

基于失能存活时间差异的 长期护理保险收入再分配效应*

何文炯 侯雨薇

【摘要】长期护理保险(简称“长护险”)已试点多年并将在全国普遍实施,其收入再分配效应值得关注。文章基于 CLHLS 数据,估计了不同收入群体的预期失能存活时间,通过构建长护险终身缴费和待遇总额的精算分析模型,测算公平保费并计算不同群体的内部收益率,以探究在不同做法下长护险制度可能产生的收入再分配效应。研究发现:(1)低收入群体在获取医疗和照护资源等方面处于劣势,可能导致其发生失能后的死亡风险更高,预期失能存活时间较短;(2)若全体参保者按公平保费定额筹资,且待遇水平相同,长护险可能产生逆向再分配,即预期失能存活期较短的低收入群体帮助预期失能存活期较长的高收入群体;(3)若按公平保费定额筹资,在设有最高支付限额的条件下,即使提高低收入参保者的报销比率,对促进正向收入再分配的效果也不明显;(4)若按工资或收入的固定比率筹资,则有利于实现正向的收入再分配。在设计全国统一的长护险制度时,需要注重制度的公平性和可持续性,在统一且适度的待遇水平下,科学测算公平费率并实行按固定比率筹资的方式,促使长护险发挥正向收入再分配功能。

【关键词】长期护理保险 失能存活时间 终身收入再分配 内部收益率

【作者】何文炯 浙江大学公共管理学院,教授;侯雨薇 浙江大学公共管理学院,博士研究生。

一、引言

随着人口老龄化、高龄化和家庭小型化,失能老人的照护问题日益受到全社会的重视。继建立经济困难家庭养老服务补助制度^①之后,有关部门于2016年开始组织长期护

* 本文为国家社会科学基金重大项目“人口老龄化与长寿风险管理的理论与政策研究”(编号:13&ZD163)的阶段性成果。本文写作过程中,得到张翔老师的帮助和支持,专此致谢。

① https://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content_2192402.htm,《国家基本公共服务体系“十二五”规划》(国发[2012]29号),提出“适应人口老龄化趋势,有条件的地方可发放高龄老年人生活补贴和家庭经济困难的老年人养老服务补贴”。

理保险(简称“长护险”)试点。根据党的二十大报告精神,长护险制度将在全国普遍实施。根据2024年《政府工作报告》^①,此项工作已经被列入中央政府的工作计划。作为社会保障领域的一个新项目,长护险制度设计既要重视制度的失能风险保障功能,也要重视收入再分配功能。事实上,社会保障是国家依法建立的收入再分配制度,在调节社会财富分配格局、促进社会公平、实现共享发展成果等方面发挥重要作用(郑功成,2022)。

长护险的收入再分配效应与其制度设计有关。全国49个试点城市实际执行的制度和政策存在一些差异。例如,从覆盖范围来看,全国共有23个城市同时覆盖了职工和居民参保者,其中已有5个城市实现了职工与居民参保者基金的统收统支,青岛市也通过建立调剂金的方式实现了两类参保者基金的打通共济(张盈华,2023)。在城乡统筹发展的时代背景下,中国长护险应当建立统筹职工和居民参保者的一体化制度模式,并实现基金的统收统支,因此本文将职工与居民参保者放在一起测算,考察长护险的收入再分配效应。从筹资规则来看,全国共有28个城市对全体参保者按定额方式筹资,部分城市职工和居民的定额筹资标准相同(如南通、上饶、北京等),部分城市职工的定额筹资标准高于居民(如苏州、济南等);只有21个城市对职工参保者按工资的固定比率筹资(如青岛、广州、成都等)。从待遇规则来看,在同时覆盖职工和居民参保者的试点城市中,大部分地区对职工和居民设定了相同的待遇水平(如南通、苏州、上饶等),少数地区职工的待遇水平略高于居民(如青岛、长春等)。如果能够清晰地揭示长护险在不同试点做法下的收入再分配效应,对全国长护险制度设计和政策制定将具有重要的参考价值。

长护险的保障对象是全体参保者,待遇给付对象是参保的失能人员,待遇给付时间长度取决于参保人员失能后的存活时间^②。值得重视的是,有关中国健康不平等问题的一些实证研究发现,较高社会经济地位人群在期望寿命上的优势主要体现在失能后的死亡率更低、预期失能存活时间更长(曾毅等,2001;顾大男,2004;焦开山,2018)。如果能够证实高收入群体的预期失能存活时间更长,意味着他们在长护险中的平均待遇领取期更长。若全体参保者按相同标准定额缴费,很可能产生预期失能存活期较短的低收入

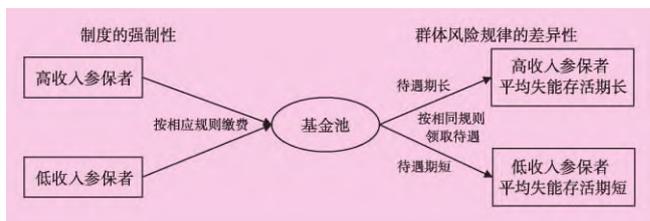


图1 基于失能存活时间差异的长护险收入再分配机制

群体帮助预期失能存活期较长的高收入群体的逆向再分配;若在筹资和待遇规则中让低收入群体“少缴多领”,则有可能抵消不利影响从而促进正向再分配效应(如图1)。基于此,本文利用微观追踪调查数据

① https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202403/content_6939153.htm,《政府工作报告》(2024年3月5日),提出“推进建立长期护理保险制度”。

② 需要说明的是,本文所说的“失能存活时间”是指制度给付范围内的失能存活时间,等同于待遇领取时间。

对不同收入群体的预期失能存活时间进行估计,通过构建长护险的纵向精算分析模型计算不同收入群体的内部收益率,探究长护险在不同试点做法下的收入再分配效应,为中国长护险制度建设提供参考依据。

二、文献回顾

目前关于中国长护险制度建设的研究,主要围绕“刻画失能转移规律、预测照护服务需求与成本、测算筹资水平和基金可持续状况、比较试点政策并借鉴国际经验”等方面展开(黄枫、吴纯杰,2018;张文娟、付敏,2020;米红、郑雨馨,2020;张园、王伟,2021;张盈华,2023)。很少有研究关注中国长护险在不同试点做法下可能产生的收入再分配效应。

