

基于供需平衡的社会型长期护理 保险缴费水平研究 ——以长沙市为例

张宁 王佳 李旷奇¹

(湖南大学 金融与统计学院 湖南 长沙 410079)

【摘要】：在界定老年人失能状态的基础上，将多状态马尔可夫模型与 ILO 筹资模型相结合，构建了一个供需平衡下的社会型长期护理保险缴费模型。同时，对 50 岁及以上各年龄段人群的健康状态转移概率矩阵进行估计，结合人口数据估算和预测未来处于不同失能状态的人口数量；并对长沙市未来缴费人口和社会平均工资水平进行预测，估算了未来长沙市社会型长期护理保险缴费水平。

【关键词】：社会型 长期护理保险 缴费水平 多状态马尔可夫模型

【中图分类号】：F840.612 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1003-7217(2020)05-0028-08

一、引言

随着人口老龄化发展，伴随机能老化、慢性病而来的失能老人数量增长和失能时间不断延长等现象层出不穷，与失能人口密切相关的长期护理问题也日益严峻。尽管早在 2005 年就有保险公司推出商业型长护险，但由于投保年龄受限且费用过于昂贵，十余年来商业型长护险未能获得广大民众的青睐。为了应对失能老人对个人和家庭的财务冲击，2016 年 6 月，人社部出台《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》，在全国 15 个地区开展长期护理保险试点工作，开启了国家层面推行社会型长护险的序幕。不过，由于各个试点地区间尚未形成统一的长护险缴费水平确定标准，这既可能导致个人或财政负担加重，也不利于长期护理保险制度在全国范围推行。由此可见，研究社会型长期护理保险缴费水平，确立一套便于实施的缴费水平确定方法，能够为长护险在全国范围内的推广奠定基础，具备迫切的现实意义。

已有研究长期护理保险缴费水平的文献，根据其研究对象的不同，可以分为两类：一是对商业型长期护理保险缴费水平进行研究，二是对社会型长期护理保险缴费水平进行研究。

1. 商业型长期护理保险缴费水平确定方法主要有曼联方法、减量方法和多状态 Markov 模型。曼联方法通过大样本抽样调查得到失能者的年平均护理时间，以此推算失能者所需的护理费用，再进行费率厘定。MeinersMR 等(1984)基于曼联模型计算了不同年龄段下的人群在不同假设条件下的费率^[2]。减量方法通过观察个体在多个减量表的转移情况获取转移概率，从而确定缴费水平。HabermanS(1984)认为减量方法可以通过分析不同健康状态的人数变化情况来估算状态转移概率^[3]。陈岱婉(2008)在减

¹作者简介：张宁(1979-)，男，安徽桐城人，博士，湖南大学金融与统计学院副教授，博士生导师，研究方向：保险与精算。

基金项目：国家社会科学基金重大项目(19ZDA158)；湖南省社会科学基金项目(18YBA454)；湖南省教育厅优秀青年项目(17B286)。

量表模型基础上建立了考虑到生存和死亡给付责任的综合责任长期护理保险的精算模型,该模型考虑到了生存和死亡的给付责任^[4]。多状态 Markov 模型是在确定转移概率的基础上测算长期护理保险费。HelmsF 等(2005)使用广义最小二乘法估计了多状态 Markov 模型参数,在假定的转移概率下计算出长期护理保险的费率^[5]。LallyNR 等(2016)认为 Tweedie 分布的广义线性模型能更好地预测长期护理保险的费率^[6]。王新军和王佳宇(2018)对我国老年人的健康状态转移概率影响因素进行测算,在此基础上用 Markov 模型对长期护理保险的费率进行了计算^[7]。

2. 社会型长期护理保险的定价方法多采用基于现收现付制的定价方法和基于积累制的定价方法。基于现收现付制的定价方法是构建一个长期护理保险基金,保证基金在存续期间每年支出与收入相等,以此确定缴费水平。陈璐和徐南南(2013)参照德国、日本的长护险模式,测算出 1995-2010 年我国的长期护理保险缴费水平处于 0.07%~0.26%^[8]。林珊珊(2013)构建长期护理保险基金收入和支出模型,认为应该把长期护理保险城镇职工缴费率约定为 1%左右^[9]。曹信邦和陈强(2014)测算出我国 2015-2050 年的长期护理保险总体费率水平,认为我国实施长期护理保险的初始成本较低,但费用负担越来越重^[10]。基于积累制的定价方法是为每个参保人构建一个长期护理保险积累账户,计算出参保人员在未来可能的长期护理费用支出的现值,以此确定参保人员的缴费水平。胡晓宁等(2016)研究表明,初始状态为健康时,女性费率高于男性;而初始状态为失能时,男性与女性的费率有不同的变动趋势^[11]。荆涛等(2016)提出了将社会型和商业型长期护理保险结合的政策性长期护理保险概念,测算出了 18~60 岁人口参保的缴费水平^[12]。

