq 0.05$, 可认为该因素与医疗服务利用的发生概率有关, 若 $P > 0.05$, 还不能认为该因素与医疗服务利用的发生概率有关。模型拟合的好坏可通过拟合优度检验来判断。

logistic 回归模型的应用条件包括:

(1) 结果因素 Y 为“发生或不发生”类型的资料, 即其值为 0 或 1 的具有概率性质的变量。

(2) 危险因素 x_i 可以是计量、计数和等级资料。但计数和等级资料需经量化处理转换成计量资料。

近年来,随着理论研究的突破和包含 logistic 回归模型的统计软件包(如 SAS, SPSS, STATA, EGRET, BMDP 等)被广泛使用,该模型在科学研究和实践,特别是生物统计和流行病学研究领域得到了广泛的应用。

2. 分析步骤

在商业医疗保险经营初期和社会医疗保险制度建立过程中,常采用抽样调查的方法来了解医疗保险的风险因素及其在潜在投保人群中的分布情况。如在四川省职工基本医疗保险方案制定之前,1998 年由四川省劳动厅组织在省内部分地区进行了一次职工医疗保险需求调查,搜集了各地政府机关和各类企事业单位数千名职工的基本特征和医疗消费资料,包括职工的年龄、性别、职业、婚姻状况、所在行业、文化水平、经济收入等基本情况和最近一个月内看门诊以及最近一年的住院情况。对于这类横断面调查资料常用 logistic 回归的方法进行分析。

下面我们就以其中部分资料的分析为例,说明 logistic 回归模型的分析步骤和应用中的注意事项。

(1) 资料描述和赋值

可疑风险因素的选择和确定相应变量以何种形式引入模型是建立医疗服务利用影响因素模型的关键步骤。本研究的目的主要是找出影响医疗服务利用的风险因素并描述其作用强度,为核保标准的制定提供数量依据,因此,笔者在深入了解现场情况后,引入了参保职工的性别、年龄、职业、婚姻状况、所在地区、单位性质、文化水平、家庭人口数和人均收入共 9 个可能影响医疗服务利用的因素,各因素的名称和赋值情况如表 10.2。

(2) 单因素分析结果

首先采用单因素 logistic 回归分析对资料进行变量筛选,回归

系数假设检验的水准 α 为 0.10, 若以近一个月内是否看门诊作为因变量 Y, 筛选出 6 个有统计学意义的变量, 分别是职工的性别、年龄、职业、婚姻状况、所在地区和单位性质, 具体结果见表 10.3。

(3) 多因素分析结果

若以 $\alpha = 0.05$ 为检验水准, 将上述 9 个可疑风险因素进行多因素 logistic 回归分析, 采用逐步回归的方法剔除无统计学意义的变量, 可得到以下门诊利用的 logistic 回归模型:

$$P = 1 / \{1 + \exp [- (1.9176 + 0.4183\text{SEX} + 0.0328\text{AGE} - 0.3083\text{TRAD} + 0.6303\text{MARRY} (1) + 0.8778\text{MARRY} (2) + 0.1162\text{EDU})]\}$$

表 10.2 可疑风险因素的赋值情况

变量名称	影响因素名称	量化方法
SEX	性别	男取 0, 女取 1
AGE	年龄	以实足年龄计
OCUP	职业	用三个哑变量表示: OCUP (1) 表示行政管理人员, OCUP (2) 表示专业技术人员, OCUP (3) 表示其他, 工人作为对比点
MARRY	婚姻状况	用两个哑变量表示: MARRY (1) 表示有配偶, MARRY (2) 表示离婚或丧偶, 未婚作为对比点
AREA	所在地区	用两个哑变量表示: AREA (1) 表示攀枝花, AREA (2) 表示达川, 成都作为对比点
TRAD	单位性质	机关和事业单位取 0, 各类企业均取 1
INCOME	家庭人均收入 (元)	1 表示 < 300, 2 表示 300 ~ , 3 表示 500 ~ , 4 表示 800 ~
HOME	家庭人口数	人数
EDU	文化水平	1 表示初中及以下, 2 表示高中及中专, 3 表示大专, 4 表示大学及以上

表 10.3 门诊利用的单因素 logistic 回归分析结果

变量	回归系数	标准误	P 值	风险比 (OR)
SEX	0.3376	0.1388	0.0117	1.4016
AGE	0.0347	0.0068	0.0000	1.0353
OCUP (2)*	-0.3926	0.1978	0.0472	0.6753
MARRY (1)*	1.0464	0.2304	0.0000	2.8473
MARRY (2)*	1.0985	0.4587	0.0166	2.9998
AREA (1)*	-0.3956	0.1713	0.0209	0.6733
AREA (2)*	-0.2025	0.1537	0.1878	0.8167
TRAD	-0.3753	0.1342	0.0052	0.6871

* : 指与对比组相比

被选进门诊利用概率模型的变量有性别、年龄、单位性质、婚姻状况和文化水平。职业、所在地区、家庭人口数和人均收入没有进入模型，具体结果如表 10.4。

表 10.4 门诊利用的多因素 logistic 回归分析结果

变量	回归系数	标准误	P 值	OR	95% 可信限
Constant	-1.9176	0.4220	0.0000		
SEX	0.4183	0.0078	0.0030	1.5194	1.1526 ~ 2.0029
AGE	0.0328	0.0078	0.0000	1.0334	1.0176 ~ 1.0493
TRAD	-0.3083	0.1395	0.0271	0.7347	0.5589 ~ 0.9658
MARRY (1)	0.6303	0.2523	0.0125	1.8781	1.1454 ~ 3.0796
MARRY (2)	0.8778	0.4740	0.0640	2.4056	0.9500 ~ 6.0912
EDU	0.1162	0.0568	0.0409	1.1232	1.0048 ~ 1.2556

对数似然比统计量 Deviance = 53.834，自由度 $\nu = 5$ ， $P < 0.05$

由上述计算结果可知，女性职工对门诊服务的利用概率较男性为高，比数比为 1.5194 (1.1526 ~ 2.0029)。职工年龄的比数比为 1.0334 (1.0176 ~ 1.0493)，说明年龄每增加一岁，门诊的利用概率平均增加 3.34%。单位性质不同，对门诊服务的利用概率也不同，企业职工看门诊的概率较政府机关和事业单位低，比

数比为 0.7347 (0.5589 ~ 0.9658), 这可能是由于机关和事业单位职工享受的公费医疗待遇比企业职工劳保医疗好, 自付比例比劳保医疗低的缘故。有配偶职工对门诊的利用度较未婚职工高, 比数比为 1.8781 (1.1454 ~ 3.0796), 这可从家庭方面的原因加以解释。文化水平高的职工较文化水平者看门诊的机会多, 比数比为 1.1232 (1.0048 ~ 1.2556), 可解释为文化素质较高者对医疗服务的信任度高。以上结果中有统计学意义的因素包括性别、年龄、单位性质, 都是国外医疗保险领域特别是商业医疗保险中公认的风险因素, 但婚姻状况和文化水平对医疗服务利用概率的影响还需做进一步深入探讨。

若以近一年内是否住过院作为因变量 Y , 回归系数假设检验的水准 α 为 0.10, 用单因素 logistic 回归方法筛选出有统计学意义的变量有 6 个, 分别是职工的性别、年龄、家庭人口数和人均收入、所在地区和单位性质, 具体结果见表 10.5。

表 10.5 住院利用的单因素 logistic 回归分析结果

变量	回归系数	标准误	P 值	风险比 (OR)
SEX	0.3376	0.1388	0.0117	1.4016
AGE	0.0231	0.0105	0.0272	1.0234
HOME	0.1749	0.1042	0.0932	1.1911
INCOME	- 0.2248	0.1288	0.0810	0.7987
AREA (1) *	- 0.2718	0.3073	0.3764	0.7620
AREA (2) *	0.3898	0.2366	0.0994	1.4767
TRAD	- 0.4214	0.2140	0.0489	0.6562

* : 指与对比组相比

若以 $\alpha = 0.05$ 为检验水准, 将上述 6 个可疑风险因素进行多因素 logistic 回归分析, 采用逐步回归的方法剔除无统计学意义的变量, 则进入住院利用概率模型的变量仅有年龄一个, 性别、单位性质、所在地区、家庭人口数和人均收入均没有被选进模型,

具体结果如下：

表 10.6 住院利用的多因素 logistic 回归分析结果

变量	回归系数	标准误	P 值	OR	95% 可信限
AGE	0.0231	0.0105	0.0272	1.0234	1.0026 ~ 1.0446
Constant	-3.0510	0.4414	0.0000		

对数似然比统计量 $G = 4878$ ，自由度 $v = 1$ ， $P < 0.0272$

10.2.3 Cox 比例风险模型

在进行医疗服务利用的影响因素分析时，我们常常会面临这样一类资料：观察人群是一个不断变动的群体，观察期内观察对象不断地加入或退出，当观察截止时，许多观察对象并未出现研究的结果而仅能得到一个截尾值。这类资料在医疗保险实践中是非常普遍的，如在社会医疗保险制度建立过程中，参保单位和职工不断加入，同时也有职工因调离本地或死亡等原因退出参保人群；在商业医疗保险中，保险产品推向市场后，投保团体和个人不断加入被保险人群，也会有人因合同到期或退保，不断退出被保险人群，到观察截止时，有些被保险人已发生过保险事故（利用了医疗服务），另一些被保险人可能尚未发生过保险事故，其他某些被保险人则因为合同到期或退保而“失访”，这很类似于医学研究中的随访资料。由于资料带有截尾值，各观察对象在观察截止时的观察时间并不相同，此时将所有观察对象同等对待并利用 logistic 回归模型进行分析显然欠妥，应选用针对随访资料的生存分析方法，其中最常用的是 Cox 比例风险模型。

1. 方法

Cox 于 1972 年提出了比例风险模型（proportional hazards model），其基本形式为：

$$\lambda(t, X) = \lambda_0(t) \exp(\beta X) \quad (\text{式 } 10.4)$$

其中 t 为“生存”时间，这里指从保单生效到保险事故发生所经过的时间。 X 为可疑风险因素， $\lambda_0(t)$ 称为基准风险率，是所有风险因素无作用时的基准函数， $\lambda(t, X)$ 则为风险因素 X 作用后某个被保险人的危险函数。 β 是待估的回归系数向量， β_i 的意义是某一风险因素 x_i 改变一个单位时，风险函数之比，即相对危险度 (RR) 对数值的平均变化数。右端第一部分 $\lambda_0(t)$ 反映这类个体均随时间 t 而变的共性，第二部分 $\exp(\beta X)$ 则反映了这类个体的特殊性。由于基准风险率可以是任意未知函数，上述模型又被称为半参数模型。

为了得到 β 的估计，Cox 提出了下列条件似然函数：

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\exp(\beta' x_i)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(\beta' x_j)} \right]^{\delta_i} \quad (\text{式 } 10.5)$$

其中 δ_i 为观察对象的截尾指示变量，若发生了门诊或住院，则 $\delta_i = 1$ ，若为截尾值，则 $\delta_i = 0$ 。 $R(t_i)$ 为 t_i 时刻的风险集，表示参保时间长于或等于 t_i 的所有被保险人。根据极大似然法原理，一般用 Newton - Raphson 迭代法对上述条件似然函数求导得到其极大似然估计值和标准误，对参数的检验可采用似然比检验、比分检验或 Walds 检验。

Cox 在二十世纪七十年代提出这个估计时，统计界有很多人持怀疑态度，但后来有人证明上述条件似然函数是真正似然函数的一部分，并包含了后者的绝大部分信息，Cox 模型及参数估计方法得到了广泛的认同。此后，还有人证明了上述条件似然函数的渐进正态性，Breslow 还给出了基础风险函数的估计。随着方法学研究的进展和各种包含 Cox 回归程序的统计软件的普及，Cox 回归在社会科学和医疗卫生研究领域都有广泛的应用。

利用 Cox 模型可建立可疑风险因素（门诊和住院概率的影响因素）估计生存时间（将发生住院或门诊作为“死亡事件”）的多元统计模型，由模型可得知各种可疑风险因素导致住院（或门