关于社会保险收入再分配效应的讨论,至少可以从代内收入再分配和代际收入再分配两个维度展开。其中,代内收入再分配发生在同代不同群体间,代际收入再分配发生在不同代群体间(Aaron,1966;Kotlikoff,1996;彭浩然、申曙光,2007)。已有研究主要包括“基于年度收入、基于终身收入和基于财产”三种视角(王亚柯、高程玉,2018)。基于年度收入视角主要分析当期缴费和待遇支付对居民收入产生的当期再分配效应(王延中等,2016;李实、朱梦冰,2023);基于终身收入视角主要分析终身缴费和待遇总额对居民收入产生的长期再分配效应(Diamond,1977;王晓军、康博威,2009)。Layard(1977)认为基于年度收入的视角忽略了缴费和养老金给付发生在生命周期的不同阶段,可能高估收入不平等和养老保险的收入再分配效应。本文主要讨论长护险的代内终身收入再分配效应。

分析终身收入再分配效应常用的衡量指标是终身纯获益额和内部收益率(Myers等,1983;Hurd等,1983;何立新、佐藤宏,2008)。其中,终身纯获益额是指某类参保人终身待遇总额和缴费总额精算现值的差额;内部收益率是在不假设贴现利率的情况下,让某类参保人终身缴费总额和待遇总额的精算现值相等而内生求得的贴现率。例如,彭浩然和申曙光(2007)通过计算不同收入群体的终身纯获益额,发现2005年改革后的职工基本养老保险明显削弱了其代内收入再分配功能。王晓军和康博威(2009)通过计算不同参保群体的内部收益率,发现中国的职工基本养老保险产生了从高收入向低收入人群的正向收入再分配,但也由于制度的碎片化在单位职工和灵活就业人员等不同就业类型群体间产生了逆向收入再分配。郑春荣(2012)和张翔等(2019)进一步在中国基本养老保险收入再分配效应分析中考虑了不同收入群体预期寿命的差异。其中,张翔等(2019)利用省级截面数据估计了中国职工基本养老保险不同缴费基数群体的预期寿命,发现低缴费基数参保者因寿命相对更短而大大降低了他们的内部收益率,建议在制度设计中对低收入群体给予更多关注。

长护险的待遇领取期取决于参保者失能后的存活时间。曾毅等(2001)和焦开山(2018)等研究发现,中国较高社会经济地位老人在完全自理预期寿命方面不具有明显优势,他们在预期寿命上的优势主要体现在预期失能存活时间更长,这意味着他们在长

护险中可能领取的终身待遇总额更多。目前鲜有研究将参保者在不同生命阶段发生的缴费和待遇放在统一的分析模型中,探究长护险的收入再分配效应。肖颖和朱勤(2024)首次从终身收支视角分析了中国10个试点地区长护险的收入再分配效应,发现试点城市采取按比率筹资方式比定额筹资方式更有利于发挥其收入再分配功能。但是各试点城市执行的政策存在较大差异^①,直接选取部分试点城市的政策作为测算方案,不利于为全国统一的制度设计提供普遍适用的建议。因此,本文构建长护险纵向精算平衡模型测算公平保费,并以公平保费为基准形成测算方案,探究长护险在不同试点做法下的收入再分配效应,为全国统一的制度设计提供依据。

三、不同收入参保群体的预期失能存活时间估计

本文利用多状态模型(Multi-state Model)估计不同收入参保群体的完全自理预期寿命和失能存活时间。考虑到现有包含失能信息的大样本追踪调查数据库中,收入相关变量的缺失情况比较严重,无法支持对不同收入群体健康状态转移规律的实证研究。因此,本文以“基本医疗保险参保类型(职工和居民)”和“户籍(城镇和农村)”作为区分不同收入参保群体的主要变量,根据国家统计局公布的数据按平均收入水平从高到低^②依次为“城镇职工、农民工^③、城镇居民和农村居民”。

(一) 数据选取

本文采用2002~2005、2005~2008、2008~2011、2011~2014年^④的“中国老年人健康长寿影响因素调查”(CLHLS)追踪数据^⑤,调查问卷包括存活被访者问卷和死亡者家属问卷。剔除了每三年调查期内追踪失访及相关变量缺失的样本,同时删除了年龄在65岁以下的年轻样本,分别得到2002~2005年有效样本13210人、期末存活7692人,2005~2008年有效样本12417人、期末存活7262人,2008~2011年有效样本13713人、期末存活7931人,2011~2014年有效样本8477人、期末存活5363人。

-
- ① 根据49个试点城市公布的长护险试点办法,职工的定额筹资标准从每人每年40元到240元不等,缴费率从0.1%到1%不等;居民的定额筹资标准从每人每年30元到1500元不等。
- ② 根据国家统计局公布的数据,2018~2022年城镇在岗职工平均工资为84744~117177元,农民工平均工资收入为44652~55380元,城镇居民人均可支配收入为39251~49283元,农村居民人均可支配收入为14617~20133元。
- ③ 参考国家统计局对农民工的定义,本文将“农村户籍且参保身份为职工”的参保群体定义为农民工。
- ④ CLHLS在2011年和2014年除长寿地区典型调查外未新增递补样本,2014~2018年追踪数据以2008年及以前被调查而通过“生存选择”存活下来的样本为主,可能导致估计偏差;本文选择2002~2014年之间的追踪调查数据进行分析。
- ⑤ 北京大学健康老龄与发展研究中心,2016,“中国老年人健康长寿影响因素调查(CLHLS)追踪数据(2002~2014)”,<https://doi.org/10.18170/DVN/XRV2WN>,北京大学开放研究数据平台,V1。

CLHLS 收集了反映老年人日常活动能力 (Activities of Daily Living, ADLs) 的 6 个项目,包括洗澡、穿衣、如厕、转移、尿便控制和吃饭。本文利用 ADLs 将健康状态划分为:完全自理、轻度失能、中度失能、重度失能和死亡^①(见表 1)。

表 1 身体健康状态界定标准

身体健康状态	状态定义描述
0 完全自理	6 项都能独立完成
1 轻度失能	能独立完成任意 5 项;或洗澡和任意 1 项不能独立完成
2 中度失能	洗澡、穿衣和任意一项不能独立完成;或洗澡、穿衣、如厕和任意一项不能独立完成
3 重度失能	洗澡、穿衣、如厕、转移和任意 1 项不能独立完成;或全都不能独立完成
4 死亡	身故