但从现有文献来看,对社会型长期护理保险缴费水平的研究大多基于不同年龄段人口的失能比例在未来不发生变化这一假设,即未来失能人数的预测仅是将人口预测数量和现有失能比例的简单相乘,并未考虑失能的动态转化情况。但是现实生活中,老年人各失能状态是互相转移的,即老年人的失能状态是不断发生变化的。此外,关于护理方式的选择大多数借鉴的是国外数据,与我国实际情况相比会有所出入。这些都可能降低长护险缴费水平测算的精准性。

为此,首次将基于多状态 Markov 模型得到的健康状态转移概率矩阵与 ILO 筹资模型相结合,在重点考虑人口的健康状态转移变化规律的基础上,构建失能老人长期护理保险供需平衡精算模型,以此确定缴费水平,放松了失能转移概率不变这一不合理的假设,以使测算结果更为精确;同时,构建多状态 Markov 模型对失能状态按相关规定进行细分,并且考虑更低年龄段人口,然后基于 CHARLS 数据得到我国 50 岁及以上人口的五状态转移概率矩阵,以弥补现有关于我国人口在各状态下的转移规律研究的不足。

二、数据及描述性统计

(一)数据来源

使用的数据主要有:一是中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS),基于此数据估算 50 岁及以上人口的健康状态转移概率以及失能比例数据;二是长沙市统计年鉴、中国统计年鉴和中国人身保险业经验生命表(2010-2013),基于此数据可以估算长沙市未来不同年龄段人数;三是已有文献中长沙市机构护理的成本费用数据和长沙市人口对不同护理方式选择比例的数据。

采用 CHARLS2011 年和 2013 年纵向数据对 50 岁及以上人口多状态健康状态转移概率矩阵进行估算。CHARLS 调查对象主要是随机抽取的家庭中 45 岁及以上的个人,其从多个角度对受访者的身体状况进行了调查。调查获取了反映人们日常生活活动能力(ADLS)的六项情况¹和反映人们器具性日常生活活动能力(IADLS)的十项情况²,CHARLS 关于身体健康状况的测评选项有:没有困难;有困难但仍可完成;有困难,需要帮助;无法完成。本文将测评选项的前两项合并为能够完成,后两项合并为无法完成,进而界定失能状态。

(二)失能状态的界定

失能状态直接决定了老年人是否能够获取长期护理保险给付以及获取何种给付水平,因此,需要给出老年人失能状态的界定标准。最初研究一般以反映老年人日常生活活动能力(ADLS)的六项指标作为判断失能水平的标准(中国老龄科学研究中心课题组(2011)在其研究中也是用此指标来判断老年人失能与否)^[13]。后来,有研究将 IADLS 量表和认知功能量表纳入判断失能水平的标准^[14,15]。本文借鉴胡宏伟等(2015)同时采用 ADLS 量表和 IADLS 量表对老年人健康状况等级进行划分的方法,将老年人的健康状态划分为健康、轻度失能、中度失能、重度失能和死亡五种状态^[16]。具体分类标准见表 1。

表 1 失能状态界定标准

状态	状态描述
1 健康	无任何日常生活活动能力障碍和工具性日常生活活动能力障碍
2 轻度失能	有 1 项及以上工具性日常生活活动能力障碍,无日常生活活动能力障碍
3 中度失能	有 1~3 项日常生活活动能力障碍
4 重度失能	有 4~6 项日常生活活动能力障碍
5 死亡	死亡状态

(三)描述性统计

由于对老年人健康转移概率的计算涉及调查的基本信息、健康状况和退出及死因分析。因此,将 CHARLS2011 年和 2013 年的数据分别进行横向合并,再进行纵向合并,以获取不同年龄段人口的健康状态转移概率。

将 CHARLS2011 年基线调查中调查对象的基本信息和健康状况数据进行横向合并,有 17707 个观察值;将 CHARLS2013 年追踪调查中调查对象的基本信息、健康状况和退出及死因分析数据进行横向合并,有 19046 个观察值。将 2011 年调查的合并数据和 2013 年调查的合并数据进行纵向合并,有 21157 个观察值,其中,2111 个观察值只来自 2011 年的调查,3450 个只来自 2013 年的调查,15596 个观察值同时来自 2011 年和 2013 年数据。即 2013 年调查追踪到了 2011 年调查的纵向样本 15596 个,占 2011 年调查样本的 88.08%。在 2013 年调查追踪到的 15596 个样本中,有 12321 个样本为 50 岁及以上人口,其健康状态转移情况见 2 表(本文以该部分人口的健康状态转移规律为研究基础)。