诊) 的风险比估计值。应用时 Cox 模型要求已知观察对象在研究者事先确定的观察时间内生存期的长短, 观察对象生存期的长短可用天、月或年为单位, 此外, 还需获得观察结束时, 观察对象是否发生观察事件的结局测量。危险因素可以是计量、计数和等级资料, 但计数和等级资料需经量化处理转换成计量资料。Cox 模型对影响因素的分布类型没有限制, 即危险因素变量的分布可以是任意分布, 因此该法适用范围很广。

2. 实例分析

在商业医疗保险和社会医疗保险经营管理过程中遇到更多的资料类型还是如上所述的被保险人群随访资料, 如某商业保险公司自 1997 年 5 月开始在四川省经营一种住院津贴保险业务, 该保险的保险责任是对被保险人因疾病和意外伤害导致的住院给予一定的日额津贴。保障程度 (即津贴额度) 共有三个档次, 3 ~ 59 岁的个人均可自愿投保。

到 1997 年 12 月底, 参保人数已达 20130 人, 申请住院日额保险津贴并获赔付的有 182 人。保险公司记录了被保险人的年龄、性别、所在地区、职业类别、婚姻状况、既往健康状况、保障档次和保险合同生效日期, 以及到观察期截止时每一被保险人的观察结果, 即是否发生了保险赔付 (住院) 以及事故发生日期等资料。

下面我们就利用 Cox 比例回归模型对上述资料进行分析以确定哪些是影响住院利用率的风险因素。

(1) 资料描述和赋值

上述资料中从保险合同生效到发生住院经过的时间就是生存时间 (日), 可疑的风险因素有被保险人的性别、年龄、所在地区、职业类别、婚姻状况、既往健康状况和投保档次共 7 个, 其中既往健康状况用有无健康告之来衡量, 变量名称和编码情况如表 10.6。

表 10.6 可疑风险因素的名称和赋值情况

变量名称	影响因素名称	量化方法
INSEX	性别	男取 0, 女取 1
INSAGE	年龄	用六个哑变量表示: INSAGE (1) 表示 5 ~ 岁, INSAGE (2) 表示 0 ~ 岁, INSAGE (3) 表示 20 ~ 岁, INSAGE (4) 表示 30 ~ 岁, INSAGE (5) 表示 40 ~ 岁, INSAGE (6) 表示 50 ~ 岁, 10 ~ 岁组作为对比点
JOB	职业	0 表示普通职业 (未加费职业), 1 表示核保时被评定为加费职业
INSMRG	婚姻状况	用两个哑变量表示: MARRY (1) 表示有配偶, MARRY (2) 表示离婚或丧偶, 未婚作为对比点
AREA	所在地区	用三个哑变量表示: AREA (1) 表示都江堰, AREA (2) 表示内江, AREA (3) 表示泸州, 成都作为对比点
INSHLT	既往健康状况	0 表示投保书中告知既往无患病历史, 1 表示告知有既往患病历史
BASAMT	投保档次	用两个哑变量表示: BASAMT (1) 表示投保第二档, BASAMT (2) 表示投保第三档, 投保第一档作为对比点

(2) 单因素分析的结果

首先采用单因素 Cox 回归分析对资料进行变量筛选, 回归系数假设检验的水准 α 为 0.10, 筛选出三个有统计学意义的变量, 分别是被保险人的年龄、婚姻状况和投保档次, 具体结果见表 10.7。

(3) 多因素分析的结果

以 $\alpha = 0.10$ 为检验水准, 将单因素 Cox 回归分析筛选出的三个变量进行多因素 Cox 回归分析, 采用逐步回归的方法剔除无统

计学意义的变量，建立住院利用的 Cox 回归模型如下：

$$\lambda_{(t)} = \lambda_{\alpha(t)} \exp [1.5775\text{INSAGE} (2) + 0.9984\text{INSAGE} (4) + 1.3998\text{INSAGE} (5) + 0.8637\text{INSAGE} (6) + 1.0158\text{BASAMT} (1) + 1.0726\text{BASAMT} (2)]$$

被选进模型的变量有被保险人的年龄和投保档次，被保险人婚姻状况没有被选进模型，具体结果如表 10.8。

表 10.7 单因素 Cox 回归分析结果

变量	回归系数	标准误	P 值	风险比
INSAGE (2)	4.5178	0.2752	0.0000	4.5621
INSAGE (4)	0.8738	0.2652	0.0010	2.3959
INSAGE (5)	1.2858	0.2576	0.0000	3.6177
INSMRG (1)	0.4785	0.1510	0.0015	1.6137
BASAMT (1)	1.0255	0.2963	0.0005	2.7884
BASAMT (2)	0.9700	0.3513	0.0001	2.6380

表 10.8 多因素 Cox 回归分析结果

变量	回归系数	标准误	P 值	风险比	95% 可信限
INSAGE (2)	1.5775	0.2764	0.0000	4.8430	2.8171 ~ 8.3256
INSAGE (4)	0.9984	0.2677	0.0002	2.7139	1.6058 ~ 4.5867
INSAGE (5)	1.3998	0.2600	0.0000	4.0546	2.4358 ~ 6.7490
INSAGE (6)	0.8637	0.4362	0.0477	2.3719	1.0089 ~ 5.5764
BASAMT (1)	1.0158	0.2964	0.0534	2.7884	1.7776 ~ 4.8060
BASAMT (2)	1.0726	0.2537	0.0682	2.6380	1.0060 ~ 1.0270

对数似然比统计量 Deviance = 88.000，自由度 $\nu = 8$ ， $P < 0.0000$

由上述计算结果可知，各年龄段的被保险人住院概率有较大差异，但不是简单的线性关系，10 ~ 岁组的住院概率最低，若以该年龄段为对比点，0 ~ 岁，30 ~ 岁，40 ~ 岁和 50 ~ 岁组的住院概率都高于对比组，结合专业知识和大样本资料的分析结果，年龄与住院发生概率的关系可简单表述为 10 ~ 岁组 < 20 ~ 岁组 < 5

~岁组 <50 ~岁组 <30 ~岁组 <40 ~岁组 <5 岁以下组。此外，投保档次越高，对住院的利用概率也越大。

10.3 讨论

1. 关于影响医疗服务利用率的风险因素

一般认为，对医疗服务的利用概率主要取决于被保险人本身的一些风险特征，如年龄、性别、职业等，而发生门诊和住院以后医疗费用的多少则主要由医生和医院决定。根据国外保险公司的经验和研究结果，在进行个人医疗保险核保时常考虑的风险因素有被保险人的性别、年龄、健康状况、职业、收入、习惯嗜好和生活方式等；在团体核保时考虑的风险因素包括投保单位的年龄、性别构成，单位所在行业和工作性质等。本次研究利用多因素分析的方法对影响门诊和住院医疗服务利用的风险因素进行了定量分析，结果与以往的研究和经验基本一致，笔者认为：

（1）年龄是影响医疗服务利用最重要的因素。10 ~ 19 岁组的利用最少；<5 岁特别是 <3 岁者对门诊和住院的利用均较多，40 岁以上，特别是 60 岁以上对门诊和住院的利用也较多。因此，在医疗保险的经营管理过程中必须始终注意被保险人的年龄变化。社会医疗保险运行过程中要对参保职工年龄增加引起利用增加的情况加以重视。人口老龄化带来的社会医疗保险费用的增加已成为部分发达国家社会医疗保险中面临的最大问题。商业医疗保险虽然在产品定价时就考虑了年龄因素的影响，对风险较大的人群，如 <3 岁或 >60 岁的人群承保时仍要加倍小心；特别在团体业务中，如果是根据平均风险水平测算的费率，核保时必须根据团体的实际年龄结构加以调整。

（2）被保险人的性别也是影响医疗服务利用的一个重要因

素，国外商业医疗保险的经验表明，即使扣除了怀孕和分娩的影响，女性仍比男性有较高的医疗服务利用率和医疗花费。本次研究也提示女性对医疗服务的利用高于男性，特别是对门诊的利用。国外商业医疗保险发展初期，男女的保险费率是不同的，近年来由于女权主义的兴起使得大多数保险公司倾向于对男女被保险人采用一致的费率。目前国内的商业医疗保险实践中，保险费率也未对男女加以区别，但在保费测算和核保时应应对上述差异加以一定的考虑。

(3) 除被保险人的年龄和性别外，本次分析的结果还表明，被保险人对商业医疗保险保障档次的选择也是一个非常重要的风险因素，投保高档次的被保险人，对保险公司来讲具有一定的“逆选择”风险。相应的在商业医疗保险的风险控制中，要对此加以足够的重视。笔者认为在商业医疗保险的产品开发时应尽可能减少被保险人的选择空间，在核保阶段可考虑对投保高档次的投保人加大调查或体检的比例。

(4) 除了以上讨论的几个风险因素外，目前国内外商业医疗保险核保，特别是个人医疗险核保中用以进行风险分类的职业、习惯与嗜好、既往健康状况等均未能进入模型，尤其是住院利用的概率模型，笔者认为这其中既有被保险人不实告之（如既往健康状况多为阴性）导致信息失真的原因，也有样本较小和信息搜集过程中的测量误差原因。但这同时也提示我们，对这些相对不重要或难以准确测量的风险因素，一概用来作为核保时加费和其他核保决定的参考条件似有欠妥之处。

2. 关于统计分析方法

在分析医疗服务利用的影响因素时，过去较常用的是单因素分析方法，本文中 10.2.2 节的资料采用 logistic 回归模型，10.2.3 节的资料采用 Cox 比例回归模型，结果表明多因素分析方法较单变量分析有许多优势，许多单变量分析得出的风险因素被

证明只是“假象”，而一些作用被掩盖的风险因素则被多因素分析方法发掘出来。

本研究还说明，对保险经营管理实践中特有的截尾数据用 logistic 回归模型进行分析有难以克服的缺点，而 Cox 比例回归能处理随访资料中的截尾数据，能在诸多因素共存的情况下排除混杂因素的干扰，综合评价各因素对医疗服务利用率的影响，另外，Cox 模型是一种半参数方法，可以处理分布未知的资料，在医疗保险风险因素分析时有非常广阔的应用前景。但同时也应看到，虽然 Cox 模型方法的理论成熟，应用广泛，但也同样存在着一些不足，主要表现在：

(1) 当协变量较多，某些影响因素间存在相关时，拟合的模型常难以解释，此时可用树结构比例风险模型 (tree - structured proportional regression modeling)^[2]。

(2) Cox 模型无法处理具有潜变量的资料，在分析变量间的间接作用和因果关系时应采用线性结构模型^[3]。

本研究建立数学模型的目的在于分析影响医疗服务利用的风险因素，分析时我们主要从统计分析的角度评价模型，但实际应用中必须结合专业知识和实践经验加以判断。因为虽然模型本身有利于进行风险控制时的科学决策，但是模型选择的失误，模型中参数估计的误差和随机变异是模型本身无法克服的。因此在模型分析的基础上，结合大样本数据分析的结果以及具体的实践经验才能真正找到医疗保险的所有风险因素，并利用其指导风险控制工作实践。

10.4 本章参考文献

1. 程晓明,赵玲,叶露等. 杭州市劳保医疗享受者的医疗服务需求与利用分析. 卫生经济研究, 1996;(9) 17 -
2. 林华珍. 职业肺癌危险因素最低累积暴露计量的估计. 成都:华西医科大学博士学位论文, 1999
3. 陈冠民. 糖尿病危险因素分析的统计模型. 成都:华西医科大学博士学位论文, 1997

11 医疗服务费用的风险因素和统计分析方法

11.1 影响医疗服务费用的风险因素

除了分析影响医疗服务利用的风险因素外，还应注意，利用医疗服务的被保险人每年或每次医疗服务的花费并不相同，例如，即使因为同样的疾病住院治疗，实际的住院费用也可能相差悬殊。这是因为被保险人的年龄、性别和病情各不相同，还有来自医生或医院方面的原因。这些影响医疗服务费用的潜在原因，就是影响医疗服务风险因素，它们也是医疗保险中重要的风险因素和各类医疗保险机构都非常关心的内容。

对医疗服务费用风险因素进行分析，既可用做医疗保险精算时进行风险分类的依据，又是医疗保险管理机构进行风险控制的数量基础。确定了哪些是影响医疗服务（门诊或住院）费用的主要风险因素，并对其影响强度和作用机制进行定量描述，既可据此制定相应的核保策略并编制核保技术手册，还可为医疗保险理赔审核以及定点医院管理提供标准和数量依据，因此，对医疗服务费用的风险因素进行定量描述和分析，也是整个风险控制方法研究的重要内容。