对任何一个存活状态来说,既有转变为死亡状态或其他存活状态的递减,也有从其他任意存活状态转变而来的递增(曾毅等,2007);个体既可能从完全自理或较低程度失能向较高程度失能状态恶化,也可能从较高程度失能向较低程度失能或完全自理状态康复(Robinson, 1996; 顾大男, 2004; 黄枫、吴纯杰, 2012; 焦开山, 2018; 胡耀岭等, 2024)。因此,本文假设除死亡为吸收状态以外,其他健康状态之间的转移是可逆的(如图 2)。

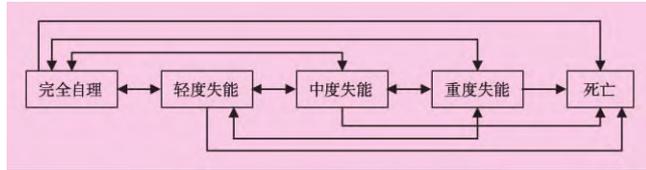


图 2 健康状态转移路径

(二) 实证研究方法

本文假设老年人健康状态的转移服从连续时间马尔科夫随机过程,并且在每三年调查期内满足时间齐性马尔科夫假设。

1. 模型设定

用 $S_{i,t-1}$ 表示样本在调查期初处于健康状态 i ,用 $S_{j,t}$ 表示样本在期末处于健康状态 j ; $i, j=0, 1, 2, 3, 4$ 分别代表完全自理、轻度失能、中度失能、重度失能和死亡。例如 $S_{0,t-1}=1$ 表示在期初处于完全自理存活状态, $S_{4,t}=1$ 表示在期末已经死亡。

本文采用二元离散 logit 模型估计期末死亡概率,采用多元有序 logit 模型估计各生存状态之间转移的概率。主要控制期初健康状态 $S_{i,t-1}$,以及“基本医疗保险参保类型、户籍、性别、年龄、婚姻状况、是否与子女共同居住”等社会特征变量集 X 。其中, $G(\cdot)$ 代表 logistic 累积概率分布函数, α_1 、 α_2 和 α_3 为多元有序 logit 模型的三个门限参数,通过极大似然估计法计算得到。

期末死亡概率的估计公式为:

^① 主要参考中国老龄科学研究中心(2011)提出的失能等级划定标准。

$$P(S_{4,t}=1 | S_{i,t-1}, X) = G\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i S_{i,t-1} + X\beta\right), i=0, 1, 2, 3$$

期末处于四种生存状态的概率可以分别估计为：

$$P(S_{0,t}=1 | S_{i,t-1}, X, S_{4,t}=0) = G\left(\alpha_1 - \sum_{i=1}^3 \beta_i S_{i,t-1} - X\beta\right)$$

$$P(S_{1,t}=1 | S_{i,t-1}, X, S_{4,t}=0) = G\left(\alpha_2 - \sum_{i=1}^3 \beta_i S_{i,t-1} - X\beta\right) - G\left(\alpha_1 - \sum_{i=1}^3 \beta_i S_{i,t-1} - X\beta\right)$$

$$P(S_{2,t}=1 | S_{i,t-1}, X, S_{4,t}=0) = G\left(\alpha_3 - \sum_{i=1}^3 \beta_i S_{i,t-1} - X\beta\right) - G\left(\alpha_2 - \sum_{i=1}^3 \beta_i S_{i,t-1} - X\beta\right)$$

$$P(S_{3,t}=1 | S_{i,t-1}, X, S_{4,t}=0) = 1 - G\left(\alpha_3 - \sum_{i=1}^3 \beta_i S_{i,t-1} - X\beta\right)$$

多元有序 logit 模型估计的各生存状态转移概率是以期末存活为条件的概率,在构造转移概率矩阵时需要将其转化为无条件概率。

2. 编制多状态生命表

曾毅等(2007)提出,在有追踪数据的情况下多状态生命表较 Sullivan 方法有很多优点,因为它考虑了健康状态之间的动态变化以及处于不同状态人群的死亡风险差异。本文利用健康状态转移概率矩阵编制多状态生命表的主要过程如下:

第一,计算尚存人数,即 $l_x = l_x^0 + l_x^1 + l_x^2 + l_x^3$,其中 l_x^0 、 l_x^1 、 l_x^2 、 l_x^3 分别表示 x 岁时处于完全自理、轻度失能、中度失能和重度失能的存活人数;

第二,计算生存人年数,即 $L_x = (l_x + l_{x+1})/2$,其中 L_x^0 、 L_x^1 、 L_x^2 、 L_x^3 分别代表完全自理生存人年数、轻度失能生存人年数、中度失能生存人年数和重度失能生存人年数,假设死亡和健康状态的转变在一年内呈均匀分布;

第三,计算累计生存人年数,即 $T_x = \sum_x^\omega L_x$,其中 T_x^0 、 T_x^1 、 T_x^2 、 T_x^3 分别代表累计完全自理生存人年数、累计轻度失能生存人年数、累计中度失能生存人年数和累计重度失能生存人年数, ω 表示极限年龄;

第四,计算各状态的预期存活时间,即 $e_x = T_x/l_x = e_x^0 + e_x^1 + e_x^2 + e_x^3$,其中 e_x^0 、 e_x^1 、 e_x^2 、 e_x^3 分别代表完全自理预期寿命、预期轻度失能存活时间、预期中度失能存活时间和预期重度失能存活时间。

(三) 实证分析结果

本文根据计量模型的回归结果计算得到健康状态转移概率矩阵^①,并编制多状态人

① 四期数据中 logit 模型和有序 logit 模型的 Pseudo- R² 分别为 0.218 和 0.163、0.219 和 0.159、0.214 和 0.140、0.217 和 0.181,关键控制变量均通过 Z 检验;受篇幅限制,本文省略了回归模型和转移概率矩阵的结果,直接展示预期失能存活时间的估计结果。