表 2 50 岁及以上人口健康状态转移情况

2011 年状态	2013 年状态				
	健康	IADLS	1~3 项	4~6 项	死亡
健康	6460	1603	207	38	135
IADLS	1162	1378	289	43	143
1~3 项	128	271	197	43	61
4~6 项	5	17	31	48	62

三、模型构建与方法

ILO 筹资模型是指由国际劳工组织提出的对社会健康保险短期筹资比例进行计算的模型,主要分为人口统计与经济模型、收入估计模型、成本估计模型和结果模型,通过对人口和平均工资水平进行估计,然后对社会健康保险的收入和成本进行估算,从而测算出社会健康保险的费率。本文将多状态马尔可夫模型与 ILO 筹资模型相结合,依据“以支定收,收支平衡”的原则构建失能老人长期护理保险财务需求与财务供给模型,从而求出长沙市社会型长期护理保险缴费水平。并对模型出如下假设:

假设 1 假设健康状态转移概率矩阵是具有阶段性时间齐性的马尔可夫转移矩阵。

假设 2 所有缴费人群的缴费水平都相同。

假设 3 长期护理保险基金的支出不仅包括长期护理费用支出,还包括固定费用、变动费用等支出暂不予考虑,仅考虑对 50 岁及以上失能人口给付的长期护理费用支出。

假设 4 所有 20~59 岁年龄段的人群均参与社会型长期护理保险的缴纳,长期护理保险基金的投资收益暂不予考虑。

(一)多状态马尔可夫模型

基于多状态 Markov 模型,由现有的多年期健康状态转移概率矩阵估算转移强度矩阵,再推算出一年期健康状态转移概率矩阵。

健康状态转移概率是指人们从某种状态转移到其他状态的概率,一个人在所有健康状态下的相互转移概率可以构成其健康状态转移概率矩阵。前文将人口的健康状态划分为健康、轻度失能、中度失能、重度失能和死亡,分别对应状态 1、2、3、4、5,当人口处于失能状态时即可获得长期护理保险金给付。人们从 y 岁到 $(y+1)$ 岁的状态转移符合离散型多状态马尔可夫模型,状态 1、2、3、4 属于转移状态,即状态之间可以相互转移;状态 5 为吸收状态,即状态 1、2、3、4 可以转为状态 5,但状态 5 不能转移为其他状态。人们的健康状态可以表述为:

$$p_y^{ij}(h) = \frac{n_y^i(h)}{\sum_{j=1}^5 n_y^j(h)} \quad (1)$$

其中, $p_y^{ij}(h)$ 表示人们在 y 岁状态为 i 经过 h 年状态变为 j 的概率, $n_y^{ij}(h)$ 表示在基线调查中年龄为 y 状态为 i 经过 h 年状态变为 j 的人数。当获取了一个人在所有健康状态下的相互转移概率即可得到其健康状态转移概率矩阵,即 $P=[p_y^{ij}(h)]_{5 \times 5}$ 。

为了预测未来的失能老年人数,当获取的健康状态转移概率矩阵为某一段时间内时,需要获取其一年期的健康状态转移概率矩阵,这就要求计算健康状态的瞬时转移概率即转移强度,可先由多年期的健康状态转移概率矩阵求出转移强度矩阵,再由转移

强度矩阵求出 1 年期的健康状态转移概率矩阵。转移强度可以表示为: $q_y^{ij} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{p_y^{ij}(h)}{h}$ 。而矩阵 $Q=[q_y^{ij}]_{5 \times 5}$ 即为转移强度矩阵。

由 Kolmogorov 向前方程有: $P(h)=e^{Qh}$, 转移概率矩阵可以表示为转移强度矩阵的指数函数形式,转移强度矩阵为 $Q=\frac{\ln(P(h))}{h}$, 为

了求得转移强度矩阵,对 $\ln(P(h))$ 进行泰勒展开可以得, $\ln(P(h)) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(-1)^{n-1}}{n} (P(h) - I)^n$, 即转移强度矩阵可以表示为:

$$Q = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} \frac{(-1)^{n-1}}{n} (P(h) - I)^n}{h} \quad (2)$$

这样就可以用 Matlab 在已知健康状态转移概率矩阵 $P(h)$ 的情况下求出转移强度矩阵 Q 。进而就能求得每个年龄段的一年期健康状态转移概率矩阵: $P(I) = e^Q$ 。

(二) 长期护理保险供需平衡模型

1. 长期护理保险基金总支出模型:

$$TE(t) = \sum_{u=1}^m \sum_{v=1}^n P_u(t) \times R_v(t) \times C_{uv}(t) \quad (3)$$