11.2 分析医疗服务费用风险因素的统计方法

11.2.1 单因素分析方法

要分析医疗服务费用的风险因素，就必须借助于一定的统计工具和方法，在对医疗服务费用风险因素进行分析研究的初期，研究者大多采用单变量分析的方法，即根据可疑风险因素的不同水平（又称等级），将被保险人群或调查人群中的医疗服务利用者分为不同的群组，比较各组人群医疗服务费用的平均水平有无差异，并做假设检验，据此即可以确定哪些是风险因素以及医疗费用和风险因素间是何种变化关系。

如沈华亮、徐德法和王龙星等（1990）^[1]在对郑州市公费医疗费用的风险因素进行分析时，将调查对象按年龄、职业、病种、就诊医院类型、公费医疗优待政策、自付和报销比例、公费医疗管理机构完善程度、公费医疗管理模式、享受者对医疗服务的需求水平和价格共 10 个因素分层后，对次均门诊费用、就诊者人均半年门诊费用、次均住院天数和住院费用四个指标的均数进行了比较和假设检验，其中按年龄分层比较的结果如表 11.1。

程晓明、赵永明（1992）^[2]在对上海市徐汇、虹口和长宁三区 and 上海、崇明两县的少年儿童住院医疗保险资料进行分析时，将被保险人按可疑风险因素分组比较后发现，影响住院医疗费用的主要因素除被保险人的年龄外，还包括所在地区（市区或郊区）、医院级别、家长的医疗保健制度以及是否有手术等。其主要结果如表 11.2 所示。

表 11.1 1990 年郑州市公费医疗中各年龄门诊和
住院费用指标的差异比较

指标	均值					F 值	P 值
	<30 岁	30 岁 ~ 40 岁	40 岁 ~ 50 岁	50 岁 ~ 60 岁	>60 岁		
次均门诊费用	7.48	7.52	7.92	8.63	8.35	4.12	<0.01
就诊者人均半年门诊费用	50.24	68.84	75.80	102.33	59.08	8.37	<0.01
次均住院天数	15.58	25.37	29.29	27.39	24.56	4.67	<0.01
次均住院费用	409.10	521.75	864.40	886.24	786.98	5.95	<0.01

从以上简单的比较可以看出，年龄是影响门诊和住院医疗费用的风险因素，总的来讲，随着职工年龄的增加，门诊和住院医疗费用都随之增加。

表 11.2 1992 年上海市少年儿童住院
医疗费用的影响因素

影响因素	因素水平	前 24 种主要住院疾病的	
		平均次均住院天数	平均次均住院费用 (元)
地区	市区	11.62	599.35
	郊区	11.02	229.67
医院级别	市级	21.20	1066.12
	区级	14.14	330.85
	县级	13.34	253.96
	乡镇	7.59	112.09
家长医疗	公费医疗	6.98	645.33
保健制度	合作医疗	13.85	357.40
	自费	15.60	388.34
有无手术	手术	16.46	701.74
	非手术	14.16	379.78

由于服务医疗费用的风险因素众多，包括被保险人的年龄、性别、所在地区、职业，疾病种类等，上述方法在分析医疗服务费用的风险因素时存在着严重的缺陷。因为虽然从理论上讲，只要有足够大的样本含量，就可估计出各类被保险人的费用均数等指标，但在实际应用中往往难于找到满足所有交叉分组单元中指

标均有意义的“大样本”。实际上某些分组单元内的样本数可能会小到无法进行统计分析的程度，即使可以计算出所有单元的费用均数，各风险因素对费用的影响也会被淹没到巨大的数字陈列之中。

为克服单因素分析方法的不足，必需借助于多因素分析的模型和方法，通过设定必要的参数，即可不受分组单元中样本太小的影响。求出的模型参数还可以表达各因素对医疗服务费用的影响强度和相应的重要性，此外，计算出参数的可信区间还能达到与假设检验相似的目的。

11.2.2 多元线性回归模型

影响医疗服务费用的因素很多，各影响因素间又常常是相互联系的，被保险人每次门诊和住院的医疗花费是由被保险人的病因和病情，医疗机构的级别和治疗、检查方式等众多风险因素综合作用的结果。要对这些风险因素的作用进行分析和定量描述必须借助于多变量统计分析方法，其中应用最广的是多元线性回归模型。

1. 方法

多元回归是研究一种事物（现象）与其他多种事物（现象）在数量上相互联系和相互依存关系的统计方法，如果两个或两个以上的自变量 x_i 与一个因变量 Y 的统计关系能用一个方程表达出来，就称为多元回归方程，其中最简单，应用最广泛的是多元一线性回归方程，其基本形式为：

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon \quad (\text{式 } 11.1)$$

式中 α 为常量，意义类似于直线回归方程中的 a ， β 为回归系数向量，意为当其他所有自变量保持固定时，伴随着某自变量一个单位的变化而产生的 Y 的变化量。应用中回归系数的估计通常采用最小二乘法（LS）， β 的 LS 估计为：

$$\beta = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (\text{式 11.2})$$

多元回归模型的应用条件是当自变量取不同值的组合时，相应的 Y 值应符合正态分布，且满足方差齐性，由于医疗服务费用数据，包括门诊费用、住院天数和住院费用等均是长尾的正偏态分布，方差也往往不齐，应用时一般都需要对原始的因变量 Y 进行对数变换，以满足接近正态和方差齐的要求。

对拟合的多元线性回归方程进行统计检验可用一般的方差分析，对于得到的多元回归方程，可通过决定系数 R^2 的大小来判断拟合的好坏， R^2 的值介于 0 到 1 之间， R^2 越接近于 1，回归方程的拟合效果越好。在医疗保险中我们最关心的是哪些自变量是影响因变量 Y 的主要因素，哪些是次要因素，也就是比较自变量在拟合回归中的作用大小，这就需要用到标准回归系数。

由于多元线性回归方法的实用性强，结果易于解释，统计软件也得到了广泛的普及，该模型在实践中得到了广泛的应用。

2. 实例分析

(1) 资料搜集和风险因素描述

在前期的农村健康保险试验研究和职工医疗保险制度改革实践中，积累了大量的调查人群和被保险人群的医疗费用资料，利用这些资料和多元线性回归模型，即可对医疗服务费用的风险因素进行分析。

成都市社保局从 1997 年 9 月起，在市内部分大中型企业中进行“个人账户和统筹基金相结合”的医疗保险模式试点，到 1998 年底，上述保险计划的参保职工已达 3.15 万人，统筹基金共支付住院费用 1889 人次，利用上述住院费用支付和有关费用资料，我们用多元回归模型对医疗费用的风险因素进行了深入分析，由于已经知道被保险人住院的病因（或诊断）是影响医疗费用的重要因素，为了简化模型，我们选择了上述住院病人中患胆囊或胆管疾病（ICD - 9 编码为 574）的 169 例参保职工的资料进行了分

析，主要诊断包括胆囊炎、胆结石和 h 或慢性胆囊炎等。

以上述 169 例胆（囊）道病人住院费用的对数值做因变量（Y）。做医疗费用的风险因素分析时，风险因素的选择及引入模型形式的确定是建立模型的关键，分析中我们结合资料特点，在参考前人研究结果的基础上，引入了住院职工的性别、年龄、类别（在职或离退休）、疾病严重程度、有无并发症、是否癌症、是否死亡、所住医院的类别、等级、社保规定的起付线、住院天数、有无 100 元以上检查费、有无人工器官费用、有无单包装 100 元以上的药费和有无非社保范围药费共 15 个可能影响住院费用的解释变量 x_i 。可疑风险因素的变量名称和取值情况如表 11.3。

表 11.3 住院费用可疑风险因素及赋值

变量名称	可疑风险因素	取值
SEX	性别	男取 0，女取 1
AGE	年龄	周岁
GROUP	职工类别	在职取 0，离退休取 1
DRAG	疾病严重程度	分 5 级，分别取 0 ~ 4
COMP	有无并发症	无取 0，有取 1
CANCER	是否癌症	否取 0，是取 1
DEATH	是否死亡	未死亡取 0，死亡取 1
HCLASS	医院类别	区级医院取 1，市级医院取 2，省级及医院院校附属医院取 3
BZ3	医院综合评级	1 为一级医院，2 为二级医院，3 为三级医院
Z04	起付线	300 - 1500 元
DAYS	住院天数	日
CHECK	有无 100 元以上检查费	无取 0，有取 1
ORAG	有无人工器官费用	无取 0，有取 1
DRUG	有无单包装 100 元以上的药费	无取 0，有取 1
OWNPAY	有无非社保范围药费	无取 0，有取 1

(2) 结果与解释

由于商业医疗保险核保时仅能根据投保人的基本风险特征进行风险分类,而影响医疗费用的主要因素却大量来自医生和医疗机构,我们在进行住院费用的风险因素分析时,选择了三类模型,第 I 类模型仅包含了被保险人本身的一些基本特征和此次住院所患疾病的情况,包括被保险人的性别、年龄、是否离退休、疾病严重程度、有无并发症、是否癌症、是否死亡等 7 项。第 II 类模型除了包含被保险人和所患疾病的特征外,还包含所住医院的特征,即医院的等级、类型和社保规定的起付线等 10 项。第 III 类模型则除了 I, II 类模型中包含的风险因素外,还包括与住院治疗方式有关的因素如住院天数、检查和药物等的使用情况等 15 项。

针对第 I 类 7 个可疑风险因素和住院费用对数值之间的关系,我们用逐步法筛选变量,回归系数的检验水准定为 0.05,拟合出如下模型:

$$\ln Y = 7.636 + 0.0096AGE$$

具体结果如表 11.4。

表 11.4 模型 I 的参数估计和检验结果

变量名	风险因素	回归系数	标准误	标准化回归系数	t 值	P 值	回归系数 95% 可信区间
AGE	年龄	0.0096	0.004	0.167	2.193	0.030	0.001 ~ 0.018
Constant		7.636	0.240		31.810	0.000	7.162 ~ 8.110

若将第 II 类 10 个变量引入模型,用逐步法筛选变量,回归系数的检验水准定为 0.05,拟合出如下模型:

$$\ln Y = 7.065 + 0.0103AGE + 0.0007Z04$$

具体结果如表 11.5。

表 11.5 模型 II 的参数估计和检验结果

变量名	风险因素	回归系数	标准误	标准化回归系数	t 值	P 值	回归系数 95% 可信区间
Z04	起付线	0.0007	0.000	0.386	5.477	0.000	0.000 ~ 0.001
AGE	年龄	0.0103	0.004	0.178	2.527	0.012	0.002 ~ 0.018
Constant		7.065	0.245		28.856	0.000	6.582 ~ 7.549

若将第Ⅲ类 15 个可疑风险因素均引入模型，用逐步法筛选变量，回归系数的检验水准定为 0.05，拟合出如下模型：

$$\ln Y = 6.882 + 0.429\text{CHECK} + 0.0285\text{DAYS} + 0.0006\text{Z04} + 0.418\text{DRUG}$$

具体结果如下表 11.6。

表 11.6 模型 III 的参数估计和检验结果

变量名	风险因素	回归系数	标准误	标准化回归系数	t 值	P 值	回归系数 95% 可信区间
CHECK	检查	0.429	0.076	0.297	5.619	0.000	0.278 ~ 0.597
DAYS	住院天数	0.0285	0.003	0.545	11.009	0.000	0.023 ~ 0.034
Z04	起付线	0.0006	0.000	0.338	6.094	0.000	0.000 ~ 0.001
DRUG	有无单包装 100 元以上的药费	0.418	0.004	0.268	4.918	0.000	0.250 ~ 0.586
Constant		6.882	0.1002		68.085	0.000	6.624 ~ 7.020

模型 I，II，III 的检验结果分别见表 11.7 ~ 11.9。

表 11.7 模型 I 拟合的方差分析

方差来源	平方和	自由度	均方	F 值	P 值
模型	0.2453	1	2.453	4.809	0.030
误差	85.200	167	0.510		
合计	87.653	168			