口生命表来估计不同收入参保群体在 65 岁的预期失能存活时间(见表 2)。测算结果发现,平均收入水平越高的参保群体,预期失能存活时间越长。其中,城镇职工的平均收入水平最高,预期失能存活时间最长;农村居民的平均收入水平最低,预期失能存活时间最短;农民工与城镇居民的平均收入水平差距相对较小,农民工的预期失能存活时间有可能等于、略低于或略高于城镇居民。上述规律在 2002~2014 年之间的四个追踪调查期内保持稳定。

表 2 不同收入参保群体的预期失能存活时间

单位:年

65 岁	城镇职工	农民工	城镇居民	农村居民	按不同群体加权平均
2002~2005 年					
完全自理预期寿命	12.41	12.44	12.14	11.88	12.25
轻度失能存活时间	1.74	1.39	1.39	1.11	1.46
中度失能存活时间	0.57	0.46	0.46	0.39	0.49
重度失能存活时间	0.72	0.55	0.55	0.43	0.59
2005~2008 年					
完全自理预期寿命	13.25	13.23	12.72	12.69	12.98
轻度失能存活时间	1.38	1.11	1.12	0.92	1.17
中度失能存活时间	0.47	0.40	0.40	0.35	0.42
重度失能存活时间	0.67	0.51	0.52	0.42	0.55
2008~2011 年					
完全自理预期寿命	13.14	12.51	12.49	11.71	12.59
轻度失能存活时间	2.20	1.80	1.85	1.51	1.90
中度失能存活时间	0.63	0.52	0.53	0.45	0.55
重度失能存活时间	0.96	0.74	0.76	0.59	0.79
2011~2014 年					
完全自理预期寿命	13.37	14.64	13.65	14.70	13.91
轻度失能存活时间	2.32	2.22	1.83	1.78	2.06
中度失能存活时间	0.73	0.69	0.57	0.53	0.64
重度失能存活时间	1.09	0.97	0.75	0.68	0.89

注:本表数据由作者根据 2002~2014 年 CLHLS 数据计算所得。

上述实证分析结果表明,相对高收入群体在获取物质、医疗和照护资源等方面具有一定优势,从而降低了他们在失能后的死亡风险并延长了失能后存活时间,导致该群体中一些身体状况较差或者健康禀赋不佳的人存活了下来,但他们在完全自理预期寿命上没有明显优势;相对低收入群体在获取物质、医疗和照护资源等方面处于劣势,他们没有太多机会发生向中重度失能状态转移就已经死亡,因而预期失能存活时间更短,经过自然筛选后存活下来的低收入群体的失能程度相对更轻或者健康禀赋相对更好。这与以往的研究结论相一致,例如焦开山(2018)发现现阶段中国较高经济地位群体在失

能发生率和康复率方面都不具有显著优势,但他们在发生失能后的死亡率明显更低,因而处于失能状态下的预期生存时间明显更长。

四、基于同代参保成员预期失能存活时间的公平保费

中国的长护险仍处于试点阶段,各试点地区政策差异较大。若直接选取部分试点地区的缴费和待遇政策作为测算方案,可能不利于为全国制度设计提供参考和建议。为此,本文假设同代参保人员终身的缴费和待遇能够实现纵向精算平衡。为表征全社会同代参保成员的整体信息,引入保险学“标准参保人”的概念,即缴费基数、余命以及失能存活时间等都为同代平均值的参保者。按照以支定收的原则构建纵向精算平衡模型^①,计算使标准参保人缴费总额和待遇总额在精算意义上相等的公平保费,作为分析代内收入再分配效应的基准。

(一) 精算模型

按照国际通行做法,长护险采取终身缴费制;考虑到低年龄段群体的失能概率较

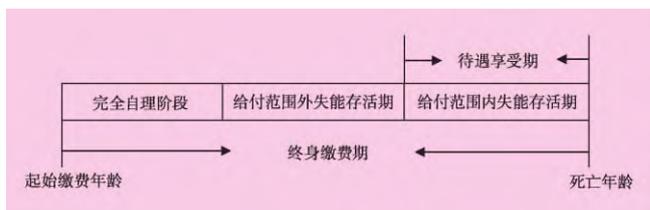


图3 长期护理保险参保者的保险活动生命周期

小,各国长护险制度通常会设置参保缴费的起始年龄^②。参保者的缴费期即为死亡年龄和起始缴费年龄之间的差值;待遇领取期即为给付范围内的失能存活时间(如图3)。

根据精算等价原理,使参保者缴费总额精算现值和待遇总额精算现值相等的纯保费为公平保费,根据一定的缴费基数计算所得的缴费率即为公平费率。

$$E(\text{保险金给付现值} - \text{纯保费现值})=0$$

假设 x 岁的参保人从制度规定的起始缴费年龄 x_0 (对应基年 $k=1$) 开始缴费,到死亡之前的总缴费现值为 P_x ;从达到相应失能评估等级开始的失能存活期间享受长护险待遇给付,到死亡前的总待遇现值为 B_x 。假定参保人员按照社会平均工资 w 的一定比率 β 缴费,第 k 年的缴费工资为 w_k ;在 x 岁的余命为 e_x ,其中完全自理期望寿命 e_x^0 、轻度失能生存时间 e_x^1 、中度失能存活时间 e_x^2 、重度失能存活时间 e_x^3 ,有 $e_x=e_x^0+e_x^1+e_x^2+e_x^3$,简写为 $e_x=e_x^{0123}$;在重度失能存活时间 e_x^3 内每年获得待遇给付 b_k^3 ,在中度失能存活时间 e_x^2 内每年获得待遇给付 b_k^2 。

① https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-11/05/content_5557630.htm,国家医保局和财政部《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》(医保发[2020]37号)提出“科学测算基本护理服务相应的资金需求,合理确定本统筹地区年度筹资总额”。说明长护险筹资总额要根据护理服务支出的需求而定。

② 例如德国、日本和韩国长护险规定的起始缴费年龄分别为18岁、40岁和20岁。

假设利率为 i (即折现因子为 $v=1/(1+i)$), 工资增长率为 α , 待遇增长率为 δ 。本研究的第一步目标就是计算使 $P_x=B_x$ 的公平费率 β , 公式表达为:

$$P_x = \beta \cdot \sum_{k=1}^{x+e_x-x_0} (w_k \cdot v^{k-1})$$

$$B_x = \sum_{k=x+e_x^{01}-x_0+1}^{x+e_x^{02}-x_0} b_k^2 \cdot v^{k-1} + \sum_{k=x+e_x^{02}-x_0+1}^{x+e_x-x_0} b_k^3 \cdot v^{k-1}$$