其中, $TE(t)$ 表示第 t 年的长期护理保险基金的支出, u 表示护理等级 (不同的失能程度对应不同的护理等级, 轻度失能对应护理等级 1, 中度失能对应护理等级 2, 重度失能对应护理等级 3), v 表示护理方式 (护理方式 1 为家庭社区护理, 护理方式 2 为机构护理), $P_u(t)$ 表示第 t 年护理等级为 u 的老年人数, $R_v(t)$ 表示第 t 年老年人选择护理方式 v 的比例, $C_{uv}(t)$ 表示第 t 年护理等级为 u 的老年人选择护理方式 v 的成本费用。

2. 长期护理保险基金总收入模型:

$$TI(t) = CR(t) \times NE(t) \times AW(t) \quad (4)$$

其中, $TI(t)$ 表示第 t 年长期护理保险基金的收入, $CR(t)$ 表示第 t 年的保险缴费率, $NE(t)$ 表示第 t 年的缴费人数, $AW(t)$ 表示第 t 年的缴费人群的平均工资水平。

3. 长期护理保险基金供需平衡模型。

依据 ILO 筹资模型, 需要社会型长期护理保险每一年的支出与收入总体相平衡, 即 $TE(t) = TI(t)$, 从而可以建立起社会型长期护理保险的缴费水平精算模型, 进而求出社会型长期护理保险的缴费水平 $CR(t)$ 。

$$\sum_{u=1}^m \sum_{v=1}^n P_u(t) \times R_v(t) \times C_{uv}(t) = CR(t) \times NE(t) \times AW(t) \quad (5)$$

四、实证结果与分析

(一) 多状态转移概率矩阵

基于健康状态转移概率矩阵是具有阶段型时间齐性的马尔可夫转移矩阵的假设,即样本在某一年龄段内的状态转移概率仅与状态转移时间有关而与状态发生转移的时点无关,同时,依据 CHARLS2011 年和 2013 年数据,可以计算出 50 岁以上样本分年龄段的两年期健康状态转移概率矩阵。以往研究有的仅对样本以 15 岁为年龄段进行划分^[16],有的对样本以 10 岁为年龄段进行划分^[17],在综合考虑健康状态转移概率矩阵的精确性以及现有样本数据的可行性的情况之下,对样本以 10 岁为一年龄段进行划分从而求出两年期健康状态转移概率矩阵,见表 3。

表 3 两年期的健康状态转移概率矩阵

年龄段	2011 年状态	2013 年状态				
		健康	IADLS	1~3 项	4~6 项	死亡
50~59	健康	0.824013158	0.151785714	0.015037594	0.001879699	0.007283835
	IADLS	0.517489712	0.391975309	0.069958848	0.005144033	0.015432099
	1~3 项 ADLS	0.268115942	0.376811594	0.275362319	0.028985507	0.050724638
	4~6 项 ADLS	0.062500000	0.250000000	0.343750000	0.281250000	0.062500000
	死亡	0	0	0	0	1
60~69	健康	0.755547969	0.200068283	0.027995903	0.005121202	0.011266644
	IADLS	0.408163265	0.462894249	0.077922078	0.007421150	0.043599258
	1~3 项	0.220472441	0.409448819	0.255905512	0.066929134	0.047244094
	4~6 项	0.054054054	0.081081081	0.243243243	0.351351351	0.270270270
	死亡	0	0	0	0	1
70~79	健康	0.612264151	0.288679245	0.040566038	0.007547170	0.050943396
	IADLS	0.253077975	0.523939808	0.134062927	0.024623803	0.064295486
	1~3 项	0.132653061	0.413265306	0.290816327	0.071428571	0.091836735
	4~6 项	0.020408163	0.081632653	0.163265306	0.244897959	0.489795918
	死亡	0	0	0	0	1
80 岁以上	健康	0.459595960	0.328282828	0.090909091	0.035353535	0.085858586
	IADLS	0.145299145	0.491452991	0.166666667	0.051282051	0.145299145
	1~3 项	0.080357143	0.303571429	0.330357143	0.071428571	0.214285714
	4~6 项	0.010989011	0.043956044	0.065934066	0.307692308	0.571428571
	死亡	0	0	0	0	1

由于在计算未来不同失能程度老年人数时需要的是一年期失能状态转移概率矩阵,因此,需要获得一年期健康状态转移概率矩阵。按照已有研究建立的模型,需要先从两年期健康状态转移概率矩阵求出转移强度矩阵,再由转移强度矩阵求出一年期健康状态转移概率矩阵。求出的转移强度矩阵见表 4。