复相关系数：0.167 决定系数：0.028 剩余标准差：0.7143

表 11.8 模型 II 拟合的方差分析

方差来源	平方和	自由度	均方	F 值	P 值
模型	15.493	1	7.746	17.820	0.000
误差	72.160	166	0.435		
合计	87.653	168			

复相关系数：0.420 决定系数：0.177 剩余标准差：0.6593

表 11.9 模型 III 拟合的方差分析

方差来源	平方和	自由度	均方	F 值	P 值
模型	56.124	4	14.031	72.985	0.000
误差	31.529	164	0.192		
合计	87.653	168			

复相关系数：0.800 决定系数：0.640 剩余标准差：0.4385

从以上结果可以看出，影响住院医疗费用的风险因素，除了被保险人的年龄、社保规定的起付线外，均来自住院治疗过程，包括住院天数、有无 100 元以上的检查和有无使用单包装 100 元以上的药物。

利用多元回归模型分析医疗费用的风险因素能克服单因素分析的不足，并能得到每个风险因素对医疗费用作用大小的信息，由于医疗服务的过程非常复杂，其中涉及的环节和因素较多，多元回归分析只能解释风险因素和医疗费用间的直接作用，如要详细分析各类因素对费用的间接作用和相互影响，应采取通径分析或递归模型等多元统计模型^[34]。

此外，应该注意的是利用住院病人的数据分析治疗的结局（如住院天数和住院费用）时，数据往往有一定的层次结构，或是一个有聚集性的样本（cluster sample），特别是当数据是从医院方面搜集时表现得更加明显，此时同一个医院中的住院病人往往是相互关联的，这就违背了传统回归分析中的独立性要求，更重要的是如果没有注意到数据的聚集性，估计出的标准误就不够准

确而且常常是低估的，此时最好是利用多水平模型（multi-level model）进行分析。

11.2.3 多水平回归模型

以上多元回归模型中，需假定自变量 X 彼此独立，因变量 Y 服从正态分布，其误差项独立，服从方差为常量的正态分布，而在实际应用中 Y 可能不具有上述条件，相应 e_i 也常不能满足方差正态分布的假设，或可能不全代表个体值的残差部分。如在以上被保险人的住院医疗费用数据中，医院和病人是两个不同水平上的随机样本单位，在住院医疗费用风险因素的多元线性回归模型中，回归方程的残差项不仅含有回归方程不能解释的因变量的残差成份，还包含了医院作为医疗服务机构的效应成份，医院数量少时，可以对每个医院按 0, 1 变量（哑变量）纳入方程，如果医院数较多时，这种方法就不太可行，而且如要估计医院的效应，则会因为要估计的回归系数太多而无法实现。对于此类具有层次结构的数据，应用多水平模型进行分析^[56]。

1. 模型及方法

多水平模型，又叫层次结构模型（hierarchical linear model），能将残差分解到不同的水平结构，可很好地解决估计医院的平均效应和潜在的随机误差效应问题。如设有 n 个病人来自 j 个医院（ $n = n_1 + n_2 + \dots + n_j$ ）， Y_{ij} 为第 j 个医院的第 i 个病人住院费用的对数值，自变量 x_i 与因变量 Y 的关系在传统回归中表达为：

$$y_i = \alpha + \beta x_i + e_i \quad (\text{式 } 11.3)$$

$$e_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (\text{式 } 11.4)$$

在以上模型中，我们只需要估计出 β ，就得到了 σ^2 的估计值，但残差 e_i 中实际上包含了 Y_i 的估计误差和医院间的变异。如果以病人为水平一单位，医院为水平二单位建立两水平回归模型，则方程表达为：

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{1ij} + \dots + \beta_{kj} + \beta_{kj}x_{kij} + \dots + \beta_{sj} + \beta_{sj}x_{sij} \quad (\text{式 11.5})$$

$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$, $\beta_{1j} = \beta_1$, ..., $\beta_{kj} = \beta_k$, ..., $\beta_{sj} = \beta_s$, 将 β_{kj} 代入 Y_{ij} 的方程为:

$$Y_{ij} = \sum_k \beta_k x_{kij} + u_{0j} + e_{ij} \quad (\text{式 11.6})$$

其中 β_k ($k=0, 1, \dots, s$) 是自变量 X_k 固定效应估计值, 残差项 u_{0j} 表示第 j 个医院的平均预测值与总均数 β_0 的离差值, 假设其分布为 $u_{0j} \sim N(0, \sigma_{u_0}^2)$, 此时 β_{0j} 也有一个总体分布, 分布的个体单位是医院。 e_{ij} 则是病人水平一的误差成份, 同样有 $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ 。

整个方程的方差可表示为:

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_{ij}) &= \text{Var}(u_{0j}) + \text{Var}(e_{ij}) = \sigma_{u_0}^2 + \sigma_e^2 \\ \text{Cov}(u_{0j}, e_{ij}) &= 0 \end{aligned} \quad (\text{式 11.7})$$

故对多水平模型, 除了估计 β_k 作为固定效应外, 还需要估计 u_{0j} 和 e_{ij} 分别描述医院和病人水平的随机效应。

多水平统计模型的系统研究起源于二十世纪八十年代中期英美等国的教育学界, 随着理论问题的逐步解决, 目前已有三种拟合多水平模型的专用统计软件包可供利用, 它们是 HLM (Bryk 等, 1988), VARCL (Longford, 1988) 和 ML3 (Prosser 等, 1991)。一些通用的统计软件包, 如 SAS 等也已经纳入了用于正态反应变量模型的 ML 和 REML 估计^[7], 这使得应用多水平模型进行实际研究成为可能^[8,9]。本次研究中数据分析是利用专用的多水平统计分析软件 MLwiN, 它是 ML3 的视窗版本。

2. 多水平模型分析结果

利用上述胆(道)囊病人的住院医疗费用资料, 将住院费用的对数值作为反应变量, 社保规定的起付线、住院天数、有无 100 元以上的检查和有无使用单包装 100 元以上的药物作为自变

量,再加上定义截距的常数项,我们拟合了简单的两水平模型,其方程如下:

$$y_{ij} = \beta_{0ij} + \beta_1 x_{1ij} + \beta_2 x_{2ij} + \beta_3 x_{3ij} + \beta_4 x_{4ij}$$

$$\beta_{0ij} = \beta_0 + u_j + e_{ij} \quad (\text{式 11.8})$$

式中 y 为 $\ln Y_i$, i 为病人水平, j 为医院水平, x_1 为社保规定的起付线 (Z04), x_2 为住院天数 (DAYS), x_3 为有无单包装 100 元以上的药物 (DRUG), x_4 为有无 100 元以上的检查 (CHECK), β_0 为常数; u_j 为水平二 (医院间) 的随机误差, e_{ij} 代表水平一 (病人间) 的随机误差, 假定分别服从 $N(0, \sigma_u^2)$ 和 $N(0, \sigma_e^2)$ 。

上述参数的估计值和相应标准误见表 11.10。

表 11.10 住院费用资料两水平模型的参数估计

		参数估计值	标准误	G^2^*
固定部分	常数	6.84	0.103	
	Z04	0.001	0.000	11.851
	DAYS	0.028	0.003	62.341
	DRUG	0.424	0.083	39.075
	CHECK	0.423	0.075	27.806
随机部分	σ_{u0}^2 (医院间)	0.025	0.026	
	σ_{e0}^2 (病人间)	0.162	0.03	

* : G^2 表示对数似然比统计量

从上表可以看出,影响住院医疗费用的因素仍为起付线、住院天数、有无单包装 100 元以上的药物和有无 100 元以上的检查,其参数估计值与传统回归模型基本一致。此外,我们还得到了医院的平均效应的估计 $\sigma_{u0}^2 = 0.025$ 及其标准误 (0.026)。剩余标准

误为 0.03，已相当小，故不必向模型中引入其它协变量。

11.3 讨论

1. 关于住院医疗费用的风险因素

经过对医疗费用风险因素的量化分析，笔者有以下认识：

（1）被保险人特征和患病情况对住院费用的影响

如果仅考察被保险人的特征和患病情况，最终引入模型的可疑风险因素只有被保险人的年龄一个，这提示在医疗保险的风险控制中，必须深刻认识年龄这一主要风险因素的作用。以往大量的研究都表明，随着年龄的增加，被保险人的医疗费用也相应增加，这是由于年龄不同，身体的机能状况不同，最终会影响整个治疗和康复过程。

同样是胆道疾病，在年轻人中可能仅表现为一个单纯的胆道感染，很快就能治愈，而对一个老年人却往往表现为反复发作的胆囊炎，对治疗的反应较差，必然会造成住院时间延长和费用增加。分析中与疾病严重程度有关的变量均未进入模型，考虑是由于本次分析局限于胆道（囊）疾病，个体间这方面的情况差异不大的缘故。

（2）医院特征对住院费用的影响

如果在考虑被保险人特征和患病情况的基础上再引入描述医院基本情况的一些变量，引入模型的可疑风险因素有被保险人的年龄和社保机构为各个医院规定的起付线，该起付线是社保机构综合考察了各个医院的性质、规模、等级以及既往的次均费用水平等情况后确定的，故它实际上是一个全面反映医院性质和特征的综合变量。

上述结果提示我们，在住院医疗费用的风险因素中，提供治

疗的场所——医院是一个不容忽视的重要因素。一般来讲，高等级医院比基层医院更多使用价格昂贵的检查和治疗手段，相应费用较高；盈利性质的医院较非盈利性质的医院可能向病人提供更多的不必要的医疗服务。同样一个胆道疾病，在区医院的住院费用可能仅为省级或教学医院的 $1/2 \sim 1/3$ 。因此，在进行医疗费用控制时必须对医院的作用加以重视，应尽量将住院病人控制在医疗服务成本较低的基层医院中。医疗费用控制的关键在医院。

（3）治疗过程对住院费用的影响

如果在考虑被保险人特征、患病情况和医院情况的基础上，再引入那些真正反映住院治疗过程的变量，则年龄也显得不那么重要了。此时留在住院费用风险因素模型中的变量仅有综合反映医院特征的起付线和反映治疗过程中药物和检查使用情况的两个变量：一是有无单包装 100 元以上的药物，二是有无 100 元以上的检查。此外，反映治疗时间长短的住院天数也是一个重要因素。

上述结果提示我们，医疗服务中的治疗过程和治疗方式才是最终影响医疗费用的关键，而这完全取决于医院和病人的主管医生。要有效控制医疗费用，必须在这上面做文章，或是通过一系列量化指标，规范医院和医生的行为，或是通过与医院的费用结算方式，甚至直接介入病人的治疗过程来加以控制。国内外各类保险机构对此都进行了相应的探索，已有许多有益的经验可供参考，详见第 8 章。

2. 关于医疗费用影响因素分析的统计方法

我们利用医疗保险中的实际运行数据，对医疗费用的影响因素进行了分析，在统计方法上主要考虑了以下两种模型：（1）多元线性回归；（2）多水平模型。各类模型均有其适用条件和应用中的注意事项。

（1）多元回归模型的应用

我们应用多元线性回归建立医疗费用的风险因素模型，因变量为住院费用，为满足回归分析的应用条件，对费用进行了对数变换；自变量涉及被保险人的生理特征、社会经济特征、疾病和来自医院的几大类可疑风险因素。多元回归模型的参数对上述因素的影响强度进行了定量描述，通过参数的假设检验对风险因素进行了筛选，由于本次研究建立模型的主要目的不是为了预测医疗费用，而是筛选风险因素，故暂不考虑因变量 Y 的反变换问题。

应用回归分析处理实际问题时，如何选择回归分析的自变量，常常要根据问题本身的专业理论和经验。如在本次研究中，可能影响医疗服务费用的因素太多了，其中一些因素对结果可能根本没有影响或影响很小，如果模型将这样一些变量包含进来，计算量会很大，估计和预测的精度也会下降。所以在选择变量时，应注意少而精的原则，这样更容易找到医疗服务费用的主要风险因素，针对这些主要风险因素采取措施，往往会取得较好的效果。

拟合出以上模型前，还需对其进行模型诊断，包括：

- ①有无强影响点和异常点。
- ②自变量间有无共线性等。

评价模型质量的方法很多，可以从数理统计的角度考虑，也可以从应用的角度考虑。如就线性回归模型来说，可以用 CP 、 AIC 、调整 R^2 等指标来评价，也可以重点从应用的角度评价，即模型的可解释性和与实际情况的吻合程度，我们主张二者结合。本次研究中主要从决定系数 R^2 和是否符合专业解释等方面加以判断。