(二) 参数假设

根据上述精算模型, 本文需要对相关人口参数、经济参数以及制度参数做出合理假设。

1. 人口参数

本文第三部分估计了 2002~2014 年之间 CLHLS 四个追踪调查期内不同收入群体的预期失能存活时间。以其中 2011~2014 年调查期的估计结果作为本文的人口参数, 即城镇职工、农民工、城镇居民和农村居民四类群体的预期失能存活时间分别为 4.14、3.88、3.14 和 2.99 年, 预期中重度失能存活时间分别为 1.82、1.66、1.31 和 1.21 年。

2. 经济参数

首先, 对于缴费工资增长率参考 Song 等(2015)的研究结果, 并在考虑经济增速放缓的背景下, 假设 2040 年以前工资增长率约为 5.5%, 而 2040 年以后每 10 年降低 0.5 个百分点, 最低为 4.5%。其次, 考虑到长护险待遇增长率和护理服务成本(包括物价成本和人工成本等)的变化情况密切相关, 同时又可能受相关控费政策限制而不会过快增长, 因此本文假设高中低三种方案: 方案一与工资增长率保持一致; 方案二略低于工资增长率, 始终比工资增长率低一个百分点; 方案三与物价涨幅相同, 根据国家统计局公布数据, 2010~2022 年居民消费价格指数(CPI)的年平均增长率为 2.41%。对于贴现利率 i , 本文假设 3%、4% 和 5% 三种方案。基年($k=1$)的平均缴费基数参照国家统计局公布的 2022 年社会平均工资 92 492 元/年。

3. 制度参数

首先, 对于起始缴费年龄, 本文参考国际经验假设 18 岁、30 岁和 40 岁三种方案。其次, 给付对象的范围主要参考《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》(医保发[2020]37 号)^①和试点地区典型做法, 假设两种方案: 方案一仅向重度失能者提供给付; 方案二向中度和重度失能者提供给付。第三, 对于人均待遇给付水平, 笔者通过实地调

^① https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-11/05/content_5557630.htm, 根据国家医保局和财政部《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》(医保发[2020]37 号), “试点阶段从职工基本医疗保险参保人群起步, 重点解决重度失能人员基本护理保障需求, 优先保障符合条件的失能老年人、重度残疾人。有条件的地方可随试点探索深入, 综合考虑经济发展水平、资金筹集能力和保障需要等因素, 逐步扩大参保对象范围, 调整保障范围”。

表3 试点地区2021年长护险的人均基金支出 单位:元/(人·月)

试点城市	重度失能人员		中度失能人员		全部给付对象	
	职工	居民	职工	居民	职工	居民
S	710.9	775.6	651.6	699.5	703.0	717.8
T	768.2		623.7		683.4	
H	—		—		786.9	776.7
C	—		—		838.8	799.4
N	988.2	—	—		988.2	—

注:本表数据来源于各试点地区医保部门,由作者计算所得;月人均基金支出=年度基金支出÷当年享受待遇人数÷12。

水平起步和满足基本护理服务需要等指导原则下,各地的月人均基金支出相差不大;(2)各地区职工和居民两类参保人员的月人均基金支出没有显著差异,说明不同参保人员的终身待遇总额主要与失能存活时间有关;(3)统计各地区加权平均值可得,中度和重度失能存活期间的年人均基金支出分别为7899.6元和9728.4元,本文以此作为基年($k=1$)标准参保人的年人均待遇给付额。

最后,关于筹资分担比例,主要包括职工参保者个人和单位的分担比例、居民参保者个人和财政的分担比例。对于职工参保者,参考试点城市做法,假设单位缴费和个人缴费按照1:1分担,起步阶段单位缴费部分可按月从单位缴纳的医保费中划转,个人缴费部分可按月从医保个人账户中扣缴;对于居民参保者,参照试点地区做法,假设个人缴费和财政补贴按照1:1分担,由财政对应承担职工参保者中单位的角色,起步阶段个人缴费部分可考虑从居民医保个人缴费资金中扣缴或在缴纳居民医保费的同时缴纳长

表4 不同参数假设下的公平保费 单位:元/(人·年)

	高待遇增长率			低待遇增长率		
	i=3%	i=4%	i=5%	i=3%	i=4%	i=5%
中度+重度失能						
起始缴费18岁	328.91	253.08	189.28	73.48	56.54	42.29
起始缴费30岁	378.12	304.91	241.35	107.65	86.81	68.72
起始缴费40岁	442.83	371.80	308.43	154.29	129.55	107.48
重度失能						
起始缴费18岁	208.33	159.95	119.37	46.33	35.57	26.55
起始缴费30岁	239.50	192.71	152.21	67.88	54.62	43.14
起始缴费40岁	280.48	234.98	194.52	97.29	81.51	67.48

注:本表数据由作者根据长护险纵向精算分析模型计算所得;以待遇增长率高方案(与工资增长率保持一致)和待遇增长率低方案(与物价涨幅相同)为例进行测算。

研搜集了典型试点地区^①的长护险真实运行数据(如表3)。由于数据保密需要,已对相关地名做隐藏处理。比较各地区的人均待遇给付水平可知:(1)在低

水平起步和满足基本护理服务需要等指导原则下,各地的月人均基金支出相差不大;(2)各地区职工和居民两类参保人员的月人均基金支出没有显著差异,说明不同参保人员的终身待遇总额主要与失能存活时间有关;(3)统计各地区加权平均值可得,中度和重度失能存活期间的年人均基金支出分别为7899.6元和9728.4元,本文以此作为基年($k=1$)标准参保人的年人均待遇给付额。

最后,关于筹资分担比例,主要包括职工参保者个人和单位的分担比例、居民参保者个人和财政的分担比例。对于职工参保者,参考试点城市做法,假设单位缴费和个人缴费按照1:1分担,起步阶段单位缴费部分可按月从单位缴纳的医保费中划转,个人缴费部分可按月从医保个人账户中扣缴;对于居民参保者,参照试点地区做法,假设个人缴费和财政补贴按照1:1分担,由财政对应承担职工参保者中单位的角色,起步阶段个人缴费部分可考虑从居民医保个人缴费资金中扣缴或在缴纳居民医保费的同时缴纳长护险保费,财政补贴部分可考虑从居民医保的财政补贴资金中划转。