表 4 求出的转移强度矩阵

年龄段	初始健康状态	两年期末健康状态				
		健康	IADLS	1~3 项	4~6 项	死亡
50~59	健康	-0.150085401	0.145234795	0.000658100	0.001217290	0.002975216
	IADLS	0.495915143	-0.624745379	0.119844615	0.001720981	0.007264641
	1~3 项 ADLS	0.016898502	0.650658018	-0.762964747	0.054501674	0.040906553
	4~6 项 ADLS	-0.062194404	0.035987719	0.661470606	-0.668959197	0.033695276
	死亡	0	0	0	0	0
60~69	健康	-0.196390076	0.180789880	0.010800446	0.003374225	0.001425526
	IADLS	0.378114609	-0.531129299	0.126550605	-0.004564365	0.031028449
	1~3 项 ADLS	0.017631723	0.699300034	-0.847080336	0.126238448	0.003910132
	4~6 项 ADLS	0.041596117	-0.160089269	0.470557122	-0.571358989	0.219295017
	死亡	0	0	0	0	0
70~79	健康	-0.308112186	0.287633012	-0.005543177	0.002279494	0.023742858
	IADLS	0.246912097	-0.490235743	0.201747019	0.012236332	0.029340295
	1~3 项 ADLS	0.019161365	0.630681926	-0.806532705	0.139682286	0.017007129
	4~6 项 ADLS	0.006503446	-0.068726983	0.356914781	-0.751916107	0.457224863
	死亡	0	0	0	0	0
80 岁以上	健康	-0.450660637	0.367813209	0.038738249	0.021996760	0.022112420
	IADLS	0.160599811	-0.492595146	0.225667513	0.045743234	0.060584587
	1~3 项 ADLS	0.043559749	0.412944115	-0.670744095	0.094818405	0.119421826
	4~6 项 ADLS	0.003264882	0.018955895	0.103833170	-0.601953233	0.475899286
	死亡	0	0	0	0	0

转移强度矩阵应该满足对角线元素为负,其余元素为非负,而各行元素之和均为 0。可能是由于 50~59 岁,60~69 岁及 70~79 岁人口的死亡概率较低,表 4 的数据显示这三个年龄段的转移强度矩阵在非对角线处有负数出现,当再用此转移强度矩阵直接

去求一年期健康状态转移概率矩阵时,会出现负数,因此,需要对其进行修正。

采用何文炯和洪蕾(2013)^[17]在研究老年人健康状态转移规律时所使用到的修正方法,将每一行非对角线处为负的元素设为0,然后对该行的其他元素进行调整,使得其之和仍为0。具体而言,为在非对角线处有负元素的每一行设置两个工具变量 G_i 及 B_i ,根据这两个工具变量对该行的其他元素进行调整,得到修正后的转移强度矩阵^[17-19]。记修正后的转移强度为 \hat{q}_y^{ij} ,修正后的转移强度矩阵为 \hat{Q} ,则修正后的转移强度 \hat{q}_y^{ij} 为:

$$\hat{q}_y^{ij} = \begin{cases} 0, i \neq j \text{ 且 } q_y^{ij} < 0 \\ q_y^{ij} - B_i |q_y^{ij}| / G_i, \text{ 如果 } G_i > 0 \\ q_y^{ij}, \text{ 如果 } G_i = 0 \end{cases} \quad (6)$$

其中,两个工具变量 G_i, B_i 为: $G_i = |q_y^{ij}| + \sum_{i \neq j} \max(q_y^{ij}, 0); B_i = \sum_{i \neq j} \max(-q_y^{ij}, 0)$ 。

按以上方法对转移强度矩阵进行修正,再用修正后的状态转移强度矩阵即可计算出一年期的健康状态转移概率矩阵(具体结果略)。

(二) 长期护理保险基金总支出

1. 失能人数。

运用2017年中国统计年鉴和长沙市统计年鉴数据可以估算长沙市2017年分年龄段人口数;由于长沙没有统计各年龄段人口的健康状态数据,假设长沙市2017年不同健康状态的人口比例与CHARLS2013年不同健康状态的人口比例相同,可以估算出长沙市2017年分年龄段的不同健康状态的人口数据;再结合一年期健康状态转移概率矩阵可以对长沙市未来不同健康状态人口数进行预测,此处的人口数仅包括长沙市的城镇人口数。

首先,估算2017年长沙市50岁以上的不同健康状态城镇人口数(见表5)。

表5 2017年长沙市50岁以上不同健康状态城镇人口数 万人

年龄段	健康状态			
	健康	轻度失能	中度失能	重度失能
50~54	40.61	9.68	1.43	0.19
55~59	24.07	6.68	1.15	0.18
60~64	24.77	9.40	1.95	0.38
65~69	17.08	8.36	1.83	0.38
70~74	8.96	6.28	1.84	0.42

