

# 中国长期护理保险基金需求规模预测\*

陈璐 时晓爽

**【摘要】**文章使用 2015 和 2018 年中国健康与养老追踪调查数据,采用 Markov 模型测算健康状态转移概率,以 17 个长期护理保险试点地区现行政策为基础,预测 2021~2030 年中国长期护理保险基金需求规模及变化趋势。研究发现:(1)队列效应显著影响老年人健康状态转移概率,较晚出生的人口队列具有明显的健康优势和生存优势。(2)2030 年中国 60 岁及以上失能人数将是 2021 年的 1.60 倍,其中轻度失能的老年人规模最大,重度失能的老年人增长速度最快,年均增长 6.50%。65 岁及以上人口中,失能人数增幅最大的为 75~79 岁组,年均增长 6.93%。2030 年失能人群中女性将达到 4 098.90 万人,是男性的 1.21 倍。(3)按照低方案,2030 年中国长期护理保险基金需求规模为 1 891.90 亿元,约为 2021 年的 2.14 倍。高方案下的基金需求规模为低方案的 5.66 倍。2021~2030 年 3 种方案下的基金需求规模年均增长率为 8.68%。测算结果表明,中国长期护理保险基金负担将日益加重。因此文章建议,试点政策的逐步推进要与筹资渠道、筹资水平及整体经济发展状况相适应;将护理服务端口前移,从被动护理转向主动预防,在实现节约基金支出的同时提高老年人生活质量。

**【关键词】**Markov 模型 队列效应 长期护理保险 基金规模

**【作者】**陈璐 南开大学金融学院,教授;时晓爽 南开大学金融学院,硕士研究生。

## 一、引言

第七次全国人口普查数据显示,与 2010 年相比,中国 60 岁及以上人口占比上升 5.44 个百分点,达 18.70%;65 岁及以上人口占比上升 4.63 个百分点,达 13.50%,人口老龄化程度进一步加深。随着老年人口规模的不断扩大,以及预期寿命的持续延长,老年人的照护需求日益增加。中共中央、国务院于 2016 年 10 月发布《“健康中国 2030”规划纲要》,提出“促进健康老龄化”,同年开始在全国 15 个城市和 2 个重点省份试点实施长期

\* 本文为国家社会科学基金项目“基于经济价值评估视角的家庭老年照料支持政策研究”(编号:21BRK003)的阶段性成果。

护理保险政策。2020年9月,根据《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》,又增加14个城市,进一步扩大试点城市范围。

从目前长期护理保险试点地区的政策运行看,作为社会保险制度中的“第六险”,各试点地区均以“收支平衡”原则筹集和使用长期护理保险基金,这一特点凸显失能评估标准和待遇给付水平对基金平衡及可持续性的重要影响。2021年8月,国家医疗保障局会同民政部发布《长期护理失能等级评估标准(试行)》(以下简称《评估标准》),统一规范长期护理的失能等级评估标准,明确规定14个新增试点城市参照执行《评估标准》,原有试点城市参照完善地方标准,原则上两年内统一执行《评估标准》。在失能待遇方面,试点地区按照各自方案推行,不同失能等级对应的护理服务内容及基金和个人负担比例存在较大差异,造成各试点地区长期护理保险基金需求规模存在差异,而这种差异将随着老龄化程度的加深和失能人口数量的增加逐渐扩大。

国际上较早建立长期护理保险制度的国家均面临长期护理费用攀升给财政带来的巨大压力。2000年日本开始施行介护保险制度,2014年日本介护保险的给付费用为10.4万亿日元,是2000年的2.8倍,预计2025年将增长至19.8万亿日元,约占GDP的3.2%<sup>①</sup>。日本政府通过提高消费税和长期护理服务中个人自付比例等方式为财政减压。2007年韩国颁布《老年人长期护理保险法》,2009~2018年每位护理服务受益人的花费中,公共长期护理保险的支出部分年均增长5.4%,2018年人均支出达12705美元,护理费用总支出为79.32亿美元(Kim等,2021)。因此,根据现行试点地区的政策,测算中国长期护理保险基金需求规模和发展趋势,为优化和完善长期护理保险制度提供决策依据尤为重要。

## 二、文献综述

目前长期护理保险制度的研究大致可分为长期护理的需求、长期护理保险的基金规模、长期护理保险制度演进及变革3个方面。

第一,长期护理的需求。已有研究主要通过微观调查数据,采用模拟预测的方法,测算分年龄、性别健康状态转移概率,进而对失能人口规模、预期寿命和护理时间进行预测。Rickayzen等(2002)基于Markov模型,利用1985和1986年英国人口普查办公室(OPCS)关于失能人口的调查数据,预测出2001~2036年英国20岁及以上人口的长期护理需求规模。Biddle等(2017)采用2009和2012年澳大利亚失能和照护者调查数据,预计到2026年澳大利亚64~75岁重度和极重度失能人口将增加到10万以上。也有学者对中国长期护理需求进行相关研究,虽然不同文献对失能的界定标准不同,但一致认为

<sup>①</sup> 日本总务省统计局《2014年介护保险事业状况报告》、日本厚生劳动省《关于社会保障体系费用预算的修订》。

中国的长期护理需求将持续增加。Peng等(2010)预测,2010~2050年中国老年人长期护理支出的增长将超过400%。Ansah等(2021)研究发现,2015~2060年中国65岁及以上老年人中患有认知障碍和功能障碍的规模将增加4倍以上。崔晓东(2017)研究发现,75~79岁年龄组的失能人数增幅最大。景跃军等(2017)预测中国65岁及以上分城乡和失能等级的人口规模将在2054年达到峰值,约为4300万人,占老年人口总数的3.1%。王金营、李天然(2020)基于参数区间估计和非参数方法,预测不同方案下分年龄组、分性别和失能等级的人口规模及比重,发现2050年65岁及以上失能人口将占老年人口总数的13.68%。胡宏伟、李延宇(2021)基于人口预测年龄移算模型,发现患有功能障碍和重度失能的农村常住老年人口规模将不断攀升,在2035年分别达到2261万人和769万人。