(三) 测算结果

根据上述精算模型计算公平费率 β ,表4展示了按照2022年社会平均工资和公平费率相乘得到的公平保费(可

① 本文使用的长护险运行数据由试点地区医保部门提供,提供数据资料的试点地区对全国总体试点情况具有一定的代表性,地理位置包括了中部、东部、西部和东北部地区。

作为定额筹资标准)。

测算结果显示,长护险的公平保费(或公平费率)主要受以下因素影响:(1)给付对象范围越大,说明标准人的平均待遇领取期更长,需要筹集的资金量越大,公平费率也越高;(2)待遇增长率越高,说明未来需要筹集的资金量越多,公平费率也更高;(3)起始缴费年龄越高,说明在一定的待遇水平下,标准人的平均缴费期更短,同一时点承担缴费责任的人员数量越少,公平费率也相应更高。在以支定收的精算原则下,本文按照标准参保人终身待遇总额确定需要筹集的资金量,但是在确定待遇水平时,也要考虑全社会和各缴费主体的承受能力,即做到“量入为出”。

五、基于失能存活时间差异的长护险收入再分配效应

参照全国 49 个试点地区的典型做法,首先假设同代参保成员全部按照公平保费定额筹资,通过互助共济实现纵向的财务收支平衡;然后在考虑不同收入群体预期失能存活时间差异的情况下,分析是否会产生逆向收入再分配结果;最后通过调整筹资规则(如采取按比率筹资方式等)和待遇规则(如提高低收入群体的报销比率等)促使制度产生正向的收入再分配效应。

(一) 按公平保费定额筹资的内部收益率

内部收益率是指在测算时点能够使某类群体的标准参保人终身领取待遇总额和个人缴费总额的精算现值相等的贴现率。若平均收入水平越低的参保群体的内部收益率越高,说明产生了高收入群体帮助低收入群体的正向收入再分配;且不同收入群体间内部收益率差距越大,表明其收入再分配的效应越强。

在相关参数假设下,本文计算了不同收入参保群体的内部收益率(如表 5)。测算结果显示,当全体参保者按公平保费定额筹资时,在每一种参数假设下,平均收入水平更

表 5 按公平保费定额筹资时不同参保群体的内部收益率

单位:%

	i=3%				i=5%			
	城镇职工	农民工	城镇居民	农村居民	城镇职工	农民工	城镇居民	农村居民
高待遇增长率								
起始 18 岁	6.02	5.66	5.03	4.68	7.59	7.23	6.72	6.39
起始 30 岁	6.67	6.20	5.48	5.04	8.25	7.78	7.18	6.75
起始 40 岁	7.51	6.89	6.07	5.49	9.10	8.47	7.78	7.21
低待遇增长率								
起始 18 岁	6.05	5.62	5.10	4.69	7.58	7.17	6.75	6.36
起始 30 岁	6.70	6.14	5.55	5.03	8.27	7.73	7.25	6.74
起始 40 岁	7.53	6.80	6.13	5.46	9.12	8.40	7.85	7.18

注:本表数据由作者利用长护险纵向精算分析模型计算所得;以长护险给付范围为中度和重度失能为例,若给付对象仅为重度失能人员,计算得到的结论基本一致。

高的群体内部收益率都明显更高,即有“城镇职工>农民工>城镇居民>农村居民”,说明引发了代内逆向再分配结果。

(二) 调整筹资规则和待遇规则后的内部收益率

按公平保费定额筹资方式可能引发代内逆向收入再分配,本文下一步尝试调整制度设计中的筹资和待遇规则,尽可能让低收入参保者“少缴多领”,以促进正向的收入再分配结果。

在不同的参数方案中,选择一个方案为例:(1)给付范围是中度和重度失能;(2)待遇增长率为高方案,即与工资增长率保持一致;(3)计算公平费率所假设的贴现利率为 $i=5%$ 。其他参数方案均可类似计算,测算得到的结论基本一致。

1. 调整筹资规则

在考虑不同收入群体预期失能存活时间差异的基础上,本文尝试调整筹资规则,根据试点经验假定以下两种方案:方案一为职工定额筹资标准高于居民,即全体参保者仍以社会平均工资为缴费基数,但职工缴费率比公平费率提高0.1%,居民缴费率降低0.1%;方案二为按工资或收入的固定比率筹资,即职工以个人工资为缴费基数、居民以城镇或农村居民人均可支配收入为缴费基数,全体参保者的缴费率均为公平费率^①。在每一种筹资方案下,职工个人缴费和单位缴费按同比例分担、居民个人缴费与财政补贴

表6 调整筹资规则后不同参保群体的内部收益率 单位:%

	城镇职工	农民工	城镇居民	农村居民
调整筹资方案一				
起始缴费 18 岁	6.47	6.12	8.54	8.21
起始缴费 30 岁	7.12	6.65	8.85	8.41
起始缴费 40 岁	7.96	7.34	9.35	8.76
调整筹资方案二				
起始缴费 18 岁	6.05	7.78	7.63	9.59
起始缴费 30 岁	6.32	8.46	8.31	10.73
起始缴费 40 岁	6.67	9.32	9.20	12.20

注:本表数据由作者计算所得;本表方案一在起始缴费年龄 18 岁、30 岁、40 岁时职工和居民参保者的年人均定额筹资标准分别为 141 元和 49 元、167 元和 74 元、200 元和 108 元;本表方案二在起始缴费年龄 18 岁、30 岁、40 岁时全体参保者的公平费率分别为 0.278%、0.355%、0.453%。

按同比例分担。

在假设待遇规则不变的条件,重新计算不同参保群体的内部收益率(如表 6)。测算结果表明:(1)若职工定额筹资标准高于居民,虽然有利于在职工和居民之间产生正向收入再分配,但是可能在职工或居民参保者内部的不同收入群体间产生逆向再分配,如农民工的内部收益率明显低于城镇职工、农村居民的内部

① 根据国家统计局公布的城镇职工、农民工、城镇居民和农村居民的人数分布比例,对四类群体的平均工资或收入进行加权平均,以加权平均值 68 079 元作为基年缴费基数计算了能够使全体参保人员实现纵向精算平衡的公平费率,使得在这种测算方案下全体参保人员仍然能够实现纵向的财务收支平衡。