75~79	4.92	5.48	1.30	0.40
80~84	2.46	3.45	1.37	0.59
85岁以上	1.03	2.18	1.26	0.38

将 2017 年作为基期,将基期各状态人数乘以一年期健康状态转移概率矩阵,可得到未来分年龄段的不同健康状态的人数。在估算过程中,每隔五年,某一年龄段的人群会变为下一年龄段的人群,相应地,所使用的一年期健康状态转移概率矩阵也会发生变化。如 2017 年 55~59 岁的人群在 2022 年变为 60~64 岁的人群,相应地,所使用的健康状态转移概率矩阵也会由 50~59 岁这一年龄段的变为 60~69 岁这一年龄段的。

按上述过程估算 2018-2032 年长沙市 50 岁及以上的不同健康状态城镇人口数(见表 6)。

表 6 2018-2032 年长沙市 50 岁及以上的不同健康状态城镇人口数 万人

年份	健康状态			
	健康	轻度失能	中度失能	重度失能
2017	123.80	51.62	12.10	2.94
2018	119.86	52.15	12.04	2.96
2019	116.79	51.91	12.01	2.95
2020	114.37	51.26	11.88	2.91
2021	112.34	50.41	11.68	2.85
2022	148.79	62.93	14.04	3.33
2023	143.59	63.29	14.48	3.48
2024	139.72	62.80	14.61	3.54
2025	136.66	61.89	14.53	3.53
2026	134.11	60.78	14.31	3.48
2027	161.08	72.04	16.56	4.02
2028	154.65	72.50	17.09	4.23
2029	149.88	71.90	17.24	4.31
2030	146.14	70.76	17.12	4.31
2031	143.06	69.36	16.84	4.24
2032	167.17	79.61	19.01	4.86

2. 护理方式选择比例。

对护理方式的选择比例选取谢凡(2018)^[20]的关于长沙市居民护理方式选择的问卷调查数据,将长沙市城镇居民选择居家社区护理方式的比例定为 84.12%,选择机构护理方式的比例定为 15.88%。

3. 不同护理方式成本。

对不同护理等级老人选取不同护理方式的成本使用谭睿和卢婷(2015)对长沙市养老机构为不同护理等级老年人提供护理服务费用的实地调查数据^[21],可以得到 2014 年长沙市不同护理方式和护理等级的护理费用(见表 7)。

表 7 2014 年长沙市不同护理方式和护理等级的护理费用 元

护理方式	护理等级		
	一级护理	二级护理	三级护理
居家社区护理	750	1125	1500
机构护理	1500	1875	2250

假设护理费用增长率与 GDP 增长率保持一致,2017 年之前的 GDP 增长率用实际数据,2017 年及以后的 GDP 增长率选用李标等(2018)^[22]对 GDP 增长率的预期,即 2017-2020 年的增长率为 6.6%,2021-2025 年的增长率为 6.02%,2026-2030 年的增长率为 5.52%,2031-2035 年的增长率为 5.05%;并且同时考虑到 CPI 因素的影响,将 CPI 值设为 2014-2018 年的均值 1.80%,从而可以得到未来每年不同护理等级及护理方式下的费用(见表 8)。

表 8 2017-2032 年长沙市不同护理等级及不同护理方式下的费用 元

年份	护理方式	护理等级		
		一级护理	二级护理	三级护理
2017	居家社区护理	911.93	1367.89	1823.86
	机构护理	1823.86	2279.82	2735.78
2018	居家社区护理	988.53	1482.80	1977.06
	机构护理	1977.06	2471.33	2965.59
2019	居家社区护理	1071.57	1607.35	2143.13
	机构护理	2143.13	2678.92	3214.70
2020	居家社区护理	1161.58	1742.37	2323.16
	机构护理	2323.16	2903.95	3484.73

2021	居家社区护理	1252.41	1878.62	2504.83
	机构护理	2504.83	3131.03	3757.24
2022	居家社区护理	1350.35	2025.53	2700.70
	机构护理	2700.70	3375.88	4051.06
2023	居家社区护理	1455.95	2183.92	2911.90
	机构护理	2911.90	3639.87	4367.85
2024	居家社区护理	1569.81	2354.71	3139.61
	机构护理	3139.61	3924.51	4709.42
2025	居家社区护理	1692.56	2538.85	3385.13
	机构护理	3385.13	4231.41	5077.69
2026	居家社区护理	1816.46	2724.69	3632.92
	机构护理	3632.92	4541.15	5449.38
2027	居家社区护理	1949.42	2924.14	3898.85
	机构护理	3898.85	4873.56	5848.27
2028	居家社区护理	2092.12	3138.18	4184.24
	机构护理	4184.24	5230.31	6276.37
2029	居家社区护理	2245.27	3367.90	4490.53
	机构护理	4490.53	5613.16	6735.80
2030	居家社区护理	2409.62	3614.43	4819.24
	机构护理	4819.24	6024.05	7228.86
2031	居家社区护理	2574.68	3862.02	5149.36
	机构护理	5149.36	6436.70	7724.03
2032	居家社区护理	2751.04	4126.57	5502.09
	机构护理	5502.09	6877.61	8253.13