第二,长期护理保险的基金规模。Karlsson等(2006)基于英国OPCS的调查数据,预测英国正式护理的总支出将从1996年的110亿英镑增加到2040年的150亿英镑。Pickard等(2007)采用欧盟委员会数据,利用总体仿真模型,发现英国、德国、西班牙和意大利2050年长期护理财务支出占GDP的比重是2000年的2倍,其中德国和英国的长期护理财务支出较高。李元(2018)采用东北三省的长期护理调查数据,基于总体仿真模型预测中国失能老人的长期护理筹资规模在2050年将达到58302亿元。李新平、朱铭来(2019)预测天津市2016~2050年的长期护理总成本将增长23倍,长期护理保险缴费率将提高8倍多。李佳(2020)研究得出中国2030年的长期护理保险财务需求约为11780亿元,是2020年的2.67倍。

第三,长期护理保险的制度演进及变革。国外研究主要集中在长期护理保险制度发展较为成熟的德国、日本、荷兰、韩国等(Geyer等,2018;Miyawaki等,2020;Maarse等,2016;Kim等,2021)。中国开始长期护理保险制度试点后,学者们逐渐对政策实施效果进行评估,多数研究关注长期护理保险制度和基本医疗保险制度的关系。荆涛等(2020)研究扩大长期护理保险试点对城镇职工基本医疗保险基金可持续性的影响。王贞、封进(2021)采用上海市基本医疗保险实际报销数据,发现长期护理保险政策中的居家护理补贴使住院费用和医疗保险支付费用显著下降,居家护理每投入1元,将节约医疗保险基金约8.6元。

已有文献对长期护理保险制度进行了大量研究,但存在以下不足:(1)国内研究大多将失能状态分为一种或两种情况,而且失能评估中没有纳入失智。按照《评估标准》,失能等级分为轻度、中度和重度,其中包含日常生活活动、认知、感知觉与沟通能力受损。(2)现有研究主要通过截面失能率和回归模拟的方法测算健康状态转移概率,其中截面失能率难以精确体现健康状态的动态变化;而回归模拟的方法仅考虑年龄和性别变量,没有进一步控制其他因素,特别是没有纳入出生人口队列效应对健康状态转移概率的影响。(3)现有研究大多基于设定的长期护理成本或借鉴国外长期护理保险制度的

基金支付比例对中国长期护理保险基金规模和缴费率进行测算,没有结合目前试点地区的现行政策,削弱了测算结果对中国长期护理保险政策的指导性。基于此,本文试图从以下 3 个方面推进研究:(1)依据《评估标准》将失智相关指标纳入失能评估,并将失能状态分为轻度、中度和重度。(2)在控制年龄效应的同时,纳入出生人口队列效应,并控制其他可能影响健康状态转移概率的因素,应用回归模拟和多状态分段常数 Markov 方法,提高长期护理需求规模预测的准确度。(3)对接中国 17 个试点地区现行长期护理保险政策方案,测算 2021~2030 年中国长期护理保险基金需求规模及变化趋势。本文的研究框架如图所示。

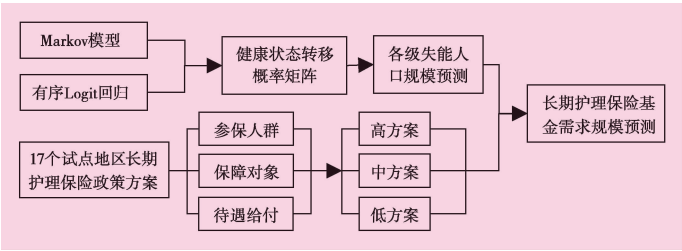


图 研究框架

### 三、数据来源、变量选择及描述性统计

本文采用的数据分为三部分:(1)健康状态转移概率测算部分采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据;(2)失能人口规模测算部分采用联合国发布的《世界人口展望(2015)》数据;(3)基金需求规模测算部分采用截至 2021 年 1 月全国 17 个试点地区的长期护理保险政策数据。中国健康与养老追踪调查是本研究的数据基础,从 2011 年开始在全国进行基线调查,2~3 年追踪调查一次,涵盖个人、家庭和社区 3 个层面。由于长期护理保险从 2016 年开始试点,本文选取 2015 和 2018 年数据,在剔除 60 岁以下和重要变量缺失的样本后,最终得到有效样本 8 688 个<sup>①</sup>。

按照《评估标准》,专业评估由日常生活活动(ADL)、认知、感知觉与沟通能力 3 个一级指标和 17 个二级指标构成。其中 ADL 指标包括:进食、穿衣、面部与口腔清洁、大便控制、小便控制、用厕、平地行走、床椅转移、上下楼、洗澡 10 项。由于中国健康与养老追踪调查问卷中没有关于“面部与口腔清洁”的相关问题,“上下楼”问题与《评估标准》中的定义差异较大,所以本文 ADL 包括进食、穿衣、如厕(控制大小便和用厕)、洗澡、床椅移动、平地行走 6 个指标(景跃军、李元,2014;廖少宏、王广州,2021),并将问卷中“没有困难”和“有困难但仍可完成”设定为“自理”,将“有困难,需要帮助”和“无法完成”设定为该项 ADL 失能(张文娟、魏蒙,2015;廖少宏、王广州,2021)。此外,《评估标准》纳入对“认知能力”与“感知觉与沟通能力”的评估,由于这两部分与中国健康与养老追踪调查中的问题差异较大或没有对应的问题,因此本文采用疾病鉴定法。通过以