（2）多水平模型方法

传统多元回归模型的假定是一个单一的水平 and 单一的随机误差项，当数据存在系统结构特征时，传统回归模型随机误差项独

立常方差的假定就不再成立，而多水平模型将高水平单位的参数估计作为随机变量，并估计随机效应，提供了高水平单位所代表潜在总体特征的信息包括变异和协变异信息，同时将水平一单位原来单一的随机误差分解到数据系统结构的相应水平上，这是多水平模型不同于传统统计模型的主要特征。

在医疗保险领域，应用医疗费用数据进行风险因素筛选和费用预测时，由于数据系统结构的存在，需要对应用传统模型进行参数估计的有效性和忽略这种结构导致错误估计的可能性有一个正确的认识，必要的时候应利用多水平模型进行分析。当忽略实际资料的层次结构，用传统回归模型对此类资料进行分析时会存在一些问题：当高层次有聚集性时，随机误差项并非相互独立，且正态误差的来源多个，离散型分布误差出现方差过大或过小（over or under dispersion）现象；无法把低层次和高层次的协变量同时引入模型，不利于探讨有关高层次变量的影响因素；如以每一层次各变量的均值作回归模型，即将数据分成小块分析，不仅会损失大量的信息，而且不便在高层次上作出综合统计推断。

多水平统计模型是在方差分量模型基础上逐步发展起来的，传统方差分量模型包括固定效应（fixed effect）模型、随机效应（random effect）模型和混合效应（mixed effect）模型，这些模型均可看成是多水平统计模型中的特例。

3. 应用多水平统计模型时的注意事项

（1）对于有层次结构的资料，每一层次需含有至少 15 个较低层次单元，这样的层次方能作为一个水平。因为含有较少低层次单元的层次随机效应可能不稳定，不利于探讨有关其相应层次的影响因素，效能一般较低。

（2）在一般情况下，应尽量先考虑在多水平统计模型的固定效应部分引入协变量；遇到有随机效应较大的层次时，才在多水平统计模型的随机效应部分引入相应层次的解释变量。

(3) 在探讨各层次的内部相关不受协变量的影响时,应在多水平统计模型的固定效应和随机效应部分不引入任何协变量。如需探讨各层次的内部相关受协变量的影响时,应先在多水平统计模型的固定效应部分引入协变量;仍遇到某些层次的随机效应较大时,才在多水平统计模型的随机效应部分引入相应层次的解释变量。

11.4 本章参考文献

1. 沈华亮,徐德法,王龙星等. 论影响公费医疗费用的几种因素. 中国医院管理. 1992,12(7):32-35
2. 程晓明,赵永明. 上海市少年儿童住院医疗保险的费用控制机制. 中国医院管理. 1994,14(8):24-27
3. 胡静,徐勇勇,夏结来. 住院费用影响因素分析的递归模型. 中国卫生统计,1996,13(6):1-3
4. 王宏. 军队医院部分病种平均住院日影响因素的研究. 中国医院统计 1998,5(1):34-37
5. Aitkin, M. and Longford, N. Statistical modeling in school effectiveness studies. J. Roy. Statist. Soc, A, 149:1-43; 1986
6. Goldstein, H. Multilevel models in educational and social research. London, greffin; New York, Oxford University Press. 1986
7. SAS Users Guide. Gray, NC: SAS Institute Inc; 1995
8. 杨珉. 多元分析的发展—多水平模型简介. 中国卫生统计, 1994, (11) 5: 32-35
9. 李晓松主译. 多水平统计模型. 成都:四川科学技术出版社, 1999

12 医疗保险经营管理中的统计监测方法

12.1 前言

1. 统计监测的概念

医疗保险中的统计监测，是指在医疗保险的经营管理过程中，迅速、准确地搜集有关业务运行数据，利用系统的统计监测指标和合理的统计模型，动态地对数据进行整理分析，并利用其结果为整个经营管理活动提供决策依据的过程。

医疗保险的经营管理中涉及大量的数据资料和信息。在商业医疗保险中要记录有关产品销售、核保、理赔和合同管理等各类信息；在社会医疗保险中则有参保单位和职工的基本情况、个人账户和共济基金管理以及医疗费用支出等多方面的信息，种类繁多而且数量巨大。要做好上述信息的搜集、整理、储存和分析工作，需要借助于计算机和信息管理技术的帮助。要根据这些信息对医疗保险的经营管理过程进行动态监测，则还要借助于一定的统计学方法和模型。

虽然各类保险机构，或同一保险机构的不同部门，对统计监测的要求和重点都不一样，但在医疗保险的经营管理过程中，最重要的仍然是对医疗保险赔付风险或称保险基金偿付能力的动态

监测，为此，本章将以短期医疗保险业务中赔付风险的统计监测为主，深入讨论医疗保险经营管理中的统计监测问题。

2. 统计监测的基本原理

社会医疗保险和商业医疗保险的具体实践都表明，对医疗保险赔付损失的构成主体（医疗服务利用率和次均医疗费用）及其他赔付率指标做统计监测，是进行风险控制的有利工具。建立在科学考核指标体系上的风险监测方法，是医疗保险风险控制方法研究的主要内容。我们认为，选取医疗保险风险监测指标时，除了保险费测算中涉及的主要内容外，还应包括反映医疗保险风险因素水平的各类指标。

医疗保险的统计监测，就是在对医疗保险的风险因素及其作用大小有足够了解，并能正确估测医疗保险风险水平的基础上，利用系统的监测指标，对医疗保险经营管理的各个环节进行的动态监测，它是及早发现问题并采取相应控制措施的具体依据。

显然，被保险人群中医疗保险风险因素水平的异常变化，会导致赔付率指标的异常波动，甚至远远偏离原先设定的“标准值”（即所谓基线指标）。在医疗保险的统计监测中，特别是对赔付风险进行监测时，监测标准或称基线指标，应是保险费精算时确定的预定值或其估计区间，如预期赔付发生率、预期次均赔付金额等。医疗保险中的统计监测，通过对医疗保险经营管理的全过程进行长期、持续和系统的观察，可以发现损失事故在被保险人群中的分布、发生和发展趋势，为风险控制工作确定重点，对控制措施的效果和效益做出评价。

对医疗保险赔付情况进行监测的全过程，从方案设计、资料搜集、整理、分析和反馈中都有大量的统计问题，其中许多统计原理和方法可参阅有关书籍，我们这里主要讨论监测赔付率的指标和相应的统计方法。

12.2 统计监测方法

12.2.1 对赔付频率的监测

赔付频率简称赔付率，在人寿保险中又称给付率，它是医疗保险保费测算时的两项重要指标之一，因此，在对医疗保险的经营风险，特别是赔付风险进行监测时，赔付频率是一项重要的监测指标，计算赔付频率的基本公式为：

$$\text{赔付频率} = \frac{\text{观察期内的赔付人次数}}{\text{观察期内的保险单位数}} \times 100\% \quad (\text{式 } 12.1)$$

式中的保险单位数又称风险单位数，是度量保险成本的单位。在各类保险业务中，保险单位因承保风险的性质不同而不同，人寿保险中常以每一人年（a man - year）为一保险单位，汽车保险中常以每一车年（a car year）为保险单位。在医疗保险中也常以每一保险人年为一个保险单位。如某保险公司 1991 - 1994 年在五华县开展附加住院医疗保险业务，各年度的承保人数和赔付人次数见表 12.1 的第（2）、（3）栏^[1]，由于保单实际是年内先后承保，假定各年内业务发展均匀，则每一保单平均承保 1/2 年，根据赔付人次数和调整后的保险人年数计算出的赔付频率见表 12.1 中第（5）栏。

表 12.1 五华县附加住院医疗险赔付频率

年度 (1)	承保人数 (2)	赔付人次 (3)	保险人年数 (4)*	赔付频率% (5) = (3) / (4)
1991	12895	1773	6447.5	27.50
1992	11739	2159	12317.0	17.53
1993	26328	1705	19033.5	8.96
1994	9030	1451	17679.0	8.21

* 保险人年数 = $0.5 \times (\text{上年度承保人数} + \text{本年度承保人数}) \times 1 \text{ 年}$

计算赔付频率时，若保险单位的计量单位仅能准确到年，最好同上表一样取时段中点值，保险中习惯称之为“2分法”；若计量单位为季，则用“8分法”，即测量时将一年中的4季平均分为8份，若计量单位为月，则宜用“24分法”，即将一年中的12个月平均分为24份。如某保险公司从1997年5月起在成都市开展某项住院津贴保险业务，到1998年4月间各月的承保和赔付情况如下表：

表 12.2 1997.5 - 1998.4 某住院津贴
在成都的承保和赔付情况

时间	承保人数	赔付人次数	赔付金额(元)
1997年5月	1588	0	0.00
1997年6月	6017	0	0.00
1997年7月	1285	6	3430.00
1997年8月	1048	34	32280.00
1997年9月	1327	39	40380.00
1997年10月	1544	32	34820.00
1997年11月	4416	39	49430.00
1997年12月	2707	38	53682.00
1998年1月	1049	50	52810.00
1998年2月	1035	36	35620.00
1998年3月	2515	74	92701.00
1998年4月	1963	88	108324.00
合 计	26494	436	503477.00

若以 1997 年 5 月至 1998 年 4 月间的 12 个月为观察期，假设各月承保的保单均在月中生效，则 1997 年 5 月承保的 1588 人到观察期结束时，每份保险合同只经过了 $23/24$ 年；1997 年 6 月承保的 6017 人，到观察期结束时保险合同只经过了 $21/24$ 年；依此类推；1998 年 4 月承保的 1963 人到观察期结束时只经过了 $1/24$ 年。则保险人年数

$$= 1588 \times 23/24 + 6017 \times 21/24 + \dots + 1963 \times 1/24 = 14168.92 \text{ 人年}$$

若不考虑未决赔付的影响，则总赔付人次数为 436 人次，故观察期内：

赔付频率点估计 $p = 436 / 14168.92 \text{ 人年} = 0.0308 = 3.08\%$

将此赔付频率与精算时预定的赔付发生频率相比较，如高于预期值且有统计学意义（ $P < 0.05$ 或 $P < 0.01$ ），则应引起“报警”。如精算时基础数据的观察人数为 17377，住院率为 0.049，假定住院率符合二项分布，则住院率的 95% 可信区间为 0.04579 ~ 0.05221，故实际赔付频率仍较精算时的预定值低。实际应用中，只要资料中保险合同生效和发生赔付的时间记录足够精确，如计量到日，则保险单位数的计算也可准确到日。商业医疗保险中保险费率一般是将被保险人按性别和年龄段分类后计算的，故进行赔付频率监测时，也应先将被保险人按性别和年龄段分类，然后再分别计算各类的赔付频率。此外，计算赔付频率时还应考虑未决赔案的影响，方法详见第 12.2.3 节。

12.2.2 对平均赔付金额的监测

平均赔付金额，又称次均赔付额，也是医疗保险保费测算时的一项重要内容，通过搜集监测期内被保险人的实际赔付资料，计算出各类被保险人群的平均赔偿金额，并与精算时的预定值进行比较，就是对平均赔付额进行统计监测。计算次均赔付额的基础

本公式为：

$$\text{次均赔付额} = \frac{\text{观察期内的赔付总支出}}{\text{观察期内的赔付人次数}} \quad (\text{式 } 12.2)$$

仍以表 12.2 资料为例，以 1997 年 5 月至 1998 年 4 月间的 12 个月为观察期，假定所有已发生的保险事故均在观察期全额赔付，则观察期内总的赔付件数为 436 件，赔付总金额为 503477.00 元，故观察期内：

$$\text{次均赔付额点估计 } m = 503477.00 / 436 \text{ 次} = 1154.76 \text{ 元}$$

如已知精算时据基线数据确定的预期次均赔付额为 1600 元，95% 可信区间为 1289 - 2000 元，则上面计算出的次均赔付额仍较精算时的预定值低。同样，在对商业医疗保险的次均赔付额进行监测时，也需先将被保险人分成风险水平不同的群组，然后再分别计算。