4. 测算的结果。

综合之前建立的模型以及变量的选择, 估算出长沙市 2017-2032 年长期护理保险基金的总需求(见表 9)。

表 9 2017-2032 年长沙市长期护理保险基金总需求 万元

年份	总需求	年份	总需求	年份	总需求
2017	78638.12	2023	152697.67	2029	272185.28
2018	85814.37	2024	164283.93	2030	288433.67
2019	92639.05	2025	175074.75	2031	302454.82
2020	99182.81	2026	184672.31	2032	369372.81
2021	105119.91	2027	233223.99		
2022	139635.45	2028	254199.42		

(三)长期护理保险基金总收入

1. 缴费人数。

对社会型长期护理保险缴费人群年龄的确定参考国内试点情况,即包括所有参与职工医保的人群,同时考虑到60岁及以上人群退休这一情况,未将60岁及以上人群纳入长期护理保险缴费人群,从而界定20~59岁的城镇居民为长期护理保险的缴费人群。

根据2017年中国统计年鉴和2017年长沙市统计年鉴可以估算出长沙市2017年分年龄段的人口数据,然后结合中国人身保险业经验生命表(2010-2013)可以估算出长沙市未来各年龄段的人数,进而得到长沙市未来社会型长期护理保险的缴费人数(见表10)。由于老龄化的发展,未来人口结构会发生变动,用现有的生命表来预测未来的人口数具有相对的准确性,这也是未来研究可以进一步深入之处。

表10 2017-2032年长沙市社会型长期护理保险缴费人数 万人

年份	缴费人数	年份	缴费人数	年份	缴费人数
2017	372.93	2023	369.06	2029	347.27
2018	372.26	2024	368.31	2030	346.54
2019	371.59	2025	367.56	2031	345.82
2020	370.92	2026	366.81	2032	325.40
2021	370.25	2027	348.73		
2022	369.82	2028	348.00		

2. 年平均工资。

根据长沙市统计年鉴数据可以得到长沙市居民2017年人均可支配收入为41131元。假设其增长率与实际GDP增长率保持同步,同时考虑CPI因素的影响,设CPI为2014-2018年的均值1.80%,可以得到长沙市居民未来年平均工资水平(见表11)。

表 11 2017-2032 年长沙市平均工资水平 元

年份	工资水平	年份	工资水平	年份	工资水平
2017	41131.00	2023	65668.20	2029	101268.97
2018	44586.00	2024	70803.45	2030	108681.86
2019	48331.23	2025	76340.28	2031	116126.57
2020	52391.05	2026	81928.39	2032	124081.24
2021	56488.03	2027	87925.55		
2022	60905.40	2028	94361.70		

3. 测算的结果。

依据 ILO 筹资模型, 长期护理保险基金的总需求支出与长期护理保险基金的总供给收入相等, 由 2017-2032 年的长期护理保险基金总需求结合估算的长沙市长期护理保险缴费人数和平均工资水平, 可以求出 2017-2032 年长沙市长期护理保险缴费水平 (见表 12)。

表 12 2017-2032 年长沙市长期护理保险缴费水平

年份	缴费金额/元	缴费率/%	年份	缴费金额/元	缴费率/%
2017	210.87	0.51	2025	476.32	0.62
2018	230.53	0.52	2026	503.46	0.61
2019	249.31	0.52	2027	668.78	0.76
2020	267.40	0.51	2028	730.46	0.77
2021	283.92	0.50	2029	783.79	0.77
2022	377.58	0.62	2030	832.32	0.77
2023	413.75	0.63	2031	874.61	0.75
2024	446.05	0.63	2032	1135.13	0.91

五、结论与建议

以上研究显示: (1) 基于求得的健康状态转移概率矩阵, 发现我国 50 岁及以上的人群健康状态转移规律有以下特点: 随着年龄的增加, 初始状态为健康的人群在一年后保持原状态的概率下降, 状态恶化的概率上升; 初始状态为轻度失能的人群在一年后保持原状态的概率下降, 状态好转的概率下降, 状态恶化的概率上升; 初始状态为中度失能的人群在一年后保持原状态的概率先下