<sup>①</sup> 本文采用 2013 和 2015 年中国健康与养老追踪调查数据测算年度健康状态转移概率与 2015 和 2018 年测算结果基本一致,可以证明测算时间段内老年人的健康状态转移概率保持稳定。



表 1 变量的描述性统计

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
2018 年的健康状况	0.67	1.34	0	4
2015 年的健康状况	0.58	1.27	0	4
年龄	68.57	7.07	60	105
性别(男性 =1)	0.49	0.50	0	1
户籍(城市 =1)	0.20	0.40	0	1
受教育程度(小学以上 =1)	0.25	0.43	0	1
婚姻状况(有配偶 =1)	0.76	0.43	0	1
吸烟(吸烟 =1)	0.44	0.50	0	1

上对日常生活活动能力和认知相关问题的回答,将健康状况分为自理、轻度失能(1~2 项 ADL 失能)、中度失能(3~4 项 ADL 失能)、重度失能(5~6 项 ADL 失能+ 认知、感知觉与沟通能力障碍)、死亡 5 个等级。

表 1 为变量的描述性统计。其中,健康状况变量赋值为自理

=0;轻度失能 =1;中度失能= 2;重度失能 =3;死亡 = 4。本研究样本平均年龄为 68.6 岁;49%为男性;20%为城市户籍;25%受教育程度在小学以上;76%有配偶;44%有吸烟行为。1946~1955 年、1936~1945 年、1926~1935 年、1925 年及以前出生的样本占比分别为 62.65%、28.59%、7.99%和 0.77%。

四、模型设定

(一) 基于 Markov 模型的健康状态转移概率矩阵

本文基于 Markov 模型测算健康状态转移概率(黄枫、吴纯杰,2012;李新平、朱铭来,2019;胡宏伟、李延宇,2021),以 2018 年(期末)的健康状况为被解释变量,以 2015 年(期初)的健康状况、年龄、性别、出生人口队列作为核心解释变量,并控制其他个人特征变量,建立有序 Logit 回归模型。即:

$$\Pr(Y_{i,t}=j|X_i)=G(\beta_0+\beta_1Y_{i,t-1}+\beta_2Age_i+\beta_3Gender_i+\beta_4Cohort_i+\alpha X_i+\mu_i) \quad (1)$$

其中, $i$  表示不同的个体, $i=1,2,3,4\cdots$ ;  $t$  表示时期, $t=2018$  年; $t-1=2015$  年; $j$  表示不同的健康状态(自理、轻度失能、中度失能、重度失能、死亡), $j=0,1,2,3,4$ ;当  $j=0$ ,即  $Y_{i,t}=0$  表示受访者  $i$  在  $t$  期健康状态为自理;当  $j=1$ ,即  $Y_{i,t-1}=1$  表示受访者  $i$  在  $t-1$  期健康状态为轻度失能,以此类推。 $Age_i$  表示年龄,分为 60~64 岁、65~69 岁、70~74 岁、75~79 岁、80~84 岁、85 岁及以上 6 个年龄组分别进行测算(胡宏伟、李延宇,2021); $Gender_i$  表示性别; $Cohort_i$  表示出生人口队列,本文根据调查对象的出生年份将样本划分为 1925 年及以前、1926~1935 年、1936~1945 年、1946 年及以后 4 个出生人口队列; $X_i$  表示其他控制变量。

基于式(1)可以得出间隔 3 年的不同性别、不同年龄分组的健康状态转移概率矩阵  $P(3)$ 。考虑到 3 年间隔较长,个体的健康状况可能在 3 年内发生多种变化,本文参考黄枫、吴纯杰(2012)的方法,借助转移强度矩阵推算出间隔 1 年的转移概率矩阵  $P(1)$ ,用  $P_{jj'}(T)$  表示个体在  $T$  年内由状态  $j$  转移至  $j'$  的转移概率,转移强度  $\mu_{jj'}$  表示转移概率的瞬

时变化,即:

$$\mu_{ji}=\lim_{\Delta T\rightarrow 0}\frac{P_{ji}(T+\Delta T)-P_{ji}(T)}{\Delta T} \quad (2)$$

将其写成矩阵形式  $Q=[\mu_{ji}|5\times 5]$ ,得到转移强度矩阵。由 Kolmogorov 向前方程可得:

$$P(T)=e^{Q\times T} \quad (3)$$

任意时间长度的转移概率矩阵都可以由转移强度矩阵得出,由矩阵的逆运算推出转移强度矩阵公式为:

$$Q=\frac{\log(P(T))}{T} \quad (4)$$

由此得到间隔 1 年的转移概率矩阵:

$$P(1)=e^{Q\times 1}=e^Q \quad (5)$$

### (二) 失能人口规模和长期护理保险基金需求规模预测

用  $P_x(1)$  表示  $x$  岁的个体间隔 1 年的健康状态转移概率矩阵,借鉴崔晓东(2017)的分段常数 Markov 方法<sup>①</sup>, $x$  岁的个体未来  $N$  年的转移概率矩阵  $P_x(N)$  由每一年龄组的个体间隔 1 年的转移概率矩阵  $P_x(1)$  错位相乘得到,其中  $n=0,1,2,\cdots,N-1$ 。由式(5)的年度转移概率矩阵可得:

$$P_x(N)=\prod_{n=0}^{N-1}P_{x+n}(1) \quad (6)$$

基于式(6),进一步用  $s$  表示性别, $A_x$  表示基期各个健康状态的人口比例向量,将  $A_x$  与健康状态转移概率矩阵  $P_x(N)$  相乘,得到  $N$  年后各个健康状态的人口比例向量(崔晓东,2017),再乘以联合国《世界人口展望(2015)》预测的分性别和年龄的人口数量(中方案) $L_x^s$ ,得到各健康状态( $j=0,1,2,3,4$ )的人口规模:

$$l_j=\sum_x\sum_{s=1}^2L_x^sA_xP_x(N) \quad (7)$$

依据试点地区的长期护理保险政策方案,用  $m$  表示长期护理保险的年度给付额, $h$  表示基金支付比例, $z$  表示不同护理方式所占比例,计算参保人在不同失能状态下所能获得的长期护理保险年度给付额:

$$M_j^e=\sum_{d=1}^3m_{d,j}^e\times h_{d,j}^e\times z_d \quad (8)$$

其中, $d$  表示不同类型的护理服务, $d=1,2,3$  分别表示医疗机构护理、养老机构护理和居家护理。 $e$  表示长期护理保险的承保对象, $e=1$  或 2 分别表示参保城镇职工基本医疗保险或城乡居民基本医疗保险。例如, $m_{1,2}^1$  表示参保城镇职工基本医疗保险的个体,中度失能时选择医疗机构提供的护理服务对应的年度给付额; $h_{1,2}^1$  表示参保城镇职工基本医疗保险的个体,中度失能时选择医疗机构提供的护理服务所对应的长期护理保险基

<sup>①</sup> 分段常数 Markov 方法假设每年内的转移强度为常数,不同年份的转移强度不同,故各区间上的转移概率矩阵是不等的。符合转移强度随年龄变化的非齐次特征,并保持了常数转移强度的易控性。

金支付比例。

依据近 5 年的通货膨胀率,本文设定平均通货膨胀率 $f=2.196\%$ 。 $y^e$  表示城镇职工或城乡居民基本医疗保险的参保比例。根据式(7)和式(8)计算出的失能人口规模和长期护理保险年度给付额,进一步测算考虑通货膨胀情况下, $N$ 年后 60 岁及以上老年人口长期护理保险基金需求总额  $F$ :

$$F=\sum_{j=1}^3\sum_{e=1}^2M_j^e\times l_j\times y^e\times (1+f)^N$$

(9)

五、基于 Markov 模型的长期护理需求测算

(一) 健康状态转移概率测算

表 2 中模型 1 主要考察期初健康状况的影响,结果显示 2015 年(期初)的健康状况显著影响老年人的健康状态转移概率,2015 年身体状况越差的老年人,2018 年健康状况恶化的概率越大。模型 2 在模型 1 的基础上加入年龄和性别变量,结果显示,年龄越大,健康状况恶化的概率越高;女性比男性健康状况恶化的概率更高,期初健康状况的回归结果与模型 1 相似。模型 3 在模型 2 的基础上加入出生人口队列变量,结果显示期初健康状况、年龄、性别和出生人口队列变量均在 1%的水平上显著影响期末健康状况,其中较早出生的队列中老年人健康状况恶化的概率较高;与模型 2 结果比较发现,如果不控制出生人口队列变量,会高估年龄效应对健康状态转移概率的影响。

根据表 2 中模型 3 的结果,按照式(1)测算得出 60 岁及以上人口间隔 3 年(2015~2018 年)的健康状态转移概率矩阵  $P_x(3)$ 。在此基础上,为了得到精确的健康状态转移概率,根据式(2)至式(5),运用 MATLAB 软件,将  $P_x(3)$ 转化为间隔 1 年的健康状态转移概率矩阵  $P_x(1)$ (见表 3)。

从表 3 可以看出,随着年龄的增加,60~84 岁老年人不论男性还是女性,也不论

期初健康状况如何,健康状况恶化的概率均会增大。需要说明的是,85 岁及以上老年人存活样本较少可能造成测算误差,该年龄组老年人保持健康的概率略高于 80~84 岁组。期初的身体健康状况越差,健康受损的概率越大,特别是重度失能状态的可逆转性较小。女性从自理转为失能的概率比男性大,

表 2 有序 Logit 健康状态转移概率模型

变 量	模型 1	模型 2	模型 3
2015 年健康状况	1.202*** (0.032)	1.202*** (0.034)	1.200*** (0.034)
年 龄		0.246*** (0.021)	0.164*** (0.032)
性 别		-0.224*** (0.088)	-0.232*** (0.088)
出生人口队列			-0.231*** (0.063)
户 籍	0.158* (0.079)	0.151* (0.082)	0.147* (0.082)
受教育程度	-0.220** (0.082)	-0.113 (0.086)	-0.116 (0.086)
婚姻状况	-0.411*** (0.065)	-0.185*** (0.072)	-0.151** (0.073)
吸 烟	-0.073 (0.060)	0.069 (0.086)	0.072 (0.086)
样本量	8688	8202	8202

注:括号内数据为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 3 间隔 1 年的健康状态转移概率矩阵