部收益率显著低于城镇居民；(2)若按工资或收入的固定比率筹资,能够有效抵消群体间预期失能存活时间差异对收入再分配的不利影响,明显提高低收入群体的内部收益率,有利于发挥调节收入差距的重要功能。

2. 调整待遇规则

在考虑不同参保群体失能存活时间差异的同时,本文尝试调整待遇规则。最高支付限额以满足失能人员的基本照护服务需要为原则,对全体参保者保持一致;基金支付比率反映支付限额以内个人自付和基金支付的比例关系,可以考虑适当提高低收入参保者(如农村或困难居民)的基金支付比率^①。本文假定计算公平保费时全体参保者的自付比率都为30%,设定以下两种调整方案:方案一职工参保者自付比率提高到35%,全体居民参保者自付比率降低为25%;方案二职工参保者自付比率提高到40%,城镇居民参保者自付比率降低为25%,农村居民参保者自付比率降低为15%。

假设按公平保费定额筹资,重新计算调整待遇规则后的内部收益率(如表7),测算结果显示:在设有最高支付限额的情况下,在待遇端调整不同收入群体自付比率的方式,对正向收入再分配的促进效果远不如调整筹资政策。同时,在设定参保群体自付比率时,除了考虑收入再分配效果外,还要综合考量制度目标定位以及财政负担等多种因素,不同收入参保者的自付比率并非相差越大越好。

表7 调整待遇规则后不同参保群体的内部收益率 单位:%

	城镇职工	农民工	城镇居民	农村居民
调整待遇方案一				
起始缴费 18 岁	7.39	7.03	6.92	6.59
起始缴费 30 岁	8.00	7.53	7.43	6.99
起始缴费 40 岁	8.79	8.16	8.09	7.51
调整待遇方案二				
起始缴费 18 岁	7.16	6.81	6.92	6.94
起始缴费 30 岁	7.72	7.25	7.43	7.43
起始缴费 40 岁	8.44	7.81	8.09	8.07

注:本表数据由作者利用长护险纵向精算分析模型计算所得。

六、主要结论、政策含义和研究展望

(一) 主要结论

本文首先利用微观追踪调查数据估计了长护险不同收入参保群体(城镇职工、农民工、城镇居民、农村居民)的预期失能存活时间。通过构建标准参保人的纵向精算分析模型,在假设同代参保成员按公平保费定额筹资的条件下计算了不同群体的内部收益率。结果发现,长护险可能产生逆向收入再分配效应,即预期失能存活期较短的低收入参保

^① https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-11/05/content_5557630.htm, 根据国家医保局和财政部《关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》(医保发〔2020〕37号),“对符合规定的护理服务费用,基金支付水平总体控制在70%左右”。

者帮助预期失能存活期较长的高收入参保者。接下来,本文以公平保费为基准调整筹资规则和待遇规则,尽可能让低收入参保者“少缴多领”,重新计算并比较了不同群体的内部收益率。结果发现,合理调整筹资政策(按工资或收入的固定比率筹资)能够有效促使长护险发挥正向收入再分配功能,而调整待遇政策(在支付限额以内提高低收入群体的报销比率)对于促进正向收入再分配的效果并不明显。

(二) 政策含义

基于上述研究结论,可以得到以下几点政策启示。

第一,在城乡统筹发展的时代背景下,长护险制度应当覆盖全民,建立统筹职工和居民参保者的一体化制度模式,不可再走分类保障的老路。同时,筹资规则和待遇规则的设计应紧扣制度公平性和可持续性的目标,科学评估长护险制度及相关政策的效应,使长护险制度在实现失能风险保障功能的同时,尽可能地发挥调节收入差距的重要作用。

第二,中国长护险将从试点走向全面实施,试点地区积累的宝贵实践经验是建立全国统一制度框架的重要基础。在全国49个试点城市中,有28个城市对全体参保者采取了定额筹资方式。本研究发现,在考虑不同收入参保群体失能存活期差异的条件下,若对全体参保者按照相同标准定额筹资,很可能产生逆向收入再分配结果。建议政策制定者在长护险的制度设计中,要充分重视制度政策的收入再分配效应,对低收入参保群体(比如农村居民)给予更多的关注。

第三,建议全国长护险制度在统一且适度的待遇水平下,对职工参保者按个人工资的固定比率筹资,对居民参保者按照城镇或农村居民人均可支配收入的一定比率筹资。在全国49个试点城市中只有21个城市对职工参保者按照个人缴费工资的固定比率筹资。本研究发现,如果采取定额筹资方式,即使职工定额筹资标准高于居民,也会在职工或居民参保者内部的不同收入群体间产生逆向收入再分配效应;如果按工资或收入的固定比率筹资,更有利于在不同收入群体之间实现正向的收入再分配结果。

第四,长护险作为一项社会保险制度,必须坚守精算平衡原则,并据此设计待遇和缴费政策(何文炯等,2012)。长护险作为独立险种,应当建立独立的筹资渠道,明确参保者个人、单位和财政的缴费责任,不宜直接从基本医疗保险基金和结余中划转资金,但可以通过合理确定各筹资主体对缴费责任的分担比例、降低其他社会保险项目的缴费率并转为长护险缴费率、从基本医保个人账户扣缴作为长护险个人缴费等方式,减轻参保者个人及用人单位的缴费负担。本文通过构建标准参保人的纵向精算平衡模型,为测算中国长护险的公平费率提供了一种可操作的方法。同时要注意到,长护险的公平费率与给付对象范围、起始缴费年龄等政策变量密切相关,在制度设计中需要综合考量制度目标定位、基金可持续性以及各方筹资主体的承受能力等多重因素。

(三) 研究展望

其一,本文从终身收入的视角探究长护险的长期收入再分配效应,考察参保者在不同

同生命阶段可能发生的全部缴费和待遇的长期均衡配置结果。如果从年度收入的视角分析长护险的短期收入再分配效应,考虑到现阶段低收入农村居民群体中的老年人口占比更高,更需要在制度建设初期通过有效途径解决制度转轨成本问题。短期内低收入群体中处于“符合评估等级的失能存活状态”而正在领取待遇的人数可能更多,长护险不论采取哪种筹资方式,其短期再分配可能都有利于低收入群体。因此,从年度收入的视角分析长护险的短期收入再分配效应具有研究价值和现实意义,有待进一步研究。