以上计算观察期内赔付频率和次均赔付额时均未考虑未决赔案的影响，实际上计算观察期内（1997 年 5 月至 1998 年 4 月）的赔付频率时，分子中的赔付人次数应为观察期内所有保险事故的发生件数，既包括已结案的赔付件数，还应包括已报告未赔付和已发生未报告的件数，已决的案件（ $n_1 = 436$ 件）只是总出险案件 n （ $n > n_1$ ）中的一部分。同样，若 C_1 为观察期内的已决赔款总额，则全部 n 件保险事故的索赔总额应为 C （ $C > C_1$ ），我们所求的赔付频率应为 n /保险人年数，而不是 n_1 /保险人年数。平均赔付额应为 $m = \frac{C}{n}$ 而不是 $m_1 = \frac{C_1}{n_1}$ 。显然，若将 n_1 代替 n 或 C_1 代替 C ，计算出的赔付频率和次均赔付额都会较实际值低估。因此，在已知 n_1 和 C_1 估计赔付频率和次均赔付额时，必需考虑未决赔案的影响，应加以适当的处理和修正。

12.2.3 赔付频率和平均赔付额的修正

若 t 表示自保险事故发生到完成理赔并支付赔款所经历的时

间,前面我们讨论了赔款完成率函数 $\psi(t)$, 同样令

结案率 $\eta = \frac{n_1}{n}$, 它也是 t 的函数, 记为 $\eta(t)$, 则:

实际事故发生数 $n = \frac{n_1}{\eta}$,

平均赔付额 $m = \frac{C}{n} = \frac{C_1}{n_1} \cdot \frac{\eta(t)}{\psi(t)} = m_1 \cdot \frac{\eta(t)}{\psi(t)}$

若令 $k(t) = \frac{\eta(t)}{\psi(t)}$, 则:

$m = m_1 \cdot k(t)$

其中 $k(t)$ 称为修正系数

根据该住院津贴险的实际赔付资料, 我们确定了结案率函数 $\eta(t)$ 的模型, 根据前述赔款完成率函数 $\psi(t)$ 的模型, 即可得到 $k(t)$ 的估计值 (见表 12.3 和图 12.1 及图 12.2)。根据 $\eta(t)$ 和 $\psi(t)$ 的模型以及 $k(t)$ 就可得出赔付频率 p 和平均赔付额 m 较准确的估计。

表 12.3 某住院津贴险的结案率和修正系数模型

t (月)	$\eta(t)\%$	$k(t)$
0.5	10.70	1.61
1	44.76	1.30
1.5	68.97	1.14
2	83.57	1.09
2.5	91.68	1.04
3	95.57	1.02
3.5	97.95	1.02
4	99.24	1.00
4.5	99.97	1.00
5	100.00	1.00

从以上结案率、修正系数以及前述赔款完成率的图示可以看

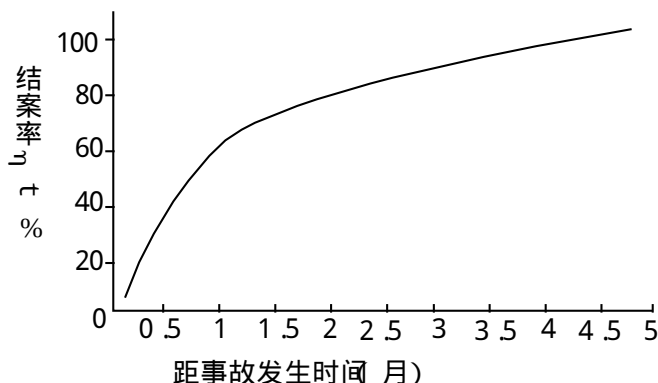
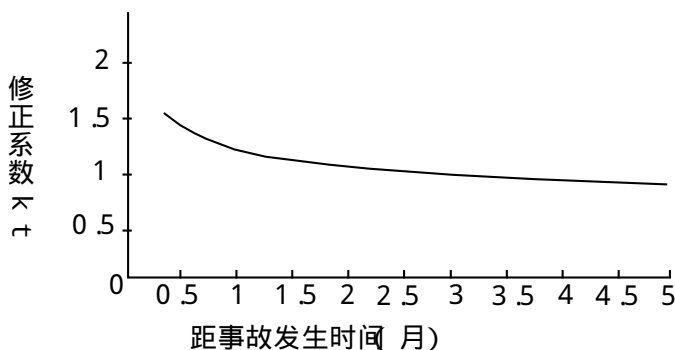


图 12.1 某住院津贴保险结案率模型%

图 12.2 某住院津贴保险修正系数 k_t 模型

出，绝大部分保险事故发生后可在 1 - 2 个月内结案，少量的要拖到 4 - 5 个月后才能结案。

根据以上的理赔模型，将其应用于到目前为止结案的同类业务，即可对观察期内保险事故发生数和次均赔付额的计算进行有效的校正。如对表 12.2 资料，如观察期选为 1998 年一季度，则 1997 年 5 月至 1997 年 12 月间承保的 19932 人到观察期结束时，每份保险合同都经过了 6/24 年，1998 年 1 月承保的 1049 人只经

过了 5/24 年, 2 月承保的 1035 人只经过了 3/24 年, 3 月承保的 2515 人只经过了 1/24 年, 故观察期内的保险人年数

$$= 19932 \times 6/24 + 1049 \times 5/24 + 1035 \times 3/24 + 2515 \times 1/24 = 5435.71$$

观察期内的已决赔案为 160 件, 已决赔款共 181131.00 元, 按式 12.1 计算出赔付频率的点估计为 2.94% (= 160/5435.71), 按式 12.2 计算出次均赔付额的点估计为 1132.07 (= 181131.00/160) 元。若已决赔案 160 件均在本季内发生, 根据结案率模型, 本季内实际发生保险事故数的估计值应为:

$$n = \frac{n_1}{\eta} = 160/0.6897 = 231.98$$

本季内赔付频率的点估计应为: $p = 231.98/5435.71 = 4.27\%$

假定观察期内的保险事故的发生是均匀的, 则到本季末, 上述保险事故平均只经过了 1.5 个月, 查表 12.3 得 $k_{(1.5)} = 1.14$, 则次均赔付额的点估计应为:

$$m = m_1 \cdot k_{(t)} = 1132.07 \text{ 元} \times 1.14 = 1290.56 \text{ 元}$$

从上述结果可以看出, 当监测期较短, 特别是小于大部分保险事故自发生至结案的时间时, 这种校正是非常必要的。

仍以表 12.2 为例, 如观察期选为一年 (1997 年 5 月至 1998 年 4 月), 拟估计各月保险事故发生数。由于观察期内业务发展规模是不均匀的, 假设观察期内 436 件已结赔案, 也按业务发展规模一样的比例在各月发生并在观察期内理赔完毕, 则各月的调整赔付人次数见表 12.4 中第 (5) 栏。

由表 12.3 所示的理赔模型可见, 观察期中 $t > 5$ 月时, 结案率 (t) 达 100%, 故 $t > 5$ 月者不需校正, 而仅计 $t < 5$ 月者, 即 1997 年 12 月以后的 5 个月。至 1998 年 4 月末, 各月承保人数的平均观察期 t 及相应的 $\eta(t)$ 见表 12.4 的第 (6)、(7) 栏。如估计 1997 年 12 月保险事故发生数为 (5) / (7) = 44.55/

0.9997 = 44.56 (件), 余仿此, 结果详见表 12.4 第 (8) 栏。

表 12.4 某住院津贴保险赔付发生数的估计

时间 (1)	承保 人数 (2)	业务规模 相对比例% (3)	赔付金额 (4)	调整赔付 金额 人次 = (5) = $436 \times (3)$	月份数 t (6)	结案率 $\eta(t)\%$ (7)	估计保险 事故 发生数 (8) = (5)/(7)
1997 年 5 月	1588	5.99	0	26.13	—	—	26.13
1997 年 6 月	6017	22.71	0	99.02	—	—	99.02
1997 年 7 月	1285	4.85	6	21.15	—	—	21.15
1997 年 8 月	1048	3.96	34	17.25	—	—	17.25
1997 年 9 月	1327	5.01	39	21.84	—	—	21.84
1997 年 10 月	1544	5.83	32	25.41	—	—	25.41
1997 年 11 月	4416	16.67	39	72.67	—	—	72.67
1997 年 12 月	2707	10.22	38	44.55	4.5	99.97	44.56
1998 年 1 月	1049	3.96	50	17.26	3.5	97.95	17.62
1998 年 2 月	1035	3.91	36	17.03	2.5	91.68	18.58
1998 年 3 月	2515	9.49	74	41.39	1.5	68.97	60.01
1998 年 4 月	1963	7.41	88	32.30	0.5	18.70	301.91
合 计	26494	100.00	436	436.00			726.15

根据观察期内赔付发生数的估计值和保险人年数可得到赔付频率的点估计为 $p = 726.15/14168.92 = 5.12\%$, 仍在预定值的 95% 可信区间 (0.04579 - 0.05221) 内。同理对观察期内的赔付金额也可作出表 12.5 的调整和估计:

计算观察期内次均赔付额时, 若根据上表中的保险事故总赔付额估计值除以保险事故数的估计值, 则为:

$$m = C/n = 1062584.96/726.15 = 1463.32 \text{ (元)}$$

仍在次均赔付额预定值的 95% 可信区间内。

表 12.5 某住院津贴保险赔付金额的估计

时间 (1)	承保 人数 (2)	业务规模 相对比例% (3)	赔付金额 (4)	调整赔付 金额 人次 (5) = $503477.00 \times (3)$	月份数 t (6)	赔款完成 率 $\psi(t)\%$ (7)	估计保险 事故 发生数 (8) = $(5) / (7)$
1997 年 5 月	1588	5.99	0.00	30177.45	—	—	30177.45
1997 年 6 月	6017	22.71	0.00	114343.67	—	—	114343.67
1997 年 7 月	1285	4.85	3430.00	24419.41	—	—	24419.41
1997 年 8 月	1048	3.96	32280.00	19915.60	—	—	19915.60
1997 年 9 月	1327	5.01	40380.00	25217.56	—	—	25217.56
1997 年 10 月	1544	5.83	34820.00	29341.30	—	—	29341.30
1997 年 11 月	4416	16.67	49430.00	83919.17	—	—	83919.17
1997 年 12 月	2707	10.22	53682.00	51442.30	4.5	99.89	51498.95
1998 年 1 月	1049	3.96	52810.00	19934.60	3.5	96.32	20696.22
1998 年 2 月	1035	3.91	35620.00	19668.55	2.5	88.39	22254.53
1998 年 3 月	2515	9.49	92701.00	47793.64	1.5	60.50	78997.75
1998 年 4 月	1963	7.41	108324.00	37303.74	0.5	6.64	561803.35
合计	26494	100.00	503477.00	503477.00			1062584.96

12.3 对赔付风险的综合监测

12.3.1 赔付率的定义

从上面的分析可以看出,利用赔付频率和次均赔付金额能对赔付风险的两个重要决定因素进行有效的监测。但在医疗保险的经营管理中,各类管理人员特别是保险机构的决策者有时更关心经营的整体结果,即若不考虑各项费用支出情况,某项业务的赔

付与当初的预期相比是亏还是赢^[2]或医疗保险基金的偿付能力是否不足，此时常用赔付率作为监测指标。

赔付率又称赔付比、给付比或损失比（loss ratio），是保险人在一定时期内用于赔偿或赔付的总额占同期保费收入总额的百分比^[3]。它是保险企业考核短期险业务经营效果的一个重要指标，也是调整保险费率的主要参考依据。从定义上看，赔付率实际上是一个相对比，因此称它为赔付比或损失比更为恰当，其基本计算公式为：

$$\text{赔付率} = \frac{\text{观察期内赔付总额}}{\text{观察期内的满期保险费总额}} \times 100\% \quad (\text{式 } 12.3)$$

12.3.2 赔付率的计算

1. 观察期内赔付总额的计算

以表 12.2 中的资料为例，观察期内赔付总额可以用 12.2.3 节中介绍的方法加以估计。如以 1997 年 5 月至 1998 年 4 月为监测期，则期内赔付总金额应为考虑了未决赔案后的估计值 1062584.96 元，而不是实际已决的赔款 503477.00 元。此外，还可引进赔款准备金的概念进行计算。