年 龄 (岁)	男性期末状态					女性期末状态				
	自理	轻度失能	中度失能	重度失能	死亡	自理	轻度失能	中度失能	重度失能	死亡
60~64										
自 理	0.957	0.030	0.003	0.009	0.001	0.948	0.036	0.004	0.010	0.001
轻度失能	0.495	0.414	0.033	0.055	0.003	0.461	0.438	0.037	0.061	0.004
中度失能	0.072	0.506	0.197	0.212	0.013	0.050	0.473	0.212	0.249	0.015
重度失能	0.013	0.167	0.068	0.682	0.070	0.014	0.146	0.062	0.696	0.081
死 亡	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
65~69										
自 理	0.950	0.035	0.004	0.010	0.001	0.940	0.042	0.004	0.012	0.001
轻度失能	0.469	0.432	0.036	0.060	0.004	0.432	0.455	0.040	0.069	0.004
中度失能	0.060	0.486	0.208	0.232	0.014	0.055	0.451	0.218	0.260	0.015
重度失能	0.013	0.149	0.063	0.695	0.080	0.014	0.130	0.058	0.706	0.093
死 亡	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
70~74										
自 理	0.931	0.049	0.005	0.014	0.001	0.917	0.059	0.006	0.017	0.001
轻度失能	0.401	0.473	0.045	0.078	0.004	0.369	0.490	0.050	0.088	0.003
中度失能	0.059	0.429	0.224	0.275	0.014	0.045	0.388	0.233	0.319	0.015
重度失能	0.014	0.113	0.052	0.713	0.107	0.014	0.097	0.046	0.717	0.126
死 亡	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
75~79										
自 理	0.921	0.056	0.006	0.016	0.001	0.903	0.069	0.007	0.019	0.002
轻度失能	0.370	0.490	0.050	0.087	0.003	0.339	0.504	0.055	0.099	0.002
中度失能	0.048	0.390	0.231	0.315	0.015	0.036	0.338	0.233	0.374	0.020
重度失能	0.014	0.099	0.047	0.716	0.124	0.015	0.088	0.042	0.714	0.141
死 亡	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
80~84										
自 理	0.891	0.078	0.008	0.022	0.002	0.869	0.094	0.009	0.026	0.001
轻度失能	0.313	0.513	0.061	0.112	0.002	0.281	0.521	0.068	0.133	0.002
中度失能	0.040	0.315	0.230	0.395	0.020	0.037	0.283	0.230	0.438	0.011
重度失能	0.015	0.079	0.039	0.711	0.156	0.012	0.062	0.032	0.698	0.196
死 亡	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
85+										
自 理	0.895	0.074	0.008	0.022	0.001	0.886	0.082	0.008	0.023	0.001
轻度失能	0.327	0.492	0.062	0.121	0.002	0.268	0.526	0.071	0.142	0.007
中度失能	0.112	0.437	0.218	0.242	0.008	0.025	0.260	0.231	0.485	0.001
重度失能	0.007	0.062	0.035	0.711	0.185	0.009	0.052	0.027	0.679	0.233
死 亡	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

且随着年龄的增加,性别之间健康状态转移概率的差距越来越大。例如,60~84岁,各年龄组男性与女性维持自理状态的概率差从0.81个百分点上升到2.19个百分点。



表 4 2021~2030 年不同失能状态人口规模预测 千人

健康状态	男 性			女 性		
	2021 年	2025 年	2030 年	2021 年	2025 年	2030 年
轻度失能						
60~64 岁	2196.10	3035.01	4227.69	2790.00	3537.99	4939.05
65~69 岁	2523.88	2644.14	4228.97	3239.14	3145.10	4869.93
70~74 岁	2051.00	3070.85	3310.02	3189.08	3793.23	3878.51
75~79 岁	1660.59	1902.37	3122.14	2425.81	2505.61	3723.69
80~84 岁	1097.35	1151.99	1290.95	1661.49	1501.92	1543.96
85 岁及以上	681.62	699.31	739.06	1247.31	1012.62	970.93
小 计	10210.55	12503.65	16918.83	14552.84	15496.47	19926.07
中度失能						
60~64 岁	382.27	536.42	767.10	375.06	527.23	762.06
65~69 岁	370.84	399.78	659.00	506.46	490.10	783.92
70~74 岁	310.33	482.61	539.41	463.37	619.77	656.02
75~79 岁	289.65	318.44	540.98	410.59	427.09	671.80
80~84 岁	167.25	159.58	252.75	287.77	274.18	286.92
85 岁及以上	109.38	120.42	128.50	242.80	188.61	179.42
小 计	1629.73	2017.25	2887.74	2286.05	2526.97	3340.13
重度失能						
60~64 岁	1630.50	2376.25	3541.34	1599.75	2335.53	3518.07
65~69 岁	1800.20	1788.47	3111.72	2218.94	2288.31	3902.07
70~74 岁	1166.67	1567.70	2185.23	2076.50	3147.51	3507.30
75~79 岁	1929.28	2647.06	3085.75	1494.37	2291.11	3863.53
80~84 岁	974.75	1126.22	1310.22	1332.09	1608.77	1806.74
85 岁及以上	583.51	673.39	734.49	1169.10	1185.00	1125.12
小 计	8084.91	10179.09	13968.75	9890.74	12856.23	17722.83
合 计	19925.19	24699.99	33775.32	26729.63	30879.67	40989.04

## （二）失能人口规模预测

将表 3 计算的  $P_x(1)$ 代入式(6), 进一步计算各年龄组的  $N$  年期(2021~2030 年)健康状态转移概率矩阵  $P_x(N)$ 。在此基础上,将 2018 年中国健康与养老追踪调查数据计算出的各年龄组 5 种健康状态人口所占比列作为基期人口向量  $A_x$ ,将联合国《世界人口展望(2015)》(中方案)对中国各年龄段人口预测数作为  $L_x^s$ ,根据式(7)计算预测期间各健康状态的人口规模。