其二,受现有调查研究数据的限制,本文只能将65岁(或更高年龄)对应的预期寿命和平均失能存活时间代入纵向精算分析模型,将测算精算现值的时点定在65岁,进而测算公平保费并计算不同群体的内部收益率。这可能导致对公平保费的高估,但不会影响有关收入再分配效应分析的研究结论。未来在研究数据允许的条件下,应当测算起始缴费年龄对应的预期寿命和平均失能存活时间,以及相应的全国公平保费(或费率)和不同收入群体的内部收益率,为全国的长护险制度建设提供更多有价值的参考依据。

参考文献:

1. 顾大男(2004):《中国高龄老人生活自理能力多变量多状态生命表分析》,《人口与经济》,第4期。
2. 何立新、佐藤宏(2008):《不同视角下的中国城镇社会保障制度与收入再分配——基于年度收入和终生收入的经验分析》,《世界经济文汇》,第5期。
3. 何文炯等(2012):《职工基本养老保险待遇调整效应分析》,《中国人口科学》,第3期。
4. 胡耀岭等(2024):《中国老年人口健康状态转移规律与失能预防策略研究》,《中国人口科学》,第2期。
5. 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》,增2期。
6. 黄枫、吴纯杰(2018):《中国老年人长期护理发生规律和保障制度模拟研究》,《数理统计与管理》,第4期。
7. 焦开山(2018):《中国老年人健康预期寿命的不平等问题研究》,《社会学研究》,第1期。
8. 李实、朱梦冰(2023):《中国社会保障制度的收入再分配效应:一些新发现》,《社会保障评论》,第1期。
9. 米红、郑雨馨(2020):《多健康状态老年人长期护理需求分析预测——以浙江省为例》,《中国医疗保险》,第6期。
10. 彭浩然、申曙光(2007):《改革前后我国养老保险制度的收入再分配效应比较研究》,《统计研究》,第2期。
11. 王晓军、康博威(2009):《我国社会养老保险制度的收入再分配效应分析》,《统计研究》,第11期。
12. 王亚柯、高程玉(2018):《社会保障制度的再分配效应:收入与财产》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》,第6期。
13. 王延中等(2016):《中国社会保障收入再分配效应研究——以社会保险为例》,《经济研究》,第2期。
14. 肖颖、朱勤(2024):《终身收支视角下长期护理保险的再分配效应——基于性别和参保类型的考察》,《保险研究》,第1期。
15. 曾毅等(2001):《中国1998年健康长寿调查及高龄老人生活自理期望寿命》,《中国人口科学》,第3期。
16. 曾毅等(2007):《健康期望寿命估算方法的拓展及其在中国高龄老人研究中的应用》,《中国人口科学》,第6期。
17. 张文娟、付敏(2020):《社会经济因素对高龄老年人临终前生活自理能力衰退过程的影响》,《河北大学学报(哲学社会科学版)》,第2期。
18. 张翔等(2019):《收入、预期寿命和社会养老保险收入再分配效应》,《统计研究》,第3期。

19. 张盈华(2023):《长期护理保险制度的保障适度、财务平衡与筹资率》,《保险研究》,第9期。
20. 张园、王伟(2021):《失能老年人口规模及其照护时间需求预测》,《人口研究》,第6期。
21. 郑春荣(2012):《我国企业基本养老保险制度的利益归宿——基于内部报酬率的分析》,载于《钟晓敏. 公共财政评论》,杭州:浙江大学出版社。
22. 郑功成(2022):《共同富裕与社会保障的逻辑关系及福利中国建设实践》,《社会保障评论》,第1期。
23. 中国老龄科学研究中心课题组(2011):《全国城乡失能老年人状况研究》,《残疾人研究》,第2期。
24. Aaron H.J.(1966), The Social Insurance Paradox. *Canadian Journal of Economics and Political Science*. 32(3):371-374.
25. Diamond P.A.(1977), A Framework for Social Security Analysis. *Journal of Public Economics*. 8(3):275-298.
26. Hurd M.D., Shoven J.B.(1983), The Distributional Impact of Social Security. Chicago:University of Chicago Press:193-222.
27. Kotlikoff L.J.(1996), Privatizing Social Security in the United States: Why and How?. *Fiscal Policy Lessons in Economic Research*. 2(3):532-574.
28. Layard R.(1977), *On Measuring the Redistribution of Lifetime Income*. London:Palgrave Macmillan UK:45-72.
29. Myers R.J., Schobel B.D.(1983), A Money's-Worth Analysis of Social Security Retirement Benefits. *Society of Actuaries Transactions*. (35):533-561.
30. Robinson J.(1996), A Long-Term Care Status Transition Model. *Proceedings of the Old-Age Crisis—Actuarial Opportunities: The 1996 Bowles Symposium*. Georgia State University:72-79.
31. Song Z., Storesletten K., Wang Y., et al.(2015), Sharing High Growth Across Generations: Pensions and Demographic Transition in China. *American Economic Journal:Macroeconomics*. 7(2):1-39.

Income Redistribution Effects of Public Long-Term Care Insurance Based on Differences in Disabled Survival Time

He Wenjong Hou Yuwei

Abstract: Long-term care insurance (LTCI) has been piloted for years and is set for nationwide implementation, raising concerns about its income redistribution effects. Using CLHLS data, this study estimates the disabled survival time across income groups and constructs an actuarial model to calculate fair premiums and internal rates of return. The findings suggest that the low-income group is at a disadvantage in accessing medical care and caregiving resources, leading to a higher risk of death after becoming disabled and a shorter expected duration of survival with disabilities. Additionally, uniform premiums and benefits could lead to reverse redistribution, where low-income groups subsidize high-income groups. Increasing reimbursement rates for low-income participants under a fixed premium model shows limited effect on positive redistribution. Funding based on a fixed percentage of wages or income fosters positive income redistribution. When designing a unified national LTCI system, it is recommended to focus on fairness and sustainability, calculate fair rates under a uniform and moderate benefit level, and adopt a funding method based on a fixed percentage of wages or income to promote the positive income redistribution function of LTCI.

Keywords: Public Long-Term Care Insurance; Disability Survival Time; Lifetime Income Redistribution; Internal Rate of Return

(责任编辑:华 颖)