如对表 12.2 的资料，若观察期为 1997 年 5 月到 1998 年 4 月，根据 12.2.3 节的估计，尚有 $726 - 436 = 290$ 件未决案件，据监测期内已决赔款和已决赔案件数计算出的平均赔付额为 1154.76 元，则赔款准备金估计为 $1154.76 \text{ 元} \times 290 \text{ (件)} = 334881.49 \text{ 元}$ ，相应的，监测期内总赔付金额的估计值为：

$$503477.00 + 334881.49 = 838358.49 \text{ 元}$$

小于 12.2.3 节中估计出的总赔款额 1062584.96 元。

2. 观察期内满期保险费的计算

由于大部分一年期医疗保险的保费均采用年缴方式，如何确定观察期内所有保费收入中承担当期责任的满期保险费，也是赔

付率计算中不可缺少的一项内容。观察期内满期保险费的计算方法也有两种思路，一种为经过保费法，即计算每张保单所缴保费到观察期末责任已经完毕的部分。结合表 7.1 的资料，若同样以 1997 年 5 月至 1998 年 4 月间的 12 个月为观察期，假设每月承保的所有保单均平均经过了 $1/2$ 月，则 1997 年 5 月承保保单缴纳的 166316.00 元保费，到观察期结束只经过了 $23/24$ 年，相应仅承担了 $23/24$ 年的保险责任；1997 年 6 月所交的 658398.00 元保费到观察期结束时只经过了 $21/24$ 年；依此类推；1998 年 4 月所交的 229502.00 元保费到观察期结束时只经过了 $1/24$ 年，故观察期内满期保险费应为：

$$166316.00 \times 23/24 + 658398.00 \times 21/24 + \dots + 229502.00 \times 1/24 \\ = 1533471.91 \text{ 元}$$

同样，观察期内满期保险费也可由期内所交总保费减去未到期保险费准备金求得。如上例资料，用按月平均法计算出的未到期保险费准备金去估计观察期内的满期保险费为：

$$166316.00 \times (1 - 1/24) + 658398.00 \times (1 - 3/24) + \dots + 229502.00 \times (1 - 23/24) = 1533471.91 \text{ 元}$$

与经过保费法计算出的满期保险费结果一致。根据观察期内的赔付金额和满期保险费金额，即可得出监测期内的赔付率。上例观察期内赔付金额用 927840.46 元计算出的赔付率为 54.67%，用 1062584.96 元计算出的赔付率为 69.29%。

12.4 讨论

1. 关于统计监测指标

建立在科学考核指标体系上的风险监测方法是医疗保险风险

控制中的重要手段。以上我们主要讨论了赔付频率、平均赔付额和赔付率等三个在医疗保险赔付风险监测中最重要的指标及其监测方法。上述三个指标，特别是赔付率能够对医疗保险的实际赔付情况有一个定量的反映。通过与精算时的预期值或事先制定的标准值进行比较，可及早发现该项业务是否在向不利的方向发展，整个业务的经营情况是否已经超出了保险公司的盈亏平衡点。更重要的是，监测的结果提醒医疗保险的经营者必须努力去寻找造成上述指标偏离预期范围的原因。因此，笔者认为在条件允许或资料可得的情况下，除了以上三个关键指标外，还应应对以上指标的影响因素，即影响医疗保险赔付频率或次均赔付金额的风险因素进行监测，将更有利于尽早发现造成以上指标异常的原因。

2. 观察期内时间单位的计量

在计算与观察期相对应的赔付频率、平均赔付额和赔付率的指标值时，观察期内时间单位的计量是非常重要的因素，本文在讨论上述三个指标的计算时主要讨论了计量单位为月的情况，因为这是医疗保险实践中统计资料最常见的方式，但同时我们也应看到，随着计算机在医疗保险业务管理中的广泛应用，只要保险合同签定或赔付有关的信息记录足够准确，实现上述指标的按日计算是可能和必须的，此时观察期内保险人年数和满期保险费的计算就不是简单的 $1/24$ 法，而要利用数据库或其他程序语言编制一定的应用程序来完成，原理仍然是求出观察期内的人日数和承担当期责任的保险费总额。

3. 理赔模型应用中的注意事项

赔付频率、次均赔付金额和赔付率计算时最大的困难是理赔延迟造成的，理赔延迟有两种形式，报案延迟和理赔处理延迟。其中从发生保险合同规定的事故并向保险机构申请保险金赔付至保险金实际赔付之间的一段期间称为理赔时间，在医疗保险中理

赔时间的延迟一般比财产保险和某些责任险短，但某些情况下仍然必须等待一定时间才能估计出某一特定时期内的赔付频率和平均赔付额，根据本文介绍的理赔模型方法可对未决或未报案的赔付件数及赔付金额有一个粗略的估计。但应该注意的是，理赔模型是完全依据过去的经验建立的，模型中反映出来的规律和趋势是否会延续到将来是有待证实的，但我们也不能据此就否定理赔模型的有效性，因为除此之外，只有等观察期内全部保险合同的责任和全部赔案都理赔完毕之后，才能利用这些过时的统计资料，这也是不切实际的，只要我们在应用理赔模型的过程中，严格注意其适用性即可克服以上缺点，如理赔模型应根据同类业务的大量理赔数据建立，并注意根据新情况不断加以调整。

12.5 本章参考文献

1. 张贺乃. 浅谈住院医疗保险给付率居高的原因和对策. 保险研究, 1996 (3) 51 - 53
2. 刘晋复. 保本经营与单险种效益考核的探讨. 保险研究, 1997 (12) : 35 - 38
3. 于洪彦, 徐莉静. 保险统计分析概论. 北京: 中国金融出版社, 1991, 9 - 10

附录 1 保额 1 元的终身住院津贴险 a_x

x	q_x	w_x	l_x	L_x	T_x	e_x	D_x	N_x	a_x
0	0.0027	0.1720	100000.0	91261.9	535138.1	5.3514	100000.0	519609.8	5.1961
1	0.0019	0.1720	82523.7	75345.3	443876.2	5.3788	80510.9	419609.8	5.2118
2	0.0015	0.1720	68167.0	62254.2	368530.9	5.4063	64882.3	339098.8	5.2264
3	0.0011	0.1720	56341.4	51463.4	306276.7	5.4361	52318.6	274216.5	5.2413
4	0.0009	0.1720	46585.5	42557.5	254813.3	5.4698	42204.2	221898.0	5.2577
5	0.0007	0.1720	38529.5	35201.1	212255.8	5.5089	34054.5	179693.8	5.2767
6	0.0006	0.1720	31872.8	29121.4	177054.6	5.555	27483.8	145639.3	5.2991
7	0.0005	0.1720	26369.9	24094.7	147933.3	5.6099	22184.1	118155.5	5.3261
8	0.0005	0.1720	21819.4	19937.5	123838.6	5.6756	17908.2	95971.4	5.3591
9	0.0004	0.1720	18055.6	16498.8	103901.0	5.7545	14457.7	78063.2	5.3994
10	0.0004	0.1720	14941.9	13653.8	87402.3	5.8495	11672.6	63605.5	5.4491
11	0.0004	0.1720	12365.6	11299.6	73748.5	5.964	9424.4	51932.9	5.5105
12	0.0004	0.1720	10233.5	9351.2	62448.9	6.1024	7609.2	42508.5	5.5865
13	0.0005	0.1720	8468.8	7738.4	53097.8	6.2698	6143.5	34899.3	5.6807
14	0.0005	0.1720	7008.0	6403.3	45359.3	6.4725	4959.8	28755.9	5.7978
15	0.0006	0.1720	5798.6	5298.0	38956.0	6.7182	4003.7	23796.1	5.9435
16	0.0007	0.1720	4797.4	4383.0	33658.0	7.0159	3231.6	19792.4	6.1246
17	0.0008	0.1667	3968.6	3636.2	29275.0	7.3767	2608.1	16560.7	6.3496
18	0.0009	0.1615	3303.8	3035.6	25638.8	7.7604	2118.3	13952.6	6.5868
19	0.0009	0.1563	2767.5	2549.9	22603.2	8.1674	1731.1	11834.3	6.8362
20	0.0009	0.1512	2332.4	2155.0	20053.3	8.5976	1423.4	10103.2	7.0979
21	0.0009	0.1462	1977.6	1832.1	17898.3	9.0507	1177.4	8679.8	7.3720
22	0.0009	0.1413	1686.6	1566.6	16066.2	9.526	979.7	7502.4	7.6581
23	0.0009	0.1365	1446.7	1347.3	14499.6	10.0224	819.8	6522.7	7.9560
24	0.0009	0.1317	1248.0	1165.3	13152.2	10.5388	690.0	5702.9	8.2653
25	0.0009	0.1271	1082.5	1013.3	11987.0	11.0732	583.9	5012.9	8.5851
26	0.0008	0.1225	944.1	885.9	10973.7	11.6238	496.8	4429.0	8.9150
27	0.0008	0.1180	827.7	778.5	10087.8	12.1883	424.9	3932.2	9.2539
28	0.0008	0.1136	729.3	687.6	9309.3	12.7642	365.3	3507.3	9.6009
29	0.0008	0.1092	645.9	610.3	8621.7	13.3484	315.6	3141.9	9.9547
30	0.0009	0.1050	574.8	544.4	8011.4	13.9377	274.0	2826.3	10.3139
31	0.0009	0.1008	513.9	487.8	7467.0	14.5287	239.0	2552.3	10.6771
32	0.0010	0.0968	461.7	439.1	6979.2	15.1177	209.5	2313.2	11.0425
33	0.0010	0.0918	416.5	397.2	6540.1	15.701	184.4	2103.8	11.4085
34	0.0011	0.0868	377.9	361.3	6142.9	16.2559	163.2	1919.4	11.7600

续表

x	q_x	w_x	l_x	L_x	T_x	e_x	D_x	N_x	a_x
35	0.0012	0.0818	344.7	330.4	5781.6	16.7737	145.2	1756.1	12.0914
36	0.0013	0.0813	316.1	303.0	5451.2	17.2459	129.9	1610.9	12.3972
37	0.0014	0.0777	290.0	278.5	5148.2	17.7537	116.3	1481.0	12.7340
38	0.0015	0.0741	267.0	257.0	4869.7	18.235	104.5	1364.7	13.0600
39	0.0017	0.0706	246.9	237.9	4612.7	18.686	94.2	1260.2	13.3728
40	0.0018	0.0672	229.0	221.1	4374.8	19.103	85.3	1165.9	13.6703
41	0.0020	0.0639	213.2	206.2	4153.7	19.4828	77.5	1080.7	13.9503
42	0.0022	0.0607	199.1	192.9	3947.5	19.8221	70.6	1003.2	14.2106
43	0.0024	0.0575	186.6	181.0	3754.6	20.1185	64.5	932.6	14.4493
44	0.0027	0.0544	175.4	170.4	3573.6	20.3694	59.2	868.0	14.6646
45	0.0029	0.0515	165.4	160.9	3403.2	20.5729	54.5	808.9	14.8546
46	0.0032	0.0486	156.4	152.4	3242.2	20.7277	50.2	754.4	15.0179
47	0.0036	0.0457	148.3	144.7	3089.9	20.8325	46.5	704.2	15.1531
48	0.0039	0.0430	141.0	137.7	2945.2	20.8869	43.1	657.7	15.2593
49	0.0043	0.0404	134.4	131.4	2807.5	20.8907	40.1	614.6	15.3354
50	0.0047	0.0378	128.4	125.7	2676.1	20.8441	37.4	574.5	15.3808
51	0.0052	0.0353	122.9	120.4	2550.5	20.7478	34.9	537.2	15.3951
52	0.0057	0.0329	117.9	115.7	2430.0	20.603	32.7	502.3	15.3782
53	0.0063	0.0306	113.4	111.3	2314.4	20.4113	30.6	469.6	15.3302
54	0.0069	0.0284	109.2	107.3	2203.1	20.1744	28.8	439.0	15.2514
55	0.0076	0.0263	105.3	103.6	2095.8	19.8945	27.1	410.2	15.1423
56	0.0084	0.0242	101.8	100.1	1992.2	19.5741	25.5	383.1	15.0038
57	0.0092	0.0222	98.5	96.9	1892.1	19.2158	24.1	357.6	14.8368
58	0.0101	0.0203	95.4	93.9	1795.2	18.8228	22.8	333.5	14.6427
59	0.0111	0.0185	92.5	91.1	1701.3	18.3978	21.5	310.7	14.4226
60	0.0122	0.0168	89.7	88.4	1610.2	17.9441	20.4	289.2	14.1781
61	0.0134	0.0152	87.1	85.9	1521.7	17.4651	19.3	268.8	13.9110
62	0.0147	0.0136	84.6	83.4	1435.8	16.9639	18.3	249.4	13.6228
63	0.0162	0.0121	82.2	81.1	1352.4	16.444	17.4	231.1	13.3157
64	0.0178	0.0108	79.9	78.8	1271.3	15.9086	16.5	213.8	12.9914
65	0.0195	0.0095	77.6	76.5	1192.5	15.3609	15.6	197.3	12.6520
66	0.0214	0.0082	75.4	74.3	1116.0	14.8041	14.8	181.7	12.2995
67	0.0235	0.0071	73.2	72.0	1041.8	14.2411	14.0	166.9	11.9359
68	0.0258	0.0061	70.9	69.8	969.7	13.6751	13.2	153.0	11.5633
69	0.0283	0.0051	68.7	67.5	900.0	13.1086	12.5	139.7	11.1836