为了与长期护理保险待遇给付政策相衔接,表 4 仅给出处于轻度失能、中度失能和重度失能状态下的人口规模。从中可以看出:(1)2030 年 60 岁及以上失能人口总数约为 7 476.44 万人,是 2021 年的 1.60 倍,该失能人口总数高于景跃军等(2017)和王金营、李天然(2020)的预测结果。这可能与采用的数据、使用的方法、聚焦的人群年龄及在重度失能状态中纳入失智因素有关。(2)2021~2030 年,各年龄组失能人口数均有不同程度的增加,与其他年龄组相比,60~64 岁失能人口的增长率最高。在 65 岁及以上老年人中,随着年龄的增长,75~79 岁失能人数年均增长率为 6.93%,80 岁及以上失能人数年均增长率有明显的下降趋势。(3)2030 年中国 60 岁及以上失能人口中,男性约为 3 377.53 万人,是 2021 年的 1.70 倍,年均增长率为 6.04%,女性失能人口约为 4 098.90 万人,是 2021 年的 1.53 倍,年均增长率为 4.86%,女性失能人口规模是男性的 1.21 倍。(4)与中

度和重度失能相比,轻度失能人口的规模最大,2030 年约为 3 684.49 万人。但重度失能人口的增长速度较快,年均增长率为 6.50%。此外,由于本文将失智相关指标纳入重度失能范围,测算出的重度失能人口规模较大。

## 六、长期护理保险基金需求规模预测

本文在表 4 测算的 2021~2030 年不同失能状态人口规模的基础上,依据中国 17 个试点地区的长期护理保险政策实施方案,进一步预测长期护理保险基金需求规模及发展趋势。

### (一) 长期护理保险试点政策梳理

本文从参保对象、保障对象、服务形式、给付方式和给付标准 5 个方面梳理截至 2021 年 1 月全国 17 个试点地区的最新长期护理保险政策,分析试点地区政策的变化和调整特点。17 个政策样本包括 15 个第一批试点城市和 2016 年开始试点的北京市海淀区,以及 2020 年 11 月开始试点的北京市石景山区。

试点地区长期护理保险政策的变化和调整呈现 4 个方面的特点:(1)参保对象的覆盖范围逐渐从城镇职工基本医疗保险参保人扩大到城乡居民基本医疗保险参保人(如江西省上饶市、湖北省荆门市和广东省广州市)。(2)在以重度失能人群为基本保障对象的基础上,逐渐扩大到中度失能、轻度失能及失智人群(如江苏省南通市、山东省青岛市和广东省广州市),体现出政策正在走向保障全面化和精细化。(3)试点地区大多采取机构护理和居家护理相结合的模式,其中机构护理包含养老机构护理和医疗机构护理,居家护理进一步细分为上门护理和家属自主护理(如北京市石景山区和江西省上饶市)。(4)在“限额”“比例”“限额与比例结合”的 3 种支付方式中,有 9 个试点地区采用“限额与比例结合”的支付方式(如广东省广州市、山东省青岛市和四川省成都市等);6 个试点地区采用“限额”的支付方式(如北京市海淀区、江苏省苏州市和南通市等);2 个试点地区采用“比例”的支付方式(如上海市和四川省成都市)。

### (二) 长期护理保险基金需求规模预测

本文聚焦参保人群、保障对象和待遇给付 3 个方面,从 17 个试点地区政策样本中选择具有代表性的低、中、高 3 个方案作为预测长期护理保险基金需求规模 and 变化趋势的基础。由于长期护理保险的政策属性决定惠及全民是今后的发展方向,本文将参保人群设定为城镇职工和城乡居民基本医疗保险参保人,并以此为条件筛选政策样本。低方案设定保障对象仅限定为重度失能人群,由此筛选出成都和上饶市。然后对比 2 个城市的给付标准,由于成都市机构护理和居家护理的待遇给付标准和基金支付比例处于较低水平,所以本文选择成都市作为低方案的参照样本。中方案设定保障对象扩大到中度失能,由此筛选出苏州和南通市。与苏州市相比,南通市待遇给付标准高,因此选择南通市作

为中方方案的参照样本。高方案设定保障对象范围包括轻度、中度、重度失能人群,由此筛选出广州和青岛市。对比待遇给付标准后,本文选择广州市作为高方案的参照样本。最终从17个地区中选出成都市、南通市和广州市分别作为长期护理保险基金需求规模测算的低方案、中方案和高方案。

本文将3个方案中“日度给付限额”乘以每月30天再乘以12个月(或“月度给付限额”乘以12个月)得出不同失能等级下,不同参保对象和护理服务方式所对应的年度给付限额 $m_{d,j}^e$ 。依据方案中的不同基金支付比例,得到 $h_{d,j}^e$ 。关于护理方式的选择,根据2020年10月南通市公布的数据,在享受待遇的25 727人中,有84.11%选择居家护理,12.81%选择医疗护理院,3.07%选择养老院,将这3个比例分别作为 $z_1$ 、 $z_2$ 、 $z_3$ 代入式(8)计算3种方案的年度给付额。其中四川省成都市仅保障重度失能,并将重度失能分为3个等级,考虑到其作为低方案的代表及“重度失能一级”覆盖人数更多,所以本文选择“重度失能一级”的年度给付额作为低方案基金需求规模的测算依据(见表5)。

表5 低、中、高方案下的长期护理保险

失能等级	年度给付额		元/人
	低方案	中方案	高方案
轻度失能			
城镇职工基本医疗保险	0.00	0.00	4113.92
城乡居民基本医疗保险	0.00	0.00	2942.63
中度失能			
城镇职工基本医疗保险	0.00	4598.57	11939.82
城乡居民基本医疗保险	0.00	4598.57	6197.44
重度失能			
城镇职工基本医疗保险	8167.21	8322.66	37875.43
城乡居民基本医疗保险	3902.40	8322.66	17842.93