降后上升, 状态好转的概率先上升后下降, 状态恶化的概率上升; 初始状态为重度失能的人群在一年后保持原状态的概率上升, 状态恶化的概率上升, 状态好转的概率下降。(2) 根据模型及测算结果, 长沙市社会型长期护理保险在 2017 年的财务总需求为 7.86 亿元, 缴费率为 0.51%, 缴费金额为 210.87 元; 在 2032 年的财务总需求为 36.94 亿元, 缴费率为 0.91%, 缴费金额为 1135.13 元; 在 15 年间, 长沙市社会型长期护理保险的财务总需求增长 5 倍, 缴费率增长近 1 倍, 缴费金额增长 5 倍。可以看出, 相较于我国现行的 8% 的城镇职工基本养老保险个人缴费率水平和 2% 的城镇职工医疗保险个人缴费率水平, 社会型长期护理保险的缴费率水平较低, 适合我国实际情况, 个人、政府以及企业对其具有足够的财务负担能力, 但也应注意到社会型长期护理保险缴费水平增长速度较快。

鉴于长沙市社会型长期护理保险缴费率的测算结果, 实现财务供需平衡的缴费水平和缴费率在未来会出现大幅上涨, 因此, 长沙市社会型长期护理保险缴费水平的确定应考虑到财务供需平衡; 同时, 在这一基础上针对未来大幅上涨的缴费水平积极采取应对措施, 如拓宽筹资渠道、缴费水平的确定尽量立足于中长期水平, 从而减少因为缴费率的大幅变动带来的不利影响。

参考文献:

- [1] 荆涛, 谢远涛. 我国长期护理保险制度运行模式的微观分析[J]. 保险研究, 2014(5):60-66.
- [2] Meiners M R, Trapnell G R. Long-term care insurance: premium estimates for prototype policies [J]. Medical Care, 1984, 22(10):901-91.
- [3] Haberman S. Decrement tables and the measurement of morbidity: I [J]. Journal of the Institute of Actuaries, 1983, 110(2):361-381.
- [4] 陈岱婉. 综合责任长期护理保险的精算模型[J]. 山西师范大学学报(自然科学版), 2008, 22(1):40-43.
- [5] Helms F, Czado C, Gschlobl S. Calculation of LTC premiums based on direct estimates of transition probabilities [J]. Astin Bulletin the Journal of the International Actuarial Association, 2005, 35(2):455-469.
- [6] Lally N R, Hartman B M. Predictive modeling in long-term care insurance[J]. North American Actuarial Journal, 2016, 20(2):160-183.
- [7] 王新军, 王佳宇. 基于 Markov 模型的长期护理保险定价[J]. 保险研究, 2018(10):87-99.
- [8] 陈璐, 徐南南. 中国长期护理保障制度的财政负担——基于德、日社会保险模式的测算[J]. 保险研究, 2013(1):106-118.
- [9] 林姗姗. 我国长期照护保险制度的构建与财务平衡分析[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2013(1):28-34.
- [10] 曹信邦, 陈强. 中国长期护理保险费率测算[J]. 社会保障研究, 2014, 20(2):111-122.
- [11] 胡晓宁, 陈秉正, 祝伟. 基于家庭微观数据的长期护理保险定价[J]. 保险研究, 2016(4):57-67.
- [12] 荆涛, 杨舒, 谢桃方. 政策性长期护理保险定价研究——以北京市为例[J]. 保险研究, 2016(9):74-88.
- [13] 中国老龄科学研究中心课题组. 全国城乡失能老年人状况研究[J]. 残疾人研究, 2011(2):11-16.

-
- [14]黄枫,吴纯杰.基于转移概率模型的老年人长期护理需求预测分析[J].经济研究,2012,47(S2):119-130.
- [15]崔晓东.中国老年人口长期护理需求预测——基于多状态分段常数 Markov 分析[J].中国人口科学,2017(6):82-93,128.
- [16]胡宏伟,李延宇,张澜.中国老年长期护理服务需求评估与预测[J].中国人口科学,2015(3):79-89,127.
- [17]何文炯,洪蕾.中国老年人失能状态转移规律研究[J].社会保障研究,2013(6):45-55.
- [18]Israel RB,Rosenthal J S,Wei J Z.Finding generators for markov chains via empirical transition matrices,with applications to credit ratings[J].Mathematical Finance,2010,11(2):245-265.
- [19]何燕华.健康老龄化战略下我国长期照护制度的反思与重构[J].湖湘论坛,2018(5):95-107.
- [20]谢凡.长沙市长期护理保险发展模式研究[D].长沙:湖南大学,2018.
- [21]谭睿,卢婷.长沙市老年长期护理费用测算及保障制度研究[J].保险职业学院学报,2015,29(5):27-31.
- [22]李标,齐子豪,丁任重.改革进程中的中国潜在 GDP 增长率:估计及预测[J].当代经济科学,2018,40(6):1-13,126.

注释:

1 包括吃饭、控制大小便、上厕所、穿衣服、洗澡、上下床。

2 包括慢走 1 公里,在椅子上坐时间久了再站起来,连续不停地爬几层楼,弯腰、屈膝或者下蹲,提 10 斤重的东西,做家务活,做饭,去商店买食品杂货,管钱,吃药。