续表

x	q_x	w_x	l_x	L_x	T_x	e_x	D_x	N_x	a_x
70	0.0311	0.0042	66.4	65.2	832.4	12.5441	11.8	127.2	10.7987
71	0.0341	0.0034	64.0	62.8	767.3	11.9842	11.1	115.5	10.4107
72	0.0373	0.0027	61.6	60.4	704.4	11.4311	10.4	104.4	10.0213
73	0.0409	0.0021	59.2	57.9	644.0	10.8867	9.8	94.0	9.6323
74	0.0448	0.0015	56.6	55.3	586.2	10.353	9.1	84.2	9.2453
75	0.0491	0.0011	54.0	52.6	530.8	9.8315	8.5	75.1	8.8618
76	0.0537	0.0007	51.3	49.9	478.2	9.3236	7.9	66.6	8.4834
77	0.0587	0.0004	48.5	47.1	428.3	8.8307	7.2	58.8	8.1113
78	0.0642	0.0002	45.6	44.2	381.2	8.354	6.7	51.5	7.7469
79	0.0701	0.0000	42.7	41.2	337.1	7.8942	6.1	44.9	7.3912
80	0.0766	0.0000	39.7	38.2	295.9	7.4521	5.5	38.8	7.0454
81	0.0835	0.0000	36.7	35.1	257.7	7.0285	5.0	33.3	6.7102
82	0.0911	0.0000	33.6	32.1	222.6	6.6236	4.4	28.3	6.3865
83	0.0992	0.0000	30.5	29.0	190.5	6.2371	3.9	23.9	6.0743
84	0.1080	0.0000	27.5	26.0	161.5	5.8688	3.5	20.0	5.7739
85	0.1174	0.0000	24.5	23.1	135.4	5.5186	3.0	16.5	5.4854
86	0.1275	0.0000	21.7	20.3	112.3	5.186	2.6	13.5	5.2090
87	0.1383	0.0000	18.9	17.6	92.1	4.8707	2.2	10.9	4.9446
88	0.1499	0.0000	16.3	15.1	74.5	4.5722	1.9	8.7	4.6922
89	0.1622	0.0000	13.8	12.7	59.4	4.2902	1.5	6.8	4.4517
90	0.1753	0.0000	11.6	10.6	46.7	4.024	1.3	5.3	4.2230
91	0.1892	0.0000	9.6	8.7	36.1	3.7732	1.0	4.1	4.0059
92	0.2039	0.0000	7.8	7.0	27.4	3.537	0.8	3.0	3.8000
93	0.2194	0.0000	6.2	5.5	20.5	3.3148	0.6	2.2	3.6051
94	0.2356	0.0000	4.8	4.3	15.0	3.1058	0.5	1.6	3.4206
95	0.2526	0.0000	3.7	3.2	10.7	2.9091	0.4	1.1	3.2458
96	0.2704	0.0000	2.8	2.4	7.5	2.7234	0.3	0.8	3.0801
97	0.2888	0.0000	2.0	1.7	5.1	2.5472	0.2	0.5	2.9221
98	0.3078	0.0000	1.4	1.2	3.4	2.3785	0.1	0.4	2.7701
99	0.3275	0.0000	1.0	0.8	2.2	2.2139	0.1	0.2	2.6213
100	0.3477	0.0000	0.7	0.5	1.4	2.0486	0.1	0.1	2.4711
101	0.3683	0.0000	0.4	0.4	0.8	1.8742	0.0	0.1	2.3118
102	0.3894	0.0000	0.3	0.2	0.5	1.6752	0.0	0.0	2.1283
103	0.4104	0.0000	0.2	0.1	0.2	1.4246	0.0	0.0	1.8941
104	0.4319	0.0000	0.1	0.1	0.1	1.0681	0.0	0.0	1.5543
105	1.0000	0.0000	0.1	0.0	0.0	0.50	0.0	0.0	1.0000

附录2 保额1元的终身住院津贴险纯保费

x	k_x	O_x	U_x	A_x	P_x
0	0.9468	94676.00	404308.76	4.0431	0.7781
1	0.9468	76224.53	309632.76	3.8459	0.7379
2	0.9468	61427.97	233408.24	3.5974	0.6883
3	0.9468	49533.12	171980.27	3.2872	0.6272
4	0.9468	39957.23	122447.15	2.9013	0.5518
5	0.4670	15903.09	82489.92	2.4223	0.4591
6	0.4670	12834.66	66586.83	2.4228	0.4572
7	0.4670	10359.76	53752.17	2.4230	0.4549
8	0.4670	8362.97	43392.41	2.4230	0.4521
9	0.4670	6751.58	35029.44	2.4229	0.4487
10	0.3407	3976.86	28277.86	2.4226	0.4446
11	0.3407	3210.88	24301.01	2.5785	0.4679
12	0.3407	2592.45	21090.12	2.7717	0.4961
13	0.3407	2093.08	18497.67	3.0110	0.5300
14	0.3407	1689.79	16404.59	3.3075	0.5705
15	0.3407	1364.08	14714.80	3.6753	0.6184
16	0.3407	1101.02	13350.72	4.1313	0.6745
17	0.3407	888.59	12249.70	4.6967	0.7397
18	0.3407	721.70	11361.11	5.3634	0.8143
19	0.3407	589.80	10639.41	6.1459	0.8990
20	0.6411	912.54	10049.62	7.0603	0.9947
21	0.6411	754.84	9137.07	7.7603	1.0527
22	0.6411	628.07	8382.24	8.5562	1.1173
23	0.6411	525.60	7754.17	9.4581	1.1888
24	0.6411	442.35	7228.57	10.4765	1.2675
25	0.6411	374.34	6786.22	11.6222	1.3538
26	0.6411	318.50	6411.88	12.9063	1.4477
27	0.6411	272.42	6093.38	14.3400	1.5496
28	0.6411	234.20	5820.96	15.9345	1.6597
29	0.6411	202.35	5586.77	17.7006	1.7781

续表

x	k_x	O_x	U_x	A_x	P_x
30	1. 1937	327. 11	5384. 42	19. 6489	1. 9051
31	1. 1937	285. 34	5057. 31	21. 1564	1. 9815
32	1. 1937	250. 06	4771. 97	22. 7795	2. 0629
33	1. 1937	220. 12	4521. 91	24. 5220	2. 1494
35	1. 1937	173. 37	4106. 97	28. 2774	2. 3386
36	1. 1937	155. 11	3933. 60	30. 2721	2. 4419
37	1. 1937	138. 83	3778. 49	32. 4891	2. 5514
38	1. 1937	124. 73	3639. 67	34. 8319	2. 6671
39	1. 1937	112. 49	3514. 94	37. 3001	2. 7893
40	1. 5247	130. 04	3402. 45	39. 8928	2. 9182
41	1. 5247	118. 11	3272. 41	42. 2440	3. 0282
42	1. 5247	107. 64	3154. 30	44. 6820	3. 1443
43	1. 5247	98. 41	3046. 66	47. 2041	3. 2669
44	1. 5247	90. 25	2948. 25	49. 8069	3. 3964
45	1. 5247	83. 02	2858. 00	52. 4869	3. 5334
46	1. 5247	76. 59	2774. 97	55. 2412	3. 6784
47	1. 5247	70. 85	2698. 38	58. 0667	3. 8320
48	1. 5247	65. 72	2627. 52	60. 9610	3. 9950
49	1. 5247	61. 11	2561. 81	63. 9219	4. 1683
50	2. 8042	104. 75	2500. 70	66. 9473	4. 3527
51	2. 8042	97. 85	2395. 95	68. 6673	4. 4603
52	2. 8042	91. 59	2298. 11	70. 3610	4. 5754
53	2. 8042	85. 90	2206. 51	72. 0299	4. 6986
54	2. 8042	80. 71	2120. 61	73. 6757	4. 8308
55	2. 8042	75. 97	2039. 90	75. 3020	4. 9730
56	2. 8042	71. 60	1963. 93	76. 9142	5. 1263
57	2. 8042	67. 58	1892. 33	78. 5183	5. 2921
58	2. 8042	63. 86	1824. 74	80. 1235	5. 4719
59	2. 8042	60. 41	1760. 88	81. 7396	5. 6675
60	5. 8808	119. 94	1700. 47	83. 3784	5. 8808

续表

x	k_x	O_x	U_x	A_x	P_x
61	5.8808	113.62	1580.53	81.8072	5.8808
62	5.8808	107.68	1466.92	80.1128	5.8808
63	5.8808	102.08	1359.23	78.3066	5.8808
64	5.8808	96.77	1257.16	76.3998	5.8808
65	5.8808	91.72	1160.39	74.4036	5.8808
66	5.8808	86.89	1068.67	72.3306	5.8808
67	5.8808	82.26	981.79	70.1922	5.8808
68	5.8808	77.79	899.53	68.0009	5.8808
69	5.8808	73.48	821.74	65.7681	5.8808
70	5.8808	69.29	748.26	63.5050	5.8808
72	5.8808	61.24	613.75	58.9331	5.8808
73	5.8808	57.36	552.51	56.6454	5.8808
74	5.8808	53.56	495.15	54.3696	5.8808
75	5.8808	49.83	441.59	52.1145	5.8808
76	5.8808	46.18	391.76	49.8890	5.8808
77	5.8808	42.60	345.58	47.7010	5.8808
78	5.8808	39.11	302.98	45.5578	5.8808
79	5.8808	35.70	263.87	43.4663	5.8808
80	5.8808	32.39	228.17	41.4323	5.8808
81	5.8808	29.18	195.78	39.4615	5.8808
82	5.8808	26.09	166.60	37.5575	5.8808
83	5.8808	23.13	140.52	35.7215	5.8808
84	5.8808	20.33	117.38	33.9550	5.8808
85	5.8808	17.69	97.05	32.2586	5.8808
86	5.8808	15.24	79.36	30.6328	5.8808
87	5.8808	12.97	64.13	29.0779	5.8808
88	5.8808	10.90	51.16	27.5936	5.8808
89	5.8808	9.04	40.25	26.1794	5.8808
90	5.8808	7.39	31.21	24.8346	5.8808

续表

x	k_x	O_x	U_x	A_x	P_x
91	5.8808	5.95	23.82	23.5576	5.8808
92	5.8808	4.70	17.87	22.3470	5.8808
93	5.8808	3.65	13.17	21.2006	5.8808
94	5.8808	2.78	9.52	20.1155	5.8808
95	5.8808	2.07	6.73	19.0880	5.8808
96	5.8808	1.51	4.66	18.1135	5.8808
97	5.8808	1.08	3.15	17.1843	5.8808
98	5.8808	0.75	2.07	16.2903	5.8808
99	5.8808	0.50	1.32	15.4152	5.8808
100	5.8808	0.33	0.82	14.5322	5.8808
101	5.8808	0.21	0.49	13.5950	5.8808
102	5.8808	0.13	0.28	12.5162	5.8808
103	5.8808	0.08	0.15	11.1386	5.8808
104	5.8808	0.04	0.07	9.1403	5.8808
105	5.8808	0.02	0.02	5.8808	5.8808