不同试点地区的待遇给付方案存在差异,大部分试点地区不区分城镇职工和城乡居民基本医疗保险参保人的待遇给付水平,仅有5个地区(吉林省长春市、四川省成都市、山东省青岛市、广东省广州市、上海市)将待遇给付水平在两类人群中进行区分。

对于式(9)中城镇职工基本医疗保险参保人数与城乡居民基本医疗保险参保人数的比例 $y^e$ ,本文根据第七次人口普查数据和国家医疗保障局发布的2020年《全国医疗保障事业发展统计公报》数据,2020年全国人口为141 178万人,其中参加城镇职工基本医疗保险的人口为34 455万人,参加城乡居民基本医疗保险的人口为101 676万人,计算出 $y_1$ 和 $y_2$ 分别为24.41%和72.02%。将表4中各级失能人数 $l_j$ 、表5中各级失能状态下的长期护理保险年度给付额 $M_j^e$ 代入式(9),计算低、中、高3个方案下2021~2030年中国长期护理保险的基金需求规模(见表6)。

由于低、中、高方案在参保对象、保障对象和待遇给付标准上差异较大,因此测算出的基金需求规模也不同。低方案仅为重度失能人群提供较低的长期护理保障待遇,预计到2030年长期护理保险基金至少要1 891.90亿元。中方案将中度失能人群纳入保障对象,给付标准提高到适中水平,预计2030年基金需求规模是低方案的1.85倍,为3 503.68亿元;在此基础上,进一步将轻度失能人群纳入保障对象,并提高给付标准,到2030年高方

表 6 低、中、高方案下的基金需求规模预测 亿元

年份	低方案	中方案			高方案			
	重度失能	中度失能	重度失能	合计	轻度失能	中度失能	重度失能	合计
2021	882.54	177.45	1474.32	1651.78	790.47	295.25	4059.10	5144.81
2022	982.90	188.48	1641.99	1830.47	833.31	313.59	4520.73	5667.63
2023	1070.87	199.64	1788.94	1988.58	877.92	332.16	4925.29	6135.38
2024	1152.58	212.30	1925.45	2137.75	925.14	353.22	5301.14	6579.50
2025	1233.61	224.63	2060.81	2285.44	974.92	373.73	5673.81	7022.47
2026	1376.67	253.59	2299.80	2553.39	1106.06	421.92	6331.80	7859.78
2027	1518.16	279.58	2536.16	2815.74	1203.92	465.16	6982.55	8651.63
2028	1652.85	302.90	2761.17	3064.06	1286.79	503.95	7602.03	9392.78
2029	1777.61	324.06	2969.59	3293.65	1361.48	539.16	8175.87	10076.51
2030	1891.90	343.17	3160.51	3503.68	1430.07	570.97	8701.50	10702.53

案测算的基金需求规模是低方案的 5.66 倍,中方案的 3.05 倍,为 10 702.53 亿元。比较 3 种方案下 10 年间长期护理保险基金需求的增长趋势,低、中、高方案下 2030 年的基金需求规模分别是 2021 年的 2.14 倍、2.12 倍和 2.08 倍,年均增长速度分别为 8.84%、8.71% 和 8.48%。表 6 还测算了低、中、高方案下轻度、中度和重度失能及城镇职工和城乡居民基本医疗保险参保人对应的长期护理保险基金需求规模。重度失能人群不仅是长期护理保险制度最基本、最重要的保障对象,也是推高基金需求规模的最主要人群。从长期趋势看,2021~2030 年,对比中方案和高方案,重度失能人员所需基金在基金总额中的平均占比分别为 89.98%和 80.49%;对比低方案和高方案,城乡居民基本医疗保险参保人所需基金在基金总额中的平均占比分别为 58.50%和 59.65%。

目前,全国各试点地区的长期护理保险筹资主要来自基本医疗保险基金,而不同试点政策下的长期护理保险基金需求规模和增幅势必对基本医疗保险基金产生较大影响。国家医疗保障局发布的 2019 和 2020 年《全国医疗保障事业发展统计公报》显示,2019、2020 年全国基本医疗保险基金(含生育保险)总收入分别为 24 421 亿元和 24 846 亿元,总支出分别为 20 854 亿元和 21 032 亿元。由此计算的 2019 和 2020 年基本医疗保险基金支出占基金收入的比例稳定在 85%及以上,结余率不超过 15%。2021 年低、中、高方案的长期护理保险基金需求规模分别占 2020 年基本医疗保险基金收入的 3.55%、6.65%和 20.71%。可见,高方案的长期护理保险基金占比将超过基本医疗保险基金的年度结余率。

七、结论和建议

本文采用 2015 和 2018 年中国健康与养老追踪调查数据,根据长期护理保险试点地区的现行政策,测算 2021~2030 年中国长期护理保险基金需求规模及变化趋势。研究



发现:(1)出生人口队列效应显著影响老年人健康状态转移概率,较晚出生的人口队列具有明显的健康和生存优势。(2)2030年中国60岁及以上的失能人口将是2021年的1.60倍。其中轻度失能人口的规模最大,重度失能人口的增长最快,年均增长率为6.50%。65岁及以上人口中,失能人数增幅最大的为75~79岁组,年均增长率为6.93%。预计2030年女性失能人口将达到4 098.90万人,是男性的1.21倍,而男性失能人口的增长率高于女性。(3)按照低方案,预计2030年中国60岁及以上人口的长期护理保险基金需求规模为1 891.90亿元,约为2021年的2.14倍。高方案基金需求规模是低方案的5.66倍,中方案的3.05倍。2021~2030年3种方案测算的基金需求规模平均年增长率为8.68%。

本研究的政策启示是:(1)在长期护理保险试点政策中将护理服务端口前移,由目前全部资金用于失能后的补偿,转向失能补偿和失能预防共同推进。中国重度失能老年人增速快,需要的长期护理保险基金规模大。而失能预防的开展可以降低重度失能发生概率、延缓失能发生时间、减轻失能程度,在实现节约基金支出的同时提高老年人生活质量。(2)长期护理保险试点政策的逐步推进要与筹资渠道、筹资水平及整体经济发展状况相适应。作为社会保险的“第六险”,政策惠及全民是发展方向,在未来试点推进中,政策的重点保障人群是重度失能老年人还是逐步纳入中度和轻度失能老年人,待遇给付水平何时及如何进行适度提高等问题应与长期护理保险制度的筹资渠道、筹资水平等统筹规划。(3)在长期护理保险政策的基础上,鼓励发展商业长期护理保险。社会保险的制度属性决定其只能提供基本保障,多样化和高水平的长期护理服务需求则需要商业保险产品来满足。因此,在推进长期护理保险制度试点的同时,应加大商业长期护理保险产品的开发和宣传,通过商业保险和社会保险相结合的方式有效解决老年人的长期护理问题。

本研究还存在以下局限:(1)在“失智”变量的选取上,由于中国健康与养老追踪调查问卷中关于认知能力、感知觉与沟通能力的问题与《评估标准》存在较大差异,本文虽然采用疾病鉴定法以尽可能贴合《评估标准》,但失智评定信息的缺失会影响测算精度。(2)在长期护理保险年度给付额的测算中,由于申请护理服务的老年人对护理服务方式的选择没有全国各试点地区的公开数据,本文只能采用江苏省南通市公布的数据计算不同方案下的长期护理保险年度给付额。因数据限制,这一参数设定的合理性有待进一步提高。

#### 参考文献:

1. 崔晓东(2017):《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》,《中国人口科学》,第6期。
2. 胡宏伟、李延宇(2021):《中国农村失能老年人照护需求与成本压力研究》,《中国人口科学》,第3期。
3. 黄枫、吴纯杰(2012):《基于转移概率模型的老年人长期护理需求预测分析》,《经济研究》,第S2期。



4. 荆涛等(2020):《扩大长期护理保险试点对我国城镇职工医保基金可持续性的影响》,《保险研究》,第11期。
5. 景跃军等(2017):《我国失能老人数量及其结构的定量预测分析》,《人口学刊》,第6期。
6. 景跃军、李元(2014):《中国失能老年人构成及长期护理需求分析》,《人口学刊》,第2期。
7. 李佳(2020):《中国长期护理保险制度财政负担可持续性研究——基于17种试点方案测算》,《社会保障评论》,第4期。
8. 李新平、朱铭来(2019):《基于转移概率矩阵模型的失能老年人长期照护保险缴费率分析——以天津市为研究对象》,《人口与发展》,第2期。
9. 李元(2018):《我国失能老人长期照护资金规模的测算分析》,《人口学刊》,第5期。
10. 廖少宏、王广州(2021):《中国老年人口失能状况与变动趋势》,《中国人口科学》,第1期。
11. 王金营、李天然(2020):《中国老年失能年龄模式及未来失能人口预测》,《人口学刊》,第5期。
12. 王贞、封进(2021):《长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较》,《经济学(季刊)》,第2期。
13. 张文娟、魏蒙(2015):《中国老年人的失能水平和时间估计——基于合并数据的分析》,《人口研究》,第5期。
14. Ansah J.P., Chiu C., Wei-Yan A.C., Min T.L.S., Matchar D.B. (2021), Trends in Functional Disability and Cognitive Impairment Among the Older Adult in China Up to 2060: Estimates from A Dynamic Multi-State Population Model. *BMC Geriatrics*. 21(1):380.
15. Biddle N., Crawford H. (2017), Projections of the Number of Australians with Disability Aged 65 and Over Eligible for the National Disability Insurance Scheme: 2017–2026. *Australasian Journal on Ageing*. 36: E43–E49.
16. Geyer J., Korfhage T. (2018), Labor Supply Effects of Long-term Care Reform in Germany. *Health Economics*. 27(9): 1328–1339.
17. Karlsson M., Mayhew L., Plumb R., Rickayzen B. (2006), Future Costs for Long-term Care Cost Projections for Long-term Care for Older People in the United Kingdom. *Health Policy*. 75(2): 187–213.
18. Kim H., Kwon S. (2021), A Decade of Public Long-term Care Insurance in South Korea: Policy Lessons for Aging Countries. *Health Policy*. 125(1): 22–26.
19. Maarse J.A.M., Jeurissen P.P. (2016), The Policy and Politics of the 2015 Long-term Care Reform in the Netherlands. *Health Policy*. 120(3): 241–245.
20. Miyawaki A., Kobayashi Y., Noguchi H., Watanabe T., Takahashi H., Tamiya N. (2020), Effect of Reduced Formal Care Availability on Formal/Informal Care Patterns and Caregiver Health: A Quasi-experimental Study Using the Japanese Long-term Care Insurance Reform. *BMC Geriatrics*. 20(1): 207.
21. Peng R., Ling L., He Q. (2010), Self-rated Health Status Transition and Long-term Care Need, of the Oldest Chinese. *Health Policy*. 97(2–3): 259–266.
22. Pickard L., et al. (2007), Modelling an Entitlement to Long-term Care Services for Older People in Europe: Projections for Long-term Care Expenditure to 2050. *Journal of European Social Policy*. 17(1): 33–48.
23. Rickayzen B.D., Walsh D.E.P. (2002), A Multi-state Model of Disability for the United Kingdom: Implications for Future Need for Long-term Care for the Elderly. *British Actuarial Journal*. 8(2): 341–393.

(责任编辑:朱 犁)